

互利共赢还是零和博弈：跨境电商平台出海如何影响东道国既有平台？*

钟 洲 陈思明 王 勇 张梓桐

摘要：近年来，以特姆和希音为代表的中国跨境电商平台在全球范围内高速发展。有观点认为，中国跨境电商的迅速崛起为东道国既有电商平台带来“不公平”竞争。本文则发现：中国跨境电商平台与东道国既有平台之间并非零和博弈关系。由于所依托的供应商不同，中外平台各自提供具有不同比较优势的商品，双方有望基于比较优势差异，实现“互利共赢”。本文构建理论模型证明，中国跨境电商平台不仅为东道国送去其不具有比较优势的商品，亦通过“收入溢出”与“信息溢出”双重效应促进东道国既有电商平台发展，实现市场总规模扩张。实证方面，基于覆盖68个国家和地区、434个城市的千万级电商平台监测数据，本文发现中国平台进入后，东道国既有电商平台的访问量、支付人数与用户评分等均显著提升，验证了理论模型的推断。本研究揭示了平台经济跨境贸易的独特属性，强调了发挥比较优势在出海过程中的重要作用，并为“经贸关系的本质是互利共赢”这一重要论断提供了新的理论注解与经验证据。

关键词：跨境电商 数字平台 出海 比较优势 关税

一、引言

跨境电商已成为中国数字贸易发展的重要动能。据海关统计，2025年我国跨境电商进出口2.75万亿元，比2020年增长69.7%^①。亮眼的“成绩单”得益于政策的持续优化与跨境电商平台的成功出海。2014~2025年间，跨境电商12次被写入《政府工作报告》。有关部门通过简化进出口通关手续、完善出口退税政策等举措，持续完善跨境电商相关基础设施和制度安排。与此同时，希音、特姆(Temu)、速卖通等跨境电商平台在多个国家和地区快速发展，凭借高效匹配跨境交易、降低信息成本与创新营销手段，为广大中小企业“借船出海”提供了重要渠道(伦德尔等,2016;布林约尔松等,2019;陈、吴,2020;张洪胜、潘钢健,2021)。

然而，在全球贸易保护主义抬头的背景下，中国跨境电商平台所面临的外部环境日趋严峻。部分批评者指责中国跨境电商平台利用小额关税豁免这一“贸易漏洞”，向东道国市场大量输出低价商品，致使当地既有电商平台陷于不利的竞争环境。然而，此类批评存在共同的局限：其焦点普遍集中于小额关税豁免所衍生的所谓“不公平”价格优势，既未能深入剖析其背后的影响机制，也未能就中国跨境电商平台究竟造成何种损害提供严谨的实证证据。事实上，无论是世界贸易组织(WTO)的反倾销框架，还是各主要经济体的国内竞争法，其法理核心均非孤立地评判价格高低，而是要求系统地评估特定市场行为是否对相关产业造成实质性损害，抑或是否扭曲了既有市场的竞争秩序(王晨竹,2020)。片面限制国际商品进入，在庇护本土经营者的同时，往往以损害

收稿时间：2025-7-31；反馈外审意见时间：2025-11-11、2026-2-3；拟录用时间：2026-4-7。

*本研究得到国家自然科学基金面上项目“数字平台投资并购的竞争影响及治理研究”(项目批准号：72574233)、教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目招标课题“战略性新兴产业融合集群发展研究”(项目批准号：23JZD011)、教育部哲学社会科学研究重大专项项目“规模优势与大国经济发展研究”(项目编号：2023J2DZ017)、国家自然科学基金重大项目“宏观大数据建模和预测研究”(项目批准号：71991475)、福建省青年自然科学基金项目“互联网平台的社会福利效应研究：理论机制与实证分析”(项目批准号：2023J05214)、中国社会科学院人工智能科研创新团队、宁波市重点专业智库“宁波诺丁汉大学低碳经济与科技创新研究中心”的资助。陈思明为本文通讯作者。

互利共赢还是零和博弈：跨境电商平台出海如何影响东道国既有平台？

经济学

东道国消费者福利为代价(斯蒂格利茨,1997)。因此,为客观评估中国跨境电商平台进入东道国所产生的竞争效应,需超越价格表象,深入考察其对东道国既有电商平台与相关市场竞争产生了何种性质的影响。

本文从理论和实证两个方面对上述问题进行了研究,研究结果显示:平台经济具有不同于传统制造业的特殊性,中外平台因为其关联的供应商不同,为东道国提供的具有比较优势的产品和服务也有所不同,因此中国跨境电商平台与东道国既有电商平台并非零和博弈关系,反而有望基于优势互补,实现互利共赢。通过构建一个包含两个平台、线上线下两种消费方式的局部均衡模型,本文发现中国平台的进入一方面可以为东道国提供中国具有成本优势的商品,降低当地相关商品的价格;另一方面也有望通过“溢出效应”促进东道国既有电商平台的发展。溢出效应来源于两个方面:一是“收入溢出效应”,即通过降低东道国消费者面临的特定商品价格,提高消费者实际可支配收入,使得消费者能够将更多预算配置到其他商品类别;二是“信息溢出效应”,即中国跨境电商平台的进入吸引了更多消费者选择线上购物,从而降低了东道国消费者线上购物的信息成本,进而扩大了相关市场的需求规模。基于覆盖2010~2024年68个国家和地区、434个城市消费者的千万级电商平台微观数据,本文进一步从实证层面对上述理论机制进行了检验。实证结果表明:中国跨境电商平台的出海确实惠及东道国既有电商平台,体现为东道国既有电商平台用户规模、访问量、支付人数与评分等多个评价维度的显著提升。

本文的理论意义主要体现在以下3个方面。首先,本研究从跨境竞争与互促的视角,对现有跨境电商文献进行了拓展。既有研究认为,跨境电商平台作为国际贸易枢纽的核心优势在于其显著降低了交易成本。马述忠等(2019)将此类成本区分为运输成本与信息成本。前者指实体物流费用,跨境电商平台对其直接影响相对有限(戈麦斯埃雷拉等,2014;马述忠等,2025);后者则源于地理、制度及文化距离所导致的供需匹配困难与信息不对称。通过为商家和消费者搭建沟通渠道,跨境电商平台极大地削减了信息成本(鞠雪楠等,2020):一是内置的强大搜索引擎与智能推荐算法,有效降低了市场搜寻与匹配成本(孙浦阳等,2017);二是用户评价与信用体系的建立,缓解了因信息不对称而引发的逆向选择与道德风险问题(陈、吴,2020);三是机器翻译等功能的普及,进一步消除了跨语言沟通的障碍(布林约尔松等,2019)。马述忠和房超(2021)的实证研究进一步指出,跨境电商的出口促进效应在那些更频繁使用中国电商平台的国家中尤为显著。整体而言,既有文献主要关注中国跨境电商平台如何发展,对其如何影响东道国既有电商平台的研究相对有限。本文则发现了中外电商平台“竞争与互补并存”的复杂关系,从理论与实证两个层面回应外界对中国跨境电商平台的竞争担忧。

其次,基于跨境电商这一新兴业态,本文将贸易开放的研究范畴拓展至平台经济领域。关于贸易开放和国际竞争的学术探讨由来已久(弗兰克尔、罗默,1999;林毅夫等,1999;王勇,2018),但既有文献的研究对象多为传统商品贸易,较少关注平台经济下跨境贸易的独特性。一些研究认为中国等发展中经济体的出口增加导致发达经济体失业率上升、经济增长放缓(埃本斯坦等,2014;奥托尔等,2013)。其理论基础在于,当总需求给定时,一国在世界市场上的出口增加会挤占其他国家的市场份额。基于类似的逻辑,贸易保护主义者往往认为中国跨境电商平台的进入会侵蚀东道国既有平台的市场份额。本文则强调,不同于传统商品贸易,中外平台因其所依托的供应商各异,为东道国市场提供的商品与服务通常具备不同的比较优势(高尔、库苏马诺,2014)。此外,平台经济普遍存在转换成本较低的内在特征,消费者得以便捷地跨平台比价,从而进一步使得中国跨境电商平台的进入能够促进东道国既有平台的流量提升,实现互利共赢。

最后,从产业组织理论角度,本文拓展了关于市场进入者与在位平台相互关系的研究。既有文献的研究主要集中于两个方面:一是在位平台为阻碍潜在进入者而设置进入壁垒(阿西、莫顿,2022);二是潜在进入者对在位平台造成负面冲击(西曼斯、朱,2014)。相关研究普遍认为,新平台的进入通常对在位者的市场地位构成威胁。本文的研究结论则对此有所补充与修正。通过将中国跨境电商平台的影响细分为替代效应、收入溢出效应和信息溢出效应3个部分,本文系统刻画了中外电商平台从“竞争”走向“互补”的复杂机制。值得指出的是,本文发现与曹等(2021)的研究结果相呼应。其发现摩拜单车的进入扩大了共享单车市场的总需求,从而为在位者小黄车带来了正向的溢出效应,但其研究仅基于两个平台的案例,且时间跨度有限。本文则利用覆盖多国多年的大规模电商平台数据,系统性地验证了中国跨境电商平台的进入能够对东道国既有电商平台产生积极影响。

本文的政策含义主要体现在以下3个方面。首先,本文从理论和实证两个方面反驳了贸易保护主义者对中国跨境电商平台的批评,为中国政府始终坚持“经贸关系的本质是互利共赢”提供了一个理论注解^②。近年来,单边主义、保护主义持续抬头,一些国家实行提高关税壁垒、加大技术封锁等贸易限制政策,不仅导致本国物价上升、居民福利损失(倪红福等,2018),还对世界各国经济发展造成了不利影响(王勇等,2024),本文是对相关文献的延伸。

其次,本文为中外立法者推动小额跨境贸易相关的政策安排提供了理论支持。中国政府长期支持跨境电商的发展。《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》要求建立高效便利安全的数据跨境流动机制、推进自主可控的跨境支付体系建设、推进跨境电商综合试验区建设、建立健全跨境金融服务体系。《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》进一步强调“提升贸易促进平台功能,支持跨境电商等新业态新模式发展”。类似地,美国国会在《2015年贸易便利化和贸易执法法案》中强调,提高小额关税豁免门槛是美国国际海关事务现代化的关键一环。此举可以通过节省成本和降低贸易交易费用,为美国各类规模的企业、消费者乃至整体经济带来显著的经济利益,促进美国经济增长。本文研究证实了相关政策安排的正当性与前瞻性,反驳了所谓贸易漏洞的零和博弈思维。

最后,本文为跨境电商平台如何成功出海,以及如何与东道国市场、平台实现互利共赢提供了一定理论启示。在逆全球化思潮抬头、数字贸易竞争压力逐渐增大的背景下(马述忠等,2024),中国企业如何出海成为越来越重要的研究问题。本文发现,相比于东道国既有平台,中国跨境电商在发达国家的欠发达地区更受欢迎,在发展中国家的相对发达地区更受欢迎。中国跨境电商可依托这一发现,结合中国供应链的比较优势,实施更精细的区域内差异化运营和产品开发策略。这不仅能让中国跨境电商平台更有效地立足当地市场,也能够更好地与当地既有平台实现互利共赢。

余文安排如下:第二部分为研究背景;第三部分建立了一个消费选择理论模型,分析中国跨境电商平台对东道国电商平台的影响;第四部分介绍实证设计,包括数据与变量说明、描述性统计和实证策略;第五部分是实证结果;第六部分是溢出效应的进一步探讨;最后为结论与政策启示。

二、研究背景

(一)中国跨境电商平台的发展

中国早期的跨境电商平台主要由阿里巴巴公司主导创立。阿里巴巴国际站成立于1999年,是中国最早的跨境电商平台之一。此后,多个阿里系跨境电商进入全球市场,例如淘宝于2004年推出了全球购频道,速卖通于2010年上线。由于彼时跨境电商涉及的技术、物流、支付体系并不成熟,速卖通并未迅速实现增长。

2018年以来,随着相关政策的持续优化,以及技术、物流、支付体系的逐渐成熟,跨境电商平台进入高速发展阶段。希音于2018年进入全球市场,早期主要经营女装,同时提供男装、童装、饰品、鞋、包等时尚用品,凭借供应链优势,迅速成为全球快时尚领域的重要力量。特姆于2022年全面进入全球市场。借助拼多多的资源与技术支持,商品品类极为丰富,涵盖家居园艺、宠物用品、时尚服饰、电子产品、美妆、运动等中国具有比较优势的一般消费品。速卖通亦借助阿里巴巴的技术与规模优势,在多个发展中国家高速扩张。

由于具有交易链条短、进入门槛低等特征,中国跨境电商平台为广大中小消费品企业“借船出海”提供了重要渠道(鄂立彬、黄永稳,2014;张洪胜、潘钢健,2021)。拼多多在其2024年年报中指出,“特姆平台主要服务于中国商户,帮助其拓展销售渠道和触达海外消费者”^③。阿里巴巴在其2024年年报中也指出,速卖通主要服务中国商家^④。希音网站显示,“我们对中国供应商和分包商进行了4288次现场审核,按采购价值计算,覆盖了约95%的希音品牌产品”^⑤。2022~2024年间,消费品在跨境电商出口中的占比分别为92.8%、97.3%和97.5%,这反映出中国制造业的竞争优势,以及中国与全球经济的互补性(倪红福,2017;陈林、张玺文,2023)。

(二)对中国跨境电商的批评及其漏洞

中国跨境电商平台的高速发展一定程度上得益于各国推行的“小额豁免”关税政策,也即为降低行政成本、鼓励贸易而允许低价值货物免征关税和简化清关的制度安排。例如,美国过往推行的小额关税豁免制度

互利共赢还是零和博弈：跨境电商平台出海如何影响东道国既有平台？

经济学

允许价值不超过800美元的进口商品免税入境,且无需办理正式报关手续。类似地,欧盟一度设置150欧元的免税门槛,对低价值商品免收关税和部分增值税。欧盟委员会(European Commission)援引海关数据称,“2024年欧盟进口的46亿件150欧元以下的包裹中,91%来自中国”^⑥。

近期,小额豁免政策在多个司法辖区引发政策讨论。批评者认为中国跨境电商平台通过将符合免税门槛的独立包裹直接邮寄给消费者,规避了传统进口商必须承担的关税与杂费,从而获得了一种结构性的价格优势,构成对本土竞争对手的“不公平”竞争。在全球范围内,类似贸易争端一般基于反倾销或反垄断调查判断低价竞争是否构成“不公平”。具体而言,在世界贸易组织反倾销规则下,不能仅仅因为国外商品价格低而认定其为“倾销”,还需证明国外商品的出口价格低于“正常价值”,国外商品对东道国产业造成了实质性损害,且倾销行为与东道国产业损害之间存在直接的因果关系。而在反垄断规制下,需要证明相关企业具有市场支配地位,低价竞争构成低于成本定价且对市场竞争产生负面影响。随着全球经济的发展,二者的界限被不断重新定义,但一般认为,反垄断侧重保护竞争,而反倾销则侧重保护竞争者。前者认定低价违法的标准很高,而后者因为贸易保护主义的兴起而呈现不断降低的趋势(王晨竹,2020)。在下文中,本文将参考更适合国际贸易争议,且标准更低的反倾销规则考察中国跨境电商平台是否引致“不公平”竞争,重点考察中国跨境电商平台的进入对东道国竞争对手的影响。

毫无疑问,需要首先回答的问题是跨境电商平台的进入具体对哪些东道国竞争对手产生影响。正如《国务院反垄断委员会关于相关市场界定的指南》强调,任何竞争行为均发生在一定的市场范围内。需要界定相关市场,明确竞争的具体范围。如果无法明确这一问题,相关讨论很容易因概念泛化而导致结论模棱两可。当前,一些政策讨论明确提出中国跨境电商平台对亚马逊、沃尔玛等东道国电商平台,或线下零售产生负面影响,但大部分政府政策、报告与评论仅含糊地提出中国跨境电商平台的进入对当地电子商务产业、竞争对手或“合法企业”带来负面冲击。本文明确将东道国电商平台市场中的既有电商平台作为主要研究对象。原因在于,中国、欧盟和美国的监管机构普遍认同电商平台所对应的网络零售平台服务与线下零售分属不同的相关市场(详见《管理世界》网络发行版附录1)。例如,国家市场监督管理总局在对阿里巴巴的行政处罚决定中提出:网络零售平台为商家提供的服务在覆盖范围、运营成本、数据利用能力上与线下零售有着本质区别;对消费者而言,线上购物在商品选择的丰富性、价格比较的便捷性和购物体验上,也提供了线下渠道无法替代的独特价值^⑦。

(三)东道国既有平台的发展与中外平台的互补性

全球主要电商平台保持稳定增长,市场规模亦持续扩大,为中国跨境电商平台并未对东道国既有电商平台造成实质损害提供了直接证据。图1展示了全球主要电商平台的比较。其中,图1(a)是电商平台的活跃用户数量,显示了平台用户规模;图1(b)是消费者对电商平台的访问量,显示了平台的“流量”规模。其表明:各主要电商平台在2017年以来持续发展。例如,美国电商亚马逊是全球最大规模的电商平台,其活跃用户规模从2017年1月的1.18亿增长到2024年12月的4.93亿。东南亚最大电商虾皮、南美洲最大电商美客多的用户规模也实现了较快增长。这初步表明,中外平台共同稳定发展,并未出现明显的“挤出”。

进一步地,如果中外平台具有互补性,那么中国跨境电商平台的进入难以对东道国既有电商平台造成实质损害,双方反而可能优势互补。第一,比较特姆和东道国电商平台主营细分领域可以验证这一发现。特姆提供的商品品类主要包括服装、电子电器、家居用品、运动健身用品、工具和家居装修用品以及宠物用品等,其品类丰富但未涉及如书籍、音乐、影视等文化产品。而当地电商平台在文化产品等方面有明显优势。其背后的原因可能是中国跨境电商平台具有“供应商中国化”的特点,而东道国既有平台具有“供应商本土化”的特点。例如,电商市场分析公司市场脉搏(Marketplace Pulse)在2021年和2025年的分析报告中强调,拥有最多亚马逊商家的国家是美国,其次是印度、加拿大、英国和德国。类似地,虾皮的母公司在2022年年报中指出其买家与商家来自同一市场,并强调本地运营、本地物流和本地商家生态。第二,下文实证研究亦指出,中国跨境电商平台与各地的既有电商平台主要服务的地域范围也呈现出一定的差异。第三,本文还发现,中国跨境电商平台与东道国既有电商平台的用户重叠率较高,且系统性高于东道国既有平台之间的用户重叠率。第四,

中外平台的物流运输时间也存在较大差异(马述忠等,2020)。相关分析详见《管理世界》网络发行版附录1。

三、理论模型及分析

上述分析表明,直接证据并未显示其对东道国既有电商平台造成损害。相反,东道国既有电商平台保持增长趋势,且中外平台亦存在一定互补性。在本部分,本文构建消费选择模型,从消费者微观选择出发,对中国跨境电商平台进入对东道国既有电商平台的影响进行更规范的研究。

(一)模型设定

假设存在两类商品 M 和 H , 分别表示中国具有成本比较优势的商品和其他商品。每类商品都有无穷多个完全竞争的线上商家, 由电商平台提供给消费者。商家方面, 本文假设具有比较优势的商家生产的商品成本统一为 C_1 , 不具有比较优势的商家生产的商品成本统一为 C_2 。电商平台方面, 由于现实中平台佣金的常见形式是按商品价格的一定百分比收取, 同时平台很少主动改变其佣金率, 因此平台佣金不会在模型中产生实质性影响, 为简化运算, 本文统一假设平台佣金率为 0。

