

---

# 实体企业金融化行为与信息 披露质量关系的研究

邓超 彭斌<sup>1</sup>

(中南大学 商学院, 湖南 长沙 410083)

**【摘要】:** 基于 2009-2018 年沪深 A 股上市公司财务数据, 利用固定效应模型, 考量企业金融化对实体企业信息披露质量的影响。结果显示, 实体企业金融化程度与其信息披露质量显著负相关, 金融化企业主动降低信息披露质量的行为特征十分明显。进一步研究表明, 在外部监管较为严格的国有企业、内部治理结构完善的规模较大企业中, 金融化水平对企业信息披露质量的负面影响较小; 而低融资约束企业信息披露质量对企业金融化水平更加敏感。机制检验发现, 实体企业金融化主要是通过企业经营业绩和财务风险两条路径对企业信息披露质量产生影响。

**【关键词】:** 企业金融化 信息披露质量 经营业绩 财务风险

**【中图分类号】:** F275.5; F832.5 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1003-7217(2021)03-0110-08

## 一、引言

中国实体企业面临着越来越大的转型升级压力, 而金融行业却“逆势上扬”, 呈现出欣欣向荣的发展态势。面对日益严峻的生存环境和投资者对于企业盈利能力的硬性要求, 不少实体企业选择通过涉足金融业、房地产业进行跨行套利。以上市企业为例, 仅 2015 年就有 321 家非金融类上市公司持有金融机构股份, 且这一数据随后几年不断增长。据 Wind 数据统计显示, 截至 2020 年 11 月, A 股上市公司累计购买银行理财产品金额高达 1.14 万亿元, 参与上市公司 1143 家, 约占当年 A 股上市公司数量的 30%。上述现象和数据表明, 中国部分实体企业的金融化趋势越来越明显。

针对实体企业的金融化行为, 已有文献主要从企业配置金融资产的“双重效应”展开分析。有学者认为, 金融资产发挥了“蓄水池”效应<sup>[1,2]</sup>。企业在资金充裕时进行合理的金融资产配置, 有利于盘活闲置资金、提高资金利用率、分散投资风险<sup>[3]</sup>、平滑投资波动等<sup>[4]</sup>。另有学者则认为, 金融资产对实体投资起到了“挤占”效应。受到金融资产超额收益的吸引, 企业将原本应该投资实体的资金转向金融活动<sup>[5]</sup>, 挤占了实物资本投入和创新研发投入<sup>[6]</sup>, 不仅降低其短期绩效<sup>[7]</sup>、加大业绩波动和财务风险<sup>[8]</sup>, 长远来看, 还会损害企业的主业发展能力, 最终对企业价值造成负面影响<sup>[9]</sup>。

与此同时, 中国部分上市实体企业的信息披露质量状况令人堪忧。有数据显示, 在 2007-2017 年, 中国 A 股上市公司信息披露不实事件高达 4800 多起, 约占违规事件的 80%。企业通过盈余管理等手段掩盖自身业绩下滑的行为更是普遍且难以识别。有关企业信息披露质量的影响因素, 已有研究主要从企业的自身特征和外部环境展开分析。从企业特征来看, 过高的股权集中度将导致控股股东和管理层合谋, 更有可能降低其信息披露质量<sup>[10]</sup>。根据信号理论, 当上市公司的财务状况良好<sup>[11]</sup>、经营业绩改善的时候<sup>[12]</sup>, 企业更有动力如实披露企业信息, 从而提高信息披露质量; 相反, 如果企业盈利能力下降、财务风险提高, 企业

---

**作者简介:** 邓超(1965-), 男, 湖南娄底人, 博士, 中南大学商学院教授、博士生导师, 研究方向: 银行管理、金融理论。  
**基金项目:** 国家社会科学基金(19BJY237)

管理者将尽可能遮掩真实的企业经营状况和财务状况，导致信息披露质量降低。从企业所处的外部环境来看，独立董事的外部监管机制<sup>[13]</sup>、更为严格的市场监管制度<sup>[13]</sup>、企业法制环境<sup>[14]</sup>、以及产品市场竞争压力<sup>[16]</sup>都会对企业信息披露质量产生影响。

综上所述，日益严峻的内、外部环境倒逼实体企业不得不选择走上金融化道路，而企业通过降低信息披露质量以掩盖其业绩下滑的现象也愈演愈烈。当前，对于中国企业配置金融资产的效果究竟是以“蓄水池”效应为主还是“挤占”效应为主，学术界和实务界尚无明确定论，而上述两种现象的同时发生也不断引发学界和监管层的担忧。企业信息披露质量的下降和其金融化程度有没有直接联系？如果有，金融化又是通过怎样的途径左右企业的信息披露行为并对其质量产生相应的影响？本文以2009-2018年沪深A股上市公司为对象，运用固定效应模型，实证检验企业金融化程度与信息披露质量水平间的关系。

