

QFII 持股促进企业数字化转型的机制研究

——影响路径、企业异质性与提质补短效应¹

向海凌^a 陈玉茹^b 吴 非^{c*}

(广东金融学院 a. 金融与投资学院; b. 行为金融与区域实验室;

c. 金融科技工程技术开发中心, 广东 广州 510521)

【摘 要】：在数字经济时代，数字化转型是企业高质量发展的必由之路，QFII 制度的引入则使 QFII 持股成为影响企业发展质量的重要因素之一。然而，现有文献对 QFII 持股影响企业数字化转型的研究不足，尤其缺乏相关经验证据。

本文认为，QFII 持股能够提升企业的数字化转型意识，为数字化转型项目提供长期的资金投入，并通过改善投融资行为、优化信息状况、推动技术进步等路径来促进企业数字化转型。采用 2007—2020 年沪深两市 A 股上市公司数据的分析发现：(1) QFII 持股比例的提高能够有效促进企业数字化转型水平提升；(2) QFII 持股可以通过缓解融资约束、降低财务费用和金融杠杆、提高分析师关注度和媒体正面报道数量、增加研发投入来促进企业数字化转型；(3) QFII 持股对非国有企业数字化转型的促进作用比国有企业更为显著，对高科技企业数字化转型的促进作用比非高科技企业更为显著，对成长期、成熟期、衰退期企业数字化转型的促进作用依次递减；(4) QFII 持股可以促进企业发展质量提升（提高投资价值和主业业绩），数字化转型也可以促进企业发展质量提升（提高投资价值和投资效率），而且 QFII 持股可以改善数字化转型对企业发展质量的影响（强化正面的投资价值和投资效率提升效应，弱化负面的主业业绩降低效应），因而 QFII 持股下的数字化转型具有显著的提质效应；(5) 在创新创业 VC/PE 投资和外来投资活跃度较低的地区，QFII 持股对企业数字化转型的促进作用较大，表明在企业数字化转型方面 QFII 持股具有弥补资本市场投资活跃度不足的“补短板”效应。

相比现有文献，本文主要进行了如下拓展和深化：一是考察了 QFII 持股对企业数字化转型的影响及其路径和异质性，二是提供了 QFII 持股促进企业数字化转型的经验证据，三是进一步探讨了 QFII 持股下数字化转型对企业发展的提质效应和 QFII 制度对资本市场的补短效应。

本文的研究有助于理解 QFII 持股与企业高质量发展的内在逻辑，进而深入认识 QFII 持股制度对中国经济高质量发展的积极作用，以利于政府部门和资本市场更好地服务于实体经济数字化转型。

¹ **【收稿日期】**：2022-09-28；**【修回日期】**：2022-11-01

【基金项目】：国家自然科学基金青年项目（72202046）；国家社科基金青年项目（22CJY009）；广东省哲学社会科学规划青年项目（GD19YYJ06）

【作者简介】：向海凌（1991），女，江西九江人；讲师，博士，主要从事企业数字化转型研究；E-mail: hl.xiang@qq.com。陈玉茹（1996），女，广东梅州人；硕士研究生，主要从事企业数字化转型研究；E-mail: 398272172@qq.com。吴非（1989），通信作者，男，广东汕头人；助理研究员，博士，硕士生导师，主要从事企业数字化转型研究；E-mail: wufei@m.scnu.edu.cn。

【关键词】：QFII 制度；数字化转型；投融资改善；信息优化；技术进步；资本市场

【中图分类号】：F275；F832. 5 【文献标志码】：A 【文章编号】：1674-8131(2022) 06-0001-19

一、引言

随着数字技术的发展和应用进入快车道，数字经济成为推动经济高质量发展的新动能；企业作为市场经济的微观主体和数字技术广泛应用的重要载体，则成为宏观数字经济高质量发展强有力的助推器。企业在数字化上的领先优势不仅能带来显著的经济绩效，而且能增强发展韧性和潜在竞争力。埃森哲发布的《2021 中国企业数字转型指数研究报告》指出，中国企业数字化转型水平稳步提升，可持续发展能力不断增强，其中转型领军企业优势持续扩大，并成功将数字化优势转化为财务优势，企业已进入数字化转型分水岭的关键时期。2021 年 12 月，国务院印发《“十四五”数字经济发展规划》，提出要“引导企业强化数字化思维，提升员工数字技能和数据管理能力，全面系统推动企业研发设计、生产加工、经营管理、销售服务等业务数字化转型”。因此，有效激励和推动企业数字化转型不仅成为数字经济高质量发展质量的关键，也成为新发展阶段创新驱动发展和新旧动能转换的关键。在此背景下，关于企业数字化转型的影响因素以及企业数字化转型的经济效应成为学术界关注和研究的热点问题。

应当说，在影响企业数字化转型的众多因素中，金融服务的有效供给是必不可少的支撑条件，而且企业数字化转型本身也对金融服务提出了更高要求。以银行为主导的传统金融体系往往更加偏好规避经济实践中的高风险因素，而企业数字化转型具备长期性、复杂性和不确定性特征(Mattc et al, 2015)^[1]，因此传统银行业对企业数字化转型的金融支持容易出现扭曲乃至错配，进而在一定程度上阻碍企业数字化转型的进程。相比之下，资本市场具有较高的容错率，能够更好地引导和激励投资者把资产配置到高风险、高收益的投资活动上(钟腾 等, 2017)^[2]，天然地适配企业的数字化转型活动。因此，应当充分发挥资本市场有效服务企业数字化转型的作用。随着金融市场改革开放的逐步深化，作为一项重要的金融创新，合格境外机构投资者(Qualified Foreign Institutional Investor, QFII)在资本市场中的作用日益凸显，而企业引入 QFII 也会对其自身发展产生重要影响。比如，QFII 能够通过监督和容忍创新项目失败的风险来激励企业创新(Luong et al, 2017)^[3]，促使企业的创新产出和创新质量得以显著提升(谭颖 等, 2020)^[4]。2019 年，为在更大的深度和广度上构建高水平金融开放格局，中国全面取消了 QFII 投资额度限制，进一步降低了境外资本在中国投融资的门槛，也为中国企业的高质量发展提供了更加强大的驱动力。那么，QFII 持股会对企业的数字化转型产生怎样的影响？目前，学术界对此还缺乏深入研究。

现有文献不仅较少直接探究 QFII 持股与企业数字化转型之间的关系，而且关于 QFII 持股对企业发展的影响是积极的还是消极也存在一定分歧。比如，仅从对企业创新的影响来看，Guadalupe 等(2012)认为，QFII 可以通过专有技术转让对企业创新产生积极影响^[5]；姜君臣等(2021)指出，QFII 相比于境内机构投资者具有更强的风险承受能力，能对持股企业进行更有效的监督，进而更能推动企业创新能力的提高^[6]。但许年行等(2013)研究发现，QFII 的存在会诱发国内机构投资者的非理性投资行为，产生“羊群效应”，加剧企业股价波动的风险^[7]，进而会抑制企业创新(江轩宇 等, 2020)^[8]。有鉴于此，本文将在已有研究的基础上，进一步探究 QFII 持股影响企业数字化转型的路径及异质性表现，并采用中国上市公司的数据进行实证检验，进而为研究和认识 QFII 持股与企业数字化转型之间的关系提供理论框架和经验证据。

本文将重点回答以下问题：第一，QFII 持股能否促进企业的数字化转型以及存在怎样的影响路径？第二，QFII 持股对企业数字化转型的影响是否存在显著的企业异质性？第三，QFII 持股下的企业数字化转型能否促进企业发展质量提升？第四，从 QFII 持股对企业数字化转型的影响来看，QFII 制度能否对中国资本市场产生“补短板”的效应？进而，本文的边际贡献主要在于：一是考察了 QFII 持股对企业数字化转型的影响，拓展了 QFII 持股的经济效应研究和企业数字化转型的影响因素研究，并为 QFII 持股促进企业数字化转型提供了经验证据；二是进一步探讨了 QFII 持股下数字化转型对企业发展质量的提升作用以及 QFII 进入对中国资本市场的“补短板”效应，有助于深入认识 QFII 制度对中国经济高质量发展所能产生的积极作用。