假设存在一个东道国既有电商平台 $LocalEC$, 且由于存在无穷多个完全竞争的线上商家, 既有电商平台的交易价格始终遵循成本定价。东道国既有电商平台 $LocalEC$ 在商品 H 具有比较优势, 表现为平台内商品 H 的定价 $p_H=C_1$ 。同时, 其在商品 M 不具有比较优势, 表现为平台内商品 M 的定价 $p_M=C_2$, 其中 $C_1 < C_2$ 。假设中国跨境电商平台 $ChinaEC$ 的商家具有提供商品 M 的比较优势, 表现为其平台内商品 M 的价格为 C_1 , 但商品 H 的价格为 C_2 。换言之, 在中国跨境电商平台进入后, 商品 M 出现了价格更低的供应来源。为简化表述, 本文称东道国既有平台 $LocalEC$ 为平台 h , 中国跨境电商平台 $ChinaEC$ 为平台 f 。

假设存在一单位的异质性消费者, 其异质性体现在选择线上

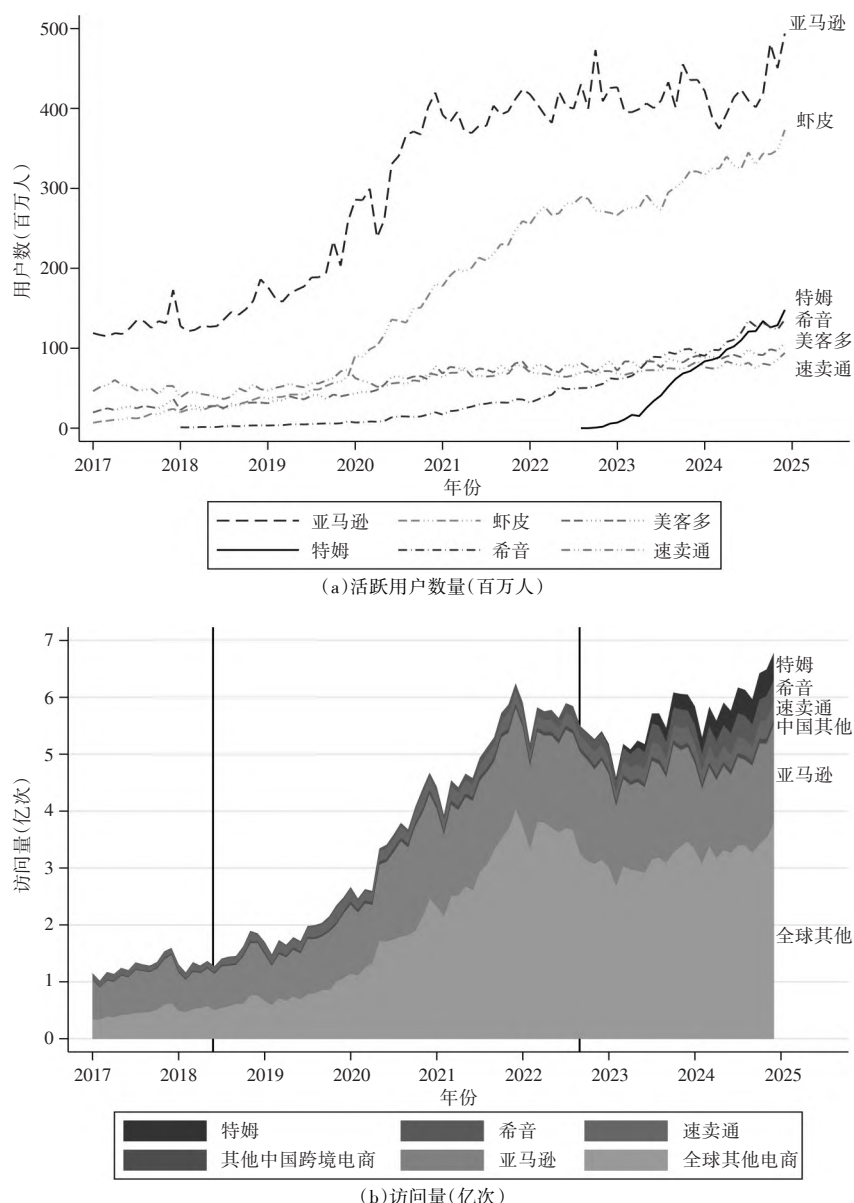


图1 全球主要电商发展情况(2017~2024年)

注:图1(a)有6条折线,每条折线表示全球每天活跃用户数量(至少开启一次的用户为活跃用户),从上至下(2024年末)依次为亚马逊、虾皮、特姆、希音、美客多、速卖通。图1(b)有6个色块,每个色块表示全球每天访问量,从下至上依次为全球其他电商、亚马逊、中国其他跨境电商、速卖通、希音、特姆。其中,其他中国跨境电商平台包括淘宝、阿里巴巴国际站和敦煌网,全球其他电商包括全球前20用户规模的电商平台。2018~2019年之间的竖线表示希音开始进入全球市场时间,2022~2023年之间的竖线表示特姆开始进入全球市场时间。

数据来源: 坤塔(Sensor Tower), 详细说明参见本文“数据与变量说明”部分, 下同。

消费时面临的信息成本不同。信息成本体现为消费者不熟悉电商平台,难以进行搜索比价与支付而导致的成本,其大小取决于电商平台解决供需匹配困难与信息不对称的能力、东道国数字基础设施供给程度(5G通信普及率、电子支付普及率)以及当地消费者对电商平台的信任程度等方面。经济体中线上消费总量增加往往会推动电商平台加大投入,通过优化算法、用户评价与信任体系等措施减少信息不对称,增加消费者对电商平台的信任程度。同时,当地政府亦可能加大对数字基础设施的投入。此外,消费者对一个平台线上搜索、比价、支付等流程更加熟悉也将有望惠及其他平台(陈、吴,2020;马述忠、房超,2021)。具体到本文模型,假设消费者*i*在平台*j*进行线上消费时存在可变信息成本 $\varepsilon_{i,j}$,如果电商提供的商品价格为 p_x ,那么消费者面临的实际价格为 $P_{i,j,x}=p_x\varepsilon_i$ (其中 $X=M,H;j=h,f$)。 $\varepsilon_{i,j}$ 服从于均匀分布 $U(1,1+\bar{C}_j)$, \bar{C}_j 代表经济体中消费者在平台*j*进行线上购物时面临信息成本的最大值。本文假设随着总销售量提升,电商平台收入的提升与用户数据的增加将反过来优化其算法,完善其用户评价与信任体系,从而提升其服务质量。同时,考虑到消费者对某一平台线上购物的熟悉程度会同步提升对其他平台的熟悉程度,而且平台间可以通过相互借鉴算法、共享线上支付平台等方式共同提高其服务质量,因此假设某一平台服务质量的提升对其他平台具有正向溢出效应。

电商平台服务质量的提升会降低消费者的信息成本,假设 $\bar{C}_j=f(\alpha_{j,y_j},\alpha_{j,-j})$,其中 y_j 代表平台*j*的总销售量, y_{-j} 代表另一平台的总销售量, $\alpha_{j,-j}$ 代表平台*j*自身销售量增加对服务质量的提升程度,即平台内的溢出效应, $\alpha_{j,-j}$ 代表另一平台的销售量增加对平台*j*服务质量的提升程度,即平台间的溢出效应。进一步假设 $f(\alpha_{j,y_j},\alpha_{j,-j})$ 为线性函数,同时假设 $\alpha_{j,j}=\alpha_{j,-j}=\alpha$,即平台内和平台间溢出效应相同,令 $y=y_h+y_f$ 代表经济体中线上消费的总量,则对于 $j\in\{h,f\}$,可以得到 $\bar{C}_j=\delta-\alpha y$ 。本文核心结论的成立仅依赖假设 $\partial\bar{C}_j/\partial y_j<0,\partial\bar{C}_j/\partial y_{-j}<0$,即线上购物成本的最大值随经济体中任意平台线上消费总量的上升而下降,进一步假设其为线性函数并假设平台内和平台间溢出效应相等,简化了计算且不失一般性。

进一步假设每个消费者在每一类商品上,都可以选择线上消费或者非线上消费。在非线上消费部分,消费者能够以 C_3 的价格获得所有商品,反映为现实中,消费者可以通过回收再利用、自行生产、线下购买等方式获取商品。这类消费方式同样存在信息成本,而且往往高于线上购买的最低成本,为简化运算,本文将其归纳在 C_3 之内,并假设 $C_3>C_2$ 。由于存在异质性的可变信息成本,信息成本较低的消费会选择线上购物(即 $\varepsilon_i<C_3/p_x$),信息成本较高的消费者会选择其他方式获取商品(即 $\varepsilon_i>C_3/p_x$),其中 $X=M,H$ 。这与前述网络零售平台服务构成单独相关市场的主流观点并不冲突。其对应在现实中,线上线下不同相关市场面临的总需求存在差异。有一部分消费者需求在线上满足,另一部分则以线下及其他方式满足,二者之间并不存在紧密替代关系。

进一步假设消费者*i*的效用函数形式为拟线性效用函数。具体而言,消费者*i*的消费决策由以下公式刻画:

$$\max_{M_i,H_i} U_i = \ln(M_i - \theta) + H_i \tag{1}$$

$$\text{s.t. } I = P_{i,M}M_i + P_{i,H}H_i \tag{2}$$

其中, $\theta\geq 0$ 表示消费者对于商品*M*不可或缺的消费量(孔萨穆特等,2001),即商品*M*代表生活必需品,这与本文前文发现的中国跨境电商平台主要提供服装、家居用品等商品这一事实相一致。本文假设消费者的收入水平*I*足够大,即其对两种产品的消费量都大于0,与前文特征事实相一致。由此解得: $M_i = P_{i,H}/P_{i,M} + \theta, H_i = I/P_{i,H} - 1 - \theta P_{i,M}/P_{i,H}$ 。

(二)模型分析

基于上述模型设定,本文求解并比较中国跨境电商平台进入前后(即事前和事后),东道国市场线上信息成本与既有平台所受影响。

1. 中国跨境电商平台的进入对信息成本与市场规模产生的影响

中国跨境电商平台进入前,消费者的最优决策存在3种类型。第一部分消费者将全部预算投入线上购物,对应 $\varepsilon_i \in (1, C_3/C_2)$,其线上消费分别为 $M_i^{on.before} = C_1/C_2 + \theta$ 和 $H_i^{on.before} = I/(C_1\varepsilon_i) - 1 - \theta C_2/C_1$ 。第二部分消费者是因为商品*M*的线上价格过高而放弃在线上购买商品*M*的消费者,但其面临的商品*H*的线上价格($C_1\varepsilon_i$)依然低于其他

方式购物价格(C_3),对应 $\varepsilon_i \in (C_3/C_2, C_3/C_1)$,其线上消费分别为 $M_i^{on,before} = 0$ 和 $H_i^{on,before} = I/(C_1\varepsilon_i) - 1 - \theta C_3/(C_1\varepsilon_i)$ 。第三部分消费者由于信息成本过高,不进行线上购物,对应 $\varepsilon_i \in (C_3/C_1, 1 + \delta - \alpha\gamma)$ 。定义平均线上总消费 y^{before} 为中国跨境电商平台进入前,平均每个消费者的线上消费之和,可得:

$$y^{before} = \int_1^{C_3/C_2} I/(\delta - \alpha\gamma^{before}) d\varepsilon_i + \int_{C_3/C_2}^{C_3/C_1} (I - C_1\varepsilon_i - \theta C_3)/(\delta - \alpha\gamma^{before}) d\varepsilon_i \quad (3)$$

求解 y^{before} 的一元二次方程得到(舍去另一个解,以保证 y^{before} 随 I 单调递增。下文 y^{after} 求解方法相同):

$$y^{before} = (\delta - \sqrt{\delta^2 - 4\alpha t})/2\alpha \quad (4)$$

其中, $t = I(C_3 - C_1)/C_1 - \theta C_3(C_3/C_1 - C_3/C_2) - 0.5C_1((C_3/C_1)^2 - (C_3/C_2)^2)$ 。中国跨境电商平台进入后,消费者的最优决策存在两种类型。一类消费者将全部预算投入线上购物,对应 $\varepsilon_i \in (1, C_3/C_1)$,其线上消费分别为 $M_i^{on,before} = 1 + \theta$ 和 $H_i^{on,before} = I/(C_1\varepsilon_i) - 1 - \theta$ 。第二类消费者的信息成本过高,不进行线上购物,对应 $\varepsilon_i \in (C_3/C_1, 1 + \delta - \alpha\gamma)$ 。定义平均线上总消费 y^{after} 为中国跨境电商平台进入后,平均每个消费者的线上消费之和。同样求解可得:

$$y^{after} = \delta - \sqrt{\delta^2 - 4\alpha [I(C_3/C_1 - 1)]}/2\alpha \quad (5)$$

容易证明, $y^{after} > y^{before}$ 。因此,相对于事前,信息成本 ε_i 在事后所服从分布的右侧界($1 + \delta - \alpha\gamma$)向左移动,同时左侧界不变。这意味着,中国跨境电商进入会导致当地线上市场总规模 y 扩大,即($y^{after} > y^{before}$);同时当地消费者承受的平均信息成本($\bar{\varepsilon} = 1 + \delta - \alpha\gamma$)降低,即 $\bar{\varepsilon}_i^{before} > \bar{\varepsilon}_i^{after}$ 。

2. 中国跨境电商平台的进入对东道国既有平台产生的影响

信息成本的降低与市场规模的扩大不仅仅有利于中国跨境电商平台,也有利于东道国既有平台。那么,中国跨境电商平台进入后,东道国既有平台受影响如何?通过计算,东道国既有平台 $LocalEC$ 在中国跨境电商平台进入前后的整体销售额分别为:

$$Revenue^{before} = \int_1^{C_3/C_2} C_2 M_i^{on,before} d\varepsilon_i + \int_1^{C_3/C_1} C_1 H_i^{on,before} d\varepsilon_i = \left[\int_1^{C_3/C_2} C_1 + C_2\theta + I/\varepsilon_i - C_1 - \theta C_2 d\varepsilon_i + \int_{C_3/C_2}^{C_3/C_1} I/\varepsilon_i - C_1 - \theta C_3/\varepsilon_i d\varepsilon_i \right] / (\delta - \alpha\gamma^{before}) \quad (6)$$

$$Revenue^{after} = \int_{C_3/C_2}^{C_3/C_1} C_1 H_i^{on,before} d\varepsilon_i = \left[\int_{C_3/C_2}^{C_3/C_1} I/\varepsilon_i - C_1 - \theta C_1 d\varepsilon_i \right] / (\delta - \alpha\gamma^{before}) \quad (7)$$

下式减去上式,得到东道国既有平台 $LocalEC$ 整体销售额变化为:

$$\begin{aligned} \Delta Revenue = & \underbrace{\left[\int_1^{C_3/C_2} I/\varepsilon_i - C_1 - \theta C_1 d\varepsilon_i \right] \left[1/(\delta - \alpha\gamma^{after}) - 1/(\delta - \alpha\gamma^{before}) \right]}_{\text{信息溢出效应}} \\ & + \underbrace{\left[\int_1^{C_3/C_2} (\theta C_2 - \theta C_1) d\varepsilon_i + \int_{C_3/C_2}^{C_3/C_1} (\theta C_3/\varepsilon_i - \theta C_1) d\varepsilon_i \right] / (\delta - \alpha\gamma^{after})}_{\text{收入溢出效应}} \\ & - \underbrace{\left[\int_1^{C_3/C_2} (C_1 + C_2\theta) d\varepsilon_i \right] / (\delta - \alpha\gamma^{before})}_{\text{替代效应}} \end{aligned} \quad (8)$$

以上等式表明,中国跨境电商平台进入东道国市场,对既有平台存在三方面影响:第一,中国跨境电商平台替代了一部分东道国既有平台所销售的商品,该部分是中国具有比较优势而当地所不具有比较优势的商品,即“替代效应”;第二,中国跨境电商平台通过提供中国具有比较优势的商品,降低了物价,提升了实际收入,导致消费溢出到其他商品类别(由于本文模型设定的拟线性效用函数,收入效应被高档商品完全吸收),即“收入效应”;第三,中国跨境电商平台通过提供中国具有比较优势的商品,促进消费者更频繁地进行线上购物,降低了线上购物信息成本,从而扩大了电商市场规模,实现“溢出效应”。容易证明,替代效应为负向影响,收入溢出效应和信息溢出效应为正向影响。

值得说明的是,在本文模型设定下,中国跨境电商平台借助成本比较优势取得了商品 M 的全部份额,但在商品 H 上不具有比较优势,因此替代效应仅涉及商品 M ,而两类溢出效应仅涉及商品 H 。如果进一步假设,中国跨境电商平台和东道国既有平台在商品 M 上进行差异化竞争,则中国跨境电商平台仅能取得商品 M 的一部

互利共赢还是零和博弈：跨境电商平台出海如何影响东道国既有平台？

经济学

分份额,对既有平台产生的替代效应将更低。此外,(8)式考察的是,东道国既有平台 *LocalEC* 整体销售额变化。如果进一步假设东道国既有平台存在异质性,那么其越少销售当地所不具备比较优势的商品 *M*、越多销售其具有比较优势的商品 *H*,所面临的溢出效应越大、替代效应越小。容易证明,存在参数空间,使得中国跨境电商平台进入,对东道国既有平台销售存在正向影响,即 $\Delta Revenue > 0$ 。此外,进一步推导可发现中国跨境电商平台的进入会提升当地消费者福利,与既有文献发现相符。例如,布林约尔松等(2019)发现消费者从跨境电商平台的竞争中受益;郭继文和马述忠(2022)发现中国跨境电商平台助力国内企业对接国外市场,提升了国外消费者福利水平;张洪胜等(2023)发现中国跨境电商综试区通过降低非对称的贸易成本,提升了国内外消费者福利水平。

综上,相比于关注传统商品贸易的既有文献,本研究揭示了电商平台降低消费者信息成本而带来的独特信息溢出效应,从而为回应贸易保护主义相关论调提供了一个新的理论框架。在此基础上,本文进一步通过千万级数据的实证分析,研究中国跨境电商平台进入是否确实对东道国既有平台的销售存在正向影响。同时,作者也参考李建桐等(2025),基于电商平台在应用商店的评分检验东道国用户使用体验在中国跨境电商平台进入后是否显著提升。相关结论显示,中国跨境电商平台的进入确实提升了东道国既有平台的流量和用户评分。这不仅反驳了贸易保护主义相关论调,回应了“跨境电商出海如何影响东道国市场”的现实争议,也为中国跨境电商制定差异化出海策略提供了更深层次的理论支撑。

四、实证设计

(一)数据与变量说明

本文主要数据分为两个部分。第一部分是城市和国家层面的特征数据,包括人口、国内生产总值、人均国内生产总值、居民最终消费支出、基础设施水平等,数据来源为世界银行数据库和各国经济统计局,部分城市无统计数据,本文使用城市所在上一级行政单位(州或省)数据进行替代。第二部分是电商平台监测数据,数据来源为坤塔下属的数据人工智能(*data.ai*,网址为 <https://www.data.ai/account/login/>)。坤塔是全球数字应用数据的知名提供商,提供全球各地电商平台数字应用的运营相关数据,包括电商平台的活跃用户数、访问次数、应用商店销售额、用户重叠率等。最小时间单位主要为日度,最小地理单位为城市。作者手动收集了2010~2024年95个电商平台在68个国家和地区、434个城市的数据,并主要使用活跃用户数量、访问次数、支付人数、虚拟产品销售额、用户评分、用户重叠率、使用率等变量,以反映电商发展情况和用户使用体验的变化情况。表1展示了主要变量的定义与经济含义。

