

数字化转型对股价特质性波动的影响研究

• 葛永波¹ 徐已萍² 孔晓冉³

(1 山东财经大学会计学院 济南 250014; 2, 3 山东财经大学金融学院 济南 250014)

【摘要】本文以2007—2020年沪深A股全部上市公司为研究样本,实证检验了数字化转型对公司股价特质性波动的影响。研究发现,企业数字化转型能够降低公司股价的特质性波动水平。该结果在控制内生性以及一系列其他稳健性测试之后依然成立。信息透明度与信息不对称是数字化转型影响公司股价特质性波动的重要渠道,即企业的数字化转型通过提高信息透明度,改善信息不对称问题,降低了股价特质性波动。异质性分析表明,在数字技术应用方、审计质量低以及机构投资者持股较低的公司中二者负向关系更加显著。本研究有助于进一步打开数字化转型与企业股价特质性波动之间的黑箱,对企业防范和化解风险具有启示意义。

【关键词】数字化转型 股价特质性波动 信息不对称

中图分类号: F270.7

文献标识码: A

1. 引言

企业股价特质性波动是指股票收益率中不能被市场收益率或行业收益率波动所解释的部分,即超越系统性风险的股票收益波动,常用来衡量公司的特质风险。它反映了独立于市场风险之外的个股风险,对企业投融资决策、资本配置效率以及市场的成熟度等具有重要意义(Hu et al., 2020)。Roll(1988)通过观察美国股票市场股价的波动,发现市场以及产业层面的信息只能解释小部分的股价波动,而未被解释的股价波动,即股价特质性波动,是由特质信息或者噪音引发的。前者解释为,当资本市场充分有效时,特质信息是造成股价特质性波动的重要原因。知情交易者的套利交易可以使这些特质信息充分融入股价。因此,股价特质性波动是企业信息的反映,股价特质性波动越高,市场信息效率越强(朱琳等, 2021; 周聪等, 2021)。噪音解释为,股价特质性波动不仅与特质信息

通讯作者: 徐已萍, E-mail: xsp_19861429362@163.com。

有关,还有可能由噪音交易(Lee and Liu, 2011)、盈余管理恶化(Rajgopal et al., 2011)等因素引起,且大部分的股价波动不能用特质信息解释,而是由与公司特质信息无关的因素引起(West, 1981)。熊伟等(2009)指出投资者非理性投资造成的噪音交易是造成我国上市公司股价特质性波动的主要原因。Aabo等(2011)也在研究中发现,股价特质性波动与错误定价呈正相关关系。因此,股价波动更多地反映的是噪音交易而非特质信息(王亚平等, 2009),股价特质性波动越大,股价中所包含的信息越少。

当今世界,以区块链、大数据、人工智能、云计算等为代表的数字技术迅速发展创新。企业发展环境发生重大变化,人类经济社会已经迈进一个以“数字”为核心特征的新时代(吴非等, 2021)。党的十九大报告指出,要推动数字经济与实体经济深度融合,推动制造业、服务业、农业等产业数字化。因此,数字化转型是数字时代企业管理变革的重要方向,也是企业顺应时代潮流的战略选择。目前已有研究从企业经营绩效(Li, 2020; 何帆等, 2020)、生产与创新效率(刘淑春等, 2021; 龚强等, 2021)、专业化分工水平(袁淳等, 2021)等方面,说明数字化转型所带来的积极影响。企业数字化转型赋予了自身新的发展活力,这在一定程度上会反映在资本市场上。因此,本文将企业数字化转型与资本市场股价特质性波动联系起来,这有助于进一步考察数字化转型对资本市场信息效率的重要影响。

从理论上讲,数字化转型可以缓解资本市场上企业长期发展存在的信息不对称问题。企业可以利用数字科技对信息进行处理,最终形成结构化、标准化的信息,提高信息的利用率、解读率,有效降低信息的搜集成本(吴非等, 2021)。此外,数字化转型跨界融合特征还可以打破传统部门、利益相关者的边界,使得企业经营管理与公司治理信息更加开放、共享(张新民等, 2020),进一步缓解信息不对称问题。当前,我国资本市场并非充分有效,信息披露质量较低,管理层更加倾向于隐瞒坏消息(朱琳等, 2021)。与西方资本市场不同,散户投资者是中国股市的重要参与者,他们更加偏好于短期投机交易,容易受这些虚假消息误导(Hu et al., 2019)。因此,噪音交易等非信息因素对股价特质性波动的解释作用可能更强(朱琳等, 2021)。数字化转型在缓解信息不对称问题的情况下,可以减少甚至抑制非理性投资造成的噪音交易以及企业的盈余管理等行为的发生,降低股价特质波动。

基于上述思考,本文以2007—2020年在上海证券交易所与深圳证券交易所上市的全部A股公司为研究样本,实证检验了数字化转型对公司股价特质性波动的影响及其作用机制。研究发现,企业的数字化转型能够降低公司的股价特质性波动。该结论在采取一系列稳健性检验后依然成立。影响机制分析发现,数字化转型可以提升信息透明度,减缓信息不对称问题,降低股价的特质性波动。此外文章还从企业数字化特征、公司外部监督以及内部治理三个角度展开分析,发现:(1)在数字技术提供方的样本中,数字化转型与股价特质性波动之间负相关关系更显著;(2)审计质量越低,数字化转型的作用效果越显著;(3)机构投资者持股比例越小,数字化转型对股价特质性波动的抑制作用越显著。

本文的研究贡献主要在以下四个方面:

第一,拓展了企业股价特质性波动变化的研究视角。早期关于股价特质性波动的研究,多是从股价特质性波动与预期回报之间的负相关关系展开(Huang et al., 2010; 刘维奇等, 2014)。至于股

价特质性波动变化的原因,多是从内部控制、信息披露等内部治理特征以及产品市场竞争、分析师关注、投资者博彩偏好等企业外部特征视角展开(Jiang et al., 2009; 朱琳等, 2022)。文章在中国资本市场有效性背景下,将企业数字化转型与股价特质性波动联系起来。研究发现企业数字化转型可以缓解信息不对称问题,从而抑制股价的特质性波动,提高资本市场信息效率,从噪音交易解释的视角,说明了企业数字化转型降低股价特质性波动的影响机理,为进一步提升资本市场信息效率、防范化解企业风险提供经验证据支持。

第二,丰富了企业数字化转型经济后果相关文献。当前关于企业数字化转型的研究多从公司组织管理效率改革、投入产出效率、公司创新与企业绩效、公司治理等角度展开(祁怀锦等, 2020; 陈剑等, 2020; 刘淑春等, 2021)。鲜有文章将数字化转型与股价特质性波动联系起来,探究数字化转型的经济后果。因此,文章的研究结论有助于进一步拓宽数字化转型的研究范畴。

第三,本文的研究也为数字化转型对股价特质性波动的作用机制提供了参考。实证结果表明,企业数字化转型程度越高,公司信息透明度越高,信息不对称问题得到改善,股价的特质性波动水平越低。这有助于深入理解数字化转型的治理效应及其对资本市场的影响。

第四,文章在中国资本市场有效性背景下,从企业数字化特征、外部监督以及内部治理角度展开异质性分析,探究了数字化转型在不同条件下对股价特质性波动影响的差异性。为进一步研究数字化转型发挥作用的内外部条件,推动企业数字化转型、更好地发挥其治理作用提供了思考方向。

