

# 数字经济与企业战略变革

——基于A股上市公司的经验证据

霍晓彤, 郑博文, 冯海燕

(澳门科技大学 商学院, 澳门 999078)

**摘要:** 企业战略变革是转变经济增长方式、促进产业转型升级的有效途径。在数字经济蓬勃发展的背景下,本文基于企业战略变革这一理论视角,选取2011—2021年A股上市公司数据,实证检验数字经济对企业战略变革的影响效应及其作用机制。研究发现,首先,数字经济发展程度越高,越能提升企业战略变革水平,这一结论在选取历史数据作为工具变量及稳健性检验后仍然成立;其次,当内部董事会独立性与外部媒体关注度越高时,强化了数字经济发展程度与企业战略变革之间的正向关系;进一步地,数字经济发展程度对企业战略变革的激励效应得益于企业创新能力与风险承担水平的提升,异质性分析表明在非国有和成长期、成熟期企业样本中上述关系更加明显;最后,企业战略变革能够提升企业市场价值和要素配置效率。本研究助推了战略变革动因以及数字经济赋能企业高质量发展的效应、机制和企业性质差异的理解,为更好地驱动企业战略发展提供参考建议。

**关键词:** 数字经济; 战略变革; 董事会独立性; 媒体关注度

**中图分类号:** F272   **文献标志码:** A   **文章编号:** 1002—980X(2023)4—0068—14

## 一、引言

党的二十大报告提出“加快发展数字经济,促进数字经济和实体经济深度融合,打造具有国际竞争力的数字产业集群”的任务。数字经济的发展与繁荣,赋予社会经济成长的“新动能、新优势”和“新领域、新赛道”,是实现我国经济高质量发展的关键力量。可见,数字经济在实现高质量发展的过程中发挥重要作用,表明推进数字技术、应用方式和商业模式融合创新的必要性。在数字经济蓬勃发展的背景下,传统企业面临着发展模式与运营战略调整重构的重要挑战,战略变革作为企业应对这场空前数字革命的重要战略部署(Leão and Da Silva, 2021)。与此同时,我国正处于数字化战略转型的攻坚期,企业为适应数字经济发展的战略变革才是最终落脚点。战略变革被认为是企业实现数字化转型的有效途径,它是指企业在战略层面要素的变革(Kunisch et al, 2017),然而现实中企业家却对战略变革犹豫不决。究其原因,除了战略变革本身具有的复杂性之外,就是企业家难以对战略变革形成系统的认识。因此,如何把握数字化内涵、攻克数字化建设痛点,对加深数字技术的各领域应用,以应用范式、商业模式反哺企业战略变革具有重要意义。

战略变革是企业应对外部环境不确定性和动态性的有效手段,已经成为学界重要的研究主题。基于战略变革整合框架和有关战略变革影响因素的系统性文献回顾,如外部宏观环境与组织匹配度(Acciarini et al, 2021)、组织资源能力(Huy and Zott, 2019)、组织的高管特征(Kirtley and O'Mahony, 2023)、中层管理者与员工的相互支持(Komodromos et al, 2019)、组织内部董事特征(Richard et al, 2019)、组织的前期经营业绩(Bentley and Kehoe, 2020),以及媒体关注度(Gamache and McNamara, 2019)等因素。纵观以往研究发现,学者侧重于从管理者角度去探讨战略变革行为,例如学者指出,管理层的年轻化、任期多元化、专业异质性等的程度越高,拥有的知识资本越多和权力越大,则组织实施战略变革的程度越高(Hanelt et al, 2021);CEO(chief executive officer)离任和新CEO继任均易导致组织的战略变革(Quigley and Hambrick, 2012)。还有一些学者则侧重于从组织或治理角度分析战略变革行为,如一些学者认为过去的成功是导致管理者自满而削

收稿日期:2023-02-02

基金项目:国家自然科学基金面上项目“好“管家”的收益和代价:基于多重视角的动态跨层机制研究(72072039);国家社会科学基金一般项目“粤港澳大湾区税收协调研究”(2020GZGJ251)

作者简介:霍晓彤,澳门科技大学商学院博士研究生,研究方向:经济增长与数字经济;郑博文,澳门科技大学商学院博士研究生,研究方向:公司治理与企业创新;冯海燕,博士,澳门科技大学商学院副教授,博士研究生导师,研究方向:策略管理与国际商务。

弱组织战略变革程度的重要因素之一(Berger et al, 2013)。虽然以上文献观点有助于理解企业战略变革行为,但仍具有以下不足:第一,战略变革作为一种具有高度风险性的决策活动,以往研究更多从企业管理者视角探讨对企业战略变革的影响研究,但是学者研究很少注意到外部环境复杂性如数字经济的影响,忽略了数字经济这一关键前因变量对于战略变革的影响。第二,以往文献缺乏深入探究数字经济与企业战略变革之间关系的影响机制,尤其是基于内外部公司治理的战略视角。因此,在数字经济发展的背景下,对上述两者之间关系及影响机制进行学术探讨具有重要理论意义。

鉴于此,本文以数字经济背景的特有属性为核心出发点,以企业战略变革为理论视角,构建研究分析框架,利用数字经济发展指标与企业战略变革的匹配数据集,重在考察数字经济对企业战略变革的“助推效应”。具体而言,运用多种计量方法实证检验数字经济发展程度对企业战略变革的影响路径,并分析企业内部董事会独立性和外部媒体关注度对上述关系的调节影响。此外,探讨数字经济对企业战略变革的影响机制,检验产权性质和生命周期属性的异质性影响,并探究企业战略变革对企业价值和经营效率的经济后果影响。

因此,本文利用2011—2021年上市公司数据,探讨数字经济发展对企业战略变革的影响及其作用机制。本文可能的边际贡献如下:第一,基于企业战略变革的行为,从微观视角上考察数字经济发展对于企业战略变革的作用,丰富影响战略变革因素的研究视角,为更好地揭示数字经济背景下企业战略变革的理论逻辑提供新的证据。第二,现有文献对于数字经济发展与战略变革的微观机制解读有所不足,本文通过引入内外部公司治理监督机制,即“内部董事会的独立性和外部媒体关注度”作为调节机制,扩展数字经济发展程度与企业战略变革之间的边界条件,并且明晰了数字经济传递至企业战略变革所需的基础条件,通过实证手段验证两者间的重要支撑,Lusch和Nambisan(2015)指出数字化技术的应用为企业实践和风险管理提供重要的支持手段,因而本文进一步地将创新能力和风险承担水平纳入该框架进行分析,考察了数字经济影响企业战略变革的影响机理。第三,从企业产权性质和生命周期属性角度去考察上述影响关系的异质性,不仅在学术上丰富现有文献,而且为促进数字科技与实体经济深度融合,通过数字化要素推动企业战略发展提供借鉴意义。

## 二、理论与假设

### (一)数字经济发展与企业战略变革

数字经济发展会对企业战略变革产生重大影响,其主要对于企业市场规模以及知识溢出或其他生产要素产生影响,充分的企业变革资源也可以促进内部信息的交流,进一步推动企业战略的变革。数字经济发展程度的提升会带动企业在内部控制、资源的重新配置、产品生产线以及公司战略的变革,在此情境下企业需要不断更新战略方针来适应不同的市场需求,从而提升企业的竞争能力。依托于数字经济发展,会进一步提升管理者的变革意识,从而做出更加适合企业发展的战略变革。一方面,数字经济的发展会推动消费者对于产品多样化需求的提升,同时促进产品工序由单方向输出到供需双向交换流动的转变(陈德球和胡晴,2022)。随着产品多样化需求的提升,市场产量和种类的增长受到数字化经济发展的直接导向,进而推动企业实施战略变革。例如,机器学习、深度学习和信息反馈等技术能帮助企业到达产品末端,实现针对需求的点对点创新(戚聿东和肖旭,2020)。另一方面,管理者对于信息的需求也受到数字经济发展的影响。数字经济发展为企业提供了更有效的信息交流平台,从战略变革前对市场商机的把控到战略变革过程中的信息沟通,都具有很强的风向标作用(祁怀锦等,2020),其发展为企业战略变革决策提供强有力的信息辅助支持。产品的规模与种类的多样性促进更加丰富的信息集,但是信息过载导致的信息冗余问题使当下的经济系统变得更加复杂化,信息的匹配问题就此发生。在这个过程中,新兴技术例如人工智能、机器学习、大数据分析等也缓解了经济市场所产生的匹配问题与信息不对称问题,进一步提升企业战略优化以及公司运营治理的能力。因此,为提升企业战略变革与产业信息的融合,数字经济发展支撑企业上下游产品的分销和用户末端需求的探索密切相关,促进企业通过战略变革方式以应对市场的瞬息万变(Gomber et al, 2017)。

