

数字化转型、多元化经营与企业绩效

姜奇平¹, 刘宇洋², 端利涛¹

(1. 中国社会科学院数量经济与技术经济研究所, 北京 100732; 2. 中国社会科学院大学商学院, 北京 102488)

摘要: 本文以既有研究为基础,考察了企业数字化转型如何改变多元化经营的绩效影响。文章采用2007—2020年中国A股上市公司数据,运用面板二值选择模型、模糊双重差分模型以及面板固定效应模型进行实证检验,同时使用传统多期双重差分模型进行对照。研究结果表明:数字化转型与多元化经营之间具有强大的协同作用。从事实上看,数字化转型能够提高企业开展多元化经营的概率,也能够提升企业多元化经营水平。从机理上看,数字化转型能够提升企业多元化经营的预期收益,并且这一效果在劳动密集型产业中最为明显。本研究综合运用资产专用性、范围经济等理论探究了数字化转型与多元化经营之间的联动效果,开创了对于多元化经营对企业绩效影响的新型研究视角。

关键词: 数字化转型; 数字技术; 多元化经营; 模糊双重差分; 企业绩效

中图分类号: F49 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2023)4—0082—15

一、引言

自潘泽和威利格提出范围经济理论以来,多元化经营与企业绩效之间的关系一直是战略管理方面的热点话题。然而尽管这一话题长期得到学界的广泛关注,但相关的研究之间并没有得出统一的结论。前期的研究主要集中于两个观点:多元化溢价(diversification premium)和多元化折扣(diversification discount)。持多元化溢价观点的学者主要认为多元化经营能够分散企业风险,并且可以利用多个业务的共享资源实现范围经济,从而提升企业的市场表现(Hill, 1988; 苏冬蔚, 2005; Miller, 2006)。而持多元化折扣观点的学者则指出随着业务种类或产品种类的增加,企业的协调成本会增大,对企业绩效产生负效应(Lang and Stulz, 1994; Nath et al, 2010)。总体而言,两种观点都能够得到大量经验证据的支持。

为了调和两种矛盾的观点,以Palich等(2000)为代表的学者提出,产品多样性对企业表现的影响可能并不是简单的线性关系,而是会随着外部条件以及产品多样性本身的水平而变化。这部分文献通常认为多元化与绩效之间的关系呈现倒U型。也就是说,适度的多元化能够提升企业的绩效水平,但是多元化水平过高时,会对企业的表现产生消极的影响。Palich等(2000)综合了30年来超过55个讨论多元化与企业绩效的研究文献,利用其元数据在统一的模型下进行实证评估。结果显示,适度的多元化能够提升企业的绩效水平,并且比有限或广泛的多元化提升效果更显著。曾伏娥等(2017)利用中国人寿保险市场2010—2012年各寿险公司的数据,研究产品多样化和服务质量之间的关系,发现当产品多样化的程度处于较低水平时,在范围经济产生的资源共享的加持下,能够提升企业的服务质量。但是随着产品多样化程度的提高,协调成本增加,企业的服务质量随之降低。这种观点综合了范围经济理论和内部交易成本理论,认为企业应当存在一个最优的多元化水平,因而在多元化的绩效影响研究中逐渐成为主流的观点(Su and Tsang, 2015; 鲁晓东和李林峰, 2018)。

而基于现实情况的观察是,多元化或者专一化之间并没有优劣之分,两者都有可能是公司的最优策略。企业内部资源能力的影响方面,柳卸林等(2021)发现,企业多元化经营的程度存在所有制差异,国有企业更加倾向于进行多元化经营;文章进一步分析了多元化经营与不同时期的经营绩效,发现多元化经营对企业短期绩效有积极影响,但是对长期绩效没有影响。Nath等(2010)提出,并非所有公司都能够通过多元化提高

收稿日期: 2022-09-09

基金项目: 国家社会科学基金青年科学基金“人工智能、资本深化、技能溢价与区域不平衡研究”(18CJL033); 中国社会科学院创新工程项目“构建现代产业体系视角下平台经济发展研究”(IQTE2022-07)

作者简介: 姜奇平, 学士, 中国社会科学院数量经济与技术经济研究所研究员, 研究方向: 信息化与网络经济; 刘宇洋, 中国社会科学院大学商学院硕士研究生, 研究方向: 数字经济与数字化转型; 端利涛, 博士, 中国社会科学院数量经济与技术经济研究所助理研究员, 研究方向: 数字经济, 平台监管。

业绩,因为产品、服务和经营范围的多元化需要企业拥有足够的经营能力,从而将企业拥有的资源应用到不同的业务中。有研究进一步指出,以往文献对于多元化经营与企业绩效之间关系的实证研究仅仅估计了平均效应,这一平均效应掩盖了企业异质性的影响。更加重要的是,从竞争优势的角度来看,基于平均效应关系的估计可能从根本上误导特定公司寻求经济利益最大化的战略选择(Mackey et al, 2017)。外部经营环境的影响方面,夏芸和熊泽胥(2021)从技术多元化的角度入手,指出多元化可以起到平滑企业绩效波动的作用,但这种效果仅在低行业集中度的经营环境中有效。因此对于特定企业来说,是否应该选择进行多元化经营,应该取决于企业自身所拥有的资源、能力以及所处的经营环境。总而言之,随着实证方法的成熟和对现实情况的进一步观察,前沿的文献研究越来越注重企业异质性的影响,甚至认为一般性的多元化溢价或多元化折扣可能并不存在,多元化对企业绩效的影响是异质分布的。

进入数字经济时代以来,数据成为重要的生产要素,数字化转型的浪潮给企业的经营环境带来了前所未有的影响。伴随着云计算、大数据、人工智能、卫星互联网、5G技术、元宇宙等新技术的日益发展和普及,技术红利下沉,企业数字化转型的技术瓶颈也逐渐得到缓解,数字化转型逐渐成为企业提高核心竞争力的重要手段。尚洪涛和吴桐(2022)讨论了数字化转型对于企业价值的增进作用,认为数字化转型能够企业经营效率,重塑商业管理模式,匹配企业社会责任的履行,有助于企业承担更多社会责任,从而提升企业价值。岳宇君和张磊雷(2022)认为企业信息化能够通过监控市场变化、降低知识传递的成本、进行组织管理创新等途径有效促进技术创新,而技术创新能够将专利或非专利技术转化为生产力,使得产品差异化成为可能,进而提高企业绩效。唐浩丹等(2022)探究了企业数字化转型的市场绩效影响,发现数字并购可以通过提高企业生产率、优化企业人力资本结构以及强化服务型制造等机制提升制造业企业的市场势力。Llopis-Albert等(2021)运用模糊集定性比较分析方法,研究了数字化转型对汽车行业的影响,发现率先开发与数字化进程相关的新服务和新产品的公司将在行业的竞争中具有显著优势。另外,开展数字化转型过程的制造商最终能够获得更大的利润、生产力和竞争力。

与此同时,数字化转型也深刻改变着企业的组织结构、营销模式和生产模式。刘政等(2020)利用世行中国投资调查提供的微观企业数据,发现企业数字化削弱了高管权力、增强了基层权力、诱使组织向下赋权,促进了企业分权改革。邵云飞等(2022)指出,数字化能够通过资源赋能、心理赋能及结构赋能加强各主体之间的交互协作机制,重构组织边界,实现价值共创,助力企业创新生态系统构建。李雪松等(2022)发现,企业数字化转型能够促使其融入全球创新网络,更好实施开放式创新,从而带来企业创新绩效的显著提升。李万利等(2022)指出,企业数字化转型能够显著提升其实业投资水平,抑制其金融化程度,从而能够有效助推实体经济回归实业发展,避免经济“脱实向虚”。

总而言之,数字化转型浪潮对于企业的冲击为多元化经营的绩效影响提供了新的研究角度。尽管已经有大量的实证文献研究了多元化经营的绩效影响,但截止目前的检索结果,还没有文章在数字经济的背景下,系统性地考察企业数字化转型给多元化经营带来的影响。正如在理论部分将要探讨的,本文认为企业数字化转型与多元化经营之间是高度契合的,尽管基于现有的研究,多元化经营与企业绩效之间很可能不存在一般性的正向或负向效应,但对于希望采用多元化经营提高竞争力的企业来说,数字化转型能够发挥强大的协同作用。

二、理论分析与假设提出

(一)相关概念界定

目前为止,数字化转型的概念还没有得到学界和实践界的共识。为了不引起混淆,有必要对其内涵进行界定。与数字化密切相关的概念有三个:数码化(digitization)、数字化(digitalization)与数字化转型(digital transformation, DT),这三个概念的内涵有明显的区别,但是在实际使用上经常被混淆。Bloomberg(2018)对这三个概念进行了严格的区分,指出数码化本质上是指获取模拟信息并将其编码为0和1,以便计算机可以存储、处理和传输此类信息。数字化是使用数字技术来改变商业模式并提供新的收入和创造价值的机会,其中数字技术的应用是数字化的核心。最后,数字化转型的概念更为广泛,它以一系列数字化项目为前提,指的是客户驱动的战略业务转型,需要跨领域的组织变革以及数字技术的实施。因此,数码化和数字化本质上是技术概念,而数字化转型关注于客户,是一个商业概念。Gong和Ribiere(2021)认为,应当将数字化转型定