文章剩余部分安排如下:第二部分是研究假设;第三部分是研究设计;第四部分为实证结果和稳健性检验;第五部分是机制分析以及异质性分析,最后为文章结论和政策建议。

2. 研究假设

首先,企业数字化转型可以提升信息透明度。数字化转型以数字技术的应用为基础,以数据要素为驱动,在转型过程中一个重要表现是将原有的工作场景运用数字技术信息化、数据化。互联网的普及使得信息传递的载体变为“比特”,数字技术则可以进一步将这些“比特”信息转化为数据(戚聿东等, 2020),标准化的数据可以突破传统组织边界,实现信息孤岛的互通互联。在数字运营过程中,企业可以利用数字技术动态地记录企业信息,通过区块链技术储存,形成真实有效、不可篡改的经营数据链,抑制了管理层盈余管理的空间,提高信息披露的真实性和完整性(龚强等, 2021)。数字化转型也会推动企业管理结构发生变革,去中心化、扁平化的组织结构意味着管理层的权力被大大削弱(戚聿东等, 2020),由此可以抑制管理层的盈余管理行为,提高信息透明度。

其次,企业的数字化转型也可以改善信息不对称问题。王守海等(2022)指出,利用数字技术,企业可以更高效地将海量非结构、非标准化的信息处理成结构化、标准化的信息。它们更容易被利益相关者捕捉、识别,由此外部投资者可以掌握比以往更充分的信息,从而减少双方之间的信息不对称。数字化转型之后,企业可以高效整合内外部各种数据,针对不同工作场景,均有各自的算法和专业的第三方服务商。因此利用第三方建模技术,可以解读并释放出更多资本市场所关注的信

息,改善信息不对称问题。企业利用年报信息披露数字化转型相关信息,可以外界传递一种积极信号。一方面,可以并引导投资者形成较高的预期水平,提升股票流动性(吴非等,2021),缓解信息不对称问题。另一方面,还能够吸引更多分析师关注,而分析师具有较强的专业背景,能够释放出更多的公司层面的特质信息,进而可以缓解公司内外信息不对称的问题。

信息不对称问题的存在使得投资者无法充分、及时地获取公司特质信息。对于一个信息透明度较差的公司来说,噪音会加剧未来发展的不确定性,因此股价特质性波动负向反映了资本市场信息效率(Kelly et al., 2007)。加上作为一个新兴市场,中国资本市场制度建设、监管手段、投资者结构方面尚不完善(朱琳等,2021)。因此,特质信息不是股价特质性波动的唯一要素,股价高的特质波动更可能是由噪音交易、盈余管理恶化、财务报告信息质量差等非信息因素引起(Rajgopal and Venkatachalam, 2011; Lee and Liu, 2011)。此外,肖浩等(2014)、朱琳等(2021)从融资融券以及分析师负面关注的角度认为,融资融券交易以及分析师负面关注可以提升信息透明度、降低噪音交易,进而降低股价的特质波动,提高资本市场信息效率。企业数字化转型可以提升信息透明度,缓解信息不对称问题,降低股价未来发展的不确定性,进而缓解噪音交易的干扰,降低股价的特质性波动。由此我们提出以下假设:

H1: 数字化转型程度越高,股价特质性波动水平越低。

H1a: 企业数字化转型可以提升信息透明度抑制股价的特质性波动。

H1b: 企业数字化转型可以改善信息不对称问题抑制股价的特质性波动。

3. 研究设计

3.1 数据来源

本文以 2007—2020 年沪深 A 股上市公司作为研究对象。考虑到缺失值以及异常值的影响,文章按照下面程序进行筛选:(1)剔除金融类上市公司;(2)剔除 ST、*ST、PT 公司;(3)为了保证公司股价特质性波动数据的有效性,本文剔除股票正常交易日数不足该月总交易天数 80% 的样本。为避免异常值对回归结果的影响,我们对所有的连续变量进行了 1% 的缩尾,最终得到 15016 个公司一年度观测值。为消除量纲对回归结果的影响,对所有连续型变量都进行了标准化处理。本文数字化转型相关数据来源于上市公司年报,并经手工收集获得;三因子数据来自 RESSET 数据库;媒体关注度数据来源于 CNRDS 数据库;其余相关数据均来自国泰安数据库(CSMAR)。

3.2 变量定义

3.2.1 解释变量

当前关于数字化转型的测度主要分为两种。一种是关于结果的测度,即通过搜集临时和定期公告,对实施数字化转型企业赋值为 1(何帆和刘红霞,2019)。然而这种测度方式无法有效展现出数

数字化转型的“强度”，且极有可能造成企业数字化转型程度的错估。另一种则是关于数字转型程度的测度。刘飞（2020）将数字化分成三个维度，即数字化投资、数字技术应用和业务模式转型。其中数字化投资用硬件投资即固定资产占比和软件投资即无形资产占比表示；而数字技术应用和业务模式转型采用文本分析法用词频代理。数字化投资可能会受到企业炫耀性投资的影响（袁淳等，2021），而且投资水平也不代表实际应用水平。还有部分学者利用企业信息化系统建设构建数字化转型指标，如 ERP 系统的应用（刘淑春等，2021）。数字信息系统建设与数字化转型的概念不同，难以反映企业数字化转型程度，而且难以涵盖企业生产经营过程中的更多环节。祁怀锦等（2019）用公司财务报告附注披露的年末无形资产明细项中与数字化技术相关部分占无形资产总额的比例来刻画企业数字化转型程度。支出水平在一定程度上反映了企业的数字化转型程度，因此本文将该指标应用于稳健性检验部分。部分学者通过文本分析法，利用年报中的词频数构建数字化转型指标（袁淳等，2021；吴非等，2021）。企业年报披露的文本信息能够在一定程度上反映出企业的经营发展战略、财务经营状况，以及企业未来发展的信心（姚加权等，2020）。而数字化转型作为公司的一项重要经营发展战略，符合当前的经济发展趋势，在年报中积极披露也有利于增加投资者对企业未来发展的信心，应当在年报中有所体现。鉴于此，基于政府在相关政策文件以及研究报告中对数字经济以及数字化转型的相关描述，构建一个相对比较完备的数字化词典，通过文本分析法，利用上市企业年报中涉及“企业数字化转型”的词频来刻画其转型程度，有其可行性和科学性。

文章借鉴吴非（2021）的研究，将年报中披露的数字化转型相关词汇总结为人工智能、区块链、云计算和大数据这四类底层技术应用层面（ABCD 技术）以及更关注数字化场景应用的技术实践应用层面。具体相关关键词图谱如图 1 所示，最终对年报中披露的有效词频数加总（将剔除否定表达以及无效表达后的词汇披露次数进行加总），形成我们的数字化转型强度的指标（DIGITAL）。王守海等（2022）指出，企业的数字化转型正是利用 ABCD 技术来推动企业技术以及组织运营模式的数字化，进而形成有效的数字产出和场景应用，因而我们选用以上词谱中的词频数来刻画企业数字化转型具有一定的科学性与合理性。此外，在稳健性检验部分，我们还借鉴祁怀锦等（2019）的做法，使用无形资产中数字化相关资产占比作为数字化转型的替换变量。

