

数字服务贸易开放的企业创新效应*

方慧 霍启欣

摘要:数字服务贸易蓬勃发展为中国企业创新带来新的契机,深入探讨数字服务贸易开放影响企业创新的微观路径具有重要意义。本文创新性地测度了中国各行业数字服务贸易开放度,选用2014—2019年间A股上市公司数据系统考察了数字服务贸易开放对企业创新的影响及其内在机制。研究发现:(1)数字服务贸易开放对于中国企业创新具有促进作用,不仅显著提高了企业创新数量,还有效提升了企业创新质量。(2)机制检验表明,数字服务贸易开放促进企业创新的具体机制包括推动企业数字化转型、提高企业信息共享水平和促进企业国际创新合作。(3)异质性分析发现,对于前沿技术企业、非劳动密集型、高竞争行业以及制度质量较高的地区而言,数字服务贸易开放的企业创新效应更为明显,但企业所有制性质和地理区位不是关键异质性因素。研究结论为渐进有序推进数字服务贸易开放、实现中国企业创新“增量提质”提供了经验证据,对于中国制定基于创新驱动的数字服务贸易开放政策具有一定的参考价值。

关键词:数字服务贸易开放 企业创新 数字化转型 信息共享 国际创新合作

一、引言

当前,全球经济在数字化赋能下迎来“第三次解绑”,新一代数字技术与实体经济深度融合,以前所未有的广度和深度推动企业新型价值创造和技术创新变革。尤为引人关注的是,全球数字化浪潮催生“互联网+”模式的服务贸易新业态,这种建立在现代通信与信息技术基础上的数字服务贸易,已经成为当前国际贸易领域最具潜力的新兴贸易形式(朱福林,2021)。数字服务贸易是通过数字化方式实现跨境交付的服务贸易,涵盖电信、计算机和信息服务、知识产权使用费等知识密集型服务贸易领域(吕延方等,2021),是服务贸易在数字经济时代的拓展、延伸和迭代。数字服务贸易强化了各国、各产业间高端知识、技术和人才等资源的流动与共享,促进全球产业链和创新链加速优化整合。在此过程中,数据、连接、智能等要素的汇聚创造了数字驱动的颠覆式创新环境,从“赋能”到“使能”推动企业创新轨迹和创新范式的演化(陈剑等,2020)。因此,数字服务贸易能够进一步激活创新要素、释放创新潜能,为新时代背景下中国企业创新发展注入新动能。

然而,众多且复杂的“边境内”数字服务贸易壁垒给数字服务贸易的良性发展带来一系列挑战:根据OECD-DSTRI数据库数据显示(见图1和图2),2014—2020年间,全球数字服务贸易壁垒呈现上升趋势,值得注意的是,出于保障本国数据主权和信息安全的考量,中国在跨境数据流动、知识产权和电子商务等方面对数字服务贸易的限制程度明显高于全球其他国家。数字服务贸易开放度不足导致我国数字服务的“跨境贸易”受到严重制约,不利于高端要素的自由流动和创新资源的优化配置,进而限制我国“内循环”增长动力与“外循环”发展活力的充分释放。

* 方慧、霍启欣(通讯作者),山东财经大学国际经贸学院,邮政编码:250000,电子邮箱:15866603579@163.com, hqx15935117218@126.com。基金项目:国家社会科学基金一般项目“‘一带一路’增加值贸易网络视角下中国对外直接投资质量提升研究”(22BJL089);山东省自然科学基金项目“制造业数字化促进山东出口贸易高质量发展的机理与优化路径”(ZR2021MG033);山东省研究生教改项目“新文科背景下经管研究生荣誉教育模式研究”(SDYJG21153)。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

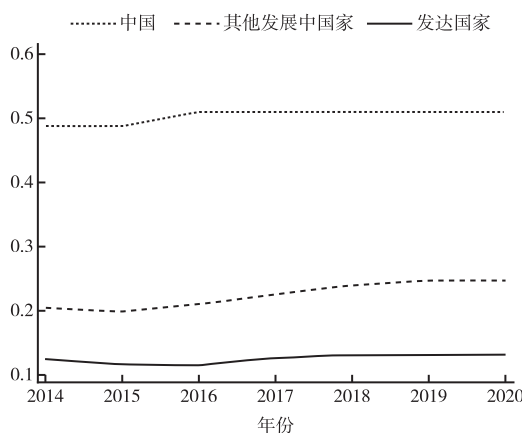


图1 数字服务贸易限制指数时间趋势

数据来源:OECD-DSTRI 数据库。

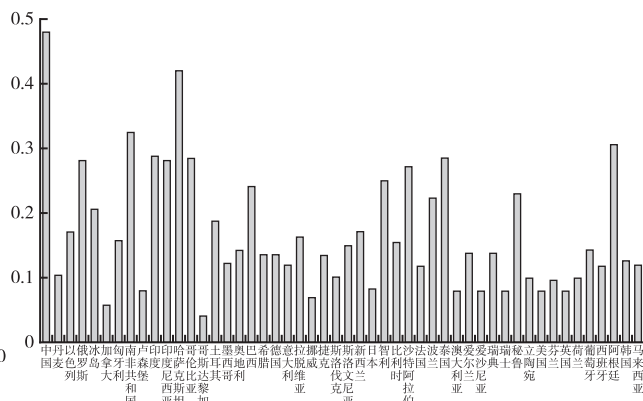


图2 世界各国数字服务贸易限制指数均值

习近平总书记在党的二十大报告中指出:“推动货物贸易优化升级,创新服务贸易发展机制,发展数字贸易,加快建设贸易强国”,这为新时代新征程贸易强国建设指明了前进方向,提供了根本遵循^①。商务部等24部门出台的《“十四五”服务贸易发展规划》明确提出:“持续优化数字服务贸易,进一步促进专业服务、社交媒体、搜索引擎等数字服务贸易业态创新发展”“有序推进电信、互联网、教育、文化、医疗等领域相关业务开放”。作为中国推进高水平对外开放的新引擎,数字服务贸易开放能否发挥对企业创新的促进作用?其背后的作用机制是什么?企业又应如何有效抓住数字服务贸易开放带来的创新机遇,突破原有的技术瓶颈?本研究尝试在数字服务贸易开放视角下探寻中国企业创新“增量提质”的实现路径,不仅为高水平对外开放与创新驱动发展战略之间的耦合与兼容提供了有益思考,也为中国把握数字服务贸易变革新机遇、加快建设更高水平开放型经济新体制提供了实践支撑与政策参考。

本文的边际贡献主要有以下几点:第一,在研究视角方面,从微观视角切入,探究数字服务贸易开放对企业创新的影响及其内在机制,不仅将数字服务贸易的研究视野拓展到微观领域,扩展了现有文献对数字服务贸易研究的边界,也为新时代背景下中国企业创新的驱动因素研究提供了一个新的视角。第二,在机制探析方面,深入剖析数字服务贸易开放影响企业创新的背后机理,从数字化转型、信息资源共享和国际合作创新的角度解析出数字服务贸易开放影响企业创新的微观传导路径,揭开了数字服务贸易开放与企业创新之间的“理论黑箱”,为后续研究提供了一个新的理论分析框架。第三,在实证分析方面,合理界定数字服务贸易基本要素,运用投入产出方法测度中国各行业数字服务贸易开放度;基于“量”和“质”的双重维度,经验评估数字服务贸易开放的企业创新效应,丰富了关于数字服务贸易开放影响企业创新的定量研究。同时,针对企业特征、行业性质和地区禀赋的多维视角开展异质性讨论,发现对于前沿技术企业、非劳动密集型、高竞争行业以及制度质量较高的地区而言,数字服务贸易开放呈现更强的正向创新效应,从而为中国制定基于创新驱动的数字服务贸易开放政策提供了参考依据。

二、相关文献回顾

数字服务贸易是数字技术与服务贸易融合产生的新业态新模式,本文聚焦数字服务贸易开放的企业创新效应,重点关注数字服务贸易开放对企业创新的影响及其主要作用机制,与本研究紧密相关的文献大致分为两类。第一类文献聚焦服务贸易和数字服务贸易的经济效应研究,为本文研究提