## 二、研究假设与研究设计

### (一) 研究假设

企业持有金融资产具有双重效应。首先，企业持有金融资产具有“蓄水池”效应，即在企业盈余时盘活资金、分散投资风险，在企业拮据时弥补企业资金缺口，降低经营风险。在现有金融体系下，银行与企业间存在着信息不对称问题，使得企业往往面临着不同程度的融资约束，再加之固定资产调整成本高、流动性差、投资周期长且难以变现<sup>[16]</sup>，企业难免面临着资金链断裂风险。因此，企业若能发挥金融资产的“蓄水池”效应，可有效缓解现金流波动带来的不利冲击、降低企业财务风险，起到维持企业经营状况的功能<sup>[17]</sup>；当企业财务状况变好、经营业绩呈上升趋势时，管理者有较高的积极性传递企业真实信息，使得信息披露质量得到提高。

同时，企业配置金融资产还能分散投资风险、提高资金利用率，最终起到改善企业业绩的作用。实体企业经营有着一定的周期性，当宏观经济不景气、实体投资收益率下降、企业业绩下滑时，金融资产带来的投资收益能缓冲企业业绩下滑带来的负面影响；在经济上行、有效需求增加、投资机会变多时，企业管理者就能通过变现金融资产以把握投资机会，改善企业经营状况、提高自身竞争力<sup>[3]</sup>。若企业盈利状况呈上升趋势，依据信号传递理论，为了获得更多投资，管理层会在资本市场积极披露自身信息，降低与投资者之间的信息不对称程度，信息披露质量自然逐步提高<sup>[12]</sup>。

另一方面，企业持有金融资产具有“挤占”效应，即在企业总资源有限的前提下，配置金融资产意味着对实体投资的“挤占”，直接导致企业用于维持自身日常生产经营活动的管理费用以及研发投入缩减<sup>[18]</sup>。短期来看，虽然金融资产投资收益率远超固定资产投资，但金融资产投资收益具有不确定性高、波动性大的特点<sup>[8, 19]</sup>，配置金融资产往往会导致企业业绩波动加大、提高企业经营的不确定性<sup>[20, 21]</sup>，企业管理层为了掩盖这些不稳定信息，可能会选择降低信息披露质量。

从长期来看，资本运作依赖专业的经营和管理<sup>[20, 22]</sup>。随着企业金融资产配置的增加，企业管理重心必将不断偏离传统生产经营模式，导致企业风险抵抗力受到影响；另外，企业配置金融资产可能会将金融行业的高风险传导给实体企业，致使实体企业整体经营风险增加<sup>[23]</sup>，进而影响企业信息披露质量<sup>[10]</sup>。

综合以上分析，由于持有金融资产存在“双重效应”，金融化对企业信息披露质量的影响取决于“蓄水池”效应和“挤占”效应的相对大小，若企业配置金融资产的“蓄水池”效应大于“挤占”效应，则企业金融化行为能起到提高信息披露质量的作用，反之将会降低信息披露质量。据此，提出竞争性假设H1a和H1b：

H1a 企业配置金融资产主要表现为“蓄水池”效应，提高了信息披露质量。

H1b 企业配置金融资产主要表现为“挤占”效应，降低了信息披露质量。

## (二) 样本选择及数据来源

以 2009-2018 年沪深 A 股上市公司为研究对象, 样本企业的基本面数据来自于 Wind(万德) 和同花顺 (iFind) 数据库, 企业信息披露质量的数据来源于中国研究数据服务平台 (CNRDS) 数据库, 并对数据进行如下处理: (1) 剔除金融行业、房地产行业的样本; (2) 剔除 ST 类及中途退市的样本; (3) 剔除数据缺失和异常的样本。根据上述原则处理, 最后得到 9774 个观测值; 为了消除极端观测值对于回归结果的影响, 对所有连续变量在 1% 的水平上进行了双侧 Winsorize 缩尾处理。

## (三) 主要变量的度量

### 1. 被解释变量。

参考曾颖和陆正飞 (2006)<sup>[24]</sup> 的做法, 采用深交所和上交所对 A 股上市公司信息披露质量的评级来衡量上市公司的信息披露总体质量。深交所和上交所根据会计信息质量的相关特征构建了上市企业信息披露质量的评分体系, 并对上市公司全年的信息披露行为、信息披露质量做出全面评价。评价分为“优秀”“良好”“合格”和“不合格”四个等级。因无法获得具体的评分分值数据, 在替代变量选取上采取逻辑变量定义的形式, 根据信息披露考评结果, 将“优秀”“良好”“及格”和“不及格”分别进行赋值, 即信息披露质量评价为“优秀”时赋值为“4”, “良好”赋值为“3”, 依次类推。