3.2.2 被解释变量

参考已有文献，采用以下两种方式衡量股价特质性波动，具体计算如下。

（1）借鉴 Rajgopal 和 Venkatachalam（2011）、钟凯等（2018）的做法，将日股价收益率数据来计算公司股价特质性波动。具体做法如下：首先，将股价日收益率数据按照模型（1）进行回归，并取得残差；其次，计算得到公司残差的月度方差；最后，考虑到上市公司信息披露的问题，我们将得到的个股残差的月度方差，计算 t 年 5 月份至 $t+1$ 年 4 月份的月平均值作为 t 年公司股价特质性波动的代理变量（IVOL_F）。

$$R_{i,t} - r_{f,t} = \alpha + \beta_1 + \text{MKT}_t + \beta_2 \times \text{SMB}_t + \beta_3 \times \text{HML}_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， $R_{i,t}$ 为股票 i 在日期 t 考虑现金红利再投资的日收益率； $r_{f,t}$ 为日期 t 的无风险利率，文章选用一年期定期存款利率代替， MKT_t 、 SMB_t 、 HML_t 分别对应日期 t 的三因子数据。

（2）借鉴 Durnev 等（2003）、肖浩等（2014）的做法，采用日股价收益率数据代入模型（2），

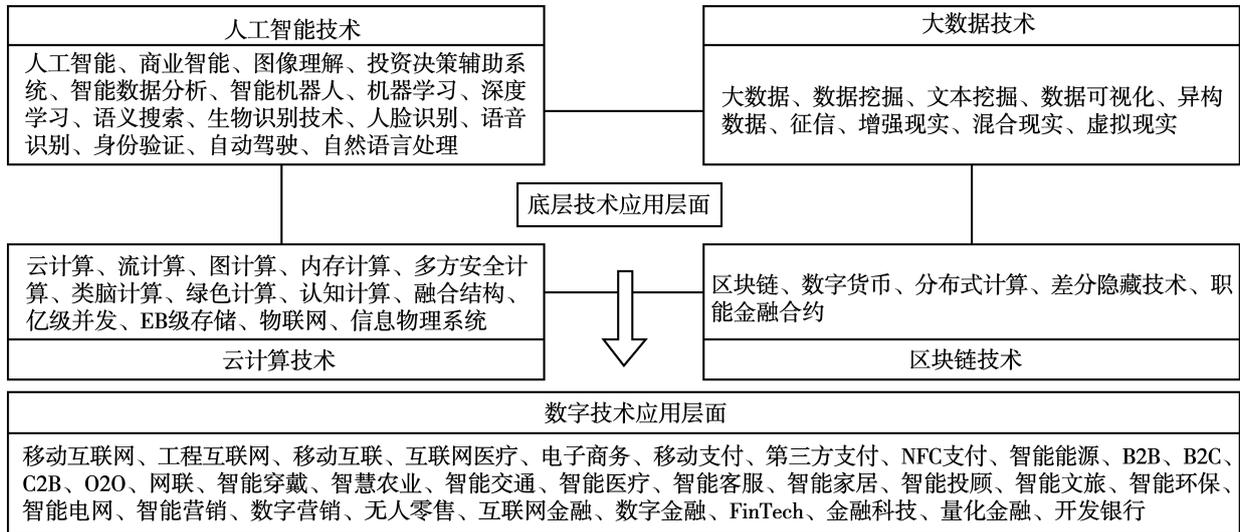


图 1 数字化转型词谱图

取得残差，取其 t 年 5 月份至 $t+1$ 年 4 月份的月度标准差的均值来衡量 t 年公司的股价特质性波动 (IVOL_C)。

$$R_{i,t} = \alpha + \beta_1 \times R_{M,t} + \beta_2 \times R_{M,t-1} + \beta_3 \times R_{I,t} + \beta_4 \times R_{I,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $R_{i,t}$ 为股票 i 在日期 t 考虑现金红利再投资的日收益率, $R_{M,t}$ 为 A 股所有股票在日期 t 经流通市值加权的平均收益率, $R_{I,t}$ 为公司所在行业剔除股票 i 后其他股票在日期 t 经流通市值加权的平均收益率。

3.2.3 控制变量

参照已有文献,选择如下影响公司股价特质性波动的变量进行控制:总资产收益率 (ROA)、资产负债率 (LEV)、账面市值比 (BTM)、公司规模 (SIZE)、经营活动现金流 (CFO)、股票收益率 (RET)、机构投资者持股比例 (INS)、个股年换手率 (TURN)、交叉上市 (CLIST)、两职合一 (DUAL)、董事会规模 (BOARD)、盈余波动 (ROA_SD)、产权性质 (SOE)。

变量定义具体见表 1。

表 1 变量定义表

| 变 量 | 定 义 |
|---------|----------------------------------|
| IVOL_F | 基于 Fama-French 三因素模型计算的公司股价特质性波动 |
| IVOL_C | 基于模型 (2) 计算的公司股价特质性波动 |
| DIGITAL | 数字化转型,即财务报告中数字化转型特征词词频数 |
| ROA | 上市公司的总资产收益率,即净利润比总资产 |

续表

| 变 量 | 定 义 |
|--------|---------------------------------|
| LEV | 上市公司的资产负债率, 即总负债与总资产之比 |
| BTM | 账面市值比, 即账面价值与市场价值之比 |
| SIZE | 公司规模, 即企业总资产的自然对数 |
| RET | 考虑现金红利再投资的年个股收益率 |
| CFO | 经营活动现金流, 即经营活动产生的现金流/总资产 |
| INS | 机构投资者持股比例 |
| TURN | 日均换手率 |
| CLIST | 交叉上市, 企业还发行 B 股或 H 股时取 1, 否则为 0 |
| DUAL | 两职合一, 若董事长与总经理同为一人则为 1, 否则为 0 |
| BOARD | 公司董事会人数 |
| ROA_SD | 盈余波动, 即近三年总资产报酬率的标准差 |
| SOE | 产权性质, 若公司为国有企业则为 1, 否则为 0 |

3.3 模型设定

借鉴朱琳等 (2021)、袁淳等 (2021) 的研究, 模型设定如下所示:

$$IVOL_{i,t} = \alpha + \beta_1 \times DIGITAL_{i,t} + \sum \beta_k \times Controls + \sum Year + \sum Firm + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, 被解释变量 $IVOL_{i,t}$ 为公司股价特质性波动, 解释变量 $DIGITAL_{i,t}$ 为企业数字化转型程度的代理变量, 控制变量 $Controls$ 如表 1 所示, 此外还控制了时间和公司固定效应。

4. 实证结果

4.1 描述性统计

全部变量的描述性统计结果如表 2 所示。被解释变量股价特质性波动 ($IVOL_F$ 、 $IVOL_C$) 的均值分别为 0.085、0.023。解释变量企业数字化转型的代理变量均值为 10.72, 最大值为 169, 最小值为 0, 表明上市公司之间数字化转型差异较大, 且还有很多公司未进行转型。其他控制变量的分布均在正常范围之内。

