

互联网搜索、需求适配性与跨境电商出口

马述忠 张道涵 潘钢健

摘要：随着数字贸易中差异化偏好的地位不断提升，如何改善供给体系对需求的适配性已成为我国推进高水平对外开放的关键问题。本文采用百度指数和跨境电商数据，首次基于需求适配性视角，系统探讨了互联网搜索对我国跨境电商出口的影响。研究表明：互联网搜索既能提高偏好识别效率，也能助力有效供给的增加，因此能通过提升需求适配性促进跨境电商出口，并影响其出口模式，包括提高拓展边际、集约边际、数量边际和新出口概率，以及降低价格边际；进一步分析显示，由于互联网搜索提升需求适配性的效果存在国家和行业异质性，当出口方搜索目的国的收益更高或所在行业对偏好信息的响应速度更快时，互联网搜索对跨境电商出口的积极作用均能得到放大。上述结论表明，为进一步提升互联网搜索等数字技术对深化供给侧结构性改革、做强做优做大数字经济等战略的积极作用，政府在助推企业识别消费者偏好信息的同时，也要促进智能制造技术的普及。

关键词：互联网搜索；跨境电商；需求适配性；消费者偏好；智能制造
[中图分类号] F752.65 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2023) 9-0052-19

一、引言及文献综述

党的十八大以来，党中央将发展数字经济上升为国家战略。长尾效应理论指出，在数字经济时代，平台对差异化偏好的聚集能使在传统经济中不被重视的个性化产品占据重要市场地位 (Brynjolfsson et al., 2011)^[1]。这意味着供给侧要改善对需求侧的适配性，必须提高偏好识别效率并增加有效供给。然而，在差异化偏好大规模涌现的同时，我国供给体系的调整却表现出明显的黏性和迟滞，有效供给不足，其需求适配性亟待提升 (郭克莎, 2022)^[2]。

数字技术应用对我国数字经济新业态需求适配性的提升至关重要，其着力点在于偏好的精准识别和供给的有效增加，而最典型的数字化工具莫过于互联网搜

[收稿日期] 2023-05-23

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“跨境电商推进我国数字贸易强国建设研究”(71973120)

[作者信息] 马述忠：浙江大学中国数字贸易研究院教授；张道涵：浙江大学中国数字贸易研究院博士研究生；潘钢健（通讯作者）：浙江大学中国数字贸易研究院博士后，电子信箱 pangangjian@zju.edu.cn

索。截至2022年6月,我国搜索引擎用户规模达8.21亿,占整体网民的78.2%^①。互联网搜索不仅广泛融入我国居民的生产生活,还具有鲜明的工具属性,以工作或学习为目的使用互联网搜索的用户比例最高,为76.5%^②。传统贸易理论指出,互联网搜索可以帮助出口方捕捉需求侧信息,提升出口规模(施炳展和金祥义,2019^[3]; Ma and Fang, 2021^[4])。然而,由于传统贸易的盈利逻辑在于利用大批量的标准化产品实现规模经济,“菜单成本”和碎片化定制生产的成本较高,且相似性偏好是其主要驱动力,因此传统贸易供给侧的需求适配性提升空间小,互联网搜索对出口方的决策支持可能局限于是否出口、库存数量、要素配置等基本策略。

与此同时,随着传统贸易向数字贸易的演变,偏好相似理论式微,差异化偏好的重要性日益凸显(郭继文和马述忠,2022)^[5],提升需求适配性成为获取差异化溢价的关键。而跨境电子商务既是传统贸易的拓展延伸,又是数字贸易的初阶形态,已成为我国“外贸新引擎”(郭四维等,2018)^[6]。随着传统贸易面临的不确定性日趋增长,跨境电商凭借着能够突破时空限制这一优势成为我国稳外贸的中坚力量。2020年,我国跨境电商进出口总额达1.69万亿元,同比增长31.1%,其中出口额增长超过40%^③。截至2022年11月,我国跨境电子商务综合试验区已达165个,形成了陆海内外联动、东西双向互济的发展格局。因此,如何提升跨境电商供给体系的需求适配性是兼具理论和现实意义的新问题。近年来,跨境电商企业借助搜索引擎等数字化工具优化供给的成功案例频频诞生(邬爱其等,2021)^[7],这很可能得益于相比传统贸易场景,互联网搜索在跨境电商模式下提升需求适配性的效果更强^④。

一方面,互联网搜索能更有效地提高跨境电商出口方对消费者偏好的识别效率。在传统贸易中,咨询贸易中介、实地市场调研等偏好识别方式对互联网搜索具有较强的替代效应。而在跨境电商中,买卖双方直接交易的扁平化模式压缩了贸易中介的生存空间。同时,较低的固定成本有利于出口方与遥远的目的国开展贸易(鞠雪楠等,2020)^[8],但此时出口方将面临严重的信息摩擦(Huang, 2007)^[9],通过实地调研等方式识别消费者偏好则会产生极高的成本。因此,作为一种无需中介、成本极低、不受距离限制的市场调研手段(金祥义和施炳展,2022)^[10],互联网搜索能够在跨境电商中更充分地提高偏好识别效率。

另一方面,互联网搜索还能进一步助力跨境电商出口方增加有效供给。与传统贸易相比,跨境电商具有智能制造常态化优势(马述忠和潘钢健,2020)^[11],而手

①参见第50次《中国互联网络发展状况统计报告》, <http://www.cnnic.net.cn/NMediaFile/2022/0926/MAIN1664183425619U2MS433V3V.pdf>。

②参见《2019年中国网民搜索引擎使用情况研究报告》, http://www.cnnic.net.cn/hlwfzyj/hlwzbg/ssbg/201910/t20191025_70843.htm。

③参见《中国电子商务报告(2020)》, <http://dzsws.mofcom.gov.cn/article/ztxx/ndbg/202109/20210903199156.shtml>。

④跨境电商按照交易模式可分为B2B、B2C等类型,本文余下部分的分析主要围绕B2C跨境电商展开。

机附件、服装饰品等跨境电商主要出口品类个性化、差异化的特点，使其与智能制造定制化、碎片化的生产技术高度契合（郭四维等，2018；杜勇等，2022^[12]）。这意味着出口方在利用互联网搜索识别消费者偏好后，还能进一步利用智能制造优势快速响应大规模的个性化需求，增加有效供给，提升供给体系对需求的适配性。

尽管需求适配性的重要性日益凸显，目前学界还未能基于供需联动视角深入探讨互联网搜索与国际贸易的关系，更没有聚焦跨境电商的研究。互联网搜索对跨境电商出口有哪些影响？上述影响是否基于需求适配性的提升来实现？回答以上问题不仅有利于拓展供需匹配效率和贸易动因的理论边界，也能为我国进一步深化供给侧结构性改革、做强做优做大数字经济提供政策启示，具有重要的理论与现实意义。有鉴于此，本文使用百度指数和跨境电商物流数据，基于需求适配性的理论视域，系统探讨了互联网搜索对跨境电商出口的影响及其作用机制。与既有研究相比，本文的边际贡献如下。

第一，在研究对象上，现有文献更多关注互联网搜索对传统贸易出口的影响（施炳展和金祥义，2019；Ma and Fang，2021；金祥义和张文菲，2021^[13]；金祥义和施炳展，2022），涉及跨境电商中互联网搜索作用的探讨则主要基于需求侧搜索行为（马述忠和濮方清，2022^[14]；马述忠和房超，2021^[15]），但上述研究均未探讨我国贸易数字化进程中需求适配性的提升逻辑。本文利用独特翔实的中国数据，首次解读供给侧针对需求侧的互联网搜索如何影响跨境电商出口，并从需求适配性视角将互联网搜索纳入跨境电商贸易动因的理论体系，同时也为解释数字经济发展的“中国速度”提供了新思路。

