

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2024.08.008

组织内部非正式关系与盈余管理^①

刘春¹, 孙亮^{1*}, 杨梦婕²

(1. 中山大学国际金融学院, 广州 510275; 2. 新加坡管理大学会计学院, 新加坡 178900)

摘要: 深入理解上市公司盈余管理行为的影响因素, 有助于优化中国资本市场生态和保障注册制的全面实行。既有文献较少关注盈余管理作为集体任务的现实特征, 忽视了组织内部非正式关系通过减少合谋成本对盈余管理产生的影响。本研究首次定量考察了组织内部非正式关系对上市公司盈余管理行为的影响。研究发现: 1) 组织内部非正式关系越强, 公司盈余管理程度越高, 该结论在一系列稳健性检验后仍然成立; 2) 越需要减少盈余管理合谋成本的公司, 组织内部非正式关系对盈余管理的正向影响越明显; 3) 向员工提供较高水平的福利是组织内部非正式关系影响盈余管理的重要渠道。本研究为理解盈余管理影响因素的相关研究提供了新的视角。

关键词: 组织内部非正式关系; 合谋成本; 盈余管理

中图分类号: F231.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2024)08-0126-22

0 引言

中国资本市场已经迎来全面注册制。上市公司充分、真实的信息披露是注册制的核心^②。然而近年来, 中国上市公司财务报告的可靠性堪忧。不仅涌现出诸如乐视网、獐子岛、康美药业等重大财务违规事件, 上市公司还普遍存在较严重的盈余管理行为^①, 产生了非常恶劣的影响^③。对此, 党和政府高度重视。2021年7月6日, 中共中央办公厅和国务院办公厅联合印发《关于依法从严打击证券违法活动的意见》(以下简称“意见”), 特别强调要全面形成“崇法守信、规范透明、开放包容的良好资本市场生态”。

在这样的背景下, 进一步深入理解公司盈余

管理行为的影响因素, 对于提高信息披露质量, 优化资本市场生态, 保障注册制全面实行, 具有重要的现实意义和理论价值。早期关于盈余管理影响因素的研究基本围绕欺诈三角理论展开^④。然而, 欺诈三角理论是一个单人行动模型^⑤, 并没有考虑现实中盈余管理行为“集体任务”的特征, 因而也就忽视了组织内部非正式关系通过减少“集体任务”合谋成本对盈余管理产生的影响。近年来, 越来越多的文献注意到盈余管理的“集体任务”属性^{⑥-⑧}, 也开始在理论上强调组织内部非正式关系尤其是公司高管与中低层管理人员及普通员工之间合谋成本对盈余管理的影响^{⑤, 9, 10}。但囿于实证测量方面的困难^④, 相关定量研究还很少见。本研究尝试对此付出探索性的努力, 在中国情

① 收稿日期: 2019-09-22; 修订日期: 2022-10-17

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(71972186; 71772182; 72132010)。

通讯作者: 孙亮(1979—), 男, 江西萍乡人, 博士, 副教授, 博士生导师。Email: sunL6@mail.sysu.edu.cn

② 详见界面新闻的报导:《证监会定义注册制: 以信息披露为核心》。https://www.jiemian.com/article/3261969.html

③ 盈余管理行为往往最终演变为财务舞弊^②。因此与少数极端恶劣的财务违规事件相比, 普遍存在的盈余管理行为是更加需要重视的经济社会发展中的顽疾^③。

④ 非正式关系是指科层制结构涵盖之外的一切人际关系^{①①}。组织内部非正式关系是指组织成员之间自发形成的各种相互关系。由于公司成员及公司成员间非正式关系种类的数量均非常多, 所以很难直接测量公司高管或董事与中低层管理人员及普通员工之间的非正式关系。

境下^⑤,检验组织内部非正式关系是否以及如何影响公司盈余管理行为。

以2008年—2018年间中国A股上市公司为样本,以中国各省、直辖市人均彩票销售额与人均可支配收入的比值衡量该地区上市公司组织内部的非正式关系,本研究发现:1)组织内部非正式关系越强,公司盈余管理程度越高;2)通过工具变量、倾向得分匹配等方法控制内生性问题后,研究结论保持不变;3)进一步分析表明,越需要减少盈余管理“集体任务”合谋成本的公司,组织内部非正式关系对盈余管理的正向影响越明显。并且,向员工提供较高水平的福利是组织内部非正式关系影响盈余管理的重要渠道。这意味着,组织内部非正式关系是公司盈余管理行为的重要影响因素。

本研究丰富了盈余管理影响因素的相关研究。盈余管理一直是会计学和公司治理研究中的核心问题^[13-15]。但是,既有文献大多隐含地假定盈余管理只是公司CEO或CFO的个人行动^[16,17],或者只是公司高级管理层的共同行动^[18-20]。这忽略了实践中盈余管理需要公司内部包括中低层管理人员和普通员工在内多方配合的基本事实^⑥。与此不同,本研究特别强调盈余管理作为公司“集体任务”的合谋成本,并且证明了组织内部非正式关系是影响盈余管理的重要因素。因此,本研究为盈余管理影响因素的相关研究提供了新视角和新证据。

本研究还有着重要的现实意义。最高人民法院于2022年1月21日颁布《最高人民法院关于审理证券市场虚假陈述侵权民事赔偿案件的若干规定》(法释[2022]2号),首次提出“抓帮凶”的理念,支持对协助公司会计造假的客户和供应商追责。本研究表明,不仅应重视对公司外部“帮凶”追责,也应严厉惩戒来自公司内部“帮凶”。藉此弱化组织内部非正式关系,增加合谋成本,可以大幅减少上市公司的盈余管理行为。

1 理论分析与研究假说

根据Correia^[21]提出的成本收益分析框架,公司盈余管理程度是盈余管理行为预计可获得收益或可避免损失的增函数,是盈余管理行为预计被发现概率和预计被发现后所受惩罚的减函数。因此为了分析时表述的方便,本研究将上述逻辑用以下函数式来表达

$$EM = f(EA + AL - p \times F) \quad (1)$$

其中EM是公司盈余管理程度。EA和AL分别是公司通过盈余管理额外获得的资产和避免的损失,二者共同构成盈余管理的收益。p是盈余管理被发现的概率,F是公司因盈余管理被发现所受的惩罚。如前所述,既有盈余管理文献大多忽视了现实中盈余管理行为“集体任务”的特征,因而没有纳入合谋成本的因素。上述函数式也不例外。所以,本研究在增加对于合谋成本的考虑后,将上述函数式改写如下

$$EM = f[EA + AL - BC - DC - (p + w) \times F] \quad (2)$$

其中新增变量BC和DC分别表示盈余管理事前和事中的合谋成本,w表示盈余管理的事后合谋成本,即公司其他成员告密的概率。可见,BC、DC和w越小,公司盈余管理程度越高。而组织内部非正式关系将显著减少合谋成本BC、DC和w,增加公司盈余管理程度。

第一,组织内部非正式关系能够大幅减少盈余管理的事前合谋成本。作为“集体任务”,公司盈余管理所涉部门众多。例如,降低固定资产年折旧率增加公司会计利润,是一种常见的盈余管理行为。实践中,这至少需要资产管理部、生产部门和人力资源部部门的支持^⑦。因此公司进行盈余管理,必须在事前获得相关部门管理人员和关键执行人员的支持。更强的组织内部非正式关系可

⑤ 中国也是更适合用于讨论组织内部非正式关系经济后果的场景。非正式关系是中国社会关系中的重要特征,广泛侵入了正式组织和科层制体系^[11]。利用非正式关系是中国从古至今资源配置的重要特色^[12]。

⑥ 例如银广夏事件,先是银广夏财务总监兼董事会秘书丁功民要求子公司天津广夏财务总监董博开展财务造假,再是董博要求作为孙公司的天津广夏萃取有限公司总经理阎金岱帮助伪造萃取产品生产纪录。又如美国世通事件,先是财务总监沙利文要求会计总监梅尔斯开展财务造假,再是梅尔斯请求会计主任叶兹配合,然后叶兹又邀请两位中级会计人员文森和诺曼德参与。

⑦ 资产管理部门需重新制作固定资产购置申请、购置可行性分析等一系列材料。生产部门需面对固定资产使用期限延长对绩效考核可能产生的影响。人力资源部门需厘清资产管理部门和生产部门的真实业绩。

以从两个方面帮助公司降低盈余管理的事前合谋成本。一方面,组织内部非正式关系越强越容易形成强关系下的“熟人圈”。而强关系下的“熟人圈”存在封闭性,作为一个整体较难纳入“圈外”信息^[22],知识和经验相对单一^[23]。所以当公司提出通过盈余管理获取利益或避免损失时,相关部门既很难提出有效的替代方案,也较易受到群体思维的影响^[24],从而被动选择支持;另一方面,组织内部非正式关系越强,相互理解和相互信任程度越高^[25]。在这样的情形下,相关部门管理人员和关键执行人员既会更加愿意理解公司的难处和需求,也会更加倾向于相信公司开展盈余管理活动是基于集体利益而非管理层个人私利,所以更可能选择支持和配合。亦即,组织内部非正式关系可以通过减少函数(式(2))中的 BC ,增加 EM 。

第二,组织内部非正式关系也能够大幅减少盈余管理的事中合谋成本。组织内部非正式关系越强,越容易形成强关系下的“熟人圈”,可以大幅减少事中公司内部各部门之间相互推诿的情形。强关系意味着信任和承诺,内嵌着互助的义务^[26]。并且,中国人“好面子”、“讲人情”,在对待亲密关系时尤其如此^[27]。这意味着,推诿“圈内人”配合盈余管理的请求,无异于“下人面子”和“不讲人情”。在中国,“下人面子”和“不讲人情”都非常严重^[27],会受到“圈内人”的集体惩罚。因此,组织内部非正式关系的强化将使得相关部门管理人员和关键执行人员面对“圈内人”配合盈余管理请求的理性选择偏向于“义不容辞”。亦即,组织内部非正式关系可以通过减少函数(式(2))中的 DC ,增加 EM 。

