

FINANCE
RESEARCH

2017
总第015期

3
双月刊

财务研究

FINANCE RESEARCH

企业财务状况质量与社会责任动机:基于信号传递理论的分析
中国管理会计理论研究:回归本质与常识
CEO选任独董与企业盈余平滑
宏观经济波动、管理层持股与企业盈余管理

ISSN 2095-8838



9 772095 883172



中国财政杂志社 主办
CHINA STATE FINANCE MAGAZINE

《财务研究》编委会名单

主任委员 金莲淑

副主任委员 杨 敏 徐国乔

委 员(以姓氏笔画为序)

王化成	王 鹏	白景明	刘光忠	孙 铮
杨世忠	何杰平	张先治	张新民	张 蕊
罗 飞	罗福凯	孟 焰	赵德武	秦中良
傅元略	谢志华	綦好东	魏明海	

主 编 秦中良

目 录

社 长 徐国乔
 总 编 辑 何杰平
 副总编辑 秦中良
 副 社 长 刘兴焉
 方向阳

编辑部主任 周文荣

美术设计 钟 校

主管单位 中华人民共和国财政部
 主办单位 中国财政杂志社
 出版单位 中国财政杂志社
 编 辑 《财务研究》编辑部
 投稿电话 010-88227072
 订刊电话 010-68222816
 E-mail cwyl187@126.com
 社 址 北京市海淀区万寿路西街
 甲11号院3号楼(北京187信箱)
 邮政编码 100036
 印 刷 北京新华印刷有限公司
 订 购 处 全国各地邮局
 中国财政杂志社市场营销中心
 邮发代号 2-882
 国外发行 中国国际图书贸易总公司
 (北京399信箱)
 国外发行代号 665-MO
 经营广告许可证 京海工商广字0038
 刊 号 ISSN2095-8838
 CN10-1242/F
 定 价 12.00元
 本社网址 http://czzz.mof.gov.cn

企业财务状况质量与社会责任动机：基于信号传递理论的分析
 钱爱民 朱大鹏 (3)

中国管理会计理论研究：回归本质与常识
 胡玉明 (14)

CEO 选任独董与企业盈余平滑
 罗 宏 秦际栋 (22)

宏观经济波动、管理层持股与企业盈余管理
 赵纯祥 朱佳佳 (33)

基于行动者网络理论的管理会计变革研究
 殷俊明 何伟霞 王 军 (45)

媒体报道、环境不确定性与股价同步性
 周冬华 魏灵慧 (54)

会计信息可比性与股价崩盘风险
 袁振超 代冰彬 (65)

产权保护、信息透明度与公司价值
 ——基于深市A股上市公司的经验证据
 王红建 李茫茫 徐启凡 (76)

股价同步性研究述评与展望
 文 雯 申丹琳 陈胤默 (87)

《财务研究》2016年度优秀论文评选结果揭晓
 本刊编辑部 (96)

声 明

本刊已同以下单位进行数字化版权合作，作者文章著作使用权与本刊稿酬一次性给付，如作者不同意文章被收录，请在来稿时注明，本刊将做适当处理。特此声明。

合作单位：

《中国学术期刊网络出版总库》及CNKI系列数据库
 北京万方数据股份有限公司及万方数据电子出版社
 北京世纪超星信息技术发展有限责任公司

企业财务状况质量与社会责任动机： 基于信号传递理论的分析

钱爱民，朱大鹏

(对外经济贸易大学 国际商学院, 北京 100029)

摘要：本文利用我国2005年至2014年A股上市公司财务数据和因子分析法综合考察了企业的财务状况质量与社会责任履行之间的关系。实证检验结果显示：上市公司偿债能力越低，履行社会责任支出越多，国有产权性质和高市场地位对上述结论分别具有正向和负向调节作用。上市公司盈利能力和发展能力越好，履行社会责任支出越多，国有产权性质对上述结论具有正向调节作用。进一步检验发现，企业当期履行社会责任有助于下一期获得政府补助。上述研究结果从信号传递的视角验证了我国上市公司社会责任动机的多元性及其面临的资源约束，对我们深入理解企业社会责任的动机和经济后果具有一定的启示意义。

关键词：社会责任；财务状况质量；信号传递

中图分类号：F275 **文献标志码：**A **文章编号：**2095-8838(2017)03-0003-11

一、引言

企业财务状况与企业社会责任(CSR)的关系一直是学术界与企业界共同关注的重要课题。企业承担社会责任需要付出一定的财务成本，企业财务状况是其承担社会责任的决策基础。但同时，企业履行社会责任的动机具有多样性，具体包括战略动机、政治动机、利他动机、管理层自利动机等(Zhang等, 2010; Shapira, 2012; Du, 2015)。动机的多样性使得企业财务状况与社会责任之间的关系更加扑朔迷离。因此，厘清企业财务状况与社会责任之间的作用关系，有助于深化对企业社会责任行为的认识，引导企业积极履行社会责任，实现经济、社会的和谐发展。

目前有关企业社会责任动机和影响因素的研究成果非常丰富，学者分别从微观企业层面、市场环境层面和宏观制度层面进行了探讨(肖作平和杨娇, 2011; 肖海林和薛琼, 2014; 尹开国等, 2014; 张川等, 2014; 李四海等, 2015)。但是以往文献在研究企业财务绩效对社会责任的影 响时主要关注企业盈利能力，使用托宾Q、资产净利率(ROA)等指标作为替代变量，没有综合考察企业的财务状况质量。企业财务状况是通过资产状况、债务风险状况、资本投入与积累状况、盈利状况以及现金流状况等方面所揭示出来的企业基本财务状态(钱爱民和张新民, 2011)。企业财务状况不仅反映了企业经营战略的实施情况，而且是影响企业社会责任战略决策的重要因素。因此，针对已有研究存在的不足，本文运用因子分析的方法，从

收稿日期：2016-11-14

基金项目：国家自然科学基金项目(71272041)；教育部人文社会科学规划项目(11YJA630085)；对外经济贸易大学中央高校基本科研业务费专项资金项目(CXTD5-02)

作者简介：钱爱民(1970-)，女，辽宁沈阳人，教授，博士生导师；

朱大鹏(1988-)，女，山东青岛人，对外经济贸易大学国际商学院博士生。

表1 2009~2015年中国企业社会责任发展指数和上市公司社会责任报告披露情况

	2009年	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年
社会责任发展指数	15.2分	17分	19.7分	23.1分	26.4分	32.9分	34.4分
社会责任报告披露数量	374份	482份	531份	592份	658份	686份	711份

财务状况质量分析的视角探讨企业社会责任行为的动机。

本文主要的创新点和现实意义包括：(1)通过对16个财务指标进行因子分析，提炼出偿债能力、盈利能力和发展能力三个因子，并分别从以上三个角度检验企业财务状况质量对社会责任决策的影响，细化了微观企业层面财务特征与社会责任关系的研究。(2)从企业财务状况质量分析的角度，进一步为企业社会责任(CSR)动机的研究提供了支持性证据(Zhang等, 2010; 高勇强等, 2012; Lys等, 2015)。(3)在当前我国经济转型升级背景下，为进一步规范我国企业社会责任履行动机和行为、提高整个社会资源配置效率提供了有益的借鉴和参考。

本文余下部分的安排为：第二部分是理论分析与研究假设，第三部分为研究设计，第四部分是实证结果分析，第五部分是进一步检验，第六部分是本文的研究结论与建议。

二、理论分析与研究假设

随着国家政策的出台，科研机构、社会媒体等对企业社会责任的关注度越来越高，中国社科院经济学部企业社会责任研究中心从2009年开始推出中国企业社会责任发展指数，每年从责任管理、市场责任、社会责任、环境责任等多方面对中国企业社会责任管理现状和责任水平进行综合评价。中国上市公司协会和证券时报社中国上市公司社会责任研究中心成立的课题组建立了“中国上市公司社会责任信息披露评价模型”，从公司社会责任报告和官方网站对上市公司社会责任信息披露水平进行综合评价，每年定期发布《中国上市公司社会责任信息披露研究报告》。从表1可以看出，2009年到2015年，中国企业社会责任发展指数和上市公司社会责任信息披露水平呈现逐年上升的良好态势，我国企业社会责任履行与社会责任信息披露的积极性日益增长。

1. 企业财务状况质量与社会责任动机

企业社会责任行为与企业自身财务状况密切相关。财务状况质量分析涉及企业偿债能力、盈利能力、发展能力等多个维度，不同维度财务指标的组合一定程度上可以反映企业履行社会责任的意愿与能力。信息经济学学者Spence(1973)提出的信号传递理论认为，企业如果没有

良好的信号作为传递载体，别人可能不知道或不相信其内部私有信息。高质量企业的管理层有动机将企业高品质的信号，如较好的盈利能力和发展前景、完善的内部控制及公司治理机制，及时传递给外部投资者和其他利益相关者。企业向市场传递积极信息，有利于增强企业利益相关者的信心，降低企业的融资成本以及其他契约履行成本(Richardson等, 2001; 孟晓俊等, 2010; Gross和Roberts, 2011; Dhaliwal, 2011; 李姝等, 2013)。而且社会回应与社会期待理论认为，企业既是经济组织，又是社会组织，在经营活动中必将受到社会的影响；企业面对社会期待，需要制定计划并采取行动进行有效回应。企业通过履行社会责任对社会期待做出积极回应，向外界传递企业具备良好市场信誉和品牌形象的信号，能给企业的长期业绩和价值带来积极影响(Fombrun和Shanley, 1990)。因此，为了避免信息不对称导致的逆向选择问题，那些具备较好盈利能力和发展前景的企业会尽可能通过积极履行社会责任向外界传递经营良好的信号，将自己与财务状况较差的企业区别开来，从而吸引更多优质的资源、降低企业的契约成本。

虽然资金供给假说认为，企业履行社会责任的水平很大程度上取决于企业拥有资源的多少(尹开国等, 2014)，但是由于信号传递的作用，当企业偿债能力不足时，也可能积极承担社会责任、从事慈善事业。因为企业为了发展，期望从各利益相关者获得稀缺资源和良好的经营环境(张兆国等, 2013)。一方面，通过履行社会责任可以掩盖企业当前面临的财务困境；另一方面，通过社会责任行为可以树立正面的“利他主义”企业形象，赢得各利益相关者的信赖和支持。另外，新政治经济学中的寻租理论认为企业为了获得政府的优惠政策可能会从事一系列非生产性活动。当企业财务状况不佳，面临严重的融资约束时，企业更有动机通过履行社会责任帮助地方政府和官员实现政绩目标，从而快速、有效地赢得政府信任和好感。由此本文提出假设1。

H1：企业财务状况影响企业社会责任行为。具体而言，发展能力和盈利能力与企业社会责任显著正相关，偿债能力与企业社会责任显著负相关。

2. 产权性质的影响

表2 财务指标因子分解

序号	财务指标	因子载荷		
		Factor1	Factor2	Factor3
1	速动比率	0.971	0.167	0.048
2	流动比率	0.970	0.159	0.059
3	资产负债率	-0.514	-0.102	-0.367
4	长期借款占总资产比	-0.205	0.007	-0.031
5	息税折旧摊销前利润/负债	0.550	-0.184	0.460
6	资本保值增值率	0.226	0.834	0.049
7	总资产增长率	0.224	0.845	0.079
8	营业收入增长率	-0.076	0.283	0.231
9	流动资产周转率	-0.047	-0.002	0.051
10	总资产周转率	-0.200	-0.059	0.097
11	营运资金周转率	-0.017	0.009	0.040
12	净资产收益率	0.047	0.148	0.609
13	总资产净利率	0.070	0.177	0.534
14	营业利润率	0.148	0.171	0.631
15	净利润现金净含量	-0.053	-0.069	0.013
16	现金回收率	0.040	-0.250	0.003
特征值		2.583	1.668	1.574
样本总方差累计比例		42.30%	69.62%	95.40%
因子含义		偿债能力	发展能力	盈利能力

产权性质决定了国有企业在市场经济中的“权利”与“义务”。国有企业凭借其天生的政治关联优势，更容易获得关键性生产要素资源，从而在产品市场竞争中获得突出优势。国有企业除了享受“权利”以外，还担负着维护社会稳定、创造就业机会、促进区域经济发展的重任（林毅夫和李志赅，2004；Boubakri等，2008；姚洋和张牧扬，2013）。已有研究发现国有企业受到更强的社会监督（姜付秀等，2014）。与国有企业不同，民营企业并非天生背负社会责任，其履行社会责任的动机更加纯粹，更多的是企业在市场经济竞争中的理性选择（史敏等，2017）。由于外界对国有企业履行社会责任的期望高于民营企业，因此，国有企业财务状况对社会责任行为的影响更加显著。基于以上分析，本文提出假设2。

H2：国有产权性质对企业财务状况与社会责任行为具有正向调节作用。

3. 市场地位的影响

从外部环境来看，竞争环境和制度差异是影响企业履行社会责任的重要因素。企业市场地位差异由自身产品竞争力和品牌影响力差异所致，并对企业社会责任行为产生重要影响。首先，高市场地位是一项可以给企业带来收

益的无形资产。与市场地位较低的企业相比，具有高市场地位的企业本身拥有更高的社会认可度和企业声誉。因此，这类企业降低了通过履行社会责任向外界传递企业良好经营状况和财务状况的意愿和需求。其次，市场地位高意味着企业在其主营产品领域的综合市场占有率高，市场竞争力强，与供应商和客户谈判具有主导地位，享受到更多的信贷优惠政策（Dowlatshahi等，1999；马黎珺等，2016），面临较小的融资约束。因此，企业较高的市场地位降低了财务状况对企业社会责任行为的影响。基于以上分析，本文提出假设3。

H3：市场竞争地位对企业财务状况与社会责任行为具有负向调节作用。

三、研究设计

（一）数据来源与变量定义

1. 数据来源

本文选取2005～2014年所有A股上市公司作为初始样本。为了考察企业财务状况对社会责任行为的影响，财务状况数据取值样本区间是2005～2013年，社会责任数据取值样本区间是2006～2014年，政府补助数据取值样本区间是2007～2015年。本文剔除了金融保险类和数据缺失的上市公司，最终获得15 230个样本。为了消除极端值的影响，本文对主要连续变量进行了上下1%的Winsorize处理。上市公司财务数据及公司治理数据主要来自CSMAR数据库和Wind数据库。本文分析工具为Stata 14.0。

2. 变量定义

（1）企业社会责任CSR

我们借鉴以往文献（沈洪涛等，2011；张川等，2014；陈峻等，2016）的度量方法，使用每股社会贡献值来衡量企业社会责任履行，具体计算公式为：

每股社会贡献值 = (净利润 + 所得税费用 + 营业税金及附加 + 支付给职工以及为职工支付的现金 + 本期应付职工薪酬 - 上期应付职工薪酬 + 财务费用 + 捐赠 + 排污费及清理费) / 期初和期末总股数的平均值

（2）财务状况质量分析

以往文献主要关注企业财务绩效，例如张兆国等（2013）用剔除盈余管理之后的财务绩效指标检验企业社会责任与财务绩效之间交互跨期影响，尹开国等（2014）以及张川等（2014）分别选择总资产主营业务收益率和总资产净利率作为财务绩效替代变量考察企业社会责任的履行与企业财务绩效单边或双边影响。为了全面衡量企业的财务状况和经营成果，本文选取了流动比率、速动比率、

表3 主要变量定义

变量名称	变量符号	变量解释
企业社会责任	CSR	每股社会贡献值
财务状况	Factor1	偿债能力
	Factor2	发展能力
	Factor3	盈利能力
企业性质	SOE	虚拟变量, 国有企业取1, 非国有企业取0
企业市场地位	HHI	企业市场占有率, 参考赫芬达尔指数, 即企业的销售收入占整个行业销售收入的比重
企业规模	SIZE	企业总资产的自然对数
董事会规模	BSIZE	董事会成员人数
高管薪酬	LnPAY	前三名高管平均薪酬的自然对数
股权集中度	Share	第一大股东所持股份/总股数
独立董事比例	INDR	独立董事人数/董事会人数
行业	IND	行业虚拟变量, 控制行业的影响, 按照中国证监会行业分类标准, 剔除金融保险行业后, 共设置20个行业虚拟变量
年度	YEAR	年度虚拟变量, 控制时间因素及宏观经济波动的影响, 共设置6个年度虚拟变量

资产负债率、长期借款占总资产比、息税折旧摊销前利润/负债、营运资金周转率、流动资产周转率、总资产周转率、总资产净利率、净资产收益率、营业利润率、总资产增长率、营业收入增长率、资本保值增值率、净利润现金净含量、现金回收率共16个具有代表性的财务指标。由于指标间存在很强的相关性, 因此在财务数据的处理上使用因子分析的方法, 试图将16个指标降维, 整合成几类具有代表性的指标。因子分析结果如表2所示。

表2因子分析结果表明, 前三个因子的累积贡献率已经达到了95.40%, 可以认为前三个因子包含了16个财务指标的大部分信息含量。根据表2的载荷矩阵中划分因子类别。Factor1中速动比率、流动比率、息税折旧摊销前利润/负债、资产负债率、长期借款占总资产比载荷最高, 主要反映企业长期和短期偿债能力, 即偿债能力; Factor2中资本保值增值率、总资产增长率、营业收入增长率、净利润现金净含量和现金回收率值最大, 都与企业未来发展潜力有关, 将其定义为发展能力; Factor3中净资产收益率、总资产净利率、营业利润率、流动资产周转率、总资产周转率、营运资金周转率的载荷最高, 主要反映企业经营活动的效果和效率, 将其定义为盈利能力。

(3) 其他控制变量

通过对国内外文献的梳理, 本文设置的控制变量主要包括: 企业规模(SIZE), 企业规模越大, 其承担社会责任的能力越强。高管薪酬(LnPAY)、董事会独立董事比例(INDR)、董事会规模(BSIZE)和股权集中度(Share)等公司治理因素也会影响企业社会责任履行(肖作平和杨

娇, 2011; 肖海林和薛琼, 2014)。高管薪酬、董事会规模越高, 企业越有动机履行社会责任且社会责任支出越多。为了控制行业特征、时间因素及宏观经济波动的影响, 本文还控制了年度和行业变量。

各主要变量的具体定义见表3。

(二) 回归模型

考虑到企业财务绩效与社会责任两者之间的内生性问题, 本文研究跨期企业社会责任与财务状况之间的关系, 即采用OLS方法检验滞后一期财务状况对当期社会责任履行的影响, 一定程度上可以避免内生性问题。基于上述分析, 我们构建考虑企业财务状况质量的社会责任决定模型(1), 检验本文假设1。为了检验本文的假设2和假设3, 构建模型(2)和模型(3), 检验产权性质和企业市场地位的调节作用。其中, β_0 为截距项, ε 为残差项。

$$CSR_t = \beta_0 + \beta_1 Factor_{t-1} + CONTROL + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon \quad (1)$$

$$CSR_t = \beta_0 + \beta_1 Factor_{t-1} + \beta_2 SOE + \beta_3 SOE \times Factor_{t-1} + CONTROL + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon \quad (2)$$

$$CSR_t = \beta_0 + \beta_1 Factor_{t-1} + \beta_2 HHI + \beta_3 HHI \times Factor_{t-1} + CONTROL + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon \quad (3)$$

四、实证结果分析

(一) 变量的描述性统计

表4提供了主要变量的描述性统计结果。样本公司每股社会贡献值(CSR)的平均值为1.109, 最大值和最小值分别为6.846和-0.599, 这说明不同企业之间的社

表4 变量描述性统计

	样本数	均值	最小值	25%分位	中位数	75%分位	最大值	标准差
CSR	15 230	1.109	-0.599	0.422	0.821	1.413	6.846	1.153
Factor1	15 230	0.054	-1.732	-0.424	-0.300	-0.045	6.507	0.988
Factor2	15 230	-0.197	-2.018	-0.386	-0.205	0.047	5.548	0.906
Factor3	15 230	0.056	-5.676	-0.250	0.017	0.375	4.439	0.837
SIZE	15 230	21.540	11.127	20.682	21.416	22.227	28.464	1.307
BFSIZE	15 230	8.900	0.000	8.000	9.000	9.000	19.000	2.012
LnPAY	15 230	13.770	0.000	13.337	13.860	14.350	17.239	1.162
Share	15 230	0.357	0.008	0.234	0.337	0.470	0.894	0.154
INDR	15 230	0.367	0.091	0.333	0.333	0.400	0.800	0.054
HHI	15 230	0.012	0.000	0.001	0.003	0.009	0.930	0.035

表5 相关系数

	CSR	Factor1	Factor2	Factor3	SIZE	BFSIZE	LnPAY	Share	INDR
CSR	1	-0.093***	0.098**	0.267***	0.378***	0.135***	0.266**	0.178***	-0.020**
Factor1	-0.121***	1	0.032***	0.018***	-0.249***	-0.104***	0.048***	-0.032***	0.042***
Factor2	0.297***	-0.336***	1	0.032***	-0.043***	-0.008	0.078***	0.047***	0.023***
Factor3	0.367***	0.078***	0.111***	1	0.162***	0.074***	0.244***	0.142	-0.009
SIZE	0.391***	-0.337***	0.167***	0.119***	1	0.278***	0.304***	0.262***	0.015*
BFSIZE	0.136***	-0.170***	0.079**	0.051***	0.256***	1	0.098***	0.032***	-0.358***
LnPay	0.420***	0.059***	0.168***	0.314***	0.414***	0.101***	1	0.041***	0.023**
Share	0.215***	-0.045***	0.081***	0.137***	0.224***	0.015*	0.066***	1	0.032***
INDR	-0.031***	0.056***	0.010	-0.008	-0.006	-0.387***	0.038***	0.011	1

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

会责任投入具有较大差异，甚至部分企业存在每股社会贡献值为负值的情况。Factor1、Factor2和Factor3分别代表了企业的偿债能力、发展能力和盈利能力。从均值来看，上市公司发展能力较低，偿债能力和盈利能力尚可。而且不同上市公司之间的偿债能力、发展能力和盈利能力存在显著差异。本文主要的控制变量描述性统计结果与以往文献的统计结果基本一致。其中，董事会规模平均值为8.900，独立董事占比36.7%，即独立董事比例达到三分之一以上，第一大股东持股比例的均值和中位数分别为35.7%和33.7%。

(二) 相关性分析

表5报告了变量间的相关系数，右上角和左下角分别为Pearson和Spearman相关系数。从表中可以看到，CSR和Factor2、Factor3之间均存在显著的正相关关系，CSR和Factor1之间存在显著的负相关关系。这表明企业盈利能力和发展能力越好、偿债能力越差，企业履行社会

责任越多。企业规模、董事会规模、高管薪酬、股权集中度与CSR均显著正相关，独立董事比例与CSR显著负相关，这与以往文献研究结果基本一致。此外，变量之间的相关系数都不是太高，绝大部分相关系数均小于0.4，在一定程度上表明它们之间不存在严重的多重共线性问题。

(三) 多元回归分析

表6回归结果显示，上市公司滞后一期偿债能力与当期每股社会贡献值在5%的水平上显著负相关，滞后一期发展能力、盈利能力与当期每股社会贡献值在1%的水平上显著正相关。这说明，在控制了其他变量的情况下，上市公司财务状况是影响企业履行社会责任的重要因素。从发展能力(Factor2)和盈利能力(Factor3)的回归系数可以看出，当企业自身经营状况健康、未来发展前景良好时，可能会从企业战略利益出发增加社会责任支出，向外界传递积极信息，树立企业履行社会责任的正面形象，增加投资者和其他利益相关者对企业的信心。而偿债能力Factor1

表6 财务状况质量与社会责任

	(1)	(2)	(3)	(4)
Factor1 _{t-1}	-0.027** (-2.52)			-0.032*** (-3.24)
Factor2 _{t-1}		0.122*** (14.24)		0.118*** (14.12)
Factor3 _{t-1}			0.249*** (16.04)	0.249*** (15.84)
SIZE	0.246*** (15.15)	0.259*** (16.34)	0.244*** (15.93)	0.244*** (15.66)
BSIZE	0.162*** (8.43)	0.152*** (8.21)	0.122*** (7.56)	0.116*** (7.33)
LnPAY	0.024** (2.42)	0.023** (2.38)	0.022** (2.37)	0.021** (2.24)
Share	0.640*** (5.95)	0.592*** (5.52)	0.481*** (4.71)	0.449*** (4.43)
INDR	-0.494* (-1.90)	-0.534** (-2.07)	-0.452* (-1.84)	-0.483** (-1.98)
cons	-7.064*** (-18.19)	-7.129*** (-18.67)	-6.334*** (-17.16)	-6.199*** (-16.77)
YEAR	yes	yes	yes	yes
IND	yes	yes	yes	yes
N	15 230	15 230	15 230	15 230
Adj_R ²	0.222	0.231	0.254	0.263
F value	32.22***	38.05***	36.34***	39.05***

注：括号内为t值；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著；在公司层面进行了聚类调整。

的回归结果表明我国大部分企业在自身偿债能力不足、面临融资约束的情况下，仍然坚持履行社会责任。可能有如下两方面原因：第一，企业具有正确的履行社会责任的价值理念和企业文化，而且社会责任支出的增加不会导致企业偿债能力进一步恶化。第二，当企业资金周转不灵、陷入财务困境时，更希望通过履行社会责任保持积极向上的市场形象，寻求政府和其他利益相关者的信任，以此获取资金支持，维持企业的经营业务，支持企业战略布局调整。

表7检验了产权性质对企业财务状况与社会责任行为关系的影响。从产权性质的回归结果来看，在控制了其他因素的情况下，产权性质(SOE)与偿债能力(Factor1)的交乘项系数在5%的水平上显著为负，产权性质(SOE)与发展能力(Factor2)、产权性质(SOE)与盈利能力(Factor3)的交乘项系数在1%的水平上显著为正。这说

表7 财务状况质量、产权性质与社会责任

	(1)	(2)	(3)
Factor1 _{t-1}	-0.013 (-1.30)		
Factor2 _{t-1}		0.095*** (12.02)	
Factor3 _{t-1}			0.176*** (10.82)
SOE	-0.037 (-1.11)	0.024 (0.72)	0.018 (0.57)
SOE×Factor1	-0.087** (-2.08)		
SOE×Factor2		0.137*** (4.77)	
SOE×Factor3			0.174*** (5.30)
SIZE	0.247*** (14.70)	0.254*** (15.59)	0.244*** (15.43)
BSIZE	0.162*** (8.39)	0.151*** (8.15)	0.121*** (7.54)
LnPAY	0.025** (2.47)	0.022** (2.22)	0.022** (2.28)
Share	0.640*** (5.89)	0.586*** (5.42)	0.463*** (4.51)
INDR	-0.528** (-2.03)	-0.573** (-2.21)	-0.465* (-1.89)
cons	-7.068*** (-17.73)	-6.997*** (-17.85)	-6.297*** (-16.68)
YEAR	yes	yes	yes
IND	yes	yes	yes
N	15 153	15 153	15 153
Adj_R ²	0.223	0.233	0.258
F value	30.85***	36.63***	36.54***

注：括号内为t值；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著；在公司层面进行了聚类调整；回归样本量减少由SOE产权性质数据缺失导致。

明，与民营企业相比，国有企业履行社会责任受企业财务状况的影响更加显著。无论是出于国企高管政治晋升动机，还是国有企业满足社会期望动机，当企业盈利能力和发展能力较好时，国有企业更愿意与其他利益相关者分享企业的利好消息和经营收益，对广大利益相关者的社会期望做出积极回应。当企业偿债能力不足，陷入资金周转困境时，国有企业为了应对外部监督和满足社会公众期望，必须依然坚持履行社会责任。因为国有企业除了追求自身

表8 财务状况质量、市场地位与社会责任

	(1)	(2)	(3)
Factor1 _{t-1}	-0.037*** (-3.30)		
Factor2 _{t-1}		0.119*** (13.89)	
Factor3 _{t-1}			0.241*** (15.55)
HHI	4.255*** (3.41)	2.579** (2.55)	2.401*** (2.65)
HHI×Factor1	3.581* (1.74)		
HHI×Factor2		-0.069 (-0.12)	
HHI×Factor3			1.346 (0.95)
SIZE	0.208*** (11.94)	0.225*** (12.84)	0.210*** (12.53)
BSIZE	0.159*** (8.38)	0.150*** (8.18)	0.121*** (7.51)
LnPAY	0.023** (2.34)	0.022** (2.31)	0.022** (2.33)
Share	0.629*** (5.85)	0.586*** (5.47)	0.470*** (4.63)
INDR	-0.528** (-2.02)	-0.571** (-2.20)	-0.473* (-1.93)
cons	-6.290*** (-15.28)	-6.441*** (-15.58)	-5.654*** (-14.21)
YEAR	yes	yes	yes
IND	yes	yes	yes
N	15 230	15 230	15 230
Adj_R ²	0.228	0.235	0.259
F value	30.68***	36.05***	37.80***

注：括号内为t值；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著；在公司层面进行了聚类调整。

经济效益以外，还担负着维护社会稳定、创造就业机会、促进区域经济发展的重任。另外，国有企业与政府天生的政治关联使得国有企业更容易通过履行社会责任引起政府关注，并获得政府的政策保护与资源支持。以上回归结果支持了本文的假设2。

表8检验了市场地位对企业财务状况与社会责任行为

关系的影响。从回归结果来看，在控制了其他因素的情况下，市场地位(HHI)与偿债能力(Factor1)的交乘项系数在10%的水平上显著为正，市场地位(HHI)与发展能力(Factor2)、市场地位(HHI)与盈利能力(Factor3)的交乘项系数不显著。这说明，无论企业市场地位高或低，当企业具有良好的盈利能力和发展前景时，企业愿意增加社会责任支出。而市场地位对企业财务状况与社会责任行为关系的影响主要体现在企业偿债能力方面。在信号传递作用下，企业期望通过社会责任行为向外界传递积极的信号，帮助企业树立良好的声誉，从而降低企业各项交易契约成本，提高企业偿债能力。对于市场地位高的企业而言，由于企业本身具有良好的社会认可度和市场竞争力，企业降低了对社会责任信号传递作用的需求以及通过履行社会责任寻求政府保护的动机。因此，高市场地位对企业偿债能力与社会责任行为具有负向调节作用。

(四) 稳健性检验

第一，内生性问题。为了解决内生性问题，本文将2008年12月上海证券交易所强制要求上证公司治理板块、A+H股和金融板块上市公司在发布年报的同时披露社会责任报告的规定视为一项准实验。我们认为，社会责任信息披露规定的出台使外界更加清楚企业社会责任行为，增加了企业社会责任行为的信号传递效果，导致企业财务状况质量对社会责任行为的影响更加显著。本文以2006~2014年上海证券交易所非金融行业为样本，共有6954个观测值。如果样本属于2006年或2007年，虚拟变量After取值为0；如果样本属于2009年及以后，虚拟变量After取值为1。当上市公司属于上证公司治理板块或A+H股，虚拟变量Treat取值为1，否则为0。参照Chang等(2014)的研究构建以下模型：

$$CSR_t = \beta_0 + \beta_1 Factor_{t-1} + \beta_2 After + \beta_3 Treat + \beta_4 Treat \times After + \beta_5 After \times Factor_{t-1} + \beta_6 Treat \times Factor_{t-1} + \beta_7 Factor_{t-1} \times After \times Treat + CONTROL + \sum Year + \sum Ind + \epsilon \quad (4)$$

我们主要关注交乘项Factor_{t-1}×After×Treat的回归系数。表9第(1)至(3)列显示，Factor1偿债能力的交乘项系数在10%水平上显著为负；Factor2发展能力的交乘项系数为正但不显著，t值为1.55；Factor3盈利能力的交乘项系数在10%水平上显著为正。上述回归结果证明，社会责任信息披露提高了企业社会责任行为的信号传递作用，盈利能力较高的企业、偿债能力较低的企业更倾向增加企业社会责任支出。

第二，替代变量。在稳健性检验中，本文参考以往文献，将每股社会贡献值的分母由期初和期末总股数的平

表9 稳健性检验结果1

	(1)	(2)	(3)
Factor _{t-1}	-0.077*** (-2.85)	0.144*** (4.02)	0.198*** (8.62)
After	0.016 (0.34)	0.014 (0.29)	0.044 (0.95)
Treat	0.161** (2.15)	0.126** (2.38)	0.068 (1.33)
After×Treat	-0.027 (-0.32)	0.091 (1.39)	0.058 (0.94)
Factor1×After	-0.013 (-0.30)		
Factor1×Treat	0.025 (0.15)		
Factor1× After×Treat	-0.299* (-1.66)		
Factor2×After		0.010 (0.23)	
Factor2×Treat		0.019 (0.18)	
Factor2× After×Treat		0.079 (1.55)	
Factor3×After			0.072** (2.17)
Factor3×Treat			0.109 (1.26)
Factor3× After×Treat			0.201* (1.77)
SIZE	0.218*** (14.96)	0.221*** (15.28)	0.222*** (15.66)
BFSIZE	0.139** (6.79)	0.133** (6.63)	0.098** (5.62)
LnPAY	0.019** (2.41)	0.018** (2.27)	0.021*** (2.71)
Share	0.715*** (7.65)	0.676*** (7.15)	0.512*** (5.53)
INDR	-1.047*** (-4.01)	-1.092*** (-4.19)	-0.893*** (-3.54)
cons	-6.028*** (-16.95)	-5.909*** (-16.60)	-5.477*** (-16.12)
YEAR	yes	yes	yes
IND	yes	yes	yes
N	6 954	6 954	6 954
Adj_R ²	0.254	0.255	0.287
F value	40.57***	40.34***	43.08***

注：括号内为t值；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。下同。

表10 稳健性检验结果2

	(1)	(2)	(3)	(4)
Factor1 _{t-1}	-0.005*** (-2.61)			-0.006*** (-3.79)
Factor2 _{t-1}		0.016*** (11.52)		0.015*** (11.54)
Factor3 _{t-1}			0.049*** (18.27)	0.049*** (18.04)
SIZE	-0.026*** (-13.09)	-0.024*** (-12.77)	-0.027*** (-15.39)	-0.027*** (-14.75)
BFSIZE	0.025*** (7.84)	0.024*** (7.62)	0.018*** (6.59)	0.017*** (6.40)
LnPAY	0.005*** (5.01)	0.005*** (5.02)	0.005*** (5.51)	0.005*** (5.34)
Share	0.147*** (10.88)	0.140*** (10.46)	0.116*** (9.83)	0.112*** (9.51)
INDR	0.033 (0.98)	0.028 (0.83)	0.042 (1.39)	0.038 (1.27)
cons	0.204*** (4.39)	0.190*** (4.22)	0.348*** (8.40)	0.372*** (8.89)
YEAR	yes	yes	yes	yes
IND	yes	yes	yes	yes
N	15 230	15 230	15 230	15 230
Adj_R ²	0.128	0.136	0.206	0.216
F value	22.18***	31.45***	39.14***	43.98***

均值更换为年末总资产，进行标准化处理后作为企业社会责任的替代变量。表10第(1)列至第(4)列回归结果显示，Factor1 偿债能力与企业社会责任支出在1%水平上显著负相关；Factor2 发展能力、Factor3 盈利能力与企业社会责任支出在1%水平上显著正相关。回归检验结果与主回归结果一致。综合上述检验结果来看，本文主回归分析结果较为稳健。

五、进一步检验

以往文献总结出企业社会责任的动机主要包括以下四种：(1) 战略动机，企业社会责任行为有利于提升企业的战略地位，是一项好的用于全球扩张的市场准入战略，与追求企业利润最大化的目标相吻合；(2) 政治动机，企业通过社会责任行为追求企业的政治利益而非财务收益，希望获取政府支持和信任；(3) 利他动机，以最大化社会福利为动机，是一种不求回报的好公民行为；(4) 管理层

自利动机，企业高管牺牲股东和其他利益相关者的利益，通过社会责任来提升个人的社会地位 (Zhang 等, 2010 ; Shapira, 2012 ; Du, 2015)。本文使用 2007 ~ 2015 年上市公司财务报告附注中披露的政府补助数据和 2006 ~ 2014 年企业社会责任数据，以上市公司收到的政府补助的自然对数度量企业履行社会责任后从政府手中获取的经济利益，通过考察企业履行社会责任的经济后果进一步验证企业履行社会责任的动机。

$$GRANT_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 CSR_t + CONTROL + \Sigma Year + \Sigma Ind + \varepsilon \quad (5)$$

表 11 的检验结果显示，企业当期社会责任投入与下一期收到的政府补助金额在 1% 水平上显著正相关，回归系数为 0.434，即企业每增加一个单位社会责任投入，可以获得 0.434 个单位政府补助的经济收益。从企业获得政府补助的角度证明了企业社会责任行为向外界传递出企业内部融资约束和发展能力的信号。产权性质 (SOE)、市场地位 (HHI) 与每股社会贡献值 (CSR) 交乘项的回归系数的 t 值分别是 -6.96 和 -5.60。这说明，国有产权性质和较高的市场地位对企业社会责任投入与获取政府补助具有负向调节作用。与国有企业、市场地位高的企业相比，民营企业 and 市场地位低的企业通过履行社会责任建立政治关联、获取政府信任和扶持的效果更加显著。

六、结论与建议

本文以我国 2005 ~ 2014 年 A 股上市公司为样本，通过研究跨期企业财务状况质量与社会责任之间的关系，探求我国企业社会责任行为的内在动机。实证结果表明，上市公司滞后一期偿债能力与当期社会责任支出显著负相关，偿债能力越低，履行社会责任支出越多，且国有产权性质和高市场地位对上述结论分别具有正向和负向调节作用；上市公司滞后一期盈利能力、发展能力与当期社会责任支出显著正相关，盈利能力和发展能力越好，履行社会责任支出越多，且上述结论对国有企业更加显著。进一步检验发现，企业当期社会责任支出与下一期收到的政府补助显著正相关，当期履行社会责任有助于下期获得政府补助，并且民营企业 and 市场地位较低的企业获益更加明显。

根据以上结论，本文分别从企业、政府和社会三个层面提出推进企业积极履行社会责任的政策建议。首先，企业作为一种经济组织，追求经济利益最大化是其永恒的经营目标。但同时，企业也应当关注道德规范和伦理文化建设，树立正确的履行社会责任的价值理念与动机，真正履行好对利益相关者的责任。第二，政府监管机构不仅需要关注企业社会责任履行和社会责任信息披露的数量，还

表 11 社会责任与政府补助

	(1)	(2)	(3)
CSR _t	0.434*** (7.93)	0.909*** (11.13)	0.572*** (9.32)
SOE		0.937*** (4.50)	
HHI			14.039*** (4.73)
SOE×CSR		-0.751*** (-6.96)	
HHI×CSR			-6.126*** (-5.60)
SIZE	1.030*** (15.12)	1.010*** (14.30)	0.985*** (13.69)
BSIZE	0.355*** (5.38)	0.335*** (5.17)	0.343*** (5.24)
LnPAY	0.079* (1.91)	0.083** (2.04)	0.073* (1.79)
Share	0.074 (0.15)	0.002 (0.00)	0.012 (0.02)
INDR	0.259 (0.23)	0.448 (0.40)	0.282 (0.25)
cons	-16.069*** (-10.41)	-16.015*** (-10.28)	-15.164*** (-9.56)
YEAR	yes	yes	yes
IND	yes	yes	yes
N	15 263	15 186	15 263
Adj_R ²	0.235	0.241	0.236
F value	39.92***	38.04***	38.73***

需要提高对企业社会责任行为和披露信息质量的辨别能力，促使企业减少社会责任行为中的“寻租”动机。第三，充分发挥第三方机构、非营利组织和媒体的监督和宣传作用，帮助利益相关者正确评价企业社会责任行为，同时通过非正式制度中的声誉机制规范企业社会责任行为。

本文的研究仍有一定的局限性。第一，企业社会责任与财务绩效的关系非常复杂，简单地研究两者之间的相关关系只能得到一个描述性的结果 (Rowley 和 Berman, 2000)，很难揭示本质。同时，本文对企业社会责任与财务状况进行实证回归，不可避免的存在较为严重的内生性问题。为了解决内生性问题，本文使用滞后一期财务状况对当期社会责任进行回归。在稳健性检验中，以 2008 年上海证券交易所发布的关于社会责任信息披露规定作为外生冲击，运用双重差分法 (DID) 进行回归检验。由于笔者能力有限，尚未找到更加科学、合适的研究设计，因此上述方法可能存在不妥之处。第二，因子分析是在心理学、教育

学、社会学、经济学、管理学以及自然科学领域进行多元分析降维的一种方法,常用于综合评价与监控。但是,因子分析法在实际应用中也存在因子分析解不唯一、提炼因子失去原始变量解释、因子命名不准确等问题,可能会在一定程度上影响本文研究结论的可靠性。

主要参考文献:

[1] 陈峻,杨旭东,张志宏.环境不确定性、企业社会责任与审计收费[J].审计研究,2016,(4):61-66.

