**数字服务贸易开放的企业创新效应研究**

方慧 霍启欣

（山东财经大学）

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的边境内开放度，选用2014—2019年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，不但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、高竞争行业以及高知识产权保护地区而言，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意义。

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（吴非等，2021）。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（如图1），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。

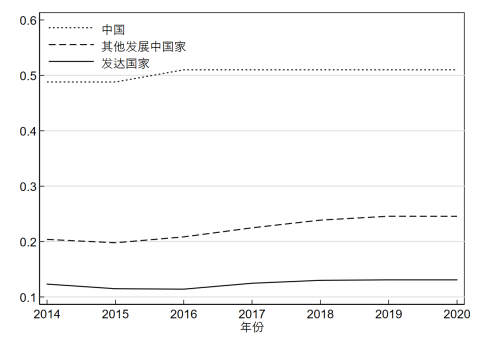
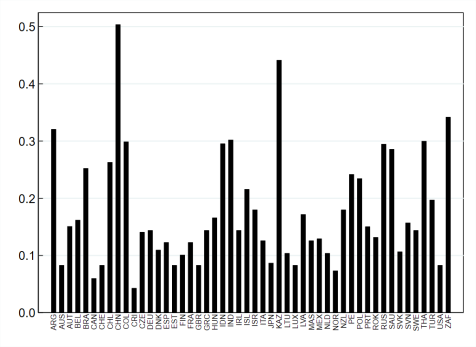
 

图1 世界各国数字服务贸易限制情况

数据来源：OECD-DSTRI数据库。

党的二十大报告强调，要形成更大范围、更宽领域、更深层次对外开放格局，将“创新服务贸易发展机制，发展数字贸易”列为“推进高水平对外开放”的重要内容之一。商务部等24部门出台的《“十四五”服务贸易发展规划》明确指出：“进一步促进数字服务贸易业态创新发展；有序推进电信、互联网等领域相关业务开放”，这为我国以高水平开放塑造发展新优势提供了重要机遇。作为中国开放型经济高质量发展的新引擎，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？在国家相续出台数字服务贸易发展规划和深入实施创新驱动发展战略的背景下，本研究尝试为数字服务贸易开放的企业创新效应这一新命题寻求完整的理论阐释和经验证据，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、积极布局“双循环”战略和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。

**二、相关文献回顾**

（一）服务贸易和数字服务贸易的经济效应研究

数字服务贸易开放与服务贸易自由化紧密相联。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，服务贸易自由化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；张艳等，2013；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，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，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。此外，部分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、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。

（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，成为国内外学者的研究热点。区域层面，韩先锋等（2019）研究表明互联网对区域创新效率的促进作用呈现“边际效应”递增的非线性特征；吴赢、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。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加速人力资本积累，具有显著的技术创新效应（张龙鹏、张双志，2020）。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（Cockburn et al，2019），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）。

上述研究成果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；而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、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。其次，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，数字服务贸易开放的企业创新效应能否得到中国经验支持也尚无明确结论。

鉴于此，本文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，选用2014—2019年OECD-DSTRI数据库、OECD-STRI数据库和A股上市公司数据，创新性测度了中国各行业数字服务贸易的边境内开放度，在此基础上全面考察数字服务贸易开放对企业创新的影响效应及其内在机制。本文的边际贡献在于：第一，研究视角方面。从微观视角切入，探讨数字服务贸易开放与企业创新之间的关系，不但将数字服务贸易的研究视野拓展到微观领域，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，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揭示了数字服务贸易开放促进企业创新的微观传导路径，有助于深化对数字服务贸易开放与企业创新行为之间内在关系的理解。第三，实证分析方面。创新性测度了中国各行业数字服务贸易的边境内开放度，并从专利申请数量、前向引用次数和知识宽度等多个方面构建企业创新水平度量指标；基于“量”和“质”的双重维度，经验考察数字服务贸易开放的企业创新效应，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，丰富了关于数字服务贸易开放影响企业创新的定量研究，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。