### 2. 解释变量。

参考黄贤环和王瑶 (2019)<sup>[25]</sup>、张成思和郑宁 (2019)<sup>[26]</sup> 的研究, 用金融资产占比来衡量企业金融化水平, 具体计算公式为  $Fin = (\text{持有至到期投资} + \text{交易性金融资产} + \text{可供出售金融资产} + \text{投资性房地产} + \text{金融衍生工具} + \text{发放贷款及垫款}) / \text{总资产}$ 。需要注意的是, 虽然长期股权投资科目也属于金融资产的范畴, 但许多企业进行长期股权投资的目的更多是对联营和合营企业的股权投资控制, 出于保守原则, 本文仅在进行稳健性检验时将长期股权投资纳入金融资产范畴。

### 3. 其他控制变量。

参考胡奕明等 (2017)<sup>[2]</sup> 的做法, 选取了企业经营层面和治理结构层面的两组控制变量。其中, 企业经营层面的控制变量包括资本密集度 (F)、企业规模 (Size)、杠杆率 (Lev)、企业成长性 (Growth)、经营性现金流 (Cfo)、企业价值 (Tq)、企业年龄 (Age); 公司治理结构层面的控制变量则包括董事会规模 (Board)、股权集中度 (Top1)、机构持股者比例 (Insti)、两职合一 (Dual) 以及独立董事比例 (Inde)。具体变量定义及度量见表 1, 主要变量描述性统计结果如表 2 所示。

表 1 变量及其定义

变量	变量名	变量定义及其测度
信息披露质量	Score	上交所深交所信息披露质量评分
金融化程度	Fin	金融资产持有比例
财务风险	Z-Score	Z 指数
经营业绩	ROA	总资产回报率
资本密集度	F	固定资产/总资产
企业规模	Size	总资产取自然对数

杠杆率	Lev	总负债/总资产
企业成长性	Growth	主营业务收入增长率
董事会规模	Board	董事会人数
经营性现金流	Cfo	经营性现金流占总资产比重
企业价值	Tq	企业托宾 Q
股权集中度	Top1	第一大股东持股比例
企业年龄	Age	$\ln(1+\text{企业成立年限})$
机构持股者比例	Insti	机构持股者持股占发行股票比例
两职合一	Dual	虚拟变量, 董事长总经理两职合一时为 1; 否则为 0
独立董事比例	Inde	独立董事人数占董事会人数比例

表 2 主要变量描述性统计

Variables	N	mean	sd	min	p50	max
Score	9774	3.040	0.646	1	3	4
Fin	9774	0.038	0.067	0	0.011	0.394
F	9774	0.239	0.170	0.004	0.204	0.720
Size	9774	13.101	1.229	10.002	12.988	16.664
Growth	9439	0.201	0.468	-0.494	0.111	2.870
Lev	9774	0.445	0.200	0.047	0.439	0.921
Cfo	9774	4.803	6.789	-15.479	4.487	26.402
Tq	9774	2.065	2.435	0	1.331	17.093
Age	9774	2.956	0.254	1.792	2.944	3.526
Top1	9774	33.015	14.469	8.790	30.405	80.867
Board	9774	8.705	1.747	5	9	15
Dual	9626	0.769	0.421	0	1	1
Insti	9750	41.587	22.278	0	42.776	98.657
Inde	9759	0.375	0.064	0	0.333	1

#### (四) 研究设计

参考以往文献可以发现，企业金融化是一个十分复杂的投资决策过程，受到许多无法观测的因素影响，为了避免遗漏变量对实证结果产生影响，本文控制了时间、行业以及地区固定效应来确保实证结果的可靠性。基于此，构建模型(1)对假设 H1 进行检验。

$$Score_{i,t} = a_0 + a_1 Fin_{i,t} + \delta Control_{i,t} + \sum industry + \sum region + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，解释变量代表  $Fin_{i,t}$  代表 i 企业在 t 年的金融化程度；被解释变量  $Score_{i,t}$  代表 i 企业在 t 年的信息披露质量； $Control_{i,t}$  为其他可能对企业金融资产配置行为产生影响的因素， $\epsilon$  为随机扰动项。除此之外还控制了行业、年度以及地区固定效应。

