

企业金融化与盈余管理

韩宏稳 王琛

(上海大学管理学院, 上海 200444)

〔摘要〕 本文以2008~2020年我国A股上市公司为研究样本,探讨企业金融化对盈余管理的影响。实证结果表明:企业金融化对正向盈余管理产生影响,二者呈“U型”关系,当企业金融化水平适度时会抑制其正向盈余管理,而金融化水平过度则会加剧其正向盈余管理。作用机制分析表明,企业金融化会影响经营业绩和经营风险,进而对企业正向盈余管理产生影响。分组回归表明,在国有企业、内部控制有效的规模较大企业中更加显著。本文结论丰富了企业金融化与盈余管理的文献成果,可为企业配置金融资产提供新的经验证据。

〔关键词〕 金融资产配置 盈余管理 财务风险 经营业绩 企业金融化 政府监管

DOI:10.3969/j.issn.1004-910X.2022.05.012

〔中图分类号〕 F275.1; F279.23 〔文献标识码〕 A

引言

近年来,随着我国经济转型的深入,我国经济发展呈现出一种“脱实向虚”的趋势。根据数据库整理统计,我国上市公司持有的金融资产总额从2007年的1480亿元攀升到2019年的11665.78亿元。企业金融化水平适度具有融资缓冲、平滑利润的效应(马红和侯贵生,2021)^[1];而企业金融化水平过度则可能会偏离主营业务,导致竞争力减弱,损害企业经营业绩,甚至会引起系统性金融风险,影响经济社会的稳定(彭俞超等,2018)^[2]。因此,探讨企业金融化对公司的影响具有重要的现实价值。

针对企业的金融化行为,目前学术界主要探讨了企业金融化对实体经济、金融市场、审计质量等方面的经济后果(Tori和Onaran,2016;王红建等,2016;杜勇等,2107)^[3-5],如影响实业投资(Tori和Onaran,2016)^[3]、抑制企业创新(王红建等,2016)^[4]、影响主业经营业绩(杜勇等,2107)^[5]、加大财务风险(黄贤环等,2018)^[6];加大股价崩盘风险(彭俞超等,2018)^[7]、破坏银行体系稳定(王永钦等,2015)^[8];增加审计定价(席龙胜和万圆圆,2021)^[9]、影响审计意

见(孙洪锋和刘嫦,2019)^[10]、影响审计师选择(张会芹,2021)^[11]等方面。盈余管理是公司治理重点关注的问题,盈余信息对投资者、股东等利益相关者具有重要的传递作用。有关企业盈余管理的成因,已有文献主要从管理激励、政治成本、避税动机及资本市场等角度进行探讨。张洁(2003)^[12]研究发现,管理激励主要包括对管理者和股东的激励,管理人员的报酬与企业的盈利相挂钩;股东为实现利益最大化,有实施盈利管理的动机。许波(2003)^[13]研究得出,政治成本会导致企业盈余进行盈余操纵。王雪和周玮(2004)^[14]研究发现,在资本市场上,盈余波动是投资者衡量风险的重要因素,为了获得融资,企业有动机进行盈余管理。田培源等(2010)^[15]研究表明,管理者也有可能为了减少现金支出,延缓支付税款,通过调节企业应纳税额,达到增加营运资金、改善财务状况这一目的。

综上所述,我国经济发展的“脱实向虚”趋势使得企业走上金融化道路,而企业通过正向盈余管理以掩盖其业绩下滑的现象也时有发生。那么,企业正向盈余管理程度的增加与其金融化程度有没有联系,对盈余管理的影响是促进还是抑

收稿日期:2022-01-17

基金项目:国家自然科学基金青年项目“中国上市公司商誉减值规避研究:成因、经济后果与监督机制”(项目编号:72002129)。

作者简介:韩宏稳,上海大学管理学院讲师。研究方向:会计信息、公司治理、并购重组、资本市场。王琛,上海大学管理学院硕士研究生。研究方向:公司治理、资本市场。

制作用,是一个值得探讨的话题。本文选取2008~2020年我国A股非金融类的上市公司作为样本数据,探讨企业金融化如何影响盈余管理。研究发现:企业金融化对正向盈余管理产生影响,二者呈“U型”关系,当企业金融化水平适度时会抑制其正向盈余管理,而金融化水平过度则会加剧其正向盈余管理。作用机制分析表明,企业金融化会影响经营业绩和经营风险,进而对企业正向盈余管理产生影响。分组回归表明,在国有企业、内部控制有效的规模较大企业中更加显著。

