

# 企业盈余管理的同伴效应研究： “序”的调节作用

刘 柏，卢家锐

(吉林大学 商学院, 吉林 长春 130012)

**摘要:** 现有经管类应用差序格局的研究中,默认中心个体是同质的,并未考虑相同亲疏远近的关系网络对存在异质性的中心个体的影响是不同的,而且往往只见“差”而不见“序”。文章以2010–2016年沪深A股上市公司为样本,证实了我国上市公司盈余管理决策受到同伴决策的显著影响,并且这种同伴效应存在差序格局,具体表现为焦点企业的异质性和外生地缘关系亲疏不同产生的“序”在盈余管理的同伴效应中会产生不同的调节作用。文章有助于加深社会公众对企业盈余管理行为“黑箱”的理解,为提高个体公司盈余披露质量提供了实践参考和政策建议。

**关键词:** 盈余管理; 同伴效应; 差序格局; 地缘序

**中图分类号:** F275.2   **文献标识码:** A   **文章编号:** 1009-0150(2019)04-0112-17

## 一、引言

党的十九大报告指出要把防范化解重大风险作为三大攻坚战之首,而企业盈余管理行为相互效仿产生的股价“泡沫”会加剧资本市场异常波动,因此深入探讨盈余管理的影响因素对守住不发生系统性金融风险的底线具有重要意义。盈余管理作为公司治理的重要目标,由于其隐蔽性和复杂性,学者们都试图从不同角度来揭示盈余管理行为动机的“黑箱”。Dechow等(2010)发现公司规模、资产负债率、成长性和业绩好坏都能影响企业盈余管理决策。除了内部因素,外部因素也能影响企业从事盈余管理活动。李春涛等(2016)发现分析师跟踪对企业应计盈余管理行为具有监督作用。Shleifer(2004)发现行业竞争越激烈,管理者出于自利越可能实施盈余管理。那么,企业管理者在进行盈余管理决策时是否会受到同行业其他企业盈余管理决策的影响而存在行业同伴效应(peer effects)呢?社会学同伴效应理论的引入放松了传统“理性经济人”假设,为解释公司财务决策行为提供了新的微观视角,即管理者并非出于“理性”而独立做出自己的最优化决策,而是会受到周围同行其他公司决策行为的影响。现有文献发现企业融资、并购、资本结构、社会责任等决策均存在明显的行业同伴效应(Leary和Roberts, 2014; 万良勇等, 2016; 钟田丽和张天宇, 2017; 刘柏和卢家锐, 2018)。根据动态竞争理论和委托代理理论,企业融资行为、管理者薪酬等会受到同行业其他企业盈余报告的影响,因此同行业其他企业的盈余管理水平(如同行会计计提坏账准备、资产折旧率等信息)可能会影响本企业盈余管理决策。

收稿日期: 2018-12-28

基金项目: 国家社会科学基金项目“金融市场开放环境下的金融风险生成逻辑、风险测度和防范机制研究”(18BJY232)。

作者简介: 刘 柏(1971-),男,吉林长春人,吉林大学商学院教授、博士生导师;

卢家锐(1994-),男,广西陆川人,吉林大学商学院博士研究生。

费孝通在《乡土中国》中最先提出“差序格局”的概念,即“我们的格局……是好像把一块石头丢在水面上所发生的一圈圈推出去的波纹。每个人都是他社会影响所推出去的圈子的中心。被圈子的波纹所推及的就发生联系”(费孝通,2007)。由此可知,差序格局的中心个体与同伴效应的焦点企业含义相同。不管是差序格局还是同伴效应研究,中心个体(焦点企业)都不是特定的,每一个独立存在的个体(企业)都是他所在关系网络中的中心个体(焦点企业)。差序格局主要形成因素包括血缘、地缘、经济水平、政治地位以及知识文化水平(阎云翔,2006)。在中国这个讲究

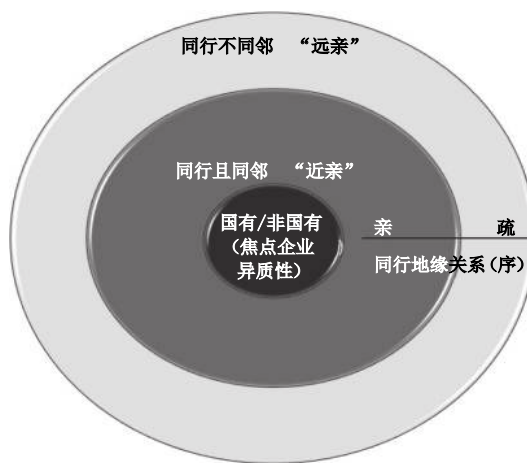


图1 本文同伴效应的差序格局示意图

“关系”的社会,盈余管理的同伴效应是否受到“差序格局”的影响呢?传统的差序格局理论普遍认为中心个体是同质的,却忽略了相同的人际关系格局对不同质的中心个体影响存在差异。李增福等(2013)发现,与非国有企业相比,国有企业面临更严格的法律和监管,进行应计盈余管理的边际成本更高。因此,在同伴效应中,同行其他企业的盈余管理决策对不同产权性质的企业影响是否也存在差别?此外,现有财务研究中多见“差”而不见“序”,本研究根据个体企业和同行行业其他企业在地缘关系的亲疏远近测量地缘“序”。在关系网络中个体离群体越近,则彼此间信息沟通越密切,信息不对称也越低(雷宇和杜兴强,2011),因此个体和同行行业其他企业地缘关系越亲近,就越易形成差序圈子;搜寻信息的成本越低,则越有利于个体模仿同行行业企业的盈余管理决策,最后“近墨者黑”,而这种地缘关系的亲疏远近就形成了同伴效应的“序”。本文同伴效应的差序格局示意图见图1。如果企业的国有性质会抑制企业盈余管理的同伴效应,而企业个体和群体地缘关系的“序”会促进这一同伴效应,那么同时加入企业异质性和“序”对该同伴效应究竟是促进还是抑制呢?现有的理论研究并未对这些问题提供答案。

本文以2010-2016年沪深A股非金融、房地产公司为研究样本,结合具有中国乡土特色的“差序格局”考察了盈余管理的同伴效应以及背后的影响机制。研究发现:(1)同行行业其他企业的平均应计盈余管理水平对本企业应计盈余管理水平存在正向影响,即盈余管理存在行业同伴效应;(2)企业的国有性质会抑制盈余管理的同伴效应,而企业与同行行业群体地缘关系的亲近程度会加剧盈余管理的同伴效应;(3)在国有企业中,企业地缘关系对盈余管理的同伴效应没有明显影响;在非国有企业中,企业地缘关系会促进盈余管理的同伴效应;(4)进一步研究国有企业的同伴效应边界发现,如果该国有企业属于保护性行业,企业地缘关系对盈余管理的同伴效应没有明显的影响;如果该国有企业属于非保护性行业,企业地缘关系对盈余管理的同伴效应具有促进作用。

本文的研究贡献主要体现在:第一,区别于Chiu等(2013)研究的连锁董事网络下企业盈余管理同伴效应,本研究是国内首次从行业关系网络角度探讨企业的盈余管理同伴效应。传统研究盈余管理动机过多关注企业内部因素,鲜少关注企业外部“同伴者”的影响,本文的研究结论丰富了盈余管理影响因素的文献,有助于学者进一步打开企业盈余管理行为的“黑箱”。第二,虽然目前国内财务学界开始大量关注财务决策过程中的同伴效应问题,但鲜有基于中国乡土特色视角研究差序格局在财务决策同伴效应中发挥作用的机制,本研究为财务决策的同伴效

