

数字经济发展、二元审计质量与企业创新持续性

罗岭¹, 卫振炎²

(1. 西北政法大学 商学院, 陕西 西安 710122; 2. 西安明德理工学院 经济与管理学院, 陕西 西安 710122)

[摘要] 创新持续性是国民经济高质量发展的重要引擎, 对实体企业的长期成长有重大影响。基于 2011—2020 年中国 A 股非金融类上市公司数据, 从二元审计角度实证研究了数字经济发展对企业创新持续性的影响。研究发现, 数字经济发展不仅会显著推动企业创新持续性, 还能通过提高二元审计质量进一步增强企业创新持续性。进一步研究发现, 数字经济发展对企业创新持续性的促进作用在非国有企业和中小规模企业中更显著。

[关键词] 数字经济发展; 二元审计质量; 创新持续性; 融资约束; 审计风险; 协同审计; 数字化审计

[中图分类号] F239.4; F275.6 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 2096-3114(2024)01-0021-11

一、引言

创新是引领国家经济高质量发展的第一动力, 是企业持续发展之基、市场制胜之道。在国家创新驱动发展战略的指引下, 中国创新投入持续增加, 创新产出大幅增长, 各类企业纷纷加入创新大潮。据统计, 全社会研发投入占 GDP 比重从 2012 年的 1.91% 上升到 2021 年的 2.44%; 中国政府 2021 年的科技创新支出超过 1.07 万亿元, 比 2012 年增长 92.2%; 中国专利申请量从 2011 年的 16398 件增加至 2021 年的 69540 件, 接近全球专利申请量的一半; 全球创新指数排名中, 中国从 2012 年的第 34 位上升到 2022 年的第 11 位^[1]。截至 2022 年 7 月, 中国拥有有效发明专利的企业达到 32.6 万家, 拥有有效发明专利 208.6 万件, 占国内总量的 68.5%。以上数据表明中国创新能力在稳步提升, 企业创新主体地位进一步巩固。需要强调的是, 创新不是一劳永逸的, 一时的创新并不能使企业永葆领先地位。只有紧跟时代发展需求, 不断挖掘新的创新点, 企业才能够保持竞争优势^[2]。然而一些企业在创新过程中未能守住初心, 在资本逐利动机驱使下仅开展简单、短暂的创新, 或是干脆走金融化道路, 而较少追求周期更长、价值更大的实质性创新^[3]。因此, 深入探索企业创新持续性的动力机制, 对中国实体企业可持续成长乃至国民经济高质量发展具有重要意义。

国内外学者在“成功者更成功”效应、“知识积累与动态规模”效应、“研发投入沉没成本”效应基础上探讨了企业内外部因素对创新持续性的影响并取得了诸多成果。企业创新具有自主性和内在性, 企业规模、融资能力、高管认知、企业多元化、技术多元化等会正向影响企业创新持续性^[3-6], 而大股东持股、企业金融化则会对企业创新持续性产生挤出效应^[7]; 同时, 企业创新也依赖于外部因素, 经济政策不确定性、行业环境、经济波动、政府补贴等会改变企业创新持续性的意愿^[8-10]。可以看出, 学者们对企业创新持续性的内在因素探索较多, 但对变化较快的企业外部环境影响的考察相对不足。

近年来, 在国家政策的大力推动下, 数字技术与实体经济加速融合, 数字经济迅猛发展, 成为企业外部环境变化最明显的因素之一。《中国互联网发展报告 2021》数据显示, 2020 年中国数字经济规模高

[收稿日期] 2023-04-12

[基金项目] 国家社会科学后期资助项目(22FGLB098); 国家自然科学基金项目(71602162); 陕西省教育厅人文社科专项基金项目(20JK0401)

[作者简介] 罗岭(1986—), 女, 湖南常德人, 西北政法大学商学院讲师, 博士, 主要研究方向为企业创新、审计理论与实务, 通信作者, 邮箱: rowlinghn@163.com; 卫振炎(1997—), 女, 山西临汾人, 西安明德理工学院经济与管理学院助教, 主要研究方向为内部审计。

达 39.2 万亿元,占 GDP 比重为 38.6%,保持 9.7% 的高位增长速度。传统实体产业应用数据要素、数字技术和数智产品带来了产出增加和效率提升,数字经济逐渐成为实体经济发展、创新驱动发展的新动能,为中国企业转型升级提供重要技术支撑^[11]。数字经济发展的影响也引起了学界广泛关注。现有研究发现数字经济既能推动城市技术创新、绿色全要素生产率的提升和国家经济高质量发展^[12-14],也能影响微观层面的企业经营效率、企业绩效和公司治理^[11,15],但是数字经济是否影响企业创新持续性尚未引起充分关注。

数字经济赋能企业数字化,使得企业创新所需知识来源更加多元,企业创新迭代更加快速,企业创新形式更加开放,这为企业持续创新提供了新的机遇和挑战。因此,人们提出如下问题:数字经济发展是否有利于增强企业创新持续性?若有,其背后的作用渠道是什么?数字经济时代,海量数据加剧了内部审计人员与外部审计人员(以下简称“双元审计人员”)的工作难度,但新兴数字技术、全面数据处理和客户数据全覆盖给双元审计人员的协同审计提供了机遇,能大大提高双元审计人员的协同工作效率和违规检测率^[15],即提高双元审计质量。双元审计质量的提升又能提高企业信息透明度,降低企业外部融资成本,减少管理层非效率投资或盈余管理行为,保障企业创新持续性。对于因数字经济发展而具有较高双元审计质量的企业,其持续创新的可能性是否更大?