数字经济发展会为企业战略变革提供资源条件。一方面,物联网生态促进不同要素的跨界流动,从而实现管理者和员工同时参与到企业的战略变革中。数字经济理念在企业的运营管理方面有着不可或缺的影响,促进了企业变革资源的获取,最终带动企业创新能力的提升以及企业对于新的商业模式加以利用的能

力,从而促进网络信息部门中正向溢出效应的提升,为企业实现战略变革提供有意义的指导。例如,企业在应用“分布式账目”“混合现实”等技术帮助企业打破了传统工作中对于时间以及空间的限制问题(张明等,2020)。因此,数字经济发展促使企业通过将数字技术应用于运营管理活动中,在一定程度上能推动企业战略变革。另一方面,数字经济发展的社会互动性也是不可忽略的,其不单单有利于企业资本的积累,对于企业战略化形成有着示范性的导向作用,进而对企业战略变革产生正向的影响。在上述影响机制作用下,Teece(2018)认为数字经济发展程度对于企业战略变革产生正向的影响。Lai(2007)在基于物流行业在企业变革影响问题的研究中指出,社会互动性以及信息来源渠道的差异对企业战略变革的强度有着显著正向影响。

基于此,本文提出假设1:

数字经济发展程度越高,越能显著提升企业战略变革的水平(H1)。

虽然数字经济发展在一定程度上对企业战略变革产生积极影响,但是本文认为数字经济发展程度对企业战略变革的影响并非同质性的,因为组织自身特征存在差异,所处的外部环境也在发生变化,即随着组织自身特征和外部环境等因素的不同,决定了即使在同等的数字经济发展程度的背景下,企业战略变革的水平也会有所不同,因而本文将进一步地探讨上述关系的情景机制。基于代理理论表明,由于委托人和代理人之间存在利益冲突,因此需要监督和激励的治理机制来协调股东和经理的利益(Jensen and Meckling, 1976)。基于此,数字经济发展程度与企业战略变革之间的关系会受到激励或监督的治理机制影响。先前的文献研究了股票期权等激励措施的调节作用(Lim, 2019),但监督的作用在很大程度上被忽视。已有研究表明,监督机制在塑造管理者的战略行为方面的作用与激励机制相似甚至更为重要(Hambrick et al, 2015)。因此,本文关注两个重要的监督机制,即董事会独立性和外部媒体关注度,将内外部监督的理论逻辑整合于“数字经济发展程度-企业战略变革”的研究框架之中,从而有利于更好地理解数字经济发展背景下,提升企业战略变革的有效推动作用。具体而言,一方面,尽管董事会被认为是一种内部监督管理者的治理机构,但内部董事的监督能力可能较差,因为他们与管理者有密切联系。相比之下,高度独立的董事会可能会降低经理人与董事会之间的“共谋”可能性,即其监督可能更加客观(Ma and Khanna, 2016)。独立董事比内部其他董事更有可能惩罚经理,因为他们“有动机建立决策控制专家的声誉”。另一方面,媒体关注度被确定为另一种重要的监督机制,这是因为媒体通常充当公司管理者的外部评价者(Graf-Vlachy et al, 2020),这种评价作用不仅被利益相关者认为是重要且合法的,媒体可以触发利益相关者对战略实施不佳的公司采取行动并影响管理者的个人资本。总之,由于董事会独立性和媒体关注度作为公司治理的两个监督机制,将探讨它们在数字经济发展程度对企业战略变革的影响作用。

## (二)董事会独立性的调节效应

董事会在公司治理中发挥着管理控制和监督决策的关键作用(Naciti, 2019)。法律赋予董事会批准重大举措、评估管理绩效和控制管理薪酬的正式权力,代理理论将监督管理层的行为视为董事会的主要职责,保护股东利益(Fama and Jensen, 1983)。战略领域的研究认为,董事会的组成可能会对公司的战略选择结果产生重大影响。作为董事会成员,独立董事的特殊性在于其仅作为董事职务,公司其他股东并不会对其决策公正性产生影响,同时其独立于公司的业务以及运营管理。董事会的独立性体现在董事的独立性,尤其是独立董事的独立性。企业外部的独立董事,与企业间的利益关系并不直接挂钩,表面上看并不会对企业的价值产生影响,但其更加注重自身名誉的保护,对于管理者不正当的要求会极力拒绝,因此能够更加公正其客观地监督管理者。因此,在股东间的利益冲突问题、监督公司战略决策等问题上独立董事在其中发挥着重要的公平与公正的调节作用。

本文认为,董事会独立性能增强数字经济发展程度对企业战略变革的积极作用。在企业内部控制上独立董事可以进一步促进企业内控中监督或咨询方面的完善程度。同时为实现有效的监管职责,独立董事的持股比例高低决定其监督作用的强弱。当企业进行风险较高的战略变革决议中,公司独立董事可识别高管此类决议并能够有效防止管理者做出对于公司发展不利的决策,推动提升企业绩效的正向战略变革(Lu and Zhu, 2020)。此外,独立董事可以防止高管在数字经济背景下对战略变革资源的分配中滥用权力和过度投资问题。因此,独立董事的监督功能会提升数字经济发展程度对企业战略变革带来的积极影响。

与此同时,独立董事在咨询业务上可以依照自身所擅长的领域或了解的信息给出合理的意见,相关的专

业知识以及技能丰富的独立董事还可以对于数字经济发展过程中遇到的问题做出正确且相对有利的决策,对于高管的合理决策发挥着不可或缺的作用,避免由于数字经济带来的不确定性和风险性而忽略“成功陷阱”的风险,并避免高管从个人观点来集权化地做出战略决策,减少认知限制产生的非理性决策。此外,由于管理实践的复杂性和模糊性,独立董事经常使用战略实施程度作为管理有效性的代理(Aluchna et al, 2020)。如果已实现的战略符合独立董事预期,独立董事可能会得出结论认为管理层的行为符合股东的最大利益,因此他们干预经理决策的动机就会降低。然而,在数字经济发展背景下,外部动态环境会要求企业战略决策经常发生改变,独立董事通过对外部数字经济环境信息的感知与企业战略的匹配性进行评估,从而推动企业战略变革提供参考。因此,本文认为独立董事会通过发挥监督和咨询作用,推动高管把握数字经济发展时机,提升战略决策的合理性,从而强化了数字经济发展程度与企业战略变革之间的正向关系。

基于此,提出研究假设2:

独立董事比例的提高,增强了数字经济发展程度对企业战略变革的正向影响(H2)。

### (三)媒体关注度的调节效应

外部媒体的主要作用在于实现某种传播目的。媒体对于某个事件的进展不断地关注与跟踪报道。媒体在市场中不单单扮演着旁观者的角色同时又作为事件进程的推进者。旁观者的含义在于媒体在初始阶段并不会参与事件仅提供客观的报道,媒体的治理效应是推进者在于不同的媒体报道内容的差异会影响公众对于事实的判断。因此,本研究的外部治理问题的关注着重放在媒体关注问题上,将上市公司内部信息反馈于资本市场中,利益相关者对媒体报道的信息进行识别和分析,从而会形成外部监督的压力,对数字经济发展背景下企业战略变革产生重要的影响。

媒体关注对数字经济发展程度与企业战略变革之间关系的调节效应体现在以下方面:首先,媒体关注度越高,高管会受到来源于外部公众的监督压力越大。已有研究表明,高水平的媒体报道可能会促使公司采取冒险的探索性行动。例如,Chatterjee和Hambrick(2011)发现,媒体关注会鼓励管理者,从而引发冒险行为。被动地使企业披露更多的信息,促进企业信息披露质量的提升,通过其有效地对于高管的行为进行评价,即媒体的关注程度越高对于高管觉得的隐形约束力越强。因此高管们为了有效地维持自身声誉同时保证企业市场份额的提升,会将更多的精力专注于如何有效地提升数字经济发展来帮助企业抓住更多的机遇,提升自身风险承担意愿,从而有助于企业战略变革的实现。

其次,媒体的声誉机制指媒体关注通过影响企业声誉塑造企业战略行为。“声誉理论”指出,媒体的报道可以帮助企业取得更多的社会认可,对于战略变革的外部所需资源实现有效的获取。社会的认可作为重要的一环,在媒体报道的影响下可以左右公众的社会舆论进而影响社会认可程度,进而影响企业获取外部公众支持的水平(Bednar et al, 2013)。媒体对于数字经济发展影响战略决策的报道不断增加后,通过媒体的持续关注促进企业信息透明度的上升,从而提升企业的声誉,同时向外部利益相关者传递企业积极发展的信号,进而得到企业发展的所需各种资源,促使企业开展战略变革行为。此外,在数字经济发展的背景下,企业会关注战略决策的合法性,更加留意当下媒体关注的核心问题,将其作为主要的市场导向讯号,在其中进一步获取更多利益相关者的供需信息,从而加快企业战略变革的前进步伐。因此,本文认为媒体关注会通过发挥监督和声誉机制作用来提升企业面临的合法性压力,在数字经济发展背景下的利益相关者对企业战略的关注,会强化数字经济发展程度与企业战略变革之间的正向关系。