### 三、实证结果分析

表 3 为基准回归的分析结果，其中，表 3 的第(1)列为不考虑控制变量和固定效应的回归结果；第(2)列和第(3)列为依次加入企业经营层面、公司治理结构层面控制变量后的回归结果；第(4)列则在此基础上进一步控制了行业、时间以及地区固定效应。

从回归结果上来看，金融化程度(Fin)在模型(1)-(4)中均在 1%显著性水平上显著，表明企业配置金融资产会给企业信息披露质量带来负面影响。而据前文分析，若实体金融化主要表现为“挤占”效应，其配置金融资产的行为会挤占实体投资和研发投入，加大企业业绩波动和财务风险，迫使企业管理者降低信息披露质量，假设 H1b 得到证明。背后的经济原因可能是：企业配置金融资产虽然可能会给企业带来额外的投资收益，但是需要依赖于企业管理层更加专业化的管理，企业管理层管理重心的偏移和管理精力的分散使得企业的经营能力下滑<sup>[3,27]</sup>，再加上金融资产投资的“挤占”效应对企业长期价值和抗风险能力造成损害<sup>[22,23]</sup>，为了保护其自身利益，企业管理层会选择降低信息披露质量掩盖或推迟相关信息的披露。

表 3 企业金融化和信息披露质量

(1)Score	(2)Score	(3)Score	(4)Score	
Fin	-0.430***	-0.396***	-0.376***	-0.377***
	(-4.45)	(-4.14)	(-3.89)	(-3.81)
企业经营层面	不控制	控制	控制	控制
公司治理层面	不控制	不控制	控制	控制
Constant	3.056***	1.056***	1.205***	1.008***
	(411.43)	(9.84)	(9.97)	(7.68)
$\Sigma$ industry	NO	NO	NO	YES
$\Sigma$ year	NO	NO	NO	YES
$\Sigma$ region	NO	NO	NO	YES

Observations	9774	9439	9266	9266
Adj R <sup>2</sup>	0.002	0.144	0.151	0.176

#### 四、进一步研究

如前文所分析，企业金融化会给企业信息披露质量造成负面效应，那么，企业金融化与信息披露质量之间的关系是否会受到其他因素的影响?本文立足于影响信息披露质量的两大要素——外部环境和企业特征，分别基于企业的产权性质、面临的融资约束水平以及总体规模进行分组回归。

##### (一)基于企业性质分组回归的分析

依据前文分析，企业信息披露质量的高低由企业的内外部因素共同决定<sup>[28-30]</sup>，企业的外部环境因素，尤其是监督机制对于企业信息披露质量也有着重要影响。现有研究普遍认为严格的外部监管能有效地提高信息披露质量<sup>[13]</sup>。相比于非国有企业，国有企业在其内部管理更为严格的同时还受到更多的外界关注，这使得国有企业无法轻易掩盖企业真实状况来欺骗监管部门和投资者。因此，在理论层面，外部监管相对松懈的非国有企业信息披露行为更容易受到自身金融化的影响。据此，参考张成思和郑宁(2019)<sup>[26]</sup>的做法，按照上市公司企业性质将样本分为两组进行分组回归。回归结果如表4所示。

表4的第(1)列和第(2)列分别列示了根据企业性质分组的企业金融化对信息披露质量影响的回归结果。在国有企业样本组中，金融化程度(Fin)的回归系数为-0.135 但不显著，而在非国有企业样本组内金融化程度(Fin)的回归系数为-0.558 且在1%的水平上显著。该结果说明，国有企业自身较强的内部监管和受到的外部监督有效地抑制了管理层投机行为，因此，国有企业配置金融资产的行为对其信息披露质量的负面影响更小。同时，本文还进行了组间系数差异检验，组间差异检验在5%的水平上拒绝原假设，说明企业金融化程度的回归系数在国有企业和非国有企业之间存在显著差异。

表4 异质性分析

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有	非国有	融资约束低	融资约束高	小规模	大规模
	Score	Score	Score	Score	Score	Score
Fin	-0.135	-0.558***	-0.456***	-0.281**	-0.703***	-0.139
	(-0.89)	(-4.40)	(-3.34)	(-1.99)	(-4.55)	(-1.06)
Constant	1.570***	0.836***	1.739***	1.595***	0.549	0.985***
	(7.48)	(4.52)	(6.69)	(8.64)	(1.52)	(5.73)
Σ industry	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Σ year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Σ region	YES	YES	YES	YES	YES	YES

chi2	4.65		4.55		7.89	
p-value	0.031**		0.037**		0.005***	
Observations	3979	5287	4288	4978	2980	6286
Adj R <sup>2</sup>	0.192	0.179	0.122	0.145	0.161	0.166

