

# 数字内容出口是否会带来引致的 OFDI 促进效应

周念利, 王 达, 龙海泉

**摘要:** 数字内容贸易已成为文化贸易的重要组成部分,但其统计仍是个世界难题。文章借鉴 UNCTAD (2019) 的基本思路,尝试对 2010~2019 年中国与全球 135 个贸易伙伴基于跨境交付开展的“双边数字内容贸易”出口规模进行估计,并以此为基础围绕“中国对贸易伙伴进行数字内容贸易出口是否会促进对贸易伙伴的 OFDI”展开实证检验。结果表明:(1) 数字内容贸易会基于其“文化属性”带来引致的投资促进效应,且提升效果相比于传统内容贸易更明显。(2) “图书类”“视听类”和“游戏类”数字内容贸易引致的 OFDI 促进效应存在异质性,“视听类”的促进效果最高,“游戏类”次之,“图书类”最低。文章从实证研究结论中剥离出中国在发展数字内容贸易和对外直接投资中可供借鉴的政策内涵。

**关键词:** 数字内容贸易; 文化距离; OFDI

中图分类号: F744 文献标识码: A 文章编号: 1002-0594 (2023) 08-0004-17

DOI:10.13687/j.cnki.gjjmts.20230821.002

## 一、引言

受网络信息技术的发展推动,近年来图书、视听、游戏等内容产品逐渐由依靠实物介质传输转向在线电子传输。在线电子传输的内容产品,因其具备实时传播、形象生动等特点,在文化输出中的比例不断提升。数字技术的迭代升级再叠加消费者偏好的与时俱进,共同驱动“数字内容贸易”成为推动文化贸易发展的生力军和增长点。

关于“数字内容贸易”内涵及外延界定,目前各界尚未达成共识。通过全面梳理借鉴相关文献,再基于内容贸易活动自身的演变特征,特别是考虑到本文对数字内容贸易规模所做估算逻辑和具体方法(详见后文),本文中的“数字内容贸易”被界定为“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”。

收稿日期: 2023-01-04

基金项目: 国家社会科学基金重点项目(22AGJ008); 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(22JJD790010); 对外经济贸易大学中央高校基本科研业务费专项资金(CXTD14-02); 对外经济贸易大学国家(北京)对外开放研究院智库科研团队专项经费(2023TD01)

作者简介: 周念利(1977-),女,湖北安陆人,对外经济贸易大学中国 WTO 研究院研究员,研究方向为数字贸易和服务贸易; 王达(1991-),吉林长春人,对外经济贸易大学中国 WTO 研究院博士研究生,研究方向为数字贸易; 龙海泉(1981-),吉林辽源人,中央网信办(国家网信办)数据与技术保障中心高级工程师,研究方向为数字经济、数据治理。

感谢匿名审稿专家提出的修改建议,文责自负。

文中与“数字内容贸易”相对的概念是“传统内容贸易”。本文将“传统内容贸易”界定为“需依托实物介质进行跨境物理传输的内容贸易活动”。“数字内容贸易”与“传统内容贸易”的对应关系如图1所示<sup>①</sup>。相比于“传统内容贸易”，“数字内容贸易”具有以下特点：第一，“传统内容贸易”为货物贸易，表现为有形介质的跨境物理传输，“数字内容贸易”为服务贸易，表现为内容产品的跨境电子传输。第二，“数字内容贸易”是依托于网络信息技术实现跨境电子传输的服务贸易，按照 GATS 对服务贸易提供模式所做界定，本文中的“数字内容贸易”是基于“模式1”（即跨境交付）开展的服务贸易活动。第三，借鉴美国国际贸易委员会（2013）<sup>②</sup>所做界定，可以将“数字内容贸易”分为数字视频、数字音乐、数字游戏和数字图书等。

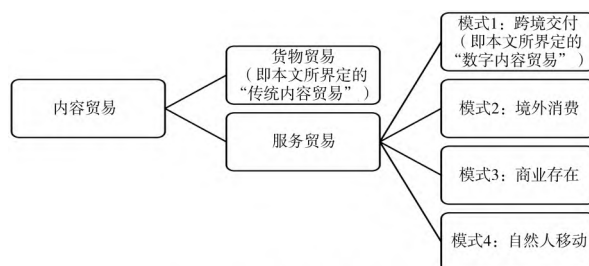


图1：内容贸易结构示意图

资料来源：作者分析整理获得。

目前，数字内容贸易已经超过传统内容贸易，成为最主要的内容产品贸易形式。基于本文测算数据，2010年数字内容贸易出口总额占内容贸易出口总额的67.81%，2019年其占比迅速上升为99.75%。从具体结构来看：首先，数字游戏仍然是中国数字内容贸易出口的主力军和增长点，其增速和占比均逐年增高，这一趋势也符合现实观测情况。其次，自2015年开始，数字视听也逐渐成为主要的数字内容贸易标的，并且呈现出比较稳健的增长态势。2015年《甄嬛传》在奈飞（Netflix）播出，成为中国影视出海的里程碑事件，其后越来越多的外国消费者以各种方式消费中国影视作品。最后，虽然近年来数字图书的出口规模有一定幅度的增长，但在整个数字内容贸易中仍然占比较小，2019年占比约6.45%。

文化贸易兼具“经济”和“文化”的双重属性。关于文化贸易的经济效应，早期学者主要注重从劳动就业变化、宏观经济增长（Lewer & Berg, 2010）、产业结构调整（Chu-Shore, 2010）、城市空间布局（Power, 2003）和贸易双方的社会福利（Rauch & Trindade, 2010）等视角捕捉其带来的直接经济影响。此外，如何对文化贸易可能基由“文化属性”带来引致的“经济影响”进行理论阐释和经验研究也非常有意义，但既有相关研究非常有限。典型的如贾晓朋、吕拉昌（2015）指出文化贸易可促进贸易各方价值观的趋同进而提升彼此的经济一体化水平。文化贸易基于“文化属性”带来引致的投资效应已引起少数学者关注。如：中国文化出口对策研究课题组（2007）认为，中国对外文化贸易可以增加海外进口国对于中国的了解和

好感, 进而对双方投资产生促进作用; 孙俊新 (2020) 发现双边文化贸易可减少文化疏离对于投资的不利影响。由于内容贸易是文化贸易的重要组成部分, 整体上看分析文化贸易引致 OFDI 效应的研究与本文研究最相关。但这方面的既有研究不仅有限, 还存在以下各方面的问题。

第一, 关于“内容贸易”的统计测度存在严重缺漏。既有研究主要依靠海关提供的依托实物介质传输的“传统内容贸易”作为“内容贸易”的代理变量。事实上, 受网络数字技术发展的支撑, “数字内容贸易”的规模和重要性已不容忽视。在“在线电子传输”已相当程度上替代“实物介质传输”的趋势下, 若只关注后者而忽视前者, 显然会遗漏主要矛盾, 无法系统刻画和捕捉内容贸易的全貌, 由此获得的经验研究结论也会有失偏颇。