应研究提供了新的分析视角。第三,传统的差序格局都普遍认为中心个体是同质的,本文则放松了这一假设,研究同行业关系网络的“序”对不同质的企业个体的影响,扩展和丰富了现有关于差序理论的研究。

## 二、理论分析与研究假设

### (一) 盈余管理的行业同伴效应

大量文献集中于公司层面研究盈余管理的影响因素,而忽视了企业所处的社会网络也是影响盈余管理的重要决定因素(Chiu等,2013)。社会学研究发现,组织进行决策的时候,既能通过理性分析,还能通过模仿其他组织行为进行决策。而组织在面临环境不确定的情况下,社会参照因素可以部分替代理性分析,并且环境不确定程度越高,组织根据社会参照制定决策的程度也越高(Abrahamson和Rosenkopf,1997)。由于盈余信息披露中与利益相关者存在信息不对称,加上行业环境的不确定性,企业难以获取准确市场信息进而比较盈余管理的收益和成本,需要观察其他企业盈余管理行为来推测和提取信息,以降低其决策的不确定性。在模仿对象上,Li和Yao(2010)发现,公司会基于信息是否便于获取以及基础变量是否相似,选择和它关联或相似的公司学习。万梁勇等(2016)发现企业的并购决策明显容易受到同行业其他企业并购行为的影响。钟田丽和张天宇(2017)发现企业资本结构、负债期限结构决策受到同行业其他企业的显著影响。由于同行业公司之间在盈余管理决策中面临共同的融资环境、需求市场,并且整体的行业数据容易获得,同行之间可以通过论坛、协会等正式或非正式途径进行信息交流,模仿和学习同行业公司成为管理者决策的重要参照路径,因此本文重点研究行业关系网络盈余管理的同伴效应。本研究主要基于动态竞争理论和委托代理理论建立盈余管理的行业同伴效应假说。

动态竞争理论指出,在同行业网络中,追逐利润最大化的企业会出于竞争目的,将其他企业行为纳入决策因素中,即个体企业盈余管理决策容易受到同行业其他企业盈余管理行为的影响,因此同一行业不同公司之间也会形成重要的关系网络。第一,同行业企业面临相同的投资者市场,企业都希望取得相对于其他企业更好、更平滑的业绩来吸引投资者。当同行业其他企业都进行盈余管理时,会促使企业实施盈余管理(虚增报告盈余或平稳业绩)以获得比较优势,提升投资者对企业价值的评估,进而争夺相对稀缺的股权资本(苏金栋和张祥建,2006)。第二,吴溪等(2015)发现企业会计估计水平会受到行业影响,而会计估计变更是盈余管理的重要手段,因而企业盈余管理也可能会受到同行业其他企业的影响。第三,在同行业竞争的环境下,出于在竞争对手之间保持更高信息不对称的目的,以减少信息披露带来的不良影响,企业会积极掩盖自身真实经营信息(Verrecchia,1983;Fan和Wong,2002)。由此,如果同行业其他企业都通过盈余管理掩盖自身真实的经营状况,为了降低信息披露产生的竞争威胁,企业通常也会采取盈余管理决策增加信息不对称。第四,受到中国传统儒家文化“中庸”思想的影响,当企业进行盈余管理的收益和可能由于盈余管理造成诉讼、声誉的处罚成本不确定时,同行业盈余管理水平将成为管理者权衡盈余管理利弊的重要参考,由此制定的会计估计、应计项目调整等决策更容易得到董事会的批准。第五,由于短视效应存在,企业通常倾向于使用盈余管理提升短期绩效,尤其在同行采取盈余管理的企业数量不断增加的背景下,心理负罪感不断淡化,甚至会让原来“独善其身”的企业“近墨者黑”。

Jensen和Meckling(1976)构建的委托代理理论亦能为企业盈余管理的同伴效应现象提供解释。由于存在信息不对称,难以观测管理者能力和努力程度等指标,企业大多采用相对绩效

(公司所处行业竞争对手的经营业绩)作为管理者努力水平的重要参考。因此作为理性经济人,管理者能够预期上述后果的严重性,在年末往往需要参考整个市场环境盈利情况以及同行业竞争对手的盈余管理水平,并据此做出相应盈余管理决策以对公司业绩进行调整。具体来说,当同行业其他企业都进行盈余管理以粉饰财务报表时,如果该公司不进行盈余管理,致使公司最终盈利水平低于行业平均水平或者盈余波动性较大时,股东较容易将其解读为管理者能力不足或努力程度不够,而市场投资者则可能认为是公司经营不善的原因。因此,当面临这种威胁时,理性管理层会有较强的动机去跟风操纵利润,甚至采取更加激进的盈余管理,致使其利润不低于其他同行业竞争者或者不至于上下波动太频繁(王红建等,2015)。此外,考虑到决策收益和成本的不确定性,与同行盈余管理决策相一致符合代理人偷懒动机的需求。

综上,从动态竞争理论和委托代理理论均能说明同行业其他企业的盈余管理水平会对个体企业盈余管理决策产生重要影响。因此,可以得出本文第一个假设H1:

H1:上市公司的盈余管理决策存在行业同伴效应,即企业盈余管理行为会受到同行业(同伴者)盈余管理行为的正向影响。

## (二)“差序格局”在盈余管理同伴效应中的调节作用

### 1. 焦点企业产权异质性的调节作用

“差序格局”是截至目前最能反映中国传统社会关系和社会结构特征的理论(彭泗清,1999),对深入理解中国的同伴效应内在机制有所启示。传统的差序格局理论普遍认为中心个体是同质的,然而即使是相同的社会关系网络对存在异质性的个体影响也应该是存在差异的。即使中国很多企业在权力设置中普遍存在“任人唯亲”的现象(杨玉龙等,2014),仍有不少企业秉承“任人唯贤”观念,由此可以看出在亲缘关系网络呈现的差序格局对不同企业的影响存在差异。由于不同产权结构的企业拥有的资源和面临的市场监管环境不同,因此盈余管理的同伴效应对不同产权结构的焦点企业影响也不同,构成了差序格局中的“企业异质性”差异。构成这种差异的原因主要有两点:第一,国有企业跟风同行进行盈余管理的动机较小。相对于非国有企业而言,国有企业更容易获取市场资源和政策优惠,在融资方面对盈余业绩的要求较为宽松,因此同行业盈余管理的市场压力对国有企业影响较小(薄仙慧和吴联生,2009)。第二,国有企业受到的监管相对严格。国有企业属于政治敏感型企业,比较容易受到政府、公众、媒体的关注,而且相对于非国有企业来说,同等条件下,国有企业会遭受更加严格的外部审计和监管,实施应计盈余管理被出具非标准审计意见的可能性更大(刘继红,2009;李增福和周婷,2013)。因此,由于跟风从事盈余管理的动机更弱并且潜在处罚成本更高,企业的国有性质会抑制同行业盈余管理的同伴效应。由此得出本文的研究假设H2a:

H2a: 产权结构影响盈余管理的同伴效应,即企业的国有性质会抑制所在行业盈余管理的同伴效应。

### 2. 外生地缘“序”的调节作用

差序格局表面上体现的是“关系”格局,实质上是一种人际的信息沟通格局和信任格局。在关系网络中的成员越是接近于群体其他成员,则彼此间信息沟通越密切,信任程度越高,信息不对称程度越低(雷宇和杜兴强,2011)。企业个体和同行其他群体平均距离的远近形成了个体与群体之间的地缘亲疏关系,也就是本文研究的“差序格局”中的“序”。刘文军(2014)发现地理邻近性有助于企业通过非正式渠道并以低成本获取更多信息,降低彼此间的信息不对称。罗进辉等(2017)发现在中国这样的“人情社会”下,地理邻近性更容易形成“圈子”,产生更多的交流和人际交往,进而可能形成认知同质性和丧失独立性,发生合谋行为,并且这种地理邻近性提

供的私人信息一般比市场上公开信息更有效(白雪莲等, 2015)。蔡宁等(2017)发现公司之间地理邻近性程度越高, 行为习惯、文化等越相似, 对特定策略的认同感也越强。地缘关系作为差序格局的基础依赖之一, 企业与同行业其他企业的地缘关系越亲近, 越容易形成“圈子”, 获取群体的盈余管理信息成本越低, 信息也越接近真实情况, 进而促进了同行企业间模仿和学习, 增强了企业盈余管理的同伴效应。由此, 得出本文的研究假设H2b:

H2b: 企业个体与行业群体的地缘关系会增强所在行业盈余管理的同伴效应。

(三) 以产权异质性分组探究地缘“序”在盈余管理同伴效应中的调节作用

在企业异质性不同的背景下, “序”对行业盈余管理同伴效应的影响如何? 相对于非国有企业来说, 国有企业面临的审计监管相对严格, 而且管制程度的不同亦会导致盈余管理面临的法律和声誉的处罚成本不同, 因此即使同行业其他企业都在进行盈余管理时, 企业和行业内其他企业的地缘关系并不能明显影响企业的盈余管理决策; 而对于非国有企业来说, 由于管理者面临更大的市场压力和较宽松的监管环境, 当同行业其他企业都在进行盈余管理时, 企业和行业内其他企业的地缘关系越亲近, 越容易获取同行盈余管理信息, 并出于外在锚定效应越容易以地缘关系亲近的同行企业信息作为模仿参照, 从而增强了所在行业的盈余管理同伴效应。由此, 得出本文的研究假设H3:

H3: 在国有企业中, 企业的地缘关系对所在行业盈余管理的同伴效应没有明显的影响; 而在非国有企业中, 企业的地缘关系会增强所在行业盈余管理的同伴效应。

(四) 进一步分析在国有企业盈余管理同伴效应中地缘“序”的调节作用

在国有企业中, 尽管外部审计监管普遍比非国有企业严格, 但是对于处在行业受保护程度不同的国有企业而言, 外部审计监管强弱还是存在差异的, 因此本文进一步探究在国有企业的盈余管理同伴效应中地缘“序”的调节作用。保护性行业指的是“涉及国家安全的行业、自然垄断的行业、提供重要公共产品和服务的行业以及支柱产业”。国有企业并且属于保护性行业会受到更多的政治关注, 在报告盈余出现差错时容易引起政府更多的监管, 为了减少行业监管压力和政治成本, 对应计盈余管理具有规避性。因此对于这类企业, 地缘关系无法调节同行业其他企业盈余管理的同伴效应的影响。而对于非保护性行业的国有企业来说, 其受到的监管相对较保护性行业更弱, 并且因为企业业绩与管理者薪酬和仕途相挂钩, 当同行业其他企业都进行盈余管理的时候, 地缘关系能够有效减少信息搜集成本, 促进所在行业盈余管理的同伴效应的影响。由此, 得出本文的研究假设H4:

H4: 对于国有企业而言, 如果其属于保护性行业, 企业的地缘关系对所在行业盈余管理的同伴效应没有明显的影响; 如果其属于非保护性行业, 企业的地缘关系会增强所在行业盈余管理的同伴效应。

图2为本文的逻辑框架图。

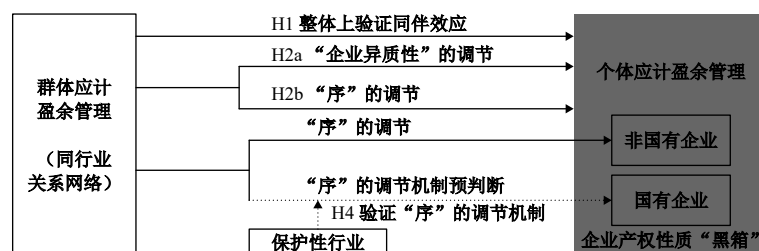


图2 理论模型

### 三、研究设计

#### (一) 数据选择与数据来源

本文选择2010–2016年沪深A股上市公司为样本,数据主要源自国泰安数据库,并剔除了下列公司:(1)ST类公司;(2)金融类、保险类、房地产类公司;(3)年度行业内观测值数量小于10的样本;(4)变量数据缺失样本;(5)为减少极端值干扰,对连续变量进行1%和99%的缩尾处理。本研究共获得12 964个年观测值组成的研究样本,其中5 655个国有企业样本,7 309个非国有企业样本。

表1为样本年度和行业分布情况,样本观测值在各年度行业间分布存在明显差异。

表 1 分年度和分行业的样本数

行业分类	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	合计
A	26	27	33	34	37	39	35	231
B	40	43	51	57	60	62	58	371
C1	106	115	137	150	157	158	158	981
C3	432	486	673	777	833	840	880	4 921
C4	22	26	24	31	36	41	48	228
C9	273	304	367	416	431	425	433	2 649
D	61	67	71	74	77	83	77	510
E	28	33	44	57	62	66	61	351
F	93	102	135	141	141	139	133	884
G	53	58	68	74	77	77	58	465
I	47	69	80	105	120	123	134	678
K	24	21	20	14	11	0	0	90
L	16	18	16	20	20	22	29	141
M	0	0	0	10	11	11	16	48
N	0	0	15	21	24	23	27	110
R	0	0	16	21	25	31	33	126
S	39	40	16	19	21	23	22	180
合计	1 260	1 409	1 766	2 021	2 143	2 163	2 202	12 964

注:行业分类是参照2012年行业分类标准,其中制造业(C类)细分到次类。剔除行业为金融、保险、房地产类和年度行业内观测值小于10的样本,因而未包含全部行业。

#### (二) 主要变量解释

##### 1. 盈余管理水平

黄梅和夏新平(2009)在中国资本市场上对多种盈余管理模型进行多方面检验,发现分年度分行业的截面修正琼斯模型表现更优。根据修正的Jones模型(Dechow等,1995),通过模型(1)使用OLS进行分年度分行业回归,得到相应系数 $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 的估计值。为了剔除异常值的影响,对所有回归变量进行上下1%的缩尾处理,同时剔除了年度行业观测值小于10的样本。

$$\frac{TA_t}{A_{t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{\Delta REV_t - \Delta REC_t}{A_{t-1}} + \beta_2 \frac{PPE_t}{A_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$Da_t = \frac{TA_t}{A_{t-1}} - \left( \beta_0 + \beta_1 \frac{\Delta REV_t - \Delta REC_t}{A_{t-1}} + \beta_2 \frac{PPE_t}{A_{t-1}} \right) \quad (2)$$

其中 $TA_t$ 为总应计盈余,等于第 $t$ 年营业利润减去第 $t$ 年经营活动现金流量; $\Delta REV_t$ 为企业第 $t$ 年主营业务收入的变化,等于第 $t$ 年主营业务收入减去第 $t-1$ 年主营业务收入; $\Delta REC_t$ 为企业第 $t$ 年应



