我国企业对外直接投资二元边际增长

——基于数字文化出口贸易的解释

周念利　　王　达

摘要：近年来我国企业层面对外直接投资（OFDI）基于扩展边际实现快速增长。本文围绕我国对东道国的数字文化出口贸易是否会通过缩短文化距离进而促进 OFDI 二元边际增长展开理论阐释和经验验证。研究发现：我国对东道国开展数字文化出口贸易可以显著提升对其 OFDI 的二元边际；文化距离是数字文化出口贸易影响 OFDI 二元边际的重要机制；与东道国开展不同类型的数字文化出口贸易（包括数字图书、数字游戏和数字视听）均可提升对其 OFDI 的二元边际；数字文化出口贸易对企业 OFDI 二元边际的影响会因企业所属行业和所有制的不同而呈现异质性；与东道国开展数字文化进口贸易也可以显著提升对其 OFDI 的二元边际。本文研究结论为我国企业 OFDI 二元边际的持续增长提供了新的解释，也带来了一系列政策启示。

关键词：数字文化贸易；文化距离；对外直接投资；二元边际

［中图分类号］F744　［文献标识码］A　［文章编号］1002-4670（2024）5-0070-19

DOI:10.13510/j.cnki.jit.2024.05.009

一、引言与文献综述

近二十年来我国对外直接投资（OFDI）增长迅速。针对 OFDI 快速增长的成因，学者们展开大量研究，目前基于二元边际视角对 OFDI 增长成因进行结构性分解更是各界关注的重点。二元边际是指企业 OFDI 可沿扩展边际或集约边际两种路径实现增长。前者是指企业通过扩大 OFDI 的流出对象实现规模增长，典型表现为该企业的 OFDI 流向了东道国的“新企业”或“新行业”；后者是指企业针对既有

［收稿日期］2023-09-15

［基金项目］国家社会科学基金重点项目“美国‘印太新经济框架’下的数字贸易规则塑造及应对研究”（22AGJ008）；教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“全球数字贸易治理动向追踪及中国应对研究”（22JJD790010）；对外经济贸易大学中央高校基本科研业务费专项资金“数字内容贸易：统计测度、规制效应及经济影响评估”（CXTD14-02）；对外经济贸易大学研究生科研创新基金资助项目“数字内容出口贸易是否会促进本国企业的对外直接投资？——基于中国 A 股上市企业数据的实证检验”（202321）

［作者信息］周念利（通讯作者）：对外经济贸易大学中国 WTO 研究院、北京对外开放研究院研究员，博士生导师，电子信箱 znluibe@163.com；王达：对外经济贸易大学中国 WTO 研究院博士研究生

《中国学术期刊（光盘版）》电子杂志社编者注：本文中涉及台湾、香港、澳门的“国家”均应为“国家（地区）”，“国”均应为“国（地区）”，“国别”均应为“国别（地区）”，“country”均应为“country（region）”，“countries”均应为“countries（regions）”。

(C)1994-2024 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

投资对象追加投资，典型表现为流向“旧企业”或“旧行业”的投资规模提升。目前学者们普遍使用企业在特定年份 OFDI 所涉及的国家-子公司或国家-行业组合对的数量刻画扩展边际，用该企业在特定年份对外投资所涉及的国家-子公司或国家-行业组合对的平均投资规模刻画集约边际（Bergstrand and Egger，2007[1]；Eicher et al.，2012[2]；Yeaple，2009[3]；Araujo et al.，2015[4]；杨连星等，2020[5]）。

借鉴国际通用测算方法，本文根据中国全球投资跟踪（CGIT）数据库，基于企业层面的 OFDI 数据，对 2008—2019 年我国 OFDI 的扩展边际和集约边际进行了测算①。我国企业层面 OFDI 的集约边际总体上呈现波动下降趋势。在“一带一路”倡议的带动下，该边际在 2013 年和 2014 年虽有所回升，但在此后趋于平稳。与之相对照的是，我国企业层面 OFDI 的扩展边际虽在某些年份历经一定幅度的下降（如 2011 年受发达国家主权债务危机影响，扩展边际较前一年大幅下降），但整体呈现波动上升趋势，且年均增速较高。基于此分析，不难看出扩展边际为近年来支撑我国 OFDI 规模增长的主要来源所在，该论断与陈培如等（2016）[6] 基于宏观层面数据所做的判断一致。

近年来我国 OFDI 增长主要源于扩展边际，与集约边际相比，沿扩展边际的 OFDI 增长相对更具有稳健性和发展韧性。这也在一定程度上解释了为何历经多次全球性冲击，我国 OFDI 增长仍能呈现出稳健性和持续性②。那么究竟哪些因素在推进我国 OFDI 扩展边际的增长呢？既有研究多数尝试从母国或东道国的单一视角进行探讨。如刘海云和聂飞（2015）[7] 从母国的投资动机视角出发，认为我国实施的资源寻求型 OFDI 更倾向于通过扩大投资范围，即扩展边际实现。王忠诚等（2018）[8]、郭娟娟和杨俊（2019）[9] 对东道国金融发展水平进行测度，发现东道国高效率的金融市场有助于提升我国企业对其投资的扩展边际。杨连星和刘晓光（2017）[10] 发现东道国实施的反倾销措施有助于提升我国 OFDI 的扩展边际，但对集约边际没有影响。

事实上，与母国或东道国的单一视角相比，母国和东道国的双向互动更会影响到彼此的投资关系。近年来，双边贸易对双边投资的影响引起了学者们的重视。值得注意的是，与其他贸易相比，文化贸易兼具贸易和文化的双重属性，故其对双边投资的影响可能更为关键③。该观点也已得到沈坤荣和金刚（2018）[11]、丘俭裕（2022）[12] 等系列经验研究的证实，这些研究认为我国与东道国之间的文化距离会阻碍我国 OFDI 扩展边际的增长。因此，与东道国开展文化贸易将有助于缩短双边文化距离，进而提升对其 OFDI 的扩展边际。但是，现有研究所测算的文化贸易还只局限于传统文化贸易。所谓传统文化贸易是指依托实物介质通过海关清关进行物理传输开展的文化贸易活动。近年来受互联网等数字技术发展的推动，数字文化贸