第二，在作用机制分析上。受限于传统贸易的供需模式，既有研究大多以信息成本为分析切入点，梳理互联网搜索降低贸易不确定性的内在逻辑（施炳展和金祥义，2019；Ma and Fang，2021）。本文基于需求适配性重构了互联网搜索影响对外贸易的机理，基于提高偏好识别效率、助力增加有效供给这两类与需求适配性直接相关的机制，详细阐释了互联网搜索对跨境电商出口具有积极作用的原因。

第三，在内生性问题处理上，本文使用的工具变量不仅包含常用的世界遗迹数量，也对明星数量这一常用工具变量进行改进（金祥义和张文菲，2021；Mondria et al.，2010^[16]），综合采用福布斯排行榜、诺贝尔奖得主和上海国际电影节获奖名单共三类国际知名人物榜单。结合国内的教育观念与舆论氛围，本文还创新性地以全球顶尖学府的分布情况作为第三类工具变量，并详细说明了指标选取的内在逻辑和处理过程，这是对后续研究中内生性问题处理的有益补充。

二、理论分析与研究假说

作为典型的在线大数据，互联网搜索数据兼具时效性与准确性（Choi and Varian，2012^[17]；刘涛雄和徐晓飞，2015^[18]），能够刻画贸易两侧对特定信息的关注程度，但既有研究大多忽略了差异化偏好驱动下供需高度联动的新特征，往往仅从其中一侧，而非同时从两侧进行探讨，与本文议题最接近的研究有两类。

第一类研究基于需求侧视角，检验了消费者的互联网搜索对我国跨境电商出口的积极作用，但未能探讨供给体系对偏好信息的响应模式和适配手段。马述忠和濮方清（2022）聚焦于消费者的商品搜索行为，发现商品搜索排名的提升能增加其销量并产生溢出效应。马述忠和房超（2021）则利用谷歌趋势指数构造了跨境电商平台在目的国的搜索热度指标，侧面验证了互联网搜索提升需求适配性的作用。遗憾的是，上述研究并未就互联网搜索和跨境电商出口的关系形成清晰的理论脉络，研究视角的不同也导致其无法为本文基于出口方搜索行为的探讨提供直接证据，但其对跨境电商平台化、智能化等特征的论述为本文的理论分析与实证设计提供了重要依据。

第二类研究主要基于供给侧信息成本视角，探讨了互联网搜索对传统贸易的影响，但未能深入分析其中需求适配性的提升逻辑。施炳展和金祥义（2019）最早探讨了互联网搜索和贸易的关系，发现供给侧对目的国的互联网搜索量越高，对需求侧信息的了解就越充分，与该国进行传统贸易出口活动的概率与规模就越大。Ma和Fang（2021）利用各国（地区）间的谷歌趋势指数与传统贸易数据得到了类似结论。金祥义和张文菲（2021）还指出，对传统贸易出口方来说，互联网搜索有助于其发掘新市场、新需求，进而延长出口时间。以上研究就互联网搜索助力出口方挖掘信息的作用已形成了较为清晰的理论框架，但未能针对消费者偏好这一重要的市场信息进行深入解读，也没有填补供给侧如何提升需求适配性的理论空白。此外，金祥义和施炳展（2022）从供给侧视角做出了补充，发现互联网搜索可以通过提升生产率水平和创新效率改进传统贸易出口产品质量，尽管未从供需联动的视角做出解释，却在一定程度上佐证了互联网搜索对供给侧的拉动作用。

虽然供给侧的互联网搜索有利于传统贸易已成理论共识，且学界对其内在机制的探讨逐渐深入，已从较为单一的信息成本视角拓展至企业生产创新视域，但可能受限于传统供需模式，既有研究都未深入探讨互联网搜索提升需求适配性的内在逻辑。本文认为，贸易演变过程中相似性偏好向差异化偏好的主导地位让渡，催生出了跨境电商区别于传统贸易的诸多业态特征，这很可能促使互联网搜索通过提升需求适配性，对跨境电商出口发挥更积极的作用。这种积极作用本质上源于出口方盈利逻辑的变化。在传统贸易中，出口方的盈利依赖标准化产品交易产生的规模经济（Krugman, 1980）^[19]，因此考虑到较高的市场进入成本，若产品在目的国可观测到的需求量低于一定水平，出口方将不会开展贸易活动。加之较高的“菜单成本”使出口方难以灵活调整供给策略，互联网搜索提升需求适配性的作用无法充分发挥。在跨境电商中，得益于较低的固定成本，出口方面临的是平台上的多个国家（地区），甚至全球消费者需求的加总（Armstrong, 2006）^[20]，此时即使是较为小众的需求也能由平台汇总后形成可观的规模（马述忠和房超，2021），获取长尾效应带来的差异化溢价成为盈利的关键。加之较低的“菜单成本”提高了供给决策的灵活程度，出口方利用互联网搜索提升需求适配性的门槛更低，收益却更高。据此，本文提出以下假说。

假说1：互联网搜索对跨境电商出口具有积极作用。

本文认为互联网搜索通过提升需求适配性促进跨境电商出口的具体机制如下：

一方面，得益于跨境电商中间环节少、市场范围大等特征，互联网搜索能有效提高出口方的偏好识别效率。在交易模式上，张洪胜和潘钢健（2021）^[21]指出跨境电商中供需双方直接交易的模式可以极大压缩中间环节，但中介的缺失也要求出口方通过互联网搜索等方式掌握更多的消费者偏好信息，以合理调整供给策略。在市场选择上，不同于传统贸易中出口方往往以邻近国家（地区）为主要市场的特征（岳云嵩和李兵，2018）^[22]，由于跨境电商省去了建立实体店铺等固定成本，出口方可以将贸易扩展至更远的市场（鞠雪楠等，2020），但遥远的距离会加剧信息摩擦（Huang，2007），并提高出口方通过实地考察等方式识别消费者偏好的成本，此时低成本的互联网搜索技术不失为更好的选择。基于上述对需求侧的分析，本文提出以下假说。

假说2：互联网搜索能通过提高偏好识别效率促进跨境电商出口。

另一方面，得益于跨境电商智能制造常态化的业态优势，互联网搜索还能助力有效供给的增加。随着消费互联网向产业互联网快速迭代，跨境电商的发展呈现出智能制造高度常态化的趋势（马述忠和潘钢健，2020）。而与传统贸易相比，跨境电商主要贸易标的的生产流程与智能制造技术的契合度更高。具体来说，手机附件、服装饰品等跨境电商主要出口品类具有个性化特点（郭四维等，2018），而智能制造技术则具有碎片化定制生产能力（杜勇等，2022）。这意味着在跨境电商出口方利用互联网搜索精准识别消费者偏好后，能够高效地将偏好衍生出的核心定制需求传递给智能制造部门，建立弹性化、灵活化的生产模块，实现供给体系对偏好信息的快速响应和精准适配（徐兰和吴超林，2022）^[23]。基于上述对供给侧的分析，本文提出以下假说。

