

利率市场化与 企业应计盈余管理遏制^{*}

吴秋生 马婧媛 江雅婧
(山西财经大学会计学院)

【摘要】文章以 2007—2021 年沪深 A 股上市公司为样本,研究利率市场化对企业应计盈余管理的影响及其作用机制,以及金融发展程度和法治化水平的调节效应。研究发现,利率市场化能够有效遏制企业应计盈余管理,且企业所在地区较高的金融发展程度和法治化水平能够显著强化利率市场化与应计盈余管理之间的负相关关系。进一步研究发现,利率市场化主要通过缓解融资约束和延长债务期限遏制企业应计盈余管理。文章研究为深化利率市场化改革、提高会计信息披露质量,促进资源配置、推动资本市场健康发展提供了经验证据。

【关键词】利率市场化;应计盈余管理;金融发展;法治化水平

【中图分类号】F832.5; F275

一、引言

利率市场化改革作为金融领域核心改革之一,对深化金融供给侧结构性改革及推动经济高质量发展具有重大意义。习近平总书记在 2019 年 2 月中央政治局第十三次集体学习中指出“要正确把握金融本质,深化金融供给侧结构性改革。深化金融供给侧结构性改革是引导金融回归服务实体经济本源的重要举措,是推动经济高质量发展的必然要求,是防范化解重大金融风险的治本良方”。

“十四五”规划和 2035 年远景目标纲要中指出:深化金融供给侧结构性改革重要内容之一即健全市场化利率形成和传导机制、完善央行政策利率体

系。持续改善利率机制、深化利率市场化改革能够完善金融资源配置机制、提高金融服务实体的效率,既是我国金融发展的必然趋势,也是推动经济高质量发展的必然要求。我国利率市场化改革自 1996 年放开银行间同业拆借利率开始稳步推进,先后放开存款和贷款利率上下限,推动贷款市场报价利率改革。经过 30 多年的努力,改革取得显著成效,形成较完整的市场利率体系^[1]。

新时期贯彻新发展理念、推动经济高质量发展离不开高质量的会计信息。然而近年来部分企业通过盈余管理等手段操纵会计信息,严重损害了投资者利益,不利于经济高质量发展。融资作为企业盈余管理的重要动机,与利率变化乃至利率市场化水平息息相关。因此,深入研究利率市场化有助于遏制企业盈余管理及其内在机理,对于持续深化利率市场化改革、促进金融更好服务实体经济和推动经济高质量发展具有重要的指导意义。基于此,本文以 2007—2021 年沪深 A 股上市公司为样本,研究了利率市场化与企业应计盈余管理的关系,以及上市公司所在地金融发展程度和法治化水平对利率市场化遏制效应的调节作用,在此基础上进一步验证了融资约束和债务期限的机制效应,丰富了利率市场化的微观经济后果和应计盈余管理的宏观影响因素的研究,为优化宏观环境,充分发挥

^{*} 基金项目:国家自然科学基金面上项目“国家审计、协同监督与国企资产保值增值”(71872105)。
吴秋生系山西财经大学会计学院教授、博士生导师。

利率市场化促进会计信息质量提高, 提供了有益的启示。

二、文献综述

(一) 利率市场化经济后果研究

利率市场化是银行等金融机构依据资金市场的供求关系自主决定利率水平, 充分发挥市场机制在金融资源配置中的主导作用^[2]。近年来, 越来越多的学者开始关注利率市场化对微观企业的影响, 现有研究大致可以分为对企业融资行为和投资行为的影响。在融资方面, 学者们大多认为利率市场化缓解了融资约束、降低了融资成本。一方面, 利率市场化促进了银行业的竞争, 高水平银行竞争降低了市场准入条件, 进而缓解了企业融资约束^[4]。另一方面, 利率市场化改革下, 信贷市场的资金总供给增加, 降低了企业的融资成本, 且金融发展水平越低的地区企业融资成本下降幅度更大^[5]。但也有学者持相反意见, 认为利率市场化加强了银行自主定价权, 银行在确定利率时可以考虑更多的风险溢价, 从而推高了民营企业融资成本^[6]。在投资方面, 杨笋等^[2]认为利率市场化提高了投资资金分配效率, 通过风险补偿定价机制消除了信贷歧视, 抑制了企业的非效率投资, 同时还能够抑制非国有企业金融化程度, 且对于盈利能力强、规模大以及市场竞争压力小的公司抑制作用更加明显^[7]。但也有学者持不同意见, 黄贤环和姚荣荣^[8]认为贷款利率市场化显著推动了企业金融资产投资。

(二) 盈余管理的影响因素研究

现有文献对于盈余管理的宏观影响因素研究主要集中于政治、经济、社会和相关制度等四个方面。在政治方面, 学者们认为不确定的政治环境如地方领导人变更等会增加企业的应计盈余管理行为, 并且发现企业大多通过操纵减少收益, 为未来盈利做准备^[9]。而陈克兢等(2021)研究发现国家治理体系的完善对企业盈余管理有抑制作用^[10]。在经济方面, 部分学者研究发现企业的盈余管理程

