

盈余管理视角下新金融工具准则对企业经营绩效的影响研究

吴龙

贵州财经大学应用经济学院，贵州贵阳，550000；

摘要：文章选取 2014–2023 年沪深 A 股上市非金融企业为研究样本，基于盈余管理的研究视角，在双重差分模型的基础上实证检验了新金融工具准则对企业经营绩效的直接影响，以及盈余管理的中介效应。研究结果表明：新金融工具准则的实施正向促进了企业经营绩效的增长；应计盈余管理在此过程中发挥了部分中介作用。

关键词：新金融工具准则；企业经营绩效；盈余管理；双重差分模型

DOI：10.69979/3029-2700.24.7.008

引言

新金融工具准则的实施对企业的会计信息质量要求更为严格，短期内可能会对企业经营管理造成影响，并且由于新金融工具准则的实施，企业的会计政策和会计估计会有所改变，企业通过盈余管理来满足自身利益最大化的过程也会发生相应的变化。因此，将新金融工具准则、盈余管理以及企业经营绩效纳入同一研究范畴，在盈余管理视角下探究新金融工具准则对企业经营绩效的影响具有重大的现实意义。

1 文献综述

对于新金融工具准则的实施对企业经营绩效的关系研究。李昕（2023）指出，新金融工具准则实施后，资产分类的改变影响了企业利润^[1]。准则要求交易性金融资产必须计入当期损益，降低了企业通过改变交易方式调节利润的可能性，使利润表更准确反映企业经营绩效。宋新红等（2019）研究显示，新金融工具准则实施后，我国上市商业银行的预期违约距离增大，预期违约率减小，表明信用风险降低^[2]。

会计准则的修订对于盈余管理的影响，学界主要呈现出积极与消极并存的态度。根据高经纬（2012）的研究，新的会计规定可以有效地限制公司的盈余管理行为，并且能够降低国有和非国有企业之间的盈余管理水平的差距^[3]。冉明东在 2016 年指出，管理层实施盈余管理的一个主要目标是应对分析师的预期，而优秀的审计质量与这种应对程度存在负向关联，然而，新规定的实施却削减了这种联系^[4]。

盈余管理行为对企业经营绩效具有重大影响。罗琦、彭梓倩（2016）研究发现通过费用操控和销售操控进行的真实活动盈余管理，会对企业的偿债能力和后续发展能力构成严重威胁^[5]。康宝雪（2023）则提出，企业可

通过盈余管理策略来塑造自身形象，向外界展现更为积极正面的面貌，从而增强股东、债权人及其他利益相关者的信心^[6]。

2 理论分析与研究假设

信息不对称理论深刻剖析了市场经济活动中，信息分布不均对交易决策及资源配置效率产生的深远影响。在采纳新金融工具准则之前，企业有动机利用盈余管理手段掩饰其真实的财务状况，这进一步加剧了投资者与管理层之间的信息隔阂。而新金融工具准则的出台，通过明确金融工具的识别、计量及披露标准，显著提升了金融信息的透明度，有效缓解了这一信息不对称现象，促进了市场信息的均衡流通。这些变化促使企业减少盈余管理行为，加强内部控制和风险管理，提高财务报告的真实性和准确性，进而对企业的经营稳健性和市场竞争力产生积极影响。基于以上分析，故提出以下假设：

H1：新金融工具准则的实施显著促进了企业经营绩效

H2：应计盈余管理程度在新金融工具准则实施对企业经营绩效的促进作用中起到了显著的部分中介作用

3 变量选取与模型构建

3.1 样本选择与数据来源

本研究聚焦于 2014 至 2023 年间，所有在沪深 A 股上市的公司，并按照以下严格标准筛选实证研究的样本：

（1）剔除金融业企业；（2）剔除 ST 企业；（3）剔除数据具有缺失值的企业。确定了 1760 家符合条件的样本企业。其中，处理组包含 1518 家企业，控制组则有 242 家企业。本研究的数据来源为 CSMAR 数据库，并对所有连续变量进行了 1% 和 99% 分位数的缩尾处理。

