

# 数字金融发展与年报预约披露延迟

周兆斌

(中国财政科学研究院,北京 100142)

**[摘要]**企业及时披露会计信息有助于促进投资者保护并维护市场稳定运行。选取2011—2021年A股上市公司作为研究样本,探讨了数字金融发展对年报预约披露延迟的影响。研究发现,数字金融能够减少年报预约披露延迟。机制检验结果表明,数字金融通过抑制高管违规发挥“监督效应”、通过缓解企业融资约束发挥“资金支持效应”,从而减少企业年报预约披露延迟。进一步研究结果表明,数字金融“补足”企业文化、外部监管“驱动”数字金融治理功能并且数字金融对审计妥协行为发挥着监督作用,即在商帮文化水平低、诚信文化水平低、证监会监管水平高、金融市场监管水平高、客户重要性水平高的企业中,数字金融对年报预约披露延迟的抑制作用更为显著。

**[关键词]**数字金融;年报预约披露延迟;高管违规;融资约束;企业文化;外部监管;客户重要性

**[中图分类号]**F231;F832.5;F239 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2025)02-0077-10

## 一、引言

2023年2月,股票发行注册制改革启动,注册制改革对上市公司信息披露质量要求不断提高,年报是展示公司财务经营及治理结构的披露窗口,是投资者决策的重要信息来源。为了提高会计信息质量、促进会计信息决策有用性,年报预约披露制度于2001年开始实施,这是我国特有的信息披露管理方式,一定程度上缓解了年报披露扎堆的市场信息过载问题。但在实际执行中,未按约定时间披露或变更预约披露时间的企业比比皆是。未按约定时间披露主要包括提前披露和延迟披露两类,在实际情况中,延迟披露是主要表现形式。在披露时间选择上,管理层往往采用“好消息早发,坏消息晚发”的披露策略<sup>[1]</sup>。因此,年报提前或者延迟披露具有“信号传递”作用,反映了企业当期业绩和信息透明度。相较于提前披露,延迟披露能够减少市场关注度、降低投资者预期,从而减少年报披露的负向超额累计收益,实质上是传递了企业“坏消息”信号<sup>[1-2]</sup>,表明企业存在“利差”与风险加剧等问题<sup>[3-4]</sup>。除了企业“坏消息”的策略性延迟披露外,管理层也存在着利用推迟年报披露时间来进行信息操纵或者隐匿其操纵痕迹的自利性动机,严重降低了会计信息的决策有用性,给投资市场带来负面影响<sup>[1,5]</sup>。因此,探讨如何约束企业延迟披露行为、减少预约披露延迟风险,能够为投资者合理决策提供参考价值。

党的二十大报告提出了促进数字经济与实体经济深度融合的任务要求,2024年11月,中国人民银行等七部门联合印发的《推动数字金融高质量发展行动方案》明确了数字金融未来发展的重要目标。以大数据、云计算等信息技术为支撑,数字金融快速崛起,提高了金融服务的可得性和便利性,与传统金融业务相比,数字金融更具普及性与包容性<sup>[6]</sup>。除了提升市场中金融服务质效外,数字金融还能有效赋能微观经济实体,缓解企业融资约束并有效规避管理层自利风险<sup>[7-9]</sup>。同时,数字金融能够对海量数据挖掘处理,其技术分析工具辅助企业分析决策<sup>[7]</sup>,为微观经济实体高质量发展注入活力。在我国大力发展数字金融推动金融供给侧结构性改革的背景下,考察数字金融发展对会计信息披露及时性的影响,能够为资本市场中的投资者保护提供有力保障。

**[收稿日期]**2024-05-17

**[作者简介]**周兆斌(1995—),女,山东淄博人,中国财政科学研究院博士生,主要研究方向为公司治理与审计,邮箱:zzbin1995@163.com。

基于此,本文从年报预约披露延迟视角,探究数字金融发展对会计信息披露及时性的影响,可能的边际贡献如下:(1)现有关于数字金融与会计信息的研究大多聚焦于可靠性、可比性等要素,本文从会计信息披露及时性这一重要特征出发,拓展了数字金融发展对微观企业信息披露的影响视角;(2)以往关于年报预约披露延迟影响因素的研究集中于公司治理特征、审计师等角度,本文从数字金融这一新兴业态视角出发,丰富了年报预约披露延迟的影响因素研究;(3)通过企业文化、外部监管和客户重要性水平多视角的异质性分析,对数字金融赋能微观经济实体的影响进行深入探讨,为促进企业年报及时披露提供经验借鉴。

## 二、文献回顾

有效市场理论强调了信息及时披露的重要意义,及时披露提高了信息的时效性和实用性,有助于资本市场价格发现,从而帮助投资者做出合理决策和判断<sup>[10]</sup>。国内外研究多从信息披露行为视角对披露及时性进行考察,发现管理者可能出于契约动机、自我服务动机、成本动机等选择年报披露时间<sup>[11]</sup>。年报预约披露制度为我国特有的促进年报及时披露的重要制度,是资本市场信息披露制度的重要组成部分,因此,关于年报预约披露的研究主要集中于国内,包括影响因素与经济后果两方面。从影响因素角度来看,王立彦等分析归纳了年报预约披露时间变更动机,除了上市公司公开的导致延期披露的事项外,会计业绩、审计意见、利润分配等都会影响企业预约披露时间<sup>[3]</sup>。从经济后果角度来看,已有研究多数从投资者、企业自身与审计角度考察。王立彦等研究发现,年报预约披露延迟会降低年报有用性,导致投资者根据年报信息合理判断企业发展情况的能力降低<sup>[3]</sup>;谢盛纹等从股价崩盘视角探讨了年报预约披露延迟这一行为引发的经济后果<sup>[12]</sup>;王帆等研究发现年报预约披露延迟行为增加了企业融资难度,从而显著降低企业后续几年的创新产出水平<sup>[13]</sup>;另外,年报预约披露延迟也影响审计工作,增加了下一年度审计师变更的可能性,降低了审计契约持续性<sup>[14]</sup>。