二、理论分析与研究假说

1. QFII 持股与企业数字化转型

企业数字化转型是使用数字技术对生产方式和商业形态进行重构，从而创建新的生产运营模式、企业文化和客户体验等，以满足不断变化的市场需求的过程。虽然目前中国各行各业整体的数字化进程在稳步推进，但仍有许多企业陷入转型窘境。具体而言，企业数字化转型的困境主要表现在三个方面，一是转型意识不强。中国企业与数字化转型水平较高的发达国家企业相比，整体的转型意识还比较薄弱，传统的管理思维和范式有待转变(戚聿东 等，2020)^[9]。二是转型成本高企。数字化转型是对现有商业模式的整体性变革，是一个庞大且复杂的工程，因而企业在数字化转型中需要投入大量的资金。三是转型周期长。数字化转型要切实转化为显著的、可度量的绩效产出需要较长的周期，但企业急于求成的短期偏好和数字化转型的长期特征之间往往不兼容，以至于将有限的资源投入到“多快好省”的领域中成为企业的“理性选择”。而 QFII 以国际知名的投资公司为主，奉行长期的价值投资理念，引入 QFII 将有利于企业增强数字化转型意识，更为积极主动地推进数字化转型。而且，QFII 能够为企业的数字化转型提供大量的资金支持以及成熟的投资经验，从而提升企业的风险承担能力和投资决策能力，有助于企业集聚资源进行数字化转型。同时，QFII 作为股东可以通过有效的监督和治理来减少企业的委托代理成本，提升数字化转型的效率和绩效。可以推断，QFII 制度的引入能够引导企业更多关注有利于企业长远发展的数字化转型，减轻企业数字化转型的资金压力并满足持续投入的需求，进而帮助企业克服数字化转型中的三大困境。

基于此，本文提出研究假说 H1:QFII 持股比例的提高能够有效促进企业的数字化转型水平提升。

2. QFII 持股影响企业数字化转型的若干路径

基于相关研究成果，本文主要从 QFII 持股对企业的投融资行为、信息状态和技术进步等方面的作用来探讨 QFII 持股促进企业数字化转型的若干路径。

(1) 投融资改善路径

首先，QFII 持股能够缓解企业面临的融资约束，为企业数字化转型提供更多资金保障。在融资难融资贵的情况下，企业往往只能将有限的资金用于维系其基本的财务、生产经营项目中，无力投资于需要大量资金支撑的数字化转型项目。QFII 持股不但本身可以带来较大规模的资本流入，直接减轻其持股企业的资金压力，从而缓解企业融资约束(邢洋 等，2019)^[10]，而且可以向投资者释放企业发展向好的信号，吸引到更多的外部融资。

其次，QFII 持股能够降低企业的融资成本，减少财务费用。QFII 通常更倾向于长期稳定持股，而机构持股的稳定性无疑能够向外界释放积极信号，显著降低企业外部融资的风险溢价(Elyasiani et al, 2010)^[11]；同时，QFII 往往具有较高的业务声誉，其持股会向外界释放企业绩效好和发展潜力大的信号，能够为企业投融资活动提供信誉保障，从而降低企业融资活动中所需要支付的风险溢价成本，改善企业的融资环境(邓川 等，2014)^[12]。此外，QFII 持股带来的治理结构改善效应及其对企业生产、财务等一系列行为的监督和约束，也可以有效降低财务费用，减小企业的融资成本和财务压力，进而助力企业驶入数字化转型的“快车道”。

最后，QFII 持股能够降低企业的金融杠杆，进而增加企业对数字化转型项目的投入。企业脱实向虚的投融资行为不利于高风险、高投入、长周期的项目开展(史学智 等，2021)^[13]，较高的金融杠杆会增加企业的偿债压力和财务风险(宋清华 等，2021)^[14]，迫使企业更多地关注短期利益，而忽视回报周期长、风险高的数字化转型项目。QFII 持股对企业融资约束的缓解则能够一定程度地抑制企业依靠杠杆借贷的融资需求，从而降低企业的金融杠杆；同时，QFII 持股还可以通过被动“用脚投票”与主动“用手投票”的内外部双重治理机制，提升企业财务决策的科学性和有效性，降低企业的短视偏好，有效抑制企业不必要的加杠杆乃至脱实向虚行为(王勇 等，2021)^[15]。

可见, QFII 持股可以缓解企业的融资约束, 改善企业的外部融资环境, 并降低企业的融资成本, 进而能够稳定企业的现金流, 促使企业更为积极地去杠杆 (Aggarwal et al, 2010)^[16]; QFII 本身也具有较强的专业性, 更加注重持股企业的长期发展质量 (郑春美 等, 2019)^[17], 会监督企业减少非理性的金融借贷行为, 并促使企业增加对数字化转型项目的投入。因此, QFII 持股对企业投融资行为的改善, 能够为企业数字化转型提供强有力的驱动力 (王宏鸣 等, 2022)^[18]。

基于上述分析, 本文提出研究假说 H2: QFII 持股对企业数字化转型的促进存在投融资改善路径, 表现为 QFII 持股比例的提高可以通过缓解融资约束、降低财务费用和金融杠杆来促进企业的数字化转型。

(2) 信息优化路径

一方面, QFII 持股能够提高分析师对企业的关注度, 进而缓解企业与投资者的信息不对称程度。QFII 通常具有较高的专业能力、财务分析能力以及治理能力, 能够有效督促经理人主动提高企业的信息披露质量 (Cheng et al, 2010; 李春涛 等, 2018)^[19, 20], 增强企业对外部的有效信息传递, 从而为分析师的关注提供了便利条件 (Healy et al, 1999)^[21], 也会引起更多的分析师关注。而分析师具有专业的信息收集能力, 可以通过对企业信息的整理和解读更好地传递有关企业经营现状的信息, 也可以通过深度挖掘市场信息来帮助企业发现自身的问题和寻求更好的发展机会, 进而缓解企业与投资者之间的信息不一致问题 (潘越 等, 2011)^[22]。信息不对称的缓解则可以为企业的数字化转型活动提供更好的信息基础 (Hu et al, 2020)^[23], 企业会更加重视投资者对数字化转型的“看好”并更好地利用市场信息来判断数字技术发展的前沿趋势, 进而更积极地进行更有效率的数字化转型。

另一方面, QFII 持股能够强化企业的正面市场预期, 并为企业带来更多的正面媒体报道。QFII 拥有成熟的投资理念和专业的投资团队, 具有典型的“明星机构”特征, 其持股行为能够在很大程度上为企业起到经营质效“背书”的效果。在中国资本市场这样一个“高语境”传播环境中 (姚加权 等, 2021)^[24], 市场的预期能够显著影响公司经理人的管理决策行为 (Hayward et al, 1997)^[25], 尤其是媒体正面的报道能够鞭策经理人进一步改善公司治理 (Dyck et al, 2008)^[26], 并为企业的数字化转型活动打开更大的“试错”空间。同时, 市场预期向好和媒体正面报道也有利于企业吸引更多的投资者投资, 进而缓解企业进行数字化转型的融资约束。

可见, 分析师是专业的外部监督力量 (Jensen et al, 1976)^[27], 分析师关注可以缓解企业与投资者之间的市场信息不对称程度, 产生外部主体有效监督企业和企业提升信息利用度的双重功效; 新闻媒体是资本市场的信息中介 (Timothy et al, 2008)^[28], 媒体正面报道能向公众传递积极信息, 提高公众对企业的积极预期, 为企业数字化转型提供更大的风险可容忍空间。这些有利条件的积累有助于为企业数字化转型提供良好的软环境, 进而推动企业更为积极地进行数字化转型。

基于上述分析, 本文提出研究假说 H3: QFII 持股对企业数字化转型的促进存在信息优化路径, 表现为 QFII 持股比例的提高可以通过增加分析师关注度和媒体正面报道来促进企业的数字化转型。

(3) 技术进步路径

企业数字化转型与技术进步是紧密关联的, 数字技术的发展和运用是技术进步的结果, 而数字化转型也是技术进步的重要方向之一。客观来看, 数字化转型是推动企业创新的外在动因, 企业创新是实现数字化转型的内在需求 (徐蒙, 2020)^[29]。企业数字化转型不仅具有较高的技术复杂性, 还关乎企业经营管理模式和生产流程等的变革创新, 因此对企业的财务约束有着高度敏感性。在数字化浪潮下, 企业的技术创新活动可以为数字化转型提供技术支持, 而融资约束的存在则会降低企业投资技术创新项目的可能性和持续性 (Savignac, 2008)^[30]。如前所述, QFII 持股能够缓解企业的融资约束, 进而有利于企业研发投入的增加, 而且 QFII 具有很强的财务分析和风险评估能力 (周友梅 等, 2019)^[31], 可以根据企业实际情况与部署计划建立阶段性的绩效评估体系, 从而有利于企业以短、中、长期的生态思维持续性增加研发投入, 进而为企业数字化转型打造坚实的技术基础。