3.2 变量定义与测度

3.2.1 解释变量

本文借鉴李梓、刘亚宁（2023）学者的做法，采用双重差分模型来度量 2019 年新金融工具准则的实施[7]。

鉴于新金融工具准则自 2019 年 1 月 1 日起全面适用于所有境内上市公司，本文依据企业在新金融工具准则实施前两年的金融资产持有情况，以是否持有交易性金融资产或可供出售金融资产来进行划分。具体划分规则如下：若企业在该时段内持有上述两类资产中的任何一类，则将其纳入处理组，并将 Treat 变量的值设定为 1；若未持有，则归入对照组，并将 Treat 变量的值设定为 0。

3.2.2 被解释变量

经营活动现金流量作为衡量企业经营绩效的一重要指标，主要反映了企业核心业务活动的成果，占据了企业利润及业绩的较大份额。充足的经营活动现金流量能够保障企业的偿债能力和对外投资能力，通常现金流量越多，企业的经营状况越佳。因此，本文选择经营活动现金流量（adjCFO）作为度量企业经营绩效的指标。

3.2.3 中介变量

本文选定应计盈余管理作为中介变量，通过采用修正的 Jones 模型进行度量。其符号揭示了盈余管理的方向性，具体的计算流程遵循以下公式进行。

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_1 \left(\frac{1}{A_{i,t-1}} \right) + \alpha_2 \frac{(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})}{A_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$NDA_{i,t} = \alpha_1 \left(\frac{1}{A_{i,t-1}} \right) + \alpha_2 \frac{(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})}{A_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} \quad (2)$$

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

在公式（1）中，用 i 来指代特定的企业， t 来代表具体的年份。TA 代表企业的总应计利润，这个值是通过企业的营业利润减去经营活动产生的现金流量净额来得到的； A 指的是企业年末的总资产； ΔREV 表示企业营业收入的增减变动量；PPE 则代表了企业期末时的固定资产净值。而在公式（2）中，NDA 表示的是非操纵性的应计利润； ΔREC 则代表了应收账款的增减变动量。

3.2.4 控制变量

本文选择公司规模、总资产收益率、资产负债率、应收账款占比、市账比、每股收益、可持续增长率、二职合一、前十大股东持股比例、审计所是否来自国内十大等作为控制变量。

3.3 模型构建

3.3.1 主模型设计

本文构建双重差分模型检验新金融工具准则的实

施对企业经营绩效的影响，具体的回归模型如（4）所示：

$$adjCFO_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \beta_2 Control_{it} + \lambda_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

3.3.2 中介效应模型设计

根据温忠麟（2014）提出的逐步检验回归系数法，用以验证中介效应是否存在^[8]。构建模型（5）（6）：

$$absDA_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DID_{it} + \beta_2 Control_{it} + \lambda_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$adjCFO_{it} = \mu_0 + \mu_1 DID_{it} + \mu_2 absDA_{it} + \mu_3 Control_{it} + \lambda_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

4 实证检验

4.1 描述性分析

对主要变量进行描述性分析，由表 1 可知，企业经营绩效均值与标准差差距较大，表明在不同企业的经营绩效具有较大差异；交乘项（DID）均值为 0.431，表明政策的实施对处理组有显著影响，标准差为 0.495，表明处理组和控制组之间具有较大差异；盈余管理水平最大值与最小值之差较大，表明不同企业的盈余管理水平有所差异。通过以上分析可知，各变量均具有不同程度的差异，且样本数充足，可以进行后续分析。

表 1 描述性统计

变量	样本个数	均值	标准差	最小值	最大值
adjCFO	17600	0.003	0.066	-0.193	0.205
DID	17600	0.431	0.495	0	1
absDA	17600	0.055	0.056	0.001	0.309

4.2 回归分析

4.2.1 平行趋势检验

如图 1 所示，在新金融工具准则实施之前，处理组与对照组的置信区间均超出 0 值范围，表明在新金融工具准则实施之前，处理组与对照组企业的经营绩效不存在明显差异，从而验证了平行趋势假设的成立。