**三、理论分析与研究假说**

（一）数字服务贸易开放对企业创新的影响

贸易开放是不同经济体间技术传导与溢出的主要渠道（Coe & Helpman，1995），被视为企业引进吸收全球先进技术和外部稀缺资源，不断提升科技创新水平的有效途径（Liu et al，2021）。数字服务贸易开放同样具有“溢出效应”，强化了国家间知识和技术的转移、扩散与溢出。与传统贸易产生的纯知识技术溢出不同，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（孟庆时等，2022）。一方面，数字服务贸易开放带动丰富性、多样化的知识和技术沿贸易链条跨境流动，为企业创造了数字驱动的颠覆式创新环境，新技术和新知识的引入与应用能够对国内企业产生直接的技术溢出效应，为企业创新“增量提质”注入强大动力。另一方面，数字服务贸易开放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，拓宽了企业通过“干中学效应”实现创新能力跃升的空间，激励企业持续、稳定地开展技术创新实践。基于上述分析，本文提出待验证的假设：

假说1：数字服务贸易开放能够促进企业创新水平的提升。

（二）影响机制分析

第一，数字服务贸易开放通过推动企业数字化转型提升企业创新水平。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）。数字服务贸易开放放宽了数字服务的市场准入，为国内企业提供了更多高品质且低成本的国外高端数字服务，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、供应链管理等数字服务进出口，引致互联网金融、跨境电商、远程医疗等“数字+”贸易新业态竞相涌现。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。

第二，数字服务贸易开放通过提高企业信息共享水平提升企业创新水平。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、降低了创新失败率（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）。

第三，数字服务贸易开放通过促进企业国际创新合作提升企业创新水平。一方面，数字服务贸易开放下互联网的信息跨时空、近乎零成本传播打破了创新活动的边界，促进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球范围内寻求多样化、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；另一方面，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合作铺设了通道，进而使开放式创新环境下的企业间跨国研发合作成为可能。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搭建开放式创新平台，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，有助于增进全球创新主体间的知识转移，推动科技创新全球化的不断深入。因此，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”，为实现以数字服务贸易为纽带的开放式创新创造了可能，不断催生国际间创新合作新模式。

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，成为其获取国际创新资源、快速塑造竞争优势的重要渠道（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，进而突破创新壁垒，助力企业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）。基于上述影响机制分析，本文提出：

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）计量模型设定

数字服务贸易开放影响企业创新的基准计量模型设定如下：

（1）

其中，*i*表示企业，*j*表示行业，*t*表示年份；*INNOijt*表示企业创新水平，本文从创新数量和创新质量两方面衡量企业创新水平，分别采用企业的专利申请数量衡量创新数量（*Patent*），采用企业的专利被引用量衡量创新质量（*Patent\_cited*）。由于专利数据呈右偏态分布，分别对“专利申请数量”和“专利被引用量”加1取自然对数。*CDSTRIjt*表示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、袁征宇（2020）和邵朝对等（2021），本文控制变量*Xit*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（*FirmAge*），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，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。*μt*和*γi*分别为时间和企业固定效应，*εijt*为随机误差项。为了控制异方差对参数标准差估计的影响，模型的随机误差项*εijt*在行业层面聚类，

（二）数字服务贸易开放指数构建

本文尝试对中国各行业数字服务贸易的边境内开放水平进行测度。与影响货物贸易的“边境间”贸易壁垒不同，大多针对数字服务贸易的限制性措施具有“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-STRI数据库包含48个国家22个服务部门的服务贸易限制指数（STRI）；OECD以STRI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的边境内开放度提供了可能。

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》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、专营权、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）。UNCTAD（2015）提供了一套数字服务贸易统计框架，将数字服务定义为“通过信息通信网络远程交付的服务”，其中数字服务包括电信、计算机和信息技术服务、金融服务、知识产权使用费其他商业服务、视听和相关服务等。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。本文沿用贾怀勤等（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提炼贾怀勤等（2021）有关数字化交付服务业务的划分标准，以《国民经济行业分类》为依据，逐一筛选数字化程度高且数据完整的数字服务贸易依托行业，然后将其与OECD-STRI和OECD-DSTRI数据库进行匹配，如表1所示。

表1 数字服务贸易依托行业与OECD-STRI和OECD-DSTRI匹配

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 核心要素 | 内容 | 数字服务贸易依托行业 | 与OECD-STRI和OECD-DSTRI对应 |
| 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  I-64 互联网和相关服务 \*  I-65 软件和信息技术服务业 \* | Infrastructure and connectivity |
| 计算机软件 |
| 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:“\*”表示该行业中仅有部分属于数字经济活动，不能直接归入数字服务贸易依托行业，需进行行业拆分。