第二, 针对内容贸易如何基于其文化属性进而对投资产生影响, 既有的理论阐释还较为薄弱、亟待夯实和更新。“内容贸易”会通过影响“文化距离”进而影响“投资”, 这个逻辑固然直接; 但既有研究多数关注后者, 即“文化距离”对于“投资”的影响 (Kapás & Czeglédi, 2020; Dikova et al., 2016; Dow & Ferencikova, 2010)。一些学者对文化距离影响投资活动展开了经验研究, 多数研究 (Disdier et al., 2010; 綦建红等, 2012; 丁鸿君、李妍, 2017; 李俊久等, 2020) 证实二者之间存在负相关性; 但关于前者, “内容贸易”如何影响“文化距离”的问题, 尤其在数字内容贸易日渐重要的背景下, 在线电子传输的“数字内容贸易”对文化距离的影响与依托实物介质传输的“传统内容贸易”的影响势必存在差异, 对此需进行区分阐释, 而相关研究还极其缺乏。

第三, 由于欧美经济体是文化大国和强国, 也因发展中经济体受制于相关数据的可获得性, 关于文化贸易带来经济影响的研究, 绝大多数是以欧美等发达经济体作为研究对象。一方面, 虽然近年来发展中经济体越来越积极地参与到国际文化贸易之中, 但与发达经济体比较而言, 发展中经济体参与文化贸易的方式、部门及模式结构等还存在较大差异; 另一方面, 发展中经济体在国际投资活动中也开始扮演重要角色, 近年来源于发展中经济体的 OFDI 规模在不断提升。但究竟是什么因素在促进中国对外直接投资规模的持续攀升? 除经济硬实力、国际话语权提升之外, 文化贸易活动尤其是数字内容贸易是否在一定程度上具有解释力还有待验证。

有鉴于此, 在既有研究的基础上, 本文尝试在以下两方面做出创新。第一, 本文聚焦于对通过在线电子传输的数字内容贸易规模进行估算, 尝试弥补既有研究对内容贸易的统计缺漏, 以求对中国与主要贸易伙伴开展的双边内容贸易规模进行全面刻画。该估算能弥补现有内容贸易统计中可数字化传输的数字内容贸易部分的缺失, 有助于把握中国对外开展内容贸易的全貌, 并为进一步深入探究文化贸易引致的经济效应奠定基础。第二, 关于“内容贸易”究竟如何基于其文化属性影响“OFDI”, 本文侧重于以“文化距离”为中介变量开展经验研究, 旨在为突破文化距离对于 OFDI 的不利影响提供现实的解决方案。本文还将数字内容贸易区分为

“数字视听贸易”“数字图书贸易”和“数字游戏贸易”三类,并尝试针对每类贸易对 OFDI 的影响展开异质性检验。以上研究能为解答“内容贸易乃至文化贸易究竟如何影响 OFDI”提供更丰富更深入的洞见。基于本文所提出的影响机制,立足中国内容贸易和对外直接投资均呈现较高增速的现实情况,以中国作为研究样本,针对中国与贸易伙伴开展双边数字内容贸易可能引发的 OFDI 促进效应展开实证检验。该研究既能在某种程度上丰富针对发展中经济体所做经验研究,研究结论也能为中国参与国际贸易治理尤其是数字内容贸易治理提供决策参考。

## 二、理论假设

近二十余年间,中国文化贸易发展迅速,从整体上看以贸易顺差为主,占全球市场份额不断提升。值得指出的是,目前数字内容贸易已成为文化贸易的主力军,中国在数字内容贸易的某些细分领域也取得了成就,主要体现在中国以数字游戏、数字视频等为代表的数字内容贸易出口规模不断扩大。

根据联合国教科文组织(UNESCO)的定义,图书、视听作品和游戏等是可以“传播思想、符号和生活方式”的消费品,联合国教科文组织将这一类商品的贸易定义为“以有形或无形的产品传递文化内容的进出口行为”。显而易见,内容产品贸易不仅为消费者提供了娱乐,更为其提供了出口国的相关信息。这些信息既包括出口国的生活理念和行为方式,也反映了出口国的价值观和世界观。通过消费上述产品,可以增加对内容产品出口国文化的了解,打破文化隔阂,培养文化好感度,有助于进口方形成群体认同并影响经济行为。由此可见,内容贸易交往可以缩短双边文化距离是一个不争事实。

同时,相比于传统内容贸易,数字内容贸易的内涵和外延都发生颠覆性的变化。与传统内容贸易需要依靠实物介质进行跨境物理传输不同,数字内容贸易依托信息技术进行跨境电子传输,使其在时效性、传输成本、生动性和互动性等层面都具有突出优势;而这些特点使其相比于传统内容贸易可能更迅速、更广泛、更深入和更持久地缩短贸易双方的文化距离。

第一,数字内容贸易更具时效性。传统内容贸易不仅运输和清关耗时较长,其商业模式也不利于信息流通,导致进口方对于出口方的信息感知具有一定的滞后性。数字内容贸易是依托互联网等数字技术实现内容产品实时在线交付的贸易形态,极大地缩短了内容产品的传输时间,真正实现内容信息在贸易双方之间的实时联通和传递。这使得进口方可以及时掌握出口方现今文化、经济以及社会发展情况,并且更新对出口方的认知。

第二,数字内容贸易成本更低。数字内容贸易能依托互联网等技术实现内容产品的在线数字化交付,省去了货运物流成本、关税成本等,也大大降低了交易双方的搜寻匹配成本。这会极大地降低贸易门槛,使得更多主体尤其是中小企业、个人等贸易主体也能参与其中。一方面内容贸易不再是少数精英阶层的专利,进口方对

于出口方文化的可及性增强, 来自出口方的文化产品的传播面和影响范围会更加广泛; 另一方面, 低成本使得越来越多的普通人也可成为数字内容产品的创作者, 相比官方宣传, 这些来自普通人的作品更容易被进口方消费者所接受。

第三, 数字内容贸易更具生动性。人工智能 (AR)、虚拟现实 (VR)、5G、网络直播等数字技术丰富了文化的表达及呈现方式。这些新技术、形式和手段, 打破了传统文化的刻板印象, 使其变得更加可亲、可闻、可感, 从而触发文化消费者强烈的情感共鸣。如许多数字影视作品利用 VR、3D 等高科技手段打造出逼真的三维虚拟场景, 让消费者能以新鲜有趣的形式、真实可感地体验“云游”文化场景。数字内容产品表达方式的多元性和生动性, 使得相关内容信息更容易为大众接受, 也能更显著地克服双方的文化疏离感。

第四, 数字内容贸易双方更具互动性。基于数字平台, 内容产品的消费者可以与内容提供者 (创作者、粉丝群等) 开展密切互动。一方面, 这会增加产品消费粘性, 从而有助于提升后续消费的可能性。另一方面, 贸易双方的高互动性使得消费者有更多机会提问, 通过交流甚至质疑来验证相关信息的真伪, 从而更客观地对待内容贸易活动本身所传递的信息; 经过过滤和质询后的信息显然更具说服力, 产生的影响也相对更持久。