本文可能的贡献体现在:(1)为企业金融化的经济后果提供了一个新的研究视角。不同于以往基于实体经济、金融市场、审计质量的研究,本文基于会计信息质量视角,探究企业金融化对盈余管理的影响,结论有助于为盈余管理相关研究提供新的经验证据和文献补充;(2)以往文献主要集中于过度金融化单一层面,考察过度金融化的经济后果。本文基于非线性“U型”视角,考察企业金融化水平适度 and 金融化水平过度对正向盈余管理所产生的不同影响,结论可为企业配置金融资产提供新的经验证据。

1 理论分析与研究假设

企业金融化对正向盈余管理可能产生影响。当企业当期的实际盈余水平尚未达到当期预期盈余水平时,企业更有可能通过正向操纵盈余达到增加盈余、避免亏损、保持声誉的目的(许文静和王君彩,2018)^[16]。当企业出现过度金融化趋势时,会挤出实体投资,将导致企业研发投入的资金缩减(许罡和朱卫东,2017)^[17],企业创新能力下降,风险抵抗能力降低,市场竞争力变弱,经营风险增大,企业业绩受损(李建军和韩珣,2019)^[18],管理者可能会通过正向盈余管理来增加公司当期盈余,造成企业经营业绩持续向好的“假象”。

企业金融化水平对正向盈余管理的影响可能有所不同。在金融化水平适度的条件下,企业持有金融资产能够降低财务风险,提升企业经营业绩。企业持有金融资产能够在企业资金短缺时弥补企业资金缺口,抵御外部冲击,降低财务风险,维持经营状况(闫海洲和陈百助,2018)^[19]。由于银企之间信息不对称,企业面临着融资约束的难题,再加之实物资产的流动性较差、变现能力

较弱、投资周期较长,企业面临资金短缺的风险(盛明泉等,2018)^[20]。因此,企业持有金融资产在一定程度上可以缓解现金流波动引起的冲击,降低财务风险,维持经营状况,管理者有较高的积极性披露企业的真实信息(邓超和彭斌,2021)^[21];企业配置金融资产还能起到盘活资金、提高资金利用率,改善经营业绩的作用(戴静等,2020)^[22]。当实体经济下行、企业业绩降低时,投资收益能有效抑制企业业绩降低造成的不良影响;若企业业绩上升,管理层为了获得更多投资,会积极披露企业的真实信息(邓超和彭斌,2021)^[21],进而减少盈余管理行为的发生。因此,企业适度的金融化能够降低企业财务风险,提升企业经营业绩,进而减少企业盈余管理。

另外,当企业出现过度金融化趋势时,企业持有金融资产能够增加财务风险,抑制企业的经营业绩。当企业金融资产配置的增加,企业管理重心将偏离其主营业务,导致风险抵抗力削弱,影响经营业绩(胡奕明等,2017;翟光宇等,2021)^[23,24];由于资源的有限性,企业配置过多的金融资产,会导致管理费用以及研发投入资金的缩减,造成企业创新能力下降,风险抵抗能力降低,市场竞争力变弱,不利于其长期发展(许罡和朱卫东,2017)^[17];企业收益过多的依赖投资收益,而持有过多的金融资产会导致企业业绩波动增大,可能会给实体企业带来金融风险,增加其经营风险,进而影响其盈余管理。因此,企业过度的金融化增加企业财务风险,阻碍企业经营业绩,进而加剧企业盈余管理。

综上所述,企业金融化对正向盈余管理的影响不能一概而论。在金融化水平适度的情况下,有助于减少融资约束成本,提升资源利用程度,降低财务风险,促进经营业绩的发展,从而减少管理者调节利润的行为,缓解企业的正向盈余管理问题(闫海洲和陈百助,2018;戴静和刘贯春,2020)^[19,22];而过度的金融化则会增加金融风险,挤出实业投资,阻碍企业创新,抑制经营业绩,激发管理者调节利润的行为,增加企业的正向盈余管理问题(许罡和朱卫东,2017;李建军和韩珣,2019;胡海峰等,2020)^[17,18,25]。因此本文提出假设1:

假设 H1:企业金融化对正向盈余管理产生影

响,二者呈“U型”关系:企业适度的金融化可能会抑制企业的正向盈余管理程度;而企业过度的金融化则会加剧企业正向盈余管理程度。

2 研究设计

2.1 数据来源与样本选取

本文以2008~2020年我国A股上市公司为研究对象。参考已有文献研究,按照以下原则对样本数据进行筛选:(1)剔除金融类公司样本;(2)剔除ST类公司样本;(3)剔除主要变量观测值缺失的观测样本。本文中所用财务数据主要来源于CSMAR数据库,最终得到22292个观测值;为消除异常值对结果的影响,本文对所有连续变量进行上下1%的缩尾处理。