①限于篇幅，相关结果可登录对外经济贸易大学学术刊物网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

②如 2008 年全球金融危机、2011 年全球主权债务危机，以及 2020 年的全球新冠大流行。

③限于篇幅，相关结果查阅同前。

(C)1994-2024 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

易逐渐成为文化贸易的主体。数字文化贸易主要是指通过网络信息技术等对文化内容产品实施跨境电子传输的贸易活动。该贸易活动具备三个特征：（1）贸易标的物是无形的文化产品，包括数字图书、数字音乐、数字游戏和数字视频等。（2）数字文化贸易主要表现为文化相关信息和数据的跨境流动，也即依托于网络信息技术实现电子传输，无需基于实物介质进行物理传输。（3）与数字文化贸易相对的概念是传统文化贸易，传统文化贸易是指相关文化产品需依托实物介质进行物理传输的贸易活动。目前传统文化贸易主要为货物贸易，数字文化贸易为服务贸易，二者共同构成文化贸易。根据本文估算逻辑，所估算的数字文化贸易规模基于“模式 1（跨境交付）”开展，从而避免在统计上与 OFDI 形成重叠。目前对数字文化贸易进行精准统计还存在较大挑战，基于双边数字文化贸易开展的经验研究非常有限。但数字文化贸易已成为文化贸易的重要组成部分，且近年来我国数字文化产品，包括数字游戏、以短视频为代表的数字视听产品等出口增长迅速。我国快速增长的数字文化出口是否会促进我国 OFDI 扩展边际的增长值得探究。厘清上述影响，可为我国 OFDI 扩展边际的持续增长提供新的解释。

鉴于此，本文针对我国对东道国的数字文化出口贸易是否会通过缩短双边文化距离提升对其 OFDI 的二元边际展开经验研究。本文边际贡献体现在三个方面：第一，借鉴 Banga（2019）[13] 的测算逻辑，本文对我国与 OFDI 主要对象国的双边数字文化出口贸易规模进行估算。第二，既有研究大多关注东道国层面或母国层面的政策变化、单边特征等因素对 OFDI 二元边际的影响，本文以数字文化出口贸易为出发点，分析其对双边投资关系的影响，这有助于丰富 OFDI 二元边际影响因素的相关研究。第三，本文借鉴 Lawless（2008）[14] 拓展的异质性企业模型，将文化距离作为影响企业 OFDI 固定成本和可变成本的重要因素，厘清了数字文化出口贸易对企业 OFDI 扩展边际的影响，这有助于深入探究文化贸易影响投资关系的内在机理。

二、影响机制分析

（一）数字文化出口贸易与文化距离

文化距离一方面根植于双边的集体意识中，不同国家之间在历史、宗教、政治甚至是自然环境方面的差异都会导致文化距离的存在。同时，双边的信息不对称也会加大文化距离，如因为不实信息（刘晶晶和支振锋，2021）[15] 或主观偏见而一直戴着有色眼镜看待另一个国家或民族。前者较难在短时间内改变，但是通过文化贸易往来，加速双边信息流动，降低文化层面的信息不对称，可以缩短后者导致的文化距离。相比于传统文化贸易，数字文化贸易具有时效性高、内容多样、形态生动、互动性强等优势，对双边文化距离的拉近效果更加明显。

（1）数字文化贸易时效性高。与传统文化贸易依托实物介质传输不同，数字文化贸易依托信息技术实现跨境电子传输，不仅极大提升了传播速度，也降低了贸易成本。在数字文化贸易时代，信息可以跨境实时联通，减小双边信息差。

(C)1994-2024 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

（2）数字文化贸易内容多样。借鉴美国国际贸易委员会①的界定，数字文化贸易可细分为数字图书、数字视听和数字游戏三类，在每一大类下，又具有多种多样的表现形式。如数字视听既包括通过在线传输的影视及音乐作品，也包括覆盖各个细分领域的内容创造者所录制的视频，以及学术交流培训等，种类多样、覆盖面广。海外消费者可以根据自己的兴趣爱好，选择合适的内容进行消费。这一多样化的特点，使得数字文化贸易可以从多个领域多个维度来缩短双边文化距离。

（3）数字文化贸易形态生动。受限于技术手段，消费者对于传统文化的吸收效果受个人理解能力、共情能力等的影响而差异较大。技术革新了数字文化贸易的表现形式，虚拟现实、增强现实等新技术使得数字文化产品具有更强的感染力，从而使消费者能更深入地感受到文化产品所传达的价值观和世界观，因此对文化距离的缩短效果更加明显。

（4）数字文化贸易互动性强。数字文化产品一般依托于数字平台进行传播，消费者可以通过平台同内容创作者和其他消费者互动。尤其对于一些与消费者自身固有认识差异较大的信息，比如对于一个长期以来饱受西方偏见新闻影响的消费者，认识到中国在经济发展、环境保护等领域取得的巨大成就而感到怀疑时，可以在平台听取第三方的声音，从而扭转对于中国的固有印象。而在传统文化贸易活动中，这一求证式的行为是难以实现的。

基于上述特点，本文认为数字文化贸易可以更有效地缩短双边文化距离。

（二）文化距离对二元边际的影响

现有文献大多立足于区位选择视角，研究发现文化距离对 OFDI 存在显著的负面影响（綦建红和杨丽，2012[16]；李俊久等，2020[17]）。但从 OFDI 的二元边际结构视角进行研究的文献相对较为匮乏，典型的有：刘晓光和杨连星（2016）[18] 在研究双边政治关系、东道国制度与 OFDI 二元边际之间关联时，将文化距离作为控制变量，发现文化距离对于 OFDI 二元边际存在影响；沈坤荣和金刚（2018）进一步将文化距离作为解释变量，实证检验发现文化距离对于 OFDI 的扩展边际增长存在阻碍作用，但对集约边际存在促进作用；丘俭裕（2022）将文化距离作为非正式制度差异，实证检验发现文化距离会显著抑制 OFDI 扩展边际的增长，但对 OFDI 集约边际则不存在显著影响。

考虑到现有研究中关于文化距离对 OFDI 扩展边际影响的讨论较为有限，为了进一步提升文化距离与 OFDI 二元边际之间因果关系论证的可靠性，从而得出一般性的结论，本文借鉴 Lawless（2008）拓展的异质性企业模型，将文化距离作为影响企业 OFDI 固定成本和可变成本的重要因素，分析文化距离变化对企业 OFDI 二元边际的影响。通过数理模型推导，可以验证文化距离通过提升企业 OFDI 的固定成本和可变成本，进而对于扩展边际的增长起到显著的抑制作用。但文化距离对集约边际的影响存在不确定性，可能会随观测样本的不同而得出不同的结论②。