表2 描述性统计表

| Variable | N | mean | sd | min | p25 | p50 | p75 | max |
|----------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| IVOL_F | 15016 | 0.085 | 0.025 | 0.037 | 0.067 | 0.082 | 0.099 | 0.156 |
| IVOL_C | 15016 | 0.023 | 0.007 | 0.010 | 0.018 | 0.022 | 0.027 | 0.042 |
| DIGITAL | 15016 | 10.720 | 26.197 | 0 | 0 | 1 | 8 | 169 |
| ROA | 15016 | 0.032 | 0.072 | -0.351 | 0.012 | 0.034 | 0.063 | 0.200 |
| LEV | 15016 | 0.421 | 0.203 | 0.053 | 0.259 | 0.413 | 0.574 | 0.886 |
| BTM | 15016 | 0.327 | 0.156 | 0.042 | 0.212 | 0.305 | 0.421 | 0.774 |
| SIZE | 15016 | 22.016 | 1.123 | 19.795 | 21.210 | 21.899 | 22.683 | 25.323 |
| CFO | 15016 | 0.045 | 0.071 | -0.172 | 0.007 | 0.044 | 0.086 | 0.248 |
| RET | 15016 | 0.175 | 0.630 | -0.689 | -0.247 | 0.017 | 0.413 | 2.985 |
| INS | 15016 | 24.237 | 23.070 | 0.007 | 2.560 | 17.690 | 42.701 | 77.900 |
| TURN | 15016 | 2.697 | 1.924 | 0.338 | 1.271 | 2.165 | 3.603 | 9.658 |
| CLIST | 15016 | 0.037 | 0.189 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| DUAL | 15016 | 0.288 | 0.453 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| BOARD | 15016 | 10.015 | 2.507 | 5 | 9 | 9 | 11 | 18 |
| ROA_SD | 15016 | 0.034 | 0.047 | 0.001 | 0.009 | 0.018 | 0.037 | 0.303 |
| SOE | 15016 | 0.311 | 0.463 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 |

4.2 基准回归结果

表3报告了数字化转型与公司股价特质性波动之间的回归结果。为了解决单位不一致的影响,本文全部连续变量在回归之前均进行了标准化处理。第(1)、(2)列表示未加入控制变量的回归结果。第(3)、(4)列表示加入全部控制变量的回归结果,第(5)、(6)列在前两列的基础上,进一步采用了公司层面的聚类稳健标准误,所有回归均加入了年份固定效应(Year)和个体固定效应(Firm)。结果表明,加入控制变量以及公司层面的聚类稳健标准误之后,本文主要核心解释变量的符号未发生改变。以第(3)、(4)列为例,企业数字化转型的系数依次为-0.030、-0.033, *t*值分别为-2.991、-3.427,且在1%水平上显著,表明数字化转型与企业股价特质性波动之间是负向相关,即数字化转型可以显著抑制公司的股价特质性波动。这就验证了假设H1。

另外,控制变量与之前的研究也相对一致(陈作华等,2019;朱琳等,2021),例如,资产回报率、年收益率以及账面市值比与股价特质性波动之间显著负相关;盈余波动与股价特质性波动之间显著正相关。

表 3

数字化转型对股价特质性波动的影响

| Dep. Var | IVOL_F | IVOL_C | IVOL_F | IVOL_C | IVOL_F | IVOL_C |
|----------------|---|---|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| DIGITAL | -0.033^{***} (-2.681) | -0.040^{***} (-3.513) | -0.030^{***} (-2.991) | -0.033^{***} (-3.427) | -0.030^{***} (-2.729) | -0.033^{***} (-3.002) |
| ROA | | | -0.099 ^{***} (-12.308) | -0.113 ^{***} (-14.869) | -0.099 ^{***} (-10.243) | -0.113 ^{***} (-12.127) |
| LEV | | | -0.117 ^{***} (-8.178) | -0.104 ^{***} (-7.682) | -0.117 ^{***} (-6.667) | -0.104 ^{***} (-6.234) |
| BTM | | | -0.232 ^{***} (-21.642) | -0.207 ^{***} (-20.459) | -0.232 ^{***} (-17.760) | -0.207 ^{***} (-17.030) |
| SIZE | | | 0.014 (0.877) | -0.036 ^{**} (-2.353) | 0.014 (0.692) | -0.036 [*] (-1.855) |
| CFO | | | -0.007 (-1.025) | -0.004 (-0.716) | -0.007 (-0.956) | -0.004 (-0.676) |
| RET | | | 0.397 ^{***} (44.049) | 0.356 ^{***} (41.830) | 0.397 ^{***} (40.572) | 0.356 ^{***} (37.533) |
| INS | | | 0.016 ^{**} (2.136) | 0.011 (1.597) | 0.016 [*] (1.947) | 0.011 (1.464) |
| TURN | | | 0.321 ^{***} (40.783) | 0.333 ^{***} (44.806) | 0.321 ^{***} (35.435) | 0.333 ^{***} (38.997) |
| CLIST | | | -0.058 (-0.358) | -0.034 (-0.223) | -0.058 (-0.554) | -0.034 (-0.350) |
| DUAL | | | 0.017 (0.940) | 0.020 (1.195) | 0.017 (0.822) | 0.020 (1.036) |
| BOARD | | | 0.017 ^{**} (2.384) | 0.011 (1.614) | 0.017 ^{**} (2.253) | 0.011 (1.526) |
| ROA_SD | | | 0.059 ^{***} (8.100) | 0.044 ^{***} (6.452) | 0.059 ^{***} (6.849) | 0.044 ^{***} (5.364) |
| SOE | | | -0.018 (-0.473) | -0.021 (-0.589) | -0.018 (-0.401) | -0.021 (-0.528) |
| Constant | 0.855 ^{***} (24.319) | 0.832 ^{***} (24.936) | 1.418 ^{***} (38.047) | 1.291 ^{***} (36.622) | 1.418 ^{***} (37.957) | 1.291 ^{***} (37.255) |
| Year FE | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |

续表

| Dep. Var | IVOL_F | IVOL_C | IVOL_F | IVOL_C | IVOL_F | IVOL_C |
|-------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Firm FE | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Observation | 15016 | 15016 | 15016 | 15016 | 15016 | 15016 |
| R-squared | 0.317 | 0.384 | 0.552 | 0.599 | 0.552 | 0.599 |

注：括号内的 t 值；* 表示在 10% 水平上显著，** 表示在 5% 水平上显著，*** 表示在 1% 水平上显著。下同。

4.3 稳健性检验

4.3.1 子样本检验

首先，剔除金融危机的影响。考虑到危机的持续性，文章剔除了 2008 年和 2009 年两年的样本，并对剩余样本进行回归，结果如表 4 列 (1)、(2) 所示。其次，在剔除金融危机影响的基础上，进一步剔除了中国股灾的影响，即删除了 2015—2016 年的样本数据，回归结果见列 (3)、(4)。此外，直辖市具有较强的经济、政治特殊性，使得这几个城市的企业特征相对具有系统性的差异，因此列 (5)、(6) 为剔除了直辖市的数据重新回归的结果。以上结果都再次支持了前文的结论，数字化转型能够降低股价特质性波动。