2.2 模型设定

为了验证假设,借鉴马红和侯贵生(2021)^[1]的做法,构建模型(1)检验企业金融化与盈余管理的关系。其中EM表示企业盈余管理,用FIN表示金融化,设置二次项变量(FIN²)检验企业金融化与盈余管理的非线性“U型”关系。

$$EM = \delta_0 + \delta_1 FIN + \delta_2 FIN^2 + \sum \delta_i Controls + \sum YEAR + \sum INDUSTRY + \varepsilon \quad (1)$$

2.3 主要变量定义

(1)被解释变量:盈余管理(EM)。夏立军(2002)^[26]对多个盈余管理计量模型进行比较,研究得出,分行业和年度估计的应计利润的Jones模型在中国证券市场上,相对其他模型来说能够较好地揭示企业的盈余管理。因此,本文采用修正的分年度、分行业Jones模型,估算出操控性应计利润

作为盈余管理的代理变量,具体模型如下:

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \beta_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \beta_1 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

模型(2)中,i表示公司,t表示时间,TA为公司当年净利润与经营活动产生的现金流量净额的差额,ΔREV为营业收入当期变动数,ΔREC为应收账款当期变动数,PPE为固定资产净额,A为i公司第t-1年的总资产;ε为残差项。根据修正Jones模型进行回归,预测的残差即操控性应计利润。

为考察企业金融化对正向盈余管理的影响,设置两个变量:①根据盈余管理原值设置正向盈余管理哑变量(EM_UP),当企业盈余管理原值为正数时,赋值为1,否则赋值为0,考察企业金融化影响正向盈余管理的可能性;②根据盈余管理原值这一连续变量(EM),考察企业金融化对正向盈余管理的影响程度。

(2)解释变量:企业金融化(FIN),以金融资产总额与总资产的比值衡量。参考杜勇等(2016)^[5]的研究,金融资产包括交易性金融资产、衍生性金融资产、持有至到期投资、可供出售金融资产、长期股权投资、买入返售金融资产净额、发放贷款及垫款净额。

(3)控制变量:参考马红和侯贵生(2019)^[1]的研究,在模型中引入公司层面、事务所层面和公司治理层面等控制变量。此外,本文还设置了年度和行业虚拟变量。变量定义如表1所示。

表1 研究变量说明

变量类别	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	盈余管理	EM	操控性应计利润的原值
	正向盈余管理	EM_UP	操控性应计利润为正数取1,否则取0
解释变量	企业金融化	FIN	金融资产/总资产
	企业规模	SIZE	公司总资产的自然对数
控制变量	盈利能力	ROA	净利润/总资产
	资产负债率	LEV	负债/资产
	公司上市年限	AGE	公司上市时间
	公司成长性	GROWTH	(本期收入-上期收入)/上期收入
	审计意见	OPINION	审计意见为标准审计意见取1,否则取0

续 表

变量类别	变量名称	变量符号	变量定义
控制变量	事务所类型	<i>BIG4</i>	审计意见来自四大会计师事务所取1, 否则取0
	二职合一	<i>DUAL</i>	董事长和总经理为同一人取1, 否则为0
	产权性质	<i>SOE</i>	公司性质为国有企业取1, 否则取0
	股权集中度	<i>TOP1</i>	第一大股东持股比例
	董事会规模	<i>BOARD</i>	董事会人数
	独董比例	<i>INDEPENDENT</i>	独立董事/董事会人数
	管理者薪酬	<i>MSALARY</i>	前3名管理者薪酬/高管薪酬总额

3 实证结果与分析

3.1 描述性统计

表2为变量的描述性统计结果, 报告了本文研究所涉及盈余管理 *EM*、企业金融化 *FIN* 以及各控制变量的观测量、均值、标准差、中位数、最小值和最大值等。从中可以看出: 盈余管理(*EM*)的最小值为-0.255, 最大值为0.261, 均值与中位

数分别为0.002和0.002, 标准差为0.079, 说明我国各企业之间的盈余管理相差较大。企业金融化规模(*FIN*)均值为0.059, 中位数为0.023, 表示现阶段企业存在金融化现象; 最大值为0.471, 说明部分企业金融化程度较严重; 标准差为0.089, 金融化水平在样本企业间波动较大。其他变量的描述性统计结果和已有文献研究类似。