假说3：互联网搜索能通过助力有效供给的增加促进跨境电商出口。

三、研究设计

（一）基准回归模型

为论证互联网搜索能通过提升需求适配性促进跨境电商出口，核心变量必须有利于供需动态的识别。因此，本文的核心解释变量采用国家—年份层面的互联网搜索量。该指标以国家（地区）名为搜索关键词，能够较好地代理供给侧（我国跨境电商出口企业）对需求侧（目的国）信息的搜索强度。受限于数据，无法分离来自跨境电商出口企业以外主体的搜索量，但使用宏观数据反而可以很好地将互联网搜索的信息溢出效应纳入考量（金祥义和施炳展，2022）。本文的核心被解释变量为产品—国家—年份层面的跨境电商出口量。细化至相对微观的产品层面不仅能很好地缓解反向因果问题，还有利于捕捉跨境电商的碎片化供需特征，并规避由行业间禀赋差异导致的识别偏误。以引力模型为基础，参考Lendle等（2016）^[24]、施炳展和金祥义（2019）的研究，本文基准回归模型设定如下：

$$\ln v_{ikt} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln index_{it-1} + X'_{it} \beta + \lambda_{ik} + \lambda_{kt} + \varepsilon_{ikt} \quad (1)$$

其中,被解释变量 $\ln v_{ikt}$ 表示中国第 t 年通过跨境电商方式对 i 国出口第 k 类 HS8 分位产品的总金额对数值,核心解释变量 $\ln index_{i,t-1}$ 为我国对 i 国滞后一期的互联网搜索量对数值。使用滞后数据的原因在于:一方面,同期的互联网搜索与跨境电商出口间有很强的反向因果关系,例如出口方可能更关注市场表现较好的目的国以保障持续盈利,因此使用滞后数据能缓解内生性问题;另一方面,利用互联网搜索整理需求侧信息也是出口方从事跨境电商的必要准备,其与实际出口间可能存在平台入驻、营销设计、物流布局等环节,因此使用滞后数据更符合现实逻辑。此外,对核心变量进行对数化处理后,虽然无法提取来自跨境电商企业的搜索量,但此时核心解释变量的系数更可能被低估,因为其他主体的搜索对跨境电商需求适配性和出口规模的影响程度必然相对较低,若此时还能得到显著为正的估计系数,则可以进一步增强结论的可靠性。 X'_{it} 为控制变量,包括国内生产总值对数 $\ln gdp$ 、人均国内生产总值对数 $\ln pergd$ 、实际汇率对数 $\ln r$ 和多边阻力对数 $\ln mres$ 。考虑到跨境电商的业态特点,控制变量还包括跨境电商平台热度对数 $\ln ali$ 、邮递设施环境评分对数 $\ln ipd$ 以及移动互联网活跃用户率对数 $\ln acnet$ 。 λ_{ik} 和 λ_{kt} 分别表示国家—产品和产品—年份固定效应。较严格的固定效应能很好地缓解遗漏变量问题,在本文的完整模型中,地理距离等非时变目的国特征、产品属性、样本期内目的国对不同产品的偏好程度等变量均会被固定效应吸收。 ε_{ikt} 为多维随机扰动项。

(二) 指标说明和数据来源

1. 被解释变量

本文的跨境电商数据来自深圳顺友物流有限公司。该公司数据库的独特优势在于:一方面,顺友物流服务超过 10 万家跨境电商企业,日均处理包裹量超 50 万件,是目前全球速卖通、亚马逊等跨境电商平台卖家的主要物流服务商之一,这种多平台业务模式有效降低了可能的样本选择偏误 (Gomez - Herrera et al., 2014)^[25];另一方面,数据匮乏是限制跨境电商领域实证研究的重要因素,而该数据库提供商品单价、数量、名称和进口方国家(地区)等订单信息,覆盖国家(地区)多,涉及行业广,在汇总至宏观层面后能够真实地反映中国跨境电商的出口动态和供需特征,被相关研究频繁使用 (郭继文和 马述忠, 2022; 张洪胜和 潘钢健, 2021)。为增强数据的科学性与时效性,本文选取 2017 年 1 月 1 日—2019 年 12 月 31 日上亿条有效日度包裹数据作为原始数据,使用 Python 软件提取订单信息中的完整商品名并匹配至相应的 HS8 位码,最后将数据汇总至 HS8 分位产品—国家—年份层面。

2. 核心解释变量

参考既有研究 (施炳展和金祥义, 2019; 金祥义和张文菲, 2021; 金祥义和施炳展, 2022), 互联网搜索量来自以国名为关键词的百度指数年均值,可以较为精确地反映供给侧对需求侧信息的搜索强度。百度是我国市场份额最大、成立最早的中文搜索引擎,其开发的百度指数是以网民搜索量为数据基础,以关键词为统计对象,科学分析并计算出各个关键词在百度网页搜索中的搜索频数加权,并配备严格的防作弊系统。百度指数提供 PC 端和移动端指数,本文在稳健性检验中采用

来自不同设备的搜索量，在其他部分使用的百度指数则为二者之和。

3. 控制变量

$\ln gdp$ 和 $\ln pergdp$ 来源于法国国际信息与前景研究中心 (CEPII) 的地理距离数据库 (GeoDist) 和引力数据库 (Gravity)。 $\ln rcr$ 来源于国际货币基金组织 (IMF) 的国际金融统计数据库 (IFS)。 $\ln mres$ 参考 Kanacs (2007)^[26] 的计算, 源于 CEPII 的 BACI 数据库。 $\ln ali$ 是国家层面以“AliExpress”为主题的谷歌趋势指数对数, 反映了全球速卖通这一我国最大 B2C 跨境电商平台在目的国的热度。 $\ln ipd$ 来自万国邮盟发布的邮政发展综合指数, 该指数衡量了一国邮政的可靠性、覆盖面、相关性和弹性, 可以有效代理邮政环境的发展程度。 $\ln acnet$ 由国际电信联盟提供, 选取该指标的合理性在于, 通过跨境电商方式购买商品需要消费者具有一定的数字技术熟练度, 即跨越第二阶“数字鸿沟”(Attewell, 2001)^[27], 相比移动互联网活跃用户率, 互联网覆盖率等相关指标难以考察这一点。

在完成变量匹配并去除主要变量存在异常或缺失值的样本后, 本文得到 399 528 个样本, 覆盖 147 个国家 (地区) 和三千余类产品。本文发现, 样本期内我国搜索量最高的国家依次是日本、韩国、印度、俄罗斯和美国。美国作为其中唯一的非邻国, 同时也是这期间我国跨境电商出口规模最大的国家, 该特征性事实在一定程度上为本文的主要观点提供了佐证。各变量的描述性统计见表 1。

表 1 描述性统计 (N=399528)

变量名	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln v$	3.199	2.583	-4.605	15.805
$\ln index$	8.018	0.791	5.738	9.960
$\ln gdp$	19.264	1.839	12.140	23.788
$\ln pergdp$	2.736	1.171	-1.343	4.759
$\ln rcr$	0.108	2.436	-3.149	7.553
$\ln mres$	5.568	1.291	2.975	12.641
$\ln ali$	2.736	0.993	0.000	4.615
$\ln ipd$	3.936	0.451	1.443	4.615
$\ln acnet$	4.468	0.432	1.382	5.526

四、实证分析

(一) 基准回归

表 2 为基准回归结果。在第 (1) 列中, 本文仅对两个核心变量进行包含常数项的 OLS 回归, 在第 (2) 列中, 进一步加入了全部控制变量, 在第 (3) 列中,