基于此,提出研究假设3:

媒体关注度的提高,增强了数字经济发展程度对企业战略变革的正向影响(H3)。

## 三、研究设计

### (一)数据来源与样本选择

本文以2011—2021年A股上市公司作为研究样本,对样本数据进行如下处理:第一,剔除金融类和地产类公司的样本;第二,剔除变量数据缺失和存在异常值的样本;第三,剔除special treatment(ST)、ST\*的样本;第四,剔除在考察年限中进行首次公开募股(IPO)的企业。其中,样本的财务数据来自国泰安数据库(CSMAR)和中国研究数据服务平台(CNRDS),还通过各上市公司的年报以及巨潮资讯网、新浪财经网等国内专业网站对数据进行再核实。本文对所有连续型变量采用双侧1%的缩尾处理。

## (二) 变量测算与定义

### 1. 被解释变量

企业战略变革(*DS*)。根据连燕玲等(2014)的研究,通过测量组织战略资源配置在年度区间上的波动来测量战略变革的程度,测量过程如下:首先,获取企业战略资源六个维度指标,包括三个基本资源配置指标与三个费用结构指标,六个维度分别为:广告和宣传投入、固定资产更新程度、研发投入、资本密集度、企业财务杠杆和管理费用。其次,将各企业这六个战略维度指标分别减去同行业当年该指标的平均值,再标准化后并取绝对值。最后,将每个公司标准化后的六个战略指标取平均值,得到企业战略变革(*DS*)。

### 2. 解释变量

数字经济发展指数(*Digs*),参考刘军等(2020)的关于互联网发展和数字交易指标测度的研究思路,并基于城市层面数据获取可得性,从数字金融和互联网发展两个角度构建综合指标作为衡量数字经济发展的水平。对于互联网发展测度,参考赵涛等(2020)的方法,采用相关从业人员情况、互联网普及率、移动电话普及率、相关产出情况和数字普惠金融指数等五个方面的指标。将上述指标进行主成分分析并降维处理,得到数字经济发展指数(*Digs*)。

### 3. 调节变量

董事独立性(*BI*)。根据 Zaid 等(2020)的研究,董事会独立性是以独立董事在整个董事会成员中的百分比衡量。独立董事与公司、员工或任何其他方面没有实质关系。

媒体关注度(*MA*)。根据 Luo 等(2022)的研究,公司新闻的基本统计数据样本公司信息数据来自中国研究数据平台(CNRDS),非主要商业出版物来源的新闻报道如《中国证券报》《中国商业报》《21世纪经济报道》《经济观察报》和《证券时报》被排除在外。这些媒体通常采取行动作为影响其他媒体报道的舆论领袖,这些出版物的样本应代表媒体对公司的全面报道。此外,每年所有提及该公司名称的新闻文章的数量都被统计在内。最后记录了年度公司新闻文章的总数,以建立本研究的衡量媒体关注度。值得注意的是,本研究旨在计算与公司相关的所有媒体报道的数量。

### 4. 控制变量

为控制影响企业战略变革的因素,参考赵宸宇等(2021)的研究,选取包括公司层面变量和财务指标变量的控制变量,同时控制年份(*Year*)、行业(*Ind*)和城市(*City*)的固定效应,具体定义见表 1。

表 1 主要变量定义

变量类型	变量符号	变量名称	变量定义
被解释变量	<i>DS</i>	企业战略变革	组织六个维度战略资源配置在年度区间上的波动
解释变量	<i>Digs</i>	数字经济发展指数	将五个指标进行主成分分析并降维处理
调节变量	<i>BI</i>	董事独立性	独立董事在整个董事会中的百分比
	<i>MA</i>	媒体关注度	当年度公司新闻文章的总数
控制变量	<i>Size</i>	企业规模	期末总资产加 1 后取自然对数
	<i>Age</i>	企业年龄	公司成立的年限加 1 后取自然对数
	<i>Board</i>	董事会规模	董事会人数的自然对数
	<i>Duality</i>	两职合一	当 CEO 兼任董事长时取 1, 否则取 0
	<i>Inde</i>	独董比例	独立董事人数/董事会总人数
	<i>Top1</i>	实际控制人持股比例	实际控制人持股/总股数
	<i>Lev</i>	资产负债率	总负债/总资产
	<i>Cash</i>	自由现金流量	经营活动产生的现金流量净额/总资产
	<i>Roa</i>	资产报酬率	净利润/总资产
	<i>Tangibility</i>	资产结构	固定资产净额/总资产

## (三) 模型构建

为探究数字经济发展程度对企业战略变革的影响,建立模型如下:

$$DS_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Digs_{i,t} + \alpha_k \sum Control_{i,t} + Year + Ind + City + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中: $\alpha$ 为回归估计系数; $DS_{i,t+1}$ 为企业*i*在*t+1*时期的战略变革水平,主要是为了降低反向因果关系; $Digs_{i,t}$ 为城市*i*在*t*时期的数字经济发展指标; $\sum Control_{i,t}$ 为控制变量;*Year*为控制时间固定效应;*Ind*为控制行业固定

效应;City为控制城市固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

进一步地,探讨数字经济对企业战略变革影响的调节机制,在模型(1)的基础上,建立回归模型(2)检验董事独立性(BI)和媒体关注度(MA)的调节效应,并对交互项中的变量均进行中心化处理。

$$DS_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 Digs_{i,t} + \beta_2 BI + \beta_3 Digs_{i,t} \times BI_{i,t} + \beta_4 MA + \beta_5 Digs_{i,t} \times MA_{i,t} + \beta_k \sum Control_{i,t} + Year + Ind + City + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中: $\beta$ 为回归估计系数。

#### (四)描述性统计

表2给出各变量的描述性统计结果。结果显示,企业战略变革(DS)的均值为0.5078,标准差为0.3013,最小值为0.1429,最大值为1.8804,表明不同企业间的战略变革水平差异较小,且其均值大于中位数0.4259,表明样本企业战略变革指标很可能呈现右偏分布特征。数字化经济发展指数(Digs)的均值为0.1717,标准差为0.1025,呈现“均值大于标准差小”的特征,表明不同上市企业所处的地区数字经济发展水平之间差异不大。其他控制变量的数据特征与现有文献基本一致。

表2 变量描述性统计结果

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
DS	18723	0.5078	0.3013	0.1429	0.4259	1.8804
Digs	18723	0.1717	0.1025	0.0410	0.1433	0.5522
BI	18723	0.3747	0.0532	0.3333	0.3333	0.5714
MA	18723	0.1380	0.2050	0.0000	0.0029	0.6971
Size	18723	22.0775	1.3174	19.6885	21.8954	27.1159
Age	18723	2.8738	0.3161	1.9459	2.8904	3.4965
Board	18723	2.2465	0.1783	1.7918	2.3026	2.7726
Duality	18723	0.2718	0.4449	0.0000	0.0000	1.0000
Top1	18723	0.3720	0.1514	0.0832	0.3581	0.7578
Cash	18723	0.9601	1.6224	0.0000	0.4058	10.2473
Lev	18723	0.4224	0.2131	0.0508	0.4103	0.9345
Roa	18723	0.0390	0.0591	-0.2848	0.0380	0.1916
Tangibility	18723	0.2050	0.1594	0.0017	0.1704	0.6976

### 四、实证结果分析

#### (一)基准回归结果

表3列示了数字经济发展程度影响企业战略变革的基准回归结果。具体而言,(1)列、(2)列均为加入控制变量的回归结果,而(1)列中并未控制行业、年份和城市的固定效应,(2)列中对上述固定效应均进行控制。结果显示,数字经济发展指数(Digs)的回归系数(coefficient,简称为coef.)显著为正[coef. = 0.0145,  $p$ (显著性指标  $p$  值) < 0.01; coef. = 0.0069,  $p$  < 0.01],数字经济发展程度提升了企业战略变革。上述结果均表明,在充分考虑其他特征变量后,数字经济发展程度对企业战略变革具有积极的激励效应,从而支持研究假设1。

表3 数字经济影响企业战略变革的基准回归结果

变量	(1)	(2)	变量	(1)	(2)
	DS	DS		DS	DS
Digs	0.0145***(7.2147)	0.0069***(3.0990)	Roa	-0.8208***(-13.7721)	-0.8243***(-13.6869)
Size	-0.0095***(-4.2257)	-0.0175***(-7.4617)	Tangibility	-0.0330**(-2.0267)	-0.0561**(-2.5188)
Age	0.0580*** (8.5975)	0.0428***(6.2121)	Constant	0.5464*** (10.6875)	0.9849*** (14.7826)
Board	-0.0191(-1.4471)	-0.0266**(-2.0838)	Industry FE	No	Yes
Duality	-0.0014(-0.2750)	0.0028(0.5744)	Year FE	No	Yes
Top1	-0.0552***(-3.8321)	-0.0654***(-4.5658)	City FE	No	Yes
Cash	0.0278*** (14.6559)	0.0225*** (11.5850)	N	18723	18723
Lev	0.1549*** (8.6782)	0.1428*** (7.5177)	Adj.R <sup>2</sup>	0.0556	0.1594