数字金融作为金融服务模式的创新产物,现有研究分别从宏观和微观层面对其影响作用展开详细探讨。在宏观层面上,数字金融发展能够提升区域新质生产力水平<sup>[15]</sup>,并且能够通过促进创新研发来提振实体经济<sup>[16]</sup>。在微观层面上,数字金融发挥着惠及市场微观主体的外部治理功效,具体体现为数字金融在资源配置、公司治理、信息披露等方面的增益作用。在企业资源配置方面,数字金融发挥着“降成本”的资源支持功效,有效克服融资难、融资贵导致的融资约束问题,助益于企业技术创新<sup>[7]</sup>、增强企业风险承受能力<sup>[8]</sup>。在公司治理方面,数字金融依托独特的数据分析和风险管理技术,有助于企业改善治理环境,减少管理层盈余操纵,降低管理层与股东之间的代理成本<sup>[9]</sup>;同时,数字金融平台的迅速发展也使得管理层自利行为难以隐藏,促进公司治理机制完善<sup>[17]</sup>。在信息披露方面,数字金融内涵信息技术属性降低了信息搜寻与交互成本,提高了微观企业信息透明度,最终改善信息披露质量<sup>[9]</sup>。

基于上述文献回顾,数字金融对微观企业影响的研究日渐丰富,但现有研究多数集中于数字金融对企业财务及经营管理的影响,鲜有研究将数字金融发展与信息披露及时性相结合,而年报预约披露作为我国特有的制度,是会计信息及时性的重要体现。上述研究表明,年报预约披露延迟带来一系列负面经济后果,因此,本文从数字金融视角探讨如何缓解年报预约披露延迟现象,为管理层、投资者等利益相关者合理决策提供依据和参考。

## 三、理论分析与研究假设

数字金融作为科技赋能的新产物,通过一系列创新举措赋能实体经济,对金融市场中的微观企业主体产生着重要影响<sup>[8-9]</sup>。

数字金融发展对年报预约披露延迟的直接影响如下:首先,会计核算及时性是披露及时性的前提。已有研究表明,数字金融内嵌的大数据技术能够挖掘处理海量数据,增强财务信息输出能力和系统稳定

性<sup>[7]</sup>,提高会计核算效率,从而促进年报披露及时性。其次,数字金融发展也提高了企业信息透明度<sup>[8]</sup>,数字金融信息平台促进信息交流共享,有助于加强利益相关者对企业信息披露的监督力度,减少管理层的自利行为<sup>[8]</sup>,促使企业按照预约时间进行披露。最后,数字金融依托数字技术升级了企业风险的监控和评估模式,减少企业违约行为,有助于提高企业管理决策水平,降低企业经营风险<sup>[9]</sup>。因此,在年报信息披露时间选择上,管理层会及时披露企业利好消息,减少披露延迟现象。基于此,本文提出假设 H1。

H1:数字金融发展能够显著减少年报预约披露延迟。

高管违规或守规行为选择是成本与收益权衡下的理性经济人决策<sup>[18]</sup>,数字金融发挥着抑制高管违规行为的“监督效应”,主要体现在增加违规边际成本与降低违规边际收益两方面。首先,从高管违规成本视角来看,数字金融发展增加了高管违规成本,发挥着违规震慑作用。数字金融推动了“精准画像”实现,使得银行等金融机构能够全面获取贷款企业的内部治理及违规信息,为了降低坏账风险,银行会减少对违规类企业的资金支持或提高贷款利率<sup>[17]</sup>,因此,数字金融发展会增加高管违规的成本代价。另外,以往研究发现,以声誉为代表的非货币成本往往存在更长久的潜在损失<sup>[18]</sup>,数字金融平台的涌现扩大了高管违规信息的传播范围,增加了违规声誉成本,从而一定程度上抑制了高管违规动机。其次,从高管违规收益角度来看,随着数字时代到来,企业管理者的工作范围不仅仅局限于核心业务,智力资本的长期价值驱动作用凸显<sup>[19]</sup>,减少了高管为了追求短期利益的违规行为;同时,数字金融能够促进企业精准分析营运数据和业绩变化,激励机制也更加灵活和有针对性,降低了高管违规行为的边际效益。以往研究发现,高管违规等机会主义行为是导致披露延迟的重要原因<sup>[20]</sup>。因此,数字金融发展通过抑制高管违规行为来减少年报预约披露延迟。基于此,本文提出假设 H2。