考虑到表1中的个别部门仅有部分活动属于数字经济，参考许宪春、张美慧（2020）构建“数字经济调整系数”的方法，本文引入数字化拆分系数，从各行业对R-86、F-51、F-52部门的直接消耗中分离出数字化部分。其中，F-51、F-52部门拆分系数采用《中国经济普查年鉴》中“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衡量，且假设该比例短期内不变；R-86部门拆分系数采用《中国经济普查年鉴》中“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”营业收入的比例衡量；对于I“信息传输、软件和信息技术服务业”中的“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，参考BEA的做法，此6小类中的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。

本文借鉴Arnold et al（2011）和邵朝对等（2021），以各行业的数字服务投入比例为权重测度数字服务贸易开放指数：

（2）

其中，*j*代表行业，*ｓ*代表数字服务贸易依托行业。*DSTRIst*为数字服务贸易限制指数。*ωjst*为各行业对数字服务行业的完全消耗系数，使用2015年、2017年和2018年的《中国投入产出表》计算[[1]](#footnote-1)。*CDSTRIjt*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年的A股上市公司。本文的核心解释变量为数字服务贸易开放指数，来源于OECD-STRI数据库、OECD-DSTRI数据库和中国投入产出数据库；被解释变量为企业创新数量和企业创新质量，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，使用企业申请的各类专利总数衡量企业创新数量[[2]](#footnote-2)；按专利公开（公告）号计算每一个专利的被引用量并加总到企业层面，得到企业专利被引用量；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作为创新数量和创新质量的替代变量。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]](#footnote-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 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 中位数 | 最大值 |
| *Patent* | 专利申请数量 | 16990 | 2.3867 | 1.7343 | 0 | 2.4849 | 6.6529 |
| *Patent\_cited* | 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 |
| *FirmAge* | 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的回归结果。第（1）列控制了年份和企业的固定效应，结果显示核心解释变量*CDSTRI*的影响系数大小为0.5652且在1%的水平上显著为负，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。据此结果本文得出，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度量的企业创新质量，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 | 创新数量 | | 创新质量 | |
| (1) | (2) | (3) | (4) |
| *CDSTRI* | -0.5652\*\*\* | -0.5965\*\*\* | -0.3050\*\*\* | -0.3466\*\*\* |
|  | (-4.79) | (-5.56) | (-3.52) | (-3.80) |
| *Size* |  | 0.4593\*\*\* |  | 0.2177\*\*\* |
|  |  | (8.24) |  | (5.67) |
| *FirmAge* |  | -0.5623\*\* |  | 0.8509\*\*\* |
|  |  | (-2.10) |  | (2.69) |
| *Rdintensity* |  | 9.0081\*\*\* |  | 3.5259\*\*\* |
|  |  | (7.18) |  | (4.25) |
| *ROA* |  | 0.2309 |  | -0.4183\*\* |
|  |  | (1.29) |  | (-2.65) |
| *Lev* |  | -0.0415 |  | 0.0294 |
|  |  | (-0.43) |  | (0.41) |
| *SOE* |  | -0.1476 |  | -0.0135 |
|  |  | (-1.65) |  | (-0.24) |
| *HHI* |  | -1.1023 |  | -2.4202\*\*\* |
|  |  | (-1.14) |  | (-3.32) |
| *Constant* | 2.2322\*\*\* | -6.3156\*\*\* | 1.4947\*\*\* | -5.5731\*\*\* |
|  | (71.97) | (-4.16) | (50.51) | (-4.01) |
| 年份固定 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业固定 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *N* | 16990 | 16990 | 16990 | 16990 |
| *R*2 | 0.143 | 0.174 | 0.144 | 0.161 |

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

（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。②Heckman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后对模型进行2SLS估计，解决由非观测因素导致的内生性问题。

表4 内生性分析

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 多重固定法 | | Heckman两步法 | | 工具变量法 | |
| 创新数量 | 创新质量 | 创新数量 | 创新质量 | 创新数量 | 创新质量 |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| *CDSTRI* | -0.6195\*\*\* | -0.3048\*\*\* | -0.5715\*\*\* | -0.3380\*\*\* | -0.5686\*\*\* | -0.2258\*\* |
|  | (-4.81) | (-3.28) | (-5.40) | (-3.72) | (-4.15) | (-2.23) |
| *IMR* |  |  | -0.9609\*\*\* | -0.3277\* |  |  |
|  |  |  | (-3.07) | (-1.93) |  |  |
| *Anderson canon.corr.LM statistic* |  |  |  |  | 6651.963\*\*\* | 6651.963\*\*\* |
| *Cragg-Donald*  *Wald F* |  |  |  |  | 1.3e+04\*\*\* | 1.3e+04\*\*\* |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业固定 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *N* | 16388 | 16388 | 16,990 | 16,990 | 16860 | 16860 |
| *R*2 | 0.842 | 0.916 | 0.176 | 0.161 | 0.174 | 0.161 |