^①王文涛:《加快建设贸易强国(认真学习宣传贯彻党的二十大精神)》,《人民日报》2022年12月20日。

供了宏观视野和理论依据;第二类文献关注数字经济相关活动对创新的影响,为本文的研究提供了路径思考。

(一)服务贸易和数字服务贸易的经济效应研究

数字服务贸易是服务贸易创新发展的重要力量,在促进全球服务贸易增长方面扮演重要的角色^①,因此数字服务贸易开放与服务贸易开放紧密相关。纵观已有文献,从投入产出关联、知识技术溢出和资源配置重组等视角出发,服务贸易开放对企业生产和研发活动的促进作用已被诸多文献所证实(Arnold et al,2011;Beverelli et al,2017;邵朝对等,2021)。近年来,数字技术的广泛应用推动了传统服务贸易向数字服务贸易的转型,数字服务贸易对经济发展的影响引起学界的广泛关注。首先,在理论分析方面,既有研究指出数字服务贸易能够引领经济发展、推动经济转型(吕延方等,2021),是各国深度融入经济全球化、实现全球价值链攀升的重要途径(朱福林,2021)。其次,在量化分析方面,数字服务贸易的经济效应研究大多聚焦于国家、行业和地区层面。例如,任同莲(2021)选用跨国行业面板数据考察了数字服务贸易对制造业出口技术复杂度的促进作用;韩晶等(2021)以世界主要经济体为研究样本,发现数字服务贸易通过发挥规模效应、结构效应和技术效应促进了碳减排;Zhang(2021)采用中国省份面板数据验证了数字贸易开放与绿色全要素生产率之间的内在关联。另有学者从数字服务贸易壁垒和数字贸易规则视角切入分析,如齐俊妍和强华俊(2021)研究发现,数字服务贸易限制性措施对服务出口存在显著的阻碍作用,且与基础设施连通性、知识产权和电子交易相关的限制措施带来的抑制效果最明显;孙玉红等(2022)从国内制度环境与ICT设施水平的角度揭示了APEC成员间区域数字贸易规则对双边服务贸易的促进作用。本文从数字服务贸易开放视角,围绕其对企业创新的影响展开充分讨论,深化和拓展了有关评估数字服务贸易的微观经济效果的相关研究。

(二)数字经济的创新效应研究

数字服务贸易是数字经济与服务贸易深度交融的产物,属于数字经济的重要组成部分。在全球数字化浪潮下,数字经济的创新驱动作用愈发凸显,数字经济相关活动对创新的影响效应和作用机制成为国内外学者的研究热点。在区域层面,韩先锋等(2019)研究表明互联网可以通过加速人力资本积累、金融发展和产业升级对区域创新效率产生积极影响,且呈现“边际效应”递增的非线性特征;吴赢和张翼(2021)构建了地级市数字经济发展的综合指标,发现数字经济有利于缓解融资约束和提高知识产权保护,由此促进区域创新发展。在行业层面,既有文献主要讨论了产业数字化可以改善研发资金供给和使用效率(王桂军等,2022);人工智能与产业融合将重塑技术创新过程和提高人力资本水平,具有显著的技术创新效应(张龙鹏、张双志,2020)。在企业层面,现有研究指出,互联网能够降低信息交流成本(沈国兵、袁征宇,2020),拓宽知识传播的范围和渠道,进而提升企业将“碎片化”的知识和信息演变为技术创新的内在优势(Paunova & Rollob,2016);大数据应用通过充分发挥其对于传统要素效率的倍增作用,极大地激发了企业的研发动力,助推企业创新增效(谢康等,2020);数字技术打破了企业创新活动的边界,赋予企业在数字化全球创新网络中进行融合式跨界创新的机会(余菲菲、王丽婷,2022);数字化转型不仅颠覆了企业的技术创新模式,衍生出新的产品和服务(Nambisan et al,2019),还能催生演进出新的商业模式(陈剑等,2020),最终实现数字化对企业流程创新、产品创新和商业模式创新的全链条赋能(Fichman et al,2014)。

上述研究为本文探究数字服务贸易开放与企业创新之间的关系提供了较为丰富的经验借鉴和观点启发,但仍存在一些不足:首先,服务贸易的相关文献主要关注服务部门的整体表现,且研究大多基于早期数据,无法对新时代背景下中国面临的新问题进行有力解释和有效指导。其次,囿于数据的可得性和指标量化测度困难,目前关于数字服务贸易的研究大多聚焦于理论层面和国家、行业、

^①根据国务院发展研究中心对外经济研究部和中国信息通信研究院联合发布的2022年《数字贸易发展与合作报告》显示,2021年全球跨境数字服务贸易规模达到3.86万亿美元,同比增长14.3%,在服务贸易中的占比达到63.3%,在服务贸易中的主导地位日益稳固。

地区等相对宏观层面,较少涉及其对微观主体行为的影响,且鲜有文献将数字服务贸易开放与企业创新行为纳入统一分析框架,缺乏数字服务贸易开放影响企业创新背后机制的相关揭示。最后,现有文献重点关注互联网、大数据应用、数字化转型等数字经济形态对创新活动的赋能和驱动作用,而数字经济发展所催生的数字服务贸易新业态与创新之间的内在关联尚未得到充分探讨,数字服务贸易开放对企业创新的影响能否得到中国经验支持也尚无明确结论。由此可见,亟待对数字服务贸易开放的企业创新效应进行理论阐释与经验评估。

三、理论分析与研究假说

长期以来,国际贸易一直被视为影响企业技术创新的一个重要因素。无论在新古典贸易理论、新贸易理论还是新新贸易理论框架下,贸易都是实现国际间技术扩散与溢出的重要渠道(Coe & Helpman, 1995; Keller, 2010; Melitz & Redding, 2021),特别对发展中国家和新兴经济体而言,贸易开放是企业学习和汲取先进技术资源,不断提升科技创新水平的有效途径(Shu & Steinwender, 2018)。数字服务贸易开放同样具有“溢出效应”,但又与传统贸易产生的纯知识技术溢出有所不同:一是数字服务作为数字化信息和知识的重要载体,具有独特的低成本、易复制特性,更易于产生技术溢出效应且溢出效果更明显;二是数字服务贸易是以数字技术、信息、数据等知识密集型新要素为载体的技术转移过程(任同莲, 2021),更有利于促进企业突破性创新变革和高质量创新成果的涌现。一方面,数字服务贸易开放拓宽了全球高端知识、技术和信息等资源交流与整合的渠道,有助于企业对接更为前沿的数字经济领域,促使企业学习和引进国外高端数字技术、数字前沿应用与数据管理经验,激励企业持续、稳定地开展技术创新实践。另一方面,数字服务贸易开放促进丰富性、多样化的知识和技术沿贸易链条跨境流动,创造了数字驱动的颠覆式创新环境,使企业能够更好地实现新技术与已有资源的深度融合,同时通过数字技术溢出不断丰富其知识储备,从而为企业创新“增量提质”注入强大动力。基于既有文献,本文从推动企业数字化转型、提高企业信息共享水平和促进企业国际创新合作三个方面探讨数字服务贸易开放影响企业创新的作用机制,为后续实证分析提供理论依据。

(一)推动企业数字化转型

数字经济时代,数字化的信息和知识成为先进生产力的代表,数字化服务承载着企业从传统生产体系向数字化体系转型的重要功能。然而,中国在IT服务、云计算、物联网等数字服务领域与国际先进水平存在较大差距。囿于数字服务品供给质量低、成本高、种类少,我国数字经济与实体产业融合度不高,企业数字化转型面临诸多困难(朱福林, 2021)。数字服务贸易开放通过放宽数字服务领域的市场准入、减少数字服务贸易壁垒降低了企业的数字服务投入成本,也为国内企业提供了更加多样化和高质量的数字服务中间品,推动企业将其贯穿粘合于产品研发设计、生产组装和品牌营销等价值创造环节,加快实现数字化转型发展。数字化的深入赋能可以在“投入—产出”层面强化创新动能(吴非等, 2021),继而衍生出蕴含数字化新功能的新产品和服务,促进企业产品的高端化、智能化创新(Yoo et al, 2010)。

与此同时,数字服务贸易开放打破了传统贸易的时空约束,带动相关的金融、电子商务、供应链管理数字服务进出口,引致互联网金融、跨境电商、远程医疗等“互联网+”贸易新模式新业态竞相涌现。这将倒逼企业进入更深层次的数字化改造,即依托数字平台和数字化辅助工具将依赖实物贸易的商品转化为以数字化方式传播的产品,表现为数字技术的深化应用所催生的商业模式创新(陈剑等, 2020)。因此,数字服务贸易开放能够促进数字要素与各产业链的深度融合,通过数字化转型驱动效应为企业关键技术突破和新产品迭代提供全链条支撑,不断提升企业技术创新水平。

(二)提高企业信息共享水平

数字化服务是信息传播的载体和媒介,电信基础设施连通性是实现信息全球化的重要支撑(Ferencz, 2019);而数字服务贸易的双边限制会妨碍国与国之间的信息传输和通信连接交流,削弱国家信息化水平(齐俊妍、强华俊, 2021)。数字服务贸易开放下“信息孤岛”和“数据壁垒”逐步被打破,全

球信息资源的共享与快速传播为企业获取更多异质性信息提供了有利条件,促进企业信息共享水平的提升。例如,特定的大数据和信息通信服务可以降低企业内部沟通的信息交流成本,加强各部门、员工之间信息的传递与整合,提高企业内部主体的信息连接能力(Paunova & Rollob,2016);移动互联网和数字化平台能够促进企业与外部市场参与者,例如国内外供应商、消费者以及其他合作伙伴之间的信息交互,提高外部信息资源的利用效率(Bajari et al,2019;戚聿东、肖旭,2020)。

现有文献指出,创新作为一种前沿性探索性的研究项目,难以从外部知识市场获得知识溢出,这种“无人区”的信息匮乏所导致的创新失败是掣肘企业创新发展的重要障碍(蔡卫星等,2019)。数字服务贸易开放通过全球信息资源扩散与传播机制强化了企业内外部信息交流和数据流通共享,纾解了企业原有的信息匮乏困境。信息共享水平的提升不仅使企业能够及时跟踪技术的最新动态和信息、降低创新失败率(刘慧、綦建红,2021),还能优化创新资源配置、促进企业创新活动的高效开展(宋德勇等,2022),进而对企业创新水平产生积极影响(Kulangara et al,2016)。

