

信用政策管控与央企盈余管理策略调整

——基于央企压降应收账款政策的准自然实验

吴秋生,王思童

(山西财经大学 会计学院,山西 太原 030006)

[摘要]选取 2012—2021 年沪深 A 股上市公司作为样本,基于 2015 年国务院国有资产监督管理委员会发布的中央企业压降应收账款政策进行准自然实验,建立双重差分模型,研究其对于中央企业盈余管理策略的影响,发现压降应收账款政策颁布后,央企上市公司会降低应计盈余管理程度,同时提高真实盈余管理程度,具体表现为对生产成本和酌量性费用的操纵增加;当地市场化程度会强化该政策颁布后中央企业应计盈余管理的降低程度,弱化真实盈余管理的提高程度。进一步研究发现,在供应链话语权低的企业中,其降低应计盈余管理程度更多,提高真实盈余管理程度也更多。研究结论对信用政策管控后如何加强中央企业盈余管理监管和治理,有重要启示意义。

[关键词]信用政策管控;中央企业;盈余管理策略;应计盈余管理;真实盈余管理;市场化程度

[中图分类号]F230 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2025)04-0080-10

一、引言

盈余管理一直是国内外学者讨论的重要问题。作为衡量会计信息质量的重要维度,盈余管理不仅能影响企业的资产定价,而且能影响企业内部资源配置效率^[1]。目前,盈余管理主要分为三类:应计盈余管理、真实盈余管理、归类变更盈余管理。应计盈余管理通过操纵企业非正常应计项目来操纵盈余,真实盈余管理通过控制经营、生产成本以及酌量性费用支出等实际交易活动来控制盈余^[2],归类变更盈余管理利用非经常性损益具体项目的确认和归类变更来操纵企业盈余^[3]。以上三种盈余管理不同之处在于,归类变更盈余管理会将利润表中的部分会计项目在线上与线下进行归类转移,但其目的并不是改变企业净利润,只是夸大了企业的“核心收益”^[4];而应计盈余管理和真实盈余管理会通过改变会计应计项目来影响企业净利润数值,会对企业未来经营业绩造成不利影响^[5],因此成为盈余管理治理与监管的重点^[6]。

已有研究表明^[7],应计盈余管理和真实盈余管理不仅会受到不同治理与监管政策的影响,而且会引发此增彼减的效应。为了加强应收账款管理,遏制中央企业应收账款过多,坏账损失过大的问题,保障国有资产安全,2015 年国务院国有资产监督管理委员会发布《关于中央企业开展两金占用专项清理工作有关事项的通知》(国资发评〔2015〕82 号文,以下简称“信用政策管控”),要求中央企业压降应收账款。应收账款是权责发生制的产物^[8],与销售收入密切相关,因此是盈余管理的重灾区^[9]。

现有文献关于影响企业盈余管理的策略选择研究形成了 3 种不同的解释,分别为资本市场动机、契约动机和政治成本动机^[10]。关于资本市场动机的盈余管理研究认为,企业进行盈余管理是为了在首次公开募股(IPO)或是股权再融资(SEO)等活动中达到公众对企业的预期或完成自身的利润指标^[11],实

[收稿日期]2024-08-04

[基金项目]国家自然科学基金面上项目(71872105)

[作者简介]吴秋生(1962—),男,江苏东台人,山西财经大学会计学院教授,博士生导师,主要研究方向为审计理论与实务,邮箱:19851043@sxufe.edu.cn;王思童(2000—),男,山西运城人,山西财经大学会计学院硕士生,主要研究方向为审计理论与实务。

现业绩达标^[12],取得增发配股资格,避免因连续亏损而被退市^[13],或是在首次公开募股(IPO)之前进行盈余管理,以取得IPO上市资格^[14];关于契约动机的盈余管理研究认为,从委托代理理论的视角出发,在信息不对称环境下,管理层可能会出于自利行为会进行盈余管理来获取更高的利益^[15];关于政治成本动机的盈余管理研究认为,在税收制度改变的背景下,企业可能出于降低税收动机进行盈余管理,或是由于外界监管力度较强,企业可能会减少自身的盈余管理以达到监管要求^[16]。

对于应计盈余管理和真实盈余管理的策略选择,现有研究认为,对应计盈余管理的监管力度不断增强,导致企业进行应计盈余管理的边际成本不断提高,而真实盈余管理具有隐蔽性高、可操控性强、操控空间更大和诉讼风险更小等特点,因此,企业会转而进行真实盈余管理,即二者之间具有替代性关联^[7,17-18]。不同于应计盈余管理通过操纵企业应计项目来进行盈余操纵,真实盈余管理是指企业通过操控真实活动来进行盈余操纵,因而审计机构会难以区分正常经营活动或是盈余管理行为,所以真实盈余管理目前仍处于审计监控的“真空地带”,但二者都可能会对企业的交易成本、融资成本、现金流、未来经营以及未来公司价值产生负面影响^[18]。综上所述,尚未有文献研究信用政策管控对企业盈余管理策略调整的影响。那么,这项管控政策是否会导致中央企业应计盈余管理和真实盈余管理的变动?即盈余管理策略的变动?完善市场经济机制是否有利于提高这项政策影响盈余管理的正效应并遏制负效应?不同供应链话语权的中央企业中这项政策对盈余管理策略的影响效应是否有差异?研究这些问题对于中央企业实施信用政策管控后加强盈余管理监管和治理非常重要。