收账款变化,等于第t年应收账款减去第t-1年应收账款;  $PPE_t$ 为企业第t年固定资产账面原值;  $A_{t-1}$ 为第t-1年期末总资产。

进一步地,根据模型(2)我们得出可操控应计利润(Da)。由于正向或者负向的可操控应计利润都能在一定程度上体现企业披露的盈余与其真实值的偏离,因此,本文采用可操控性应计利润(Da)的绝对值(AbsDa)来衡量盈余管理水平,其值越大,说明企业盈余管理程度越高。

### 2. 同行业平均盈余管理水平

本文借鉴钟田丽和张天宇(2017)、刘柏和卢家锐(2018)的研究,同行平均盈余管理(MDa)代表除目标企业外同年度该行业其他企业的盈余管理平均值。同年度同行业的不同企业之间MDa存在差异,既能体现同行业其他企业对个体盈余管理行为的影响,也能表示个体可以参与同行业群体影响其他个体,是一种竞争互动的交叉网络关系。

### 3. 地缘关系

蔡宁等(2017)发现公司的地域越相近,文化、社会风气、群体意识等会更相似,地缘关系也越亲近,为本文采纳个体与同行业其他公司注册地的平均距离衡量地缘关系的亲疏提供了理论支持。参考刘文军(2014)、Jensen等(2015)对审计师与公司地理距离的衡量方法,由于每个焦点企业和同行业其他群体的距离不同,在关系网络中地缘关系也不同,构成了差序格局天然的地缘“序”。本文采用目标上市公司注册地与同年度同行业其他企业的注册地的平均距离衡量目标企业与同行业其他企业的关系。利用谷歌地图、百度地图等互联网工具,手工收集样本上市公司2010-2016年注册地址对应的经纬度坐标。利用上述坐标,手工计算出每家上市公司与同行业同年度其他上市公司之间的平均距离,并取自然对数。每个个体企业和同行业群体的平均距离都不同,数值越小,表示个体与群体其他个体之间地缘关系(Distance)越亲近。

### 4. 保护性行业

受政府保护的行业取1,否则为0。借鉴陈冬华等(2005)、方红星和金玉娜(2011)的研究,将采掘业、石油加工及炼焦业、黑色金属业、有色金属业、电力、煤气及水的生产和供应业等列为保护性行业(Pro)。

### (三) 实证检验模型

本文选择在混合OLS模型基础上对标准差进行怀特异方差修正和公司层面的聚类(Cluster)效应调整,可以在一定程度上减轻样本过于聚集的影响。需要说明的是,由于每个假设模型中放入了根据年度行业拟合后得到的同行业平均盈余管理水平(MDa)和产品市场竞争(HHI),为避免多重共线性,下列模型中没有放入行业虚拟变量(赵纯祥和张敦力,2013)。

对于H1,在借鉴姜付秀等(2015)、许楠等(2016)、杜兴强等(2017)已有文献模型后,添加了产权结构性质、公司规模、公司年龄、两职合一、董事会规模、独立董事比例、会计事务所、审计意见、成长性、资产收益率、产品市场竞争这几个控制变量。具体变量定义见表2。因此假设1验证行业盈余管理同伴效应的模型如下:

$$AbsDa_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MDa_{i,t} + \sum \gamma Var_{i,t}^{control} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

对于H2a,本文在H1的模型基础上添加了同行业平均盈余管理水平和产权结构性质的乘积项,探讨了“差序格局”的“企业异质性”(产权结构性质)对行业盈余管理同伴效应的调节作用。H2a模型如下:

$$AbsDa_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MDa_{i,t} + \beta_2 MDa_{i,t} \times STATE_{i,t} + \sum \gamma Var_{i,t}^{control} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

对于H2b, 本文基于H1的模型基础上加入了同行平均盈余管理水平和地缘关系的乘积项, 探讨了“差序格局”的“序”(地缘关系)对行业盈余管理同伴效应的调节作用。H2b模型如下:

$$AbsDa_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MDa_{i,t} + \beta_2 MDa_{i,t} \times Distance_{i,t} + Distance_{i,t} + \sum \gamma Var_{i,t}^{control} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

对于H3, 由于同时加入“企业异质性”和“序”会使得模型加入过多的交互项导致严重的多重共线性, 因此本文在H1基础上以“企业异质性”(产权结构性质)分组研究“序”(地缘关系)对行业盈余管理同伴效应的调节作用。H3模型同模型(5)。

对于H4, 根据是否为保护性行业对国有企业进行分组, 进一步研究国有企业中“序”(地缘关系)对行业盈余管理同伴效应的调节机制。H4模型同模型(5)。

表2 变量定义

变量名称	变量符号	变量说明
盈余管理水平	AbsDa	可操作性应计利润的绝对值
同行业平均盈余管理水平	MDa	除目标公司外, 同年度同行业内其他公司的可操作性应计利润绝对值的平均值
产权结构性质	State	国有企业赋值为1, 否则为0
地缘关系	Distance	目标公司与同年度同行业其他公司注册地的经纬度平均距离, 并取自然对数。距离越小, 地缘关系越亲
公司规模	Size	年末资产总额的自然对数
公司年龄	Age	样本年度-公司成立年份+1
两职合一	Dual	如果董事长与总经理两职合一, 赋值为1, 否则赋值为0
董事会规模	Board	董事会人数取自然对数
独立董事比例	Indirector	独立董事人数/董事会人数
会计事务所	Audit	如果四大会计师事务所审计赋值为1, 否则为0
审计意见	Opinion	审计意见为标准无保留意见赋值为1, 否则为0
成长性	Growth	营业收入增长率
资产收益率	Roa	净利润/平均总资产
产品市场竞争	HHI	(公司营业收入/行业营业总收入)的平方和
保护性行业	Pro	受政府保护的行业赋值为1, 否则为0
年度	Year	年度虚拟变量

#### (四) 关联效应和环境效应的控制

行业同伴效应的研究可能受到关联效应和环境效应的干扰。首先, 关联效应指的是由于同行业内企业个体拥有相似却难以观测的特征导致了趋同现象, 而工具变量法能缓解这一内生性问题。石桂峰(2015)发现同伴效应难以找到特别合适的工具变量, 因此本文选择解释变量同行业平均盈余管理水平的滞后一期(LMDa)作为工具变量, 表示的是同行业同年度其他企业的上一期平均盈余管理水平。通常情况下, 上一期取值可视为“前定变量”(Predetermined Variable), 与当期扰动项不相关, 且当期同行业企业的盈余管理决策不太可能影响过去的盈余管理水平, 所以在一定程度上满足工具变量外生性的要求。此外, 滞后一期的同行业平均盈余管理水平(LMDa)与当期同行业平均盈余管理水平(MDa)满足工具变量的相关性要求, 并且回归中弱工具变量检验F值远大于10也说明了这一点。

其次是环境效应, 即盈余管理决策的趋同现象可能受到共同的行业环境因素干扰, 而在计量模型中添加行业特征的信息能缓解这一内生性干扰(Bramoullé等, 2007; 汪汇等, 2009)。因此本文加入了产品市场竞争这个变量控制环境效应, 并通过工具变量法缓解未控制的环境效应遗漏变量对结论的干扰。



## 四、实证分析

### (一) 描述性统计分析

表3为主要变量的描述性统计。AbsDa均值为0.059, 低于孙光国和郭睿(2015)以2006-2013年衡量盈余管理程度的均值0.068, 说明随着中国监管制度的不断完善, 上市公司盈余管理水平比过去有所降低。MDa均值为0.060, 与AbsDa相差不大。Distance均值为6.949, 最小值为6.513, 最大值为7.934, 说明不同企业和同行业其他企业在地缘关系上存在差异。State的虚拟变量均值为0.436, 表明样本中有43.6%的企业为国有企业。其他各变量的分布均在合理范围内。