(三)促进企业国际创新合作

一方面,数字服务贸易是世界各国深化合作的重要领域(朱福林,2021),为拓展数字经贸领域的国际间创新合作铺设了通道。随着数字服务贸易开放的推进,越来越多的企业通过跨国技术联盟等方式构建创新网络平台,聚焦跨境电商、5G通信、工业互联网等新业态,共同探索前沿技术研发和深化应用,促进科技创新全球化的不断深入。另一方面,参与国际科技协作、融入全球创新网络已成为全球数字经济生态的重要组成(李雪松等,2022)。数字服务贸易开放下互联网的信息跨时空且近乎零成本的传播打破了创新活动的边界,强化了创新参与者之间的连通性(余菲菲、王丽婷,2022),有利于全球创新人才的流动、集聚和国家间创新资源的互动整合。广泛而深入的创新触角促使企业在全世界范围内寻求多样化、互补性的创新资源,推动企业从封闭式创新向国际协同创新转变。

对于我国而言,创新资源相对匮乏、创新动力不足一直是制约企业技术能力再造的瓶颈,而国际创新合作能够为原本处于“技术跟随者”的发展中国家和新兴经济体带来新机遇,成为其获取国外先进的科技资源、加快实现创新追赶的重要渠道(李梅、余天骄,2016)。在此过程中,全球先进创新理念和创新性思维的产生与碰撞能够有效促进创新主体间的隐性知识流动和不同技术领域各类知识的整合重构,使企业能够在更大区域范围内享受创新收益。由此,数字服务贸易开放是企业获取外部资源并与自身技术创新相衔接的“桥梁”,对企业创新的促进作用不再局限于“技术溢出效应”,还能拓宽企业参与国际创新合作的领域和空间,提升企业获取差异化创新资源的能力,从而助力企业突破创新壁垒,在全球创新合作网络的“双循环”中实现技术创新能力的飞跃(杨震宁等,2021)。

基于上述分析,本文提出待验证的假说:

假说1:数字服务贸易开放能够促进企业创新水平的提升。

假说2:数字服务贸易开放通过推动企业数字化转型、提高企业信息共享水平和促进企业国际创新合作进而促进企业创新水平的提升。

四、计量模型、变量测度与数据说明

(一)模型设定

为了检验数字服务贸易开放对企业创新的影响,本文根据理论分析和研究假说,将基准回归模型设定如下:

$$\ln Inno_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Cdstri_{jt} + \beta_2 Controls_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中,下标*i*表示企业,*j*表示行业,*t*表示年份。*Controls_{it}*表示企业和行业层面的控制变量, μ_i 表示年份固定效应, γ_t 表示企业个体固定效应, ε_{ijt} 为随机扰动项。*lnInno_{ijt}*表示企业创新水平,选取企业专利申请数量的对数值(*lnpat*)和企业专利被引用量的对数值(*lncit*)两个指标分别衡量企业创

新的数量和质量。 $Cdstri_{jt}$ 为本文测算的中国各行业数字服务贸易开放指数。企业创新可能会受到多种因素的影响,需要对部分变量予以控制,参考沈国兵和袁征宇(2020)以及邵朝对等(2021),本文控制变量具体包括:企业规模($Size$),采用企业总资产的对数值衡量;企业年龄(Age),采用企业所处年份减去企业开工年份,并进行对数化处理后衡量;研发投入强度($Rdintensity$),使用研发支出/总资产衡量;行业集中度(HHI),使用行业层面的赫芬达尔指数衡量。此外,本文还纳入总资产利润率(ROA)和资产负债率(Lev)以及国有企业虚拟变量(SOE),其中总资产利润率使用净利润/资产总额衡量,资产负债率使用总负债/资产总额衡量。为了有效识别数字服务贸易开放对企业创新的影响,本文分别控制了个体固定效应与时间固定效应,从而避免遗漏与企业特征或时间特征相关的变量所产生的内生性问题。为了控制异方差对参数标准差估计的影响,本文将标准误聚类到行业层面。

(二)中国各行业数字服务贸易开放度测度

1. 数字服务贸易开放的测度基础。目前,国际新一轮开放已经从“边境开放”向“边境内开放”转移,即从关税和非关税壁垒的边境措施开放,向边境内的体制、规制、标准和政策转变。大多数阻碍数字服务贸易开放的措施具有“边境内”特征,例如跨境数据流动限制、数据本地化存储要求、电子商务活动许可证的歧视性条件和不必要的行政程序等。OECD于2014年公布的STRI数据库提供了全球46个经济体,22个服务部门的服务贸易限制指数(STRI);OECD以STRI数据库为基础,构建数字服务贸易限制指数(DSTRI),该指数是衡量任何影响数字服务贸易“边境内”跨境政策性阻碍的量化指数,取值范围为0~1,指数越大说明限制程度越高,即数字服务贸易的开放程度越小。该数据库为本文测度各行业数字服务贸易边境内开放度提供了可能。

当前数字服务贸易的定义与范畴仍未统一,数字服务贸易内容有待明确界定与准确划分。美国商务部经济分析局(USBEA)在2012年的《数字化服务贸易的趋势》^①中提出数字化服务贸易概念,即“由于信息通信技术进步而实现的服务的跨境贸易”,具体分类为:信息通信技术服务、知识产权使用(加工流程、商标、专利权、视听产品、计算机软件)、电信、计算机和信息服务、数字化的金融服务以及其他商业服务(研发服务、专业管理咨询服务等)。联合国贸易和发展会议(UNCTAD)在2015年发布的《ICT服务贸易和ICT赋能服务贸易》报告中将“以信息通信技术方式交付的服务贸易”作为数字服务贸易的统计标准,数字服务具体包括:保险和养老金服务,知识产权使用费,电信、计算机和信息服务,个人、文化和娱乐服务,金融服务和其他商业服务。贾怀勤等(2021)提出了数字贸易测度的“二元三环”概念架构,其中核心数字服务包括通信服务(电信服务、互联网服务、卫星定位导航服务和其他服务)、计算机服务(基础软件服务和应用软件服务)、信息服务(信息提供服务、信息技术服务)、数字媒体和数字内容(动漫、影视、音乐和出版);潜在数字技术赋能服务包括保险、金融服务、知识产权使用费和其他商业服务。本文沿用吕延方等(2021)的研究,认为数字服务贸易是在数字经济与服务贸易深度交融的时代背景下,以信息通信、大数据等数字技术为载体,通过数字交付方式实现的服务贸易,基于USBEA(2012)和UNCTAD(2015)对数字服务贸易的核算框架以及贾怀勤等(2021)有关数字化交付服务业务的划分标准,提炼数字服务贸易基本要素和内容,以《国民经济行业分类》(GB/T 4754-2017)为依据,尝试划分数字服务贸易相关行业,然后将其与OECD-STRI和OECD-DSTRI数据库进行匹配(具体见表1)。

表1 数字服务贸易基本要素与行业划分

基本要素	内容	数字服务贸易相关行业	OECD-STRI/OECD-DSTRI
数字化赋权基础设施	电信设备与服务	I 信息传输、软件和信息技术服务业 I-63 电信、广播电视和卫星传输服务	infrastructure and connectivity
	计算机软件	I-64 互联网和相关服务* I-65 软件和信息技术服务业*	

^①US Bureau of Economic Analysis(2012), “Trends in digitally-enabled trade in services”, https://www.bea.gov/international/pdf/trends_in_digitally_enabled_services.pdf.

续表 1

基本要素	内容	数字服务贸易相关行业	OECD-STRI/OECD-DSTRI
数字化媒体	互联网发行与出版	R-86 新闻和出版业* R-8624 音像制品出版 R-8625 电子出版物出版 R-8626 数字出版	intellectual property rights
	互联网广播	R-87 广播、电视、电影和录音制作业 R-8710 广播 R-8720 电视 R-8740 广播电视集成播控 R-8750 电影和广播电视节目发行	broadcasting service motion pictures service sound recording service
	流量与下载	R-87 广播、电视、电影和录音制作业 R-8730 影视节目制作活动 R-8760 电影放映 R-8770 录音制作活动	
	相关支持服务	I-64 互联网和相关服务* I-6421 互联网搜索服务* I-6422 互联网游戏服务* I-6429 互联网其他信息服务* I-6490 其他互联网服务*	computer service
I-65 软件和信息技术服务业* I-6531 信息系统集成服务* I-6550 信息处理和储存支持服务*		telecom service	
数字化交易	B2B 批发	F-51 批发业* F-5193 互联网批发 F-5181 贸易代理*	electronic transactions
	B2C 零售	F-52 零售业* F-5292 互联网零售	