[2] 高勇强,陈亚静,张云均.“红领巾”还是“绿领巾”:民营企业慈善捐赠动机研究[J].管理世界,2012,(8):106-114.

[3] 姜付秀,朱冰,王运通.国有企业的经理激励契约更不看重绩效吗?[J].管理世界,2014,(9):143-159.

[4] 李姝,赵颖,童婧.社会责任报告降低了企业权益资本成本吗?——来自中国资本市场的经验证据[J].会计研究,2013,(9):64-70.

[5] 李四海,李晓龙,宋献中.产权性质、市场竞争与企业社会责任行为——基于政治寻租视角的分析[J].中国人口资源与环境,2015,(1):162-169.

[6] 林毅夫,李志赞.政策性负担、道德风险与预算软约束[J].经济研究,2004,(3):17-27.

[7] 罗党论,刘晓龙.政治关系、进入壁垒与企业绩效——来自中国民营上市公司的经验证据[J].管理世界,2009,(5):97-106.

[8] 马黎珺,张敏,伊志宏.供应商—客户关系会影响企业的商业信用吗——基于中国上市公司的实证检验[J].经济理论与经济管理,2015,(2):98-112.

[9] 孟晓俊,肖作平,曲佳莉.企业社会责任信息披露与资本成本的互动关系——基于信息不对称视角的一个分析框架[J].会计研究,2010,(9):25-29.

[10] 钱爱民,张新民.企业财务状况质量三维综合评价体系的构建与检验——来自我国A股制造业上市公司的经验证据[J].中国工业经济,2011,(3):88-98.

[11] 沈洪涛,王立彦,万拓.社会责任报告及鉴证能否传递有效信号?——基于企业声誉理论的分析[J].审计研究,2011,(4):87-93.

[12] 肖海林,薛琼.公司治理、企业社会责任和企业绩效[J].财经问题研究,2014,(12):91-98.

[13] 肖作平,杨娇.公司治理对公司社会责任的影响分析——来自中国上市公司的经验证据[J].证券市场导报,2011,(6):34-40.

[14] 姚洋,张牧扬.官员绩效与晋升锦标赛——来自城市数据的证据[J].经济研究,2013,(1):137-150.

[15] 尹开国,刘小芹,陈华东.基于内生性的企业社会责任与财务绩效关系研究——来自中国上市公司的经验证据[J].中国软科学,2014,(6):98-108.

[16] 张川,姜祝坤,詹丹碧.政治关联、财务绩效与企业社会责任——来自中国化工行业上市公司的证据[J].管理评论,2014,(1):130-139.

[17] 张兆国,靳小翠,李庚秦.企业社会责任与财务绩效之间交互跨期影响实证研究[J].会计研究,2013,(8):32-39.

[18] Boubakri, N., Cosset, J. C., Saffar, W. Political connections of newly privatized firms[J]. Journal of Corporate Finance, 2008, 14(5):654-673.

[19] Chang, E. C., Lin, T. C., Ma, X. Does short selling discipline managerial empire building? [R]. SSRN Electronic Journal, 2014.

[20] Dhaliwal, D., Li, Z., Tsang, A., Yang, G. Voluntary non-financial disclosure and the cost of equity capital: The case of corporate social responsibility reporting[J]. The Accounting Review, 2011, 86(1):723-759.

[21] Dowlatshahi, S. Bargaining power in buyer-supplier relationships[J]. Production and Inventory Management Journal, 1999, (1):27-35.

[22] Du, X. Is corporate philanthropy used as environmental misconduct dressing? Evidence from Chinese family-owned firms[J]. Journal of Business Ethics, 2015, 129:341-361.

[23] Gross, A., Roberts, G. The impact of corporate social responsibility on the cost of bank loans[J]. Journal of Banking and Finance, 2011, 35(7):1794-1810.

[24] Lys, T., Naughton, J., Wang, C. Signaling through corporate accountability reporting[J]. Journal of Accounting and Economics, 2015, 60(1):56-72.

[25] Richardson, A., Welker, M. Social disclosure, financial disclosure and the cost of equity capital[J]. Accounting, Organizations and Society, 2001, 26(7):597-616.

[26] Rowley, T., Berman, S. A brand new brand of corporate social performance[J]. Business & Society, 2000, 39(4):397-418.

[27] Shapira, R. Corporate philanthropy as signaling and cooptation[J]. Fordham Law Review, 2012, 80(5):1889-1939.

[28] Zhang, R., Zhu, J., Yue, H., Zhu, C. Corporate philanthropic giving, advertising intensity and industry competition level[J]. Journal of Business Ethics, 2010, 94:39-52.

The Quality of Financial Position and the Motivation of Corporate Social Responsibility: An Analysis Based on Signal Transmission Theory

QIAN Ai-min, ZHU Da-peng

Abstract : Employing A-share listed companies in China from 2005-2014 as a sample, this paper uses factor analysis method to analyze the relationship between the quality of financial position and corporate social responsibility. The empirical results show that: the lower the debt paying ability is, the more the spending on corporate social responsibility is. SOE and higher market position have positive and negative moderating effect on this relationship respectively. The better the profit ability and development ability are, the more the spending on corporate social responsibility is. SOE has positive moderating effect on this relationship. Further study finds that corporate social responsibility is helpful for companies to obtain more government subsidies. The above results verify the diversity of social responsibility motivation and the resource constraints the Chinese listed companies faced from the perspective of signal transmission, which is meaningful to deepen our understanding of the motivation and economic consequence of corporate social responsibility.

Key words : social responsibility; quality of financial position; signal transmission

(责任编辑 周愈博)

中国管理会计理论研究：回归本质与常识

胡玉明

(暨南大学 管理学院会计学系 / 管理会计研究中心, 广州 510632)

摘要：管理会计的本质是信息系统，财务会计与管理会计构成完整的会计信息系统，重视管理会计，不能因此而贬低财务会计；管理会计有助于创造价值，但难以直接创造价值；管理会计理论体系、管理会计实践体系和管理会计教材体系是三个不同的概念。这是一种基本常识。互联网改变了会计工作的方式，但没有改变会计的本质。中国管理会计理论研究需要回归本质与常识。这也许是中国管理会计理论研究的基本取向。

关键词：管理会计；财务会计；信息系统

中图分类号：F234.3 **文献标志码：**A **文章编号：**2095-8838(2017)03-0014-08

2014年，财政部发布了《关于全面推进管理会计体系建设的指导意见》，使得中国的管理会计从原来的“小众呼吁”转向“大众热议”。由此，在中国掀起了管理会计理论研究的热潮，一时间，各种各样的管理会计活动层出不穷，管理会计似乎成为显学。然而，热潮之下，难免出现某些“似是而非”的问题。本文试图立足管理会计的本质，对中国管理会计理论研究的一些问题进行探讨^①。

一、管理会计的本质

谈及管理会计无法回避会计和财务会计。

(一) 会计的本质

何谓会计？这几乎是一个既简单又复杂的问题，甚至多

少有些“只可意会，难以言传”的味道。大约五十年前（1966年），美国会计学会（American Accounting Association，简称AAA）在其成立五十周年之际发布了《会计基本理论公告》（A Statement of Basic Accounting Theory，简称ASOBAT），将会计定义为“识别、计量和提供经济信息，以便信息使用者得以有根据地做出判断和决策的过程”（The process of identifying, measuring, and communicating economic information to permit informed judgments and decisions by users of the information），并进一步指出“实际上，会计就是一个信息系统”（Essentially, accounting is an information system）。该定义融合了会计和信息，可称为“信息系统论”^②。美国会计学会对会计的

收稿日期：2017-03-16

基金项目：国家自然科学基金项目（71032006）；财政部会计名家培养工程资助项目

作者简介：胡玉明（1965-），男，福建诏安人，教授，博士生导师。

^① 本文以夹叙夹议的方式描述笔者近年来思考中国管理会计理论与调研企业管理会计实践的一孔之见，并非严格意义上的学术论文。

^② 早在1953年利特尔顿（A.C. Littleton）就在其《会计理论结构》（Structure of Accounting Theory）中指出了“会计是一种特殊的信息服务”，但这与AAA的定义还是有一定差距。

表1 财务会计与管理会计的主要差异

	财务会计	管理会计
服务对象	不明身份的较大群体，主要是企业外部的股东、债权人、政府机构和社会公众（投资者角色）。	已知身份的较小群体，主要是企业内部的各级经理人（经营者角色）。
时间导向	过去（历史）导向，也关注未来导向。	未来导向，既关注过去（历史）和现在，更关注未来。
会计准则约束	严格遵循通用会计准则，类似于“普通话”，具有标准化特征。	不受通用会计准则的约束，类似于“方言”，具有个性化特征。
信息内容	财务（货币）性信息，强调可证实性。	财务性信息与业务性信息并重，较少强调可证实性。
报告主体	强调会计主体，主要以整个企业为报告主体。	强调多维主体，根据经营管理需求而确定报告主体。
强制性	强制性，必须定期提供财务报告。	非强制性，根据管理需求而提供相关信息。

定义深刻地影响着整个世界的会计学科的发展，几乎“一锤定音”^③。从此之后，美国主流会计学论著基本上都采用该定义。直到现在，虽然每年不断有新的会计理论文献，但均未能超越该定义。

改革开放之后，一些学者（余绪缨，1980；葛家澍和唐予华，1983a，1983b；潘序伦和王澹如，1983）率先引入了信息系统论，由此引发一场有关会计本质的大争鸣，并形成信息系统论、管理活动论（杨纪琬和阎达五，1980）^④和控制系统论（杨时展，1992a；1992b；1992c）的三足鼎立格局。笔者当时正在攻读会计学硕士学位，虽无力参与，但却目睹了这场“惊心动魄”的大争鸣，身临其境地感受到老一辈学者的激情、批判性思维与学术情怀。尽管这场大争鸣最后无疾而终，但这种场面，现在已经难得一见。“真理越辩越明”，“百花齐放，百家争鸣”是学术研究的灵魂。20世纪90年代，随着中国股票市场的建设和实证研究方法的引入，中国学者（尤其是年轻学者）的研究兴趣和风格发生重大转变，已经没有兴趣争辩会计的本质这样“古老”的基础问题。

（二）会计的“同源分流”

基于现代企业制度与金融市场的共生互动性，会计同源分流为财务会计与管理会计（胡玉明，1996）。Financial accounting means accounting for financing，即财务会计是因融资而产生的会计，由此，财务会计主要与金融市场相联系；而Management accounting means accounting for management，即管理会计是因管理而产生的会计，管理会计主要与现代企业制度相联系。通俗地说，同源意味着财务会计与管理会计的源头相同，都是会计，分流则意味着因侧重点不同而派生出财务会计与管理会计。表1简要列示了财务会计与管理会计的主要差异。

根据表1，有两点值得进一步讨论：

1. 基于服务对象的差异，财务会计提供的信息类似于自助餐。根据众多就餐者（多元化的信息使用者）的饮食习惯，提供一系列佳肴即通用财务报告，个别就餐者可以根据自己的饮食习惯（信息需求），各取所需，按需取餐（数）。基于21世纪的互联网时代，财务会计的这种特征得到强化。而管理会计提供的信息类似于点餐。根据具体的就餐者（具体的信息使用者）的饮食习惯，由就餐者自己“点菜”、“下单”，然后“上菜”。就餐者（信息需求者）不同，上的菜（提供的信息）自然不同。这就是管理会计的情境化特征。“相关信息适时地提供给相关的人”（Right information is provided to the right people at the right time）恰如其分地刻画了管理会计的情境化特征。

2. 财务会计与管理会计之间的边界难以采用单一维度划分。许金叶（2015）认为，不能以企业边界将财务会计与管理会计划分为对外会计与对内会计，主张以时间维度划分财务会计（面向过去的会计）与管理会计（面向未来的会计）的边界。其观点值得商榷。尽管财务会计强调过去导向，但也关注未来导向。例如，应收账款入账价值的确定就考虑了未来可能的违约因素。这样的例证可谓不胜枚举。另外，财务会计与管理会计的服务对象也确实存在交叉，财务会计尽管主要服务于外部人，但也服务于内部人。内部人也需要阅读本企业的财务报告。同理，管理会计虽然主要服务于内部人，但也服务于外部人。外部人同样需要了解企业的经营管理决策。余绪缨（1990）认为，“从完整的意义上说，财务会计首先同时是管理会计（广义的管理会计）。它服务于企业管理，是以整个企业作为一个整体，提供集中、概括性的资料，为企业的高层领导服务。”笔者认为余绪缨（1990）的观点具有前瞻性^⑤。

^③ 进入20世纪，世界会计理论和实务的中心已经从英国转向美国。

^④ 吴水澎（1987）还认为，会计信息系统论与管理活动论可以合二为一。

余绪纛(1990)的观点可以进一步延伸为“管理会计的本质就是会计”。这将为互联网时代的财务会计与管理会计从同源分流回归到同源收敛,乃至合二为一奠定理论基础。

总之,财务会计与管理会计的同源才是会计信息系统的核心思想。

(三) 管理会计是一个决策支持系统

本文之所以现在还“老调重弹”,重申会计是一个信息系统,是希望借此澄清两个问题:

1. 管理会计有助于创造价值,但本身难以直接创造价值

不可否认,管理会计有助于企业的经营管理决策,也有助于企业改善管理,但管理会计本身不做决策,也不是管理。因此,管理会计有助于企业创造价值,但本身难以直接创造价值。创造价值是企业整体“协同作战”的结果,决非管理会计“单打独斗”所能为。企业由众多经理人负责经营管理,经理人面对企业的内外部环境,从劳动力市场和金融市场获得人力资源和财务资源,并整合这些资源为企业创造价值。单独的人力资源不能创造价值,同理,单独的财务资源也不能创造价值,只有两者的融合才能创造价值,不应片面强调各自的重要性。余绪纛(1983)的一篇论文的题曰《现代管理会计是一门有助于提高经济效益的学科》也点出了问题的关键。

推而广之,目前学术界对资产的定义,乃至财务管理目标的定义都值得商榷。仔细分析,目前资产的定义,其实是企业的定义。迈克尔·查特菲尔德(Michael Chatfield)在1974年出版的《会计思想史》(中文版为1989年)就明确指出“单独资产的实际价值都是集合性(整体性)的,主要取决于企业的盈利能力”。其实,这并不难理解。如果单项设备(姑且称之为资产)就能够创造价值,企业岂不是只要购置了设备,就可以坐等其创造价值了吗?如何解释购置了相同设备,但创造价值能力不同的企业呢?同理,国内外各种主流的财务管理论著都将财务管理的目标定义为“利润最大化”或“价值最大化”。利润最大化或价值最大化也只能是企业的目标。单独的财务管理同样不可能使企业的利润最大化或价值最大化。无论是利润最大化还是价值最大化都是综合性指标,涉及到企业的方方面面,受到许多因素的影响,而这些因素并非财务管理单方面所能解决。有鉴于此,财务管理的目标与企业的目标不能等同,两者的关系是局部与整体的关系,但“局部优化不等于整体优化”。因此,财务管理作为一种现金

流量安排(现金流量配置系统),其目标就是合理地安排现金的流向和流量,使得企业的未来现金流入量与现金流出量在数额、时间、币种和利率表现形式等方面相匹配,从而协调企业的资产结构与资本结构的流动性、风险性与盈利性。不可否认,财务管理目标的实现有助于实现企业的目标。但单靠财务管理肯定实现不了企业的目标(胡玉明,2009)。

2. 重视管理会计,但不能因此而贬低财务会计

《关于全面推进管理会计体系建设的指导意见》发布之后,管理会计的发展进入最佳机遇期。于是,一种不和谐的声音油然而生:以后财务会计不重要了。

财务会计与管理会计构成完整的会计信息系统,没有财务会计提供的信息,管理会计“巧妇难为无米之炊”,“英雄无用武之地”,无法充分发挥作用。例如,想象一下,要是没有财务会计的信息支持,作为管理会计的“保留节目”——标准成本法、全面预算和责任会计将如何运行呢?有些人认为财务会计已经定型,没有什么可研究。其实,基于现代企业制度与金融市场的共生互动性,契约的实质就是信息,会计信息是社会财富分配或利益转移的基础。财务会计信息如何引导资源配置,还有许多问题需要研究,现有的研究也还没有到位。引入公允价值会计模式之后,财务会计理论框架尚有许多问题需要系统地研究。因此,重视管理会计的同时,还要重视财务会计。只有财务会计与管理会计并驾齐驱,管理会计才能真正得到发展。

二、作为学科层面的管理会计还是作为实践层面的管理会计

如前所述,学术争鸣是学术研究的灵魂。但是,学术争鸣必须基于一个共同的前提。否则,有些人在讨论“鸡”,有些人在讨论“鸭”,“鸡鸭同笼”,永远无法聚焦,谁也说服不了谁,最终自然也就无法通过争鸣而达成共识。笔者认为20世纪80年代中国会计学界的信息系统论、管理活动论和控制系统论的争鸣之所以无疾而终,就是因为缺乏共同的前提。信息系统论说的是会计,而管理活动论和控制系统论说的是会计工作。管理活动论和控制系统论对管理的界定也存在差异。20世纪80年代,中国会计学界还发生了财务与会计关系的大争鸣,同样没有严格区分财务工作与财务、会计工作与会计,最终也是不了了之,没有达成共识。不过,这场大争鸣却催生了一个独立的学科和专

⑤事实上,早在1985年,余绪纛就认为,“从企业的角度看,财务会计实质上也是一种管理会计”,“通常所说的财务会计与管理会计在工作上虽然可以有所分工,但构成统一的会计信息系统,则实际上可总称为管理会计”(余绪纛,1985)。

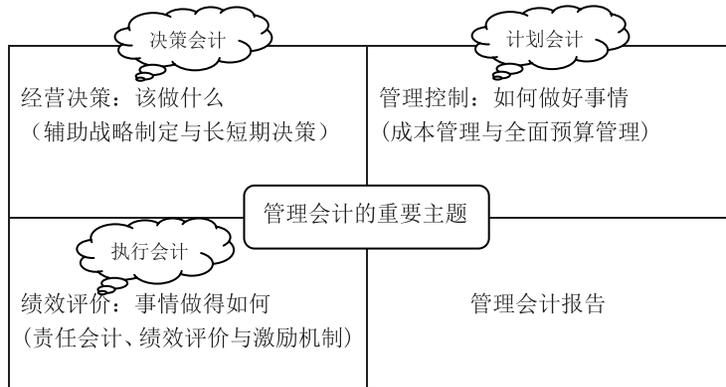


图1 管理会计的重要主题

业：财务管理学科和财务管理专业。在没有引入实证研究方法和缺乏股票市场数据的环境下，老一辈学者基本采用规范研究方法研究中国财务或会计问题，具有鲜明的中国特色。正所谓“没有前提，不要争论”。有鉴于此，在讨论管理会计问题时，首先必须明确一个问题：作为学科层面的管理会计还是实践层面的管理会计？

(一) 管理会计学：作为学科层面的管理会计

做事(实践)也许可以没有边界，但学科就得有边界。不过，管理会计是为管理服务的会计，哪里有管理，哪里就应该有管理会计。尽管笔者大体上赞同王斌和顾惠忠(2014)对管理会计边界的观点，但觉得难以明确界定管理会计的边界。有鉴于此，本文换另一种说法，以“管理会计的主题”替代管理会计的边界。

基于“时时战略定位，事事战略定位”的管理情境，尽管21世纪的管理会计强调“战略思维”(Strategic Thinking)，但是，从总体上说，管理会计的基本框架依然包括决策与计划会计和执行会计。这里的“决策会计”主要解决“该做什么事情”(Doing right thing)，体现了“战略制定”或“战略思维”；“计划会计”是“决策会计”的具体化，也是连接“决策会计”与“执行会计”的桥梁，主要解决“如何做好事情”(How to do right thing)；而“执行会计”主要解决“事情做得如何”(Doing thing right)。“计划会计”与“执行会计”体现了“战略实施”。由此，管理会计就是基于战略思维，将该做的事情做好(Doing right thing right)，即“有效地实施战略”。

然而，管理会计涉及到经理人的行为问题。基于经理人的“有限理性”(Bounded Rationality)，企业必须通过绩效评价与激励机制，引导甚至改变经理人的行为，使“有限理性”的经理人的行为有助于实现企业的目标。这

样，企业的绩效评价与激励机制(即“事情做得如何”)就“嵌入”(Built-in)了管理会计的基本框架。图1简要地描述了管理会计的重要主题。

根据图1，有三个问题需要进一步讨论：

1. 管理会计只是辅助企业制定战略

基于21世纪的管理情境，“任何伟大战略的实施都离不开财务资源，任何战略之所以伟大就在于最终能够创造财务资源”，管理会计必须以战略为导向，而且管理会计可以为企业制定战略提供信息支持。但是，管理会计本身并不制定战略，战略管理也不是管理会计的主题。

2. 管理会计只是辅助企业做出决策

如前所述，管理会计充其量只是一个决策支持系统，为企业的决策提供信息支持。管理会计的基本功能就是促进决策(Decision Facilitating)与影响决策(Decision Influencing)。管理会计本身不做决策。

以投资决策为例，作为一个决策支持系统，管理会计提供的是投资项目可行性建议，而作为一个现金流量配置系统，财务管理则提供可行的投资项目的资金来源方案(筹资决策)。如果企业接受了管理会计提供的投资项目可行性建议，那么，准备接受的投资项目所需要的投资额就是企业的长期资金需要量。如何解决这些长期资金需要量就是企业的筹资决策问题了。企业的资本预算与筹资活动由此而展开。图2描述了投资决策与筹资决策之间的关系。

在图2，虚线以上部分为管理会计的主题，虚线以下部分为财务管理的主题。因此，图2以投资决策为例，描述了管理会计与财务管理之间的关系。

3. 管理会计研究长期忽略了管理会计报告

20世纪强调分工，21世纪强调整合。管理会计也不例外。管理会计信息必须满足管理的全过程。信息整合是管理会计的目标。本文重申并强调管理会计是一个信息系统，管理会计报告自然就是提供管理会计信息的重要载体。长期以来，人们忽略了管理会计报告。因此，基于21世纪的互联网时代，必须高度重视管理会计报告，通过管理会计报告将企业的数转化为企业制定战略、经营决策与管理控制的依据。当然，管理会计理论研究的逻辑起点也应该是管理会计报告(目标)。

管理会计报告长期被忽略，现在又被重新提起，自然有许多问题需要进一步研究。本文建议以平衡计分卡(Balanced Scorecard, 简称BSC)和综合报告(Integrated Reporting, 简称IR)的理念研究管理会计报告问题。

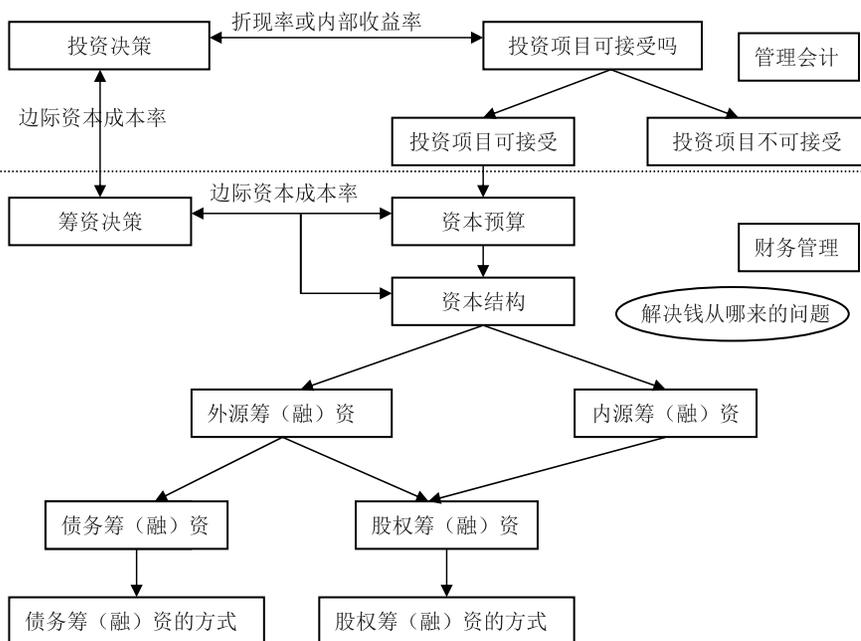


图2 投资决策与筹资决策的关系

笔者预期管理会计报告将是一个“多元同心”的，破除了“信息孤岛”的，“融会贯通”、“按需取数”的报告。笔者如此预期的理由在于：第一，平衡计分卡是20世纪90年代以来各种管理理念的综合，不仅是一个战略绩效评价系统，还是一种沟通工具，而且着重强调四个维度目标因果关系的重要性，强调财务指标与业务指标、企业内部要素与外部要素、先行指标与滞后指标、长期目标与短期目标的平衡。平衡计分卡涵盖了产品市场（顾客维度）、劳动力市场（学习与成长维度、内部业务流程维度）和资本市场（财务维度）。第二，综合报告将商业模式和价值创造动因置于中心位置，找到了财务会计与管理会计的连接点，综合体现了会计信息的如实反映（Representational Faithfulness）与相关性（Relevance）的统一。笔者非常喜欢综合报告的“综合思维”（Integrated Thinking），更具体的表达就是“综合报告的综合思维”（Integrated Thinking in Integrated Reporting）。无论是平衡计分卡还是综合报告都将财务会计与管理会计连为一体。平衡计分卡与综合报告的融合，也许可以创造出一个充满想象空间的管理会计报告。

（二）管理会计师：作为实践层面的管理会计

这里的管理会计师泛指从事管理会计工作的人士，或更广义的会计从业人员。其所在部门就是财务部门或会计部门。因此，这里的管理会计师代表的是管理会计实践。如果管理会计理论缺乏管理会计实践，那么，管理会计理

论就是空中楼阁，而如果管理会计实践缺乏管理会计理论的阐释，那只不过是一个个故事而已。

管理会计理论体系是学术界关注的问题，作为管理会计实践主体，企业关注的则是如何借助管理会计理论与方法解决企业的管理问题，将管理会计理论与方法付诸实践。单个企业没有必要运用管理会计理论体系的全部内容，也没有必要运用管理会计的所有方法或工具，更没有必要明确地区分管理会计与财务管理的边界、管理会计与财务管理的边界，“有用才是硬道理”，一切都是“拿来主义”。管理

会计师也不能仅仅靠管理会计“行走”于企业，理应综合各种管理技能解决企业的管理问题。因此，作为实践层面的管理会计，没有固定的体系，因企业而异。不同企业运用管理会计的深度与广度不同，不能期待单个企业运用管理会计理论体系的全部理论或方法。

根据图1所展示的管理会计的重要主题，只有企业的“一把手”认同管理会计，管理会计才能得到有效运用，管理会计师也许才能为企业创造价值。胡玉明（2015）认为管理会计师应该从“数豆者”转向“种豆者”乃至“选豆者”，以及王斌（2016）论证的“管理会计前台属性”都是基于实践层面的管理会计。这与本文主张的“管理会计本身难以直接创造价值”并不矛盾。这就是管理会计与管理会计工作的差异。管理会计本身难以创造价值，但管理会计工作也许能够创造价值。管理会计师在企业能够发挥多大的作用，主要取决于企业“一把手”对管理会计师的重视程度。企业的“一把手”重视管理会计师，管理会计师在企业就处于较高的地位，管理会计发挥的作用就很大。

管理会计的本质是会计，但主要为企业的经营管理服务，那么，它就不再是管理会计师的“专利”，这就是“管理会计非会计化”。21世纪是一个没有会计的会计时代。21世纪只看到教会计的人，看不到做会计的人（胡玉明，2016）。在商业社会，经理人都需要具备（管理）会计思维。王斌（2016）认为，管理会计非会计化对企业并非坏事，但对管理会计师则未必是好事。笔者认为管理会计非会

计化乃大势所趋，比如有些企业就把成本会计岗位设在工程部，而不是财务部。况且，管理会计非会计化有助于提升管理会计学科的影响范围，潜移默化地影响企业的经理人（包括企业的“一把手”）。

当然，理论来源于实践，但高于实践、指导实践。作为学科层面的管理会计应该向作为实践层面的管理会计“取经”，完善或修正管理会计理论体系^⑥；而作为实践层面的管理会计也应该向作为学科层面的管理会计“问道”，丰富管理会计实践。这就是管理会计理论与实践的关系。

（三）培养管理会计师：作为教材（教学）层面的管理会计

不可否认，管理会计的理论体系和管理会计的实践体系会影响甚至决定管理会计的教材（教学）体系，但是，三者的目的毕竟不同。

管理会计教材是管理会计教学的参考读物，主要供学生阅读，其内容和结构体系取决于管理会计教材编著者对管理会计课程的理解。不同的编著者可以编写出不同版本的管理会计教材。几乎没有教师会完全根据某个版本的管理会计教材照本宣科地讲授管理会计。在教学过程中，真正约束教师讲授管理会计内容的不是管理会计教材，而是管理会计课程教学大纲。

学术界曾经热烈讨论过《管理会计》、《成本会计》和《财务管理》等三门课程的内容存在重复交叉的问题^⑦。例如，标准成本法和作业成本法在《成本会计》课程讲授还是在《管理会计》课程讲授？全面预算管理在《管理会计》课程讲授还是在《财务管理》课程讲授？其实，在教学的过程中并不存在此类问题。无论采用何种版本的管理会计教材，某个主题的内容在哪门课程讲授均需考虑课程设置、课时和授课教师的专长等因素。根据专业培养方案及其课程教学大纲，该讲授的主题不会漏讲，也不会重复讲。笔者系统讲授过《管理会计》、《成本会计》和《财务管理》等三门课程，就从来没有出现过重复交叉问题。国内有些会计系列教材，为了避免内容交叉重复，刻意做了某些协调。就整套系列教材而言，这种做法没有问题，但前提是相关课程都采用该系列教材。如果某位教师只采用系列教材的某一本或某几本（而不是全部教材），那么，该教材缺乏相对的完整性或不成体系，可能给使用教材的教师带来诸多不便。更重要的是，一个合格的管理会计师，除了具

备管理会计技能之外，还需要掌握其他技能。因此，管理会计的教材（教学）体系与管理会计师的能力框架也不是一回事。

三、互联网究竟改变了会计什么

如今，互联网、大数据（Big Data）、财务共享服务（Financial Shared Services）和云计算（Cloud Computing）已经成为热门的话题。鉴于大数据、财务共享服务和云计算都属于“互联互通”的互联网范畴，为了行文方便，本文统称为互联网。基于互联网时代，互联网成为讨论问题的基本立足点。