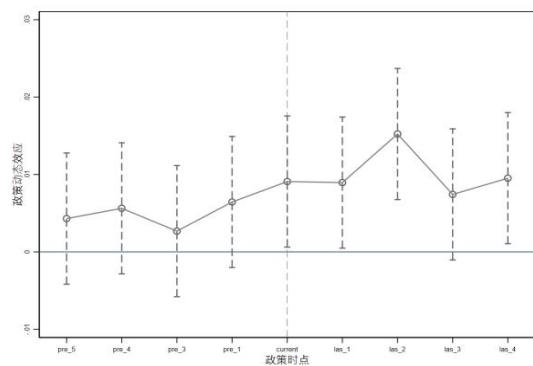


图 1 平行趋势检验

4.2.2 回归结果

通过对表 2 的回归结果进行观察分析, 可知:

主效应回归结果(1)中, 交乘项(DID)的系数值为 0.0062, 在 1% 的水平上显著促进企业经营绩效(adjCFO), 故接受假设 1。

中介效应回归结果(2)(3)中, 新金融工具准则实施对于应计盈余管理程度影响的间接效应 γ_1 为 -0.052。将应计盈余管理程度加入回归后, 交乘项(DID)的系数值为 0.0061, 在 1% 的水平上显著促进企业经营绩效(adjCFO), 应计盈余管理程度 DA 的系数值为 -0.0229, 在 1% 的水平上显著抑制企业经营绩效(adjCFO)的增长。鉴于总效应、直接效应以及间接效应均呈现出显著性, 这满足了逐步回归中介效应检验的条件。尤为重要的是, 直接效应的显著性表明应计盈余管理程度在新金融工具准则对企业经营绩效的影响中发挥了部分中介作用, 故接受假设 2。

表 2 主效应回归结果

变量	(1) adjCFO	(2) absDA	(3) adjCFO
DID	0.0062*** (0.0023)	-0.0052** (0.0022)	0.0061*** (0.0023)
absDA			-0.0229*** (0.0081)
控制变量	控制	控制	控制
常数项	-0.1733*** (0.0230)	-0.0398* (0.0224)	-0.1742*** (0.0230)
个体	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制
样本量	17600	17600	17600
调整后的 R2	0.3616	0.1704	0.3619

注: ***、**、* 分别表示 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$

5 研究结论与建议

实证结果表明, 新金融工具准则的实施显著促进了企业经营绩效的增长; 应计盈余管理程度在新金融工具准则实施对企业经营绩效的促进过程中发挥到了显著的部分中介效应。

政府应加强对新金融工具准则的宣传和培训, 确保企业准确理解和执行。同时, 完善相关法规和监管机制, 确保准则的有效实施。企业应积极适应新准则的变化, 加强内部控制和风险管理, 提高会计信息质量。此外, 企业还应充分利用新准则提供的信息, 优化经营决策和风险管理, 提升竞争力。政府和企业应共同合作, 推动新金融工具准则的顺利实施, 维护金融市场的稳定和健康发展。

参考文献

- [1] 李昕. 新金融工具准则实施对非金融企业的影响及应对措施研究[J]. 现代商业, 2023, (05): 121-4.
- [2] 宋新红, 魏婷, 李冰清. 新金融工具会计准则修订对防范化解金融风险的影响研究[J]. 金融理论与实践, 2019, (03): 54-62.
- [3] 高经纬. 会计准则变更对企业盈余管理的影响: 对国有与非国有公司的考察[J]. 中国劳动关系学院学报, 2012, 26(05): 95-9.
- [4] 冉明东, 王成龙, 贺跃. 审计质量、会计准则变更与管理层迎合分析师预测[J]. 审计研究, 2016, (05): 63-72+112.
- [5] 罗琦, 彭梓倩. 真实盈余管理的渠道效应研究[J]. 经济管理, 2016, 38(08): 135-48.