注:\*表示  $p < 0.10$ , \*\*表示  $p < 0.05$ , \*\*\*表示  $p < 0.01$ ;括号内为  $t$  值。

#### (二)调节效应检验

本文进一步分析内部董事独立性和外部媒体关注度作为两个重要治理机制对数字经济发展程度与企业战略变革之间关系的调节作用,实证结果见表4。由(1)列可知,Digs和BI的交乘项回归系数通过显著性检验(coef. = 0.0616,  $p < 0.01$ ),表明当企业董事会独立性越高时,能够强化数字经济发展程度对企业战略变革的正效应,研究假设H2成立;在(2)列中,Digs和MA的交乘项回归系数通过显著性检验(coef. = 0.0398,  $p < 0.01$ ),表明外部媒体关注度越高时,能够强化数字经济发展程度对企业战略变革的正效应,研究假设H3也成立。由(3)列亦可知,将调节变量都纳入回归方程后调节效应依然成立,说明调节效应结果具有较好的稳健性。

表 4 内部董事独立性和外部媒体关注度的调节效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	变量	(1)	(2)	(3)
	DS	DS	DS		DS	DS	DS
<i>Digs</i>	0.0062*** (2.7916)	0.0068*** (3.0371)	0.0063*** (2.8209)	<i>Cash</i>	0.0226*** (11.6226)	0.0232*** (11.9637)	0.0232*** (11.9709)
<i>Inde</i>	0.1607*** (3.4616)		0.1587*** (3.4142)	<i>Lev</i>	0.1437*** (7.5686)	0.1375*** (7.2365)	0.1387*** (7.3045)
<i>Digs</i> × <i>BI</i>	0.0616*** (3.3941)		0.0514*** (2.8018)	<i>Roa</i>	-0.8211*** (-13.6464)	-0.8139*** (-13.4207)	-0.8096*** (-13.3618)
<i>MA</i>		0.0531*** (4.8338)	0.0530*** (4.8279)	<i>Tangibility</i>	-0.0597*** (-2.6763)	-0.0636*** (-2.8432)	-0.0666*** (-2.9743)
<i>Digs</i> × <i>MA</i>		0.0398*** (4.7676)	0.0347*** (4.1049)	<i>Constant</i>	0.9434*** (14.0046)	1.0350*** (15.0228)	0.9906*** (14.2766)
<i>Size</i>	-0.0183*** (-7.5816)	-0.0186*** (-7.6937)	-0.0195*** (-7.8598)	Industry FE	Yes	Yes	Yes
<i>Age</i>	0.0425*** (6.1650)	0.0355*** (5.1407)	0.0354*** (5.1229)	Year FE	Yes	Yes	Yes
<i>Board</i>	0.0003 (0.0166)	-0.0277** (-2.1603)	-0.0013 (-0.0814)	City FE	Yes	Yes	Yes
<i>Duality</i>	0.0017 (0.3599)	0.0057 (1.1753)	0.0048 (0.9786)	<i>N</i>	18723	18723	18723
<i>Top1</i>	-0.0671*** (-4.6876)	-0.0576*** (-4.0220)	-0.0593*** (-4.1411)	Adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.1604	0.1609	0.1617

注：\*表示  $p < 0.10$ ，\*\*表示  $p < 0.05$ ，\*\*\*表示  $p < 0.01$ ；括号内为 *t* 值。

### (三) 内生性和稳健性检验

本文为了明确数字经济与企业战略变革这一关系的判断,主要从工具变量法、样本选择问题、更换解释变量、更改回归模型等多种方式进行内生性和稳健性检验。

#### 1. 内生性检验

工具变量方法。借鉴黄群慧(2019)的方法,采用各城市在1984年的邮电历史数据作为数字经济发展综合指数的工具变量。同时参考Nunn和Qian(2014)对于这一问题的处理方法,引入一个随时间变化的变量来构造面板工具变量。具体而言,以上一年全国互联网用户数分别与1984年各城市每万人电话机数量构造交互项(*Net\_phone*),作为该年数字经济发展指数的工具变量。本文采用两阶段最小二乘法(2SLS)和generalized method of moments(GMM)估计法进行检验。表5研究表明,数字经济发展程度对企业战略变革仍然具有正向影响,支持研究结论。

表 5 工具变量法

变量	2SLS方法		GMM方法		变量	2SLS方法		GMM方法	
	(1)	(2)	(3)	(4)		(1)	(2)	(3)	(4)
	DS	DS	DS	DS		DS	DS	DS	DS
<i>Digs</i>	0.0227*** (8.8072)	0.0143*** (4.9345)	0.0227*** (8.8272)	0.0143*** (4.9012)	<i>Roa</i>	-0.8365*** (-13.5038)	-0.8474*** (-13.6193)	-0.8365*** (-19.9492)	-0.8474*** (-20.9761)
<i>Size</i>	-0.0104*** (-4.5278)	-0.0176*** (-7.3420)	-0.0104*** (-4.9462)	-0.0176*** (-8.2936)	<i>Tangibility</i>	-0.0163 (-0.9643)	-0.0453** (-1.9711)	-0.0163 (-1.1029)	-0.0453** (-2.5626)
<i>Age</i>	0.0533*** (7.6881)	0.0433*** (6.1321)	0.0533*** (7.3279)	0.0433*** (5.7167)	<i>Constant</i>	0.5696*** (10.8866)	1.0015*** (14.4038)	0.5696*** (11.4544)	1.0015*** (16.4763)
<i>Board</i>	-0.0186 (-1.3799)	-0.0263** (-2.0112)	-0.0186 (-1.4332)	-0.0263** (-2.0900)	Industry FE	No	Yes	No	Yes
<i>Duality</i>	-0.0028 (-0.5306)	0.0024 (0.4844)	-0.0028 (-0.5361)	0.0024 (0.4921)	Year FE	No	Yes	No	Yes
<i>Top1</i>	-0.0611*** (-4.1572)	-0.0755*** (-5.1729)	-0.0611*** (-4.0361)	-0.0755*** (-5.1240)	City FE	No	Yes	No	Yes
<i>Cash</i>	0.0286*** (14.7003)	0.0231*** (11.5933)	0.0286*** (17.4278)	0.0231*** (14.4231)	<i>N</i>	17841	17841	17841	17841
<i>Lev</i>	0.1540*** (8.4308)	0.1374*** (7.0946)	0.1540*** (10.2209)	0.1374*** (9.0490)	Adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.0556	0.1611	0.0556	0.1611

注：\*表示  $p < 0.10$ ，\*\*表示  $p < 0.05$ ，\*\*\*表示  $p < 0.01$ ；括号内为 *t* 值。

#### 2. 稳健性检验

第一,更换回归方法。在前文基准回归模型的基础上执行了Tobit回归模型和Probit回归模型。表6的(1)列、(2)列的结果表明,在考虑了更换回归模型之后,研究结论保持稳健。

第二,更换解释变量和解释变量。一方面,更换被解释测量变量指标参考 Bentley 等(2012)的研究,构建了一个离散变量来度量公司战略。本文将前述六个变量,在每一个“年度-行业”子样本中按照每个变量过去五年的均值从小到大平均分为五组,最小的组赋值为0分,次小的组赋值为1分,以此类推,最大的组赋值为4分。对于每一个“公司-年度”观测,将六个变量的分组得分相加,得到变量 *STRATEGY*。另一方面,更换解释变量测量指标,采用熵值法重新计算数字经济发展指数(*DE*)。从表7可知,通过更换上述测量指标的方法,研究结论具有稳健性。

第三,控制高阶联合交互效应和剔除金融波动的样本。一方面,控制高阶联合交互效应参考 Moser 和 Voena(2012)的研究,采用“时间×地区”、“时间×行业”的高阶联合固定效应方法,分别控制年份与城市的固定效应交乘项(Year×City FE)和年份与行业的固定效应交乘项(Year×Industry FE)。另一方面,剔除金融波动的样本。在重大不利金融事件冲击后,使得企业战略变革也可能面临阻滞,忽视这类因素可能会造成回归偏误。由于样本范围期内发生了2015年中国股灾,因此,截取了剔除年及其后续一年的样本进行回归检验,以减轻金融波动对回归结果的扰动。结果见表8,研究结论具有稳健性。

