

“亲”“清”新型政商关系能抑制企业盈余操控吗 ——来自 A 股上市公司的经验证据

汪宏华, 安亚人

摘 要: 本文以 2016—2020 年中国 A 股上市公司为样本, 采用固定效应模型研究了“亲”“清”政商关系对企业盈余管理的影响。研究发现: “亲”“清”政商关系有效抑制了应计盈余管理, 但诱使企业使用更为隐蔽的真实和分类转移盈余管理; 企业产权性质和内部控制质量影响“亲”“清”政商关系作用于盈余管理的效果; “亲”“清”政商关系可以通过约束政企间不正当的政治关联影响盈余管理; “亲”“清”政商关系促使企业整体盈余管理程度下降, 促进盈余质量上升。

关键词: “亲”“清”政商关系; 应计盈余管理; 真实盈余管理; 分类转移盈余管理

中图分类号: F275 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2023)03-0141-16

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.20230509.001

一、引 言

“亲”“清”二字是当代政商关系新生态的主基调, 它同时深刻影响着企业的微观经营管理行为, 包括盈余管理行为。盈余管理是指管理层通过调整其财务信息, 以达到操纵企业盈余或财务状况的目的^[1]。这种行为加剧了企业内外信息的不对称从而误导投资者做出错误的经济决策, 扰乱资本市场的合理秩序。

已有研究表明, 政企间不正当的政治关联导致企业生产经营方式不科学^{[2][3]}、安全生产事故频发^[4]、国家税收流失^{[5][6]}、土地利用效率低^[7]以及环境污染加剧^[8]等一系列问题。因而国家通过构建“亲”“清”政商关系来约束政企间不正当的政治关联^[9], 加强政府对企业的外部监管力度^[10]。经验证据表明, 约束政企间不正当的政治关联会显著影响企业应计、真实和分类转移盈余管理行为^{[1][11]}。那么“亲”“清”政商关系会通过约束不正当的政治关联来影响企业盈余管理吗? 目前仅有研究发现, “亲”“清”新型政商关系打击了政企间不正当的政治关联, 对企业生产经营产生积极的影响, 比如“亲”“清”政商关系有助于提升企业投资效率和科研创新能力等^{[12][13]}。另一方面, 已有文献表明, 政府治理会显著影响企业盈余管理行为^[14]。比如, 会计准则改革、反腐治理以及税收征管治理都会影响企业盈余管理策略的变化^{[1][15][16]}。同样作为一项重要的国家治理政策, 构建“亲”“清”政商关系会抑制盈余管理吗? 令人遗憾的是, 并未有任何文献直接研究构建“亲”“清”政商关系对企业盈余管理的影响。企业盈余管理因操控财务信息, 误导投资者做出错误决策,

作者简介: 汪宏华, 浙江工业大学管理学院博士研究生, wanghonhua2008@126.com (浙江 杭州 310023); 安亚人, 东北师范大学经济与管理学院教授、博士生导师 (吉林 长春 130117)

扰乱金融秩序历来都是资本市场关注的焦点，于是乎研究“亲”“清”政商关系对企业盈余管理的影响对解决资本市场信息不对称问题具有重要意义。基于此，本文将提供证据说明“亲”“清”政商关系与盈余管理之间的关系。

虽然没有文献提供证据直接表明“亲”“清”政商关系会影响企业盈余管理手段的选择，但是两者之间存在清晰的内在作用机理。从制度经济学的角度来说，构建“亲”“清”政商关系以约束政企间不正当的政企关联，是两种制度的转变，这将导致不同的市场交易成本，对企业的生产经营产生影响^[17]。从企业盈余管理的角度分析，构建“亲”“清”政商关系会导致三类盈余管理成本与收益的变化。企业基于成本与收益的原则调整选择盈余操控的方法。“亲”“清”政商关系加强了中央政府对企业的的外部监管，同时也使企业失去了政治关联的庇护。严厉的外部监管和易暴露的特性使得应计盈余管理被发现的可能性最大，也最有可能招致严厉的惩罚。因而应计盈余管理行为的机会成本最大。虽然真实盈余管理隐蔽性较强，不易被察觉，但是其容易造成后期盈余大反转，危及企业生产经营的持续性。相比而言，真实盈余管理的机会成本次之。而分类转移盈余管理具备隐蔽性强和零反转的双重特性，是一种机会成本最低的盈余管理方法。但是分类转移盈余管理并不能改变盈余总额，只能优化盈余结构。所以，在构建“亲”“清”政商关系背景下，企业会优先选择真实和分类转移盈余管理，减少使用应计盈余管理。

因此，本文从中国人民大学国家发展与战略研究院公布的《中国城市政商关系排行榜》中收集政商亲近指数和政商清白指数用于量化“亲”“清”政商关系，同时研究“亲”“清”政商关系对企业盈余管理的影响。其次，本文还在进一步研究中考虑了企业产权性质和内部控制质量对研究的影响以及采用中介变量法检验了“亲”“清”政商关系是否通过政治关联影响盈余管理。最后，本文通过比较应计、真实和分类转移盈余管理的增减变化幅度用以说明企业整体盈余管理行为的变化趋势。本文可能存在的边际贡献如下：第一，本文从治理企业盈余管理的角度拓展了构建“亲”“清”政商关系对微观企业的治理效用。已有研究发现，构建“亲”“清”政商关系有助于企业提升投资效率，促进科研创新以及抑制民营企业过度金融化^{[13][18]}。本文提供证据说明，“亲”“清”政商关系对治理企业盈余管理行为也有显著作用，从理论上拓展了构建“亲”“清”政商关系对企业生产经营的治理效果。第二，本文比较了由于“亲”“清”政商关系引起的应计、真实和分类转移盈余管理的增减变化趋势，总结出盈余管理变化的总趋势。前人研究发现三类盈余管理之间会出现“此消彼长”的相互替代变化现象^[19]，但是并未比较三类盈余管理下降与增长的趋势，难以得知盈余管理的总体变化情况。本文通过比较变化幅度发现，盈余管理的增幅下降了，但下降幅度却上升了，即总体的盈余管理行为受到有效的抑制，明确了“亲”“清”政商关系可以提升企业整体盈余质量。

二、理论分析与研究假设

（一）“亲”“清”政商关系与应计盈余管理

目前盈余管理方式主要包括应计盈余管理、真实盈余管理和分类转移盈余管理这三类。由于方法本身性质的差异会导致使用成本与收益的不同，进而影响企业盈余管理策略。应计盈余管理是指在现行会计准则允许的范围内，管理层通过有目的地选择会计政策和会计估计以及调整应计项目等方法来粉饰企业经营业绩或掩盖经营行为的活动^[20]。应计盈余管理行为可以有效地改变盈余数量，误导信息使用者对企业真实经营状况的理解。不过应计盈余管理行为并不能改变企业真实的现金流量，反而因改变了会计政策和会计估计的一贯性为审计师揭露盈余操控行为留下证据。在收紧的外部环境之下，审计师揭露应计盈余管理行为的可能性较大^{[15][21]}，企业需要承担的机会成本也