H2:数字金融发展能够抑制高管违规行为,从而减少年报预约披露延迟。

企业资金短缺会引发经营困境、业绩不佳等一系列负面问题,数字金融则重构了传统金融体系,发挥着缓解企业融资约束的“资金支持效应”,主要体现在:一方面,数字金融运用一系列技术优势打通了信贷市场的信息壁垒,提高了信息透明度,减少由于信息不对称引发的融资溢价及融资风险,提高了企业的贷款可得性并降低了企业融资成本。另一方面,数字金融平台突破了物理位置限制,为企业提供了多元化的融资渠道,扩展了传统金融服务边界,使得企业可以通过线上平台展示企业信息,从而更加灵活高效地获得资金支持<sup>[7]</sup>。由此可见,数字金融发展完善了金融市场资源配置,为企业发展注入更多的现金流,助力企业实现高质量发展。基于“好消息早发,坏消息晚发”的规律,管理层有更强烈的动机及时披露会计信息来赢得市场关注。所以,数字金融对企业融资约束的缓解有助于企业减少年报预约披露延迟行为。基于此,本文提出假设 H3。

H3:数字金融发展能够缓解企业融资约束,从而减少年报预约披露延迟。

## 四、研究设计

### (一) 样本选择与数据来源

我国年报预约披露制度从2001年开始实施,考虑到北京大学数字普惠金融指数从2011年开始,因此,本文研究样本为2011—2021年A股上市公司,样本量为28552。为了研究的准确性,本文剔除了金融业上市公司;数据存在缺失的企业样本;ST、ST\*及PT企业样本。研究所使用的上市公司数据来自CSMAR数据库并进行整理计算,高管违规数据从CNRDS数据库中获取。本文对所有连续变量按照上下1%分位进行Winsorize处理。

### (二) 变量选择

#### 1. 被解释变量:年报预约披露延迟(DELAY/DELAYDAY)

借鉴王帆等对年报预约披露延迟的度量方式<sup>[13]</sup>,本文采用以下两种衡量方法:(1)企业当年年报

是否存在预约披露延迟 (*DELAY*),若企业当年年报的实际披露日晚于预约披露日晚,则为 1,否则为 0;  
 (2) 企业当年年报预约披露延迟天数 (*DELAYDAY*),年报实际披露日与预约披露日的间隔天数加 1 后取自然对数,如果年报早于预约中的时间披露,则 *DELAYDAY* 为 0。

2. 解释变量:数字金融发展 (*DIFI\_CITY*)

参考唐松等的研究<sup>[7]</sup>,根据《北京大学数字普惠金融指数(2011—2021)》,本文使用企业所在地市县级层面的数字金融指数并进行标准化来衡量公司所在地的数字金融发展水平 (*DIFI\_CITY*)。

3. 控制变量

参考以往相关研究,本文分别从企业财务状况、治理特征以及审计角度选取以下控制变量,具体见表 1。

表 1 变量定义

变量类型	名称	符号	定义说明
被解释变量	是否年报预约披露延迟	<i>DELAY</i>	当年年报实际披露日晚于预约披露日,则为 1,否则为 0
	年报预约披露延迟天数	<i>DELAYDAY</i>	年报实际披露日与预约披露日的间隔天数加 1 后取对数
解释变量	数字金融发展水平	<i>DIFI_CITY</i>	公司所在地市级数字普惠金融指数
	企业资产水平	<i>SIZE</i>	$\ln(\text{企业年末总资产})$
	杠杆率	<i>LEV</i>	企业年末总负债/总资产
	盈利能力	<i>ROA</i>	企业年末净利润/资产总额
	应收账款和存货占比	<i>AR</i>	$(\text{企业当年应收账款} + \text{存货})/\text{总资产}$
	固定资产占比	<i>FIXED</i>	企业当年固定资产总额/总资产
	企业成长性	<i>GROWTH</i>	$(\text{本年营业收入} - \text{去年营业收入})/\text{去年营业收入}$
控制变量	股权制衡	<i>BALANCE</i>	第二大股东持股比例/第一大股东持股比例
	机构投资者持股比例	<i>INST</i>	机构投资者持股数/流通股本
	产权性质	<i>SOE</i>	企业实际控制人为国有性质则为 1,否则为 0
	两职合一	<i>DUAL</i>	董事长兼任总经理则为 1,否则为 0
	审计师声誉	<i>BIG10</i>	若事务所为十大,则为 1,否则为 0
	审计费用	<i>FEE</i>	企业当年审计费用的自然对数
	事务所变更	<i>CHANGE</i>	相较于上一年度事务所发生变更为 1,否则为 0

(三) 模型设置

为了研究数字金融发展对年报预约披露延迟的影响,本文构建以下回归模型:

$$\begin{aligned}
 DELAY_{i,t}/DELAYDAY_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 DIFI\_CITY_{i,t} + \\
 & \alpha_2 SIZE_{i,t} + \alpha_3 LEV_{i,t} + \alpha_4 ROA_{i,t} + \alpha_5 AR_{i,t} + \\
 & \alpha_6 FIXED_{i,t} + \alpha_7 GROWTH_{i,t} + \alpha_8 BALANCE_{i,t} + \\
 & \alpha_9 INST_{i,t} + \alpha_{10} SOE_{i,t} + \alpha_{11} DUAL_{i,t} + \alpha_{12} BIG10_{i,t} + \\
 & \alpha_{13} FEE_{i,t} + \alpha_{14} CHANGE_{i,t} + \lambda \sum YEAR + \gamma \sum IND + \\
 & \varepsilon_{i,t} \quad (1)
 \end{aligned}$$