表6 更换回归模型

变量	Tobit模型		Probit模型		变量	Tobit模型		Probit模型	
	(1)	(2)	(3)	(4)		(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>DS</i>	<i>DS</i>	<i>DS</i>	<i>DS</i>		<i>DS</i>	<i>DS</i>	<i>DS</i>	<i>DS</i>
<i>Digs</i>	0.0145*** (7.1431)	0.0069*** (3.0900)	0.0674*** (7.6859)	0.0259** (2.4360)	<i>Roa</i>	-0.8208*** (-20.1094)	-0.8243*** (-20.9284)	-1.0755*** (-6.1140)	-1.2411*** (-6.3431)
<i>Size</i>	-0.0095*** (-4.6225)	-0.0175*** (-8.4560)	-0.0040 (-0.4512)	-0.0351*** (-3.5176)	<i>Tangibility</i>	-0.0330** (-2.3115)	-0.0561*** (-3.2615)	-0.1137* (-1.8491)	-0.2878*** (-3.5068)
<i>Age</i>	0.0580*** (8.1401)	0.0428*** (5.7633)	0.2036*** (6.6262)	0.1271*** (3.6027)	<i>Constant</i>	0.5464*** (11.1656)	0.9849*** (16.6093)	-0.6739*** (-3.1854)	1.1591*** (3.9616)
<i>Board</i>	-0.0191 (-1.4969)	-0.0266** (-2.1613)	-0.0367 (-0.6696)	-0.1103* (-1.8680)	Industry FE	No	Yes	No	Yes
<i>Duality</i>	-0.0014 (-0.2774)	0.0028 (0.5831)	-0.0400* (-1.8543)	-0.0231 (-1.0135)	Year FE	No	Yes	No	Yes
<i>Top1</i>	-0.0552*** (-3.7298)	-0.0654*** (-4.5526)	-0.0523 (-0.8214)	-0.0620 (-0.9014)	City FE	No	Yes	No	Yes
<i>Cash</i>	0.0278*** (17.2730)	0.0225*** (14.3094)	0.0978*** (13.2074)	0.0753*** (9.5879)	<i>N</i>	18723	18723	18723	18671
<i>Lev</i>	0.1549*** (10.5376)	0.1428*** (9.6168)	0.4671*** (7.3898)	0.4562*** (6.3861)	Pseudo. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.1317	0.4075	0.0149	0.1141

注:\*表示  $p < 0.10$ , \*\*表示  $p < 0.05$ , \*\*\*表示  $p < 0.01$ ;括号内为  $t$  值。

表7 更换被解释变量和解释变量

变量	更换被解释变量		更换解释变量		变量	更换被解释变量		更换解释变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)		(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>STRATEGY</i>	<i>STRATEGY</i>	<i>DS</i>	<i>DS</i>		<i>STRATEGY</i>	<i>STRATEGY</i>	<i>DS</i>	<i>DS</i>
<i>Digs</i>	0.1474*** (4.3709)	0.1184*** (3.4008)			<i>Roa</i>	4.3313*** (6.2327)	2.0109*** (3.1833)	-0.8218*** (-13.7869)	-0.8239*** (-13.6787)
<i>DE</i>			0.1331*** (6.2252)	0.0571** (2.3976)	<i>Tangibility</i>	-6.6489*** (-31.2190)	-7.6018*** (-28.8716)	-0.0369** (-2.2683)	-0.0576*** (-2.5868)
<i>Size</i>	0.1496*** (4.7771)	0.2842*** (9.2043)	-0.0092*** (-4.1182)	-0.0175*** (-7.4308)	<i>Constant</i>	18.1468*** (22.2585)	14.7157*** (17.2373)	0.5338*** (10.4440)	0.9789*** (14.6960)
<i>Age</i>	-2.0951*** (-15.1023)	-1.5401*** (-11.1664)	0.0583*** (8.6347)	0.0426*** (6.1776)	Industry FE	No	Yes	No	Yes
<i>Board</i>	-0.1413 (-0.6902)	-0.4878*** (-2.5783)	-0.0199 (-1.5148)	-0.0268** (-2.0967)	Year FE	No	Yes	No	Yes
<i>Duality</i>	0.6099*** (6.5502)	0.4767*** (5.7450)	-0.0011 (-0.2160)	0.0029 (0.6078)	City FE	No	Yes	No	Yes
<i>Top1</i>	-2.2074*** (-8.6444)	-1.5485*** (-6.4898)	-0.0541*** (-3.7612)	-0.0645*** (-4.5045)	<i>N</i>	18723	18723	18723	18723
<i>Cash</i>	-0.1332*** (-3.2506)	-0.1007*** (-2.6622)	0.0278*** (14.6283)	0.0225*** (11.5955)	Adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.1311	0.3126	0.0549	0.1592
<i>Lev</i>	-2.5441*** (-10.9381)	-1.1149*** (-4.8304)	0.1540*** (8.6203)	0.1425*** (7.5017)					

注:\*表示  $p < 0.10$ , \*\*表示  $p < 0.05$ , \*\*\*表示  $p < 0.01$ ;括号内为  $t$  值。



表 8 控制行业与年份交互效应和剔除金融波动的样本

变量	高阶联合交互效应			剔除金融波动的样本			变量	高阶联合交互效应			剔除金融波动的样本				
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)		(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)		
	DS	DS	DS	DS	DS	DS		DS	DS	DS	DS	DS	DS		
<i>Digs</i>	0.0079*** (3.5514)	0.0138*** (6.5984)	0.0072*** (3.0959)	<i>Tangibility</i>	-0.0653*** (-2.8909)	-0.0095 (-0.5451)	-0.0325 (-1.3730)	<i>Constant</i>	0.8689*** (9.5502)	0.5290*** (9.7726)	0.9496*** (13.2863)	Industry FE	Yes	No	Yes
<i>Size</i>	-0.0183*** (-7.7662)	-0.0081*** (-3.4076)	-0.0158*** (-6.2974)	<i>Year FE</i>	Yes	No	Yes	City FE	Yes	No	Yes	Year×City FE	Yes	No	No
<i>Age</i>	0.0455*** (6.6446)	0.0560*** (7.8299)	0.0399*** (5.4345)	<i>Year×Industry FE</i>	Yes	No	No	<i>N</i>	18723	16374	16374	<i>Adj.R<sup>2</sup></i>	0.1792	0.0551	0.1566
<i>Board</i>	-0.0245* (-1.9355)	-0.0229 (-1.6277)	-0.0311** (-2.2739)												
<i>Duality</i>	0.0025 (0.5132)	-0.0029 (-0.5468)	0.0008 (0.1533)												
<i>Top1</i>	-0.0598*** (-4.1947)	-0.0550*** (-3.6059)	-0.0639*** (-4.1886)												
<i>Cash</i>	0.0224*** (11.5345)	0.0279*** (13.9562)	0.0235*** (11.3973)												
<i>Lev</i>	0.1414*** (7.4941)	0.1548*** (8.2182)	0.1499*** (7.4468)												
<i>Roa</i>	-0.9044*** (-14.7241)	-0.8161*** (-12.9225)	-0.8212*** (-12.9026)												

注：\*表示  $p < 0.10$ ，\*\*表示  $p < 0.05$ ，\*\*\*表示  $p < 0.01$ ；括号内为  $t$  值。

## 五、进一步分析

### (一)影响机制检验

前文的实证结果表明数字经济对企业战略变革具有推动效应,那么这种推动效应的作用机制是什么呢?本文将进一步验证数字经济提升企业战略变革的作用机制。根据既有研究的分析,一方面,数字经济为研发过程积累了丰富的资源和信息,提升了企业研发能力;另一方面,数字经济让各部门的信息以数据的方式存储在互联网设备上,并借助云计算、物联网、大数据等数字技术将物理世界在线化,通过共同激活和优化实现组织的“协同”与“共生”,从而促使企业掌控战略变革的信息,降低信息不对称性,有助于提升企业风险承担水平。为此,将检验数字经济是否提升企业创新能力和风险承担水平进而提升企业战略变革,上述两个指标的选取与数据如下。

第一,企业创新能力(*INNO*)。参考 Wang 等(2021)的研究,采用专利申请指标来测度创新能力,因为企业申请的专利数量反映了投入资源的利用效率,从而体现技术创新的能力。

第二,企业风险承担(*RT*)。参考何瑛等(2019)的研究,使用企业在观测时段内的 *Roa* 波动程度来度量企业风险承担水平,该指标越大,表明企业风险承担水平越高。