综上, 与传统内容贸易比较而言, 数字内容贸易活动具备高时效、低成本、鲜活性和高互动的特征, 有助于更快速、更广泛、更深入和更持久地拉近贸易双边的文化好感度和亲密度, 降低双边的文化距离。

此外, 关于文化距离与双边对外直接投资关系, 既有研究已证明二者呈现负相关关系 (郭周明, 2014; 花建, 2016; 李嘉珊、任爽, 2016), 这意味着文化距离是阻碍双边经贸交流的重要影响因素之一。一方面, 文化距离会阻碍母国与东道国的信息交流, 使投资者对东道国的市场环境感知、消费习惯认识以及社会关系协调等都存在困难; 另一方面, 文化距离的存在容易导致民族偏见, 尤其对于具有民族主义倾向的个体更为明显 (李俊久等, 2020)。由此可见, 文化距离使得外国投资者产生外来者劣势, 企业在进行对外直接投资时, 一般也会首选文化较接近的国家或地区作为目的地 (杨挺等, 2018)。一方面, 当文化接近时, 投资者更容易融入当地市场, 可以规避信息不对称的影响; 另一方面, 也便于要素跨境流动, 降低投资的运营成本 (Drogendijk & Martín, 2015)。基于上述分析, 提出本文的第一个和第二个理论假设。

假设 1: 数字内容贸易可显著提升贸易出口方对进口方的 OFDI 规模, 并且提升效果优于传统内容贸易。

假设 2: 数字内容贸易可通过缩短贸易双方的文化距离进而提升 OFDI 规模。

另外, 不同类型的内容产品在传播性、亲和性、互动性等方面存在差异, 而且不同文化背景的消费者对于不同类别内容产品的喜好也存在明显差异。“数字视听”“数字图书”和“数字游戏”是构成数字内容贸易的重要组成部分。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(比如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。“数字游戏”的互动性和娱乐性最强,消费群体主要是年轻人。游戏会通过消费者和设定的虚拟对象、以及消费者和其他线上游戏者共同组队娱乐,呈现出强互动性,不仅可接受游戏本身所传达的文化信息,同时也会受到共同游戏者的影响。“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很多客观的参考资料等。综合上述分析,可以看出“数字视听”“数字图书”和“数字游戏”因自身的特点与属性差异,对文化距离的影响也会呈现出差别,究竟哪一类数字内容贸易对于OFDI的影响效果更加明显,难以直接推测,需要通过现实证据进行实证检验。基于这一理论分析,提出本文第三个理论假设。

假设3:不同类别的数字内容贸易对于双边OFDI的影响会存在异质性。

### 三、“双边数字内容贸易”规模的估算逻辑及具体方法

对在线电子传输的内容贸易规模进行精准统计的挑战很大。比如无法像传统内容贸易一样基于海关编码系统对其进行逐单加总测算;商业模式复杂,难以依托国际收支平衡表进行统计;数字平台往往不在交易双方所在的经济体区域内,传统的商业调查收效甚微。但另一方面数字内容贸易增速很快,对其规模进行盘点和估计,无论从促进产业发展、贸易提升,还是经济增长上看都很有必要,所以近年来有少数机构展开了一些尝试,如UNCTAD(2019)<sup>③</sup>。在借鉴UNCTAD(2019)的基础上,本文做了大量的技术调整和处理,尝试对2010~2019年中国与主要贸易伙伴之间双边“数字图书”“数字视听”和“数字游戏”的贸易规模进行估算。估算逻辑和具体步骤如下:

#### (一)“双边数字内容贸易”的估算逻辑

UNCTAD(2019)对全球95个发展中经济体从1998~2010年传统内容贸易的年度时间序列数据进行收集整理,并获得这些经济体内容贸易的长期年增长率。在内容贸易年增长率不变的假设下,UNCTAD(2019)对2011~2017年间95个发展中国家各自内容贸易的年度总规模进行了预测。该“内容贸易总规模”的预测值会高于来自海关的该经济体对应年份的“传统内容贸易值”,二者之差即可认为是“数字内容贸易”。其背后逻辑也比较简单,一经济体内容贸易规模的增长演变规律会相对稳定,随着数字技术兴起,数字内容贸易会部分取代传统内容贸易,故传统内容贸易额会低于预测的总规模。

在针对数字内容贸易统计方案不可得的情形下,UNCTAD(2019)的估算逻辑虽然简单,但也受到了广泛认同。本文尝试借鉴该思路,以中国对主要贸易伙伴的传统内容贸易的历史数据作为基础,对中国双边内容贸易的长期增长率进行识别,并据此对2008~2019年间中国与主要贸易伙伴的双边数字和传统内容贸易进行预测。考虑到2008年世界范围内金融危机影响以及中国数字文化产业从2010年左右

才开始迅速增长, 本文实证样本剔除 2008 年和 2009 年, 只使用 2010~2019 年的估算数据进行后续实证分析。

## (二) “传统内容贸易”的统计口径

UNCTAD (2019) 的估算逻辑相对简单直观, 其关键步骤是“基于海关历史数据对经济体的内容贸易的长期增长率进行识别”。事实上, 各国海关 HS 编码体系还存在差异, 本文要基于中国的经验数据展开后续实证, 那么会面临的一个难题是: 究竟在中国海关的 HS 编码体系中, 哪些产品能被视作是带介质的内容产品从而被纳入到传统内容贸易的统计范围。对此本文进行了慎重考虑。关于对外文化贸易统计, 中国商务部、中宣部、文化部及新闻出版广电总局曾发布《对外文化贸易统计体系 (2015)》(以下简称《体系》)。这是目前应用范围最广的对外文化贸易的官方统计指南, 所以本文基于该《体系》来确定“传统内容贸易”的测算口径。考虑到该《体系》是基于 2015 版的 HS 制度编制, 但目前能获取的来自海关的底层数据主要来源于 WTO 数据库 (WTO DATA PORTAL), 该数据库是基于 2017 版 HS 制度编制的。因此若以《体系》为基准来界定“传统内容贸易”并开展后续统计测度, 其前提是需将 2015 版 HS 和 2017 版 HS 做接口。为此, 本文首先对两个版本相关类目的细微差异进行甄别, 在充分遵照 2015 版 HS 对“传统内容贸易”所做界定的基础上, 再兼顾既有统计数据的可获得性, 本文将 2015 和 2017 版 HS 中的相关类目进行了微调整合, 将“传统内容贸易”(有介质的内容产品贸易) 区分为“图书类”“视听类”和“游戏类”三大类, 并最终确定了其中各细目所涵盖的 2017 版 HS 编码及具体内容<sup>④</sup>, 并对各类、各细目的内容贸易的历史平均增长率分别进行测算。考虑到有些类目的贸易额会因受外生冲击影响, 不同历史年份间的贸易额会存在一定幅度的跳跃, 对于历史增长率在首尾两端进行 5% 缩尾, 以剔除极端异常值。

## 四、模型设定和数据来源

### (一) 模型设定

参照投资引力模型, 并根据本文的研究目标, 基准模型设定如下:

$$\ln OFDI\_stock_{ijt} = a_1 contenttrade\_traditional_{ijt} + controls + years + cons + \varepsilon \quad (1)$$

$$\ln OFDI\_stock_{ijt} = a_2 contenttrade\_digital_{ijt} + controls + years + cons + \varepsilon \quad (2)$$

$$\ln OFDI\_stock_{ijt} = a_3 contenttrade\_sum_{ijt} + controls + years + cons + \varepsilon \quad (3)$$