互联网确实给人类社会带来了许多变化，但是，人类社会的本质未必发生根本性变化。例如，互联网充其量改变了商业的生态环境和运作模式，并没有改变商业的本质：低买高卖，赚取价差。基于互联网的电商平台，只不过是仓库里的物品转移到“路面”，将企业的员工转变为“快递小哥”，将储存成本转化为物流成本。当然，企业管理的思维必将发生变化。但无论企业管理思维如何变化，“供产销”和“人财物”依然是企业的根本元素。吴敬琏先生在互联网刚刚兴起的时候，就明确地指出：互联网只是改变了“面包”的获取方式，并没有改变“面包”的本质。2015年，京东商城创始人刘强东与格力电器董事长董明珠在中央电视台做广告，其中的对话意味深长。刘强东说：“没有互联网，你会明珠暗淡。”董明珠说：“没有先进制造业，你是空中楼阁。”接着，刘强东和董明珠同时说：“那我们携手，让世界爱上中国造。”这就说明互联网与制造业（包括服务业）必须相结合。

一个发达的现代经济体想真正地实现繁荣富强，那么就必须要有一个强大、多样和富于创新的制造业，不仅能够提供高质量的产品，而且能够提供更多的就业机会。制造业是立国之本、兴国之器、强国之基，是一国国民经济的主体，也是提升综合国力、保障国家安全，建设世界强国的保障。这就是德国的工业4.0、美国的制造业强国战略（工业互联网）与“中国制造2025”强国战略出台的基本背景。

胡玉明（2016）认为，互联网可以创造机会，但互联网本身未必能创造价值。同理，互联网改变了会计工作的方式（会计实务），并没有改变会计的本质（会计理论）。以

^⑥当然，学者不能简单地把被访者的介绍和阐述当作事实或理论，而需要保证取证来源的多样性和思考的独立性。这样，才能把事实从故事中分离出来，把理论从观点中分离出来。学者必须讲求逻辑和共性。

^⑦在国外，以 Cost Accounting（成本会计）、Management Accounting（管理会计）和 Cost and Management Accounting（成本管理会计）命名的教材，其内容没有显著的差别。其实，这些教材都相当于中国的《管理会计》教材。

管理会计的全面预算管理为例,互联网提升了预算数据的及时性和准确性,但没有改变预算的本质——公司政治或利益博弈,也没有改变全面预算编制原理。同理,所谓的在线预算问题,也依然没有改变预算的本质。互联网背后的计算机运行的还是会计的思维。没有会计的思维,计算机根本就无法替人类做会计工作。当然,不可否认的是,互联网改变了会计工作的方式(会计实务),意味着减少会计从业人员的需求量,从而影响会计从业人员的就业。因此,互联网必然会影响会计职业的未来。

基于互联网时代,会计信息系统有望达到“按需取数”的境界,会计出现“非会计化”趋势,会计信息可能遍及社会的各个角落。由此,会计信息系统更为重要,可以发挥更大的作用。这再次印证了“经济越发展,会计越重要”的至理名言。然而,重要的事情不见得就需要由人来做。因此,会计,尤其是管理会计,将从交易处理型转向智能分析型。胡玉明(2015)曾经建议将目前流行的CMA(Certified Management Accountant)即“注册管理会计师”改为CMA(Chief Managerial Analyst)即“首席管理分析师”。

现在,“未来已来”,互联网引发了两个相互联系的管理会计热点问题:

1. 财务共享。如前所述,契约的实质就是信息,会计信息是社会财富分配或利益转移的基础。如此一来,财务共享,其实就是权利的共享。各部门交出原本专属的权利,这是财务共享的难点。许多人和许多企业,将财务共享等同于会计信息化,没有理解或体会“共享”的理念。互联网能够在虚拟的空间拉近距离,却不能缩短现实间的距离,能够提供海量的数据,却不能解决部门与部门之间、人与人之间的信任问题。大数据真正的本质不在于“大”,而在于其背后与互联网相通的一套新思维。海量数据是“金矿银矿”,但不是“金银财宝”。如何挖掘数据背后的“故事”才是问题的关键。企业如何“抬头看云”,从而“漫步云端”呢?这是管理会计需要进一步研究的问题。

2. 业财融合。其实,“业财融合”并没有什么新意,这是一个长期被遗忘的话题。会计自古以来就是业财融合。例如,最简单的编制记账凭证就是业财融合的典型例证。每一张记账凭证的背后都是一笔经济业务。与企业的业务流程深度融合的全面预算管理、作业成本法和平衡计分卡等管理会计理念,更是业财融合的本标。会计原本就应该反映企业的经济业务,怎么可能业财分离呢?可以说,会计处处都体现业财融合,没有经济业务哪来会计实务。只是互联网普及之前,手工记账,工作量非常大,会计从业人员忙于记账、算账和报账,根本没有精力感悟会计数据

背后的“灵性”。这是会计工作的问题(而非会计的问题)。互联网普及之后,释放了会计从业人员的潜能,强调业财融合也就水到渠成。现在,只学会计,恐怕连会计都做不了。会计从业人员不做业务,但要懂业务,不做运营,但要懂运营。CFO(首席财务官)与CEO(首席执行官)只差“一横”。CFO如何补上“一横”成为CEO呢?也许,管理会计可以助CFO一臂之力。

财务共享和业财融合,打破了数据藩篱,可能大大提升管理会计的效能。问题在于:谁来打破数据的藩篱?数据藩篱的背后是权利或利益之博弈。如何摆平利益才是问题的关键。

如果常识不成为常识,就可能出现许多原本不是问题的问题。中国管理会计理论研究必须回归管理会计的本质与常识,立足管理会计的本质,系统地研究富有中国企业本土化特色的管理会计理论与方法,用管理会计的理论创新推动管理会计的实践创新。这也许是中国管理会计理论研究的基本取向。

主要参考文献:

- [1] 葛家澍,唐予华.关于会计定义的探讨[J].会计研究,1983,(4):26-30.
- [2] 葛家澍,唐予华.关于会计定义的探讨(续)[J].会计研究,1983,(5):51-54.
- [3] 胡玉明.试论现代公司制度、金融市场与会计和企业理财的共生性[J].会计研究,1996,(4):36-38.
- [4] 胡玉明.公司理财(第二版)[M].大连:东北财经大学出版社,2009.
- [5] 胡玉明.中国管理会计的理论与实践:过去、现在与未来[J].新会计,2015,(1):6-12.
- [6] 胡玉明.高级管理会计(第四版)[M].厦门:厦门大学出版社,2016.
- [7] 迈克尔·查特菲尔德.会计思想史[M].文硕译.北京:中国商业出版社,1989:393.
- [8] 潘序伦,王澹如.基本会计学——西方会计[M].北京:知识出版社,1983.
- [9] 王斌.论管理会计前台属性与管理会计报告[J].财务研究,2016,(4):3-10.
- [10] 王斌,顾惠忠.内嵌于组织管理活动的管理会计:边界、信息特征及研究未来[J].会计研究,2014,(1):13-20.
- [11] 吴水澎.会计“信息系统论”与“管理活动论”可以“合二而一”[J].厦门大学学报(哲学社会科学版),1987,(1):15-19.
- [12] 许金叶.财务会计与管理会计的边界:基于社会时间观的解释[J].财务研究,2015,(1):34-40.

- [13] 杨纪琬, 阎达五. 开展我国会计理论研究的几点意见: 兼论会计学的科学属性 [J]. 会计研究, 1980, (1): 2-10.
- [14] 杨时展. 会计信息系统说一评: 会计的属概念问题 [J]. 财会通讯, 1992, (4): 3-6.
- [15] 杨时展. 会计信息系统说二评: 反映论和控制论的论争 [J]. 财会通讯, 1992, (5): 13-16.
- [16] 杨时展. 会计信息系统说三评: 决策论和受托责任论的论争 [J]. 财会通讯, 1992, (6): 6-11.
- [17] 余绪纓. 要从发展的观点, 看会计学的科学属性 [J]. 中国经济问题, 1980, (5): 46-47.
- [18] 余绪纓. 现代管理会计是一门有助于提高经济效益的学科 [J]. 中国经济问题, 1983, (4): 1-7.
- [19] 余绪纓. 试论中西管理会计的共性及具有中国特色的管理会计的主要特点 [M]// 余绪纓. 会计理论与现代管理会计研究. 北京: 中国财政经济出版社, 1989: 371-384.
- [20] 余绪纓. 管理会计 (修订本) [M]. 北京: 中国财政经济出版社, 1990.

Research on Management Accounting Theory in China: Back to Origin and Common Sense

HU Yu-ming

Abstract : Essentially, management accounting is an information system. A complete accounting information system includes financial accounting and management accounting. Management accounting and financial accounting are equally important. Management accounting can help to realize value-creation, but it cannot directly create value. The system of management accounting theory, the system of management accounting practice and the system of textbook are three different concepts. This is a common sense. The internet changes the practice of accounting, but it does not change the nature of accounting. The research on management accounting theory in China must back to origin and common sense. Perhaps, this is the basic orientation of management accounting theory research in China.

Key words : management accounting ; financial accounting ; information system

(责任编辑 周愈博)

CEO 选任独董与企业盈余平滑

罗 宏, 秦际栋

(西南财经大学 会计学院, 成都 611130)

摘要：独立性是独立董事发挥监督职能的重要基础。当独立董事的选择任命受到CEO影响时，独立董事还能有效发挥监督职能么？本文通过研究2007～2015年A股上市公司CEO选任独董与企业盈余平滑程度之间的关系发现，CEO选任独董越多，企业盈余平滑程度越高。进一步研究发现，这一结果是因为独立董事选择任命受到CEO影响导致独立性下降而造成的。对监管部门来说，要有效发挥独立董事的监督职能，就必须严格把关独立董事的选择与任命，避免企业出现“自我监督”的情形。

关键词：CEO选任独董；独董独立性；独董监督；盈余平滑

中图分类号：F272.92；F275 **文献标志码：**A **文章编号：**2095-8838(2017)03-0022-11

一、引言

独立董事作为公司治理的重要一环，是监督企业高管行为的重要力量，但其监督职能的有效性一直受到质疑。独立董事难以发挥监督作用，原因在于自身独立性难以得到保证。已有研究发现，独立董事独立性及其监督治理职能受到薪酬、网络关系、职位安全等多方面的影响（郑志刚等，2012；陈运森和谢德仁，2012；万良勇和胡璟，2014），但少有文献研究独立董事产生过程对独立董事独立性及其监督治理职能的影响。本文从独立董事的产生过程出发，研究CEO对新增独立董事的影响是否会降低新增独立董事独立性，进而影响独立董事监督治理职能的发挥。本文的研究对于正确理解独立董事独立性的形成机理以及独立董事发挥监督治理作用的基本前提具有

重要的理论意义和实践价值。

CEO对于独立董事的选择任命有着重要的影响力。CEO能通过自身权力影响董事会成员的选择与任命，并且当CEO权力越大时，越倾向于选择对自身更为有利的“人情董事”（Lipton和Lorsch，1992；Shivdasani和Yermack，1999；Fracassi和Tate，2012）。人情董事通常与CEO关系密切，独立性较差，难以有效发挥监督治理职能（Hwang和Kim，2009；Khanna等，2015）。基于此，Coles等（2014）指出，CEO对于独立董事选择任命的影响会降低独立董事的独立性并妨碍其监督治理职能的发挥。

借鉴Coles等（2014）的研究，本文将入职时间晚于CEO的独立董事视为选择任命受到CEO影响的独立董事（以下简称“CEO选任独董”）。通过研究CEO选任独董

收稿日期：2017-03-14

基金项目：国家社会科学基金重点项目(16AJY004)

作者简介：罗 宏（1971-），男，四川成都人，教授，博士生导师；

秦际栋（1992-），男，重庆大足人，西南财经大学会计学院博士生。

与企业盈余平滑程度之间的关系,考察 CEO 参与独立董事选择任命是否影响独立董事的独立性及其监督治理职能的发挥。本文主要有以下几个发现:

首先,CEO 选任独董人数占独立董事(董事会)总人数比例越高,独立董事的监督职能发挥得越差,企业盈余平滑程度越高。其次,非 CEO 选任独董发挥了应有的监督职能,CEO 选任独董未发挥监督职能原因在于其职位安全受到 CEO 影响。第三,我们剔除了 CEO 权力对 CEO 选任独董的影响之后发现,CEO 选任独董依然与企业盈余平滑程度呈正相关关系,表明 CEO 选任独董不仅仅是 CEO 权力的体现,选任独董自身也会“投桃报李”地支持 CEO 的盈余平滑行为。最后,在进行更换变量衡量方式、使用差分回归解决内生性问题等稳健性检验后,本文的主要结论依然成立。

本文主要的贡献有三个。首先,本文丰富了独立董事监督职能有效性的研究。传统文献常用独立董事占比与独立董事过往经历研究独立董事监督职能的有效性,本文借鉴 Coles 等(2014)的研究,研究独立董事产生过程对于其监督职能有效性的影响。目前该领域尚缺乏充足的实证证据。陆瑶和李茶(2016)研究了 CEO 选任独董对企业违规的影响,鉴于违规企业样本受限,本文将 CEO 选任独董的研究扩展到企业更为常见的盈余平滑行为上,以更好地验证 CEO 选任独董对企业的监督效应。第二,本文丰富了 CEO 与董事会成员关系的研究。公司高管之间关系的研究是公司治理研究领域的重要前沿,目前研究多着重于 CEO 与董事会成员之间相同过往经历对公司治理的影响,本文拓展到 CEO 与独立董事职位之间关系对于公司治理的影响。这一关系比过往经历更能揭示 CEO 与董事会关系对企业公司治理影响的作用机制。此外,考察 CEO 对独立董事产生的影响,有助于补充 CEO 权力论的文献。最后,本文有助于解开独立董事不作为之谜,为监管部门提供重要的政策启示。为了使独立董事发挥其应有的监督职能,更好地保护股东、投资者的利益,应当对独立董事选择任命的流程严格把关,防止发生 CEO 通过选择任命独立董事实现自己监管自己的怪局。

本文余下的部分安排如下:第二部分是相关文献回顾与理论推导,第三部分是研究设计,第四部分是实证分析,第五部分是进一步检验,第六部分是稳健性检验,第七部分是结论。

二、文献回顾与理论推导

(一) 盈余平滑

盈余信息反映企业的盈利状态,为包括股东、债权人、

潜在投资者在内的利益相关者提供决策信息。高管作为企业的实际控制人,会出于自身利益对盈余进行操纵,因此企业盈余平滑程度是用来衡量盈余信息质量的重要指标。Beidleman(1973)指出,只要经理具备进行自主裁量盈余的才能和机会,就会对盈余进行平滑处理。Leuz 等(2003)发现,经理人平滑盈余的手段,既可能是应计盈余管理也可能是真实盈余管理。虽然有研究称合理的盈余平滑能降低企业的资本成本(Tucker 和 Zarowin,2006),但这一发现后来被证明并不稳健(McInnis, 2010)。大多数研究认为,企业进行盈余平滑会降低企业会计信息的信息含量(Kirschenheiter 和 Melumad, 2002; Bhattacharya 等, 2003),使得盈余信息不能准确地反映企业的真实情况(Beidleman, 1973; Leuz 等, 2003; Acharya 和 Lambercht, 2015)。Francis 等(2004)指出,盈余平滑会降低企业的会计信息质量,进而提高企业的融资成本。国内学者也指出,盈余平滑是影响企业再融资成本的主要信息披露质量特征,盈余平滑程度越高,融资成本越高(曾颖和陆正飞, 2006)。

管理层进行盈余平滑主要是出于自身薪酬契约的考虑。一方面,当经营情况好的时候,管理层希望通过盈余平滑将一部分利润留存到未来(Cheng 和 Warfield, 2005; Bergstresser 和 Philippon, 2006)。另一方面,管理层比外部投资者拥有更多的关于公司的信息,外部投资者通过薪酬契约向管理者施压,管理者通过盈余平滑降低投资者对于未来盈余的预期从而缓解压力(Acharya 和 Lambrecht, 2015)。此外,薪酬契约制定中“棘轮效应”的存在,也使得管理层倾向于隐藏超出预期的盈余(Leone 和 Rock, 2002; 梅世强和位豪强, 2014)。

(二) 独立董事与盈余信息质量

Fama 和 Jensen(1983)指出,独立董事的主要职责是通过监督管理层行为从而缓解股东与经理人之间的利益冲突,保障企业的价值与股东的财富。企业的盈余信息是反映企业经营成果的重要信息,也是投资者进行投资决策的重要信息。Wright 等(1995)发现,审计委员会中的内部董事比例与财务报告的质量负相关。Davidson 等(2005)利用澳大利亚数据发现,董事会中独立董事占比越高,企业盈余管理程度越低。Peasnell 等(2005)利用英国数据发现,经理人做出增加盈余以避免报告亏损和盈余降低的概率与独立董事的比例负相关。此外,相关研究普遍发现内部董事比例越高,外部独立董事比例越低,企业盈余信息质量越低。(Dechow 等, 1996; Beasley, 1996)。国内也发现相似的结果,刘立国和杜莹(2003)发现,执行董事、内部董事在董事会中比例越高,企业越有可能发生财务报

告舞弊。胡奕明和唐松莲(2008)发现,独立董事占比越多,企业盈余信息质量越好。

也有部分文献发现独立董事并未很好地提高企业的信息质量。Vafeas(2000)利用307家美国公司数据研究发现,董事会中的外部董事比例与盈余信息质量没有关系。Park和Shin(2004)利用加拿大上市公司的数据研究发现,独立董事不能降低公司的盈余管理水平。王兵(2007)发现,独立董事并不能提高企业的盈余信息质量,独立董事的兼职数量与高额薪酬还会对盈余信息质量产生负面影响。

现有文献对独立董事能否提高企业盈余信息质量的结论莫衷一是,究其缘由,既有不同地区法律、文化、投资者保护制度环境不尽相同的原因,也有独立董事制度自身存在缺陷的原因。

(三) CEO 选任独董

有文献指出,CEO能影响独立董事的提名与任命(Lipton和Lorsch,1992;Shivdasani和Yermack,1999),且这些独立董事上任后并不能发挥其应有的作用(Hwang和Kim,2009;Khanna等,2015;陆瑶和李茶,2016)。Coles等(2014)提出“CEO选任董事(Co-opted Board)”,即CEO参与提名、任命的(独立)董事。他们研究发现,CEO选任(独立)董事越多,独立董事的监督职能发挥得越差;在分别与内部董事、非CEO选任独董比较后发现,CEO选任独董独立性下降严重,其不再发挥独立董事的监督作用,而是和内部董事一样,与CEO利益保持一致。陆瑶和李茶(2016)使用企业违规数据研究CEO选任独董的监督职能发现,企业CEO选任独董越多,违规的可能性增加,违规后CEO受到的处罚越低。但使用企业违规数据有两个缺陷:第一,公布出来的违规事件并不能反映企业实际违规情况,潜在的违规难以精确度量;第二,企业违规属于稀有事件,并不能反映企业日常的运营状态。因此,用企业违规也不能衡量独立董事日常监督职能的发挥。

本文借鉴Coles(2014)的度量方式,通过比较CEO与独立董事的入职时间,将独立董事划分为CEO选任独董与非CEO选任独董,通过研究独立董事类型与企业盈余平滑程度之间的关系,来揭示CEO对独立董事的选择如何影响独立董事独立性以及监督治理职能的发挥。

(四) 研究假设提出

当独立董事的选择任命受到CEO影响时,独立董事的独立性就受到了威胁,其监督职能的有效性大打折扣。已有文献指出,CEO任职早于外部董事时会损害外部董事的独立性(Singh和Harianto,1989;Westphal和

Zajac,1995;叶康涛等,2011)。对于上任时间晚于CEO的独立董事来说,CEO会对独董职位的选择任命产生影响,不论是出于感激的情感原因还是出于保护职位安全的考虑,CEO选任独董都不会对CEO进行积极地监督(Westphal和Zajac,1995;Shivdasani和Yermack,1999)。甚至可能出于“投桃报李”的感情默许,纵容CEO的行为。对于上任时间早于独立董事的CEO来说,选择更为“友好”的独立董事更有利于自身的利益。此外,CEO相对于独立董事拥有更大的权力以及更多的信息优势,也会降低独立董事监督职能的有效性(Johnson等,1993;Ryan和Wiggins,2004)。

CEO出于自身利益的考虑会对企业盈余进行平滑,从而导致企业盈余信息质量降低。受到CEO影响的独立董事,其独立性基础受到破坏,不再能提高有效的监督治理,也就无法保证企业盈余信息的质量。因此,受到CEO影响的独立董事越多,独立董事制度不仅无法保证企业盈余信息质量,甚至会加剧企业盈余信息质量的恶化。基于以上分析,提出本文主要假设。

假设:保持其他条件不变,CEO选任独董越多,企业盈余平滑程度越高。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文以2007~2015年沪深两市A股上市公司为样本,并剔除了部分样本:(1)按照证监会行业分类标准剔除金融、保险类公司;(2)剔除ST公司;(3)剔除当年上市样本;(4)剔除相关数据缺失的样本。筛选后得到13197个样本。为消除异常值的影响,本文对所有连续变量按双侧1%分位数进行Winsorize缩尾处理。本文数据主要来自CSMAR数据库与Wind数据库。

(二) 模型构造与变量定义

本文主要检验CEO选任独董对于企业盈余平滑程度的影响,因此构建了回归模型(1)来验证假设。

$$ES = \alpha + \beta Cpt + \sum_{i=1}^n \gamma_i Control + \xi \quad (1)$$

其中,因变量ES为盈余平滑程度。本文参照Bhat-tacharya等(2003)、Tucker和Zarowin(2006)以及陆正飞和胡诗阳(2015)的做法,采用操纵性应计盈余变化值(ΔDA)和操纵前盈余变化值(ΔPDA)的相关系数作为衡量盈余平滑程度的指标。我们首先采用修正琼斯模型(Dechow和Sloan,1995)对操纵性应计盈余进行衡量。

$$\frac{TA}{ASSET_{t-1}} = \alpha \frac{1}{ASSET_{t-1}} + \beta \frac{\Delta REV - \Delta REC}{ASSET_{t-1}} + \gamma \frac{PPE}{ASSET_{t-1}} + \mu \quad (2)$$

按照模型(2)进行分行业分年度回归,从中得到的残差

表1 变量定义

	变量名	说明	具体衡量
因变量	ES	盈余平滑程度	
自变量	Cpt1	CEO 选任独董 1	CEO 选任独董人数 / 独董人数
	Cpt2	CEO 选任独董 2	CEO 选任独董人数 / 董事会人数
控制变量	H	第一大股东比例 1	第一大股东持股比例
	H ²	第一大股东比例 2	第一大股东持股比例的平方
	Z	股权制衡度 1	第二大股东持股 / 第一大股东持股
	S	股权制衡度 2	第二到第十大股东持股 / 第一大股东持股
	Soe	企业产权性质	国企取 1, 非国企取 0
	Size	企业规模	年末总资产取对数
	Lev	资产负债率	年平均负债除以年平均资产
	Roa	企业盈利能力	净利润 / 年平均资产
	Board	董事会成员数量	董事会人数
	Indir	独立董事占比	独立董事占董事会人数比例
	Dual	两职合一	CEO 与董事长是同一人取 1, 否则取 0
	Gender	CEO 性别	CEO 为男性则取 1, 否则取 0
	Age	CEO 年龄	CEO 年龄取对数
	Tenure	CEO 任职期限	CEO 任职期限
	Hold	CEO 持股比例	CEO 持股比例

即操纵性应计盈余管理 (DA)。操纵前盈余由净利润减去操纵性应计盈余计算得到 ($PDA=NI-DA$)。采用当年数据和前三年的数据计算操纵性应计盈余变化值和操纵前盈余变化值的相关系数: $Corr(\Delta DA, \Delta PDA)$, 值越小表明盈余平滑程度越高。当相关系数 $Corr(\Delta DA, \Delta PDA)$ 值为负时, 表明企业盈余管理确实起到了平滑盈余的作用; 而当相关系数 $Corr(\Delta DA, \Delta PDA)$ 值为正时, 表明企业虽然进行了盈余管理但盈余并未出现平滑现象。因此, 虽然 90% 企业 / 年度样本的 $Corr(\Delta DA, \Delta PDA)$ 值为负, 即 90% 样本企业通过盈余管理成功对盈余进行了平滑, 但仍有 10% 样本企业的盈余管理并未充分起到平滑盈余的作用。为了保证观测数值更加均匀, 本文参照陆正飞和胡诗阳 (2015) 的做法, 对 $-Corr(\Delta DA, \Delta PDA)$ 进行百分位赋值得到盈余平滑程度指标 ES, 即将 $-Corr(\Delta DA, \Delta PDA)$ 从小到大排序, 然后按照 $-Corr(\Delta DA, \Delta PDA)$ 所处百分位位置一一对应生成 ES, ES 在 (0,1] 间分布, 值越大表示企业盈余平滑程度越高。

自变量 Cpt 为 CEO 选任独董数据, 按照 Coles 等 (2014) 做法, 我们将晚于 CEO 上任的独立董事定义为 CEO 选任独董。由于我国对于 CEO 并无准确的定义, 我们将样本中总经理、总裁、首席执行官都定义为 CEO。具体地, 我们使用 Cpt1 表示 CEO 选任独董占所有独立董事的比重,

Cpt2 表示 CEO 选任独董占董事会总人数的比重。

已有文献发现, 股权结构对公司治理与公司价值起到了“倒 U 型”的作用 (陈德萍和陈永圣, 2011), 因此, 我们控制了第一大股东的持股比例 H, 以及第一大股东持股比例的平方项 H²。陆正飞和胡诗阳 (2015) 指出, 股权制衡是影响企业盈余平滑的重要因素, 因此, 本文控制了第二大股东与第一大股东持股比例 Z, 以及第二到第十大股东持股总和与第一大股东持股数之比 S。考虑到本文考察的是独立董事的作用, 因此, 还控制了董事会成员数量 Board、独立董事占比 Indir 以及 CEO 与董事长是否两职合一 Dual。本文控制的公司层面因素包括: 企业产权性

质 Soe、企业规模 Size、资产负债率 Lev、企业盈利能力 Roa。此外, 本文还控制了高管个人特征因素, 包括: CEO 性别 Gender、CEO 年龄 Age、CEO 任职期限 Tenure 以及 CEO 持股比例 Hold。具体的变量定义见表 1。

四、实证分析

(一) 描述性统计

表 2 报告了全样本主要变量的描述性统计结果。其中, 盈余平滑程度 ES 的最小值为 0, 中位数为 0.51, 最大值为 1。CEO 选任独董占所有独立董事的比例 Cpt1 的均值为 0.55, 表示有一半以上独立董事的选任受到了 CEO 影响; CEO 选任独董占所有董事的比例 Cpt2 的均值为 0.20。第一大股东持股比例 H 的均值为 0.35, 第二大股东到第十大股东持股与第一大股东持股之比 S 的均值为 0.70, 这一数据与陆正飞和胡诗阳 (2015) 的描述性统计结果基本一致。本文样本中, 国有企业 Soe 占比为 0.60, 高于一般论文的统计结果, 造成这一结果的原因在于, 计算企业盈余平滑程度 ES 时, 要求公司上市年限至少大于 3 年, 这就遗失了一部分的非国有样本。本文样本中, 独立董事占比 Indir 的均值为 0.37, 高于证监会要求 1/3 的比例, 这也说明本文的样本较为可信。此外, 本文样本中, 两职合一 Dual 的均值为 0.14, 表示只有 14% 的企业 CEO 与董事长

表2 主要变量描述性统计

变量名称	观测值	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
ES	12 250	0.50	0.51	0.29	0	1
Cpt1	12 250	0.55	0.67	0.46	0	1
Cpt2	12 250	0.20	0.25	0.17	0	0.50
H	12 250	0.35	0.33	0.15	0.09	0.75
H ²	12 250	0.15	0.11	0.12	0.01	0.56
Z	12 250	0.29	0.18	0.28	0.01	0.98
S	12 250	0.70	0.49	0.66	0.03	3.21
Soe	12 250	0.60	1	0.49	0	1
Size	12 250	21.98	21.89	1.32	18.59	25.60
Lev	12 250	0.52	0.52	0.24	0.07	1.56
Roa	12 250	0.03	0.03	0.07	-0.25	0.26
Board	12 250	8.99	9	1.80	5	15
Indir	12 250	0.37	0.33	0.05	0.14	0.80
Dual	12 250	0.14	0	0.34	0	1
Gender	12 250	0.96	1	0.20	0	1
Age	12 250	3.96	3.95	0.13	3.61	4.26
Tenure	12 250	6.13	5.77	3.93	0.09	16.24
Hold	12 250	0.01	0	0.05	0	0.31

表3 主要变量之间的Pearson 相关系数

	ES	Cpt1	Cpt2	H	Z
ES	1				
Cpt1	0.058***	1			
Cpt2	0.060***	0.979***	1		
H	0.032***	-0.021**	-0.018*	1	
Z	-0.082***	-0.014	-0.018**	-0.552***	1

注：***表示在1%的水平上显著；**表示在5%的水平上显著；*表示在10%的水平上显著。

为同一人；CEO性别比例Gender的均值为0.96，表示仅有4%的CEO为女性；CEO持股比例Hold的均值为0.01，表示CEO的平均持股仅为公司总股票的1%。

(二) 相关性分析

限于篇幅，表3只列示了主要变量之间的Pearson相关系数。在表3中，自变量Cpt1、Cpt2之间的相关系数达到了0.979，表示两者之间具有极大相似性。且两者与因变量ES之间的相关系数都在1%的水平上显著，表示自变量与因变量之间具有较强的相关性。此外，第一大股东持股比例H、股权制衡度Z与因变量ES之间的相关系数都在1%的水平上显著，且结果与已有文献相符。在未列示的相关系数表中，任意两变量之间的相关系数都低于0.5，且本文所有回归的VIF值都小于10，表明不存在严重的多重共线性问题。

(三) 回归结果分析

表4列示了CEO选任独董与企业盈余平滑程度的回归结果，为保持结果的稳健性，本文同时采用了最小二乘法回归和面板固定效应模型回归来检验假设。

从表4中可以看出，在两种回归模型下，两种CEO选任独董比例Cpt1和Cpt2都与企业盈余平滑程度ES正相关，且都在1%的水平上显著。这初步论证了本文的假设，选择任命受CEO影响的独立董事越多，企业盈余的平滑程度越高。此外，控制变量H的系数在列(1)、列(2)中显著为正、H²的系数显著为负，表明第一大股东持股比例与企业盈余平滑呈倒U型关系。股权制衡度Z的系数显著为负，表明企业股权制衡度越强，企业盈余平滑程度越低。企业规模Size的系数显著为正，表明企业规模越大，企业盈余平滑程度越高。资产负债率Lev与企业盈利能力Roa的系数都显著为负，表明负债压力大、效益好的企业其盈余平滑程度更低。CEO个人特征中，两职合一Dual对于盈余平滑程度的影响不显著，但是CEO任职期限Tenure对于企业盈余平滑程度的影响是显著为正的，表明CEO会出于职位安全的考虑而对企业进行更多的盈余平滑。较为有趣的是，本文发现，在控制住CEO选任独董数据后，董事会成员数量Board、独立董事占比Indir对于企业盈余平滑程度的影响都不再显著，一个可能的解释是，当CEO能控制独立董事后，董事会对于CEO的监督不再有效，CEO能通过牺牲企业的利益来满足个人私利。

表4 CEO 选任独董与企业盈余平滑程度

	OLS		FE	
	(1) ES	(2) ES	(3) ES	(4) ES
Cpt1	0.030*** (5.26)		0.024*** (3.62)	
Cpt2		0.083*** (5.36)		0.063*** (3.56)
H	0.468*** (5.16)	0.467*** (5.16)	0.230 (1.33)	0.231 (1.33)
H ²	-0.671*** (-6.42)	-0.670*** (-6.42)	-0.340* (-1.74)	-0.340* (-1.74)
Z	-0.073*** (-4.31)	-0.073*** (-4.31)	-0.069*** (-2.61)	-0.069*** (-2.61)
S	0.001 (0.12)	0.001 (0.12)	0.022* (1.79)	0.022* (1.80)
Soe	0.016*** (2.74)	0.016*** (2.74)	0.008 (0.54)	0.009 (0.55)
Size	0.021*** (8.45)	0.021*** (8.45)	0.013*** (2.76)	0.013*** (2.74)
Lev	-0.075*** (-6.02)	-0.075*** (-6.03)	-0.105*** (-5.45)	-0.105*** (-5.45)
Roa	-0.098** (-2.31)	-0.098** (-2.31)	-0.183*** (-4.00)	-0.183*** (-3.99)
Board	-0.002 (-1.10)	-0.002 (-1.11)	0.002 (0.78)	0.002 (0.79)
Indir	-0.017 (-0.32)	-0.059 (-1.09)	0.049 (0.63)	0.020 (0.25)
Dual	-0.010 (-1.27)	-0.010 (-1.28)	-0.006 (-0.63)	-0.006 (-0.63)
Gender	-0.032** (-2.53)	-0.032** (-2.51)	-0.019 (-0.89)	-0.019 (-0.89)
Age	0.040* (1.93)	0.040* (1.93)	0.019 (0.49)	0.018 (0.49)
Tenure	0.003*** (3.96)	0.003*** (3.96)	0.003*** (2.94)	0.003*** (2.95)
Hold	0.052 (0.88)	0.053 (0.88)	-0.214* (-1.69)	-0.215* (-1.69)
cons	-0.113 (-1.18)	-0.097 (-1.02)	0.133 (0.78)	0.146 (0.86)
Indu/Firm	Control	Control	Control	Control
Year	Control	Control		
adj. R ²	0.062	0.059	0.017	0.015
F	22.907	22.941	6.093	6.064
N	12 250	12 250	12 250	12 250
VIF	4.11	4.11		

注：***表示在1%的水平上显著；**表示在5%的水平上显著；*表示在10%的水平上显著；括号内为t值。OLS回归中控制了行业、年度变量，FE回归中控制了企业层面特质。

表5 非CEO 选任独董与企业盈余平滑程度

	OLS		FE	
	(1) ES	(2) ES	(3) ES	(4) ES
NonCpt1	-0.030*** (-5.26)		-0.023*** (-3.62)	
NonCpt2		-0.084*** (-5.46)		-0.066*** (-3.72)
H	0.468*** (5.16)	0.468*** (5.16)	0.230 (1.33)	0.231 (1.34)
H ²	-0.671*** (-6.42)	-0.671*** (-6.42)	-0.340* (-1.74)	-0.340* (-1.75)
Z	-0.073*** (-4.31)	-0.073*** (-4.31)	-0.069*** (-2.61)	-0.069*** (-2.61)
S	0.001 (0.12)	0.001 (0.12)	0.022* (1.79)	0.022* (1.80)
Soe	0.016*** (2.74)	0.016*** (2.74)	0.008 (0.54)	0.009 (0.55)
Size	0.021*** (8.45)	0.021*** (8.45)	0.013*** (2.76)	0.013*** (2.75)
Lev	-0.075*** (-6.02)	-0.075*** (-6.02)	-0.105*** (-5.45)	-0.105*** (-5.45)
Roa	-0.098** (-2.31)	-0.098** (-2.31)	-0.183*** (-4.00)	-0.183*** (-3.99)
Board	-0.002 (-1.10)	-0.002 (-1.13)	0.002 (0.78)	0.002 (0.78)
Indir	-0.017 (-0.32)	0.017 (0.31)	0.049 (0.63)	0.078 (1.00)
Dual	-0.010 (-1.27)	-0.010 (-1.28)	-0.006 (-0.63)	-0.006 (-0.62)
Gender	-0.032** (-2.53)	-0.032** (-2.51)	-0.019 (-0.89)	-0.019 (-0.89)
Age	0.040* (1.93)	0.040* (1.93)	0.019 (0.49)	0.019 (0.49)
Tenure	0.003*** (3.96)	0.003*** (3.94)	0.003*** (2.94)	0.003*** (2.94)
Hold	0.052 (0.88)	0.053 (0.89)	-0.214* (-1.69)	-0.214* (-1.69)
cons	-0.083 (-0.86)	-0.094 (-0.98)	0.157 (0.92)	0.147 (0.86)
Indu/Firm	Control	Control	Control	Control
Year	Control	Control		
adj. R ²	0.062	0.063	0.015	0.018
F	22.907	22.991	6.093	6.136
N	12 250	12 250	12 250	12 250
VIF	4.11	4.11		