①详见 https：//www. usitc. gov/publications/332/pub4716. pdf。

②限于篇幅，具体推导细节查阅同前。

(C)1994-2024 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

基于上述机制分析和理论推导，本文提出如下理论假说。

假说 1：数字文化出口贸易有助于提升中国对贸易对象 OFDI 的扩展边际。

假说 2：数字文化出口贸易对中国对贸易对象 OFDI 集约边际的影响存在不确定性。

假说 3：文化距离是数字文化出口贸易影响 OFDI 二元边际的重要机制。

三、变量及模型设定

（一）模型设定

基于本文的研究目的和理论假说，结合投资二元边际影响因素的相关研究，计量模型设定如下：

$$Extensive_{ijt} = b_1 culturetrade_digital_{jt} + controls + u_i + v_j + w_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

$$Intensive_{ijt} = b_2 culturetrade_digital_{jt} + controls + u_i + v_j + w_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中，$Extensive_{ijt}$ 代表企业 OFDI 的扩展边际，即本文的核心被解释变量；同时本文也对数字文化出口贸易对 OFDI 集约边际（$Intensive_{ijt}$）的影响进行了分析；$culturetrade_digital_{jt}$ 代表本文核心解释变量，即我国每年对东道国数字文化出口额的自然对数；$controls$ 代表本文所使用的一系列企业层面和国别层面的控制变量；u_i 代表企业个体固定效应，v_j 代表东道国个体固定效应，w_t 代表时间固定效应，控制多维度的固定效应以尽量避免遗漏变量的干扰。

此外，本文还检验了我国对东道国的文化产品出口总额 $culturetrade_sum_{jt}$ 对 OFDI 二元边际的提升效果，以更全面地呈现开展文化出口贸易的经济影响。

（二）变量解释及数据来源

1. 被解释变量：OFDI 二元边际

本文核心被解释变量为企业 OFDI 的二元边际。从理论内核来讲，OFDI 的扩展边际和集约边际分别揭示了企业是选择扩大投资范围还是增加投资规模实现投资增长，但是从具体的指标构建角度而言，目前学术界尚未对其形成共识。本文结合自身数据特点、研究目的和现有理论，综合借鉴 Yeaple（2009）、Araujo 等（2015）以及杨连星等（2020）对投资扩展边际的衡量方式，对扩展边际做出如下定义：扩展边际 $Extensive_{ijt}$ 定义为企业 i 第 t 年在东道国 j 所建立的跨国子公司数目。与此同时，可将集约边际 $Intensive_{ijt}$ 定义为企业 i 第 t 年在东道国 j 的平均投资规模（为了避免异方差等干扰，对其进行自然对数处理）。在稳健性检验部分，本文还采用其他的扩展边际构建指标进行检验：借鉴 Bergstrand 和 Egger（2007）、Eicher 等（2012）的做法，将 OFDI 的扩展边际定义为企业 i 第 t 年在东道国 j 所投资的国家-行业对数目。相对应地，将 OFDI 的集约边际定义为企业 i 第 t 年在东道国 j 所投资的国家-行业对平均投资额。使用上述不同定义的 OFDI 二元边际构造方式重复验证，以检验实证结果的可靠性。

现有关于投资二元边际的实证研究文献一般使用美国传统基金会设立的 CGIT 数据库，该数据库的优点是样本量大，但也具有一定的缺陷：第一，CGIT 数据库

(C)1994-2024 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

只收录投资额在一亿美元以上的投资案例，仅包括大型投资项目；第二，CGIT 数据库未收录企业层面的相关特征变量，并且难以同中国工业企业数据库进行匹配。还有一部分文献使用境外投资企业（机构）名录作为数据来源，但该数据仅体现企业的投资国家和投资次数，因此相关文献只能将对外投资的集约边际和扩展边际定义为企业投资某一东道国的次数和海外目的地的个数，显然这一定义有失精确。为了突破现有关于投资二元边际相关研究在数据层面上的不足，本文对我国 A 股上市企业的年度审计报告进行手工整理，以企业披露的每一项长期股权投资中对于境外子（孙）公司、合营公司和联营公司的直接投资额作为 OFDI 投资金额，并且剔除持股比例低于 50%的样本，以保证企业对对外投资决策具有主动权，后续以此计算企业对外投资的扩展边际和集约边际。本文使用上市企业作为研究样本具有以下几点优势：第一，上市企业年度报告会披露企业财务、经营等层面的数据，并且数据经过会计师事务所审计，具有全面性、真实性和可靠性；第二，上市企业涵盖主板、创业板和中小企业板等不同规模企业，对外投资规模也较为多元，CGIT 数据库则仅包括大型投资项目。

2. 解释变量：数字文化出口额

本文核心解释变量为中国对东道国的数字文化出口额（以美元计价，并经自然对数处理）。长期以来，受限于数据可得性，各界一直未能对双边的数字文化贸易规模做出合理统计。双边数字文化贸易规模统计数据的缺失严重限制了现有研究，为了突破这一困难，本文借鉴 Banga（2019）的核心思想，测算出我国与 72 个东道国（地区）[①] 之间在 1996—2007 年间的传统文化出口贸易平均增长率，并对平均增长率进行首尾 5%缩尾以排除极端异常值干扰。此后，使用这一历史平均增长率对我国与 72 个东道国（地区）之间自 2008—2019 年的文化出口总额进行估计。这一估计值与双边基于海关编码系统统计的实际值（即传统文化出口额）的差额即为通过在线传输取代的部分，也即数字文化出口额。最后，考虑到 2008 年金融危机以及初期数字文化出口规模较小，本文截取 2010—2019 年的双边数据进行实证分析。

此外，在异质性检验部分，本文分别探究不同类别的数字文化出口贸易对 OFDI 二元边际的影响。

3. 控制变量

为了尽量避免遗漏变量导致的内生性干扰，本文分别选取了企业个体层面和东道国层面的控制变量加入计量模型，具体见表 1。企业个体层面的控制变量均来源

①72 个东道国（地区）具体为：乌克拉、乌干达、以色列、保加利亚、加拿大、加纳、匈牙利、南非、卡塔尔、印度、印度尼西亚、厄瓜多尔、吉尔吉斯斯坦、哈萨克斯坦、哥伦比亚、喀麦隆、土耳其、坦桑尼亚、埃及、塞尔维亚、塞浦路斯、塞舌尔、墨西哥、多哥、委内瑞拉、孟加拉国、尼日利亚、巴基斯坦、巴布亚新几内亚、巴拿马、巴西、拉脱维亚、捷克、摩洛哥、文莱、斐济、斯洛伐克、斯里兰卡、新加坡、新西兰、日本、智利、柬埔寨、毛里求斯、沙特阿拉伯、波兰、泰国、澳大利亚、中国澳门、牙买加、玻利维亚、瑞士、科特迪瓦、秘鲁、立陶宛、约旦、缅甸、美国、老挝、肯尼亚、苏里南、菲律宾、蒙古、赞比亚、阿曼、阿根廷、阿联酋、韩国、中国香港、马来西亚、马达加斯加、中国台湾。