## (二) 基于企业融资约束分组回归的分析

已有研究证明，不同类型和经营状况的企业配置金融资产所产生的后果也不尽相同<sup>[26]</sup>。受到外部融资约束较强的企业主要是利用金融资产的高流动性和保值性，通过配置金融资产预防现金流波动带来的不确定性冲击，以增强其抵御风险和偿还债务的能力，换言之，面临较强融资约束的企业配置金融资产时更有可能表现出“蓄水池”效应。相反，融资约束较低的企业本身流动性风险较低，配置金融资产更有可能是为了谋取超额利润，进而表现出“挤占”效应。据前文分析，企业金融化主要表现为“挤占”效应时，会降低企业信息披露质量。为了考察不同融资约束的企业金融化行为对于信息披露质量的影响，采用 Hadlock 和 Pierce (2010) 构建的 SA 综合指数来衡量融资约束<sup>[31]</sup>，并根据企业融资约束是否大于年度行业融资约束的中位数，将样本划分为高融资约束组和低融资约束组。

表 4 的第(3)列和第(4)列则列示了不同融资约束的企业样本组中，企业金融化对信息披露质量的回归结果。在两个样本组中金融化程度(Fin)的回归系数皆显著为负，说明不论是高融资约束企业还是低融资约束企业，其配置金融资产都表现为“挤占”效应，但低融资约束组的系数绝对值明显大于高融资约束组。该结果说明，融资约束较低的企业资金更为充裕，更加偏好配置更多金融资产牟利，其“挤占”效应也更为强烈，金融化对其信息披露质量的负面影响更大。组间差异检验的 P 值为 0.037 且在 5%的水平上拒绝原假设，说明企业金融化程度的回归系数在两组之间存在显著差异。

## (三) 基于企业规模分组回归的分析

已有研究发现，公司资产规模大小会对企业的信息披露质量产生影响<sup>[12,13]</sup>。而大企业的组织架构更为完整、内部监督机制也更加成熟，可以有效地遏制管理者掩盖企业真实状况的机会主义行为<sup>[11,32,33]</sup>。因此，大规模企业的的信息披露行为受到企业经营状况的影响也相对较小。为了考察不同规模的企业金融化行为对于信息披露质量的影响，按照三等分点将企业分为大、中、小三种规模，并选择大规模企业样本和小规模企业样本进行分组回归。

表 4 的第(5)列和第(6)列的回归结果展示了金融化对不同规模企业信息披露质量的影响。在小规模企业组中，金融化程度(Fin)的系数为-0.703 且在 1%的水平上显著，而在大规模企业中，金融化程度(Fin)不显著。该结果说明，小企业缺乏完善的管理制度，管理者降低信息披露质量的边际收益远高于其边际成本，企业管理者有更强的动机通过选择性披露策略以达成其目的，金融化对其信息披露质量的负面影响更大。而组间差异检验的 p 值为 0.037 且在 5%的水平上拒绝原假设，说明企业金融化程度的回归系数在两组之间存在显著差异。

## 五、作用机制检验

前文研究表明，企业配置金融资产会导致信息披露质量的下降，那企业金融化又是通过何种途径影响信息披露质量呢?理论上，当企业金融化表现为“挤占”效应时，企业配置金融资产除了会使其主营业务受损，还会提高其整体经营风险。因此，本文试图通过中介效应模型，检验企业金融化是否通过经营业绩和经营风险两条渠道影响企业信息披露质量。

(一)企业金融化、经营业绩与信息披露质量

前文已提到，随着实体企业金融化水平不断提高，企业管理重心可能发生严重的偏移，资源错配的可能性也会提高。管理层的“不务正业”会给企业经营能力带来负面影响，资源错配也会使得企业研发生产能力下降，最终将导致企业价值<sup>[17, 34, 35]</sup>、收益能力<sup>[36-38]</sup>严重下滑。迫于股东和投资者的压力，管理层有动机通过披露更加“漂亮”的报表，向股东以及外部投资者隐瞒那些反映企业价值下降、收益降低的真实信息，进而导致企业信息披露质量下降。为考察企业金融化是否是通过影响企业收益能力的路径影响企业信息披露行为，采用Baron和Kenny(1986)的中介效应检验模型对“企业金融化—经营业绩—信息披露质量”这一路径进行检验。模型设定如下：

$$Score_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Fin_{i,t} + \delta Control_{i,t} + \sum industry + \sum region + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$ROA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Fin_{i,t} + \delta Control_{i,t} + \sum industry + \sum region + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Score_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ROA_{i,t} + \alpha_2 Fin_{i,t} + \delta Control_{i,t} + \sum industry + \sum region + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中，参考邓超等(2019)<sup>[21]</sup>、张成思和郑宁(2019)<sup>[22]</sup>的做法，运用资产收益率(ROA)来衡量企业经营业绩。