义为根本性变化,与非根本性变化区分开来,如数码化和数字化;文章还对134个极具代表性的数字化转型定义进行了审查和分析,最终提出了数字化转型的统一定义:数字化转型是一个根本性的变革过程,通过创新性地使用数字技术以及关键资源和能力的战略杠杆作用实现,旨在从根本上改善实体,并重新定义其利益相关者的价值主张。其中,数字化是实现数字化转型的先决条件,实体主要包括组织、企业网络、产业和社会。重新定义价值主张是指以消费者为中心的转变。该定义对已有定义进行了科学的审查和综合,具有全面性和系统性,是本文主要采取的定义。

(二)数字化转型的影响

数字化转型至少给企业带了三个方面的重要影响。

1. 数字技术使用

尽管现有文献对于数字化转型的具体含义尚且存在分歧,但是几乎没有争议的是,具体业务的数字化是企业数字化转型的前提,因此数字技术的大量使用是数字化转型的重要特征(Vial, 2019; 陈冬梅等, 2020)。

数字技术有两个重要特点:①具有通用目的技术(general purpose technology)属性。数字技术拥有很强的通用目的技术属性,其影响性几乎渗透到社会经济运行的每一个方面和环节(蔡跃洲, 2018)。而对于企业来说,一旦掌握了合适的运用方法,并进行有针对性的数据收集,数字技术就可以应用到企业的供应链关系、组织管理、价值创造等几乎每一个的业务流程中。②能够提高多样性效率。区别于专业化效率,从企业的视角来看,多样性效率可以理解为单位时间或单位成本内能够处理的业务种类的多少。信息、数据本身就是专门显示质的差异的中介,因此人工智能、云计算和大数据等数字技术,都是提高多样性效率的技术(姜奇平, 2021)。

2. 商业模式变革

企业数字化转型还形成了以消费者为主导的商业模式。早期的研究通常只将数字化转型视为数字技术在企业某些业务环节的具体应用(Lee et al, 2015)。而随着对企业数字化转型理解的加深,已有文献意识到数字化转型除了数字技术的应用外,还意味着商业模式的根本性变革。Piccinini等(2015)研究了数字化转型所导致的生产者和消费者关系的转变,发现以消费者为中心的趋势更加明显,是两者关系的核心转变。在生产行为上,企业正在通过专注于个性化定制和差异化的产品和服务来应对消费者行为的转变,试图满足其单个客户的特定需求,客户数字化转型的高效性和便利性也在促使客户提出更多的创新需求,驱动供应者创新,形成一种倒逼效应(杨金玉等, 2022)。Gong和Ribiere(2021)强调,数字化转型会重新定义企业利益相关者的价值主张,这一价值主张指的就是以消费者为中心的转变。

3. 数据要素供给

企业数字化转型使得数据成为重要的生产要素。威廉姆森在其代表作《资本主义经济制度》中提出资产专用性(asset specificity)的概念,指一种资产被用于特定用途后,转用于新用途的难易程度。越难以转用,或转用付出的成本越大,说明资产的专用性越强,其中这种转用所需要付出的成本称为转移成本。转移成本越高,生产要素就越容易被锁定(lock-in)在相应业务中。作为一个实例,金融服务业的资产专用性程度低,因此容易产生范围经济效应,这也是早期对多元化经营战略的实证研究大多集中在金融业的主要原因(杜莉和王锋, 2002; Cummins et al, 2010)。不同于传统的实体要素投入,数据本身具有非竞争性,其使用不会对身体造成折损,极大地降低了数据要素被不同主体使用的门槛。因此基于资产专用性的视角,数据应当被认为是一种通用性资产,可以同时参与多种产品或服务的形成过程,并且几乎不存在转移成本。

(三)数字化转型与多元化经营决策

为了提升市场地位,企业面临着多元化经营和专业化经营的策略选择。在信息技术应用程度较低的阶段,企业缺乏对于消费者多样化需求的有效甄别机制,难以通过丰富产品种类提高企业收入。因此企业获取竞争优势的主要方式是提高单一产品的生产效率,发挥规模经济效应,降低生产成本。在这种情况下,专业化经营策略更加占优,因此市场需求主要由生产者主导。进入信息社会后,这一情况发生了改变。企业数字化转型的直接结果是企业各项业务逐渐从线下转到线上,各类平台、小程序的开发和使用使得数据的收集更为方便和精密。在需求方面,数字孪生(digital twin)为用户提供了一个可以和企业直接对话的数字化空间,用户的个性化得以释放,不断从需求端倒逼生产活动改变(戚聿东和肖旭, 2020)。在供给方面,在线搜索和交易的激增、订阅服务的使用以及零售商忠诚度计划的参与,都为商家带来了大量的个人数据(Conitzer et al,

2012)。数字化转型伴随的是数字技术的大量使用,从而使得企业能够把大量的个人行为数据转化为有效信息,精密地刻画个人行为,将消费者群体分割为更多的部分,有针对性地推出差异化产品或服务。

总而言之,在信息社会下,消费者主导的商业模式逐渐形成,为了配合消费者的多元化需求,企业需要丰富自身的产品和业务种类。根据上述分析,企业数字化转型能够增强企业分割不同需求群体的能力,对消费者的多元化需求进行精细感知,有助于企业进行个性化定制和推出差异化产品,满足消费者的多样性需求。正是由于数字化转型与多元化经营之间天然的契合度,数字化转型企业应当拥有更高的意愿采取多元化经营策略,来获取企业本身的竞争力。

基于上述分析,本文提出假设1:

数字化转型能够提高企业采用多元化经营战略的概率(H1)。

(四)数字化转型与多元化经营水平

多元化经营战略的重点是有效利用共享活动和共享竞争力所创造的范围经济,使得多个业务的合并价值可以超过这些业务的单独价值(Mackey et al, 2017)。而数字化转型为企业提供了产生这种范围经济的资源 and 能力,因此数字化转型能够推动企业提升多元化经营水平。具体表现在两个方面:

首先,数据要素是非竞争性的,并且能够对传统生产要素形成替代作用。一方面,非竞争性意味着相同的数据可以同时被多个部门或主体使用,并且不会对其他部门或主体的使用造成折损。因此当数据成为生产要素后,便可以在公司的不同业务之间流转使用。另一方面,在生产过程中,数据生产要素可以和传统生产要素结合,形成叠加、放大和倍增作用,实现降本增效。从这个意义上讲,数据生产要素会在一定程度上形成对传统生产要素的替代。例如,“数字孪生”技术可以进行实体物理空间的映射,节约实体土地空间,形成对土地要素的替代;以数据为核心的生产流程自动化能够替代劳动力的使用,形成对劳动要素的替代(李海舰和赵丽,2021)。结合数据的非竞争性,可以推知当数据作为生产要素在生产过程中发挥的作用越高,范围经济效益就越明显,多元化经营的预期收益越高。

其次,数字技术能够提高多样性效率,降低企业内部交易成本。一方面,数字技术的通用目的技术特征能够提升多业务、多流程的协作效率。如自动化办公软件能够改善企业繁复冗杂的内部机制与流程,线上销售能够支持多渠道、多订单的协作处理,大数据技术能够帮助企业更加精细的刻画消费者的个性化特征。另一方面,企业数字化能够降低协调成本,有效促进企业不同部门之间及部门内部的沟通,从而充分利用不同业务中的共享知识、共享团队和共同的制造方法等;企业数字化转型也能够降低信息成本,获取更多供需信息,降低企业经营过程中所面临的不确定性,缓解信息不对称带来的生产滞后问题,从而有助于企业在多业务、多流程的背景下优化库存管理,更好地匹配不同消费群体的多元化需求,使规模的扩大同时反映在产品多样性的范围经济中(戴翔和杨双至,2022)。

综上所述,数据要素提供了企业有效利用范围经济所需的资源,而数字技术增强了企业产生范围经济的能力,因此数字化转型能够推动企业多元化经营水平的增加。

基于此,本文提出假设2:

数字化转型能够显著提高企业的多元化经营水平(H2)。

(五)数字化转型与多元化经营的绩效影响

正如引言所述,多元化经营对企业绩效同时具有促进作用和抑制作用,因此难以确定两者之间的一般性关系。而数字化转型能够提升多元化经营的绩效影响,原因在数字化对这两方面的作用具有不同的影响。

第一,数字化转型能够强化多元化经营的优势。首先,企业通常希望利用多元化战略来降低经营风险,降低生产活动集中于某个行业所带来的收益波动,同时促进互补业务之间的协同发展。而数字化转型提升了企业的信息收集能力,能够帮助企业更好地分析不同行业间的风险与收益的关联性,降低经营过程中的不确定性,从而达到更好的降低经营风险、争取协同效应的效果。其次,多元化经营能够有效利用闲置资源,避免资源不充分利用所带来的额外负担,为企业创造更高收益。而数据与数据产品作为非竞争性的资源,在任何时刻都相当于企业的“闲置资源”。数据资源可以多个主体同时使用,并且不会发生价值上的折损,甚至还会产生增殖。