(C)1994-2024 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

于万得（WIND）数据库。（1）企业规模，以企业总资产的自然对数表示，企业规模一般是企业综合实力的反映；（2）盈利能力，以企业总资产报酬率表示，一般盈利能力也会影响企业“走出去”的成功率；（3）资本结构，以资产负债率表示，负债水平直接影响企业融资能力，进而影响企业出海；（4）企业所有制虚拟变量，现有文献普遍认为所有制会影响企业出海的动机和成功率；（5）股权结构，直接影响企业重大决策，该变量以前十大股东持股比例合计表示。

东道国层面的控制变量如下：（1）地理距离，使用国际油价美国西德克萨斯轻质原油（WTI）年平均值乘以双边地理距离表示，通过乘以国际油价可以将本身不随时间变化的地理距离转化为时变变量。国际油价 WTI 数据来源于 WIND 数据库，双边地理距离来自法国国际经济信息研究中心（CEPII）数据库。双边地理距离选用经过两个主要国家间人口或贸易聚集程度进行加权后计算的加权地理距离。（2）东道国汇率，数据来自于世界银行数据库，根据经贸理论，汇率作为交易成本直接影响贸易与投资水平。（3）东道国市场规模，以东道国 GDP 的自然对数表示，数据来源为国际货币基金组织（IMF）数据库，用以反映东道国市场规模变化对于母国投资的吸引力。

表 1　变量解释

变量标识	变量名称	注释
$Extensive_{ijt}$	OFDI 的扩展边际	原始数据整理自上市企业年报，后根据定义计算得出
$Intensive_{ijt}$	OFDI 的集约边际	
$culturetrade_digital_{jt}$	数字文化出口贸易额	本文测算所得，均对原数据加 1 后取自然对数
$culturetrade_sum_{jt}$	文化出口贸易总额	
$word_digital_{jt}$	数字图书出口贸易额	
$video_digital_{jt}$	数字视听出口贸易额	
$game_digital_{jt}$	数字游戏出口贸易额	
$size_{it}$	企业规模	企业总资产的自然对数
roa_{it}	盈利能力	企业总资产报酬率
lev_{it}	资本结构	企业资产负债率
soe_{it}	企业所有制	国企为 1，其他为 0
$top10_{it}$	股权结构	企业前十大股东持股比例合计
$Distwc_{jt}$	地理距离	年平均油价加权的地理距离
$exchangerate_{jt}$	汇率	用间接标价法表示
$\ln\ GDP_host_{jt}$	市场规模	东道国 GDP 的自然对数
$\ln Confucius_institute_{jt}$	文化距离	东道国孔子学院数的自然对数

(C)1994-2024 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

4. 中介变量

已有文献主要使用 Hofstede（1980）[19] 的文化距离概念和基于此开发的 Kogut 和 Singh（1988）[20] 的文化距离指数等变量衡量双边文化距离。但这一文化距离测度指数存在一系列问题，如：数值陈旧；该文化距离指数并非随时间变化的连续观测数据，无法反映双边文化距离随着文化贸易发展而变化的客观现实；覆盖国别较少，难以满足本文实证需求；该文化距离指数基于国际商业机器公司（IBM）管理层员工的问卷调查得出，因此可能具有一定的选择性偏误。结合本文的研究需求以及相关文献做法（彭雪清等，2022[21]；周念利等，2023[22]），选用东道国每年现存孔子学院的数量作为双边文化距离的代理变量，该数据来源为“国家汉语国际推广领导小组办公室官网”，并对该变量进行自然对数处理后使用。东道国设立的孔子学院数量越多，当地百姓对于中国文化的喜爱和认同感也越强，也即意味着双边文化距离越小。为避免极端异常值干扰，本文连续变量均进行了首尾 1%缩尾处理。

四、实证结果及分析

（一）基准回归

在基准回归之前，本文首先进行方差膨胀因子检验，排除了多重共线性干扰。表 2 分别列示了以数字文化出口贸易和文化出口贸易总额作为解释变量的回归结果，上述解释变量的估计系数均显著为正。结合前文的理论分析，可以说明数字文化出口贸易和文化出口贸易总额对于 OFDI 的扩展边际和集约边际均具有显著的提升效果。假说 1 得以证明，同时也说明假说 2 中数字文化出口贸易对于集约边际的影响是促进效应。此外，相比而言，数字文化出口贸易对 OFDI 二元边际的提升效果均优于文化出口贸易总额。

表 2　与东道国开展数字文化出口贸易对企业 OFDI 二元边际的影响

变量	（1）	（2）	（3）	（4）
	Extensive	*Intensive*	*Extensive*	*Intensive*
culturetrade_digital	0.0670***	0.4543***		
	（2.77）	（3.13）		
culturetrade_sum			0.0510**	0.3375**
			（2.14）	（2.35）
控制变量	是	是	是	是
东道国固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
N	11 065	11 065	11 202	11 202
adj. R^2	0.287	0.525	0.284	0.526
F	4.0337	7.3423	3.7777	7.6245

注：*、** 和 *** 分别代表 10%、5%和 1%的显著性水平；括号内数值为 t 值。下表同。

(C)1994-2024 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

（二）稳健性检验

为排除其他因素对于回归结果的潜在干扰，保证基准回归结果的准确性和可靠性，本文针对干扰来源，分别通过不同方式进行稳健性检验。

1. 内生性讨论

本文旨在探讨数字文化出口贸易是否能够提升我国企业 OFDI 的二元边际，对于潜在的反向因果导致的内生性干扰，分别通过双重差分估计和两阶段最小二乘（2SLS）估计予以排除。

首先，以我国数字内容企业（如腾讯视频、爱奇艺等）首次进入东道国市场作为准自然实验，建立双重差分模型（DID），检验数字文化出口贸易对 OFDI 二元边际的提升效果。处理组样本的筛选原则为：在样本观测期间，有中国数字内容企业进入该国市场的东道国为处理组，对应即为在上述目的地进行 OFDI 的企业为处理组样本。同时，对上述数字内容企业进行逐一确认，均为港股或境外上市企业，不会混杂进入本文的 OFDI 样本，从而避免对实证结果的干扰。控制组即为在样本观测时间内，从未有中国数字内容企业在当地经营的东道国所对应的 OFDI 样本。处理时间根据相应数字内容企业首次进入东道国时间进行划分，从而构建渐进式双重差分模型，通过观测双重差分处理项的估计系数即可观测数字文化出口贸易对于 OFDI 二元边际的影响，结果如表 3 所示。

表 3　与东道国开展数字文化出口贸易对企业 OFDI 二元边际的影响：双重差分估计

变量	DID	DID	PSMDID	PSMDID
	Extensive	*Intensive*	*Extensive*	*Intensive*
	（1）	（2）	（3）	（4）
Time×Treat	0. 0363 *	0. 2540 **	0. 0382 **	0. 2799 **
	（1. 90）	（2. 15）	（1. 99）	（2. 35）
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
东道国固定效应	是	是	是	是
N	11 291	11 291	11 043	11 043
adj. R^2	0. 243	0. 475	0. 251	0. 477
F	9. 7510	23. 8250	9. 2470	23. 4830