在加入全部固定效应的前提下，仅针对两个核心变量进行回归。以上 3 列回归结果中，核心解释变量的符号和显著度均符合本文的预期。

第（4）列展示了完整模型的估计结果， $\ln index$ 的系数显著为正，说明我国对一国互联网搜索量的增加可以显著提高对该国的跨境电商出口规模，假说 1 得证。具体来说，当其他因素不变时，互联网搜索量增加 1%，跨境电商出口规模将提高 0.181%。参考施炳展和金祥义（2019）的研究，可以发现互联网搜索对跨境电商出口的积极作用大约是其对传统贸易出口积极作用的 6 倍，这很可能得益于此时互联网搜索提升需求适配性的门槛更低、收益更高。此外， $\ln gdp$ 的系数显著为负，这可能是由于跨境电商的低成本优势和普惠性特征导致更多交易流向市场规模较小的国家。 $\ln mres$ 的系数显著为正，可能的解释是该阻力指标根据传统贸易数据计算，而目的国的传统贸易阻力反而可能成为我国对其进行跨境电商出口的机遇。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln index$	0.709 *** (0.005)	0.065 *** (0.009)	0.148 *** (0.008)	0.181 *** (0.008)
$\ln gdp$		0.419 *** (0.006)		-6.453 *** (0.305)
$\ln per gdp$		0.201 *** (0.008)		8.528 *** (0.287)
$\ln rcr$		-0.027 *** (0.003)		-0.896 *** (0.074)
$\ln mres$		0.063 *** (0.006)		0.104 *** (0.014)
$\ln ali$		0.272 *** (0.007)		0.701 *** (0.018)
$\ln ipd$		0.296 *** (0.015)		0.475 *** (0.022)
$\ln acnet$		-0.134 ** (0.017)		0.216 *** (0.036)
常数项	-2.486 *** (0.041)	-7.594 *** (0.152)	2.393 *** (0.068)	97.877 *** (5.151)
Product×Year	N	N	Y	Y
Product×Country	N	N	Y	Y
N	399 528	399 528	338 880	338 880
R ²	0.047	0.126	0.889	0.892

注：**、*** 分别表示在 5%、1% 的显著性水平上显著；括号内为国家-产品层面的聚类稳健标准误；后表如无特殊说明均如此。

（二）稳健性检验

表 3 展示了一系列稳健性检验结果。在第（1）列，本文把 $\ln index$ 从百度指数年均值替换为年度中位数，其系数同样显著为正，增强了结论的可靠性。该做法的合理性在于，受各国（地区）政党选举等重大事件影响，百度指数的日度搜索数

据存在波动峰值，使用中位数则可以在一定程度上缓解该问题。除了上述指标，本文还分别使用PC端与移动端的年均值和年度中位数进行替换变量的稳健性检验^①。

在第(2)列中，由于美国是我国跨境电商出口的第一大国，本文考察了剔除美国样本后的估计结果，还对被解释变量进行了1%的缩尾处理，回归结果汇报于第(3)列。第(2)、(3)列的结果都再次验证了基准回归结论的稳健性。

为考虑零贸易流的影响(Helpman et al., 2008)^[28]，本文采用Heckman(1979)^[29]的两阶段模型处理潜在的样本选择偏差问题。在第一阶段，基于补充零贸易流的样本，本文采用二元选择模型对我国是否通过跨境电商方式对各国(地区)出口某类产品进行回归，并根据要求增加了是否为共同法律渊源、宗教相似度、移动电话普及率等指标，得到变量 imr ，即逆米尔斯比；在第二阶段，本文将 imr 纳入基准回归模型，估计结果见表3第(4)列。可以发现， imr 的系数显著，表明本文考虑零贸易流导致的样本选择偏差问题是有意义的。与此同时， $lnindex$ 的系数显著为正且相比基准回归大幅升高，这也说明在控制了零贸易流的影响后，互联网搜索对我国跨境电商出口的积极影响依然十分稳健。

表3 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	使用中位数	剔除美国	缩尾处理	零贸易问题处理
$lnindex$	0.267*** (0.016)	0.183*** (0.008)	0.180*** (0.008)	0.340*** (0.003)
imr				6.567*** (0.051)
$Product \times Year$	Y	Y	Y	Y
$Product \times Country$	Y	Y	Y	Y
N	338 880	331 578	338 880	1 571 120
R^2	0.892	0.889	0.891	0.918

注：所有回归均控制了表2基准回归中的变量，后表如无特殊说明均相同；***表示在1%的显著性水平上显著。

(三) 内生性问题处理

本文对内生性问题进行了严格处理。首先，本文的核心解释变量是宏观指标，而被解释变量是相对微观的产品层面数据，对前者的影响极为有限；其次，本文使用了滞后一期的互联网搜索量，这同样缓解了反向因果问题；最后，关于遗漏变量，本文控制了可行方案中最为严格的国家—产品和产品—年份双重交叉固定效应。但必须指出的是，内生性问题依然不可忽视。除了遗漏变量问题无法被完全消

^①限于篇幅，检验结果未列出，可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

除，出口方如果准备调整供给策略，有可能提前通过互联网搜索深入了解需求侧市场，这就导致了潜在的反向因果问题。因此，本文通过工具变量法进一步处理内生性问题。

参考 Mondria 等（2010）的做法，本文使用的第一个工具变量是各国（地区）世界自然遗迹数量，即表 4 中的 IV_nat 。一方面，一国（地区）自然遗迹数量越多，越能够吸引我国网民出于旅游等目的搜索该国；另一方面，自然遗迹的分布具有极强的外生性，可以认为该工具变量和本文的被解释变量之间不存在直接或间接关系。因此，对于互联网搜索，世界自然遗迹数量是一个合理的正向工具变量。估计结果汇报于表 4 第（1）、（2）列，一阶段的回归结果显示 IV_nat 系数显著为正，二阶段回归中拟合指标的系数同样显著为正，这验证了上述观点，并再次说明了基准回归结论的稳健性。同时，不可识别检验与弱工具变量检验的结果都验证了工具变量的有效性。此外，世界文化遗迹数也是常用的工具变量，尽管其外生性相对自然遗迹数量较弱，本文也把世界文化遗迹数量作为工具变量进行估计，同样得到了符合预期的结果^①。

本文使用的第二个工具变量是各国（地区）知名人物数量，其内在逻辑与世界遗迹类工具变量类似，且同样具有较强的外生性。然而，既有研究对各国（地区）知名人物分布的测度方式各异。Mondria 等（2010）使用了各国（地区）知名女模特的数量，金祥义和张文菲（2021）则使用获得过劳伦斯奖、格莱美奖和奥斯卡奖的明星数量。遗憾的是，上述测度方式都局限于文娱明星，并且部分奖项在国内的知名度相对不高，同时也没有考虑不同榜单间的量纲差异。