特别地，QFII 作为国际化的机构投资者，拥有高标准和先进的公司管理策略，更加重视对企业长期核心竞争力的塑成，因此会引导企业加大研发支出。可见，QFII 持股可以引导企业将更多的资金投入长期的技术研发活动中，为数字化转型提供更好的技术支持和转型环境。

基于上述分析，本文提出研究假说 H4:QFII 持股对企业数字化转型的促进存在技术进步路径，表现为 QFII 持股比例的提高可以通过增加研发投入来促进企业的数字化转型。

3. QFII 持股影响数字化转型的企业异质性

不同属性的企业在公司治理、财务管理、经营理念等方面有着显著的不同，处在不同发展阶段的企业也有着不同的资源配置需求，QFII 持股所带来的数字化转型驱动效应也会有所不同。对此，本文从企业的产权性质、技术属性和成长阶段 3 个维度进行异质性分析。

从企业的产权性质来看：国有企业往往能够凭借着国家信誉的保障在金融市场中获取(超)充分的金融资源，以至于额外的金融资源供给所能产生的边际效应较小。相比之下，非国有企业往往面临着较强的金融排斥，对金融资源约束的变化有着更为敏感的反应弹性。因此，相比国有企业而言，QFII 持股所形成的资源补充效用在非国有企业中更为显著，也更能增强非国有企业的数字化转型驱动力。更为重要的是，国有企业由于自身的“公有制”属性，在面对外资的投入和介入时，往往具有较强的“免疫”效应，QFII 持股对国有企业治理、决策的影响较为有限(冯照桢 等，2013)^[32]；而非国有企业往往并不具备这样的“免疫”反应，QFII 能够较为有效地对其行为产生影响。

从企业的技术属性来看：高科技企业想要在市场竞争中获取有利地位，就必须更加重视技术创新和升级活动，这类活动具有高投入、高风险、长周期的特点，因而对资源、技术、先进理念具有更强烈的需求；而 QFII 持股恰好能为企业的技术创新和转型提供资金、技术等多维度的支持，减少企业技术进步的成本和周期(Choi et al, 2011)^[33]，从而在数字化时代能够有效地推动企业的数字化转型。相比之下，非高科技企业的发展对技术创新的要求较低，即便 QFII 持股填补了资金和技术方面的缺口，这类企业也没有足够的动力将更多的资源配置到数字化转型的项目中。特别地，高科技企业自身具有较强的技术创新底蕴，无论是在技术设施、人员配套还是决策机制上，与前沿的数字化转型都具有更大的匹配度，因而在 QFII 持股的影响下，高科技企业能够展现出更为突出的数字化转型效果。

从企业的生命周期来看：处于成长期的企业，战略重点开始由生存向业务拓展转移，为了抢占市场份额具有较强的转型活力，但该阶段的企业还没有形成稳定的盈利模式，内部现金流无法支撑巨大的转型投入需求。此时，QFII 持股能够有效缓解企业的资金压力，从而产生较大的数字化转型促进效应。处于成熟期的企业，由于市场份额增长空间有限，发展速度开始放缓，在财务方面从投入增加转为成本控制。该阶段的企业具有较高的数字化水平，获利能力也趋于稳定，并有了一定的资金积累。此时，QFII 持股对企业的正向驱动效应可能会呈现出一定的边际递减趋势。而处于衰退期的企业，产出增长速度逐渐下降甚至转为负增长，竞争能力减弱，同时还可能面临投资收益较低而风险较大等不利的境地。此时，QFII 能够凭借专业的信息收集能力和市场分析能力筛选出发展潜力小的企业，从而降低对这类企业的持股份额；即便有 QFII 提供资金支持，企业为了生存也会将资金用于维持日常运作和财务稳定，而不是投资于具有不确定性的数字化转型项目。

基于上述分析，本文提出研究假说 H5:QFII 持股的数字化转型促进效应具有企业异质性，表现为对非国有企业数字化转型的促进作用较之于国有企业更为显著，对高科技企业数字化转型的促进作用较之于非高科技企业更为显著，对成长期、成熟期、衰退期企业数字化转型的促进作用依次递减。

三、基准模型设定与样本选择

为检验 QFII 持股对企业数字化转型的影响，设定基准模型如式(1)所示。

$$DLTN_{i,t} = \varphi + \varphi_1 QFII_{i,t-1} + \sum \varphi CVs + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon \quad (1)$$

其中， i 代表企业， t 代表年度， CVs 表示控制变量组， $Year$ 和 Ind 分别表示时间和行业固定效应， ε 为随机误差项。

被解释变量“数字化转型”($DLTN_{i,t}$)为 t 年 i 企业的数字化转型水平。企业年报中披露的信息对企业的发展战略和经营状况具有导向性，能够体现企业数字化转型的特征，因此可以通过对年报中与数字化转型相关的关键词进行识别统计来衡量企业的数字化转型水平。基于此，本文参照吴非等(2021)的文本识别方法^[34]，把企业数字化转型界分为底层技术运用与实践应用，得到如图 1 所示的数字化转型关键词图谱；在此基础上，采用 Python 爬虫技术汇集样本企业的年报，并通过 Java PDFbox 库提取文本内容，进而对各样本企业各年度年报中数字化转型关键词出现的频率进行计数；最后，运用滚动计算的方式对吴非等(2021)的方法进行改进^[34]：采用 i 企业 $t-1$ 年、 t 年、 $t+1$ 年 3 年关键词词频的平均数来衡量 i 企业 t 年的数字化转型水平，以减弱可能存在的异方差问题^①，在此基础上进行对数化处理(加 1 后取自然对数)得到“数字化转型”变量。

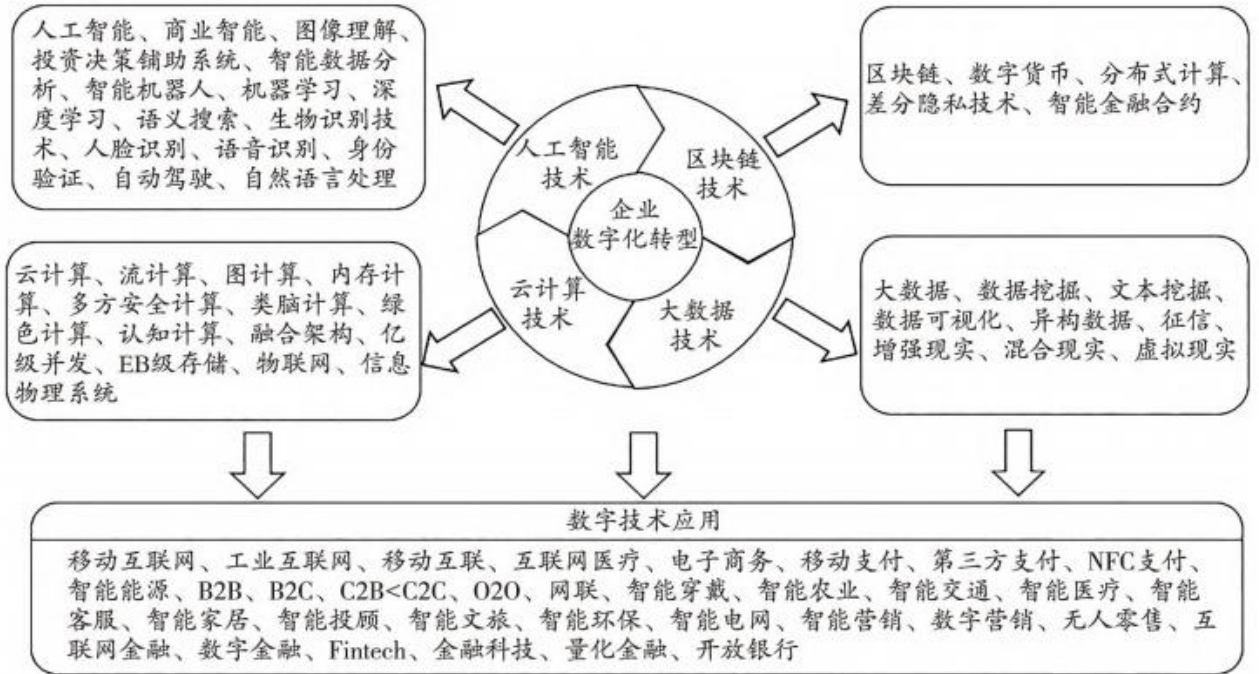


图 1 企业数字化转型的关键词图谱

核心解释变量“L.QFII 持股比例”($QFII_{i,t-1}$)为 $t-1$ 年 i 企业的 QFII 持股比例。借鉴 Aggarwal 等(2010)和刘星等(2011)的方法^{[16][35]}，采用 QFII 持股数与总股本的比值来衡量 QFII 持股情况，考虑到 QFII 持股对企业数字化转型的影响可能存在传递耗时，将 QFII 持股比例进行滞后一期处理作为核心解释变量(L.QFII 持股比例)，这样可以在一定程度上缓解反向因果关系带来的干扰。