注：本表中 * 表示该行业中仅有部分内容属于数字化活动，不能直接归入数字服务贸易相关行业，需进行行业拆分。

针对个别经济部门中仅有部分内容为数字化活动，无法直接得到数字服务贸易相关行业的渗透系数，本文参考许宪春和张美慧(2020)构建“数字经济调整系数”的方法，引入拆分系数从中分离出数字化部分，将 F-51、F-52 部门的拆分权重按照“互联网批发”“互联网零售业”和“网上贸易代理”主营业务收入之和占“批发和零售业”主营业务收入的比例计算，并假定该份额短期内不变，数据来自《中国经济普查年鉴》；R-86 部门拆分权重按照“音像制品出版”“电子出版物出版”与“数字出版”营业收入之和占“文化、体育和娱乐业”营业收入的份额计算，数据来自《中国经济普查年鉴》。此外，参考 BEA 的做法，I 部门中“互联网搜索服务”“互联网游戏服务”“互联网其他信息服务”“其他互联网服务”“信息系统集成服务”和“信息处理和储存支持服务”6 个小类的 90% 属于数字化赋权基础设施，10% 属于数字化媒体中的相关支持服务。

2. 数字服务贸易开放指数的测算。在计算得到各数字服务贸易相关行业的限制指数后，本文参考 Beverelli et al(2017)和邵朝对等(2021)的研究，基于投入产出关系测算各行业的数字服务贸易开放指数，具体方法如下：

$$Cdstri_j = \sum_d DSTRI_{dt} \cdot \omega_{dj} \quad (2)$$

其中， $DSTRI_{dt}$ 为 t 年数字服务贸易相关行业 d 的数字服务贸易限制指数。 ω_{dj} 为渗透系数，表示数字服务行业 d 通过产业关联效应对行业 j 的影响，本文运用投入产出方法，从绝对指标(完全消耗系数、直接消耗系数)和相对指标(完全依赖度、直接依赖度)两个层面进行测度。完全消耗系数可充分反映数字服务部门通过直接、间接技术关联效应对各行业的全面影响，公式如下：

$$DC_{dj}^c = a_{dj} + \sum_{m=1}^N a_{dm} a_{mj} + \sum_{l=1} \sum_{m=1} a_{dl} a_{lm} a_{mj} + \dots \quad (3)$$

其中,公式右边第一项为 d 部门对 j 部门的直接消耗,第二项为 d 部门通过 m 部门对 j 部门的第一次间接消耗,第三项为 d 部门通过 l 和 m 部门对 j 部门的第二次间接消耗,依此类推。直接消耗系数 $DC_{dj}^d = a_{dj}$,表示行业 j 的单位产出所直接消耗的数字服务行业 d 的投入量。相对指标能够刻画数字服务在所有投入中的相对重要程度,完全依赖度 $DR_{dj}^c = DC_{dj}^c / \sum_{k=1}^N DC_{kj}^c$,直接依赖度 $DR_{dj}^d = a_{dj} / \sum_{k=1}^N a_{kj}$ 。本文采用基于完全消耗系数构造的数字服务贸易开放指数用于基准回归,其余指标的测算结果用于稳健性检验。 $Cdstri_{jt}$ 越大,说明该行业对数字服务贸易的限制程度越高,开放程度越低。

(三)数据说明

本文的研究样本为我国 2014—2019 年间的 A 股上市公司。数字服务贸易限制指数(DSTRI)和服务贸易限制指数(STRI)来自 OECD 发布的 STRI 数据库和 DSTRI 数据库;投入产出数据来自 2015 年、2017 年和 2018 年的《中国投入产出表》^①;企业创新数据来源于国家知识产权局的专利数据库。控制变量来自 CSMAR 数据库和 Wind 数据库。本文采用爬虫方法收集整理 2014—2019 年间中国国家知识产权局受理的专利申请信息和专利引证文献信息,使用企业申请各类专利总数衡量企业创新数量^②;按专利公开(公告)号计算每一个专利的被引用次数并加总到企业层面,得到企业专利被引用量以衡量企业创新质量;利用专利文件中 IPC 分类号的数量信息构建企业专利申请知识宽度和专利被引知识宽度进行稳健性检验。本文将 OECD-DSTRI 数据库、OECD-STRI 数据库、上市公司数据库和国家知识产权局专利数据库进行匹配,^③并对数据进行如下处理:剔除金融类上市公司和 ST、*ST 或 PT 上市公司样本;剔除主要指标缺失的样本;为消除异常值,在 1%和 99%水平上对所有连续变量进行了缩尾处理。经过以上处理,最终得到 16990 个观测值。

表 2 变量说明与描述性统计

变量	变量说明	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
$\ln pat$	专利申请数量	16990	2.3867	1.7343	0	2.4849	6.6529
$\ln cit$	专利被引用量	16990	1.7856	1.7450	0	1.6094	6.5367
$Cdstri$	数字服务贸易开放指数	16990	0.0191	0.0287	0.0014	0.0070	0.1288
$Size$	企业规模	16990	22.1902	1.2868	19.5245	22.0369	26.3951
Age	企业年龄	16990	2.9028	0.3076	1.9459	2.9444	3.5553
$Rdintensity$	研发投入强度	16990	0.0200	0.0216	0	0.0164	0.2762
ROA	总资产利润率	16990	0.0403	0.0700	-0.4147	0.0399	0.2222
Lev	资产负债率	16990	0.4189	0.2054	0.0521	0.4061	0.9246
SOE	国有企业虚拟变量	16990	0.3116	0.4632	0	0	1
HHI	行业集中度	16990	0.0198	0.0267	0.0029	0.0087	0.1673

五、实证结果与分析

(一)基准回归结果

表 3 第(1)(2)列汇报了数字服务贸易开放对企业创新数量影响的回归结果。第(1)列控制了年份和企业固定效应,结果显示核心解释变量 $Cdstri$ 的影响系数在 1%的显著性水平上为负(-0.5652),表明数字服务贸易开放与企业专利申请数量之间呈现显著的正相关关系;第(2)列进一

^①本文使用 2015 年的投入产出表代替 2014 年的投入产出表,使用 2017 年的投入产出表代替 2016 年的投入产出表,使用 2018 年的投入产出表代替 2019 年的投入产出表。

^②国家知识产权局的专利数据库中可能存在多个单位或个人申请同一专利的情况,本文对上述情况下的申请人进行识别并拆分后再进行统计。

^③本文对专利数据库中的申请单位为个人申请人和非中国大陆企业的情况进行了剔除,与上市公司进行匹配时对企业名称进行了统一调整。

步纳入控制变量,核心解释变量系数符号和显著性不变,意味着排除其他因素的影响之后,数字服务贸易开放对企业创新数量仍具有显著的正向影响。表3第(3)(4)列考察数字服务贸易开放对中国企业创新质量的影响,可以看出,无论是否加入控制变量,*Cdstri*的影响系数均在1%的水平上显著为负,表明数字服务贸易开放显著提高了企业的专利被引用量,即有利于促进企业创新质量的提升。控制变量的回归系数基本符合预期。据此本文认为,数字服务贸易开放能够发挥对企业技术创新的促进作用,不仅显著提高了以专利申请数量衡量的企业创新数量,还有效提升了以专利被引用量衡量的企业创新质量,基准回归结果初步证明了理论分析中总效应的作用方向,验证了假说1。

表3 基准回归结果

变量	(1) <i>lnpat</i>	(2) <i>lnpat</i>	(3) <i>lncit</i>	(4) <i>lncit</i>
<i>Cdstri</i>	-0.5652*** (-4.79)	-0.5965*** (-5.56)	-0.3050*** (-3.52)	-0.3466*** (-3.80)
<i>Size</i>		0.4593*** (8.24)		0.2177*** (5.67)
<i>Age</i>		-0.5623** (-2.10)		0.8509*** (2.69)
<i>Rdintensity</i>		9.0081*** (7.18)		3.5259*** (4.25)
<i>ROA</i>		0.2309 (1.29)		-0.4183** (-2.65)
<i>Lev</i>		-0.0415 (-0.43)		0.0294 (0.41)
<i>SOE</i>		-0.1476 (-1.65)		-0.0135 (-0.24)
<i>HHI</i>		-1.1023 (-1.14)		-2.4202*** (-3.32)
常数项	2.2322*** (71.97)	-6.3156*** (-4.16)	1.4947*** (50.51)	-5.5731*** (-4.01)
时间固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
观测值	16990	16990	16990	16990
R ²	0.143	0.174	0.144	0.161

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;括号内为行业层面聚类标准误的t统计量。下同。

(二)内生性分析

本文核心解释变量——数字服务贸易开放指数是在行业层面构造的,由逆向因果导致内生性问题的可能性较小。然而,考虑到可能存在由遗漏变量导致的内生性偏差;企业是否创新可能存在样本选择偏误;一些非观测因素会同时影响数字服务贸易开放政策和企业创新决策,因而有潜在的内生性担忧。本文采用以下三种方法解决内生性问题:(1)多重固定法,解决由遗漏变量所致的内生性问题。(2)Heckman两步法,处理基准模型中可能存在的样本选择偏误问题。(3)工具变量法,构建数字服务贸易开放指数的工具变量并对模型进行2SLS估计,解决由非观测因素导致的内生性问题。