本文数据主要具有以下特点,为研究中国跨境电商平台对其他国家和地区电商平台的影响提供了一定优势。

第一,从数据颗粒度而言,本文使用城市级周度数据和国家级日度数据,能够较好地反映中国跨境电商平台进入冲击的瞬时反应和微观影响。一方面,相较于月度或年度数据,本文使用的周度和日度数据具有更高的时间分辨率,可以更精准地捕捉消费者的即时反应,允许本文排除重大节日等其他宏观因素对电商消费的影响;若时间跨度较长,各类干扰因素过多,可能会导致估计偏误。另一方面,本文使用的城市级数据不仅能够为识别提供微观基础,还能实现识别所需外生性假设。这一优势可用以下例子进行解释。图2展示了北美洲6个城市的美国电商访问量和特姆进入该国的时间节点。特姆进入北美后,导致美国、加拿大、墨西哥等国家的消费者对美国电商的访问量相对增加,且影响几乎瞬时发生。美国是特姆进军全球的第一个市场,当特姆进入美

表1 变量定义与经济含义

变量	变量定义	经济含义
用户数(万人)	一周或一天至少打开一次电商平台的用户数量	平台活跃用户规模
访问量(万次)	电商平台的被访问次数	平台流量规模
支付人数(百万人)	同时使用电商平台和支付平台的用户数	平台支付人数
虚拟销售额(美元)	电子书等虚拟产品的销售额(在海外,安卓与苹果应用所销售的所有虚拟产品一般都需要向应用商店支付佣金)	平台销售额
评分	电商平台用户在应用商店的平均评分	平台用户使用体验
重叠率(%)	(电商平台与其他平台的共同使用人数)/(电商平台使用人数)	平台间互补程度
使用率(%)	(电商在该城市使用人数)/(城市网民总数)	平台受欢迎程度 线上消费人数占比

国后,几乎同时开通所有城市的应用下载权限,而不同城市的经济差异巨大,因此对各城市而言是相对外生冲击。由此,在2022年9月特姆进入美国后,美国城市(洛杉矶和阿尔伯克基)成为被冲击组,其他国家城市(多伦多、温哥华、墨西哥城、蒙特雷)成为对照组。比较而言,在特姆进入前,美国城市的访问量相对加拿大和墨西哥城市较少,在特姆进入后,美国电商在美国城市访问量呈现迅速增长(2023年初期,洛杉矶多于多伦多和墨西哥城,阿尔伯克基多于温哥华和蒙特雷)。此后,特姆在2023年2月进入加拿大市场,在2023年5月进入墨西哥市场,形成阶梯式冲击。本文借助这一分析过程设计回归方程。在解释变量方面,本文考察特姆进入一国市场这一相对外生事件对东道国既有电商平台的影响。在被解释变量方面,本文采取对数形式,以缓解不同城市变量数值变动差异较大的影响。

第二,从变量多样性角度而言,本文考察多个被解释变量。第一类是平台规模相关变量,包括用户数量和访问数量。周念利等(2024)和李建桐等(2025)都将其作为衡量平台发展规模的指标。第二类是平台销售情况相关变量,包括支付人数和虚拟产品销售额。支付人数是同时使用电商平台和支付平台的用户数,由于数据可得性限制,本文只能通过这一变量尽可能衡量支付人数的变化情况。虚拟产品具有较强的语言和本地属性(戈麦斯埃雷拉等,2014),是东道国既有平台具有比较优势,而中国跨境电商平台普遍不具有比较优势的商品。以特姆为例,其“类别”主要为女装、男装、箱包等,不包括虚拟产品,作者也未能在特姆检索到任何类似电子书的虚拟产品。因此在这一类别,中国跨境电商平台与东道国既有电商平台几乎不存在替代效应,从而相关回归能识别出较为“干净”的溢出效应。第三类变量为用户评分。用户评分是消费者对平台的直接评价,同时相关数据较易获取,因此被广泛应用于平台经济相关研究。一些研究将其解读为声誉、质量和体验等。例如,李建桐等(2025)将用户评分作为声誉的代理变量,他们认为贸易伙伴国的用户评价越正面,即抖音应用在东道国的声誉越高;周念利等(2024)将评分作为数字内容应用质量异质性的指标,考察不同质量应用出口的异质性。同时,应用商店的评分数量较多、对“刷评”等行为管理较为严格,因此平台评分数据体现了一定信息。据此,本文以用户评分变化反映东道国电商平台用户使用体验的变化,进而侧面体现消费者福利变化情况。

(二)描述性统计

表2分别统计了各类电商在发展中国家和发达国家的发展情况(完整描述性统计请参考《管理世界》网络发行版附录2附表2)。表2中面板1是发展中国家及城市,面板2是发达国家及城市,比较两个面板的中外平台用户数与访问量可以发现,中国跨境电商平台进入了全球市场,用户规模与访问规模已经与东道国既有平台相近,表明中国跨境电商平台已经具有一定规模,对于全球电商市场及平台具有影响力。此外,比较虚拟产品销售额可以发现,中国跨境电商平台的虚拟产品销售额较低,东道国既有平台的虚拟产品销售额较高,表明中国跨境电商平台较少销售虚拟产

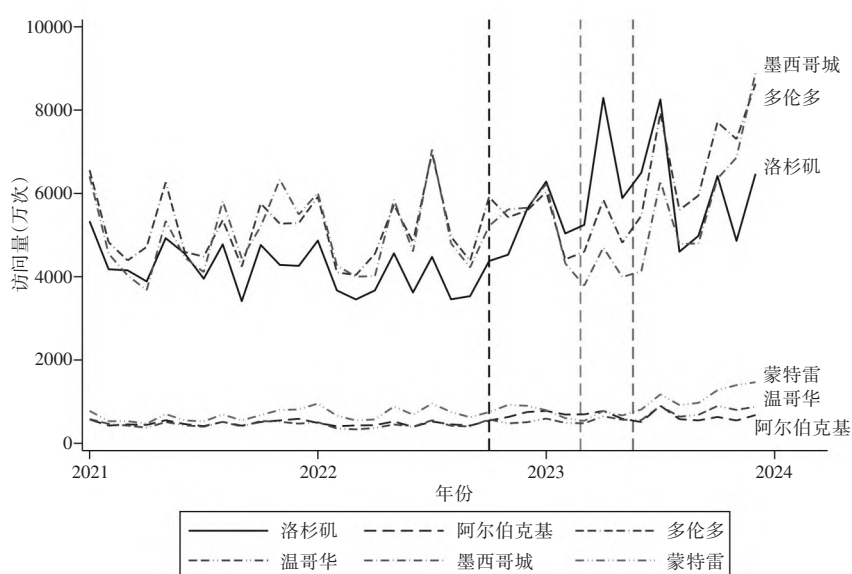


图2 北美洲6个城市的东道国既有平台访问量(2021~2024年)

注:访问量为东道国5个主要既有平台的月度访问量之和,包括亚马逊、沃尔玛、亿贝、塔吉特(Target)和百思买。横向折线表示北美洲的不同城市,从上至下(2024年末)依次为墨西哥城(墨西哥)、多伦多(加拿大)、洛杉矶(美国)、蒙特雷(墨西哥)、温哥华(加拿大)、阿尔伯克基(美国)。纵向虚线表示特姆进入时间,从左至右依次为美国(2022年9月)、加拿大(2023年2月)和墨西哥(2023年5月)。

数据来源:坤塔。

互利共赢还是零和博弈：跨境电商平台出海如何影响东道国既有平台？

经济学

品,这可能是由于虚拟产品具有较强的语言和文化属性,因而英语国家具备更大的比较优势(戈麦斯埃雷拉等,2014),这进一步验证了中外平台存在一定差异的结论。

(三)实证策略

本文实证研究主要分为以下两个部分:第一部分使用城市级数据,研究中国跨境电商平台的进入对东道国既有平台在用户数和访问量方面的影响;第二部分使用国家级数据,研究中国跨境电商平台对东道国既有平台在用户数、访问量、支付人数和销售额的影响。城市级数据实证部分的优势在于提供了更微观的分析,因为城市特征不影响中国跨境电商平台的进入决策,对于城市级数据而言,中国跨境电商平台的进入相对更加外生。但其劣势在于可用的被解释变量较少,因此本文同时使用国家级数据进行补充研究。具体而言,本文使用双重差分法作为基准回归方法,以中国跨境电商平台进入东道国市场的时间,作为多时点双重差分识别时点;以被进入冲击的东道国既有平台为处理组,以未被进入冲击的他国电商为对照组。

第一部分为城市级周度数据,通过以下回归方程,研究中国跨境电商平台对东道国既有平台的影响:

$$Y_{icft} = \beta_0 + \beta China_EC_{ct} + \alpha_i + \gamma_t + \eta_f + \alpha_{if} + \gamma_{if} + \alpha_i \times t + X_{it} + \varepsilon_{icft} \quad (9)$$

其中, Y_{icft} 表示,被冲击电商 f 在国家 c 的城市 i 第 t 期的被解释变量,包括活跃用户数量、访问量,分别反映用户规模和流量规模。 $China_EC_{ct}$ 是核心解释变量,表示国家 c 在第 t 期中国跨境电商平台累计进入该国的数量,第一次进入前为 0,每次进入导致 $China_EC_{ct}$ 增加 1。如前所述,本文基准回归主要关注特姆、希音、速卖通 3 家中国跨境电商平台的冲击影响,并在稳健性检验部分增加至 6 家中国跨境电商平台。本文通过电商平台在该国应用商店开放下载权限作为冲击时点。 $China_EC_{ct}$ 的估计系数 β 表示每多一个中国跨境电商平台进入,导致东道国既有平台受到的冲击影响。控制变量包括 3 种固定效应、两种高阶固定效应和其他控制变量, α_i 、 γ_t 和 η_f 分别表示城市固定效应、时间固定效应和企业固定效应。 α_{if} 是企业 \times 城市高阶固定效应, γ_{if} 是企业 \times 时间高阶固定效应,没有继续控制城市 \times 时间高阶固定效应,是由于本文识别的冲击是中国跨境平台进入一国市场,这一冲击同时影响该城市所有样本,因而部分冲击影响可能被城市 \times 时间高阶固定效应所吸收。因此,本文一方面引入城市固定效应 \times 时间趋势 ($\alpha_i \times t$) 以控制城市层面的时间线性趋势,另一方面控制国家层面的时变控制变量 X_{it} ,包括城市人口、城市国内生产总值、居民最终消费支出和国家基础设施水平。 β_0 表示常数项, ε_{icft} 表示扰动项。

第二部分基于国家级数据,通过以下回归方程,研究中国跨境电商平台对东道国既有平台的影响:

$$Y_{cft} = \beta_0 + \beta China_EC_{ct} + \alpha_c + \gamma_t + \eta_f + \alpha_{cf} + \gamma_{cf} + \alpha_c \times t + X_{ct} + \varepsilon_{cft} \quad (10)$$

其中, Y_{cft} 表示被冲击电商 f 在国家 c 第 t 期的被解释变量,包括活跃用户数量、访问量、支付人数、销售额、用户评分,分别反映用户规模、流量规模、支付人数、销售额、用户使用体验。 $China_EC_{ct}$ 是核心解释变量,表示国家 c 在第 t 期中国跨境电商平台累计进入该国的数量,第一次进入前为 0,每次进入导致 $China_EC_{ct}$ 增加 1。 $China_EC_{ct}$ 的估计系数 β 表示每多一个中国跨境电商平台进入,导致东道国既有平台受到的冲击影响。控制变量包括 3 种固定效应、两种高阶固定效应和其他控制变量,各类固定效应与 (9) 式定义相同, X_{ct} 是其他控制变量,包括国家人口、国家国内生产总值、居民最终消费支出和国家基础设施水平。 β_0 表示常数项, ε_{cft} 表示扰动项。

表 2 数据描述性统计

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
面板 1: 发展中国家: 共 203 个城市和 36 个经济体						
电商类别	变量名称	样本量	平均数	标准差	最小值	最大值
中国跨境电商平台	用户数(万人)	94191	65.299	109.883	0.001	3029.492
	访问量(万次)	94191	907.549	1801.779	0.001	25178.110
	虚拟产品销售额(美元)	2380	1633.131	3020.948	0.001	16692.149
东道国既有平台	用户数(万人)	388278	38.208	77.749	0.001	10303.240
	访问量(万次)	385458	525.901	1444.316	0.001	100678.001
	虚拟产品销售额(美元)	59044	6003.184	57136.971	0.001	951164.159
面板 2: 发达国家: 共 231 个城市和 32 个经济体						
电商类别	变量名称	样本量	平均数	标准差	最小值	最大值
中国跨境电商平台	用户数(万人)	121603	3.100	5.627	0.001	111.894
	访问量(万次)	121603	31.537	67.894	0.001	2002.919
	虚拟产品销售额(美元)	5851	77.142	433.791	0.001	8385.338
东道国既有平台	用户数(万人)	452250	5.253	13.357	0.001	368.361
	访问量(万次)	450085	58.504	186.771	0.001	7357.005
	虚拟产品销售额(美元)	28357	9974.556	49777.519	0.001	523520.693

注: 本表对数据进行描述性统计。其中用户数和访问量为城市层级变量,虚拟产品销售额为国家级变量。虚拟产品销售额表示会被应用商店收取手续费的商品总收入(包括苹果商店和安卓商店),这部分商品主要是虚拟产品,例如通过亚马逊购买电子书。

五、实证结果

(一) 基准回归

中国跨境电商平台进入一个国家后,对东道国既有平台和消费者会造成何种影响?为研究此问题,本文进行了多组回归验证,相关结果呈现在表3。表3面板1、2和3分别使用了全样本、进入前后各10周和进入前后各1月进行分析。第(1)列和第(2)列为城市层面回归,考察中国跨境电商平台对东道国既有平台的影响。第(1)列回归结果均为正,表明中国跨境电商平台提升了东道国既有平台的用户规模;第(2)列回归结果均显著为正,表明用户访问东道国既有平台的次数有所上升。

表3第(3)列和第(4)列为国家层面回归,分别以用户数和访问量作为被解释变量,以进一步验证前两列结果稳健性。用户数和访问量的上升一方面可能是由于中国跨境电商平台提供了更多商品选择,导致消费者更加频繁地进行跨平台比较,即替代效应;另一方面也可能是由于中国跨境电商平台促进当地消费者更多地使用电商平台,形成线上消费习惯,降低了线上购物信息成本,导致消费溢出到其他电商平台,即溢出效应。

为探究中国跨境电商平台能否对东道国既有平台造成消费溢出效应,表3第(5)列以支付人数为被解释变量进行回归。其中,支付人数表示同时使用电商平台和支付平台的用户数量。回归系数均显著为正,表明中国跨境电商平台进入后,有更多的用户在东道国既有平台进行消费,因此中国跨境电商平台为东道国既有平台带来了更多消费量。值得说明的是,本文使用“支付平台和电商平台的共同用户人数”代表总支付人数,需要假设支付习惯(使用支付软件进行支付的比例)基本保持稳定,不因中国跨境电商平台进入冲击而发生变化。作者基于贝宝年报和环汇(Worldpay)数据发现,贝宝支付比例在2015~2024年间增长率较低且基本稳定(从2015年14.8%升至2024年24.1%,年均增长率约为1%),仅在新冠疫情期间出现波动(2020年和2021年的增长率约为3%)。同时,鉴于本文冲击事件研究区间大多不满半年,在这期间消费者支付习惯基本保持稳定,由此假设“使用电商平台购物,并用支付平台支付”的人数,与电商平台总消费人数,维持了较为稳定的比例关系。因此,本文识别的共同用户人数变化幅度能够代表支付人数变化幅度。

然而,支付人数的提升不一定代表销售总额的提升。由于销售额数据可得性较低,为进一步验证中国跨境电商平台对东道国既有平台的消费溢出效应,表3第(6)列以虚拟产品销售额为被解释变量进行回归。虚拟产品具有较强的语言和本地属性,是东道国当地电商平台具有比较优势,而中国跨境电商平台普遍不具有比较优势的商品。此列回归能识别出较为“干净”的溢出效应。回归结果显著为正,表明中国跨境电商平台进入后,对东道国既有平台存在消费溢出效应。

最后,表3第(7)列以评分为被解释变量进行回归,结果显著为正,表明消费者从更多的消费选择中受益,进而在应用商店对电商平台给予了更高评价。

(二) 事前平行趋势检验

本文以中国跨境电商平台进入作为冲击发生的时间点,使用双重差分法研究冲击对东道国既有平台的影响,而双重差分法的重要前提是平行趋势假设。图3采取事件研究法(回

表3 中国跨境电商平台进入对东道国既有平台的影响

数据层级	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
被解释变量	ln用户数	ln访问量	ln用户数	ln访问量	ln支付人数	ln销售额	评分
面板名称	面板1:全样本						
<i>China_EC_{it}</i>	0.065** (0.027)	0.222*** (0.031)	0.097*** (0.009)	0.674*** (0.011)	1.102*** (0.021)	0.419*** (0.021)	0.322*** (0.003)
观测数	804624	799811	1834959	1490054	355659	87401	3328774
R ²	0.865	0.831	0.237	0.234	0.369	0.414	0.210
面板名称	面板2:进入前后各10周						
<i>China_EC_{it}</i>	0.116*** (0.023)	0.186*** (0.028)	0.167*** (0.044)	0.358*** (0.034)	0.469*** (0.066)	0.451*** (0.038)	0.318*** (0.016)
观测数	77486	77132	185598	145483	34271	6236	349552
R ²	0.859	0.836	0.423	0.373	0.453	0.788	0.367
面板名称	面板3:进入前后各1月						
<i>China_EC_{it}</i>	0.075** (0.030)	0.120*** (0.041)	0.103*** (0.016)	0.391*** (0.018)	0.514*** (0.035)	0.452*** (0.016)	0.315*** (0.006)
观测数	33709	33522	82797	65053	15248	2822	155646
R ²	0.425	0.374	0.476	0.823	0.376	0.425	0.374
区域固定	是	是	是	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是
高阶固定	是	是	是	是	是	是	是
时间趋势	是	是	是	是	是	是	是
其余变量	是	是	是	是	是	是	是

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。括号中为国家层面的聚类稳健标准误。第(1)和(2)列使用城市级数据进行回归,第(3)~(7)列使用国家级数据进行回归,各列均控制了各类固定效应和其他控制变量。其中,区域固定效应在城市层级回归时为城市固定效应,在国家层级回归时为国家固定效应。

归方程及其余变量的事前平行趋势检验图像请详见《管理世界》网络发行版附录3),以中国跨境电商平台首次进入作为冲击时间节点,识别了冲击对东道国既有平台访问量的动态影响。首先,事前平行趋势检验结果表明,对于中国跨境电商平台进入的市场,在冲击发生之前与未进入的市场的差异没有发生显著变化,并且事前系数联合不显著(其余变量事前系数也均不显著)。其次,在中国跨境电商平台进入后,东道国既有平台的访问量增加,表明中国跨境电商平台可能同时存在替代效应和信息溢出效应,与本文核心结论相符。最后,事件研究法第0期和第1期的系数显著为正,且随着时间推移,系数逐步变大,这表明中国跨境电商平台进入对东道国既有平台的影响是立即发生的,且影响效果逐步增强。

溢出效应迅速生效,一定程度上得益于中国跨境电商平台成熟、高效的营销推广能力(潘钢健等,2025)。以特姆为例,特姆通过采用类似“拼多多砍一刀”式的营销模式和依赖社交媒体传播的宣传路径,使其在脸书、抖音海外版、油管等平台成功吸引海量关注,上线仅一周就冲进美国购物应用下载榜第14名,上线两个月便成为谷歌应用商店购物类应用下载量榜首。此外,特姆在2023年和2024年的美国职业橄榄球总决赛投放广告,其广告标语“像亿万富翁一样购物”广为流传。亚马逊、沃尔玛等美国成熟电商平台很难在短时间内迅速效仿其营销模式(邹爱其等,2021),但面对一个新兴的电商平台,消费者很容易将其与成熟电商平台相“比价”,导致流量和消费在短时间内溢出到东道国既有平台。