表3 主要变量的描述性统计

变量	N	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
AbsDa	12 964	0.059	0.041	0.060	0.000	0.455
Mda	12 964	0.060	0.056	0.010	0.039	0.091
Distance	12 964	6.949	6.928	0.260	6.513	7.934
State	12 964	0.436	0.000	0.496	0.000	1.000
Size	12 964	22.039	21.881	1.292	16.702	28.509
Age	12 964	16.250	16.000	5.230	3.000	37.000
Dual	12 964	0.234	0.000	0.423	0.000	1.000
Board	12 964	2.152	2.197	0.201	1.099	2.890
Indirector	12 964	0.372	0.333	0.055	0.182	0.800
Audit	12 964	0.052	0.000	0.223	0.000	1.000
Opinion	12 964	0.965	1.000	0.184	0.000	1.000
Growth	12 964	0.386	0.134	1.089	-0.679	8.182
Roa	12 964	0.038	0.034	0.053	-0.178	0.198
HHI	12 964	0.110	0.074	0.101	0.017	1.000
Pro	12 964	0.545	1.000	0.498	0.000	1.000

表4为各主要变量的皮尔森相关系数表。如表4所示, MDa和AbsDa呈显著正相关关系, 说明同行业其他企业的盈余管理水平很有可能影响个体盈余管理决策。State和AbsDa呈显著负相关关系, 说明国有企业由于严格的外部监管因素, 进行盈余管理的动机相对较弱。各解释变量之间相关系数不高, 因此不存在严重的多重共线性关系。

表4 主要变量的皮尔森相关系数表

	AbsDa	Mda	Distance	State	Size	Age	Dual	Board	Indirector	Audit	Opinion	Growth	Roa	HHI
AbsDa	1.000													
Mda	0.105***	1.000												
Distance	-0.014	-0.019**	1.000											
State	-0.054***	0.005	0.028***	1.000										
Size	-0.088***	-0.069***	0.029***	0.345***	1.000									
Age	0.031***	-0.041***	-0.010	0.202***	0.108***	1.000								
Dual	0.026***	-0.012	-0.011	-0.289***	-0.162***	-0.100***	1.000							
Board	-0.056***	-0.018**	0.015*	0.273***	0.275***	0.050***	-0.183***	1.000						
Indirector	0.024***	0.019**	-0.001	-0.064***	0.021**	-0.052***	0.100***	-0.476***	1.000					
Audit	-0.033***	-0.012	0.013	0.104***	0.190***	0.029***	-0.064***	0.081***	0.005	1.000				
Opinion	-0.044***	-0.017**	0.008	0.004	0.049***	-0.081***	0.004	-0.003	-0.006	0.036***	1.000			



续表 5 回归结果 (2SLS回归)

	假设1	假设2a	假设2b	假设3		假设4	
	全样本	全样本	全样本	全样本		国有企业	
				国有企业	非国有企业	保护性行业	非保护性行业
Constant	0.102*** (5.59)	0.138*** (8.51)	0.136*** (8.43)	0.136*** (6.34)	0.136*** (4.95)	0.141*** (4.51)	0.110*** (3.55)
Cragg-Donald Wald F值	10 000.000	3 876.498	5 152.937	3 073.902	1 752.070	2 156.392	361.824
Observations	12 964	12 964	12 964	5 655	7 309	3 230	2 425
R-squared	0.02	0.03	0.02	0.03	0.03	0.04	0.01

注:括号内为t或者z统计量的值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的显著性水平上通过检验;t值已经经过稳健标准误修正,并考虑了公司层面的聚类效应。

假设2分别研究了企业异质性和地缘“序”对企业盈余管理同伴效应的调节作用。从假设2a之列的回归结果看,  $Mda \times State$  乘积项系数在10%的水平上显著为负,说明企业国有性质能负向调节同行业平均盈余管理水平对个体企业的盈余管理行为的正向影响,说明相对于非国有企业来说,出于外部相对严格的审计和监管压力,企业国有性质更能抑制盈余管理的同伴效应,支持了假设2a。同时,从假设2b之列的回归结果来看,  $Mda \times Distance$  乘积项在5%的水平上显著为负,说明个体企业离同行业其他企业地理距离越远,越能抑制同行业其他企业对个体盈余管理决策的影响。这也表明个体企业和同行业其他企业的地缘关系越亲近,越能够促进企业盈余管理的同伴效应,支持了假设2b。

假设3根据企业产权异质性对全样本进行分组,用于检验不同产权背景下地缘“序”对企业盈余管理的同伴效应的调节作用。分样本发现,在国有企业中,  $Mda \times Distance$  乘积项不显著,而在非国有企业中,  $Mda \times Distance$  乘积项在1%的水平上显著为负。所以该结果表明,国有企业面临较高的监管水平,因此地缘“序”对国有企业在盈余管理的同伴效应中没有显著影响;而对于监管相对宽松、市场压力相对较大的非国有企业来说,个体企业和同行业其他企业的地缘关系越亲近,对同行业盈余管理的同伴效应促进作用越大。因此假设3也得到了验证。虽然国有企业相对于非国有企业来说,面临更加严格的审计审查和外部监管,但是不同的国有企业面临的审计监管还是存在差别,因此地缘“序”能否在国有企业在盈余管理的同伴效应上起到调节作用呢?我们将在假设4进一步验证。

假设4根据是否受到政府保护将国有企业进行分组,用于检验国有企业在面临不同外部监管水平和审计压力下地缘“序”对企业盈余管理同伴效应的调节作用边界。分样本发现,属于保护性行业的国有企业由于受到更加严格的外部监管压力,因此  $Mda \times Distance$  乘积项不显著,地缘“序”对企业盈余管理的同伴效应没有明显影响;而属于非保护性行业的国有企业中,由于受到的外部监管压力相对较小,因此  $Mda \times Distance$  乘积项在10%水平上显著为负,个体企业和同行业其他企业的地缘关系亲近程度能够促进其盈余管理的同伴效应。该结果支持了假设4。

### (三) 稳健性检验

1. 盈余管理变量的稳健性检验。本文采用基本Jones模型对盈余管理水平(AbsDa)进行替代,相应的同行业平均盈余管理水平(MDa)也进行相应替换,结论基本一致,表明以上结果具有良好的稳健性,如表6所示。