为了提高研究精度，借鉴相关研究的结论(唐松 等，2022)^[36]，本文加入以下企业层面对数字化转型可能产生影响的控制变量：“年初总资产”(取自然对数)、“盈利能力”(采用营业利润率增长率来衡量)、“杠杆率”(采用总负债与总资产的比值来衡量)、“资本密集度”(采用总资产与营业收入之比来衡量)、“第一大股东持股比例”(采用第一大股东持股占总股本的比例来衡量)、“成立年龄”(加 1 后取自然对数)、“净资产收益率”(采用净利润与平均股东权益的百分比来衡量)、“两职合一”(董事长兼任总经理取值为 1，否则取值为 0)、“审计意见类型”(会计师事务所出具标准无保留意见取值为 1，否则取值为 0)。

本文以沪深两市 A 股上市公司为研究样本,采用 2007—2020 年的数据,并对样本数据进行如下清洗:首先,删除金融类样本;其次,删除 ST、*ST、PT 处理及终止上市等财务状况存在异常的样本;最后,为保证数据质量,删除 IPO 的样本和连续 5 年关键变量存在缺失的样本。此外,对所有连续变量进行 1%和 99%的缩尾处理以减少极端值的干扰。本文分析所用的原始数据来自国泰安数据库(CSMAR),上市公司年报文本来自巨潮资讯网,主要变量的描述性统计结果见表 1。

表 1 主要变量的描述性统计

变 量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
数字化转型	21 605	1.226	1.415	0	4.949
QFII 持股比例	21 605	0.095	0.378	0	2.520
年初总资产	21 605	22.091	1.312	14.158	28.509
盈利能力	21 593	3.834	5.161	-7.168	34.677
杠杆率	21 605	0.439	0.200	0.051	0.861
资本密集度	21 594	2.502	2.122	0.381	13.775
第一大股东持股比例	21 593	34.751	14.829	8.940	74.300
成立年龄	21 605	2.764	0.371	1.609	3.434
净资产收益率	21 572	0.070	0.090	-0.369	0.311
两职合一	21 260	0.227	0.417	0	1
审计意见类型	21 621	0.978	0.147	0	1

四、实证检验结果分析

1. QFII 持股对企业数字化转型的影响

表 2 为基准模型的检验结果。“L.QFII 持股比例”的估计系数在 1%的水平下显著为正,表明样本企业的 QFII 持股比例增加有利于其数字化转型水平的提高。同时,本文在基准模型中加入核心解释变量的平方项进行非线性关系检验,结果显示,“(L.QFII 持股比例)²”的估计系数为负但不显著(t 值仅为-0.85),表明在本文的研究样本中 QFII 持股比例与企业数字化转型不存在非线性关系。由此,研究假说 H1 得到验证,QFII 持股比例的增加能够有效促进企业数字化转型水平提升。

表 2 基准模型分析结果

变 量	线性关系检验		非线性关系检验
	数字化转型	数字化转型	数字化转型
L.QFII 持股比例	0.110*** (5.52)	0.054*** (2.72)	0.105* (1.65)

(L. QFII 持股比例)2			-0.025(-0.85)
年初总资产		0.129*** (17.15)	0.129*** (17.08)
盈利能力		0.003** (2.11)	0.003** (2.12)
杠杆率		-0.214*** (-4.28)	-0.213*** (-4.26)
资本密集度		-0.028*** (-6.55)	-0.028*** (-6.54)
第一大股东持股比例		-0.002*** (-4.21)	-0.002*** (-4.22)
成立年龄		-0.157*** (-6.08)	-0.157*** (-6.08)
净资产收益率		0.298*** (3.29)	0.296*** (3.27)
两职合一		0.180*** (9.18)	0.180*** (9.18)
审计意见类型		0.070 (1.18)	0.070 (1.18)
常数项	0.218 (0.61)	-2.300*** (-6.28)	-0.520*** (-2.68)
Year、Ind	控制	控制	控制
N	19 624	19 289	19 289
Adj_R2	0.492 0	0.505 0	0.505 0

注：***、**、*分别代表 1%、5%、10%的显著性水平；括号内数值为经过聚类稳健标准误调整的 t 值，下表同。

为保证分析结果的稳健性，本文进行如下 4 项稳健性检验：

(1) 延长考察时间窗口。

通过对核心解释变量进行滞后处理和对被解释变量进行前置处理来考察在较长时间窗口中的持续性影响，分析结果见表 3。 (1) (2) (3) 列分别为核心解释变量为 QFII 持股比例滞后 2、3、4 期的回归结果， (4) (5) (6) 列分别为被解释变量“数字化转型”前置 2、3、4 期的 (核心解释变量“QFII 持股比例”未作滞后处理) 的回归结果，估计系数均在 1% 的显著性水平下显著为正，且系数大小未出现减小趋势，表明 QFII 持股对企业数字化转型的促进作用具有持续性，短期内不会因考察时间的延长而明显减弱。

(2) 替换核心变量并改变回归模型。

第一，“数字化转型”变量为关键词计数指标 (取自然对数值)，这类变量数据具有明显的“截断”特征 (计数变量对数化后必然是非负数)，使用普通最小二乘法可能会产生估计量不一致和出现偏差等问题，对此，改用 Tobit 模型进行回归检验，估计结果见表 4 的 (1) 列。第二，将被解释变量 (“数字化转型”) 由取自然对数指标还原成计数指标 (“数字化转型 1”)，这类变量数据具有过度分散的正整数结构特征，使用普通最小二乘法估计同样可能产生估计偏误，对此，采用负二项模型 (NB-2) 进行回归检验，估计结果见表 4 的 (2) 列。第三，根据企业 “是否进行数字化转型”，构建 “0-1” 虚拟变量 (企业年报中提到数字化转型的关键词取值为 1，否则取值为 0) 作为被解释变量 “数字化转型 2”，并使用 Logit 模型进行回归检验，估计结果见表 4 的 (3) 列。第四，考虑到总股本中包含流通股和非流通股，将对 QFII 持股比例的测度方法由 “QFII 持股占总股本比例” 更换为 “QFII 持股占流通 A 股比例”，进而构建核心解释变量 “L. QFII 持股比例 1”，并重新采用上述 3 种处理方法进行回归检验，估计结果见表 4 的 (4) (5) (6) 列。分析结果显示，核心解释变量的估计系数均显著为正，表明本文的核心结论 “QFII 持股能够有效促进企业

数字化转型”是稳健的。

表 3 稳健性检验 I :延长观察时间窗口

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	数字化转型	数字化转型	数字化转型	F2. 数字化转型	F3. 数字化转型	F4. 数字化转型
L2. QFII 股比例	0.062***					
	(2.82)					
L3. QFII 股比例		0.068***				
		(2.72)				
L4. QFII 股比例			0.062***			
			(2.60)			
QFII 股比例				0.072***	0.074***	0.083***
				(3.28)	(3.23)	(3.39)
CVs、Year、Ind	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	17 351	15 393	13 446	17 357	15 409	13 457
Adj_R2	0.501 7	0.401 3	0.489 1	0.482 7	0.465 7	0.446 6

表 4 稳健性检验 II :替换核心变量和改变回归模型

变 量	(1) Tobit 回归	(2) NB-2 回归	(3) Logit 回归	(4) Tobit 回归	(5) NB-2 回归	(6) Logit 回归
	数字化 转型	数字化转型 1	数字化转型 2	数字化转 型	数字化转型 1	数字化转型 2
L. QFII 持股比例	0.068**	0.147***	0.143***			
	(2.21)	(3.33)	(2.67)			
L. QFII 持股比例				0.058**	0.105***	0.111***

1				(2. 47)	(3. 25)	(2. 78)
CVs、Year、Ind	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	19 289	19 281	19 289	19 289	19 281	19 289