上述模型中,被解释变量为企业当年是否存在年报预约披露延迟 (*DELAY*) 与年报预约披露延迟天数 (*DELAYDAY*),解释变量为数字金融发展 (*DIFI\_CITY*),控制变量的选择如上文所述, $\varepsilon$  为误差项。

(四) 描述性统计

由表 2 可以看出,*DELAY* 的均值为 0.139,表明有 13.9% 的样本企业存在年报预约披露延迟现象,*DELAYDAY* 的均值为 0.345,最大值

表 2 变量描述性统计

变量	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>DELAY</i>	28552	0.139	0.000	0.346	0.000	1.000
<i>DELAYDAY</i>	28552	0.345	0.000	0.91	0.000	3.584
<i>DIFI_CITY</i>	28552	2.338	2.469	0.748	0.555	3.515
<i>SIZE</i>	28552	22.194	21.999	1.305	19.826	26.219
<i>LEV</i>	28552	0.415	0.406	0.206	0.051	0.898
<i>ROA</i>	28552	0.044	0.042	0.065	-0.25	0.223
<i>AR</i>	28552	0.265	0.247	0.162	0.009	0.735
<i>FIXED</i>	28552	0.205	0.172	0.158	0.002	0.69
<i>GROWTH</i>	28552	0.173	0.112	0.392	-0.569	2.501
<i>BALANCE</i>	28552	0.366	0.287	0.286	0.01	0.997
<i>INST</i>	28552	0.377	0.384	0.241	0.000	0.877
<i>SOE</i>	28552	0.343	0.000	0.475	0.000	1.000
<i>DUAL</i>	28552	0.289	0.000	0.453	0.000	1.000
<i>BIG10</i>	28552	0.503	1.000	0.5	0.000	1.000
<i>FEE</i>	28552	13.822	13.71	0.693	12.612	16.267
<i>CHANGE</i>	28552	0.104	0.000	0.305	0.000	1.000

为 3.584,中位数为 0,表明样本中有些企业的年报预约披露延迟天数较长。企业所在地数字金融发展水平 *DIFI\_CITY* 的均值为 2.338,标准差为 0.748,最大值为 3.515,最小值为 0.555,由此看出,地区之间的数字金融发展差异比较大。

## 五、实证分析

### (一) 基本回归分析

从表 3 列(1)、列(2) 可以看出,当仅控制年份和行业时,*DIFI\_CITY*与 *DELAY*的回归系数为 -0.279,*DIFI\_CITY*与 *DELAYDAY*的回归系数为 -0.110,二者均在 1% 的水平上显著为负。表 3 列(3)、列(4) 报告了加入表 1 中控制变量的回归结果,*DIFI\_CITY*与 *DELAY*的回归系数为 -0.234,在 1% 的水平上显著为负,*DIFI\_CITY*与 *DELAYDAY*的回归系数为 -0.085,也在 1% 的水平上显著为负。以上结果显示,数字金融发展能够减少企业年报预约披露延迟行为并减少延迟天数,提高会计信息披露及时性,支持了文中假设 H1。

### (二) 稳健性检验

#### 1. 工具变量法内生性检验

数字金融发展与年报预约披露延迟之间可能存在反向因果关系,对此,采用两阶段工具变量法进行内生性分析。杭州作为支付宝的诞生地,数字金融发展水平全国领先,借鉴张勋等的研究方法<sup>[6]</sup>,本文测算了杭州与各城市间的距离,距离越近代表数字金融发展水平越高,以此作为工具变量 (*DISTANCE*)。一方面,*DISTANCE*与地区数字金融发展水平有相关性;另一方面,*DISTANCE*具有客观性,年报预约披露时间不会对 *DISTANCE* 产生

影响,满足外生性要求,符合工具变量的选取条件。此外,弱工具变量检验结果显示,F 值大于 10,P 值为 0.00,说明 *DISTANCE* 非弱工具变量。内生性检验的结果如表 4 列(1) 至列(3) 所示,在弱化了内生性问题后,数字金融的系数仍然在 5% 的水平上显著为负。

#### 2. PSM 倾向得分匹配

采用 PSM 倾向得分匹配法来缓解可能由于样本选择偏误引发的内生性问题。本文将 *DIFI\_CITY* 变量按中位数分为数字金融发展水平高、数字金融发展水平低两组,选取文中控制变量作为协变量,采用 Logit 回归,按照最近邻匹配原则,从表 4 列(4) 和列(5) 可以看出,在进行匹配后,数字金融的回归系数为负,且均在 5% 的水平上显著。

表 3 基本回归分析

	(1) <i>DELAY</i>	(2) <i>DELAYDAY</i>	(3) <i>DELAY</i>	(4) <i>DELAYDAY</i>
<i>DIFI_CITY</i>	-0.279 *** (-3.29)	-0.110 *** (-4.13)	-0.234 *** (-2.60)	-0.085 *** (-3.09)
<i>Controls</i>			YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES	YES
<i>IND</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	-2.211 *** (-10.65)	0.283 *** (4.81)	-2.007 *** (-4.26)	0.616 *** (4.44)
N	28552	28552	28552	28552
Pseudo R <sup>2</sup> /Adj R <sup>2</sup>	0.080	0.092	0.101	0.103