表 3 中列 1 和列 2 使用普通双重差分法进行估计，列（3）和列（4）使用倾向得分匹配—双重差分法（PSM-DID）进行估计。鉴于该模型为渐进式双重差分，因此只加入双重差分项 *Time×Treat* 并控制时间和个体固定效应，不单独加入时间处理项 *Time* 和组别处理项 *Treat*。列（1）和列（2）回归结果中，双重差分项的估计系数均显著为正，说明我国对贸易对象开展数字文化出口贸易，可显著提升我国企

(C)1994-2024 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

业对于贸易对象 OFDI 的集约边际和扩展边际。同时，为了避免选择性偏误等干扰，进一步使用倾向得分匹配后的样本进行双重差分估计，结果如表 3 列（3）和列（4）所示，结论仍保持一致。

其次，采用工具变量进行 2SLS 估计，以排除潜在的内生性干扰。在外部工具变量难以获取的情况下，参考 Desbordes 和 Vicard（2009）[23] 的相关研究，使用核心解释变量的滞后一期作为内部工具变量，回归结果如表 4 所示。

根据表 4 的 2SLS 回归结果，核心解释变量数字文化出口贸易、文化出口贸易总额对扩展边际和集约边际的回归系数均显著为正，这一结果与基准回归一致。同时，Kleibergen-Paaprk 的 LM 统计量 p 值均为 0.00，不存在工具变量识别不足的问题。Cragg-Donald Wald F 统计量均大于 16.38 这一临界值，排除弱工具变量干扰，本文工具变量选取得当。通过上述处理，在排除可能存在的内生性干扰之后，我国对于东道国的数字文化出口仍然可以显著提升对其 OFDI 的扩展边际和集约边际，证明了本文结论的可靠性。

表 4　与东道国开展数字文化出口贸易对企业 OFDI 二元边际的影响：工具变量法

项目	（1）	（2）	（3）	（4）
	Extensive	*Intensive*	*Extensive*	*Intensive*
culturetrade_digital	0.0151***	0.3313***		
	（5.01）	（10.33）		
culturetrade_sum			0.0112***	0.3126***
			（4.34）	（11.27）
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
N	8 044	8 044	8 167	8 167
F	4.8637	31.6800	4.0400	35.6200
CD Wald F	5.2e+05	5.2e+05	1.3e+06	1.3e+06
KP rk LM（p 值）	0	0	0	0

2. 更换数据及变量

目前学术界对于 OFDI 二元边际的定义并不统一，除本文基准回归部分使用的指标外，部分学者使用企业一年中 OFDI 的国家—行业对数目作为扩展边际的衡量指标，以此反映企业对 OFDI 的多元化情况；使用企业一年中 OFDI 的国家-行业对的平均投资额作为集约边际的衡量指标，用以反映企业 OFDI 的集中度情况（Bergstrand and Egger，2007；Eicher et al.，2012）。这种二元边际指标的构造方式需要获知企业每一笔投资所对应的行业情况，因此一般使用 CGIT 数据作为研究样本。本文进一步使用 CGIT 数据，按照投资年份和东道国与数字文化出口贸易数据进行

(C)1994-2024 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

匹配，并按照上述方法构建 OFDI 二元边际指标再次进行检验。通过替换样本数据和指标构建的方式，避免使用某一特定样本数据进行回归所可能产生的估计偏误，从而证明本文理论的一般性与普适性。

如前文所述，由于 CGIT 数据库并未披露企业层面的核心控制变量，因此本文通过加入企业个体固定效应、时间固定效应和东道国固定效应来避免遗漏变量干扰。表 5 中，解释变量数字文化出口贸易和文化出口贸易总额的估计系数均显著为正，表明在不同样本数据和二元边际构造指标的检验下，数字文化出口贸易和文化出口贸易总额均可提升我国对于东道国 OFDI 的二元边际，再次证明了本文基准回归结果的可靠性和普适性。

表 5　与东道国开展数字文化出口贸易对企业 OFDI 二元边际的影响：替换数据和变量

变量	*Extensive_CGIT*	*Intensive_CGIT*	*Extensive_CGIT*	*Intensive_CGIT*
	（1）	（2）	（3）	（4）
culturetrade_digital	0.0390* （1.79）	0.0160*** （2.78）		
culturetrade_sum			0.0348** （2.30）	0.0077* （1.89）
控制变量	否	否	否	否
时间固定效应	是	是	是	是
东道国固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
N	1 602	1 950	1 853	2 226
adj. R^2	0.818	0.062	0.802	0.008
F	3.2122	7.7106	5.2730	3.5849

3. 排除“一带一路”倡议的干扰

“一带一路”倡议从提出之初，就旨在开创我国对外开放新格局，通过投资便利化建设等措施加强我国企业与沿线经济体的经贸交往。虽然本文在前述实证中通过加入多重固定效应、使用双重差分估计等尽量排除潜在干扰，但也有必要进一步处理“一带一路”倡议对于实证结果的影响。本文首先剔除在样本观测时间内，在共建“一带一路”的经济体进行 OFDI 的企业样本，使用剩余企业样本进行实证检验。其次，考虑到“一带一路”倡议对于 OFDI 的主要影响渠道是通过签署双边投资协定和加强政治交流实现，本文在原有控制变量的基础上进一步加入中国与东道国之间年度外交互访次数以及中国与东道国双边投资协定签署情况虚拟变量进行实证检验，数据来源分别为中国外交部和联合国贸发会议（UNCTAD）。

回归结果如表 6 所示，前两列为剔除参与共建“一带一路”倡议样本的回归结果，后两列为加入中国与东道国之间年度外交互访次数以及中国与东道国双边投

(C)1994-2024 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

资协定签署情况虚拟变量的回归结果。上述回归结果中核心解释变量的估计系数均显著为正，说明排除“一带一路”倡议的潜在干扰后，仍可以验证数字文化出口贸易对于 OFDI 二元边际的提升作用。

表 6　与东道国开展数字文化出口贸易对企业 OFDI 二元边际的影响：排除“一带一路”干扰

变量	剔除样本	剔除样本	加入相关变量	加入相关变量
	Extensive	*Intensive*	*Extensive*	*Intensive*
	（1）	（2）	（3）	（4）
culturetrade_digital	0. 1669 *** （3. 36）	0. 7160 *** （2. 63）	0. 0672 *** （2. 78）	0. 4587 *** （3. 16）
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
东道国固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
N	8 406	8 406	11 065	11 065
adj. R^2	0. 343	0. 545	0. 287	0. 525
F	4. 8250	7. 3750	3. 3110	6. 1150