注：***表示在1%的水平上显著；**表示在5%的水平上显著；*表示在10%的水平上显著；括号内为t值。OLS回归中控制了行业、年度变量，FE回归中控制了企业层面特质。

五、进一步检验

(一) 独立董事是否都没发挥监督职能

虽然表4的回归结果支持了本文的假设, 但一个可能的解释在于, 独立董事本身对于企业盈余信息质量并无监督作用。为了验证CEO选任独董与企业盈余平滑程度的正向关系是否因为选任独立董事未发挥应有的职能, 本文构建了模型(3)。

$$ES = \alpha + \beta NonCpt + \sum_1^n \gamma Control + \xi \quad (3)$$

其中, NonCpt为选择任命未受到CEO影响的独立董事占比。与前文一样我们构建NonCpt1、NonCpt2两个指标分别代表非CEO选任独董占所有独立董事比重和非CEO选任独董占董事会成员的比重, 其余变量定义和模型(1)一致。我们预期NonCpt的符号为负, 即非CEO选任独董越多, 企业盈余平滑程度越低。

表5列示了非CEO选任独董与企业盈余平滑程度之间的关系, 与前文相一致, 我们依然选择了最小二乘法与固定效应模型两种回归方法。从表5可以看出, 与预期一致, 非CEO选任独董占比与企业盈余平滑程度呈显著的负相关关系。非CEO选任独董越多, 企业的盈余平滑程度越低。

结合表4的回归结果可以发现, 当独立董事的选择任命不受CEO影响的时候, 独立董事能发挥其监督作用, 有助于降低企业的盈余平滑程度。当独立董事的选择任命受到CEO的影响的时候, 独立董事不仅不能有效监督, 反而会加剧企业盈余平滑行为。究其原因, CEO对于独立董事选择任命的影响, 直接影响了独立董事的独立性。

(二) 选任独董是否是CEO权力的体现

CEO对于独立董事选择任命的影响程度, 与CEO在企业中的权力大小直接相关。因此, 关于本文结果一个可能的解释是, CEO选任独董是CEO在企业中权力大小的体现, 并未体现出CEO选任独董自身的特征。基于这种考虑, 我们构建了模型(4)用于排除CEO权力对选任独董的影响。

$$Cpt = \alpha + \sum_1^n \beta Power + \xi \quad (4)$$

Finkelstein(1992)提出CEO的权力主要是来自于四个维度: 组织权力、所有权权力、专家权力和声誉权力。其中, 对于公司人事任命最重要的是CEO的组织权力和所有权权力, 因此, 我们选择了CEO是否两职合一Dual、CEO持股比例Hold以及CEO任职期限Tenure作为CEO权力Power的替代变量。回归所得到的残差ξ即为不受CEO权力影响的CEO选任独董Cpt_p, 然后将Cpt_p带入模型(1)中替换原始的CEO选任独董数据Cpt。

表6 排除CEO权力影响后的选任独董与企业盈余平滑程度

	OLS		FE	
	(1) ES	(2) ES	(3) ES	(4) ES
Cpt1_p	0.029*** (5.11)		0.025*** (3.80)	
Cpt2_p		0.081*** (5.20)		0.067*** (3.75)
H	0.472*** (5.21)	0.472*** (5.20)	0.265 (1.53)	0.264 (1.52)
H ²	-0.679*** (-6.50)	-0.679*** (-6.49)	-0.378* (-1.92)	-0.377* (-1.92)
Z	-0.071*** (-4.21)	-0.071*** (-4.20)	-0.065** (-2.43)	-0.065** (-2.44)
S	0.000 (0.02)	0.000 (0.02)	0.022* (1.79)	0.022* (1.81)
Soe	0.016*** (2.77)	0.017*** (2.78)	0.011 (0.70)	0.011 (0.71)
Size	0.021*** (8.28)	0.021*** (8.29)	0.011** (2.38)	0.011** (2.40)
Lev	-0.073*** (-5.75)	-0.073*** (-5.76)	-0.097*** (-4.96)	-0.097*** (-4.97)
Roa	-0.097** (-2.25)	-0.097** (-2.25)	-0.172*** (-3.68)	-0.172*** (-3.69)
Board	-0.002 (-1.21)	-0.002 (-1.22)	0.002 (0.74)	0.002 (0.73)
Indir	-0.018 (-0.33)	-0.058 (-1.06)	0.038 (0.49)	0.008 (0.10)
Dual	-0.010 (-1.29)	-0.010 (-1.24)	-0.006 (-0.57)	-0.005 (-0.53)
Gender	-0.033** (-2.57)	-0.032** (-2.55)	-0.019 (-0.87)	-0.019 (-0.87)
Age	0.042** (2.01)	0.042** (2.00)	0.015 (0.41)	0.015 (0.41)
Tenure	0.003*** (4.77)	0.004*** (4.78)	0.004*** (3.32)	0.004*** (3.34)
Hold	0.048 (0.80)	0.049 (0.81)	-0.214* (-1.69)	-0.215* (-1.69)
cons	-0.100 (-1.05)	-0.086 (-0.89)	0.183 (1.06)	0.192 (1.12)
Indu/Firm	Control	Control	Control	Control
Year	Control	Control		
N	12 176	12 176	12 176	12 176
adj. R ²	0.059	0.059	0.015	0.015
F	22.729	22.757	5.781	5.754

注:***表示在1%的水平上显著;**表示在5%的水平上显著;*表示在10%的水平上显著;括号内为t值。OLS回归中控制了行业、年度变量,FE回归中控制了企业层面特质。

回归结果如表6所列示,剔除掉CEO权力对CEO选任独董的影响后,CEO选任独董与企业盈余平滑程度依然显著正相关。这一结果表明,CEO选任独董不仅仅是CEO权力的体现,CEO选任独董自身也会帮助CEO。选择任命受到CEO影响的独董,不仅不进行有效的监督,还会变得和CEO利益一致,助长CEO对企业盈余进行平滑的行为。

六、稳健性测试

(一) 内生性检验

考虑到CEO选任独董与企业盈余平滑程度两者之间可能存在内生性问题,本文采用差分回归,控制住公司层面因素不变,考察CEO选任独董的变化值(ΔCpt)对企业盈余平滑程度变化(ΔES)的影响。回归结果如表7所列示。

从表7中可以看出,控制住能同时影响CEO选任独董与企业盈余平滑程度的公司层面因素后,CEO选任独董变化与企业盈余平滑程度变化依然显著正相关。也就是说,虽然存在公司层面的因素会使得CEO选任独董与企业盈余平滑程度之间存在内生性问题,但依然不影响我们的主体结论。

(二) 其他稳健性测试

为了结论的可靠性,本文增加了以下稳健性测试。

1. 对于企业盈余平滑程度的衡量。除了本文的衡量方式外,另一种较为常用的是使用经营性现金流净额标准差和净利润标准差的比值作为盈余平滑程度的衡量指标(Leuz等,2003;胡奕明和唐松莲,2008)。

$$ES_Dev = \frac{DEV\left(\sum_{k=t-2}^t CFO_k / ASSET_k\right)}{DEV\left(\sum_{k=t-2}^t EARN_k / ASSET_k\right)} \quad (5)$$

其中,ES_Dev代表盈余平滑程度,CFO代表企业经营性现金流净额,ASSET代表企业总资产,EARN代表企业净利润。 $DEV\left(\sum_{k=t-2}^t CFO_k / ASSET_k\right)$ 代表公司在t-2年到t年经营性现金流净额与当年总资产之比的标准差, $DEV\left(\sum_{k=t-2}^t EARN_k / ASSET_k\right)$ 表示公司在t-2年到t年净利润与当年总资产之比的标准差。与前文相同,为消除量纲影响及保证样本的正态分布,本文对ES_Dev进行了百分比的赋值处理。与前文一致,ES_Dev值越大,代表企业盈余平滑程度越高。回归结果如表8所示。

如表8所列示,即使更换了盈余平滑程度的衡量方式,结果依然显著。即CEO选任独董越多,企业盈余的平滑程度越高。

2. 已有文献指出,使用业绩匹配的琼斯模型衡量的操纵性应计盈余(DA)更为可靠(Kothari等,2005),因此,

表7 CEO选任独董与企业盈余平滑程度的差分回归

	OLS		FE	
	(1) ΔES	(2) ΔES	(3) ΔES	(4) ΔES
$\Delta Cpt1$	0.021*** (3.07)		0.016** (2.07)	
$\Delta Cpt2$		0.052*** (2.86)		0.038* (1.87)
H	0.067 (0.65)	0.066 (0.64)	-0.070 (-0.27)	-0.071 (-0.28)
H ²	-0.078 (-0.65)	-0.077 (-0.64)	-0.072 (-0.25)	-0.071 (-0.25)
Z	0.003 (0.14)	0.003 (0.15)	-0.003 (-0.07)	-0.003 (-0.07)
S	0.001 (0.05)	0.000 (0.04)	-0.015 (-0.87)	-0.015 (-0.87)
Soe	-0.002 (-0.24)	-0.002 (-0.25)	-0.027 (-1.14)	-0.027 (-1.14)
Size	-0.002 (-0.74)	-0.002 (-0.73)	0.013* (1.84)	0.013* (1.85)
Lev	-0.006 (-0.42)	-0.006 (-0.42)	-0.061** (-2.10)	-0.060** (-2.09)
Roa	0.027 (0.53)	0.027 (0.53)	-0.026 (-0.39)	-0.026 (-0.39)
Board	0.000 (0.11)	0.000 (0.09)	0.004 (0.90)	0.004 (0.89)
Indir	0.082 (1.40)	0.075 (1.27)	0.088 (0.79)	0.075 (0.67)
Dual	-0.004 (-0.48)	-0.004 (-0.48)	-0.006 (-0.39)	-0.006 (-0.39)
Gender	0.014 (0.89)	0.014 (0.89)	0.011 (0.35)	0.011 (0.34)
Age	0.006 (0.23)	0.006 (0.23)	0.000 (0.01)	0.001 (0.01)
Tenure	-0.001 (-0.75)	-0.001 (-0.74)	-0.001 (-0.48)	-0.001 (-0.49)
Hold	-0.077 (-0.96)	-0.077 (-0.96)	-0.364* (-1.77)	-0.365* (-1.77)
cons	-0.089 (-0.81)	-0.086 (-0.79)	-0.252 (-0.98)	-0.249 (-0.97)
Indu/Firm	Control	Control	Control	Control
Year	Control	Control		
adj. R ²	0.007	0.006	0.001	0.001
F	3.804	3.766	2.199	2.150
N	9 973	9 973	9 973	9 973
VIF	4.22	4.22		

注:***表示在1%的水平上显著;**表示在5%的水平上显著;*表示在10%的水平上显著;括号内为t值。OLS回归中控制了行业、年度变量,FE回归中控制了企业层面特质。

表8 用ES_Dev衡量盈余平滑程度

	OLS		FE	
	ES_Dev	ES_Dev	ES_Dev	ES_Dev
Cpt1	0.019*** (3.41)		0.012** (2.02)	
Cpt2		0.056*** (3.68)		0.035** (2.19)
H	0.730*** (8.14)	0.730*** (8.14)	0.662*** (4.18)	0.662*** (4.18)
H ²	-0.917*** (-8.94)	-0.917*** (-8.94)	-0.782*** (-4.38)	-0.781*** (-4.37)
Z	-0.067*** (-4.06)	-0.067*** (-4.06)	-0.033 (-1.38)	-0.033 (-1.38)
S	0.009 (1.01)	0.009 (1.02)	0.007 (0.63)	0.007 (0.64)
Soe	0.011* (1.85)	0.011* (1.85)	-0.012 (-0.85)	-0.012 (-0.84)
Size	0.031*** (12.70)	0.031*** (12.70)	0.041*** (9.69)	0.041*** (9.70)
Lev	-0.062*** (-4.96)	-0.061*** (-4.95)	-0.092*** (-5.22)	-0.092*** (-5.22)
Roa	0.250*** (5.86)	0.250*** (5.86)	0.292*** (6.95)	0.292*** (6.95)
Board	-0.001 (-0.65)	-0.001 (-0.67)	0.005 (1.63)	0.005 (1.62)
Indir	0.071 (1.33)	0.043 (0.79)	0.132* (1.85)	0.115 (1.60)
Dual	-0.005 (-0.69)	-0.005 (-0.69)	0.014 (1.48)	0.014 (1.48)
Gender	-0.013 (-1.03)	-0.013 (-1.01)	-0.020 (-0.99)	-0.020 (-0.99)
Age	0.050** (2.44)	0.050** (2.44)	0.040 (1.16)	0.040 (1.16)
Tenure	0.003*** (4.30)	0.003*** (4.28)	0.000 (0.24)	0.000 (0.24)
Hold	0.086 (1.45)	0.087 (1.46)	-0.126 (-1.08)	-0.125 (-1.08)
cons	-0.536*** (-5.71)	-0.525*** (-5.60)	-0.696*** (-4.44)	-0.691*** (-4.41)
Indu/Firm	Control	Control	Control	Control
Year	Control	Control		
adj.R ²	0.100	0.099	0.043	0.03
F	40.138	40.233	17.450	17.496
N	12 250	12 250	12 250	12 250
VIF	4.11	4.11		

注：***表示在1%的水平上显著；**表示在5%的水平上显著；*表示在10%的水平上显著；括号内为t值。OLS回归中控制了行业、年度变量，FE回归中控制了企业层面特质。

我们使用Kothari等(2005)的业绩匹配模型计算DA,并基于此重新计算了盈余平滑程度ES,回归结果并不影响本文的结论。

3.考虑到存在CEO变更时间与独立董事变更时间相邻的情况。此时CEO刚上任,可能并不影响独立董事的选聘与任命,因此本文按照陆瑶和李茶(2016)的衡量方法,将独立董事上任年份与CEO上任年份进行比较,若独立董事上任年份晚于CEO上任年份,则将该独立董事视为CEO选任独董,否则视为非CEO选任独董。重新构造后的CEO选任独董与企业的盈余平滑程度依然呈显著正相关关系,与前文的结论相一致。

4.较多文献指出,相比较于总经理,董事长具有更大的权力,国内外学者也常常将董事长视为企业的CEO。此外,本文研究的独立董事仍属于董事会的一员,相较于总经理,董事长对董事会有更大的影响力。基于以上原因,我们将董事长作为CEO重新构建CEO选任独董数据,重新验证本文假设。回归结果与本文结果相一致,即CEO选任独董的占比越高,企业的盈余平滑程度越高。

5.考虑到独立董事的工作年限问题,我们将CEO选任独董数据滞后来考察CEO选任独董是否会随着资历增加而恢复独立性。回归结果显示,上一年度里CEO选任独董越多,今年企业盈余平滑程度越高。这一结果说明,选择任命受到CEO影响的独立董事,不仅仅在就任的当年会受到CEO影响,在以后的年度依然会受CEO影响。

七、结论

本研究选择任命受到CEO影响的独立董事与企业盈余平滑程度之间的关系。研究发现,CEO选任独董占比越高,企业盈余平滑程度越高。这种正向关系是因为独立董事的选择任命受到CEO影响从而导致独立性下降造成的,非CEO选任独董依然能有效监督企业的盈余平滑程度。CEO选任独董不仅仅是CEO权力的体现,同时,CEO选任独董自身也会报答CEO的选任而支持CEO的盈余平滑行为。最后,我们进行了一系列的稳健性检验,本文结论依然成立。

本文的研究结果在一定程度上解释了独立董事的监督缺乏有效性的原因。独立董事的选择任命受到CEO的直接影响,这就导致了当CEO的利益与股东、投资者的利益并不一致时,独立董事更多地选择支持CEO,而忽略了本身应当承担的监督职能。本文的研究结论表明,对于监管部门来说,要使独立董事发挥其应有的监督职能,就需要在独立董事的选择任命环节把好关,杜绝CEO通过选择任命独立董事达到“自我监督”的目的。

主要参考文献：

- [1] 陈德萍, 陈永圣. 股权集中度、股权制衡度与公司绩效关系研究——2007~2009年中小企业板块的实证检验[J]. 会计研究, 2011, (1): 38-43.
- [2] 陈运森, 谢德仁. 董事网络、独立董事治理与高管激励[J]. 金融研究, 2012, (2): 168-182.
- [3] 胡奕明, 唐松莲. 独立董事与上市公司盈余信息质量[J]. 管理世界, 2008, (9): 149-160.
- [4] 刘立国, 杜莹. 公司治理与会计信息质量关系的实证研究[J]. 会计研究, 2003, (2): 28-36.
- [5] 陆瑶, 李茶. CEO对董事会的影响力与上市公司违规犯罪[J]. 金融研究, 2016, (1): 176-191.
- [6] 陆正飞, 胡诗阳. 股东—经理代理冲突与非执行董事的治理作用——来自中国A股市场的经验证据[J]. 管理世界, 2015, (1): 129-138.
- [7] 梅世强, 位豪强. 棘轮效应与盈余管理关系研究[J]. 科研管理, 2014, (8): 101-109.
- [8] 王兵. 独立董事监督了吗?——基于中国上市公司盈余质量的视角[J]. 金融研究, 2007, (1): 109-121.
- [9] 万良勇, 胡璟. 网络位置、独立董事治理与公司并购——来自中国上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论, 2014, (2): 64-73.
- [10] 叶康涛, 祝继高, 陆正飞, 张然. 独立董事的独立性: 基于董事会投票的证据[J]. 经济研究, 2011, (1): 126-139.
- [11] 曾颖, 陆正飞. 信息披露质量与股权融资成本[J]. 经济研究, 2006, (2): 69-79.
- [12] 郑志刚, 孙娟娟, Rui Oliver. 任人唯亲的董事会文化和经理人超额薪酬问题[J]. 经济研究, 2012, (12): 111-124.
- [13] Acharya, V.V., Lambrecht, B.M. A theory of income smoothing when insiders know more than outsiders[J]. Review of Financial Studies, 2015, 28(9): 2534-2574.
- [14] Beasley, M.S. An empirical analysis of the relation between the board of director composition and financial statement fraud[J]. Accounting Review, 1996, 71(4): 443-465.
- [15] Beidleman, C.R. Income smoothing: The role of management[J]. Accounting Review, 1973, (4): 653-667.
- [16] Bergstresser, D., Philippon, T. CEO incentives and earnings management[J]. Journal of Financial Economics, 2006, (3): 511-529.
- [17] Bhattacharya, U., Daouk, H., Welker, M. The world price of earnings opacity[J]. The Accounting Review, 2003, (3): 641-678.
- [18] Cheng, Q., Warfield, T.D. Equity incentives and earnings management[J]. The Accounting Review, 2005, (2): 441-476.
- [19] Coles, J.L., Daniel, N.D., Naveen, L. Co-opted boards[J]. Review of Financial Studies, 2014, (6): 1751-1796.
- [20] Davidson, R., Stewart, J. G., Kent, P. Internal governance structures and earnings management[J]. Accounting & Finance, 2005, (2): 241-267.
- [21] Dechow, P. M., Sloan, R. G., Sweeney, A. P. Detecting earnings management[J]. Accounting Review, 1995, (1): 193-225.
- [22] Dechow, P.M., Sloan, R.G., Sweeney, A.P. Causes and consequences of earnings manipulation: An analysis of firms subject to enforcement actions by the SEC[J]. Contemporary Accounting Research, 1996, (1): 1-36.
- [23] Fama, E.F., Jensen, M.C. Separation of ownership and control[J]. The Journal of Law & Economics, 1983, (2): 301-325.
- [24] Finkelstein, S. Power in top management teams: Dimensions, measurement, and validation[J]. Academy of Management journal, 1992, (3): 505-538.
- [25] Fracassi, C., Tate, G. External networking and internal firm governance[J]. The Journal of finance, 2012, 67(1): 153-194.
- [26] Francis, J., LaFond, R., Olsson, P.M., Schipper, K. Costs of equity and earnings attributes[J]. The Accounting Review, 2004, 79(4): 967-1010.
- [27] Hwang, B., Kim, S. It pays to have friends[J]. Journal of Financial Economics, 2009, (1): 138-158.
- [28] Johnson, R. A., Hoskisson, R. E., Hitt, M. A. Board of director involvement in restructuring: The effects of board versus managerial controls and characteristics[J]. Strategic Management Journal, 1993, 14(S1): 33-50.
- [29] Khanna, V., Kim, E., Lu, Y. CEO connectedness and corporate fraud[J]. The Journal of Finance, 2015, 70(3): 1203-1252.
- [30] Kirschenheiter, M., Melumad, N.D. Can “Big Bath” and earnings smoothing co-exist as equilibrium financial reporting strategies? [J]. Journal of Accounting Research, 2002, (3): 761-796.
- [31] Kothari, S. P., Leone, A. J., Wasley, C. E. Performance matched discretionary accrual measures[J]. Journal of Accounting and Economics, 2005, 39(1): 163-197.
- [32] Leone, A.J., Rock, S. Empirical tests of budget ratcheting and its effect on managers’ discretionary accrual choices[J]. Journal of Accounting and Economics, 2002, (1): 43-67.

- [33] Leuz, C., Nanda, D., Wysocki, P.D. Earnings management and investor protection : An international comparison [J]. Journal of Financial Economics, 2003, (3) : 505-527.
- [34] Lipton, M., Lorsch, J.W. A modest proposal for improved corporate governance[J]. The Business Lawyer, 1992, (3) : 59-77.
- [35] McInnis, J. Earnings smoothness, average returns, and implied cost of equity capital[J]. The Accounting Review, 2010, (1) : 315-341.
- [36] Park, Y.W., Shin, H. Board composition and earnings management in Canada[J]. Journal of Corporate Finance, 2004, (3) : 431-457.
- [37] Peasnell, K.V., Pope, P.F., Young, S. Board monitoring and earnings management : Do outside directors influence abnormal accruals ? [J]. Journal of Business Finance & Accounting, 2005, (7 - 8) : 1311-1346.
- [38] Ryan, H. E., Wiggins, R. A. Who is in whose pocket ? Director compensation, board independence, and barriers to effective monitoring[J]. Journal of Financial Economics, 2004, 73 (3) : 497-524.
- [39] Shivdasani, A., Yermack, D. CEO involvement in the selection of new board members : An empirical analysis [J]. The Journal of Finance, 1999, (5) : 1829-1853.
- [40] Singh, H., Harianto, F. Management-board relationships, takeover risk, and the adoption of golden parachutes[J]. Academy of Management Journal, 1989, 32(1) : 7-24.
- [41] Tucker, J.W., Zarowin, P.A. Does income smoothing improve earnings informativeness? [J]. The Accounting Review, 2006, (1) : 251-270.
- [42] Vafeas, N. Board structure and the informativeness of earnings[J]. Journal of Accounting and Public policy, 2000, (2) : 139-160.
- [43] Westphal, J. D., Zajac, E. J. Who shall govern? CEO/board power, demographic similarity, and new director selection [J]. Administrative Science Quarterly, 1995, (3) : 60-83.
- [44] Wright, P., Ferris, S. P., Hiller, J. S., Kroll, M. Competitiveness through management of diversity : Effects on stock price valuation[J]. Academy of Management Journal, 1995, (1) : 272-287.

The CEO Influenced Independent Directors and Earnings Smoothing

LUO Hong, QIN Ji-dong

Abstract : Independence is the important basis of independent director's supervising function. When the independent directors' selection and appointment are influenced by the CEO, can they supervise efficiently or not? Based on 2007-2015 panel data of listed firms in China, we test the relationship between the CEO influenced independent directors and earnings smoothing, and find that the more CEO influenced independent directors are, the smoother the earnings are. The further research finds that CEO damages the independence of CEO influenced independent director. This paper suggests that it's important to keep the CEO's influence away when select and appoint an independent director.

Key words : CEO influenced independent directors; independence of independent director; supervision of independent director; earnings smoothing

(责任编辑 杨亚彬)

宏观经济波动、管理层持股与企业盈余管理

赵纯祥, 朱佳佳

(中南财经政法大学 会计学院, 武汉 430073)

摘要：本文以2007~2014年A股上市公司为样本，运用固定效应面板回归实证检验了管理层持股对企业盈余管理行为的影响，同时深入考察了宏观经济波动对管理层持股与盈余管理程度关系的调节效应。研究发现：管理层持股与盈余管理程度显著正相关；并且在经济繁荣期，管理层持股与盈余管理程度的正相关程度显著增强；进一步分析表明，宏观经济波动对管理层持股与盈余管理程度关系的调节效应主要存在于非国有企业和非主板企业。本文将宏观经济波动纳入管理层持股与盈余管理的研究，丰富了关于管理者激励经济后果的研究，提供了盈余管理影响因素的新证据，拓展了宏观经济波动与企业微观主体行为关系的研究视角，对监管部门、审计师和投资者等具有一定的参考价值。

关键词：宏观经济波动；管理层持股；盈余管理；前景理论

中图分类号：F275 **文献标志码：**A **文章编号：**2095-8838(2017) 03-0033-12

一、引言

盈余信息是管理者激励契约的基础，但由于信息不对称、会计计量的局限性等因素，真实净收益无法得到准确衡量，管理层可能通过操纵会计盈余来实现某些特定的目标 (Scott, 1977)，近年来管理层激励与企业盈余管理之间的关系已经成为会计学界研究的热点话题。作为管理层激励的重要内容，管理层持股是一柄双刃剑，既可能产生利益趋同效应，也可能导致掘壕自守行为，因此管理层持股与盈余管理之间的关系尤其值得我们进行深入探讨。

理论上，管理层持股与盈余管理之间的关系存在不确定性。一方面，利益趋同假说认为通过授予管理层股份，尽可能实现委托人和代理人的利益趋同，管理层会把企业的长远发展视为自身的职业使命，这样有助于降低代理

成本并发挥协同效应提升公司业绩 (Warfield等, 1995；Rajgopal和Shevlin, 2002；林大庞和苏冬蔚, 2011)。当CEO等高层管理者拥有更多的股份时，公司的会计违规行为将显著减少 (Armstrong等, 2010)。另一方面，掘壕自守假说则认为内外部监督和治理机制的不完善使得管理层持股并未发挥其对管理者的激励效果 (李增泉, 2000)，反而会诱导管理层进行盈余管理来实现自我利益最大化 (Warfield, 2005；Peterson, 2012)。学者们关于管理层持股对企业盈余管理的影响尚未达成共识。

此外，宏观经济环境也会对管理层持股与盈余管理的关系产生影响。企业管理者进行资本结构、现金持有等决策均会受到宏观经济波动的显著影响，Levy和Hennessy (2007)以及姜付秀等 (2008)发现公司会根据市场环境不断调整自身资本结构以趋向最优水平，Opler等 (1999)、

收稿日期：2016-12-29

基金项目：教育部人文社科项目 (15YJC630184)；武汉市黄鹤英才项目

作者简介：赵纯祥 (1978-)，男，湖南邵阳人，副教授，博士；

朱佳佳 (1993-)，女，安徽合肥人，中南财经政法大学会计学院硕士研究生。

江龙和刘笑松(2011)发现在经济衰退期,公司为了防范股票市场和银行借贷市场的摩擦加剧导致资金链断裂,具有较高的现金积累倾向。越来越多企业已将宏观经济波动作为生产经营、投融资决策的重要考虑因素。值得关注的是,宏观经济的波动不仅显著影响着资本市场的运行,而且也会对上市公司管理者行为产生重要的作用,但现有文献中鲜有结合宏观经济波动考察微观企业管理层持股对盈余管理行为的影响。因此,有必要将宏观经济波动纳入对二者关系的研究中,考察在不同的宏观经济环境中,管理层持股与盈余管理关系是否存在显著差异。

本文基于2007~2014年A股上市公司数据,实证检验了管理层持股对盈余管理行为的影响,以及宏观经济波动对二者关系的调节效应。研究发现:(1)管理层持股是管理层进行盈余管理的重要诱因之一。管理层持股非但未能缓解代理问题,反而因为持股后财富与股价密切相连,诱导了“理性”高管操纵会计盈余的自利行为。(2)宏观经济波动对管理层持股与盈余管理程度关系具有调节效应。当宏观经济景气时,管理层持股与盈余管理程度的正相关关系显著增强,并且进一步研究表明宏观经济波动对管理层持股与盈余管理程度关系的调节效应主要存在于非国有企业和非主板上市公司。

本文可能的贡献如下:第一,在控制宏观经济波动影响的基础上,运用固定效应面板回归模型,检验了管理层持股对盈余管理行为的影响,为二者关系提供了更为准确的经验证据,不但丰富了管理者激励经济后果的研究文献,而且提供了盈余管理影响因素的新证据;第二,以往的众多文献忽略了不同宏观经济环境对管理者激励与企业盈余管理行为之间关系的影响,本文将宏观经济波动纳入管理层持股与盈余管理程度关系的研究,拓展了宏观经济环境与微观企业行为关系的研究视角,有助于加深理解宏观环境变化对微观企业行为的影响。

本文共分为七个部分,除第一部分引言之外,第二部分为理论分析与研究假设,第三、第四和第五部分分别为研究设计、实证分析和稳健性检验,第六部分是进一步分析,第七部分对文章进行了总结并提出对策建议。

二、理论分析与研究假设

企业所有者追求股东财富最大化,而“代理人”管理者更加注重实现薪酬、名声和在职消费等个人收益,双方存在利益冲突(Jensen和Meckling,1976)。由于企业内部的信息不对称和管理者工作任务的复杂性,股东无法有效监督管理者真实的工作表现,企业可能存在逆向选择和道德风险等代理问题,必须制定有效的薪酬契约实现激励

相容来降低代理成本,管理层持股是企业采取的重要激励方式之一(肖淑芳等,2013)。股东希望通过授予管理层股份,让高管以股东身份参与经营决策、分享红利并承担相应风险,从而降低代理成本,实现双方利益的趋同。

自2006年我国正式推行股权激励制度以来,越来越多的上市公司开始实施股权激励,管理层持股已经成为比较普遍的现象(张东旭等,2016)。管理层持股使其自身财富与股票价格紧密相关,公司的股价越高,管理者由此获得的收益越大,二者紧密的联系使得“理性”的管理者具有强烈动机推高股价。通常股价的波动受到公司业绩的显著影响,经营业绩越好,证明企业盈利能力和竞争力越强,投资者越有可能获得丰厚的投资回报。鉴于盈余公告被认为是投资者预测公司未来盈利的重要依据(权小锋和吴世农,2010),同时盈余反应系数对于好消息和坏消息有着显著差别,当企业年报披露出优异的业绩表现时,投资者往往会更偏爱这种公司,此时股价会展现良好的走势,管理者股权也会随之大幅增值,而年报披露的业绩大幅缩水时,则可能带来股价的暴跌。因此,理性的管理者在披露公司经营业绩时必须要考虑会计盈余好坏对股票价格波动的影响,避免股价暴跌伤及自身利益。管理者持股越多越有动机进行盈余管理来调整对自身有利的会计业绩指标,从而推高股价以获得更大的收益(Bergstresser和Philippon,2003;路军伟等,2015)。此外,持股行为扩大了管理者权力,增强了盈余管理行为的权力基础。一般认为,管理者的权力通常有组织结构权力、所有者权力、专家权力和声誉权力等(Finkelstein,1992)。管理者持股行为使其具备了所有者的身份,扩大了其所有者权力,使他们在公司经营决策等方面拥有高度的话语权,甚至能够俘获董事会(Bebchuk等,2002),干扰审计委员会等机构的有效运作。同时,管理者权力的增加也弱化了外部治理机制对其自利行为的约束能力,为管理者干预公司会计盈余信息进行寻租提供了权力基础。研究表明,管理者会倾向于利用会计政策和会计估计准则中可选择的空间操纵会计利润,创造更多的自我交易机会和个人收益(Shleifer和Vishny,1997),产生盈余管理等代理问题(张东旭等,2016)。

基于上述分析,本文提出假设1:管理层持股比例与上市公司盈余管理程度正相关。

进一步,我们认为宏观经济波动在管理层持股与盈余管理程度关系之中存在调节效应,这是由于在不同的宏观经济环境下,公司披露的盈余信息对股价的影响存在显著差异。因此,管理者通过操纵盈余信息,企图对股价施加影响提高自身收益的自利行为可能会受到宏观经济波动的

表1 变量定义

	变量符号	变量名称	变量解释
因变量	DA	盈余管理程度	利用业绩调整后的修正琼斯模型测度
自变量	MSR	管理层持股	管理层持股数量除以公司股本总数
	Fluctuate	宏观经济波动	将GDP增长率大于或等于中位数的年份定义为经济繁荣期,取值为1;反之为经济低迷期,取值为0
控制变量	PAY	高管薪酬	前三名高管薪酬总额的自然对数
	SIZE	公司规模	期末总资产的自然对数
	BM	市净率	市值与账面值比
	LEV	资产负债率	期末总负债除以期末总资产
	ROA	资产收益率	净利润除以期末总资产
	FIRST	股权集中度	公司第一大股东的持股比例
	INDEP	独立董事比例	独立董事人数除以董事总人数
	CFO	经营性现金流	当期经营活动现金净流量除以期末总资产
	BSHQ	产权性质	国有企业定义为1,其他为0
	AUD	外部审计	对上市公司财务报表进行审计的事务所是“国际四大”取值为1,否则为0

显著影响。前景理论认为,无论是机构投资者还是个体投资者都不是完美的“理性投资者”,他们普遍存在认知偏差和有限理性,更加关注财富的变化量而不是变化后的财富水平,并且财富减少时的痛苦往往超过财富增加带来的快乐(Kahneman和Tversky,1979)。投资者对公司的价值效应主要受其心理状态的影响(Barberis等,1998;Daniel等,1998)。管理者会关注投资者情绪,并且通过操纵账面盈余等会计指标来迎合投资者预期达到提升股价的目的(Brown等,2012;Walther和Willis,2013)。

当经济形势良好时,“有限理性”的投资者通常信心增强,对未来上升走势充满乐观,利好消息的发布对于早有良好预期的投资者决策不会产生较大影响。相反,若企业财务报告反映出的盈余信息低于行业平均水平或投资者预期,这种坏消息不仅会让投资者对经济繁荣期公司的盈利能力产生质疑,而且会增加对公司未来发展状况预期的不确定性,这时风险规避型投资者会要求更高的投资报酬率,从而容易令公司股价在资本市场遭受沉重的打击(Veronesi,1999;Conrad等,2002)。因此在经济繁荣时,被授予股权的管理者会有强烈的动机进行盈余管理以粉饰财务报表,避免股价动荡损害自身利益。相反,当宏观经济状况处于低迷期,资本市场存在悲观情绪,可能将企业业绩较差归咎于经济紧缩,如果企业披露的盈余信息低于行业平均水平,对业绩持悲观态度的投资者不会有很强烈的反应(陈武朝,2013)。即使公司此时发布较高的盈利消息,这种对股价的正面影响也会因为投资者对整个宏观经济形势不看好而引起的未来现金流量折现

率大幅度提升所抵消(David,1997)。因此,在宏观经济低迷期,管理者操纵会计盈余企图影响股价的动机被弱化。此外,经济低迷期,投资者会更加谨慎行事(Bless等,1996),他们往往对公司年报中的盈余数据持保守和怀疑态度,监管机构也会在此时加强对企业的监督和干预力度(Hirshleifer等,2006),增加了管理者盈余管理行为的成本。