(3)删除特殊样本。

为了进一步控制其他因素的干扰，本文分别基于时间、空间、企业三个维度进行特殊样本剔除处理：一是在时间维度上排除重大金融事件的干扰，为避免 2008 年国际金融危机和 2015 年股灾的影响，仅采用 2010—2015 年的样本数据进行回归检验，估计结果见表 5 的(1)列；二是在空间维度上排除直辖市的影响，考虑到直辖市在经济、政治上的特殊性较大，删除直辖市样本后进行回归检验，估计结果见表 5 的(2)列；三是在企业维度上弱化企业年报信息策略性披露的干扰(如在年报信息披露中夸大或隐藏数字化转型相关信息)，仅保留年报信息披露考核为“A”和“B”等级的样本进行回归检验，估计结果见表 5 的(3)列。实证结果显示，“L.QFII 持股比例”的回归系数依然显著为正。

(4)控制其他竞争性因素。

本文借鉴毕青苗等(2018)的研究思路[37],通过在回归方程中增加在基础设施、金融改革、对外开放和税收优惠等方面的政策变量来控制相关政策的影响，以更“干净”地识别出 QFII 持股对企业数字化转型的影响。具体来讲：在基础设施方面，纳入“高铁开通”（企业属地是否开通高铁的虚拟变量）和“宽带示范”（企业属地是否属于“宽带中国”示范城市的虚拟变量）两个政策冲击变量，估计结果见表 6 的(1)列；在金融改革方面，纳入“金融综合改革”（企业属地是否属于国家级“金融综合改革试验区”的虚拟变量）和“金融科技试点”（企业属地是否属于“促进科技和金融结合试点地区”的虚拟变量）两个政策冲击变量，估计结果见表 6 的(2)列；在对外开放方面，纳入“自贸区”（企业属地是否属于“自由贸易试验区”的虚拟变量）和“一带一路”（企业属地是否属于“一带一路”建设重点省份的虚拟变量）两个政策冲击变量，估计结果见表 6 的(3)列；在税收优惠方面，纳入“加速折旧”（固定资产企业是否得到固定资产加速折旧政策的税收优惠的虚拟变量）的政策冲击变量，估计结果见表 6 的(4)列；同时将上述政策变量一并纳入，估计结果见表 6 的(5)列。检验结果显示，虽然各政策变量均对企业的数字化转型产生了显著的正向影响，但“L.QFII 持股比例”的估计系数依然显著为正，表明排除了多项政策因素干扰后，本文的核心结论仍然是稳健的。

表 5 稳健性检验III:删除特殊样本

变 量	(1) 2010—2015 年样本	(2) 删除直辖市样本	(3) “A” “B” 等级样本
	数字化转型	数字化转型	数字化转型
L.QFII 持股比例	0.114*** (2.64)	0.059*** (2.62)	0.057*** (2.82)
CVs、Year、Ind	控制	控制	控制

N	6 537	15 370	17 228
Adj_R2	0.313 9	0.413 2	0.505 0

表 6 稳健性检验Ⅳ:控制其他竞争性因素

变 量	(1) 基础设施建设	(2) 金融改革政策	(3) 对外开放政策	(4) 税收优惠政策	(5) 综合
	数字化转型	数字化转型	数字化转型	数字化转型	数字化转型
L.QFII 持股比例	0.047** (2.33)	0.049** (2.46)	0.051** (2.57)	0.053*** (2.66)	0.041** (2.02)
高铁开通	0.044** (2.25)				0.009 (0.43)
宽带示范	0.190*** (8.30)				0.127*** (5.24)
金融综合改革		0.225*** (8.97)			0.198*** (7.66)
金融科技试点		0.145*** (8.04)			0.093*** (4.70)
自贸区			0.219*** (8.39)		0.089*** (3.18)
“一带一路”			0.072** (2.44)		0.066** (2.22)
加速折旧				0.160*** (5.67)	0.149*** (5.23)
CVs、Year、Ind	控制	控制	控制	控制	控制
N	18 937	19 289	19 289	19 289	18 937
Adj_R2	0.507 8	0.510 0	0.507 5	0.505 8	0.512 7

2. QFII 持股影响企业数字化转型的路径

(1) 投融资改善路径

基于前述的理论分析,选取 3 个变量进行分析:一是“融资约束”,采用 Kaplan 和 Zingales(1997)提出的 KZ 指数来衡量[38],反映企业受到的融资约束程度;二是“财务费用”,采用净财务费用与总负债之比来衡量,反映企业融资成本的大小;三是“金融杠杆”,采用金融性负债占总资产的比例来衡量,反映企业的金融杠杆情况。表 7 的(1)(4)(7)列分别为以上述 3 个变量为被解释变量的模型检验结果,“L.QFII 持股比例”的估计系数均在 1%的水平上显著为负,表明 QFII 持股比例的增加能够有效降低企业的融资约束程度、财务费用和金融杠杆,进而改善企业的投融资行为。进一步地,分别根据“融资约束”“财务费用”“金融杠杆”的中位数将样本分为“高”“低”组别,并分别进行基准模型检验,结果见表 7 的(2)(3)(5)(6)(8)(9)列:在“低融资约束”“低财务费用”“低金融杠杆”子样本中,“L.QFII 持股比例”的估计系数均在 1%的水平上显著为正;而在“高融资约束”“高财务费用”“高金融杠杆”子样本中,“L.QFII 持股比例”的估计系数均不显著。上述结果表明,QFII 持股比例

的增加能够缓解企业受到的融资约束、降低企业的财务费用和金融杠杆，而随着融资约束、财务费用和金融杠杆的降低 QFII 持股对企业数字化转型的促进作用增强，因而 QFII 持股可以通过改善企业投融资行为的路径来加快企业的数字化转型，研究假说 H2 得到验证。

表 7 投融资改善路径：融资约束、财务费用和金融杠杆

变 量	(1)	(2) 高约束	(3) 低约束	(4)	(5) 高费用	(6) 低费用	(7)	(8) 高杠杆	(9) 低杠杆
	融资 约束	数字化 转型	数字化 转型	财务 费用	数字化 转型	数字化 转型	金融 杠杆	数字化 转型	数字化 转型
L. QFII 持股比 例	-0.245***	0.057	0.066***	-0.001***	0.006	0.076***	-0.010***	0.053	0.067**
	(-7.62)	(1.45)	(2.72)	(-4.89)	(0.21)	(2.71)	(-5.66)	(1.31)	(2.35)
CVs、 Year、 Ind	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	18 755	10 209	9 080	17 728	10 486	8 803	19 289	9 768	9 521
Adj_R2	0.407 1	0.498 6	0.471 5	0.264 7	0.476 4	0.525 1	0.617 3	0.475 4	0.473 2

(2)信息优化路径

基于前述的理论分析，选取 2 个变量进行分析：一是“分析师关注”，借鉴潘越 等(2011)的方法[22]，采用对样本企业跟踪过的分析师数量来衡量，反映分析师对样本企业的关注程度；二是“正面报道”，借鉴杜金岷等(2020)的方法[39]，通过文本关键词检索的方式识别出新闻报刊对企业的正面报道^②，反映媒体对样本企业进行正面报道的多少。表 8 的(1)(4)列分别为以上述 2 个变量为被解释变量的模型检验结果，“L. QFII 持股比例”的估计系数均在 1%的水平上显著为正，表明 QFII 持股比例的增加能够提高分析师对企业的关注度，并增加媒体对企业的正面报道。进一步地，分别根据“分析师关注”和“正面报道”的中位数将样本分为“高”“低”组别，并分别进行基准模型检验，结果见表 8 的(2)(3)(5)(6)列：在“高分析师关注”和“高正面报道”子样本中，“L. QFII 持股比例”的估计系数均在 1%的水平上显著为正；而在“低分析师关注”和“低正面报道”子样本中，“L. QFII 持股比例”的估计系数均不显著。上述结果表明，QFII 持股比例的增加能够为企业带来更多的分析师关注和媒体正面报道，而随着分析师关注和媒体正面报道的增加 QFII 持股对企业数字化转型的促进作用增强，因而 QFII 持股可以通过优化企业信息状况的路径来推动企业的数字化转型，研究假说 H3 得到验证。

(3)技术进步路径

基于前述的理论分析，选取“研发投入”变量进行分析，采用 R&D 支出与营业收入之比来衡量，反映企业进行技术创新的研发强度。表 8 的(7)列为以“研发投入”为被解释变量的模型检验结果，“L. QFII 持股比例”的估计系数在 1%的水平上显著为正，表明 QFII 持股比例的增加能够提高企业的研发强度，进而促进企业的技术创新。进一步地，根据“研发投入”的中位数将样本分为“高研发投入”和“低研发投入”两个子样本，并分别进行基准模型检验，结果见表 8 的(8)(9)：在“高研发投入”