（三）进一步分析

1. 影响机制分析

本文借鉴江艇（2022）[24]、李万利等（2023）[25] 的中介效应检验方法，以东道国年度孔子学院数量作为双边文化距离的代理变量，进行机制检验。东道国设立的孔子学院数量越多，说明对于我国文化认同度越高，双边文化距离越小。首先检验核心解释变量数字文化出口贸易对于中介变量的影响，此外为了提升中介变量对于 OFDI 二元边际因果效应论证的充分性，本文进一步检验了中介变量对于 OFDI 二元边际的影响。

根据表 7 列（1）和列（2）的回归结果，数字文化出口贸易和文化出口贸易总额的估计系数均显著为正，说明不同类型的文化出口贸易交往均可以缩短双边文化距离。列（3）和列（4）进一步检验了文化距离对于 OFDI 二元边际的影响，文化距离代理变量孔子学院的估计系数显著为正，说明双边文化距离缩小可以提升 OFDI 二元边际，也即文化距离的确对 OFDI 二元边际起到阻碍作用。上述结果证明文化距离是数字文化出口贸易影响 OFDI 二元边际的重要渠道，假说 3 得以证明。

2. 基于数字文化产品类别的异质性分析

根据文化贸易产品的底层 HS 编码，本文将数字文化出口贸易分为数字视听出口、

(C)1994-2024 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

表 7　文化距离的中介效应检验

变量	ln*Confucius_institute*	ln*Confucius_institute*	*Extensive*	*Intensive*
	（1）	（2）	（3）	（4）
culturetrade_digital	0. 1573 *** （42. 59）			
culturetrade_sum		0. 1404 *** （37. 54）		
ln*Confucius_institute*			0. 1896 ** （2. 55）	0. 7148 * （1. 81）
控制变量	仅宏观层面	仅宏观层面	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	否	否	是	是
东道国固定效应	是	是	是	是
N	9 614	9 725	9 646	9 645
adj. R^2	0. 997	0. 997	0. 295	0. 527
F	722. 8808	605. 5435	3. 2057	22. 7751

数字游戏出口和数字图书出口三大类。不同类别的数字文化产品在传播力、影响力、互动性和规范性等方面都存在明显的差异，因此数字图书、数字视听和数字游戏对于投资二元边际的提升效果可能也存在显著差异。相比较而言，数字视听的传播性、亲和性最强，在有限的时间内多维度（如 3D、4D 电影）为消费者注入所要传达的文化信息，具有较强的冲击力。并且诸如短视频等新的数字视听呈现形式也赋予其良好的传播力，更有利于文化信息的广泛传播。数字图书传递的文化信息相对更客观更严肃，如：数字图书能为国际经贸领域的决策者提供客观的资料支撑。数字游戏的互动性和娱乐性最强，消费群体主要是年轻人。但现有的数字游戏作品主要依靠古典文学和神话传说等题材进行加工，与现实生活有一定距离。基于上述理论分析，难以直接推测不同类型数字文化产品出口对于 OFDI 二元边际提升效果的强弱差异，需要通过实证检验进行说明。

根据表 8 的回归结果，各列中解释变量的估计系数均显著为正，说明数字视听、数字图书和数字游戏出口对投资的扩展边际和集约边际均有显著的提升效果，证实了不同的数字文化产品出口均可以显著提升对东道国投资的二元边际。

此外，由于集约边际变量已经取过自然对数，此时解释变量的估计系数即为影响弹性。可以通过比较不同类型数字文化产品出口对 OFDI 集约边际的影响弹性，进而比较与东道国开展不同产品的数字文化出口贸易对于 OFDI 集约边际提升效果的差异。根据表 8 回归结果，数字视听的弹性系数最大，其次为数字图书，数字游戏最小。由此可见，数字视听对于 OFDI 集约边际的提升效果最为明显。这一结果

(C)1994-2024 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

也初步说明，数字视听出口凭借其生动性、传播性和亲和性，对于 OFDI 的提升效果最强。而数字游戏因为题材距离现实生活较远，传递的文化信息难以快速转化，因此提升效果弱于数字视听和数字图书。

表 8　基于数字文化产品类别的异质性分析

变量	*Extensive*	*Intensive*	*Extensive*	*Intensive*	*Extensive*	*Intensive*
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
video_digital	0.0246***	0.1933***				
	（7.74）	（10.06）				
book_digital			0.0288***	0.1401***		
			（10.67）	（8.45）		
game_digital					0.0199***	0.1120***
					（8.56）	（7.95）
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
东道国固定效应	是	是	是	是	是	是
N	10 774	10 774	11 110	11 110	10 873	10 873
adj. R^2	0.250	0.487	0.258	0.482	0.258	0.485
F	16.5338	33.3048	22.5205	31.6853	17.8304	28.6912

3. 基于投资企业所属行业的异质性分析

从本文实证样本中对外投资母公司的行业分布来看，占比最高的行业为制造业（62.33%）。此外，交通运输（3.5%）和采矿业（3.5%）一方面占比较高，另一方面也具备某些行业特征。如采矿业对于东道国的自然资源依赖明显，属于体现国家战略安排的资源寻求型 OFDI；交通运输行业的对外投资项目标的大、建设时间长，往往途经东道国的不同行政区域，因此对于双边政治关系和东道国国内多元文化的协调要求更高。上述原因导致大多数经济体的交通运输业和采矿业通常对外开放程度较低，除文化距离之外，双边的政治关系和国家内部利益集团间的博弈也是影响 OFDI 二元边际的重要因素。相比之下，制造业往往是一国对外开放水平较高的行业，其运行也更加市场化，因此数字文化出口贸易对企业在制造业投资的影响可能更加显著。本文对此进行检验。

表 9 前两列为制造业样本回归结果，核心解释变量的估计系数均显著为正，与基准回归结果保持一致。说明中国对东道国的数字文化出口贸易对于制造业企业对外投资的扩展边际和集约边际均有显著的提升作用；对于交通运输业和采矿业，数字文化出口贸易对于扩展边际和集约边际均不存在提升效果。正如前文所述，采矿

(C)1994-2024 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

业和交通运输业的对外投资项目多为国家战略，投资项目大、建设时间长，更容易受到双边政治关系等复杂因素影响。

表 9　基于投资企业所属行业的异质性分析

变量	制造业	制造业	交通运输	交通运输	采矿业	采矿业
	Extensive	*Intensive*	*Extensive*	*Intensive*	*Extensive*	*Intensive*
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	
culturetrade_digital	0.0469 **	0.7055 ***	0.1953	0.0747	−0.1324	−0.5701
	（2.48）	（4.27）	（1.08）	（0.10）	（−1.54）	（−0.71）
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
东道国固定效应	是	是	是	是	是	是
N	7 769	7 769	407	407	369	369
adj. R^2	0.340	0.504	0.514	0.811	0.592	0.738
F	1.6249	6.8360	0.9527	5.9959	2.8766	4.8992