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著,括号内为 t 值或 z 值。下同。

表 4 内生性检验

	<i>DIFI_CITY</i>	<i>DELAY</i>	<i>DELAYDAY</i>	<i>DELAY</i>	<i>DELAYDAY</i>
	第一阶段	第二阶段			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>DISTANCE</i>	-0.054 *** (-91.04)				
<i>DIFI_CITY</i>		-0.058 ** (-2.27)	-0.170 ** (-2.53)	-0.250 ** (-2.07)	-0.078 ** (-2.10)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>IND</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	0.654 *** (22.41)	0.161 *** (3.02)	0.640 *** (4.64)	-3.003 *** (-4.65)	0.307 (1.54)
N	28552	28552	28552	14860	14860
Pseudo R <sup>2</sup> /Adj R <sup>2</sup>	0.941	0.100	0.104	0.099	0.105

### 3. 替换被解释变量

借鉴谢盛纹等的研究<sup>[2]</sup>,定义以下两个变量进行稳健性检验:(1)*DELAY7*,当年年报实际披露日与首次预约披露日之间的自然天数大于7天,则为1,否则为0;(2)*DELAY10*,当年年报实际披露日与首次预约披露日之间的自然天数大于10天,则为1,否则为0。从表5列(1)、列(2)显示的结果可以看到,替换被解释变量后,数字金融依然能够显著降低年报预约披露延迟。

### 4. 替换解释变量

本文使用省级数字金融指数(*DIFI\_PROV*)替换*DIFI\_CITY*变量进行回归,表5列(3)和列(4)报告的回归结果显示,省份数字金融发展能够显著降低年报预约披露延迟。另外,考虑到地区数字金融发展对企业的影响离不开数字化转型的支持,将解释变量采用企业数字化转型程度(*DIG*)衡量,回归结果展示在表5列(5)和列(6)中,数字化转型与年报预约披露延迟的回归系数分别在5%、1%的水平上显著为负。

表5 稳健性检验(1)

	(1) <i>DELAY7</i>	(2) <i>DELAY10</i>	(3) <i>DELAY</i>	(4) <i>DELAYDAY</i>	(5) <i>DELAY</i>	(6) <i>DELAYDAY</i>
<i>DIFI_CITY</i>	-0.243 ** (-2.31)	-0.239 ** (-2.16)				
<i>DIFI_PROV</i>			-0.201 *** (-3.11)	-0.059 *** (-2.99)		
<i>DIG</i>					-0.192 ** (-2.21)	-0.064 *** (-2.68)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>IND</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	-0.761 (-1.34)	-0.704 (-1.13)	-2.141 *** (-4.55)	0.570 *** (4.13)	-1.981 *** (-4.19)	0.622 *** (4.47)
N	28539	28539	28552	28552	28552	28552
Pseudo R <sup>2</sup> /Adj R <sup>2</sup>	0.102	0.100	0.101	0.103	0.101	0.103

### 5. 补充控制变量

考虑到管理层在年报披露中可能存在机会主义动机,本研究增加以下控制变量:(1)管理层当年业绩预告发布倾向(*OCCU*)。该变量衡量了管理层自愿披露水平,借鉴孙晶慧等的研究<sup>[21]</sup>,如果当年发布自愿业绩预告,则为1,否则为0。(2)年报风险信息披露(*RISK*)。借鉴蒋红芸等的研究<sup>[22]</sup>,以年报中的风险信息关键词数加1的自然对数衡量,该数值越大代表年报中披露的风险信息越多。增加控制变量后的回归结果如表6列(1)、列(2)所示,数字金融的系数均在1%的水平上显著为负。

### 6. 控制地区固定效应

考虑到数字金融发展水平在不同区域间存在差异,因此,本文对上市公司所在地区(东中西)进行控制,结果呈现在表6列(3)和列(4)中,可以看出在控制*REGION*后,数字金融发展显著降低企业年报预约披露延迟。

### 7. 改变样本范围

考虑到直辖市的数字金融发展存在独特优势,所以本文删除总样本中直辖市的数据,表6列(5)和列(6)展示了删除直辖市数据后的重新回归结果;另外,由于我国2015年发生股灾冲击事件,故删除股灾冲击年的数据后回归,结果呈现在表6列(7)和列(8)中。结果显示,改变样本范围后,数字金融依然能够显著减少企业年报预约披露延迟。

表6 稳健性检验(2)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	DELAY	DELAYDAY	DELAY	DELAYDAY	DELAY	DELAYDAY	DELAY	DELAYDAY
<i>DIFI_CITY</i>	-0.246 *** (-2.72)	-0.087 *** (-3.15)	-0.238 ** (-2.30)	-0.083 *** (-2.63)	-0.289 *** (-2.85)	-0.106 *** (-3.47)	-0.238 ** (-2.56)	-0.090 *** (-3.15)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>IND</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>REGION</i>			YES	YES				
<i>Constant</i>	-2.371 *** (-4.19)	0.563 *** (3.48)	-1.992 *** (-4.18)	0.617 *** (4.41)	-2.696 *** (-4.81)	0.494 *** (2.96)	-1.888 *** (-3.83)	0.666 *** (4.58)
N	28552	28552	28552	28552	22552	22556	26317	26317
Pseudo R <sup>2</sup> /Adj R <sup>2</sup>	0.101	0.103	0.101	0.103	0.099	0.100	0.108	0.111