表2 变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值	25%	中位数	75%
<i>EM</i>	22292	0.002	0.079	-0.255	0.261	-0.037	0.002	0.041
<i>FIN</i>	22292	0.059	0.089	0.000	0.471	0.003	0.023	0.074
<i>FIN</i> ²	22292	0.012	0.033	0.000	0.222	0.000	0.001	0.006
<i>SIZE</i>	22292	22.160	1.289	19.630	26.09	21.230	21.990	22.900
<i>ROA</i>	22292	0.036	0.065	-0.298	0.204	0.014	0.036	0.065
<i>AGE</i>	22292	14.910	7.483	2.000	28.000	9.000	14.000	22.000
<i>GROWTH</i>	22292	0.178	0.451	-0.595	3.043	-0.025	0.107	0.268
<i>LEV</i>	22292	0.444	0.211	0.056	0.953	0.278	0.437	0.602
<i>OPINION</i>	22292	0.966	0.181	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000
<i>BIG4</i>	22292	0.056	0.230	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000
<i>SOE</i>	22292	0.398	0.489	0.000	1.000	0.000	0.000	1.000
<i>DUAL</i>	22292	0.261	0.439	0.000	1.000	0.000	0.000	1.000
<i>BOARD</i>	22292	8.644	1.697	5.000	15.000	7.000	9.000	9.000
<i>INDEPENDENT</i>	22292	0.374	0.029	0.333	0.571	0.333	0.333	0.429
<i>MSALARY</i>	22292	0.480	0.138	0.234	0.909	0.381	0.460	0.558
<i>TOP1</i>	22292	0.348	0.147	0.085	0.740	0.232	0.328	0.449

3.2 相关系数

表3列出了主要变量 Pearson 相关性分析结果, 企业适度的金融化水平(*FIN*)与盈余管理程度(*EM*) 在1%水平下负相关, 初步说明了企业金融化水平适度可能会抑制企业的盈余管理程度。而

二次项变量(*FIN*²)与盈余管理程度(*EM*) 在1%水平下正相关, 这初步印证了本文 H1 假说, 企业金融化对正向盈余管理产生影响, 二者呈“U型”关系。并且变量间相关系数较小, 说明多重共线性的可能性较弱。

表3 主要变量相关系数

	<i>EM</i>	<i>FIN</i>	<i>FIN</i> ²	<i>SIZE</i>	<i>ROA</i>	<i>AGE</i>	<i>GROWTH</i>	<i>LEV</i>
<i>EM</i>	1							
<i>FIN</i>	-0.013**	1						
<i>FIN</i> ²	0.032***	0.922***	1					
<i>SIZE</i>	0.039***	0.045***	-0.001	1				
<i>ROA</i>	0.343***	0.030***	0.035***	-0.007	1			
<i>AGE</i>	-0.020***	0.111***	0.089***	0.299***	-0.113***	1		
<i>GROWTH</i>	0.093***	-0.089***	-0.073***	0.037***	0.214***	-0.034***	1	
<i>LEV</i>	-0.055***	-0.121***	-0.136***	0.505***	-0.354***	0.363***	0.042***	1
<i>OPINION</i>	0.106***	-0.009	-0.010	0.036***	0.248***	-0.035***	0.059***	-0.105***
<i>BIG4</i>	-0.020***	0.026***	0.008	0.332***	0.049***	0.077***	-0.021***	0.100***
<i>SOE</i>	-0.006	0.036***	0.014**	0.335***	-0.090***	0.514***	-0.049***	0.309***
<i>DUAL</i>	0.011	-0.026***	-0.015**	-0.183***	0.040***	-0.273***	0.023***	-0.157***
<i>BOARD</i>	0.008	-0.037***	-0.044***	0.268***	0.007	0.203***	-0.009	0.170***
<i>INDEPENT</i>	0.007	0.013*	0.012*	0.029***	-0.021***	-0.069***	0.001	-0.00900
<i>TOP1</i>	0.036***	-0.041***	-0.033***	0.207***	0.121***	0.022***	0.021***	0.077***
<i>MSALARY</i>	-0.044***	0.015**	0.034***	-0.621***	0.113***	-0.326***	-0.021***	-0.415***
	<i>OPINION</i>	<i>BIG4</i>	<i>SOE</i>	<i>DUAL</i>	<i>BOARD</i>	<i>INDEPENT</i>	<i>TOP1</i>	<i>MSALARY</i>
<i>OPINION</i>	1							
<i>BIG4</i>	0.017***	1						
<i>SOE</i>	0.032***	0.125***	1					
<i>DUAL</i>	0.004	-0.067***	-0.312***	1				
<i>BOARD</i>	0.004	0.096***	0.306***	-0.190***	1			
<i>INDEPENT</i>	-0.007	0.038***	-0.071***	0.112***	-0.464***	1		
<i>TOP1</i>	0.066***	0.139***	0.210***	-0.057***	0.031***	0.045***	1	
<i>MSALARY</i>	-0.017**	-0.118***	-0.303***	0.154***	-0.200***	0.021***	-0.145***	1

注：*、**、***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。

3.3 分步回归

表4列(1)和(2)报告了企业金融化影响正向盈余管理的可能性。采用Logit模型进行回归,列(1)结果显示,企业金融化(*FIN*)的系数在1%的水平上显著为负,说明企业金融化对正向盈余管理程度具有显著的负向影响;为验证二者之间的“U型”关系,引入企业金融化的二次方项(*FIN*²),系数在1%的水平上显著为正。说明在控制年度和行业效应后,企业金融化对正向盈余管理具有显著影响。列(2)加入了控制变量之后,仍然在1%的水平上显著。由此可见,控制了控制