为此,本文以我国A股上市公司2012年至2021年的样本数据为研究对象,研究信用政策管控对于中央企业盈余管理策略行为的影响以及当地市场化程度的调节影响,进一步研究供应链话语权不同的央企异质性。本文的研究贡献在于:第一,已有研究发现压降中央企业应收账款的政策增加了应收票据,降低了企业业绩,改善了企业流动性^[19],而本文则进一步发现这一政策改变了企业盈余管理策略,丰富了信用政策管控的经济后果和盈余管理行为选择的影响因素研究,为中央企业信用政策被管控后有效加强盈余管理治理与监管提供了理论启示。第二,揭示了当地市场化程度对信用政策管控与企业盈余管理策略选择关系的调节作用,以及供应链话语权的异质性,为推进市场经济机制完善,根据企业的供应链话语权,为有效治理和监管信用政策管控后中央企业的盈余管理问题提供了经验证据。

二、理论分析与研究假设

(一) 信用政策管控与中央企业应计盈余管理

应收账款是企业间通过无票据的赊销交易形成的债权。相较于有票据的赊销交易,这种无票据的赊销交易大多以形式不固定以及没有实体凭证的特点存在^[19],是一种更易产生信用风险以及对企业流动性产生不利影响的权利^[20]。在应收账款占比过多的赊销交易模式下,其坏账风险较高,企业可能会通过少计提应收账款的坏账准备而进行盈余管理^[21]。使用过多的无票据赊销交易会使得企业信息不对称程度提高,而管理层会利用信息不对称来进行盈余管理^[22]。同时,使用这种赊销交易模式,可能会提升企业的流动性风险,引发企业的财务风险,进而导致企业为掩盖陷入财务困境的情况,强化应计盈余管理动机^[23]。因此,国务院国资委要求中央企业压降这种信息透明度较低、坏账损失可能性较大的应收账款,要求企业报告具体的应收账款压降目标以及实施方案,并在此基础上建立监测和考核机制,将应收账款的清收任务落实到负责人。这一管控意味着中央企业要收紧信用政策,从而会减少应收账款规模,推动企业进行有票据的赊销交易模式。减少应收账款就会压缩应收账款确认与计量带来的应计盈余管理空间,增加应收票据会提高企业的流动性,也会弱化应计盈余管理空间,提高收入和利润的质量,切实提高企业投资价值。因为应收票据是一种风险较小的金融工具,其变现可能性较高^[19],所以“信用政策管控”实施后增加的应收票据额会增加企业的流动性,从而增加企业营业收入的“含金量”(已收取现金的占比)。应计盈余管理本质为应计制营业收入与现金制营业收入的差距^[24]。应收账款

压降会使中央企业营业收入含金量上升,应计制营业收入与现金制营业收入差距的缩小,从而压缩企业的应计盈余管理空间,同时提高收入和利润的质量,减轻企业应计盈余管理的压力,进而减少其应计盈余管理程度。因此,本文提出假设 H1。

假设 H1:信用政策管控能显著降低中央企业的应计盈余管理程度。

(二) 信用政策管控与中央企业真实盈余管理

真实盈余管理往往具有更高的隐蔽性^[17],且与应计盈余管理具有此增彼减效应^[7],因此,应收账款压降减少企业收入的效应可能会强化企业进行真实盈余管理的动机。出于目标责任履行的压力和管理才能展示的追求,管理层进行盈余管理的动机总是存在的^[15];在我国资本市场有效性不够高,股价“功能锁定”于利润总额的效应还比较显著的情况下^[25],增加利润总额对投资者的影响更大,因而,对企业管理层进行盈余管理的刺激更大。因此,应收账款压降遏制了应计盈余管理后,管理层有可能会调整企业的盈余管理策略,进行更多的真实盈余管理,例如通过减少研发费用、广告费等可自由支配的费用或通过降价来暂时增加销售,或通过过度生产以报告较低的存货成本,以此来操纵企业的盈余^[2]。因此,本文提出假设 H2。

假设 H2:信用政策管控会显著增加中央企业的真实盈余管理程度。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文以中国 A 股上市公司为研究样本,借鉴王可等的方法^[19],以中央企业为实验组、非中央企业为对照组进行分析。本文采用的公司财务数据来自国泰安(CSMAR)数据库,央企的数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS)。在此基础上对样本进行了以下筛选:(1)剔除金融业的样本企业;(2)剔除数据缺失值样本;(3)剔除 ST 等异常状况的样本;(4)剔除资产负债率大于 1 的样本;(5)剔除无归属地和行业信息的样本;(6)对所有连续指标进行了 1% 和 99% 水平的缩尾处理。最终得到时间跨度为 2012 年至 2021 年共 14910 个有效观测值。

(二) 变量选取与定义

1. 被解释变量

本文以 2015 年 6 月发布“信用政策管控”文件为准自然实验,检验信用政策管控对中央企业盈余管理策略调整的影响。本文的被解释变量分别为应计盈余管理(DA)和真实盈余管理(REM)。

(1) 本文应计盈余管理的测度参考黄梅和夏新平的研究^[26],以分年度、分行业回归的截面修正 Jones 模型估计出的拟合值与公司应计总额的差值作为应计盈余管理水平(DA),具体见模型(1)。同时,考虑到应计盈余管理可能具有非对称性,参考权小锋等^[25]、徐经长和苏聿桢的做法^[27],本文未对应计盈余管理(DA)取绝对值。