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，那些对外开放的程度较高、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城市固定效应和城市×时间固定效应、行业固定效应以及城市×行业的多维联合固定效应[[4]](#footnote-4)。表4第（1）—（2）列显示，*CDSTRI*对企业创新数量和创新质量的影响系数均在1%的显著性水平下为负，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数量表现和创新质量表现模型。首先使用Probit模型估计企业是否进行创新活动的概率[[5]](#footnote-5)，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回归模型中予以控制，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数量和创新质量均产生显著的积极影响。

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，构建中国数字服务贸易开放指数的工具变量，即：

（3）

其中，*DSTRIstIV*为其他国家数字服务贸易限制指数的加权平均：

（4）

式（4）中，*CHN*和*OT*分别表示中国和其他国家；*DSTRIstOT表示*国家*OT*的数字服务贸易限制指数；，其中*PC*代表各国人均GDP，*SItCHN-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，*CDSTRI*的估计系数分别在1%和5%的显著性水平上为负，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。*Anderson canon.corr.LM*检验的*LM*值为6651.963，在1%的显著性水平上拒绝了工具变量与内生变量不相关的原假设；*Cragg-Donald Wald F*检验的F值为1.3e+04，大于*Stock-Yogo weak ID test critical values*中10%偏误的临界值16.38，拒绝了弱工具变量的原假设，说明工具变量选取较为合理。

（三）稳健性检验

1．核心解释变量替换。本文采用直接消耗系数代替完全消耗系数测度数字服务贸易开放指数（*CDSTRI\_D*），该指数值越大同样表示数字服务贸易的限制程度越高、开放水平越低。替换核心解释变量的估计结果见表5的第（1）—（2）列，可以发现，*CDSTRI\_D*对企业创新数量和创新质量的影响系数分别在1%和10%的显著性水平下为负，与基准回归结果一致。

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*i*在*t*年的专利申请知识宽度计算公式如下：

（5）

其中，*ApplicationitTech*为企业*i*截止*t*年在技术领域*Tech*申请专利的累计数目，依据专利的IPC分类号的第一个字母将所有专利分成8个大部计算，*Applicationit*为企业*i*截止*t*年在全部大部下申请专利的累计数目。*Patentknowledgeit*数值介于0—1之间，值越大说明企业申请专利的知识宽度越大。

同理，企业*i*在*t*年的专利引用知识宽度计算公式如下：

（6）

其中，*CiteditTech*为企业在特定技术领域*Tech*中的被引用量，*Citedit*为企业全部的被引用量。*Patent\_citedknowledgeit*的值越大，说明企业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，数字服务贸易开放指数的系数符号与显著性与基准回归结果相比均未发生改变，本文的核心结论依然成立。

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 | |
| 创新数量 | 创新质量 | 创新数量 | 创新质量 | 创新数量 | 创新质量 |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| *CDSTRI* |  |  | -0.2326\*\*\* | -0.1739\*\*\* | -1.4727\*\*\* | -1.6748\*\*\* |
|  |  |  | (-3.03) | (-5.48) | (-31.52) | (-28.75) |
| *CDSTRI\_D* | -0.3789\*\*\* | -0.1516\* |  |  |  |  |
|  | (-2.81) | (-1.75) |  |  |  |  |
| *Constant* | -6.2646\*\*\* | -5.5622\*\*\* | -5.5277\*\*\* | -1.8767\*\*\* | -11.2513\*\*\* | -15.7569\*\*\* |
|  | (-4.06) | (-3.96) | (-3.36) | (-4.60) | (-41.66) | (-46.04) |
| *LR test* |  |  |  |  | 7263.55\*\*\* | 6675.28\*\*\* |
| *Vuong test* |  |  |  |  | 5.58\*\*\* | 10.65\*\*\* |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业固定 | 是 | 是 | 是 | 是 | 否 | 否 |
| *N* | 16,990 | 16,990 | 16,990 | 16,990 | 16990 | 16990 |
| *R*2 | 0.173 | 0.160 | 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、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，即存在过度分散现象，应使用负二项回归。*Vuong*检验所得的*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*Firm\_TFP*，其中企业全要素生产率采用LP法估计。进一步地，将*CDSTRI*与*Firm\_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×Firm\_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，以应对来源于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×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（Wei et al，2017）；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