变量对盈余管理的影响以及年度和行业效应后,企业金融化对正向盈余管理仍有显著影响。列(3)和(4)报告了企业金融化对正向盈余管理的影响程度。采用OLS模型进行回归,结果显示,企业金融化对正向盈余管理程度有显著影响,二者呈“U型”关系。即H1假设得到验证。

3.4 内生性问题和稳健性检验

(1) 内生性问题

考虑到企业金融化与盈余管理可能存在相互影响,参考彭俞超等(2018)^[2]的研究,引入工具变量解决可能存在的内生性问题。将同一行业其

表4 企业金融化与盈余管理回归结果

	(1) <i>EM_UP</i>	(2) <i>EM_UP</i>	(3) <i>EM</i>	(4) <i>EM</i>
<i>FIN</i>	-2.105*** (-4.41)	-1.439*** (-3.38)	-0.065*** (-4.36)	-0.067*** (-4.93)
<i>FIN</i> ²	8.284*** (6.23)	7.522*** (6.42)	0.264*** (6.51)	0.256*** (7.20)
<i>SIZE</i>		0.015 (0.79)		-0.001* (-1.90)
<i>ROA</i>		8.286*** (25.00)		0.472*** (42.87)
<i>AGE</i>		-0.015*** (-5.89)		-0.000*** (-4.90)
<i>GROWTH</i>		0.030 (0.83)		0.000 (0.10)
<i>LEV</i>		-0.080 (-0.81)		0.018*** (5.07)
<i>OPINION</i>		0.065 (0.61)		0.009** (2.34)
<i>BIG4</i>		-0.461*** (-7.39)		-0.014*** (-7.31)
<i>SOE</i>		0.156*** (4.19)		0.003** (2.37)
<i>DUAL</i>		0.045 (1.31)		0.002 (1.37)
<i>BOARD</i>		0.005 (0.48)		-0.000 (-0.05)
<i>INDEPENDENT</i>		0.004 (1.34)		0.000** (2.25)
<i>TOP1</i>		-0.004*** (-3.57)		-0.000*** (-3.95)
<i>MSALARY</i>		-189.349*** (-7.35)		-8.472*** (-9.83)
_cons	0.111*** (4.46)	-0.560 (-1.24)	-0.000 (-0.01)	-0.001 (-0.10)
N	22292	22292	22292	22292
r2_a	0.069	0.076	0.109	0.141
INDUSTRY & YEAR	YES	YES	YES	YES

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著；括号内为t值，下同。

他企业金融化的均值作为工具变量，用 GMM 方法进行回归。回归结果如表 5 列 (1) 所示，企业金融化规模(*FIN*)的回归系数在 5%水平下显著为负，其二次项(*FIN*²)的回归系数在 1%水平下显著为正。回归结果表明企业金融化与正向盈余管理的“U型”关系结论仍然稳健，本文的核心结论 H1 依旧成立。

(2) 更换指标

改变盈余管理测量指标。参考陆建桥(1999)^[27]提出的扩展琼斯模型，将无形资产和其他长期资产考虑在内，见式(3)，残差即为可操纵性应计盈余管理。如表 5 列 (2) 所示，该结果仍与本文的研究结论保持一致，企业金融化与正向盈余管理的“U型”关系依然稳健。

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \beta_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \beta_1 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{IA_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

表5 稳健性检验

	(1) 内生性 问题 <i>EM</i>	(2) 替换被 解释变量 <i>DACC</i>	(3) 改变样本 区间 <i>EM</i>
<i>FIN</i>	-0.132** (-7.30)	-0.016** (-2.30)	-0.029** (-2.53)
<i>FIN</i> ²	0.0364** (2.296)	0.027** (2.19)	0.102*** (3.07)
_cons	0.0546*** (57.033)	0.161*** (14.04)	0.165*** (15.76)
N	20225	22170	22016
r2_a	0.082	0.120	0.138
控制变量	YES	YES	YES
INDUSTRY & YEAR	YES	YES	YES

(3) 改变样本区间

考虑到 2008 年金融危机以及 2020 年新冠肺

炎疫情对金融市场可能造成一定的影响, 截取样本区间 2009~2019 年并对此进行回归, 结果如表 5 列(3)所示, 该结果仍与本文的研究结论 H1 保持一致, 企业金融化与正向盈余管理的“U 型”关系依然稳健。

4 企业金融化影响盈余管理的传导机制

如前文所述, 企业金融化会影响其正向盈余管理, 且适度的金融化可能会抑制企业的正向盈余管理; 过度的金融化则可能会激励企业的正向盈余管理。那么这一行为通过何种机制检验? 理论上, 当企业金融化水平过度时, 企业配置金融资产不仅会损害其经营业绩, 还会加大其经营风险。因此, 本文引入中介机制, 从经营业绩、财务风险两方面进行验证。