较高。

制度经济学认为,制度环境对于经济行为具有重要的影响。经济主体的行为不仅受到市场因素的影响,也受到政治、经济、法律、文化和社会习俗等制度因素的影响^[17]。而“亲”“清”政商关系正是一项集政治、经济、法律和文化等于一体的制度安排。在该制度环境下,政府和企业之间建立了长期的合作关系,政府通过提供政策支持、资源分配和市场准入等方面的支持来促进企业发展,同时也会加强对企业经营行为的监督和制约,防止企业出现违法违规行为。在这种制度环境下,政府和企业之间的亲密合作关系可以有效抑制应计盈余管理。具体而言,政府可以通过提供良好的市场环境来鼓励企业进行合法经营,减少应计盈余管理的诱因。例如,政府可以建立健全的市场准入机制和公平竞争机制,保障企业之间的公平竞争,避免企业通过应计盈余管理来获取更多的竞争优势。此外,在“亲”“清”政商关系的制度环境下,企业和政府之间建立的长期的合作关系会给企业带来长期的利益。而企业采用应计盈余管理的行为易被监管部门察觉,破坏政企间的合作关系,损害企业的长期利益。另一方面,在公平公正的政商环境之下,政府会加强监管和执法,防止企业进行不当的应计盈余管理。例如,政府会加强企业信息披露管制,要求企业提升对外披露信息的透明度,以防止企业通过降低财务信息透明度来掩盖应计盈余管理。抑或是政府会督促审计师加强审计力度,增加应计盈余管理的机会成本,抑制企业盈余管理。综上分析,本文提出假设H1。

H1:“亲”“清”政商关系抑制了企业应计盈余管理。

(二)“亲”“清”政商关系与真实和分类转移盈余管理

由于应计盈余管理受限,企业的部分盈余管理需求会被惩罚成本更小、收益更大的真实和分类转移盈余管理所取代。从盈余管理的特性来看,真实盈余管理比应计盈余管理更具灵活性和隐蔽性^[22],可以弥补因制度环境收紧而造成的应计盈余操纵空间的不足。具体而言,真实盈余管理通过销售操控(提供异常的价格折扣或放宽信用条件)、生产操控(过度生产)和费用操控(削减当期酌量性费用支出)等手段^{[23][24]},拓宽了盈余操控的时间和空间范围,增加了盈余管理的灵活性。此外,相较于应计盈余管理而言,真实盈余管理更不容易被审计师发现,惩罚成本相对较低^[25]。但是真实盈余管理也存在缺陷。为了不被审计师察觉,它通过改变企业正常的经营轨迹以真实增加企业盈余,即通过提供超出合理范围的销售优惠政策,过度生产以及削减合理的酌量性费用来增加企业业绩。这些操控手段会扰乱企业正常的经营计划,随之而来的是后期企业业绩的大反转。因而企业只能适度使用。

而部分未得到满足的需求由同样具有隐蔽性的分类转移盈余管理所取代。分类转移盈余管理是指通过损益表内项目间的有意错误分类以操纵盈余,它将偶然性所得分类归入日常经营性收入,而将日常经营性费用错分入偶然性支出,改变了盈余的整体结构^{[26][27]}。市场对于不同性质盈余的定价是有区别的,核心盈余是企业市场定价的主导,非核心盈余的投资价值则大打折扣。虽然这种盈余操控的方法并不能改变企业整体的盈余数量,但是可以通过优化企业盈余结构,提高企业盈余的可持续性来误导市场对企业的定价。也正是因为分类转移盈余管理不改变企业净利润的数量,从而减少了外部监管机构的关注,降低了其被发现的风险^[28]。此外,我国对分类转移盈余管理行为的重视程度不够,也间接导致其成为一种隐蔽性更强的盈余操控手段^[29]。综合来看,真实盈余管理可以弥补分类转移盈余管理无法改变盈余数量的不足,而分类转移盈余管理可以优化盈余结构。两者相结合使用可以达到更为理想的操控目标,即操控一定数量的盈余就能提高市场对企业整体盈余的认可度。

在“亲”“清”制度环境之下,企业会采用更为隐蔽的真实和分类盈余管理来获取政府和市场的青睐,同时规避政府对盈余操控的监管。一方面,当企业与政府建立了“亲”密关系时,为了获得更多的营商环境和政策支持,企业可能会使用隐蔽的真实和分类盈余管理来满足政府扶持的要求

以获得更多的政策支持，从而提升资本市场的认可度。另一方面，当企业与政府建立了“清”廉关系时，政府会更加注重企业的合规性和透明度，以保护公众利益和维护政府形象。在此情况下，企业更有可能使用真实和分类盈余管理来规避政府对盈余操控的监管。总之，使用真实和分类盈余管理的违规成本远远低于应计盈余管理，而企业却可以获取多方面的利好，因而两者成为企业盈余操控的理想替代方法。基于上述分析，本文提出假设 H2。

H2：“亲”“清”政商关系促使企业使用更为隐蔽的真实和分类转移盈余管理。

三、研究设计

（一）研究样本与数据

由于习近平总书记在 2016 年正式提出构建“亲”“清”政商关系，因而本文选取 2016—2020 年中国 A 股上市公司作为研究样本，探究新型政商关系对盈余管理方法的影响。本文关于新型政商关系的相关数据来自于中国人民大学国家发展与战略研究院发布的《中国城市政商关系排行榜》，其他数据均来自于 CSMAR 数据库（国泰安数据库）。为了确保样本的精确性，参考庄旭东等^[12]的做法，做了如下剔除处理：剔除了金融保险业的截面数据；剔除 ST、*ST、SST、S*ST 以及暂停上市和退市的企业的截面数据；剔除数据缺失的截面数据。最终，本文收集得到 17 177 个有效面板数据。此外，本文对有效连续的截面数据进行了首尾 1% 水平上的 Winsorize 处理，并选用 Stata 作为统计分析软件。

（二）变量选取

1. “亲”型政商关系 (*Coop*)。习总书记指出，所谓“亲”就是指政府与企业之间的接触交往要坦荡真诚，政府为企业提供靠前服务，帮助解决实际困难；而企业也要与政府多沟通多交流，讲真话，说实情，建谏言。中国人民大学国家发展与战略研究院将全国各个城市的政商亲近指数分为政府对企业的关心、政府对企业的服务和企业的税费负担三个子类，并通过计算最终得到政商亲近指数^①。参考庄旭东等^[12]和吴新任^[13]的做法，本文采用上市公司办公所在城市的政商亲近指数衡量“亲”型政商关系。该指标越大，说明政商亲近程度越高。

2. “清”型政商关系 (*Collu*)。习总书记指出，所谓“清”就是指政府同企业家的关系要清白、纯洁，政府不能以权谋私，企业也要遵纪守法。参考庄旭东等^[12]和吴新任^[13]的研究思路，本文采用中国人民大学国家发展与战略研究院的做法，以政府廉洁度和政府透明度为基础，计算政商清白指数以量化“清”型政商关系。然后，本文以上市公司办公所在城市的政商清白指数衡量“清”型政商关系。该指标越大，说明政商清白程度越高。

3. 盈余管理 (*EM*)。本文采用修正 Jones 模型^[20]计算可操控应计利润的绝对值 ($|DA|$)，并以此衡量应计盈余管理 (EM_DA)；利用真实盈余管理计量模型^[23]分行业分年计算出异常经营现金净流量 ($Abcfo$)、异常生产成本 ($Abprob$) 和异常酌量性费用 ($Abdisexp$)，并采用 Rem ($Rem = Abprob - Abcfo - Abdisexp$) 衡量企业真实盈余管理 (EM_Rem)；为了量化企业分类转移盈余管理程度，本文使用分类转移盈余管理计量模型^[26]计算出的未预期核心盈余数 (Uce) 量化企业分类转移盈余管理 (EM_Uce)。