因此,本文提出假设2:经济繁荣期,管理者持股与企业盈余管理行为的正相关程度显著更高。

三、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

本文选取2007~2014年A股非金融保险类上市公司作为研究对象,并对样本数据进行了如下处理:(1)剔除ST、*ST的公司;(2)根据证监会《上市公司行业分类指引》的行业分类标准,因金融保险类行业的应计利润具有特殊性,故将其剔除,鉴于制造业的数量较多,本文将其细分至二级;(3)由于修正的琼斯模型需要进行分行业分年度回归,故剔除行业一年度的样本数不足15个的样本数据;(4)剔除数据缺失和异常的样本。同时,为消除异常数据的影响,文中对所有的连续变量进行了Winsorize处理。

经过数据处理共获得12368个样本观测值,所有数据来源为国泰安CSMAR数据库和国家统计年鉴,数据统计和分析利用Stata软件完成。

(二) 变量定义

1. 被解释变量:盈余管理程度(DA)

表2 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
DA	12 368	0.003	0.081	-0.191	-0.001	0.238
MSR	12 368	0.094	0.177	0	0	0.561
Fluctuate	12 368	0.489	0.500	0	0	1
PAY	12 368	13.974	0.727	12.061	13.983	15.810
SIZE	12 368	21.838	1.232	19.296	21.682	25.706
BM	12 368	3.741	3.240	0.749	2.791	22.817
LEV	12 368	0.453	0.213	0.048	0.458	0.897
ROA	12 368	0.041	0.051	-0.150	0.037	0.202
FIRST	12 368	0.360	0.153	0.090	0.340	0.751
INDEP	12 368	0.369	0.052	0.300	0.333	0.571
CFO	12 368	0.042	0.077	-0.196	0.042	0.256
BSHQ	12 368	0.478	0.500	0	0	1
AUD	12 368	0.023	0.151	0	0	1

Guay等(1996)、Bartov等(2000)、黄梅和夏新平(2009)等研究发现,在模型的设定和盈余管理效果上,截面修正琼斯模型与其他应计模型相比表现更佳。另外,在高管薪酬和盈余管理相关性的研究中,需要考虑收益的匹配原则。因此本文采用Kothari等(2005)提出的业绩调整应计盈余管理估计方法,即在修正琼斯模型基础上增加控制ROA,通过分年度分行业回归分析得出残差,模型如下:

$$\frac{TACC_{i,t}}{TA_{i,t-1}} = \alpha_1 \frac{1}{TA_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta REV_{i,t}}{TA_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_{i,t}}{TA_{i,t-1}} + \alpha_4 ROA_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$NDA_{i,t} = \hat{\alpha}_1 \frac{1}{TA_{i,t-1}} + \hat{\alpha}_2 \frac{\Delta REV_{i,t}}{TA_{i,t-1}} + \hat{\alpha}_3 \frac{PPE_{i,t}}{TA_{i,t-1}} + \hat{\alpha}_4 ROA_{i,t} \quad (2)$$

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

其中, $TACC_{i,t}$ 是第 i 公司第 t 年的总应计利润,用营业利润减去经营活动现金流量净额表示; $TA_{i,t-1}$ 是第 i 公司第 $t-1$ 年的总资产; $\Delta REV_{i,t}$ 表示第 i 公司第 t 年的营业收入增量; $PPE_{i,t}$ 代表第 i 公司第 t 年固定资产净值; $ROA_{i,t}$ 是第 i 公司第 t 年的资产净利率; $DA_{i,t}$ 则为第 i 公司第 t 年可操控性应计利润,用来衡量其盈余管理程度。

2. 解释变量:

(1) 管理层持股 (MSR): 本文借鉴李维安和李汉军(2006)、董艳和李凤(2011)以及李小荣和张瑞君(2014)等的度量方法,将高级管理人员定义为总经理、副总经理、总经济师、总工程师、总会计师、董秘等,管理层持股比例由管理层持股数量除以公司股本总数得到。

(2) 宏观经济波动 (Fluctuate): GDP 增长率是衡量宏观经济状况的核心指标,本文参考江龙等(2013)、王红建等(2015)等文献的做法,采用各年度 GDP 增长率作为宏观经济波动的识别指标^①。为了分离异常因素的影响和更显著地检验宏观经济波动对盈余管理的作用,本文设定虚拟变量表示宏观经济波动,具体做法是:将 GDP 增长率大于或

等于中位数的年份定义为经济繁荣期,取值为1,反之则为经济低迷期,取值为0。

3. 控制变量:参照已有的研究,本文控制了公司特征、盈利能力、高管激励和治理结构等因素的影响。本文主要变量定义见表1。

(三) 模型构建

为了验证假设1和假设2,本文建立模型如下:

$$DA = \beta_0 + \beta_1 MSR + \beta_2 Control + \varepsilon \quad (4)$$

$$DA = \beta_0 + \beta_1 MSR + \beta_2 Fluctuate + \beta_3 MSR \times Fluctuate + \beta_4 Control + \varepsilon \quad (5)$$

在模型(5)中加入了管理层持股与宏观经济波动的交互项 ($MSR \times Fluctuate$),可以检验宏观经济波动对管理层持股与上市公司盈余管理行为关系的调节效应。本文预计模型(4)中的 β_1 为正,模型(5)中 β_1 和 β_3 同样为正。

四、实证分析

(一) 描述性统计

表2是2007~2014年所有变量的描述性统计结果。盈余管理程度DA的均值0.003与中位数-0.001相差很小,说明被解释变量基本呈现正态分布。管理层持股MSR的最大值为0.561,最小值为0,说明不同上市公司的管理层持股比例差异较大,其均值0.094则表明管理层平均持股比例为9.4%。宏观经济波动Fluctuate的均值为0.489,说明处于经济繁荣期和低迷期的样本量基本

^① 根据国家统计局披露的数据,2007~2014年GDP增长率分别为14.16%、9.63%、9.21%、10.45%、9.30%、7.65%、7.67%和7.40%。

表3 相关系数矩阵

	DA	MSR	Fluctuate	PAY	SIZE	BM	LEV	ROA	FIRST	INDEP	CFO	BSHQ	AUD
DA	1	0.0447 ^{***}	0.0138	-0.0300 ^{***}	0.0119	-0.0222 ^{**}	-0.0141	-0.0345 ^{***}	0.0055	0.0056	-0.7239 ^{***}	-0.0332 ^{***}	-0.0381 ^{***}
MSR	0.0601 ^{***}	1	-0.1622 ^{***}	0.0831 ^{***}	-0.1815 ^{***}	0.0300 ^{***}	-0.3025 ^{***}	0.1978 ^{***}	-0.2027 ^{***}	0.0346 ^{***}	-0.0244 ^{***}	-0.4686 ^{***}	-0.0787 ^{***}
Fluctuate	0.0263	-0.1759 ^{***}	1	-0.2322 ^{***}	-0.0986 ^{***}	0.1789 ^{***}	0.1103 ^{***}	0.0543 ^{***}	0.0050	-0.0698 ^{***}	0.0286 ^{***}	0.1541 ^{***}	0.1094 ^{***}
PAY	-0.0247 ^{***}	-0.0124	-0.2374 ^{***}	1	0.4464 ^{***}	-0.1489 ^{***}	0.0352 ^{***}	0.2677 ^{***}	0.0587 ^{***}	0.0196	0.1024 ^{***}	0.0598 ^{***}	0.1270 ^{***}
SIZE	0.0087	-0.2685 ^{***}	-0.1023 ^{***}	0.4574 ^{***}	1	-0.4304 ^{***}	0.4699 ^{***}	-0.0218 ^{***}	0.2251 ^{***}	0.0066	0.0395 ^{***}	0.3332 ^{***}	0.1939 ^{***}
BM	-0.0205 ^{***}	-0.0191 ^{***}	0.1438 ^{***}	-0.1825 ^{***}	-0.3668 ^{***}	1	-0.0524 ^{***}	0.2097 ^{***}	-0.0840 ^{***}	-0.0004	0.0744 ^{***}	-0.1275 ^{***}	-0.0671 ^{***}
LEV	-0.0059	-0.3751 ^{***}	0.1074 ^{***}	0.0288 ^{***}	0.4530 ^{***}	0.0900 ^{***}	1	-0.4165 ^{***}	0.0503 ^{***}	-0.0283 ^{***}	-0.1260 ^{***}	0.3002 ^{***}	0.0692 ^{***}
ROA	-0.0185 ^{***}	0.1431 ^{***}	0.0341 ^{***}	0.2571 ^{***}	0.0154 ^{***}	0.0671 ^{***}	-0.3801 ^{***}	1	0.0924 ^{***}	-0.0128	0.3516 ^{***}	0.1420 ^{***}	0.0333 ^{***}
FIRST	0.0047	-0.1098 ^{***}	0.0039	0.0589 ^{***}	0.2643 ^{***}	-0.0841 ^{***}	0.0556 ^{***}	0.0956 ^{***}	1	0.0286 ^{***}	0.0610 ^{***}	0.1890 ^{***}	0.0898 ^{***}
INDEP	0.0154 [*]	0.0814 ^{***}	-0.0696 ^{***}	0.0116	0.0311 ^{***}	0.0098	-0.0253 ^{***}	-0.0084	0.0489 ^{***}	1	-0.0372 ^{***}	-0.0733 ^{***}	0.0162
CFO	-0.7439 ^{***}	-0.0494 ^{***}	0.0263 ^{***}	0.0885 ^{***}	0.0306 ^{***}	0.0244 ^{***}	-0.1361 ^{***}	0.3481 ^{***}	0.0584 ^{***}	-0.0439 ^{***}	1	0.0513 ^{***}	0.0586 ^{***}
BSHQ	-0.0447 ^{***}	-0.4862 ^{***}	0.1541 ^{***}	0.0552 ^{***}	0.3369 ^{***}	-0.0728 ^{***}	0.3008 ^{***}	-0.1197 ^{***}	0.1881 ^{***}	-0.0714 ^{***}	0.0518 ^{***}	1	0.0977 ^{***}
AUD	-0.0270 ^{***}	-0.0734 ^{***}	0.1094 ^{***}	0.1297 ^{***}	0.2463 ^{***}	-0.0328 ^{***}	0.0707 ^{***}	0.0295 ^{***}	0.0943 ^{***}	0.0311 ^{***}	0.0518 ^{***}	0.0977 ^{***}	1

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

一样。控制变量中，LEV的均值和中位数分别为0.453和0.458，说明我国上市公司近一半的资本来源于债务融资；ROA和CFO的均值各为0.041和0.042，表明我国上市公司总体上具备一定的盈利性和现金流动性；AUD的平均值为0.023，意味着大多数上市公司聘请的会计师事务所不是“国际四大”。

(二) 相关性分析

表3显示的是各变量的相关系数矩阵，其中左下角和右上角分别为Pearson和Spearman相关系数，结果显示不存在严重的多重共线性。盈余管理程度DA与管理层持股MSR的相关系数显著为正，为假设1提供了初步的支持，这意味着持有本公司股权很有可能诱使管理层进行盈余管理。经营性现金流CFO与盈余管理程度DA之间的Pearson和Spearman相关系数分别为-0.7439和-0.7239，显著性水平均达到了1%，这表明与现金充裕的上市公司相比较，现金短缺公司的管理层更容易发生盈余管理行为。产权性质BSHQ与盈余管理程度DA之间的Pearson和Spearman相关系数为-0.0447和-0.0332，显著性水平均为1%，这表明非国有控股性质更容易催生高管的盈余管理行为。外部审计AUD与盈余管理程度DA显著负相关，表明高质量的外部审计降低了公司盈余管理程度，对公司有一定的治理效应。

(三) 固定效应面板回归分析

为了防止未观察到的变量可能对上市公司管理层盈余管理行为造成影响，我们选择面板数据模型进行检验；霍斯曼检验的结果显示拒绝原假设，说明固定效应面板模型优于随机效应面板模型，故本文选择使用固定效应面板模型进行回归分析。

1. 管理层持股与盈余管理程度

表4列示了管理层持股与盈余管理程度的固定效应面板回归结果。结果显示，管理层持股MSR的系数为0.046，并在1%水平上显著，这表示上市公司中管理层持股比例与盈余管理程度正相关，验证了假设1。管理层持股将管理者财富与股票价格挂钩，而会计盈余又是影响股价的重要因素，再加上被授

表4 管理层持股与盈余管理程度的固定效应检验

DA	系数	T值
MSR	0.046***	(3.95)
PAY	0.003**	(2.30)
SIZE	0.008***	(5.14)
BM	0.001***	(3.87)
LEV	-0.028***	(-4.75)
ROA	0.341***	(25.85)
FIRST	0.011	(1.25)
INDEP	0.023	(1.57)
CFO	-0.983***	(-139.25)
BSHQ	0.002	(0.65)
AUD	-0.002	(-0.41)
Constant	-0.194***	(-5.57)
Industry	FE	FE
Year	FE	FE
Adj-R ²	0.6228	
F	1 106.27***	
N	12 368	

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

予股份的管理者对公司有着较强的内部控制权，因此“理性”的管理者具有充分的动机和能力操纵会计盈余，推高股价从而获得最大化收益。此外，高管薪酬与盈余管理程度的正相关关系在5%的水平上显著，可能是因为我国主要实施基于业绩的薪酬契约，“代理人”高管同样拥有通过操纵业绩指标来获取最大货币报酬的动机；公司规模与盈余管理程度显著正相关，这可能是因为企业规模越庞大，内部组织结构越为复杂，层层授权下的委托代理冲突越严重，此时管理者从事盈余管理的风险和成本均较小；资产负债率与盈余管理程度在1%的水平上显著负相关，这可能是因为公司负债所带来的财务风险越大，为了保障企业具备还本付息的能力，投资者和银行等利益相关者会要求企业披露的会计信息越稳健，从而降低了企业盈余管理的程度。

2. 宏观经济波动对管理层持股与盈余管理程度关系的调节效应

通过在模型中放入管理层持股与宏观经济波动的交乘项，本文考察了宏观经济波动对管理层持股与盈余管理程度关系的调节效应，固定效应面板回归结果如表5所示。

由表5可知，MSR与Fluctuate的交乘项与DA在

表5 宏观经济波动对管理层持股与盈余管理程度关系的调节效应检验

DA	系数	T值
MSR	0.034***	(2.67)
Fluctuate	0.012***	(5.43)
MSR×Fluctuate	0.013**	(2.28)
PAY	0.003**	(2.28)
SIZE	0.008***	(5.19)
BM	0.001***	(3.84)
LEV	-0.027***	(-4.56)
ROA	0.341***	(25.85)
FIRST	0.010	(1.15)
INDEP	0.023	(1.60)
CFO	-0.982***	(-138.98)
BSHQ	0.002	(0.66)
AUD	-0.001	(-0.27)
Constant	-0.208***	(-5.83)
Industry	FE	FE
Year	FE	FE
Adj-R ²	0.6245	
F	1 048.76***	
N	12 368	

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

5%的水平上显著正相关，有力地支持了假设2。当宏观经济景气时，情绪高涨的投资者往往对公司经济形势持乐观态度，对经营业绩有较高的预期，一旦年报披露的会计信息未达到投资者预期，公司很容易在股票市场遭受投资者的沉重打击。考虑到持股的管理者财富与公司股价密切相连，因此在经济繁荣期，管理层持股比例越高越有动机从事盈余管理，美化公司业绩来迎合投资者预期，避免股价暴跌伤及自身利益。相反，当经济形势较差时，管理者可将较差的业绩归咎于宏观环境，持悲观态度的投资者不会对坏消息有强烈反应，再加上此时公司往往面临更严苛的经济审查，盈余管理的风险和成本较高。故在经济低迷期，企业管理者因持股进行盈余管理的可能性较低。

五、稳健性检验

(一) 替代指标

为验证本文结论的可靠性，本文对以下重要变量采用替代指标进行稳健性检验，结果显示替代指标的稳健性检验与主检验保持一致，具体检验结果见表6。

表6 替代指标的稳健性检验

	稳健性检验一		稳健性检验二		稳健性检验三	
	DA	DA	DA	DA	DA	DA
MSR	0.040*** (3.54)	0.027** (2.14)	0.046*** (3.95)	0.040*** (3.32)	0.038*** (3.03)	0.021 (1.59)
Fluctuate		0.012*** (5.25)		0.002*** (6.10)		0.013*** (4.92)
MSR×Fluctuate		0.015*** (2.66)		0.001* (1.73)		0.018*** (3.01)
PAY	0.007*** (4.92)	0.007*** (4.91)	0.003** (2.30)	0.004** (2.32)	0.004** (2.22)	0.004** (2.22)
SIZE	0.006*** (3.61)	0.006*** (3.67)	0.008*** (5.14)	0.008*** (5.11)	0.010*** (4.78)	0.010*** (4.87)
BM	0.001 (1.57)	0.001 (1.54)	0.001*** (3.87)	0.001*** (3.83)	0.001 (0.77)	0.001 (0.74)
LEV	-0.033*** (-5.67)	-0.032*** (-5.44)	-0.028*** (-4.75)	-0.027*** (-4.58)	-0.015** (-2.17)	-0.013* (-1.90)
ROA	0.875*** (67.51)	0.875*** (67.52)	0.341*** (25.85)	0.342*** (25.88)	0.420*** (26.63)	0.420*** (26.61)
FIRST	0.015* (1.73)	0.014 (1.61)	0.011 (1.25)	0.011 (1.22)	0.016 (1.35)	0.015 (1.23)
INDEP	0.020 (1.39)	0.020 (1.42)	0.023 (1.57)	0.023 (1.59)	0.014 (0.87)	0.015 (0.91)
CFO	-1.023*** (-147.58)	-1.022*** (-147.29)	-0.983*** (-139.25)	-0.982*** (-139.02)	-0.990*** (-121.01)	-0.989*** (-120.74)
BSHQ	0.005 (1.50)	0.005 (1.52)	0.002 (0.65)	0.002 (0.65)	0.004 (0.92)	0.004 (0.97)
AUD	-0.001 (-0.18)	-0.001 (-0.01)	-0.002 (-0.41)	-0.001 (-0.32)	0.001 (0.07)	0.001 (0.30)
Constant	-0.203*** (-5.92)	-0.216*** (-6.17)	-0.194*** (-5.57)	-0.210*** (-5.79)	-0.233*** (-5.27)	-0.250*** (-5.54)
Industry	FE	FE	FE	FE	FE	FE
Year	FE	FE	FE	FE	FE	FE
Adj-R ²	0.6867	0.6894	0.6228	0.6236	0.6378	0.6381
F	1 390.08***	1 318.08***	1 106.27***	1 048.41***	842.78***	799.80***
N	12 368	12 368	12 368	12 368	9 117	9 117

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

1. 借鉴陈武朝(2013)、王克敏和刘博(2014)等做法,利用Dechow等(1995)提出的修正Jones模型计算操纵性应计利润来反映盈余管理程度。

2. 本文参考苏冬蔚和曾海舰(2009)的做法,采用公司实际所得税的自然对数衡量宏观经济波动。苏冬蔚和曾海舰(2009)认为宏观层面的公司所得税费用可以衡量全社会企业经营状况,并且参考Stock和Watson(1999)的

做法使用CPI指数对公司名义所得税进行调整,得到公司实际所得税的自然对数作为宏观经济的衡量指标。

3. 将管理层持股为0的样本量删除,仅研究存在管理层持股的样本。

(二) 群聚调整(Cluster)

通常使用的短面板数据估计方法可能会使标准误被低估,从而高估了系数的显著性水平,因此本文使用聚类

表7 企业层面群聚调整的稳健性检验

	DA	DA
MSR	0.046*** (3.06)	0.034** (2.05)
Fluctuate		0.012*** (4.07)
MSR×Fluctuate		0.013** (1.97)
PAY	0.003** (1.76)	0.003* (1.75)
SIZE	0.008*** (3.02)	0.008*** (3.05)
BM	0.001** (2.36)	0.001** (2.33)
LEV	-0.028*** (-3.20)	-0.027*** (-3.06)
ROA	0.341*** (13.85)	0.341*** (13.83)
FIRST	0.011 (0.83)	0.010 (0.76)
INDEP	0.023 (1.46)	0.023 (1.49)
CFO	-0.983*** (-102.20)	-0.982*** (-101.94)
BSHQ	0.002 (0.44)	0.002 (0.44)
AUD	-0.002 (-0.39)	-0.001 (-0.26)
Constant	-0.194*** (-3.12)	-0.208*** (-3.25)
Industry	FE	FE
Year	FE	FE
Adj-R ²	0.6228	0.6245
F	672.24***	638.12***
N	12 368	12 368

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

分析(在企业层面对标准误进行群聚调整)进行稳健性检验,聚类面板回归检验结果与主检验保持一致,具体检验结果见表7。

六、进一步分析

前文已经论证了管理层持股是管理层进行盈余管理的重要诱因之一,这种操纵会计业绩行为在经济繁荣期会被加剧。那么需要进一步关注的是,宏观经济波动、管理

表8 产权性质、管理层持股与盈余管理程度的固定效应检验

DA	系数	T值
MSR	0.076***	(4.40)
MSR×BSHQ	-0.010*	(-1.70)
PAY	0.004**	(2.37)
SIZE	0.008***	(4.98)
BM	0.001***	(3.82)
LEV	-0.028***	(-4.78)
ROA	0.341***	(25.81)
FIRST	0.013	(1.44)
INDEP	0.022	(1.51)
CFO	-0.984***	(-139.44)
BSHQ	0.004	(1.07)
AUD	-0.002	(-0.45)
Constant	-0.192***	(-5.51)
Industry	FE	FE
Year	FE	FE
Adj-R ²	0.6217	
F	1 048.76***	
N	12 368	

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

层持股与盈余管理的关系是否会因为企业类型的不同而存在显著差别。本文尝试根据产权性质和上市板块类型进一步进行分样本检验。

(一) 产权性质

我国国有企业除了具有盈利目标之外还有履行社会责任、实施资源有效配置等政治性目标(薄仙慧和吴联生,2009),此外国有企业与民营企业在内部治理、外部监督和金融支持上均具有显著差异(赵纯祥和张敦力,2013),因此本文将样本分为国有企业和非国有企业两类,预期国有企业管理层持股对企业盈余管理行为存在显著的影响,经济繁荣期管理层持股对盈余管理行为的诱导效果更为明显。

本文引入管理层持股与产权性质的交乘项,建立模型(6)。

$$DA = \beta_0 + \beta_1 MSR + \beta_2 MSR \times BSHQ + \beta_3 Control + \varepsilon \quad (6)$$

并且,本文根据产权性质进行了分组检验,以考察不同产权性质企业盈余管理行为受宏观经济波动和管理层持股的影响是否存在显著差异。具体检验结果见表8和表9。

表8中管理层持股与产权性质交乘项的系数在10%的水平上显著为负,说明国有产权性质会显著抑制管理层持股和盈余管理的正相关关系。这可能是因为国有企业管理

表9 宏观经济波动对管理层持股与盈余管理程度关系的调节效应检验(产权性质)

	国有企业	非国有企业
	DA	DA
MSR	0.108 (1.06)	0.035*** (2.59)
Fluctuate	0.006*** (2.03)	0.020*** (5.32)
MSR×Fluctuate	-0.074 (-1.09)	0.011* (1.72)
PAY	0.004* (1.86)	0.002 (1.03)
SIZE	0.009*** (3.76)	0.010*** (3.94)
BM	0.002*** (4.27)	0.001** (2.27)
LEV	-0.045*** (-5.12)	-0.023*** (-2.70)
ROA	0.330*** (17.42)	0.356*** (18.80)
FIRST	0.022* (1.70)	-0.016 (-1.16)
INDEP	0.026 (1.31)	0.021 (1.00)
CFO	-0.976*** (-96.90)	-0.999*** (-100.01)
AUD	-0.001 (-0.14)	-0.006 (-0.69)
Constant	-0.217*** (-4.04)	-0.205*** (-4.04)
Industry	FE	FE
Year	FE	FE
Adj-R ²	0.5928	0.6495
F	531.52***	585.53***
N	5 908	6 460

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

层持股比例较低,管理者财富与企业经营业绩的联系较弱,管理者没有强烈的动机美化业绩来推高股价,此外国有企业内外部监管和治理机制相对完善,较高的盈余管理成本和风险使得国有企业管理者缺乏动力粉饰财务报表。表9中管理层持股与宏观经济波动交乘项系数在非国有企业子样本中通过10%水平的显著性检验,而在国有企业子样本中没有通过显著性检验,说明宏观经济波动对管理层持股与盈余管理程度关系的调节效应在国企中并不显著,

表10 宏观经济波动对管理层持股与盈余管理程度关系的调节效应检验(上市板块类型)

	主板企业		非主板企业	
	DA	DA	DA	DA
MSR	0.102*** (3.34)	0.103*** (3.15)	0.030*** (2.58)	0.021* (1.77)
Fluctuate		0.018*** (6.07)		0.013** (2.44)
MSR×Fluctuate		-0.002 (-0.10)		0.016** (2.34)
PAY	0.003* (1.70)	0.003* (1.70)	0.003 (1.10)	0.003 (1.08)
SIZE	0.007*** (3.65)	0.007*** (3.64)	0.009*** (3.17)	0.009*** (3.16)
BM	0.001** (2.48)	0.001** (2.48)	0.001** (2.34)	0.001** (2.33)
LEV	-0.037*** (-5.03)	-0.037*** (-5.03)	-0.009 (-0.85)	-0.008 (-0.80)
ROA	0.284*** (17.92)	0.284*** (17.92)	0.517*** (21.21)	0.516*** (21.18)
FIRST	0.020* (1.84)	0.020* (1.84)	-0.006 (-0.34)	-0.005 (-0.31)
INDEP	0.019 (1.05)	0.019 (1.05)	0.038* (1.69)	0.038* (1.72)
CFO	-0.948*** (-109.09)	-0.948*** (-109.07)	-1.082*** (-91.11)	-1.081*** (-91.04)
BSHQ	0.002 (0.40)	0.002 (0.40)	0.002 (0.31)	0.003 (0.34)
AUD	-0.002 (-0.47)	-0.002 (-0.47)	-0.002 (-0.13)	-0.001 (-0.10)
Constant	-0.161*** (-3.79)	-0.178*** (-4.06)	-0.219*** (-3.31)	-0.232*** (-3.42)
Industry	FE	FE	FE	FE
Year	FE	FE	FE	FE
Adj-R ²	0.5860	0.5860	0.7196	0.7220
F	672.98***	637.46***	497.20***	471.96***
N	8 001	8 001	4 367	4 367

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

这可能是由于国有企业管理层普遍持股较低,管理者财富与公司股价无较大关联,即使在经济繁荣期管理者也缺乏动力去进行盈余管理来迎合投资者预期,以维持股价获得股票收益。另外,国有企业拥有政府的资源支持,投资者普遍认为国有企业的风险相对较低,较少会因为其一时的财务状况较差便立刻“用脚投票”,故国有企业高管进

行盈余管理的动机较弱。而非国有企业管理者持股比例较高,管理者财富受到了公司股价显著的正向影响,此外非国有企业通常面临更高的财务风险和经营风险,投资者尤为关注其盈利状况,一旦公司业绩在经济繁荣期表现不尽人意,投资者很容易质疑其盈利水平和发展能力,产生抛售股票的行为。为了迎合投资者预期,因此经济繁荣期的非国有企业管理者会拥有更强烈的动机进行盈余管理,防止股价暴跌影响自身收益。

(二) 上市板块类型

在我国,主板上市公司多为大型企业,中小板和创业板公司一般是小型家族式企业、家族占据大部分股份的企业或高科技产业企业(王维祝,2009)。相对于主板而言,非主板上市公司存在更高的风险和较差的治理结构(陈策和吕长江,2011),内部的代理成本并未因股权激励被显著降低,甚至在股权激励的作用下,非主板上市公司更容易过度投资(汪健等,2013)。为了比较主板和非主板上市公司宏观经济波动、管理者持股对企业盈余管理程度的影响差异,本文将样本分为主板企业和非主板企业两类,预期宏观经济波动对管理层持股与盈余管理关系的调节效应主要存在于非主板上市公司,分组回归结果见表10。

表10检验结果显示,主板企业和非主板企业中管理层持股与盈余管理程度的正相关关系均通过了1%水平的显著性检验,但是只有非主板企业子样本中管理层持股与宏观经济波动交乘项的系数通过了5%水平的显著性检验,说明宏观经济波动对管理层持股与盈余管理程度关系的调节效应主要存在于非主板企业,非主板企业中持有股权的管理者在经济繁荣期更有动力进行盈余管理。可能的原因是,一方面,中小板企业和创业板企业对人才有着强烈需求,它们将管理层持股视为高管激励的重要方式,公司管理层持股比例和持股范围远远大于主板上市公司(朱和平和李梵雨,2014),管理者持股利益受到公司业绩和股价的显著影响。此外,相比主板企业,公司内部缺少对盈余管理的制约力量,管理者操纵会计盈余的风险和成本较小。另一方面,非主板企业尚处于发展初期,规模小风险大使得投资者更为关注非主板企业的盈利状况,一旦在经济繁荣期财务信息没有迎合投资者普遍较高的预期,投资者很容易丧失投资信心和兴趣,“用脚投票”导致公司股价暴跌甚至是一蹶不振,从而影响到持股管理者的财富,故非主板企业管理层持股比例越大,越容易在经济繁荣期出现盈余管理行为。

七、结论与启示

本文以2007~2014年A股非金融保险类上市公司为

样本,实证分析了管理层持股对盈余管理程度的影响,并深入考察了宏观经济波动对管理层持股与盈余管理程度关系的调节效应。研究发现:首先,管理层持股是公司管理层进行盈余管理的重要诱因之一,管理层持股非但未能缓解代理问题,反而因为持股后其财富与股价密切相关,导致了“理性”高管操纵会计盈余从而推高股价的自利行为。其次,宏观经济波动对管理层持股与盈余管理程度关系具有调节效应。在经济繁荣期,乐观投资者对公司业绩的心理预期很高,为了防止股票市场上投资者出现恶意的“用脚投票”,管理者往往更偏好使用盈余管理美化业绩来防止公司股价暴跌伤及自身利益,进一步研究表明宏观经济波动对管理层持股与盈余管理程度关系的调节效应主要存在于非国有企业和非主板上市公司。

本文的结论不仅丰富了关于管理者激励经济后果的研究,提供了盈余管理影响因素的新证据,而且还拓展了宏观经济波动与企业微观主体行为关系的研究视角,有助于解读宏观环境变化对微观企业盈余管理行为的影响,对监管者、审计师和投资者等具有重要启示。一方面,高管薪酬体系应该有效结合以会计信息为基础的短期激励和以市场评价为基础的长期激励,既要考察公司的利润总额、销售增长率和资产收益率等盈利指标,同时也应关注市场占有率、研发支出等与企业价值相关的指标。另一方面,应结合经济形势加强有针对性的监督。利用财务报表等公开信息评估公司价值时,需考虑经济周期的波动对目标公司盈余管理行为的影响。当经济繁荣时,更应该提高警惕,尤其注意非国有企业和非主板上市公司的业绩表现是否存在粉饰成分。

主要参考文献:

- [1] 薄仙慧,吴联生.国有控股与机构投资者的治理效应:盈余管理视角[J].经济研究,2009,(2):81-91.
- [2] 陈策,吕长江.上市板块差异对会计稳健性的影响——来自A股主板和中小板民营企业的实证检验[J].会计研究,2011,(9):32-39.
- [3] 陈武朝.经济周期、行业景气度与盈余管理——来自中国上市公司的经验证据[J].审计研究,2013,(5):96-105.
- [4] 黄梅,夏新平.操纵性应计利润模型检测盈余管理能力的实证分析[J].南开管理评论,2009,(5):136-143.
- [5] 姜付秀,屈耀辉,陆正飞.产品市场竞争与资本结构动态调整[J].经济研究,2008,(4):99-110.
- [6] 江龙,刘笑松.经济周期波动与上市公司现金持有行为研究[J].会计研究,2011,(9):40-46.
- [7] 江龙,宋常,刘笑松.经济周期波动与上市公司资本结构调整方式研究[J].会计研究,2013,(7):28-34.

- [8] 李增泉. 激励机制与企业绩效——一项基于上市公司的实证研究[J]. 会计研究, 2000, (1): 24-30.
- [9] 林大庞, 苏冬蔚. 股权激励与公司业绩——基于盈余管理视角的新研究[J]. 金融研究, 2011, (9): 162-177.
- [10] 路军伟, 韩菲, 石昕. 高管薪酬激励、管理层持股与盈余管理偏好[J]. 山西财经大学学报, 2015, (11): 89-103.
- [11] 权小锋, 吴世农. 投资者关注、盈余公告效应与管理层公告择机[J]. 金融研究, 2010, (11): 90-107.
- [12] 苏冬蔚, 曾海舰. 宏观经济因素与公司资本结构变动[J]. 经济研究, 2009, (12): 52-65.
- [13] 汪健, 卢煜, 朱兆珍. 股权激励导致过度投资吗? ——来自中小板制造业上市公司的经验证据[J]. 审计与经济研究, 2013, (5): 70-79.
- [14] 王红建, 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): 44-51.
- [15] 王克敏, 刘博. 公司控制权转移与盈余管理研究[J]. 管理世界, 2014, (7): 144-156.
- [16] 王维祝. 我国中小企业板与主板上市公司董事会治理质量比较——基于2004~2006面板数据的实证分析[J]. 经济管理, 2009, (9): 55-63.
- [17] 肖淑芳, 刘颖, 刘洋. 股票期权实施中经理人盈余管理行为研究——行权业绩考核指标设置角度[J]. 会计研究, 2013, (12): 40-46.
- [18] 张东旭, 张姗姗, 董小红. 管理者权力、股权激励与盈余管理——基于倾向评分匹配法和双重差分法的分析[J]. 山西财经大学学报, 2016, (4): 114-124.
- [19] 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): 67-74.
- [20] 朱和平, 李梵雨. 基于股权结构视角的中小企业绩效研究[J]. 财会通讯, 2014, (9): 41-43.
- [21] Armstrong, C.S., Jagolinzer, A.D., Larcker, D.F. Chief Executive Officer Equity Incentives and Accounting Irregularities[J]. Journal of Accounting Research, 2010, 48: 225-271.
- [22] Barberis, N., Shleifer, A., Vishny, R. A Model of Investor Sentiment[J]. Journal of Financial Economics, 1998, 49: 307-343.
- [23] Bartov, E., Gul, F.A., Tsui, J.S.L. Discretionary-accruals Models and Audit Qualifications[J]. Journal of Accounting and Economics, 2000, 30: 421-452.
- [24] Bebchuk, L.A., Fried, J.M., Walker, D.I. Managerial Power and Rent Extraction in the Design of Executive Compensation[J]. University of Chicago Law Review, 2002, 69: 751-846.
- [25] Bergstresser, D., Philippon, T. CEO Incentives and Earnings Management[J]. Journal of Financial Economics, 2003, 80: 511-529.
- [26] Bless, H., Clore, G.L., Schwarz, N., Golisano, V., Rabe, C., Wolk, M. Mood and the Use of Scripts: Does a Happy Mood Really Lead to Mindlessness? [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1996, 71: 665-679.
- [27] Brown, N., Christensen, T., Elliot, W., Mergenthaler, R. Investor Sentiment and Pro Forma Earnings Disclosures[J]. Journal of Accounting Research, 2012, 50: 1-40.
- [28] Conrad, J., Cornell, B., Landsman, W.R. When Is Bad News Really Bad News? [J]. The Journal of Finance, 2002, 57: 2507-2532.
- [29] Daniel, K., Hirshleifer, D., Subrahmanyam, A. Investor Psychology and Security Market Underreactions and Overreactions[J]. Journal of Finance, 1998, 53: 1839-1885.
- [30] David, A. Fluctuating Confidence in Stock Markets: Implications for Returns and Volatility[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1997, 32: 427-462.
- [31] Dechow, P.M., Richard, G.S., Sweeney, A.P. Detecting Earnings Management[J]. Journal of Accounting Review, 1995, 70: 193-225.
- [32] Finkelstein, S. Power in Top Management Teams: Dimensions, Measurement, and Validation[J]. Academy of Management Journal, 1992, 35: 427-462.
- [33] Guay, W.R., Kothari, S.P., Watts, R.L. A Market-based Evaluation of Discretionary Accrual Models[J]. Journal of Accounting Research, 1996, 34: 83-105.
- [34] Hirshleifer, D., Subrahmanyam, A., Titman, S. Feedback and the Success of Irrational Investors[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 81: 311-338.
- [35] Jensen, M.C., Meckling, W. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure[J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3: 305-360.
- [36] Kahneman, D., Tversky, A. Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk[J]. Econometrica, 1979, 47: 263-291.
- [37] Kothari, S.P., Leone, A.J., Wasley, C.E. Performance Matched Discretionary Accrual Measures[J]. Journal of Accounting and Economics, 2005, 39: 163-197.
- [38] Levy, A., Hennesy, C. Why Dose Capital Structure Choice Vary with Macroeconomic Conditions? [J]. Journal of Monetary Economics, 2007, 54: 1545-1564.