1. 多重固定法。虽然基准回归中纳入了企业和行业层面影响企业创新的控制变量以及时间与企业个体固定效应,但依然可能存在由城市和行业特征因素所致的内生性偏差。例如,那些对外开放程度较高、经济发展较为活跃的地区更容易成为数字服务贸易优先开放城市,而位于这些城市的企业在技术创新方面具有领先优势;高研发密集度行业的企业研发投入和技术吸收能力普遍较高,从而在技术创新方面能力较强。因此,本文在基准模型中进一步纳入非观测的城市与行业层面固定效应。表4第(1)(2)列显示,*Cdstri*对企业创新的影响系数均在1%的水平上显著为负,进一步佐证

了本文的研究假设。

2. Heckman 两步法。本文采用 Heckman 两步法解决基准模型中可能存在的非随机选择性偏差。数字服务贸易开放对企业创新水平的影响可分为两个阶段:第一阶段是企业创新活动决策的 probit 模型;第二阶段是企业创新表现模型。首先使用 probit 模型估计企业是否进行创新活动的概率^①,由此提取逆米尔斯比率(IMR),然后将该比率作为控制变量纳入基准模型中予以控制,最终得到克服样本选择偏差的回归结果。如表 4 第(3)(4)列结果所示,在考虑样本选择偏误问题后,数字服务贸易开放对企业创新仍产生显著的积极影响。

表 4 内生性分析

变量	多重固定法		Heckman 两步法		工具变量法	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnpat	lncit	lnpat	lncit	lnpat	lncit
<i>Cdstri</i>	-0.6195*** (-4.81)	-0.3048*** (-3.28)	-0.5715*** (-5.40)	-0.3380*** (-3.72)	-0.5686*** (-4.15)	-0.2258** (-2.23)
<i>IMR</i>			-0.9609*** (-3.07)	-0.3277* (-1.93)		
识别不足检验					6651.963***	6651.963***
弱识别检验					1.3e+04***	1.3e+04***
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	16708	16708	16990	16990	16860	16860
R ²	0.312	0.290	0.176	0.161	0.174	0.161

注:所有回归都引入了年份与企业个体固定效应,在此基础上,第(1)(2)列额外考虑了城市与行业层面固定效应。识别不足和弱识别检验分别使用 Anderson canon, Corr. LM 与 Cragg-Donald Wald F 统计量。

3. 工具变量法。本文参考 Beverelli et al(2017)的做法,选用 OECD 发布的其他国家数字服务贸易限制指数,以中国与各国之间人均 GDP 相似度的加权平均数作为权重,构建工具变量,即:

$$Cdstri_{jt}^{IV} = \sum_d DSTRI_{dt}^{IV} \cdot \omega_{jdt} \quad (4)$$

其中, $DSTRI_{dt}^{IV}$ 为其他国家数字服务贸易限制指数的加权平均,公式为:

$$DSTRI_{dt}^{IV} = \sum_{OT \neq CHN} DSTRI_{dt}^{OT} \cdot ST_t^{CHN-OT} \quad (5)$$

式(5)中, CHN 和 OT 分别表示中国和其他国家; $DSTRI_{dt}^{OT}$ 表示国家 OT 的数字服务贸易限制指数; $ST_t^{CHN-OT} = 1 - \left(\frac{PC_t^{CHN}}{PC_t^{CHN} + PC_t^{OT}} \right)^2 - \left(\frac{PC_t^{OT}}{PC_t^{CHN} + PC_t^{OT}} \right)^2$,其中 PC 代表各国人均GDP, ST_t^{CHN-OT} 代表中国与国家 OT 之间人均GDP的相似度。

工具变量的构造基于以下两方面考量:一方面,数字服务贸易开放程度多源于国家政策和企业自身生产优化决策的需要,对别国的技术依赖很小。其他国家的数字服务贸易开放程度与中国企业创新之间并无直接关联,属于客观外生变量,满足外生性;另一方面,经济高相似度的国家政府在制定数字服务贸易政策时,其决策目标也会趋近,满足工具变量的相关性标准。两阶段最小二乘法估计结果列于表 4 的第(5)(6)列,数字服务贸易开放指数的估计系数分别在 1%和 5%的水平上显著为负,说明无论创新数量还是创新质量,在考虑内生性因素后数字服务贸易开放的企业创新效应仍显著为正;工具变量通过了识别不足检验和弱识别检验,说明本文选取的工具变量是合理的。

^①若企业的研发支出大于 1,则企业进行创新活动的虚拟变量取值为 1,否则取值为 0。

(三) 稳健性检验

1. 核心解释变量替换。第一,运用完全依赖度指标作为渗透率重新测算数字服务贸易开放指数 ($Cdstri_R_{it}$)^①以替代核心解释变量进行稳健性检验。可以发现,表 5 第(1)(2)列的替代变量检验结果表明,核心解释变量的符号与显著性未发生根本性变化,证明了本文研究结论的稳健性。

2. 因变量替换。本文构建企业专利申请知识宽度和专利被引知识宽度作为企业创新数量和创新质量的替代变量。企业专利申请知识宽度的计算公式如下:

$$Patentknowledge_{it} = \left[1 - \sum_{Tech} \left(\frac{Application_{it}^{Tech}}{Application_{it}} \right)^2 \right] \quad (6)$$

其中, $Application_{it}^{Tech}$ 为企业在技术领域 $Tech$ 申请专利的数目^②, $Application_{it}$ 为企业全部申请专利的累计数目。 $Patentknowledge_{it}$ 数值越大说明企业申请专利的知识宽度越大。

同理,企业专利引用知识宽度的计算公式如下:

$$Patent_citedknowledge_{it} = \left[1 - \sum_{Tech} \left(\frac{Cited_{it}^{Tech}}{Cited_{it}} \right)^2 \right] \quad (7)$$

其中, $Cited_{it}^{Tech}$ 为企业专利在特定技术领域 $Tech$ 中的被引用量, $Cited_{it}$ 为企业专利全部的被引用量。 $Patent_citedknowledge_{it}$ 的值越大,说明企业的创新成果被更多不同领域的其他专利所借鉴,即专利的应用领域越广泛。因变量替换的稳健性检验结果见表 5 第(3)(4)列, $Cdstri$ 的系数符号及显著性与基准回归结果相比均未发生改变,本文的核心结论仍然成立。

表 5 稳健性检验

变量	核心解释变量替换		因变量替换		估计模型替换	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\ln pat$	$\ln cit$	$\ln pat$	$\ln cit$	$\ln pat$	$\ln cit$
$Cdstri$			-0.2326*** (-3.03)	-0.1739*** (-5.48)	-1.4727*** (-31.52)	-1.6748*** (-28.75)
$Cdstri_R$	-0.1640*** (-2.89)	-0.1083** (-2.05)				
常数项	-1.9760*** (-5.70)	-2.3526*** (-2.88)	-5.5277*** (-3.36)	-1.8767*** (-4.60)	-11.2513*** (-41.66)	-15.7569*** (-46.04)
$LR\ test$					7263.55***	6675.28***
$Vuong\ test$					5.58***	10.65***
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	否	否
观测值	16990	16990	16990	16990	16990	16990
R^2	0.171	0.161	0.052	0.072		

3. 估计模型替换。考虑到专利申请量和专利被引用量均为非负整数,是一种离散分布且存在大量的零值,存在右侧“断尾”与零膨胀问题。本文借鉴沈国兵和袁征宇(2020),以企业规模作为膨胀因子选用零膨胀负二项回归模型进行稳健性检验,检验结果列于表 5 第(5)(6)列。与基准回归结果一致,数字服务贸易开放对企业创新具有数量和质量双重维度的正向影响,进一步验证了实证结论的稳健性。在过度分散检验中, LR 检验在 1% 的显著性水平上拒绝“ $\alpha=0$ ”的原假设,即存在过度分

① 本文亦采用基于直接消耗系数和直接依赖度测算的数字服务贸易开放指数作为核心解释变量的替代变量,研究结果依旧稳健,篇幅原因未做汇报。

② 依据专利的 IPC 分类号将所有专利分成 m 个大组计算。

散现象,应使用负二项回归。*Vuong* 检验的 Z 统计量显著大于 0,说明使用零膨胀负二项模型进行估计和选用的膨胀因子是合适的。

(四)异质性讨论

本部分从企业的特征差异、企业所在行业的属性差异以及企业所在地区的禀赋差异三个维度展开异质性讨论。

1. 区分企业特征的异质性检验。首先,企业与前沿技术水平距离会影响企业面临市场竞争的创新激励程度。借鉴 Aghion et al(2018),将高于 CIC2 分位行业内企业生产率中位数的企业界定为前沿技术企业,取值为 1,其余取值为 0,据此构造虚拟变量 TFP ,其中企业全要素生产率采用 LP 法估计。进一步地,将 $Cdstri$ 与 TFP 的交乘项纳入基准回归模型中,回归结果如表 6 第(1)(2)列所示。可以看出,无论是创新数量还是创新质量, $Cdstri \cdot TFP$ 的回归系数均显著为负,说明数字服务贸易开放对前沿技术企业的创新促进效应更强。可能的原因在于:数字服务贸易开放带动知识和技术沿整个贸易链条跨境流动,为企业创造了颠覆性创新环境,同时企业也置身于更激烈的市场竞争中,形成“逃离竞争”的创新激励。行业内生产率越高的企业越接近于生产技术前沿,从而越有动力充分利用数字服务贸易开放所带来的新知识和新技术进行研发创新,以应对来自国内外市场的竞争压力。