第二,数字化转型能够弱化多元化经营的弊端。首先,多元化经营企业往往具有更长的组织层次和管理链条,容易出现信息堵塞或失真等现象。因此多元化程度的增加在客观上加剧了上下级企业以及各分部之

间的信息不对称情况(吴国鼎和张会丽,2015)。而数字化的组织管理可以提高沟通效率,降低协调成本,提高组织内部和组织之间的信息传播效率,减少信息不对称和交易费用(方明月等,2022),从而有效促进企业内部信息透明化,缓解企业内部难以协调的问题。其次,多元化经营可能导致企业发展方向分散,不利于在单一行业上取得主导地位。而数字化转型增强了企业协调不同业务,从关联业务中获取协同收益的能力,这种不同业务之间的相互促进有助于企业在单一行业的发展。与此同时,长尾效应也指出,损失单一行业的主导地位不代表会对企业绩效产生不利影响,因为将所有非流行的、零散的碎片化需求加总,可能会形成一个更大的市场。

综合上述讨论,数字化转型强化了多元化经营的优势,同时在一定程度上回避了多元化经营的弊端,因此数字化转型水平高的企业能够更多的通过多元化经营战略受益,即数字化转型能够提高多元化经营的绩效影响或预期收益。

基于上述分析,本文提出假设 3:

数字化转型能够提高多元化经营的预期收益(H3)。

由于企业是追求利益最大化的经济个体,因此多元化经营的绩效增加理应推动企业多元化经营战略的采用和深化,因此本文提出假设 4 与假设 5:

多元化经营预期收益的增加能够促进企业采用多元化经营策略(H4);

多元化经营预期收益的增加能够促进企业提升多元化经营水平(H5)。

图 1 总结了上述讨论,是本文的理论框架。其中 H4 与 H5 描述了企业追求最大利益的特征,因而被假定为先验性成立,而 H1~H3 是实证部分中需要检验的假设。

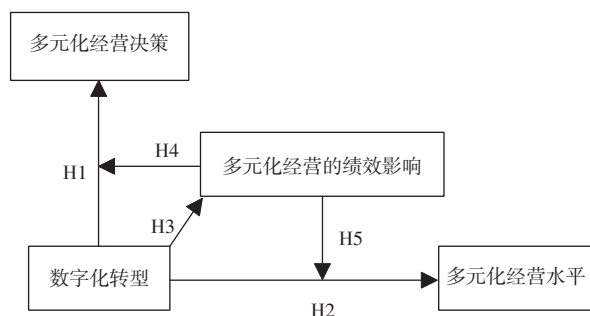


图 1 理论框架

三、研究设计与数据说明

(一)数据来源与处理

本文以 2007—2020 年 A 股上市公司为样本,主要财务数据来自中国经济金融研究(CSMAR)数据库、企业主营业务的分行业收入数据来自 Wind 数据库,省份层面的宏观数据来自各年《中国统计年鉴》以及地方统计年鉴。原始样本按照以下原则进行处理:①由于金融类公司适用于特殊的会计准则,其财务指标与普通企业不具有可比性,故剔除金融类公司样本;②剔除 special treatment(ST)、particular transfer(PT)样本;③为了排除极端值的影响,对所有公司层面的连续变量进行 1% 和 99% 的缩尾处理;④在公司的分行业收入中调整了关联交易和内部抵销的影响。经上述处理后,最终得到 3894 家公司的 30159 条观测数据。进一步的数据处理将在下一小节的变量测度中说明。

(二)关键变量测度说明

1. 被解释变量

本文的被解释变量为多元化经营。参考苏冬蔚(2005)、Mackey 等(2017)等的做法,采用两种多元化经营的测度指标:

(1)企业主营业务涉及的行业数(D)。该指标主要用于检查企业是否进行了多元化经营,因此进一步设定虚拟变量 $diversity$,当企业主营业务涉及的行业数为 1 时, $diversity = 0$;当企业主营业务涉及的行业数大于 1 时, $diversity = 1$ 。

(2)调整后的赫芬达尔指数。计算公式为 $HHI = 1 - \sum_{i=1}^n P_i^2$,其中 P_i 为分行业收入占总收入的比重, n 是主营业务涉及的行业的总数。当企业只经营一个行业的业务时, $HHI = 0$;当企业每个行业业务的收入都相同时, $HHI = 1 - 1/n$ 。可以看出,企业主营业务涉及的行业越多,每个行业的收入越接近,企业的多元化程度就越高, HHI 越大。因此 HHI 弥补了虚拟变量 $diversity$ 无法反应企业多元化经营深度的不足,并且能够

包含比企业主营业务涉及的行业数(D)更多的信息。

在计算调整后的赫芬达尔指数时,本文剔除了财务数据异常的样本,主要包括分行业收入比例大于1,且没有抵销数据,以及调整了关联交易和内部抵消后,分行业收入比例之和大于1.2或小于0.8的样本。对于分行业收入为负值的观测值,逐一进行人工比对。如果是内部抵销,则正常进行调整。如果不是内部抵销,则按下以下规则处理:如果分行业收入比例大于-0.03,表明该分行业的亏损对利润的影响小于3%,则将其重新赋值为0,并且不视为企业业务涉及该行业;如果分行业收入小于-0.1^①,表明分行业的亏损对总收入的影响大于10%,说明企业正处于多元化尝试阶段,或在当年有着某项特殊业务,因此直接将其删除。分行业收入为负值的调整规则只导致本文26470个观测值中的9个被删除,预计不会影响文章的主要结论。

2. 解释变量

本文的解释变量是数字化转型(Dig)。参考吴非等(2021)、袁淳等(2021)的做法,利用企业年报中数字化相关词汇频数衡量。数字化相关词汇包括五个分类:人工智能技术、云计算技术、区块链技术、大数据技术、数字技术应用,词汇频数的数据来自CSMAR数据库。由于数字化词频数据呈现典型的右偏分布,本文将加1后取自然对数处理。

3. 中介变量

本文的中介变量是企业绩效增加,利用分样本回归比较数字化转型样本和非数字化转型样本中,多元化经营对企业绩效增加的效果差异。企业绩效参考通常的做法,采用托宾 Q 值衡量。计算公式为

$$\text{Tobin}Q = \frac{\text{流通股市值} + \text{非流通股市值} + \text{负债期末值}}{\text{资产总计} - \text{无形资产净额} - \text{商誉净额}} \quad (1)$$

4. 控制变量

Mackey等(2017)指出,企业多元化决策的预期收益依赖于自身拥有的资源和能力,以及所处的经营环境。借鉴袁淳等(2021)、刘傲琼与刘新宇(2018)的研究,对于企业自身的资源能力,使用企业规模、资本集中度、股权集中度、总资产收益率和总资产周转率来衡量;对于外部经营环境,选取企业所在省的经济水平以及互联网普及率来衡量。表1总结了变量的具体定义以及计算方式,表2汇报了主要变量的描述性统计。

表1 变量的选取以及计算说明

变量类别	变量名称	符号表示	变量计算方式
被解释变量	多元化经营	D/HHI	详见文中
解释变量	数字化转型	Dig	企业年报中数字化相关词汇频数
中介变量	企业绩效增加	$\Delta\text{Tobin}Q$	托宾 $Q=(\text{流通股市值}+\text{非流通股市值}+\text{负债期末值})/(\text{资产总计}-\text{无形资产净额}-\text{商誉净额})$
控制变量	企业规模	$Size$	年末企业总资产对数
	资本集中度	$Capital$	资本支出除以营业收入
	股权集中度	SD	第一大股东持股比例
	总资产收益率	ROA	净利润除以年末资产总额
	总资产周转率	TAT	营业收入除以年末总资产
	经济发展水平	GDP	公司所在省人均生产总值对数
	互联网发展水平	$Inter$	公司所在省互联网用户数

表2 主要变量描述性统计

变量名称	符号	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值	变量名称	符号	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
多元化经营1	D	26492	2.4044	1.6996	1	20	股权集中度	SD	26470	35.4383	15.0614	8.9200	75.7200
多元化经营2	HHI	26492	0.2273	0.2397	0	0.7718	总资产收益率	ROA	26487	0.0532	0.0566	-0.1580	0.2358
企业绩效	$\text{Tobin}Q$	25609	2.1786	1.3249	0.8960	8.5766	总资产周转率	TAT	26492	0.6383	0.4313	0.0885	2.5684
数字化转型	Dig	26492	1.1959	1.364	0	5.0434	经济发展水平	GDP	26486	11.0861	0.5271	8.8414	12.013
企业规模	$Size$	26488	22.061	1.2844	19.8898	26.1608	互联网发展水平	$Inter$	26486	7.7146	0.9629	2.0794	9.0657
资本集中度	$Capital$	26485	0.1168	0.1463	0.0011	0.8719							

(三)基准计量模型设定

首先,假设1是一个二元选择问题,使用面板Probit模型进行验证。由于企业的多元化经营决策是一个虚拟变量,因此背后存在一个潜在的连续变量,潜变量和二元选择模型设定如下:

① 本文的数据只存在这两种情况。

$$P(\text{diversity}_{i,t} = 1) = P(\text{diversity}_{i,t}^* > 0) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \text{Dig}_{i,t} + \beta X_{it} + \theta_i + \eta_j + \lambda_t),$$

$$\text{diversity}_{i,t}^* = \beta_0 + \beta_1 \text{Dig}_{i,t} + \beta X_{it} + \theta_i + \eta_j + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中:下标*i*、*t*和*j*分别为企业个体、年份以及企业所属行业;*diversity*_{*i,t*}^{*}为无法直接观测的潜变量,可以理解为扣除机会成本后多元化战略的预期收益;当潜变量大于0,即多元化战略的预期净收益为正,公司选择采用多元化战略;否则,公司选择采用专业化战略;*Dig*_{*i,t*}为数字化转型的测度;*X*_{*it*}为控制变量的集合; β_0 为截距项; β_1 为核心解释变量的系数; β 为控制变量的系数向量; θ_i 为个体固定效应; η_j 为行业固定效应; λ_t 为年份固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。根据模型设定, β_1 衡量数字化转型对企业多元化经营决策的总体影响。

为了验证假设2,需要量化公司多元化经营水平的深度,因此将*HHI*作为被解释变量。实证模型如下:

$$\text{HHI}_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Dig}_{i,t} + \beta X_{it} + \theta_i + \eta_j + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中:*HHI*_{*i,t*}为调整后的赫芬达尔指数; γ_0 为截距项; γ_1 为核心解释变量的系数,其他符号含义和(1)式相同,将标准误差聚类到公司层面。 γ_1 为核心参数,衡量数字化转型对多元化经营水平的影响。

为了验证假设3,首先需要评估多元化经营对企业绩效的影响,然后比较该影响在数字化转型样本以及非数字化转型样本中的差异。多元化经营的绩效影响使用如下模型估计:

$$\text{Tobin}Q_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 \text{HHI}_{i,t} + \beta X_{it} + \theta_i + \eta_j + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中:*TobinQ*_{*i,t*}为公司的托宾*Q*值; δ_0 为截距项; δ_1 为核心解释变量的系数,其他符号和式(1)和式(2)相同,同样将标准误差聚类到公司层面。在估计该方程时按照是否数字化转型将样本分为两组,分别对式(3)进行估计,比较两个方程核心系数 δ_1 的绝对值以及显著性的差异。

四、数字化转型与多元化经营

(一)基准回归

首先采用逐步回归的策略,逐步加入反映企业自身资源能力与外部经营环境的控制变量,分别对式(1)和式(2)进行估计。见表3,数字化转型程度的提高会使得企业以更大的概率选择多元化经营,同时也能够提升多元化经营水平,证实了理论分析的结论。公司层面的控制变量都非常显著,表明本文对于控制变量的选择能够较好的控制影响企业多元化经营的其他因素。

表3 数字化转型与多元化经营的基准回归

被解释变量	多元化经营决策		多元化经营水平		被解释变量	多元化经营决策		多元化经营水平	
	(1)	(2)	(3)	(4)		(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Dig</i>	0.0490*** (0.0190)	0.0479** (0.0204)	0.0084*** (0.0023)	0.0085*** (0.0024)	<i>Inter</i>		-0.0956 (0.0765)		0.0061 (0.0129)
<i>Size</i>	0.6475*** (0.0309)	0.6840*** (0.0334)	0.0255*** (0.0053)	0.0274*** (0.0056)	<i>_cons</i>	-13.0801*** (0.7736)	-11.8889*** (1.4854)	-0.2309* (0.1219)	-0.1815 (0.2344)
<i>Capital</i>	-0.6869*** (0.1229)	-0.7561*** (0.1318)	-0.0278** (0.0141)	-0.0264* (0.0146)	个体固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>SD</i>	-0.0231*** (0.0021)	-0.0218*** (0.0023)	-0.0012*** (0.0003)	-0.0012*** (0.0003)	行业固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>ROA</i>	-3.4903*** (0.3065)	-3.3304*** (0.3365)	-0.0969*** (0.0320)	-0.0695** (0.0351)	年份固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>TAT</i>	0.5236*** (0.0703)	0.4990*** (0.0760)	-0.0264*** (0.0102)	-0.0262** (0.0108)	<i>N</i>	30133	26461	30133	26461
<i>GDP</i>		-0.1302 (0.1270)		-0.0120 (0.0194)	<i>R</i> ²	—	—	0.057	0.060

注:括号内为估计值的稳健标准误;***、**、*分别代表估计值在1%、5%、10%的水平上显著;“—”代表不适用。

(二)假设1:稳健性检验

对于假设1的检验需要使用二值选择模型,而面板二值选择模型在控制个体固定效应时会遭遇伴生参数问题(Lancaster, 2000),导致得不到参数的一致估计。对于面板Probit模型来说,只能使用随机效应模型来控制个体效应。因此为了验证结论的稳健性,利用固定效应和随机效应的面板Logit模型对式(1)进行重新估计。

在本文的设定中,企业数字化相关词汇包括人工智能技术、云计算技术、区块链技术、大数据技术以及数字技术应用5个分类,直接将词频数加总的做法没有考虑每个分类的常用词汇数所存在的固有差异。基于此,本文采取两种方式重新计算企业数字化转型水平。①根据年份将每个细分分类中数字化相关词频标准

化,例如对于个体 i 在 j 年某一分类的数字化词频 x_{ij} ,将其标准化为

$$X_{ij} = \frac{x_{ij} - \min(x_{1j}, x_{2j}, \dots, x_{nj})}{\max(x_{1j}, x_{2j}, \dots, x_{nj}) - \min(x_{1j}, x_{2j}, \dots, x_{nj})} \quad (5)$$

然后再将标准化的数字化词频加总,得到 $Dig2$;②进一步,可以利用熵权法将标准化的数字化词频赋予一定的权重,将数字化转型的测度计算为各分类词频的加权和,得到 $Dig3$ 。表4报告了更换基准计量模型以及核心解释变量的回归检验,其中 Logit_RE、Logit_FE 和 Probit_RE 分别代表随机效应与固定效应的 Logit 模型,以及随机效应的 Probit 模型。结果显示除了因测度不同导致系数有所差别外,本文的核心结论没有发生任何改变,假设1依然得到了验证。

表4 假设1的稳健性检验:更换基准计量模型与核心解释变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Logit_RE	Logit_FE	Probit_RE	Probit_RE		Logit_RE	Logit_FE	Probit_RE	Probit_RE
Dig	0.0843** (0.0367)	0.0918** (0.0386)			GDP	-0.2571 (0.2139)	-0.8586*** (0.3142)	-0.1326 (0.1268)	-0.1331 (0.1268)
$Dig2$			0.5027** (0.2094)		$Inter$	-0.1926 (0.1308)	0.4190** (0.1908)	-0.0972 (0.0764)	-0.0972 (0.0764)
$Dig3$				2.9723** (1.3133)	$_{-cons}$	-22.6339*** (2.5233)		-11.8858*** (1.4841)	-11.8956*** (1.4842)
$Size$	1.3001*** (0.0606)	1.0014*** (0.0753)	0.6853*** (0.0333)	0.6860*** (0.0333)	个体固定效应	控制	控制	控制	控制
$Capital$	-1.3765*** (0.2392)	-0.8741*** (0.2428)	-0.7601*** (0.1318)	-0.7612*** (0.1318)	行业固定效应	控制	控制	控制	控制
SD	-0.0395*** (0.0041)	-0.0337*** (0.0047)	-0.0218*** (0.0023)	-0.0218*** (0.0023)	年份固定效应	控制	控制	控制	控制
ROA	-6.1713*** (0.6115)	-4.1032*** (0.6276)	-3.3269*** (0.3364)	-3.3201*** (0.3364)	N	26461	10041	26461	26461
TAT	0.9387*** (0.1378)	0.9626*** (0.1535)	0.5013*** (0.0759)	0.5007*** (0.0759)	R^2	—	—	—	—

注:括号内为估计值的稳健标准误;***、**、*分别代表估计值在1%、5%、10%的水平上显著;“—”表示不适用。

(三)假设2:基于模糊双重差分方法的再检验

双重差分模型(difference-in-differences)在克服内生性问题方面有独特的优势,因此被广泛用于政策评估以及因果效应识别。然而在多数的实证研究中,可能并不存在传统双重差分所需的明确的处理组和控制组,所有个体都可能在某一时期受到处理的影响,两组之间只有处理率(treatment rate)的差别。de Chaisemartin和D'Haultfoeuille (2018)指出在这种情况下,可以通过模糊双重差分(fuzzy differences-in-differences)设计,通过“转换者”(switchers,指在某一时期由未处理转变为受处理的个体)计算 $Wald-DID$ 估计量,来识别局部平均处理效应(local average treatment effect, LATE)。实际上,在美国经济评论2010—2012年刊发的所有文章中,至少10.1%应用了这种方法(de Chaisemartin and D'Haultfoeuille, 2020)。参考de Chaisemartin等(2019)提供的步骤,根据个体 i 在 t 期数字化转型程度 Dig 减少、不变或增加,设置离散变量 $GT_{it} = \{-1, 0, 1\}$,并在方程中包含其前推一期。可以看出 GT_{it} 同时包含了处理组与处理期的信息。另外,由于处理变量 Dig 取值过多,因此在估计时将其按照四分位数进行分组汇总,标准误差聚类到个体层面。