度与经济周期呈显著逆周期性特征^[11]。此外, 路媛媛^[12]研究发现经济政策不确定性与应计盈余管理负相关, 与真实盈余管理正相关。社会方面林斌等^[13]研究发现较高诚信的营商环境有助于抑制企业应计盈余管理水平。且社会监督环境也会影响到企业的盈余管理水平, 陈克兢和李延喜^[14]等认为媒体是舞弊行为的监督者, 当企业受到媒体监督越多, 其盈余管理程度越低。而郑建明^[15]则认为社交媒体带来的“市场压力”占主导效应, 受到更多媒体关注的企业更倾向于进行盈余管理。在相关制度方面, 彭雅哲和汪昌云^[16]研究发现资本市场开放显著降低了企业盈余管理程度。时昊天等^[17]研究发现壳公司在注册制积极推行时期会进行更多的应计盈余管理。

(三) 文献评价

综合以上研究发现, 从宏观视角出发探讨有关因素对企业盈余管理行为的影响逐渐成为近年研究的热点话题, 但大多是研究经济政策不确定性、各方监管以及相关制度层面的因素, 很少有文献关注利率市场化对企业应计盈余管理的影响及其作用机制。利率市场化作为一项重大金融领域改革, 其微观经济后果对于深化利率市场化改革、促进金融更好服务实体有十分重要的意义。鉴于此, 本文探究利率市场化对企业应计盈余管理的影响及其机制, 并深入剖析金融发展和法治化水平在其中的调节作用。

三、理论分析与假设研究

(一) 利率市场化与企业应计盈余管理

利率市场化作为我国金融市场改革的核心, 强化了市场在资源配置中的决定作用, 缓解了利率管制下“规模歧视”和“所有制歧视”现象, 削弱了政府隐性担保对企业盈余信息的替代效应^[19], 主要通过影响企业融资约束和债务期限结构等遏制企业的盈余管理。

根据债务契约假说, 企业的融资约束是影响盈余管理的一个重要因素。尤其在融资难、融资贵

的背景下，它是盈余管理的重要动机之一^[19]。根据金融抑制理论，利率管制下实际利率水平低于市场均衡利率水平^[3]，资金需求大于供给，加剧了信贷市场资金配置的扭曲，而利率市场化改革通过放松利率管制充分发挥了市场在资源配置中的作用，增加了信贷市场的资金总供给^[5]，使更多的企业获得了银行信贷资源，缓解了企业的融资约束，从而降低企业盈余管理水平。当企业债务融资增加时，管理层持股比例相对上升^[20]，基于利益趋同效应，管理层持股比例上升会降低代理成本，使得管理层进行盈余管理的可能性降低，进而遏制企业应计盈余管理^[21]。

在利率管制下银行贷款利率上限放开之前，金融市场难以给予长期资金必要的风险溢价，降低了银行提供长期贷款的意愿^[4]。而利率市场化改革使得信贷市场中市场化定价机制逐渐完善，缓解了银企间的信息不对称程度，银行不再需要依赖发放短期贷款的方式加强对企业监督，为银行发放长期贷款提供了良好环境。同时，由于利率市场化下利差缩小^[23]，银行盈利水平下降，为增加收入，银行发放长期贷款的意愿更加强烈，而且银行长期贷款比重的提升也会降低银行的重复监督成本，提高监督效率。在收入和成本的双重影响下，利率市场化促进了银行长期贷款业务比例的提升，延长了企业的债务期限。在此背景下，一方面，较长的债务期限结构减轻了企业的还本付息压力，降低了企业盈余管理行为的动机，对企业应计盈余管理行为具有遏制作用^[22]；另一方面，基于长期贷款期限长、风险高的特征，银行会有更强的监督动机，识别企业的应计盈余管理行为，进而有利于遏制企业的应计盈余管理。基于上述分析，本文提出假设 1：

H1: 利率市场化能够遏制企业应计盈余管理。

（二）金融发展程度的调节作用

金融发展是金融效率持续提高，金融体系不断完善的过程。完善的金融体系拥有多样化的投融资渠道、完备的监管体系，能更好地满足投融资

主体的需求，提高资本的配置效率，促进经济增长^[24]。由于我国各地区经济发展具有不平衡的特点，各地区在金融发展水平方面也呈现出较大的差异。金融发展水平较低的地区金融基础设施较差、可选择的金融产品和融资渠道有限，企业面临较高融资约束，增加了企业通过盈余管理来获取融资的机会主义行为。同时，金融发展水平较低的情况下，监管体系存在漏洞的可能性更高，为企业提供了更多的盈余操纵空间，不利于利率市场化对企业应计盈余管理遏制作用的发挥。同时，在利率市场化背景下，金融发展水平越高意味着金融效率越高，高效率的金融体系缩短了融资时间，提高了金融集聚程度^[25]，由此带来信息共享程度的提升更有利于利率市场化对企业应计盈余管理遏制效应的发挥。基于上述分析，本文提出假设 2：