模型中,  $i$  代表中国,  $j$  代表东道国,  $t$  代表观测年份。  $\ln OFDI\_stock_{ijt}$  指第  $t$  年中国对东道国  $j$  的对外投资存量的自然对数,  $contenttrade\_traditional_{ijt}$  指第  $t$  年中国与东道国之间依托介质实物传输的传统内容贸易出口额的自然对数,  $contenttrade\_digital_{ijt}$  为第  $t$  年中国与东道国之间依托电子传输的数字内容贸易出口额的自然对数,  $contenttrade\_sum_{ijt}$  为第  $t$  年中国与东道国之间内容贸易总出口额的自然对数。考虑到可能存在零值的影响, 本文借鉴 Lane & Milesi - Ferretti (2008) 的处理方法, 对以上变量加 1 后再进行对数处理。  $controls$  为本文使用的一系列控制变

量,  $cons$  为截距项,  $\varepsilon$  为模型估计残差,  $years$  为年份固定效应。本文核心解释变量均经对数化处理, 因此核心解释变量的估计系数  $a_1$ 、 $a_2$  和  $a_3$  即为传统内容贸易出口额、数字内容贸易出口额和内容贸易出口总额对于 OFDI 的影响弹性, 在系数均显著的情况下, 可以通过比较  $a_1$  和  $a_2$  的系数大小来比较传统内容贸易和数字内容贸易对于 OFDI 的提升效果差异。

## (二) 变量解释及数据来源<sup>⑤</sup>

本文被解释变量为“中国对东道国的对外直接投资存量”  $\ln OFDI\_stock_{ijt}$ , 上述原始变量单位为万美元, 将其对数线性化后使用; 数据来源为中国商务部统计披露的历年《中国对外直接投资统计公报》。

核心解释变量为本文估计的“双边数字内容贸易出口额”  $contenttrade\_digital_{it}$ , 同时列示“双边传统内容贸易出口额”  $contenttrade\_traditional_{ijt}$  和“双边内容贸易出口总额”  $contenttrade\_sum_{ijt}$  的回归结果, 以比较传统及数字内容贸易对 OFDI 的影响的差异。

中介变量: 文化距离指国家之间文化准则的差异 (Kogut & Sing, 1988), 比如两国群众在思维方式和行为模式等维度的差异; 这些差异会增加跨国企业文化协调成本, 从而阻碍跨国企业进入和经营。过往学者主要使用 Hofstede 文化距离指数等衡量双边文化距离。但这一系列文化距离测度指数存在一系列问题, 比如: 数值陈旧 (綦建红等, 2012), Hofstede 文化距离最近一次更新尚为 2015 年; 过往的文化距离测度并非连续时间观测, 无法反应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。基于上述考虑, 本文结合相关研究, 选用“东道国每年现存的孔子学院数量”  $\ln confucius\_institute$  作为衡量双边文化距离的代理变量, 并均经过自然对数处理。东道国设立的孔子学院数量越多, 说明当地百姓对于中国文化的喜爱和了解也越深, 因此可以用来表征双边的文化距离越小。

控制变量 “中国国内生产总值”  $\ln gdp\_china$ , 数据来源为国际货币基金组织 IMF, 同样经过对数线性化后使用。“地理距离”  $Distwc$ , 使用国际油价 (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 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进行加权后计算的加权地理距离。“东道国专利授权总量”  $patern$ , 单位为百件每年, 数据来自于世界银行数据库。“东道国汇率”  $exchangerate$ , 数据来自于世界银行数据库; 考虑到某些东道国在样本期间内可能发生过较为严重的通货膨胀, 对汇率在首尾 1% 水平进行缩尾处理。“东道国石油矿产资源出口占比”  $naturalresources$ , 石油矿产出口数据来自于 WTO 数据库, 并通过与东道国出口总额数据相除计算占比。“东道国经济增长率”  $gdpgrow\_host$ , 数据来源为 IMF 数据库。相比传统的引力模型使用东道国 GDP 规模, 为了避免东道国经济规模与内容贸易规模之间的共线性干扰, 选用 GDP 增长率进行替代。



## 五、实证结果及分析

### (一) 多重共线性检验

为排除多重共线性干扰, 本文先进行方差膨胀因子 (VIF) 检验。各变量的 VIF 统计值均小于判断是否存在多重共线性的经验值 10, 不存在多重共线性问题。

### (二) 基准回归结果分析

考虑到部分控制变量存在缺失, 本文在基准回归部分分别列示了是否加入控制变量的结果予以对比; 同时, 分别列示“双边传统内容贸易”“双边数字内容贸易”和“双边内容贸易总额”作为解释变量的估计结果, 以比较传统内容贸易和数字内容贸易对于 OFDI 的影响的差异。根据表 1 检验结果, 可以获得以下结论: 第一, 传统内容贸易和数字内容贸易的估计系数均在 1% 的水平上显著为正, 由此可以从经济理论角度推断传统内容贸易和数字内容贸易活动的开展均可以提升中国对东道国的 OFDI 规模。第二, 考虑到本文解释变量与被解释变量均经过对数化处理, 因此可以通过比较解释变量的估计系数, 进而比较传统内容贸易和数字内容贸易对于 OFDI 的提升程度的差异。无论是否加入相应控制变量, 数字内容贸易对于 OFDI 的影响弹性均大于传统内容贸易, 说明数字内容贸易对于相应经济体的 OFDI 的提升效果更大, 证明了前述理论假设 1。

表 1: 数字内容出口对 OFDI 影响检验

|                          | (1)                  | (2)                    | (3)                  | (4)                 | (5)                  | (6)                 |
|--------------------------|----------------------|------------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
|                          | lnOFDI_stock         | lnOFDI_stock           | lnOFDI_stock         | lnOFDI_stock        | lnOFDI_stock         | lnOFDI_stock        |
| contenttrade_traditional | 0.1430***<br>(13.38) | 0.1129***<br>(7.78)    |                      |                     |                      |                     |
| contenttrade_digital     |                      |                        | 0.2094***<br>(16.69) | 0.1725***<br>(8.65) |                      |                     |
| contenttrade_sum         |                      |                        |                      |                     | 0.1676***<br>(16.95) | 0.1197***<br>(7.94) |
| _cons                    | 6.8388***<br>(26.08) | -19.0103***<br>(-3.17) | 5.8014***<br>(18.86) | 0.4284<br>(0.06)    | 6.4485***<br>(25.71) | -5.4779<br>(-0.93)  |
| Year                     | Yes                  | Yes                    | Yes                  | Yes                 | Yes                  | Yes                 |
| 控制变量                     | No                   | Yes                    | No                   | Yes                 | No                   | Yes                 |
| N                        | 1228                 | 673                    | 1026                 | 590                 | 1228                 | 673                 |
| adj. R <sup>2</sup>      | 0.168                | 0.254                  | 0.240                | 0.259               | 0.228                | 0.257               |
| F                        | 25.8192              | 16.2480                | 33.4146              | 14.7111             | 37.2425              | 16.4565             |