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 创新数量 | 创新质量 | 创新数量 | 创新质量 |
| (1) | (2) | (3) | (4) |
| *CDSTRI* | -0.5729\*\*\* | -0.3030\*\*\* | -0.5381\*\*\* | -0.3480\*\*\* |
|  | (-5.39) | (-3.77) | (-4.43) | (-4.09) |
| *CDSTRI×Firm\_TFP* | -0.1709\*\* | -0.3151\*\*\* |  |  |
|  | (-2.50) | (-2.89) |  |  |
| *CDSTRI×SOE* |  |  | -0.1760 | 0.0042 |
|  |  |  | (-1.03) | (0.03) |
| *Constant* | -6.2421\*\*\* | -5.4375\*\*\* | -6.3045\*\*\* | -5.5733\*\*\* |
|  | (-4.14) | (-3.96) | (-4.16) | (-4.01) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业固定 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *N* | 16,990 | 16,990 | 16,990 | 16,990 |
| *R2* | 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、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×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*Mkt\_Con*，当企业所在行业市场集中度较高，即为垄断行业时取值为1，其余高竞争行业取值为0，*CDSTRI×Mkt\_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×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取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×Labor*的回归系数在5%的水平下显著为负，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×Mkt\_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、技术和信息等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

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 创新数量 | 创新质量 | 创新数量 | 创新质量 |
| (1) | (2) | (3) | (4) |
| *CDSTRI* | -0.7965\*\*\* | -0.6494\*\*\* | -0.3515\*\*\* | -0.2647\*\* |
|  | (-3.47) | (-3.77) | (-2.79) | (-2.29) |
| *CDSTRI×Labor* | 0.2199 | 0.3329\*\* |  |  |
|  | (0.97) | (2.19) |  |  |
| *CDSTRI×Mkt\_Con* |  |  | -0.3685\*\*\* | -0.1232\*\* |
|  |  |  | (-8.85) | (-2.54) |
| *Constant* | -6.3105\*\*\* | -5.5654\*\*\* | -6.6298\*\*\* | -5.6781\*\*\* |
|  | (-4.16) | (-4.02) | (-4.72) | (-4.20) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业固定 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *N* | 16,990 | 16,990 | 16,990 | 16,990 |
| *R2* | 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，这种区位优势的差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×East*纳入回归模型。表8第（1）—（2）列*CDSTRI×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，在地区知识产权保护制度方面。数字经济时代，信息资源快速传播，创新成果的获取更加方便快捷，从而创新成果被“搭便车”的风险变大。知识产权保护制度能够修正科技创新的正外部性、对企业研发创新形成强力保障（Gangopadhyay & Mondal，2012）。因此，本文进一步探究地区知识产权保护强度的差异是否会导致数字服务贸易开放对企业创新的影响存在异质性。参考李俊青、苗二森（2018）的做法，从行政执法和司法保护两方面构建省际知识产权保护的综合指标来衡量地区知识产权保护强度。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，得到衡量地区知识产权保护强度的综合指标。进一步地，根据各年份地区知识产权保护强度进行中位数划分，以此构建是否为强知识产权保护度地区的虚拟变量*IP*。表8第（3）—（4）列结果显示，*CDSTRI×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数量和创新质量的促进作用在强知识产权保护度地区更为突出。原因在于，良好的知识产权保护环境能够降低知识泄露和创新成果被窃取的风险，为数字服务贸易开放下企业数字化转型、信息资源共享和国际研发合作提供了积极有效的外部条件，进而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。