(三)内生性检验

在平行趋势假设检验之后,本文继续针对“稳定单位处理值假设”“样本具有代表性假设”和“冲击外生性假设”3个关键假设进行检验。相关结果请详见《管理世界》网络发行版附录4。

第一,本文针对稳定单位处理值假设(Stable Unit Treatment Value Assumption)进行检验。稳定单位处理值假设要求,处理组受到冲击时,对照组不受影响。在本文研究内容下,这一假设可以解释为,当特姆进入美国时,只对美国既有电商平台造成影响,而不对其他国家电商平台造成影响,因而其他国家的电商平台可以作为特姆影响美国市场电商平台的对照组。为检验这一假设,本文在国家层面打乱中国跨境电商平台的进入时间,并重新进行回归,相关结果与详细说明请详见《管理世界》网络发行版附录4。回归结果不再显著,表明中国跨境电商平台进入一国的冲击溢出效应仅存在于该国范围内,不对其他国家市场的电商平台造成显著影响。

第二,本文检验样本选择问题。本文仅有434个城市样本,因此样本选择问题主要出现在城市级数据中。为此,本文通过区分首都城市和非首都城市样本,并进行分组回归,通过检验中国跨境电商平台的影响在首都城市与非首都城市是否有明显差异,进而考察本文结论能否外推至缺失较为严重的非首都城市。相关结果及详细说明详见《管理世界》网络发行版附录4。回归结果表明,中国跨境电商在首都城市的影响与非首都城市的影响幅度较为接近,因此样本选择和非首都城市数据缺失问题的影响较小。

第三,本文采取工具变量法缓解内生性问题。本文参考弗兰克尔和罗默(1999)的工具变量思路,此文在研究贸易对收入的影响时,使用地理特征作为贸易的工具变量,因为各国

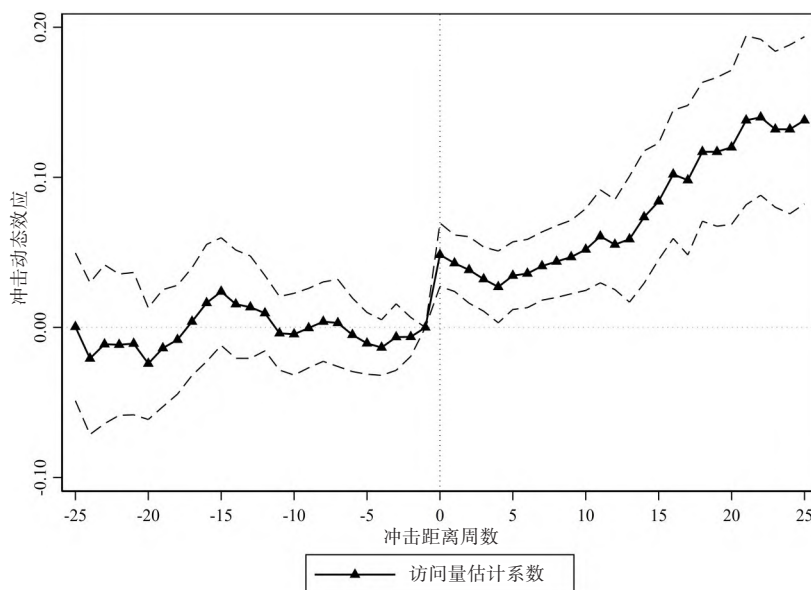


图3 事前平行趋势检验

注:本图使用了事件研究法,考察了中国跨境电商平台进入冲击对东道国既有平台的影响。三角形实心点表示中国跨境电商平台进入冲击对东道国既有平台ln(访问量)的估计系数。三角形实心点连接而成实连线,实连线上、下方虚线表示估计系数的95%置信区间。本图使用城市层面数据进行回归分析。

的地理特征对贸易有重要影响,并且似乎与其他收入决定因素无关。本文将其应用到电商平台研究,采用一国最大港口和中国广州港口的航运距离作为样本期内核心解释变量的工具变量。为了保证工具变量的时变性,本文将上述变量和时间趋势项 *Year* 进行交互;为了保证工具变量的完整性,对于内陆国家,本文选择其最近的外国港口进行计算。工具变量回归结果的准确性有赖于所选取的工具变量是否满足相关性和外生性要求,相关解释说明以及工具变量两阶段回归结果详见《管理世界》网络发行版附录4。根据《管理世界》网络发行版附录4附表6展示的第一阶段回归结果,工具变量回归系数均在1%的水平上显著,并且都通过了识别不足检验和弱工具变量检验,说明上述工具变量符合基本要求。进一步根据附表6展示的第二阶段回归结果,在控制内生性问题后,核心解释变量的系数均显著为正,本文核心结论得到进一步证实;并且回归系数大小与基准回归接近,表明内生性问题对最终结果的干扰有限。

(四)稳健性检验

本文进行6类稳健性检验,包括“排除新冠疫情影响”“排除重大节日影响”“扩大中国跨境电商平台研究范围”“进一步增加控制变量”“事后分段回归”和“使用平衡面板分析”,验证了实证结论的稳健性。第一,本文排除新冠疫情影响,回归结果支持本文核心结论。第二,本文排除重大节日,进而排除市场营销、消费者采购等的影响(陈林、伍海军,2015),回归结果支持本文核心结论。第三,本文纳入全部中国跨境电商平台作为研究对象进行研究,回归结果虽有所减小,但依然支持核心结论。第四,本文进一步增加控制变量,发现遗漏变量问题并不严重。第五,本文进行事后分段回归,结果显示既往冲击无滞留效应假设(德·谢斯马丁等,2025)基本成立。第六,本文使用平衡面板回归,发现非平衡面板问题影响较小。相关结果详见《管理世界》网络发行版附录5。

(五)安慰剂检验

本文进行两类安慰剂检验,包括“禁止进入事件”和“更改进入时点”,验证了本文结论的稳健性。第一,本文以印度尼西亚政府禁止外国跨境电商平台进入作为安慰剂检验。结果表明,相对于基准回归,此处回归系数均不再正向显著,表明中国跨境电商平台企业的溢出效应并非“选择当时进入”,而是“实际溢出影响”。第二,本文更改了中国跨境电商平台进入一国市场的时点,以检验提前响应问题。结果表明,相对于基准回归,此处回归系数绝对值均减小,且不再显著,表明电商企业进入的提前响应问题并不严重。相关结果详见《管理世界》网络发行版附录6。

(六)异质性处理效应分析

为研究异质性处理效应问题影响,本文使用培根权重分解方法,分析影响大小,并估计了异质性稳健估计量。古德曼培根(2021)提出多期双重差分法得到的总平均处理效应是不同样本作为控制组而形成的平均处理效应的加权。依据这一思路,本文对中国跨境电商平台进入冲击影响进行分解,检验多期双重差分法的估计偏误程度。由于本文基准回归并非典型双重差分,因此采取前文事件研究法实证设计,将中国跨境电商平台首次进入一国市场作为冲击事件进行识别,核心自变量 $China_first_EC_{ct}$ 表示中国跨境电商平台在第 t 期是否已进入国家 c , 已进入则为1, 否则为0, 其余变量定义与基准回归相同。由于不存在总是受到处理效应的个体,处理效应被分解为2组。培根分解表明,绝大部分权重(均超过90%)都来自从未受到处理效应的个体作为控制组,表明异质性处理效应问题对本文的估计结果影响很小,结果具有稳健性。本文培根权重分解结果详见《管理世界》网络发行版附录7。此外,本文估计了异质性稳健估计量(卡拉韦、桑塔安娜,2021),回归结果详见《管理世界》网络发行版附录7。

六、进一步讨论

前文研究表明,中国跨境电商平台的进入通过“溢出效应”促进了东道国既有平台发展,本文进一步验证其中机制。从降低信息成本角度,本文通过电商访问量与互联网普及率两种方式衡量信息成本降低幅度,进而分析信息溢出效应。进一步地,从中外平台互补性角度,本文通过用户重叠率和主营细分领域差异两种方

式衡量电商互补程度，并分析随着中外平台互补程度变大，中国跨境电商平台对东道国既有平台的溢出效应是否增强。

(一)信息成本与溢出效应

信息成本是电商平台乃至数字经济面临的共性问题，因而不仅存在于中国跨境电商平台，也存在于东道国既有平台(戈麦斯埃雷拉等,2014;伦德尔等,2016)。本文模型基于可变信息成本假设,发现中国跨境电商平台为目标国电商市场带来新增访问量,不仅促进了中国跨境电商平台本身的发展,也会溢出到东道国既有平台。然而,信息成本这一指标难以直接量化,为检验这一重要机制,本文通过多种方法进行估计。第一种估计方式借鉴马述忠和房超(2021)的实证思路,通过计算中国跨境电商平台进入东道国市场所带来的电商访问量,考察中国跨境电商平台通过降低市场整体信息成本,而对东道国既有平台形成的溢出效应。第二种估计方式基于“互联网是降低电商购物信息成本主要机制”的假设,即互联网普及度(网民比例)直接决定有效降低电商购物的信息成本。详细说明参见《管理世界》网络发行版附录8。

表4呈现了相关结果。表4面板1显示,交互项系数显著为正,表明中国跨境电商平台对东道国既有平台的溢出效应,对于使用中国跨境电商平台更频繁的城市(或国家)而言更加明显。这进一步显示中国跨境电商平台带来的流量惠及东道国既有平台,基于诸多既有文献的研究,这将有利于信息成本的显著降低。面板2显示,互联网交互项系数显著为正,而铁路交互项不显著,表明中国跨境电商平台对东道国既有平台的溢出效应,一部分通过互联网实现,而非通过铁路实现。这些结果显示,中国跨境电商平台促进东道国既有平台发展的实现机制,与互联网普及度相关,进一步佐证了降低信息成本的机制。

(二)中外平台的互补性

本文进一步考察中国跨境电商平台与各地的既有平台主要服务地域范围的差异,以及中国跨境电商平台是否对“互补程度不同的东道国既有平台”存在异质性影响。本文首先发现,中国跨境电商平台与既有平台主要服务的地域范围呈现差异。表5比较了中外电商平台的访问量和城市人均国内生产总值的关系。其中,核心解释变量为交互项 $\ln Per_cap_GDP_{it} \times Dummy_CEC_{it}$, 分别表示城市 i 在第 t 周的人均国内生产总值(自然对数形式),以及是否为中国跨境电商平台,交互项系数表示,相对于东道国既有平台,中国跨境电商平台在各城市的访问量,随着城市人均国内生产总值增加而变化的比率。表5第(1)列和第(2)列为发达经济体样本回归,交互项系数显著为负,表明在发达经济体内部,相对于东道国既有平台而言,中国跨境电商平台在相对不发达地区更受欢迎;相反,第(3)和(4)列为发展中经济体回归,交互项系数显著为正,表明在发展中经济体内部,相对于东道国既有平台,中国跨境电商平台在相对发达地区更受欢迎。这一发现与中国出口商品质量逐步提升的现象较为相关(施炳展、邵文波,2014;孙浦阳,2025),表明中国商品在质量和价格方面都有一定优势,尤其受到全球中等收入消费者的相对欢迎,与既有电商平台存在差异。

本文进一步分析,中国跨境电商平台是否对不同互补程度的既有平台带来异质性影响。本文采用两种方法衡量各电商平台互补性,第一种方法是通过用户重叠率计算互补程度,第二种方法是通

表4 机制探讨:信息成本降低程度的异质性影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
数据层级	城市		国家				
被解释变量	ln 用户数	ln 访问量	ln 用户数	ln 访问量	ln 支付人数	ln 销售额	评分
面板名称	面板1:通过新增访问量衡量信息成本降低程度						
$China_EC_{it}$	0.226*** (0.025)	0.139*** (0.029)	0.104** (0.044)	0.328*** (0.034)	0.407*** (0.067)	0.443*** (0.038)	0.298*** (0.017)
$\ln Session_{(i,c),(t-1)} \times China_EC_{it}$	0.120*** (0.001)	0.121*** (0.001)	0.118*** (0.001)	0.198*** (0.001)	0.194*** (0.003)	0.039*** (0.001)	0.059*** (0.001)
观测数	77486	77132	185598	145483	34271	6236	349552
R ²	0.947	0.923	0.462	0.462	0.534	0.793	0.383
面板名称	面板2:通过互联网普及度衡量信息成本降低程度						
$China_EC_{it}$	0.235** (0.116)	0.079 (0.129)	0.011* (0.006)	0.340** (0.130)	0.812*** (0.260)	0.237** (0.094)	0.299*** (0.075)
$Internet_{it} \times China_EC_{it}$	0.120*** (0.001)	0.121*** (0.001)	0.121*** (0.001)	0.200*** (0.001)	0.195*** (0.003)	0.042*** (0.001)	0.059*** (0.001)
$Railway_{it} \times China_EC_{it}$	0.002 (0.004)	0.002 (0.005)	-0.008 (0.011)	0.009 (0.014)	-0.012 (0.024)	-0.155 (0.137)	0.005 (0.008)
观测数	77486	77132	185598	145483	34271	6236	349552
R ²	0.996	0.994	0.929	0.975	0.978	0.972	0.900

注:***p<0.01,**p<0.05,*p<0.1。括号中为国家层面的聚类稳健标准误。第(1)列和第(2)列使用城市级数据进行回归,第(3)~(7)列使用国家级数据进行回归,各列均控制了区域固定效应、时间固定效应、企业固定效应、高阶固定效应、区域时间趋势和其他控制变量。其中,区域固定效应在城市层级回归时为城市固定效应,在国家级回归时为国家固定效应。 $Session_{(i,c),(t-1)}$ 的(i,c)表示在第(1)、(2)列为城市层级变量,在其余列为国家级变量。

区分不同主营细分领域的电商平台以衡量互补程度。详细说明参见《管理世界》网络发行版附录8。

表6展示了相关结果。大部分回归系数显著为正,表明中国跨境电商平台对东道国既有平台存在积极影响,且对于互补程度越高的东道国既有平台,其影响程度越大。这与本文模型分析的发现相一致。如前所述,本文模型表明,中国跨境电商平台进入东道国后,会取得具有比较优势产品的市场份额,同时东道国既有平台会失去这部分市场份额,但会在其他产品销售上受到消费溢出效应的影响。因此,东道国既有平台与中国跨境电商平台的产品差异越大、互补程度越高,其受到的正向影响就越大。

需要说明的是,信息溢出效应,并非市场规模扩大和各方互利共赢的唯一影响机制。此处试举一例补充探讨。非洲国家肯尼亚的电商市场发展受制于信用卡持有比例低,因而缺乏有效的线上支付手段。2019年,阿里巴巴与肯尼亚最大支付平台萨法利通信(Safaricom)签订协议,允许用户使用萨法利通信旗下移动支付服务在速卖通购买商品,这意味着无需信用卡也可以在速卖通上购物和交易。这一合作促进了肯尼亚电商市场规模扩张,也惠及了亚马逊等其他电商平台,同样实现了各方互利共赢。详细案例说明请参考《管理世界》网络发行版附录8。

表5 中国跨境电商平台与各地既有平台比较:平台访问量与人均国内生产总值的关系

	(1)	(2)	(3)	(4)
样本范围	发达经济体	发达经济体	发展中经济体	发展中经济体
被解释变量	ln(访问量)			
$\ln Per_cap_GDP \times Dummy_CEC_{it}$	-0.136*** (0.024)	-0.298*** (0.049)	0.357*** (0.085)	0.248*** (0.055)
各类固定效应	是	是	是	是
其他控制变量	否	是	否	是
观测数	377910	377910	428540	428540
R ²	0.005	0.522	0.005	0.647

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。括号中为城市层面的聚类稳健标准误。各列使用全球城市级数据进行回归,奇数数列控制了城市固定效应、时间固定效应、企业固定效应,偶数数列额外控制了城市人口及其国内生产总值。

表6 机制探讨:电商互补程度的异质性影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
数据层级	城市		国家				
被解释变量	ln用户数	ln访问量	ln用户数	ln访问量	ln支付人数	ln销售额	评分
面板名称	面板1:通过用户重叠率衡量互补程度						
$China_EC_{it}$	0.170*** (0.039)	0.207*** (0.047)	0.029 (0.101)	0.217* (0.125)	0.532** (0.261)	0.480 (0.385)	0.078** (0.031)
$CrossShare_{it} \times China_EC_{it}$	0.799*** (0.169)	1.084*** (0.216)	0.955* (0.511)	1.338** (0.617)	4.580* (2.594)	4.391** (2.076)	0.808*** (0.153)
观测数	77486	77132	185598	145483	34271	6236	349552
R ²	0.863	0.869	0.491	0.382	0.521	0.851	0.373
面板名称	面板2:通过细分市场类别衡量互补程度						
$China_EC_{it}$	0.088* (0.046)	0.096* (0.052)	0.199*** (0.046)	0.123** (0.059)	1.283*** (0.152)	0.239*** (0.003)	0.283*** (0.023)
$NonGeneral_{it} \times Temu \& Ali_EC_{it}$	0.592*** (0.048)	0.502*** (0.060)	2.187*** (0.165)	1.360*** (0.182)	0.550*** (0.155)	0.530*** (0.010)	0.396*** (0.069)
$NonFastFashion_{it} \times Shein_EC_{it}$	0.488*** (0.074)	0.525*** (0.083)	0.123 (0.095)	0.764*** (0.114)	0.011** (0.005)	0.613*** (0.006)	0.437*** (0.062)
观测数	77486	77132	185598	145483	34271	6236	349552
R ²	0.867	0.843	0.428	0.377	0.463	0.790	0.396

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。括号中为国家层面的聚类稳健标准误。第(1)和(2)列使用城市级数据进行回归,第(3)~(7)列使用国家级数据进行回归,各列均控制了区域固定效应、时间固定效应、企业固定效应和其他控制变量(包括 $CrossShare_{it}$)。其中,区域固定效应在城市层级回归时为城市固定效应,在国家层级回归时为国家固定效应。

七、结论与政策启示

本文围绕中国跨境电商平台的进入将如何影响东道国既有平台进行了理论和实证研究。本文首先建立了一个含有信息成本的消费选择理论模型,通过模型推导发现中国跨境电商平台的进入存在两方面效应:第一,中国跨境电商平台在部分商品上存在成本比较优势,因而取得了部分市场份额,即对东道国既有平台产生替代效应;第二,中国跨境电商平台降低了消费者面临的部分商品价格,提升了消费者实际收入,同时降低了信息成本,扩大了线上消费市场总规模,对东道国既有平台产生溢出效应。本文进一步基于千万级观测值的电商平台监测数据进行了实证研究,发现中国跨境电商平台的出海显著提升了东道国既有平台的经营绩效,体现为既有平台用户规模、访问量、支付人数等方面显著提升。东道国电商平台在应用商店的用户评分亦显著提高。

经贸关系是互利共赢还是零和博弈,是当前诸多国际争端背后的根源性问题。本文研究不仅为中外立法者推动小额跨境贸易相关的政策安排提供了理论支持,也为中国政府始终坚持“经贸关系的本质是互利共赢”提供了理论注解。批评者认为中国跨境电商平台的低价带来了“不公平”竞争,却未能看到低价背后所反映的比较优势差异与中外平台的互补性,以及这种互补性带来的互利共赢可能性。