(三) 机制检验

为了进一步考察高管违规与融资约束在数字金融发展影响企业年报预约披露延迟中的机制作用,借鉴江艇的研究<sup>[23]</sup>,本文在上述模型基础上,构建以下模型:

$$FRAUD_{i,t}/KZ_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DIFI\_CITY_{i,t} + \sum \alpha_j Controls_{i,t} + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

对高管违规行为,参考辛宇等的研究<sup>[18]</sup>,使用高管违规次数(*FRAUD*)来衡量;对于融资约束,参考唐松等的研究<sup>[7]</sup>,使用*KZ*指数来衡量,*KZ*数值越大,代表企业面临的融资约束程度越高。表7中列(1)为高管违规机制检验结果,*DIFI\_CITY*与*FRAUD*的回归系数为-0.123,在1%的水平上显著为负,表明数字金融能够通过抑制高管违规行为来减少年报预约披露延迟,验证了H2。表7中列(2)为融资约束机制的检验结果,可以看出,*DIFI\_CITY*与*KZ*的系数为-0.292,结果也在1%的水平上显著为负,表明数字金融能够缓解融资约束来减少企业年报预约披露延迟,支持了H3。

表7 机制检验

	(1)	(2)
	<i>FRAUD</i>	<i>KZ</i>
<i>DIFI_CITY</i>	-0.123 *** (-4.41)	-0.292 *** (-6.93)
<i>Controls</i>	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES
<i>IND</i>	YES	YES
<i>Constant</i>	0.247 * (1.69)	5.101 *** (23.40)
N	28552	28552
Adj R <sup>2</sup>	0.047	0.656

六、进一步分析

(一) 数字金融对企业文化的“补足”作用

1. 商帮文化

商帮文化作为我国重要的传统文化,强调“有福同享,有难同当”的文化理念,在长期发展中形成了“诚信真善、义利并举”的价值观,基于商帮文化搭建的网络关系能够促进成员之间的合作与沟通,当企业依赖正式制度的融资不足时,商帮文化能够帮助企业获得金融支持,受商帮文化影响程度越大,企业面临的融资约束越少<sup>[24]</sup>。商帮文化具有地缘特征,借鉴彭晓等的研究<sup>[25]</sup>,本文对商帮文化进行量化,计算上市公司所在地方圆300千米半径内的商帮发源地数量,数量越多代表企业受商帮文化影响越大。回归结果如表8列(1)至列(4)所示,在商帮文化氛围低的分组中,数字金融能够显著抑制年报预约披露延迟;在商帮文化氛围高的分组中,数字金融对年报预约披露延迟的影响不显著。结果说明数字金融在商帮文化氛围不足的地方,起到“补足”作用,进而更好地发挥促进会计信息及时披露的微观治理功效。

2. 企业诚信文化

“诚信”是企业的重要资产,是商业交易行为的准则规范。借鉴左锐等的研究<sup>[26]</sup>,根据企业当年是否有被告身份的新增诉讼案件、营业外支出中是否包含罚款支出、企业高管是否受到公开谴责设置3个

虚拟变量,并求和来衡量企业诚信文化水平。回归结果如表8列(5)至列(8)所示,在诚信文化水平低的分组中,数字金融对年报预约披露延迟的回归系数均在1%的水平上显著为负;而在诚信文化水平高的分组中,数字金融对年报预约披露延迟的影响不显著。结果说明数字金融能在诚信文化水平弱的企业中更好地促进企业信息披露,发挥“补足”企业诚信文化的外部治理作用。

表8 企业文化异质性

	商帮文化氛围低		商帮文化氛围高		诚信水平低		诚信水平高	
	(1) <i>DELAY</i>	(2) <i>DELAYDAY</i>	(3) <i>DELAY</i>	(4) <i>DELAYDAY</i>	(5) <i>DELAY</i>	(6) <i>DELAYDAY</i>	(7) <i>DELAY</i>	(8) <i>DELAYDAY</i>
<i>DIFI_CITY</i>	-0.246 ** (-2.28)	-0.092 *** (-2.75)	0.068 (0.34)	0.002 (0.04)	-0.486 *** (-3.16)	-0.142 *** (-3.24)	-0.082 (-0.74)	-0.046 (-1.31)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>IND</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	-1.304 ** (-2.30)	0.852 *** (5.01)	-3.844 *** (-4.47)	0.040 (0.17)	0.344 (0.44)	1.151 *** (5.57)	-3.262 *** (-5.37)	0.273 (1.46)
N	17928	17928	10624	10624	10720	10723	17829	17829
Pseudo R <sup>2</sup> /Adj R <sup>2</sup>	0.102	0.108	0.103	0.095	0.056	0.043	0.130	0.131

## (二) 外部监管对数字金融功效的“驱动”作用

### 1. 证监会监管

证监局作为证监会派出机构,负责辖区内上市公司的日常监管。以往关于监管距离的研究多数认为证监会派出机构与企业间的地理距离越近,越能发挥震慑与监管作用<sup>[27]</sup>。借鉴肖红军等的研究方法<sup>[27]</sup>,测算上市公司与所在地证监局的地理距离,并取自然对数来衡量。表9列(1)至列(4)报告了在不同监管距离中数字金融对年报预约披露延迟影响的回归结果,当监管距离近时,数字金融显著抑制年报预约披露延迟,而在监管距离远的分组中,数字金融对年报预约披露延迟的影响不显著。结果说明证监局监管助益于数字金融对信息披露及时性的治理效应。