4. 基于投资企业所有制的异质性分析

近年来以欧美发达国家为主的东道国对于中国国有企业的投资重点审查。如欧盟出台《欧盟外资审查框架条例》，要求相关部门重点关注投资企业是否为外国政府、军队等机构直接或间接持股。美国出台《外国投资风险审查现代化法案》，格外关注中国国有企业对美国的投资，并规定美国外资委员会（CFIUS）每两年提交一次中国对美投资专题报告。由此可见，国有企业在东道国的投资不仅受文化距离影响，政治因素的叠加作用也不可忽视，但最终影响究竟如何难以直接推断。为了探究数字文化出口贸易对不同所有制企业 OFDI 二元边际的影响差异，本文进一步根据投资企业所有制，将样本分为由国有企业和非国有企业投资的两组子样本进行异质性检验，结果如表 10 所示。

对于国有企业样本而言，数字文化出口贸易对扩展边际的回归系数并不显著，但是对集约边际的回归系数显著为正。说明中国对东道国的数字文化出口贸易可以提升国有企业 OFDI 的集约边际，但对于扩展边际则没有影响；非国有企业样本的情况恰好与此相反，中国对于东道国的数字文化出口贸易可以提升对其投资的扩展边际，但是对于集约边际则没有显著影响。

金碚（2001）[26] 认为，国有企业在行使企业职能的基础上同时也要行使政府职能，因此国有企业是行政组织和经济组织的统一。国有企业的 OFDI 往往也是国家战略的具体执行，相比较而言，民营企业的 OFDI 才是市场化行为。基于这一背景，国有企业是否选择扩大投资范围以实现投资的多元化（扩展边际），主要是基于国家战略意图，如获取自然资源储备，帮助落后国家建设基础设施等。此时，双

(C)1994-2024 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

边政治关系等因素的影响超过文化距离的影响，因此，双边数字文化出口贸易对于国有企业对外投资扩展边际的影响有限。但是对于集约边际而言，一旦国有企业对于东道国实行投资，说明此时已经克服政治关系等因素影响，投资已经是占优策略，此时如果双边数字文化出口贸易往来频繁，可以藉由降低双边文化距离进而对于追加投资起到锦上添花的效果，因此，数字文化出口贸易对于提升国有企业对于东道国的投资集约边际作用显著。

对于非国有企业而言，是否在当地投资受文化距离的影响。但一旦投资完成，说明此时投资已经是占优策略，后续是否追加投资（集约边际）则主要是基于市场化因素，如企业在当地的盈利和未来市场预期等。因此，对于两组子样本，数字文化出口贸易对于投资二元边际的影响呈现明显差异。

表 10　基于投资企业所有制的异质性分析

变量	国企	非国企	国企	非国企
	Extensive	*Extensive*	*Intensive*	*Intensive*
	（1）	（2）	（3）	（4）
culturetrade_digital	0. 0743 （1. 38）	0. 0675 *** （3. 07）	0. 4907 ** （2. 31）	0. 2477 （1. 27）
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
东道国固定效应	是	是	是	是
N	3 948	7 093	3 948	7 093
adj. R^2	0. 298	0. 351	0. 653	0. 479
F	1. 4587	3. 5453	2. 2848	4. 7583

5. 基于数字文化进口贸易的异质性分析

一方面，我国对东道国的数字文化出口贸易，可以通过扭转东道国社会对于中国的刻板印象，提升东道国对于我国文化的认同度和好感度，进而提升东道国对我国投资的接受程度。另一方面，我国自东道国的数字文化进口贸易，也可能通过提升我国对于东道国文化的好感度，进而提升我国企业对其投资的意愿。从这一视角看，数字文化进口贸易也可能基于文化距离起到引致的 OFDI 二元边际提升效应，本文使用相同的估算方式对我国的数字文化进口总额（*culturetradeimp_digital*）和文化进口贸易总额（*culturetradeimp_sum*）进行估算，并实证检验其对于 OFDI 二元边际的影响。

根据表 11 的回归结果，列（1）和列（2）中数字文化进口贸易的估计系数均显著为正，列（3）和列（4）中文化进口贸易总额的估计系数亦显著为正，该结论说明自东道国的数字文化进口贸易也可以提升企业对相应东道国投资的扩展边际

(C)1994-2024 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

和集约边际。综上所述，与东道国开展数字文化出口贸易和数字文化进口贸易均可以缩短双边文化距离，进而带动我国 OFDI 二元边际的增长。

表 11　与东道国开展数字文化进口贸易对企业 OFDI 二元边际的影响

变量	*Extensive*	*Intensive*	*Extensive*	*Intensive*
	（1）	（2）	（3）	（4）
culturetradeimp_digital	0. 0540 *** （4. 57）	0. 2891 *** （4. 26）		
culturetradeimp_sum			0. 0374 *** （3. 24）	0. 2282 *** （3. 40）
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
东道国固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
N	9 299	9 299	9 908	9 908
adj. R^2	0. 305	0. 537	0. 286	0. 533
F	4. 8290	6. 3840	3. 6160	6. 0330

五、结论及政策建议

本文主要基于中国对 72 个主要经济体的数字文化出口和 OFDI 二元边际数据进行经验研究，结果发现：（1）与东道国开展数字文化出口贸易可以显著提升对其 OFDI 的扩展边际，同时对 OFDI 集约边际也具有显著提升作用；（2）文化距离是数字文化出口贸易影响 OFDI 扩展边际和集约边际的重要渠道；（3）不同类别的数字文化产品出口对于 OFDI 扩展边际均具有显著提升作用，但对于集约边际而言，数字视听的提升效果最明显；（4）对于不同行业企业，数字文化出口贸易对于 OFDI 二元边际的影响存在差异，体现在数字文化出口贸易可以显著提升制造业企业 OFDI 的二元边际，但对交通运输、能源等敏感行业企业 OFDI 二元边际的提升作用有限；（5）数字文化出口贸易对于非国有企业的 OFDI 提升作用主要是通过扩展边际实现，但对于国有企业 OFDI 的提升主要是通过集约边际实现；（6）与东道国开展数字文化进口贸易也可以显著提升对其 OFDI 的扩展边际和集约边际。