为了刻画数字经济影响企业战略变革的机制路径,参温忠麟和叶宝娟(2014)的递归方程开展研究,构建如下回归中介效应检验模型。

$$DS_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Digs_{i,t} + \alpha_k \sum Control_{i,t} + Year + Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Mediator_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 Digs_{i,t} + \delta_k \sum Control_{i,t} + Year + Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$DS_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Digs_{i,t} + \gamma_1 Mediator_{i,t} + \gamma_k \sum Control_{i,t} + Year + Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中:*Mediator*表示本文的中介变量; $\delta$ 为模型(4)的回归估计系数; $\gamma$ 为模型(5)的回归估计系数。以上两个影响机制检验结果见表9。在纳入控制变量之后,(1)列的研究表明数字经济对战略变革的促进效应与前文结果一致;(2)列的 *Digs* 系数为 0.2743,在 1% 水平上显著为正,表明数字经济提升企业专利申请水平,助力企业创新能力的提高;(3)列中 *INNO* 系数为正,同时 *Digs* 系数与(1)列相比有所下降,表明企业创新能力机制起到部分中介作用,因此该中介机制得以支持。(4)列、(5)列为企业风险承担机制影响的中介效应检验结果类似,其中,(4)列中 *RT* 的系数为 0.2757,在 1% 水平上显著为正,表明数字经济显著提升了企业风险承担水平,(5)列中 *RT* 的系数显著为 0.0010 且显著,*Digs* 系数与(1)列相比有所下降。总之,研究表明数字经济通过提升企业创新能力和企业风险承担等途径,进而提高企业战略变革水平。

表9 企业创新能力和风险承担的中介机制

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>DS</i>	<i>INNO</i>	<i>DS</i>	<i>RT</i>	<i>DS</i>		<i>DS</i>	<i>INNO</i>	<i>DS</i>	<i>RT</i>	<i>DS</i>
<i>Digs</i>	0.0069*** (3.0990)	0.2743*** (10.1769)	0.0036 (1.6368)	0.2757*** (4.3423)	0.0066*** (2.9603)	<i>Lev</i>	0.1428*** (7.5177)	-2.9112*** (-15.9092)	0.1778*** (9.3681)	-3.0851*** (-8.1109)	0.1409*** (7.3090)
<i>INNO</i>			0.0120*** (13.8099)			<i>Roa</i>	-0.8243*** (-13.6869)	-4.6936*** (-6.9668)	-0.7678*** (-13.0960)	47.1686*** (33.6332)	-0.8941*** (-13.5622)
<i>RT</i>					0.0010*** (3.5539)	<i>Tangibility</i>	-0.0561** (-2.5188)	-0.3745** (-2.0186)	-0.0516** (-2.3205)	-1.5405*** (-3.3983)	-0.0507** (-2.2568)
<i>Size</i>	-0.0175*** (-7.4617)	-0.0293 (-1.3140)	-0.0172*** (-7.2788)	3.4123*** (50.8095)	-0.0201*** (-7.6106)	<i>Constant</i>	0.9849*** (14.7826)	5.9164*** (8.1591)	0.9137*** (13.7154)	-56.9914*** (-32.6785)	1.0287*** (14.6757)
<i>Age</i>	0.0428*** (6.2121)	-0.9446*** (-11.0890)	0.0542*** (7.9795)	-2.5704*** (-12.6322)	0.0462*** (6.6067)	Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Board</i>	-0.0266** (-2.0838)	0.0123 (0.0863)	-0.0268** (-2.1036)	-0.4608 (-1.3973)	-0.0279** (-2.1712)	Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Duality</i>	0.0028 (0.5744)	0.3925*** (6.6027)	-0.0019 (-0.4083)	0.7069*** (5.4641)	0.0013 (0.2642)	City FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Top1</i>	-0.0654*** (-4.5658)	-0.9946*** (-6.1083)	-0.0535*** (-3.7569)	-2.8455*** (-7.2279)	-0.0656*** (-4.5032)	<i>N</i>	18723	18723	18723	18723	18723
<i>Cash</i>	0.0225*** (11.5850)	0.3305*** (11.0117)	0.0185*** (9.9436)	-0.0287 (-0.7574)	0.0224*** (11.5430)	Adj.R <sup>2</sup>	0.1594	0.4762	0.1752	0.3423	0.1603

注：\*表示 $p < 0.10$ ，\*\*表示 $p < 0.05$ ，\*\*\*表示 $p < 0.01$ ；括号内为 $t$ 值。

## (二) 异质性分析

本文检验了数字经济发展程度对企业战略变革具有促进效应,但二者之间的关系可能受到异质性的影响。本文首先从企业产权属性的视角,尽管数字经济带来一定的“数字化红利效应”,激发企业战略变革的动机,但数字经济发展能否同时改善国有企业与民营企业的战略变革水平有待进一步研究。基于此,按照企业产权属性进行分样本回归。其次,本文考虑生命周期属性差异将样本划分为成长期、成熟期和衰退期的企业,进一步考察数字经济对战略变革影响的异质性。结果见表10。

第一,企业产权属性的异质性检验。实证结果显示,非国企样本中的*Digs*回归系数( $coef. = 0.0083, p < 0.01$ )大于国企样本的*Digs*回归系数( $coef. = 0.0066, p < 0.10$ ),表明数字经济发展程度对非国有企业的战略变革推动作用更为明显,原因可能是非国有企业,其在数字经济发展过程中对于资源的调动更具优势,其数字技术的应用对于处理信息的效率显著提升,对于创新的成本有效地降低,而数字经济发展程度对于企业信息披露的提升能进一步增强投资者信心,缓解非国企融资压力大的问题,为其战略变革提供了先决条件。相比于非国有企业,国有企业在人才储备和资源更具优势,但其内部的结构冗余问题也更加明显。国有企业对于资源优势转化创新优势的转化率并不高,对于数字经济所带来的优势难以完全吸收,从而导致数字经济发挥提升国企战略变革的作用效果较低。

表10 异质性分析结果

变量	国企	非国企	成长期	成熟期	衰退期	变量	国企	非国企	成长期	成熟期	衰退期
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>DS</i>	<i>DS</i>	<i>DS</i>	<i>DS</i>	<i>DS</i>		<i>DS</i>	<i>DS</i>	<i>DS</i>	<i>DS</i>	<i>DS</i>
<i>Digs</i>	0.0066* (1.6563)	0.0083*** (3.0029)	0.0082** (2.5323)	0.0124*** (3.5863)	-0.0051 (-0.8672)	<i>Roa</i>	-0.6718*** (-6.2280)	-0.8911*** (-12.2087)	-0.9266*** (-9.5627)	-0.3817*** (-3.8125)	-1.1521*** (-9.4739)
<i>Size</i>	-0.0155*** (-4.5462)	-0.0198*** (-5.5279)	-0.0136*** (-3.9596)	-0.0115*** (-3.1435)	-0.0316*** (-5.0811)	<i>Tangibility</i>	-0.0012 (-0.0352)	-0.1327*** (-4.0881)	-0.0198 (-0.5629)	-0.0113 (-0.3541)	-0.2094*** (-3.1845)
<i>Age</i>	0.0738*** (6.0853)	0.0383*** (4.4692)	0.0445*** (4.5628)	0.0179 (1.5853)	0.0462** (2.3890)	<i>Constant</i>	0.8515*** (8.1342)	0.9898*** (10.4819)	0.8826*** (9.4965)	0.8918*** (7.5766)	1.2776*** (7.8731)
<i>Board</i>	-0.0146 (-0.7271)	-0.0282* (-1.6629)	-0.0286 (-1.6274)	-0.0018 (-0.0867)	-0.0759** (-2.1835)	Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Duality</i>	-0.0307*** (-2.8134)	0.0032 (0.5861)	0.0124* (1.8987)	0.0011 (0.1405)	-0.0170 (-1.2148)	Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Top1</i>	-0.0190 (-0.8161)	-0.0700*** (-3.7318)	-0.0646*** (-3.0793)	-0.0334 (-1.4881)	-0.1173*** (-3.2040)	City FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Cash</i>	0.0295*** (6.5471)	0.0184*** (8.4122)	0.0238*** (7.6756)	0.0210*** (7.6166)	0.0296*** (5.6317)	<i>N</i>	6976	11726	9154	6071	3395
<i>Lev</i>	0.2699*** (9.0712)	0.0785*** (3.1022)	0.1597*** (5.6868)	0.1682*** (5.7127)	0.1486*** (3.2691)	Adj.R <sup>2</sup>	0.1679	0.1908	0.1739	0.1752	0.1607

注：\*表示 $p < 0.10$ ，\*\*表示 $p < 0.05$ ，\*\*\*表示 $p < 0.01$ ；括号内为 $t$ 值。

第二,企业生命周期属性的异质性检验。在成长期和成熟期企业组别中,数字经济发展指数(*Digs*)的回归系数显著为正( $coef. = 0.0082, p < 0.05$ ;  $coef. = 0.0124, p < 0.01$ ),而在衰退期企业组别中,数字经济对企业战略变革的回归系数为-0.0051,且不显著。基于此,数字经济对成长期和成熟期的企业战略变革有着更为明显的驱动作用,这可能是由于处于成长期和成熟期的企业更具有主动意愿和充足的资源条件,高管也更具有创新变革意识,决定了其在企业战略变革进程的推进上更加有效,因此有助于发挥数字经济的“红利效应”,利用数字经济带来的优势推动企业战略变革,而处于衰退期的企业,面临经营困境和公司治理问题,战略发展资源相对不足,因此,高管对战略选择相对保守,无法促使企业进行战略变革。