为了回答上述问题,本文将以 2011—2020 年 A 股非金融类上市公司为研究样本,结合资源依赖理论和信息不对称理论,从双元审计角度实证探析数字经济发展对微观企业创新持续性的影响及其作用渠道。本文研究贡献体现在以下三个方面:第一,将数字经济与企业审计相结合,探讨数字经济发展对双元审计质量的影响效果,可以拓展数字经济微观层面经济后果的研究,有利于充分把握数字经济发展的趋势和规律,助力企业审计工作提质增效。第二,考察双元审计质量在数字经济发展促进企业持续创新中所起的中介作用,有利于充实企业持续创新的动力机制的研究成果,为企业加快数字化转型、完善审计治理体系、增强企业持续创新能力提供管理启示。第三,以往文献使用无形资产增量衡量企业创新持续性以探讨数字经济发展与企业创新持续性的关系^[7-8],但无形资产存在计量困难、披露不全面的缺陷。为了规避测度方法导致的结果偏差,本文以创新投入的环比增长率乘以创新投入规模测度创新持续性,能够反映企业较长一段时期内的持续创新情况,同时采用多种方法进行内生性和稳健性检验,使研究结论更可靠、更稳健。

二、理论分析与研究假设

(一) 数字经济与创新持续性

创新持续性是指企业过去创新所产生的反馈、积累和锁定效应,能使企业具备更好的条件去探寻创新机遇,增强后续创新成功的可能性^[16]。资源依赖理论认为,信息、技术和资本是企业创新的关键资源,持续获取、整合与利用内外部创新资源是企业实现创新持续性的先决条件。特别是,消费者信息的持续获取与整合、创新资金的持续投入、创新风险的持续防范化解在企业创新过程中显得非常重要。数字经济的发展,促进了实体产业数字化和治理数字化^[17],使企业能应用多种数字技术有效管理内外部资源。同时,数字经济的发展也推动了数字产业化,数据共享平台的搭建为企业吸收利用创新知识提供了便利,助力企业持续创新。因此,本文认为数字经济发展从以下几个方面增强企业创新持续性:

首先,数字经济能助力企业持续获取、整合消费者反馈信息,进而增强企业创新持续性。以数字平台为载体的数字经济模糊了企业创新的时空界限,打破了信息资源壁垒,使更广泛的消费者能够在数字平台上持续流动汇聚,有利于企业实时接受反馈信息。借助大数据技术整合、分析消费者反馈信息,企业可以及时发现消费者偏好动态,不断更新完善产品功能与特性,生产出符合消费者需求的产品,满足不同用户的个性化需求。其次,数字经济的发展,能拓宽企业融资渠道,提高资金使用效率,保障企业持续创新的资金供给。一方面,数字金融的发展有助于改善企业间的商业信用,利好企业短期借款,更重要的是,还能为企业创新提供层次更为丰富的融资渠道(智能投顾、供应链金融、消费金融等),满足企

业持续创新的多元化融资需求^[18];大数据、人工智能等数字技术的运用,可以促进企业与投资者间的信息快速匹配,有效缓解信息不对称^[11],为企业提供可靠的外部资金来源。另一方面,数字技术的“数据同质化”和“可重新编程性”的特性^[19],可以显著降低企业获取、处理和分析信息资源的成本;数字生态平台可以使企业在低广告成本、低客户搜寻成本的基础上就能实现产品的精准营销,降低了企业产品销售成本;人工智能技术应用可以减少研发人员的简单重复工作,降低企业创新的人工成本^[20]。上述融资渠道的拓宽、资金使用效率的提升,能为企业创新提供充足资金,推动企业创新持续性提升。最后,数字经济的发展可以降低企业创新风险,为企业持续创新保驾护航。一方面,在快速发展的数字经济环境中,企业联合运用大数据、人工智能等数字技术,可以搜索领域更广、规模更大的技术知识并加以吸收利用,为企业持续解决复杂性创新难题奠定技术基础^[21],提高决策合理性;另一方面,数字经济的发展可以推动双元审计治理数字化,大数据审计平台、“审计智能+”的蓬勃建设,有利于双元审计人员有效监控企业财务报告编制的过程,快速识别财务报告的错误与异常,为企业创新决策提供可靠、相关的财务信息,抑制管理层短视导致的非理性决策行为,降低企业创新决策风险,增大企业持续创新的可能性。基于以上分析,本文提出如下研究假设:

H1: 数字经济发展能够增强企业创新持续性。

(二) 双元审计质量的中介作用

创新活动具有投入不可逆性、产出高等不确定性特征,一旦中断会给企业带来较大经济损失,因而需要对整个创新过程的资金投放与使用进行有效的监督。双元审计作为企业协同治理的一项重要制度,对创新投资决策、创新活动开展、创新资金使用起到了综合评估和监督的作用。而双元审计质量又会受到以大数据、云计算、区块链等先进数字技术为典型特征的数字经济发展的影响。因此,本文认为双元审计质量在数字经济推动企业创新持续性的过程中起着重要的桥梁作用。具体而言:

企业为适应数字经济发展趋势,会积极进行数字化转型。在此过程中,企业战略风险、财务风险和经营风险会增大,与某些特定账户、账户余额和披露相关的重大错报风险也会增加^[22];同时,数字经济时代,企业数据及其来源极为庞杂,企业盈余管理、信息错报更为隐蔽。这些风险对双元审计人员工作质量提升提出更大挑战,促使双元审计人员更加紧密地交流与合作,积极利用更先进的数字技术来应对上述挑战。主要表现为:第一,利用数字技术能减少双元审计过程中的人为失误、犯错的可能性,确保会计信息真实、准确、全面。现有研究表明,审计人员计算错误是导致财务报告错报的重要原因^[23]。大数据、物联网、区块链等数字技术的应用,能帮助双元审计人员全面检测企业财务信息与非财务信息的错误与异常,降低审计人员常规审计失误的可能性,确保审计数据的全面、真实、准确。第二,利用数字技术能促进审计资源共享,减少重复审计工作,提高审计效率和效果。在协同审计过程中,数字化平台打破了时空限制,促进了双元审计人员间的互联互通,加上人工智能技术的引入,能帮助双元审计人员快速收集、处理和分析审计数据,提高审计结果的正确性;同时,云计算对跨行业、跨领域庞杂数据的分析能力,可以帮助双元审计人员实现审计全覆盖,降低抽样风险,增强双元审计人员识别潜在问题的准确性。第三,利用数字技术提高了双元审计人员审计风险控制水平,提升了双元审计质量。结合审计软件和知识共享系统等数字技术动态跟踪某些审计数据的变化,双元审计人员更易识别企业管理层的盈余操纵、财务欺诈等机会主义行为,从而降低审计风险。智能审计程序可使双元审计人员将更多的精力、资源集中于审计风险更高的领域,从而及时发现、控制审计风险^[24]。区块链技术在保证审计证据安全的前提下,可以提升双元审计数据自动交叉验证的可靠性与时效性,助其更好地识别、评估和应对审计风险^[23]。总体而言,数字经济的发展对双元审计质量的提高带来了机遇,同时也提出了挑战。一方面通过增强审计结论的准确性、提高审计效率、降低审计风险,正向拉动双元审计质量,另一方面通过增加审计难度反向推动双元审计人员协作能力提升,总体上对双元审计质量的提高起到了积极影响。