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

### (三) 扩展性分析

1. 异质性分析。本文将内容贸易进一步细分为图书、视听和游戏三大类别, 来检验不同类别的内容贸易活动对于双边 OFDI 影响的差异。列示回归结果如表 2 所示:

表 2: 不同类型的数字内容出口对 OFDI 影响差异

|                     | (1)                    | (2)                 | (3)                    | (4)                 | (5)                    | (6)                 |
|---------------------|------------------------|---------------------|------------------------|---------------------|------------------------|---------------------|
|                     | lnOFDI_stock           | lnOFDI_stock        | lnOFDI_stock           | lnOFDI_stock        | lnOFDI_stock           | lnOFDI_stock        |
| book_traditional    | 0.1151***<br>(8.87)    |                     |                        |                     |                        |                     |
| book_digital        |                        | 0.1256***<br>(8.34) |                        |                     |                        |                     |
| video_traditional   |                        |                     | 0.1177***<br>(7.71)    |                     |                        |                     |
| video_digital       |                        |                     |                        | 0.1584***<br>(7.54) |                        |                     |
| game_traditional    |                        |                     |                        |                     | 0.1160***<br>(9.23)    |                     |
| game_digital        |                        |                     |                        |                     |                        | 0.1349***<br>(9.22) |
| _cons               | -19.2363***<br>(-3.26) | -3.6476<br>(-0.57)  | -18.8241***<br>(-3.14) | 1.3498<br>(0.19)    | -18.9275***<br>(-3.22) | -1.5816<br>(-0.24)  |
| Year                | Yes                    | Yes                 | Yes                    | Yes                 | Yes                    | Yes                 |
| 控制变量                | Yes                    | Yes                 | Yes                    | Yes                 | Yes                    | Yes                 |
| N                   | 673                    | 613                 | 673                    | 555                 | 673                    | 565                 |
| adj. R <sup>2</sup> | 0.272                  | 0.261               | 0.253                  | 0.249               | 0.279                  | 0.279               |
| F                   | 17.7639                | 15.3991             | 16.1534                | 13.2351             | 18.3142                | 15.5682             |

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

首先, 各类别的内容贸易活动均对 OFDI 规模具有显著的提升效果。其次, 通过比较影响弹性差异可以发现, 数字图书、数字视听和数字游戏贸易对于 OFDI 的提升效果均要显著优于各类别的传统内容贸易。最后, 虽然三类内容贸易对于双边 OFDI 均会有显著的提升作用, 但各自的提升作用存在异质性。总体上看, 视听类内容贸易对于 OFDI 的提升效果高于游戏类, 而游戏类内容贸易对于 OFDI 的提升效果又高于图书类内容贸易。可能的原因如下:

第一, 相比于图书而言, 视听和游戏产品具有更强的感官冲击力、更容易“过目不忘”, 对于东道国消费者的影响更深入持久。第二, 视听类和游戏类产品的互动性更强(比如弹幕等), 针对内容产品所传递的一些信息, 消费者之间可以在平台上互动、确认, 有助于打消境外消费者对于中国内容产品是否存在过度美化的疑虑。第三, 相比于图书而言, 影视作品和游戏作品娱乐属性更强, 因此也更能凸显内容产品的“软文化”性特征, 不容易激发外国消费者的抵触心理, 在低戒备状态下消费者更容易接受内容产品所传达的文化信息。综上, 上述检验结果证明了前文的理论假设 3, 即不同类别的文化产品贸易对于双边 OFDI 规模的影响存在一定差异。

2. 中介效应检验。正如前文理论分析, 内容贸易通过拉近双边文化距离进一步对 OFDI 规模产生引致的提升作用。为了验证这一理论, 本文使用东道国年度孔子学院数量作为衡量文化距离的代表变量进行中介效应检验。

表 3 第 (1) ~ (3) 列分别以东道国孔子学院数作为被解释变量, 汇报了内容贸易对于双边文化距离的回归结果。核心解释变量的估计系数均在 1% 的水平上显著为正, 且数字内容贸易的估计系数相比最大; 说明虽然不同类型的内容贸易均可以拉近双边文化距离, 但是以数字内容贸易的影响最大。为排除内容贸易和文化距离之间潜在的双向因果干扰, 本文同时通过选取滞后一期的解释变量作为工具变量进行两阶段最小二乘估计, 检验结果仍然支持相应结论, 结果如表 4 所示。

表 3 第 (4) ~ (6) 列在原有基准回归的基础上, 加入东道国孔子学院数这一中介变量进一步进行回归检验, 结果显示中介变量的估计系数均在 1% 的水平上显著为正, 同时核心解释变量的估计系数缩小明显, 也即中介效应成立。这一结论说明, 双边传统和数字内容贸易均可以通过缩短文化距离, 进一步造成引致的 OFDI 规模增加, 并且数字内容贸易的提升效果最为明显。本文的理论假设 2 得以证明。

表 3: 文化距离的中介效应检验

|                              | (1)                        | (2)                        | (3)                        | (4)                    | (5)                  | (6)                  |
|------------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|------------------------|----------------------|----------------------|
|                              | ln_Confucius_<br>institute | ln_Confucius_<br>institute | ln_Confucius_<br>institute | lnOFDI_stock           | lnOFDI_stock         | lnOFDI_stock         |
| contenttrade_<br>traditional | 0.0200 ***<br>(5.42)       |                            |                            | 0.0813 ***<br>(5.41)   |                      |                      |
| contenttrade_<br>digital     |                            | 0.0304 ***<br>(5.85)       |                            |                        | 0.1254 ***<br>(6.22) |                      |
| contenttrade_<br>sum         |                            |                            | 0.0129 ***<br>(3.39)       |                        |                      | 0.1002 ***<br>(6.90) |
| ln_Confucius_<br>institute   |                            |                            |                            | 1.4668 ***<br>(8.59)   | 1.4554 ***<br>(8.27) | 1.5047 ***<br>(9.09) |
| _cons                        | -2.2543<br>(-1.53)         | -0.0034<br>(-0.00)         | -0.4668<br>(-0.31)         | -13.1920 **<br>(-2.27) | -0.0552<br>(-0.01)   | -4.0551<br>(-0.72)   |
| Year                         | Yes                        | Yes                        | Yes                        | Yes                    | Yes                  | Yes                  |
| 控制变量                         | Yes                        | Yes                        | Yes                        | Yes                    | Yes                  | Yes                  |
| N                            | 537                        | 469                        | 537                        | 531                    | 463                  | 531                  |
| adj. R <sup>2</sup>          | 0.503                      | 0.529                      | 0.486                      | 0.339                  | 0.355                | 0.361                |
| F                            | 39.7602                    | 38.5004                    | 37.2603                    | 19.1474                | 17.9711              | 20.9547              |