因此，本文利用各国（地区）的福布斯亿万富豪榜年度上榜人数、诺贝尔奖累计获奖人数以及上海国际电影节累计获奖人数代理该国（地区）的知名人物分布情况。其合理性在于：第一，上述榜单在国内知名度较高，且涵盖顶级富豪、学界巨匠和文娱明星三类名人，可以更全面地衡量知名人物的分布；第二，知名人物的诞生是国家（地区）、家族和个人等层面因素综合作用的结果，具有较强的外生性，同时上述人群也不是跨境电商的主要消费群体，因此难以影响需求适配性；第三，即便是世界级的文娱类奖项也具有很强的本土偏好，例如奥斯卡奖由美国负责评选，而其得主大部分为美国明星，这就使奥斯卡获奖明星数很难客观代理我国网民关注的各国（地区）知名人物数量。而同为国际级奖项，虽然上海国际电影节中我国明星也占据较高的获奖比例，但在本文的研究背景下，由于不用考虑本国对本国的搜索或“出口”，该问题不会产生实质性干扰。考虑到三类榜单的量纲差异，本文对这三类数据分别进行归一化处理，以三类榜单在 2011 年 1 月 1 日—2015 年 12 月 31 日间各自的百度新闻头条数量为权数进行赋权加总，得到最终的各国（地区）知名人物分布情况 IV_fam 。两阶段回归结果如表 4 第（3）、（4）列所示，估计结果与相关检验均稳健。为增强结论的可靠性，本文也采用了等权相加方式构造该

^①限于篇幅未列出，查阅同前。

指标^①，与正文相比没有发生实质性变化。

本文使用的最后一类工具变量为顶尖学府在各国（地区）的分布情况。其在逻辑是，随着我国社会的飞速发展以及独生子女家庭的增多，追求优质高等教育已成为民间的主流价值取向（蔡笑岳和于龙，2007）^[30]，因此一国（地区）的顶尖学府越多，越可能吸引我国网民的搜索。而由权威机构出具的世界大学排名可以为国人提供各国（地区）顶尖学府的信息，现代媒体的介入则极大提高了相关榜单的影响力（宣小红等，2007）^[31]。同时，该指标也很难影响跨境电商的供需结构和出口特征。本文使用的大学排名数据来自英国QS公司发布的世界大学排名和上海交通大学发布的软科世界大学学术排名（ARWU），二者均为国际权威年度榜单。由于大学排名具有确定量纲，本文分别使用各国（地区）入围QS和ARWU前200名的大学数量占比作为工具变量进行估计，均得到了符合预期的结果。受限于篇幅，在表4中只展示了使用QS排名的工具变量，即IV_{qs}的回归结果，如第（5）、（6）两列所示^②。

表4 工具变量法回归结果

变量	自然遗迹		知名人物		顶尖学府	
	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnindex		3.734*** (0.137)		4.368*** (0.943)		0.907*** (0.285)
IV _{nat}	0.972*** (0.034)					
IV _{fam}			0.292*** (0.041)			
IV _{qs}					4.115*** (0.354)	
Product×Year	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Product×Country	Y	Y	Y	Y	Y	Y
不可识别检验		966.505		52.766		135.183
弱工具变量检验		833.042		51.675		137.531
N	338 880	338 880	338 880	338 880	338 880	338 880

注：世界遗迹数据来自联合国教科文组织，采用累计算法；由于新增申报的存在，采用累计算法的世界自然遗迹数量是一个时变变量，不会被固定效应吸收；明星数据来自本文对网络百科和相关榜单官网的手动整理，其中各年度福布斯亿万富豪榜重复率较高，因此仅根据对应年份榜单整理，其他两类榜单采用累计算法；关于IV_{fam}的加权处理，采用以“福布斯富豪榜”“诺贝尔奖”“上海国际电影节”为关键词的新闻头条数量为权重，能很好地体现几类奖项和相关知名人物在我国的曝光度，兼具较强的客观性和经济学含义，同时，该权重的统计时间区间也能较好地满足工具变量的外生性要求，新闻头条数据来源于百度指数官网；大学排名数据来自相应年份榜单的官方资料；不可识别检验结果为Kleibergen-Paap rk LM统计量，弱工具变量检验结果为Kleibergen-Paap rk Wald F统计量；***表示在1%的显著性水平上显著。

①限于篇幅未列出，查阅同前。

②使用ARWU排名的结果未列出，查阅同前。

(四) 机制检验

在互联网搜索对出口规模的作用机制上,既有研究都立足于传统贸易领域,采用检验中介效应或调节效应的方式验证互联网搜索降低信息成本的作用(施炳展和金祥义,2019;Ma and Fang,2021)。然而,信息成本的降低只是互联网搜索提升需求适配性的间接途径,无法体现其对需求适配性的直接影响。本文认为,互联网搜索不仅能提高跨境电商出口方对消费者偏好的识别效率,还能进一步助力有效供给的增加,这两种作用机制和需求适配性直接相关,是互联网搜索对跨境电商出口具有积极效果的深层原因。考虑到中介效应方法存在一定的局限性(江艇,2022)^[32],本文的机制检验基于调节效应思想,构造核心解释变量与机制变量的交互项,即 $\ln index \times mechanism$ 。此外,我国对各国的互联网搜索量与跨境电商出口情况都很难影响本文的机制变量,包括代理消费者偏好显性化程度的目的国特征指标和代理工业机器人使用情况的行业特征指标,因此在检验调节效应时,本文的机制变量也满足外生性要求(Balli and Sørensen,2013)^[33]。

为验证假说2,本文基于需求侧视角,检验了与目的国消费者偏好显性化程度相关的调节效应,其中,消费者偏好显性化程度主要包括跨境电商平台热度和社交媒体网络强度。

一方面,本文检验了跨境电商平台热度的调节效应。跨境电商平台的热度越高,意味着平台会得到消费者更多的关注和使用,相关网络痕迹会使消费者的偏好特征更容易被识别和归纳,即目的国消费者偏好的显性化程度越高。此时互联网搜索提高偏好识别效率的作用将大大增强,因此该指标应具有正向调节效应。本文使用的机制变量为本文实证模型中的控制变量 $\ln ali$,结果汇报于表5第(1)列,显著为正的交互项系数很好地验证了本文的观点。

另一方面,本文检验了社交媒体网络强度的调节效应。在传统贸易中,社交媒体往往仅能发挥降低搜寻成本和合同成本的媒介作用(Bailey et al.,2020)^[34]。而在由差异化偏好驱动的跨境电商中,社交媒体平台虽然很少再扮演交易媒介的角色,却允许消费者通过分享动态、发表观点等方式提高其偏好的显性化程度(Qin,2020)^[35],进而助力出口方开发国外消费者的独特需求(Shaheer and Li,2020)^[36]。因此,更高的社交媒体网络强度有利于出口方通过互联网搜索充分识别消费者偏好,该指标应具有正向调节效应。

本文基于Bailey等(2020)提供的社会联通指数构建机制变量,Bailey等(2020)衡量一国的对外社会联通指数时,原指数计算公式为两国Facebook好友对的数量与两国Facebook用户数的乘积之比;衡量一国内部的社会联通指数时,原指数计算公式的分子变为国内好友对的数量,分母变为国内用户数和国内用户数-1的乘积。鉴于Facebook是全球最大的社交媒体平台,且由于Facebook未进驻中国内地,这在很大程度上规避了其本身的贸易媒介作用,本文认为,社会联通指数本身也是社交媒体网络强度的合适代理变量,能很好地量化偏好显性化程度。不过,通过上述方式计算得到的各国内部强度远大于对外强度。考虑到量纲差异,本文首先计算了一国与其他国家的平均社交媒体网络强度,再将各国的国内强度和平

均对外强度分别进行归一化处理，最后利用熵值法赋权加总两个细分指标，得到一国的综合社交媒体网络强度。表5第(2)列展示了目的国社交媒体网络强度的调节效应，显著为正的交互项系数再次验证了互联网搜索提高偏好识别效率的作用机制。此外，本文也采用等权相加的方式构造该指标，相关回归结果依然稳健^①。