作为企业创新活动的两大特征,信息不对称性和收益不确定性给投资者准确评估和监控企业带来

了巨大困难。信息不对称性使投资者较难获得有价值的企业信息,削弱了其投资意愿;同时,收益不确定性会加大投资者投资风险,使其不敢投资。双元审计可以克服上述难题,确保企业创新持续性。具体而言,第一,双元审计质量的提升,可以为股东呈报更准确、更及时、更可信的企业会计信息,减少股东与管理层间的信息不对称程度,更好地监控和指导管理层的投资决策,约束管理层的机会主义行为,提高企业创新决策的科学性和有效性,增大企业创新的成功率。第二,双元审计质量可以为外部投资者识别投资机会、监督管理层和减少投资者的逆向选择提供更真实可信的会计信息,降低管理层与投资者间的信息不对称程度,增强外部投资者的投资信心,进而缓解企业融资约束,为企业持续创新投入提供更丰富的资金来源。第三,高效的双元审计工作还有利于保障企业规范经营、杜绝舞弊行为、弥补企业内部控制缺陷^[24],约束、限制管理层或大股东的盈余操纵行为,使企业以较少的创新投入获得更大创新产出,进而促进企业持续创新。基于此,本文提出如下研究假设:

H2:双元审计质量在数字经济与企业创新持续性的关系中起中介作用。

三、研究设计

(一) 样本选择和数据来源

本文选取2011—2020年中国A股上市公司作为研究样本。研究过程中所涉及的数字普惠金融发展数据来自《北京大学数字普惠金融指数(2011—2020)》,其余测算数字经济的数据来自国家统计局,其他变量数据均来自国泰安(CSMAR)数据库。其中,研发投入的数据来自企业年报,内部审计质量的数据来自内部控制自我评价报告和企业年报,外部审计质量的数据来自企业财务报告审计意见表和社会责任报告。选取2011年作为研究起点是因为数字普惠金融指数的最早数据可追溯至2011年。本文在实证研究前对样本数据进行以下预处理:(1)剔除ST、*ST类企业;(2)剔除属于货币金融服务、资本市场服务以及其他金融业的企业;(3)剔除关键变量数据缺失的企业。此外,为降低异常值对研究结果的影响,本文对所有变量进行1%和99%分位数Winsorize处理,最终得到4445条观测值。

(二) 主要变量定义

1. 被解释变量:创新持续性(*IS*)。不同于企业创新,创新持续性更关注企业在一段时间内创新的持续性。余芬等^[3]、柳卸林等^[5]综合考虑了当期、滞后一期和滞后两期的研发投入,采用创新投入的前后期对比来描述创新持续性。本文沿用以上学者的做法,用(当期研发投入+滞后一期研发投入)/(滞后一期研发投入+滞后两期研发投入) \times (当期研发投入+滞后一期研发投入)来测算创新持续性并进行实证分析。

2. 解释变量:数字经济(*DE*)。在数字经济的测算研究中,有的学者从企业层面出发,选取企业数字化转型作为数字经济的替代变量。但是,中国信息通信研究院将数字经济的外延扩展到数字产业化、产业数字化和治理数字化等方面^[17],仅依靠企业数字化转型的数据无法全面衡量数字经济发展水平。因此,本文参考赵涛等^[14]和崔琪等^[12]的方法,选取互联网普及率、相关从业人员情况、相关产出情况、移动互联网普及率、数字普惠金融发展五个省级指标测算数字经济发展水平。在实证分析中采用主成分分析法衡量数字经济,同时在稳健性检验中采用熵权法测算数字经济,以说明实证结果不受测算方法的影响。

3. 中介变量:双元审计质量(*AQ*)。双元审计质量包括外部审计质量(即注册会计师审计质量,*OA*)和内部审计质量(*IA*)。以往研究采用盈余质量、审计费用、是否选择国际“四大”外审机构等作为外部审计质量的代理指标。由于盈余质量会受到内部审计质量的影响^[25],其余两项仅与外审机构相关,是衡量外部审计质量的纯粹指标,因此本文选取审计费用和是否经过外审机构国际“四大”审计这两个变量作为外部审计质量的替代变量。具体而言,企业财务报表通过外审机构国际“四大”的审查和认证的赋值为1,否则赋值为0,并与企业支付的审计费用取对数后的数值加总,用于衡量外部审计质

量^[26-27]。借鉴郑伟等的思路^[28],采用内部审计独立性、内部审计人员专业胜任能力和内部审计相关投入三个指标加总后的数值作为内部审计质量的替代变量。其中,内部控制有效赋值为1,否则赋值为0,以此衡量内部审计独立性;具备审计专业知识赋值为1,否则赋值为0,以此衡量内部审计人员专业胜任能力;内部审计相关投入用内部审计人员数量占企业员工数量的比例来衡量。既有文献指出,内部控制与外部审计之间存在替代关系,在企业治理过程中平衡使用两者,可以节约成本,促进企业创新^[29]。同时,也有文献认为两者之间存在互补关系,将两者结合使用能够扩大企业治理效应^[29]。此外,李瑞雪等指出具有竞争和合作关系的两种活动,其协同性实质是这两种活动的平衡性与互补性的组合^[30]。基于此,本文采用二元审计平衡性与互补性来测度二元审计质量。其中,平衡性用 $1 - |OA - IA| / (OA + IA)$ 来衡量,能反映两种审计水平的差异性^[31],互补性用 $OA \times IA$ 来衡量。为了方便分析,本文假设二元审计平衡性与互补性同等重要,将其系数都设置为0.5。