表8 区分地区禀赋的异质性检验

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 创新数量 | 创新质量 | 创新数量 | 创新质量 |
| (1) | (2) | (3) | (4) |
| *CDSTRI* | -0.4445\*\* | -0.3057\*\* | -0.4837\*\*\* | -0.2832\*\*\* |
|  | (-2.28) | (-2.48) | (-4.28) | (-3.13) |
| *CDSTRI×East* | -0.2092 | -0.0563 |  |  |
|  | (-0.94) | (-0.31) |  |  |
| *CDSTRI×IP* |  |  | -0.2339\*\*\* | -0.1313\*\*\* |
|  |  |  | (-3.32) | (-3.48) |
| *Constant* | -6.3013\*\*\* | -5.5692\*\*\* | -6.4027\*\*\* | -5.6220\*\*\* |
|  | (-4.14) | (-4.00) | (-4.33) | (-4.10) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业固定 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| *N* | 16,990 | 16,990 | 16,990 | 16,990 |
| *R2* | 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：

（7）

（8）

其中，*MEF*为中介变量，包括企业数字化转型（*DCG*）、企业信息共享水平（*INF\_SHA*）和企业国际创新合作（*INNO\_Int*），其他变量定义均与模型（1）一致。式（7）检验数字服务贸易开放对中介变量的影响；式（8）检验中介变量对企业创新数量和创新质量的影响。

（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，数字服务贸易开放便利了国内企业在全球范围内选取和利用更高品质、低成本的数字服务要素，通过数字化转型驱动效应促进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：①收集并整理上市公司2014—2019年的年度报告。②确定企业数字技术应用的关键词词汇表[[6]](#footnote-6)。③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（*DCG*）的代理指标[[7]](#footnote-7)。

机制检验结果如表7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*DCG*，可以发现*DCG*的回归系数均显著为正，即企业数字化转型有利于提升企业的创新数量和创新质量；在控制中介变量*DCG*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提升企业创新数量和创新质量的影响机制。

表7 机制检验：推动企业数字化转型

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 企业数字化转型 | 创新数量 | 创新质量 |
| (1) | (2) | (3) |
| *CDSTRI* | -0.2258\*\* | -0.5831\*\*\* | -0.3418\*\*\* |
|  | (-2.43) | (-5.39) | (-3.71) |
| *DCG* |  | 0.0595\*\*\* | 0.0210\*\*\* |
|  |  | (5.69) | (2.83) |
| *Constant* | -3.3793\*\*\* | -6.1147\*\*\* | -5.5021\*\*\* |
|  | (-3.55) | (-4.07) | (-3.94) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定 | 是 | 是 | 是 |
| 企业固定 | 是 | 是 | 是 |
| *N* | 16,990 | 16,990 | 16,990 |
| *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\_SHA*）。

中介效应模型的估计结果列示于表8，第（1）列对模型（7）的回归结果可知，数字服务贸易开放能够显著提高企业的信息共享水平。从第（2）—（3）列对模型（8）的回归结果中可以看出，*INF\_SHA*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8 机制检验：提高企业信息共享水平

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 企业信息共享水平 | 创新数量 | 创新质量 |
| (1) | (2) | (4) |
| *CDSTRI* | -0.0985\*\*\* | -0.5093\*\*\* | -0.3143\*\*\* |
|  | (-3.20) | (-5.30) | (-3.55) |
| *INF\_SHA* |  | 0.8862\*\*\* | 0.3278\*\*\* |
|  |  | (14.49) | (6.75) |
| *Constant* | -0.1922 | -6.1452\*\*\* | -5.5101\*\*\* |
|  | (-0.74) | (-3.90) | (-3.94) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定 | 是 | 是 | 是 |
| 企业固定 | 是 | 是 | 是 |
| *N* | 16,990 | 16,990 | 16,990 |
| *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（*INNO\_Int*）的代理变量。

回归结果如表9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*INNO\_Int*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，数字服务贸易开放使开放式创新环境下的国际研发合作成为可能，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*1*c*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9 机制检验：促进企业国际创新合作

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 企业国际创新合作 | 创新数量 | 创新质量 |
| (1) | (2) | (4) |
| *CDSTRI* | -0.2633\*\* | -0.5203\*\*\* | -0.3027\*\*\* |
|  | (-2.37) | (-5.34) | (-3.77) |
| *INNO\_Int* |  | 0.2896\*\*\* | 0.1668\*\*\* |
|  |  | (20.55) | (16.85) |
| *Constant* | -7.0037\*\*\* | -4.2872\*\*\* | -4.4048\*\*\* |
|  | (-5.16) | (-3.10) | (-3.32) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定 | 是 | 是 | 是 |
| 企业固定 | 是 | 是 | 是 |
| *N* | 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的边境内开放度，基于2014—2019年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：第一，从总体上看，数字服务贸易开放有利于促进企业创新水平的提升，不但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度量的企业创新质量。第二，影响机制方面，数字服务贸易开放能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。第三，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、高竞争行业以及高知识产权保护地区更为突出，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，当前我国存在较高程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知识产权保护水平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；在高知识产权保护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 倪骁然 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。