互利共赢还是零和博弈：跨境电商平台出海如何影响东道国既有平台？

经济学

本文亦为跨境电商企业如何实现成功出海以及如何实现互利共赢提供了一定理论启示。本文通过比较中国跨境电商平台与东道国既有电商平台发现,在发达经济体内部,相比东道国既有电商平台,中国跨境电商平台在欠发达地区更受欢迎;相反,在发展中经济体内部,中国跨境电商平台在相对发达地区更受欢迎。换言之,中外平台经营的商品类别存在差异,导致在同一地域市场的目标消费群体也有所不同。中国跨境电商平台应保持战略定力,基于中国的比较优势开展针对性经营。这不仅能够更有效地立足当地市场成功出海,也能够更好地促进与当地既有平台的竞合。本文发现亦意味着,中国跨境电商平台不必局限于服务中国出口,也可积极拓展和整合全球供应链资源。例如,可以针对不同东道国自身的优势产业,引入“一带一路”沿线等其他国家具有比较优势的商品供给,将平台打造为连接全球优质产能与本地消费需求的桥梁,从而进一步丰富东道国市场选择。在当地站稳脚跟后,中国跨境电商平台也可以积极探索将中国不具有比较优势的商品带到国内,反过来提升中国消费者福利。此外,也应注意跨境电商平台在东道国合规体系建设的重要性正在不断提高。平台在高速发展过程中,不可避免地会在商品质量、数据隐私、劳工法规及市场竞争等领域,面临各国不同的监管要求与法律挑战。平台企业必须充分意识到,严格遵守东道国法律、尊重当地市场规则、切实保护消费者权益,是实现长远、健康发展的根本保障^⑥。

(作者单位:钟洲,中国社会科学院数量经济与技术经济研究所;陈思明、王勇、张梓桐,北京大学新结构经济学研究院)

注释

①《2025年跨境电商进出口2.75万亿元,比2020年增长69.7%》,中国经济网,网址:https://www.ce.cn/xwzx/gnsz/gdxw/202601/t20260114_2700917.shtml。

②《习近平:中美经贸关系的本质是互利共赢》,中华人民共和国中央人民政府,2026年,网址:https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202605/content_7068714.htm。

③《Annual Reports》,PDD Holdings,2024年,网址:<https://investor.pddholdings.com/financial-information/annual-reports>。

④《财务年度报告》,阿里巴巴集团,2024年,网址:<https://www.alibabagroup.com/ir-financial-reports-financial-results>。

⑤《Sustainability and Social Impact Reports》,SHEIN,2024年,网址:<https://www.sheingroup.com/reports>。

⑥《E-commerce communication: A comprehensive EU toolbox for safe and sustainable e-commerce》,European Commission,2025年,网址:<https://digital-strategy.ec.europa.eu/en/library/e-commerce-communication-comprehensive-eu-toolbox-safe-and-sustainable-e-commerce>。

⑦《市场监管总局依法对阿里巴巴集团控股有限公司在中国境内网络零售平台服务市场实施“二选一”垄断行为作出行政处罚》,国家市场监督管理总局,2021年,网址:https://www.samr.gov.cn/xw/zj/art/2023/art_4966dda92ab34c398615f5878c10c8f1.html。

⑧中外文人名(机构名)对照:伦德尔(Lendle);布林约尔松(Brynjolfsson);陈(Chen);吴(Wu);斯蒂格利茨(Stiglitz);戈麦斯埃雷拉(Gomez-Herrera);弗兰克尔(Frankel);罗默(Romer);埃本斯坦(Ebenstein);奥托尔(Autor);高尔(Gawer);库苏马诺(Cusumano);阿西(Athey);莫顿(Morton);西曼斯(Seamans);朱(Zhu);曹(Cao);孔萨穆特(Kongsamut);德·谢斯马丁(de Chaisemartin);古德曼培根(Goodman-Bacon);卡拉韦(Callaway);桑塔安娜(Sant'Anna)。

参考文献

- (1)陈林、伍海军:《国内双重差分法的研究现状与潜在问题》,《数量经济技术经济研究》,2015年第7期。
- (2)陈林、张玺文:《制造业数字化转型升级的机理研究》,《暨南学报(哲学社会科学版)》,2023年第3期。
- (3)鄂立彬、黄永稳:《国际贸易新方式:跨境电子商务的最新研究》,《东北财经大学学报》,2014年第2期。
- (4)郭继文、马述忠:《目的国进口偏好差异化与中国跨境电子商务出口——兼论贸易演变的逻辑》,《经济研究》,2022年第3期。
- (5)鞠雪楠、赵宣凯、孙宝文:《跨境电商平台克服了哪些贸易成本?——来自“敦煌网”数据的经验证据》,《经济研究》,2020年第2期。
- (6)李建桐、周念利、施炳展:《数字内容平台出海与中国出口贸易增长》,《经济研究》,2025年第7期。
- (7)林毅夫、蔡昉、李周:《比较优势与发展战略——对“东亚奇迹”的再解释》,《中国社会科学》,1999年第5期。
- (8)马述忠、陈逸凡、张洪胜:《产业数字化与生产全球化——基于附加值地理分布的视角》,《管理世界》,2024年第11期。
- (9)马述忠、房超、张洪胜:《跨境电商能否突破地理距离的限制》,《财贸经济》,2019年第8期。
- (10)马述忠、房超:《跨境电商与中国出口新增长——基于信息成本和规模经济的双重视角》,《经济研究》,2021年第6期。
- (11)马述忠、贺歌、张道涵:《海外仓对中国跨境电商出口的影响——兼论新型基础设施的贡献》,《管理世界》,2025年第12期。
- (12)马述忠、梁绮慧、张洪胜:《消费者跨境物流信息偏好及其影响因素研究——基于1372家跨境电商企业出口运单数据的统计分析》,《管理世界》,2020年第6期。
- (13)倪红福、龚六堂、陈湘杰:《全球价值链中的关税成本效应分析——兼论中美贸易摩擦的价格效应和福利效应》,《数量经济技术经济研究》,2018年第8期。
- (14)倪红福:《中国出口技术含量动态变迁及国际比较》,《经济研究》,2017年第1期。
- (15)潘钢健、马述忠、刘锴:《社交媒体负面信息对跨境电商的影响》,《经济学(季刊)》,2025年第5期。
- (16)施炳展、邵文波:《中国企业出口产品质量测算及其决定因素——培育出口竞争新优势的微观视角》,《管理世界》,2014年第9期。

- (17)孙浦阳、张靖佳、姜小雨:《电子商务、搜寻成本与消费价格变化》,《经济研究》,2017年第7期。
- (18)孙浦阳:《技术标准引领与中国贸易新优势构建》,《中国社会科学》,2025年第2期。
- (19)王晨竹:《竞争法与反倾销法的功能性冲突及协调路径》,《法学》,2020年第9期。
- (20)王勇、赵昌文、江深哲:《大国竞争中的技术遏制与反遏制》,《中国社会科学》,2024年第6期。
- (21)王勇:《产业动态、国际贸易与经济增长》,《经济学(季刊)》,2018年第2期。
- (22)邹爱其、刘一蕙、宋迪:《跨境数字平台参与、国际化增值行为与企业国际竞争优势》,《管理世界》,2021年第9期。
- (23)张洪胜、潘钢健:《跨境电子商务与双边贸易成本:基于跨境电商政策的经验研究》,《经济研究》,2021年第9期。
- (24)张洪胜、谢月星、杨高举:《制度型开放与消费者福利增进——来自跨境电商综试区的证据》,《经济研究》,2023年第8期。
- (25)周念利、于美月、孟克:《地方数据治理与数字内容出口》,《中国工业经济》,2024年第5期。
- (26)Athey, S. and Morton, F. S., 2022, "Platform Annexation", *Antitrust Law Journal*, 84(3), pp.677-703.
- (27)Autor, D., Dorn, D. and Hanson, G., 2013, "The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States", *American Economic Review*, 103(6), pp.2121-2168.
- (28) Brynjolfsson, E., Hui, X. and Liu, M., 2019, "Does Machine Translation Affect International Trade? Evidence from a Large Digital Platform", *Management Science*, 65(12), pp.5449-5460.
- (29)Callaway, B. and Sant'Anna, P. H. C., 2021, "Difference-in-Differences with Multiple Time Periods", *Journal of Econometrics*, 225(2), pp.200-230.
- (30)Cao, G., Jin, G. Z., Weng, X. and Zhou, L. A., 2021, "Market-Expanding or Market-Stealing? Competition with Network Effects in Bike-Sharing", *RAND Journal of Economics*, 52(4), pp.778-814.
- (31)Chen, M. X. and Wu, M., 2020, "The Value of Reputation in Trade: Evidence from Alibaba", *Review of Economics and Statistics*, 103(5), pp.857-873.
- (32)de Chaisemartin, C., d'Haultfoeuille, X., Pasquier, F., Sow, D. and Vazquez-Bare, G., 2025, "Difference-in-Differences for Continuous Treatments and Instruments with Stayers", HAL Working Paper, No.hal-03873926.
- (33)Ebenstein, A., Harrison, A., McMillan, M. and Phillips, S., 2014, "Estimating the Impact of Trade and Offshoring on American Workers Using the Current Population Surveys", *The Review of Economics and Statistics*, 96(4), pp.581-595.
- (34)Frankel, J. A. and Romer, D. H., 1999, "Does Trade Cause Growth?", *American Economic Review*, 89(3), pp.379-399.
- (35)Gawer, A. and Cusumano, M. A., 2014, "Industry Platforms and Ecosystem Innovation", *Journal of Product Innovation Management*, 31(3), pp.417-433.
- (36)Goodman-Bacon, A., 2021, "Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing", *Journal of Econometrics*, 225(2), pp.254-277.
- (37)Gomez-Herrera, E., Martens, B. and Turlea, G., 2014, "The Drivers and Impediments for Cross-Border E-Commerce in the EU", *Information Economics and Policy*, 28(C), pp.83-96.
- (38)Kongsamut, P., Rebelo, S. and Xie, D., 2001, "Beyond Balanced Growth", *The Review of Economic Studies*, 68(4), pp.869-882.
- (39)Lendle, A., Olarreaga, M., Schropp, S. and Vézina, P., 2016, "There Goes Gravity: eBay and the Death of Distance", *Economic Journal*, 126(591), pp.406-441.
- (40)Seamans, R. and Zhu, F., 2014, "Responses to Entry in Multi-Sided Markets: The Impact of Craigslist on Local Newspapers", *Management Science*, 60(2), pp.476-493.
- (41)Stiglitz, J. E., 1997, "Dumping on Free Trade: The US Import Trade Laws", *Southern Economic Journal*, 64(2), pp.402-424.

Win-Win Cooperation or Zero-Sum Game: How Does Cross-Border E-Commerce Platforms' Global Expansion Affect Incumbent Platforms in Host Countries?

Zhong Zhou^a, Chen Siming^b, Wang Yong^b and Zhang Zitong^b

(a. Institute of Quantitative and Technological Economics, Chinese Academy of Social Sciences;

b. Institute of New Structural Economics, Peking University)

Abstract: In recent years, Chinese cross-border e-commerce platforms represented by Temu and SHEIN have experienced rapid global expansion. Some argue that the swift rise of Chinese cross-border e-commerce brings "unfair" competition to existing e-commerce platforms in host countries. However, this paper finds that the relationship between Chinese cross-border e-commerce platforms and incumbent platforms in host countries is not a zero-sum game. Due to their different affiliated suppliers, Chinese and foreign platforms offer distinct products with comparative advantages, enabling both parties to achieve "win-win cooperation" based on differentiated comparative advantages. This paper constructs a theoretical model demonstrating that Chinese cross-border e-commerce platforms not only deliver products to host countries in which the latter lack comparative advantages, but also promote the development of incumbent e-commerce platforms in host countries through dual effects of "income spillover" and "information spillover", thereby achieving overall market expansion. Empirically, using massive e-commerce platform monitoring data covering 68 countries and regions across 434 cities, this paper finds that following the entry of Chinese platforms, incumbent e-commerce platforms in host countries experience significant improvements in website traffic, number of paying users, and user ratings, validating the theoretical model's predictions. This study reveals the unique attributes of cross-border trade in the platform economy, emphasizes the crucial role of leveraging comparative advantages in the "going global" process, and provides new theoretical interpretations and empirical evidence for the important proposition that "economic and trade relations are essentially mutually beneficial and win-win".

Keywords: cross-border e-commerce; digital platform; going global; comparative advantage; tariffs

Win-Win Cooperation or Zero-Sum Game: How Does Cross-Border E-Commerce Platforms' Global Expansion Affect Incumbent Platforms in Host Countries?

Zhong Zhou^a, Chen Siming^b, Wang Yong^b and Zhang Zitong^b

(a. Institute of Quantitative and Technological Economics, Chinese Academy of Social Sciences;

b. Institute of New Structural Economics, Peking University)

Summary: In recent years, Chinese cross-border e-commerce platforms represented by Temu and SHEIN have experienced rapid global expansion. Some argue that the swift rise of Chinese cross-border e-commerce brings "unfair" competition to incumbent e-commerce platforms in host countries. However, this paper finds that the relationship between Chinese cross-border e-commerce platforms and incumbent platforms in host countries is not a zero-sum game. Due to their different affiliated suppliers, Chinese and foreign platforms offer distinct products with comparative advantages, enabling both parties to achieve win-win cooperation based on differentiated comparative advantages. This study reveals the unique attributes of cross-border trade in the platform economy, emphasizes the crucial role of leveraging comparative advantages in the global expansion process, and provides new theoretical interpretations and empirical evidence for the important proposition that "economic and trade relations are essentially mutually beneficial and win-win".

This paper conducts theoretical and empirical research on how the entry of Chinese cross-border e-commerce platforms affects incumbent platforms in host countries. Chinese platforms and incumbent platforms in host countries possess different comparative advantages. Chinese platforms primarily serve domestic merchants and provide cost-advantaged products, while incumbent platforms mainly serve local merchants and have advantages in culturally distinctive products. This differentiation indicates that Chinese platforms and incumbent platforms are complementary rather than substitutive. We construct a theoretical model incorporating two platforms and heterogeneous consumers, which reveals three effects brought by Chinese platform entry: substitution effect, income spillover effect, and information spillover effect. The income spillover effect operates through price reductions that enhance real disposable income, prompting consumption shifts to other product categories. The information spillover effect stems from Chinese e-commerce platforms attracting more consumers to participate in online shopping, thereby reducing information costs and expanding total e-commerce market demand.

Based on e-commerce platform data covering 95 platforms across 434 cities in 68 countries from 2010 to 2024, containing over ten million observations, we further employ a staggered DID approach, utilizing the exogenous timing characteristics of Chinese platform market entry as a quasi-natural experiment for empirical research. Regression results show that Chinese platform entry significantly improves incumbent platforms' user counts, website visits, paying users, virtual product sales, and user ratings. Mechanism analysis confirms that reduced information costs and inter-platform complementarity are key channels generating spillover effects.

Our research contributes theoretically in the following aspects. First, by revealing the competitive relationships and complementarity between Chinese and foreign e-commerce platforms, we expand the research boundaries in cross-border e-commerce, effectively responding to academic concerns about potential competitive shocks from Chinese platforms. Second, through empirical analysis revealing that platform economy characteristics can create mutually beneficial rather than zero-sum outcomes, we provide new perspectives for trade liberalization theory.

Keywords: cross-border e-commerce; digital platform; going global; comparative advantage; tariffs

JEL Classification: F13, F14, L13, L86

《互利共赢还是零和博弈：跨境电商平台出海如何影响东道国既有平台?》附录

附录1 研究背景正文未展示内容

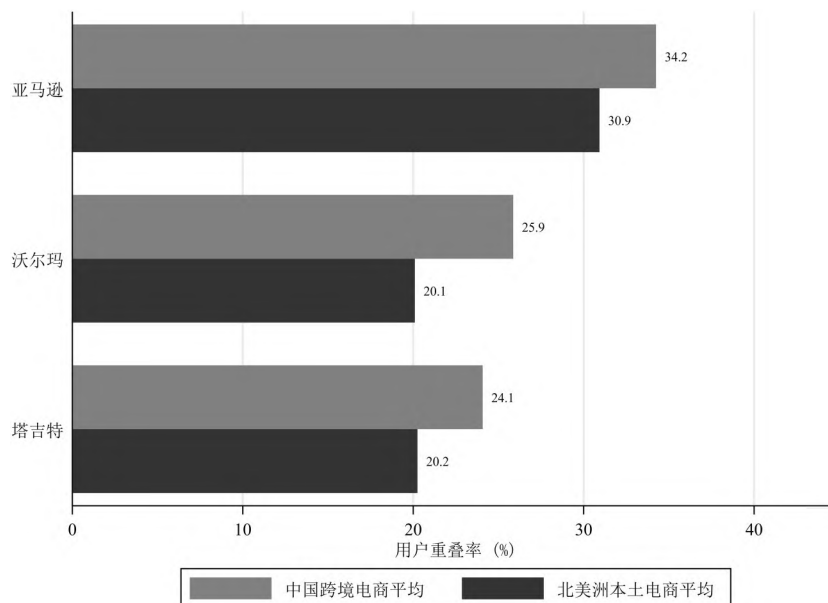
附表1呈现了国内外各主要司法辖区对电商平台所在相关市场的代表性观点。

附表1 各司法辖区对电商平台所在相关市场的代表性观点

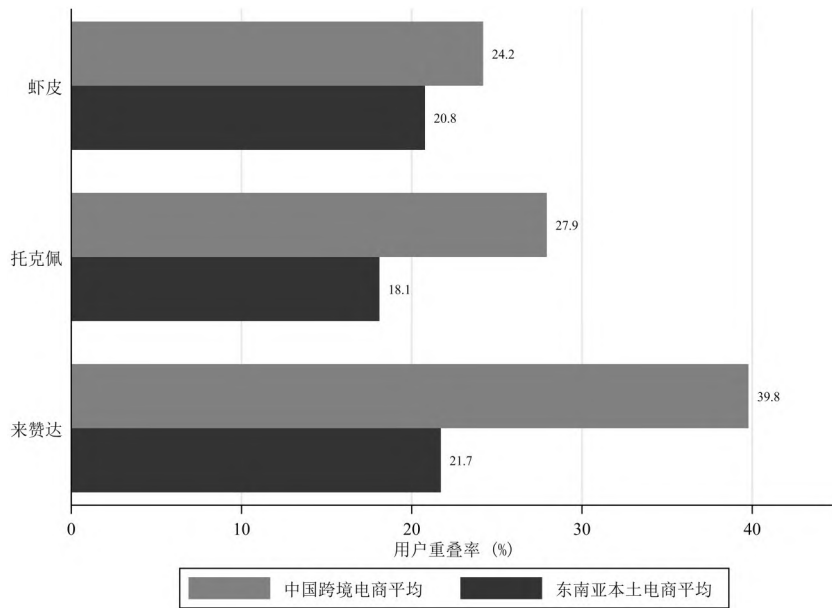
司法辖区	部门	典型案件或研究报告	相关市场界定
中国	市场监督管理总局	《国家市场监督管理总局行政处罚决定书》(国市监处[2021]28号)	中国境内网络零售平台服务市场
欧盟	欧盟委员会	Cases AT.40462–Amazon Marketplace; AT.40703–Amazon Buy Box	成员国线上交易平台服务(National markets for the provision of marketplace services)市场
美国	美国联邦及州政府	District of Columbia v. Amazon.com, Inc; Federal Trade Commission & 17 States v. Amazon.com, Inc.	美国线上零售销售(U.S. online retail sales)市场; 美国线上超市服务(U.S. online superstore services)市场; 美国线上交易平台服务(U.S. online marketplace services)市场
美国	美国国会	Investigation of Competition in Digital Markets	美国线上商业(Online commerce)市场