模型(2)检验企业金融化对于企业信息披露质量的影响，模型(3)检验金融化对经营业绩的影响，模型(4)则同时检验金融化、经营业绩对企业金融化的影响，具体结果见表5。表5的第(1)列中，企业金融化程度(Fin)的系数显著为负，说明企业金融化与信息披露质量负相关，第(2)列中，金融化程度(Fin)的系数显著为负，表明企业配置金融资产会对企业经营业绩产生负面影响；在第(3)列中，融资约束程度系数和金融化程度的系数均在1%的水平上显著为负，说明融资约束程度越高，企业的金融化程度越高，而金融化的回归系数依旧显著，表明企业经营业绩在企业金融化影响自身信息披露质量的过程中发挥部分中介效应。

表5 企业金融化、经营业绩与信息披露质量

Variables	(1)Score	(2)ROA	(3)Score
ROA			0.025***
			(15.64)
Fin	-0.377***	-2.655***	-0.310***
	(-3.81)	(-3.05)	(-3.18)
Constant	1.008***	-11.572***	1.300***
	(7.68)	(-11.26)	(10.02)
Σ industry	YES	YES	YES

$\Sigma$ year	YES	YES	YES
$\Sigma$ region	YES	YES	YES
Observations	9266	9266	9266
Adj R <sup>2</sup>	0.176	0.402	0.205

## (二) 企业金融化、经营风险与信息披露质量

金融资产投资虽然有着较高的收益，但是其投资风险和收益的不稳定性也相对较高，投资风险和收益不确定性的提高增加了企业经营风险，在营运资金有限的前提下，过高经营风险往往预示着企业可能出现严重的财务危机。此外，配置金融资产必然会造成对于固定资产投资的挤出，缺乏抵押品使得企业信贷融资变得困难，企业更容易面临财务困境。企业财务风险越高，被投资者低估的可能性越大<sup>[11]</sup>；为消除财务风险提高对于股价的影响，企业管理者往往在信息披露上做文章，导致信息披露质量下降。为考察企业金融化是否是通过影响企业财务风险的路径影响企业信息披露行为，采用 Baron 和 Kenny (1986) 的中介效应检验模型对“企业金融化—财务风险—信息披露质量”这一路径进行检验<sup>[39]</sup>。模型设定如下：

$$Score_{i,t} = a_0 + a_1 Fin_{i,t} + \delta Control_{i,t} + \sum industry + \sum region + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$Z-Score_{i,t} = a_0 + a_1 Fin_{i,t} + \delta Control_{i,t} + \sum industry + \sum region + \epsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$Score_{i,t} = a_0 + a_1 Z-Score_{i,t} + a_2 Fin_{i,t} + \delta Control_{i,t} + \sum industry + \sum region + \epsilon_{i,t} \quad (7)$$

参考翟胜宝等(2014)的文章，选择修正后的 Z-score 指数来衡量企业的财务风险，该指数越大，企业的财务风险越小<sup>[40]</sup>。其具体计算方式为：Z-score=(0.717×营运资金+0.847×留存收益+3.107×息税前利润+0.42×股票总市值+0.998×销售收入)/资产总计。

模型(5)同样用来检验企业金融化对于企业信息披露质量的影响，模型(6)检验金融化对财务风险的影响，模型(7)则同时检验金融化、财务风险对企业金融化的影响，具体结果见表6。表6的第(2)列中，金融化程度(Fin)的系数显著为负，表明企业配置金融资产会提高其财务风险；在第(3)列中，财务风险的系数在1%的水平上显著为正，说明财务风险越高，企业的信息披露质量越低，而金融化程度(Fin)的系数在1%的水平上显著为负，表明企业经营风险在企业金融化影响自身信息披露质量的过程中发挥部分中介效应。

表6 企业金融化、经营业绩与信息披露质量

Variables	(1)Score	(2)Z-score	(3)Score
-----------	----------	------------	----------

Z-score			0.083***
			(6.73)
Fin	-0.377***	-1.398***	-0.260***
	(-3.81)	(-12.43)	(-2.61)
Constant	1.008***	0.299**	0.983***
	(7.68)	(2.35)	(7.52)
$\Sigma$ industry	YES	YES	YES
$\Sigma$ year	YES	YES	YES
$\Sigma$ region	YES	YES	YES
Observations	9266	9266	9266
Adj R <sup>2</sup>	0.176	0.763	0.182