H2: 相对于金融发展程度低的地区，利率市场化对企业应计盈余管理的遏制作用在金融发展程度高的地区更显著。

（三）法治化水平的调节作用

法治化水平作为重要的宏观环境，会影响银行、企业等市场主体所在地的投资者保护水平和法律保护水平，进而影响到银行放贷决策和企业盈余管理活动。在法治化水平较低的地区，企业产权保护水平较低^[26]，企业操纵利润动机较强；同时执法效率低下导致企业操纵利润的行为不易被发现。在操纵意愿增强、操纵空间增大的背景下，较低的法治化水平不利于利率市场化对企业应计盈余管理遏制效应的发挥。而当市场主体所在地法治化水平越高时，市场中介组织发育越完善，进而投资者保护程度越高，在企业发生违约或者舞弊行为时，银行能依据法律履行合同减少自身的损失，从而提高了银行对企业的贷款意愿，一定程度上缓解了企业融资约束，更有利于利率市场化对企业应计盈余管理遏制效应的发挥。基于上述分析，本文提出假设 3：

H3: 相对于法治化水平低的地区，利率市场化对企业应计盈余管理的遏制作用在法治化水平高的地区更显著。

四、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

由于2006年颁布的新会计准则在2007年全面执行,考虑到财务数据的可比性,本文以沪深A股上市公司2007—2021年的数据为研究样本。其中,利率市场化数据主要来自于中国人民银行网站,公司财务数据主要来自于国泰安数据库。本文对样本数据进行如下处理:剔除相关数据缺失的样本公司;剔除ST和*ST类企业;剔除金融类企业和房地产企业;对连续型变量在1%和99%分位上进行缩尾处理,以克服异常值对研究结果的不利影响,最终获得28 141个样本观测值。本文采用Excel 2010和Stata 17.0进行分析和实证检验。

(二) 变量设计

1. 被解释变量:利率市场化(LIR)

利率市场化是一项持续推进的金融领域改革。本文借鉴王舒军和彭建刚^[27]的做法,从存贷款利率、货币市场利率、债券市场利率和理财产品收益率四个角度出发选取12个指标,利用加权平均法构建综合指标(LIR)来度量利率市场化程度(见图1),较全面地反映了利率市场化进程。

2. 解释变量:应计盈余管理(ABSDA)

参考吴秋生和马文琪^[28]等的研究,本文采用

修正的Jones模型衡量企业应计盈余管理程度,具体模型及计算如下:

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \alpha_1 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \sqrt{a^2 + b^2} \quad (1)$$

$$NDA_{i,t} = \alpha_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \alpha_1 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} \quad (2)$$

$$DA_{i,t} = \frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} - NDA_{i,t} \quad (3)$$

其中, $TA_{i,t}$ 为总应计利润即企业净利润与经营活动净现金流的差额, $A_{i,t-1}$ 为资产总额, $\Delta REC_{i,t}$ 为应收账款变动额, $\Delta REV_{i,t}$ 为营业收入变动额, $PPE_{i,t}$ 为固定资产总额。通过上述模型计算可得操控性应计利润(DA),然后取其绝对值得到应计盈余管理的绝对值(ABSDA),其值越大,表示上市公司的应计盈余管理程度越高。

3. 调节变量

(1) 金融发展(FD):参考已有研究,借鉴樊纲《报告》中各地区的金融业的市场化程度,将其作为本文中金融发展水平的代理变量。

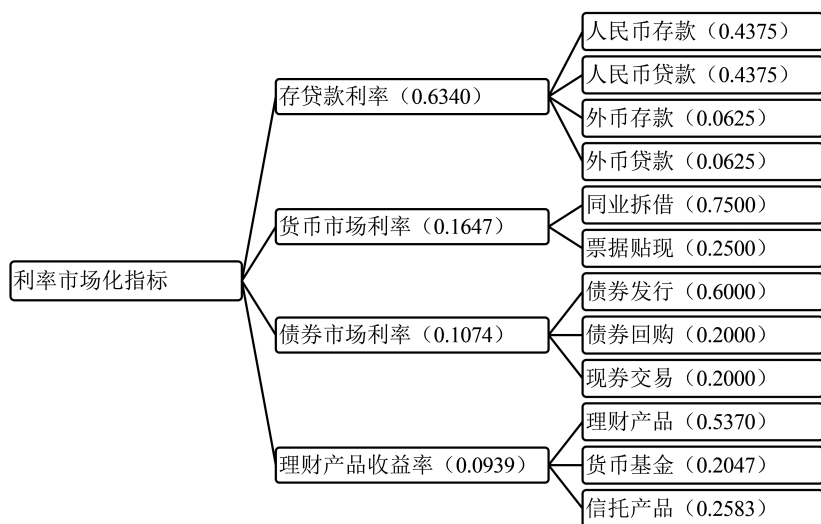
(2) 法治化水平(LR):参考已有研究,借鉴樊纲《报告》中各地区的市场中介组织的发育和法律制度环境水平,将其作为本文中法治化水平的代理变量。