4. 控制变量 (*Control*)。为了控制核心变量以外的因素对实证结果的影响，本文参考龚启辉等^[15]、李春涛等^[19]以及彭雅哲等^[24]的相关文献，选取了企业监督机制（第一大股东持股比例、股权集中度、董事长与总经理兼任、董事会独立性、机构持股比例、审计师选择和股权制衡指数）、

① 政商亲近指数和清白指数的计算过程请查阅各年度的“中国城市政商关系排行榜”。

经营状况（资产总额、资产负债率、账面市值比、经营产生现金流、再融资、公司成长速度）、管理层特征（高管薪酬和高管持股）以及外部经济环境（国内生产总值和财政压力）4 个方面的 17 个指标作为控制变量。此外，考虑到行业、时间和区域等因素会影响样本，本文引入行业、时间和城市虚拟变量控制相应的固定效应（具体如表 1 所示）。

表 1 定义变量

变量名称	变量符号	定义变量
政商亲近指数	<i>Coop</i>	Ln（政商亲近指数）
政商清白指数	<i>Collu</i>	Ln（政商清白指数）
应计盈余质量	$ EM_DA $	可操控应计利润的绝对值
真实盈余质量	$ EM_Rem $	真实盈余管理综合指标
分类转移盈余质量	$ EM_Uce $	分类转移盈余管理的未预期核心盈余
第一大股东持股比例	<i>FST</i>	第一大股东持股比例
股权集中度	<i>Focus</i>	第二大股东至第十大股东持股比例之和
董事长与总经理兼任	<i>Dual</i>	同一人赋值为 1，否则为 0
董事会独立性	<i>ID</i>	独立董事人数/董事会人数
机构持股比例	<i>Inst</i>	机构持股比率
审计师选择	<i>Aud</i>	每年中注协排名前十大赋值为 1，否则为 0
股权制衡指数	<i>Zdex</i>	股权制衡指数 = 第二大股东持股数 / 第一大股东持股数
高管薪酬	<i>Salary</i>	董事、监事及高管前三名薪酬总额加 1 的对数
高管持股比例	<i>ESH</i>	持股数 / 总股数
资产总额	<i>Size</i>	资产总额的对数
资产负债率	<i>Lev</i>	总负债 / 总资产
账面市值比	<i>BM</i>	净资产 / 公司市值
经营产生现金流	<i>Ocf</i>	Ln（经营产生现金流的平方）
再融资	<i>Issue</i>	公司在每一观测年度增发或配股，则赋值为 1，否则为 0
公司成长速度	<i>Growth</i>	（本期主营业务收入 - 上期主营业务收入） / 上期主营业务收入
国内生产总值	<i>GDP</i>	各城市的国内生产总值
财政压力	<i>Press</i>	各城市上一年财政支出除以财政收入
行业虚拟	<i>Indu</i>	控制行业效应
年份虚拟	<i>Year</i>	控制时间效应
城市虚拟	<i>City</i>	控制城市效应

（三）模型设计

为了检验假设 H1 和 H2，即“亲”“清”政商关系抑制企业应计盈余管理，促进真实和分类转移盈余管理，本文建立固定效应模型（1）和（2）。其中， $\sum Indu$ 、 $\sum Year$ 和 $\sum City$ 分别表示行业效应、时间效应和城市效应。当 EM 为应计盈余管理时，预测 β_{11} 和 β_{21} 的符号显著为负；当 EM 为真实和分类转移盈余管理时，预测 β_{11} 和 β_{21} 的符号显著为正。

$$|EM_{i,t}| = \beta_{10} + \beta_{11}Coop_{i,t} + \sum_{a=2} \beta_{1a}Control_{i,t} + \sum \lambda_i Indu + \sum \eta_i Year + \sum \mu_i City + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$|EM_{i,t}| = \beta_{20} + \beta_{21}Collu_{i,t} + \sum_{a=2} \beta_{2a}Control_{i,t} + \sum \lambda_i Indu + \sum \eta_i Year + \sum \mu_i City + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

四、实证检验

（一）描述性统计

从描述性统计结果（如表 2 所示）可知，政商亲近指数和政商清白指数的最大值和最小值相差较大，这说明企业间的“亲”“清”政商关系差距较大，有利于研究“亲”“清”政商关系对盈余管理的影响。此外，真实盈余管理和分类转移盈余管理的平均值分别为 0.125 2 和 0.080 2，均高于应计盈余管理（0.065 6）。这说明应计盈余管理得到有效的抑制，而真实和分类转移盈余管理的使用频率已经超越了应计盈余管理。

表 2 描述性统计

	样本量	平均值	最大值	最小值	中位数	标准差
<i>Coop</i>	17 177	4.262 4	4.605 2	0.000 0	4.313 1	0.177 8
<i>Collu</i>	17 177	3.891 8	4.605 2	0.000 0	3.817 5	0.237 8
<i>Em_{da}</i>	17 177	0.065 6	0.471 3	0.000 3	0.037 8	0.081 7
<i>Em_{rem}</i>	17 177	0.125 2	0.930 3	0.001 1	0.082 8	0.146 1
<i>Em_{uce}</i>	17 177	0.080 2	1.064 8	0.000 6	0.039 4	0.145 7
<i>Soe</i>	17 177	0.300 8	1.000 0	0.000 0	0.000 0	0.458 6
<i>FST</i>	17 177	33.677 7	74.180 0	8.720 0	31.290 0	14.621 5
<i>Focus</i>	17 177	26.295 7	57.800 0	2.940 0	25.720 0	13.054 7
<i>Salary</i>	17 177	15.388 9	17.312 5	13.655 3	15.358 3	0.697 6
<i>Dual</i>	17 177	0.309 1	1.000 0	0.000 0	0.000 0	0.462 2
<i>ID</i>	17 177	0.377 9	0.571 4	0.333 3	0.363 6	0.053 7
<i>ESH</i>	17 177	0.082 1	0.615 0	0.000 0	0.002 9	0.145 2
<i>Size</i>	17 177	22.239 7	26.268 9	19.880 6	22.066 6	1.309 0
<i>Lev</i>	17 177	0.412 5	0.905 1	0.059 5	0.402 4	0.201 8
<i>Inst</i>	17 177	42.216 2	91.732 1	0.206 2	43.391 1	25.042 4
<i>Aud</i>	17 177	0.600 6	1.000 0	0.000 0	1.000 0	0.489 8
<i>BM</i>	17 177	0.557 6	1.229 3	0.089 6	0.519 7	0.279 6
<i>Ocf</i>	17 177	15.764 2	23.585 9	0.000 0	18.834 9	7.637 8
<i>Issue</i>	17 177	0.084 1	1.000 0	0.000 0	0.000 0	0.277 6
<i>Growth</i>	17 177	0.263 0	3.189 1	-0.619 2	0.121 0	0.556 1
<i>Zdex</i>	17 177	7.156 8	74.543 9	1.004 5	3.203 5	11.302 1
<i>GDP</i>	17 177	9.097 1	10.563 6	4.647 6	9.333 8	1.219 8
<i>Press</i>	17 177	1.502 9	4.499 4	0.928 4	1.291 3	0.641 1