(1) 企业金融化、经营业绩与盈余管理

随着企业金融化水平的提高, 可能会影响企业的经营业绩。①当企业金融资产投资增加, 企业管理重心将偏离其主营业务, 影响企业主业业绩的发展(胡奕明等, 2017; 翟光宇等, 2021)^[28,24]; ②由于资源的有限性, 企业配置过多的金融资产, 会

导致企业的管理费用以及研发投入的资金缩减, 企业创新能力下降, 市场竞争力变弱, 收益能力降低(许罡和朱卫东, 2017)^[17]。迫于外部压力, 管理层有动机进行正向盈余管理, 造成企业经营业绩持续向好的“假象”, 向利益相关者隐瞒反映企业业绩下降的真实信息。根据邓超和彭斌(2021)^[29]的研究, 采用以下模型检验企业金融化是否是通过影响企业收益能力的路径影响其盈余管理行为。

$$ROA = \beta_0 + \beta_1 FIN + \beta_2 FIN^2 + \sum \beta_i Controls + \sum YEAR + \sum INDUSTRY + \varepsilon \quad (4)$$

$$EM = \delta_0 + \delta_1 FIN + \delta_2 FIN^2 + \delta_3 ROA + \sum \delta_i Controls + \sum YEAR + \sum INDUSTRY + \varepsilon \quad (5)$$

其中, 参考邓超和彭斌(2021)^[29]的研究, 用 ROA 表示资产收益率。表 6 列(1)和(2)列示了回归结果, 这些结果表明, 经营业绩较好的公司, 企业金融化对盈余管理会产生约束作用; 经营业绩较差的公司, 企业金融化对盈余管理会产生刺激作用, 证实了企业金融化可以通过调节企业经营业绩来影响企业的正向盈余管理。

表 6 机制检验

	(1) <i>ROA</i>	(2) <i>EM</i>	(3) <i>Z-SCORE</i>	(4) <i>EM</i>
<i>FIN</i>	0.089** (2.43)	-0.047*** (-4.53)	3.557* (1.93)	-0.021* (-1.95)
<i>FIN</i> ²	-0.129*** (-4.97)	0.122*** (4.19)	-8.121*** (-2.73)	0.082*** (2.70)
<i>ROA</i>		-0.191*** (-19.01)		
<i>Z-SCORE</i>				-0.005* (-1.87)
<i>_cons</i>	0.045*** (11.06)	0.057*** (17.31)	4.288** (2.32)	0.218*** (19.39)
<i>N</i>	22225	22225	22225	22225
<i>r2_a</i>	0.305	0.133	0.095	0.104
INDUSTRY & YEAR	YES	YES	YES	YES

(2) 企业金融化、经营风险与盈余管理

随着企业金融化水平的提高, 可能会影响企业的财务风险。①虽然金融资产能够在企业资金短缺时弥补企业资金缺口, 但企业过多的配置金融资产会导致固定资产投资的减少, 使得企业融资变得更加艰难, 资金链面临断裂风险, 企业面临财务困境(黄贤环等, 2018)^[6]; ②由于企业

配置金融资产的增加, 企业管理重心将偏离其主营业务, 导致企业风险抵抗力削弱(胡奕明等, 2017; 翟光宇等, 2021)^[23,24]。而企业财务风险与公司股价呈负相关, 当企业财务风险越高, 股价被低估的可能性就越大, 为保持股价的稳定, 管理者有动机通过正向盈余管理掩盖这些负面信息。根据翟胜宝等(2014)^[30]的研究, 采用以下

模型检验企业金融化是否是通过影响企业财务风险的路径影响其盈余管理行为。

$$Z = \beta_0 + \beta_1 FIN + \beta_2 FIN^2 + \sum \beta_i Controls + \sum YEAR + \sum INDUSTRY + \varepsilon \quad (6)$$

$$EM = \partial_0 + \partial_1 FIN + \partial_2 FIN^2 + \partial_3 Z + \sum \partial_i Controls + \sum YEAR + \sum INDUSTRY + \varepsilon \quad (7)$$

其中,参考翟胜宝等(2014)^[30]的研究,用修正后的Z指数作为财务风险的代理变量,Z指数越大,表明企业的财务风险越小。Z指数的计算方式为:

$$Z = (0.717 \times \text{营运资金} + 0.847 \times \text{留存收益} + 3.107 \times \text{息税前利润} + 0.42 \times \text{股票总市值} + 0.998 \times \text{销售收入}) \div \text{资产总计}$$