表6 稳健性回归结果(2SLS回归):更换变量

	假设1	假设2a	假设2b	假设3		假设4	
	全样本	全样本	全样本	全样本		国有企业	
				国有企业	非国有企业	保护性行业	非保护性行业
MDa	0.603*** (5.10)	0.841*** (4.98)	0.608*** (5.11)	0.439*** (3.02)	0.853*** (4.05)	0.482** (2.51)	0.296 (0.99)
Mda×State		-0.361** (-2.03)					
Mda×Distance			-0.566* (-1.88)	0.011 (0.03)	-1.375** (-2.56)	0.377 (0.76)	-1.288** (-1.96)
Distance			-0.001 (-0.75)	-0.002 (-0.83)	-0.001 (-0.40)	-0.004 (-0.98)	0.008 (1.51)
State	-0.004*** (-2.82)	-0.004*** (-2.68)	-0.005*** (-2.83)				
Size	-0.002*** (-3.88)	-0.003*** (-3.96)	-0.002*** (-3.89)	-0.003*** (-4.05)	-0.002 (-1.64)	-0.005*** (-4.20)	-0.000 (-0.37)
Age	0.001*** (4.74)	0.001*** (4.51)	0.001*** (4.73)	0.000** (2.28)	0.001*** (3.64)	0.001*** (2.92)	0.000 (0.14)
Dual	0.001 (0.70)	0.001 (0.74)	0.001 (0.71)	0.004 (1.30)	0.001 (0.40)	0.006 (1.28)	0.002 (0.55)
Board	-0.008* (-1.93)	-0.008** (-2.00)	-0.008* (-1.93)	-0.006 (-1.10)	-0.010* (-1.78)	-0.001 (-0.08)	-0.013* (-1.86)
Indirector	0.012 (0.90)	0.012 (0.90)	0.012 (0.89)	0.026 (1.32)	-0.000 (-0.00)	0.054* (1.75)	-0.013 (-0.57)
Audit	-0.004* (-1.83)	-0.004* (-1.85)	-0.004* (-1.80)	-0.006** (-1.98)	-0.001 (-0.20)	-0.004 (-1.24)	-0.008 (-1.33)
Opinion	-0.010** (-2.21)	-0.009** (-2.19)	-0.009** (-2.17)	-0.009 (-1.45)	-0.009 (-1.47)	-0.008 (-0.93)	-0.009 (-1.06)
Growth	<0.001 (0.49)	<0.001 (0.48)	<0.001 (0.49)	<0.001 (-0.59)	<0.001*** (6.90)	<0.001 (-0.55)	<0.001 (1.59)
Roa	-0.003 (-0.51)	-0.003 (-0.50)	-0.003 (-0.50)	-0.002 (-0.27)	-0.006 (-0.45)	-0.000 (-0.01)	-0.003 (-0.29)
HHI	0.006 (0.78)	0.005 (0.64)	0.006 (0.81)	0.006 (0.64)	0.004 (0.38)	0.000 (0.04)	0.022 (1.30)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	0.095*** (5.24)	0.132*** (8.28)	0.130*** (8.17)	0.106*** (4.33)	0.080*** (2.70)	0.103*** (2.93)	0.094*** (2.64)
Cragg-Donald Wald F值	8 601.099	3 444.967	4 296.565	2 680.054	1 462.699	1 618.755	328.681
Observations	12 951	12 951	12 951	5 652	7 299	3 218	2 434
R-squared	0.02	0.03	0.02	0.02	0.03	0.04	0.01

注:括号内为t或者z统计量的值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的显著性水平上通过检验;t值已经经过稳健标准误修正,并考虑了公司层面的聚类效应。

2. 剔除再融资需求对本文研究结果的影响。Efendi等(2007)发现,企业有再融资需求时,有较强的动机进行盈余管理。借鉴姜付秀等(2015)的做法,若企业当年有再融资行为(增发、配股、发行可转债),那么该年度和前三年度视为存在再融资需求。为了避免再融资需求对本研究的干扰,本文对存在再融资需求的企业进行剔除,具体回归结果见表7,研究结论基本不变。

表7 稳健性回归结果(2SLS回归):剔除再融资需求影响

	假设1	假设2a	假设2b	假设3		假设4	
	全样本	全样本	全样本	全样本		国有企业	
				国有企业	非国有企业	保护性行业	非保护性行业
MDa	0.578*** (5.17)	0.782*** (4.75)	0.583*** (5.18)	0.439*** (3.20)	0.786*** (3.91)	0.470*** (2.74)	0.347 (1.17)

续表 7 稳健性回归结果 (2SLS回归): 剔除再融资需求影响

	假设1	假设2a	假设2b	假设3		假设4	
	全样本	全样本	全样本	全样本		国有企业	
				国有企业	非国有企业	保护性行业	非保护性行业
Mda×State		-0.308* (-1.74)					
Mda×Distance			-0.648** (-2.11)	0.018 (0.06)	-1.633*** (-2.76)	0.254 (0.60)	-1.146* (-1.71)
Distance			-0.002 (-0.88)	-0.003 (-0.92)	-0.001 (-0.47)	-0.006 (-1.28)	0.007 (1.36)
State	-0.005*** (-3.08)	-0.005*** (-2.96)	-0.005*** (-3.10)				
Size	-0.003*** (-4.06)	-0.003*** (-4.13)	-0.003*** (-4.08)	-0.003*** (-4.19)	-0.002* (-1.79)	-0.005*** (-4.42)	-0.001 (-0.41)
Age	0.001*** (4.54)	0.001*** (4.36)	0.001*** (4.54)	0.000** (1.99)	0.001*** (3.60)	0.001*** (2.82)	-0.000 (-0.16)
Dual	0.001 (0.75)	0.001 (0.78)	0.001 (0.77)	0.004 (1.40)	0.001 (0.43)	0.006 (1.23)	0.003 (0.71)
Board	-0.008* (-1.93)	-0.008** (-1.97)	-0.008* (-1.92)	-0.006 (-1.14)	-0.010* (-1.66)	-0.001 (-0.15)	-0.012* (-1.76)
Indirector	0.011 (0.85)	0.011 (0.85)	0.011 (0.84)	0.025 (1.28)	0.000 (0.02)	0.053* (1.73)	-0.015 (-0.64)
Audit	-0.004 (-1.64)	-0.004* (-1.65)	-0.004 (-1.61)	-0.005* (-1.82)	-0.000 (-0.09)	-0.004 (-1.22)	-0.006 (-1.13)
Opinion	-0.011** (-2.46)	-0.011** (-2.45)	-0.011** (-2.43)	-0.009 (-1.42)	-0.011* (-1.83)	-0.008 (-0.93)	-0.008 (-1.04)
Growth	<0.001 (0.40)	<0.001 (0.39)	<0.001 (0.40)	<0.001 (-1.26)	<0.001*** (5.35)	<0.001 (-1.25)	<0.001 (1.31)
Roa	-0.005 (-0.67)	-0.005 (-0.66)	-0.005 (-0.66)	-0.004 (-0.50)	-0.006 (-0.50)	-0.002 (-0.25)	-0.004 (-0.39)
HHI	0.007 (0.99)	0.006 (0.85)	0.008 (1.04)	0.008 (0.76)	0.005 (0.52)	0.003 (0.22)	0.021 (1.24)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	0.103*** (5.62)	0.139*** (8.56)	0.137*** (8.47)	0.137*** (6.40)	0.137*** (4.94)	0.142*** (4.53)	0.112*** (3.61)
Cragg-Donald Wald F值	9 878.185	3 723.198	4 923.606	2 961.001	1 664.542	2 122.888	336.199
Observations	12 900	12 900	12 900	5 626	7 274	3 206	2 420
R-squared	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.04	0.01

注: 括号内为t或者z统计量的值, \*, \*\*, \*\*\*分别表示在10%、5%、1%的显著性水平上通过检验; t值已经经过稳健标准误修正, 并考虑了公司层面的聚类效应。

3. 考虑应计与真实盈余管理的替代关系。近年来, 不少文献发现应计与真实盈余管理存在某种关系。Zang (2011)发现, 由于应计和真实盈余管理的成本可能具有相互比较的优势, 因此公司会替代性地采用这两种方式进行盈余管理。李增福等(2011)、李春涛等(2016)发现应计与真实盈余管理在不同情境下可能存在部分替代关系。为避免应计与真实盈余管理的相互影响, 借鉴李增福等(2011)衡量真实盈余管理水平的方法加入控制变量EM\_Proxy进行控制, 具体回归结果见表8, 研究结论基本不变。