为验证假说3，本文基于供给侧视角，检验了与工业机器人增长率和新增量相关的调节效应。工业机器人作为智能制造的技术基础，能够较好地满足柔性生产要求（裴长洪和刘洪愧，2018）^[37]，因此相关指标应具有正向调节效应。基于国际机器人联合会提供的我国行业一年份层面的工业机器人存量和增量数据，本文计算了行业年度工业机器人增长率，并将其作为机制变量进行检验。之所以使用工业机器人增长率而非存量指标，是因为智能制造属于新兴技术，而早期投入生产的工业机器人可能更适合批量化、标准化的生产。相比之下，能体现工业机器人新增情况的指标更适合代理各行业具备的智能制造能力。回归结果展示于表5第(3)列，交互项系数显著为正，符合本文的预期。在表5第(4)列中，本文使用新增机器人数量的对数值作为机制变量，再次得到了符合预期的结果。

至此，本文的三个假说均得到验证，表明互联网搜索能通过提升供给体系对需求的适配性，促进跨境电商出口规模的增长。

表5 机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	需求侧：偏好识别效率		供给侧：有效供给	
	跨境电商平台热度	社交媒体网络强度	机器人增长率	新增机器人
<i>lnindex</i>	0.089*** (0.027)	0.147*** (0.011)	0.079*** (0.012)	0.049 (0.043)
<i>lnindex</i> × <i>mechanism</i>	0.033*** (0.009)	1.236*** (0.295)	0.284*** (0.021)	0.015*** (0.005)
<i>Product</i> × <i>Year</i>	Y	Y	Y	Y
<i>Product</i> × <i>Country</i>	Y	Y	Y	Y
N	338 880	327 150	295 795	295 795
R ²	0.892	0.891	0.888	0.888

注：除了控制变量 *lnali*，此表涉及的机制变量的单独影响已被固定效应吸收；产品层面分析过程中涉及的编码转换问题均得到处理；在 Bailey 等（2020）的研究中，Facebook 数据来源于 2020 年，被解释变量则是 2017 年的传统贸易数据，尽管贸易数据存在滞后，他们通过大量稳健性检验指出，基于该数据计算得到的指标在长期是较为稳定的，因此虽然本文中该指标的选取存在一定时间上的偏差，但依然可以得到较为可靠的结果；*** 表示在 1% 的显著性水平上显著。

^①限于篇幅未列出，查阅同前。

五、拓展分析

(一) 对比分析和边际分析

本文已经充分验证互联网搜索能通过提升需求适配性，对跨境电商出口规模发挥积极作用。在拓展分析中，本文进行了互联网搜索对跨境电商与传统贸易出口影响程度的对比。参考 Lendle 等（2016）的思想，本文筛选出传统贸易流中与本文跨境电商样本重合的产品种类，并将基准回归模型中的被解释变量替换为 HS6 分位下的传统贸易出口额对数，估计结果如表 6 第（1）列所示，互联网搜索不再具有显著的作用，这可能由产品范围缩小导致，也在一定程度上佐证了互联网搜索对跨境电商出口的积极作用更强。

本文主要基于边际分析的角度，探讨上述供需联动过程中跨境电商出口模式的演变，结果如表 6 第（2）—（5）列所示。

首先，本文将样本汇总至 HS6 分位层面，并以 HS6 分位下 HS8 分位产品种类数表示拓展边际，以 HS6 分位下每种 HS8 分位产品的平均出口金额表示集约边际，在取对数后替换模型中的被解释变量进行回归，估计结果如表 6 第（2）、（3）列所示。结果表明，互联网搜索很可能通过提升跨境电商的需求适配性，同时提高其出口的拓展边际和集约边际。一方面，互联网搜索有助于跨境电商出口方识别偏好信息以捕捉新的消费增长点，这大大增加了可交易产品的种类；另一方面，互联网搜索接近零成本的优势也降低了供给侧对需求侧的信息获取门槛（金祥义和施炳展，2022），在跨境电商普惠性特征的加持下，随着卖家数量的不断增多，各细分市场的规模也得以快速扩大。本文还尝试以 HS2 分位替换 HS6 分位的整合标准进行稳健性检验，并得到了一致的结论^①。

表 6 边际分析结果

变量	传统贸易	拓展边际	集约边际	数量边际	价格边际	新出口概率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnindex</i>	0.001 (0.004)	0.010 *** (0.001)	0.175 *** (0.009)	0.198 *** (0.007)	-0.017 *** (0.006)	0.009 *** (0.002)
<i>Product×Year</i>	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>Product×Country</i>	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	1 149 217	290 518	290 518	338 880	338 880	338 880
R ²	0.917	0.892	0.893	0.914	0.701	0.721

注：第（1）、（2）、（3）列中涉及产品的固定效应和标准误差聚类层级的选取均为 HS6 层面；*** 表示在 1% 的显著性水平上显著。

^①限于篇幅未列出，查阅同前。

其次, 本文将 HS8 分位下各类产品的出口数量和平均每单的出口价格取对数后替换被解释变量进行回归, 以分析数量边际和价格边际, 结果如表 6 第 (4)、(5) 列所示, 互联网搜索在促进跨境电商供需联动的过程中, 虽然提高了出口的数量边际, 但同时也降低了价格边际。出现这一现象, 可能的解释是在互联网搜索加速目的国市场细分的同时, 需求适配性的普遍提升也导致了激烈的供给侧竞争, 而跨境电商业态下出口方之间较低的信息不对称程度进一步加剧了竞争烈度, 从而呈现出“薄利多销”的模式。

最后, 为进一步验证上述观点, 本文探究了互联网搜索如何影响跨境电商的新市场出口概率, 定义两类情况为新出口: 其一, 对某国, 某一产品 2017 年没有出口, 但在 2018 年有出口, 那么无论其是否继续在 2019 年出口, 本文都只对该产品 2018 年的新出口虚拟变量赋值为 1; 其二, 对某国, 某一产品在 2017 年和 2018 年均无出口, 但在 2019 年有出口, 那么对该产品 2019 年的新出口虚拟变量赋值为 1, 其余情况新出口虚拟变量均赋值为 0。本文使用该虚拟变量替换模型中的被解释变量, LPM 回归的结果如表 6 第 (6) 列所示, 核心解释变量的系数显著为正, 这说明互联网搜索提升需求适配性的作用有利于出口方开辟新市场, 提高新出口概率。这一结论也能为上述边际分析的观点提供有力佐证, 即互联网搜索对跨境电商需求适配性的提升有利于新市场的开发, 这导致大量供给侧新企业的加入, 因此出口的拓展边际、集约边际和数量边际都显著提高, 但与此同时, 出口方也逐渐从增量挖掘进入存量争夺阶段, 随之而来的激烈竞争使得价格边际降低。为增强新出口概率结果的稳健性, 本文还尝试改变该虚拟变量的赋值方式, 回归结果中主要指标系数的估计值与显著度均未发生实质性变化^①。

(二) 异质性分析

除了出口模式, 出口规模在目的国间和行业间的分布也是重要的跨境电商出口特征。同时, 国家和行业差异也会分别从需求侧和供给侧影响互联网搜索提升需求适配性的效果。为增强研究的现实意义, 本文基于供需双侧视角, 探讨了互联网搜索提升跨境电商需求适配性过程中的国家和行业异质性。为缓解可能的辛普森悖论, 不仅采用分样本回归方法, 还进行了基于调节效应的稳健性检验, 相关结果如表 7 所示。