表 4 子样本检验

| Dep. Var | IVOL_F | IVOL_C | IVOL_F | IVOL_C | IVOL_F | IVOL_C |
|-------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|----------------------------|----------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| DIGITAL | -0.033*** (-3.135) | -0.036*** (-3.645) | -0.037*** (-3.243) | -0.040*** (-3.703) | -0.019* (-1.673) | -0.018* (-1.723) |
| Control Variables | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Year FE | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Firm FE | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Observation | 13931 | 13931 | 11158 | 11158 | 13007 | 13007 |
| R-squared | 0.544 | 0.597 | 0.446 | 0.461 | 0.553 | 0.599 |

4.3.2 替换解释变量

为了保证文章结果的稳健性，借鉴祁怀锦等（2019）的研究，文章采用数字化相关资产占无形资产的比重来衡量企业数字化转型的程度。其中，数字化相关资产定义为，无形资产明细项中包含

“软件”“网络”“客户端”“管理系统”“智能平台”等与数字化转型相关的关键词以及与此相关的专利时, 该明细项被定义为数字化转型相关资产。表 5 列 (1)、(2) 为替换核心解释变量之后的结果, 系数依然显著为负, 再次验证了数字化转型与企业股价特质性波动之间的负相关关系。

表 5 替换变量

| Dep. Var | IVOL_F | IVOL_C |
|---------------------|----------------------------|------------------------------|
| | (1) | (2) |
| DIGITAL | -0.015* (-1.842) | -0.022*** (-2.822) |
| Control Variables | Yes | Yes |
| Year FE | Yes | Yes |
| Industry FE | Yes | Yes |
| Observations | 15016 | 15016 |
| Adj. R ² | 0.552 | 0.599 |

4.3.3 进一步排除公司信息披露的问题

本文采用文本分析法构建数字化转型指标, 在一定程度上该指标会受到企业策略性信息披露的影响。为了排除企业策略性信息披露行为对结论造成的影响, 本文进行了以下检验:

(1) 借鉴袁淳等 (2021) 的研究, 通过构建模型估计企业数字化转型相关词汇的正常披露次数, 并剔除信息披露夸大嫌疑最高的前 20% 的样本重新检验, 结果如表 6 列 (1)、(2) 列所示。

(2) 文章剔除样本期间因信息披露相关问题受到证监会或者证券交易所处罚的样本, 回归结果如列 (3)、(4) 所示。

(3) 列 (5)、(6) 为仅保留深圳证券交易所以及上海证券交易所考评上市公司信息披露等级为优秀与良好的样本进行重新回归之后的结果。选择这些样本的原因是, 这些公司的信息披露情况较好, 相对于信息披露质量较差的公司来说, 更不会进行策略性披露。按照上述方法, 进一步排除企业策略性信息披露问题后, 数字化转型对企业股价特质性波动的关系依然成立。

表 6 排除企业策略性披露行为

| Dep. Var | IVOL_F | IVOL_C | IVOL_F | IVOL_C | IVOL_F | IVOL_C |
|-------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|-----------------------------|------------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| DIGITAL | -0.040*** (-3.032) | -0.047*** (-3.724) | -0.029*** (-2.759) | -0.031*** (-3.105) | -0.026** (-2.423) | -0.030*** (-2.949) |
| Control Variables | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |

续表

| Dep. Var | IVOL_F (1) | IVOL_C (2) | IVOL_F (3) | IVOL_C (4) | IVOL_F (5) | IVOL_C (6) |
|-------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| Year FE | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Firm FE | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Observation | 12012 | 12012 | 13130 | 13130 | 12647 | 12647 |
| R-squared | 0.547 | 0.596 | 0.564 | 0.613 | 0.563 | 0.615 |

4.4 内生性处理

为解决遗漏变量、样本自选择以及反向因果导致的内生性问题，文章在本部分利用倾向得分匹配法 (PSM)、工具变量法以及处理效应模型缓解可能存在的内生性问题。

4.4.1 PSM 检验

由于不同企业自身特征存在差异，我们无法排除数字化转型程度不同的两类样本是否受企业自身特征的影响而表现出了不同的特质性波动。为克服这种选择性偏误造成的内生性问题，文章借鉴陈作华等 (2019) 的研究，采用倾向得分匹配法 (PSM) 对样本进行重新检验。具体做法如下：首先，由于采用文本分析法构建了核心解释变量，那么如果某些企业文本中数字化转型相关词频过低的话，这类企业可能只是在财务报告中提到了数字化转型，但没有真正实施 (吴武清和田雅婧，2022)。由此我们设置了一个哑变量 (DIG_dum)，若企业数字化转型相关词频在 5 次以上 (不包含 5 次)，则该变量为 1，样本作为实验组。随后，将剩余样本按照 1:1、1:2 近邻匹配法以及核匹配法与实验组样本进行匹配，建立对照组。其中协变量为总资产回报率 (ROA)、资产负债率 (LEV)、公司规模 (SIZE)、经营现金流 (CFO)、机构投资者持股比例 (INS)、交叉上市 (CLIST)、董事会规模 (BOARD) 以及盈余波动 (ROA_SD)。最后，将匹配之后的样本通过模型 (3) 进行重新回归，结果如表 7 所示，结果依然显著为负。

表 7 PSM 检验

| Dep. Var | IVOL_F (1) | IVOL_C (2) | IVOL_F (3) | IVOL_C (4) | IVOL_F (5) | IVOL_C (6) |
|-------------------|-----------------------------|------------------------------|-----------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| DIGITAL | -0.030** (-2.219) | -0.036*** (-2.879) | -0.027** (-2.326) | -0.032*** (-2.895) | -0.031*** (-3.050) | -0.033*** (-3.492) |
| Control Variables | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |

续表

| Dep. Var | IVOL_F | IVOL_C | IVOL_F | IVOL_C | IVOL_F | IVOL_C |
|-------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Year FE | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Firm FE | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| R-squared | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Observation | 6608 | 6608 | 9466 | 9466 | 14966 | 14966 |
| R-squared | 0.565 | 0.615 | 0.557 | 0.605 | 0.551 | 0.599 |

4.4.2 工具变量法

前文的研究指出,数字化转型在一定程度上能够抑制公司的股价特质性波动。孔东民等(2017)认为,异质波动会导致公司管理层与股东特别是外部股东之间更大的信息不对称。那么中小股东可能会通过“用手投票”或者“用脚投票”的方式来迫使管理层提高信息透明度,进而提升公司的数字化转型程度。此外,产业政策、行业竞争等因素也会影响公司的股价特质性波动。为了缓解遗漏变量以及反向因果导致的内生性问题,借鉴黄群慧等(2019)的研究,本文采用1984年各城市邮电数据作为工具变量。首先,邮电事业的发展可能会从数字化基础、社会偏好等方面影响企业数字化相关技术的应用以及转型的接受程度(黄群慧等,2019),满足工具变量相关性的要求。其次,邮局与电话作为社会基础设施,其发展是为民众通信提供便利,并不会直接影响公司的股价波动,作用于其股价特质性波动。随着互联网信息技术的发展,邮局以及固定电话也逐步退出历史舞台,因此也满足外生性的要求。文章的样本为面板数据,使用截面数据作为工具变量会因为固定效应的引入出现难以度量的问题,因此借鉴袁淳等(2021)的研究,文章使用滞后一期的全国互联网上网人数分别与1984年各地市每百万固定电话安装数量以及邮局数量交乘项作为企业数字化转型的工具变量。