其次,考虑到企业所有制形式是影响企业创新模式和研发能力的重要因素,本文将数字服务贸易开放指数与国有企业虚拟变量的交乘项纳入基准回归模型中。表 6 第(3)(4)列结果显示,无论是创新数量还是创新质量, $Cdstri \cdot SOE$ 的回归系数均不显著,这意味着数字服务贸易开放对国有企业和非国有企业创新的促进作用并无显著差异。一方面,国有企业大多是关系国计民生的企业,具备创新发展的较好基础,且资金、规模、政策等优势是其在数字服务贸易开放下进行研发创新的有利条件;另一方面,外资企业和民营企业等非国有企业具有较强的创新活力和创造力,数字服务贸易开放下该类企业能够高效吸收和整合国外高端数字化服务资源并将其转化成隐性的非物化型知识溢出,如技能、技巧和诀窍等,不断提升自身的技术创新水平。

表 6 区分企业特征的异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln pat$	$\ln cit$	$\ln pat$	$\ln cit$
$Cdstri$	-0.5729*** (-5.39)	-0.3030*** (-3.77)	-0.5381*** (-4.43)	-0.3480*** (-4.09)
$Cdstri \cdot TFP$	-0.1709** (-2.50)	-0.3151*** (-2.89)		
$Cdstri \cdot SOE$			-0.1760 (-1.03)	0.0042 (0.03)
常数项	-6.2421*** (-4.14)	-5.4375*** (-3.96)	-6.3045*** (-4.16)	-5.5733*** (-4.01)
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
观测值	16990	16990	16990	16990
R^2	0.175	0.163	0.174	0.161

2. 区分行业性质的异质性检验。各行业由于要素密集度和竞争程度的不同,其创新活动存在不同的特点,亦会使数字服务贸易开放对企业创新的影响存在差异。首先,本文依据鲁桐和党印(2014)由聚类分析得出的分类结果,按照行业的要素密集度设置虚拟变量 $Labor$,当企业所在行业为劳动密集型行业时, $Labor$ 取值为 1,其余取值 0,并将 $Cdstri \cdot Labor$ 纳入基准回归模型;二是分年度按照各行业赫芬达尔—赫希曼指数(HHI)中位数构建虚拟变量 Con ,当企业所在行业市场集中度

较低,即为高竞争行业时取值为 1,其余垄断行业取值为 0, $Cdstri \cdot Con$ 的回归系数则为在不同市场竞争程度行业间数字服务贸易开放的企业创新效应差异。区分行业性质的异质性检验结果如表 7 所示。

表 7 第(1)列 $Cdstri \cdot Labor$ 的回归系数不显著,表明劳动密集型行业和非劳动密集型行业的企业均能获得数字服务贸易开放所带来的创新数量提升红利。表 7 第(2)列 $Cdstri \cdot Labor$ 的回归系数在 5%的水平下显著为正,这意味着数字服务贸易开放对劳动密集型行业的企业创新质量促进作用较弱。劳动密集型行业的企业技术含量较低,更倾向对现有技术进行模仿改造,而资本和技术密集型行业的企业具有高技术优势,因而在数字服务贸易开放下进行高质量研发创新的动力和能力强。此外,资本和技术密集型行业对数字化的知识和信息需求更多,企业生产研发时使用的数字服务要素占比更大。因此,数字服务贸易开放更能通过数字化转型驱动效应赋能非劳动密集型行业内企业的全方位、多领域的技术突破。

从表 7 第(3)(4)列可以看出,无论是创新数量还是创新质量, $Cdstri \cdot Con$ 的回归系数均显著为负,说明数字服务贸易开放对高市场竞争行业内企业的创新促进效果优于垄断行业,对此可能的解释是:垄断行业的企业往往有更好的资源(市场力量、贷款甚至是政府补贴),进而产生“阿罗替代效应”和“产品惯性”,企业自身的创新动力较弱,因而数字服务贸易开放产生的创新激励也较弱;对于竞争性行业的企业而言,产品创新战略是其求得生存和发展的关键,行业内部较为激烈的竞争环境会迫使企业间展开创新竞赛,从而激励企业将数字服务贸易开放所带来的高端知识、技术和信息都应用到研发创新活动中,不断积累和增强自身的技术创新能力。

表 7 区分行业性质的异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln pat$	$\ln cit$	$\ln pat$	$\ln cit$
$Cdstri$	-0.7965*** (-3.47)	-0.6494*** (-3.77)	-0.3515*** (-2.79)	-0.2647** (-2.29)
$Cdstri \cdot Labor$	0.2199 (0.97)	0.3329** (2.19)		
$Cdstri \cdot Con$			-0.3685*** (-8.85)	-0.1232** (-2.54)
常数项	-6.3105*** (-4.16)	-5.5654*** (-4.02)	-6.6298*** (-4.72)	-5.6781*** (-4.20)
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
观测值	16990	16990	16990	16990
R^2	0.174	0.161	0.176	0.162

3. 区分地区禀赋的异质性检验。第一,在地理区位方面。中国东部城市最早实行沿海开放政策,且经济发展水平和对外开放程度更高,这种区位优势的区别可能造成数字服务贸易开放对企业创新的影响存在异质性。为此,本文按照企业所处地理区位构建是否为东部地区的虚拟变量 $East$,并将 $Cdstri \cdot East$ 纳入回归模型。表 8 第(1)(2)列 $Cdstri \cdot East$ 的回归系数均不显著,这意味着数字服务贸易开放对企业创新的促进作用在东部地区和中西部地区均能得到有效的发挥。一方面,东部沿海地区是我国数字经济的主阵地和实施数字贸易开放政策的“先行者”,并且在创新要素集聚方面拥有独特的优势,从而有利于企业在数字服务贸易开放下创新培育新模式、新业态,并通过各类创新要素的互动、整合与协同助力企业创新“增量提质”。另一方面,中西部地区的企业具有较大的潜力和后发优势,数字服务贸易开放能够在一定程度上弥补中西部城市科技创新的要素缺口,从而充分发挥国外高品质、低成本的数字化服务要素对企业技术创新的支持效率。

第二,在地区制度环境方面。我国地区之间制度环境发展存在不平衡和不充分等问题,数字服务贸易开放的企业创新效应可能受地区制度质量水平的制约。本文从行政执法和司法保护两方面构建衡量地区制度质量水平的指标。具体地,使用国家知识产权局2014—2019年各省市的专利侵权案件数量与专利授权量之比计算专利未侵权率,然后使用各省市每万人拥有的专职律师数衡量司法保护程度,最后将上述两个指标按1/2的权重合成。进一步地,根据各年份地区制度质量进行中位数划分,构建是否为制度质量较高地区的虚拟变量 IP 。表8第(3)(4)列结果显示, $Cdstri \cdot IP$ 的系数显著为负,这意味着数字服务贸易开放对企业创新的促进作用在制度质量较高的地区更为突出。原因在于,制度质量较高的地区表现为健全的法律法规体系和良好的执法水平,为企业的创新行为提供了规范约束,不但能避免创新主体遭受“搭便车”等机会主义风险,还能增强组织间的合作和信任机制,有利于促进数字服务贸易开放对于企业创新正向溢出作用的实现。相反地,较差的制度环境会增加企业对技术创新风险和数字服务贸易安全问题的担忧,导致降低数字服务贸易壁垒的无效率,使数字服务贸易开放对企业创新的影响效果大打折扣。

表8 区分地区禀赋的异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln pat$	$\ln cit$	$\ln pat$	$\ln cit$
$Cdstri$	-0.4445** (-2.28)	-0.3057** (-2.48)	-0.4837*** (-4.28)	-0.2832*** (-3.13)
$Cdstri \cdot East$	-0.2092 (-0.94)	-0.0563 (-0.31)		
$Cdstri \cdot IP$			-0.2339*** (-3.32)	-0.1313*** (-3.48)
常数项	-6.3013*** (-4.14)	-5.5692*** (-4.00)	-6.4027*** (-4.33)	-5.6220*** (-4.10)
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
观测值	16990	16990	16990	16990
R^2	0.174	0.161	0.175	0.162

六、机制检验

根据假说2,数字服务贸易开放通过推动企业数字化转型、提高企业信息共享水平和促进企业国际创新合作进而提升企业创新水平。为了加以论证,本部分在基准模型(1)的基础上构建中介效应模型检验数字服务贸易开放对企业创新的影响渠道,模型设定如下:

$$MEF_{ijt} = a_1 + b_1 Cdstri_{jt} + c_1 Controls_{it} + \mu_t + \gamma_i + \varepsilon_{ijt} \quad (8)$$

$$\ln Inno_{ijt} = a_2 + b_2 Cdstri_{jt} + c_2 MEF_{ijt} + d_2 Controls_{it} + \mu_t + \gamma_i + \varepsilon_{ijt} \quad (9)$$

其中, MEF_{ijt} 为中介变量,包括企业数字化转型指数($\ln Dcg$)、企业信息共享水平($\ln Inf$)和企业国际创新合作水平($\ln Int$),其他变量定义均与基准模型一致。式(8)检验数字服务贸易开放对中介变量的影响;式(9)检验中介变量对企业创新的影响。