### (三)经济后果检验

为分析企业战略变革的经济后果效应,即有文献指出企业战略变革有助于提升企业的市场价值和生产效率(张明等, 2020)。而前文发现,数字经济可以推动企业战略变革。由此可以推断,数字经济对企业的市场价值和经营效率理应具有积极的推动作用。为验证这一理论推断,采用Tobin*Q*和全要素生产率*TFP*来刻画企业的市场价值与经营效率并分别进行回归,并将构建如下模型:

$$TobinQ_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \times DS_{i,t} + \gamma_k \sum Control_{i,t} + Year + Ind + City + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$TFP_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \times DS_{i,t} + \gamma_k \sum Control_{i,t} + Year + Ind + City + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中:*i*为公司;*t*为年份;被解释变量为企业市场价值和全要素生产率,分别以企业Tobin*Q*来衡量和通过LP法进行计算所得;控制变量与前所有模型一致; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

表11中汇报了上述模型的回归结果。可以看出,对于市场价值指标(Tobin*Q*,简称*TQ*),企业战略变革(*DS*)的回归系数均显著为正,这说明战略变革显著提升了企业的市场价值。同样地,对于全要素生产率(*TFP*),企业战略变革(*DS*)的回归系数也均显著为正,这说明战略变革显著提升了企业的全要素生产率。市场价值和全要素生产率是反映外部资本市场认可度和内部经营效率的两个指标,因而上述结果可以充分表明,战略变革对企业的市场价值和经营效率具有积极作用。该结果很好地支持本文选用指标的合理性,以提升企业战略变革为导向的发展才是企业市场价值和经营效率提升的重要基础,从而有助于实现企业可持续发展。

表 11 战略变革对企业市场价值和经营效应的影响效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>TQ</i>	<i>TQ</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>		<i>TQ</i>	<i>TQ</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>
<i>DS</i>	0.0528*** (6.4496)	0.0296*** (3.3935)	0.0162*** (3.7139)	0.0323*** (7.4770)	<i>Roa</i>	1.3191*** (5.0090)	1.5287*** (6.3112)	2.8266*** (24.6195)	2.6756*** (24.9343)
<i>Size</i>	-0.4070*** (-37.2277)	-0.4495*** (-39.5865)	0.6215*** (133.2624)	0.6471*** (140.3183)	<i>Tangibility</i>	-0.2063*** (-3.8449)	-0.1906*** (-2.7739)	-0.9804*** (-29.4750)	-1.1060*** (-28.0890)
<i>Age</i>	0.4207*** (14.2295)	0.3076*** (10.9349)	-0.0561*** (-3.5887)	0.0132 (0.8869)	<i>Constant</i>	10.7627*** (45.6634)	11.2787*** (42.1182)	-4.9563*** (-44.4555)	-5.8095*** (-48.7066)
<i>Board</i>	-0.2760*** (-5.2060)	-0.1790*** (-3.6654)	0.0667** (2.3305)	0.0873*** (3.4716)	Industry FE	No	Yes	No	Yes
<i>Duality</i>	-0.1036*** (-4.8676)	-0.1158*** (-6.0738)	-0.0328*** (-3.1130)	-0.0502*** (-5.3438)	Year FE	No	Yes	No	Yes
<i>Top1</i>	-0.6101*** (-10.4683)	-0.4638*** (-8.3763)	0.2075*** (6.2035)	0.2484*** (8.6542)	City FE	No	Yes	No	Yes
<i>Cash</i>	-0.0125 (-1.5280)	-0.0069 (-0.9292)	-0.0579*** (-17.3492)	-0.0578*** (-18.6459)	<i>N</i>	18007	18007	16430	16430
<i>Lev</i>	-0.2162*** (-2.9007)	0.1896** (2.5137)	0.7677*** (21.4825)	0.6914*** (19.5064)	Adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.2010	0.3755	0.7156	0.7914

注: \*表示  $p < 0.10$ , \*\*表示  $p < 0.05$ , \*\*\*表示  $p < 0.01$ ; 括号内为 *t* 值。

## 六、研究结论和政策建议

2020年,《中共中央国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》对外公布,首次将数据作为一种新型生产要素写入中央文件中,作为新型生产要素的数据,在传统领域的冲击是巨大的。其中具有创新能力的提升、渗透能力的增强以及覆盖面的拓宽等方面数字经济都有着不可或缺的作用。同时在抓住新的经济增长趋势以及对于传统产业的改造到最终构建现代化经济体系建设问题上数字经济都起着相应的指导作用。由此可见,数字经济在新的科技革命中和产业变革创新中意义重大。本次研究主要立足于数

数字经济对于企业发展有着不可或缺的影响这一典型事实,从企业战略变革的理论视角切入,基于2011—2021年上市公司数据及构建数字经济综合发展水平指数数据的基础上,多维度实证检验了数字经济对企业战略变革的影响及其内在机制。主要得到以下结论:第一,数字经济发展程度对企业战略变革具有正向影响,经过一系列稳健性和内生性检验后上述积极效应依然存在;第二,当企业面临内部董事会独立性和外部媒体关注度越高时,强化了数字经济发展程度对企业战略变革的正效应;第三,机制检验结果表明,数字经济通过提高企业创新能力和风险承担水平,通过这两个作用渠道提高企业战略变革;第四,数字经济发展程度对企业战略变革的影响具有显著异质性特征,数字经济发展程度对非国有和成长期、成熟期的企业战略变革的激励效应更大;第五,企业战略变革能够提升企业市场价值和经营效率。

本文有如下政策启示:第一,抓住数字经济发展的机遇,对于企业数字化发展提供更多的政策支持,进一步促进产品、数字经济与组织内部建构的相适合,提升企业的发展速度。同时企业数字化发展的重要推动措施差异化原则也不可忽略,通过边干边学来引导企业技术创新与数字化战略相辅相成的发展,同时有效降低企业所面临的风险,提升企业在战略变革过程中的数字活力。第二,进一步完善资本市场的信息传导效率,使股票市场可以更加清晰地反映企业数字优化进程。对于信息披露制度的进一步建设,同时抓住数字化战略转型的大方向,对于上市企业的信息披露的合理合法化进行强有力的监督,加强对投资者信息识别能力的指导从而降低其时间成本,帮助资本市场与中国实体经济发展的共同进步。企业战略方针被投资者持续关注也进一步表明了会计信息与其他信息对于企业的市场价值有着重大影响。投资者的需求分析角度表明,对于非会计信息的披露要求还需要进一步提升,使其助力企业数字技术在企业战略变革中有更佳的表现。第三,完善内部治理结构。需要完善公司治理机制完善对高管决策过程的监督机制,提升企业风险承担水平。由于独立董事的比例越高,数字经济发挥的积极作用越明显,从而推动企业战略变革,因此企业通过提高独立董事占比来强化独立董事的监督和咨询功能,通过加强独立董事制度的建设,提高独立董事比例,对独立董事的选拔过程进行公示等措施实现以及设计投资风险分担机制。第四,充分发挥媒体报道的作用,做好企业战略发展的外部支撑。媒体作为公司治理的重要力量,要加强其对企业战略变革披露信息的报道。要继续改善媒体治理环境,企业可以通过与媒体建立沟通机制,应进一步提升媒体在处理信息不对称问题所发挥的作用。借助媒体的信息传播功能降低利益相关者与企业之间所获取的信息不对称的问题,提升利益相关者对于企业战略变革信息的了解,树立企业良好的声誉和形象。此外,推动数字技术与实体企业的精准对接,使媒体报道更好地服务于企业战略的实施,强化数字经济的“红利”效应。