工具变量的回归结果如表8所示。列(1)为第一阶段回归结果,结果显示工具变量POST、TEL与DIGITAL的系数均在1%水平上显著为正,这表明各地数字基础发展越好,企业的数字化转型程度越高,满足工具变量与解释变量之间的相关性的要求。列(2)、(3)为第二阶段回归结果,DIGITAL的系数依然显著为负,该结果表明,在控制内生性问题之后,数字化转型依然会显著抑制公司的股价特质性波动。此外,本文还对工具变量的弱有效性以及过度识别问题做了分析,结果表明第一阶段回归的 F 统计量为95.510,远大于Staiger和Stock(1997)所给出的10的要求;且在Cragg-Donald Wald Test中,其 F 值均为68.52,高于10%的临界值,由此我们可以拒绝弱工具变量的假设。同时基于Sargan-Hansen Test,其Sargan Statistics值分别为0.017和0.218,在常见显著性水平下均不显著,由此我们不能拒绝“所有工具变量都是外生”的原假设。上述结果进一步验证了基准回归结果的稳健性。

表 8 工具变量法

| Dep. Var | DIGITAL | IVOL_F | IVOL_C |
|--------------------------------------|---------------------------------|--|--|
| | First | Second | Second |
| | (1) | (2) | (3) |
| DIGITAL | | -0.388^{***} (-3.821) | -0.405^{***} (-4.179) |
| POST | 0.030 ^{***} (5.548) | | |
| TEL | 0.046 ^{***} (8.532) | | |
| Control Variables | Yes | Yes | Yes |
| Year FE | Yes | Yes | Yes |
| Firm FE | Yes | Yes | Yes |
| Observation | 13434 | 13391 | 13391 |
| R-squared | 0.178 | 0.523 | 0.569 |
| F statistic in 1 st stage | 95.510 | | |
| Sargan Statistic | | 0.017 | 0.218 |
| Cragg-Donald Wald F statistic | | 68.520 | 68.520 |

4.4.3 处理效应模型检验

由于我们借助年报信息构建了数字化转型的代理变量，数字化转型相关信息披露在一定程度上属于企业的自主行为，无法排除存在样本选择问题。为进一步解决自选择偏差造成的内生性问题，参考高雨辰等（2021）的研究，本文使用了处理效应模型。该模型的思想如下：在第一阶段，选择企业的财务状况、公司治理状况以及当地数字化基础作为解释变量，以企业是否进行数字化转型作为被解释变量，构建一个 Probit 模型，并通过回归计算出逆米尔斯比率（IMR）。在第二阶段，将 IMR 添加到基准回归中，以重新估计企业数字化转型的系数。文章第一阶段中除了使用前文的控制变量外，还添加了当地数字化基础作为协变量，主要包括通信基础设施（INFRASTRUCTURE）、光缆建设水平（CABLE）以及互联网普及率（NET），这些变量与企业数字化转型关系密切，而对公司的股价特质性波动没有直接联系。回归结果如表 9 所示，结果依然显著为负，验证了文章结论的稳健性。

表 9 处理效应模型检验

| Dep. Var | DIG_dum | IVOL_F | IVOL_C |
|-------------------|---------|------------------------------|------------------------------|
| | First | Second | Second |
| | (1) | (2) | (3) |
| DIGITAL | | -0.039*** (-3.811) | -0.042*** (-4.392) |
| IMR | | 0.042*** (5.036) | 0.047*** (5.909) |
| Control Variables | Yes | Yes | Yes |
| Heckman Variables | Yes | No | No |
| Year FE | Yes | Yes | Yes |
| Firm FE | Yes | Yes | Yes |
| Observation | 15016 | 15016 | 15016 |
| R-squared | | 0.553 | 0.601 |

5. 进一步分析

5.1 机制分析

经过前文基本回归、内生性处理、稳健性检验分析, 我们可以得到, 数字化转型程度越高, 公司的股价特质性波动越低。但是前文的内容仅就数字化转型对公司股价特质性波动的整体效应进行刻画, 并没有深入挖掘二者之间的作用机制。对此, 我们基于信息不对称视角, 探究数字化转型对公司股价特质性波动的作用渠道, 构建模型如下:

$$\begin{aligned}
 \text{IVOL}_{i,t} &= \alpha + \beta_1 \times \text{DIGITAL}_{i,t} + \sum \text{Controls} + \sum \text{Year} + \sum \text{Firm} + \varepsilon_{i,t} \\
 \text{MEDIATOR}_{i,t} &= \alpha_1 + \theta_1 \times \text{DIGITAL}_{i,t} + \sum \text{Controls} + \sum \text{Year} + \sum \text{Firm} + \mu_{i,t} \\
 \text{IVOL}_{i,t} &= \alpha_2 + \gamma_1 \text{DIGITAL}_{i,t} + \gamma_2 \times \text{MEDIATOR}_{i,t} + \sum \text{Controls} + \sum \text{Year} + \sum \text{Firm} + v_{i,t}
 \end{aligned}
 \tag{4}$$

其中, MEDIATOR 表示中介变量信息不对称水平。借鉴辛清泉等 (2014) 的研究, 文章选用 Dechow 和 Dichev (2002) 模型计算的盈余质量 (DD) 作为信息透明度的代理变量。借鉴于蔚等 (2012) 的研究, 构建信息不对称的代理指标 (ASY)。对流动性比率、非流动性比率以及收益率反转指标进行主成分分析得到 ASY。机制检验的回归结果如表 10 所示, 列 (1) 与列 (4) 显示企业数字化转型与盈余质量以及信息不对称之间显著负相关, 即企业的数字化转型可以显著提升公司的信

息透明度,缓解信息不对称问题。列(2)、(3)与列(5)、(6)的系数说明信息透明度的提升、信息不对称问题的改善能够显著抑制公司股价的特质波动。此外 Bootstrap 检验(抽样自助样本 1000 次)结果表明, p 值为 0.000 且 Boot 置信区间不包含 0,中介效应成立。由此可知,信息透明度与信息不对称在数字化转型显著降低公司股价特质性波动中发挥了中介效应。

表 10 信息不对称的机制分析

| Dep. Var | 盈余质量 | | | 信息不对称 | | |
|-------------------|-----------------------------|------------------------------|------------------------------|-------------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| | DD | IVOL_F | IVOL_C | ASY | IVOL_F | IVOL_C |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| DIGITAL | -0.037** (-2.250) | -0.031*** (-2.936) | -0.031*** (-3.103) | -0.075*** (-11.993) | -0.019* (-1.882) | -0.020** (-2.128) |
| DD | | 0.027*** (4.428) | 0.022*** (3.931) | | | |
| ASY | | | | | 0.148*** (10.661) | 0.164*** (12.539) |
| Control Variables | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Year FE | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Firm FE | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Observation | 13504 | 13504 | 13504 | 15016 | 15016 | 15016 |
| R-squared | 0.055 | 0.561 | 0.611 | 0.777 | 0.556 | 0.604 |
| Bootstrap 检验 | | $P=0.000$ | | $P=0.000$ | | |