- [39] Opler, T., Pinkowitz, L., Stulz, R., Williamson, R. The Determinants and Implications of Corporate Cash Holdings[J]. Journal of Financial Economics, 1999, 52 : 3-46.
- [40] Peterson, K. Accounting Complexity, and the Consequences of Misreporting [J]. Review of Accounting Studies, 2012, 17 : 72-95.
- [41] Rajgopal, S., Shevlin, T. Empirical Evidence on the Relation between Stock Option Compensation and Risk Taking[J]. Journal of Accounting and Economics, 2002, 33 : 145-171.
- [42] Scott, W.R. Group Preference Orderings for Audit and Valuation Alternatives : The Single-Peakedness Condition[J]. Journal of Accounting Research, 1977, 15 : 120-137.
- [43] Shleifer, A., Vishny, R.W. A Survey of Corporate Governance[J]. The Journal of Finance, 1997, 52 : 737-783.
- [44] Stock, J.H., Watson, M.W. Business Cycle Fluctuations in US Macroeconomic Time Series[M]//Handbook of Macroeconomics, 1999 : 3-64.
- [45] Veronesi, P. Stock Market Overreaction to Bad News in Good Times : A Rational Expectations Equilibrium Model[J]. Review of Financial Studies, 1999, 12 : 975-1007.
- [46] Walther, B.R., Willis, R.H. Does Investor Sentiment Affect Sell-side Analysis' s Forecast Accuracy? [J]. Review of Accounting Studies, 2013, 18 : 207-227.
- [47] Warfield, T.D. Equity Incentives and Earnings Management[J]. The Accounting Review, 2011, 80 : 441-476.
- [48] Warfield, T.D., Wild, J.J., Wild, K.L. Managerial Ownership, Accounting Choices and Information of Earnings[J]. Journal of Business Finance and Accounting, 1995, 20 : 61-91.

Macroeconomic Fluctuation, Managerial Ownership and Earnings Management

ZHAO Chun-xiang, ZHU Jia-jia

Abstract : Based on the sample of A-share listed companies from 2007 to 2014, this paper examines the effect of managerial ownership on earnings management and further studies the moderating effect of macroeconomic fluctuation on the relationship between managerial ownership and earnings management by means of fixed effect panel regression. The results indicate that there is a significantly positive correlation between managerial ownership and earnings management. The better the macroeconomic situation becomes, the stronger the moderating effect gets. Besides, the further analysis shows that the moderating effect of the macroeconomic fluctuation is more obvious in non-SOEs and non-main board listed companies. As macroeconomic fluctuations are included to the study of managerial ownership and earnings management, this paper enriches the study on economic consequence of managerial incentives, supplements the research on influence factors of earnings management and offers a new perspective into the relationship between macroeconomic fluctuation and corporate behaviors. It also gives more insights into the influence of macroeconomic environment on corporate behaviors, which is of important practical value to regulators, auditors and investors.

Key words : macroeconomic fluctuation; managerial ownership; earnings management; prospect theory

(责任编辑 张雨吟)

基于行动者网络理论的管理会计变革研究

殷俊明, 何伟霞, 王 军

(南京审计大学 会计学院, 南京 211815)

摘要：管理会计系统的建设和改进实际上是一个变革过程。本文从我国经济社会环境出发，借鉴行动者网络理论，考察企业管理会计变革的行动者网络与转译过程，提出了管理会计变革的行动者网络分析框架。管理会计变革相关行动者包括人类行动者和非人类行动者，其中人类行动者包括政府、学者、职业组织、高层管理者和企业员工，非人类行动者包括信息技术和管理会计概念（工具）。本文分析了各行动者的目标与障碍因素，设计了管理会计变革过程中的必须通行点，分析了问题呈现、利益赋予、征召和动员四个转译过程。加强对行动者网络的分析、重视核心行动者的转译作用，有利于企业成功实施管理会计变革，促进企业转型升级。

关键词：管理会计变革；行动者网络理论；转译

中图分类号：F234.3 **文献标志码：**A **文章编号：**2095-8838(2017) 03-0045-09

一、引言

当前，世界经济增长乏力，我国经济也面临新常态，增长速度放缓。中央提出供给侧结构性改革，以“去产能、去库存、去杠杆、降成本、补短板”为重点，提升全要素生产率和企业经营活力，推进经济转型升级。作为企业价值管理的重要手段，管理会计对企业经营效率提升和价值增值具有重要作用。但是，在引入管理会计这种管理方法的实际应用过程中，一些企业重视工具内容，轻视与现有组织、流程和系统的衔接，尤其是对实施与组织变革过程重视不够，导致管理会计应用效果不佳。因此，在国内学术界和实务界对管理会计的重要性已经有深入认识后，在各类管理会计工具的内容、特性也在会计人员中得到普及后，亟需对管理会计变革和实施过程、影响因素、动力机制与

应用效果进行研究，以期达到推进管理会计应用、促进转型升级的目的。自2013年以来，在财政部的主导下，以企业为应用主体，管理会计的应用和变革呈现一个新的阶段，管理会计规范建设成为我国会计改革的热点和重点。

行动者网络理论(Actor Network Theory, ANT)作为科学知识社会学的重要方法，为研究涉及多种异质行动者的管理会计变革提供了一种新的视角。从科学知识社会建构的角度来看，我们可以将管理会计变革过程中的相关行为主体看作行动者，他们彼此联结，使不同的目标、分散的资源 and 不同种类的技术得以整合应用，其间各行动者之间进行互动和身份转换，进而将管理会计概念（工具）从组织外引入组织内，并与其他行动者结合，形成新的管理会计体系。因此，本文运用ANT分析管理会计变革过程中多元主体及其互动关系以及网络联结、转译过程，揭

收稿日期：2016-08-20

基金项目：国家社会科学基金项目（14BGL193）；江苏省社会科学基金项目（13GLD023）；江苏省研究生创新项目（KYLX15-1028）；江苏高校优势学科建设工程项目（现代审计科学）；江苏省“333工程”项目

作者简介：殷俊明（1972-），男，江西九江人，教授，博士；

何伟霞（1991-），女，江苏丹阳人，南京审计大学会计学院硕士研究生；

王 军（1991-），男，山东菏泽人，南京审计大学会计学院硕士研究生。

示管理会计变革过程中各项影响因素,分析我国企业实施管理会计变革的行動者主体、动力机制,以期提升我国管理会计变革和应用的水平。

二、文献回顾

行动者网络理论在“广义对称性原则”的要求下,对称性地处理传统科学哲学中二元对立的自然世界与社会世界,不再先验地区分客体和主体,而是从真实的行动中对科学知识产生的过程进行解读。因此,行动者网络理论是在扬弃客观实在论和社会建构论基础上的实践建构论。由此来看,会计既不是一种单纯的技术手段,也不是完全由人和组织设计的一种制度,而是主体和客体相互作用的一种实践过程。

1. 基于传统组织理论和制度理论的管理会计变革。从传统组织理论来看,会计是一种经济管理技术手段,因此,选择和改变会计系统主要考虑的因素是组织的技术经济环境。与此相适应,传统管理会计研究主要以组织理论中的功能主义和经济学中的新古典理论为基础,强调在考虑经济技术条件下的理性设计(陈良华和张昉,2011;许金叶,2016)。而制度理论认为,会计不仅受技术经济因素影响,也受到各种社会、文化制度环境影响。因此,制度理论将会计变革看作是一种制度变革,将管理会计变革的影响因素扩展到组织内部及其所面临的社会和制度维度(Hopper和Major,2007)。自从上世纪90年代以来,制度理论成为管理会计研究中最受欢迎的一个理论框架(Wickramasinghe和Alawattage,2007)。从组织内部来看,管理会计被看作是一种惯例和制度化的组织系统,其变革本质上是一个过程(Burns和Scapens,2000;Scapens,2006)。因此,管理会计变革是一个规则和惯例的制度化过程,其实现要通过一个包括采纳、准备、实施、整合的四阶段的进化式过程(周琳等,2012)。制度理论强调组织及其环境之间交互作用(Moll等,2006),同时还强调了符号系统、信念、价值观、认知系统等社会文化因素对组织和个人决策的影响。比如,制度认知度、企业经营理念文化差距会影响经济增加值的实施(汤谷良和戴天婧,2015)。而制度学派的制度社会学则从更为宏观的社会结构和组织场域(Organisational Fields)层次研究管理会计变革(Dillard等,2004;Hopper和Major,2007)。政治、经济环境层面(Political and Economic Level)的社会结构影响组织场域内的准则与管理实务,而组织场域则进一步影响组织对管理实务的采纳。中国国有企业对西方管理会计方法的引进就受到市场竞争和产权制度的双重影响,在面临“排斥效应”后,开展的后续变革是顺应市场竞争和受到体制束缚而权衡、折中的结果(戴璐和支晓强,2015)。DiMaggio和Powell(1983)研究发现场域内制度和结构的扩散会对组织产生压力,从而使得

在同一制度环境下的组织结构出现同形(Isomorphic)现象,即具有类似的组织结构和管理程序,包括强制性、规范性和模仿性同形(Lapsley和Wright,2004;Dillard等,2004;Alsharari等,2015)。

2. 行动者网络理论的框架。行动者网络理论(ANT)由法国社会学家拉图尔和卡隆提出,从技术社会互构的角度研究科学技术的发展问题,认为技术的发展和应用的在一个由各类行动者形成的异质性网络中展开的(郭俊立,2007)。拉图尔在1987年出版的《科学在行动:怎样在社会中跟随科学家和工程师》一书中系统阐述了行动者网络理论,行动者、转译和网络是该理论三个核心概念。行动者可以是人也可以是非人的行动者,ANT强调广义对称原则,以完全平等的方式对待人类行动者与非人物体;转译概念是ANT理论的中心,它阐释了行动者之间相互作用的途径和行动者网络形成的过程;网络既是ANT的一种研究工具,也是一种描述行动者及其链接互动的方法,强调行动者的任务、互动和变化的过程,通过网络及其过程描述行动者的特征及其工作。从科学哲学的角度看,ANT消解了主观与客观、主体与对象、技术与社会、人与非人、技术建构与社会建构的二元对立,形成了新型的科学知识建构体系(吴莹等,2008)。在行动者网络理论看来,自然(客体)与社会(主体)消失了绝对的界限,技术和知识由主客体共同创造,自然和社会都是知识产生的结果而不是原因。

3. 行动者网络理论与管理会计变革。国内关于行动者网络的研究较少,且集中在市场营销、技术创新、旅游管理、农业经济等方面,会计领域相对较少(高晨和汤谷良,2011)。

管理会计应用与实施是一个主要由组织内行动主体推动的变革过程。根据行动者网络理论,组织是一个由多种类型的行动者构成的网络,这些行动者在互动过程中推进目标的实施(郭俊立,2007)。当组织引入新制度和方法,比如实施新管理会计工具时,会对原有网络结构和利益机制产生影响,各类行动者对变革目标、路径的理解也不完全一致,其支持与否、支持程度将会影响管理会计变革的成功与否、效果大小。因此,有必要将管理会计变革的研究从组织场域和组织层面深入到组织内外的各行动者,对行动者推进管理会计变革的过程和动力机制进行研究。

Briers和Chua(2001)将管理会计变革嵌入于多种组织内外行动者的共同影响下,将这些异质性行动者分为当地(Local)和全球(Global)行动者,特别强调会计方法作为边界对象(Boundary Object)对于行动者利益的协调和稳定作用。首先,会计变革是非英雄主义行为,不是依靠少数精英的努力就可以实现技术引进与制度转变,而是要靠多种行动者共同推动和实施的。技术运用和变革成功与否不完全取决于环境因素,而是受许多不同的人和非

人类要素的互动影响,取决于创新发明者对其他行动者的动员。其次,在ANT看来,会计技术本身也是一个重要的行动者,为了得到扩散和发展,需要在与其他行动者的互动中得到发展。因此,某项会计制度能够被接受并成功发展不完全是因为它精确反映了经营现实,也不完全是技术上相较原有的工具更为先进,更主要的还因为它符合各行动者的利益目标。第三,从行动者角度解释会计变革,可以避免组织设计理论和创新扩散理论的局限。组织设计理论秉承目的式的最优机制设计思维,认为会计制度的设计和实施是一个线性推进的过程。创新扩散理论将新的管理会计制度看作一个不会改变的工具包,无视传播过程中行动主体对会计技术的社会建构与转译,从而也就忽视了会计变革中的各角色及其博弈。Hopper和Major(2007)认为作业成本法对不同团体有不同的意义,从而容易获得认同和协调意义。也就是说,管理会计方法并不是预先确定的刚性的标准化方法。作业成本法初期并不是单一稳定的事物(实务、系统或理论),而是可以根据不同利益转译的松散观念联盟。成功的会计技术并不一定要具备表征的精确性,而是要将多样化的“事实”和利益集合起来,稳定它并使其“真实化”(Briers和Chua, 2001; Hopper和Major, 2007)。因此,行动者之间就管理会计技术和方法取得共识非常重要。而要取得不同行动者在认识论和利益上的共识,就需要边界跨越者(如咨询公司和职业组织)进行居中协调沟通。Sarker等(2006)用ANT理论解释导致美国一个电子通信公司业务流程重组失败的因素,该公司在重组中形成了一个由高层管理者、员工、工会和技术的行动者网络,由于转译过程中问题化、并行转译、不可撤销的利益铭写等阶段的失误最终导致流程重组失败。Alcouffe等(2008)认为人类要素与非人类要素之间不可预见的各种联系与互动是会计创新扩散的动力源头。创新能得以扩散是因为核心行动者转译了变革,并且通过保持和增强各行动者在组织内外的地位和影响力,以此转译和协调其他行动者之间的利益。此外,行动者也可以用会计变革来制造一些“名头”为自身利益服务,行动者之间也通过利益铭写确保自身利益不会损失。

管理会计变革不是简单的工具引进抑或工具购入,它会影响组织原有规则和惯例,改变组织内部各行动主体的利益,进而改变相关利益群体对新管理会计方法的态度。各种制度背景更是对各利益相关者参与变革的意愿、形式和动力产生重要影响。因此,管理会计的应用本质上是一个各行动主体推动的变革过程。从这个意义上说,目前国内的管理会计变革研究,还存在偏重内容解释与方法选择、轻视应用过程研究的问题。

三、理论分析框架

根据行动者网络理论,组织是一个由异质性行动者构

成的网络。在组织变革过程中,各行动者对新管理会计实务的引入和接受是一个多次转译的过程。

1. 行动者网络构成。行动者网络理论认为,各类组织不是一个抽象实体,而是由多种类型行动者构成的异质性网络结构。行动者分为人类行动者(Actor)和非人类行动者(Object)。组织的相关行动者中,人类行动者主要包括政府、学者、职业组织、高层管理者和员工、顾客和供应商;非人类行动者主要包括信息技术和管理会计方法。从静态来看,这些行动者不是孤立存在的,而是会发生各种各样的联结。比如员工与管理层,员工受雇于管理层获得薪酬,管理层领导员工为企业创造价值。二者之间利益既有一致性,也存在矛盾。管理层更看重企业长期发展,员工更注重自身利益。从动态来看,这些行动者之间会发生交互作用,尤其是在外界环境或组织内部的制度环境发生变化时。

2. 组织变革中的转译进程。转译是行动者网络理论的中心,反映行动者网络的形成过程。由于参与行动者的多元异质,其目标和利益也存在差异,转译是协同行动者目标和利益的过程。核心行动者(Focal Actor)通过转译过程将自己的利益转换为其他行动者的利益,从而使其他行动者参与到网络中来并推动网络目标的实现,各行动者利益的协调和转换通过必须通行点来实现。转译涉及四个进程,即问题呈现(Problematization)、利益赋予(Interessement)、征召(Enrollment)和动员(Mobilization),这些进程相互联结、相互作用。组织变革时,内部制度环境发生变化,各行动者基于自身利益会促进或抵制变革。为了吸引更多行动者支持变革,高层管理者作为组织内部首先意识到变革必要性的行动者,承担发动变革和招募行动者的职责。高管需要找到必须通行点,在实现组织目标的同时满足各方利益。如果变革能够吸引大量行动者形成网络,并且保持成员间的有效互动和网络稳定,就能增加变革动力、减少阻力,实现变革各主体对新管理制度的转译和认同。

四、管理会计变革的行动者网络与转译过程

(一) 管理会计变革的行动者网络

根据行动者网络理论,管理会计变革行动者可以分为外部行动者和内部行动者。外部行动者包括政府、会计学者和会计职业组织、顾客和供应商,内部行动者包括高层管理者、企业员工、信息技术和管理会计概念(工具)。

1. 政府是推动管理会计变革的重要行动者。从政府角度来看,政府需要对市场运行进行宏观调控,促进经济升级和企业发展。政府不具有直接干预企业具体经营管理的权力,但政府有必要制定政策指引我国管理会计发展。

2014年,财政部提出建立与我国社会主义市场经济体制相适应的管理会计体系。2015年11月,中央提出供给侧

结构性改革,促进企业转型升级。2016年6月,财政部印发《管理会计基本指引》,进一步指导企事业单位开展管理会计体系建设和应用。

这些政策的制定有利于发挥政府对管理会计服务市场的引领作用,节约社会资源,也有利于加强其他行动者对管理会计的认知,降低行动者之间的协商成本。

2. 会计职业组织是参与会计变革的重要行动者。会计职业组织通过培训会员、开展考试和认证、发布规范等方式,推动管理会计知识在会计人员和各类组织间的传播,从而推动新的管理会计工具的使用。在西方,各类管理会计职业团体在管理会计知识的传播、人员培训和变革引导方面发挥了重要作用。但是,在我国,管理会计没有专门的职业组织,因此,注册会计师协会和中国总会计师协会发挥了管理会计职业组织的部分替代职能。

比如中国注册会计师协会,在业务指南中加大管理会计咨询业务,在考试内容中更加重视管理会计部分的内容。2014年2月,财政部领导在中国总会计师协会第五次全国会员代表大会上首次指出,加快推进管理会计改革,是财政部门贯彻落实全面深化改革重大决定、推进国家治理体系和治理能力现代化的重要举措。2014年7月,中国总会计师协会组织举办“中国管理会计系列讲座”,财政部部长在首场讲座中做了题为“加快发展中国特色管理会计 促进我国经济转型升级”的报告。

国际管理会计职业组织如美国管理会计师协会、英国特许管理会计师协会,也通过培训管理会计知识、招募会员、举办资格考试并开展会员认证、举办实务论坛,推动西方管理会计工具的普及,提升会员的管理会计服务水平。

3. 高层管理者是发动管理会计变革的核心行动者。高层管理者是股东经营管理公司的代理人。高层管理者感知到外部市场和政府施加的变革压力后,从企业利益和高管自身利益出发,对是否变革和变革内容进行战略决策,并指导变革过程中的员工行为。高管的领导和支持是管理会计系统变革成功的重要保证。新预算方法的实施、业绩考核方法的变革,都需要高管作为变革代理人进行发动和领导,也需要高管为变革提供各种资源支持,对其他行动者进行利益赋予和组织激励等。

4. 企业员工是实施管理会计变革的主要行动者。员工按所属部门可以分为财务部门、技术部门、行政管理部門和生产部门等。管理会计变革中,财务部门更新企业管理会计方法,技术部门为此提供技术支持,行政管理部門负责变革推广,而各部门在变革中利益诉求又存在差别。变革要求财务人员掌握更复杂的管理会计方法,从这个角度看,财务部门的人员可能不乐意变革。但另一角度,管理会计变革能增强财务部门在企业价值创造中的作用,提升企业财务管理水平,进而提升财务人员能力和部门地位。

同样,应用新管理会计方法需要技术部门开发相应软件并持续维护,因此技术部门可能对变革也存在反对意见。但是,管理会计的变革也能提升企业信息化应用水平,提升技术管理水平。新管理会计方法的变革与实施,短期可能会加重行政管理的工作量,但是从长期看,通过管理会计变革使管理制度化,能提高信息化管理水平,最终减少日常行政工作量。生产部门员工主要关注变革是否影响其经济利益,这也是各部门员工的共同关注点。

5. 顾客和供应商也参与了管理会计变革的实施。从顾客层面来看,顾客是企业存在和发展的前提,为顾客创造价值是企业经营的核心。顾客价值是企业价值的源头,管理会计系统必须以提升顾客价值为出发点。但原有的会计系统往往难以有效追踪和核算顾客收益与成本,因此顾客也很难参与到管理会计变革中。随着管理会计的发展,企业可以核算不同顾客类型和消费行为的收益、成本,进而核算顾客维度和市场维度的盈利能力、度量顾客满意度对企业财务绩效的影响、建立反映顾客维度指标的平衡计分卡系统,从而使顾客更好地参与企业的管理会计变革,获得价值提升。同时,从供应商的角度来看,一方面,企业改革管理会计信息系统,必然会对与供应商之间的信息交流产生影响,新的信息要求也需要供应商的配合;另一方面,也有利于加强对供应商的核算和激励,从而需要与供应商的交易信息系统和会计系统相衔接。

6. 各类非人类行动者对管理会计变革的发动与实施有重要影响作用。在行动者网络理论中,一个最显著的特征是其分析框架坚持人和非人在本体论上的对等性。在会计变革的行动者网络中,除了组织内外的各种个体或有组织的人类行动者外,还存在各种对变革产生影响的非人类行动者。例如,在卡隆的扇贝研究中,渔民、科学家和扇贝、海潮都被同等地看作行动者。批评者指责卡隆,认为无生命的客体对象(比如ERP软件)怎么会有自身利益,但其他支持者则认为这种主张为研究者分析复杂的社会技术网络或系统(Complex Sociotechnical Networks)提供了一个极好的隐喻,无需过分担心从技术系统中去区分社会因素。至于那些无生命的人工器物是否具有自身的利益,卡隆认为,这些人工器物的利益就是人类铭写其中的利益。“软件、政治意识形态和数据铭写(Numerical Inscriptions)”等都可以看作在本体意义上与人一样的具体行动者(Lukka和Vinnari, 2014)。

需要说明的是:首先,管理会计概念(工具)并不完全是惰性和价值中性的,它们不仅被其他行动者推动,自身也扮演行动者角色,推进管理会计变革。其次,管理会计方法以信息技术为载体,信息技术应用的成功与否直接影响变革成败。由于ANT将会计工具看作是一种准行动者(Quasi-Agency),会计工具也就不再是一种简单的信息管道,当它在各种人员之间传送事务时则发挥着一种不

再单纯的中介角色 (Mediating Role)。一旦各类行动者, 比如计算机软件、会计人员、IT人员、计算机、会计工具之间成功地达成共识和解决分歧, 那么整个系统就“黑箱化”。而一旦“黑箱化”, 系统中的非人类行动者的功能就难以追踪, 即将它看作一个即插即用 (Plug-and-Play) 的工具, 而无需关注其内部结构和产生过程。正如 Latour (1987) 所描述的, “就像一个机器系统越是运行有效, 那么其内部的过程就越模糊, 而不需要解释”。只有产生问题, 才需要进一步揭开“黑箱”, 并对其结构和形成过程进行分析研究。最后, 上述行动者中既有坚定支持变革的行动者, 也有态度不明朗甚至反对变革的行动者。变革成功的关键就是让更多行动者能通过会计变革这个通行点, 间接实现自己的利益和目标, 即对其进行利益赋予, 使其成为促进变革的力量。为此, 变革发动者需要说服和动员其他行动者, 解释新实务和制度, 并将其与其他行动者利益相关联, 即对新实务和制度进行阐释和转译。

(二) 变革过程: 行动者对管理会计制度的转译

转译 (Translation) 使行动者组合在一起, 建立起行动者网络并保持稳定。只有转译成功了, 管理会计变革网络里的各行动者才能形成利益共同体。根据行动者网络理论, 管理会计变革的转译可以分为四部分, 即问题设定、利益赋予、征召和动员。

1. 问题设定 (Problematization)。问题设定是行动者网络转译过程的第一步, 也是各行动主体参与网络的动因。企业管理者在经营过程中, 首先感觉到的是市场竞争日益激烈、内部治理日益完善、盈余管理的空间日益狭窄, 其个人市场声誉和收益越来越多地依赖于公司价值的创造。同时, 公司管理层感知到企业现有管理会计系统不完善, 难以有效支撑其经营决策和创造价值, 进而影响其个人收益。因此, 公司管理层需要对管理会计系统进行变革, 为公司创造价值进而实现其个人目标。作为管理会计变革的发动者, 企业管理者需要其他行动者也认识到这点, 并将其作为各自实现自身目标的条件, 即将管理会计变革作为必须通行点 (Obligatory Point of Passage, OPP)。根据行动者网络理论, 必须通行点是与变革有关的各行动者共同接受的行动方案, 是所有参与变革的行动者协商后的路径, 是在目标引领下的共同约定和相互承诺。

参照 Callon (1986) 的分析框架, 管理会计变革的行动者网络与各主体的目标和障碍点分析如图 1 所示。

政府部门对国家宏观经济发展和国民经济转型升级负有责任, 因此, 希望提升企业竞争能力。同时, 推动企业转型升级, 需要企业更好地开展经营决策。但政府直接参与企业经营决策受到限制, 难以直接通过对企业的资源配置进行经济转型。为此, 若通过推动企业开展管理会计应用, 就能有效提升企业经营决策和资源配置水平, 进而实现宏观经济目标。从学术界来看, 会计学者的主要目标是提升

自己的学术地位, 即学术成果被同行和实务界所接受, 主要途径是开展课题研究和发表论文, 但其也面临对实务了解不够的制约, 再加上学术创新难, 因此, 会计学者也有动机参与管理会计的变革研究。会计职业组织则面临着社会认可度低、会员少 (比如一些管理会计职业组织) 或者会员业务增值度低、执业风险高 (比如注册会计师的传统审计业务) 的发展约束, 需要进一步发展会员和高增值的管理会计和咨询业务, 因此, 通过参与管理会计变革, 可以扩大会员, 提升业务质量。企业员工的目标是增加自身收入、减少日常工作量, 但也面临着短期内难以提升自身业务能力和外部人才市场竞争的约束, 因此员工也希望通过提升自身业务业绩和公司价值, 从而提高收入和减少工作量。而这需要得到有效的对自身工作开展情况和责任履行的适时反馈, 从而改进业务学习和提高决策有效性。

作为一个非人类行动者, 管理会计概念 (工具) 往往表现为抽象的概念或某种方法, 它的目标表现为发挥自己功能为企业创造价值。但目前的问题在于现在管理会计的实施和应用遇到很多困难, 应用不够广泛, 难以与业务经营相融合。而管理会计方法一旦与业务相结合, 就兼具显性知识与隐性知识的特征, 若企业简单模仿外资企业 (或其他企业) 的管理会计工具或方法, 并不能快速实现管理能力的提升 (戴璐和汤谷良, 2014)。信息技术是成功实施管理会计的基础, 对管理会计的应用和变革具有促进作用, 管理会计概念 (工具) 只有以信息技术为基础, 并与信息技术相结合, 才能发挥有效作用。

为了使行动者克服困难, 经过必须通行点, 核心行动者需要发挥转译功能, 把变革目标和路径、主体职责和收益解释清楚, 减少变革阻力, 促进变革实现。

2. 利益赋予 (Interessement)。政府达到政策实施效果, 落实好“去产能、去库存、去杠杆、降成本、补短板”等中央制定的各项举措, 除了有赖传统的财政金融政策外, 对于会计工作来说, 推动管理会计体系的建设和实施, 是提升企业决策水平 (去产能和去库存)、提升运营质量 (去库存和去杠杆)、降低运营成本 (降成本), 促进转型升级 (补短板) 的关键所在。会计学术界通过参与管理会计体系建设和变革, 为政府和企业提供咨询和建议, 可以加强与政府和企业界之间的联系, 了解管理会计实务运作方式, 有利于其理论创新和教学提升, 从而发表高质量的研究论文和教学案例, 提升自身学术地位。职业组织通过参与政府和管理会计体系规范和建设活动, 提升其组织和会员的社会认可度, 可以吸收更多的会员, 增加社会影响力。高层管理者通过实施管理会计变革, 加强管理会计系统建设, 可以提高企业绩效和个人名望, 进而提高自己的合法薪酬收入。若员工发现业务流程重组将会使其工作岗位被裁撤, 就会消极对待, 致使业务流程重组失败。因此, 要使员工认识到管理会计变革不仅仅是约束其行为, 更重

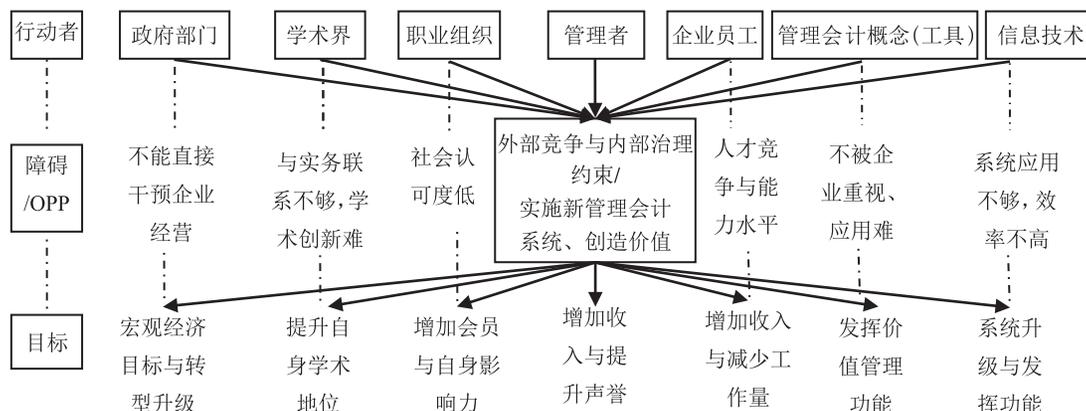


图1 管理会计变革行动者与强制通行点

要的是可以通过信息揭示和业绩分析, 提高业务改进和组织学习能力, 进而提升企业价值和竞争能力, 从而保住其工作岗位, 并实现经济利益和自身价值。非人类主体的利益体现为其存在的意义 (Sarker 等, 2006)。信息技术通过管理会计变革提高信息化在组织内的应用, 进而增强在企业管理中的功能发挥; 管理会计方法通过自身在企业的实施, 提高应用广泛性和深入性, 提升与组织发展的相容性。经过上述过程, 各行动者通过管理会计变革找到了各自利益增长点, 即被赋予与管理会计变革相关的利益。

3. 征召 (Enrollment)。政府会计主管部门通过行政和市场等多种方式征召学术人员和职业组织。

2013年财政部通过邀请了理论界、实务界和国外管理会计行业组织共20家单位的专家征求意见, 随即启动了《关于全面推进管理会计体系建设的指导意见》的起草工作, 同时, 分两批于2014年和2016年公开选聘管理会计咨询专家, 财政部还通过发布课题, 发起管理会计征文活动, 对管理会计研究人员进行征召。在财政部的主导下, 通过征召学术界人士、职业组织和企业管理人员, 制定和发布《关于全面推进管理会计体系建设的指导意见》以及《管理会计基本指引》、《管理会计应用指引(征求意见稿)》, 形成相应的规范体系, 引导企业提高管理会计水平。

企业管理层在竞争需求的驱动下, 进一步认识到推动管理会计体系建设和制度变革是企业发展和自身职业发展的必需通行点, 通过征召企业员工和管理会计概念(工具), 形成管理会计变革。在企业内部, 管理者通过内部层级代理权, 逐层征召企业员工参与管理会计和信息技术知识的学习。通过市场化形式征召咨询公司, 进而实现对管理会计概念(工具)的征召。职业组织通过职业规范对符合条件的企业员工进行征召, 使其成为掌握管理会计知识的职业组织会员。财政部门、学术机构和企业管理层通

过媒体宣传、举办论坛、企业内部讲座等多种形式, 使得企业员工熟悉和掌握管理会计规范体系和相关指引, 即体系和指引对企业员工的征召。通过这些征召过程, 组织外的管理会计概念(工具)以及政府发布的规范体系及其指引与企业管理者 and 员工相互结合, 形成与企业具体情境相适应的新的管理会计实务。新的管理会计实务又进一步征召信息技术, 通过信息技术系统化为企业新的管理会计系统。在动员和征召过程中, 人类行动者和非人类行动者相互合作, 形成一个稳定的管理会计变革网络。

企业财务人员受到高层管理者征召, 重新设计企业成本控制制度、预算制度、业绩评价制度等。企业技术人员受到高管征召, 将新管理会计方法纳入企业信息管理系统中。企业生产人员在高管征召下, 履行新管理会计制度。上述各个被征召的主体都直接或间接地促进了管理会计变革行动者网络的形成。

4. 动员 (Mobilization)。根据卡隆的研究, 只有经过动员这个阶段, 行动者网络才是稳定的网络, 关键行动者才能保证其他行动者不会脱离和背叛这个网络。各类异质性的行动者和非人类行动者通过网络互动进行沟通 and 结盟后, 不断动员各种相关的伙伴, 赋予其网络任务, 使得整个网络关系得以稳定且不断深化功能和扩张。

政府对学术人员、职业组织的动员也不再采用行政动员, 而是采用课题招标、荣誉授予和业务指导与评比等形式, 赋予其他行动者以网络任务。2015年财政部以“中国管理会计发展规划”为主题, 通过以竞争性磋商方式, 向社会招标14项管理会计研究课题。2016年, 又通过中国政府采购网分两批招标采购管理会计专项课题研究。

行动者网络理论坚持人类行动者和非人类行动者的对称性, 赋予非人类行动者以能动性, 即管理会计概念(工具)、管理会计体系及其指引、信息技术等非人类行动者在网络的形成和发展过程中同人类行动者一样具有能动

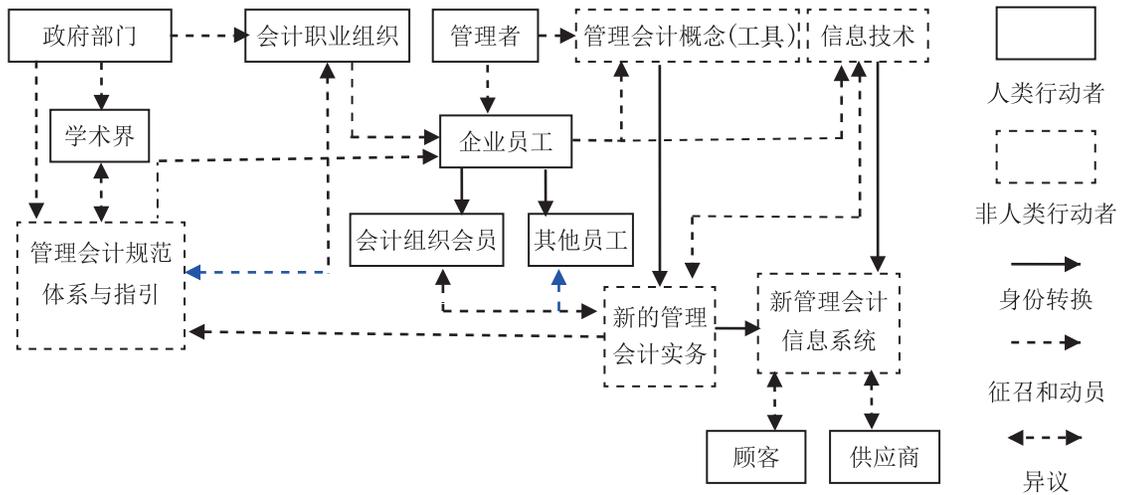


图2 管理会计变革行动者网络与转译过程

性，能够相互征召并赋予彼此任务。若没有管理会计实务对信息技术的征召，并赋予其集成各种管理会计方法的任务，那么适宜的管理会计体系就难以形成并有效运行。同时，只有企业员工实现了对管理会计实务和信息技术的相互征召，才能使管理会计与具体业务相结合，提升业务绩效。