子样本中,“L.QFII 持股比例”的估计系数在 1%的水平上显著为正;而在“低研发投入”子样本中,“L.QFII 持股比例”的估计系数不显著。上述结果表明,QFII 持股比例的增加能够促使企业增加研发投入,而随着研发投入的增加 QFII 持股对企业数字化转型的促进作用增强,因而 QFII 持股可以通过推动企业技术进步的路径来支持企业的数字化转型,研究假说 H4 得到验证。

表 8 信息优化和技术进步路径:分析师关注、正面报道和研发投入

	(1)	(2) 高关注	(3) 低关注	(4)	(5) 高报道	(6) 低报道	(7)	(8) 高投入	(9) 低投入
	分析师 关注	数字化 转型	数字化 转型	正面 报道	数字化 转型	数字化 转型	研发 投入	数字化 转型	数字化 转型
L.QFII 持股比 例	3.370*** (18.80)	0.060*** (2.67)	-0.029 (-0.57)	0.130*** (6.46)	0.063*** (2.96)	-0.032 (-0.51)	0.002*** (3.75)	0.096*** (3.04)	0.007 (0.29)
CVs、 Year、 Ind	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	19 289	9 450	8 955	17 287	11 579	7 710	19 289	9 890	9 399
Adj_R2	0.405 5	0.519 2	0.472 9	0.347 3	0.514 7	0.470 4	0.484 9	0.507 4	0.473 1

3. 企业异质性分析

本文从企业的产权性质、科技属性和成长阶段 3 个维度进行异质性分析,对样本进行如下分组:一是根据产权性质将样本企业划分为“国有企业”和“非国有企业”两个子样本;二是参考彭红星毛和新述(2017)的方法[40],根据是否属于高科技行业将样本企业划分为“高科技企业”和“非高科技企业”两个子样本^③;三是参照刘诗源等(2020)的研究[41],根据所处生命周期阶段将样本企业划分为“成长期企业”“成熟期企业”“衰退期企业”三个子样本^④。分别对上述子样本进行模型回归,估计结果见表 9。

表 9 企业异质性分析结果

变 量	(1) 非国有企业	(2) 国有企业	(3) 非高科技企 业	(4) 高科技企业	(5) 成长期企业	(6) 成熟期企业	(7) 衰退期企业
	数字化转型	数字化转型	数字化转型	数字化转型	数字化转型	数字化转型	数字化转型
L.QFII 持股比	0.090***	0.020	0.036	0.079***	0.104***	0.055**	0.014

例	(2.75)	(0.87)	(1.32)	(2.72)	(3.08)	(2.72)	(0.20)
CVs、Year、Ind	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	10 483	8 495	8 774	10 515	8 598	7 104	3 478
Adj_R2	0.498 6	0.500 8	0.435 4	0.540 1	0.441 3	0.501 9	0.509 7

表 9 的分析结果显示：(1)在“非国有企业”子样本中“L.QFII 持股比例”的估计系数显著为正，而在“国有企业”子样本中“L.QFII 持股比例”的估计系数为正但不显著，表明 QFII 持股对非国有企业的数字化转型具有较强的促进作用，但对国有企业数字化转型的影响并不明显。(2)在“高科技企业”子样本中“L.QFII 持股比例”的估计系数显著为正，而在“非高科技企业”子样本中“L.QFII 持股比例”的估计系数为正但不显著，表明 QFII 持股对高科技企业的数字化转型具有明显促进作用，但对非高科技企业数字化转型的影响并不显著。(3)在“成长期企业”子样本中“L.QFII 持股比例”的估计系数在 1%的水平上显著为正，在“成熟期企业”子样本中“L.QFII 持股比例”的估计系数在 5%的水平上显著为正，而在“衰退期企业”子样本中“L.QFII 持股比例”的估计系数为正但不显著，表明 QFII 持股对成长期和成熟期企业的数字化转型具有显著的促进作用(尤其是对成长期企业)，但对衰退期企业数字化转型的影响并不显著。至此，研究假说 H5 得到验证。

五、进一步研究：QFII 持股下企业数字化转型的提质补短效应

1. QFII 持股下数字化转型对企业发展质量的提升作用

数字化转型是数字经济时代下企业高质量发展的重要举措，这种深刻的创新转型必然会对微观经济主体的发展态势产生重要的影响。前文已证实 QFII 持股对企业数字化转型具有显著的促进作用，但由于本文对企业数字化转型水平的测度是基于企业年报的关键词频数进行计算的，这就存在年报的信息披露是否夸大或隐瞒、QFII 持股影响下的数字化转型能否有效提升企业经济绩效的问题。那么 QFII 持股下的数字化转型对企业发展质量的提升效应是“实至名归”还是“徒有其表”？本文对此进行进一步的考察。

企业的数字化转型和 QFII 持股有助于打破传统的生产方式和商业模式，增强企业的信息收集和分析，更加精准地了解市场变化，从而创造更高的企业价值(陈剑 等，2020)^[42]，增加企业的投资机会；企业的数字化转型和 QFII 持股还能够降低企业信息的不透明度，并加强内部信息处理能力和外部市场监督力量，有助于企业决策优化和缓解代理问题，进而提升资源的匹配效率和投资效率，抑制企业非效率投资行为(窦欢 等，2014)^[43]；企业的数字化转型和 QFII 持股还能够改善企业治理结构、促进技术升级和减少代理成本，从而增强企业的内部控制能力和市场竞争力，为企业业绩提升创造良好的内部环境和技术支持(易露霞 等，2021)^[44]。基于上述考虑，本文选用以下 3 个变量作为企业发展质量的代理变量：一是“TobinQ”，采用企业资本的市场价值与资本重置成本之比来衡量，反映企业的投资价值或机会，其值越大则企业的投资价值或机会越高；二是“非效率投资”，采用 Richardson(2001)提出的非效率投资模型计算^[45]，其值越大则企业投资的非效率程度(投资不足或过度投资)越高；三是“主业业绩”，参照杜勇等(2017)的方法^[46]，采用剔除金融投资收益的资产收益率来衡量[®]，反映企业的生产经营绩效，其值越大则企业的经济绩效越好。以上述 3 个变量为被解释变量，检验 QFII 持股和数字化转型对企业发展质量的影响，并重点考察两者的交互效应。分析过程中对核心解释变量“数字化转型”和“QFII 持股比例”进行滞后 1 期和 2 期处理，估计结果见表 10。

根据表 10 的回归结果可以发现：(1)QFII 持股比例和数字化转型水平的提高都有利于企业投资价值和机会(TobinQ)的提高，且两者的交互项系数显著为正，表明 QFII 持股比例的提高和数字化转型水平的提高可以相互强化彼此的企业投资价值提升效应；(2)数字化转型水平的提高会抑制企业的非效率投资行为(滞后 1 期的影响不显著，滞后 2 期的影响显著为负)，虽然 QFII 持股比例的提高会在一定程度上强化企业的非效率投资(滞后 1 期的影响显著为正，滞后 2 期的影响不显著)，但两者的交互项显著为负，

表明 QFII 持股比例的提高会强化数字化转型水平提高对企业非效率投资的抑制作用；(3)QFII 持股比例的提高有利于企业生产经营绩效(主业业绩)的提高，虽然数字化转型水平的提高对主业业绩有负向影响，但两者的交互项系数显著为正，表明 QFII 持股比例的提高会弱化数字化转型水平提高对企业主业业绩的负向影响。基于上述分析，可以得到以下结论：

总体上看，QFII 持股可以促进企业发展质量提升(提高企业投资价值 and 主业业绩)，数字化转型也可以促进企业发展质量提升(提高企业投资价值 and 投资效率)，而且 QFII 持股可以改善数字化转型对企业发展质量的影响(强化正面的投资价值 and 投资效率提升效应，弱化负面的主业业绩降低效应)。因此，QFII 持股下的数字化转型能够有效促进企业的高质量发展，具有显著的提质效应。

表 10 QFII 持股下数字化转型的提质效应分析结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TobinQ	非效率投资	主业业绩	TobinQ	非效率投资	主业业绩
L. 数字化转型	0.069***	0.000	-0.001***			
	(7.66)	(0.69)	(-3.12)			
L. QFII 持股比例	0.050*	0.002**	0.004***			
	(1.68)	(2.09)	(4.33)			
L. 数字化转型×L. QFII 持股比例	0.041**	-0.001**	0.001**			
	(2.48)	(-2.21)	(2.01)			
L2. 数字化转型				0.054***	-0.000**	-0.001***
				(5.48)	(-2.39)	(-3.91)
L2. QFII 持股比例				0.016	0.001	0.003***
				(0.54)	(1.53)	(3.57)
L2. 数字化转型×L2. QFII 持股比例				0.060***	-0.001**	0.001**
				(3.44)	(-2.27)	(2.21)
CVs、Year、Ind	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	18 776	19 005	19 289	16 865	17 118	17 351
Adj_R2	0.552 6	0.042 1	0.722 6	0.555 8	0.033 4	0.718 9