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \frac{\alpha_3 PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\frac{NDA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \frac{\alpha_3 PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

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

其中, $\Delta REV_{i,t}$ 代表企业*i*在第*t*年营业收入变动额, $\Delta REC_{i,t}$ 代表企业*i*在第*t*年的应收账款变动额; $PPE_{i,t}$ 为企业*i*在第*t*年的固定资产净额, $TA_{i,t}$ 为企业*i*在第*t*年的总应计利润,其计量模型为营业利润-经营活动现金流净额, $NDA_{i,t}$ 企业*i*在第*t*年的非操纵性应计利润; $DA_{i,t}$ 为企业*i*在第*t*年的应计盈余管理程度。对模型(1)进行分年度、分行业回归,将得到的系数代入模型(2)中,计算得到企业*i*在第*t*年的非操纵性应计利润 $NDA_{i,t}$,将得到的非操纵性应计利润 $NDA_{i,t}$ 代入模型(3),得到修正的应计盈余管理

程度 $DA_{i,t}$ 来计量企业的应计盈余管理水平。

(2) 本文真实盈余管理的测度参考 Roychowdhury 的研究^[2], 建立模型(4)—模型(7)。其中模型(4)—(6) 进行分年度分行业回归估计残差项 $\varepsilon_{i,t}$, 依次为异常经营活动现金流、异常酌量性费用和异常生产成本, 依次用来衡量销售操纵程度 ($REM_CFO_{i,t}$)、酌量性费用的操纵程度 ($REM_DISEXP_{i,t}$) 和生产操纵的程度 ($REM_PROD_{i,t}$) 三类真实盈余管理水平。

$$NCFO_{i,t}/TA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 1/TA_{i,t} + \alpha_2 SALES_{i,t}/TA_{i,t-1} + \Delta SALES_{i,t}/TA_{i,t-1} \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$DISEXP_{i,t}/TA_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 1/TA_{i,t-1} + \alpha_2 SALES_{i,t-1}/TA_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$PROD_{i,t}/TA_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 1/TA_{i,t-1} + \alpha_2 SALES_{i,t}/TA_{i,t-1} + \alpha_3 \Delta SALES_{i,t}/TA_{i,t-1} + \alpha_4 \Delta SALES_{i,t-1}/TA_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中, $NCFO_{i,t}$ 是企业在 t 年度经营活动产生的净现金流量, $DISEXP_{i,t}$ 是企业在 t 年度的酌量性费用, $PROD_{i,t}$ 是企业在 t 年度的生产成本, $TA_{i,t}$ 和 $TA_{i,t-1}$ 为企业总资产, $SALES_{i,t}$ 和 $SALES_{i,t-1}$ 为企业营业收入, $\Delta SALES_{i,t}$ 和 $\Delta SALES_{i,t-1}$ 为企业销售收入变动额。实践中, 企业可能会采用以上三种不同的手段来进行真实盈余操控, 为了更好研究“信用政策管控”对企业真实盈余管理的总体影响, 参考李增福等的做法^[18], 构建真实盈余管理总指标 ($REM_{i,t}$), 计算见模型(7)。

$$REM_{i,t} = REM_PROD_{i,t} - REM_CFO_{i,t} - REM_DISEXP_{i,t} \quad (7)$$

2. 解释变量

本文解释变量的测度参考王可等的研究^[19], 将中央企业二值变量 ($Cenfirm$) 与政策发布年份二值变量 ($Policy$) 的交乘项作为主要解释变量 (Pol_cen)。其中, 如果企业的实际控制人为国务院国资委、中央国家机关或者中央国有企业, 则变量 $Cenfirm$ 取值为 1, 否则变量 $Cenfirm$ 取值为 0; 因为“信用政策管控”文件发布时间为 2015 年 6 月, 所以将时间在 2015 年及以后变量 $Policy$ 取 1, 否则为 0。将两个变量交乘以得到信用政策管控实施效果 (Pol_cen), 以此来构建双重差分模型。

3. 控制变量

本文参考现有研究^[10,25], 控制了资产负债率 (Lev)、公司规模 ($Size$)、两职合一 ($Dual$)、第一大股东持股比例 ($Top1$)、独立董事网络中心度 ($Indnet$)、事务所规模 ($Big4$)、高管持股比例 ($Mstock$) 以及公司个体固定效应和年份固定效应。本文所有回归估计的标准误均进行了企业层面的聚类调整。

表 1 变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	应计盈余管理	DA	具体算法见模型(1)
	真实盈余管理	REM	具体算法见模型(2)—模型(4)
解释变量	“信用政策管控”效应	Pol_cen	中央企业二值变量与政策发布年份二值变量的交乘项
调节变量	当地市场化程度	$Market$	高市场化程度为 1, 低市场化程度为 0
	企业规模	$Size$	总资产的自然对数
	资产负债率	Lev	公司总负债与总资产的比值
	存货比率	Inv	存货金额与存货转换成的成本的比值
控制变量	事务所规模	$Big4$	四大事务所取值为 1, 否则为 0
	股权集中度	$Top1$	第一大股东持股比例
	两职合一	$Dual$	董事长和总经理两职合一为 1, 否则为 0
	高管持股比例	$Mstock$	高管所持有的股份数量与公司总股本的比值
	股权制衡度	$Sharesbalance$	第 2 至第 5 大股东/第 1 大股东持股比例
	独立董事网络中心度	$Indnet$	$\sum_{j=1}^n p_{ij} / (\text{构成连锁董事网络的企业数量} - 1)$, 其中公司 i 的董事成员在公司 J 担任董事职务, 则 $p_{ij} = 1$, 否则 $p_{ij} = 0$
	年度	$Year$	年度固定效应
	公司	$Firm$	公司固定效应