第三,组织内部非正式关系还能够大幅减少盈余管理的事后合谋成本。除事前和事中的合谋成本外,盈余管理的事后合谋成本也很重要。既有文献表明,由于在获取公司内部信息方面的巨大优势,员工是最有效的监督者^[7, 8]。事实上,美国世纪初最大的两起会计丑闻安然事件和世通事件的曝光,都源自于内部人告密^⑧。但是,强关系下的“熟人圈”有着相互偏袒的特性,使得公司盈余

管理活动更可能得到其他成员的默许,大幅减少告密概率^[28, 29]。中国的情形更是如此。中国是一个熟人社会。熟人社会有两个涵义。一方面,熟人社会意味着对“圈内人”的信任程度非常高^[30];另一方面,熟人社会也意味着对背叛或出卖自己的“圈内人”,处罚力度非常大。不同于正式制度下以法律为基础的双边惩罚,熟人社会的核心治理特征是多边惩罚。这意味着“过错方”不仅会遭到受害者的直接惩罚,还将面对所有“圈内人”甚至相关联的其他“圈”的集体惩罚,无疑严苛得多^[31]。在这样的情形下,公司其他成员的理性选择将偏向于“不可说”。亦即组织内部非正式关系可以通过减少函数(式(2))中的 w ,增加 EM 。

综上所述,本研究提出基本研究假说:其他条件相同时,组织内部非正式关系越强,公司盈余管理程度越高。

2 研究设计

2.1 样本和数据

中国财政部于2007年才开始公布作为本研究解释变量的各省彩票销售信息,而为了减少内生性的困扰,本研究对核心解释变量进行了滞后一期的处理,所以将2008年—2018年间在中国沪深两市交易的A股上市公司作为初始样本。遵循既有文献的惯例,本研究对初始样本进行了如下筛选:第一,剔除金融行业样本;第二,剔除实证检验中所需关键数据缺失的样本。本研究最终得到24461个有效观测值,其行业及年度分布如表1所示。

本研究所使用的上市公司财务数据全部来自WIND金融研究数据库。除此之外,本研究实证检验中其他数据的来源主要包括以下五个方面:1)各省彩票销售信息系手工收集自财政部官方网站;2)各省棋牌室的数量系通过接入高德地图API利用爬虫技术抓取而来;3)计算中国各地文化多样性的底层数据系手工收集自《汉语方言大词典》和《中国汉语方言地图集》;4)作为本研究

⑧ 其中,安然事件的告密者是时任安然公司副总裁的沃特金斯,世通事件的告密者是时任世通公司审计部门副总裁的库珀。

工具变量的中国宋代各省水利工程平均灌溉面积信息系查阅自美国史学家珀金斯的著作《中国农业的发展:1368—1968》;5) 样本公司董事长和CEO的籍贯、教育背景等信息,以及各年子公司数量和地理分布等信息,系手工收集自上市公司公开发布的招股说明书和各年年报。

表1 样本行业及年度分布

Table 1 Industry and year distribution

Panel A: 样本行业分布		
行业	数量	比例/%
农、林、牧、渔	377	1.54
采矿	680	2.78
制造	15 081	61.65
电力、热力、燃气及水生产和供应	920	3.76
建筑	664	2.71
批发和零售	1 452	5.94
交通运输、仓储和邮政	844	3.45
住宿和餐饮	78	0.32
信息传输、软件和信息技术服务	1 625	6.54
房地产	1 380	5.64
租赁和商务服务	226	0.92
科学研究和技术服务	185	0.76
水利、环境和公共设施管理	207	0.85
居民服务、修理和其他服务	47	0.19
教育	8	0.03
卫生和社会工作	39	0.16
文化、体育和娱乐	347	1.42
综合	301	1.23
合计	24 461	100.00
Panel B: 样本年份分布		
年份	数量	比例/%
2008	1 353	5.53
2009	1 427	5.83
2010	1 524	6.23
2011	1 866	7.63
2012	2 154	8.81
2013	2 329	9.52
2014	2 354	9.62
2015	2 484	10.15
2016	2 708	11.07
2017	2 919	11.93
2018	3 343	13.67
合计	24 461	100.00

2.2 模型和变量

为考察组织内部非正式关系对公司盈余管理行为的影响,本研究建立以下基准回归模型

$$EM_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 IR_{i,t-1} + \alpha_i X_{i,t} + \alpha_j \sum Year_{i,t} + \alpha_k \sum Industry_{i,t} + \xi_{i,t} \quad (3)$$

式(3)的因变量是公司的盈余管理程度。对此,参考既有文献的做法^[32-34],本研究主要使用以下 Kothari 模型来估算

$$\frac{TA_t}{Ass_{t-1}} = \alpha_1 \times \left(\frac{1}{Ass_{t-1}} \right) + \alpha_2 \times \frac{(Rev_t - Rec_t)}{Ass_{t-1}} + \alpha_3 \times \frac{PPE_t}{Ass_{t-1}} + \alpha_4 \times \frac{NI_t}{Ass_{t-1}} + \varepsilon \quad (4)$$

其中 TA_t 是公司 t 年度的总应计额,等于净利润与经营活动现金净流量之差。 ΔRev_t 和 ΔRec_t 分别是公司第 t 年与第 $t-1$ 年之间营业收入和应收账款账面价值(即应收账款账面余额减坏账准备)的变化额, PPE_t 是公司 t 年末固定资产的原值。 ASS_{t-1} 是公司第 t 年期初总资产,用于平滑以消除公司规模的影响。分行业分年度拟合上式所得到的残差反映的是总应计额偏离经济交易的未预期部分,即本研究研究中所需的各年盈余管理程度 EM 。

式(3)的核心解释变量是组织内部非正式关系。本研究以彩票销售额为基础衡量不同地区上市公司组织内部非正式关系的强度。彩票虽然是舶来品,但国人却早已将其变成了一项中国式的充满娱乐性的集体游戏^⑨。一方面,集体游戏有助于强化组织内部人与人之间的身份认同。从社会学的角度来说,集体游戏类似于一场社会关系悬置的人生戏剧。游戏开始意味着现实的日常生活中断,人们随之进入一个颠倒的理想化的游戏世界^[35]。在这个游戏世界中,规则是专狭的,人与人之间是相对平等的,生活是暂时而有限的完美^[36]。此时,人与人之间的各种拘谨和隔阂极易被打破,从而形成并强化身份认同。另一方面,集体游戏还有助于形成“强关系的熟人圈”。集体游

⑨ 一方面,在国人看来,买彩票也是一个充满娱乐性的技术活,并产生出各种攻略。例如著名的彩票购买口诀“纵看重复号,横看区间比,斜看跳跃式”等。另一方面,国人还特别热衷以类似于众筹的方式合伙购买彩票,这就使得买彩票在中国成为了一个集体游戏。例如2018年,浙江宁波17位彩友、四川巴中18位彩友、河南许昌60位彩友分别合伙买中双色球一等奖。更有趣的是,2019年安徽阜阳100位彩友合伙下注12 012元,中奖1 045万。领奖当天,这群彩友又合伙包了一辆大巴车敲锣打鼓而来,甚是喜庆。

戏能够产生一个天然的非正式谈话环境,即社会学所称的场域.在社会关系悬置的情形下,人与人之间的戒备极大的放松,各种资讯和观点得以在游戏参与者之间传递、试探、互动和修正,直至达到最大程度的共识,从而形成“强关系的熟人圈”.这意味着,集体游戏能够极大地强化组织内部非正式关系^[37],地区彩票销售额能够在较大程度上衡量当地上市公司组织内部非正式关系的强度.所以,本研究把从财政部官网收集的各省2007年—2017年间人均彩票销售额除以相应的人均可支配收入,再滞后一期便得到本研究用于表征不同地区上市公司组织内部非正式关系强度的变量 IR . 在估计基准模型时,本研究最关心的就是 IR 估计系数 α_1 的方向和显著性. 根据前文所提出的基本研究假说, α_1 应显著大于零.

参考既有文献的做法^[32, 33, 38],式(3)中还纳入了一系列控制变量,用向量 x 表示. 这些控制变量主要包括公司规模 ($Size$)、负债率 ($Leverage$)、成长性 ($Growth$)、绩效 (ROA)、财务困境可能性 ($Altman Z$) 以及上市年龄 (Age). 进一步的,本研究在式(3)中还同时纳入了年度和行业的固定效应,对所涉及的全部连续变量进行上下 1% 的缩尾处理以缓解异常值对实证结果的潜在影响,并使用公司层面的聚类标准误以获得更为稳健的推断^[39]. 表 2 的 Panel A 列示了式(3)中所涉及全部变量的定义和衡量方法, Panel B 提供其描述性特征. 可以看到,样本公司权益市值平均为 57 亿元,杠杠率是 44.4%. EM 的均值和中位数均大于零,说明中国上市公司普遍存在着向上调整盈余的情形.

