

审计师行业专长与企业数字化转型

刘耀淞, 潘静怡, 樊苏萍

(上海大学 管理学院, 上海 200444)

[摘要]以2007—2021年A股上市公司为样本,实证研究审计师行业专长对企业数字化转型的影响。研究表明:审计师行业专长能够促进企业数字化转型,其作用机理在于审计师行业专长可以缓解外部利益相关者与企业之间的信息不对称性、降低管理层决策的信息不确定性;在推动企业数字化转型方面,机构投资者持股、分析师关注和审计师的声誉会弱化审计师行业专长的影响,而审计师的任期和信息技术背景则会强化行业专长的影响;审计师行业专长能够强化企业数字化转型的同群效应。

[关键词]审计师行业专长;企业数字化转型;信息不对称性;信息不确定性;委托代理冲突;融资约束

[中图分类号]F239.4;F270.7 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2024)02-0035-11

一、引言

党的二十大报告提出要“加快发展数字经济,促进数字经济和实体经济深度融合”,这为我国企业数字化转型指明了方向。企业数字化转型是指企业基于大数据、人工智能、云计算、区块链、物联网等新一代信息技术,在核心业务流程中嵌入和组合信息、计算、沟通和连接等方式,通过组织属性重构和商业模式创新来创造、传递和获取价值,进而实现降本增效和转型升级的战略变革过程^[1-3]。根据埃森哲发布的《2022年中国企业数字化转型指数》,面对日益复杂的商业环境,近六成的受访高管表示在未来一至两年会增加数字化方面的投入。由此可见,数字化转型已经成为我国企业获取持续竞争优势、实现高质量发展的重要手段。然而,目前传统企业的数字化转型整体效果并不理想,大多数企业陷入“不愿转”“不敢转”“不会转”的困境^[4]。究其原因,企业数字化转型在本质上是一种投入大、风险高、周期长和不确定性强的投资活动,能否转型成功的关键在于管理层是否具有坚定的投资意愿,以及能否持续稳定地获取投资所需的资金、技术和人才等要素资源。

有鉴于此,学者们从缓解代理冲突和优化资源配置视角,考察了微观高管特征和宏观经济政策对企业数字化转型的影响。在高管特征方面,高管个人的学术经历^[5]、海外经历^[6]、信息技术优势^[4]和复合职能背景^[7]能有效促进企业数字化转型,高管团队的稳定性^[3]、异质性^[8]、外部关系网络^[9]和董事会断裂带^[10]有利于推动企业数字化转型,而管理层短视主义则会放大短期转型风险、淡化长期转型收益,进而阻碍企业数字化转型^[11-12]。在经济政策方面,数字基础设施建设试点^[13]、金融科技创新试点^[14]、税收优惠政策^[15]有助于提高资金、人才、技术等要素资源的配置效率,从而赋能企业数字化转型。

外部审计师是资本市场的重要主体,行业专长是其专业胜任能力的核心表征^[16]。审计师行业专长可以缓解外部利益相关者与企业之间的信息不对称性、降低管理层决策的信息不确定性,通过改善信息环境影响客户的投资决策。一方面,在特定行业深度耕耘的行业专长审计师积累了丰富的专业知识、专有技能

[收稿日期]2023-11-09

[基金项目]上海市哲学社会科学规划年度课题(2022ZGL004)

[作者简介]刘耀淞(1990—),女,黑龙江双鸭山人,上海大学管理学院讲师,博士,主要研究方向为会计与审计、企业税务;潘静怡(1999—),女,上海人,上海大学管理学院硕士生,主要研究方向为审计、税收与公司财务,通信作者,邮箱:olivia_pan99@126.com;樊苏萍(2001—),女,江西南昌人,上海大学管理学院硕士生,主要研究方向为会计与审计、公司治理。

和审计经验,能够显著提升企业财务报告信息的可靠性^[17]、稳健性^[18]和可比性^[19],敦促企业披露更多或有事项信息^[20],降低外部利益相关者与企业之间的信息不对称程度,缓解客户的代理冲突和融资约束,优化投资决策。另一方面,行业专长审计师在长期频繁的审计沟通中为客户提供关于行业发展、竞争格局、要素供给、制度环境、政策法规等与投资相关的高质量信息,降低管理层决策的信息不确定性,进而提高投资效率^[21]。那么,审计师行业专长能否影响客户的数字化投资决策?截至目前,鲜有学者对此进行研究。

因此,本文以2007—2021年沪深A股上市公司为样本,实证研究审计师行业专长对企业数字化转型的影响及机理。本文可能的边际贡献在于:一方面,基于审计师行业专长视角探究企业数字化转型的驱动因素和作用机理,拓展了企业数字化转型的影响因素研究,为促进数字经济和实体经济深度融合提供来自资本市场中介机构的经验证据;另一方面,从赋能企业数字化转型角度验证了行业专长审计师的信息治理与信息优化功能,丰富了审计师行业专长的经济后果研究,为理解外部审计师的信息中介作用、提升注册会计师的专业胜任能力和推进会计师事务所的专精特新转型提供参考。