表5的(1)列、(2)列汇报了模糊双重差分的估计结果,由于个体和时间层面的差异已经包含在估计量中,因此不需要控制个体与时间固定效应。其中 $Wald-TC$ 和 $Wald-CIC$ 是 $Wald-DID$ 的替代估计量,由于在有协变量的情况下无法计算 $Wald-CIC$,因此本文同时汇报了控制行业固定效应与不控制行业固定效应的结果。传统的 $Wald-DID$ 统计量对LATE的估计依赖于处理效应在时间上稳定以及在组间同质的假设。 $Wald-TC$ 是一个进行了时间修正(time corrected)的估计量, $Wald-CIC$ 估计量(change in change)是基于Athey和Imbens (2006)所提出的。根据de Chaisemartin和D'Haultfoeuille (2018)的研究, $Wald-TC$ 和 $Wald-CIC$ 放松了处理效应稳定并且同质的假设,因而适用范围更广。区别在于前者限定了结果变量的均值,后者限定了结果变量的分布。为了检验结论的稳健性,本文还进行了安慰剂检验。具体做法为:在 GT_{it} 所代表的分组方式下,仅保留在 $t-1$ 期与 $t-2$ 期处理变量 Dig 不变的样本,根据滞后一期的数据 $HHI_{i,t-1}$ 重新进行模糊双重差分估计。安慰剂检验的结果汇报在表5的(3)列、(4)列。基准结果中LATE的估计量大多都通过了1%的显著性检验,表明数字化转型能够显著提升企业的多元化经营水平。对比两次估计的结果可以看出,传统的

Wald-DID 统计量虽然在显著性上有明显的差距,但依旧在安慰剂校验中依旧通过了 10% 与 5% 的显著性检验。不过由于运用 *Wald-DID* 统计量所需的假定过于严格,其适用范围有限。而 *Wald-TC* 和 *Wald-CIC* 统计量在系数和显著性上均表现出非常明显的差别。在安慰剂检验中,*Wald-TC* 和 *Wald-CIC* 的系数都不显著,能够说明数字化转型对多元化经营水平的正向影响是存在的。

吴非等(2021)认为,企业分批次地逐步推动自身数字化转型行为是一个极佳的准自然试验。因此作为对照,借鉴郑建明等(2018)、吴非等(2021)的做法,也利用传统的多期双重差分模型来克服基准模型的内生性问题。模型设定如下:

$$HHI_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 du \times dt_{i,t} + \beta X_{it} + \theta_i + \eta_j + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中: φ_0 为截距项; φ_1 体现了数字化转型对企业多样化经营水平的“净效应”,是主要待估参数。由于该方程已经控制了个体固定效应与年份固定效应,因此不再需要加入处理组虚拟变量 du 与处理期虚拟变量 dt 。为了让处理效应能够随企业数字化转型的强度而变化,进一步利用广义双重差分模型来估计这一影响:

$$HHI_{i,t} = \varphi'_0 + \varphi'_1 Dig \times dt_{i,t} + \beta X_{it} + \theta_i + \eta_j + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中: φ'_0 为截距项; φ'_1 是该方程的主要待估参数,控制变量的选择与基准模型相同。

在利用数字化相关词汇的词频对企业是否进行数字化转型的认同时,需要进一步考虑两者是否具有可靠的对应关系。企业年报中数字化词频不为 0 不代表企业一定进行了数字化转型,可能是制定未来的经营策略,或者是单纯的引用政策文件。基于此,本文在区分处理组与控制组时,将数字化词频总数小于或等于 8(样本的下四分之一分位数)的数据重新赋值为 0,然后将样本期内一直没有数字化转型的企业视为控制组($du = 0$),有数字化转型的企业为处理组($du = 1$)。进一步设定处理期虚拟变量 dt ,如果公司当年和之后年份进行数字化转型则将 dt 赋值为 1,否则为 0。

表 6 的(1)列、(2)列报告了更换核心解释变量的回归检验,变量计算方式同式(1)的稳健性检验,结果显示估计系数依然显著。(3)列、(4)列分别报告了式(4)和式(5)的估计结果。估计系数显著,表明利用双重差分模型克服内生性后,本文的核心结论没有发生任何改变,假设 2 得到了验证。鉴于表 6 支持了数字化转型能够提升企业的多元化经营水平的结论,那么可以推断,表 5 中的估计量 *Wald-TC* 和 *Wald-CIC* 确实对 LATE 拥有更强的识别力。

五、传导机制:多元化经营的绩效影响

(一) 机制检验

由于多元化经营的绩效影响对企业的多元化经营决策与水平的影响比较直接而显然,因此本文参考江艇(2022)的建议,将机制检验的重点集中在数字化转型是否确实提高了多元化经营的绩效影响,即本文的假

表 5 基于模糊双重差分法对假设 2 的再检验

变量	基准结果		安慰剂检验	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Wald-DID</i>	0.0050*** (0.0018) [0.0046]	0.0042*** (0.0013) [0.0014]	0.0042* (0.0024) [0.0882]	0.0050*** (0.0024) [0.0344]
<i>Wald-TC</i>	0.0035** (0.0017) [0.0438]	0.0040*** (0.0015) [0.0063]	-0.0016 (0.0040) [0.6857]	0.0005 (0.0036) [0.8878]
<i>Wald-CIC</i>		0.0060*** (0.0019) [0.0017]		0.0041 (0.0045) [0.3660]
行业固定效应	控制	不控制	控制	不控制
<i>N</i>	29572	29572	13329	13329

注:圆括号内为估计值的稳健标准误,方括号内为估计值的 p 值;***、**、* 分别代表估计值在 1%、5%、10% 的水平上显著。

表 6 假设 2 的稳健性检验:更换基准计量模型与核心解释变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Dig2</i>	0.0716*** (0.0271)			
<i>Dig3</i>		0.4106** (0.1702)		
$du \times dt$			0.0127* (0.0066)	
$Dig \times dt$				0.0062*** (0.0023)
<i>Size</i>	0.0283*** (0.0056)	0.0285*** (0.0055)	0.0290*** (0.0056)	0.0278*** (0.0056)
<i>Capital</i>	-0.0266* (0.0147)	-0.0267* (0.0147)	-0.0261* (0.0146)	-0.0263* (0.0146)
<i>SD</i>	-0.0012*** (0.0003)	-0.0012*** (0.0003)	-0.0012*** (0.0003)	-0.0012*** (0.0003)
<i>ROA</i>	-0.0687* (0.0351)	-0.0680* (0.0351)	-0.0697** (0.0352)	-0.0669* (0.0352)
<i>TAT</i>	-0.0254** (0.0108)	-0.0255** (0.0108)	-0.0255** (0.0108)	-0.0261** (0.0109)
<i>GDP</i>	-0.0125 (0.0194)	-0.0127 (0.0194)	-0.0124 (0.0195)	-0.0128 (0.0194)
<i>Inter</i>	0.0051 (0.0129)	0.0050 (0.0129)	0.0052 (0.0129)	0.0059 (0.0129)
<i>_cons</i>	-0.1912 (0.2340)	-0.1933 (0.2340)	-0.2039 (0.2345)	-0.1795 (0.2346)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	26461	26461	26461	26461
R^2	0.059	0.059	0.059	0.059

注:括号内为估计值的稳健标准误;***、**、* 分别代表估计值在 1%、5%、10% 的水平上显著。

设3。而为了验证假设3,需要比较数字化转型样本与非数字化转型样本中,多元化经营对企业绩效的影响是否存在较大的差异。在基准回归中,利用前一小节稳健性检验中所设定的处理组虚拟变量区分两类样本,对式(3)进行分样本回归。同样采用逐步回归的策略,控制个体、年份与行业固定效应,估计结果见表7。可以看出,在数字化转型样本中核心参数 δ_1 非常显著,并且系数的绝对值远大于非数字化转型样本,为本文的假设3提供了经验证据。

表7 数字化转型与多元化经营的绩效影响

变量	数字化转型样本		非数字化转型样本		变量	数字化转型样本		非数字化转型样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)		(1)	(2)	(3)	(4)
<i>HHI</i>	0.3518*** (0.0941)	0.3537*** (0.0963)	0.0919 (0.1006)	0.1019 (0.1030)	<i>Inter</i>		-0.1136 (0.0979)		-0.0138 (0.0842)
<i>Size</i>	-0.2387*** (0.0377)	-0.2748*** (0.0398)	-0.2571*** (0.0439)	-0.3065*** (0.0444)	<i>_cons</i>	7.3635*** (0.8876)	6.8988*** (1.7549)	8.1350*** (1.1735)	9.1449*** (1.6423)
<i>Capital</i>	-0.0459 (0.1102)	-0.0428 (0.1142)	0.2398** (0.1016)	0.1457 (0.1027)	个体固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>SD</i>	-0.0149*** (0.0023)	-0.0147*** (0.0024)	-0.0150*** (0.0023)	-0.0142*** (0.0023)	行业固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>ROA</i>	3.5737*** (0.3081)	3.5079*** (0.3284)	2.8984*** (0.3350)	2.7967*** (0.3528)	年份固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>TAT</i>	0.3536*** (0.0635)	0.3641*** (0.0667)	0.4235*** (0.0698)	0.4148*** (0.0743)	<i>N</i>	14535	12810	14668	12790
<i>GDP</i>		0.1737 (0.1566)		0.0035 (0.1227)	<i>R</i> ²	0.260	0.282	0.223	0.242