表 8 稳健性回归结果 (2SLS回归): 考虑应计和真实盈余管理大的替代关系

	假设1	假设2a	假设2b	假设3		假设4	
	全样本	全样本	全样本	全样本		国有企业	
				国有企业	非国有企业	保护性行业	非保护性行业
MDa	0.324*** (2.97)	0.543*** (3.39)	0.330*** (3.00)	0.202 (1.48)	0.549*** (2.79)	0.171 (1.01)	0.476 (1.59)

续表8 稳健性回归结果(2SLS回归):考虑应计和真实盈余管理大的替代关系

	假设1	假设2a	假设2b	假设3		假设4	
	全样本	全样本	全样本	全样本		国有企业	
				国有企业	非国有企业	保护性行业	非保护性行业
Mda×State		-0.331* (-1.94)					
Mda×Distance			-0.671** (-2.27)	-0.033 (-0.11)	-1.610*** (-2.81)	0.079 (0.19)	-1.093* (-1.67)
Distance			-0.001 (-0.61)	-0.003 (-1.01)	-0.000 (-0.02)	-0.006 (-1.48)	0.006 (1.18)
State	-0.003* (-1.89)	-0.003* (-1.76)	-0.003* (-1.91)				
Size	-0.003*** (-4.48)	-0.003*** (-4.55)	-0.003*** (-4.49)	-0.003*** (-3.90)	-0.003*** (-2.79)	-0.004*** (-3.97)	-0.001 (-0.87)
Age	0.001*** (3.94)	0.000*** (3.74)	0.001*** (3.95)	0.000* (1.68)	0.001*** (3.19)	0.001*** (3.13)	-0.000 (-0.47)
Dual	0.001 (0.70)	0.001 (0.73)	0.001 (0.72)	0.004 (1.26)	0.001 (0.37)	0.004 (0.97)	0.003 (0.83)
Board	-0.008** (-2.17)	-0.009** (-2.23)	-0.008** (-2.16)	-0.007 (-1.35)	-0.011* (-1.95)	-0.004 (-0.52)	-0.010 (-1.54)
Indirector	0.015 (1.18)	0.015 (1.18)	0.015 (1.17)	0.026 (1.34)	0.003 (0.18)	0.049* (1.72)	-0.009 (-0.38)
Audit	-0.003 (-1.30)	-0.003 (-1.32)	-0.003 (-1.27)	-0.005* (-1.80)	0.001 (0.22)	-0.004 (-1.17)	-0.007 (-1.46)
Opinion	-0.008** (-1.99)	-0.008** (-1.97)	-0.008* (-1.95)	-0.006 (-1.00)	-0.009 (-1.64)	-0.007 (-0.83)	-0.005 (-0.60)
Growth	<0.001 (0.48)	<0.001 (0.47)	<0.001 (0.48)	<0.001 (-1.06)	<0.001*** (4.57)	<0.001 (-0.90)	<0.001 (1.45)
Roa	-0.011 (-1.22)	-0.011 (-1.22)	-0.011 (-1.21)	-0.007 (-0.87)	-0.016 (-0.89)	-0.005 (-0.55)	-0.008 (-0.65)
HHI	0.013* (1.82)	0.012* (1.65)	0.013* (1.87)	0.017* (1.69)	0.007 (0.69)	0.001 (0.11)	0.032* (1.82)
EM_Proxy	0.098*** (14.95)	0.097*** (14.93)	0.097*** (14.93)	0.092*** (9.61)	0.099*** (11.41)	0.139*** (9.71)	0.060*** (5.00)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	0.105*** (6.00)	0.126*** (8.10)	0.124*** (8.01)	0.116*** (5.70)	0.144*** (5.41)	0.115*** (4.05)	0.102*** (3.41)
Cragg-Donald Wald F值	9711.789	3692.791	4840.593	2876.231	1654.763	2091.343	335.249
Observations	12951	12951	12951	5652	7299	3218	2434
R-squared	0.08	0.08	0.08	0.08	0.09	0.13	0.04

注:括号内为t或者z统计量的值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的显著性水平通过检验;t值已经经过稳健标准误修正,并考虑了公司层面的聚类效应。

## 五、研究结论与启示

本文基于中国沪深A股样本公司数据发现,企业盈余管理决策存在行业同伴效应,并且这一同伴效应受到差序格局因素的影响。具体结论如下:(1)中国企业的盈余管理行为存在同伴效应。同行业关系网络是企业盈余管理产生同伴效应的基础。(2)中国乡土特色的“差序格局”对企业盈余管理的同伴效应存在不同的调节作用。中国企业的国有性质抑制了企业盈余管理的同伴效应,国有企业面临相对严格的审计审查和外部监管是抑制同伴效应的原因。而个体与群体的地缘关系加剧了企业盈余管理的同伴效应,地缘关系越亲近越容易形成信息交流的“圈子”,这是加剧同伴效应的原因。(3)中国国有企业面临的外部监管背景阻断了地缘“序”在企业盈余管理的同伴效应中的调节作用,致使其加速调节同伴效应的不显著。相反,非国有企业的相对宽松的监管环境和相对大的市场压力背景,促进了地缘“序”在企业盈余管理的同伴效应



中发挥调节作用。(4)行业保护性能改变国有企业中地缘“序”对企业盈余管理的同伴效应中的调节作用。处于保护性行业的国有企业面临更严格的外部监管环境,地缘“序”在其盈余管理的同伴效应中无法发挥作用;处于非保护性行业的国有企业面临相对宽松的外部监管环境,地缘“序”能加剧企业盈余管理的同伴效应。

上述结论具有一定的实践意义:第一,整体上,同行其他企业的平均盈余管理水平对个体企业盈余管理决策具有“同伴效应”,如果不及时加以监管、控制,一旦行业“泡沫”急剧增加,容易产生风险隐患;第二,中国差序格局对盈余管理同伴效应会产生调节作用,加强外部审计和监管是抑制盈余管理同伴效应的关键。企业的国有性质出于本身面临外部严格的审计和监管,其盈余管理同伴效应会受到抑制,因此国企混合所有制改革在增加灵活性的同时也应保持其原有的外部监管强度,这样才能发挥其原有的对盈余管理同伴效应的抑制作用。此外,同行业公司地缘关系的亲近虽然促进了产业集聚,但是这种“圈子文化”也促进了盈余管理的同伴效应,因此对这类产业集聚的企业也应该加强外部监管。