4. 控制变量

参考现有研究,本文控制了公司规模、产权性质、资产收益率、资产负债率、营业收入增长率、账面市值比、大股东资金占用、国内十大审计、股权制衡度和两职合一。此外,本文还引入时间效应和行业效应控制年份和行业。具体变量定义及说明见表1。

(三) 模型构建

为了验证假设H1,即研究利率市场化对企业应计盈余管理



注:括号内为权重

图1 利率市场化指标体系

表 1 变量定义及说明

变量分类	变量符号	变量名称	变量定义
被解释变量	ABSDA	应计盈余管理	根据修正的琼斯模型计算得出，并取绝对值
解释变量	LIR	利率市场化	借鉴彭建刚 ^[27] ，从四个方面选取 12 个指标构建利率市场化水平指标体系
调节变量	FD	金融发展	借鉴樊纲市场化指数中的“金融业的市场化”指标
	LR	法治化水平	借鉴樊纲市场化指数中的“市场中介组织的发育和法律制度环境水平”指标
控制变量	Size	公司规模	借鉴崔也光 ^[29] ，采用总资产/营业收入衡量公司规模
	Soe	产权性质	实际控制人为非国企时取 1，否则取 0
	Roa	资产收益率	净利润/总资产
	Lev	资产负债率	总负债/总资产
	Growth	营业收入增长率	本年营业收入/上一年营业收入-1
	Bm	账面市值比	账面价值/总市值
	Occupy	大股东资金占用	其他应收款/总资产
	Big10	国内十大审计	由中注协公布排名的前十大事务所审计取 1，否则取 0
	Balance	股权制衡度	第二大股东持股比例除以第一大股东持股比例
	Dual	两职合一	董事长与总经理是同一个人取 1，否则为 0
	Year	时间效应	以 2007 年为基准设定年度虚拟变量，以控制时间效应
	Ind	行业效应	根据证监会行业分类标准（2012 年）设定虚拟变量，以控制行业效应

的影响，本文构建如下回归模型：

$$ABSDA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LIR_t + \sum Controls_{i,t} + Year + Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

在模型（4）的基础上，考虑金融发展和法治化水平的调节作用，分别在模型（5）、（6）中加入中心化处理后的金融发展和利率市场化的交互项 $c_LIR \times c_FD$ 以及法治化水平和利率市场化的交互项 $c_LIR \times c_LR$ ，以验证 H2 和 H3，具体

模型如下：

$$ABSDA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LIR_t + \beta_2 c_LIR \times c_FD + \beta_3 c_LR + \sum Controls_{i,t} + Year + Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$ABSDA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LIR_t + \beta_2 c_LIR \times c_LR + \beta_3 c_LR + \sum Controls_{i,t} + Year + Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

在上述回归模型中，下标 i 、 t 分别表示企业和年份。企业应计盈余管理是被解释变量，核心解释变量是利率市场化水平，变量 LIR 与 FD 、 LR 交乘前进行中心化处理， $Controls$ 是控制变量， ε 是模型随机误差项。

五、实证结果分析

（一）描述性统计

从表 2 变量描述性统计可以看出，应计盈余管理绝对值的最大值为 0.4053，最小值为 0.0009，标准差为 0.0710，说明我国上市公司应计盈余管理水平存在差异。利率市场化指数的最小值为 0.5878，最大值为 0.9901，标准差为 0.1372，变动幅度较大，说明 2007—2021 年间利率市场化程度有较大提升。

（二）利率市场化与企业应计盈余管理

为检验利率市场化对企业应计盈余管理的影响，本文将 2007—2021 年的样本数据代入模型（4）进行回归，结果列示于表 3 第（1）、（2）列。从表 3 第（1）列可知，在仅控制时间和行业效应时，利率市场化的系数为 -0.0856，且在 1% 的水平上显著，说明利率市场化对企业应计盈余管理具有遏制效应。从表 3 第（2）列可知，在对企业特征的控制变量也进行控制后，利率市场化仍在 1% 的水平上显著，系数为 -0.0660，意味着在其他条件不变的情况下，利率市场化水平每增加 1%，企业应计盈余管理减少 0.0660%，即利率市场化改革的推进能够显著遏制企业应计盈余管理，假设 H1 得到验证。

表2 主要变量描述性统计

变量	样本容量	均值	标准差	25分位数	中位数	75分位数	最小值	最大值
<i>ABSDA</i>	28141	0.0694	0.0710	0.0225	0.0477	0.0914	0.0009	0.4053
<i>LIR</i>	28141	0.8792	0.1372	0.7457	0.9485	0.9901	0.5878	0.9901
<i>Soe</i>	28141	0.6033	0.4892	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000	1.0000
<i>Size</i>	28141	2.3421	1.8870	1.2504	1.8221	2.7223	0.3797	12.2710
<i>Roa</i>	28141	0.0351	0.0642	0.0120	0.0351	0.0659	-0.2519	0.2036
<i>Growth</i>	28141	0.1813	0.4001	-0.0155	0.1168	0.2827	-0.5256	2.4862
<i>Lev</i>	28141	0.4610	0.1889	0.3161	0.4577	0.5991	0.0896	0.9010
<i>Bm</i>	28141	1.0691	1.0495	0.4305	0.7274	1.2822	0.1108	6.1275
<i>Occup</i>	28141	0.0163	0.0237	0.0034	0.0081	0.0182	0.0002	0.1430
<i>Big10</i>	28141	0.4531	0.4978	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	1.0000
<i>Balance</i>	28141	0.3523	0.2862	0.1054	0.2701	0.5628	0.0088	0.9920
<i>Dual</i>	28141	0.2536	0.4351	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	1.0000