基于以上发现，本文提出如下政策建议：第一，与东道国开展数字文化出口贸易，不仅可以直接带动经济增长，还可以通过提升 OFDI 扩展边际，使我国企业的 OFDI 更具韧性。因此，积极推动数字文化出口贸易发展，对于完成党的二十大报告提出的高水平对外开放的宏伟目标具有重要意义。我国各级政府、相关部委、行业协会等应重视数字文化出口贸易，通过规则制定、出台相应的产业政策等促进数字文化出口贸易有序发展。

(C)1994-2024 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

第二，数字视听类产品的“软文化”特征明显，其形象生动、感染力强，能以更易于接受的方式增进贸易双方的文化好感度。因此，在发展数字文化出口贸易时，可以结合贸易对象的喜好，有针对性的推动数字视听出口。

第三，开展数字文化出口贸易对制造业企业 OFDI 扩展边际的提升效果最为显著。因此，对于我国制造业企业的主要 OFDI 目的地，可以有针对性地加强与其的数字文化出口交流，如举办文化交流年、行业论坛和主题展览等，加深目的国消费者对我国数字文化产品的了解。

[参考文献]

[1] BERGSTRAND J H，EGGER P. A Knowledge-and-Physical-Capital Model of International Trade Flows，Foreign Direct Investment，and Multinational Enterprises [J]. Journal of International Economics，2007，73 (2)：278-308.

[2] EICHER T S，HELFMAN L，LENKOSKI A. Robust FDI Determinants：Bayesian Model Averaging in the Presence of Selection Bias [J]. Journal of Macroeconomics，2012，34 (3)：637-651.

[3] YEAPLE S R. Firm Heterogeneity and the Structure of US Multinational Activity [J]. Journal of International Economics，2009，78 (2)：206-215.

[4] ARAUJO J，LASTAUSKAS P，PAPAGEORGIOU C. Evolution of Bilateral Capital Flows to Developing Countries at Intensive and Extensive Margins [J]. Cambridge Working Papers in Economics，2015，49.

[5] 杨连星，张方，张皞. 融资约束与企业对外直接投资二元边际 [J]. 世界经济研究，2020，312 (2)：83-96+136-137.

[6] 陈培如，冼国明，胡雁斌. 中国 OFDI 的增长路径研究——基于二元边际的分析视角 [J]. 亚太经济，2016，(4)：104-110.

[7] 刘海云，聂飞. 中国 OFDI 动机及其双向技术溢出——基于二元边际的实证研究 [J]. 世界经济研究，2015，256 (6)：102-110+129.

[8] 王忠诚，薛新红，张建民. 东道国金融发展对中国企业对外直接投资的影响：二元边际与生产率门槛 [J]. 南方经济，2018，342 (3)：24-41.

[9] 郭娟娟，杨俊. 东道国金融发展水平对中国企业 OFDI 二元边际的影响 [J]. 国际贸易问题，2019，434 (2)：145-160.

[10] 杨连星，刘晓光. 反倾销如何影响了对外直接投资的二元边际 [J]. 金融研究，2017，450 (12)：64-79.

[11] 沈坤荣，金刚. 制度差异、“一带一路”倡议与中国大型对外投资——基于投资边际、模式与成败的三重视角 [J]. 经济理论与经济管理，2018，332 (8)：20-33.

[12] 丘俭裕. “一带一路”视域下制度距离对中国对外直接投资的影响研究 [D]. 吉林大学，2022.

[13] BANGA R. Growing Trade in Electronic Transmissions：Implications for the South [R]. UNCTAD Working Paper，2019，(29)：10-12.

[14] LAWLESS M. Deconstructing Gravity：Trade Costs and Extensive and Intensive Margins [J]. Canadian Journal of Economics，2008，43 (4)：1149-1172.

[15] 刘晶晶，支振锋. 西方媒体传播中的双重标准与应对 [J]. 青年记者，2021，698 (6)：21-22.

[16] 綦建红，杨丽. 中国 OFDI 的区位决定因素——基于地理距离与文化距离的检验 [J]. 经济地理，2012，32 (12)：40-46.

[17] 李俊久，丘俭裕，何彬. 文化距离、制度距离与对外直接投资——基于中国对“一带一路”沿线国家 OFDI 的实证研究 [J]. 武汉大学学报 (哲学社会科学版)，2020，73 (1)：120-134.

(C)1994-2024 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

[18] 刘晓光，杨连星．双边政治关系、东道国制度环境与对外直接投资［J］．金融研究，2016（12）：17-31.
[19] HOFSTEDE G. Culture's Consequences：International Differences in Work-Related Values［M］. Beverly Hills：Sage，1980.
[20] KOGUT B，SINGH H. The Effect of National Culture on the Choice of Entry Mode［J］. Journal of International Business Studies，1988，19（3）：411-432.
[21] 彭雪清，夏飞，夏惟怡，等．文化认同对中国文化产品出口二元边际的影响研究［J］．财贸研究，2022，33（3）：28-39.
[22] 周念利，王达，龙海泉．数字内容出口是否会带来引致的 OFDI 促进效应［J］．国际经贸探索，2023，39（8）：4-20.
[23] DESBORDES R，VICARD V. Foreign Direct Investment and Bilateral Investment Treaties：An International Political Perspective［J］. Journal of Comparative Economics，2009，37（3）：372-386.
[24] 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，2022，410（5）：100-120.
[25] 李万利，刘虎春，龙志能等．企业数字化转型与供应链地理分布［J］．数量经济技术经济研究，2023，40（8）：90-110.
[26] 金碚．国有企业的历史地位和改革方向［J］．中国工业经济，2001（2）：5-16.

The Growth in the Binary Margin of Chinese Firms' Outward Foreign Direct Investment —An Explanation Based on the Digital Culture Export Trade

ZHOU Nianli　WANG Da

Abstract：In recent years，China's firm-level outward foreign direct investment（OFDI）has realized rapid growth based on the extensive margin. This paper focuses on the theoretical explanation and empirical verification of whether China's digital culture export trade to host countries promotes the growth in the binary margin of OFDI by shortening cultural distance. Our results show that China's digital culture export trade to host countries significantly increases the binary margin of OFDI to those countries. Cultural distance is an important mechanism for the impact of digital culture export trade on the binary margin of OFDI. Engaging in various types of digital culture export trade（including digital books，digital games，and digital audiovisual products）with the host country enhances the binary margin of OFDI. Furthermore，the impact of digital culture export trade on the binary margin of OFDI varies depending on the industry and ownership of the enterprise. Engaging in digital culture import trade with host countries also significantly boosts the binary margin of OFDI to those countries. The conclusions provide a new explanation for the sustained growth in the binary margin of Chinese enterprises' OFDI and bring about a series of policy implications.

Keywords：Digital Culture Trade；Cultural Distance；Outward Foreign Direct Investment；Binary Margin

（责任编辑　张晨烨）

(C)1994-2024 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net