5.2 异质性检验

5.2.1 数字化特征的异质性分析

数字技术提供方与数字技术应用方,在企业数字化转型过程中可能对股价特质性波动的影响存在差异。相较于数字化技术提供方而言,数字技术应用方在转型之前,数字化技术的应用与实践不足,而转型之后在数字技术应用和实践应用在与业务的融合过程中,赋能业务发展,更能推动企业组织管理变革,提高信息披露质量,促进内外部信息的互通。高新技术企业具备数字化转型的客观基础资源,因而在推动数字化转型的过程中更加有效(吴非等,2021)。因此,借鉴彭红星等(2017)的研究,选用高科技企业进行分组检验,进一步将受数字化转型影响大的行业,包括农林牧渔业,制造业,交通运输、仓储和邮政业,批发和零售业作为数字技术的应用方,将剔除电信广播电视和卫星传输行业后的信息传输、软件和信息技术服务业作为数字技术的提供方。回归结果如表

11 所示。在数字技术应用方的样本中, 企业数字化转型更有可能通过提升信息透明度降低股价特质性波动。

表 11 基于数字化特征的异质性分析

| Dep. Var | IVOL_F | IVOL_F | IVOL_C | IVOL_C |
|-------------------|------------------|----------------|------------------|----------------|
| | 数字技术应用方 | 数字技术提供方 | 数字技术应用方 | 数字技术提供方 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| DIGITAL | -0.040*** | 0.024 | -0.041*** | 0.028 |
| | (-2.643) | (1.113) | (-2.820) | (1.382) |
| Control Variables | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Year FE | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Firm FE | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Observation | 8191 | 941 | 8191 | 941 |
| R-squared | 0.552 | 0.672 | 0.599 | 0.748 |

5.2.2 外部监督的异质性分析

严格的外部监督有利于改善公司治理和信息披露。四大会计师事务所审计更加专业严格, 审计质量更高, 因而由四大会计师事务所审计的公司, 很难掩盖负面消息, 且其信息披露更加及时准确、信息透明度较高 (Huang et al., 2022)。即使企业数字化转型程度比较低, 投资者也可以获得充分、准确的信息。因此, 在非四大会计师事务所审计的样本中, 数字化转型带来的特质信息披露对企业股价特质性波动的抑制作用可能更加显著。借鉴 Huang 等 (2022) 的研究, 文章按照是否由四大会计师事务所审计分组, 进行分样本回归。结果如表 12 所示。在低审计质量 (非四大审计) 的样本中, 数字化转型对股价特质性波动的抑制作用更加显著。

表 12 基于外部监督的异质性分析

| Dep. Var | IVOL_F | IVOL_F | IVOL_C | IVOL_C |
|-------------------|-----------------|------------------|-----------------|------------------|
| | 审计质量高 | 审计质量低 | 审计质量高 | 审计质量低 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| DIGITAL | -0.101 | -0.030*** | -0.117 | -0.032*** |
| | (-1.226) | (-2.967) | (-1.477) | (-3.352) |
| Control Variables | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Year FE | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Firm FE | Yes | Yes | Yes | Yes |

续表

| Dep. Var | IVOL_F | IVOL_F | IVOL_C | IVOL_C |
|-------------|--------|--------|--------|--------|
| | 审计质量高 | 审计质量低 | 审计质量高 | 审计质量低 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Observation | 516 | 14500 | 516 | 14500 |
| R-squared | 0.570 | 0.555 | 0.577 | 0.603 |

5.2.3 内部治理的异质性分析

谭劲松等（2016）的研究表明，投资者对公司信息披露质量存在治理效应，可以使信息披露更加准确、及时。此外，机构投资者作为公司股权的重要组成部分，为避免信息不对称造成的损失，具有积极参与公司治理的动机。花冯涛（2018）指出，机构投资者可以通过公司治理，降低噪音交易和私有信息套利，从而抑制股价特质性波动。因此，数字化转型在机构投资者持股较高的企业中对股价特质性波动的抑制作用可能更不明显。基于以上考虑，文章按照机构投资者持股的年度中位数进行分组回归。结果如表 13 所示，在机构投资者持股较低的样本，数字化转型对股价特质性波动的抑制作用更加显著。

表 13 基于内部治理的异质性分析

| Dep. Var | IVOL_F | IVOL_F | IVOL_C | IVOL_C |
|-------------------|----------------------------------|-------------------------------------|----------------------------------|-------------------------------------|
| | 机构投资者持股高 | 机构投资者持股低 | 机构投资者持股高 | 机构投资者持股低 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| DIGITAL | -0.026 (-1.482) | -0.038*** (-2.822) | -0.024 (-1.438) | -0.044*** (-3.408) |
| Control Variables | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Year FE | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Firm FE | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Observations | 7504 | 7512 | 7504 | 7512 |
| R-squared | 0.567 | 0.560 | 0.610 | 0.612 |

6. 结论和政策建议

党的二十大报告指出，加快建设数字中国，推动经济高质量发展。对于企业而言，数字化转型之后，企业可以利用更多、更精准的信息，实现经营管理的优化设计，为未来成长创造尽可能多的

价值, 从而更好地适应竞争环境, 加强核心竞争力。本文就企业数字化转型对股价特质性波动的影响展开研究, 借助中国沪深两市 A 股上市企业 2007—2020 年数据, 利用上市公司年报中与“数字化转型”有关的关键词来刻画数字化转型程度, 实证检验企业数字化转型对股价特质性波动的影响、机制和内外部基础条件等问题, 主要得到以下研究结论。

首先, 企业的数字化转型能够缓解信息不对称问题, 降低公司的股价特质性波动。该结果在经过子样本检验、更换解释变量、PSM 检验、工具变量法以及处理效应两阶段模型等一系列稳健性测试之后依然成立。其次, 信息透明度与信息不对称问题是数字化转型影响公司股价特质性波动的抑制作用的重要渠道。最后, 异质性分析表明, 数字化特征、外部监管、内部治理是影响数字化转型对股价特质性波动的重要因素。分组回归结果显示, 在数字技术应用方、审计质量低、机构投资者持股比例较少的样本中, 数字化转型对股价特质性波动的抑制作用更加显著。本研究有助于进一步打开数字化转型与企业股价特质性波动之间的黑箱, 对于提升资本市场信息效率具有启示意义。

针对本文的研究结论, 相关政策建议如下:

第一, 政府应积极顺应数字化转型迅猛发展的趋势, 继续推行政策激励企业开展数字化转型, 提高上市公司信息披露透明度, 改善投资者与管理层之间的信息不对称, 进一步完善资本市场的信息传导效率。

第二, 企业的数字化发展应遵循差异化的原则。政府应当兼顾企业数字化特征、内部治理与外部监督之间的差异, 依据不同企业的特殊情况制定数字化转型的具体目标和重点任务, 发展具有特色的数字化路径。

◎ 参考文献

- [1] 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, 36 (2).
- [2] 陈作华, 刘子旭. 政企关系与企业特质风险 [J]. 管理科学, 2019, 32 (4).
- [3] 高雨辰, 万滢霖, 张思. 企业数字化、政府补贴与企业对外负债融资——基于中国上市企业的实证研究 [J]. 管理评论, 2021, 33 (11).
- [4] 龚强, 班铭媛, 张一林. 区块链、企业数字化与供应链金融创新 [J]. 管理世界, 2021, 37 (2).
- [5] 何帆, 刘红霞. 数字经济视角下实体企业数字化变革的业绩提升效应评估 [J]. 改革, 2019, (4).
- [6] 何玉润, 林慧婷, 王茂林. 产品市场竞争、高管激励与企业创新——基于中国上市公司的经验证据 [J]. 财贸经济, 2015 (2).
- [7] 花冯涛. 机构投资者如何影响公司特质风险: 刺激还是抑制? ——基于通径分析的经验证据 [J]. 上海财经大学学报, 2018, 20 (1).