4. 控制变量。为控制其他可能因素的影响,参考以往研究^[3,12],本文选取企业规模(*Size*)、企业年龄(*Age*)、资产负债率(*Lev*)、股权性质(*ON*)为微观层面的控制变量,对外开放度(*Open*)和地区R&D经费投入(*R&D*)为宏观层面的控制变量。原因在于:上述控制变量是影响企业创新持续性的重要因素,以往学者普遍采用;对外开放度和地区R&D经费投入还会影响数字经济发展,地区对外越开放,当地视野越开阔,接触外界信息越多,为跟上外界步伐,其数字经济发展机会越强;省区市当年R&D项目的经费投入一定程度上能为当地加快数字经济发展进程提供资金支持。各主要变量定义见表1。

表1 变量定义表

变量类型	变量符号	变量名称	变量测算
被解释变量	<i>IS</i>	创新持续性	$(\text{当期研发投入} + \text{滞后一期研发投入}) / (\text{滞后一期研发投入} + \text{滞后两期研发投入}) \times (\text{当期研发投入} + \text{滞后一期研发投入})$
解释变量	<i>DE</i>	数字经济	采用主成分分析法将互联网普及率、相关从业人员情况、相关产出情况、移动互联网普及率、数字普惠金融发展五个指标数据标准化后降维处理,得到数字经济衡量指标
中介变量	<i>AQ</i>	二元审计质量	$0.5 \times [1 - OA - IA / (OA + IA)] + 0.5 \times (OA \times IA)$
控制变量	<i>Size</i>	企业规模	企业期末总资产的自然对数
	<i>Age</i>	企业年龄	观察年度年份 - 企业成立年份
	<i>Lev</i>	资产负债率	负债合计/资产总计
	<i>ON</i>	股权性质	国有企业赋值为1,否则赋值为0
	<i>Open</i>	对外开放度	进出口总额/地区生产总值
	<i>R&D</i>	R&D经费	各省区市当年R&D项目的经费投入

(三) 模型构建

构建(1)式回归模型检验数字经济与企业创新持续性的关系,若(1)式中数字经济的系数 α_1 显著为正,则表示假设关系 H1 成立。

$$IS_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DE_{i,t-1} + \sum Controls + \sum Year + \sum Industry + \sum Region + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

根据温忠麟等的中介效应检验程序^[32],在假设关系 H1 成立的前提下,再构建(2)式和(3)式回归模型检验二元审计质量在数字经济与企业创新持续性的关系中所起的中介作用,若(2)式中系数 β_1 显著,且(3)式中系数 γ_2 显著,则表明假设关系 H2 成立。

$$AQ_{i,t-1} = \beta_0 + \beta_1 DE_{i,t-1} + \sum Controls + \sum Year + \sum Industry + \sum Region + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$IS_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 DE_{i,t-1} + \gamma_2 AQ_{i,t-1} + \sum Controls + \sum Year + \sum Industry + \sum Region + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

上述模型中的下标 *i* 表示企业, *t* 表示年份, $\sum Controls$ 表示控制变量集合, $\sum Year$ 、 $\sum Industry$ 、 $\sum Region$ 分别表示时间、行业 and 地区固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为误差项。

四、实证分析

(一) 描述性统计

表 2 列示了各变量的描述性统计结果。可以看出,创新持续性(*IS*) 最大值为 22.401,最小值为 13.697,标准差为 1.579,说明不同企业的创新持续性水平差异悬殊,在国家创新驱动发展战略下,企业仍需要持续开展创新活动;数字经济(*DE*) 最大值为 6.614,最小值为 -1.027,标准差为 1.612,平均值为 1.994,说明各企业所在地区的数字经济发展存在较大的不平衡,并且整体水平偏低,数字经济发展水平高的企业仅为少数;二元审计质量(*AQ*) 最大值为 1.335,最小值为 0,标准差为 0.495,平均值为 0.584,说明中国企业的二元审计质量整体水平偏低,存在较大的提升空间。

表 2 样本描述性统计

变量	样本量	最小值	最大值	平均值	标准差
<i>IS</i>	4445	13.697	22.401	18.782	1.579
<i>DE</i>	4445	-1.027	6.614	1.994	1.612
<i>AQ</i>	4445	0.000	1.335	0.584	0.495
<i>Size</i>	4445	17.879	27.146	21.681	1.110
<i>Age</i>	4445	2.000	39.000	16.089	5.890
<i>Lev</i>	4445	0.045	0.942	0.355	0.198
<i>ON</i>	4445	0.000	1.000	0.217	0.412
<i>Open</i>	4445	0.000	0.132	0.042	0.033
<i>R&D</i>	4445	10.792	17.628	14.559	1.306

(二) 回归结果分析

1. 数字经济与企业创新持续性的回归结果分析

数字经济(*DE*)对企业创新持续性(*IS*)的作用结果如表 3 列(1)所示。数字经济与创新持续性之间的回归系数为 0.067,并达到了 1%的显著性水平,说明数字经济发展能够积极推动企业创新持续性提升,假设 H1 得到了支持。产生上述结果的原因可能为:数字经济的快速发展可以大大提升企业整合、利用内外部资源的能力,帮助企业及时发现创新机会,生产出符合市场需求的产品,促进企业创新的成功,而成功的创新活动又可以为后续创新提供源源不断的创新资源,保障企业创新活动的持续性。