2. QFII 持股对资本市场的“补短板”效应

目前，中国的资本市场发展相对滞后，相比发达国家的资本市场还存在投融资活跃度不高、机构投资者成熟度不够等不足，

有效促进实体经济高质量发展的功能还有待进一步挖掘。从现实情况来看，中国企业所引入的 QFII 基本上都来自发达国家的资本市场，那么作为专业、成熟且具有较强独特性的境外机构投资者，QFII 的引入能否在中国资本市场上产生积极的“鲶鱼效应”，进而助力资本市场服务实体经济的功能提升，并在中国资本市场高质量发展过程中起到“补短板”的作用？对此，本文尝试基于投资活跃度的维度进行初步考察，即通过比较在地区投资活跃度不同的情形下 QFII 持股对企业数字化转型的影响是否存在差异，来判断引入 QFII 是否能在一定程度上弥补资本市场上投资活跃度不足的“短板”。

本文采用北京大学国家发展研究院发布的《中国创业区域指数》中的“创新创业 VC/PE 指数”和“创新创业外来投资指数”两项指标，将地级市层面数据与样本企业数据进行匹配，分析在不同的投资活跃度下 QFII 持股对企业数字化转型的影响轨迹。分析结果发现(见图 2)：在 VC/PE 投资活跃度较低的地区，QFII 持股对企业数字化转型的边际影响为正(且边际点的置信区间显著异于 0)；随着 VC/PE 投资活跃度的提高，QFII 持股对企业数字化转型的边际影响逐渐减小；类似地，在外来投资活跃度较低的地区，QFII 持股对企业数字化转型的边际影响显著为正，随着外来投资活跃度的提升这种边际影响逐渐衰减(边际点的置信区间与 0 值没有统计显著性上的差异)。上述结果表明：

在企业外部投资环境较差(投资活跃度不足)时，QFII 持股能够发挥对资本市场“补短板”的效应(至少在促进企业数字化转型方面)：这类机构的引入不仅可以增加有效金融供给，还可以为机构(企业)的高效管理提供范例，优化投资者理念，推动金融市场的规范化和专业化，且这种功效在金融投资活跃度越低的地方越为明显。这也为深入认识 QFII 持股的积极作用提供了新的经验证据，有助于进一步发挥引入 QFII 对资本市场转型升级的促进作用。

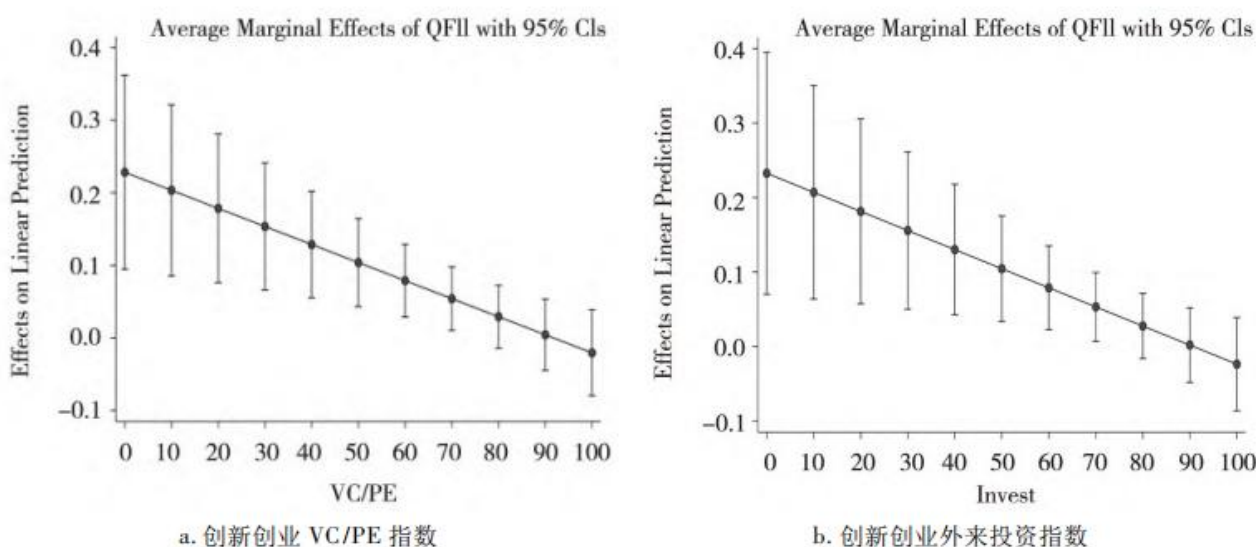


图 2 不同 VC/PE 投资和外来投资活跃度下 QFII 持股对企业数字化转型的边际影响

六、结论与启示

在数字经济时代，企业数字化转型成为推动经济高质量发展最重要的微观驱动力，如何激励企业数字化转型成为政界、学术界和工业界高度关注的热点问题。在实践中，资本市场具有更有效的风险管理和资本配置功能，能够更好地服务实体企业的数字化转型需求。随着金融市场改革开放的不断深化，合格境外机构投资者(QFII)在中国资本市场上的作用日益凸显，QFII 持股 also 对企业数字化转型产生了重要影响。本文采用 2007—2020 年沪深两市 A 股上市公司的数据，实证检验 QFII 持股对企业数字化转型的影响及其传导路径和企业异质性，并进一步分析了 QFII 持股下企业数字化转型对企业发展质量的提升作用以及 QFII 持股对资本市场的“补短板”效应，得到以下结论：(1)QFII 持股能显著促进企业数字化转型，该结论经过多种稳健性检验之后依然成立；(2)QFII 持股可以通过改善企业投融资行为(缓解融资约束、降低财务费用和金融杠杆)、优化企业信息状况(提高分

析师关注度和媒体正面报道数量)、推动企业技术进步(增加研发投入)等路径来促进企业数字化转型;(3)QFII 持股对企业数字化转型的影响具有企业异质性,能够显著促进非国有企业、高科技企业、成长期和成熟期企业的数字化转型,但对国有企业、非高科技企业和衰退期企业的数字化转型没有显著的影响;(4)QFII 持股和数字化转型有助于企业发展质量提升,而且 QFII 持股可以改善数字化转型对企业发展质量的影响,因而 QFII 持股下的数字化转型具有显著的提质效应;(5)在投资活跃度较低的地区 QFII 持股对企业数字化转型的促进作用较大,表明在企业数字化转型方面 QFII 持股具有弥补资本市场投资活跃度不足的“补短板”效应。

基于上述结论,提出以下政策启示:第一,积极推动金融市场稳步有序开放,进一步完善 QFII 准入制度,强化对 QFII 投资方向、资本质量等的要求和考核,深度提升准入境内的 QFII 质量及其投资质量。通过相关政策吸引更多的高质量 QFII 进入中国资本市场并适度增加对中国企业的持股,从而充分发挥 QFII 对企业数字化转型的治理和推动作用。与此同时,要进一步加强跨市场监管、跨境监管和穿透式监管,严格规范 QFII 持股行为。第二,实施差别化的 QFII 持股激励政策,最大限度地实现 QFII 持股对企业数字化转型的增进作用。一方面,要鼓励 QFII 加大对非国有企业和高科技企业的持股;另一方面,要引导 QFII 优先考虑对成长期企业持股,以弥补传统金融对这类企业支持不足等问题。要着力降低资本市场的信息不对称程度,提高投资者对企业的积极预期,缓解企业融资约束并优化企业的投融资行为,有效帮助企业解决数字化转型中的三大困境。第三,QFII 持股下的数字化转型能够较好地转换为“微观—宏观”层面的经济绩效,因而应大力发展数字经济,激励企业紧跟时代步伐进行数字化转型。加快数字基础设施建设,支持企业提高技术创新能力,为企业挖掘新的发展模式和实现高效的数字化转型提供完善的政策保障。

参考文献

- [1] MATT C, HESS T, BENLIAN A. Digital transformation strategies[J]. Business & Information Systems Engineering, 2015, 57(5): 339-343.
- [2] 钟腾, 汪昌云. 金融发展与企业创新产出——基于不同融资模式对比视角[J]. 金融研究, 2017(12): 127-142.
- [3] LUONG H, MOSHIRIAN F, NGUYEN L, et al. How do foreign institutional investors enhance firm innovation?[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2017, 52(4): 1449-1490.
- [4] 谭颖, 杨笋. QFII 持股与企业技术创新[J]. 金融论坛, 2020(12): 69-78.
- [5] GUADALUPE M, KUZMINA O, THOMAS C. Innovation and foreign ownership[J]. American Economic Review, 2012, 102(7): 3594-3627.
- [6] 姜君臣, 王满, 马影. 异质机构投资者与企业创新能力——基于境内外机构投资者的实证检验[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2021(3): 142-156.
- [7] 许年行, 于上尧, 伊志宏. 机构投资者羊群行为与股价崩盘风险[J]. 管理世界, 2013(7): 31-43.
- [8] 江轩宇, 陈玥, 于上尧. 股价暴跌风险与企业创新[J]. 南开管理评论, 2020(3): 200-211.
- [9] 戚聿东, 肖旭. 数字经济时代的企业管理变革[J]. 管理世界, 2020(6): 135-152+250.
- [10] 邢洋, 戚开元. 境外机构投资者持股对战略性新兴产业融资约束的影响——基于生命周期异质性视角[J]. 投资研究,

2019(7):131-146.