数据来源:作者根据公开资料整理。

就中外电商平台的互补性,中国跨境电商平台的物流运输时间较长(仅从中国到美国西海岸就大约需要30天),而东道国既有电商平台物流运输时间则显著较短,这无疑将促进双方平台实施差异化发展策略。例如,消费者常常会出于需求的急迫程度选择平台,当需求比较急迫时,只能选择从本土电商平台购买。如果中国跨境电商平台提供的商品与服务与东道国平台高度接近,将很难在当地实现高速发展。用户重叠率的差异也一定程度上反映了中外平台的差异化与互补性。图A1展示了基于长期数据计算的中国跨境电商平台与东道国既有电商平台的用户重叠率,分为东南亚和北美洲两部分。针对每一家本土电商,上侧柱体是中国跨境电商平台,下侧柱体是本土电商相互的用户重叠率。其表明,整体而言,中国跨境电商平台与东道国既有平台用户重叠率较东道国既有平台互相之间用户重叠率更高。例如在北美洲,中国跨境电商平台与北美本土平台的用户重叠率分别为34.2%、25.9%和24.1%,高于北美本土电商平台相互用户重叠率的30.9%、20.1%和20.2%。这种长期的、较显著的差异难以为紧密竞争关系所解释,更可能是由于跨境电商提供了东道国所不具有比较优势的商品,因此消费者从当地电商平台购买一部分商品,再从中国跨境电商平台购买一部分商品。



(a)北美洲国家样本



(b) 东南亚国家样本

图 A1 各类电商与本土电商用户重叠率(%, 2010~2024年)

注:本图绘制了各类电商与本土电商平台用户重叠率(%),具体计算方式为(共同用户数)/(电商平台用户数)。本图分为“北美洲”和“东南亚”两个部分,其中图A1(a)数据包含美国、加拿大、墨西哥共3个北美洲国家,图A1(b)数据包含新加坡、越南、马来西亚、印度尼西亚、菲律宾、泰国共6个东南亚国家。纵轴是当地主流电商平台名称,北美洲是亚马逊、塔吉特、沃尔玛,东南亚是来赞达(Lazada)、虾皮、托克佩(Tokopedia)。各柱体是电商平台数据,包括跨境电商和当地既有电商。每个柱体长度表示用户重叠率大小,即“有多少比例的A电商用户同时是B电商用户”,此处的用户是“月度活跃用户”,定义为每月至少开启一次移动应用的用户。例如,图A1(a)最上方的柱体表示“中国跨境电商的用户中,平均有多少比例同时使用亚马逊”。

数据来源:坤塔。

附录2 实证设计部分正文未展示内容

附表2为完整描述性统计。

附表2 完整数据描述性统计

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
面板1:发展中国家:共203个城市和36个经济体						
电商类别	数据层级	变量名称	样本量	平均数	标准差	最小值 最大值
中国跨境电商平台	城市	用户数(万人)	94191	65.299	109.883	0.001 3029.492
	城市	访问量(万次)	94191	907.549	1801.779	0.001 25178.110
	国家(和地区)	用户数(百万人)	365308	2.437	18.151	0.001 288.471
	国家(和地区)	访问量(百万次)	303791	16.602	127.553	0.001 3452.015
	国家(和地区)	支付人数(百万人)	68416	0.091	0.640	0.001 15.898
	国家(和地区)	虚拟产品销售额(美元)	2380	1633.131	3020.948	0.001 16692.149
	国家(和地区)	评分	616811	3.229	1.796	1.000 5.000
东道国既有平台	城市	用户数(万人)	388278	38.208	77.749	0.001 10303.240
	城市	访问量(万次)	385458	525.901	1444.316	0.001 100678.001
	国家(和地区)	用户数(百万人)	877372	3.620	16.095	0.001 252.951
	国家(和地区)	访问量(百万次)	743856	21.812	92.701	0.001 1726.003
	国家(和地区)	支付人数(百万人)	165056	2.095	13.834	0.001 184.956
	国家(和地区)	虚拟产品销售额(美元)	59044	6003.184	57136.971	0.001 951164.159
	国家(和地区)	评分	1809000	3.114	2.036	1.000 5.000
面板2:发达国家(和地区):共231个城市和32个经济体						
电商类别	数据层级	变量名称	样本量	平均数	标准差	最小值 最大值
中国跨境电商平台	城市	用户数(万人)	121603	3.100	5.627	0.001 111.894
	城市	访问量(万次)	121603	31.537	67.894	0.001 2002.919
	国家(和地区)	用户数(百万人)	418431	0.226	0.749	0.001 14.134
	国家(和地区)	访问量(百万次)	333139	1.167	3.207	0.001 55.942
	国家(和地区)	支付人数(百万人)	78881	0.024	0.111	0.001 2.838
	国家(和地区)	虚拟产品销售额(美元)	5851	77.142	433.791	0.001 8385.338
	国家(和地区)	评分	472837	3.044	1.938	1.000 5.000
东道国既有平台	城市	用户数(万人)	452250	5.253	13.357	0.001 368.361
	城市	访问量(万次)	450085	58.504	186.771	0.001 7357.005

国家(和地区)	用户数(百万人)	957587	0.702	3.179	0.001	60.073
国家(和地区)	访问量(百万次)	746198	3.199	12.374	0.001	269.439
国家(和地区)	支付人数(百万人)	170603	0.682	2.970	0.001	42.713
国家(和地区)	虚拟产品销售额(美元)	28357	9974.556	49777.519	0.001	523520.693
国家(和地区)	评分	1519774	2.628	2.196	1.000	5.000

注:虚拟产品销售额表示,会被应用商店收取手续费的商品总收入(包括苹果商店和安卓商店),这部分商品主要是虚拟产品,例如通过亚马逊购买金读(Kindle)电子书。

附录3 事件研究法正文未展示内容

1. 事件研究法回归方程

首先,本文使用城市层级数据,以中国跨境电商平台进入事件作为冲击,将被冲击的电商作为处理组,将未被冲击的电商作为对照组,考察中国跨境电商平台对东道国既有平台的影响:

$$Y_{cft} = \beta_0 + \sum_{k \in [-25, -2] \cap \mathbb{Z}} \beta^k China_EC_{ct} \times D^k + \sum_{k \in [0, 25] \cap \mathbb{Z}} \beta^k China_EC_{ct} \times D^k + \alpha_c + \gamma_t + \eta_f + \alpha_{cf} + \gamma_{cf} + \alpha_c \times t + X_{ct} + \varepsilon_{cft} \quad (A1)$$

其中, $China_EC_{ct} \times D^k$ 是核心解释变量。其中, $China_EC_{ct}$ 表示国家 c 在第 t 期是否受到中国跨境电商平台冲击,第一次冲击前 $China_EC_{ct}$ 为 0, 第一次冲击后 $China_EC_{ct}$ 为 1; D^k 表示相对于冲击发生的时间,以周为单位,负值表示在被冲击前,正值表示在之后。因此,处理组是“被冲击的东道国既有平台”,对照组是“未被冲击的东道国既有平台”。此处每个 $China_EC_{ct} \times D^k$ 的估计系数所展示的是,被解释变量在特定周相对基准期的变化程度。其余变量定义均与正文双重差分方程相同。

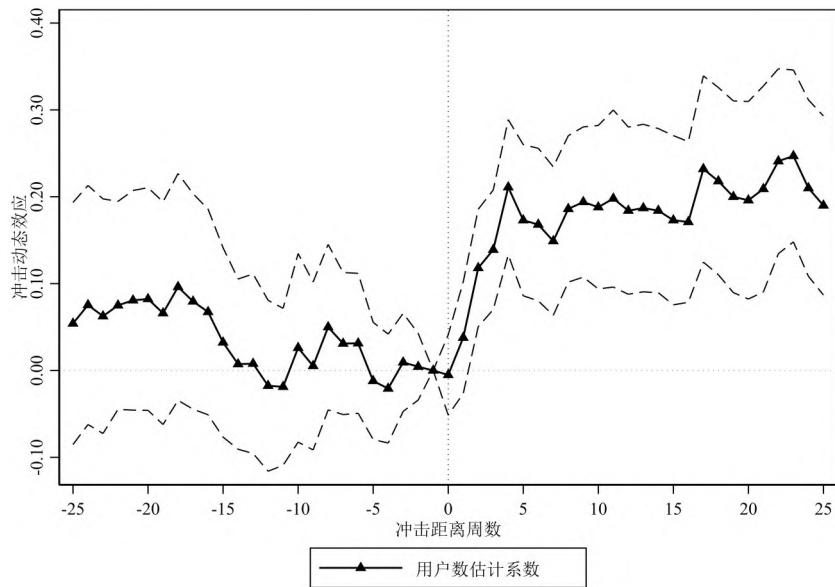
其次,本文使用国家层级数据,以中国跨境电商平台进入事件作为冲击,将被冲击的电商作为处理组,将未被冲击的电商作为对照组,考察中国跨境电商平台对东道国既有平台的影响:

$$Y_{cft} = \beta_0 + \sum_{k \in [-25, -2] \cap \mathbb{Z}} \beta^k China_EC_{ct} \times D^k + \sum_{k \in [0, 25] \cap \mathbb{Z}} \beta^k China_EC_{ct} \times D^k + \alpha_c + \gamma_t + \eta_f + \alpha_{cf} + \gamma_{cf} + \alpha_c \times t + X_{ct} + \varepsilon_{cft} \quad (A2)$$

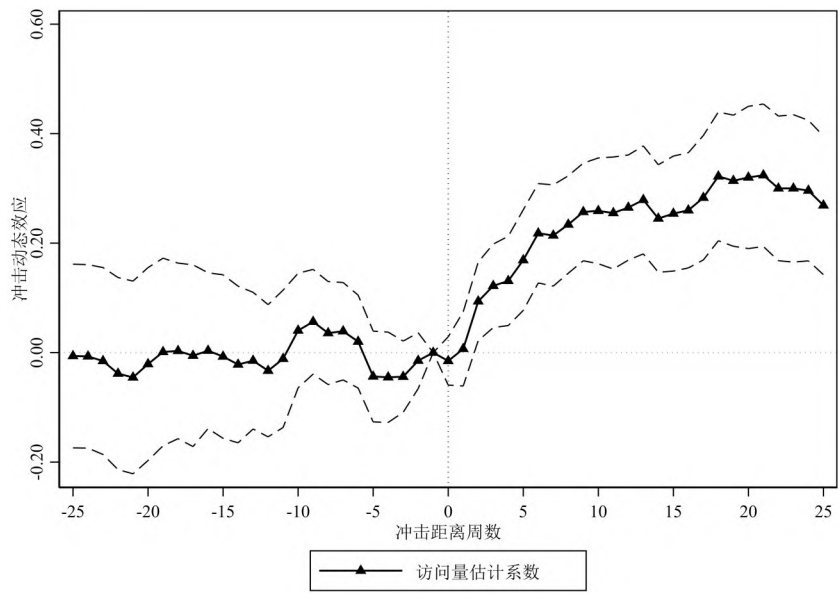
方程右侧的交互项 $China_EC_{ct} \times D^k$ 是核心解释变量,定义同上。其余变量定义均与正文双重差分方程相同。

2. 其余变量的事前平行趋势检验

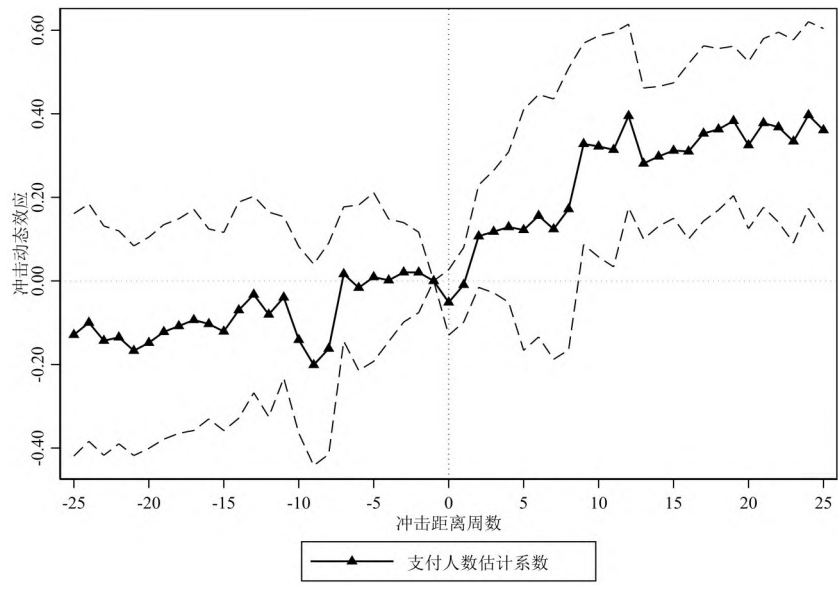
图 A2 参考正文基准回归方程,进行事前平行趋势检验。



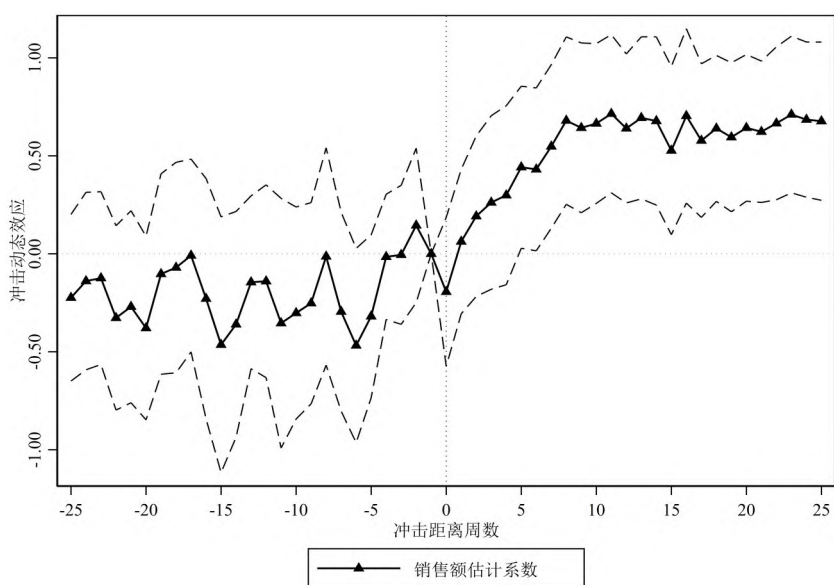
(a) 用户数



(b) 访问量



(c) 支付人数



(d) 销售额

图 A2 其余变量的事前平行趋势检验

注:本图使用了事件研究法,考察了中国跨境电商平台进入冲击对东道国既有平台的影响。三角形实心点表示中国跨境电商平台进入冲击对东道国既有平台的各被解释变量影响估计系数。三角形实心点连接而成实连线,实连线上下方虚线表示估计系数的95%置信区间。本图使用国家层面数据进行回归分析。

附录4 内生性检验正文未展示内容

本文继续针对“稳定单位处理值假设”“样本具有代表性假设”和“冲击外生性假设”3个关键假设进行检验。

第一,本文针对稳定单位处理值假设(SUTVA)进行检验。稳定单位处理值假设要求,处理组受到冲击时,对照组不受影响。这一假设可以解释为,当特姆进入美国时,只对美国既有电商平台造成影响,而不对其他国家(例如加拿大)电商平台造成影响,因而其他国家的电商平台可以作为特姆影响美国市场电商平台的对照组。为检验这一假设,本文在国家层面打乱中国跨境电商平台的进入时间。具体而言,本文按照国家名称英文字母进行排序,然后将第 n 个国家和第 $N-n$ 个国家的中国跨境电商平台进入时间互换,其中 N 表示总体国家数量。由于国家名称具有较好的外生性,因此本文能够通过互换冲击时间进而识别中国跨境电商平台进入第 n 个国家时,是否会对第 $N-n$ 个国家造成影响,最终检验稳定单位处理值假设。在互换冲击时间后,本文重新进行回归,相关结果呈现在附表3。回归结果不再显著,表明中国跨境电商平台进入一国的冲击溢出效应仅存在于该国范围内,不对其他国家市场的电商平台造成显著影响。

附表3 内生性检验:稳定单位处理值假设

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
数据层级	城市		国家				
被解释变量	ln用户数	ln访问量	ln用户数	ln访问量	ln支付人数	ln销售额	评分
$China_EC_{it}$	-0.001 (0.014)	-0.001 (0.020)	-0.016 (0.033)	-0.019 (0.037)	0.034 (0.070)	0.012 (0.045)	0.012 (0.012)
观测数	77436	77409	235235	194313	47735	14821	476977
R^2	0.882	0.860	0.456	0.411	0.534	0.839	0.193

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。括号中为国家层面的聚类稳健标准误。本表使用了中国跨境电商平台进入前后各10周进行分析。第(1)和(2)列使用城市级数据进行回归,第(3)~(7)列使用国家级数据进行回归,各列均控制了区域固定效应、时间固定效应、企业固定效应、高阶固定效应、区域时间趋势和其他控制变量。其中,区域固定效应在城市层级回归时为城市固定效应,在国家层级回归时为国家固定效应。被解释变量包括ln(用户数)、ln(访问量)、ln(支付人数)、ln(虚拟产品销售额)、评分。

第二,本文检验样本选择问题。在国家 and 地区层面,本文数据包含68个国家和地区,未包含的国家和地区主要是小型经济体(例如大洋洲岛屿国家)和相对落后经济体(例如非洲内陆国家),这些经济体的电商平台市场规模非常小,因此这些样本缺失不会对本文结果造成较大影响。但是在城市层面,本文数据包含434个城市,数据存在一定缺失情况。对于大型经济体,本文数据包含较多城市,例如美国有48个城市的数据,而对于小型经济体,本文数据则只有少量城市,但至少包含首都,例如瑞典只有斯德哥尔摩的数据。因此,数据缺失部分是由于样本选择,关键在于非首都城市的缺失。虽然本文在国家 and 地区整体层面的回归一定程度上缓解了城市缺失问题,但其依然可能造成城市层面回归结果有偏。为此,本文通过区分首都城市和非首都城市样本,并进行分组回归,通过检验中国跨境电商平台的影响在首都城市与非首都城市是否有明显差异,进而考察本文结论能否外推至缺失较为严重的非首都城

市。相关结果呈现在附表4。回归结果表明,中国跨境电商在首都城市的影响与非首都城市的影响幅度较为接近,因此样本选择和非首都城市数据缺失问题的影响较小,样本具有代表性。

附表4 内生性检验:样本选择问题

	(1)	(2)	(3)	(4)
数据层级	首都城市		非首都城市	
被解释变量	ln用户数	ln访问量	ln用户数	ln访问量
$China_EC_{it}$	0.121*** (0.017)	0.137** (0.064)	0.122*** (0.018)	0.135*** (0.033)
观测数	5261	5261	43057	43057
R ²	0.837	0.829	0.893	0.860

注:***p<0.01,**p<0.05,*p<0.1。括号中为国家层面的聚类稳健标准误。本表使用了中国跨境电商平台进入前后各10周进行分析。第(1)和(2)列使用首都城市数据进行回归,第(3)和(4)列使用非首都城市数据进行回归,各列均控制了区域固定效应、时间固定效应、企业固定效应、高阶固定效应、区域时间趋势和其他控制变量。其中,区域固定效应在城市层级回归时为城市固定效应,在国家层级回归时为国家固定效应。