(三) 模型构建

为研究“信用政策管控”这一政策冲击对中央企业盈余管理选择的影响,构建多时点双重差分模型进行检验。模型(8)中 α_1 的符号代表了信用政策管控实施对于企业应计盈余管理和真实盈余管理的影响效果。

$$DA_{i,t}/REM_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Pol_cen_{i,t} + \sum_{k=1}^n Controls_{i,t} + Firm_t + Year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

四、实证结果与分析

(一) 变量描述性统计

表2为主要变量进行描述性统计的结果。 $Cenf_{firm}$ 的平均值为0.16,说明样本中约有16%的企业为中央企业。应计盈余管理(DA)的均值为0,中位数为0,标准差为0.07,说明不同样本中应计盈余管理程度存在差异,应计盈余管理程度总体呈正态分布。真实盈余管理程度(REM)的均值为

-0.01,中位数为0,标准差为0.18,说明样本中真实盈余管理呈左偏分布。上述结果表明,总体来看,样本企业中真实盈余管理程度大于应计盈余管理程度,且在样本中真实盈余管理中差异程度大于应计盈余管理。

(二) 回归结果分析

为验证本文假设,将样本数据代入模型(8),采用逐步回归,回归结果如表3所示。列(1)与列(2)中,以应计盈余管理(DA)作为因变量时,“信用政策管控”文件实施的政策效应(Pol_cen)的回归系数分别为-0.007与-0.006,且分别在1%和5%的水平上显著;同理,列(3)与列(4)中,以真实盈余管理(REM)作为因变量时,“信用政策管控”文件的政策效应(Pol_cen)的回归系数分别为0.046与0.014,且分别在1%和5%的水平上显著,根据经济显著性计算公式可知^①,“信用政策管控”文件实施每变动一个标准差,中央企业应计盈余管理水平下降10.1%,中央企业真实盈余管理水平增加25.5%,具有经济显著性,以上结

表2 样本描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	25%分位值	中位数	75%分位值	最大值
DA	14910	0.004	0.070	-0.420	-0.030	0.003	0.040	0.430
REM	14910	-0.012	0.180	-1.420	-0.090	0.003	0.090	1.050
$Cenf_{firm}$	14910	0.160	0.370	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
Pol_cen	14910	0.120	0.320	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
$Top1$	14910	33.120	14.090	9.050	22.070	30.970	42.260	72.630
$Mstock$	14910	8.282	14.623	0.000	0.001	0.489	9.361	63.000
$Size$	14910	22.160	1.240	19.52	21.30	21.980	22.790	26.240
lev	14910	40.100	18.880	1.430	24.92	39.520	53.870	99.610
$Dual$	14910	0.320	0.470	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
$Indent$	14910	0.428	0.362	0.000	0.000	0.430	0.670	3.000
$SharesBalance$	14910	0.775	0.613	0.011	0.313	0.618	1.090	4.000
$Big4$	14910	0.056	0.230	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000

表3 信用政策管控与中央企业盈余管理

	(1) DA	(2) DA	(3) REM	(4) REM
Pol_cen	-0.007*** (0.00)	-0.006** (0.00)	0.046*** (0.00)	0.014** (0.01)
$Top1$	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.001*** (0.000)
$Mstock$	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)	-0.000*** (0.00)	0.000 (0.00)
$Indent$	-0.003* (0.00)	-0.001 (0.00)	0.002 (0.00)	0.006 (0.00)
$Dual$	-0.002* (0.00)	-0.002 (0.00)	-0.003 (0.00)	-0.002 (0.00)
$SharesBanlance$	0.002 (0.00)	0.003* (0.00)	-0.020*** (0.00)	-0.016*** (0.01)
Lev	-0.001*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	0.002*** (0.00)	0.001*** (0.00)
$Big4$	-0.019*** (0.00)	-0.018*** (0.00)	-0.049*** (0.01)	-0.043*** (0.01)
$Size$	0.007*** (0.00)	0.008*** (0.00)	-0.014*** (0.00)	-0.009*** (0.00)
$Constant$	-0.139*** (0.01)	-0.150*** (0.02)	0.286*** (0.03)	0.162*** (0.06)
$Year$	NO	YES	NO	YES
$Firm$	NO	YES	NO	YES
N	14910	14910	14910	14910
Adj_R ²	0.022	0.025	0.048	0.049

注:括号内为经过公司层面聚类调整的稳健标准误,*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。下同。

①计算公式为: $\frac{\text{解释变量系数} \times \text{解释变量的标准差}}{\text{被解释变量的样本均值}}$,再对其取绝对值

果说明“信用政策管控”文件实施会降低中央企业的应计盈余管理程度,增加中央企业的真实盈余管理程度。这支持了本文假设 H1 和假设 H2。

为研究信用政策管控文件实施对于真实盈余管理(*REM*) 具体操控方式的影响,本文建立模型(9)来检验。其中,*EM* 表示真实盈余管理操纵方式指标,分别为销售操纵程度(*REM_CFO*)、生产操纵的程度(*REM_PROD*) 和酌量性费用的操纵程度(*REM_DISEXP*)。

$$EM_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Pol_cen_{i,t} + \sum_{k=1}^n Controls_{i,t} + Firm_t + Year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