注:括号内为估计值的稳健标准误;***、**、*分别代表估计值在1%、5%、10%的水平上显著。

(二)稳健性检验

首先,托宾*Q*值在行业之间可能存在很大的系统性差异。为了验证回归结果的稳健性,需要将公司的托宾*Q*值进行行业调整。参考Berger和Ofek(1995)对超额价值的计算方法,将经行业调整的托宾*Q*值定义为公司托宾*Q*值与行业托宾*Q*值的百分比差异。

$$adjTobinQ = \ln \frac{TobinQ}{indTobinQ} \quad (8)$$

其中:*adjTobinQ*为行业调整后的托宾*Q*值;*indTobinQ*为行业托宾*Q*值,以证监会2012年行业代码为单位,利用总市值加权法计算。表8的(1)列、(3)列为数字化转型样本,(2)列、(4)列为非数字化转型样本。与基准回归结果进行比较,可以看出数字化转型组多元化经营系数依旧显著与正,与非数字化转型组有明显的差异。

另一种担忧是,本文对于两组样本的划分可能较大的受到行业异质性的影响,这一点体现在两个方面:其一,本文利用数字化词频衡量企业数字化转型水平,这显然会导致数字产业企业几乎全部被划分为数字化转型样本,使得基准回归无法很好的体现数字化转型给传统行业所带来的变化。为此,本文参考国家统计局发布的《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》,在证监会2012年行业分类中剔除了与数字经济关联紧密

表8 稳健性检验:更换被解释变量

变量	基准回归		更换被解释变量		变量	基准回归		更换被解释变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)		(1)	(2)	(3)	(4)
<i>HHI</i>	0.3537*** (0.0963)	0.1019 (0.1030)	0.1690*** (0.0419)	0.0345 (0.0493)	<i>Inter</i>	-0.1136 (0.0979)	-0.0138 (0.0842)	-0.1210*** (0.0453)	-0.0832* (0.0473)
<i>Size</i>	-0.2748*** (0.0398)	-0.3065*** (0.0444)	-0.1185*** (0.0162)	-0.1460*** (0.0220)	<i>_cons</i>	6.8988*** (1.7549)	9.1449*** (1.6423)	0.4253 (0.8573)	2.9686*** (0.8215)
<i>Capital</i>	-0.0428 (0.1142)	0.1457 (0.1027)	0.0610 (0.0494)	0.1211** (0.0483)	个体固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>SD</i>	-0.0147*** (0.0024)	-0.0142*** (0.0023)	-0.0025** (0.0011)	-0.0050*** (0.0012)	行业固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>ROA</i>	3.5079*** (0.3284)	2.7967*** (0.3528)	1.0393*** (0.1309)	0.5530*** (0.1365)	年份固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>TAT</i>	0.3641*** (0.0667)	0.4148*** (0.0743)	0.1620*** (0.0297)	0.1156*** (0.0360)	<i>N</i>	12810	12790	12740	12701
<i>GDP</i>		0.1737 (0.1566)		0.0035 (0.0800)	<i>R</i> ²	0.282	0.242	0.245	0.220

注:括号内为估计值的稳健标准误;***、**、*分别代表估计值在1%、5%、10%的水平上显著。

的行业,包括:电信、广播电视和卫星传输服务、互联网和相关服务、软件和信息技术服务业以及计算机、通信和其他电子设备制造业四个行业。其二,不同行业的业务模式与数字技术的契合度存在差异,这也可能导致两组样本的行业分布不均匀。为此,本文以行业为单位,计算数字化相关词频年度平均值的中位数,将词频的年度平均值高于行业中位数的企业视为数字化转型样本,反之则视为非数字化转型样本,从而保证各个行业都有足够的样本分散在数字化转型组与非数字化转型组中。

样本重新分组的估计结果报告在表9中。表9的(1)列和(2)列分别报告了剔除数字经济行业样本后,数字化转型组和非数字化转型组的估计结果。从样本容量上看,数字化转型样本的观测值由12810个降低到了8998个,而非数字化转型样本的观测值仅由12790个降低到12360个。与预期一致,基准回归中的数字产业企业几乎都被归为数字化转型组。从估计结果上看,数字化转型对多元化经营预期收益的提升作用在传统行业中更加明显,这意味着数字化、服务化、智能化转型能够成为传统行业重塑发展动能,提升核心竞争力的重要手段。表9的(3)列和(4)列分别报告了依据行业中位数对样本进行重新分组后的估计结果。可以看出在行业大体均匀分布的情况下,多元化经营对企业绩效的提升作用在数字化转型组依然显著,在非数字化转型组依然不显著,进一步提高了假设3的可信度。

表9 稳健性检验:样本重新分组

变量	剔除数字经济产业		依据行业中位数重新分组		变量	剔除数字经济产业		依据行业中位数重新分组	
	(1)	(2)	(3)	(4)		(1)	(2)	(3)	(4)
<i>HHI</i>	0.4374*** (0.1070)	0.1359 (0.1030)	0.3927*** (0.0961)	0.0586 (0.1053)	<i>Inter</i>	-0.1467 (0.0997)	-0.0050 (0.0837)	-0.0739 (0.0968)	-0.0819 (0.0870)
<i>Size</i>	-0.2880*** (0.0407)	-0.2880*** (0.0437)	-0.2310*** (0.0396)	-0.3323*** (0.0462)	<i>_cons</i>	7.0927*** (1.8300)	9.2301*** (1.6231)	4.7773*** (1.7841)	10.7346*** (1.5863)
<i>Capital</i>	-0.1824 (0.1202)	0.1437 (0.1018)	-0.0947 (0.1075)	0.1934* (0.1068)	个体固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>SD</i>	-0.0156*** (0.0027)	-0.0139*** (0.0023)	-0.0152*** (0.0026)	-0.0144*** (0.0023)	行业固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>ROA</i>	3.3336*** (0.3991)	2.8658*** (0.3624)	3.4082*** (0.3436)	3.0574*** (0.3326)	年份固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>TAT</i>	0.3402*** (0.0654)	0.4118*** (0.0748)	0.3710*** (0.0691)	0.3898*** (0.0727)	<i>N</i>	8998	12360	12756	12844
<i>GDP</i>	0.2021 (0.1593)	-0.0465 (0.1215)	0.2778* (0.1661)	-0.0593 (0.1202)	<i>R</i> ²	0.265	0.244	0.265	0.256

注:括号内为估计值的稳健标准误;***、**、*分别代表估计值在1%、5%、10%的水平上显著。

(三)进一步分析

上述稳健性检验仅仅是排除了行业异质性对本文实证检验的影响,但不同行业中多元化经营的绩效影响差异也是值得探讨的问题。同样采用估计式(3)时所用的分组方式,借鉴伊美群等(2018),按照企业所在行业的不同将全样本划分为劳动密集型行业、资本密集型行业和技术密集型行业三个子样本分别进行回归。根据《2012 证监会上市公司分行业指引》提供的细分行业代码,具体的分类方式见表10。

表11报告了考虑行业异质性的分样本回归结果。其中(1)列、(3)列、(5)列为数字化转型样本,(2)列、(4)列、(6)列为非数字化转型样本。可以看出,数字化转型对多元化经营绩效影响的提升作用在劳动密集型行业中最为明显,在技术密集型行业中也比较明显,而在资本密集型行业中不明显。依照本文的理论分析,这种行业间的差异,应当在很大程度来源于数字技术在不同行业中的应用场景,以及数据要素对劳动、资本、技术要素的替代效果。

首先,劳动密度型产业一般准入门槛低,市场竞争程度高,企业在发展过程中容易遭遇市场占有率的瓶颈。这就要求该类企业开发涉足增量市场领域,利用多元化战略拓展经营空间,建立新的增长点。而数字技术的应用能够有效替代简单重复劳动,同时提高熟练劳动力的相对生产率,因此数据对劳动生产要素的具有很强的替代作用。由于数据的非竞争性,劳动密集型产业在进行数字化转型,提高数据在生产过程中发挥的

表10 行业的分类方式

	劳动密集型	资本密集型	技术密集型
细分行业代码	A01 A02 A03 A05 B06 B08 B09 C13 C14 C15 C17 C18 C19 C20 C21 C23 C24 C32 C34 D46 E48 E49 E50 F51 F52 G53 G54 G58 G59 I63 I64 K70 L72 M73 M75 N78 P82 R85 R87	A04 B07 B11 C22 C25 C26 C28 C30 C31 D44 D45 G55 G56 R86	C27 C29 C33 C35 C36 C37 C38 C39 C40 C41 N77 M74 I65
样本数	8933	4437	11813