（二）单位根检验、协整检验和 Hausman 检验^①

为了解决因数据非平稳性问题造成的伪回归，本文采用 LLC、ADF-Fisher 和 PP-Fisher 三种方法检验数据的平稳性。单位根检验结果显示，原序列数据均未通过平稳性检验，而所有变量的一阶差分序列均通过单位根检验，数据呈现平稳性，故所有变量均为一阶单整变量。其次，本文采用 Pedroni 检验对变量进行协整检验，结果显示模型（1）和模型（2）的 P 值均通过 1% 显著性水平的检验，这说明“亲”“清”政商关系、盈余管理和其他控制变量均存在长期稳定的协整关系。最后，本文采用 Hausman 检验确定适用的回归模型，结果显示模型（1）和模型（2）的 Hausman 检验均在 1% 的显著性水平下拒绝了原假设，即拒绝了回归模型应为随机效应模型的假设。因此，本文采用固定效应模型进行基准回归检验。

^① 篇幅所限，检验结果省略，备索。

(三) 基准回归分析

1. “亲” “清” 政商关系与应计盈余管理。表 3 的列 (1)、列 (2) 报告了“亲” “清” 政商关系

表 3 “亲” “清” 政商关系与盈余管理

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Em_da</i>	<i>Em_da</i>	<i>Em_rem</i>	<i>Em_rem</i>	<i>Em_uce</i>	<i>Em_uce</i>
<i>Coop</i>	-0.0213*** (-4.05)		0.0080*** (5.73)		0.0118*** (7.49)	
<i>Collu</i>		-0.0939*** (-5.93)		0.0673*** (4.26)		0.0180*** (4.81)
<i>FST</i>	0.0000 (0.17)	0.0000 (0.28)	-0.0003 (-1.25)	-0.0003 (-1.56)	0.0005** (2.13)	0.0006** (2.46)
<i>Focus</i>	0.0004*** (3.40)	0.0005*** (3.52)	-0.0003 (-1.64)	-0.0004* (-1.95)	0.0006*** (2.96)	0.0007*** (3.14)
<i>Salary</i>	-0.0006 (-0.30)	-0.0007 (-0.36)	0.0026 (0.95)	0.0029 (1.03)	-0.0037 (-1.17)	-0.0033 (-1.06)
<i>Dual</i>	0.0010 (0.45)	0.0010 (0.42)	-0.0021 (-0.62)	-0.0021 (-0.62)	0.0058 (1.54)	0.0067* (1.77)
<i>ID</i>	0.0044 (0.24)	0.0051 (0.28)	0.0571** (2.12)	0.0540** (2.00)	-0.0330 (-1.09)	-0.0281 (-0.93)
<i>ESH</i>	-0.0172 (-1.61)	-0.0164 (-1.54)	0.0387** (2.47)	0.0370** (2.36)	-0.0118 (-0.67)	-0.0136 (-0.77)
<i>Size</i>	-0.0118*** (-6.29)	-0.0119*** (-6.36)	0.0120*** (4.33)	0.0123*** (4.45)	-0.0041 (-1.33)	-0.0038 (-1.23)
<i>Lev</i>	0.1050*** (16.10)	0.1040*** (16.03)	0.0349*** (3.65)	0.0362*** (3.78)	0.0234*** (2.18)	0.0225*** (2.10)
<i>Inst</i>	0.0001 (0.74)	0.0001 (0.67)	0.0003** (2.31)	0.0004** (2.51)	-0.0001 (-0.56)	-0.0001 (-0.85)
<i>Aud</i>	-0.0010 (-0.50)	-0.0009 (-0.46)	-0.0002 (-0.07)	-0.0005 (-0.17)	0.0015 (0.47)	0.0016 (0.50)
<i>BM</i>	-0.0336*** (-6.95)	-0.0335*** (-6.91)	-0.0447*** (-6.26)	-0.0446*** (-6.25)	-0.0021 (-0.27)	-0.0040 (-0.50)
<i>Ocf</i>	-0.0011*** (-11.89)	-0.0011*** (-11.90)	-0.0021*** (-15.72)	-0.0021*** (-15.71)	-0.0006*** (-3.86)	-0.0006*** (-3.82)
<i>Issue</i>	-0.0033 (-1.63)	-0.0033 (-1.64)	0.0042 (1.41)	0.0042 (1.42)	-0.0018 (-0.54)	-0.0016 (-0.48)
<i>Growth</i>	0.0113*** (9.00)	0.0113*** (9.00)	0.0303*** (16.43)	0.0302*** (16.42)	0.0192*** (9.33)	0.0194*** (9.39)
<i>Zdex</i>	0.0002*** (2.58)	0.0002** (2.54)	0.0000 (0.24)	0.0000 (0.31)	0.0000 (0.18)	0.0000 (0.16)
<i>GDP</i>	0.0021 (1.26)	0.0021 (1.24)	0.0050** (2.04)	0.0050** (2.06)	0.0032 (1.16)	0.0034 (1.23)
<i>Press</i>	-0.0041 (-1.61)	-0.0041 (-1.60)	-0.0010 (-0.26)	-0.0010 (-0.27)	-0.0048 (-1.14)	-0.0049 (-1.17)
<i>Cons</i>	0.3550*** (8.31)	0.3590*** (8.37)	-0.1850*** (-2.94)	-0.1890*** (-3.00)	0.2150*** (3.04)	0.1860*** (2.63)
<i>Indu</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	17177	17177	17177	17177	17177	17177
<i>Adj. R²</i>	0.1489	0.1491	0.0558	0.0563	0.0461	0.0469

注：括号内为 *t* 值；*、**、*** 分别表示双尾检验的统计显著水平为 10%、5% 和 1%。

与应计盈余管理的回归结果，政商亲近指数和政商清白指数与应计盈余管理的回归系数分别显著为 -0.0213 和 -0.0939 ，这意味着政商亲近指数和政商清白指数越大，企业应计盈余管理越少。回归结果说明，构建“亲”“清”政商关系可以有效抑制应计盈余管理行为，这与前文假设 H1 理论推演一致。其次，从回归系数来看，在控制其他因素不变的情况下，各地区政商亲近（清白）指数每增加一个单位，平均意义上企业应计盈余管理减少 0.0213 （ 0.0939 ）个单位。

2. “亲”“清”政商关系与真实和分类转移盈余管理。表 3 的列（3）、列（4）报告了“亲”“清”政商关系与真实盈余管理的回归结果，政商亲近指数和政商清白指数与真实盈余管理的回归系数分别显著为 0.0080 和 0.0673 。这说明政商关系越亲近、越清白，企业越倾向于使用更为隐蔽的真实盈余管理进行盈余操控，与前文假设 H2 理论推演一致。表 3 的列（5）、列（6）报告了“亲”“清”政商关系与分类转移盈余管理的回归结果，政商亲近指数和政商清白指数与分类转移盈余管理的回归系数分别显著为 0.0118 和 0.0180 。这意味着政商亲近指数和政商清白指数与分类转移盈余管理显著正相关，即政商关系越亲近，政商关系越清白，企业越倾向于选择使用更为隐蔽的分类转移盈余管理，与前文假设 H2 理论推演一致。综合分析“亲”“清”政商关系与三类盈余管理的回归结果可知，“亲”“清”政商关系显著抑制了应计盈余管理，但促使企业转而使用更为隐蔽的真实和分类转移盈余管理，这与假设 H2 基本一致。此外，从回归系数来看，在控制其他因素不变的情况下，各地区政商亲近（清白）指数每增加一个单位，平均意义上企业真实盈余管理和分类转移盈余管理分别增加 0.0080 和 0.0118 （ 0.0673 和 0.0180 ）个单位。