企业规模(*Size*)越大,其资金越雄厚,维持创新持续性的能力越强,故企业规模与创新持续性呈显著正相关关系;企业年龄(*Age*)越大,其业务范围及客户群体可能越稳定,导致创新动力不足,故创新持续性水平会有所降低;企业负债占资产比重越大,能够投入创新活动的资金越少,故资产负债率(*Lev*)与创新持续性呈显著负相关关系;无论国企还是私企,均存在创新型企业和非创新型,因此股权性质(*ON*)对创新持续性的影响不大;对外开放度(*Open*)表示进出口总额占地区生产总值的比例,其数值越大,可能意味着当地生产总值越小,用以支持企业创新持续性的能力越弱;地区 R&D 项目经费的投入(*R&D*)与企业创新持续性不相关,这与我们的直觉和以往研究的结果存在一定的差异,产生这种差异的原因可能在于,地区 R&D 项目经费可能更多流向了高校或科研院所,抑或政府只对少部分的高新技术企业进行了项目拨款,使受惠群体并没有覆盖当地大部分企业,从而出现了地区 R&D 项目经费的投入与企业创新持续性的关系不明显的结果。

2. 二元审计质量中介效应的分析

表 3 列(1)至列(3)显示,二元审计质量(*AQ*)在数字经济(*DE*)和创新持续性(*IS*)之间发挥了部分中介作用,表现为列(1)中数字经济与创新持续性(*IS*)的相关系数显著,列(2)中数字经济与二元审计质量的相关系数显著,列(3)中二元审计质量与创新持续性的相关系数显著,从而支持了假设 H2,证明“数字经济发展→二元审计质量→创新持续性”的传导路径存在。上述研究结果表明:数字经济的发展,特别是大数据、区块链和人工智能等数字技术在企业中的广泛应用,可以促进二元审计人员间信息的互联互通,减少审计人员重复审计工作,降低审计失误率,提高二元审计质量;二元审计质量的提高,不仅可以改变管理者的短视行为,使其长期重视创新活动,还可以帮助企业识别未来创新方向,做出科学的创新决策,增大企业创新成功的概率。更为重要的是,二元审计质量可以对管理层形成内外监督合力:一方面及时约束管理层机会主义行为,避免创新投入挪为他用,促进创新活动的顺利开展,从而保障

企业创新投入的持续性;另一方面可以改善企业与外部投资者间的信息不对称问题,使企业充分利用数字金融平台获得多元化的金融资源,弥补企业创新持续性的资金短缺。为了使结果更稳健,本文采用 Sobel 检验法检验中介效应,结果显示 Sobel 值为 1.921, Goodman - 1 值为 1.860,两者在 10% 的水平上显著, Goodman - 2 值为 1.989,在 5% 的水平上显著,表明中介效应依旧存在。

(三) 内生性及稳健性检验

1. 内生性检验

上述实证分析可能会受到可观测因素的干扰,为提高研究结果的可靠性和准确性,本文选用倾向得分匹配(PSM)法进行内生性检验。首先将数字经济以中位数为界限,划分为数字经济水平较高组和数字经济水平较低组。当数字经济的数值大于中位数时,将其归为数字经济水平较高组并赋值为 1;否则,归为数字经济水平较低组并赋值为 0。然后采用最近邻 1:1 匹配方法进行配对,可观测变量选取企业规模、企业年龄、资产负债率、股权性质、对外开放度和地区 R&D 项目经费投入来进行样本无放回匹配,通过 Logit 模型估计倾向得分,处理后的结果如表 4 所示。结果显示,处理组平均处理效应(ATT)的 T 值绝对值为 5.97,大于 2.58,说明通过了 1% 水平的显著性检验。

表 5 列示了采用 PSM 配对后对样本再回归的结果,结论与本文主回归结果一致。

为了解决由不可观测因素引起的内生性问题,本文采用工具变量法进行内生性检验。一方面,我国从电话线拨号接入(PSTN)时代过渡到了互联网时代。互联网普及率是数字经济发展的核心要素,与邮局数量和固定电话数量存在密切的相关性。因此,过去固定电话普及率较高的地区有可能是数字经济

发展较好的地区。另一方面,邮局的分布也在一定程度上影响固定电话的分布,从而影响互联网的早期接入。因此,选取固定电话数量和邮局数量作为地区数字经济发展的工具变量满足了相关性要求。同时,历史上固定电话数量和邮局数量对当前企业经济活动的影响几近消失,因而满足排他性要求。鉴于固定电话数量和邮局数量为截面数据,难以直接进行面板数据的计量分析,因此,为了克服这一问题,

表 3 回归结果

	(1) IS	(2) AQ	(3) IS
DE	0.067 *** (4.466)	0.019 *** (2.856)	0.066 *** (4.353)
AQ			0.090 *** (2.597)
Size	0.941 *** (52.848)	0.027 *** (3.450)	0.939 *** (52.677)
Age	-0.013 *** (-3.925)	-0.003 ** (-2.325)	-0.013 *** (-3.834)
Lev	-0.180 * (-1.891)	0.009 (0.218)	-0.181 * (-1.900)
ON	-0.024 (-0.523)	-0.036 * (-1.819)	-0.020 (-0.452)
Open	-1.342 * (-1.946)	0.503 ** (1.679)	-1.387 ** (-2.012)
R&D	0.000 (0.015)	0.029 *** (3.442)	-0.002 (-0.119)
_cons	-2.512 *** (-5.474)	-0.625 *** (-3.132)	-2.456 *** (-5.349)
Year/ Industry/ Region	YES	YES	YES
N	4445	4445	4445
Adj. R ²	0.497	0.032	0.498
F	245.029	9.188	232.789

注:***、**、* 分别表示 p < 0.01、p < 0.05、p < 0.10,括号内为 T 值,下同。

表 4 PSM 处理结果

变量	样本匹配	处理组	控制组	差值	标准误	T 值	
IS	匹配前	18.550	19.116	-0.566	0.047	-11.95	
	ATT	18.723	19.032	-0.309	0.052	-5.97	
	匹配后	ATU	19.059	18.712	-0.348		
	ATE			-0.329			