二、理论分析与研究假设

信息不对称和不确定会损害管理层的数字化投资意愿与能力,进而阻碍企业数字化转型。从信息不对称角度看,一方面,数字化转型需要企业将人工智能、大数据和云计算等信息技术与现有的运营体系进行深度嵌套,可能会在短期内给生产、经营与管理流程带来颠覆性的转变,引发一定的经营财务风险^[12]。此外,数字化转型风险高、回报周期长,必要的高额投入与不确定的预期收益存在较长的时滞^[3]。由于委托代理冲突的存在,管理层通常具有较低的风险承担意愿,往往会利用外部利益相关者与企业之间的信息不对称进行自利决策,规避短期内高风险、低收益的数字化投资项目,从而抑制企业数字化转型。另一方面,数字化转型对资金的充足性和稳定性要求较高,企业的自有资金通常难以满足需求。外部投资者与企业之间的信息不对称会引发逆向选择问题,进而加剧企业的外源融资约束。在资金短缺的情况下,管理层数字化投资能力难以施展,数字化转型的进程相应受阻。从信息不确定角度看,管理层在推进数字化转型过程中需要根据所处行业的竞争格局、要素市场的供需关系、信息技术的迭代进程、数字经济的发展趋势、地方政府的政策导向以及利益相关者的价值诉求等外部环境变化适时调整投资决策,而信息不确定性不仅会加大管理层获取决策所需外部信息的难度与成本,还会使管理层对企业外部环境与内部能力的匹配认知变得相对模糊^[16],使其无法有效识别、评估数字化投资的机会与风险,阻碍企业数字化转型。综上所述,缓解外部利益相关者与企业之间的信息不对称性、降低管理层决策的信息不确定性是推动企业数字化转型的关键。外部审计师是企业重要的治理机制和信息来源,而行业专长审计师凭借其在特定行业执业过程中积累的审计经验和专有性投资,能够更好地发挥信息治理和信息优化功能,通过缓解信息不对称性、降低信息不确定性两种途径赋能企业数字化转型。

第一,基于信息治理视角,行业专长审计师对于企业财务报告信息披露的监督效应更强,能够显著降低外部利益相关者与企业之间的信息不对称程度,缓解企业的代理冲突与融资约束,进而提升管理层的数字化投资意愿和能力,推动企业数字化转型。在监督能力方面,得益于特定行业的审计经验积累和专有性投资储备,行业专长审计师对客户所在行业的经营特点、交易规则、竞争格局、发展前景以及政策法规等有着更为深刻的理解,能够更加精准评估和有效应对企业的重大错报风险,对财务报告信息的鉴证能力更强。在监督动机方面,根据资产专有性理论,行业专长审计师在某一行业的审计过程中投入了大量的人力和智力资源,并掌握了特定的专业审计技术,其因审计失败而损失的客户租金更多,提升审计质量的动机更强。在监督能力和动机的叠加作用下,行业专长审计师能够显著提升客户企业财务报告信息的可靠性^[17]、稳健性^[18]和可比性^[19],敦促企业披露更多的或有事项信息^[20],使得企业的财务报告信息更加透明,从而降低外部利益相关者与企业之间的信息不对称程度。信息不对称程度的降低一方面有助于外部利益相关者加强对于管理层机会主义投资行为的监督与约束,提升管理层的数字化

投资意愿^[12],推动企业数字化转型;另一方面有利于降低权益投资者的信息风险与债权投资者的信贷风险^[22],从而缓解企业的外源性融资约束,增强管理层的数字化投资能力,促进企业数字化转型。

第二,基于信息优化视角,行业专长审计师可以为管理层提供数字化投资所需的高质量信息,决策信息不确定性的降低大幅提升了管理层的数字化投资能力,进而推动企业数字化转型。数字化转型要求企业从外部获取资金、技术、人才等要素资源,而要素市场上通常存在海量的供给方和需求方,且双方的诉求存在异质性。供需双方的信息不完全和不对称大幅增加了要素配置的信息搜寻和筛选成本,这会倒逼企业管理层从非市场交易渠道收集决策相关的增量信息。此外,在推进数字化转型过程中,管理层还需要掌握所处行业的竞争格局、信息技术的迭代进程、数字经济的发展趋势、地方政府的政策导向以及利益相关者的价值诉求等外部环境信息,多维度、多层次的信息需求进一步激励管理层拓宽信息渠道、改善信息质量。行业专长审计师作为资本市场的信息中介,是管理层数字化投资决策信息的重要来源。就信息供给能力而言,根据知识溢出效应理论,审计师在为客户提供审计服务过程中产生的知识可以互相受益^[23]。行业专长审计师通过在特定行业经年累月的沉淀和总结,掌握了大量公开与非公开的关于企业所处行业的竞争格局、技术变革、发展前景和政策法规等数字化投资所需的高质量信息,有能力在审计服务中为客户提供与数字化转型相关的增量信息。就信息供给动机而言,由于审计服务具有商品属性,面对激烈的审计市场竞争,行业专长审计师很可能在不违背职业道德基本原则的基础上,通过正式与非正式的交流沟通满足客户的信息需求,以保留老客户或发展新客户^[24]。行业专长审计师提供的低成本、高质量信息有助于降低企业管理层决策的信息不确定性,使其能够更加全面地识别数字化投资机会、客观地评估数字化投资风险,从而改善数字化投资能力,促进企业数字化转型。

基于此,本文提出如下假设:

H1: 审计师行业专长能够促进客户企业数字化转型。

三、研究设计

(一) 变量定义与模型构建

为了检验本文提出的假设,构建如下回归模型:

$$DCG_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MSR_DUMMY_{i,t} / MSRSQRT_DUMMY_{i,t} + \gamma Controls + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (1)$$

解释变量 $MSR_DUMMY/MSRSQRT_DUMMY$ 衡量审计师的行业专长。拥有较大行业市场份额的审计师更可能是行业专家^[25]。本文以客户营业收入总额(营业收入总额的平方根)为基础计算得到审计师的行业市场份额 $MSR(MSRSQRT)$,将各审计师的市场份额按年度和行业排序进行分组,如果某审计师的市场份额高于该行业 3/4 分位数值,则将其定义为行业专长审计师。设置虚拟变量 $MSR_DUMMY/MSRSQRT_DUMMY$,如果某企业的年度审计报告签字审计师中有行业专长审计师,则定义该企业该年度的审计师具有行业专长, $MSR_DUMMY/MSRSQRT_DUMMY$ 取值为 1,否则为 0。被解释变量 DCG 衡量企业数字化转型程度。借鉴吴非等的做法^[26],运用文本分析技术汇总统计上市公司年报中与“人工智能技术”“区块链技术”“云计算技术”“大数据技术”“数字技术应用”相关的关键词词频,将词频总数加 1 取对数处理后作为企业数字化转型程度的衡量指标。 DCG 取值越大,表明企业的数字化程度越高。