（四）稳健性检验

1. 工具变量检验。为了解决研究中的遗漏重要变量、互为因果、样本度量误差和样本选择等内生性问题，本文选用地区不良贷款率水平（ Npl ）作为工具变量再次检验“亲”“清”政商关系对盈余管理的影响。工具变量选取的原因如下：第一，已有研究表明，地区不良贷款率水平会影响政商关系^[30]。第二，地区不良贷款率水平并不直接影响企业盈余管理方法的选取。工具变量的检验结果如表 4 所示，政商亲近指数和政商清白指数与应计盈余管理显著负相关，与真实和分类转移盈余管理均显著正相关，与前文的基准回归结果基本一致。

表 4 工具变量检验结果

	第一阶段		第二阶段					
	$Collu$	$Coop$	$ Em_da $	$ Em_da $	$ Em_rem $	$ Em_rem $	$ Em_uce $	$ Em_uce $
Npl	-0.0023^{**} (-2.49)	-0.0051^{***} (-6.78)						
$Coop$			-0.0327^{***} (-4.75)		0.0104^{***} (5.37)		0.0175^{***} (6.39)	
$Collu$				-0.0975^{***} (-5.96)		0.0530^{***} (6.44)		0.0221^{**} (2.33)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Indu	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Wald F	65.24	87.35						
N	17 177	17 177	17 177	17 177	17 177	17 177	17 177	17 177
Adj. R^2			0.1388	0.1393	0.0049	0.0042	0.0461	0.0469

注：括号内为 t 值；*、**、*** 分别表示双尾检验的统计显著水平为 10%、5% 和 1%。限于篇幅，其余控制变量的结果未列示，备索。下同。

2. 双向固定效应模型。本文采用控制个体和时间变化的双向固定效应模型来替代基准回归模型,再次检验回归结果的可靠性。工具变量法可以消除随时间变化因素而导致的内生性问题,但对于解决不随时间变化因素而导致的内生性问题效果欠佳。因而本文采用控制个体和时间变化的双向固定效应模型来解决不随时间变化因素而导致的内生性问题。检验结果如表5所示,检验结果均与基准回归结果基本一致,再次说明上文的检验结果可信度较大。

表5 双向固定效应模型检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$ Em_da $	$ Em_da $	$ Em_rem $	$ Em_rem $	$ Em_uce $	$ Em_uce $
<i>Coop</i>	-0.0470** (-2.49)		0.0158*** (10.62)		0.0232*** (13.93)	
<i>Collu</i>		-0.0717*** (-4.65)		0.0331*** (3.99)		0.0140*** (3.34)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	17 177	17 177	17 177	17 177	17 177	17 177
<i>Adj. R²</i>	0.1378	0.1380	0.0671	0.0634	0.0688	0.0630

注:括号内为*t*值;*、**、***分别表示双尾检验的统计显著水平为10%、5%和1%。

3. 更换重要变量的衡量方法。首先,使用陆建桥^[31]建立的扩展Jones模型计算应计盈余管理(Em_da2)。其次,采用Cohen等^[21]的方法计算真实盈余管理,即采用“ $Em_rem2 = Abprob + Abcfo + Abdisexp$ ”的方法计算真实盈余管理进行相关的稳健性检测。最后,采用周夏飞等^[32]构建的方法计算分类转移盈余管理,即采用“非核心盈余(Em_uce2)=投资收益+营业外收入-营业外支出+其他业务利润”的方法重新计算企业的非核心盈余,进行稳健性检验。从检验结果表6可知,政商亲近指数和政商清白指数与应计盈余管理显著负相关,说明“亲”“清”政商关系可以显著抑制应计盈余管理;不过与真实盈余管理和分类盈余管理均显著正相关,说明“亲”“清”政商关系促进了企业使用更为隐蔽的盈余管理行为,与前文的基准回归结果基本一致。

表6 更换重要变量衡量方法的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$ Em_da2 $	$ Em_da2 $	$ Em_rem2 $	$ Em_rem2 $	$ Em_uce2 $	$ Em_uce2 $
<i>Coop</i>	-0.0550*** (-8.31)		0.0158** (2.13)		0.0232*** (13.93)	
<i>Collu</i>		-0.0590*** (-8.37)		0.0038*** (8.13)		0.0051*** (7.95)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Indu</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	17 177	17 177	17 177	17 177	17 177	17 177
<i>Adj. R²</i>	0.1368	0.1395	0.0398	0.0411	0.0530	0.0564

注:括号内为*t*值;*、**、***分别表示双尾检验的统计显著水平为10%、5%和1%。

五、进一步研究

（一）异质性检验

1. 企业产权性质的影响。不同产权性质的企业其管理层激励机制具有较大差异，这导致“亲”“清”政商关系对三类盈余管理的作用效果出现差异。国企高管身兼“经济人”和“政治人”的双重身份^[33]，而非国企高管身份较为单纯，仅为“经济人”。相较于非国企而言，在完成相关目标考核之后，国企管理层可以获得经济报酬和政治晋升的双重回报^[2]。而在构建“亲”“清”政商关系的过程中，政府会加强监管和执法，防止企业进行不当的应计盈余管理。更糟糕的是，应计盈余管理较容易被外部监管机构发现，从而增加了国企管理层遭受经济和政治双重损失的可能性。综合分析来看，相较于非国企而言，“亲”“清”政商关系会使国企管理层使用应计盈余管理的违规成本更高，导致国企减少使用应计盈余管理的动机更强烈。另一方面，为了实现政治晋升的安全性，相较于非国企高管而言，国企高管具有更强烈的动机采用更为隐蔽的真实和分类转移盈余管理来粉饰企业业绩以求完成经济业绩考核。

本文将样本分为国有企业（ $Soe=1$ ）和非国有企业（ $Soe=0$ ）两组，检验“亲”“清”政商关系对盈余管理的影响，检验结果如表7所示。从表7可知，国有企业组的政商亲近和清白指数与应计盈余管理的回归系数列（1）和列（2）均小于非国有企业组，这说明“亲”“清”政商关系对国有

表7 企业产权性质、“亲”“清”政商关系和盈余管理

Panel A	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Soe=1$	$Soe=0$	$Soe=1$	$Soe=0$	$Soe=1$	$Soe=0$
	$ Em_da $	$ Em_da $	$ Em_rem $	$ Em_rem $	$ Em_uce $	$ Em_uce $
<i>Coop</i>	-0.002 9*** (-3.57)	-0.002 3*** (-3.20)	0.027 3*** (14.95)	0.002 8** (2.09)	0.035 0*** (15.86)	0.003 8*** (3.27)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Indu</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	5 166	12 011	5 166	12 011	5 166	12 011
<i>Adj. R²</i>	0.238 5	0.235 3	0.125 8	0.068 4	0.085 0	0.088 1
似无相关检验的 卡方统计量/P 值	12.45/0.000 4		15.52/0.000 1		19.63/0.000 0	
Panel B	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Soe=1$	$Soe=0$	$Soe=1$	$Soe=0$	$Soe=1$	$Soe=0$
	$ Em_da $	$ Em_da $	$ Em_rem $	$ Em_rem $	$ Em_uce $	$ Em_uce $
<i>Collu</i>	-0.006 1*** (-2.64)	-0.003 1* (-1.81)	0.011 3** (2.14)	0.002 4* (1.73)	0.021 5*** (3.37)	0.001 9* (1.75)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Indu</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	5 166	12 011	5 166	12 011	5 166	12 011
<i>Adj. R²</i>	0.237 6	0.234 9	0.088 5	0.068 1	0.042 3	0.087 3
似无相关检验的 卡方统计量/P 值	25.77/0.000 0		35.10/0.000 0		33.50/0.000 0	