第三,以下呈现工具变量法的正文未展示内容。

工具变量回归结果的准确性有赖于所选取的工具变量是否满足相关性和外生性要求。本文选取“该国最大港口与中国广州港口的航运距离”作为中国跨境电商平台进入一国市场(核心解释变量)对东道国既有平台影响研究的工具变量。本文选取广州港作为参考点具有合理性:一方面,广州是广东省地理和经济中心,广州港与外国最大港口的地理距离,很大程度上能够体现广东省与外国最大港口的综合距离;另一方面,广州作为中国南方重要的外贸枢纽、国际航运中心和跨境电商核心集散地,其本身是中国跨境电商平台开展海外市场布局的关键物流节点与货源组织基地。

工具变量满足相关性要求:航运距离作为跨境电商运营的核心物流成本与效率代理指标,直接影响中国跨境电商平台的市场进入决策与运营可行性。一方面,中国跨境电商出口品类以消费品为主,而消费品主要通过海路运输^①;另一方面,航运距离越短,意味着货物运输时间更短、物流损耗更低、跨境物流成本占平台运营成本的比重越小,平台在当地市场的价格竞争力与服务响应速度优势越显著,从而显著提升中国跨境电商平台进入该国市场的概率与强度。例如,东南亚与中国地理位置接近,因此常常成为中国跨境电商平台出海的第一站,而南美洲与中国相距最远,因此也是中国跨境电商平台占据市场份额最少的区域之一。同时,该工具变量具备较好的外生性。东道国港口与广州港口的航运距离是由地理区位优势决定的客观固有属性,属于历史形成的外生地理特征,不受样本期内该国当地既有电商平台的发展规模、市场竞争格局、运营效率等因变量特征的影响,不存在反向因果关系。此外,样本期内的国际贸易政策调整、技术进步(如物流信息化)等因素虽可能影响航运效率,但不会改变航运距离的客观数值。

附表5是航运距离数据,因篇幅所限,仅展示部分国家。航运距离数据来源为完形系统(Gestalt Systems)开发并运营的海事数据与应用平台,网址:<https://app.aquaplot.com/explorer>。

附表5 航运距离工具变量数据描述

国家	最大港口	与广州港航运距离(海里)	港口信息
阿根廷	布宜诺斯艾利斯	10283	阿根廷最大港口,南美东海岸核心港口
巴西	桑托斯港	10510	巴西最大港口、南美第一大港
德国	汉堡港	13353	德国最大港口,欧洲最大内河港兼海港
法国	马赛港	12820	法国最大港口,地中海沿岸最大港口
英国	伦敦港	13078	英国最大港,涵盖多个港区的综合港口群
印度	孟买港	3915	印度最大港,南亚西海岸核心港口
意大利	热那亚港	12840	意大利最大港,地中海西北部重要枢纽
日本	横滨港	1369	日本最大港,中日跨太平洋短途航线
韩国	釜山港	1251	韩国最大港,中韩航线主力港

附表6为内生性检验相关结果。

附表6 内生性检验:工具变量法

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
面板名称	面板1:第二阶段回归结果						
数据层级	城市		国家				
被解释变量	ln用户数	ln访问量	ln用户数	ln访问量	ln支付人数	ln销售额	评分
$China_EC_{it}$	0.121*** (0.017)	0.173*** (0.029)	0.154*** (0.012)	0.645*** (0.035)	1.253*** (0.059)	0.641*** (0.017)	0.525*** (0.055)
观测数	77486	77132	185598	145483	34271	6236	349552
面板名称	面板2:第一阶段回归结果						
数据层级	城市		国家				
被解释变量	$China_EC_{it}$						
$Distance_{it}$	-1.135*** (0.049)	-1.126*** (0.049)	-1.777*** (0.048)	-1.777*** (0.571)	-1.901*** (0.121)	-7.987*** (1.863)	-1.697*** (0.052)
安德森典型相关LM统计量 (Anderson canon. corr. LM statistic)	529.115 [0.001]	518.209 [0.001]	1283.215 [0.001]	928.993 [0.001]	234.656 [0.001]	18.153 [0.001]	1017.649 [0.001]

克雷格-唐纳德沃尔德 F 统计量 (Cragg-Donald Wald F statistic)	532.753 {16.380}	521.712 {16.380}	1348.090 {16.380}	972.031 {16.380}	245.889 {16.380}	18.372 {16.380}	1038.581 {16.380}
观测数	77486	77132	185598	145483	34271	6236	349552

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。括号中为国家层面的聚类稳健标准误。本表使用了中国跨境电商平台进入前后各10周进行分析。第(1)和(2)列使用城市级数据进行回归,第(3)~(7)列使用国家级数据进行回归,各列均控制了区域固定效应、时间固定效应、企业固定效应、高阶固定效应、区域时间趋势和其他控制变量。其中,区域固定效应在城市层级回归时为城市固定效应,在国家层级回归时为国家固定效应。第一阶段解释变量为港口距离和时间趋势的交互项,被解释变量为中国跨境电商平台进入冲击,第二阶段解释变量为第一阶段被解释变量的拟合值,被解释变量包括 $\ln(\text{用户数})$ 、 $\ln(\text{访问量})$ 、 $\ln(\text{支付人数})$ 、 $\ln(\text{虚拟产品销售额})$ 、评分。[]内为P值,{}内为弱工具变量在10%水平上的临界值。

附录5 稳健性检验正文未展示内容

正文部分未展示的稳健性检验内容包括“排除新冠疫情影响”“排除重大节日影响”“扩大中国跨境电商平台研究范围”“进一步增加控制变量”“事后分段回归”,验证了实证结论稳健性。

第一,本文排除新冠疫情影响。全球电商用户和访问规模在2019年前增长较慢,从2019年末开始快速增长,直至2023年后基本保持稳定。既有研究一般认为这是由新冠疫情所导致。为排除相关影响,附表7删除2020年后全部样本,重新进行回归,回归系数显著为正,支持本文核心结论。

附表7 稳健性检验:排除新冠疫情影响

数据层级	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)		(7)	
	城市				国家									
被解释变量	\ln 用户数	\ln 访问量	\ln 用户数	\ln 访问量	\ln 支付人数	\ln 销售额	评分	\ln 用户数	\ln 访问量	\ln 支付人数	\ln 销售额	评分	\ln 用户数	\ln 访问量
<i>China_EC_{it}</i>	0.071*	0.175***	0.108*	0.254***	0.623***	0.294***	0.254***	(0.040)	(0.044)	(0.056)	(0.045)	(0.090)	(0.001)	(0.045)
观测数	36765	36765	68207	48857	10310	2377	104292							
R ²	0.870	0.844	0.531	0.491	0.664	0.966	0.265							

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。括号中为国家层面的聚类稳健标准误。本表使用了中国跨境电商平台进入前后各10周进行分析。第(1)和(2)列使用城市级数据进行回归,第(3)~(7)列使用国家级数据进行回归,各列均控制了区域固定效应、时间固定效应、企业固定效应、高阶固定效应、区域时间趋势和其他控制变量。其中,区域固定效应在城市层级回归时为城市固定效应,在国家层级回归时为国家固定效应。被解释变量包括 $\ln(\text{用户数})$ 、 $\ln(\text{访问量})$ 、 $\ln(\text{支付人数})$ 、 $\ln(\text{虚拟产品销售额})$ 、评分。

第二,本文排除重大节日的影响。每年11月的黑色星期五、12月的圣诞节、1月和2月的元旦和春节等重大节日期间,具有电商促销、消费者采购的特征,因此对线上消费流量存在较大影响,进而可能对外生性假设提出挑战。为此,附表8排除了在每年11月~次年2月期间,受中国跨境电商平台进入冲击影响的样本,重新进行回归,回归系数较基准回归偏小,但依然显著,支持本文核心结论。

附表8 稳健性检验:排除重大节日影响

数据层级	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)		(7)	
	城市				国家									
被解释变量	\ln 用户数	\ln 访问量	\ln 用户数	\ln 访问量	\ln 支付人数	\ln 销售额	评分	\ln 用户数	\ln 访问量	\ln 支付人数	\ln 销售额	评分	\ln 用户数	\ln 访问量
<i>China_EC_{it}</i>	0.074***	0.103***	0.090**	0.314***	0.822***	0.221***	0.318***	(0.024)	(0.033)	(0.036)	(0.044)	(0.102)	(0.034)	(0.018)
观测数	48337	48337	95642	70663	16652	3137	175397							
R ²	0.868	0.841	0.464	0.421	0.512	0.936	0.377							

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。括号中为国家层面的聚类稳健标准误。本表使用了中国跨境电商平台进入前后各10周进行分析。第(1)和(2)列使用城市级数据进行回归,第(3)~(7)列使用国家级数据进行回归,各列均控制了区域固定效应、时间固定效应、企业固定效应、高阶固定效应、区域时间趋势和其他控制变量。其中,区域固定效应在城市层级回归时为城市固定效应,在国家层级回归时为国家固定效应。被解释变量包括 $\ln(\text{用户数})$ 、 $\ln(\text{访问量})$ 、 $\ln(\text{支付人数})$ 、 $\ln(\text{虚拟产品销售额})$ 、评分。

第三,本文纳入全部中国跨境电商平台作为研究对象进行研究。基准回归只识别了速卖通、希音、特姆3家访问量规模最大的中国跨境电商平台的影响,附表9将所有母公司所在地在中国的跨境电商平台纳入研究范围,也即共纳入了6家中国跨境电商平台:特姆、希音、速卖通、阿里巴巴国际站、敦煌网、淘宝,并重新进行回归。回归系数虽有所减小,可能是由于小型跨境电商平台能够提供的商品种类少、流量效应小,导致对其他电商的溢出效应较小;但同时回归系数依然显著,表明基准回归结果具有稳健性。

附表9 稳健性检验:扩大中国跨境电商平台研究范围

数据层级	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)		(7)	
	城市				国家									
被解释变量	\ln 用户数	\ln 访问量	\ln 用户数	\ln 访问量	\ln 支付人数	\ln 销售额	评分	\ln 用户数	\ln 访问量	\ln 支付人数	\ln 销售额	评分	\ln 用户数	\ln 访问量
<i>China_EC_{it}</i>	0.012	0.152***	0.052***	0.076***	0.258***	0.216***	0.012	(0.024)	(0.026)	(0.006)	(0.007)	(0.016)	(0.008)	(0.024)

观测数	94769	94769	285982	222639	51547	7520	529065
R ²	0.859	0.832	0.404	0.365	0.419	0.765	0.351

注:***p<0.01,**p<0.05,*p<0.1。括号中为国家层面的聚类稳健标准误。本表使用了中国跨境电商平台进入前后各10周进行分析。第(1)和(2)列使用城市级数据进行回归,第(3)~(7)列使用国家级数据进行回归,各列均控制了区域固定效应、时间固定效应、企业固定效应、高阶固定效应、区域时间趋势和其他控制变量。其中,区域固定效应在城市层级回归时为城市固定效应,在国家级回归时为国家固定效应。被解释变量包括ln(用户数)、ln(访问量)、ln(支付人数)、ln(虚拟产品销售额)、评分。

第四,本文进一步增加控制变量,检验遗漏变量问题。虽然本文控制了高阶和低阶固定效应和多个时变控制变量,但依然可能存在遗漏变量问题。为检验遗漏变量问题是否严重,附表10进一步纳入了世界银行数据库关于基础设施^②和消费水平^③的全部指标作为控制变量,并重新进行回归。回归结果均正向显著,且系数大小与基准回归结果较为接近,表明遗漏变量问题并不严重。

附表10 稳健性检验:增加控制变量

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
数据层级	城市			国家			
被解释变量	ln用户数	ln访问量	ln用户数	ln访问量	ln支付人数	ln销售额	评分
<i>China_EC_{it}</i>	0.100*** (0.019)	0.170*** (0.025)	0.151*** (0.043)	0.347*** (0.032)	0.510*** (0.053)	0.445*** (0.037)	0.297*** (0.013)
观测数	77486	77132	185598	145483	34271	6236	349552
R ²	0.861	0.839	0.427	0.379	0.476	0.812	0.370

注:***p<0.01,**p<0.05,*p<0.1。括号中为国家层面的聚类稳健标准误。本表使用了中国跨境电商平台进入前后各10周进行分析。第(1)和(2)列使用城市级数据进行回归,第(3)~(7)列使用国家级数据进行回归,各列均控制了区域固定效应、时间固定效应、企业固定效应、高阶固定效应、区域时间趋势和其他控制变量,并纳入正文说明的新增控制变量。其中,区域固定效应在城市层级回归时为城市固定效应,在国家级回归时为国家固定效应。被解释变量包括ln(用户数)、ln(访问量)、ln(支付人数)、ln(虚拟产品销售额)、评分。

第五,本文通过事后分段回归,检验既往冲击无滞留(no-carryover)效应假设(德·谢斯马丁等,2025)。由于本文考察的是多个中国跨境电商平台进入冲击,估计的是其平均冲击强度,因此需要检验既往冲击对未来冲击的影响是否严重。考虑到中国跨境电商平台的进入冲击间隔的平均值为981天(约140周),大部分(90%)冲击间隔都在60周以上,因此本文考察事后60周内的既往冲击影响,能够得到较为“干净”的识别结果。具体而言,附表11进行两组回归,分别考察首次冲击后的第0~30周和首次冲击后第30~60周的系数大小,如果两组回归结果较为接近,那么冲击后的影响基本保持稳定,进而可以推测既往冲击的影响会被固定效应吸收,不会影响未来冲击结果。结果显示,一方面,回归结果均正向显著,支持核心结论;另一方面,两组回归结果较为接近,因此既往冲击无滞留效应假设基本成立。

附表11 稳健性检验:事后不同时期

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
数据层级	城市			国家			
被解释变量	ln用户数	ln访问量	ln用户数	ln访问量	ln支付人数	ln销售额	评分
面板名称	面板1:事前10周+事后0~30周						
<i>China_EC_{it}</i>	0.085*** (0.014)	0.166*** (0.021)	0.368*** (0.034)	0.442*** (0.041)	0.346*** (0.072)	0.490*** (0.045)	0.193*** (0.049)
观测数	77436	77409	235235	194313	47735	14821	472965
R ²	0.882	0.860	0.458	0.413	0.535	0.844	0.304
面板名称	面板2:事前10周+事后30~60周						
<i>China_EC_{it}</i>	0.080*** (0.013)	0.192*** (0.023)	0.436*** (0.072)	0.641*** (0.073)	0.451** (0.182)	0.544*** (0.085)	0.237*** (0.031)
观测数	68856	68833	236371	194645	47814	18311	481041
R ²	0.874	0.847	0.469	0.421	0.525	0.795	0.205

注:***p<0.01,**p<0.05,*p<0.1。括号中为国家层面的聚类稳健标准误。第(1)和(2)列使用城市级数据进行回归,第(3)~(7)列使用国家级数据进行回归,各列均控制了区域固定效应、时间固定效应、企业固定效应、高阶固定效应、区域时间趋势和其他控制变量。其中,区域固定效应在城市层级回归时为城市固定效应,在国家级回归时为国家固定效应。被解释变量包括ln(用户数)、ln(访问量)、ln(支付人数)、ln(虚拟产品销售额)、评分。

第六,本文使用平衡面板回归,检验非平衡面板问题影响。本文数据时间跨度较长,包含了较多新兴电商平台企业、新兴发展中国家。虽然这部分电商平台和国家能够使得本文得出的结论更可靠,但这部分样本也存在一定数据缺失问题。为检验数据缺失问题的影响,本文选取数据缺失问题较小的样本范围进行回归分析。具体而言,附表12保留了在北美三国(美国、加拿大和墨西哥)的2018~2024年全部观测值非空的电商平台样本,即获取平衡面板数据并重新进行回归。回归结果与基准回归结果较为接近,表明非平衡面板问题影响很小,主要回归结果较为稳健。由于支付人数变量是月度数据,无法与主要数据使用相同的平衡面板结构,所以排除这一变量。

附表12 稳健性检验:北美平衡面板回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数据层级	城市			国家		
被解释变量	ln用户数	ln访问量	ln用户数	ln访问量	ln销售额	评分
<i>China_EC_{it}</i>	0.082*** (0.013)	0.235*** (0.022)	0.141*** (0.023)	0.518*** (0.027)	0.424*** (0.055)	0.366*** (0.137)
观测数	75920	75920	199446	199446	199446	199446
R ²	0.191	0.195	0.678	0.661	0.339	0.403

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。括号中为国家层面的聚类稳健标准误。本表使用了中国跨境电商平台进入前后所有样本进行分析。第(1)和(2)列使用城市级数据进行回归,第(3)~(6)列使用国家级数据进行回归,各列均控制了区域固定效应、时间固定效应、企业固定效应、高阶固定效应、区域时间趋势和其他控制变量。其中,区域固定效应在城市层级回归时为城市固定效应,在国家层级回归时为国家固定效应。被解释变量包括ln(用户数)、ln(访问量)、ln(虚拟产品销售额)、评分。

附录6 安慰剂检验正文未展示内容

正文部分未展示的安慰剂检验内容包括“禁止进入事件”和“更改进入时点”。

第一,本文以印度尼西亚政府禁止中国跨境电商平台进入作为安慰剂检验。为保护本国产业,印尼政府对国外电商实施了多项限制措施,包括限制外国商家销售、限制外国电商进入等。例如,2023年以来为保护本土中小微企业、规范市场竞争,推出了系统性跨境电商监管政策。2023年9月26日,印尼贸易部正式发布《2023年第31号贸易部长条例》,该条例是对2020年第50号条例的修订,核心要求包括:禁止社交媒体平台从事电商交易、不带社交功能的电商平台需将跨境商品单价限制在100美元以上、外国电商平台必须取得电子系统提供商许可并注册本地实体。一方面,这一政策并非针对特姆单独出台,而是覆盖全行业的监管升级;另一方面,这一政策不直接影响印尼本土电商平台的发展,因此具有一定外生性。

从特姆的进入计划与监管审批状况来看,其明确表现出“主动选择进入但未实现运营”的核心特征。作为拼多多旗下跨境电商平台,特姆于2022年9月上线后快速扩张,2023年第三季度GMV已突破50亿美元,东南亚是其重点布局的海外市场。具体到印尼市场,特姆在2023年第三季度已启动进入筹备,包括市场调研与资质申请,但受前述31号条例出台影响,其连续3次注册尝试均未成功,始终未获得印尼政府要求的电子系统提供商运营许可。2023年10月10日,印度尼西亚通信和信息部禁止了特姆的当地访问权限,次日,印尼政府责令应用商店下架特姆应用程序。此时特姆尚未开展实际交易业务,印尼用户即便能短暂访问应用也无法完成下单,较好符合安慰剂检验所需的“选择该时点进入,但未实际运营”相关定义。

为了确保“印尼禁止进入事件”的可比性,本文在此选择东南亚国家样本进行回归分析。通过将印尼(虚构处理组)与其他东南亚国家(虚构对照组)进行比较,本文进行安慰剂检验识别。这一选择的依据是,一方面,东南亚国家之间发展水平、消费文化较为接近,另一方面,特姆在东南亚其他国家(如马来西亚、泰国)均采用“先获资质后运营”的标准化模式,通过注册本地实体、获取监管许可后再开展商品销售与供应链布局,最终实现稳定运营并产生实际市场影响。而印尼禁止进入事件中,因监管政策突发收紧导致的“进入中断”,使其仅保留“进入意图”而缺失“实际运营行为”,这种情境差异为区分“选择进入效应”与“实际溢出效应”提供了准自然实验条件。

综合以上分析,特姆选择在当时进入印尼市场,却未获得经营资质,本文能够以此作为安慰剂检验事件,检验本文识别的中国跨境电商平台的溢出效应,究竟是来源于中国跨境电商平台“选择当时进入”,还是来源于中国跨境电商平台的“实际溢出影响”。附表13呈现了相关结果。结果表明,相对于基准回归,此处回归系数均不再正向显著,表明中国跨境电商平台企业的溢出效应并非“选择当时进入”,而是“实际溢出影响”。