表 2 主要变量定义及描述性统计

Table 2 Variable definition and descriptive statistics

Panel A: 变量定义及衡量方法					
EM	样本公司以 Kothari 模型所估计的盈余管理程度				
IR	各省各年度人均彩票销售额除以人均可支配收入				
$Size$	样本公司年末权益市值的自然对数				
$Leverage$	样本公司年末总负债与总资产的比值				
$Growth$	样本公司年末总市值与总资产的比值				
ROA	样本公司年度资产现金利润率				
$Altman Z$	样本公司年度 $Altman Z$ 指数				
Age	样本公司的上市年限				
$Industry FE$	行业虚拟变量				
$Year FE$	年度虚拟变量				
Panel B: 描述性统计					
变量	均值	标准差	25%	50%	75%
EM	0.001	0.073	-0.039	0.001	0.037
IR	0.014	0.004	0.012	0.014	0.016
$Size$	22.458	0.962	21.770	22.368	23.032
$Leverage$	0.444	0.210	0.277	0.441	0.605
$Growth$	2.523	1.802	1.363	1.939	2.994
ROA	0.042	0.073	0.003	0.042	0.085
$Altman Z$	6.529	8.718	1.969	3.632	7.058
Age	11.068	6.595	5.000	10.000	17.000

3 实证结果与分析

3.1 基准回归

表 3 报告了式(3)的多元回归结果. 其中,

式(1)、式(2)、式(3)的区别在于推断方法的差异,分别是在公司层面、省份层面以及同时在公司和年度两个层面上对标准误做聚类调整. 可以看到, IR 在三个回归中的估计系数均显著大于零. 这与本研究基本研究假说的预期相符,说明

组织内部非正式关系显著增加了公司的盈余管理程度. 进言之, 上述发现的经济意义也非常显著. 基于估计结果可知, 组织内部非正式关系每增加 1%, 公司盈余管理程度将增加 31.6%. 更

具体的, 居于上四分位数强组织内部非正式关系地区的上市公司, 盈余管理程度比居于下四分位数的弱组织内部非正式关系地区的上市公司高出 10.53%^⑩

表 3 组织内部非正式关系与盈余管理

Table 3 Intra-organizational informal relationships and earnings management

变量名	Dependent variable = EM		
	(1)	(2)	(3)
<i>IR</i>	0.316 *** (0.11)	0.316 ** (0.13)	0.316 ** (0.10)
<i>Size</i>	0.012 *** (0.00)	0.012 *** (0.00)	0.012 *** (0.00)
<i>Leverage</i>	-0.036 *** (0.00)	-0.036 *** (0.00)	-0.036 *** (0.00)
<i>Growth</i>	-0.001 *** (0.00)	-0.001 * (0.00)	-0.001 ** (0.00)
<i>ROA</i>	-0.868 *** (0.01)	-0.868 *** (0.01)	-0.868 *** (0.02)
<i>Altman Z</i>	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)
<i>Age</i>	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)
<i>Industry FE</i>	是	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是
<i>Clustered by Firm</i>	是		
<i>Clustered by Province</i>		是	
<i>Clustered by Firm and Year</i>			是
<i>N</i>	24 461	24 461	24 461
<i>adj. R²</i>	0.701	0.701	0.701

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著. 回归中所使用的连续变量均经过上下 1% 的 Winsorize 处理. 表中数据为各自变量的估计系数, 括号内数据是各自变量估计系数的标准误, 所有回归均包含但未报告截距项. 统计检验时的 *t* 值已经 Cluster 标准误和 White 异方差稳健性修正. 下同.

3.2 内生性检验

3.2.1 增加控制变量

本研究的研究可能存在着内生性问题. 例如, 尽管本研究已经在式(3)中纳入了盈余管理文献中常见的控制变量, 但依然会面临遗漏变量的潜在困扰. 其一, 鉴于上市公司管理层对财务报告质量有重要影响, 因此本研究首先考虑增加对于公司董事长及 CEO 求学经历和商业背景的控制. 具体而言, 本研究增加控制了样本公司董事长的年龄 (*ChairmanAge*)、是否拥有海外学习经历

(*ChairmanOversea*) 和是否拥有博士学位 (*ChairmanPhd*), 以及样本公司 CEO 的年龄 (*CEOAge*)、是否拥有海外学习经历 (*CEOOversea*) 和是否拥有博士学位 (*CEOPhd*) 这六个变量. 表 4 的 Panel A 报告了该项测试. 可以看到, *IR* 的估计系数依然显著大于零. 其二, 本研究也担心实证发现可能是由某个缺失的地区级变量引起的, 因此还考虑增加对样本公司所在地区基本特征的控制. 具体的, 本研究增加控制了地区国内生产总值 (*GDP*) 及其增长率

⑩ $31.6\% \times (0.016 - 0.012) / 0.012 = 10.53\%$.

(*GDPGrowth*)、人均财政赤字 (*Deficit*)、失业率 (*Unemployment*) 以及文盲人口比重 (*Education*) 五个变量. 表 4 的 Panel B 报告了该项测试. 可以看到, *IR* 的估计系数同样是显著大于零. 其三, 由于前述两项测试均局限于可观测变量, 因此本研

究也考虑在控制省份和公司个体固定效应的情形下重复表 3 的检验. 表 4 的 Panel C 报告了该项测试. 可以看到, *IR* 的估计系数还是显著大于零. 这初步表明研究结论是稳健的, 并未受到潜在遗漏变量问题的实质性困扰.

表 4 增加控制变量

Table 4 Adding control variables

Panel A: 控制管理层基本特征 (N = 13 372)		
	Dependent variable = EM	
	系数	标准误
<i>IR</i>	0.302 **	(0.14)
<i>ChairmanOversea</i>	-0.003	(0.00)
<i>ChairmanPhd</i>	0.002	(0.00)
<i>ChairmanAge</i>	0.000	(0.00)
<i>CEOOversea</i>	0.002	(0.00)
<i>CEOPhd</i>	0.005 **	(0.00)
<i>CEOAge</i>	0.000	(0.00)
<i>Control Variables</i>		是
<i>Industry FE</i>		是
<i>Year FE</i>		是
<i>Clustered by Firm</i>		是
Panel B: 控制地区基本特征 (N = 24 461)		
	Dependent variable = EM	
	系数	标准误
<i>IR</i>	0.311 ***	(0.12)
<i>GDP</i>	-0.000 ***	(0.00)
<i>GDPGrowth</i>	-0.005	(0.01)
<i>Deficit</i>	0.004 **	(0.00)
<i>Unemployment</i>	0.152 ***	(0.04)
<i>Education</i>	0.000 ***	(0.00)
<i>Control Variables</i>		是
<i>Industry FE</i>		是
<i>Year FE</i>		是
<i>Clustered by Firm</i>		是
Panel C: 控制地区及公司个体固定效应 (N = 24 025)		
	Dependent variable = EM	
	系数	标准误
<i>IR</i>	0.253 **	(0.10)
<i>Control Variables</i>		是
<i>Industry FE</i>		是
<i>Year FE</i>		是
<i>Province FE</i>		是
<i>Firm FE</i>		是
<i>Clustered by Firm</i>		是

3. 2. 2 工具变量法

由于无法穷尽所有可能的遗漏变量, 表 4 报告的增加控制变量的方法有局限性, 因此本研究接下来诉诸基于工具变量的两阶段最小二乘

法. 通过分离核心解释变量中与潜在遗漏变量相关的部分, 工具变量法能够较好地缓解可能的内生性问题. 具体的, 本研究选用的工具变量是宋代各省水利工程的平均灌溉面积 (*IAWC-*

SONG)。一方面,更大的水利工程平均灌溉面积将带来更多的农闲时间,而农闲时间的增加将使得人们有更多参与集体游戏的机会。亦即,本研究预期宋代各省水利工程的平均灌溉面积应与当地集体游戏的流行程度正相关,从而满足对于工具变量的相关性要求。另一方面,宋代的农业技术理论上很难直接作用于近千年后当地上市公司的盈余管理行为,因而也应该能够满足对于工具变量的外生性要求。通过查阅美国史学家珀金斯的著作《中国农业的发展:1368—1968》,本研究获得了宋代各省水利工程平均灌溉面积的数据。以此为基础,表 5 报告了基于工具变量法在两阶段最小二乘估计。其中,Panel A 报告的是第一阶段的回归结果。可以看到,在以 IR 为因变量的第一阶段估计中,工具变量 IAWC-SONG 显著大于零,并且可识别检验也在 1% 的水

平上拒绝工具变量与内生变量不相关的零假设。Panel B 报告的是第二阶段的回归结果。可以看到:1)KP 统计量为 909.787,远高于 Stock-Yogo 弱工具变量检验在 10% 统计水平上的临界值 16.38,说明 IAWCSONG 不是弱工具变量;2)IR 的估计系数在第二阶段回归中依然显著大于零,再次表明本研究研究结论是稳健的,潜在遗漏变量问题不会对其产生实质性影响。最后,为了进一步厘清本研究工具变量的外生性,参考 Acemoglu 等^[40]、Altonji 等^[41]和 Angrist 等^[42]的做法,本研究还执行了 Reduced Form Regression,表 5 的 Panel C 报告了该项测试。可以看到,在直接以 EM 为因变量,以工具变量 IAWCSONG 为解释变量的估计中,IAWCSONG 的系数并不显著,说明其确实不会直接作用于上市公司的盈余管理行为,满足对于工具变量的外生性要求。

表 5 工具变量法

Table 5 Instrumental variables

Panel A: IV-The First Stage(N = 15 749)		
	Dependent variable = IR	
	系数	标准误
IAWCSONG	0.001***	(0.00)
Control Variables	是	
Industry FE	是	
Year FE	是	
Clustered by Firm	是	
Underidentification test	695.596***	
Panel C: IV-The Second Stage(N = 15 749)		
	Dependent variable = EM	
	系数	标准误
IR	1.719***	(0.41)
Control Variables	是	
Industry FE	是	
Year FE	是	
Clustered by Firm	是	
Weak Identification Test	909.787[16.38]	
Panel C: Reduced Form Regression(N = 15 749)		
	Dependent variable = EM	
	系数	标准误
IAWCSONG	0.000	(0.00)
Control Variables	是	
Industry FE	是	
Year FE	是	
Clustered by Firm	是	

3. 2. 3 倾向得分匹配

最后,如果地区之间在经济发展、居民受教育程度等方面有较大的差别,那么本研究的研究也可能存在自选择问题.因此,本研究还使用了倾向得分匹配法.具体的,参考 Fang 等^[43]的做法,本研究先设置一个虚拟变量 *IRD*,在地区人均彩票销售额与人均可支配收入的比值高于样本中位数时取值为 1,否则为 0.然后本研究在地区层面上以 *IRD* 为因变量,以地区国内生产总值(*GDP*)及其增长率(*GDPGrowth*)、人均财政赤字(*Deficit*)、失业率(*Unemployment*)以及文盲人口的比重(*Education*)为自变量估计一个 Probit 模型,生成倾向得分.以此为基础,本研究将强组织内部非正式关系地区作为处理组,逐一为其匹配一个倾向得分最接近的弱组织内部非正式关系地区作为控制组.为了提高匹配质量,本研究采用不放回无重复抽样的方法,并要求满足共同支持和 1% 的卡尺约束.最后,本研究在地区层面上得到了

98 对匹配后的有效样本.表 6 报告了该项测试的结果.其中,Panel A 是对 PSM 方法匹配效果的检验.可以看到,Panel A 的第 1 列报告了 PSM 匹配前 Probit 回归的结果,*Deficit*、*Unemployment* 及 *Education* 的估计系数均统计显著,说明组织内部非正式关系较强或较弱的地区之间在财政、就业和居民受教育程度等方面确有差异. Panel B 的第 2 列报告的则是 PSM 匹配后 Probit 回归的结果,此时所有自变量的估计系数都变得不再显著,说明 PSM 匹配的效果非常理想. PSM 匹配后处理组与控制组之间在经济发展、居民受教育程度等方面已经不存在显著差异.进一步的,Panel B 报告了 PSM 方法下针对本研究基本研究假说的检验结果.可以看到,无论核心解释变量是虚拟变量 *IRD* 还是连续变量 *IR*,估计系数都依然显著大于零,这再次说明本研究研究结论是稳健的,组织内部非正式关系确实会显著增加上市公司的盈余管理程度.