表 11 进一步分析:考虑行业异质性的分样本回归

变量	劳动密集型		资本密集型		技术密集型	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>HHI</i>	0.5480*** (0.1692)	-0.0332 (0.1776)	0.3030 (0.2092)	-0.0042 (0.1477)	0.3624*** (0.1326)	0.1733 (0.1948)
<i>Size</i>	-0.2361*** (0.0610)	-0.4544*** (0.0759)	-0.2524** (0.1079)	-0.1287* (0.0666)	-0.2752*** (0.0674)	-0.3483*** (0.0883)
<i>Capital</i>	-0.2000 (0.2137)	0.3518* (0.1906)	-0.0053 (0.2174)	0.0783 (0.1380)	-0.1120 (0.1609)	0.1222 (0.2097)
<i>SD</i>	-0.0122*** (0.0042)	-0.0127*** (0.0044)	-0.0120** (0.0050)	-0.0125*** (0.0031)	-0.0150*** (0.0046)	-0.0180*** (0.0049)
<i>ROA</i>	3.4571*** (0.6086)	4.1492*** (0.6010)	2.4036*** (0.8163)	2.2502*** (0.4139)	3.1867*** (0.4784)	2.9709*** (0.5980)
<i>TAT</i>	0.2921*** (0.0891)	0.2776*** (0.1013)	0.3033** (0.1329)	0.3695*** (0.1028)	0.5583*** (0.1200)	0.6212*** (0.1651)
<i>GDP</i>	0.6530** (0.2598)	0.0121 (0.1996)	0.0922 (0.3552)	-0.0470 (0.1225)	0.1153 (0.2888)	-0.0335 (0.2430)
<i>Inter</i>	0.1281 (0.1264)	-0.0979 (0.1367)	-0.1705 (0.2707)	-0.1766 (0.1204)	-0.2341 (0.1739)	-0.0635 (0.1977)
<i>_cons</i>	-0.0401 (2.6906)	12.6522*** (2.6812)	7.7623** (3.4033)	6.4724*** (1.8623)	8.1037*** (3.1156)	10.4292*** (2.9087)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	4433	4500	1304	3133	6790	5023
<i>R</i> ²	0.218	0.279	0.256	0.270	0.319	0.264

注:括号内为估计值的稳健标准误;***、**、*分别代表估计值在1%、5%、10%的水平上显著。

作用后,能够在很大程度上克服实施多元化经营战略的困难,匹配该类企业对不断发掘新增长点的需求,从而享受范围经济效应带来的绩效提升。其次,技术密集型产业的特点是研发需求高,技术设备需求量大。在生产方面,数字技术的引入能够提高生产的自动化、智能化程度,这能够充分发挥数字技术的通用目的技术特点。在研发方面,数字技术提高了信息的处理效率,减少了技术要素投入使用的偏差。另外,研发部门可以将数据转化为知识,从而具有累积性(Cong et al, 2022)。而知识一旦形成,便可以用于指导决策,使得企业的不同业务同时受益,同时增强不同业务之间的协同效果。因此技术密集型产业也能够充分利用数据要素和数字技术的特点,从而提高数字化转型企业在多元化经营中的表现。最后,资本密集型企业包含冶金工程、石油工业等重工业企业,其通常的特点是设备投资量大,且技术装备的专用性较强,这类企业的数字技术主要用于达到优化生产流程、降低生产成本的效果。在这类企业中,数据要素的作用体现于减少资本要素使用摩擦,畅通生产流程(吕铁和李冉, 2022)。而在具体的生产经营过程中,更大程度上依赖于专用性的机器设备,因此对多元化经营绩效影响的提升作用并不明显。

综合上述讨论也可以看出,无论在何种行业、基于何种数字化转型的分组方式,多元化经营的系数在非数字化转型组中均不显著,估计值也有正有负。这部分地回应了 Mackey 等(2017)的观点,即一般性的多元化溢价或多元化折扣并不存在。

六、结论与启示

本文以多元化经营与企业绩效的研究进展为基础,在明确数字化转型概念的基础上,提出了数字化转型给企业带来的重要变化。并基于资产专用性理论、范围经济理论等视角对这些变化影响企业多元化经营决策的机理进行了讨论。

在理论方面,数字化转型形成了以消费者为中心的商业模式,这使得商品与服务朝多样化、个性化、服务化的方面发展,因此能够推出差异化产品和个性化服务的企业更容易在市场上获得成功。而数字技术在感知消费者的多元化需求方面有天然的优势。此外,数据具有非竞争性,而数字技术拥有较强的通用目的技术属性,两者可以很容易地应用到企业的多个业务或多个产品的生产流程。最终,数字化转型能够提高企业多元化经营的预期收益。

在实证部分,本文以 2007—2020 年 A 股上市公司为样本,对理论分析部分的研究假设进行了实证检验,得出以下结论:数字化转型对企业的多元化经营决策以及多元化经营水平都有显著的正向影响,在更换核心解释变量以及基准计量模型,以及克服内生性问题后,上述结论依然是稳健的。此外,多元化经营对于企业绩效的影响在数字化转型样本和非数字化转型样本中表现出明显的不同,数字化转型样本中多元化经营对于企业绩效的正向影响远大于非数字化转型样本。此外,数字化转型对多元化经营预期收益的提升作用在传统行业大于数字行业,在劳动密集型行业大于资本密集型行业和技术密集型行业,其中在资本密集型行业中这一效应不明显。

根据本文的研究结论,可以获得以下启示:

第一,在数字化转型的浪潮下,多元化经营逐渐成为企业顺应商业模式转变的选择,政府应当鼓励和引导这一趋势。传统的观点主要认为,企业进行多样化经营的主要目的是获得更大的目标市场的潜在利益,利用未使用的生产能力,或者通过多样化的业务组合减少风险(Nath et al,2010)。而在数字经济的时代背景下,新业务和新模式不断涌现,消费者有了可以和商家直接对话的平台,数字技术对企业的加持使得商业模式逐渐变为消费者主导,多元化经营因此成为企业顺应消费者多样化、个性化和情感化需求的选择。因此本研究丰富了对于企业选择多元化经营的动机解释。政策建议方面,相关部门可以将产品多样化作为参考指标纳入补贴发放评估体系,使产业发展匹配消费者的高层次消费需求,从体验牵引的角度增加高质量供给,发挥消费增长在经济发展中的基础性作用。

第二,对于希望通过多元化经营提高竞争力的企业来说,数字化转型能够发挥强大的协同作用。从研究前沿上看,越来越多的研究倾向于认为一般性的多元化溢价或多元化折扣并不存在,本文的研究也在一定程度上支持了这一观点。对于具有不同资源能力的企业来说,多元化和专业化之间并没有统一的最优决策,企业应当根据自身的资源条件以及经营环境,选择执行多元化策略或专业化策略。但本文的分析提出,数字化转型能够有效提高多元化经营的预期收益,因此对于希望通过多元化经营提高竞争力的企业来说,数字化转型能够发挥强大的协同作用。因此本文的研究为企业的管理者探寻企业发展道路提供了可靠的理论依据。

第三,数字化转型能够有力推动劳动密集型产业转型发展,政府应积极发挥作用,消除数字化转型的困难。伴随着我国劳动力减少,劳动成本增加,以往低成本劳动力的比较优势逐渐减弱,因此劳动密集型产业的转型升级对于获取持续竞争优势至关重要。本文的研究指出,劳动密集型产业能够更多地从数字化转型中受益,因此政府应当积极发挥作用,给予收税优惠和财政补贴,帮助这部分传统产业应当抓住新一轮技术革命的机遇。同时,企业应当积极克服“不想转、不敢转、不会转”的困难,顺应商业模式的变革,发挥吸纳就业、稳经济、促增长的作用。

第四,数字经济与高质量发展存在内在的关联性,大力推动数字化转型能够成为助力经济高质量发展的举措。企业数字化转型与多元化经营之间的联动作用可能是数字经济宏观影响的一个微观缩影。在宏观经济层面,这可能代表着在数字经济时代下,在消费者多样化、个性化和情感化需求的影响下,产业竞争模式会由注重规模经济而导致的低成本“价格战”,到注重范围经济而形成的高附加值“提价竞争”。谢伏瞻(2019)指出,当数据生产要素在生产过程中发挥的作用超过传统的物质生产要素时,范围经济就会取代规模经济成为产业组织的主导逻辑,这是数字时代下生产方式所发生的重要变革。这种变化契合了经济发展从“以量取胜”到“以质取胜”的思路。因此政府应利用政策倾斜大力支持企业创新,鼓励数字技术与企业发展深度融合,引导企业根据自身特点发展数字化转型道路。

参考文献

- [1] 蔡跃洲,2018.数字经济的增加值及贡献度测算:历史沿革、理论基础与方法框架[J].求是学刊,45(5):65-71.
- [2] 陈冬梅,王俐珍,陈安霓,2020.数字化与战略管理理论——回顾、挑战与展望[J].管理世界,36(5):220-236.
- [3] 戴翔,杨双至,2022.数字赋能、数字投入来源与制造业绿色化转型[J].中国工业经济,(9):83-101.
- [4] 杜莉,王锋,2002.中国商业银行范围经济状态实证研究[J].金融研究,(10):31-38.
- [5] 方明月,林佳妮,聂辉华,2022.数字化转型是否促进了企业内共同富裕?——来自中国A股上市公司的证据[J].数量经济技术经济研究,39(11):50-70.
- [6] 江艇,2022.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,(5):100-120.
- [7] 姜奇平,2021.论数字经济的价值本体[J].东北财经大学学报,(2):3-15.
- [8] 李海舰,赵丽,2021.数据成为生产要素:特征、机制与价值形态演进[J].上海经济研究,(8):48-59.
- [9] 李万利,潘文东,袁凯彬,2022.企业数字化转型与中国实体经济发展[J].数量经济技术经济研究,39(9):5-25.
- [10] 李雪松,党琳,赵宸宇,2022.数字化转型、融入全球创新网络与创新绩效[J].中国工业经济,(10):43-61.
- [11] 刘傲琼,刘新宇,2018.多元化经营企业的范围经济与利润增益研究[J].管理学报,31(2):12-23.
- [12] 刘政,姚雨秀,张国胜,等,2020.企业数字化、专用知识与组织授权[J].中国工业经济,(9):156-174.
- [13] 柳卸林,张伟捷,董彩婷,2021.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].科学与科学技术管理,42(1):76-89.
- [14] 鲁晓东,李林峰,2018.多样化水平与中国企业出口波动:基于产品 and 市场组合的研究[J].统计研究,35(12):56-67.
- [15] 吕铁,李冉,2022.制造企业数字化转型:数据要素赋能传统要素的视角[J].学习与探索,(9):108-117.