注：括号内为 t 值；*、**、*** 分别表示双尾检验的统计显著水平为 10%、5% 和 1%。

企业应计盈余管理的抑制作用更为显著; 国有企业组的政商亲近和清白指数与真实和分类转移盈余管理的回归系数 (列 (3) — (6)) 均大于非国有企业组, 这说明相对于非国有企业而言, “亲” “清” 政商关系对国有企业真实和分类转移盈余管理的促进作用更为显著。此外, 本文采用似无相关模型检验国有企业和非国有企业的组间系数差异。从表 7 的检验结果可知, 所有政商亲近指数和政商清白指数的组间回归系数差异均通过 1% 显著性水平检验, 这说明政商亲近指数和政商清白指数的组间系数存在差异, 即企业产权性质会引起 “亲” “清” 政商关系对盈余管理的差异性影响。

2. 内部控制质量的影响。内部控制作为一项企业内部的治理机制, 可以有效治理企业盈余管理行为。已有研究表明高质量的内部控制可以有效抑制应计、真实和分类转移盈余管理^{[34][35]}。而低质量的内部控制留给管理层更多盈余操控的机会, 这导致内部控制质量较低的企业其盈余管理行为多于内部控制质量较高的企业。当 “亲” “清” 政商关系抑制应计盈余管理时, 内部控制质量较低的企业由于其本身应计盈余管理较多, “亲” “清” 政商关系对这类企业应计盈余管理的抑制作用更为显著。另一方面, 当 “亲” “清” 政商关系促进真实和分类转移盈余管理时, 高质量的内部控制会阻碍企业使用真实和分类转移盈余管理。因而 “亲” “清” 政商关系对内部控制质量较低的企业真实和分类转移盈余管理促进作用更为显著。

为了检验以上理论推演, 本文采用迪博企业内部控制指数衡量内部控制质量, 并按照均值, 将其分为内部控制质量较高组 ($Qul=1$) 和内部控制质量较低组 ($Qul=0$) 检验 “亲” “清” 政商关系对盈余管理的影响。从检验结果表 8 来看, 内部控制质量较低组的回归系数均通过显著性检验, 而内部控制质量较高组均未通过显著性检验。这说明, 相较于内部控制质量较高组, “亲” “清” 政商关系对内部控制质量较低组的应计盈余管理抑制作用更为明显, 对内部控制质量较低组的真实和分类转移盈余管理促进作用更为明显。

表 8 内部控制质量、“亲” “清” 政商关系和盈余管理

Panel A	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Qul=1$	$Qul=0$	$Qul=1$	$Qul=0$	$Qul=1$	$Qul=0$
	$ Em_da $	$ Em_da $	$ Em_rem $	$ Em_rem $	$ Em_uce $	$ Em_uce $
<i>Coop</i>	-0.0013 (-1.55)	-0.0041** (-2.51)	0.0120 (0.07)	0.0153*** (1.98)	0.0172 (1.00)	0.0250*** (16.51)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Indu</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	14 805	2 372	14 805	2 372	14 805	2 372
<i>Adj. R²</i>	0.2432	0.2227	0.0957	0.0334	0.0658	0.0254
Panel B	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Qul=1$	$Qul=0$	$Qul=1$	$Qul=0$	$Qul=1$	$Qul=0$
	$ Em_da $	$ Em_da $	$ Em_rem $	$ Em_rem $	$ Em_uce $	$ Em_uce $
<i>Collu</i>	-0.0020 (-0.79)	-0.0039*** (-3.59)	0.0026 (0.90)	0.0127*** (5.61)	0.0083 (0.97)	0.0092*** (2.95)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Indu</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	14 805	2 372	14 805	2 372	14 805	2 372
<i>Adj. R²</i>	0.2435	0.2221	0.0884	0.0345	0.0491	0.0254

注: 括号内为 t 值; *, **, *** 分别表示双尾检验的统计显著水平为 10%、5% 和 1%。

（二）影响机制检验

“亲”“清”政商关系可以在一定程度上抑制政企之间不正当的政治关联^[5]，从而减少企业应计盈余管理。这是因为政企之间的政治关联受到约束，企业的盈余管理行为难以得到政府的庇护，从而提高了企业应计盈余管理的风险和成本。此外，应计盈余管理又较为容易被监管机构发现。这两方面的因素导致企业放弃激进的应计盈余管理，选择更为谨慎的真实和分类盈余管理。其次，“亲”“清”政商关系会健全监管机制和规范市场秩序，使企业难以通过不正当的政治关联获得信息、资源和政策的优待。在此情况下，为了迎合市场的期待，原来具有政治关联的企业会增加使用隐蔽的真实和分类转移盈余管理行为来弥补因失去政治关联而降低的企业绩效。

本文采用中介变量的方法建立模型（3）和（4）检验“亲”“清”政商关系是否会通过抑制政企之间不正当的政治关联影响企业盈余管理。参考 Fan 等^[36]和罗喜英等^[37]的做法，本文从国泰安数据库（CSMAR）、东方财富网和新浪财经网手动收集政治关联（*Politic*）的相关数据。倘若企业的董事长、总经理或 CEO 中任何一人有在政府任职经历，则认为该企业具有政治关联（*Politic* = 1），否则认为无政治关联（*Politic* = 0）。

$$Politic_{i,t} = \beta_{10} + \beta_{11} Collu_{i,t}/Coop_{i,t} + \sum_{a=2} \beta_{1a} Control_{i,t} + \sum \lambda_i Indu + \sum \eta_i Year + \sum \mu_i City + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$|EM_{i,t}| = \beta_{20} + \beta_{21} Collu_{i,t}/Coop_{i,t} + \beta_{22} Politic_{i,t} + \sum_{a=3} \beta_{2a} Control_{i,t} + \sum \lambda_i Indu + \sum \eta_i Year + \sum \mu_i City + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

表 9 汇报了模型（3）和（4）的实证结果。从表 9 列（1）、列（2）可知，政商亲近指数和政商清白指数与政治关联的回归系数分别显著为 -0.006 4 和 -0.006 5，即政商关系越亲近、越清白，政治关联就越少，这说明“亲”“清”政商关系有效地约束了政企之间建立不正当的政治关联。其次，表 9 的列（3）、列（4）显示，政商亲近（清白）指数和政治关联与应计盈余管理的回归系数分别显著为 -0.002 3 和 0.001 8（-0.004 7 和 0.002 9），这意味着政治关联在“亲”“清”政商关系抑制应计盈余管理中发挥了部分中介效应，即“亲”“清”政商关系可以通过限制政企间不正当的政治关联来抑制企业应计盈余管理。最后，表 9 的列（5）、列（6）显示，政商亲近（清白）指数和政治关联与真实盈余管理的回归系数分别显著为 0.011 7 和 -0.004 1（0.004 1 和 -0.003 6），