为基于需求侧视角探讨目的国特征引致的异质性, 本文分析的切入点为目的国是否属于“一带一路”沿线国家。之所以采用这一标准, 是因为当目的国为沿线国家时, 不仅友好的国际关系可以对出口方产生激励作用, 一些由国家搭建的公开信息平台, 例如中国“一带一路”网等, 还能够为出口方识别沿线国家的消费者偏好提供客观准确的参考信息, 放大互联网搜索提高偏好识别效率的积极作用。换言之, 此时出口方使用互联网搜索的收益更高。在表 7 第 (1) — (3) 列, 根据商务部公开资料, 当目的国是“一带一路”沿线国家时, 虚拟变量 *belt* 取 0, 否则为 1。估计结果中, 第 (1) 列 *lnindex* 的系数显著大于第 (2) 列, 且第 (3) 列中交互项系数显著为正, 符合预期。

^①限于篇幅未列出, 查阅同前。

为基于供给侧视角探讨行业禀赋引致的异质性，本文分析的切入点为各行业对数字化和市场调研的投入水平。一方面，数字化投入和互联网搜索之间存在互补效应，出口方搭建智能化决策系统、形成弹性化制造模块和推行碎片化定制生产的能力，均与行业数字化投入水平高度正相关，因此行业的数字化投入越高，互联网搜索提升需求适配性的效果越强；另一方面，市场调研投入和互联网搜索之间存在替代效应，对出口方而言，互联网搜索能以极低成本提供海量偏好信息（金祥义和施炳展，2022），可以认为其本质上是一种低门槛的市场调研活动。然而对比更高成本、更加专业的市场调研活动，互联网搜索能为出口方提供的消费者偏好信息必然包含大量噪声，整体质量相对较低。换言之，对于已经在市场调研活动中投入大量成本的行业，互联网搜索提高偏好识别效率的边际作用十分有限。

因此，当某一行业的数字化投入较高，或市场调研投入较低时，该行业的跨境电商企业都占据利用互联网搜索提升需求适配性的优势地位。为量化上述行业特征，本文利用世界投入产出数据库最新的 2014 年数据，参考 Calvino 等（2018）^[38] 基于软件投资、ICT 产业投资、在线销售等不同维度核算的行业数字强度分类结果，最终选取通讯和 IT 行业为高数字强度行业，并使用完全消耗系数法计算我国各行业对上述两个行业的平均投入，以获取行业数字化投入水平。基于相同的方法和逻辑，本文测算了各行业对市场调研行业的完全消耗系数，以获取行业市场调研投入水平。在表 7 第（4）—（6）列，借鉴 Carballo 等（2022）^[39] 的异质性检验思想，仅当样本所在行业的数字化投入水平低于样本中位数水平，且市场调研投入水平高于样本中位数水平时，虚拟变量 *adv* 取 0，否则为 1，取 0 则代表该行业的投入模式在供给侧完全不占优势。在估计结果中，第（4）列 *lnindex* 的系数显著大于第（5）列，且第（6）列中交互项系数显著为正，符合预期。

表 7 异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	需求侧：国家异质性			供给侧：行业异质性		
	“一带一路” 沿线	非“一带一路” 沿线	全样本	投入模式 占优	投入模式 非占优	全样本
<i>lnindex</i>	0.242 *** (0.014)	0.182 *** (0.012)	0.171 *** (0.011)	0.190 *** (0.010)	0.129 *** (0.023)	0.134 *** (0.023)
<i>lnindex×belt</i>			0.029 * (0.017)			
<i>lnindex×adv</i>						0.055 ** (0.025)
<i>Product×Year</i>	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>Product×Country</i>	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	163 016	174 941	338 880	251 366	44 429	295 795
R ²	0.888	0.908	0.888	0.888	0.889	0.888

注：异质性检验中使用的各虚拟变量本身已被固定效应吸收；产品层面分析过程中涉及的编码转换问题均得到处理；*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平上显著。

六、结论与政策启示

本研究结合中国数字经济发展的最新动态和传统贸易向数字贸易的演变逻辑,采用百度指数和跨境电商物流数据,首次基于需求适配性探讨了互联网搜索如何成为跨境电商贸易的动因。结论如下:第一,相比传统贸易,互联网搜索对我国跨境电商出口具有更加积极的影响。基于需求适配性视角,结合消费者偏好显性化程度和工业机器人使用情况的分析进一步表明,上述积极作用不仅源于互联网搜索对出口方偏好识别效率的提高,还归功于其能进一步助力有效供给的增加。第二,除了出口规模,互联网搜索还能通过提升需求适配性影响跨境电商的出口边际,包括提高拓展边际、集约边际、数量边际、新出口概率以及降低价格边际。第三,由于目的国特征和行业禀赋会影响需求适配性的提升效果,互联网搜索对跨境电商出口的积极作用存在国家和行业层面的异质性。若供给侧搜索信息的边际收益更大,或其对需求侧动态的响应效率更高,互联网搜索对跨境电商出口的积极作用均会更强。

鉴于提升需求适配性是我国跨境电商“稳订单,拓市场”的关键路径,基于研究结论,为进一步发挥互联网搜索通过提升需求适配性促进跨境电商出口的作用,本文提出以下政策建议。

其一,拓展信息挖掘途径,加速需求侧偏好信息显性化。通过提高偏好识别效率提升需求适配性,是互联网搜索促进跨境电商出口的重要机制。因此,政府需要加快与贸易伙伴间的信息资源流动,通过签订“丝路电商”合作备忘录、搭建公共信息平台、发布外贸国别指南等方式,提高贸易信息的时效性与准确性。同时,政府也应通过完善国内立法、参与国际规则制定、引导平台自治等方式,鼓励并规范跨境电商出口方利用互联网搜索等数字技术,从社交媒体、电商平台等多种渠道合法挖掘消费者偏好信息。此外,政府应当通过移动监管、算法监督等手段,构建跨部门、跨区域的联动协作监管平台,谨防上述过程中泄露、贩卖消费者隐私信息的非法行为。

其二,聚集数字经济发展要素,助力供给侧智能制造常态化。互联网搜索提升需求适配性的积极作用,很大程度上得益于跨境电商模式下智能制造常态化的业态优势,而智能制造的普及离不开资本、人才等数字经济发展要素的支持。因此,在资本要素上,政府可以利用起航补助、专项基金等财政工具以及发展普惠型金融平台,鼓励企业借助智能制造技术升级运作模式,并对获得金融支持的企业进行定期评估,制定有序退出机制。在人才要素上,政府要完善技术移民优惠、人才绿色通道等先进的人才引进机制,鼓励高等院校设立与人工智能相关的专业,以产学研结合为方针,建立高等院校、人力资源机构和跨境电商企业三位一体的人才联动机制,加速人工智能创新成果的价值转化。

[参考文献]

- [1] BRYNJOLFSSON E, HU Y, SIMESTER D. Goodbye Pareto Principle, Hello Long Tail: The Effect of Search Costs on the Concentration of Product Sales [J]. *Management Science*, 2011, 57 (8): 1373-1386.
- [2] 郭克莎. 供给侧结构性改革 [J]. *经济研究*, 2022, 57 (5): 4-12.