(三) 金融发展的调节作用

为验证金融发展对利率市场化与企业应计盈余管理关系的调节作用, 本文将样本数据代入模型(5)进行回归, 结果列示于表3第(3)列。由表可知, 利率市场化和金融发展的交互项回归系数为-0.0032, 在10%水平上显著, 说明金融发展促进了利率市场化对企业应计盈余管理遏制效应的发挥, 即企业所在地区金融发展程度越高, 利率市场化对企业应计盈余管理的遏制作用越强。因此, 假设H2得到验证。

(四) 法治化水平的调节作用

为验证法治化水平对利率市场化与企业应计盈余管理关系的调节作用, 本文将样本数据代入进行回归, 结果列示于表3第(4)列。由表3可知, 利率市场化和法治化水平的交互项回归系数为-0.0026, 且在5%水平上显著, 说明法治化强化了利率市场化与企业应计盈余管理的负相关关系, 即企业所在地区法治化水平越高, 利率市场化对企业应计盈余管理的遏制作用越强。因此, 假设H3得到验证。

六、路径机制研究

上述研究结论已表明, 利率市场化能够遏制企业应计盈余管理。那么利率市场化是通过什么机制影响企业应计盈余管理呢? 根据上文理论分

析, 本文从融资约束和债务期限结构两个角度进行检验。

(一) 融资约束的机制检验

根据理论分析内容, 近年来我国利率市场化改革持续推进, 目前我国已基本形成了市场化的利率形成和传导机制, 企业融资难、融资贵的困境得到了改善, 有效缓解了融资

约束, 一定程度上遏制了应计盈余管理, 因此本文对此进行验证。借鉴魏志华等^[30]的方法构建KZ指数来衡量融资约束, KZ指数越大, 表示企业的融资约束程度越高, KZ指数的计算公式为:

$$KZ = 1.002Cashflow + 0.283Tobinq + 3.139Leverage - 39.368 Dividends - 1.315Cashholdings \quad (7)$$

本文研究模型借鉴江艇^[31], 通过检验利率市场化和融资约束之间的关系进行机制检验, 控制变量与上文一致, 具体模型如下:

$$KZ_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LIR_t + \sum Controls_{i,t} + Year + Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

表4第(1)、(2)列为融资约束机制检验回归结果, 其中, 第(1)列仅控制时间和行业效应, 第(2)列还加入了其他控制变量。两次回归结果中利率市场化系数均为负数, 且在1%水平上显著, 说明了利率市场化对企业融资约束具有遏制作用。结合上文机制分析, 企业融资约束得到缓解后, 能够有效降低应计盈余管理的动机, 进而遏制企业应计盈余管理行为。因此说明了利率市场化能够通过缓解企业融资约束进而遏制企业的应计盈余管理。

(二) 债务期限结构的机制检验

根据理论分析内容, 利率市场化下银行迫于竞争压力与盈利动机增加了对长期贷款等风险项目的投资, 基于高风险的特征, 银行有更强的监

表3 利率市场化与企业应计盈余管理

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ABSDA</i>	<i>ABSDA</i>	<i>ABSDA</i>	<i>ABSDA</i>
<i>LIR</i>	-0.0856*** (-12.9148)	-0.0660*** (-9.4728)	-0.0682*** (-7.8562)	-0.0720*** (-6.4271)
<i>c_LIR × c_FD</i>			-0.0032* (-1.8769)	
<i>FD</i>			-0.0001 (-0.2001)	
<i>c_LIR × c_LR</i>				-0.0026** (-1.9649)
<i>LR</i>				0.0001 (0.1668)
<i>Soe</i>		0.0091*** (3.3146)	0.0089*** (3.2103)	0.0089*** (3.2265)
<i>Size</i>		-0.0007 (-1.5835)	-0.0006 (-1.5800)	-0.0007 (-1.5843)
<i>Roa</i>		-0.2359*** (-25.5495)	-0.2362*** (-25.5683)	-0.2360*** (-25.5543)
<i>Growth</i>		0.0225*** (19.3079)	0.0225*** (19.3331)	0.0225*** (19.3315)
<i>Lev</i>		0.0253*** (5.6039)	0.0255*** (5.6479)	0.0255*** (5.6421)
<i>Bm</i>		-0.0099*** (-12.6471)	-0.0100*** (-12.7496)	-0.0100*** (-12.7444)
<i>Occupy</i>		0.1018*** (4.3808)	0.1026*** (4.4122)	0.1023*** (4.4000)
<i>Big10</i>		-0.0004 (-0.2980)	-0.0004 (-0.3098)	-0.0004 (-0.3568)
<i>Balance</i>		0.0083*** (3.0112)	0.0083*** (2.9980)	0.0083*** (3.0046)
<i>Dual</i>		-0.0004 (-0.2529)	-0.0004 (-0.2516)	-0.0004 (-0.2420)
常数项	0.1565*** (9.6754)	0.1360*** (8.3787)	0.1412*** (8.5313)	0.1425*** (8.5449)
行业效应控制	是	是	是	是
时间效应控制	是	是	是	是
样本量	28141	28141	28141	28141
R ² 值	0.0314	0.0766	0.0767	0.0767
调整R ² 值	-0.1228	-0.0708	-0.0707	-0.0707
F值	9.1432***	20.9616***	20.5711***	20.5750***