表 9 政治关联、“亲”“清”政商关系与盈余管理

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Politic</i>	<i>Politic</i>	$ Em_da $	$ Em_da $	$ Em_rem $	$ Em_rem $	$ Em_uce $	$ Em_uce $
<i>Coop</i>	-0.006 4*** (-6.94)		-0.002 3*** (-4.05)		0.011 7*** (6.80)		0.014 6*** (7.90)	
<i>Collu</i>		-0.006 5*** (-6.76)		-0.004 7*** (-3.07)		0.004 1* (1.81)		0.004 7** (2.29)
<i>Politic</i>			0.001 8** (2.38)	0.002 9** (2.41)	-0.004 1** (-1.73)	-0.003 6*** (-5.54)	-0.008 8*** (-3.80)	-0.008 3*** (-3.56)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Indu</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	17 177	17 177	17 177	17 177	17 177	17 177	17 177	17 177
<i>Adj. R²</i>	0.039 5	0.039 3	0.232 7	0.232 3	0.076 4	0.070 1	0.068 1	0.058 0

注：括号内为 *t* 值；*、**、*** 分别表示双尾检验的统计显著水平为 10%、5% 和 1%。

即政商关系越亲近(清白),政治关联越少,企业真实盈余管理反而越多,这说明政治关联在“亲”“清”政商关系促进真实盈余管理中发挥了部分中介效应。同理,从表9列(7)、列(8)政商亲近(清白)指数、政治关联与分类转移盈余管理的回归系数可知,政治关联在“亲”“清”政商关系促进分类转移盈余管理中发挥了部分中介效应。

(三) 经济后果检验

前文研究发现,“亲”“清”政商关系有效抑制了应计盈余管理,但企业会替代性地使用真实和分类转移盈余管理。那么,在这一增一减的变化之下,总的盈余管理到底是增加还是下降呢?本文设计模型(5)来探究“亲”“清”政商关系对整体盈余管理的影响。

$$Rate_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Collu_{i,t}/Coop_{i,t} + \sum_{a=2} \beta_a Control_{i,t} + \sum \lambda_i Indu + \sum \eta_i Year + \sum \mu_i City + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, $Rate_{i,t} = (EM_{i,t} - EM_{i,t-1})/EM_{i,t-1}$, 表示盈余管理的增减幅度。为了便于研究, 本文将盈余管理分为增加组和减少组, 分别用下角标 zj 和 js 表示。

本文将模型(5)的回归结果列示于表10。从表10中可知, 政商亲近(清白)指数与应计、真实和分类转移盈余管理增长幅度的回归系数分别显著为-0.889 5、0.323 1和0.205 6(-0.834 2、0.437 0和0.238 7), 这说明政商亲近(清白)指数每增加一个单位, 平均意义上应计盈余管理增长幅度下降0.889 5(0.834 2), 真实和分类转移盈余管理增长幅度分别上升0.323 1(0.437 0)和0.205 6(0.238 7)个单位, 整体盈余管理增长幅度下降0.360 8(0.158 5)。另一方面, 政商亲近(清白)指数与三类盈余管理的减少幅度分别显著为0.503 1、-0.307 3和-0.113 3(0.785 2、-0.220 5和-0.231 5), 这意味着政商亲近(清白)指数每增加一个单位,

表10 “亲”“清”政商关系与盈余管理变化幅度

Panel: A	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	增加组	减少组	增加组	减少组	增加组	减少组
	$Rate_da_zj$	$Rate_da_js$	$Rate_rem_zj$	$Rate_rem_js$	$Rate_uce_zj$	$Rate_uce_js$
<i>Coop</i>	-0.889 5*** (-7.43)	0.503 1*** (5.06)	0.323 1*** (5.34)	-0.307 3** (-2.03)	0.205 6*** (5.45)	-0.113 3** (-2.07)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Indu</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	8 076	9 101	8 355	8 822	8 269	8 908
<i>Adj. R²</i>	0.141 4	0.141 0	0.057 6	0.059 1	0.048 9	0.052 1
Panel: B	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	增加组	减少组	增加组	减少组	增加组	减少组
	$Rate_da_zj$	$Rate_da_js$	$Rate_rem_zj$	$Rate_rem_js$	$Rate_uce_zj$	$Rate_uce_js$
<i>Collu</i>	-0.834 2*** (-4.34)	0.785 2*** (5.21)	0.437 0*** (3.75)	-0.220 5*** (-5.57)	0.238 7*** (4.67)	-0.231 5*** (-3.71)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Indu</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	8 076	9 101	8 355	8 822	8 269	8 908
<i>Adj. R²</i>	0.141 7	0.141 3	0.058 0	0.059 4	0.050 0	0.054 8

注: 括号内为 t 值; *, **, *** 分别表示双尾检验的统计显著水平为 10%、5% 和 1%。

平均意义上应计盈余管理下降幅度上升 0.503 1 (0.785 2), 真实和分类转移盈余管理下降幅度分别减少 0.307 3 (0.220 5) 和 0.113 3 (0.231 5) 个单位, 整体盈余管理下降幅度上升 0.082 5 (0.333 2)。综上分析, “亲”“清”政商关系使增加组整体盈余管理的增长幅度下降了, 却使减少组整体盈余管理的下降幅度上升了, 因而导致盈余管理总体趋于下降。

六、研究结论与启示

本文以 2016—2020 年我国 A 股上市公司为样本, 研究了“亲”“清”政商关系对企业盈余管理的影响, 研究结果表明, 政商关系越亲近、越清白, 企业应计盈余管理行为越少, 但更为隐蔽的真实和分类转移盈余管理行为越多, 即“亲”“清”政商关系有效抑制了应计盈余管理, 但促使企业盈余管理更加隐蔽。在进一步研究中, 本文针对企业产权性质和内部控制质量展开了异质性分析, 结果发现相较于非国有企业而言, “亲”“清”政商关系对国有企业应计盈余管理的抑制作用更为显著, 对国有企业真实和分类转移盈余管理的促进作用也更为显著; 相较于内部控制质量较高的企业而言, “亲”“清”政商关系对内部控制质量较低企业的应计盈余管理抑制作用更为明显, 对内部控制质量较低企业的真实和分类转移盈余管理促进作用更为明显。此外, 本文对“亲”“清”政商关系影响企业盈余管理的作用渠道进行了检验, 结果发现“亲”“清”政商关系会通过约束政企间不正当的政治关联从而影响企业盈余管理。最后, 通过比较三类盈余管理的增减幅度, 本文研究发现盈余增加组的增长幅度下降了, 但盈余减少组的下降幅度却上升了, 这意味着, “亲”“清”政商关系从整体上抑制住了企业盈余管理行为。

基于上述研究发现, 本文得出如下两点启示。

1. 政府部门应当积极倡导健康的政商关系, 引导和规范微观企业的财务行为。政府作为社会管理者, 承担着引导和监管企业行为的责任。而企业则是经济的主体, 承担着生产经营和创造价值的任务。在良性政商关系的背景下, 政府积极为企业提供支持和服务, 有效地促进企业经营业绩的提升, 并从根本上解决企业盈余管理的诱因; 同时政府加强监管力度, 防止政商之间出现寻租行为, 增加盈余管理的机会成本, 从而抑制企业盈余管理。为了更好地引导和规范微观企业的财务行为, 政府应当进一步厘清“亲”“清”新型政商关系的内涵与界定, 妥善处理权力与资本、官员与企业家、政府与市场之间的关系, 确保政商两界亲密但不越界, 关系清晰但不疏离, 界限明确但双向畅通, 做到勇于作为但又谨慎小心^[12]。

2. 监管部门应该采取新举措防止企业使用更为隐蔽的盈余管理行为。“亲”“清”政商关系虽然有效地抑制了应计盈余管理, 但是促进了企业真实和分类转移盈余管理的增加。而真实和分类转移盈余管理的隐蔽性更强、审计难度更大, 对资本市场的危害更大。监管部门可以从以下方面加大监管力度防止企业使用真实和分类转移盈余管理进行盈余操控。第一, 增强财务审计力度。监管部门可以加强对企业财务报表的审计力度, 通过深入分析和审查企业的财务报表, 检测是否存在真实和分类转移盈余管理的迹象。第二, 完善相关法律法规。监管部门可以完善相关法律法规, 并对违规企业加大处罚力度以威慑企业使用真实和分类转移盈余管理。第三, 提升信息披露的要求。监管部门可以要求企业提高信息披露的透明度, 以使资本市场更加清楚地了解企业的经营状况, 帮助投资者判断企业是否使用真实和分类转移盈余管理粉饰财务信息, 进而做出更为客观的财务决策。第四, 建立预警机制。监管部门可以建立预警机制, 对存在或可能存在真实和分类转移盈余管理风险的企业进行监测和预警, 并及时采取相应措施, 防止企业进行盈余操纵。

参考文献

- [1] 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).