表 6 倾向得分匹配

Table 6 Propensity score matching

Panel A: 匹配前倾向得分回归与匹配后诊断回归				
	匹配前 (N = 341)		匹配后 (N = 196)	
	Dependent variable = <i>IRD</i>		Dependent variable = <i>IRD</i>	
	系数	标准误	系数	标准误
<i>GDP</i>	0.006	(0.01)	0.000	(0.01)
<i>GDPGrowth</i>	0.255	(1.10)	-1.068	(1.42)
<i>Deficit</i>	-1.878 ***	(0.37)	0.474	(0.51)
<i>Unemployment</i>	-13.451 *	(7.05)	-8.740	(8.43)
<i>Education</i>	0.064 **	(0.03)	0.001	(0.03)
<i>Constant</i>	-1.098 ***	(0.38)	0.564	(0.50)
Panel B: PSM 回归				
	Dependent variable = <i>EM</i>			
	(1)		(2)	
	系数	标准误	系数	标准误
<i>IRD</i>	0.003 ***	(0.00)		
<i>IR</i>			0.328 ***	(0.12)
<i>Control Variables</i>	是		是	
<i>Industry FE</i>	是		是	
<i>Year FE</i>	是		是	
<i>Clustered by Firm</i>	是		是	
<i>N</i>	15 434		15 434	
<i>adj R²</i>	0.701		0.701	

4 进一步的研究

前文的实证结果已经表明,组织内部非正式关系将显著增加上市公司的盈余管理程度,但上述关系的作用机理尚需讨论和验证。为此,本研究进一步分析组织内部非正式关系与公司盈余管理之间关系的内在关联、内在机理和作用渠道。具体地,第一,为了强化组织内部非正式关系与公司盈余管理之间关系的内在关联,本研究进一步检验了公司嵌入程度的影响。如果组织内部非正式关系确实会增加公司的盈余管理程度,那么对于本地嵌入程度更高的公司而言,上述关系应更加明显。该项压力测试也能够较大程度上进一步缓解研究中的内生性问题^[44];第二,为了厘清组织内部非正式关系与盈余管理之间关系的内在机理,本研究进一步检验了组织内部非正式关系的作用机理。组织内部非正式关系增加公司盈余管理的情形,对于更加需要减少盈余管理“集体任务”合谋成本的公司应更加明显;第三,为了探索组织内部非正式关系影响盈余管理的潜在路径,本研究还采用中介效应模型,揭示出改变公司高管的行动特征即促使其向全体雇员提供较高水平的福利,是组织内部非正式关系增加公司盈余管理程度的重要渠道。

4.1 公司嵌入程度的影响

随着日渐深入的全球化进程和日趋频繁的国内社会迁徙,无论上市公司或其高管,都已经很少存在完全本地化的情形。而嵌入理论认为,任何公司都嵌入在一定的社会和经济网络中,且这种嵌入会不断影响甚至重塑公司的行为^[45]。这意味着,不同嵌入程度的公司,组织内部非正式关系对盈余管理行为的影响会有差别。公司嵌入程度越高,组织内部非正式关系正向影响盈余管理的情形更加明显。对此的考察将有助于进一步明确组织内部非正式关系与公司盈余管理之间的内在关联。所以本研究参考 Halinen 和 Tornroos^[45]的分类方法,分别从公司的社会嵌入和市场嵌入两个方面,进一步分析组织内部非正式关系对我国上市公司盈余管理程度的影响,以强化二者之间的

内在关联。

4.1.1 公司的社会嵌入程度

本研究首先考虑公司的社会嵌入程度。所谓社会嵌入程度,是指公司主要关系人的本地化程度。对此,本研究从公司控股股东和董事长两个角度开展检验。一方面,本研究根据从 WIND 数据库获得的公司各年度控股股东名称,通过百度等搜索引擎逐一手工查找工商登记资料,由此得到其注册地信息从而设置变量 *LocalS*,当公司控股股东系本地股东时取值为 1,否则为 0。另一方面,本研究先根据 CSMAR 的上市公司人物特征数据库整理出部分样本公司董事长的籍贯,再通过百度等搜索引擎逐一查找 CSMAR 标识为缺失的数据,尽可能地进行补充。最后,本研究设置变量 *LocalC*,当公司董事长系本地人时取值为 1,否则为 0。表 7 报告了该项测试。其中,式(1)、式(2)分别将 *LocalS* 和 *LocalC* 与 *IR* 进行交互。可以看到,两个回归中交互项的估计系数均显著大于零。由于 *LocalS* 和 *LocalC* 取值越大都表示公司的社会嵌入程度越高,所以表 7 的结果说明组织内部非正式关系对公司盈余管理程度的正向影响在公司社会嵌入程度更高时更为明显。这与嵌入理论的预期一致,从公司社会嵌入的方面进一步强化了组织内部非正式关系与我国上市公司盈余管理程度之间的内在关联。

4.1.2 公司的市场嵌入程度

接下来,本研究考虑公司的市场嵌入程度。所谓市场嵌入程度,是指公司经营活动的本地化程度。对此,本研究分别从公司本地营业收入占比和本地子公司数量两个角度开展检验。一方面,本研究先从 WIND 数据库获得公司每年披露的分部经营信息,再逐一将其手工整理至省份层面,最后设置变量 *LocalSales*,即公司在注册地所在省份实现的营业收入占总营业收入的比重;另一方面,本研究通过手工翻阅公司各年年报,整理出公司在注册地所在省份设立的子公司数量,记为 *LocalSubsidiary*。

表 8 报告了该项测试。其中,式(1)、式(2)分别将 *LocalSales* 和 *LocalSubsidiary* 与 *IR* 进行交互。由于 *LocalSales* 和 *LocalSubsidiary* 取值越大都表示公司的市场嵌入程度越高,所以表 8 两个回归

中交互项的估计系数均显著大于零的结果,说明组织内部非正式关系对公司盈余管理程度的正向影响在公司市场嵌入程度更高时更加明显. 这再

次与嵌入理论的预期一致,从公司市场嵌入的方面进一步强化了组织内部非正式关系与我国上市公司盈余管理程度之间的内在关联.

表7 公司社会嵌入程度的影响

Table 7 The effect of the firm's social embeddedness

变量名	Dependent variable = EM			
	(1)		(2)	
	系数	标准误	系数	标准误
<i>IR</i>	-0.161	(0.27)	0.211	(0.14)
<i>LocalS</i>	-0.003	(0.00)		
<i>IR × LocalS</i>	0.514 *	(0.29)		
<i>LocalC</i>			-0.005	(0.00)
<i>IR × LocalC</i>			0.412 *	(0.22)
<i>Control Variables</i>	是		是	
<i>Industry FE</i>	是		是	
<i>Year FE</i>	是		是	
<i>Clustered by Firm</i>	是		是	
<i>N</i>	16 751		17 072	
<i>adj R²</i>	0.701		0.709	

表8 公司市场嵌入程度的影响

Table 8 The effect of the firm's market embeddedness

变量名	Dependent variable = EM			
	(1)		(2)	
	系数	标准误	系数	标准误
<i>IR</i>	-0.093	(0.36)	0.194	(0.12)
<i>LocalSales</i>	-0.003	(0.01)		
<i>IR × LocalSales</i>	1.016 **	(0.45)		
<i>LocalSubsidiary</i>			-0.000 ***	(0.00)
<i>IR × LocalSubsidiary</i>			0.007 **	(0.00)
<i>Control Variables</i>	是		是	
<i>Industry FE</i>	是		是	
<i>Year FE</i>	是		是	
<i>Clustered by Firm</i>	是		是	
<i>N</i>	5 722		24 461	
<i>adj R²</i>	0.723		0.702	

4.2 组织内部非正式关系的作用机理

组织内部非正式关系影响公司盈余管理的作用机理主要在于通过内含的情感功减少盈余管理“集体任务”的合谋成本. 本研究虽然不能直接测量公司盈余管理活动的合谋成本,但可以通过观测不同公司组织内部非正式关系与盈余管理之间关系的异质性,侧面验证这一理论逻辑^[46]. 具体而言,由于组织内部非正式关系减少盈余管理合

谋成本的作用是边际递减的,所以对于合谋成本较低的企业,组织内部非正式关系的边际作用较小,对盈余管理的影响应相对有限. 反之,对于合谋成本较高的企业,组织内部非正式关系的边际作用较大,对盈余管理的影响应更加明显. 因此,本研究分别从管理层权力、员工薪酬位置、董事长与总经理的私人关系,以及地区文化多样性和社会信任程度的视角,进一步分析组织内部非正式