### 参考文献

- [ 1 ] 陈德球,胡晴,2022.数字经济时代下的公司治理研究:范式创新与实践前沿[J].管理世界,39(6):213-240.
- [ 2 ] 何瑛,于文蕾,杨棉之,2019.CEO复合型职业经历、企业风险承担与企业价值[J].中国工业经济,(9):155-173.
- [ 3 ] 黄群慧,2019.互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J].中国工业经济,(8):5-23.
- [ 4 ] 连燕玲,贺小刚,高皓,2014.业绩期望差距与企业战略调整——基于中国上市公司的实证研究[J].管理世界,31(11):119-132.
- [ 5 ] 刘军,杨渊璧,张三峰,2020.中国数字经济测度与驱动因素研究[J].上海经济研究,(8):81-96.
- [ 6 ] 戚聿东,肖旭,2020.数字经济时代的企业管理变革[J].管理世界,36(6):135-152.
- [ 7 ] 祁怀锦,曹修琴,刘艳霞,2020.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,(4):50-64.
- [ 8 ] 温忠麟,叶宝娟,2014.有调节的中介模型检验方法:竞争还是替补?[J].心理学报,46(5):714-726.
- [ 9 ] 张明,蓝海林,陈伟宏,等,2020.殊途同归不同效:战略变革前因组态及其绩效研究[J].管理世界,36(9):168-186.
- [ 10 ] 赵宸宇,王文春,李雪松,2021.数字化转型如何影响企业全要素生产率[J].财贸经济,(7):1-16.
- [ 11 ] 赵涛,张智,梁上坤,2020.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,36(10):65-76.
- [ 12 ] ACCIARINI C, BRUNETTA F, BOCCARDELLI P, 2021. Cognitive biases and decision-making strategies in times of change: A systematic literature review[J]. Management Decision, 59(3): 638-652.
- [ 13 ] ALUCHNA M, MAHADEO J D, KAMIŃSKI B, 2020. The association between independent directors and company value. Confronting evidence from two emerging markets[J]. Corporate Governance: The International Journal of Business in Society, 20(6): 987-999.
- [ 14 ] BEDNAR M K, BOIVIE S, PRINCE N R, 2013. Burr under the saddle: How media coverage influences strategic change

- [J]. *Organization Science*, 24(3): 910-925.
- [15] BENTLEY F S, KEHOE R R, 2020. Give them some slack-They are trying to change! The benefits of excess cash, excess employees, and increased human capital in the strategic change context[J]. *Academy of Management Journal*, 63(1): 181-204.
- [16] BENTLEY K A, OMER T C, SHARP N Y, 2012. Business strategy, financial reporting irregularities, and audit effort[J]. *Contemporary Accounting Research*, 30(2): 780-817.
- [17] BERGER L, KLASSEN K J, LIBBY T, et al, 2013. Complacency and giving up across repeated tournaments: Evidence from the field[J]. *Journal of Management Accounting Research*, 25(1): 143-167.
- [18] CHATTERJEE A, HAMBRICK D C, 2011. Executive personality, capability cues, and risk taking: How narcissistic CEOs react to their successes and stumbles[J]. *Administrative Science Quarterly*, 56(2): 202-237.
- [19] FAMA E F, JENSEN M C, 1983. Agency problems and residual claims [J]. *Journal of Law and Economics*, 26(2): 327-349.
- [20] GAMACHE D L, MCNAMARA G, 2019. Responding to bad press: How CEO temporal focus influences the sensitivity to negative media coverage of acquisitions[J]. *Academy of Management Journal*, 62(3): 918-943.
- [21] GELETKANYCZ M A, HAMBRICK D C, 1997. The externalities of top executives: Implications for strategic choice and performance[J]. *Administrative Science Quarterly*, 42: 654-681.
- [22] GOMBER P, KOCH J, SIERING M, 2017. Digital finance and fintech: Current research and future research directions[J]. *Journal of Business Economics*, 87(5): 537-580.
- [23] GRAF-VLACHY L, OLIVER A G, BANFIELD R, et al, 2020. Media coverage of firms: Background, Integration, and directions for future research[J]. *Journal of Management*, 46(1): 36-69.
- [24] HAMBRICK D C, HUMPHREY S E, GUPTA A, 2015. Structural interdependence within top management teams: A key moderator of upper echelons predictions[J]. *Strategic Management Journal*, 36(3): 449-461.
- [25] HANELT A, BOHNSACK R, MARZ D, et al, 2021. A systematic review of the literature on digital transformation: Insights and implications for strategy and organizational change[J]. *Journal of Management Studies*, 58(5): 1159-1197.
- [26] HUY Q, ZOTT C, 2019. Exploring the affective underpinnings of dynamic managerial capabilities: How managers' emotion regulation behaviors mobilize resources for their firms[J]. *Strategic Management Journal*, 40(1): 28-54.
- [27] JENSEN M C, MECKLING W H, 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs, and ownership structure[J]. *Journal of Financial Economics*, (3): 305-360.
- [28] KIRTLEY J, O' MAHONY S, 2023. What is a pivot? Explaining when and how entrepreneurial firms decide to make strategic change and pivot[J]. *Strategic Management Journal*, 44(1): 197-230.
- [29] KOMODROMOS M, HALKIAS D, HARKIOLAKIS N, 2019. Managers' perceptions of trust in the workplace in times of strategic change: The cases of Cyprus, Greece and Romania[J]. *Euro-Med Journal of Business*, 14(1): 2-20.
- [30] KUNISCH S, BARTUNEK J M, MUELLER J, et al, 2017. Time in strategic change research[J]. *Academy of Management Annals*, 11(2): 1005-1064.
- [31] LAI I K, 2007. The strategic changes by adopting internet—Based interorganizational systems[J]. *Management Research News*, 30(7): 495-509.
- [32] LEÃO P, DA SILVA M M, 2021. Impacts of digital transformation on firms' competitive advantages: A systematic literature review[J]. *Strategic Change*, 30(5): 421-441.
- [33] LIM E, 2019. Attainment discrepancy and new geographic market entry: The moderating roles of vertical pay disparity and horizontal pay dispersion[J]. *Journal of Management Studies*, 56(8): 1605-1629.
- [34] LU Z, ZHU J, 2020. Tracing back to the source: Understanding the corporate governance of boards of directors in Chinese SOEs[J]. *China Journal of Accounting Research* 13(2): 129-145.
- [35] LUO Y, XIONG G, MARDANI A, 2022. Environmental information disclosure and corporate innovation: The “inverted U-shaped” regulating effect of media attention[J]. *Journal of Business Research*, 146: 453-463.
- [36] LUSCH R F, NAMBISAN S, 2015. Service innovation[J]. *MIS Quarterly*, 39(1): 155-176.
- [37] MA J, KHANNA T, 2016. Independent directors' dissent on boards: Evidence from listed companies in China[J]. *Strategic Management Journal*, 37(8): 1547-1557.
- [38] MOSER P, VOENA A, 2012. Compulsory licensing: Evidence from the trading with the enemy act[J]. *American Economic Review*, 102: 396-427.
- [39] NACITI V, 2019. Corporate governance and board of directors: The effect of a board composition on firm sustainability performance[J]. *Journal of Cleaner Production*, 237: 1-8.
- [40] NUNN N, QIAN N, 2014. US food aid and civil conflict[J]. *American Economic Review*, 104(6): 1630-1666.
- [41] QUIGLEY T J, HAMBRICK D C, 2012. When the former CEO stays on as board chair: Effects on successor discretion, strategic change, and performance[J]. *Strategic Management Journal*, 33(7): 834-859.
- [42] RICHARD O C, WU J, MARKOCZY L A, et al, 2019. Top management team demographic—Faultline strength and

- strategic change: What role does environmental dynamism play?[J]. *Strategic Management Journal*, 40(6): 987-1009.
- [43] TEECE D J, 2018. Profiting from innovation in the digital economy: Enabling technologies, standards, and licensing models in the wireless world[J]. *Research Policy*, 47(8): 1367-1387.
- [44] WANG Y, STUART T, LI J, 2021. Fraud and innovation[J]. *Administrative Science Quarterly*, 66(2): 267-297.
- [45] ZAID M A, ABUHJLEH S T, PUCHETA-MARTÍNEZ M C, 2020. Ownership structure, stakeholder engagement, and corporate social responsibility policies: The moderating effect of board independence[J]. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 27(3): 1344-1360.

## Digital Economy and Corporate Strategic Change: Empirical Evidence Based on A-share Listed Companies

Huo Xiaotong, Zheng Bowen, Feng Haiyan

(School of Business, Macau University of Science and Technology, Macau 999078, China)

**Abstract:** Corporate strategic change is an effective way to transform the economic growth mode and promote industrial transformation and upgrading. In the context of the booming digital economy, the effect of digital economy on corporate strategic change and its mechanism were empirically examined based on the theoretical perspective of corporate strategic change by selecting the data of A-share listed companies from 2011 to 2021. It is found that, first, the digital economy significantly enhances the level of corporate strategic change, and this finding still holds after selecting historical data as instrumental variables and robustness tests. Second, the positive relationship between the digital economy and corporate strategic change is strengthened when internal board independence and external media attention are higher. Further, the incentive effect of the digital economy on corporate strategic change benefits from corporate innovation ability. The heterogeneity analysis shows that the relationship is more pronounced in the sample of non-state and growth and maturity stage firms. Finally, strategic change can enhance the market value and operational efficiency of firms. This study contributes to the understanding of the drivers of strategic change and the effects, mechanisms, and differences in the nature of digital economy-enabled enterprises for high-quality development, and provides suggestions for better driving the strategic development of enterprises.

**Keywords:** digital economy; strategic change; board independence; media attention