表6的列(3)和(4)报告了模型的回归结果。由结果可知,财务风险较低的公司,企业金融化对盈余管理会产生约束作用;财务风险较高的公司,企业金融化对盈余管理会产生刺激作用,证实了企业金融化可以通过调节企业财务风险来影响企业的正向盈余管理。

5 企业金融化影响盈余管理的异质性检验

考虑到不同上市公司所处的内部环境有所不同,本文分别基于企业的产权性质、规模大小及内部控制程度进行分组回归。

(1) 区分企业性质

根据最终实际控制人,上市公司可以划分为国企和非国企两类,那么企业金融化对盈余管理的影响在国企和非国企中是否存在差异呢?国企由于政府隐性担保等原因,在金融投资资金储备方面有优势(舒鑫,2019)^[31],可以有效缓解融资约束困境,避免资金短缺。而非国有企业市场约束多、融资困难,其进行正向盈余管理的动机也会更强烈。此外,国有企业还受到更多的外界关注,而非国有企业的外部监管力度相对国企较小,其盈余管理行为更容易受到金融化的影响(邓超和彭斌,2021)^[29]。将上市公司按照企业性质分为两组进行分组回归,回归结果如表7列(1)和(2)所示。结果表明,企业金融化对公司的正向盈余管理的影响主要在非国企中存在。

表7 分组考察

	(1) 国企	(2) 非国企	(3) 小规模	(4) 大规模	(5) 内控高	(6) 内控低
<i>FIN</i>	-0.005 (-0.31)	-0.046*** (-2.90)	-0.037** (-2.38)	-0.013 (-0.89)	-0.035** (-2.32)	-0.018 (-0.95)
<i>FIN</i> ²	0.045 (1.11)	0.135*** (3.08)	0.113*** (2.62)	0.071* (1.68)	0.049** (2.38)	0.133*** (2.96)
<i>_cons</i>	0.117*** (6.51)	0.174*** (11.51)	0.108*** (3.90)	0.169*** (9.23)	0.174*** (9.72)	0.138*** (6.99)
N	13028	9197	10901	11324	11678	7552
r2_a	0.146	0.131	0.157	0.115	0.104	0.216
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
INDUSTRY & YEAR	YES	YES	YES	YES	YES	YES

(2) 区分企业规模

已有研究表明,公司规模的大小会对企业的盈余管理行为产生影响(谭兴民等,2009)^[32]。且大规模企业的组织结构、内部制度更加完善,可以有效地遏制管理者的机会主义行为,减少盈余管理行为的发生(王斌和梁欣欣,2008)^[33]。因此,将样本规模按照中位数进行划分,将高于中

位数的企业分为大规模企业,按照高低组进行回归,如表7列(3)和(4)所示。结果表明,企业金融化对公司的正向盈余管理的影响主要在小规模企业中存在。

(3) 区分内部控制质量

当公司治理水平较高时,对管理层的监督会较充分,可以抑制管理层的机会主义行为,降低

管理层的盈余管理(孙洪锋和刘嫦, 2019)^[10]。内部控制作为企业内部治理的一种工具,在一定程度上可以保证公司财务信息的完整准确、降低经营风险。参考席龙胜和万圆圆(2021)^[9]的做法,采用“内部控制指数”来度量企业内部控制水平。当企业内部控制指数越高,企业内部治理水平越好,越能抑制公司利用企业金融资产进行正向盈余管理的行为。根据公司内部控制质量高低进行分组回归,如表7列(5)和(6)所示。结果表明,当企业的内部控制质量较高时,企业金融化对正向盈余管理的影响显著;而当企业的内部控制质量较低时,企业过度的金融化则对正向盈余管理的影响显著。

6 结论

本文基于我国经济“脱实向虚”的现实背景,系统研究了企业金融化与正向盈余管理的关系。实证结果表明:企业金融化会对正向盈余管理产生影响,且二者呈“U型”关系:当企业金融化水平适度时会抑制企业的正向盈余管理,而金融化水平过度则会加剧企业的正向盈余管理。作用机制分析表明,企业金融化会影响经营业绩和经营风险,进而对企业正向盈余管理产生影响。分组回归表明,在国有企业、内部控制有效的规模较大企业中更加显著。

本文的研究结论同时对企业、监管部门等具有现实启示意义:对企业而言,企业应优化金融资产配置结构,防范过度金融化引发的风险,从而实现可持续发展的目标;同时,注重加强公司内部治理,提高内部控制质量,建立合理的信息披露制度,完善内部治理结构,保障投资者的相关利益。对于政府监管部门而言,应加强对上市公司特别是规模较大、存在内部控制缺陷的企业的金融资产配置行为的监管,制定相应措施引导该类企业合理配置金融资产,还可以利用网络媒体的监督作用,建立完整的内外复合监督制度,引导企业资金“脱虚向实”。