- [2] 蒋长流,江成涛,郑德昌. 新型政商关系能打破企业创新的政治资源诅咒吗? [J]. 软科学, 2021(6).
- [3] 聂辉华,张雨潇. 分权、集权与政企合谋[J]. 世界经济, 2015(6).
- [4] Jia, R., H. Nie. Decentralization, collusion and coalmine deaths[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2017(1).
- [5] 范子英,田彬彬. 政企合谋与企业逃税:来自国税局长异地交流的证据[J]. 经济学(季刊), 2016(4).
- [6] 胡洪曙,梅思雨. 转移支付对企业税负的影响研究——基于信息不对称背景下地方策略性征税视角[J]. 华中师范大学学报(人文社会科学版), 2021(4).
- [7] 杨继东,崔琳,周方伟,等. 经济增长、财政收入与土地资源配置——基于工业用地出让的经验分析[J]. 经济与管理研究, 2020(8).
- [8] 张振波. 政企合谋、动员式治理与环境质量的阶段性改善——基于中央环保约谈的实证分析[J]. 公共管理评论, 2021(3).
- [9] 周俊,张艳婷,贾良定. 新型政商关系能促进企业创新吗?——基于中国上市公司的经验数据[J]. 外国经济与管理, 2020(5).
- [10] 聂辉华. 从政企合谋到政企合作——一个初步的动态政企关系分析框架[J]. 学术月刊, 2020(6).
- [11] 周泽将,徐硕,马静. 政治关联、事务所背景与盈余管理——基于独立董事视角的经验证据[J]. 审计研究, 2017(6).
- [12] 庄旭东,张翼飞. 新型政商关系的投资效率治理效应研究——来自中国A股市场的经验证据[J]. 证券市场导报, 2021(12).
- [13] 吴新任. 新型政商关系对企业不同类型创新的影响[J]. 软科学, 2022(6).
- [14] 崔艳娟,李延喜,陈克兢. 外部治理环境对盈余质量的影响:自然资源禀赋是“诅咒”吗[J]. 南开管理评论, 2018(2).
- [15] 龚启辉,吴联生,王亚平. 两类盈余管理之间的部分替代[J]. 经济研究, 2015(6).
- [16] 李增福,骆展聪,杜玲,等. “信息机制”还是“成本机制”?——大数据税收征管何以提高了企业盈余质量[J]. 会计研究, 2021(7).
- [17] North, D. C. *Institutions, Institutional Change and Economic Performance* [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- [18] 赵晓阳,衣长军. 国资介入能否抑制实体企业的脱实向虚?——兼论亲清政商关系的调节作用[J]. 经济管理, 2021(7).
- [19] 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).
- [20] Zang, A. Y. Evidence on the trade-off between real activities manipulation and accrual-based earnings management[J]. *The Accounting Review*, 2012(2).
- [21] Cohen, D. A., A. Dey, T. Z. Lys. Real and accrual-based earnings management in the pre- and post-Sarbanes-Oxley periods[J]. *The Accounting Review*, 2008(9).
- [22] Andrews, O., M. Z. Alaa, O. Kamil, et al. Is there a trade-off between accrual-based and real earnings management activities in the presence of (fe) male auditors? [J]. *Journal of Business Ethics*, 2020(4).
- [23] Roychowdhury, S. Earnings management through real activities manipulation[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2006(3).
- [24] 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]. 经济经纬, 2017(6).
- [25] 申毅,阮青松. 薪酬管制对企业盈余管理影响的研究——基于应计及真实盈余管理的检验[J]. 经济管理, 2022(1).
- [26] McVay, S. E. Earnings management using classification shifting: An examination of core earnings and special items[J]. *The Accounting Review*, 2006(3).
- [27] 徐沛勳. 高管薪酬、董事会治理与分类转移[J]. 财贸经济, 2020(3).

- [28]Abernathy,L. A. ,B. Beyer,E. T. Rapley. Earnings management constraints and classification shifting[J]. *Journal of Business Finance & Accounting* ,2014(6).
- [29]樊行健,郑珺. 非经常性损益的列报:理论、准则与分析[J]. 会计研究,2009(11).
- [30]丁浩,方盈赢. 政商关系对城市商业银行不良贷款率的影响[J]. 经济与管理研究,2019(10).
- [31]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).
- [32]周夏飞,魏炜. 非经常性损益披露监管与归类变更盈余管理——来自中国上市公司的证据[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版),2015(5).
- [33]金宇超,靳庆鲁,宣扬. “不作为”或“急于表现”:企业投资中的政治动机[J]. 经济研究,2016(10).
- [34]叶建芳,李丹蒙,章斌颖. 内部控制缺陷及其修正对盈余管理的影响[J]. 审计研究,2012(6).
- [35]姜英兵,李星辰,崔广慧. 分类转移盈余管理影响企业商业信用吗?[J]. 证券市场导报,2020(10).
- [36]Fan,J. P. ,T. J. Wong,T. Zhang. Politically connected CEOs,corporate governance, and post-IPO performance of China’s newly partially privatized firms[J]. *Journal of Financial Economics* ,2007(2).
- [37]罗喜英,刘伟. 政治关联与企业环境违规处罚:庇护还是监督——来自 IPE 数据库的证据[J]. 山西财经大学学报,2019(10).

Dose the New “Close” and “Unsullied” Government-Business Relationship Inhibit Earnings Management ?

— Empirical Evidence from A-share Listed Companies in China

WANG Hong-hua, AN Ya-ren

Abstract: This article takes China’s A-share listed companies from 2016 to 2020 as a sample, and studies the impact of government-business relationships on earnings management. The results show that the “close” and “unsullied” government-business relationships effectively inhibit accrued earnings management, but induce companies to use the subtle real and classification shifting earnings management. Secondly, in further research, through heterogeneity test, it is found that the nature of corporate property rights and the quality of internal control can affect the effect of the “close” and “unsullied” government-business relationships on earnings management; Through the impact mechanism test, it is found that the “close” and “unsullied” government-business relationships can affect corporate earnings management by restricting improper political connections between government and enterprises; Through the economic consequences test, it is found that the “close” and “unsullied” government-business relationships has led to a decline in overall earnings management and improved the quality of corporate earnings.

Key words: the “close” and “unsullied” government-business relationship; accrued earnings management; real earnings management; classification shifting earnings management

(责任编辑 周振新)