关系对于公司盈余管理的影响,以厘清本研究实证发现的内在机理。

4.2.1 管理层权力和员工薪酬位置的视角

公司在组织和实施盈余管理活动时之所以需要利用组织内部非正式关系的情感功能,是因为盈余管理活动本身非制度化集体任务的属性。而在上级直线权威不足和组织激励不充分的情形下,非制度化任务更难实现^[47]。亦即,在管理层权力和员工薪酬不足以构成“威逼利诱”时,公司盈余管理活动的合谋成本越高,越需要利用组织内部非正式关系的情感功能,以“讲人情”的方式来促使盈余管理活动顺利实施。因此,对于管理层权力较小或员工薪酬位置较低的公司,组织内部非正式关系情感功能的边际作用较大,对盈余管理

的正向影响应更加明显。

本研究首先考察管理层权力的影响。参考既有文献的做法^[48, 49],本研究分别以公司董事长年度报酬占董监高年度总报酬或年度报酬最高的前三名董事报酬之和的比例来衡量管理层权力。本研究从 WIND 数据库获得相关信息,计算之后再取相反数使其取值越大表示公司管理层权力越小,分别记为 *OMPTO* 和 *OMPTH*。表 9 报告了该项测试。其中,式(1)、式(2)分别将 *OMPTO* 和 *OMPTH* 与 *IR* 进行交互。可以看到,两个回归中交互项的系数均显著为正。这说明对于管理层权力较小的公司,组织内部非正式关系对盈余管理的正向影响更加明显,表 9 的结果支持本研究的理论逻辑。

表 9 管理层权力的视角

Table 9 The perspective of management entrenchment

变量名	Dependent variable = EM			
	(1)		(2)	
	系数	标准误	系数	标准误
<i>IR</i>	0.591 ***	(0.19)	0.697 ***	(0.21)
<i>OMPTO</i>	-0.029	(0.02)		
<i>IR × OMPTO</i>	2.199 *	(1.32)		
<i>OMPTH</i>			-0.012	(0.01)
<i>IR × OMPH</i>			1.048 *	(0.56)
<i>Control Variables</i>	是		是	
<i>Industry FE</i>	是		是	
<i>Year FE</i>	是		是	
<i>Clustered by Firm</i>	是		是	
<i>N</i>	18 659		18 659	
<i>adj R²</i>	0.706		0.706	

接下来,本研究考察员工薪酬位置的影响。参考既有文献^[50, 51],本研究先以下式计算出公司员工的人均薪酬

$$\text{员工人均薪酬} = (\text{支付给职工以及为职工支付的现金} - \text{董监高年薪总额}) / (\text{员工人数} - \text{董监高总人数}) \quad (5)$$

其中,支付给职工以及为职工支付的现金来自公司各年度的现金流量表,董监高年薪总额、董监高总人数及员工人数均来自公司各年年报中对于治理信息的描述。本研究从 WIND 数据库获得相关信息并计算之后,再求出公司与同省及同城上市公司平均员工人均薪酬之间

的差异率,取相反数并分别记为 *OEP* 和 *OEC*。*OEP* 和 *OEC* 取值越大表示员工薪酬位置越低,即相对同省或同城的其他公司,员工的人均薪酬偏低。此时,公司盈余管理活动的合谋成本较高,组织内部非正式关系情感功能的边际作用较大,对盈余管理的正向影响应更加明显。表 10 报告了该项测试。其中,式(1)、式(2)分别将 *OEP* 和 *OEC* 与 *IR* 交互。可以看到,两个回归中交互项的估计系数均显著大于零。这说明对于员工薪酬位置相对较低的公司,组织内部非正式关系对盈余管理的正向影响更明显,表 10 的结果也支持本研究的理论逻辑。

表 10 员工薪酬位置的视角

Table 10 The perspective of employees' compensation

变量名	Dependent variable = EM			
	(1)		(2)	
	系数	标准误	系数	标准误
<i>IR</i>	0.302 ***	(0.11)	0.306 ***	(0.11)
<i>OEP</i>	-0.001 ***	(0.00)		
<i>IR × OEP</i>	0.078 ***	(0.02)		
<i>OEC</i>			-0.002 **	(0.00)
<i>IR × OEC</i>			0.231 **	(0.10)
<i>Control Variables</i>	是		是	
<i>Industry FE</i>	是		是	
<i>Year FE</i>	是		是	
<i>Clustered by Firm</i>	是		是	
<i>N</i>	21 564		21 564	
<i>adj R²</i>	0.709		0.709	

4.2.2 董事长与总经理之间私人关系的视角

除了能够降低盈余管理活动中公司高管与中低层管理人员及普通员工之间的合谋成本外,组织内部非正式关系的情感功能也应当能够降低公司高管团队之间的合谋成本.同样的,本研究可以通过观测不同公司组织内部非正式关系与盈余管理之间关系的异质性来侧面验证这一逻辑.具体而言,由于组织内部非正式关系减少盈余管理合谋成本的作用是边际递减的,所以对高管团队私人关系较密切即合谋成本较低的公司,组织内部非正式关系的边际作用较小,对盈余管理的影响应相对有限.反之,对于高管团队私人关系不那么密切即合谋成本较高的公司,组织内部非正式关系的边际作用相对较大,对盈余管理的影响应更加明显.

由于并非格式化的强制性披露内容,中国上市公司除董事长和总经理之外的其他高级管理人员披露的个人信息缺失非常严重,因此参考既有文献^[52],本研究主要考虑董事长和总经理之间的私人关系.具体而言,本研究从两个方面来表征董事长和总经理之间私人关系的密切程度.第一,董事长和总经理是否“同姓本家”.既有文献表明,董事长和总经理是同姓本家时,相互之间的代理成本较低^[52].因此本研究预期相比董事长和总经理是同姓本家的公司,董事长和总经理不是同姓

本家的公司合谋成本相对较高,组织内部非正式关系情感功能的边际作用较大,对盈余管理的影响更加明显;第二,董事长和总经理是否“同乡”.既有文献表明董事长和总经理是同乡时,相互之间的沟通和协调成本较低,更可能进行一些高风险的投资和经营行为^[53].因此本研究预期相比董事长和总经理是同乡的公司,董事长和总经理不是同乡的公司合谋成本相对较高,组织内部非正式关系情感功能的边际作用较大,对盈余管理的影响更加明显.

表 11 报告了上述测试.其中,*OPPF* 和 *OPPH* 分别在公司董事长和总经理并非同姓或同乡时取值为 1,否则为 0.因此,*OPPF* 和 *OPPH* 取值越大表示公司盈余管理活动的合谋成本相对较高.公司董事长和总经理的原籍信息首先来自 CSMAR 上市公司人物特征数据库.如前所述,由于并非强制披露内容,所以即便是董事长和总经理,数据库中标识为原籍信息缺失的情形也非常多.本研究通过百度等搜索引擎手工查找,尽可能地进行补充.表 11 中式(1)、式(2)分别将 *OPPF* 和 *OPPH* 与 *IR* 进行交互.可以看到,两个回归中交互项的估计系数均显著为正.这说明对于高管团队之间合谋成本较高的公司,组织内部非正式关系对盈余管理的正向影响更加明显,表 11 的结果支持本研究的理论逻辑.

表 11 董事长与总经理私人关系的视角

Table 11 The perspective of the private relationship between chairman and CEO

变量名	Dependent variable = EM			
	(1)		(2)	
	系数	标准误	系数	标准误
<i>IR</i>	0.367 **	(0.171)	0.231 **	(0.101)
<i>OPPF</i>	-0.007 ***	(0.002)		
<i>IR × OP PF</i>	0.279 **	(0.109)		
<i>OPPH</i>			-0.003 **	(0.001)
<i>IR × OPPH</i>			0.097 **	(0.040)
<i>Control Variables</i>	是		是	
<i>Industry FE</i>	是		是	
<i>Year FE</i>	是		是	
<i>Clustered by Firm</i>	是		是	
<i>N</i>	20 307		20 307	
<i>adj R²</i>	0.685		0.702	

4.2.3 地区文化多样性及社会信任程度的视角

最后,本研究还考虑从地区特征入手开展检验.地区的文化多样性越强或社会信任程度越低,人与人之间实现身份认同的难度越高,非制度化集体任务也越难达成.此时,公司盈余管理活动的合谋成本较高,组织内部非正式关系情感功能的边际作用较大,对盈余管理的影响应更加明显.表 12 报告了该项测试.式(1)考察的是地区文化多样性的影响.本研究以中国地级及以上城市的方言多样性指数来衡量各地区的文化多样性^[54, 55].具体的,本研究首先统计各城市所使用的汉语次方言数量,再考虑方言使用人群的差异,通过下式

来进行构造

$$DIADIV_i = \left(1 - \sum_{j=1}^N S_{ij}^2\right) \times (-1) \quad (6)$$

其中 S_{ij} 表示城市 i 使用方言 j 的人口比重, N 表示该城市所使用汉语次方言总数量.由此计算出的 $DIADIV$ 是位于 0 ~ 1 的连续变量,取值越大表明地区文化多样性的程度越高.式(2)考察的是地区社会信任程度的影响.本研究所使用的各地区社会信任程度数据来自张维迎和柯荣住^[56]的调查结果,取相反数并记为 $OTRUST$ 之后,其取值越大表示该地区的社会信任程度越低.

表 12 地区文化多样性及社会信任程度的视角

Table 12 The perspective of regional cultural diversity and social trustiness

变量名	Dependent variable = EM			
	(1)		(2)	
	系数	标准误	系数	标准误
<i>IR</i>	0.184	(0.15)	2.460 **	(1.25)
<i>DIADIV</i>	-0.007 **	(0.00)		
<i>IR × DIADIV</i>	0.486 **	(0.24)		
<i>OTRUST</i>			-0.011 ***	(0.00)
<i>IR × OTRUST</i>			0.485 *	(0.29)
<i>Control Variables</i>	是		是	
<i>Industry FE</i>	是		是	
<i>Year FE</i>	是		是	
<i>Clustered by Firm</i>	是		是	
<i>N</i>	23 467		23 970	
<i>adj R²</i>	0.702		0.692	

从表 12 可以看到,两个回归中交互项的估计系数全部显著为正.这说明位于文化多样性程度较高地区的公司,以及位于社会信任程度较低地区的公司,组织内部非正式关系对盈余管理的正向影响更明显,表 12 的结果再次支持本研究的理论逻辑.概况起来,表 9 ~ 表 12 分别从管理层权力、员工薪酬位置、董事长与总经理之间的私人关系,以及地区文化多样性和社会信任程度四个不同的视角,验证了本研究的理论逻辑.组织内部非正式关系影响公司盈余管理的内在机理,在于其内含的情感功可以减少盈余管理“集体任务”的合谋成本.