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

#### (四) 内生性处理

潜在的内生性干扰可能使得本文的面板回归结果有偏和非一致, 从而影响估计结果的准确性。一方面双边内容贸易往来会提升双边 OFDI 规模, 但另一方面随着双边投资活动的不断进行, 可能也有助于提升双边的内容贸易表现; 这说明内容贸易和双边 OFDI 之间可能存在双向因果关系。本文进一步进行 Durbin - Wu - Hausman 检验, 传统内容贸易、数字内容贸易和内容贸易总额相对应的检验结果 P 值分别为 0.0148、0.0000 和 0.0000, 说明确实存在一定程度的内生性问题。为解决这一潜在

表 4: 中介效应检验 - 内生性处理

|                          | (1)                    | (2)                    | (3)                    |
|--------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                          | ln_Confucius_institute | ln_Confucius_institute | ln_Confucius_institute |
| culturetrade_traditional | 0.0253 ***<br>(5.28)   |                        |                        |
| culturetrade_digital     |                        | 0.0348 ***<br>(5.98)   |                        |
| culturetrade_sum         |                        |                        | 0.0129 ***<br>(3.29)   |
| ln_Confucius_institute   |                        |                        |                        |
| _cons                    | -3.7711*<br>(-1.90)    | 0.2319<br>(0.11)       | -0.4714<br>(-0.24)     |
| Year                     | Yes                    | Yes                    | Yes                    |
| 控制变量                     | Yes                    | Yes                    | Yes                    |
| N                        | 491                    | 415                    | 491                    |
| adj. R <sup>2</sup>      | 0.496                  | 0.534                  | 0.484                  |
| F                        | 38.5375                | 37.5697                | 36.4657                |
| CD - WALD F              | 790.766                | 9.9e + 04              | 8.6e + 05              |
| KP rk LM                 | 111.791                | 44.973                 | 96.044                 |
| Hansen J                 | 0                      | 0                      | 0                      |

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

干扰,同时结合数据的可得性,本文借鉴现有研究(李科、徐龙炳,2008;贾男等,2011),使用滞后一期的内容贸易规模作为工具变量进行两阶段最小二乘(2SLS)估计。表5估计结果中同时汇报了第一阶段回归的估计结果和第二阶段回归的估计结果。其中第一阶段回归的F值均大于10,并且工具变量估计系数显著为正,说明不存在弱工具变量问题;Kleibergen-Paap rk LM统计量对应的P值均为0,拒绝了工具变量识别不足的原假设;Hansen J统计量均为0,对应P值均大于0.1,说明工具变量是外生的。事实上,本文工具变量个数与内生变量个数相等,满足恰好识别。综上,各检验结果说明本文的工具变量选取有效;同时第二阶段回归结果中,各类型的内容贸易估计系数仍然在1%显著性水平上显著为正,并且数字内容贸易的系数明显大于传统内容贸易的系数,证明在排除潜在双向因果干扰之后本文的结论仍然支持理论分析的观点。

此外,为了避免可能因为遗漏变量导致内生性干扰,同时考虑到OFDI活动可能存在惯性,也即当期的对外投资额可能受到上一期的影响(杨永聪、李正辉,2018),本文再次使用系统GMM模型构建动态面板进行回归。根据表6结果,滞后一期的OFDI系数在1%显著性水平上显著为正,说明当期对外投资规模确实受到上一期的投资水平影响,也即对外直接投资具有“示范效应”和“自我加速效应”。除传统内容贸易的估计系数显著为负外,数字内容贸易和内容贸易总额的估计系数均在1%的水平上显著为正,并且数字内容贸易的估计系数仍保持最大,证明了前

表 5: 内生性处理 - 2SLS 回归结果

|                                 | (第一阶段)                       | (第二阶段)                | (第一阶段)                   | (第二阶段)              | (第一阶段)                 | (第二阶段)              |
|---------------------------------|------------------------------|-----------------------|--------------------------|---------------------|------------------------|---------------------|
|                                 | contenttrade_<br>traditional | lnOFDI_stock          | contenttrade_<br>digital | lnOFDI_stock        | contenttrade_<br>sum   | lnOFDI_stock        |
| contenttrade_<br>traditional    |                              | 0.1379***<br>(7.01)   |                          |                     |                        |                     |
| L. contenttrade_<br>traditional | 0.7729***<br>(27.87)         |                       |                          |                     |                        |                     |
| contenttrade_<br>digital        |                              |                       |                          | 0.1962***<br>(8.93) |                        |                     |
| L. contenttrade_<br>digital     |                              |                       | 1.0202***<br>(355.10)    |                     |                        |                     |
| contenttrade_<br>sum            |                              |                       |                          |                     |                        | 0.1209***<br>(7.84) |
| L. contenttrade_<br>sum         |                              |                       |                          |                     | 1.0253***<br>(1062.45) |                     |
| _cons                           | 26.4903*<br>(1.80)           | -19.7254**<br>(-2.34) | 4.0338***<br>(3.58)      | 9.3274<br>(1.04)    | 0.1524<br>(0.32)       | 2.7402<br>(0.34)    |
| Year                            | Yes                          | Yes                   | Yes                      | Yes                 | Yes                    | Yes                 |
| 控制变量                            | Yes                          | Yes                   | Yes                      | Yes                 | Yes                    | Yes                 |
| N                               | 654                          | 614                   | 559                      | 525                 | 654                    | 614                 |
| adj. R <sup>2</sup>             | 0.599                        | 0.235                 | 0.996                    | 0.259               | 0.999                  | 0.247               |
| F                               | 70.7081                      | 14.5263               | 10347.8582               | 14.4569             | 89192.1153             | 15.5542             |
| KP rk LM                        | /                            | 135.637               | /                        | 55.478              | /                      | 111.948             |
| Hansen J                        | /                            | 0                     | /                        | 0                   | /                      | 0                   |

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

表 6: 内生性处理 - 系统 GMM 回归结果

|                          | (1)                   | (2)                   | (3)                   |
|--------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                          | lnOFDI_stock          | lnOFDI_stock          | lnOFDI_stock          |
| L. lnOFDI_stock          | 0.9627***<br>(186.85) | 0.9264***<br>(196.06) | 0.9558***<br>(239.46) |
| contenttrade_traditional | -0.0050***<br>(-8.32) |                       |                       |
| contenttrade_digital     |                       | 0.0215***<br>(3.33)   |                       |
| contenttrade_sum         |                       |                       | 0.0187***<br>(6.30)   |
| _cons                    | 1.7220***<br>(4.21)   | 2.1034***<br>(4.95)   | 2.7005***<br>(7.25)   |
| 控制变量                     | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| N                        | 612                   | 544                   | 612                   |
| Wald                     | 0.0000                | 0.0000                | 0.0000                |
| sargan                   | 0.3152                | 0.5049                | 0.3093                |
| AR(1)                    | 0.0024                | 0.0038                | 0.0025                |
| AR(2)                    | 0.5637                | 0.5129                | 0.5331                |

注: \*、\*\*、\*\*\*分别代表 10%、5% 和 1% 显著性水平; 括号内数值为 z 值; Wald、sargan、AR(1) 和 AR(2) 对应该统计量为 P 值。