本文在模型中加入如下控制变量:(1) 资产负债率 LEV ,等于期末总负债/期末总资产;(2) 公司规模 $SIZE$,等于经过行业 and 年度均值调整的企业期末总资产;(3) 总资产净利率 ROA ,等于当期净利润/期末总资产;(4) 营业收入增长率 $GROWTH$,等于(当期营业收入 - 上期营业收入)/上期营业收入;(5) 资本密集度 $TANG$,等于(期末固定资产净额 + 期末无形资产净额)/期末总资产;(6) 现金持有 $CASH$,等于期末货币资金总额/期末总资产;(7) 董事会规模 $BOARD$,等于董事会人数的自然对数;(8) 独立董事比例 $INDEP$,等于独立董事人数/董事会人数;(9) 两职合一 $DUAL$,如果董事长兼任总经理取值为 1,否则为 0;(10) 第一大股东持股比例 $TOP1$;(11) 企业年龄 AGE ,等于企业成立年限的自然对数;

(12) 审计机构 *BIG4*, 如果年报审计机构是国际四大会计师事务所取值为 1, 否则为 0; (13) 审计意见 *AUDIT*, 如果年报审计意见为非标准审计意见取值为 1, 否则为 0。本文还控制了时间和行业固定效应, 并在企业层面对标准误进行聚类修正。

(二) 样本选择与数据来源

本文选取 2007—2021 年沪深 A 股上市公司为研究对象。我国财政部在 2006 年发布了新的《企业会计准则》体系, 上市企业的众多财务指标名称与统计口径产生了一定程度的变动。为保证样本统计口径的一致性, 本文选择 2007 年作为样本起始年份。此外, 本文对初始样本进行了如下筛选: (1) 剔除 ST 企业样本; (2) 剔除金融行业企业样本; (3) 剔除关键变量缺失样本。最终获得 37239 条“企业-年度”观测值。为了避免极端值的影响, 本文还对所有连续变量进行了 1% 和 99% 分位数的缩尾处理。本文使用的关键变量数据均来源于国泰安数据库。

(三) 描述性统计

表 1 列示了主要变量的全样本描述性统计结果。*DCG* 的平均值为 1.1710, 标准差为 1.3490, 25% 分位数与 75% 分位数分别为 0.0000 和 2.0790, 这表明样本企业的数字化程度差异较大。*MSR_DUMMY* 与 *MSRSQRT_DUMMY* 的平均值分别为 0.2544 与 0.2502, 这说明在样本企业中, 约有四分之一的企业年报审计师具有行业专长。其余变量的取值均在合理范围, 不再赘述。

表 1 描述性统计

变量	观察值	平均值	标准差	25% 分位数	中位数	75% 分位数
<i>DCG</i>	37239	1.1710	1.3490	0.0000	0.6931	2.0790
<i>MSR_DUMMY</i>	37239	0.2544	0.4356	0.0000	0.0000	1.0000
<i>MSRSQRT_DUMMY</i>	37239	0.2502	0.4331	0.0000	0.0000	1.0000
<i>LEV</i>	37239	0.4265	0.2115	0.2569	0.4175	0.5821
<i>SIZE</i>	37239	0.9532	1.4060	0.2230	0.4806	1.0330
<i>ROA</i>	37239	0.0403	0.0642	0.0154	0.0400	0.0708
<i>GROWTH</i>	37239	0.1905	0.4359	-0.0106	0.1211	0.2868
<i>TANG</i>	37239	0.3633	0.1794	0.2299	0.3501	0.4840
<i>CASH</i>	37239	0.1920	0.1436	0.0926	0.1515	0.2487
<i>BOARD</i>	37239	2.1350	0.1986	1.9460	2.1970	2.1970
<i>INDEP</i>	37239	0.3735	0.0527	0.3333	0.3333	0.4286
<i>DUAL</i>	37239	0.2780	0.4480	0.0000	0.0000	1.0000
<i>TOP1</i>	37239	0.3502	0.1505	0.2320	0.3295	0.4523
<i>AGE</i>	37239	2.8300	0.3668	2.6390	2.8900	3.0910
<i>BIG4</i>	37239	0.0590	0.2357	0.0000	0.0000	0.0000
<i>AUDIT</i>	37239	0.0322	0.1765	0.0000	0.0000	0.0000

四、实证分析

(一) 基准回归分析

表 2 列示了模型(1)的基准回归结果。回归结果显示, 解释变量 *MSR_DUMMY* 和 *MSRSQRT_DUMMY* 的估计系数分别为 0.1903 和 0.1557, 均在 1% 的水平上显著, 这说明与年报审计师不具有行业专长的企业相比, 审计师具有行业专长的企业数字化转型程度更高。本文的假设 H1 得到了经验证据的支持, 即审计师行业专长能够显著促进企业数字化转型。

(二) 稳健性测试

本文从替换变量指标、改变回归方法、优化样本结构、缓解内生性问题四个方面进行稳健性测试^①。

1. 替换变量指标

(1) 替换审计师行业专长的衡量指标。第一, 基于客户企业的资产总额(资产总额的平方根)和审计费用(审计费用的平方根)计算行业市场份额, 并依次构建审计师行业专长虚拟变量 *MSA_DUMMY*(*MSASQRT_DUMMY*) 和 *MSC_DUMMY*(*MSCSQRT_DUMMY*)。第二, 对企业年度审计报告

^①限于篇幅, 未报告稳健性测试的回归结果, 留存备案。

告中各签字审计师按营业收入计算的行业市场份额取平均值,用来衡量审计师行业专长 $MSR_MEAN(MSRSQRT_MEAN)$ 。使用上述方法替换解释变量进行回归后,研究结论依然成立。