李俊青 苗二森，2018：《不完全契约条件下的知识产权保护与企业出口技术复杂度》，《中国工业经济》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。

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。

孟庆时 余江 陈凤，2022：《深度数字化条件下的突破性创新机遇与挑战》，《科学学研究》第7期。

裴长洪 刘洪愧，2020：《中国外贸高质量发展:基于习近平百年大变局重要论断的思考》，《经济研究》第5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：理论和中国经验》，《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。

张艳 唐宜红 周默涵，2013：《服务贸易自由化是否提高了制造业企业生产效率》，《世界经济》第11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”, *New York, NY, USA: National Bureau of Economic Research.*

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.

Cockburn, I. M. et al(2019), “Henderson R, Stern S. 4. The impact of artificial intelligence on innovation: an exploratory analysis”, *The Economics of Artificial Intelligence*. University of Chicago Press :115-148.

Coe, D. T. & E. Helpman(1995), “International r&d spillovers”, *European Economic Review* 39(5): 859-887.

Ferencz, J. (2014), “The OECD digital services trade restrictiveness index”.

Fichman, R. G. et al(2014), “Digital innovation as a fundamental and powerful concept in the information systems curriculum”, *MIS quarterly* 38(2): 329-A15.

Gangopadhyay, K. & D. Mondal, “Does stronger protection of intellectual property stimulate innovation?”, *Economics Letters* 116(1):80-82．

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*.

Liu, Q. et al(2021), “Import competition and firm innovation: Evidence from China”, *Journal of Development Economics* 151: 102650.

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, “Has the internet fostered inclusive innovation in the developing world?”, *World Development* 78: 587-609.

Wei, S. J. et al(2017), “From" Made in China" to" Innovated in China": Necessity, prospect, and challenges” *Journal of Economic Perspectives* 31(1): 49-70.

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*: 639.

**Research on the Impact of Digital Service Trade Opening on Enterprise Innovation**

**Abstract:** The vigorous development of digital service trade has brought new opportunities for Chinese enterprises to innovate, and it is of great significance to deeply explore the micro-path through which the opening of digital service trade affects enterprise innovation. This paper innovatively measures the openness of digital service trade in various industries in China, and selects the data system of A-share listed companies from 2014 to 2019 to investigate the impact and internal mechanism of digital service trade opening on enterprise innovation. The research findings: First, digital service trade opening has a role in promoting the innovation of Chinese enterprises, not only significantly increasing the quantity of enterprise innovation, but also effectively improving the quality of enterprise innovation. Second, the mechanism test confirmed that the specific mechanism for digital service trade opening to promote enterprise innovation includes promoting the digital transformation of enterprises, improving the level of enterprise information sharing, and promoting international innovation cooperation between enterprises. Third, the heterogeneity analysis found that the promotion effect of digital service trade opening on enterprise innovation is more prominent in frontier technology enterprises, non-labor-intensive industries, highly competitive industries and areas with high intellectual property protection, but firm ownership and geographic location are not key heterogeneity factors. The research conclusions provide empirical evidence for the gradual and orderly promotion of the opening up of digital service trade and the realization of the promotion of the enterprise innovation quantity and innovation quality, and have certain reference significance for China to formulate an innovation-driven digital service trade.open policy.

**Key words**:digital service trade opening; enterprise innovation; digital transformation; information sharing; international innovation cooperation.

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。 [↑](#footnote-ref-1)
2. 国家知识产权局的专利数据库中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。 [↑](#footnote-ref-2)
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。 [↑](#footnote-ref-3)
4. 数字服务开放指数为行业－时间面板数据，无法控制行业－时间层面的固定效应。 [↑](#footnote-ref-4)
5. 若企业的研发支出大于1，则企业选择进行创新活动的虚拟变量取值为1，其余取值为0。 [↑](#footnote-ref-5)
6. 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。 [↑](#footnote-ref-6)
7. 作为稳健性检验，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，发现研究结论依然成立。 [↑](#footnote-ref-7)