4.3 渠道分析

本研究已经证明了组织内部非正式关系与公司盈余管理之间的正向关系及其内在关联和作用机理,以下希望进一步探索组织内部非正式关系影响盈余管理的具体途径.组织内部非正式关系的改善不是一蹴而就的,需要公司较长时间的情感投入和积累.盈余管理也不是公司单一年期间的行为,一旦开始便需要连续反复地执行.所以组织内部非正式关系较强的公司,只有保持现有人员的稳定,能够在较长时期维持较低的盈余管理合谋成本.既有文献表明公司可以通过支付更高的报酬显著减少员工的流动性^[57].并且相对于工资部分,报酬中的福利部分还特别有助于进一步强化组织内部的非正式关系.同时,既有文献也表明,更大的经济回报会激励员工通过积极参与或保持沉默的方式支持公司的盈余管理行为^[6].因此本研究认为组织内部非正式关系将促使公司向员工提供更高水平的福利,以减少员工流动性从而维持较低的盈余管理合谋成本.而较高的福利水平又将增加员工对于公司盈余管理活动的支持力度.亦促使公司向全体雇员提供较高水平的福利,是组织内部非正式关系增加公司盈余管理程度的潜在途径.

参考赵健宇和陆正飞^[58]的做法,本研究先收集和整理公司年度财务报表附注中“应付职工薪酬”科目的明细项目,再以其中五险一金的本期增加额除以应付职工薪酬科目本期增加的合计

数,得到用于衡量公司福利水平的变量 *SocialSecurity*,再以其作为中介,使用 Baron and Kenny^[59]提出的逐步检验法开展渠道分析.表 12 的 Panel A 报告了该项测试.根据本研究研究目的,逐步检验法要求依次开展以下三个步骤:1) 检验组织内部非正式关系与公司盈余管理程度之间的关系,即本研究基准回归报告的结果;2) 检验组织内部非正式关系与公司福利水平 (*SocialSecurity*) 之间的关系,即表 13 的 Panel A 中式(1)所报告的结果.可以看到,*IR* 的估计系数在 5% 的水平上显著大于零,说明组织内部非正式关系确实会大幅增加公司的福利水平;3) 将核心解释变量组织内部非正式关系 (*IR*) 和中介变量公司福利水平 (*SocialSecurity*) 同时纳入回归,检验它们与因变量盈余管理的关系,即表 13 的 Panel A 中式(2)所报告的结果.可以看到的是,*SocialSecurity* 的估计系数显著大于零,说明公司较高的福利水平会明显增加其盈余管理程度.而此时 *IR* 的估计系数依然显著为正,说明公司福利水平 (*SocialSecurity*) 对于组织内部非正式关系与公司盈余管理程度之间的关系存在典型的部分中介效应.换言之,表 13 的 Panel A 的结果表明,改变公司高管的行动特征即促使其向全体雇员提供较高水平的福利,是组织内部非正式关系增加公司盈余管理程度的重要渠道.

五险一金中,住房公积金因具备金额较大和可提现从而直接增加当期可支配收入的特点,相对较为重要.因此本研究也考虑单独以住房公积金的缴费比例 (*HousingFund*) 衡量公司的福利水平.表 13 的 Panel B 报告了该项测试.同样的,从式(1)可以看到 *IR* 的估计系数显著大于零,说明组织内部非正式关系会明显增加公司住房公积金的缴费比例.从式(2)即将核心解释变量组织内部非正式关系 (*IR*) 和中介变量住房公积金缴费比例 (*HousingFund*) 同时纳入测试的结果可以看到,*HousingFund* 的估计系数显著大于零,说明公司较高的住房公积金缴费比例会增加其盈余管理程度.此时 *IR* 的估计系数依然显著为正,说明公司的住房公积金缴费比例 (*HousingFund*) 对于组织内部非正式关系与公司盈余管理程度之间的关

系存在着部分中介效应. 总之, 表 13 的 Panel B 的结果再次表明, 改变公司高管的行动特征即促使其向全体雇员提供较高水平的福利, 是组织内部非正式关系增加公司盈余管理程度的重要渠道.

表 13 渠道分析

Table 13 The channel analysis

Panel A: 以五险一金缴费比例衡量公司福利水平				
	(1)		(2)	
	DV = SocialSecurity		DV = EMJS	
	系数	标准误	系数	标准误
<i>IR</i>	0.545 **	(0.230)	0.218 **	(0.099)
<i>SocialSecurity</i>			0.017 ***	(0.004)
<i>Control Variables</i>	是		是	
<i>Industry FE</i>	是		是	
<i>Year FE</i>	是		是	
<i>Clustered by Firm</i>	是		是	
<i>N</i>	13 334		13 334	
<i>adj R²</i>	0.181		0.669	
Panel B: 以住房公积金缴费比例衡量公司福利水平				
	(1)		(2)	
	DV = HousingFund		DV = EMJS	
	系数	标准误	系数	标准误
<i>IR</i>	0.238 ***	(0.072)	0.217 **	(0.099)
<i>HousingFund</i>			0.040 ***	(0.012)
<i>Control Variables</i>	是		是	
<i>Industry FE</i>	是		是	
<i>Year FE</i>	是		是	
<i>Clustered by Firm</i>	是		是	
<i>N</i>	13 334		13 334	
<i>adj R²</i>	0.204		0.669	

4.4 其他稳健性测试

除前文所述的内生性检验外, 本研究还针对基准回归开展了一系列稳健性检验, 表 14 报告了这些测试. 第一, 孙亮和刘春^[60]指出所有盈余管理实证研究都是对盈余管理模型的有效性和研究假设的联合检验. 只有在估计模型能够公允刻画公司盈余管理程度的情形下, 所得出的结论才是可靠的. 反之则相反. 为了缓解上述担忧, 除使用 Kothari 模型外, 本研究还考虑使用既有文献中同样使用较多的另外三种盈余管理估计方法. 表 14 的 Panel A、表 14 的 Panel B 和表 14 的 Panel C 分别报告了以基本 Jones 模型估计的公司盈余管理程度 *EMJS*、以修正的 Jones 模型估计的公司盈余管理程度 *EMM* 以及以修正的 DD 模型估计的公司盈余管理程度 *EMDD* 作为因变量的检验结果.

可以看到, 三个回归中 *IR* 的估计系数都显著大于零. 这说明本研究的研究结论是稳健的, 不会受到选用不同盈余管理估计模型的影响; 第二, 本研究也考虑改变对于核心解释变量的衡量方法. 特别的, 本研究尝试以各省棋牌室的数量来衡量中国各地区的组织内部非正式关系. 在中国, 棋牌室属于大众休闲场所, 主要提供麻将等集体游戏项目. 本研究首先通过接入高德地图 API 爬取各省棋牌室数量, 然后一方面以相应省份各年度零售商品价格指数将其扩展为面板数据, 得到变量 *MahjongPanel* 并替代 *IR* 对式(3)进行重新估计. 另一方面参考潘越等^[61]的做法, 分别以中国 1990 年各省人口和行政面积对其平滑从而得到两个不随时间变化的截面变量, 记为 *MahjongPeople* 和 *MahjongLand* 并替代 *IR* 对式(3)进行重新估计.

表 14 的 Panel D、表 14 的 Panel E 和表 14 的 Panel F 报告了这些测试。需要指出的是,由于棋牌室较多可能意味着当地老龄化程度较高,而老龄化程度又可能会通过影响地区财政及产业政策改变公司的盈余管理行为,因此本研究在表 14 的 Panel D、表 14 的 Panel E 和表 14 的 Panel F 的测试中追加控制了表征各省老龄化程度的变量 *Aging-*

Popu, 定义为各省各年 65 岁以上人口占劳动人口的比重^[62, 63], 该数据系手工收集和整理自《中国统计年鉴》及《中国人口和就业统计年鉴》。可以看到,以各省棋牌室数量为基础构建的解释变量的估计系数也全部显著为正。所以总结起来,表 14 的各项测试与表 4 ~ 表 6 的全部实证结果合在一起应能表明,本文研究结论是稳健的。

表 14 稳健性测试

Table 14 Robustness tests

Panel A: 使用基本 Jones 模型估计盈余管理 ($N = 24\ 461$)		
Dependent variable = <i>EMJS</i>		
	系数	标准误
<i>IR</i>	0.463 ***	(0.155)
<i>Control Variables</i>	是	
<i>Industry FE</i>	是	
<i>Year FE</i>	是	
<i>Clustered by Firm</i>	是	
Panel B: 使用修正的 Jones 模型估计盈余管理 ($N = 24\ 461$)		
Dependent variable = <i>EMM</i>		
	系数	标准误
<i>IR</i>	0.392 **	(0.158)
<i>Control Variables</i>	是	
<i>Industry FE</i>	是	
<i>Year FE</i>	是	
<i>Clustered by Firm</i>	是	
Panel C: 使用修正的 DD 模型估计盈余管理 ($N = 20\ 762$)		
Dependent variable = <i>EMDD</i>		
	系数	标准误
<i>IR</i>	0.305 ***	(0.117)
<i>Control Variables</i>	是	
<i>Industry FE</i>	是	
<i>Year FE</i>	是	
<i>Clustered by Firm</i>	是	
Panel D: 以 <i>MahjongPanel</i> 衡量组织内部非正式关系 ($N = 24\ 461$)		
Dependent variable = <i>EM</i>		
	系数	标准误
<i>MahjongPanel</i>	0.013 ***	(0.001)
<i>AgingPopu</i>	-0.045 ***	(0.015)
<i>Control Variables</i>	是	
<i>Industry FE</i>	是	
<i>Year FE</i>	是	
<i>Clustered by Firm</i>	是	