参 考 文 献

[1] 马红,侯贵生. 企业金融化与盈余管理——基于异质性持有目的的研究视角[J]. 经济经纬, 2021, 38(1): 105~113.
[2] 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.
[3] Tori D, Onaran O. The Effects of Financialisation and Financial

Development on Investment: Evidence from Firm-level Data in Europe [R]. Greenwich Papers in Political Economy, 2017.
[4] 王红建,曹瑜强,杨庆,等. 实体企业金融化促进还是抑制了企业创新——基于中国制造业上市公司的经验研究[J]. 南开管理评论, 2017, 20(1): 155~166.
[5] 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.
[6] 黄贤环,吴秋生,王琛. 金融资产配置与企业财务风险:“未雨绸缪”还是“舍本逐末”[J]. 财经研究, 2018, 44(12): 100~112, 125.
[7] 彭俞超,倪晓然,沈吉. 企业“脱实向虚”与金融市场稳定——基于股价崩盘风险的视角[J]. 经济研究, 2018, 53(10): 50~66.
[8] 王永钦,刘紫寒,李嫦,等. 识别中国非金融企业的影子银行活动——来自合并资产负债表的证据[J]. 管理世界, 2015, (12): 24~40.
[8] 席龙胜,万圆圆. 企业金融化、内部控制与审计定价[J]. 财经理论与实践, 2021, 42(5): 83~90.
[10] 孙洪锋,刘嫦. 企业金融化会影响审计师的风险决策吗?[J]. 审计与经济研究, 2019, 34(5): 54~64.
[11] 张会芹. 金融资产配置、管理层权力与审计师选择[J]. 经济经纬, 2021, 38(5): 121~130.
[12] 张洁. 盈利管理与管理激励研究[J]. 云南民族学院学报(哲学社会科学版), 2003, (4): 187~189.
[13] 许波. 企业盈余管理动机与治理的理论分析[J]. 当代经济科学, 2003, (5): 70~74, 95.
[14] 王雪,周玮. 长短期盈余管理的动因及其计量[J]. 财经科学, 2004, (1): 122~124.
[15] 田培源,崔学刚,李欣忆. 盈余管理与税费负担——基于会计差错更正数据的分析[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2010, 25(5): 78~85.
[16] 许文静,王君彩. 应计盈余管理动机、方向与公司未来业绩——来自沪市A股经验证据[J]. 中央财经大学学报, 2018, (1): 68~76.
[17] 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, 35(5): 709~719, 728.
[18] 李建军,韩珣. 非金融企业影子银行化与经营风险[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 21~35.
[19] 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): 152~166.
[20] 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): 87~97, 110.
[21] 邓超,彭斌. 实体企业金融化行为与信息披露质量关系的研究[J]. 财经理论与实践, 2021, 42(3): 110~117.
[22] 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, 41(4): 35~49.

- [23] 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.
- [24] 翟光宇, 姜美君, 段秋爽. 实体经济金融化与实物资本投资——基于2009~2018年制造业上市公司的实证分析 [J]. 经济学动态, 2021, (1): 85~104.
- [25] 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.
- [26] 夏立军. 国外盈余管理计量方法述评 [J]. 外国经济与管理, 2002, (10): 35~40.
- [27] 陆建桥. 中国亏损上市公司盈余管理实证研究 [J]. 会计研究, 1999, (9): 25~35.
- [28] 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.
- [29] 邓超, 彭斌. 实体经济金融化行为与信息披露质量关系的研究 [J]. 财经理论与实践, 2021, 42 (3): 110~117.
- [30] 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.
- [31] 舒鑫. 实体经济金融化对创新投资的影响——基于主客观层面的机制检验 [J]. 现代经济探讨, 2021, (9): 78~89.
- [32] 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.
- [33] 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, 95.

Enterprise Financialization and Earnings Management

Han Hongwen Wang Chen

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

[**Abstract**] To explore the impact of corporate financialization on earnings management, this paper takes Chinese A-share listed companies from 2008 to 2020 as a sample. The empirical results show that corporate financialization has an impact on positive earnings management, and the relationship is “U” shape. When the level of corporate financialization is moderate, it will restrain positive earnings management. However, excessive financialization will aggravate the positive earnings management of enterprises. The mechanism analysis shows that the enterprise financialization will affect the business performance and business risk, and then have an impact on the positive earnings management. The grouping regression shows that it is more significant in the state-owned enterprises and the larger enterprises with effective internal control. The conclusion of this paper enriches the literature achievements of enterprise financialization and earnings management, and has practical enlightenment significance to enterprises and supervisory departments.

[**Key words**] financial asset allocation; earnings management; financial risk; operating performance; financialization of enterprises; government regulation

[**Jel classification**] G39; M19

(责任编辑: 张舒逸)