## 六、稳健性检验

### (一) 替换解释变量

不同的金融化衡量方式可能会导致结果的不同。参考张昭等(2018)的做法,将投资性房产剔除后重新构建企业金融化的衡量指标,考察其对于企业信息披露质量的影响<sup>[41]</sup>。检验结果与基准回归一致 1。

### (二) 子样本回归

为应对 2008 年美国次贷危机给中国经济带来的不利影响,中国政府推出了 4 万亿计划拉动内需,直到 2012 年末,经济危机的影响才得以平复。为了排除数据异常年份对于回归结果的干扰,参考黄贤环和王瑶(2019)的研究,选择 2013-2018 年子样本数据进行稳健性检验<sup>[25]</sup>。检验结果再次证实假设 H1b。

### (三) 工具变量法

根据前文分析,模型可能存在反向因果的内生性问题,即信息披露质量越低的企业会配置更多的金融资产。为了排除反向因果造成的内生性干扰,参考王红建等(2016)的做法,使用投资收益占净利润之比(FAi<sub>v</sub>)构建工具变量进行回归<sup>[6]</sup>,该指标受到金融资产投资的影响,但作为单一经营指标通常不会对企业的信息披露行为产生直接的影响,满足工具变量基本要求。检验结果与基准回归一致。

## 七、结论与建议

本文使用 A 股上市实体企业 2009-2018 年的经验数据,实证检验了企业金融化与自身信息披露质量的内在联系。研究发现:(1)企业金融化与信息披露质量显著负相关,该结果说明目前大部分企业金融化主要表现为“挤占”效应,即企业配置金融资产的行为挤占了实体投资,其经营重心也有偏于实体经营活动,进而诱发管理层选择一系列降低信息披露质量的行为,以掩盖企

业价值下降、经营风险上升的现实状况；(2)外部监管较为严格的国有企业、内部治理结构完善的大规模企业能够有效地遏制企业管理者的投机行为，因而企业金融化水平对企业信息披露质量负面影响较小；(3)按照企业融资约束高低对企业分组并进行回归分析，发现低融资约束企业信息披露质量对于企业金融化水平更加敏感；(4)机制检验发现，企业金融化主要是通过企业的经营业绩和财务风险两条路径对企业信息披露质量产生影响。

本文提出如下建议：第一，企业配置金融资产是正常的经营行为，但是为了获取金融投资的超额收益不惜以损害企业正常经营为代价，这种竭泽而渔的做法必须加以制约，监管部门可以对实体企业设置金融资产监控红线，防止企业过度金融化。第二，企业应当建立科学、完整和合理的信息披露监督制度，保障企业信息披露真实完整，同时加强企业内部监督，完善企业治理结构，严格监督管理者的权力使用，保障投资者利益。而政府机构和监管部门除了完善信息披露制度以外，还应该发挥主流权威媒体的监督作用，打造内外部共同发力的复合监督体系。

#### 参考文献:

[1]Demir F. Financial liberalization, private investment and portfolio choice: Financialization of real sectors in emerging markets[J]. Journal of Development Economics, 2009, 88(2):314-324.

[2]胡奕明, 王雪婷, 张瑾. 金融资产配置动机: “蓄水池”或“替代”?——来自中国上市公司的证据[J]. 经济研究, 2017, 52(1):181-194.

[3]戴静, 刘贯春, 许传华, 等. 金融部门人力资本配置与实体企业金融资产投资[J]. 财贸经济, 2020(4):35-49.

[4]刘贯春, 刘媛媛, 张军. 金融资产配置与中国上市公司的投资波动[J]. 经济学(季刊), 2019, 18(2):164-187.

[5]Davi, Leila E. Identifying the “financialization” of the nonfinancial corporation in the US economy: A decomposition of firm-level balance sheets[J]. Journal of Post Keynesian Economics, 2016, 39(1):115-141.

[6]王红建, 李茫茫, 汤泰劼. 实体企业跨行业套利的驱动因素及其对创新的影响[J]. 中国工业经济, 2016(11):73-89.

[7]宋军, 陆旸. 非货币金融资产和经营收益率的 U 形关系——来自我国上市非金融公司的金融化证据[J]. 金融研究, 2015(6):111-127.

[8]蔡艳萍, 陈浩琦. 实体企业金融化对企业价值的影响[J]. 财经理论与实践, 2019(3):24-31.

[9]钟华明. 企业金融化对创新投资的影响[J]. 经济学家, 2021(2):92-101.

[10]Schadewitz H J, Blevins D R. Major determinants of interim disclosures in an emerging market[J]. American Business Review, 1998, 16(1):41-55.

[11]王斌, 梁欣欣. 公司治理、财务状况与信息披露质量——来自深交所的经验证据[J]. 会计研究, 2008(2):31-38.