(2) 替换企业数字化转型程度的衡量指标。第一,采用管理层讨论与分析部分披露的数字化关键词词频 $MDCG$ 衡量企业数字化转型程度。第二,考虑到我国企业的年报审计师聘任和审计执行区间通常为当年第四季度和次年第一季度,审计师的信息治理和优化效应很可能递延至次年,故采用次年的企业数字化转型程度 $FDCG$ 检验当年审计师行业专长的影响。第三,在数字化转型方面,企业存在“只说不做”或者“多说少做”的动机。本文参考祁怀锦等的思路^[27],计算财务报告附注披露的年末无形资产明细项中与数字经济相关部分占资产总额的比例。考虑到企业的数字资产配置会受到行业特征和时间趋势的影响,对上述比例按照行业-年度标准化,得到数字化实践水平 $DCG_intangible$ 作为企业数字化转型程度的替代指标^①。使用上述方法替换被解释变量进行回归后,研究结论依然成立。

2. 改变回归方法与优化样本结果

由于被解释变量 DCG 在数值上均大于或等于 0,在稳健性检验中,本文将 OLS 回归调整为 Tobit 回归,重新对模型(1)进行回归分析。此外,在基准回归的基础上,本文进一步剔除了 2008—2009 年和 2020—2021 年的样本观测值,重新对模型(1)进行回归分析,以排除金融危机和新冠疫情的异常冲击对研究结论的可能干扰。回归结果均与基准回归保持一致,再次证明前文结论的稳健性。

3. 缓解内生性问题

第一,倾向得分匹配法。企业对于年报审计师的选择并非随机,在一定程度上会受到企业数字化战略的影响,本文可能存在样本选择偏差导致的内生性问题。因此,本文将年报审计师具有行业专长的企业观测视为处理组,以所有控制变量为协变量,采用 1:1 最邻近无放回匹配法(匹配半径为 0.01),从年报审计师不具有行业专长的企业观测中匹配对照组样本。匹配后的处理组和对照组观测在所有协变量上均无系统性差异,满足平衡性假设。倾向得分匹配样本的回归结果显示,解释变量的估计系数均显著为正,表明在控制样本选择偏差问题后,审计师行业专长依然能够显著促进企业数字化转型。

第二,考虑审计师变更的影响。如果行业专长审计师能够促进企业数字化转型,那么企业选聘的审计师由非行业专长审计师变更为行业专长审计师以后,数字化转型程度应当有所提升。因此,参考已有研究的做法^[16],本文进一步将研究对象聚焦于审计师发生变更的样本企业。设置虚拟变量 $DDCG$,如果企业数字化转型程度较前一年有所提升取值为 1,否则为 0;设置虚拟变量 $DSpec_MSR(DSpec_MSRSQRT)$,如果企业当年选聘的审计师由不具有行业专长变更为具有行业专长取值为 1,否则为 0。 $Probit$ 回归结果显示,解释变量 $DSpec_MSR$ 和 $DSpec_MSRSQRT$ 的估计系数均显著为正,说明非行业专长审计师变更为行业专长审计师以后,客户企业数字化转型程度得到显著提升。

第三,缓解遗漏变量问题。尽管前文已经在回归模型中控制了部分企业和事务所层面的特征变量以及年度、行业固定效应,遗漏变量问题依然难以避免。本文从如下三个方面缓解遗漏变量导致的内生性问题:(1)在模型中进一步控制省份层面的地区固定效应;(2)在模型中进一步控制企业个体层面的固定效应;(3)在模型中加入事务所层面的行业专长衡量指标 $FMSR_DUMMY(FMSRSQRT_DUMMY)$ 。回归结果显示,解释变量的估计系数均显著为正,支持了前文假设。

表 2 审计师行业专长对企业数字化转型的影响

	(1)	(2)
	DCG	DCG
MSR_DUMMY	0.1903*** (6.84)	
$MSRSQRT_DUMMY$		0.1557*** (4.83)
Constant	0.1893 (0.69)	0.1091 (0.40)
Controls	YES	YES
Year/Industry FE	YES	YES
Observations	37239	37239
Adjusted R ²	0.5124	0.5115

注:(1)***、**、* 分别表示双尾检验的统计显著水平为 1%、5%、10%,括号内为 t 统计值,下同。

^①本文进一步从 CSMAR 数据库中获取企业数字化成果和数字化应用评分,用于衡量企业的数字化实践水平。回归结果依然支持前文假设。

五、进一步检验与分析

(一) 影响机制检验

如前所述,审计师行业专长具有信息治理与信息优化双重功能,既可以降低外部利益相关者与企业之间的信息不对称性,缓解企业的代理冲突和融资约束,又可以降低企业管理层决策的信息不确定性,从而提高管理层的数字化投资意愿和能力,促进企业数字化转型。下文分别对这两种影响机制进行检验。

1. 审计师行业专长、信息不对称性与企业数字化转型

为了验证“审计师行业专长—降低外部利益相关者与企业之间的信息不对称性—促进数字化转型”这一影响机制,本文采用中介效应检验方法。参考已有研究的做法^[16],把信息不对称性 *IA* 作为中介变量,将其定义为企业最近3年基于修正琼斯模型计算的操控性应计利润绝对值的总和^①。*IA* 取值越大,表示企业的财务报告信息披露质量越低,外部利益相关者与企业之间的信息不对称程度越高。在表3中,列(2)的回归结果显示,*MSR_DUMMY*的估计系数为-0.0189,在1%的水平上显著,说明审计师行业专长能够显著降低信息不对称性;列(3)的回归结果显示,在控制了信息不对称的影响之后,*MSR_DUMMY*的估计系数依然在1%的水平上显著为正,说明审计师行业专长能够显著提高企业的数字化转型程度,且其估计系数0.1986小于列(1)所示的估计系数0.2004,验证了信息不对称性的部分中介效应。列(4)、列(5)与列(6)的回归结果所得结论与上述保持一致,表明审计师行业专长能够通过降低外部利益相关者与企业之间的信息不对称性,从而促进企业数字化转型。同时,Sobel 检验 *Z* 统计量值分别为2.495与2.614,分别在5%和1%的水平上显著。