续表 14

Table 14 Continues

Panel E: 以 <i>MahjongPeople</i> 衡量组织内部非正式关系 ($N = 24\ 104$)		
	Dependent variable = EM	
	系数	标准误
<i>MahjongPeople</i>	0.001 ***	(0.000)
<i>AgingPopu</i>	0.002	(0.014)
<i>Control Variables</i>	是	
<i>Industry FE</i>	是	
<i>Year FE</i>	是	
<i>Clustered by Firm</i>	是	
Panel F: 以 <i>MahjongLand</i> 衡量组织内部非正式关系 ($N = 24\ 104$)		
	Dependent variable = EM	
	系数	标准误
<i>MahjongLand</i>	0.043 ***	(0.014)
<i>AgingPopu</i>	-0.040 ***	(0.015)
<i>Control Variables</i>	是	
<i>Industry FE</i>	是	
<i>Year FE</i>	是	
<i>Clustered by Firm</i>	是	

5 结束语

中国资本市场已经迎来以上市公司充分真实信息披露为核心的全面注册制。然而,中国上市公司财务报告的可靠性仍然堪忧,存在较普遍的盈余管理行为。因此进一步深入理解盈余管理的影响因素,对于优化资本市场生态和保障注册制全面实行,有重要的现实意义和理论价值。相比早期研究,近期文献开始注意到盈余管理的“集体任务”属性,也开始在理论上强调组织内部非正式关系尤其是公司高管与中低层管理人员及普通员工之间合谋成本对盈余管理的影响。但囿于实证测量的限制,相关定量研究还很少见。本研究首次定量考察了组织内部非正式关系对上市公司盈余管理行为的影响。概言之,本研究主要得到以下结论:第一,组织内部非正式关系越强,公司盈余管理程度越高;第二,越需要减少盈余管理“集体任务”合谋成本的公司,例如管理层权力较小、员工薪酬位置较低、高管团队私人关系较不密切,以及

所在地区社会信任程度较低、文化多样性程度较高,组织内部非正式关系对盈余管理的正向影响越明显;第三,向员工提供较高水平的福利是组织内部非正式关系影响盈余管理的重要渠道。

基于上述研究结论,本研究提出如下政策建议:第一,由于本研究发现组织内部非正式关系将助长公司盈余管理行为。因此,其一,建议限制公司内部非正式关系的过度发展;其二,建议充分披露公司向员工提供远高于行业平均水准福利的原因;其三,建议建立健全公司中层管理人员的轮岗机制。

第二,由于本研究揭示出公司中层管理人员和普通员工对盈余管理活动的影响,因此建议监管部门更加重视中层管理人员和普通员工的作用。一方面,建议通过建立个人诚信档案等方式严厉惩戒为盈余管理提供协助的公司内部“帮凶”;另一方面,建议通过适当增加经济激励的方式在更大程度上鼓励中层管理人员和普通员工检举揭发公司的报表粉饰行为,充分发挥群众监督的力量。

参考文献:

- [1]柳建华,孙亮,卢锐. 券商声誉、制度环境与IPO公司盈余管理[J]. 管理科学学报, 2017, 20(7): 24-42.
Liu Jianhua, Sun Liang, Lu Rui. Reputation of underwriter, institutions, and earnings management of IPO issuers[J]. Journal of Management Sciences in China, 2017, 20(7): 24-42. (in Chinese)
- [2]Perols J L, Lougee B A. The relation between earnings management and financial statement fraud[J]. Advances in Accounting, 2011, 27(1): 39-53.
- [3]柳光强,王迪. 政府会计监督如何影响盈余管理——基于财政部会计信息质量随机检查的准自然实验[J]. 管理世界, 2021, 37(5): 157-169.
Liu Guangqiang, Wang Di. How does government accounting supervision affect earnings management: Quasi natural experiment based on the inspection program of accounting information quality of ministry of finance[J]. Journal of Management World, 2021, 37(5): 157-169. (in Chinese)
- [4]AICPA. Consideration of Fraud in a Financial Statement Audit. Statement on Auditing Standards No. 99 Edition[S]. New York: American Institute of Certified Public Accountants, 2002.
- [5]Trompeter G M, Carpenter T D, Desai N, et al. A synthesis of fraud-related research[J]. Auditing: A Journal of Practice & Theory, 2013, 32(S1): 287-321.
- [6]Call A C, Kedia S, Rajgopal S. Rank and file employees and the discovery of misreporting: The role of stock options[J]. Journal of Accounting and Economics, 2016, 62(2-3): 277-300.
- [7]Wilde J H. The deterrent effect of employee whistleblowing on firms' financial misreporting and tax aggressiveness[J]. The Accounting Review, 2017, 92(5): 247-280.
- [8]Heese J, Pérez-Cavazos G. The effect of retaliation costs on employee whistleblowing[J]. Journal of Accounting and Economics, 2021, 71(2-3): 101385.
- [9]Dorminey J, Fleming A S, Kranacher M, et al. The evolution of fraud theory[J]. Issues in Accounting Education, 2012, 27(2): 555-579.
- [10]徐星美,权小锋. 中华老字号的会计基因:基于盈余管理的视角[J]. 管理科学学报, 2022, 25(1): 81-94.
Xu Xingmei, Quan Xiaofeng. Accounting gene of Chinese time-honored brand: From the perspective of earnings management[J]. Journal of Management Sciences in China, 2022, 25(1): 81-94. (in Chinese)
- [11]纪莺莺. 文化、制度与结构:中国社会关系研究[J]. 社会学研究, 2012, 27(2): 60-85.
Ji Yingying. Culture, institution and structure: Reflections on the studies of Chinese social relations[J]. Sociological Studies, 2012, 27(2): 60-85. (in Chinese)
- [12]何显明. 非正式关系与权力资源的获取[J]. 社会科学家, 2003, (2): 54-58.
He Xianming. Informal relationship and the acquiring of power resource[J]. Social Scientist, 2003, (2): 54-58. (in Chinese)
- [13]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, 50(6): 175-188.
Gong Qihui, Wu Liangsheng, Wang Yaping. The partial substitution effect of the two types of earnings management[J]. Economic Research Journal, 2015, 50(6): 175-188. (in Chinese)
- [14]柳建华,徐婷婷,陆军. 并购业绩补偿承诺会诱导盈余管理吗?[J]. 管理科学学报, 2021, 24(10): 82-105.
Liu Jianhua, Xu Tingting, Lu Jun. Does performance compensation commitment in M&A induce earnings management[J]. Journal of Management Sciences in China, 2021, 24(10): 82-105. (in Chinese)
- [15]孙亮,刘春,陈凡. 政府赋予型声誉有激励效应吗?[J]. 管理科学学报, 2022, 25(1): 39-63.
Sun Liang, Liu Chun, Chen Fan. Does government-granted reputation have incentive effects[J]. Journal of Management Sciences in China, 2022, 25(1): 39-63. (in Chinese)
- [16]Mian S. On the choice and replacement of chief financial officers[J]. Journal of Financial Economics, 2001, 60(1): 143-175.
- [17]Chava S, Purnanandam A. CEOs versus CFOs: Incentives and corporate policies[J]. Journal of Financial Economics, 2010, 97(2): 263-278.
- [18]姜付秀,朱冰,唐凝. CEO和CFO任期交错是否可以降低盈余管理?[J]. 管理世界, 2013, (1): 158-167.
Jiang Fuxiu, Zhu Bing, Tang Ning. Can staggered CEO and CFO tenures reduce earnings management[J]. Journal of Man-

- agement World, 2013, (1): 158 – 167. (in Chinese)
- [19] Khanna V, Kim E H, Lu Y. CEO connectedness and corporate fraud[J]. The Journal of Finance, 2015, 70(3): 1203 – 1252.
- [20] Intintoli V J, Kahle K M, Zhao W. Director connectedness: Monitoring efficacy and career prospects[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2018, 53(1): 65 – 108.
- [21] Correia M M. Political connections and SEC enforcement[J]. Journal of Accounting and Economics, 2014, 57(2 – 3): 241 – 262.
- [22] Gigone D, Hastie R. The common knowledge effect: Information sharing and group judgment[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1993, 65(5): 959 – 974.
- [23] Buyl T, Boone C, Hendriks W, et al. Top management team functional diversity and firm performance: The moderating role of CEO characteristics[J]. Journal of Management Studies, 2011, 48(1): 151 – 177.
- [24] Bantel K A, Jackson S E. Top management and innovations in banking: Does the composition of the top team make a difference[J]. Strategic Management Journal, 1989, 10(S1): 107 – 124.
- [25] Cross R L, Parker A. The Hidden Power of Social Networks: Understanding How Work Really Gets Done in Organizations [M]. Brighton: Harvard Business Press, 2004.
- [26] 李林艳. 弱关系的弱势及其转化——“关系”的一种文化阐释路径[J]. 社会, 2007, 27(4): 175 – 194.
Li Linyan. The weak valence in weak ties and its transformation: A cultural interpretation of Chinese guanxi[J]. Society, 2007, 27(4): 175 – 194. (in Chinese)
- [27] 翟学伟. 人情、面子与权力的再生产——情理社会中的社会交换方式[J]. 社会学研究, 2004, (5): 48 – 57.
Zhai Xuewei. Favor, face, and the reproduction of power: Social exchange in the society of reasonableness[J]. Sociological Studies, 2004, (5): 48 – 57. (in Chinese)
- [28] Fracassi C, Tate G. External networking and internal firm governance[J]. The Journal of Finance, 2012, 67(1): 153 – 194.
- [29] Duchin R, Sosyura D. Divisional managers and internal capital markets[J]. The Journal of Finance, 2013, 68(2): 387 – 429.
- [30] 费孝通. 乡土中国[M]. 上海: 三联书店, 1985.
Fei Xiaotong. From the Soil[M]. Shanghai: Joint Publishing, 1985. (in Chinese)
- [31] 蔡洪滨, 周黎安, 吴意云. 宗族制度、商人信仰与商帮治理: 关于明清时期徽商与晋商的比较研究[J]. 管理世界, 2008, (8): 87 – 99.
Cai Hongbin, Zhou Li'an, Wu Yiyun. The clan rule, the faith of merchants and the management of merchant organizations: A comparative study on merchants of Anhui province and Shanxi province in the period of the Ming and Qing Dynasty [J]. Journal of Management World, 2008, (8): 87 – 99. (in Chinese)
- [32] Dou Y, Khan M, Zou Y. Labor unemployment insurance and earnings management[J]. Journal of Accounting and Economics, 2016, 61(1): 166 – 184.
- [33] Kim J, Kim Y, Zhou J. Languages and earnings management[J]. Journal of Accounting and Economics, 2017, 63(2 – 3): 288 – 306.
- [34] Lo K, Ramos F, Rogo R. Earnings management and annual report readability[J]. Journal of Accounting and Economics, 2017, 63(1): 1 – 25.
- [35] 宋靖野. “公共空间”的社会诗学——茶馆与川南的乡村生活[J]. 社会学研究, 2019, (5): 99 – 121.
Song Jingye. Social poetics of the “public space”: Tea house and rural life in southern Sichuan[J]. Sociological Studies, 2019, (5): 99 – 121. (in Chinese)
- [36] 约翰·赫伊津哈. 游戏的人: 关于文化的游戏成分的研究[M]. 杭州: 中国美术学院出版社, 1996.
Johan Huizinga. Homo Ludens Study of the Play-Elements in Culture[M]. Hangzhou: China Academy of Art Press, 1996. (in Chinese)
- [37] Steinmüller H. The moving boundaries of social heat: Gambling in rural China[J]. Journal of the Royal Anthropological Institute, 2011, 17(2): 263 – 280.
- [38] Ali A, Zhang W. CEO tenure and earnings management[J]. Journal of Accounting and Economics, 2015, 59(1): 60 – 79.
- [39] Petersen M A. Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches[J]. The Review of Financial