附表13 安慰剂检验:禁止进入事件

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
数据层级	城市			国家			
被解释变量	ln用户数	ln访问量	ln用户数	ln访问量	ln支付人数	ln销售额	评分
<i>China_EC_{it}</i>	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.051)	-0.001 (0.042)	0.041 (0.075)	-0.001 (0.092)	0.001 (0.021)
观测数	2308	2308	21702	17000	4080	475	38096
R ²	0.966	0.952	0.635	0.638	0.604	0.707	0.377

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。括号中为国家层面的聚类稳健标准误。本表使用了中国跨境电商平台进入前后各10周进行分析。第(1)和(2)列使用城市级数据进行回归,第(3)~(7)列使用国家级数据进行回归,各列均控制了区域固定效应、时间固定效应、企业固定效应、高阶固定效应、区域时间趋势和其他控制变量。其中,区域固定效应在城市层级回归时为城市固定效应,在国家层级回归时为国家固定效应。被解释变量包括ln(用户数)、ln(访问量)、ln(支付人数)、ln(虚拟产品销售额)、评分。

第二,本文更改了中国跨境电商平台进入一国市场的时点。因为企业进入决策是重大商业战略,跨境电商企业可能提前布局。此处将中国跨境电商平台进入事件提前1年作为处理效应发生时间,并进行了回归分析。附表14结果表明,相对于基准回归,此处回归系数绝对值均减小,且不再显著,表明电商企业进入的提前响应问题并不严重。

附表 14 安慰剂检验:更改进入时点

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
数据层级	城市		国家				
被解释变量	ln用户数	ln访问量	ln用户数	ln访问量	ln支付人数	ln销售额	评分
<i>China_EC_{it}</i>	0.016 (0.014)	0.018 (0.015)	-0.018 (0.028)	-0.050 (0.046)	-0.106 (0.099)	0.152 (0.171)	0.032 (0.081)
观测数	59903	59903	135172	117093	27598	286	230082
R ²	0.868	0.836	0.444	0.412	0.478	0.757	0.211

注:***p<0.01,**p<0.05,*p<0.1。括号中为国家层面的聚类稳健标准误。本表使用了中国跨境电商平台进入前后各10周进行分析。第(1)和(2)列使用城市级数据进行回归,第(3)~(7)列使用国家级数据进行回归,各列均控制了区域固定效应、时间固定效应、企业固定效应、高阶固定效应、区域时间趋势和其他控制变量。其中,区域固定效应在城市层级回归时为城市固定效应,在国家级回归时为国家固定效应。被解释变量包括ln(用户数)、ln(访问量)、ln(支付人数)、ln(虚拟产品销售额)、评分。

附录 7 异质性处理效应正文未展示内容

1. 培根分解结果

附表 15 展示异质性处理效应的培根分解结果。

附表 15 处理效应的培根分解

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
数据层级	城市		国家				
被解释变量	ln用户数	ln访问量	ln用户数	ln访问量	ln支付人数	ln销售额	评分
<i>China_first_EC_{it}</i>	0.172*** (0.030)	0.187*** (0.039)	1.501*** (0.059)	0.185*** (0.007)	0.227*** (0.016)	0.513*** (0.026)	1.538*** (0.066)
Bacon 分解 1: 处理效应的不同时间点作为控制组 (Timing Groups)							
系数	-0.076	-0.153	1.014	0.119	0.122	0.324	0.093
占总体权重	0.073	0.073	0.049	0.049	0.049	0.049	0.049
Bacon 分解 2: 从未受到处理效应的个体作为控制组 (Never vs Timing)							
系数	0.191	0.213	1.526	0.188	0.232	0.523	1.613
占总体权重	0.926	0.926	0.951	0.951	0.951	0.951	0.951

注:***p<0.01,**p<0.05,*p<0.1。括号中为国家层面的聚类稳健标准误。“系数”表示分解后不同处理效应大小,“占总体权重”表示分解的该组处理效应占总效应权重。第(1)和(2)列使用城市级数据进行回归,第(3)~(7)列使用国家级数据进行回归,各列均控制了区域固定效应、时间固定效应、企业固定效应、高阶固定效应、区域时间趋势和其他控制变量。其中,区域固定效应在城市层级回归时为城市固定效应,在国家级回归时为国家固定效应。由于数据规模较大导致算力要求极高,本文在进行分解时将数据加总在年度层面,以降低运算量。被解释变量包括ln(用户数)、ln(访问量)、ln(支付人数)、ln(虚拟产品销售额)、评分。

2. 异质性稳健估计量回归结果

本文估计异质性稳健估计量。卡拉韦和桑塔安娜(2021)认为,传统双重差分法在多时间周期和处理时间点不同(Staggered Treatment Timing)的情况下存在局限性,例如难以处理异质性处理效应、平行趋势假设可能不成立、无法识别动态处理效应模式。为解决这些问题,他们提出一种更灵活的实证策略(以下简称CS方法)。他们首先按“首次接受处理的时间”划分组别,定义“组别和时间平均处理效应”,即首次处理在某期的组,在另一期的平均处理效应。这一设定适用于处理效应异质性(不同组、不同时期效应可不同)和动态效应(同一组在不同期的效应变化)。其次,CS方法利用未处理或尚未处理的单位作为对照组,排除处理后的个体内部比较。最后,CS方法采用对模型假设更稳健的双重稳健方法(Doubly Robust)进行估计。由此可见,CS方法对异质性处理效应更稳健。本文采用CS方法,并使用与前文培根权重分解方法相同的其他设定方式,最后重新进行回归。图A3呈现了城市层面针对访问量的回归结果,其表明在更严格的异质性稳健估计方法下,事前平行趋势检验基本能够通过,且本文结果依然存在,支持核心结论。

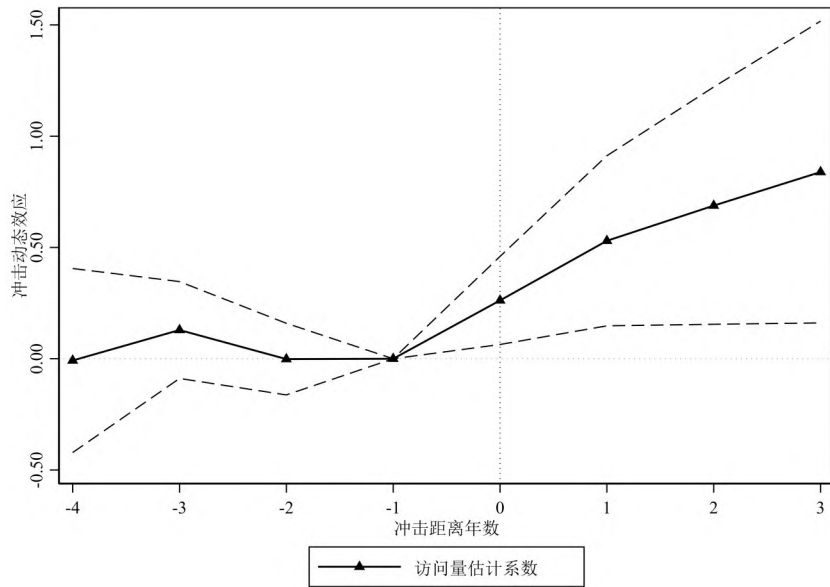


图 A3 异质性稳健估计方法

注：本图使用了异质性稳健估计方法，考察了中国跨境电商平台进入冲击对东道国既有平台的影响。三角形实心点表示中国跨境电商平台进入冲击对东道国既有平台ln(访问量)的估计系数。三角形实心点连接而成实连线，实连线上下方虚线表示估计系数的95%置信区间。本图使用城市层面年度数据进行回归分析。

附录 8 机制探讨正文未展示内容

1. 信息成本效应估计方法

以下为本文信息成本效应估计方法的详细说明。第一种估计方式借鉴马述忠和房超(2021)的实证思路,通过计算中国跨境电商平台进入东道国市场所带来的电商访问量,考察中国跨境电商平台通过降低市场整体信息成本,而对东道国既有平台形成的溢出效应。具体而言,本文在基准回归的基础上进一步引入交互项 $\ln Session_{(i,c),(t-1)} \times China_EC_{it}$,考察信息成本降低程度的异质性影响。交互项中,后者是基准回归所定义的中国跨境电商平台进入次数,前者是 $t-1$ 期的中国跨境电商平台在城市 i (或国家 c , 根据该列回归数据层级的最小地理单元确定) 的总访问量(自然对数形式)。这一定义方式的合理性在于:一方面,本文使用 $t-1$ 期的解释变量,有助于缓解反向因果的内生性问题;另一方面,本文根据最小地理单元(城市或国家)计算中国跨境电商平台访问量,有利于减少测量误差。正文表 4 面板 1 显示,交互项系数显著为正,表明中国跨境电商平台对东道国既有平台的溢出效应,对于使用中国跨境电商平台更频繁的城市(或国家)而言更加明显。这进一步显示中国跨境电商平台带来的流量惠及东道国既有平台,基于诸多既有文献的研究,这有利于信息成本的显著降低。

第二种估计方式基于“互联网是降低电商购物信息成本主要机制”的假设,即互联网普及度(网民比例)直接决定有效降低电商购物的信息成本。这一假设具有基本合理性,因为在高网民比例国家,互联网较为普及,中国跨境电商平台能促进更大规模的消费者更频繁地使用电商平台,因而更能有效降低电商购物信息成本。因此,本文引入 $Internet_{it} \times China_EC_{it}$ 交互项,前者是国家 c 第 t 期的网民比例,后者是基准回归所定义的中国跨境电商平台进入次数。同时,为进一步检验这一识别策略有效性,本文引入 $Railway_{it} \times China_EC_{it}$ 交互项,前者是国家 c 第 t 期的人均铁路里程(对数形式),后者是基准回归所定义的中国跨境电商平台进入次数。由于此处识别限定在中国跨境电商进入的前后十周,回归方程所识别的是短期效应,因此互联网等网络基础设施更有可能通过降低信息成本进而成为中外平台互利的机制,而铁路等传统基础设施则在短期难以发挥实质作用。正文表 4 面板 2 显示,互联网交互项系数显著为正,而铁路交互项不显著,表明中国跨境电商平台对东道国既有平台的溢出效应,一部分通过互联网实现,而非通过铁路实现。将互联网普及度改为人均基站数、人均服务器数等其他网络基础设施水平,或将铁路里程数改为淡水量、空路运量、水路运量等其他传统基础设施水平,均不会改变相关结论,表明相关结论具有稳健性。这些结果显示,中国跨境电商平台促进东道国既有平台发展的实现机制,与互联网普及度相关,进一步佐证了降低信息成本的机制。

2. 电商互补程度与中国跨境电商平台进入的交互项定义

本文采用两种方法衡量各电商平台互补性。

第一种方法是通过用户重叠率计算互补程度。本文引入交互项 $CrossShare_{f,c} \times China_EC_{it}$,后者是基准回归所定义的中国跨境电商平台进入次数,前者是东道国既有平台 f 与中国跨境电商平台的互补程度。为避免反向因果问题,本文按照如下方式计算互补程度。如果在中国跨境电商平台进入国家 c 之前,已经进入了一些其他国家(以 $-c$ 表示),那么中国跨境电商平台在国家 $-c$ 与电商 f 的互补程度,一定程度上反映了双方供应商及其产品的竞争与互补情况。本文通过计算用户重叠率衡量中国跨境电商平台在国家 $-c$ 与电商 f 的互补程度,用户重叠率定义为(平台共同用户数量)/(中国跨境电商平台用户数量)。

本文通过以下示例,进一步解释计算过程。特姆于 2022 年进入美国市场,其与亚马逊的用户重叠率平均为 15.7%,与沃尔玛的用户重叠率平均为 31.6%,分别记录为“特姆与亚马逊的互补程度”和“特姆与沃尔玛的互补程度”。此后,特姆于 2023 年进入加拿大市场,在考察特姆进入冲击对亚马逊和沃尔玛的影响时,本文将“美国市场中 Temu 与亚马逊的互补程度”作为“加拿大市场中特姆与

亚马逊的互补程度”的代理变量(对沃尔玛进行相同操作),考察特姆的进入冲击,是否因互补程度不同,而导致对亚马逊、沃尔玛等东道国既有平台产生异质性影响。特姆和亚马逊均为综合电商,而沃尔玛更专营生鲜食品,因此数据显示特姆与亚马逊的互补程度较低、与沃尔玛的互补程度较高。根据本文模型推论,相比于互补程度较低的亚马逊,特姆对沃尔玛的正面影响可能更大。

第二种方法是通过区分不同主营细分领域的电商平台以衡量互补程度。本文引入两组交互项,分别估计中国跨境电商平台对不同种类东道国既有平台的影响。首先,本文按照如下方式计算互补程度。本文按照电商平台的主营产品类型,将数据中的所有电商平台划分为“综合电商平台”“医药健康电商平台”“服装服饰电商平台”“二手转卖电商平台”“生鲜食品电商平台”“家电3C电商平台”和“图书文娱电商平台”共7个细分类别。综合电商平台提供全品类产品,其他平台则在特定细分领域具有优势,通过专业化经营形成差异化竞争。由于特姆和速卖通主要为综合电商平台,而希音主营服装服饰,因此本文设置两组交互项,第一组是特姆和速卖通冲击次数($Temu\&Ali_exp_EC_{it}$)与是否非综合电商平台($NonGeneral_{it}$,即与特姆和速卖通不同细分市场则为1,否则为0)的交互项,其用于估计特姆和速卖通对其他电商平台的影响,是否因互补程度不同而形成差异,第二组是希音($Shein_EC_{it}$)和是否非服装服饰电商平台($NonFastFashion_{it}$,即与希音不同细分市场则为1,否则为0)的交互项,其用于估计希音对其他电商平台的影响,是否因互补程度不同而形成差异。例如亚马逊和特姆是综合电商平台,双方的互补性相对较低,而百思买以专营电子产品为主,与特姆的互补性较高。

本文设置细分市场互补性指标的具体方法如下。本文按照电商平台的主营产品类型,将数据中的所有电商平台划分为“综合电商平台”“医药健康电商平台”“服装服饰电商平台”“二手转卖电商平台”“生鲜食品电商平台”“家电3C电商平台”和“图书文娱电商平台”共7个类别,除综合电商平台提供全种类产品外,其他平台在特定细分领域深化运营,通过专业化经营形成差异化竞争。本文进一步展示相关细分市场划分情况。综合电商平台有66个,例如亚马逊、特姆、速卖通;医药健康电商平台有2个,例如屈臣氏、沃尔格林;服装服饰电商平台有6个,例如希音、ABLY;二手转卖电商平台有11个,例如OLX;生鲜食品电商平台有9个,例如711、沃尔玛;家电3C电商平台有1个,为百思买;图书文娱电商平台有1个,为Quicket。

3. 其他机制示例说明

部分发展中国家的电商市场发展受制于缺乏高效、灵活的支付系统(戈麦斯埃雷拉等,2014)。在发达国家,信用卡是重要的线上支付方式之一。信用卡本质上是一种“信用借贷工具”,需要银行对用户的还款能力进行评估。而低收入人群往往难以满足信用卡申请的收入门槛,银行出于坏账风险考虑,也不愿向其发放信用卡。例如在肯尼亚,约46.4%的人口日均收入低于3美元^①,这类人群几乎不可能获得信用卡额度,总人口中只有24.9%拥有银行卡^②。

中国早期电商经济发展,同样遇到这一难题,并积累了相关经验。例如淘宝通过“支付宝担保交易”缓解信用卡限制。所谓“担保交易”,是指买家在下订单之后,将货款先打入一个由银行托管的第三方账户(淘宝网在银行的对公账户),淘宝网收到买家的付款信息后,通知商家发货,在买家收到货物并确认货物与描述相符时,淘宝网才会将货款交给商家。中国跨境电商平台出海时,也将这一经验带到了发展中国家。根据新华社报道^③,2019年,阿里巴巴与肯尼亚最大支付平台萨法利通信签订协议,肯尼亚用户可使用萨法利通信旗下移动支付服务M-Pesa在阿里巴巴旗下跨境电商零售平台“全球速卖通”支付购买商品。此外,阿里巴巴将支持并鼓励M-Pesa客户通过蚂蚁金服进行交易,这意味着无需信用卡也可以在速卖通上购物和交易。萨法利通信称,“此举将为肯尼亚小微型贸易商购买中国商品提供极大便利,目前阿里巴巴速卖通平台占肯尼亚跨境电子支付交易市场份额的46%左右”。在2019年与中国跨境电商平台合作后,肯尼亚线上购物比例从2017年的9.3%增长到2021年的16.3%^④,增长率超过同时期其他非洲国家(例如南非从7.9%增长到13.9%,纳米比亚从12.1%变为11.4%)。

随着肯尼亚人口和收入水平增加^⑤、线上购物人口比例扩大,肯尼亚电商市场规模不断扩大,也惠及其他电商平台。例如2023年,美国跨境电商平台亚马逊也与萨法利通信建立合作关系,使用后者的支付服务^⑥。

注释

①《全球过境与贸易:在波涛汹涌的水域中》,高盛,2024年,网址:<https://www.goldmansachs.com/insights/top-of-mind/global-transit-and-trade-in-rough-waters>。

②数据来源:世界银行数据库,网址:<https://data.worldbank.org.cn/topic/9>。

③数据来源:世界银行数据库,网址:<https://data.worldbank.org.cn/indicator/NE.CON.PRVT.KD.ZG>。

④2021年,按购买力平价计。数据来源:世界银行数据库,网址:<https://data.worldbank.org/?locations=KE-XN>。

⑤2021年,包括信用卡和借记卡。数据来源:世界银行数据库,网址:https://data360.worldbank.org/en/indicator/WB_FININDEX_FIN2_7_T_D。

⑥《阿里巴巴与肯尼亚电信服务商达成移动支付合作协议》,新华财经,2019年,网址:<https://www.cnfin.com/stock-xh08/a/20190313/1803194.shtml?f=arelated>。

⑦线上购物定义为使用手机或网络线上购买物品。数据来源:世界银行数据库,网址:https://data360.worldbank.org/en/indicator/WB_FININDEX_FIN14B_T_D。

⑧数据来源:世界银行数据库,网址:<https://data.worldbank.org/?locations=KE-XN>。

⑨《M-Pesa Partners with Amazon to Provide Global Remittance Services》,The Kenyan Wall Street,2023年,网址:<https://kenyanwallstreet.com/m-pesa-partners-with-amazon-to-provide>。

⑩中外文人名(机构名)对照:德·谢斯马丁(de Chaisemartin);卡拉韦(Callaway);桑塔安娜(Sant'Anna);戈麦斯埃雷拉(Gomez-Herrera)。

参考文献

(1)马忠忠、房超:《跨境电商与中国出口新增长——基于信息成本和规模经济的双重视角》,《经济研究》,2021年第6期。

(2)Callaway, B. and Sant'Anna, P. H. C., 2021, “Difference-in-Differences with Multiple Time Periods”, *Journal of Econometrics*, 225(2), pp.200-230.

(3) de Chaisemartin, C., d'Haultfoeuille, X., Pasquier, F., Sow, D. and Vazquez-Bare, G., 2025, "Difference-in-Differences for Continuous Treatments and Instruments with Stayers", HAL Working Paper, No. hal-03873926.

(4) Gomez-Herrera, E., Martens, B. and Turlea, G., 2014, "The Drivers and Impediments for Cross-Border E-Commerce in the EU", *Information Economics and Policy*, 28(C), pp.83-96.