文的基准假设; 也即数字内容贸易相比传统内容贸易, 对于 OFDI 的推动作用更加明显。在考虑 OFDI 动态效应以及遗漏变量等潜在干扰之后, 本文的理论假设仍具有高度的稳健性。

### (五) 稳健性检验

1. 剔除港澳台样本。本文从总体样本中剔除中国香港、中国澳门以及中国台湾地区之后再次进行回归。表 7 检验结果显示各类内容贸易仍然可以显著地提升双边 OFDI 规模, 这一结论说明排除中国港澳台地区影响之后本文理论假设仍然成立, 证明了结果的稳健性。

表 7: 稳健性检验 - 剔除港澳台样本

|                          | (1)                   | (2)                     | (3)                   | (4)                  | (5)                   | (6)                  |
|--------------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
|                          | lnOFDI_stock          | lnOFDI_stock            | lnOFDI_stock          | lnOFDI_stock         | lnOFDI_stock          | lnOFDI_stock         |
| contenttrade_traditional | 0.1283 ***<br>(12.10) | 0.0892 ***<br>(6.36)    |                       |                      |                       |                      |
| contenttrade_digital     |                       |                         | 0.1931 ***<br>(15.58) | 0.1435 ***<br>(7.47) |                       |                      |
| contenttrade_sum         |                       |                         |                       |                      | 0.1550 ***<br>(15.83) | 0.0970 ***<br>(6.68) |
| _cons                    | 6.9809 ***<br>(27.05) | -18.8239 ***<br>(-3.27) | 5.9749 ***<br>(19.79) | -2.5028<br>(-0.39)   | 6.5704 ***<br>(26.65) | -7.9143<br>(-1.40)   |
| Year                     | Yes                   | Yes                     | Yes                   | Yes                  | Yes                   | Yes                  |
| 控制变量                     | No                    | Yes                     | No                    | Yes                  | No                    | Yes                  |
| N                        | 1198                  | 663                     | 996                   | 580                  | 1198                  | 663                  |
| adj. R <sup>2</sup>      | 0.153                 | 0.254                   | 0.226                 | 0.252                | 0.214                 | 0.258                |
| F                        | 22.6279               | 16.0144                 | 30.0162               | 14.0220              | 33.6859               | 16.3748              |

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

2. 更换 OFDI 流量检验。一部分学者使用 OFDI 流量对投资进行衡量, 比如杨娇辉等 (2016)。本文在稳健性检验阶段, 使用中国历年对东道国的 OFDI 流量作为被解释变量进行替换, 再次检验不同类型的内容贸易对于 OFDI 的提升效果差异。

根据表 8 检验结果, 使用 OFDI 流量作为被解释变量, 传统内容贸易、数字内容贸易和内容贸易总额的估计系数均在 1% 的水平上显著为正。此外, 数字内容贸易的估计系数明显大于传统内容贸易和内容贸易总额的估计系数, 说明数字内容贸易对于双边 OFDI 流量的提升效果仍然最为明显。

## 六、结论及政策启示

本文基于中国的经验数据对中国与 135 个贸易伙伴基于跨境交付实现的双边数字内容贸易出口规模进行估算, 并在此基础上对数字内容贸易是否会带来引致的 OFDI 促进效应进行经验研究。结果表明: (1) 双边内容贸易的确会基于其“文化属性”带来引致的投资促进效应。(2) 与传统内容贸易比较而言, 数字内容贸易因

表 8: 稳健性检验 – 更换为 OFDI 流量

|                              | (1)                              | (2)                               | (3)                              | (4)                             | (5)                              | (6)                             |
|------------------------------|----------------------------------|-----------------------------------|----------------------------------|---------------------------------|----------------------------------|---------------------------------|
|                              | lnOFDI_flow                      | lnOFDI_flow                       | lnOFDI_flow                      | lnOFDI_flow                     | lnOFDI_flow                      | lnOFDI_flow                     |
| contenttrade_<br>traditional | 0.1994 <sup>***</sup><br>(11.83) | 0.1568 <sup>***</sup><br>(7.93)   |                                  |                                 |                                  |                                 |
| contenttrade_<br>digital     |                                  |                                   | 0.2861 <sup>***</sup><br>(13.45) | 0.2026 <sup>***</sup><br>(7.25) |                                  |                                 |
| contenttrade_sum             |                                  |                                   |                                  |                                 | 0.2013 <sup>***</sup><br>(12.02) | 0.1328 <sup>***</sup><br>(6.58) |
| _cons                        | 4.0373 <sup>***</sup><br>(10.00) | -17.7219 <sup>**</sup><br>(-2.20) | 2.6338 <sup>***</sup><br>(5.25)  | 8.0490<br>(0.87)                | 3.9589 <sup>***</sup><br>(9.78)  | -1.6074<br>(-0.20)              |
| Year                         | Yes                              | Yes                               | Yes                              | Yes                             | Yes                              | Yes                             |
| 控制变量                         | No                               | Yes                               | No                               | Yes                             | No                               | Yes                             |
| N                            | 1030                             | 598                               | 874                              | 521                             | 1030                             | 598                             |
| adj. R <sup>2</sup>          | 0.133                            | 0.242                             | 0.178                            | 0.223                           | 0.137                            | 0.219                           |
| F                            | 16.8284                          | 13.7232                           | 19.8603                          | 10.9323                         | 17.2830                          | 12.1336                         |

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

具有时效性、低成本、生动性和高互动的特点, 通过克服文化距离带来引致的 OFDI 促进效果更加明显。(3) 图书类、视听类和游戏类贸易对 OFDI 均具有显著的促进效果, 且各类别的数字内容贸易带来的投资促进效果要高于传统内容贸易。(4) 各类内容贸易对 OFDI 的提升效应具有异质性, 整体上看, 视听类贸易对于 OFDI 的提升效果强于游戏类贸易, 而游戏类贸易对于 OFDI 的提升效果又强于图书类贸易。以上研究结论可以带来有益的政策启示:

第一, 内容贸易具有“经济”和“文化”双重属性, 不仅能带来直接的经济贸易影响, 还能基于其“文化”属性带来引致的对外投资促进效应。党的二十大为推动中国数字经济和文化强国发展做出了全面部署, 这为数字内容贸易发展提供了良好的政策环境。中国既是数字贸易大国, 也是文化强国, 数字为“形”, 文化为“核”。数字经济时代, 二者的融合非常关键。对内, 注重构建完善的数字内容产业生态体系, 建立健全数字内容贸易支撑体系, 以数字为载体弘扬中国文化内容, 讲好中国故事, 推进中国数字内容贸易发展。内容厂商应摒弃粗放式经营模式, 提升内容产品质量和文化含量。对外, 文化和旅游部、商务部等部委要联合相关的行业机构, 利用好中国在文化基础和数字贸易领域的比较优势, 出台相关内容产业和贸易政策, 促进中国数字贸易发展, 树立国际话语权。

第二, 面对复杂多变的国际形势, 一些发达国家对于中国资本疑虑、担忧甚至区别对待(郭周明, 2019), 中国企业出海的不确定性增加。数字内容贸易可以凭借其文化属性带来引致的投资促进效应, 因此可以有针对性地向相应国家和地区出口数字内容产品, 尤其是“软文化”特征明显的数字视听和数字游戏类产品, 以易于接受的方式增进双方好感度, 为中国企业“走出去”培育良好的外部环境。