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平上显著，括号内为 t 值，下同。

督动机，识别企业的应计盈余管理行为。同时，债务期限结构关系到企业的流动性水平和债务治理效应，债务期限过短时会增加企业应计盈余管理的动机^[22]。因此，利率市场化能够通过延长债务期限进而遏制企业应计盈余管理。本文对此进行验证。借鉴已有研究，采用长期借款占总借款的比重来衡量债务期限结构，该值越大，表示企业长期借款比重越高，债务期限越长。研究模型同样借鉴江艇^[31]，将上式(7)中KZ替换为DMS。

表4第(3)、(4)列为债务期限结构机制检验回归结果，其中，第(3)列仅控制时间和行业效应，第(4)列还加入了其他控制变量。两次回归结果中利率市场化系数均为正数，且在1%水平上显著，说明了利率市场化对延长企业债务期限具有促进作用，即利率市场化程度越高，企业债务期限越长。结合上文机制分析，企业债务期限越长，能够有效降低应计盈余管理的动机，且银行监督动机更强，有效遏制了企业应计盈余管理行为。因此说明了利率市场化能够通过延长企业债务期限进而遏制企业的应计盈余管理。

七、稳健性检验

(一) 利率市场化的替代测度

我国利率市场化于2013年放开贷款利率下限，是一个关键节点，因此，本文借鉴杨笋等^[2]的研究，设置事件变量 $Marketdown$ 捕捉利率市场化，同时，以非国有上市公司作为处理组，国有上市公司作为对照组，设置变量 Soe ，然后构造中央银行取消贷款利率下限与产权性质的交乘项 $Marketdown \times Soe$ 来衡量利率市场化，回归结果列于表5第(1)列，交乘项 $Marketdown \times Soe$ 系数为-0.0061，且在1%水平上显著，表明利率市场化能够遏制企业应计盈余管理，与前文结论一致。

(二) 缩短样本时间窗口

表4 融资约束和债务期限结构的机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	KZ	KZ	DMS	DMS
<i>LIR</i>	-1.0235***	-1.6534***	0.1375***	0.1195***
	(-6.9784)	(-12.9762)	(7.0033)	(5.7206)
<i>Soe</i>		-0.0017		-0.0161*
		(-0.0340)		(-1.9435)
<i>Size</i>		-0.0572***		0.0202***
		(-7.6118)		(16.3746)
<i>Roa</i>		-7.2297***		0.2106***
		(-42.7862)		(7.6066)
<i>Growth</i>		-0.2746***		0.0250***
		(-12.8896)		(7.1525)
<i>Lev</i>		6.2898***		0.1950***
		(76.0680)		(14.3914)
<i>Bm</i>		-0.1233***		-0.0008
		(-8.5869)		(-0.3192)
<i>Occupy</i>		4.3133***		-0.3270***
		(10.1400)		(-4.6903)
<i>Big10</i>		-0.0110		0.0014
		(-0.4794)		(0.3689)
<i>Balance</i>		-0.1067**		0.0126
		(-2.1162)		(1.5268)
<i>Dual</i>		-0.0577**		-0.0058
		(-2.1562)		(-1.3265)
常数项	3.1504***	0.9001***	0.0628	-0.0724
	(8.8067)	(3.0306)	(1.3109)	(-1.4883)
行业效应控制	是	是	是	是
时间效应控制	是	是	是	是
样本量	28141	28141	28141	28141
R ² 值	0.1331	0.4344	0.0255	0.0471
调整 R ² 值	-0.0048	0.3442	-0.1296	-0.1050
F 值	43.3585***	194.1794***	7.3802***	12.4848***

借鉴黄贤环^[8]的研究,考虑到政府在2008年推出的“四万亿投资计划”很可能影响到企业投融资决策进而影响应计盈余管理行为,因此本部分将样本区间缩小为2010—2021年进行回归,结果列示于表5第(2)列,利率市场化系数为-0.0591,且在1%水平显著,说明在缩短样本时间窗口后,研究结论依然稳健。