动员过程中，还需要建立网络防护措施，以避免行动者背叛网络目标或者寻找竞争性的网络从而脱离原有网络。Sarker等(2006)发现业务重组可能会使高层中的一位副总利益受损，从而背叛变革目标，阻止各类业务重组举措，最终导致流程重组失败。在管理会计变革中要建立防护措施。以生产人员为例，习惯性依赖和对未来的恐惧使他们不愿意接受变革。在高层利益赋予和征召后，他们可能表面接受变革，但是一旦出现不利因素，就容易转变为变革抵制者。核心行动者需要防范这种现象。高层管理者可以通过培训学习和承诺变革后利益(如薪酬激励、升职激励)等方式，促进生产人员对管理会计变革的理解，坚定其变革理念，增加其变革动力，进而接受变革。

在动员过程中，由于各行动者的异质性、目标的差异性和信息的不对称性，相互之间的协商和沟通也可能产生异议，这就需要行动者之间多次协商，以改进优化。在管理会计变革过程中，学术界、职业组织可能对管理会计规范体系有意见，政府就需要进行多轮征求意见，多次修订。管理会计实务和信息技术两个非人类行动者之间也可能存在相互不配合的状况，需要相互协调，从而实现管理会计实务与信息技术的匹配和集成，形成财务与业务相结合的管理会计信息系统。

上述行动者之间的征召和动员过程如图2所示。

通过上述分析，我们可以将我国管理会计变革行动者网络形成与转译过程简单归纳于表1。

五、研究结论

在企业管理会计变革过程中，各类行动者相互作用构建网络，促成新管理会计制度的建立。通过行动者对管理会计工具和制度的转译，各类行动者被赋予相关利益，从而获得相应动力，投入自身资源，推动新管理会计制度有效实施。

对管理会计变革过程的行动者网络分析，可以得出以下初步研究结论：(1)管理会计变革关键在于核心行动者对变革目标与实施方案的转译。新管理会计方法的引进与实施不仅是方法引入、软件购买和制度移植的简单过程，而且需要对组织内相关制度进行变革。变革过程中，对管理会计方法的理解、变革必须通行点的达成，需要核心行动者多次转译。(2)组织内各类具有能动作用的行动者在变革中起重要作用。例如“高层管理者”和“各类员工”在变革中会促进组织变革阻力向变革动力转化。管理会计变革过程中要充分发挥组织内部各人类行动者的能动作用。

(3)非人类行动者对变革过程也具有影响作用。“信息技术”和“管理会计方法”是非人类行动者，它们或者影响人类行动者对变革方法的认知，或者对变革方法和制度发挥效用起催化作用，从而影响变革进程与效果。同时人类行动者通过对各类非人类行动者在不同阶段的转译和阐释，进一步丰富了管理会计各工具的本地含义，对实务发展具有促进作用。

行动者网络理论从行动者网络建构与行为转译的角度研究管理会计变革的影响因素和系统建构。相较于权变管理会计理论注重管理会计选择与组织环境的匹配，行动者网络理论更能揭示和分析管理会计实施中的社会因素。比如在新工具实施中，核心行动者和主要行动者如何有效发挥自身作用；在制度变革中，企业应该平衡各利益

表1 行动者网络理论 (ANT) 与管理会计变革

概念	定义	管理会计变革的对象
行动者 (Actant)	把其他因素的意愿转化成自己的意愿, 并影响周围环境的因素	人类行动者: 政府、学者、职业组织、高层管理者和企业员工、顾客和供应商 非人类行动者: 管理会计概念 (工具)、管理会计规范体系及指引、信息技术
行动者网络 (Actor-Network)	结盟利益群体形成的异质网络	上述行动者构成管理会计变革的行动者网络
必须通行点 (OPP)	由核心行动者定义, 各行动者共同接受的行动方案, 是行动者协商后的核心路径	高管是管理会计变革的核心行动者。他们定义的必须通行点是“实施新的管理会计系统”。所有行动者为了获得各自利益, 由于存在各自行动障碍, 需要接受管理会计变革
转译 (Translation)	核心行动者和其他行动者利益结盟的过程	高层管理者是核心行动者, 政府、员工和管理会计实务是主要行动者, 其他行动者包括顾客、信息技术和职业组织等
问题呈现 (Problematization)	通过展示问题, 努力使其他行动者意识到现存威胁	高管认识到企业在现存外部环境中受到威胁, 努力使其他行动者认识到这点
利益赋予 (Interessement)	核心行动者和大量行动者谈判, 相信他们和核心行动者利益一致; 非人类行动者 (对象) 的利益体现为其存在的意义	政府: 宏观政策得以实施; 学者: 增强实务知识, 提升学术创新能力; 职业组织: 增强社会影响力; 高管和企业员工: 实现经济利益和自身价值; 信息技术: 提高企业信息化程度; 管理会计概念 (工具): 提高应用广泛性和深入性
征召 (Enrollment)	其他行动者接受核心行动者定义的利益, 创造行动者网络	政府征召学者和职业组织制定管理会计规范, 高管征召管理会计概念 (工具), 征召财务和技术人员重新设计管理会计制度, 重新开发纳入新管理会计方法的信息管理系统, 生产人员在高管征召下, 履行新管理会计制度
动员 (Mobilization)	核心行动者调动资源, 动员其他行动者形成稳定可靠的网络联盟	高管作为核心行动者代言整个网络, 调动资源, 稳定网络联盟。以生产人员为例, 面对生产人员的习惯性依赖和心理恐惧, 高管可以通过培训学习和承诺变革后利益等方式, 使其接受变革

方关系, 合理阐释各管理会计工具的应用形式和各类功能, 行动者网络理论相较于制度理论, 能从利益赋予与行为转译的角度动员各类行为者, 推进网络系统的发展和功能完善。我们应该以行动者网络理论为基础, 深度解析各类管理会计变革的组织机制和有效路径, 研究各类管理会计工具应用的本地情境、制度因素、网络建构与行动机制, 以更加有效推进中国特色的管理会计变革。

主要参考文献:

[1] 布鲁诺·拉图尔. 科学在行动: 怎样在社会中跟随科学家和工程师 [M]. 刘文旋, 郑开译. 北京: 东方出版社, 2005.

[2] 陈良华, 张昉. 会计学是一门设计型科学——会计理论“人工科学”本质的回归 [J]. 会计研究, 2011, (5): 3-9.

[3] 戴璐, 汤谷良. 国有商业银行在管理会计变革中的“西学东渐”与外资的知识传授 [J]. 会计研究, 2014, (7): 58-66.

[4] 戴璐, 支晓强. 企业引进管理会计方法的排斥效应、后续变革与影响因素——基于国有企业情景的案例调查 [J]. 南开管理评论, 2015, 18(2): 103-114.

[5] 高晨, 汤谷良. 西方管理会计“行动者网络理论”研究综

述 [J]. 财会通讯, 2011, (28): 10-12.

[6] 郭俊立. 巴黎学派的行动者网络理论及其哲学意蕴评析 [J]. 自然辩证法研究, 2007, 23(2): 104-108.

[7] 吴莹, 卢雨霞, 陈家建, 王一鹤. 跟随行动者重组社会——读拉图尔的《重组社会: 行动者网络理论》[J]. 社会学研究, 2008, (2): 218-234.

[8] 许金叶. 基于软件开发“顶层设计”理论的管理会计体系构建 [J]. 财务研究, 2016, (1): 74-78.

[9] 周琳, 潘飞, 刘燕军, 马保州. 管理会计变革与创新的实地研究 [J]. 会计研究, 2012, (3): 85-93.

[10] Alcouffe, S., Berland, N., Levant, Y. Actor-networks and the diffusion of management accounting innovations: A comparative study [J]. Management Accounting Research, 2008, 19(1): 1-17.

[11] Alsharari, N. M., Dixon, R., Youssef, M. A. E. A. Management accounting change: Critical review and a new contextual framework [J]. Journal of Accounting & Organizational Change, 2015, 11(4): 476-502.

[12] Briers, M., Chua, W. F. The role of actor-networks and boundary objects in management accounting change: A field study of an implementation of activity-based

- costing[J]. *Accounting, Organizations and Society*, 2001, 26(3) : 237-269.
- [13] Callon, M. The sociology of an actor-network : The case of the electric vehicle[C]//*Mapping the Dynamics of Science and Technology*. Palgrave Macmillan UK, 1986 : 19-34.
- [14] Dillard, J. F., Rigsby, J. T., Goodman, C. The making and remaking of organization context : Duality and the institutionalization process[J]. *Accounting, Auditing & Accountability Journal*, 2004, 17(4) : 506-542.
- [15] Dimaggio, P. J., Powell, W. W. The iron cage revisited : Institutional isomorphism and collective rationality in organizational fields[J]. *American Sociological Review*, 1983, 48(2) : 147-160.
- [16] Hopper, T., Major, M. Extending institutional analysis through theoretical triangulation : Regulation and activity-based costing in Portuguese telecommunications [J]. *European Accounting Review*, 2007, 16(1) : 59-97.
- [17] Lapsley, I., Wright, E. The diffusion of management accounting innovations in the public sector : A research agenda[J]. *Management Accounting Research*, 2004, 15(3) : 355-374.
- [18] Latour, B. *Science in action : How to follow scientists and engineers through society*[M]. Harvard university press, 1987.
- [19] Lukka, K., Vinnari, E. Domain theory and method theory in management accounting research[J]. *Accounting, Auditing & Accountability Journal*, 2014, 27(8), 1308-1338.
- [20] Moll, J., Burns, J., Major, M. *Institutional theory*[J]. *Methodological Issues in Accounting Research : Theories, Methods and Issues*, 2006 : 183-205.
- [21] Ribeiro, J. A., Scapens, R. W. Institutional theories in management accounting change : Contributions, issues and paths for development[J]. *Qualitative Research in Accounting & Management*, 2006, 3(2) : 94-111.
- [22] Sarker, S., Sarker, S., Sidorova, A. Understanding business process change failure : An actor-network perspective[J]. *Journal of management information systems*, 2006, 23(1) : 51-86.
- [23] Wickramasinghe, D., Alawattage, C. *Management accounting change : Approaches and perspectives*[M]. Routledge, 2007.

The Research of Management Accounting Change Based on the Actor-network Theory

YIN Jun-ming, HE Wei-xia, WANG Jun

Abstract : The process of management accounting change is analyzed in this paper with actor-network theory from a dynamic perspective. The actants in management accounting change process include human and non-human actors. The human actors include government agency, scholars, professional organizations, senior managers, employees. The non-human actors include information technology and management accounting tools. Application of new management accounting system is the obligatory passage point during the change. The process of actants forming network during the change include problematization, interessement, enrollment and mobilization. Strengthening the analysis of actor-network, attaching great importance to the role of translators and paying more attention to the dynamic changes of actants are beneficial to promote the implementation of management accounting change and transformation of the enterprises.

Key words : management accounting change; actor-network theory; translation

(责任编辑 杨亚彬)

媒体报道、环境不确定性与股价同步性

周冬华^{1,2}, 魏灵慧²

(1. 上海财经大学 工商管理博士后流动站, 上海 200433 ;
2. 江西财经大学 会计发展研究中心/会计学院, 南昌 330013)

摘要：基于我国2003~2014年非金融类上市公司的媒体报道数据，本文分析了上市公司的媒体报道与股价同步性之间的关系。研究结论表明，媒体是否报道、媒体报道数量和股价同步性均显著负相关，表明媒体报道数量越多，公司股价同步性越低；但媒体报道语气越正面，股价同步性越高，表明媒体报道语气会影响投资者的投资决策，相对于负面报道的媒体新闻，投资者在制定相关投资决策时会无视或忽略正面报道的媒体新闻。进一步研究发现，环境不确定性降低了媒体报道的信息中介作用，因此抑制了媒体报道与股价同步性之间的负相关关系。本文的研究结论对理解不同语气的媒体报道以及不同环境下媒体报道的信息中介作用具有一定的启示。

关键词：媒体报道；报道语气；股价同步性；环境不确定性

中图分类号：F230 **文献标志码：**A **文章编号：**2095-8838(2017) 03-0054-11

一、引言

资本市场中股价变动有利于资源的优化配置(杨继伟和聂顺江, 2010), 而股价变动趋势则由股价的信息含量决定。股价中包含公司层面的特质信息越多, 公司股价随市场或行业波动程度越低, 公司股价同步性越低。股价中特质信息的含量会随着公司信息透明度的增加而增加, 从而会影响股价同步性。在我国资本市场中, 媒体报道发挥了信息中介作用(薛有志等, 2014), 有助于提高公司治理和信息披露质量(杨世鉴, 2013)。因此, 媒体报道能显著提高公司的股价信息含量, 有助于公司特质信息被市场充分吸收, 进而反映到股价中, 对市场定价效率产生积极影响(黄俊和郭照蕊, 2014; 罗进辉和杜兴强, 2014), 可见, 媒体报道有利于降低公司股价同步性。但现有文献大多采用对报道数量取对数的方法度量媒体报道, 较少研

究媒体报道语气对公司股价信息的影响。实际上, 不同媒体报道语气对资本市场的影响可能存在差异(游家兴和吴静, 2012; 汪昌云和武佳薇, 2015)。媒体的正面报道可能被视为媒体与上市公司合谋的产物(才国伟等, 2015), 因此投资者对此类正面新闻报道可能置之不理(杨领波, 2013)。更进一步地, 以往文献研究媒体报道与股价同步性之间的关系时并未考虑环境不确定性的影响, 然而环境不确定性会影响投资者对特定信息的判断能力, 导致投资者难以区分媒体报道的公司层面特质信息, 从而在一定程度上削弱了媒体报道的信息中介作用。对此, 本文基于股价同步性的角度研究媒体报道及媒体报道语气的作用, 以及环境不确定性对媒体报道与股价同步性关系的影响。

本文的贡献主要在于:(1) 本文同时探究了媒体报道以及媒体报道语气对股价同步性的影响, 结果表明, 媒

收稿日期: 2017-02-14

基金项目: 国家自然科学基金项目(71462012, 71262005, 71362007)

作者简介: 周冬华(1982-), 男, 江西余干人, 博士后, 副教授;

魏灵慧(1993-), 女, 江西上饶人, 江西财经大学会计学院硕士研究生。

体报道的语气越正面,上市公司股价同步性越高,这表明相对于负面报道,投资者对媒体的正面报道可能置之不理,这一发现有助于拓宽现有媒体报道语气的相关研究。

(2) 现有文献对媒体报道语气的度量更多地采用对每篇报道进行阅读从而主观判断的方法,主观性较强。我们采用Python中的jieba分词模块对搜集到的上市公司媒体报道进行自动分词,统计出词、词性、频数,从而得出每篇报道中正面词组和负面词组数量,据以判断媒体报道的语气,该方法更为客观。(3) 本文进一步考察了环境不确定性对媒体报道与股价同步性之间关系的影响,结果表明,环境不确定性越大,投资者越难以区分媒体报道的公司层面特质信息,从而削弱了媒体报道的信息中介作用,即环境不确定性抑制了媒体报道与股价同步性之间的负相关关系。

本文后续安排如下:第二部分是文献回顾与假设提出,对已有文献进行论述并基于理论分析提出相关假设;第三部分为研究设计,分别阐述了变量定义、模型设计和样本选择及数据来源;第四部分为实证结果分析,分析了媒体报道对股价同步性的影响,进一步研究了环境不确定性如何影响两者之间的关系,并进行了稳健性检验;第五部分为研究结论。

二、文献回顾与假设提出

(一) 文献回顾

股价的异质波动不能完全由行业和市场两个层面的信息进行解释,公司的特质信息也会对其产生影响(Roll, 1988)。沿用Roll的观点, Morck等(2000)首次提出用 R^2 代表股价同步性, R^2 反映股价中包含公司特质信息的多少, R^2 越高,股价包含的公司特质信息越少,股价同步性越高(Morck等, 2000; Durnev等, 2003; Gul等, 2010)。

早期研究主要集中在不同国家层面的法律制度对股价同步性的影响,如Morck等(2000)分析表明,投资者权益保护制度越完善,投资者的交易越频繁,更多的内部信息融入股价中,导致股价同步性降低。Jin和Myers(2006)研究发现,信息不透明度越高,股价中反映的公司特质信息越少, R^2 越高。Chan和Hameed(2006)认为,新兴资本市场信息披露制度较为薄弱,公司信息透明度也较差,这导致公司特质信息的搜集成本过高,造成股价波动呈现出较强的“同涨同跌”特征,股价同步性较高。游家兴等(2006)在Morck等(2000)研究的基础上,从中国资本市场的角度进行分析,研究发现公司的股价同步性随着我国制度建设的完善而下降,更多的公司特质信息融入股价,进而发现,投资者权益的相关法律越完善,公司的股价同步性越低。以上文献都对信息解释论进行了实证支持。

除了公司特质信息影响股价同步性外,投资者的非理性因素也可能对其产生影响。West(1988)发现,特质收益波动率远远超出了公司层面信息的解释范围,主要是由更

多的噪音、泡沫和交易者的狂热所引起的非理性行为导致的。Barberis等(2005)研究结果表明投资者情绪和市场摩擦会对 R^2 产生影响,并认为股价同步性并非由于公司特质信息所引致,更多的是市场非理性行为所诱发。王亚平等(2009)和周林洁(2014)则检验了我国资本市场噪音交易对股价同步性的影响,结果发现噪音交易是股价同步性的主要影响因素,较差的公司治理会增加基本面的不确定性,从而吸引更多的噪音交易,导致股价同步性降低。

国内外学者沿着信息解释论和投资者非理性行为从不同角度研究了股价同步性的影响因素,如公司治理结构(李增泉, 2005; Gul等, 2010)、机构投资者持股(王亚平等, 2009)、分析师(Piotroski和Roulstone, 2004; 朱红军等, 2007; 伊志宏等, 2015; 曹新伟等, 2015)、政治关系(唐松等, 2011)、公司信息透明度(Hutton等, 2009; 胡军和王甄, 2015)以及媒体报道(黄俊和郭照蕊, 2014; 周冬华和赵玉洁, 2016)等,这其中以公司治理对股价同步性的影响较为多见。Ferreira和Laux(2007)指出公司的股价同步性主要受公司信息透明度的影响, Hutton等(2009)研究发现,公司信息透明度越高,越多的公司特质信息被反映至公司股价中,股价同步性越低。李增泉(2005)则研究了公司股权结构与股价同步性之间的关系,结果表明公司控股股东持股比例与公司的股价同步性呈“倒U型”的关系,除控股股东外,其他的大股东与公司的股价同步性负相关。更进一步地,袁知柱和鞠晓峰(2009)则研究公司治理机制、制度环境对股价同步性的影响,其中,制度环境因素包括了双重上市和区域制度环境,实证分析表明,制度环境越完善,股价同步性越低,同时也表明股价信息含量随控股股东的持股比例先增加后下降。蒋海等(2010)发现,公司的股价同步性随着公司治理机制的完善而下降。

媒体作为一种独立的第四权,充当着对司法、立法和行政的补充机制(戴亦一等, 2011)。黄俊和郭照蕊(2014)实证研究发现,媒体报道与股价同步性显著负相关,随着媒体报道的增多,股价中包含的更多是公司层面的而不是市场和行业层面的信息,使得股价的“同涨同跌”现象减弱;进一步实证检验表明,媒体报道与股价同步性之间的关系随着分析师跟进人数的增加以及机构投资者持股比例的上升而更显著。黄俊和郭照蕊(2014)还发现媒体的负面报道对股价同步性的影响更加显著,这主要是因为媒体负面报道会引起投资者和其他利益相关者的重点关注,会对其做出反应,从而影响股价波动。但黄俊和郭照蕊(2014)对于媒体报道语气的度量更多是基于个人阅读所得,存在较大的主观性。

(二) 研究假设

股价同步性,即股价的“同涨同跌”现象,公司股票价格中包含特质信息越多,其个股股价跟随大盘“同涨同

跌”的程度越低,股价同步性越低(Durnev等,2003;Hutton等,2009;黄俊和郭照蕊,2014;胡军和王甄,2015)。一般地,上市公司信息透明度越高,公司私有信息传递至市场的可能性也越大,进而作用于股价中,使得股价同步性减弱。Hutton等(2009)研究发现,公司会计信息透明度越高, R^2 越低,股价同步性越低。Hertzel和Smith(1993)认为公司信息透明度低将导致公司个体信息进入股票价格的含量减少,因此股价异质性波动降低,股价同步性上升(Durnev等,2003)。

媒体报道扮演的信息中介角色可以起到缓解公司信息不对称、提高会计信息透明度和影响股票价格等作用。媒体基于其获取信息的能力,深度挖掘信息并进行分析和报道,有利于降低投资者与管理层的信息不对称程度。Dyck等(2008)认为媒体报道通过扩大信息传播范围、降低投资者的信息获取成本来提高知情交易者的比例,最终影响到股票价格。Mitchell和Harold(1994)研究发现媒体报道与股票收益正相关,Fang和Peress(2009)研究则表明未被媒体报道的上市公司其收益更高,未被报道的上市公司信息透明度不高,投资者面临的风险更大,高风险要求更高的报酬,这也进一步证明媒体通过广泛的信息传播,减少市场中的信息摩擦从而对股票价格产生影响。Barber和Odean(2008)研究表明媒体对上市公司的报道会吸引投资者的注意,且媒体报道越多,投资者越愿意购买该公司的股票。

Bushee等(2010)研究表明媒体除了搜集各个渠道的消息,还会运用自身的知识对搜集的信息进行分析和处理,进而提高公司信息透明度,优化资源配置。罗进辉和杜兴强(2014)分析表明媒体的关注可以对管理层的盈余操纵进行控制,并且减少管理层掩盖坏消息的可能性,从而使得公司未来的股价崩盘风险下降。黄俊和郭照蕊(2014)基于股票价格的“同涨同跌”研究了媒体报道对资本市场定价效率的影响,研究表明媒体大量的报道会促进股价对公司层面信息的吸收,这有助于提高我国证券市场的资源配置效率。卢文彬等(2014)和熊艳等(2014)等研究也发现,媒体报道可以缓解企业和投资者之间的信息不对称,提高股票定价效率。因此,媒体报道的信息中介作用可以缓解公司信息不对称,提高公司的信息透明度,促进公司层面的信息融入股价,进而影响股价的波动,减少股票价格“随波逐流”的现象,公司的股价同步性也随之下降。据此,提出本文的研究假设1a。

H1a:在其他条件不变的情况下,上市公司的媒体报道越多,其股价同步性越低。

由于受到政治信仰和经济利益的驱动,媒体报道过程中会出现自利性特征(王木之和李丹,2016)。为了增加报道的受众面、提高版面广告收入,媒体报道可能会迎合广告商,导致媒体报道语气违背中立性、客观性(Herman

和Chomsky,1988)。大量研究发现,媒体对作为广告费用支付方的企业更有可能进行正面报道或者减少负面报道(Reuter和Zitzewitz,2006),媒体对当地企业同一事件使用更少的负面措辞,其中一个重要原因在于其广告收入多来自本地企业(Gurun和Butler,2012),以及企业处于再融资实施期间,媒体对企业的正面报道倾向显著增强(才国伟等,2015),媒体报道与上市公司之间存在合谋的现象。

由于媒体报道的有偏性,受众开始对媒体的内容、形式、框架、细节等各方面进行怀疑,而且这种怀疑造成的影响是扩散化的,且负面多于正面(马妍妍,2013)。更进一步地,我国资本市场目前仍不完善,对于媒体与公司之间的合谋行为缺乏有效的监督,因此,媒体对上市公司采用正面报道语气可能被投资者视为两者之间存在“紧密关系”,从而导致投资者对媒体正面报道产生不信任感(杨领波,2013)。Johnson和Marietta-Westberg(2004)研究发现,相较于媒体的正面报道,媒体的负面报道能导致股价更大的波动,这表明投资者更为信赖媒体的负面报道。因此,投资者在制定相关投资决策时会无视或忽略媒体正面报道信息,这进一步导致媒体正面报道的公司特质信息无法融入公司股价中,从而公司股价随市场指数“同涨同跌”的可能性更高,增加其股价同步性。对此,提出本文的研究假设1b。

H1b:上市公司的媒体报道语气越正面,其股价同步性越高。

环境不确定性影响着公司特质信息的传递(Baum等,2006),当外部环境面临较大不确定性时,可能会削弱媒体报道的信息中介作用,从而影响到媒体报道与股价同步性之间的关系。一方面,当公司外部环境不确定性程度较高时,会加剧信息不对称的程度,媒体无法充分获知上市公司相关信息,无法对其进行详尽的报道,从而减少了投资者通过媒体报道获取的信息含量,投资者较难利用媒体报道等公开信息进行相应的投资决策,这导致股价中包含的公司层面的特质信息较少,股价同步性增加。另一方面,较高的环境不确定性减弱了管理层对特定信息的判断能力,即使媒体能够充分获知相关信息并进行报道,投资者也较难判断媒体报道信息的真实性和可用性,这也在一定程度上削弱了媒体报道的信息中介作用,从而导致公司层面的特质信息较少地融入股价,股价同步性上升。此外,环境不确定性程度越高,公司面临的风险越大,媒体作为外部参与者对公司报道偏误的可能性增加,投资者对媒体报道的信赖程度降低。因此,投资者在进行相关投资决策时降低了对媒体报道的依赖程度,从而导致媒体报道与股价同步性的负相关关系在环境不确定情况下有所减弱。基于此,我们提出本文的研究假设2:

H2:企业环境不确定性越高,媒体报道与股价同步性的负相关关系越弱。

三、研究设计

(一) 变量定义

1. 股价同步性 (SYN)

我们参考Roll (1988)、王亚平等 (2009) 的研究设计, 构建模型 (1) 对每年的个股收益率用行业收益率和市场收益率进行回归分析^①, 并且加入行业收益率和市场收益率的滞后一期项, 回归计算每年个股的 R^2 , 再运用模型 (2) 进行对数运算, 使股价同步性这一指标符合最小二乘法回归要求。

$$RET_{i,t,j} = \alpha + \beta_1 MKTRET_{i,t,j} + \beta_2 MKTRET_{i,t,j-1} + \beta_3 INDRET_{i,t,j} + \beta_4 INDRET_{i,t,j-1} + \varepsilon_{i,t,j} \quad (1)$$

$$SYN_{i,t} = \ln\left(\frac{R_{i,t}^2}{1-R_{i,t}^2}\right) \quad (2)$$

其中: $RET_{i,t,j}$ 为公司 i 第 t 年第 j 日的个股收益率, 采用不考虑现金红利的个股日收益率来度量; $MKTRET_{i,t,j}$ 和 $MKTRET_{i,t,j-1}$ 分别表示公司 i 对应的资本市场第 t 年第 j 日和第 $j-1$ 日的日收益率; $INDRET_{i,t,j}$ 和 $INDRET_{i,t,j-1}$ 分别表示公司 i 对应的行业第 t 年第 j 日和第 $j-1$ 日的日收益率; 本文采用中国证监会的行业分类标准, 将所有上市公司的行业分为 22 个, 并且将制造业细分为二级行业, 以公司市值为权重, 对公司进行加权计算得出相应指标。通过模型 (1) 计算出相应的拟合度 R^2 , 最终经模型 (2) 对数转换后, 得出公司 i 第 t 年的股价同步性的值 $SYN_{i,t}$, 表示个股收益变动与市场平均变动之间的关联程度, 数值越大, 股价同步性越大。

2. 媒体报道 (Report)

目前, 大多数研究主要采用是否经过媒体报道和媒体报道数量取对数的方式来度量媒体报道, 但媒体报道的语气不同, 对投资者的影响存在差异。例如, 媒体报道中更多地采用正面报道 (或者负面报道) 对投资者的影响可能不一致, 投资者更多地依赖媒体的负面报道, 而对正面报道的新闻信任程度较低, 因此不同的媒体报道语气传递的信息含量可能并不一致。基于此, 我们分别采用媒体是否报道 (Media) 以及媒体报道数量 (Num) 和媒体报道语气 (Tone) 来衡量媒体报道 (Report)。

媒体是否报道 (Media), 若当年上市公司被相关媒体报道, 取值为 1, 否则为 0。

媒体报道数量 (Num), 采用当年上市公司被相关媒体报道次数加 1 再取自然对数来度量。

媒体报道语气 (Tone), 我们参考谢德仁和林乐 (2015) 的研究, 采用 Python 开放源 jieba 中文分词模块

对所有的媒体报道进行分词, 并根据词语的语气构建媒体报道的语气。具体而言, 首先将所有本文搜集的新闻报道的文本词语进行汇总, 然后基于汉语的用语语境和固有的习惯, 从所有词语中手工选出正面、负面和中性的情感语调词语。然后, 采用简单比例加总权重的方法作为主要衡量方法。具体计算公式如式 (3) 所示:

$$Tone = \frac{(POSPCT-NEGPCT)}{(POSPCT+NEGPCT)} \quad (3)$$

其中, POSPCT 是当年每篇媒体报道中的正面词数, NEGPCT 是当年每篇媒体报道中的负面词数; Tone 表示净正面语调, $-1 \leq Tone \leq 1$, POSPCT 相对 NEGPCT 越多, Tone 的值越大, 说明媒体报道越积极、正面。最后将当年所有媒体报道的 Tone 求平均, 得出当年的媒体报道语气 (Tone)。

3. 环境不确定性 (EU)

环境不确定性主要是由外部环境的变化引起的, 企业的经营状况也随着外部环境的变化而改变, 最终体现在对企业销售业绩的影响 (Dess 和 Beard, 1984)。因此, 可以将企业销售业绩的波动状况作为衡量环境不确定性的指标, 采用销售收入的标准差来衡量。但是, 销售收入的不断变化并非完全取决于公司的环境不确定性, 很大一部分源于公司的成长和发展, 因此, 我们采用剔除了稳定发展部分的销售收入的标准差作为衡量环境不确定性的指标。Ghosn 和 Olsen (2009) 认为行业的差异也会造成公司外部环境的不同, 因此, 采用经行业调整后的过去 5 年销售收入的标准差作为环境不确定性的度量指标。采用 OLS 模型, 估算过去 5 年剔除稳定发展的销售收入:

$$Sale = \beta_0 + \beta_1 Year + \varepsilon \quad (4)$$

上式中, Sale 为销售收入; Year 为年度变量, 从过去的第 1 年到第 5 年分别取 1 到 5。模型中的残差即为剔除稳定发展的销售收入; 然后, 计算剔除稳定发展的销售收入的标准差, 再除以过去 5 年销售业绩的均值, 即为未经行业调整的环境不确定性。参考 Ghosn 和 Olsen (2009) 的方法, 将未经行业调整的环境不确定性除以行业环境不确定性的中位数作为行业环境不确定性, 即为经行业调整的环境不确定性。

(二) 模型设计

本文主要检验媒体报道与股权融资成本的关系, 并进一步探讨环境不确定性对于两者之间关系的影响。借鉴以往文献, 我们加入了股票收益波动性 Vol、大股东持股比例 Top1、股权制衡 Hindex、公司规模 Size、资产负债率 Lev、成长机会 Growth、股权性质 SOE、分析师跟进

^① 本文选择在回归中加入行业收益率, 是为了控制行业内部股价“同涨同跌”现象。对于每一具体年份, 我们仅保留年度交易日大于 200 天的上市公司样本。

表1 变量的定义

变量	定义
SYN	股价同步性,依据公司股票收益率与市场、行业收益率回归的R ² 计算得到。
Report	媒体报道,采用媒体是否报道(Media)、报道数量(Num)、报道语气(Tone)三种度量方法。
EU	环境不确定性。
Analyst	分析师跟进,本文采用跟踪上市公司分析师所属机构数量来度量,为了减少该变量的方差,我们对其进行加1再取自然对数处理。
Inst	机构投资者持股比例,本文采用年末机构投资者持股数量占总股本的比例来度量。
Top1	大股东持股比例,本文采用公司控制股东的持股数量占总股本的比例来度量。
Hindex	股权制衡,采用公司第二至第五大股东持股比例之平方和来度量。
Size	公司规模,采用公司总资产的自然对数来度量。
Lev	资产负债率,采用公司总负债除以总资产来度量。
Growth	成长机会,采用公司主营业务收入的增长率来度量。
Vol	股票收益波动性,采用当年度公司周收益率的方差来度量。
DA	会计信息质量,本文采用修正后的Jones模型计算操控性应计来度量。
SOE	股权性质,采用公司最终控制人的股权性质来度量,国有取1,否则取0。
Big4	国际“四大”审计,若公司的审计师为国际“四大”取1,否则取0。

Analyst、机构投资者持股比例Inst、会计信息质量DA、国际“四大”审计Big4和年度变量以及行业变量等作为控制变量,以控制这些变量对股价同步性的影响。具体模型如式(5)和(6)所示:

$$SYN_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Report_{i,t} + \beta_i \sum Control + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon \quad (5)$$

$$SYN_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Report_{i,t} + \beta_2 EU_{i,t} + \beta_3 Report_{i,t} \times EU_{i,t} + \beta_i \sum Control + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon \quad (6)$$

模型(5)检验假设1,主要考察变量Report的系数;模型(6)用来检验假设2,关注Report×EU的系数。上述模型中变量的定义具体如表1所示。

(三) 样本选择及数据来源

本文选取2003~2014年所有A股上市公司的数据为样本,在计算股价同步性时剔除了交易日小于200天的个股,共得到19 933个初始样本,考虑到金融行业的特殊性,剔除了294个金融、保险类样本;剔除了2 495个财务数据及公司治理指标缺失的样本,据此,得到17 144个样本。本文采用来自中国资讯行(Infobank)中国经济新闻库的媒体报道相关数据,并对其进行手工搜集和整理,其中,报纸主要包括《上海证券报》、《中国经济时报》、《证券时报》、《经济观察报》、《中国证券报》、《国际金融报》、《第一财经日报》、《每日经济新闻》、《深圳商报》和《经济日报》等。为了避免媒体报道只是简单地提及该上市公司,我们在“输入字词”中采用限定关键词的方式进行检索。为了防止部分公司进行了资产重组,公司名称发生了变化,从而

导致媒体报道数据缺失的现象^②,我们分别对公司证券简称进行了检索,以保证媒体报道数据的完整性。搜集相关的数据后,仔细阅读每一篇报道判断其报道内容是否与公司相关,如果仅仅是提及了上市公司,而没有涉及到上市公司具体内容的报道,我们予以剔除,以保证新闻报道与公司信息相关联。其他的财务数据来源于国泰安(CSMAR)数据库和万得(WIND)数据库。

四、实证结果分析

(一) 描述性统计

表2对各变量进行相关的描述性统计分析。从表2结果分析发现,股价同步性(SYN)的均值为-0.342,中位数为-0.303,最小值为-4.817,最大值为1.855,表明不同公司的股价同步性差异显著,标准差达0.680。媒体是否报道(Media)的均值为0.554,表明样本公司被媒体报道覆盖的比例为55.4%。媒体报道语气(Tone)的均值为0.818,表明媒体报道更多地采用正面报道的语气,更可能担当“鼓吹手”的角色,而不是监督角色。