表9 外部监管异质性

	监管距离近		监管距离远		金融监管水平高		金融监管水平低	
	(1) <i>DELAY</i>	(2) <i>DELAYDAY</i>	(3) <i>DELAY</i>	(4) <i>DELAYDAY</i>	(5) <i>DELAY</i>	(6) <i>DELAYDAY</i>	(7) <i>DELAY</i>	(8) <i>DELAYDAY</i>
<i>DIFI_CITY</i>	-0.593 *** (-3.50)	-0.191 *** (-3.59)	-0.130 (-1.01)	-0.039 (-1.00)	-0.321 *** (-2.66)	-0.108 *** (-3.01)	-0.112 (-0.79)	-0.053 (-1.20)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>IND</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	-1.393 ** (-2.22)	0.800 *** (4.39)	-3.007 *** (-3.97)	0.334 (1.50)	-2.628 *** (-4.08)	0.470 ** (2.43)	-1.468 ** (-2.09)	0.752 *** (3.76)
N	15277	15277	13272	13275	15689	15689	12860	12863
Pseudo R <sup>2</sup> /Adj R <sup>2</sup>	0.114	0.119	0.091	0.087	0.092	0.090	0.118	0.121

### 2. 金融市场监管

加强数字金融监管有助于守住金融风险底线、促进数字金融行业有序规范运行、强化数字金融服务的“靶向性”和“安全性”,最终促进金融市场有效运行<sup>[7]</sup>。借鉴唐松等的研究<sup>[7]</sup>,使用“省金融监管支出水平/金融行业增加值”来度量省份金融监管水平,表9列(5)至列(8)报告了在不同的金融监管水平中数字金融对年报预约披露延迟影响的回归结果,可以看出,相比于金融监管水平低的分组,在金融监管水平高的分组中,数字金融能够显著减少年报预约披露延迟行为,说明金融市场监管发挥了数字金融微观治理效果的驱动作用。

## (三) 数字金融对审计妥协的监督作用

客户重要性在经济利益和审计声誉双重层面影响着审计师向客户妥协的概率,由于我国审计市场集中度低且处于买方市场,上市公司存在审计“费用诱惑”,审计师容易不敢对重要客户说“不”<sup>[28]</sup>。借鉴曹强等对客户重要性水平的度量方法<sup>[29]</sup>,使用“特定上市公司客户资产自然对数除以事务所所有上市公司资产自然对数之和”来衡量。表10报告了在不同的客户重要性水平分组中数字金融对年报预约披露延迟的实证结果,可以看出,相较于客户重要性

水平低的分组,数字金融对年报预约披露延迟的抑制作用在客户重要性水平高的分组中显著。结果说明数字金融在客户重要性水平高时能够发挥监督治理作用,抑制年报预约披露延迟。

表10 客户重要性水平异质性

	客户重要性水平低		客户重要性水平高	
	(1) DELAY	(2) DELAYDAY	(3) DELAY	(4) DELAYDAY
<i>DIFI_CITY</i>	-0.073 (-0.56)	-0.037 (-0.95)	-0.367*** (-2.92)	-0.126*** (-3.22)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES	YES
<i>IND</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	-3.989*** (-5.53)	0.064 (0.29)	-1.158* (-1.72)	0.820*** (4.28)
N	14226	14230	14322	14322
Pseudo R <sup>2</sup> /Adj R <sup>2</sup>	0.107	0.105	0.101	0.103

## 七、结论性评述

基于2011—2021年A股上市公司数据,本文从年报预约披露延迟视角出发,探讨了数字金融发展对信息披露及时性的影响。研究发现数字金融发展能够减少年报预披露延迟、提高会计信息披露及时性。具体而言,数字金融发展通过抑制高管违规、缓解融资约束来减少年报预约披露延迟。进一步研究发现,数字金融发展能够在商帮文化与诚信文化不足的企业中发挥“补足”作用,抑制年报预约披露延迟;证监会监管及金融市场监管能够促进数字金融对年报预约披露延迟的抑制作用;数字金融在客户重要性水平高时能够发挥监督治理作用,抑制年报预约披露延迟。

本文从年报预约披露延迟视角验证了数字金融发展对年报披露及时性的促进作用,为企业完善内部治理、缓解融资约束提供了理论依据。建议及启示如下:第一,对政府而言,要给予数字金融发展充分的政策支持,鼓励并引导企业完善数字基础设施建设,以便将数字金融服务成果更好地应用于企业各领域场景中;同时,在数字金融对传统金融业的巨大冲击下,也要不断加强数字金融市场监管,完善数字金融相关法律法规,在数字金融的发展与风险之间寻求平衡。第二,对上市公司而言,要积极融入数字金融发展浪潮,利用数字金融服务为企业发展提质增效,发挥数字金融对公司治理及缓解融资约束的积极作用;同时企业也要加强对优秀文化的传承,加强非正式制度企业文化建设。第三,对投资者而言,要关注年报预约披露延迟的信号作用,提早形成合理预期,理解其中包含的潜在财务信息。第四,对审计师而言,数字金融发展给审计工作提供了便利的同时,也带来了挑战,审计师要掌握数字技术应用并提高数据分析能力,提高审计独立性,扮演好资本市场“看门人”的重要角色。