(一)推动企业数字化转型

根据理论分析,在我国数字化基础较为薄弱、数字服务领域发展相对滞后的情形下,数字服务贸易开放能够通过数字化转型驱动效应促使国内企业实现关键核心技术突破。基于此,本文参考吴非等(2021),运用数字化相关关键词在上市公司年报中的词频数度量企业的数字化转型程度,具体包括以下几个步骤:第一,收集并整理上市公司2014—2019年的年度报告。第二,确定企业数字技术

应用的关键词词汇表^①。第三,运用 Python 中的 jieba 分词工具对上市公司年报“管理层讨论与分析”(MD&A)部分进行分词处理,统计关键词的披露次数,并将其对数化处理后得到企业数字化转型指数(lnDcg)的代理指标^②。

机制检验结果如表 9 所示,从第(1)列可以看出,Cdstri 的估计系数显著为负,表明数字服务贸易开放有利于推动企业数字化转型。第(2)(3)列在基准模型的基础上纳入中介变量 lnDcg,发现 lnDcg 的回归系数均显著为正,即数字化转型有利于促进企业创新;在控制中介变量 lnDcg 之后,核心解释变量 Cdstri 的估计系数仍显著为负,其绝对值大小分别为 0.5831 和 0.3418,相较于表 3 第(2)列和第(4)列基准回归结果的绝对值 0.5965 和 0.3466 有所下降,这意味着推动企业数字化转型是数字服务贸易开放促进企业创新的影响机制。

表 9 机制检验:推动企业数字化转型

变量	(1)	(2)	(3)
	lnDcg	lnpat	lnicit
Cdstri	-0.2258** (-2.43)	-0.5831*** (-5.39)	-0.3418*** (-3.71)
lnDcg		0.0595*** (5.69)	0.0210*** (2.83)
常数项	-3.3793*** (-3.55)	-6.1147*** (-4.07)	-5.5021*** (-3.94)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
观测值	16990	16990	16990
R ²	0.057	0.176	0.162

(二)提高企业信息共享水平

理论分析可知,数字服务贸易开放能够促进全球信息资源的扩散与快速传播,有助于企业内外部信息的交流与共享,提高了企业信息共享水平,进而对企业技术创新产生积极影响。为此,本文借鉴宋德勇等(2022)的做法,运用 Python 对上市公司年报进行文本分析,从中提取“信息共享”“信息互动”“信息交换”“信息集成”等关键词,并通过人工识别的方法进行整理和归纳总结,分析其含义。若企业在年报中披露信息共享相关信息,并且其含义为信息共享水平提升则取值为 1,否则取值为 0,从而得到衡量上市公司信息共享水平的虚拟变量(Inf)。

中介效应模型的估计结果列示于表 10,第(1)列为式(8)回归结果,可知数字服务贸易开放能够显著提高企业的信息共享水平。第(2)(3)列为式(9)的回归结果,可以看出 Inf 的估计系数显著为正,Cdstri 的估计系数仍显著为负且系数绝对值与基准回归结果相比有所降低。因此,与前文的机制分析一致,提高企业信息共享水平是数字服务贸易开放促进企业创新水平提升的重要渠道。

表 10 机制检验:提高企业信息共享水平

变量	(1)	(2)	(3)
	Inf	lnpat	lnicit
Cdstri	-0.0985*** (-3.20)	-0.5093*** (-5.30)	-0.3143*** (-3.55)

①关键词词汇表参考吴非等(2021)的数字化转型特征词库,包括“软件”“网络平台”“智能平台”“数据系统”“数字化”“数据平台”“人工智能”“机器学习”“数字分析”“大数据”“区块链”“物联网”“深度学习”“云计算”“工业互联网”等。

②本文亦采用“企业数字化相关词汇频数总和除以年报 MD&A 语段长度”衡量企业数字化程度并进行稳健性检验,发现研究结论依然成立。

续表 10

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Inf</i>	<i>lnpat</i>	<i>lncit</i>
<i>Inf</i>		0.8862*** (14.49)	0.3278*** (6.75)
常数项	-0.1922 (-0.74)	-6.1452*** (-3.90)	-5.5101*** (-3.94)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
观测值	16990	16990	16990
R ²	0.099	0.211	0.171

(三)促进企业国际创新合作

根据假说 2,促进企业国际创新合作是数字服务贸易开放提升企业创新水平的第三个作用渠道。为此,本文借鉴 Archibugi et al(2002)对国际创新合作的界定方法,使用国际专利合作作为衡量国际科技创新合作的指标。按照 OECD 的分类标准,将国际合作专利定义为中国和外国共同发明的专利,即发明人同时包含中国和外国居民的专利。具体地,本文依据国家知识产权局专利数据库中的专利申请人信息,筛选发明人同时包含中国和外国居民的专利;若发明人包含外国居民,则认为该专利在本年度属于国际合作专利并赋值为 1,随后以企业为单位进行累积加总;将其对数化处理后作为企业国际创新合作水平(*lnInt*)的代理变量。

回归结果如表 11 所示,第(1)列报告了数字服务贸易开放对企业国际创新合作水平的影响,*Cdstri* 的估计系数在 5%的显著性水平上为负,说明数字服务贸易开放有利于促进企业国际创新合作。第(2)(3)列同时考虑数字服务贸易开放和企业国际创新合作对企业创新数量和创新质量的影响,*Cdstri* 的估计系数显著为负且与基准回归结果相比系数绝对值降低,而 *lnInt* 的估计系数显著为正,表明数字服务贸易开放能够通过促进企业国际创新合作提升企业创新水平。据此可以推断,数字服务贸易开放为企业参与国际研发合作提供了机遇,有利于企业实现对异质性创新资源的获取与整合,不断积累和增强自身的创新能力。

出于严谨考虑,Sobel 检验结果证明了中介变量系数乘积项(b_1c_2)的显著性,进一步证实了中介效应的存在,即推动企业数字化转型、提高企业信息共享水平和促进企业国际创新合作是数字服务贸易开放促进企业创新水平提升的作用机制,验证了假说 2。

表 11 机制检验:促进企业国际创新合作

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>lnInt</i>	<i>lnpat</i>	<i>lncit</i>
<i>Cdstri</i>	-0.2633** (-2.37)	-0.5203*** (-5.34)	-0.3027*** (-3.77)
<i>lnInt</i>		0.2896*** (20.55)	0.1668*** (16.85)
常数项	-7.0037*** (-5.16)	-4.2872*** (-3.10)	-4.4048*** (-3.32)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是

续表 11

变量	(1)	(2)	(3)
	$\ln Int$	$\ln pat$	$\ln cit$
观测值	16990	16990	16990
R^2	0.339	0.247	0.206

七、结论与政策建议

数字服务贸易蓬勃发展带动知识和技术跨境流动,从数字服务贸易开放视角探寻中国企业创新“增量提质”的实现路径意义显著。本文创新性测度了中国各行业数字服务贸易开放度,基于 2014—2019 年间 A 股上市公司数据对数字服务贸易开放影响企业创新的微观路径进行了全面系统的检验,主要结论如下:首先,总体而言,数字服务贸易开放有利于促进企业创新水平的提升,不仅提高了以专利申请数量衡量的企业创新数量,还提升了以专利被引用量衡量的企业创新质量。其次,在影响机制方面,数字服务贸易开放能够通过推动企业数字化转型、提高企业信息共享水平和促进企业国际创新合作间接提升企业创新水平。再次,在异质性方面,数字服务贸易开放对企业创新的促进作用在前沿技术企业、非劳动密集型、高竞争行业以及制度质量较高的地区更为突出,但未因企业所有制性质和地理区位的不同而存在差异。本文研究结论不仅有助于深化对数字服务贸易开放与企业创新之间内在关系的理解,也为国家把握数字服务贸易变革新机遇、充分发挥更高水平对外开放与创新驱动发展战略的“合力效应”提供了新的实践支撑与发展思路,有以下政策启示:

第一,扩大数字服务贸易高水平对外开放,持续推进数字服务贸易高质量发展。本文研究表明,数字服务贸易开放是中国企业创新“增量提质”的有效途径,能够激发科技创新潜能、释放高质量发展活力。然而,当前我国存在较高等度的数字服务贸易壁垒,使得数字服务“跨境贸易”的外循环受阻。为此,在保障国家信息安全和个人隐私的前提下,可以按照“扩大开放与适度保护相结合”的原则,有序放宽数字服务业市场准入及相关限制性措施,积极探索数字服务贸易制度型开放和创新发展新路径,以更加开放的数字服务贸易为重要依托,打造数字服务贸易发展新高地,加快形成高水平对外开放与创新驱动发展之间的良性互动机制,为构建“双循环”新发展格局提供有力支撑。

第二,顺应数字服务贸易开放发展的时代趋势,加快推动企业数字化转型、强化信息互联互通和推进国际创新合作。首先,加大对企业数字化转型的支持力度,推广大数据、云计算、物联网等数字技术和服务应用,更好赋能企业在高端芯片、智能传感和关键基础软件等领域的核心技术突破。其次,推进信息基础设施建设,充分发挥数据运营枢纽平台和信息资源共享平台作用,打通企业间“数字壁垒”和“信息孤岛”,为企业营造良好的科技创新环境。最后,把握数字服务贸易开放机遇,深化数字经贸领域的国际合作,加快数字贸易国际合作机制建设,搭建国际科技创新合作平台,通过积极融入全球创新网络促进科技创新成果的孵化与传播。