表3 审计师行业专长、信息不对称性与企业数字化转型

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>DCG</i>	<i>IA</i>	<i>DCG</i>	<i>DCG</i>	<i>IA</i>	<i>DCG</i>
<i>MSR_DUMMY</i>	0.2004*** (6.54)	-0.0189*** (-4.38)	0.1986*** (6.47)			
<i>MSRSQRT_DUMMY</i>				0.1521*** (4.24)	-0.0280*** (-5.61)	0.1493*** (4.16)
<i>IA</i>			-0.0972* (-1.75)			-0.0987* (-1.77)
<i>Constant</i>	0.2538 (0.85)	0.2759*** (5.82)	0.2806 (0.94)	0.1813 (0.61)	0.2903*** (6.09)	0.2099 (0.71)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year/Industry FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	28706	28706	28706	28706	28706	28706
Adjusted R ²	0.5266	0.1832	0.5267	0.5254	0.1841	0.5255

进一步地,如果审计师行业专长可以通过降低外部利益相关者与企业之间的信息不对称性来缓解代理冲突,进而促进企业数字化转型,那么可以预期,审计师行业专长对于企业数字化转型的促进效果在委托代理成本较高的企业中更为明显。大股东的持股比例越高,其对管理层自利行为的监督效应越强,管理层越倾向于采取符合股东利益的投资决策,企业的委托代理成本越低。因此本文采用大股东持股比例来衡量委托代理成本,根据大股东持股比例的行业年度中位数,将样本划分为大股东持股比例高(委托代理成本低)和大股东持股比例低(委托代理成本高)两组,分别对模型(1)进行回归分析和组间系数差异检验。从表4列(1)至列(4)可以看出,解释变量 *MSR_DUMMY* 和 *MSRSQRT_DUMMY* 的估计系数均在1%或5%的水平上显著为正,且与持股比例高(委托代理成本低)组的估计系数0.1420和0.0999相比,持股比例低(委托代理成本高)组的估计系数0.2453和0.2217显著更大,说明审计师行业专长可以通过缓解代理冲突来促进企业数字化转型。

^①本文进一步采用沪深交易所对上市公司在各年度中的信息披露表现所做出的评价(即信息披露考评结果)衡量外部利益相关者与企业之间的信息不对称程度,回归结果依然显示审计师行业专长能够通过降低外部利益相关者与企业之间的信息不对称性,从而促进企业数字化转型。

表4 代理冲突与融资约束机制的回归结果

	持股比例高 (1) DCG	持股比例低 (2) DCG	持股比例高 (3) DCG	持股比例低 (4) DCG	市场化程度高 (5) DCG	市场化程度低 (6) DCG	市场化程度高 (7) DCG	市场化程度低 (8) DCG
<i>MSR_DUMMY</i>	0.1420*** (4.02)	0.2453*** (5.85)			0.2173*** (5.70)	0.1575*** (4.26)		
<i>MSRSQRT_DUMMY</i>			0.0999** (2.35)	0.2217*** (4.89)			0.1613*** (3.56)	0.1395*** (3.40)
<i>Constant</i>	0.099 (0.28)	0.0674 (0.18)	0.0336 (0.10)	-0.0248 (-0.07)	0.1734 (0.49)	0.1375 (0.36)	0.1032 (0.29)	0.0601 (0.16)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year/Industry FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	19191	18048	19191	18048	18028	19211	18028	19211
Adjusted R ²	0.509	0.5189	0.5083	0.5181	0.5041	0.5237	0.5029	0.5232
Coefficient Difference Test	P = 0.000		P = 0.000		P = 0.040		P = 0.410	

企业所在地区的市场化程度指数可以用来刻画企业的外部融资环境。市场化程度越高,企业越能够凭借高质量的会计信息、通过自由竞争从外部资本市场获得融资;而在市场化程度较低的地区,企业的融资活动更多地依靠政治关联、社会资本等非市场化运行机制,改善会计信息质量对于缓解外源融资约束的作用相对有限。因此,如果审计师行业专长的信息治理效应能够缓解外部投资者与企业之间的信息不对称性,通过降低权益投资者的信息风险和债权投资者的信贷风险来获取外部投资者的信任,进而缓解外源融资约束、促进数字化转型,那么可以预期,审计师行业专长对企业数字化转型的促进效果在市场化程度高的样本中更为显著。根据样本企业所在地市场化指数的行业年度中位数,将样本划分为市场化程度高和市场化程度低两组,分别对模型(1)进行回归分析和组间系数差异检验。从表4列(5)至列(8)可以看出,解释变量的估计系数均在1%的水平上显著为正,当解释变量为*MSR_DUMMY*时,与市场化程度低组的估计系数0.1575相比,市场化程度高组的估计系数0.2173显著更大;当解释变量为*MSRSQRT_DUMMY*时,与市场化程度低组的估计系数0.1395相比,市场化程度高组的估计系数0.1613更大,但两组无显著差异,这表明审计师行业专长可以在一定程度上通过缓解融资约束来促进企业数字化转型。

2. 审计师行业专长、信息不确定性与企业数字化转型

为了验证“审计师行业专长—降低企业管理层决策的信息不确定性—促进企业数字化转型”这一影响机制,参考已有研究的做法^[16],采用经行业调整的近5年营业收入的变异系数*IU*衡量信息不确定性,该值越大,管理层决策的信息不确定程度越高。在表5中,列(2)的回归结果显示,*MSR_DUMMY*的估计系数为-0.1771,在1%的水平上显著,说明审计师行业专长能够显著降低企业管理层决策的信息不确定程度;列(3)的回归结果显示,在控制了信息不确定的影响之后,*MSR_DUMMY*的估计系数依然在1%的水平上显著为正,说明审计师行业专长能够显著提高企业的数字化转型程度,且其估计系数0.1834小于列(1)所示的估计系数0.1878,验证了信息不确定性的部分中介效应。列(4)、列(5)与列(6)的回归结果所得结论与上述保持一致,表明审计师行业专长能够通过降低企业管理层决策的信息不确定性,从而促进企业数字化转型。同时,Sobel检验Z统计量值分别为4.793与5.090,均在1%的水平上显著。