- [3] 施炳展, 金祥义. 注意力配置、互联网搜索与国际贸易 [J]. 经济研究, 2019, 54 (11): 71-86.
- [4] MA S, FANG C. The Effect of Online Search on International Trade [J]. Applied Economics, 2021, 53 (46): 5369-5384.
- [5] 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 [J]. 经济研究, 2022, 57 (3): 191-208.
- [6] 郭四维, 张明昂, 王庆, 等. 新常态下的“外贸新引擎”: 我国跨境电子商务发展与传统外贸转型升级 [J]. 经济学家, 2018 (8): 42-49.
- [7] 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 [J]. 管理世界, 2021, 37 (9): 214-233.
- [8] 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 [J]. 经济研究, 2020, 55 (2): 181-196.
- [9] HUANG R R. Distance and Trade: Disentangling Unfamiliarity Effects and Transport Cost Effects [J]. European Economic Review, 2007, 51 (1): 161-181.
- [10] 金祥义, 施炳展. 互联网搜索、信息成本与出口产品质量 [J]. 中国工业经济, 2022 (8): 99-117.
- [11] 马述忠, 潘钢健. 从跨境电子商务到全球数字贸易——新冠肺炎疫情全球大流行下的再审视 [J]. 湖北大学学报 (哲学社会科学版), 2020, 47 (5): 119-132+169.
- [12] 杜勇, 曹磊, 谭畅. 平台化如何助力制造企业跨越转型升级的数字鸿沟? ——基于宗申集团的探索性案例研究 [J]. 管理世界, 2022, 38 (6): 117-139.
- [13] 金祥义, 张文菲. 注意力配置、贸易不确定性与出口持续时间 [J]. 国际贸易问题, 2021 (7): 108-124.
- [14] 马述忠, 濮方清. 电子商务平台出口影响因素及其溢出效应——基于消费者关键词搜索视角的研究 [J]. 国际贸易问题, 2022 (1): 37-54.
- [15] 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 [J]. 经济研究, 2021, 56 (6): 159-176.
- [16] MONDRIA J, WU T, ZHANG Y. The Determinants of International Investment and Attention Allocation: Using Internet Search Query Data [J]. Journal of International Economics, 2010, 82 (1): 85-95.
- [17] CHOI H, VARIAN H. Predicting the Present with Google Trends [J]. Economic Record, 2012 (88): 2-9.
- [18] 刘涛雄, 徐晓飞. 互联网搜索行为能帮助我们预测宏观经济吗? [J]. 经济研究, 2015, 50 (12): 68-83.
- [19] KRUGMAN P. Scale Economies, Product Differentiation and the Pattern of Trade [J]. The American Economic Review, 1980, 70 (5): 950-959.
- [20] ARMSTRONG M. Competition in Two-sided Markets [J]. The Rand Journal of Economics, 2006, 37 (3): 668-691.
- [21] 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 [J]. 经济研究, 2021, 56 (9): 141-157.
- [22] 岳云嵩, 李兵. 电子商务平台应用与中国制造业企业出口绩效——基于“阿里巴巴”大数据的经验研究 [J]. 中国工业经济, 2018 (8): 97-115.
- [23] 徐兰, 吴超林. 数字经济赋能制造业价值链攀升: 影响机理、现实因素与靶向路径 [J]. 经济学家, 2022 (7): 76-86.
- [24] LENDLE A, OLARREAGA M, SCHROPP S, et al. There Goes Gravity: Ebay and the Death of Distance [J]. The Economic Journal, 2016, 126 (591): 406-441.
- [25] GOMEZ-HERRERA E, MARTENS B, TURLEA G. The Drivers and Impediments for Cross-border e-commerce in the EU [J]. Information Economics and Policy, 2014 (28): 83-96.
- [26] KANCS A. Trade Growth in a Heterogeneous Firm Model: Evidence from South Eastern Europe [J]. World Economy, 2007, 30 (7): 1139-1169.
- [27] ATTEWELL P. Comment: The First and Second Digital Divides [J]. Sociology of Education, 2001, 74 (3): 252-259.
- [28] HELPMAN E, MELITZ M, RUBINSTEIN Y. Estimating Trade Flows: Trading Partners and Trading Volumes [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2008, 123 (2): 441-487.

- [29] HECKMAN J. Sample Selection Bias as a Specification Error [J]. *Econometrica; Journal of the Econometric Society*, 1979: 153-161.
- [30] 蔡笑岳, 于龙. 我国公众教育观念研究 [J]. *教育研究*, 2007 (4): 56-60.
- [31] 宣小红, 林清华, 谭旭, 等. 大学排行评价指标体系的比较研究 [J]. *教育研究*, 2007 (12): 47-54.
- [32] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应 [J]. *中国工业经济*, 2022 (5): 100-120.
- [33] BALLI H O, SØRENSEN E. Interaction Effects in Econometrics [J]. *Empirical Economics*, 2013 (45): 583-603.
- [34] BAILEY M, GUPTA A, HILLENBRAND S, et al. International Trade and Social Connectedness [J]. *Journal of International Economics*, 2021 (129): 103418.
- [35] QINY S. Fostering Brand-consumer Interactions in Social Media: The Role of Social Media Uses and Gratifications [J]. *Journal of Research in Interactive Marketing*, 2020, 14 (3): 337-354.
- [36] SHAHEER N A, LI S. The CAGE around Cyberspace? How Digital Innovations Internationalize in a Virtual World [J]. *Journal of Business Venturing*, 2020, 35 (1): 105892.
- [37] 裴长洪, 刘洪愧. 习近平新时代对外开放思想的经济分析 [J]. *经济研究*, 2018, 53 (2): 4-19.
- [38] CALVINO F, CRISCUOLO C, MARCOLIN L, et al. A Taxonomy of Digital Intensive Sectors [R]. *OECD Science, Technology and Industry Working Paper*, 2018 (14) .
- [39] CARBALLO J, CHATRUC M R, SANTA C S, et al. Online Business Platforms and International Trade [J]. *Journal of International Economics*, 2022 (137): 103599.

Internet Search, Demand Compatibility and Exports of Cross-border E-commerce

MA Shuzhong ZHANG Daohan PAN Gangjian

Abstract: As the significance of differentiated preferences in digital trade continues to rise, improving the compatibility of the supply system to meet these preferences has become a crucial issue for China in advancing its high-level openness to the outside world. This paper, utilizing the Baidu Index and cross-border e-commerce (CBEC) data, systematically explores, for the first time, the impact of Internet search on China's CBEC exports from the perspective of demand compatibility. The research findings indicate that Internet search not only enhances preference recognition efficiency but also facilitates an increase in effective supply. Therefore, it promotes CBEC exports by enhancing demand compatibility and influences export patterns, including raising extensive margin, intensive margin, quantity margin, and probability of new export, as well as lowering price margin. Further analysis reveals that the effects of Internet search in improving demand compatibility exhibit national and industry heterogeneity. When exporters stand to gain more from searching their destination countries or when their industries respond more swiftly to preference information, the positive impact of Internet search on CBEC exports is amplified. These conclusions demonstrate that, to further the positive effects of digital technologies such as Internet search in deepening supply-side structural reforms and strengthening the digital economy, the government should not only facilitate businesses in identifying consumer preference information but also promote the widespread adoption of intelligent manufacturing technologies.

Keywords: Internet Search; Cross-border E-commerce; Demand Compatibility; Consumer Preference; Intelligent Manufacturing

(责任编辑 王 瀛)