[12]高凤莲, 王志强. “董秘”社会资本对信息披露质量的影响研究[J]. 南开管理评论, 2015(4):60-71.

[13]谭兴民, 宋增基, 蒲勇健. 公司治理影响信息披露了吗?——对中英资本市场的实证比较研究[J]. 金融研究, 2009(8):

---

171-181.

- [14]何平林, 孙雨龙, 宁静, 等. 高管特质、法治环境与信息披露质量[J]. 中国软科学, 2019(10):112-128.
- [15]任宏达, 王琨. 产品市场竞争与信息披露质量——基于上市公司年报文本分析的新证据[J]. 会计研究, 2019(3):34-41.
- [16]盛明泉, 汪顺, 商玉萍. 金融资产配置与实体企业全要素生产率: “产融相长”还是“脱实向虚”[J]. 财贸研究, 2018, 29(10):91-101, 114.
- [17]闫海洲, 陈百助. 产业上市公司的金融资产: 市场效应与持有动机[J]. 经济研究, 2018, 53(7):154-168.
- [18]许罡, 朱卫东. 金融化方式、市场竞争与研发投入挤占——来自非金融上市公司的经验证据[J]. 科学学研究, 2017(5):72-82, 91.
- [19]彭俞超, 韩珣, 李建军. 经济政策不确定性与企业金融化[J]. 中国工业经济, 2018(1):137-155.
- [20]戴泽伟, 潘松剑. 高管金融经历与实体企业金融化[J]. 世界经济文汇, 2019(2):76-99.
- [21]邓超, 夏文珂, 陈升萌. 非金融企业金融化: “股价稳定器”还是“崩盘助推器”[J]. 金融经济研究, 2019, 34(3):120-136.
- [22]胡海峰, 窦斌, 王爱萍. 企业金融化与生产效率[J]. 世界经济, 2020, 43(1):70-96.
- [23]韩珣, 李建军. 非金融企业影子银行化与经营风险[J]. 经济研究, 2019(8):21-35.
- [24]曾颖, 陆正飞. 信息披露质量与股权融资成本[J]. 经济研究, 2006(2):71-81, 93.
- [25]黄贤环, 王瑶. 集团内部资本市场与企业金融资产配置: “推波助澜”还是“激浊扬清”[J]. 财经研究, 2019, 45(12):124-137.
- [26]张成思, 郑宁. 中国实业部门金融化的异质性[J]. 金融研究, 2019(7):1-18.
- [27]邓超, 陈升萌, 夏文珂. 金融资产配置是否增加了企业僵尸化风险[J]. 世界经济文汇, 2020(6):68-87.
- [28]Brennan N. Voluntary disclosure of profit forecasts by target companies in takeover bids[J]. Journal of Business Finance & Accounting, 1999, 26(7/8):883-917.
- [29]Feng G U, Li J Q. The credibility of voluntary disclosure and insider sock transactions[J]. Journal of Accounting Research, 2007, 45(4):771-810.
- [30]肖土盛, 宋顺林, 李路. 信息披露质量与股价崩盘风险: 分析师预测的中介作用[J]. 财经研究, 2017, 43(2):109-120.
- [31]Hadlock C J, Pierce J R. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index[J]. Review

---

of Financial Studies, 2010, 23(5):1909-1940.

[32]Lev B, Penman S H. Voluntary forecast disclosure, nondisclosure, and stock prices[J]. Journal of Accounting Research, 1990, 28(1):49.

[33]Gelb D S, Zarowin P. Corporate disclosure policy and the informativeness of stock prices[J]. Review of accounting studies, 2002, 7(1):33-52.

[34]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.

[35]胡亚峰, 冯科. 金融发展、现金持有水平及其市场价值[J]. 中央财经大学学报, 2018(9):34-45.

[36]Stulz R M. Rethinking risk management[J]. Journal of Applied Corporate Finance, 1996, 9(3):8-25.

[37]Dore R. Stock market capitalism and its diffusion[J]. New Political Economy, 2002, 7(1):115-121.

[38]Krippner G R. The financialization of the American economy[J]. Socio-economic Review, 2005, 3(2):173-208.

[39]Baron R M, Kenny D A. The moderator mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of Personality Social Psychology, 1999, 51(6):11-73.

[40]翟胜宝, 张胜, 谢露, 等. 银行关联与企业风险——基于我国上市公司的经验证据[J]. 管理世界, 2014(4):53-59.

[41]张昭, 朱峻萱, 李安渝. 企业金融化是否降低了投资效率[J]. 金融经济学研究, 2018, 33(1):104-116.

#### 注释:

1 囿于篇幅, 此处稳健性检验的实证报告, 结果备索, 下同。