表5 审计师行业专长、信息不确定性与企业数字化转型

	(1) DCG	(2) <i>IU</i>	(3) DCG	(4) DCG	(5) <i>IU</i>	(6) DCG
<i>MSR_DUMMY</i>	0.1878*** (6.69)	-0.1771*** (-5.20)	0.1834*** (6.53)			
<i>MSRSQRT_DUMMY</i>				0.1546*** (4.74)	-0.2380*** (-5.94)	0.1487*** (4.55)
<i>IU</i>			-0.0248*** (-3.50)			-0.0248*** (-3.53)
<i>Constant</i>	0.1977 (0.71)	2.0481*** (5.55)	0.2479 (0.90)	0.1169 (0.42)	2.1723*** (5.82)	0.1707 (0.62)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year/Industry FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	35905	35905	35905	35905	35905	35905
Adjusted R ²	0.5120	0.2890	0.5125	0.5112	0.2897	0.5117

(二) 拓展性分析

1. 外部监督者的影响

相比于普通投资者,机构投资者和分析师均具有更广的信息获取渠道和更强的信息解读能力,可以向市场提供更多有关于企业经营管理活动的优质信息,缓解外部利益相关者面临的信息不对称问题。已有研究表明,压力抵抗型机构投资者能够促进企业数字化转型^[28],而明星分析师则有助于推动企业数字技术创新^[29]。由此可见,机构投资者和分析师同样具有信息治理功能,可以通过缓解外部利益相关者与企业之间的信息不对称来提升管理层的数字化投资意愿和能力,进而在一定程度上削弱审计师行业专长的外部监督效应。据此可以预期,机构投资者持股和分析师关注能够弱化审计师行业专长对企业数字化转型的促进作用。本文运用调节效应模型,构建机构投资者持股比例指标

INSTITUTE 和分析师追踪人数指标 *ANALYST*,考察机构投资者持股和分析师关注对审计师行业专长与企业数字化转型关系的影响。在表6中,列(1)和列(2)的回归结果显示,*MSR_DUMMY_INSTITUTE* 与 *MSRSQRT_DUMMY_INSTITUTE* 的估计系数分别为 -0.0900 和 -0.1258,分别在10%和5%的水平上显著,说明机构投资者持股会弱化审计师行业专长对企业数字化转型的促进作用;列(3)和列(4)的回归结果显示,*MSR_DUMMY_ANALYST* 与 *MSRSQRT_DUMMY_ANALYST* 的估计系数分别为 -0.0078 和 -0.0053,均在1%的水平上显著,说明分析师关注同样会弱化审计师行业专长对企业数字化转型的促进作用,与预期相符。

2. 审计师个人特征的影响

本文考察了审计师任期、信息技术背景以及声誉能否影响行业专长对企业数字化转型的促进作用。

首先,随着审计任期的增加,审计师对于客户的经济依赖性也不断增强^[30],因而更有动机满足客户的信息需求。此外,审计师的任期越长,其对于客户在行业竞争中的优势和劣势、在数字化转型中的痛点和难点更为了解,能够为企业管理层提供更有针对性的决策信息。由此可见,随着任期的增加,具有行业专长的审计师更有动机和能力降低企业管理层决策的信息不确定性,使得管理层可以更加全面地识别数字化投资机会、客观地评估数字化投资风险,更能助力企业数字化转型。据此可以预期,审计师任期与行业专长很可能存在叠加效应,即审计师任期会强化行业专长对企业数字化转型的促进作用。本文在模型(1)中加入审计师任期 *TENURE* 及其与审计师行业专长变量的交互项 *MSR_DUMMY_TENURE/MSRSQRT_DUMMY_TENURE*,重新进行回归分析。表7的列(1)和列(2)的回归结果显示,*MSR_DUMMY_TENURE* 的估计系数为0.0071,在1%的水平上显著;*MSRSQRT_DUMMY_TENURE* 的估计系数为0.0020,但不显著。这表明审计师任期能够在一定程度上强化行业专长对企业数字化转型的促进作用,与预期相符。

其次,具有信息技术背景的审计师对信息技术的迭代进程、数字经济的发展趋势等外部环境具有更高的认知度和敏感度,对客户的信息技术需求也理解得更为深刻。由此可见,具有行业专长的审计师在信息技术背景的加持下,能够为企业管理层提供更加全面、及时和精准的数字化投资决策信息,促进企业数字化转型。

表6 机构投资者持股与分析师关注的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>DCG</i>	<i>DCG</i>	<i>DCG</i>	<i>DCG</i>
<i>MSR_DUMMY</i>	0.2380 *** (7.56)		0.2331 *** (12.65)	
<i>MSRSQRT_DUMMY</i>		0.2219 *** (6.80)		0.1835 *** (9.03)
<i>MSR_DUMMY_INSTITUTE</i>	-0.0900 * (-1.81)			
<i>MSRSQRT_DUMMY_INSTITUTE</i>		-0.1258 ** (-2.51)		
<i>MSR_DUMMY_ANALYST</i>			-0.0078 *** (-7.07)	
<i>MSRSQRT_DUMMY_ANALYST</i>				-0.0053 *** (-4.68)
<i>INSTITUTE</i>	0.0629 ** (2.37)	0.0717 *** (2.69)		
<i>ANALYST</i>			0.1534 *** (4.71)	0.1713 *** (5.27)
<i>Constant</i>	0.1867 (1.09)	0.1030 (0.60)	0.1915 (1.13)	0.1339 (0.79)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year/Industry FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	37140	37140	37239	37239
<i>Adjusted R²</i>	0.5125	0.5117	0.5150	0.5140

即审计师的信息技术背景与行业专长可能存在叠加效应。本文参考耀友福等的研究^[31],从CSMAR数据库中获取签字审计师的专业背景信息,如果某企业的任一年度审计报告签字审计师具有信息技术专业的教育经历,则定义该企业该年度的审计师具有信息技术背景,TEC取值为1,否则为0,并在模型(1)中加入审计师信息技术背景TEC及其与审计师行业专长变量的交互项MSR_DUMMY_TEC/MSRSQRT_DUMMY_TEC,重新进行回归分析。表7的列(3)和列(4)的回归结果显示,MSR_DUMMY_TEC的估计系数为0.1774,在5%的水平上显著;MSRSQRT_DUMMY_TEC的估计系数为0.0945,但不显著。这表明审计师的信息技术背景能够在一定程度上强化行业专长对企业数字化转型的促进作用,与预期相符。