- [8] 黄群慧, 余泳泽, 张松林. 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, 2019 (8).
- [9] 姜付秀, 马云飙, 王运通. 退出威胁能抑制控股股东私利行为吗? [J]. 管理世界, 2015 (5).
- [10] 孔东民, 刘莎莎, 应千伟. 公司行为中的媒体角色: 激浊扬清还是推波助澜? [J]. 管理世界, 2013 (7).
- [11] 孔东民, 刘莎莎. 中小股东投票权、公司决策与公司治理——来自一项自然试验的证据 [J]. 管理世界, 2017 (9).
- [12] 雷光勇, 买瑞东, 左静静. 数字化转型与资本市场效率——基于股价同步性视角 [J]. 证券市场导报, 2022 (8).
- [13] 李子健, 李春涛, 冯旭南. 非财务信息披露与资本市场定价效率 [J]. 财贸经济, 2022, 43 (9).
- [14] 刘淑春, 闫津臣, 张思雪等. 企业管理数字化变革能提升投入产出效率吗 [J]. 管理世界, 2021, 37 (5).
- [15] 刘维奇, 邢红卫, 张信东. 投资偏好与“特质波动率之谜”——以中国股票市场 A 股为研究对象 [J]. 中国管理科学, 2014, 22 (8).
- [16] 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, 38 (3).
- [17] 彭正银, 黄晓芬, 隋杰. 跨组织联结网络、信息治理能力与创新绩效 [J]. 南开管理评论, 2019, 22 (4).
- [18] 戚聿东, 肖旭. 数字经济时代的企业管理变革 [J]. 管理世界, 2020, 36 (6).
- [19] 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).
- [20] 谭劲松, 林雨晨. 机构投资者对信息披露的治理效应——基于机构调研行为的证据 [J]. 南开管理评论, 2016, 19 (05).
- [21] 谭志东, 赵洵, 潘俊等. 数字化转型的价值: 基于企业现金持有的视角 [J]. 财经研究, 2022, 48 (3).
- [22] 王守海, 徐晓彤, 刘焯炜. 企业数字化转型会降低债务违约风险吗? [J]. 证券市场导报, 2022 (4).
- [23] 王亚平, 刘慧龙, 吴联生. 信息透明度、机构投资者与股价同步性 [J]. 金融研究, 2009 (12).
- [24] 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, 37 (7).
- [25] 吴武清, 田雅婧. 企业数字化转型可以降低费用黏性吗——基于费用调整能力视角 [J]. 会计研究, 2022 (4).

- [26] 肖浩, 孔爱国. 融资融券对股价特质性波动的影响机理研究: 基于双重差分模型的检验 [J]. 管理世界, 2014 (8).
- [27] 辛清泉, 孔东民, 郝颖. 公司透明度与股价特质性波动 [J]. 金融研究, 2014 (10).
- [28] 姚加权, 张锬澎, 罗平. 金融学文本大数据挖掘方法与研究进展 [J]. 经济学动态, 2020 (4).
- [29] 袁淳, 肖土盛, 耿春晓等. 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, 2021 (9).
- [30] 张新民, 陈德球. 移动互联网时代企业商业模式、价值共创与治理风险——基于瑞幸咖啡财务造假的案例分析 [J]. 管理世界, 2020, 36 (5).
- [31] 赵宸宇, 王文春, 李雪松. 数字化转型如何影响企业全要素生产率 [J]. 财贸经济, 2021, 42 (7).
- [32] 周聪, 张宗新. 信息挖掘还是噪声交易: 债券特质风险如何影响信用利差? [J]. 统计研究, 2021, 38 (6).
- [33] 朱琳, 陈妍羽, 伊志宏. 分析师报告负面信息披露与股价特质性波动——基于文本分析的研究 [J]. 南开管理评论, 2021.
- [34] Chen, C., Huang, A. G., Jha, R. Idiosyncratic return volatility and the information quality underlying managerial discretion [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2012, 47 (4).
- [35] Durnev, A., Morck, R., Yeung, B. Value-enhancing capital budgeting and firm-specific stock return variation [J]. *Journal of Finance*, 2004, 59 (1).
- [36] Flannery, M. J., Kwan, S. H., Nimalendran, M. Market evidence on the opaqueness of banking firms' assets [J]. *Journal of Financial Economics*, 2004, 71 (3).
- [37] Hu, M., Zhang, D., Ji, Q., et al. Macro factors and the realized volatility of commodities: A dynamic network analysis [J]. *Resources Policy*, 2020, 68.
- [38] Huang, W., Liu, Q., Rhee, S. G., et al. Return reversals, idiosyncratic risk, and expected returns [J]. *Review of Financial Studies*, 2010, 23 (1).
- [39] La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A. Corporate ownership around the world [J]. *Journal of Finance*, 1999, 54 (2).
- [40] Lee, D. W., Liu, M. H. Does more information in stock price lead to greater or smaller idiosyncratic return volatility? [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2011, 35 (6).
- [41] Li, F. The digital transformation of business models in the creative industries: A holistic framework and emerging trends [J]. *Technovation*, 2020, 92.
- [42] Liu, S. Investor sentiment and stock market liquidity [J]. *Journal of Behavioral Finance*, 2015, 16 (1).
- [43] Morgan, D. P. Rating banks: Risk and uncertainty in an opaque industry [J]. *American Economic Review*, 2002, 92 (4).

- [44] Rajgopal, S. , Venkatachalam, M. Financial reporting quality and idiosyncratic return volatility [J].
Journal of Accounting and Economics, 2011, 51 (1-2).

Enterprise Digital Transformation and Stock Price Idiosyncratic Volatility

Ge Yongbo¹ Xu Siping² Kong Xiaoran³

(1 School of Accounting, Shandong University of Finance and Economics, Jinan, 250014;

2, 3 School of finance, Shandong University of Finance and Economics, Jinan, 250014)

Abstract: This paper takes all A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2007 to 2020 as research samples. It is found that enterprise digital transformation can reduce the stock price idiosyncratic volatility. This result held true after controlling for endogeneity and a series of other robustness tests. Information transparency and information asymmetry are important channels for digital transformation to affect the idiosyncrasies of corporate stock prices. In other words, the digital transformation of firms restrain the stock price idiosyncratic volatility by improving information transparency and relieving information asymmetry. Heterogeneity analysis shows that the negative correlation is more significant in the firms with digital technology application, low audit quality and low institutional investor shareholding. This study is helpful to further open the black box between the digital transformation and the characteristic volatility of stock price and has implications for firms to prevent and resolve risks.

Key words: Enterprise digital transformation; Stock price idiosyncratic volatility; Information asymmetry

专业主编：潘红波