结果如表 4 所示。列(1)—列(3) 分别为销售操纵(*REM_CFO*)、生产操纵(*REM_PROD*) 和酌量性费用操纵(*REM_DISEXP*)。其中,列(2) 中 *Pol_cen* 的系数为 0.01,且在 1% 的水平上显著为正,说明信用政策管控实施对中央企业真实盈余管理的增加作用体现在增长生产成本方面;列(3) 中 *Pol_cen* 的系数为 -0.005,且在 5% 的水平上显著为负,说明信用政策管控实施对中央企业真实盈余管理的增加作用体现在减少酌量性费用方面。综上所述,信用政策管控对真实盈余管理的增加作用体现在增加生产成本操控和费用操控两个方面。

(三) 稳健性检验

1. 倾向得分匹配法

由于政策实施是一种准自然实验机会,所以政策效应评估所使用的双重差分方法可能会存在自选择偏差,另外,因为非中央企业和中央企业之间存在系统性的差别,这些都可能对回归结果造成影响,所以本文使用倾向得分匹配法(PSM 法),以回归模型(8) 中的控制变量作为协变量,采取 1:4 的匹配方式选择对照组,以新的对照组进行主要回归检验,结果见表 5。其中,列(1) 中 *Pol_cen* 的系数为 -0.0046,且在 10% 的水平上显著为负,列(2) 中 *Pol_cen* 的系数为 0.0131,且在 5% 的水平上显著为正,表明经过倾向得分匹配法后,信用政策管控实施依旧能降低中央企业的应计盈余管理程度,增加中央企业的真实盈余管理程度,所得结论与前文一致,本文结论具有稳健性。

2. 缩短样本区间

为了排除其他政策的干扰,本文将样本区间缩短为 2012 年至 2018 年,保持“信用政策管控”文件发布前后时间区间一致,利用模型(8),重新进行上述回归,结果见表 6。信用政策管控实施效果(*Pol_cen*) 的系数分别为 -0.006 与 0.015,且分别在 10% 的水平与 5% 的水平上显著,说明在缩短样本区间后,信用政策管控文件实施仍可以降低中央企业的应计盈余管理水平,增加中央企业真实盈余管理程度,支持本文假设 H1 与假设 H2,本文结论具有稳健性。

3. 平行趋势检验

双重差分方法的前提条件是满足平行趋势假设,即处理组与控制组要满足事前平行趋势假设,在“信用政策管控”文件实施之前,两组样本的应计盈余管理和真实盈余管理存在相同的变化趋势,不存在系统性差异。为了检验本文双重差分模型的可靠性和外生性,本文借

表 4 信用政策管控与真实盈余管理操控方式

	(1) <i>REM_CFO</i>	(2) <i>REM_PROD</i>	(3) <i>REM_DISEXP</i>
<i>Pol_cen</i>	-0.004 (0.00)	0.010 *** (0.00)	-0.005 ** (0.00)
<i>Constant</i>	-0.100 *** (0.02)	0.030 (0.03)	-0.086 *** (0.03)
N	14910	14910	14910
<i>Controls</i>	YES	YES	YES
<i>Firm</i>	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES
Adj_R ²	0.047	0.046	0.004

表 5 PSM 匹配结果

	(1) <i>DA</i>	(1) <i>REM</i>
<i>Pol_cen</i>	-0.005 * (0.00)	0.013 ** (0.01)
<i>Constant</i>	-0.132 *** (0.02)	0.153 ** (0.06)
N	11660	11660
<i>Controls</i>	YES	YES
<i>Firm</i>	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES
Adj_R ²	0.026	0.049

表 6 缩短样本区间结果

	(1) <i>DA</i>	(2) <i>REM</i>
<i>Pol_cen</i>	-0.006 * (0.00)	0.015 ** (0.01)
<i>Constant</i>	-0.219 *** (0.02)	0.261 *** (0.08)
N	8982	8982
<i>Controls</i>	YES	YES
<i>Firm</i>	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES
Adj_R ²	0.025	0.045

鉴现有文献研究普遍采用的方法进行检验,建立动态回归模型(10)。

$$DA_{i,t}/REM_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Pre_3_{i,t} + \alpha_2 Pre_2_{i,t} + \alpha_3 Current_{i,t} + \alpha_4 Post_1_{i,t} + \alpha_5 Post_2_{i,t} + \alpha_6 Post_3_{i,t} + \sum_{k=1}^n Controls_{i,t} + Firm_t + Year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

其中, $Pre_3_{i,t}$ 和 $Pre_2_{i,t}$ 分别表示若为中央企业,且在信用政策管控实施前3年、前2年的数据取1,否则取0; $Current_{i,t}$ 表示若为中央企业,且在信用政策管控实施当年的数据取1,否则取0; $Post_1_{i,t}$ 、 $Post_2_{i,t}$ 和 $Post_3_{i,t}$ 表示若为中央企业,且在“信用政策管控”文件实施后1年、后2年和后3年的数据取1,否则取0。