表 5 PSM 处理后的再回归结果

	(1) IS	(2) AQ	(3) IS
DE	0.060 *** (3.451)	0.018 ** (2.242)	0.059 *** (3.366)
AQ			0.087 ** (2.150)
_cons	-2.005 *** (-3.279)	-0.721 *** (-2.613)	-1.940 *** (-3.172)
Controls	YES	YES	YES
Year/ Industry/ Region	YES	YES	YES
N	2994	2994	2994
Adj. R ²	0.489	0.032	0.489
F	159.934	6.800	151.944

借鉴赵涛等的做法^[14],将上一年全国互联网上网人数(LYIUC)分别与1984年各省区市每百人固定电话数量(NOFTL)以及每百万人邮局数量(NOPO)的交互项作为数字经济发展的工具变量。表6列示了工具变量法两阶段回归结果。KLeibergen-Paap rk LM 统计量在1%的水平上显著,说明所选的工具变量具有可识别性;Cragg-Donald Wald F 统计量远大于 Stock-Yogo 弱工具变量检验在10%偏误下的临界值,且 Sargan 统计量不显著,说明所选工具变量不存在弱工具变量和过度识别等问题。表6中第一阶段回归的两个工具变量的系数均在1%的水平上显著,说明达到了工具变量的相关性要求。第二阶段回归结果与主回归结果一致,说明减轻内生性问题后,本文结论依旧成立。

2. 稳健性检验

为进一步验证实证结果的稳健性,本文做以下处理:第一,替换数字经济测算方法。用熵权法重新测算数字经济,并代入回归模型,以说明实证结果不受测算方法的影响。替换数字经济测算方法的稳健性检验结果如表7列(1)至列(3)所示,结果显示假设H1、H2、H3均能通过稳健性检验。第二,

分阶段回归法。因数字经济于2015年提升为国家战略,故将样本划分为2011—2015年和2016—2020年两个分样本,代入回归模型,得出回归结果不受时间影响的结论。分阶段回归结果如表7所示,列(4)为2011—2015年的主效应回归结果,列(5)为2015—2020年的主效应回归结果。结果显示,数字经济对企业创新持续性的影响方向及显著性未发生实质性变化,核心研究结果依旧是稳健的。

(四) 进一步分析

1. 股权异质性

我国股权性质不同的企业在治理特征、资源禀赋等方面存在明显差异,使国有企业、非国有企业的数字化水平和创新持续性水平也存在差异。有别于非国有企业,国有企业政治治理特征明显,这一特征虽然能给企业带来丰厚的资源,促使企业积极应对数字经济发展的机遇和挑战,快速实现数字化转型,但也会加剧企业高管的短视主义,降低其持续创新的意愿,增大创新失败的可能性。因此,数字经济发展对企业创新持续性的影响在不同股权性质的企业中可能存在差别。为了进一步考察股权性质对数字经济发展与企业创新持续性的关系的影响,本文按股权性质的不同将企业划分为国有企业和非国有企业,并进行分组回归和组间系数差异检验,结果如表8列(1)和列(2)所示。对比表8中列(1)和列(2)的DE系数可以发现,相比于国有企业,非国有企业中数字经济对创新持续性的促进作用更大。可能的原因:数字经济时

表6 工具变量估计结果

	第一阶段回归 DE	第二阶段回归 IS
<i>LYIUC</i> × <i>NOPO</i>	0.002 *** (28.10)	
<i>LYIUC</i> × <i>NOFTL</i>	0.145 *** (205.95)	
<i>DE</i>		0.087 *** (4.14)
<i>_cons</i>	-6.747 *** (-45.27)	-2.136 *** (-3.45)
<i>Controls</i>	YES	YES
<i>Year/ Industry/ Region</i>	YES	YES
<i>N</i>	3088	3088
<i>Adj. R²</i>	0.962	0.446
KLeibergen-Paap rk LM statistic		944.351 ***
Cragg-Donald Wald F statistic		220000 [19.93]
Sargan statistic		0.045

注:方括号内为 Stock-Yogo 弱工具变量检验在10%显著性水平上的临界值。

表7 稳健性回归结果

	(1) <i>IS</i>	(2) <i>AQ</i>	(3) <i>IS</i>	(4) <i>IS</i>	(5) <i>IS</i>
<i>DE</i>	1.135 *** (4.538)	0.432 *** (3.975)	1.097 *** (4.382)	0.094 *** (2.727)	0.058 *** (3.652)
<i>AQ</i>			0.087 ** (2.520)		
<i>_cons</i>	-2.647 *** (-5.707)	-0.706 *** (-3.501)	-2.585 *** (-5.570)	-2.092 * (-1.923)	-2.301 *** (-4.869)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year/ Industry/ Region</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	4445	4445	4445	1470	2975
<i>Adj. R²</i>	0.497	0.034	0.498	0.357	0.532
<i>F</i>	245.101	9.628	232.816	63.632	242.196

代,国有企业与非国有企业的融资约束和代理问题存在明显不同,导致不同性质的股权可以带来数字经济发展对创新持续性的不同影响。相较于非国有企业,我国大多数国有企业政企不分,第二类代理问题严重,存在产权制度安排的动力缺陷^[33],加上高管属于“行政性任命”,热衷追求短期政治目标。而创新持续性是一项周期长、沉没成本高的活动,持续地创新投入可能不利于高管短期目标的实现。更为重要的是,国有企业的资金主要来源于国家财政,融资约束问题比非国有企业小^[33]。在此种情况下,国有企业利用数字经济发展带来的新增资金并不一定提升创新投入的边际效应。以上因素最终使得数字经济发展对创新持续性的促进作用在国有企业中相对较低,而在非国有企业中相对较高。