[11] ELYASIANI E, JIA J J, MAO C X. Institutional ownership stability and the cost of debt[J]. Journal of Financial Markets, 2010, 13(4):475-500.

[12] 邓川, 孙金金. QFII 持股、产权性质与企业融资约束[J]. 管理世界, 2014(5):180-181.

[13] 史学智, 阳镇. 企业金融化与企业创新——基于产业政策视角的重新审视[J]. 科研管理, 2021(4):147-157.

[14] 宋清华, 林永康. 杠杆率会影响全要素生产率吗——基于企业和地区异质性的视角[J]. 山西财经大学学报, 2021(3):112-126.

[15] 王勇, 芦雪瑶. 资本市场开放与企业“脱实向虚”——基于双重治理机制的视角[J]. 当代财经, 2021(9):66-77.

[16] AGGARWAL R, EREL I, FERREIRA M, et al. Does governance travel around the world? Evidence from institutional investors[J]. Journal of Financial Economics, 2010, 100(1):154-181.

[17] 郑春美, 朱丽君. QFII 对创新投入及企业价值的影响[J]. 科技进步与对策, 2019(5):86-95.

[18] 王宏鸣, 孙鹏博, 郭慧芳. 数字金融如何赋能企业数字化转型?——来自中国上市公司的经验证据[J]. 财经论丛, 2022(10):3-13.

[19] CHENG C S A, HUANG H H, LI Y, et al. Institutional monitoring through shareholder litigation[J]. Journal of Financial Economics, 2010, 95(3):356-383.

[20] 李春涛, 刘贝贝, 周鹏, 等. 它山之石: QFII 与上市公司信息披露[J]. 金融研究, 2018(12):138-156.

[21] HEALY P M, WAHLEN J M. A review of the earnings management literature and its implications for standard setting[J]. Accounting Horizons, 1999, 13(4):365-383.

[22] 潘越, 戴亦一, 林超群. 信息不透明、分析师关注与个股暴跌风险[J]. 金融研究, 2011(9):138-151.

[23] HU W, DU J, ZHANG W. Corporate social responsibility information disclosure and innovation sustainability: Evidence from China[J]. Sustainability, 2020, 12(1):409.

[24] 姚加权, 冯绪, 王赞钧, 等. 语调、情绪及市场影响: 基于金融情绪词典[J]. 管理科学学报, 2021(5):26-46.

[25] HAYWARD M L A, HAMBRICK D C. Explaining the premiums paid for large acquisitions: Evidence of CEO hubris[J]. Administrative Science Quarterly, 1997, 42(1):103-127.

[26] DYCK A, VOLCHKOVA N, ZINGALES L. The Corporate governance role of the media: Evidence from Russia[J]. Journal of Finance, 2008, 63(3):1093-1135.

-
- [27] JENSEN M C, MECKLING W H. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure[J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3(4): 305-360.
- [28] TIMOTHY G P, VIOLINA P R, PATRICK G M. Market watch: Information and availability cascades among the media and investors in the U.S. IPO market[J]. The Academy of Management Journal, 2008, 51(2): 335-358.
- [29] 徐蒙. 数字化转型与企业创新[J]. 企业经济, 2020(12): 54-60.
- [30] SAVIGNAC F. Impact of financial constraints on innovation: What can be learned from a direct measure?[J]. Economics of Innovation and New Technology, 2008, 17(6): 553-569.
- [31] 周友梅, 王晖山. QFII 的投资风格研究——基于我国 A 股市场的视角[J]. 会计之友, 2019(07): 12-17.
- [32] 冯照桢, 宋林. 异质机构、企业性质与企业社会责任信息披露[J]. 山西财经大学学报, 2013, 35(12): 84-92.
- [33] CHOI S B, LEE S H, WILLIAMS C. Ownership and firm innovation in a transition economy: Evidence from China[J]. Research Policy, 2011, 40(3): 441-452.
- [34] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 等. 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, 2021(7): 130-144+10.
- [35] 刘星, 吴先聪. 机构投资者异质性、企业产权与公司绩效——基于股权分置改革前后的比较分析[J]. 中国管理科学, 2011(5): 182-192.
- [36] 唐松, 李青, 吴非. 金融市场化改革与企业数字化转型——来自利率市场化的中国经验证据[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2022(1): 13-27.
- [37] 毕青苗, 陈希路, 徐现祥, 等. 行政审批改革与企业进入[J]. 经济研究, 2018(2): 140-155.
- [38] KAPLAN S N, ZINGALES L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints?[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1997, 112(1): 169-215.
- [39] 杜金岷, 李亚菲, 吴非. 股票流动性、媒体关注与企业创新[J]. 中国经济问题, 2020(3): 73-89.
- [40] 彭红星, 毛新述. 政府创新补贴、公司高管背景与研发投入——来自我国高科技行业的经验证据[J]. 财贸经济, 2017(3): 147-161.
- [41] 刘诗源, 林志帆, 冷志鹏. 税收激励提高企业创新水平了吗?——基于企业生命周期理论的检验[J]. 经济研究, 2020(6): 105-121.
- [42] 陈剑, 黄朔, 刘运辉. 从赋能到使能——数字化环境下的企业运营管理[J]. 管理世界, 2020(2): 117-128+222.
- [43] 窦欢, 张会丽, 陆正飞. 企业集团、大股东监督与过度投资[J]. 管理世界, 2014(7): 134-143+171.

[44] 易露霞, 吴非, 徐斯旸. 企业数字化转型的业绩驱动效应研究[J]. 证券市场导报, 2021(8):15-25+69.

[45] RICHARDSON F. Estimating the value of political connections[J]. American Economic Review, 2001, 91(4):1095-1102.

[46] 杜勇, 张欢, 陈建英. 金融化对实体企业未来主业发展的影响: 促进还是抑制[J]. 中国工业经济, 2017(12):113-131.

注释

①这样处理是基于以下两方面的考虑:一是企业年报文本披露的数字化转型内容通常具有连续性和稳定性,特定数字化转型词汇的出现应当有较长的持续期,因此基于较长的时间口径进行考察可能会更加准确(降低部分随意性词汇的干扰);二是企业年报的信息披露具有时滞性,一般而言,企业特定年份的年报往往在第二年年中进行写作、审核与披露,因此其中很可能穿插后续年度的发展状况及对未来的设想,这可能导致其数字化转型的特征词汇产生变化。

②基于中国知网的“中国重要报纸全文数据库”,对针对中国上市公司(包括全称、简称、股票代码等)的新闻进行检索和下载,通过人工阅读法识别出其中的正面报道、负面报道和中性报道,并对数据进行对数化处理。

③具体来讲,高科技行业包括:制造业(C)中的C25、C26、C27、C28、C29、C31、C32、C34、C35、C36、C37、C38、C39、C40、C41,信息传输、软件和信息技术服务业(I)中的I63、I64,科学研究和技术服务业(M)中的M73。

④根据经营现金净流量、投资现金净流量、筹资现金净流量的正负符号组合进行企业生命周期的划分:在成长期,企业进入快速发展阶段,并需要大量资金来满足企业发展需求,通常经营现金净流量和投资现金净流量为负,而筹资净现金流量为正;在成熟期,企业发展进入稳定阶段,通常经营现金净流量为正,而投资现金净流量和筹资现金净流量为负;在衰退期,企业经营水平下降,通常经营现金净流量为负,而投资现金净流量为正,筹资现金净流量则可能为正也可能为负。

⑤主业绩=(利润总额-投资收益-公允价值变动收益+对联营企业和合营企业的投资收益)/总资产