第三,注重调整和完善政策导向,采取行业、企业和区域渐进性的数字服务贸易开放策略。政府应加大产业和区域引导,在机械制造、计算机和电子设备制造等资本和技术密集型行业中更加注重数字服务贸易的规则、规制等制度型开放,强化创新驱动,厚植产业发展优势。地方政府可根据地区制度环境和行业竞争程度实施有差别的数字服务贸易开放政策和数字服务贸易发展规划,例如,针对高市场竞争行业探索放宽数字经济领域市场准入的改革措施,加快培育数字服务贸易创新发展新动能;在制度质量较高的地区建设数字服务贸易创新发展示范区,推进跨境数据流动、国际规制对接等方面先行先试,打造科技、制度双创新的数字服务贸易集聚区。相关部门应明确重点领域,可考虑大幅放宽或取消对前沿技术企业、行业龙头企业的相关限制措施,促进全球优质要素资源向重点企业集聚,充分释放创新潜能,发挥其引领示范作用。

参考文献:

- 蔡卫星 倪晓然 赵盼 杨亭亭,2019:《企业集团对创新产出的影响:来自制造业上市公司的经验证据》,《中国工业经济》第1期。
- 陈剑 黄朔 刘运辉,2020:《从赋能到使能——数字化环境下的企业运营管理》,《管理世界》第2期。
- 韩晶 姜如玥 孙雅雯,2021:《数字服务贸易与碳排放——基于50个国家的实证研究》,《国际商务(对外经济贸易大学学报)》第6期。
- 韩先锋 宋文飞 李勃昕,2019:《互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗》,《中国工业经济》第7期。
- 贾怀勤 高晓雨 许晓娟 方元欣,2021:《数字贸易测度的概念架构、指标体系和测度方法初探》,《统计研究》第12期。
- 李梅 余天骄,2016:《研发国际化是否促进了企业创新——基于中国信息技术企业的经验研究》,《管理世界》第11期。
- 李雪松 党琳 赵宸宇,2022:《数字化转型、融入全球创新网络与创新绩效》,《中国工业经济》第10期。
- 刘慧 綦建红,2021:《FTA网络的企业创新效应:从被动嵌入到主动利用》,《世界经济》第3期。
- 鲁桐 党印,2014:《公司治理与技术创新:分行业比较》,《经济研究》第6期。
- 吕延方 方若楠 王冬,2021:《全球数字服务贸易网络的拓扑结构特征及影响机制》,《数量经济技术经济研究》第10期。
- 戚聿东 肖旭,2020:《数字经济时代的企业管理变革》,《管理世界》第6期。
- 齐俊妍 强华俊,2021:《数字服务贸易限制措施影响服务出口了吗?——基于数字化服务行业的实证分析》,《世界经济研究》第9期。
- 任同莲,2021:《数字化服务贸易与制造业出口技术复杂度——基于贸易增加值视角》,《国际经贸探索》第4期。
- 邵朝对 苏丹妮 王晨,2021:《服务业开放、外资管制与企业创新:理论和中国经济》,《经济学(季刊)》第4期。
- 沈国兵 袁征宇,2020:《企业互联网化对中国企业创新及出口的影响》,《经济研究》第1期。
- 宋德勇 朱文博 丁海,2022:《企业数字化能否促进绿色技术创新?——基于重污染行业上市公司的考察》,《财经研究》第4期。
- 孙玉红 于美月 尚玉,2022:《区域贸易协定数字贸易规则对服务贸易出口的影响——来自APEC成员的证据》,《南开经济研究》第3期。
- 王桂军 李成明 张辉,2022:《产业数字化的技术创新效应》,《财经研究》第9期。
- 吴非 胡慧芷 林慧妍 任晓怡,2021:《企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据》,《管理世界》第7期。
- 吴赢 张翼,2021:《数字经济与区域创新——基于融资和知识产权保护的角度》,《南方经济》第9期。
- 谢康 夏正豪 肖静华,2020:《大数据成为现实生产要素的企业实现机制:产品创新视角》,《中国工业经济》第5期。
- 许宪春 张美慧,2020:《中国数字经济规模测算研究——基于国际比较的视角》,《中国工业经济》第5期。
- 杨震宁 侯一凡 李德辉 吴晨,2021:《中国企业“双循环”中开放式创新网络的平衡效应——基于数字赋能与组织柔性的考察》,《管理世界》第11期。
- 余菲菲 王丽婷,2022:《数字技术赋能我国制造企业技术创新路径研究》,《科研管理》第4期。
- 张龙鹏 张双志,2020:《技术赋能:人工智能与产业融合发展的技术创新效应》,《财经科学》第6期。
- 朱福林,2021:《中国数字服务贸易高质量发展的制约因素和推进路径》,《学术论坛》第3期。
- Aghion, P. et al(2018), “The impact of exports on innovation: Theory and evidence”, NBER Working Paper, No. 24600.
- Archibugi, D. & S. Iammarino(2002), “The globalization of technological innovation: Definition and evidence”, *Review of International Political Economy* 9(1):98—122.
- Arnold, J. M. et al(2011), “Does services liberalization benefit manufacturing firms? Evidence from the Czech Republic”, *Journal of International Economics* 85(1):136—146.
- Bajari, P. et al(2019), “The impact of big data on firm performance: An empirical investigation”, *AEA Papers and Proceedings* 109:33—37.
- Beverelli, C. et al(2017), “Services trade policy and manufacturing productivity: The role of institutions”, *Journal of International Economics* 104:166—182.
- Coe, D. T. & E. Helpman(1995), “International R&D spillovers”, *European Economic Review* 39(5):859—887.
- Ferencz, J. (2019), “The OECD digital services trade restrictiveness index”, <https://doi.org/10.1787/16ed2d78-en>.
- Fichman, R. G. et al(2014), “Digital innovation as a fundamental and powerful concept in the information systems curriculum”, *MIS Quarterly* 38(2):329—354.
- Keller, W. (2010), “International trade, foreign direct investment, and technology spillovers”, in: B. H. Hall & N.

- Rosenberg(eds), *Handbook of the Economics of Innovation*, North-Holland.
- Kulangara, N. P. et al(2016), “Examining the impact of socialization and information sharing and the mediating effect of trust on innovation capability”, *International Journal of Operations & Production Management* 36(11):1601—1624.
- Melitz, M. J. & S. J. Redding(2021), “Trade and innovation”, NBER Working Paper, No. 28945.
- Nambisan, S. et al(2019), “The digital transformation of innovation and entrepreneurship: Progress, challenges and key themes”, *Research Policy* 48(8):103773.
- Paunova, C. & V. Rollo(2016), “Has the internet fostered inclusive innovation in the developing world?”, *World Development* 78:587—609.
- Shu, P. & C. Steinwender(2018), “The impact of trade liberalization on firm productivity and innovation”, NBER Working Paper, No. 24715.
- UNCTAD(2015), “International trade in ICT services and ICT-enabled services: Proposed indicators from the partnership on measuring ICT for development”, United Nations Conference on Trade and Development, https://unctad.org/system/files/official-document/tn_unctad_ict4d03_en.pdf.
- Yoo, Y. et al(2010), “Research commentary—The new organizing logic of digital innovation: An agenda for information systems research”, *Information Systems Research* 21(4):724—735.
- Zhang, H. (2021), “Trade openness and green total factor productivity in China: The role of ICT-based digital trade”, *Frontiers in Environmental Science* 9:809339.

The Impact of Digital Services Trade Opening on Enterprise Innovation

FANG Hui HUO Qixin

(Shandong University of Finance and Economics, Jinan, China)

Abstract: The rapid development of digital services trade has created new opportunities for Chinese enterprises to innovate, and it is critical to deeply explore the micro-path through which digital services trade opening affects enterprise innovation. This paper innovatively measures the degree of openness of digital services trade in each industry in China, and utilizes the data of A-share listed companies from 2014—2019 to systematically examine the impact of digital services trade opening on enterprise innovation and its mechanism. We find that, firstly, digital services trade opening is conducive to promoting Chinese enterprise innovation, both increasing the quantity and effectively improving the quality of enterprise innovation. Secondly, the mechanism test shows that the specific mechanism through which digital services trade opening promotes enterprise innovation includes promoting enterprise digital transformation, improving enterprise information sharing, and promoting international enterprise innovation cooperation. Thirdly, the heterogeneity analysis finds that the promotion effect of digital services trade opening on enterprise innovation is more prominent in frontier technology enterprises, non-labor-intensive industries, highly competitive industries, and regions with higher institutional quality, but is not different across firms with different ownership and geographic locations. The findings of the study provide empirical evidence for the gradual and orderly promotion of digital services trade opening to improve the quantity and quality of innovation of Chinese enterprises, which is of reference value for China to formulate an innovation-driven digital services trade open policy.

Keywords: Digital Services Trade Opening; Enterprise Innovation; Digital Transformation; Information Sharing; International Innovation Cooperation

(责任编辑:刘洪愧)

(校对:刘新波)