## 参考文献:

- [1]王雄元,陈文娜,顾俊. 年报及时性的信号效应——基于2004—2006A股上市公司年报的实证检验[J]. 会计研究,2008(12): 47-55.
- [2]谢盛纹,廖佳,陶然. 年报预约披露推迟、金融生态环境与债务融资成本——基于信息风险识别和风险补偿转化视角[J]. 管理评论,2018(12): 200-211.
- [3]王立彦,伍利娜. 公司年报披露预约日变更及披露后更改行为——基于2002年中国上市公司年度报告的分析[J]. 经济科学,2003(6): 102-112.
- [4]Whittred G P. Audit qualification and the timeliness of corporate annual reports[J]. The Accounting Review, 1980,55(4): 563-577.
- [5]Keller S B. Reporting timeliness in the presence of subject to audit qualifications[J]. Journal of Business Finance and Accounting, 1986,13(1): 117-124.

- [6]张勋,杨桐,汪晨,等.数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践[J].管理世界,2020(11):48-63.
- [7]唐松,伍旭川,祝佳.数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J].管理世界,2020(5):52-66.
- [8]马连福,杜善重.数字金融能提升企业风险承担水平吗[J].经济学家,2021(5):65-74.
- [9]翟淑萍,韩贤,张晓琳,等.数字金融能降低企业债务违约风险吗[J].会计研究,2022(2):117-131.
- [10]Fama E F. Efficient capital markets:A review of theory and empirical work[J]. Journal of Finance,1970,25(2):383-417.
- [11]毛丽娟,李碧芬.年报及时性、财务重述与披露管理文献综述[J].财会通讯,2018(16):29-33.
- [12]谢盛纹,陶然.年报预约披露推迟、分析师关注与股价崩盘风险[J].会计与经济研究,2017(1):3-19.
- [13]王帆,许诺,章琳,等.年报预约披露延迟与企业创新[J].会计研究,2020(8):159-177.
- [14]谢盛纹,陈美芳,王洋洋.年报预约披露推迟与审计契约持续性[J].证券市场导报,2016(7):11-19.
- [15]朱波,曾丽丹.数字金融发展对区域新质生产力的影响及作用机制[J].财经科学,2024(8):16-31.
- [16]汪亚楠,叶欣,许林.数字金融能提振实体经济吗[J].财经科学,2020(3):1-13.
- [17]牟卫卫,刘克富.金融科技发展能抑制公司违规吗[J].山西财经大学学报,2021(9):29-43.
- [18]辛宇,宋沛欣,徐莉萍,等.经营投资问责与国有企业规范化运作——基于高管违规视角的经验证据[J].管理世界,2022(12):199-221.
- [19]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.
- [20]雷宇.诚信、亏损与年报披露的及时性[J].财贸研究,2014(5):130-137.
- [21]孙晶慧,徐鑫磊,齐保全.资本市场开放与公司自愿性信息披露[J].会计与经济研究,2022(6):51-63.
- [22]蒋红芸,李岩琼,王雄元.年报风险信息披露与分析师跟随[J].财经论丛,2018(12):65-73.
- [23]江艇.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,2022(5):100-120.
- [24]王孝钰,高琪,邹汝康,等.商帮文化对企业融资行为的影响研究[J].会计研究,2022(4):168-178.
- [25]彭晓,修宗峰,刘然.商帮文化、制度环境与企业社会责任信息披露——基于我国A股民营上市公司的经验证据[J].中南大学学报(社会科学版),2020(5):133-147.
- [26]左锐,李玉洁,舒伟.企业诚信文化能抑制财务报告重述吗? [J].会计与经济研究,2018(4):27-45.
- [27]肖红军,阳镇,凌鸿程.“鞭长莫及”还是“遥相呼应”:监管距离与企业社会责任[J].财贸经济,2021(10):116-131.
- [28]傅绍正,曾琦,胡国强.延期披露年报、审计意见改善与资本市场信息披露[J].中国软科学,2021(2):172-180.
- [29]曹强,胡南薇,王良成.客户重要性、风险性质与审计质量——基于财务重述视角的经验证据[J].审计研究,2012(6):60-70.

[责任编辑:苗竹青]

## The Development of Digital Finance And Delay on Scheduled Annual Report Disclosure

ZHOU Zhaobin

(Chinese Academy of Fiscal Sciences, Beijing 100142, China)

**Abstract:** Timely disclosure of accounting information is helpful to promote investor protection and maintain the stable operation of the market. Taking A-share listed companies from 2011 to 2021 as research samples, this paper discusses the impact of the development of digital finance on the delay on scheduled annual report disclosure. It finds that the development of digital finance can reduce delays on scheduled annual report disclosure. The mechanism test results show that digital finance exerts a “supervision effect” by restraining executive violations and a “financial support effect” by easing corporate financing constraints, thereby reducing delays on scheduled annual report disclosure. Further research shows that digital finance “complements” corporate culture, external supervision “drives” digital financial governance function, and digital finance plays a supervisory role in audit compromise behavior, that is, in enterprises with low level of business culture, low level of integrity culture, high level of CSRC supervision, high level of financial market supervision, and high level of customer importance, digital finance has a more significant inhibitory effect on the delay on scheduled annual report disclosure.

**Key Words:** digital finance; delay on scheduled annual report disclosure; violations by senior executives; financing constraint; corporate culture; external supervision; customer importance