- [16] 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.
- [17] 尚洪涛, 吴桐, 2022. 企业数字化转型、社会责任与企业价值[J]. 技术经济, 41(7): 159-168.
- [18] 邵云飞, 周湘蓉, 杨雪程, 2022. 从0到1: 数字化如何赋能创新生态系统构建[J]. 技术经济, 41(6): 44-58.
- [19] 苏冬蔚, 2005. 多元化经营与企业价值: 我国上市公司多元化溢价的实证分析[J]. 经济学(季刊), (S1): 135-158.
- [20] 唐浩丹, 方森辉, 蒋殿春, 2022. 数字化转型的市场绩效: 数字并购能提升制造业企业市场势力吗[J]. 数量经济技术经济研究, 39(12): 90-110.
- [21] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 等, 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[J]. 管理世界, 37(7): 130-144.
- [22] 吴国鼎, 张会丽, 2015. 多元化经营是否降低了企业的财务风险? ——来自中国上市公司的经验证据[J]. 中央财经大学学报, (8): 94-101.
- [23] 夏芸, 熊泽胥, 2021. 技术多元化、行业集中度与企业绩效波动[J]. 技术经济, 40(9): 89-101.
- [24] 谢伏瞻, 2019. 论新工业革命加速拓展与全球治理变革方向[J]. 经济研究, 54(7): 4-13.
- [25] 杨金玉, 彭秋萍, 葛震霆, 2022. 数字化转型的客户传染效应——供应商创新视角[J]. 中国工业经济, (8): 156-174.
- [26] 杨新铭, 2017. 数字经济: 传统经济深度转型的经济学逻辑[J]. 深圳大学学报(人文社会科学版), 34(4): 101-104.
- [27] 尹美群, 盛磊, 李文博, 2018. 高管激励、创新投入与公司绩效——基于内生性视角的分行业实证研究[J]. 南开管理评论, 21(1): 109-117.
- [28] 袁淳, 肖土盛, 耿春晓, 等, 2021. 数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化[J]. 中国工业经济, (9): 137-155.
- [29] 岳宇君, 张磊雷, 2022. 企业信息化、技术创新与创业板公司高质量发展[J]. 技术经济, 41(3): 25-34.
- [30] 曾伏娥, 王克卫, 虞晋钧, 2017. 产品多样化与服务质量关系研究: 范围经济视角[J]. 管理评论, 29(10): 157-167.
- [31] 郑建明, 李金甜, 刘琳, 2018. 新三板做市交易提高流动性了吗? ——基于“流动性悖论”的视角[J]. 金融研究, (4): 190-206.
- [32] ATHEY S, IMBENS G W, 2006. Identification and inference in nonlinear difference-in-differences models [J]. *Econometrica*, 74(2): 431-497.
- [33] BERGER P G, OFEK E, 1995. Diversification's effect on firm value[J]. *Journal of Financial Economics*, 37(1): 39-65.
- [34] BLOOMBERG J, 2018[2018-04-29]. Digitization, digitalization, and digital transformation: confuse them at your peril[EB/OL]. *Forbes*. <https://www.forbes.com/sites/jasonbloomberg/2018/04/29/digitization-digitalization-and-digital-transformation-CONFUSE-THEM-AT-YOUR-PERIL/? SH=3E4E42262F2C>.
- [35] CONG L W, WEI W, XIE D, et al, 2022. Endogenous growth under multiple uses of data [J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 141: 104395.
- [36] CONITZER V, TAYLOR C R, WAGMAN L, 2012. Hide and seek: Costly consumer privacy in a market with repeat purchases[J]. *Marketing Science*, 31(2): 277-292.
- [37] CUMMINS J D, WEISS M A, XIE X, et al, 2010. Economies of scope in financial services: A DEA efficiency analysis of the US insurance industry[J]. *Journal of Banking & Finance*, 34(7): 1525-1539.
- [38] DE CHAISEMARTIN C E M, D'HAULTFOEUILLE X, 2018. Fuzzy differences-in-differences[J]. *The Review of Economic Studies*, 85(2): 999-1028.
- [39] DE CHAISEMARTIN C E M, D'HAULTFOEUILLE X, 2020. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. *American Economic Review*, 110(9): 2964-2996.
- [40] DE CHAISEMARTIN C E M, D'HAULTFOEUILLE X, GUYONVARCH Y, 2019. Fuzzy differences-in-differences with stata[J]. *The Stata Journal*, 19(2): 435-458.
- [41] GONG C, RIBIERE V, 2021. Developing a unified definition of digital transformation[J]. *Technovation*, 102: 1-17.
- [42] HILL C W, 1988. Differentiation versus low cost or differentiation and low cost: A contingency framework[J]. *Academy of Management Review*, 13(3): 401-412.
- [43] LANCASTER T, 2000. The incidental parameter problem since 1948[J]. *Journal of Econometrics*, 95(2): 391-413.
- [44] LANG L H, STULZ R M, 1994. Tobin's q, corporate diversification, and firm performance [J]. *Journal of Political Economy*, 102(6): 1248-1280.
- [45] LEE J, BAGHERI B, KAO H, 2015. A cyber-physical systems architecture for industry 4.0—Based manufacturing systems [J]. *Manufacturing letters*, 3: 18-23.
- [46] LLOPIS-ALBERT C, RUBIO F, VALERO F, 2021. Impact of digital transformation on the automotive industry [J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 162: 1-9.
- [47] MACKEY T B, BARNEY J B, DOTSON J P, 2017. Corporate diversification and the value of individual firms: A Bayesian approach[J]. *Strategic Management Journal*, 38(2): 322-341.
- [48] MILLER D J, 2006. Technological diversity, related diversification, and firm performance [J]. *Strategic Management*

- Journal, 27(7): 601-619.
- [49] NATH P, NACHIAPPAN S, RAMANATHAN R, 2010. The impact of marketing capability, operations capability and diversification strategy on performance: A resource-based view[J]. *Industrial Marketing Management*, 39(2): 317-329.
- [50] PALICH L E, CARDINAL L B, MILLER C C, 2000. Curvilinearity in the diversification-performance linkage: An examination of over three decades of research[J]. *Strategic Management Journal*, 21(2): 155-174.
- [51] PICCININI E, GREGORY R W, KOLBE L M, 2015. Changes in the producer-consumer relationship-towards digital transformation[C]// *Wirtschaftsinformatik Conference*. Osnabrück, Germany: AIS Electronic Library, 1634-1648.
- [52] SU W, TSANG E W, 2015. Product diversification and financial performance: The moderating role of secondary stakeholders [J]. *Academy of Management Journal*, 58(4): 1128-1148.
- [53] VIAL G, 2021. Understanding digital transformation: A review and a research agenda [J]. *The Journal of Strategic Information Systems*, 28(2): 118-144.

Digital Transformation, Diversification and Corporate Performance

Jiang Qiping¹, Liu Yuyang², Duan Litao¹

(1. Institute of Quantitative & Technological Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China;

2. School of Business, University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102488, China)

Abstract: Based on existing research on diversification and corporate performance, a study was conducted on how corporate digital transformation changes the impact of diversity on performance. Using the data of Chinese A-share listed companies from 2007 to 2020, the panel binary selection model, the fuzzy differences-in-differences model and the panel fixed effect model were used for empirical testing, and the traditional multi-period difference-in-differences model was used for comparison. It turns out that there is a strong synergy between digital transformation and diversification. In fact, digital transformation can increase the probability of enterprises to carry out diversification strategy, and improve the level of enterprise diversification. In terms of mechanism, digital transformation can improve the expected benefits of diversification, and this effect is most significant in labor-intensive industries. This study comprehensively uses the theories of asset specificity and scope economy to explore the linkage effect between digital transformation and diversification, creates a new research perspective on the impact of diversification on corporate performance.

Keywords: digital transformation; digital technology; diversification; fuzzy differences-in-differences; corporate performance