(通讯作者 周念利电子邮箱: znlube@163.com)

注释:

- ① 内容贸易可以分为货物贸易和服务贸易两大类。在网络信息技术达到一定发展水平之前,货物贸易一度是最主要的内容贸易形式,即本文所指的“传统内容贸易”。由于货物贸易为有介质商品的跨境传输,根据海关清关数据即可测算双边以货物贸易形式开展的内容产品贸易规模,也即完成对“传统内容贸易”规模的测算。但随着网络信息等技术的迅速发展,基于跨境电子传输完成的内容贸易逐渐成为主流,呈现出由“货物贸易”向“服务贸易”的转变,其中“服务贸易”上升的主体是“模式一”(基于跨境交付方式开展的服务贸易),也是本文所界定的“数字内容贸易”。
- ② <https://www.usitc.gov/publications/332/pub4716.pdf>. 最后一次访问时间:2023年3月15日。
- ③ [https://www.researchgate.net/publication/331378050\\_Growing\\_Trade\\_in\\_Electronic\\_Transmissions\\_Implications\\_](https://www.researchgate.net/publication/331378050_Growing_Trade_in_Electronic_Transmissions_Implications_). 最后一次访问时间:2023年3月15日。
- ④ 如感兴趣,可联系作者索取。
- ⑤ 由于篇幅限制,描述性统计备索。

参考文献:

- 丁鸿君,李妍,2017. 中国 OFDI 对“一带一路”沿线国家经济增长影响:基于文化距离的视角[J]. 文化产业研究(2):185-200.
- 郭周明,2014. 中国文化产业“走出去”现状分析及途径选择[J]. 国际经济合作(9):24-29.
- 郭周明,2019. 中国 OFDI 投资风险与对策:以欧美为例[J]. 国际经贸探索(3):4-17.
- 花建,2016. “一带一路”倡议与提升中国文化产业国际竞争力研究[J]. 同济大学学报(社会科学版)(5):30-39.
- 贾男,张亮亮,甘犁,2012. 不确定性下农村家庭食品消费的“习惯形成”检验[J]. 经济学(季刊)(1):337.
- 贾晓朋,吕拉昌,2015. 文化贸易研究进展及展望[J]. 中国流通经济(12):91-98.
- 李嘉珊,任爽,2016. “一带一路”倡议背景下海外文化市场有效开拓的贸易路径[J]. 国际贸易(2):62-66.
- 李俊久,丘俭裕,何彬,2020. 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)(1):120-134.
- 李科,徐龙炳,2009. 资本结构、行业竞争与外部治理环境[J]. 经济研究(6):122.
- 綦建红,李丽,杨丽,2012. 中国 OFDI 的区位选择:基于文化距离的门槛效应与检验[J]. 国际贸易问题(12):137-147.
- 孙俊新,2020. 文化距离、文化贸易与对外直接投资区位选择[J]. 经济问题探索(12):103-110.
- 杨娇辉,王伟,谭娜,2016. 破解中国对外直接投资区位分布的“制度风险偏好”之谜[J]. 世界经济(11):3-27.
- 杨挺,孟祥兆,张航,2019. 健康、规范、可持续发展——2018年中国对外直接投资新特征及新趋势[J]. 国际经济合作(1):12-28.
- 杨永聪,李正辉,2018. 经济政策不确定性驱动了中国 OFDI 的增长吗——基于动态面板数据的系统 GMM 估计[J]. 国际贸易问题(3):138-148.
- 中国文化出口对策研究课题组,2007. 中国文化出口对策研究[J]. 国际贸易(11):24-27.
- Banga R,2019. Growing Trade in Electronic Transmissions: Implications for the South [R]. UNCTAD Research Report No. 29, UNCTAD/SER. RP/2019/1/Rev. 1, February:10-12.
- Chu-Shore J,2010. Homogenization and Specialization Effects of International Trade: Are Cultural Goods Exceptional? [J]. World Development,38(1):37-47.
- Dikova D,Panibratov A,Veselova A,Ermolaeva L,2016. The joint effect of investment motives and institutional context on Russian international acquisitions [J]. International Journal of Emerging Markets,11(4):674-692.
- Disdier A C,Tai S,L Fontagné,Mayer T,2010. Bilateral trade of cultural goods [J]. Review of World Economics,145(4):575-595.
- Dow D,Ferencikova S,2010. More than just national cultural distance: Testing new distance scales on FDI in Slovakia [J]. International Business Review,19(1):46-58.



- Drogendijk R ,O Martín Martín 2015. Relevant dimensions and contextual weights of distance in international business decisions: Evidence from Spanish and Chinese outward FDI[J]. *International Business Review* 24( 1) : 133-147.
- Kapós J ,Czeglédi P 2020. The impact of culture on FDI disentangled: separating the "level" and the "distance" effects[J]. *Economia Politica: Journal of Analytical and Institutional Economics* 37( 1) : 223-250.
- Kogut B ,Singh H ,1988. The Effect of National Culture on the Choice of Entry Mode[J]. *Journal of International Business Studies* 19( 3) : 411-432.
- Lane P R ,Milesi -Ferretti G M 2008. International Investment Patterns[J]. *Review of Economics and Statistics* 90( 3) : 538-549.
- Lewer J J ,Berg H 2010. Estimating the Institutional and Network Effects of Religious Cultures on International Trade[J]. *Kyklos* 60( 2) : 255-277.
- Power D 2003. The Nordic Cultural Industries: A Cross - National Assessment of the Place of the Cultural Industries in Denmark ,Finland ,Norway and Sweden[J]. *Geografiska Annaler* 85( 3) : 167-180.
- Rauch J E ,Trindade V 2010. Neckties in the tropics: a model of international trade and cultural diversity [J]. *Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne D'économique* 42( 3) : 809-843.

## Will the Export of Digital Content Bring About the Promotion Effect of OFDI

ZHOU Nianli, WANG Da, LONG Haiquan

**Abstract:** Digital content trade has become an important part of cultural trade, but its statistics are still a global challenge. Drawing on the basic ideas of UNCTAD(2019), this paper attempts to estimate the export scale of "bilateral digital content trade" between China and 135 global trading partners based on cross -border delivery from 2010 to 2019. On this basis, an empirical test is conducted on whether China's export of digital content to trading partners will promote OFDI to trading partners. The results indicate that: (1) digital content trade will bring about the investment promotion effect based on its "cultural attributes", and its improvement effect is more significant than that of traditional content trade; (2) there is heterogeneity in the promotion effects of OFDI caused by digital content trade in "books", "audiovisual" and "games". The promotion effect of "audiovisual" is the greatest, followed by "games", and the promotion effect of "books" is the smallest. From the conclusion of the empirical research, this paper explores the policy connotation that can be used for reference in the development of digital content trade and OFDI in China.

**Key words:** digital content trade; cultural distance; OFDI

(责任编辑 周 雯 责任校对 袁群华)