八、研究结论与建议

本文以2007—2021年沪深A股上市公司为样本,研究了利率市场化对企业应计盈余管理的影响及机制路径。研究结果表明:利率市场化能够有效遏制企业应计盈余管理,且企业所在地区较高的金融发展程度和法治化水平能够显著强化利率市场化与应计盈余管理之间的负相关关系。在进一步机制研究中发现,利率市场化主要通过缓解企业融资约束和延长债务期限遏制企业应计盈余管理。

基于上述结论,本文提出以下建议:第一,利率市场化作为金融体制改革的核心,是推动金融有效服务实体经济的重要渠道。中央政府应重视利率市场化对企业微观层面如盈余质量等的治理效应,坚持金融服务实体导向,继续推进利率市场化,充分发挥市场在资源配置中的作用,为缓解企业融资约束、优化债务期限结构等,进而抑制企业应计盈余管理提供良好条件;第二,各地政府要加快金融发展水平和提高法治化水平,不断优化营商环境,促进利率市场化对企业盈余管理等微观治理效应的发挥;第三,在经济高质量发展的新时期,企业应自觉摒弃盈余管理的短视行为,充分借助利率市场化改革的东风,进一步提升自身的声誉和风险管理水平,获得更多成本低、期限长的银行贷款,缓解融资约束和投融资期限错配,降低债务

表5 稳健性检验

变量	(1)	(2)
	ABSDA	ABSDA
LIR		-0.0591*** (-7.7781)
Marketdown×Soe	-0.0061*** (-2.8951)	
Marketdown	-0.0240*** (-8.1694)	
Soe	0.0133*** (4.2837)	0.0110*** (3.5018)
Size	-0.0006 (-1.5031)	-0.0009** (-2.0488)
Roa	-0.2364*** (-25.6006)	-0.2660*** (-27.1547)
Growth	0.0226*** (19.3899)	0.0225*** (18.1952)
Lev	0.0262*** (5.7903)	0.0254*** (5.1464)
Bm	-0.0102*** (-12.8766)	-0.0105*** (-11.9146)
Occupy	0.1020*** (4.3900)	0.1277*** (4.9846)
Big10	-0.0003 (-0.2707)	-0.0003 (-0.1906)
Balance	0.0080*** (2.9076)	0.0095*** (3.1278)
Dual	-0.0003 (-0.1720)	-0.0001 (-0.0587)
常数项	0.0964*** (6.2783)	0.1050*** (4.3000)
行业效应控制	是	是
时间效应控制	是	是
样本量	28141	25046
R ² 值	0.0769	0.0835
调整 R ² 值	-0.0705	-0.0836
F 值	20.8382***	20.7607***

风险,为企业投资与发展提供支持与空间,实现资源高效配置,推动企业长期可持续发展。

主要参考文献:

- [1] 易纲. 中国的利率体系与利率市场化改革 [J]. 金融研究, 2021 (09): 1-11.
- [2] 杨箐, 刘放等. 利率市场化、非效率投资与资本配置——基于中国人民银行取消贷款利率上下限的自然实验 [J]. 金融研究, 2017 (05): 81-96.
- [3] Mckinnon R I, Brookings Institution W D C. Money and Capital in Economic Development [J]. American Political Science Review, 1973, 68 (4): 1822-1824.
- [4] 徐亚琴, 陈娇娇. 利率市场化能抑制企业投融资期限错配么? [J]. 审计与经济研究, 2020, 35 (05): 116-127.
- [5] 张国法, 李心合. 利率市场化、上市公司信贷可获得性与债务融资成本——兼论区域金融发展水平的影响 [J]. 投资研究, 2021, 40 (11): 145-159.
- [6] 杨昌辉, 张可莉. 利率市场化、区域金融发展与企业融资成本 [J]. 财会月刊, 2018 (02): 155-162.
- [7] 杨箐, 王红建等. 放松利率管制、利润率均等化与实体经济“脱实向虚” [J]. 金融研究, 2019 (06): 20-38.
- [8] 黄贤环, 姚荣荣. 贷款利率市场化与企业金融资产投资: 抑制还是促进 [J]. 南京审计大学学报, 2021, 18 (02): 91-101.
- [9] Gonçalves T, Barros V, Serra G et al. Political elections uncertainty and earnings management: Does firm size really matter? [J]. Economics Letters, 2022, 214: 110438.
- [10] 陈克兢, 邢宝心等. 国家治理体系完善能抑制企业盈余管理吗?——基于准自然实验的经验证据 [J]. 运筹与管理, 2021, 30 (12): 226-231.
- [11] 董莉. 经济周期、外部审计监督与盈余管理 [J]. 统计与决策, 2020, 36 (23): 151-154.
- [12] 路媛媛. 经济政策不确定性、信息技术与盈余管理 [J]. 财会月刊, 2021 (15): 58-66.
- [13] 林斌, 陈颖等. 诚信营商环境与企业盈余管理行为研究 [J]. 苏州大学学报 (哲学社会科学版), 2021, 42 (05): 88-101.
- [14] 陈克兢, 李延喜. 媒体监督与法治环境约束盈余管理的替代效应研究 [J]. 管理科学, 2016, 29 (04): 17-28.
- [15] 郑建明, 贾昊阳. 网络舆论关注与企业盈余管理 [J]. 山西财经大学学报, 2022, 44 (05): 108-122.
- [16] 彭雅哲, 汪昌云. 资本市场开放与企业真实盈余管理——基于“陆港通”的经验证据 [J]. 经济管理, 2022, 44 (01): 176-191.