- Studies, 2009, 22(1): 435 – 480.
- [40] Acemoglu D, Johnson S, Robinson J A. The colonial origins of comparative development: An empirical investigation[J]. American Economic Review, 2001, 91(5): 1369 – 1401.
- [41] Altonji J G, Elder T E, Taber C R. An evaluation of instrumental variable strategies for estimating the effects of catholic schooling[J]. Journal of Human Resources, 2005, 40(4): 791 – 821.
- [42] Angrist J, Lavy V, Schlosser A. Multiple experiments for the causal link between the quantity and quality of children[J]. Journal of Labor Economics, 2010, 28(4): 773 – 824.
- [43] Fang V W, Tian X, Tice S. Does stock liquidity enhance or impede firm innovation? [J]. The Journal of Finance, 2014, 69(5): 2085 – 2125.
- [44] Chen D, Ma Y, Martin X, et al. On the fast track: Information acquisition costs and information production[J]. Journal of Financial Economics, 2022, 143(2): 794 – 823.
- [45] Halinen A, Törnroos J. The role of embeddedness in the evolution of business networks[J]. Scandinavian Journal of Management, 1998, 14(3): 187 – 205.
- [46] 曹春方, 张超. 产权权利束分割与国企创新——基于中央企业分红权激励改革的证据[J]. 管理世界, 2020, (9): 155 – 168.
Cao Chunfang, Zhang Chao. Partitioning of property rights and the innovation of state-owned enterprises: A quasi natural experiment of bonus incentives reform in central government-owned enterprises[J]. Journal of Management World, 2020, (9): 155 – 168. (in Chinese)
- [47] 强舸. 制度环境与治理需要如何塑造中国官场的酒文化——基于县域官员饮酒行为的实证研究[J]. 社会学研究, 2019, 34(4): 170 – 192.
Qiang Ge. How did institutional environment and local governance shape the drinking culture of Chinese cadres: An empirical study on county-level cadres' drinking behavior[J]. Sociological Studies, 2019, 34(4): 170 – 192. (in Chinese)
- [48] Bebchuk L A, Cremers K M, Peyer U C. The CEO pay slice[J]. Journal of Financial Economics, 2011, 102(1): 199 – 221.
- [49] 孙亮, 刘春. 公司为什么聘请异地独立董事? [J]. 管理世界, 2014, (9): 131 – 142.
Sun Liang, Liu Chun. Why do companies hire nonlocal independent director[J]. Journal of Management World, 2014, (9): 131 – 142. (in Chinese)
- [50] 刘春, 孙亮. 薪酬差距与企业绩效: 来自国企上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论, 2010, 13(2): 30 – 39.
Liu Chun, Sun Liang. A study on relation of salary difference and firm performance: Evidence from state-owned enterprises [J]. Nankai Business Review, 2010, 13(2): 30 – 39. (in Chinese)
- [51] 黎文靖, 胡玉明. 国企内部薪酬差距激励了谁? [J]. 经济研究, 2012, 47(12): 125 – 136.
Li Wenjing, Hu Yuming. Who is encouraged by pay dispersion in state-owned enterprises[J]. Economic Research Journal, 2012, 47(12): 125 – 136. (in Chinese)
- [52] 潘越, 宁博, 戴亦一. 宗姓认同与公司治理——基于同姓高管“认本家”情结的研究[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(1): 351 – 370.
Pan Yue, Ning Bo, Dai Yiyi. Surname identification and corporate governance: Based on the perspective of the same-surname executives' clan notion[J]. China Economic Quarterly, 2020, 19(1): 351 – 370. (in Chinese)
- [53] 陆瑶, 胡江燕. CEO与董事间的“老乡”关系对我国上市公司风险水平的影响[J]. 管理世界, 2014, (3): 131 – 138.
Lu Yao, Hu Jiangyan. The effect of hometownship between CEO and directors on the risk level of Chinese listed companies [J]. Journal of Management World, 2014, (3): 131 – 138. (in Chinese)
- [54] 潘越, 肖金利, 戴亦一. 文化多样性与企业创新: 基于方言视角的研究[J]. 金融研究, 2017, (10): 146 – 161.
Pan Yue, Xiao Jinli, Dai Yiyi. Cultural diversity and enterprises' innovation: A study based on the perspective of dialects [J]. Journal of Financial Research, 2017, (10): 146 – 161. (in Chinese)
- [55] 张博, 范辰辰. 文化多样性与民间金融: 基于方言视角的经验研究[J]. 金融研究, 2018, (7): 69 – 89.
Zhang Bo, Fan Chenchen. Cultural diversity and informal finance: Empirical research from the perspective of dialect [J]. Journal of Financial Research, 2018, (7): 69 – 89. (in Chinese)
- [56] 张维迎, 柯荣住. 信任及其解释: 来自中国的跨省调查分析[J]. 经济研究, 2002, (10): 59 – 70.

- Zhang Weiyang, Ke Rongzhu. Trust in China: A cross-regional analysis[J]. *Economic Research Journal*, 2002, (10): 59 – 70. (in Chinese)
- [57] Bertrand M, Mullainathan S. Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences[J]. *Journal of Political Economy*, 2003, 111(5): 1043 – 1075.
- [58] 赵健宇, 陆正飞. 养老保险缴费比例会影响企业生产效率吗? [J]. *经济研究*, 2018, 53(10): 97 – 112.
Zhao Jianyu, Lu Zhengfei. Does pension contribution rate affect firm productivity[J]. *Economic Research Journal*, 2018, 53(10): 97 – 112. (in Chinese)
- [59] Baron R M, Kenny D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51(6): 1173 – 1182.
- [60] 孙 亮, 刘 春. 什么决定了盈余管理程度的差异: 公司治理还是经营绩效? ——来自中国证券市场的经验证据[J]. *中国会计评论*, 2008, (1): 79 – 92.
Sun Liang, Liu Chun. What determines the level of earnings management: Corporate governance or management performance? Empirical evidence from Chinese capital market[J]. *China Accounting Review*, 2008, (1): 79 – 92. (in Chinese)
- [61] 潘 越, 宁 博, 纪翔阁, 等. 民营资本的宗族烙印: 来自融资约束视角的证据[J]. *经济研究*, 2019, 54(7): 94 – 110.
Pan Yue, Ning Bo, Ji Xiangge, et al. Clan genes in private companies: Evidence from financial constraints[J]. *Economic Research Journal*, 2019, 54(7): 94 – 110. (in Chinese)
- [62] 孙 涛, 黄少安. 非正规制度影响下中国居民储蓄、消费和代际支持的实证研究——兼论儒家文化背景下养老制度安排的选择[J]. *经济研究*, 2010, 45(S1): 51 – 61.
Sun Tao, Huang Shao'an. Chinese households' saving, consumption and intergenerational support with the influence of informal institution[J]. *Economic Research Journal*, 2010, 45(S1): 51 – 61. (in Chinese)
- [63] 黄晓薇, 黄亦炫, 郭 敏. 老龄化冲击下的主权债务风险[J]. *世界经济*, 2017, 40(3): 3 – 25.
Huang Xiaowei, Huang Yixuan, Guo Min. Sovereign debt risks under the influence of aging[J]. *The Journal of World Economy*, 2017, 40(3): 3 – 25. (in Chinese)

Intra-organizational informal relationships and earnings management

LIU Chun¹, SUN Liang^{1*}, Yang Meng-jie²

1. International School of Business & Finance, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China;
2. School of Accountancy, Singapore Management University, Singapore 178900, Singapore

Abstract: An in-depth understanding of the factors influencing the earnings management of listed firms can help optimize China's capital market ecology and ensure the full implementation of the registration system. The existing literature pays less attention to the characteristics of earnings management as a collective task, and ignores the impact of the intra-organizational informal relationships (IR) on earnings management by reducing collusion costs. This paper examines for the first time the impact of IR on the earnings management of listed firms. The results show that: 1) the stronger the IR, the higher the degree of earnings management, and this finding still holds after a series of robustness tests; 2) The more firms need to reduce the cost of collusion, the more pronounced the positive effect of IR on earnings management; 3) Providing higher levels of employee benefits is an important channel through which IR influence earnings management. This paper provides a new perspective for understanding the factors influencing earnings management.

Key words: intra-organizational informal relationships; collusion costs; earnings management