2. 规模异质性

规模不同的企业,其数字水平和持续创新水平也存在明显差异。相较于中小规模企业,大规模企业的资金、技术、人才优势更为明显,顺应数字经济发展潮流的速度更快,创新能力更强,但创新动力、创新效率较低^[34],创新中断的沉没成本也较大。而中小规模企业虽然创新意愿浓烈,但普遍面临严重的融资约束问题,创新投入持续性不足,利用数字经济发展红利改变创新资金困境的动机更为强烈。因此,数字经济发展对企业创新持续性的影响在不同规模的企业中可能明显不同。为了进一步考察规模异质性对数字经济发展和企业创新持续性的关系的影响,本文按期末总资产的大小将企业划分为大规模企业、中规模企业和小规模企业。其中,期末总资产排名在 $[0, 25\%]$ 的为大规模企业,排名在 $(25\%, 75\%)$ 的为中规模企业,排名在 $[75\%, 100\%]$ 的为小规模企业,并进行分组回归和组间系数差异检验,结果如表8列(3)至列(5)所示。从表8可以看出,数字经济对创新持续性的促进作用存在于中小规模企业中,并且这种促进作用在小规模企业中更为明显。上文提到过,消费者信息的持续获取与整合、创新资金的持续投入以及创新风险的持续防范化解保障了企业创新持续性。大规模企业的组织机构较为完备,对外界信息的获取来源更为广泛,能够有效获取与整合消费者信息。同时,大规模企业资金充足,面临的融资约束小于中小规模企业^[34],能够较大程度上保障创新资金的持续投入。此外,大规模企业智力资本充足^[35],组织学习能力较强,防范化解创新风险的能力更强。数字经济在促进创新持续性方面只能起到锦上添花的作用,在创新持续性水平已经较高的情况下再提升的空间不大。相比之下,中小规模企业面临组织机构不健全、融资困难、经营风险高等劣势,因而实现创新持续性的挑战更大^[36]。但数字经济的发展可以拓宽中小企业融资渠道,助力其提高经营管理效率,减少生产成本,降低决策风险,从而弥补中小企业持续创新劣势,扩大中小企业持续创新的增量效应。

表8 进一步分析回归结果

	(1) 非国有企业 IS	(2) 国有企业 IS	(3) 大规模企业 IS	(4) 中规模企业 IS	(5) 小规模企业 IS
<i>DE</i>	0.104 *** (6.145)	-0.053 (-1.623)	0.001 (0.025)	0.072 *** (3.522)	0.164 *** (4.438)
<i>_cons</i>	-2.253 *** (-4.240)	-3.447 *** (-3.768)	-0.820 (-0.712)	-4.126 *** (-3.302)	0.213 (0.101)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year/ Industry/ Region</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	3481	964	1112	2222	1111
<i>Adj. R²</i>	0.474	0.558	0.396	0.234	0.140
<i>F</i>	185.744	72.459	41.468	38.683	11.079
<i>经验 p 值</i>	0.156 ***	0.156 ***	-0.071 **	-0.092 ***	-0.163 ***

注:“经验 p 值”用于检验组间 *DE* 系数差异的显著性。列(1)和列(2)的经验 p 值为非国有企业和国有企业的系数差异;列(3)的经验 p 值为大规模和中规模的系数差异;列(4)经验 p 值为中规模和小规模的系数差异;列(5)的经验 p 值为大规模和小规模的系数差异。

五、结论性评述

本文选取 2011—2020 年中国 A 股非金融类上市公司数据,从二元审计角度实证探讨了数字经济发展

展对企业创新持续性的影响及其作用渠道。研究表明:(1)数字经济的发展可以有力地推动企业创新持续性;(2)数字经济能够通过提高企业二元审计质量促进企业创新持续性;(3)进一步研究发现,数字经济推动企业创新持续性的作用在非国有企业和中小规模企业中更为显著,而在国有企业和大规模企业中不显著。为了增强上述结论的可靠性,本文采用PSM倾向得分匹配法和工具变量法进行了内生性检验,采用更换解释变量口径、分阶段回归法进行了稳健性检验,结果显示核心结论仍旧成立。本文在丰富数字经济后果研究的同时,拓展了企业创新持续性动力机制的理论成果。

本文的政策和管理启示如下:(1)制定灵活多样的差异化政策,引导企业数字化转型和持续创新。针对中小民营企业,政府应加大纾困力度,通过金融信贷、税收优惠、财政补贴等政策协助缓解企业融资难题;应完善数字人才培养体系,打造数字人才培养基地,解决数字人才紧缺问题。对于国有企业,政府应制定合理的激励政策,提供稳定的政策环境,鼓励高管执行持续创新战略,减少其对短期政治目标的过度关注。对于大规模企业,政府应采取扩大市场准入、加大市场竞争力度、强化知识产权保护等政策,刺激企业创新活力。(2)抢抓数字经济红利,多措并举开展持续创新。企业应充分发挥数字经济的集聚效应,通过建立开放式创新平台,加速信息交流与共享;充分发挥数字经济的协同效应,借助大数据、人工智能等数字技术,快速获取、整合和利用多样化技术资源,精准预测创新方向;积极利用数字金融的普惠效应,拓宽企业融资渠道,丰富企业持续创新资金。(3)快速搭建数字化审计平台,夯实二元审计工作机制。企业与社会审计机构可以联合依托数字技术构建数据共享、过程协同、动态智能的数字化审计平台,加快审计资源整合与审计工作的优化,提高协同审计效率。企业与事务所应加大对数字审计人才的引进力度,强化现有审计人员的数字技能培训,建立健全二元审计标准化体系,明晰二元审计操作规范和工作标准,为二元审计质量提升奠定人才和制度基础。

参考文献:

- [1]贾平凡.中国高科技领域持续创新突破[N].人民日报(海外版),2022-12-05(10).
- [2]Tavassoli S, Karlsson C. Persistence of various types of innovation analyzed and explained[J]. Research Policy, 2015, 44(10): 1887-1901.
- [3]余芬,樊霞.高管认知、行业管制与企业创新持续性[J].科研管理,2022(12):173-181.
- [4]Antonelli C, Crespi F, Scellato G. Inside innovation persistence: New evidence from Italian micro-data[J]. Structural Change and Economic Dynamics, 2012, 23(4): 341-353.
- [5]柳卸林,张伟捷,董彩婷.企业多元化、所有制差异和创新持续性——基于ICT产业的研究[J].科学学与科学技术管理,2021(1):76-89.
- [6]何郁冰,邹雅颖,左霖锋.技术多元化、组织间知识协同与企业创新持续性的关系[J].技术经济,2021(6):47-58.
- [7]韩岚岚,李百兴.企业金融化对创新持续性影响机理研究[J].财会通讯,2021(22):69-73.
- [8]樊霞,陈娅,张巧玲.经济政策不确定性、政府隐性担保与企业创新持续性[J].管理学报,2020(9):1347-1354.
- [9]Triguero A, Córcoles D. Understanding innovation: An analysis of persistence for Spanish manufacturing firms[J]. Research Policy, 2013, 42(2): 340-352.
- [10]余芬,樊霞,张巧玲.政府补贴促进还是抑制企业创新持续性——基于异质性创新动机视角[J].中国科技论坛,2021(5):67-78.
- [11]祁怀锦,曹修琴,刘艳霞.数字经济对公司治理的影响——基于信息不对称和管理者非理性行为视角[J].改革,2020(4):50-64.
- [12]崔琪,张思思,马晓钰.数字经济、公众环境关注与城市绿色技术创新[J].技术经济与管理研究,2022(8):3-9.
- [13]张建,王博.数字经济发展与绿色全要素生产率提升[J].审计与经济研究,2023(2):107-115.
- [14]赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020(10):65-76.
- [15]Manita R, Elommal N, Baudier P, et al. The digital transformation of external audit and its impact on corporate governance[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2020, 150: 119751. DOI:10.1016/j.techfore.2019.119751.
- [16]Suarez D. Persistence of innovation in unstable environments: Continuity and change in the firm's innovative behavior[J]. Research Policy, 2014, 43(4): 726-736.

- [17] 王定祥, 胡建, 李伶俐, 等. 数字经济发展: 逻辑解构与机制构建[J]. 中国软科学, 2023(4): 43-53.
- [18] 罗岭, 曹青青. 数字金融、企业风险承担与审计费用[J]. 审计与经济研究, 2023(1): 40-50.
- [19] 张万里, 宣畅, 张澄, 等. 智能化能否提升企业全要素生产率和技术创新[J]. 科研管理, 2022(12): 107-116.
- [20] Chin T, Wang W, Yang M, et al. The moderating effect of managerial discretion on blockchain technology and the firms' innovation quality: Evidence from Chinese manufacturing firms[J]. International Journal of Production Economics, 2021, 240(10): 108219. DOI: 10.1016/j.ijpe.2021.108219.
- [21] 翟华云, 李倩茹. 企业数字化转型提高了审计质量吗? ——基于多时点双重差分模型的实证检验[J]. 审计与经济研究, 2022(2): 69-80.
- [22] 杨德明, 夏小燕, 金淞宇, 等. 大数据、区块链与上市公司审计费用[J]. 审计研究, 2020(4): 68-79.
- [23] 房巧玲, 高思凡, 曹丽霞. 区块链驱动下基于双链架构的混合审计模式探索[J]. 审计研究, 2020(3): 12-19.
- [24] 赵保卿. 国有企业内部审计与外部审计协同提升内部控制有效性研究[J]. 中国审计评论, 2020(1): 30-39.
- [25] 陶玉侠. 内部审计质量及其特征因素对盈余管理的影响——来自深市 A 股主板的经验证据[J]. 财会月刊, 2016(24): 94-101.
- [26] 许建伟, 陈彦斌, 刘琨. 外部审计质量对企业创新活动的作用机制研究[J]. 科研管理, 2020(10): 11-20.
- [27] 王文娜, 胡贝贝, 刘戒骄. 外部审计能促进企业技术创新吗? ——来自中国企业的经验证据[J]. 审计与经济研究, 2020(3): 34-44.
- [28] 郑伟, 徐萌萌, 戚广武. 内部审计质量与控制活动有效性研究——基于内部审计与内部控制的耦合关系及沪市上市公司经验证据[J]. 审计研究, 2014(6): 100-107.
- [29] 彭启发, 郭晶菁. 管理者过度自信会加剧股价崩盘风险吗? ——基于内外部审计的替代效应[J]. 财会通讯, 2022(16): 76-81.
- [30] 李瑞雪, 彭灿, 吕潮林. 二元创新协同性与企业可持续发展: 竞争优势的中介作用[J]. 科研管理, 2022(4): 139-148.
- [31] 王凤彬, 陈建勋, 杨阳. 探索式与利用式技术创新及其平衡的效应分析[J]. 管理世界, 2012(3): 96-112.
- [32] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004(5): 614-620.
- [33] 田利辉, 王可第, 马静, 等. 产融结合对企业创新的影响: 资源协同还是资源诅咒? [J]. 经济学(季刊), 2022(6): 1891-1912.
- [34] 方先明, 胡丁. 企业 ESG 表现与创新——来自 A 股上市公司的证据[J]. 经济研究, 2023(2): 91-106.
- [35] 邹国平, 郭韬, 任雪娇. 区域环境因素对科技型企业规模的影响研究——组织学习和智力资本的中介作用[J]. 管理评论, 2017(5): 52-63.
- [36] 杨爱华, 高嘉社. 我国中小企业技术创新的持续性分析[J]. 科技进步与对策, 2004(2): 74-76.

[责任编辑: 黄 燕]

Development of Digital Economy, Dual Audit Quality and Innovation Persistence

LUO Ling¹, WEI Zhenyan²

(1. Business School, Northwest University of Political Science and Law, Xi'an 710122, China;

2. School of Economics and Management, Xi'an Mingde University of Technology, Xi'an 710122, China)

Abstract: Innovation persistence is an important engine for the high-quality development of the national economy and has a significant impact on the long-term growth of the entity firms. Based on the data of China's A-share non-financial listed companies from 2011 to 2020, this paper empirically studies the impact of digital economy on firm innovation persistence from the perspective of dual audit. The research results show that the digital economy can not only significantly promote the firm innovation persistence, but also enhance this effect through dual audit quality. Further research found that the development of digital economy plays a more significant role in promoting the innovation persistence among non-state-owned firms and small to medium-sized firms.

Key Words: development of digital economy; dual audit quality; innovation persistence; financing constraints; audit risk; collaborative audit; digital audit