- [17] 时昊天, 石佳然等. 注册制改革、壳公司估值与盈余管理 [J]. 会计研究, 2021 (08): 54-67.
- [18] 孙铮, 李增泉等. 所有权性质、会计信息与债务契约——来自我国上市公司的经验证据 [J]. 管理世界, 2006 (10): 100-107+149.
- [19] 延禹. 什么原因导致了信贷资源错配? ——基于商业银行行为的视角 [J]. 国际商务财会, 2020, 378 (06): 80-87+96.
- [20] 王晟. 融资结构与企业债券市场的发展 [D]. 中国人民大学, 2004.
- [21] 邓兰琪. 投资者关注、管理层持股与盈余披露质量 [J]. 商业会计, 2022 (04): 41-45.
- [22] 何鑫萍. 银行短期债务、审计质量与股价崩盘风险 [J]. 山西财经大学学报, 2018, 40 (02): 42-54.
- [23] 曹红辉. 利率市场化对企业融资的影响 [J]. 国际商务财会, 2015, 324 (12): 65-68.
- [24] 佟巧一. 金融发展促进实体经济增长机理探析 [J]. 国际商务财会, 2022, 414 (12): 65-67.
- [25] 夏勃勃. 金融发展视角下融资约束对企业投资效率的影响研究 [D]. 中国矿业大学, 2021.
- [26] La Porta R, Vishny R W. The Politics of Legal Reform [J]. Spring 2002, 2002: 91.
- [27] 王舒军, 彭建刚. 中国利率市场化进程测度及效果研究——基于银行信贷渠道的实证分析 [J]. 金融经济研究, 2014, 29 (06): 75-85.
- [28] 吴秋生, 马文琪. 应计盈余管理与现金流操控相互关系研究 [J]. 财经研究, 2021, 47 (02): 154-168.
- [29] 崔也光, 刘丹. 研发投入、市场竞争与品牌价值 [J]. 财会通讯, 2019 (27): 53-56.
- [30] 魏志华, 曾爱民, 李博. 金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究 [J]. 会计研究, 2014 (05): 73-80+95.
- [31] 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 (05): 100-120.

责编: 梦超 

(上接第6页)

南拥有中非经贸深度合作先行区、中非经贸博览会常设展馆、(长沙)中非技术性贸易措施研究评议基地(以下简称“评议基地”)三大对非国家级平台,担负着为全国中非经贸合作试点制度创新的职责使命。此外,湖南省中非经贸合作促进研究会(以下简称“研究会”)作为对非经贸合作研究的先行机构,核心任务之一是为中非经贸深度合作先行区提供业务促进和专业服务支撑,且已搭建中非智库、贸易促进平台,形成“智库先行,推进贸易”的良好局面,建议依托研究会和评议基地在湖南试点“中非标准联盟”建设。

“中非标准联盟”的落地,建议从中国的优势产业、非洲亟需发展的产业着手,如:新能源、基础设施建设、工程机械、医疗等领域。依托中非标准联盟,有针对性地推动产业和标准进入非洲,以产业为主,定向发力,为日后相关企业、行业进入非洲市场奠定合作基础。全面落实“三高四新”战略定位和使命,目前湖南正在打造“长沙工程机械之都”的国际品牌,湖南省工程机械二手设备出口行业联盟已经成立,非方对二手工程机械的需

求十分旺盛,建议以二手工程机械标准为切入口,搭建中非二手工程机械标准软联通的桥梁和平台,服务中非经贸往来。

主要参考文献:

- [1] Standard Alliance Phase 2 [EB/OL]. <https://standardsalliance.ansi.org/Projects/Default.aspx>
- [2] Standard Alliance Phase 1 [EB/OL]. <https://standardsalliance.ansi.org/SA-phase-1/Default.aspx>
- [3] 刘智洋, 王嘉宁. “十四五”时期国际贸易规则新态势对我国技贸措施工作的影响及对策建议 [J]. 标准科学, 2021, 564 (05): 15-20.
- [4] 王晓红, 谢兰兰, 郭霞. 论我国技术贸易的发展创新 [J]. 开放导报, 2021, 214 (01): 24-50.
- [5] 李艾阳, 董文芳. 美国技术性贸易措施技术援助研究及启示——以标准联盟援助东共体为例 [J]. 中国标准化, 2021, 580 (07): 209-214.
- [6] 姜冠男, 申怡旻. 美国“标准联盟”对发展中国家标准技术援助策略研究 [J]. 标准科学, 2021, 568 (09): 11-15.
- [7] 刘小燕, 李静, 秦阿杰. 国际贸易规则建构中的政府话语权博弈 [J]. 新闻春秋, 2022 (01): 32-43.

责编: 梦超 