从平行趋势图(限于篇幅,留存备案)可看出,“信用政策管控”文件实施前2年($Pre_2_{i,t}$)、前3年($Pre_3_{i,t}$)系数的置信区间不显著区别于0,“信用政策管控”文件实施当年($Current_{i,t}$)系数的置信区间显著异于0,说明在“信用政策管控”文件实施前,中央企业与非中央企业应计盈余管理和真实盈余管理的变化趋势没有显著差异,符合平行趋势假设,前文结论具有稳健性。

4. 安慰剂检验

由于存在其他不可观测因素的干扰,本文采用随机生成处理组的方法进行安慰剂检验,以验证中央企业盈余管理策略的调整是否确实因为“信用政策管控”文件实施而发生变化,而非其他不可观测因素的干扰。具体做法如下,打乱原样本中解释变量(Pol_cen)的顺序,然后将其随机地分配给每一样本,采用Bootstrap法重复1000次随机抽样工作,以生成新样本,再将其代入模型(8)中进行回归,回归结果生成随机模拟1000次的回归系数t值的核密度图(限于篇幅,留存备案)。随机处理后应计盈余管理的回归结果t值集中分布在0附近,近似服从以0为中轴的正态分布,而本文真实t值分布于1.68的左侧,随机处理后的t值与本文真实t值存在明显差异;同理,随机处理后真实盈余管理的回归结果t值集中分布在0附近,近似服从以0为中轴的正态分布,而本文真实t值分布于1.68的右侧,随机处理后的t值与本文真实t值存在明显差异。上述结果表明,确实是因为“信用政策管控”文件实施影响了企业盈余管理策略调整,而非其他不可观测的随机因素所致。

(四) 当地市场化程度调节作用检验

当地市场化建设水平能够反映当地市场机制以及法律的完善程度,市场化建设程度越高的地区,市场机制发挥效果越完善,法治程度越高,企业所受到的外部监督越强,企业的盈余管理水平越低^[27]。为了寻找可以优化信用政策管控与中央企业盈余管理策略选择关系的外部有效路径,有必要检验企业所在地市场化程度的调节效应。

当地市场化程度,本文参考樊纲等的研究^[30],采用其所计算的各省份包括自治区、直辖市的市场化指数,将各地区市场化程度量化,再依据是否大于中位数将其分为高市场化组和低市场化组,利用模型(8)进行分组回归,结果如表7所示。对比列(1)与列(2),在市场化程度高组中,“信用政策管控”实施与中央企业应计盈余管理的相关系数为-0.008,且在5%的水平上显著,而在市场化程度低组中,“信用政策管控”文件实施效果(Pol_cen)系数为-0.004,“信

表7 当地市场化程度调节作用

	(1) DA 市场化程度低	(2) DA 市场化程度高	(3) REM 市场化程度低	(4) REM 市场化程度高
Pol_cen	-0.00400 (0.00)	-0.008 ** (0.00)	0.021 *** (0.01)	0.0150 (0.01)
Constant	-0.151 *** (0.02)	-0.145 *** (0.02)	0.212 ** (0.09)	0.0850 (0.08)
N	7310	7600	7310	7600
Controls	YES	YES	YES	YES
Firm	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES
Adj_R ²	0.031	0.022	0.059	0.042

用政策管控”与中央企业应计盈余管理之间的关系不显著;对比列(3)与列(4),在市场化程度低组中,“信用政策管控”文件实施(Pol_cen)与中央企业真实盈余管理的相关系数为0.021,且在1%的水平上

显著,而在市场化程度高组中,“信用政策管控”文件实施(*Pol_cen*)与中央企业真实盈余管理的相关系数为 0.015,且“信用政策管控”与中央企业真实盈余管理之间的关系不显著。综上所述,说明在市场化程度高的地区,“信用政策管控”文件实施降低中央企业应计盈余管理的效应会显著强化,但对其增加真实盈余管理的效应影响不显著;在市场化程度较低的地区,“信用政策管控”文件实施降低中央企业应计盈余管理的效应影响不显著,但对其增加真实盈余管理的效应会显著强化。可能的原因是,市场化程度高的地区,法治化程度较高,政府监管和公司治理都比较有效,“信用政策管控”压缩了应计盈余管理空间,更能有效地强化降低应计盈余管理的效应,且不会引发更多真实盈余管理;而市场化程度较低的地区,法治化程度较低,政府监管和公司治理都比较软弱,“信用政策管控”虽然压缩了应计盈余管理空间,但不会更好地强化降低应计盈余管理的效果,还会给增加真实盈余管理更大的空间和效果。

五、企业供应链话语权异质性分析

供应链话语权体现了企业在商业活动中的主导能力,通常用占用应收账款的多少来计量。供应链话语权越大的企业,能获取更多的应付账款,被占用较少的应收账款^[32],因而其应收账款压降可能比较容易,盈余管理动机可能较弱,相反,供应链话语权低的企业,应收账款压降可能比较难,盈余管理动机可能较强。

为了检验这种异质性是否存在,本文参考李颖等的做法^[33],构建供应链话语权(*SCC*)指标,该指标的计算公式为上市公司前五大客户销售额占企业总销售额的比例。*SCC*指标是反向指标,*SCC*的数值越大,表明企业对客户依赖程度越高,企业的供应链话语权越小,本文依据 *SCC* 是否高于中位数将其分为供应链话语权低组和供应链话语权高组,利用模型(8)进行分组回归,结果如表 8