#### 主要参考文献:

- [1] 白雪莲,张俊瑞,刘彬.地理距离能够影响基金持股的治理效应吗?——基于上市公司股利政策的研究[J].中央财经大学学报,2015,(8).
- [2] 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).
- [3] 蔡宁,邓小路,程亦沁.风险投资网络具有“传染”效应吗——基于上市公司超薪酬的研究[J].南开管理评论,2017,(2).
- [4] 陈冬华,陈信元,万华林.国有企业中的薪酬管制与在职消费[J].经济研究,2005,(2).
- [5] 杜兴强,赖少娟,裴红梅.女性高管总能抑制盈余管理吗?——基于中国资本市场的经验证据[J].会计研究,2017,(1).
- [6] 方红星,金玉娜.高质量内部控制能抑制盈余管理吗?——基于自愿性内部控制鉴证报告的经验研究[J].会计与控制评论,2011,(8).
- [7] 费孝通.乡土中国[M].上海:上海人民出版社,2007.
- [8] 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).
- [9] 姜付秀,石贝贝,李行天.“诚信”的企业诚信吗?——基于盈余管理的经验证据[J].会计研究,2015,(8).
- [10] 雷宇,杜兴强.“差序格局”与会计信息——理论分析与中国近代的历史证据[J].当代财经,2011,(7).
- [11] 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).
- [12] 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).
- [13] 李增福,周婷.规模、控制人性与盈余管理[J].南开管理评论,2013,(6).
- [14] 刘柏,卢家锐.“顺应潮流”还是“投机取巧”:企业社会责任的传染机制研究[J].南开管理评论,2018,(4).
- [15] 刘继红.国有股权、盈余管理与审计意见[J].审计研究,2009,(2).
- [16] 刘文军.审计师的地理位置是否影响审计质量?[J].审计研究,2014,(1).
- [17] 罗进辉,黄泽悦,朱军.独立董事地理距离对公司代理成本的影响[J].中国工业经济,2017,(8).
- [18] 彭泗清.信任的建立机制:关系运作与法制手段[J].社会学研究,1999,(2).
- [19] 石柱峰.地方政府干预与企业投资的同伴效应[J].财经研究,2015,(12).
- [20] 苏金栋,张祥建.相对业绩、股票再发行与盈余管理的群体行为[J].软科学,2006,(1).
- [21] 孙光国,郭睿.CFO内部董事有助于董事会履行监督职能吗?[J].会计研究,2015,(11).
- [22] 万良勇,梁婵娟,饶静.上市公司并购决策的行业同群效应研究[J].南开管理评论,2016,(3).
- [23] 汪汇,陈钊,陆铭.户籍、社会分割与信任:来自上海的经验研究[J].世界经济,2009,(10).
- [24] 王红军,李青原,陈雅娜.盈余管理、经济周期与产品市场竞争[J].会计研究,2015,(9).

- [25] 吴溪, 杨育龙, 陆正飞. 会计估计变更伴随着更激进的盈余效应吗?[J]. *会计研究*, 2015, (4).
- [26] 许楠, 刘浩, 王天雨. 非创始人CEO与会计信息质量——基于A股创业板公司的经验研究[J]. *会计研究*, 2016, (8).
- [27] 阎云翔. 差序格局与中国文化的等级观[J]. *社会学研究*, 2006, (4).
- [28] 杨玉龙, 潘飞, 张川. 差序格局视角下的中国企业业绩评价[J]. *会计研究*, 2014, (10).
- [29] 赵纯祥, 张敦力. 市场竞争视角下的管理者权力和企业投资关系研究[J]. *会计研究*, 2013, (10).
- [30] 钟田丽, 张天宇. 我国企业资本结构决策行为的“同伴效应”——来自深沪两市A股上市公司面板数据的实证检验[J]. *南开管理评论*, 2017, (2).
- [31] Abrahamson E, Rosenkopf L. Social network effects on the extent of innovation diffusion: A computer simulation[J]. *Organization Science*, 1997, 8(3): 289–309.
- [32] Bramoullé Y, Djebbari H, Fortin B. Identification of peer effects through social networks[J]. *Journal of Econometrics*, 2007, 150(1): 41–55.
- [33] Chiu P C, Teoh S H, Tian F. Board interlocks and earnings management contagion[J]. *The Accounting Review*, 2013, 88(3): 915–944.
- [34] Dechow P M, Sloan R G, Sweeney A P. Detecting earnings management[J]. *The Accounting Review*, 1995, 70(2): 193–225.
- [35] Dechow P, Ge W L, Schrand C. Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2010, 50(2/3): 344–401.
- [36] Efendi J, Srivastava A, Swanson E P. Why do corporate managers misstate financial statements? The role of option compensation and other factors[J]. *Journal of Financial Economics*, 2007, 85(3): 667–708.
- [37] Fan J P H, Wong T J. Corporate ownership structure and the informativeness of accounting earnings in East Asia[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2002, 33(3): 401–425.
- [38] Jensen K, Kim J M, Yi H. The geography of US auditors: Information quality and monitoring costs by local versus non-local auditors[J]. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2015, 44(3): 513–549.
- [39] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure[J]. *Journal of Financial Economics*, 1976, 3(4): 305–360.
- [40] Leary M T, Roberts M R. Do peer firms affect corporate financial policy?[J]. *The Journal of Finance*, 2014, 69(1): 139–178.
- [41] Li J T, Yao F K. The role of reference groups in international investment decisions by firms from emerging economies[J]. *Journal of International Management*, 2010, 16(2): 143–153.
- [42] Shleifer A. Does competition destroy ethical behavior?[J]. *The American Economic Review*, 2004, 94(2): 414–418.
- [43] Verrecchia R E. Discretionary disclosure[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1983, 5: 179–194.
- [44] Zang A Y. Evidence on the trade-off between real activities manipulation and accrual-based earnings management[J]. *The Accounting Review*, 2011, 87(2): 675–703.

## The Peer Effect of Earnings Management: The Moderating Role of “Sequence”

Liu Bai, Lu Jiarui

(Business School, Jilin University, Jilin Changchun 130012, China)

**Summary:** In the study of the existing differential equations, it is often considered that the central individual is homogeneous and does not take into account the fact that the same affinity

network is different from the central individual with heterogeneity, and often see “Difference” and not see “Sequence”. This study is based on the Shanghai-Shenzhen A-share listed companies in 2010-2016 as the sample. It is proved that the decision-making of earnings management of listed companies in our country is affected by peer decision-making, and this peer-to-peer relationship is different. “Sequence” resulting from the heterogeneity and geographic affinity of focal enterprises plays different regulatory roles on the peer effect of earnings management. The results show that the state-owned nature of focal enterprises will restrain the positive impact of the average earnings management level of other enterprises on their earnings management decisions; while the geographic relationship between focal enterprises and the same industry group will strengthen this peer effect. According to the regulation function of “Sequence” in the study of enterprise heterogeneity grouping, we find that in state-owned enterprises, the geographic relationship between focal enterprises and the same industry group has no significant impact on the peer effect of earnings management; while in non-state-owned enterprises, the geographic relationship between focal enterprises and the same industry group will enhance this peer effect. Further analysis of the peer effect boundary of state-owned focal enterprises shows that when focal enterprises belong to the protective industry, the geographic relationship has no significant impact on the peer effect of earnings management; while when focal state-owned enterprises belong to the non-protective industry, the geographic relationship will promote the peer effect of earnings management.

The main contributions of this study are as follows: Firstly, different from the peer effect of earnings management under the chain director network studied by Chiu, et al. (2013), this study is the first time in China to explore the peer effect of earnings management from the perspective of industry relationship network. Traditional research on earnings management motivation pays too much attention to the internal factors of enterprises and seldom pays attention to the influence of external “companions” of enterprises. This conclusion enriches the literature of influencing factors of earnings management and helps scholars to further open the “black box” of earnings management behavior. Secondly, although domestic financial academia has begun to pay much attention to the peer effect in the process of financial decision-making, there are few studies on the mechanism of the difference pattern in the peer effect of financial decision-making based on the perspective of Chinese local characteristics. This study provides a new analytical perspective for the study of the peer effect of financial decision-making. Thirdly, the traditional difference pattern generally considers the central individual, while this study relaxes this hypothesis, studies the influence of the “Sequence” of the same industry relationship network on different types of enterprise individuals, and expands and enriches the existing research on the differential order theory.

**Key words:** earnings management; peer effect; differential order pattern; geographic sequence

(责任编辑: 王西民)