表7 审计师个人特征的影响

	审计师任期		审计师信息技术背景		审计师声誉	
	(1) DCG	(2) DCG	(3) DCG	(4) DCG	(5) DCG	(6) DCG
MSR_DUMMY	0.1360 *** (5.96)		0.1982 *** (6.51)		0.1999 *** (12.03)	
MSRSQRT_DUMMY		0.1407 *** (5.83)		0.1698 *** (4.73)		0.1691 *** (9.12)
MSR_DUMMY_TENURE	0.0071 *** (3.41)					
MSRSQRT_DUMMY_TENURE		0.0020 (0.93)				
MSR_DUMMY_TEC			0.1774 ** (2.00)			
MSRSQRT_DUMMY_TEC				0.0945 (1.09)		
MSR_DUMMY_BIG4					-0.1346 *** (-2.98)	
MSRSQRT_DUMMY_BIG4						-0.1401 *** (-3.21)
TENURE	-0.0011 (-0.98)	0.0003 (0.29)				
BIG4	-0.0629 *** (-3.69)	-0.0606 *** (-3.55)	-0.0982 (-1.27)	-0.0967 (-1.22)	-0.0149 (-0.43)	-0.0216 (-0.70)
TEC			-0.1488 *** (-2.93)	-0.1307 ** (-2.58)		
Constant	0.2075 (1.22)	0.1110 (0.65)	0.2090 (0.71)	0.1032 (0.35)	0.1857 (1.09)	0.1031 (0.61)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year/Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	37231	37231	34969	34969	37239	37239
Adjusted R ²	0.5125	0.5115	0.5075	0.5066	0.5125	0.5117

最后,已有研究表明高声誉的年报审计师在规避声誉减损风险、诉讼风险和监管风险方面具有更强的动机,因而会在审计过程中投入更多努力,显著提高财务报表的信息披露质量^[32]。由此可见,行业专长相对不足的审计师如果拥有更高的声誉,也能发挥有效的外部监督作用,降低外部利益相关者与企业之间的信息不对称程度,进而缓解企业的代理冲突与融资约束,助力企业数字化转型。据此可以预期,审计师的声誉与行业专长很可能存在替代效应,即审计师声誉会弱化行业专长对企业数字化转型的促进作用。如果审计师来自国际四大会计师事务所,则认为其具有较高的声誉。本文在模型(1)中加入审计师声誉与审计师行业专长变量的交互项MSR_DUMMY_BIG4/MSRSQRT_DUMMY_BIG4,重新进行回归分析。表7的列(5)和列(6)的回归结果显示,MSR_DUMMY_BIG4和MSRSQRT_DUMMY_BIG4的估计系数分别为-0.1346和-0.1401,均在1%的水平上显著,说明审计师声誉会弱化行业专长对企业数字化转型的促进作用,与预期相符。

3. 审计师行业专长对企业数字化转型同群效应的影响

已有研究表明,面对同行企业数字化转型,企业有动力进行模仿和学习,即企业数字化转型存在行业同群效应^[33]。在客户的模仿和学习过程中,具有行业专长的审计师扮演了重要的信息中介角色,能够为其提供更多同行业企业在数字化转型过程中的经验和教训,更能助力客户的数字化转型。参考李倩等的做法^[33],采用同行业同群企业数字化转型程度的平均值 *DCG_IND* 衡量同群企业数字化转型。在模型(1)中加入 *DCG_IND* 及其与审计师行业专长变量的交互项 *DCG_IND_MSR_DUMMY/DCG_IND_MSRSQRT_DUMMY*,重新进行回归分析。回归结果显示交互项系数均显著为正,表明审计师行业专长能够强化企业数字化转型的同群效应^①。

六、结论性评述

在企业数字化转型迈入深水区的背景下,如何破解数字化转型困局成为理论界和实务界关注的焦点。本文以2007—2021年沪深A股上市公司为样本,实证研究审计师行业专长对企业数字化转型的影响。研究发现:(1)审计师行业专长能促进企业数字化转型,其作用机理在于审计师行业专长可以缓解外部利益相关者与企业之间的信息不对称性、降低管理层决策的信息不确定性;(2)在推动企业数字化转型方面,机构投资者持股、分析师关注和审计师声誉会弱化审计师行业专长的影响,而审计师任期和信息技术背景则会强化行业专长的影响;(3)审计师行业专长能够强化企业数字化转型的同群效应。

本文的研究结论具有一定的启示意义。首先,数字经济与实体经济的深度融合对于优化注册会计师行业的服务能力提出了新要求。本文从赋能企业数字化转型视角验证了审计师行业专长的知识溢出效应,这为提高注册会计师的专业胜任能力和推进会计师事务所的专精特优转型提供了必要性论证和可能性路径。其次,企业数字化转型的推进过程潜藏着信息不对称性和信息不确定性等信息风险,这极大地制约了管理层的数字化投资意愿和能力。企业在强化内部治理机制的同时,应该充分利用审计师、分析师、机构投资者等外部治理主体的信息治理和优化功能,积极营造良好的信息环境,降低信息风险对企业数字化转型的负面影响。最后,在“共建共治共享”的时代背景下,政府部门可以对会计师事务所等资本市场的中介组织开展有针对性的指导和监督,多措并举引导中介组织助力数字经济发展。

参考文献:

- [1] Li J, Chen L, Yi J, et al. Ecosystem-specific advantages in international digital commerce [J]. *Journal of International Business Studies*, 2019, 50(9): 1448 - 1463.
- [2] Hanelt A, Bohnsack R, Marz D, et al. A systematic review of the literature on digital transformation: Insights and implications for strategy and organizational change [J]. *Journal of Management Studies*, 2021, 58(5): 1159 - 1197.
- [3] 王浩军,卢玉舒,宋铁波. 稳中求变? 高管团队稳定性与企业数字化转型[J]. *研究与发展管理*, 2023(2): 97 - 110.
- [4] 刘锡禄,陈志军,马鹏程. 信息技术背景 CEO 与企业数字化转型[J]. *中国软科学*, 2023(1): 134 - 144.
- [5] 阳镇,陈劲,商慧辰. 何种经历推动数字化: 高管学术经历与企业数字化转型[J]. *经济问题*, 2022(10): 1 - 11.
- [6] 张慧,黄群慧. 海归高管能推动企业数字化转型吗? [J/OL]. *科学学研究*, 1 - 22 [2023 - 11 - 08] <https://doi.org/10.16192/j.cnki.1003-2053.20230413.003>.
- [7] 毛聚,李杰,张博文. CEO 复合职能背景与企业数字化转型[J]. *现代财经(天津财经大学学报)*, 2022(9): 37 - 58.
- [8] 汤萱,高星,赵天齐,等. 高管团队异质性与企业数字化转型[J]. *中国软科学*, 2022(10): 83 - 98.
- [9] 白福萍,刘东慧,齐鲁光. 高管团队外部关系网络、合作创新与企业数字化转型[J]. *哈尔滨商业大学学报(社会科学版)*, 2023(1): 86 - 100.
- [10] 曾皓. 求同存异以为谋: 董事会断裂带与企业数字化转型[J]. *财会通讯*, 2023(15): 60 - 65.
- [11] 王新光. 管理者短视行为阻碍了企业数字化转型吗——基于文本分析和机器学习的经验证据[J]. *现代经济探讨*, 2022(6):

①限于篇幅,未报告审计师行业专长影响企业数字化转型同群效应的回归结果,留存备案。

- 103 - 113.
- [12]李倩茹,翟华云.管理者短视主义会影响企业数字化转型吗?[J].财务研究,2022(4):92-104.
- [13]王海,闫卓毓,郭冠宇,等.数字基础设施政策与企业数字化转型:“赋能”还是“负能”?[J].数量经济技术经济研究,2023(5):5-23.
- [14]申明浩,谭伟杰,杨永聪.科技金融试点政策赋能实体企业数字化转型了吗?[J].中南大学学报(社会科学版),2022(3):110-123.
- [15]陈和,黄依婷,杨永聪,等.政府税收激励对企业数字化转型的影响——来自固定资产加速折旧政策的经验证据[J].产业经济评论,2023(2):55-68.
- [16]杨刚,喻彪.审计师行业专长与企业劳动投资效率[J].西南大学学报(社会科学版),2023(2):101-113.
- [17]范经华,张雅曼,刘启亮.内部控制、审计师行业专长、应计与真实盈余管理[J].会计研究,2013(4):81-88+96.
- [18]梅丹,高强.独立性与行业专长对客户会计稳健性的影响[J].审计研究,2016(6):80-88.
- [19]谢盛纹,王清.会计师事务所行业专长与会计信息可比性:来自我国证券市场的证据[J].当代财经,2016(5):108-119.
- [20]张婷,张敦力.审计师行业专长与或有事项信息披露——基于客户重要性的调节效应研究[J].审计与经济研究,2019(1):33-43.
- [21]赵艺,倪古强.审计师行业专长、产权性质与投资效率[J].审计研究,2020(1):87-95.
- [22]李明辉,刘力涵.审计师行业专长对上市公司融资规模的影响——基于中国A股上市公司的经验研究[J].中国经济问题,2016(3):95-108.
- [23]Simunic D A. Auditing, Consulting, and Auditor Independence [J]. Journal of Accounting Research, 1984, 22(2): 679-702.
- [24]李姝,杜亚光,张晓哲.审计师行业专长与企业创新——基于管理层信息环境视角的分析[J].审计研究,2021(1):106-115.
- [25]刘文军,米莉,傅惊轩.审计师行业专长与审计质量——来自财务舞弊公司的经验证据[J].审计研究,2010(1):47-54.
- [26]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.
- [27]祁怀锦,曹修琴,刘艳霞.数字经济对公司治理的影响——基于信息不对称和管理者非理性行为视角[J].改革,2020(4):50-64.
- [28]李华民,龙宏杰,吴非.异质性机构投资者与企业数字化转型[J].金融论坛,2021(11):37-46+56.
- [29]夏范社,何德旭.明星分析师第一名关注与企业数字技术创新[J].山西财经大学学报,2023(11):100-111.
- [30]李思飞,刘恋,王化成.审计师行业专长、经济依赖性与审计质量——基于审计任期的视角[J].山西财经大学学报,2014(5):112-124.
- [31]耀友福,周兰.企业数字化影响关键审计事项决策吗?[J].审计研究,2023(1):123-135.
- [32]路军伟,王舒慧,刘瑶瑶.年报审计师声誉会影响中报会计信息质量吗?[J/OL].南开管理评论,1-28[2023-11-08]http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.f.20220803.1811.002.html.
- [33]李倩,王诗豪,邓沛东,等.企业数字化转型的同群效应[J].科技进步与对策,2023(17):1-12.

[责任编辑:苗竹青,黄燕]

Auditor Industry Specialization and Digital Transformation of Enterprises

LIU Yaosong, PAN Jingyi, FAN Suping

(School of Management, Shanghai University, Shanghai 200444, China)

Abstract: This paper takes A-share listed companies from 2007 to 2021 as samples to empirically study the impact of auditor industry specialization on digital transformation of enterprises. The study finds that auditor industry specialization can promote enterprise digital transformation, the underlying mechanism is that auditor industry specialization alleviates information asymmetry between external stakeholders and the enterprise and reduces the uncertainty in management decision-making. In promoting digital transformation of enterprises, institutional investor shareholding, analyst attention and auditor reputation will weaken the influence of auditor industry specialization, while auditor tenure and information technology background will strengthen the influence of industry specialization. The auditor industry specialization can enhance the peer effect of digital transformation in enterprises.

Key Words: auditor industry specialization; digital transformation of enterprise; information asymmetry; information uncertainty; principal-agent conflict; financing constraint