表 8 供应链话语权异质性分析

	(1) <i>DA</i> 供应链话语权低	(2) <i>DA</i> 供应链话语权高	(3) <i>REM</i> 供应链话语权低	(4) <i>REM</i> 供应链话语权高
<i>Pol_cen</i>	-0.003 (0.00)	-0.010 *** (0.00)	0.031 *** (0.01)	-0.002 (0.01)
<i>Constant</i>	-0.127 *** (0.02)	-0.209 *** (0.02)	0.234 *** (0.07)	-0.0660 (0.09)
<i>N</i>	7623	7287	7623	7287
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Firm</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Adj_R²</i>	0.018	0.042	0.049	0.056

所示。对比列(1)与列(2),在供应链话语权高组中,“信用政策管控”文件实施效果的系数为 -0.010,且在 1% 的水平上显著,而在供应链话语权低组中,“信用政策管控”实施效果的系数为 -0.003,与企业的应计盈余管理程度之间的关系不显著;对比列(3)与列(4),在供应链话语权低组,“信用政策管控”文件实施效果与真实盈余管理的相关系数为 0.031,且在 1% 的水平显著,在供应链话语权高组,“信用政策管控”文件实施效果与真实盈余管理的相关系数为 -0.002,二者之间的关系不显著。综上所述,供应链话语权高组“信用政策管控”文件降低中央企业应计盈余管理效果更明显,对于供应链话语权低的企业,“信用政策管控”文件实施后,中央企业的真实盈余管理程度显著增高。

六、结论性评述

基于国务院国有资产监督管理委员会于 2015 年发布的“信用政策管控”文件,本文选取 2012—2021 年沪深 A 股上市公司作为样本,以中央企业为实验组,非中央企业作为对照组进行分析,建立双重差分模型,研究“信用政策管控”对中央企业盈余管理策略的影响。研究发现:“信用政策管控”可以降低企业的应计盈余管理水平,同时会增加真实盈余管理水平,具体表现为对生产成本和酌量性费用的操纵增加;当地市场化程度可以弱化“信用政策管控”增加中央企业真实盈余管理的程度,并强化降低中央企业应计盈余管理的程度;在供应链话语权较高的公司中,“信用政策管控”降低中央企业应计盈余

管理水平更明显,提高真实盈余管理程度则较低。

研究结论为信用政策管控后如何加强中央企业盈余管理监管和治理提供了经验证据。具体而言:国务院国资委和证监会等政府监管部门,要充分认识到信用政策管控后企业管理层进行盈余管理策略可能发生的变化,加强该政策实施后中央企业特别是供应链话语权较高的中央企业真实盈余管理的监管;对于生产成本和酌量性费用操纵的监管尤其要重视;中央企业特别是供应链话语权较高的中央企业治理层,要在国资委实施应收账款压降政策后,在积极治理应计盈余管理的同时,加强生产成本和酌量性费用的内部控制和治理监督,以便在充分发挥应收账款压降政策正向效果的同时有效遏制负向效应;地方政府加强市场化建设,为充分发挥应收账款压降政策正向效果,有效遏制负向效应提供良好市场环境;投资者等利益相关者,在进行投资等决策时,要充分考虑到国务院国资委加强信用政策管控后中央企业盈余管理策略的新变化,以及中央企业所在地市场化程度和中央企业的供应链地位,合理评价中央企业盈余管理情形,确保投资等决策的正确,提高资本市场配置资源的有效性。

参考文献:

- [1] Agstahler D, Jambalvo J, Shevlin T. Do stock prices fully reflect the implications of special items for future earnings[J]. *Journal of Accounting Research*, 2002, 40(3): 585-612.
- [2] Roychowdhury S. Earnings management through real activities manipulation[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2006, 42(3): 335-370.
- [3] Mcvay S E. Earnings management using classification shifting: An examination of core earnings and special items[J]. *The Accounting Review*, 2006, 81(3): 501-531.
- [4] 张子余, 张天西. “特殊损失项目”与“核心费用”之间的归类变更盈余管理研究[J]. *财经研究*, 2012(3): 70-80.
- [5] 王福胜, 吉姗姗, 程富. 盈余管理对上市公司未来经营业绩的影响研究——基于应计盈余管理与真实盈余管理比较视角[J]. *南开管理评论*, 2014(2): 95-106.
- [6] 祁怀锦, 黄有为. IPO 公司盈余管理行为选择及不同市场间的差异[J]. *会计研究*, 2016(8): 34-41.
- [7] 雷新途, 汪宏华. 政府反腐风暴提高企业盈余质量了吗——来自中国上市公司的证据[J]. *会计研究*, 2019(12): 40-45.
- [8] 杨华领, 宋常. 国家审计与央企控股上市公司虚增收入[J]. *审计与经济研究*, 2019(6): 1-9.
- [9] 陈涛琴, 李栋栋, 洪剑峭. 客户盈余质量与供应商投资效率分析——基于 A 股上市公司的经验研究[J]. *南开管理评论*, 2021(3): 193-203.
- [10] 史亚雅, 梁上坤, 叶文平, 等. 有限合伙协议架构企业的盈余管理之谜: 长期导向还是机会主义? [J]. *管理世界*, 2024(4): 215-237.
- [11] 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): 69-79.
- [12] 郑国坚, 刘澈, 蔡贵龙. 上市标准与 IPO 财务操纵策略——基于科创板的经验证据[J/OL]. *南开管理评论*, 1-33[2024-08-04]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.F.20240618.1033.004.html>.
- [13] 白云霞, 王亚军, 吴联生. 业绩低于阈值公司的盈余管理——来自控制权转移公司后续资产处置的证据[J]. *管理世界*, 2005(5): 135-143.
- [14] 薄仙慧, 吴联生. 国有控股与机构投资者的治理效应: 盈余管理视角[J]. *经济研究*, 2009(2): 81-91.
- [15] 张横峰, 熊怡璐. 董事高管责任保险、机构投资者持股与会计稳健性[J]. *科学决策*, 2021(12): 55-69.
- [16] 吴德军, 郭慧敏, 郭飞. 政治成本与盈余管理的“不对称性”——基于煤电联动政策的视角[J]. *会计研究*, 2016(8): 42-49.
- [17] 李春涛, 赵一, 徐欣, 等. 按下葫芦浮起瓢: 分析师跟踪与盈余管理途径选择[J]. *金融研究*, 2016(4): 144-157.
- [18] 李增福, 董志强, 连玉君. 应计项目盈余管理还是真实活动盈余管理? ——基于我国 2007 年所得税改革的研究[J]. *管理世界*, 2011(1): 121-134.
- [19] 王可, 钱先航, 周亚拿. 赊销管控、票据化及其微观经济效果——来自中央企业应收账款压降的证据[J]. *中国工业经济*, 2024(2): 155-172.
- [20] 刘凤委, 李琳, 薛云奎. 信任、交易成本与商业信用模式[J]. *经济研究*, 2009(8): 60-72.
- [21] Jones J J. Earnings management during impropriet investigations[J]. *Journal of Accounting Research*, 1991, 29(2): 193-228.

- [22] 李政,郑润明. 公司财务困境、分析师预测与盈余管理相关性研究[J]. 中国注册会计师,2017(11):43-48.
- [23] Chang C J, Sun H. Corrigendum to “crossed-listed foreign firms’ earnings informativeness, earnings management and disclosures of corporate governance information under SOX”[J]. International Journal of Accounting,2009,44(2):217-217.
- [24] 张友棠,熊毅,曾芝红. 异常审计收费与分类转移盈余管理——经济租金还是审计成本[J]. 审计研究,2019(2):82-90.
- [25] 何帆,刘红霞. 数字经济视角下实体企业数字化变革的业绩提升效应评估[J]. 改革,2019(4):137-148.
- [26] 黄梅,夏新平. 操纵性应计利润模型检测盈余管理能力的实证分析[J]. 南开管理评论,2009(5):136-143.
- [27] 权小锋,贺超,醋卫华,等. 品牌的力量:名牌产品与盈余管理[J]. 会计研究,2022(1):44-58.
- [28] 徐经长,苏丰桢. 上市公司境外直接投资与应计盈余管理——基于会计准则国际趋同视角[J]. 会计研究,2024(2):24-37.
- [29] 李延喜,陈克兢,姚宏,等. 基于地区差异视角的外部治理环境与盈余管理关系研究——兼论公司治理的替代保护作用[J]. 南开管理评论,2012(4):89-100.
- [30] 樊纲,王小鲁,马光荣. 中国市场化进程对经济增长的贡献[J]. 经济研究,2011(9):4-16.
- [31] 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展,2014(5):731-745.
- [32] 黄贤环,贾敏,王瑶. 产业链中的话语权与非金融企业金融投资——基于产业链中商业信用水平的视角[J]. 会计研究,2022(5):118-130.
- [33] 李颖,吴彦辰,田祥宇. 企业 ESG 表现与供应链话语权[J]. 财经研究,2023(8):153-168.
- [34] 温军,杨荻. 盈余管理、审计意见与信贷期限[J]. 南京审计大学学报,2022(5):1-11.

[责任编辑:苗竹青]

Credit Policy Control and Adjustment of Earnings Management Strategies of Central Enterprises: A Quasi-Natural Experiment Based on the Policy of Accounts Reduction Receivable by Central Enterprises

WU Qiusheng, WANG Sitong

(School of Accounting, Shanxi University of Finance and Economics, Taiyuan 030006, China)

Abstract: The sample of this study consists of A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2012 to 2021. Utilizing the central enterprise accounts receivable reduction policy issued by the State-owned Assets Supervision and Administration Commission of the State Council in 2015 as a quasi-natural experiment, a double differential model was established to investigate its impact on the earnings management strategy of central enterprises. The findings indicate that following the promulgation of the accounts receivable reduction policy, listed companies of central enterprises tended to decrease accrual earnings management and increase real earnings management, as evidenced by an uptick in manipulation of production costs and discretionary expenses. Additionally, it was observed that the local marketization degree will strengthen efforts to reduce accrued earnings management while weakening real earnings management among central enterprises post-policy implementation. Further analysis revealed that in enterprises characterized by low supply chain discourse power, there was a greater reduction in accrual earnings management but an increased emphasis on improving real earnings management. These research conclusions carry significant implications for strengthening supervision and governance over central enterprises’ earnings management following credit policy control.

Key Words: credit policy control; central enterprises; earnings management strategy; accrued earnings management; real earnings management; marketization degree