其他公司特征变量方面,股票收益波动性(Vol)均值为0.064,最大值为2.041,最小值为0.004,两者之间存在较大的差异。大股东持股比例(Top1)的均值为37.3%,中位数为35.2%;股权制衡(Hindex)均值为0.018,中位数为0.007,表明我国上市公司第二大股东至第五大股东持股比例较低,初步证实“一股独大”的现象严重。样本公司规模(Size)的均值为21.681,中位数为21.542,最大值(最小值)为28.513(12.312),表明我国上市公司资产规模存在较大差异。资产负债率(Lev)均值为0.574,中位数为0.497,但最大值和最小值分别为877.326和

^② 例如,证券代码(000031)就曾经有“中粮地产”和“深宝恒A”两种简称。

表2 变量的描述性统计

变量	N	均值	标准差	最小值	最大值	25分位	50分位	75分位
SYN	17 144	-0.342	0.680	-4.817	1.855	-0.732	-0.303	0.091
Media	17 144	0.554	0.497	0.000	1.000	0.000	1.000	1.000
Num	17 144	0.789	0.897	0.000	5.236	0.000	0.693	1.386
Tone	9 503	0.818	0.154	-0.400	5.422	0.763	0.849	0.907
Vol	17 144	0.064	0.040	0.004	2.041	0.048	0.059	0.076
Top1	17 144	0.373	0.159	0.008	0.894	0.247	0.352	0.492
Hindex	17 144	0.018	0.025	0.000	0.194	0.001	0.007	0.026
Size	17 144	21.681	1.272	12.312	28.513	20.830	21.542	22.351
Lev	17 144	0.574	6.738	0.007	877.326	0.337	0.497	0.639
Growth	17 144	1.614	118.123	-1.046	14 883.743	-0.010	0.134	0.309
Analyst	17 144	1.118	1.063	0.000	3.951	0.000	1.099	1.946
Inst	17 144	0.292	0.250	0.000	0.997	0.052	0.249	0.490
DA	17 144	-0.000	0.147	-5.571	3.601	-0.048	-0.000	0.046
SOE	17 144	0.554	0.497	0.000	1.000	0.000	1.000	1.000
Big4	17 144	0.074	0.262	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000

0.007, 这表明样本公司的财务杠杆方面差异巨大, 部分公司已资不抵债。成长机会 (Growth) 均值为1.614, 最大值为14 883.743, 最小值为-1.046, 表明公司的成长机会存在较大的差异。分析师跟进 (Analyst) 的均值为1.118, 表明样本公司被分析跟踪的次数平均为2.06次, 最大值为3.951, 最小值为0, 表明不同公司被分析关注的程度存在较大差异。机构投资者持股比例 (Inst) 的均值为0.292, 其最大值为0.997, 最小值为0, 这表明机构投资者已成为市场的重要力量, 但是不同公司的机构投资者持股比例差异较大。股权性质 (SOE) 的均值为0.554, 表明在我国资本市场中国企业仍占大多数, 国有企业是我国主要的经济力量。国际“四大”审计 (Big4) 的均值为7.4%。总而言之, 各连续变量的分布情况较为理想, 但也存在极端异常值, 为了剔除这些异常值对研究结果的影响, 我们对所有的连续变量都进行了上下1%的Winsorize处理。

(二) 实证回归结果

表3报告了分别采用媒体是否报道 (Media)、媒体报道数量 (Num) 和媒体报道语气 (Tone) 来研究媒体报道与股价同步性关系的回归结果。第(1)列中媒体是否报道 (Media) 的回归系数为-0.0737, 且通过了1%显著性水平的检验, 表明样本公司的媒体报道与股价同步性呈显著负相关关系。第(2)列中媒体报道数量 (Num) 的系数为-0.0817, 通过了1%显著性水平的检验, 表明媒体报道数量越多, 股价同步性越低, 回归结果支持了研究假设1a。一方面, 当媒体扮演信息中介角色时, 上市公司接受媒体报道数量越多, 其股价中将包含更多公司层面的特质信息, 进而降低股价同步性; 另一方面, 媒体的外部公司治理作用可以有效地保护投资者权益, 促使投资者更信赖公司信息进行交易, 从而降低股价同步性。第(3)列中媒体

报道语气 (Tone) 的系数为0.2475, 且通过了1%显著性水平的检验。表明媒体报道语气越正面, 公司的股价同步性越高, 回归结果支持了研究假设1b。媒体对上市公司的报道采用正面语气可能是由于媒体与上市公司之间存在“紧密的关系”, 导致投资者对媒体正面报道产生不信任感 (杨领波, 2013), 在制定相关投资决策时会无视或忽略媒体正面报道信息, 因此媒体正面报道的公司特质信息无法融入公司股价中, 公司股价随市场指数“同涨同跌”的可能性上升, 增加了股价同步性。

其他控制变量方面, 公司股票收益波动性 (Vol)、成长机会 (Growth) 和资产负债率 (Lev) 均与股价同步性呈负相关关系, 且通过了1%显著性水平的检验, 这表明股票收益波动性越高、成长机会越好和资产负债率越高的公司, 其股价中包含了更多公司层面的信息, 股价同步性降低。分析师跟进 (Analyst) 与股价同步性之间呈负相关关系, 但负相关关系仅在媒体报道语气模型中通过了1%显著性水平检验。机构投资者持股比例 (Inst) 与股价同步性显著负相关, 这表明机构投资者持股比例越高, 股价同步性越低, 因为机构投资者拥有更专业的分析师团队, 他们会利用公司信息进行交易, 使股价中包含更多公司层面信息, 从而降低股价同步性。大股东持股比例 (Top1) 与股价同步性显著负相关, 第一大股东持股比例越高, 有助于提高公司治理效率, 使公司信息更多地融入股价, 股价同步性降低。股权制衡 (Hindex) 与股价同步性显著负相关, 这表明第二大股东至第五大股东持股比例越高, 有利于遏制控股股东的掏空行为, 从而提高公司的信息透明度, 股价同步性降低。公司规模 (Size) 与股价同步性显著正相关, 这说明公司规模越大, 其与市场和行业的关联度越高, 公司股价中包含更多市场和行业层面的信息, 导

表3 媒体报道与股价同步性回归结果

	(1) Media		(2) Num		(3) Tone	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
Report	-0.0737***	(-7.389)	-0.0817***	(-10.736)	0.2475***	(5.608)
Vol	-10.0151***	(-29.500)	-9.7967***	(-28.803)	-9.7301***	(-21.048)
Top1	-0.0906**	(-2.350)	-0.0911**	(-2.363)	-0.1444***	(-3.034)
Hindex	-0.9734***	(-3.746)	-0.9812***	(-3.728)	-1.2037***	(-3.745)
Size	0.1720***	(23.625)	0.1839***	(25.067)	0.1820***	(20.456)
Lev	-0.5821***	(-21.020)	-0.5765***	(-21.049)	-0.5669***	(-16.221)
Growth	-0.1047***	(-13.529)	-0.1030***	(-13.437)	-0.1105***	(-10.570)
Analyst	-0.0094	(-1.402)	-0.0016	(-0.242)	-0.0461***	(-5.341)
Inst	-0.0014***	(-4.465)	-0.0016***	(-5.028)	-0.0010**	(-1.988)
DA	-0.0785*	(-1.822)	-0.0824*	(-1.921)	-0.0632	(-1.106)
SOE	0.0195	(1.530)	0.0190	(1.505)	0.0331**	(2.065)
Big4	-0.1067***	(-4.074)	-0.0980***	(-3.730)	-0.1021***	(-3.495)
cons	-3.0979***	(-20.187)	-3.3199***	(-21.514)	-3.6231***	(-19.284)
年度效应	控制		控制		控制	
行业效应	控制		控制		控制	
N	17 144		17 144		9 503	
调整后的R ²	0.4280		0.4330		0.4319	
F 值	287.2373		296.1743		174.6038	

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著；括号中为t值。

致股价同步性增加。会计信息质量(DA)与股价同步性在是否报道和报道数量的模型中显著负相关,这表明会计信息质量越高,投资者更多地采用公司信息进行交易,股价中包含更多公司信息,因此股价同步性降低。股权性质(SOE)与股价同步性呈正相关关系,但正相关关系仅在媒体报道语气模型中通过了5%显著性水平检验。国际“四大”审计(Big4)与股价同步性显著负相关,表明由国际“四大”审计的公司股价同步性更低。

表4进一步考察了媒体报道与股价同步性的关系如何受环境不确定性的影响。回归结果显示,媒体是否报道(Media)、媒体报道数量(Num)与股价同步性显著负相关,表明媒体曝光度越高,公司层面的信息更多地融入股价,进而股价同步性降低。媒体报道语气(Tone)与股价同步性显著正相关,媒体报道语气越正面,投资者对公司信息信任度降低,导致股价同步性增加。此外,表4中第(1)、(2)列中媒体报道与环境不确定性交乘项(Report×EU)的回归系数为正,且在1%的水平上显著,该研究结论支持了研究假设2。研究结果表明随着公司外部环境不确定性的提高,投资者与上市公司之间的信息不对称程度更高,导致媒体无法充分获知上市公司相关信息,对公司相关信息无法进行详尽的报道,从而减少了投资者通过媒体报道获取的信息含量,投资者较难利用媒体报道等公开信息进行相应的投资决策,这导致股价中包含的公司层面的特质信息较少,股价同步性增加。另一方面,公司外部环境不确定性程度越高,公司面临的风险越大,减弱了管理层对

特定信息的分析和判断能力,这进一步增加新闻媒体对公司报道偏误的可能性,从而投资者利用新闻媒体信息进行投资决策的可能性越低,降低了媒体报道的信息中介作用,因此媒体报道对股价同步性的降低作用在环境不确定情况下有所减弱。但表4中第(3)列回归结果显示,媒体报道语气与环境不确定性交乘项的系数为负,但并未通过显著性检验,这其中的原因可能是,环境不确定性减弱了媒体报道的信息中介作用,这导致投资者制定投资决策时降低了对媒体报道的依赖程度,投资者并不关注媒体报道的语气,这导致媒体语气与环境不确定性的交乘项系数并未通过显著性检验。

(三) 稳健性检验

前文分析结果表明,媒体报道越多,使得股价中包含更多公司层面的特质信息,进而股价同步性降低。但是该结论可能存在一定的内生性问题。因此,我们采用二阶段回归法对此作进一步研究。

上市公司媒体报道的程度受该公司所在地区媒体产业发展水平的影响,媒体产业发展水平越高,公司接受媒体报道的可能性越大,接受媒体报道的数量也会越多,因此我们采用传媒发展指数(Media_index)来考察地区传媒发展水平对上市公司媒体报道程度的影响。当该变量小于其中位数时取0,否则取1,以省为单位,数据来自历年的《中国传媒发展指数报告》。由于传媒发展指数仅对媒体报道产生影响,对股价同步性不会产生直接的影响,因此该变量能够较好地解决媒体报道与股价同步性之间的内

表4 环境不确定性、媒体报道与股价同步性回归结果

	(1) Media		(2) Num		(3) Tone	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
Report	-0.0873***	(-5.835)	-0.0916***	(-8.380)	0.2685***	(3.662)
EU	-0.0727***	(-5.168)	-0.0708***	(-5.384)	0.0035	(0.043)
Report×EU	0.0551***	(3.025)	0.0384***	(3.443)	-0.0281	(-0.290)
Vol	-10.2738***	(-26.549)	-10.0917***	(-26.030)	-9.4465***	(-18.063)
Top1	-0.1523***	(-3.389)	-0.1528***	(-3.390)	-0.1886***	(-3.537)
Hindex	-1.4907***	(-4.442)	-1.5131***	(-4.455)	-1.6129***	(-4.046)
Size	0.1956***	(24.534)	0.2059***	(25.615)	0.1960***	(19.473)
Lev	-0.5375***	(-17.864)	-0.5316***	(-17.799)	-0.5536***	(-14.273)
Growth	-0.1040***	(-12.677)	-0.1033***	(-12.651)	-0.1099***	(-10.078)
Analyst	-0.0223***	(-2.870)	-0.0144*	(-1.856)	-0.0475***	(-4.819)
Inst	-0.0001	(-0.189)	-0.0003	(-0.676)	-0.0004	(-0.691)
DA	-0.0770*	(-1.655)	-0.0797*	(-1.722)	-0.0229	(-0.356)
SOE	0.0286**	(2.039)	0.0284**	(2.048)	0.0373**	(2.128)
Big4	-0.1385***	(-4.873)	-0.1315***	(-4.626)	-0.1319***	(-4.154)
cons	-3.3812***	(-19.846)	-3.5947***	(-20.823)	-3.7647***	(-16.966)
年度效应	控制		控制		控制	
行业效应	控制		控制		控制	
N	12 673		12 673		6 993	
调整后的R ²	0.4880		0.4925		0.4836	
F 值	246.6802		256.0442		143.5413	

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著；括号中为t值。

生性问题。

首先，我们根据模型(7)进行第一阶段的回归分析，检验地区传媒发展水平(Media_index)对媒体报道(Report)的影响，计算得到回归结果的残差，然后采用模型(8)研究媒体报道的残差对股价同步性的影响，通过二阶段回归模型可以较好地处理内生性问题。

$$Report = \alpha + \beta_1 Vol + \beta_2 Top1 + \beta_3 Hindex + \beta_4 Size + \beta_5 Lev + \beta_6 Growth + \beta_7 Analyst + \beta_8 Inst + \beta_9 DA + \beta_{10} SOE + \beta_{11} Big4 + \beta_{12} Media_index + \sum Ind + \sum Year + \epsilon \quad (7)$$

$$SYN = \alpha + \beta_1 Report + \beta_2 Vol + \beta_3 Top1 + \beta_4 Hindex + \beta_5 Size + \beta_6 Lev + \beta_7 Growth + \beta_8 Inst + \beta_9 Analyst + \beta_{10} DA + \beta_{11} SOE + \beta_{12} Big4 + \sum Ind + \sum Year + \epsilon \quad (8)$$

表5是考虑了内生性问题后上市公司媒体报道对股价同步性的影响。其中，第(1)、(3)、(5)列分别报告了第一阶段的回归结果，即地区媒体产业发展水平是否会对公司媒体报道的程度产生影响。结果显示，地区传媒发展指数(Media_index)与媒体是否报道(Media)在1%水平上显著正相关，这表明上市公司接受媒体报道的可能性

与当地的媒体产业发展水平正相关；地区传媒发展指数(Media_index)与上市公司媒体报道数量(Num)在1%水平上也呈显著正相关关系，即地区传媒产业发展水平越高，上市公司的媒体报道数量也越多；而地区传媒发展指数(Media_index)与媒体报道语气(Tone)的关系不显著，这表明一个地区传媒发展水平与媒体报道采用何种报道语气无直接的关系。第(2)、(4)列分别报告了考虑内生性问题后媒体报道对股价同步性的影响，结果显示，媒体是否报道以及媒体报道数量与股价同步性仍然显著负相关，这表明，控制内生性问题后，上市公司通过媒体报道发布公司的相关信息，可以提高股价中包含更多的公司层面特质信息，进而导致股价同步性降低，这一结果也为前文的相关结论提供支持。

五、研究结论

本文以2003~2014年非金融类上市公司媒体报道的数据为样本，实证分析了媒体报道对股价同步性的影响。分析结果表明，媒体是否报道以及媒体报道数量均与公司的股价同步性显著负相关，这表明媒体报道可以缓解公司的信息不对称，使公司特质信息能够被市场充分吸收，进而作用于股价，导致公司的股价同步性减弱。但是进一步研究发现媒体报道语气越正面，公司的股价同步性越高，

表5 媒体报道与股价同步性的关系——内生性检验

	Media		Num		Tone	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Report		-0.691* (-0.386)		-0.465* (-0.271)		-41.130 (-181.421)
Media_index	0.001*** (-0.000)		0.002*** (-0.000)		-0.000 (-0.000)	
Vol	1.855*** (-0.301)	-11.502*** (-0.889)	3.363*** (-0.471)	-11.790*** (-1.084)	-0.251 (-0.156)	-18.564 (-45.442)
Top1	-0.056 (-0.034)	-0.145** (-0.063)	-0.065 (-0.053)	-0.153** (-0.066)	-0.023 (-0.015)	-1.212 (-4.188)
Hindex	-0.353 (-0.221)	-1.520*** (-0.484)	-0.513 (-0.369)	-1.526*** (-0.504)	-0.292*** (-0.097)	-14.370 (-53.141)
Size	0.073*** (-0.005)	0.143*** (-0.028)	0.163*** (-0.008)	0.118*** (-0.043)	0.004* (-0.002)	0.389 (-0.834)
Lev	0.002 (-0.023)	-0.543*** (-0.041)	0.062* (-0.034)	-0.570*** (-0.047)	-0.046*** (-0.012)	-2.451 (-8.301)
Growth	0.003 (-0.008)	-0.125*** (-0.012)	0.018 (-0.014)	-0.131*** (-0.013)	0.010*** (-0.004)	0.298 (-1.857)
Analyst	0.050*** (-0.005)	-0.038* (-0.022)	0.123*** (-0.008)	-0.061* (-0.035)	0.018*** (-0.002)	0.725 (-3.280)
Inst	-0.001*** (-0.000)	0.001 (-0.001)	-0.002*** (-0.000)	0.001 (-0.001)	-0.000 (-0.000)	-0.001 (-0.006)
DA	0.089** (-0.043)	-0.172** (-0.071)	0.055 (-0.068)	-0.137** (-0.066)	0.049** (-0.020)	2.024 (-8.919)
SOE	-0.018* (-0.009)	0.055*** (-0.019)	-0.017 (-0.015)	0.051** (-0.019)	-0.004 (-0.005)	-0.130 (-0.811)
Big4	-0.003 (-0.019)	-0.114*** (-0.039)	0.129*** (-0.038)	-0.176*** (-0.059)	-0.006 (-0.007)	-0.330 (-1.103)
cons	-0.858*** (-0.120)	-2.637*** (-0.389)	-2.608*** (-0.184)	-2.018*** (-0.742)	0.747*** (-0.065)	26.910 (-135.600)
N	8 534	8 534	8 534	8 534	3 921	3 921
年度效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
调整后的R ²	0.338	0.347	0.403	0.311	0.083	0.032

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著；括号中为t值。

这主要是因为当媒体报道语气正面时，投资者对媒体报道信息的信赖程度会降低，公司层面的特质信息较少地融入股价，因此股价同步性增加。进一步研究表明，媒体报道对股价同步性的降低作用在环境不确定的情况下有所减弱，表明公司环境不确定性程度越高，媒体报道对股价同步性的降低作用越弱。一方面，环境不确定性程度较高时，管理层在进行经营决策时面临的风险增加，因此即使媒体进行报道，投资者也无法准确区分公司层面的信息，这削弱了媒体报道的作用，使得公司层面的信息更少地融入股价，股价同步性上升；另一方面，公司环境不确定性程度较高时，在管理者和交易者之间会产生严重的信息不对称，媒体很难深入地报道上市公司信息，因此，投资者无

法依据公司信息做出相应决策，股价中更多包含的是市场和行业层面的信息，导致股价同步性增加。

本文的研究具有重要的理论和实践意义。第一，媒体反复地报道上市公司消息，可以使股价中包含更多公司层面的信息，使得股价同步性下降，媒体在这一过程中充分扮演了公司治理角色和信息中介角色。因此，媒体相关的报道可以增加公司信息透明度、降低交易风险、减少信息获取成本，促进资源的优化配置。第二，媒体报道语气与股价同步性呈显著正相关，这表明媒体报道的性质也包含相关的信息，因此在关注上市公司是否有媒体报道的同时，应该更关注报道的性质和内容，从而分析其对公司的影响。

主要参考文献：

- [1] 才国伟, 邵志浩, 徐信忠. 企业和媒体存在合谋行为吗? ——来自中国上市公司媒体报道的间接证据[J]. 管理世界, 2015, (7) : 158-169.
- [2] 曹新伟, 洪剑峭, 贾琬娇. 分析师实地调研与资本市场信息效率——基于股价同步性的研究[J]. 经济管理, 2015, 37(8) : 141-150.
- [3] 戴亦一, 潘越, 刘思超. 媒体监督政府干预与公司治理[J]. 世界经济, 2011, (11) : 121-144.
- [4] 胡军, 王甄. 微博、特质性信息披露与股价同步性[J]. 金融研究, 2015, (11) : 190-206.
- [5] 黄俊, 郭照蕊. 新闻媒体报道与资本市场定价效率——基于股价同步性的分析[J]. 管理世界, 2014, (5) : 121-130.
- [6] 蒋海, 张博, 王湛春. 公司治理机制与股价波动同步性研究[J]. 价格月刊, 2010, (4) : 22-24.
- [7] 李增泉. 所有权结构与股票价格的同步性——来自中国股票市场的证据[J]. 中国会计与财务研究, 2005, (3) : 57-100.
- [8] 卢文彬, 官峰, 张佩佩, 邓玉洁. 媒体曝光度、信息披露环境与权益资本成本[J]. 会计研究, 2014, (12) : 66-71.
- [9] 罗进辉, 杜兴强. 媒体报道、制度环境与股价崩盘风险[J]. 会计研究, 2014, (9) : 53-59.
- [10] 马妍妍. 互联网新舆论场的结构性特征——以社会化媒体为例[J]. 浙江传媒学院学报, 2013, (5) : 35-38.
- [11] 唐松, 胡威, 孙铮. 政治关系、制度环境与股票价格的信息含量——来自我国民营上市公司股价同步性的经验证据[J]. 金融研究, 2011, (7) : 182-195.
- [12] 汪昌云, 武佳薇. 媒体语气、投资者情绪与IPO定价[J]. 金融研究, 2015, (9) : 174-189.
- [13] 王木之, 李丹. 资本市场中的媒体公关: 来自我国企业IPO的经验证据[J]. 管理世界, 2016, (7) : 121-136.
- [14] 王亚平, 刘慧龙, 吴联生. 信息透明度、机构投资者与股价同步性[J]. 金融研究, 2009, (12) : 162-174.
- [15] 谢德仁, 林乐. 管理层语调能预示公司未来业绩吗? ——基于我国上市公司年度业绩说明会的文本分析[J]. 会计研究, 2015, (2) : 20-27.
- [16] 熊艳, 李常青, 魏志华. 媒体报道与IPO定价效率: 基于信息不对称与行为金融视角[J]. 世界经济, 2014, (5) : 135-160.
- [17] 薛有志, 吴超, 周杰. 代理成本、信息不对称与IPO前媒体报道[J]. 管理科学, 2014, 27(5) : 80-90.
- [18] 杨继伟, 聂顺江. 股价信息含量与企业资本配置效率研究[J]. 管理科学, 2010, (6) : 81-90.
- [19] 杨领波. 浅谈如何避免正面报道中出现负面效应[J]. 决策探索月刊, 2013, (24) : 79-80.
- [20] 杨世鉴. 媒体报道与分析师跟踪能够提高信息披露质量吗? ——基于我国上市公司业绩预告的分析[J]. 中国注册会计师, 2013, (7) : 72-77.
- [21] 伊志宏, 李颖, 江轩宇. 女性分析师关注与股价同步性[J]. 金融研究, 2015, (11) : 175-189.
- [22] 游家兴, 吴静. 沉默的螺旋: 媒体情绪与资产误定价[J]. 经济研究, 2012, (7) : 141-152.
- [23] 游家兴, 张俊生, 江伟. 制度建设、公司特质信息与股价波动的同步性——基于R²研究的视角[J]. 经济学, 2006, 6(1) : 190-206.
- [24] 袁知柱, 鞠晓峰. 制度环境、公司治理与股价信息含量[J]. 管理科学, 2009, 22(1) : 17-29.
- [25] 周冬华, 赵玉洁. 微博信息披露有利于降低股价同步性吗? [J]. 当代财经, 2016, (8) : 109-120.
- [26] 周林洁. 公司治理、机构持股与股价同步性[J]. 金融研究, 2014, (8) : 146-161.
- [27] 朱红军, 何贤杰, 陶林. 中国的证券分析师能够提高资本市场的效率吗——基于股价同步性和股价信息含量的经验证据[J]. 金融研究, 2007, (2) : 110-121.
- [28] Barber, B. M., Odean, T. All That Glitters: The Effect of Attention and News on the Buying Behavior of Individual and Institutional Investors[J]. Review of Financial Studies, 2008, 21(2) : 785-818.
- [29] Barberis, N., Shleifer, A., Wurgler, J. Comovement[J]. Journal of Financial Economics, 2005, 75(2), 283-317.
- [30] Baum, C. F., Caglayan, M., Ozkan, N., Talavera, O. The Impact of Macroeconomic Uncertainty on Non-Financial Firms' Demand for Liquidity[J]. Review of Financial Economics, 2006, 15(1) : 289-304.
- [31] Bushee, B. J., Core, J. E., Guay, W., Hamm, S. J. W. The Role of the Business Press as an Information Intermediary[J]. Journal of Accounting Research, 2010, 48(1) : 1-19.
- [32] Chan, K., Hameed, A. Stock Price Synchronicity and Analyst Coverage in Emerging Markets[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 80(1) : 115-147.
- [33] Dess, G. G., Beard, D. W. Dimensions of Organizational Task Environments[J]. Administrative Science Quarterly, 1984, 29(1) : 52-73.
- [34] Durnev, A., Morck, R., Yeung, B., Zarowin, P. Does Greater Firm-Specific Return Variation Mean More or Less Informed Stock Pricing[J]. Journal of Accounting Research, 2003, 41(5) : 797-836.
- [35] Dyck, A., Volchkova, N., Zingales, L. The Corporate Governance Role of the Media: Evidence from Russia[J]. The Journal of Finance, 2008, 63(3) : 1093-1135.
- [36] Fang, L., Peress, J. Media Coverage and the Cross-

- Section of Stock Returns[J]. *Journal of Finance*, 2009, 64(5) : 2023-2052.
- [37] Ferreira, M. A., Laux, P. A. Corporate Governance, Idiosyncratic Risk, and Information Flow[J]. *Journal of Finance*, 2007, 62(2) : 951-989.
- [38] Ghosh, D., Olsen, L. Environmental Uncertainty and Managers' Use of Discretionary Accruals[J]. *Accounting Organizations & Society*, 2009, 34(2) : 188-205.
- [39] Gul, F. A., Kim, J. B., Qiu, A. A. Ownership Concentration, Foreign Shareholding, Audit Quality, and Stock Price Synchronicity : Evidence from China[J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 95(3) : 425-442.
- [40] Gurun, U. G., Butler, A. W. Don't Believe the Hype : Local Media Slant, Local Advertising, and Firm Value [J]. *The Journal of Finance*, 2012, 67(2) : 561-598.
- [41] Herman, E. S., Chomsky, N. Propaganda Mill : The Media Churn Out the Official Line[J]. *The Progressive*, 1988, 52(6) : 14-17.
- [42] Hertzfel, M., Smith, R. L. Market Discounts and Shareholder Gains for Placing Equity Privately[J]. *The Journal of Finance*, 1993, 48(2) : 459-485.
- [43] Hutton, A. P., Marcus, A. J., Tehranian, H. Opaque Financial Reports, R^2 , and Crash Risk[J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 94(1) : 67-86.
- [44] Jin, L., Myers, S. R^2 Around the World : New Theory and New Tests[J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 79 : 257-292.
- [45] Johnson, W. C., Marietta-Westberg, J. The Effect of News on Volatility : A Study of IPOs[R]. SSRN Working Paper, 2004.
- [46] Mitchell, M. L., Harold, M. J. The Impact of Public Information on the Stock Market[J]. *Journal of Finance*, 1994, 49(3) : 923-50.
- [47] Morck, R., Yeung, B., Yu, W. The Information Content of Stock Markets : Why do Emerging Markets have Synchronous Stock Price Movements ? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1-2) : 215-260.
- [48] Piotroski, J. D., Roulstone, D. T. The Influence of Analysts, Institutional Investors, and Insiders on the Incorporation of Market, Industry, and Firm Specific Information into Stock Prices[J]. *Accounting Review*, 2004, 79(4) : 1119-1151.
- [49] Reuter, J., Zitzewitz, E. Do Ads Influence Editors ? Advertising and Bias in the Financial Media[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2006, 121(1) : 197-227.
- [50] Roll, R. R^2 [J]. *Journal of Finance*, 1988, 43(3) : 541-566.
- [51] West, K. Dividend Innovations and Stock Price Volatility [J]. *Econometrica*, 1988, 56(1) : 37-61.

Media Coverage, Environment Uncertainty and Stock Price Synchronicity

ZHOU Dong-hua, WEI Ling-hui

Abstract : Based on the media coverage of non-financial listed companies in China during 2003-2014, this paper studies the relationship between the media coverage and stock price synchronicity. The results show that the media coverage and the number of media reports have a significant negative correlation with the synchronicity. But the positive tone of the media reports will increase the stock price synchronicity. This paper further finds that the negative relationship between media coverage and stock price synchronicity is weaker under higher uncertainty environment.

Key words : media coverage; report tone; synchronicity; environment uncertainty

(责任编辑 杨亚彬)

会计信息可比性与股价崩盘风险

袁振超¹, 代冰彬²

(1. 深圳大学 经济学院, 广东 深圳 518060 ;

2. 北京第二外国语学院 国际商学院, 北京 100024)

摘要：高可比性信息有助于提高投资者觉察管理层隐藏坏消息的能力，同时更可比会计信息也有助于约束管理层的盈余管理行为。本文基于2003～2013年A股上市公司样本，借鉴De Franco等(2011)度量会计信息可比性的方法，检验了会计信息可比性与股价崩盘风险之间的关系。经验证据发现，会计信息可比性与股价崩盘风险之间显著负相关。进一步地，基于我国股票市场的涨跌停制度，我们根据跌停次数度量真实发生的股价崩盘，发现会计信息可比性与未来股价跌停的次数显著负相关，这意味着提高会计信息可比性是降低未来股价崩盘的重要机制。本文的研究对政策制定者、管理层以及投资者都具有启示意义。

关键词：会计信息可比性；股价崩盘风险；隐藏坏消息

中图分类号：F275；F832.5 **文献标志码：**A **文章编号：**2095-8838(2017)03-0065-11

一、引言

股价崩盘风险因其对资本市场健康发展的不利影响和对投资者财富的侵蚀，一直受到政府、投资界和学术界广泛关注，尤其是金融危机之后。近年来，学者们发现，信息不对称和管理层囤积坏消息是致使股价崩盘的重要原因(Jin和Myers, 2006；Hutton等, 2009)。具体而言，基于管理层侵占上市公司(Kim等, 2011a)、股权激励(Kim等, 2011b)、避税动机(Desai和Dharmapala, 2006；Kim等, 2011a)等原因，管理层倾向于操纵财务信息，隐藏坏消息，致使坏消息不断累积，直至无法掩盖、一次性释放到市场导致股价崩盘。上述文献都是从公司本

身的管理层机会主义动机或者信息透明度角度探讨股价崩盘风险的，到目前为止鲜有文献探讨上市公司所处行业的信息环境如何影响股价崩盘风险。直觉上笔者认为，如果行业财务信息可比性越高，行业内其他公司的财务信息有助于帮助投资者分析目标公司财务信息的可靠性，进而越容易觉察管理层操纵信息的机会主义行为，致使管理层隐藏坏消息的机会主义行为不能累积，股价也不会崩盘。故本文试图从公司一年度会计信息可比性研究其对未来股价崩盘风险的影响。

借鉴De Franco等(2011)度量的会计信息可比性，我们研究了会计信息可比性与未来股价崩盘风险之间的关系。结果发现，会计信息可比性越高，未来股票负收益偏

收稿日期：2016-10-27

基金项目：国家自然科学基金项目(71502115)；深圳大学人文社会科学青年教师扶持项目(15QNFC07)

作者简介：袁振超(1983-)，男，山东阳谷人，讲师；

代冰彬(1979-)，女，湖北天门人，副教授。

态程度越小,即未来股价崩盘风险越低。进一步,鉴于我国股市存在特有的涨跌停制度,我们以股票跌停次数作为股价崩盘的代理变量,发现会计信息可比性可以用来预测未来股价崩盘风险。具体而言,会计信息可比性越高,未来股价发生跌停的次数越少。

本文的研究贡献如下:首先,本文与Kim等(2016)的研究最为相似,他们研究的是会计信息可比性与期望的股价崩盘风险之间的关系,他们根据期权定价模型估计出个股期权的隐含波动率微笑(Implied Volatility Smirk),并将其作为期望的股价崩盘风险的代理变量,度量的是事前的股价崩盘风险(Ex Ante Crash Risk),而本文度量的是事后真实的股价崩盘风险(Ex Post-realized Crash Risk)。此外,由于我国特有涨跌停制度,我们在进一步研究中检验了会计信息可比性与基于个股跌停次数度量的真实股价崩盘之间的关系。简言之,本文提出了研究股价崩盘风险的新视角,即从会计信息可比性的角度探讨未来股价崩盘风险,丰富了关于股价崩盘风险的相关文献。其次,本文的结论提供了来自中国资本市场关于会计信息可比性正外部性的经验证据,即会计信息可比性越高,同行业公司的财务信息越具有决策有用性。第三,本文的结论对政策制定者、管理层和投资者均具有重要的启示意义,提高会计信息可比性有助于缓解管理层与投资者之间的信息不对称,对资本市场健康运行以及上市公司信息环境的改善都有积极的作用。

本文内容结构安排如下:第二部分是文献回顾与假设的提出;第三部分是数据来源与研究设计;第四部分是实证结果与分析,包括描述性统计分析、相关性分析、回归分析、稳健性检验以及进一步分析;第五节部分是本文的研究结论。

二、文献回顾与假设的提出

(一) 文献回顾

现有研究表明,股价崩盘的内在机理之一在于管理层为维护自身利益隐匿坏消息,坏消息囤积到一定程度后无法掩盖,集中释放导致股价暴跌(Jin和Myers,2006;Hutton等,2009)。其中,信息不对称无疑是关键因素。逻辑上,企业信息透明度越高,投资者越能够及时觉察管理层隐藏坏消息的机会主义行为,并在市场上及时做出反应;同时,信息透明度越高,投资者也越能有效地监督管理层,约束管理层的机会主义行为。换言之,能够降低信息不对称的机制提高了管理层隐藏并囤积坏消息的难度,进而降低股价崩盘风险。DeFond等(2015)研究表明,在强制实施IFRS之后,之前信息环境较差的工业企业的股

价崩盘风险下降。Jin和Myers(2006)利用全球40个市场的宏观数据,验证了市场层面的透明度与股市暴跌风险负相关。Hutton等(2009)拓展了Jin和Myers(2006)的研究,从公司层面研究透明度与股价崩盘风险之间的关系,他们利用应计盈余管理模型构建公司层面上的信息透明度指标,结果发现,公司信息透明度越低,未来股价崩盘概率越高。

分析师是降低资本市场信息不对称的重要媒介,理论上对降低股价崩盘风险有积极作用。潘越等(2011)研究发现分析师关注能够降低信息不透明对个股崩盘风险的不利影响,由此提出分析师关注可视为我国中小投资者法律保护环境不理想的补充机制。然而,许年行等(2012)却发现分析师跟踪数目越多,股价崩盘风险越大,给出的解释是分析师预测具有乐观性倾向,这阻碍了公司负面信息及时反映到股价上,致使股价虚高和坏消息的累积,进而导致更高的股价崩盘风险。

除了信息中介,管理层作为内部人所披露的信息也应具有缓解信息不对称的功能。Zhang(2012)发现,盈余不透明程度与股价崩盘风险显著正相关,而且经营活动现金流信息含量提高时,股价的崩盘风险降低;然而,却没有发现高信息含量的经营活动现金流能够降低盈余不对称程度与股价崩盘风险正相关关系的经验证据。Hamm等(2016)做了进一步拓展,他们发现管理层业绩预测的频率越高,股价崩盘风险越高。这与管理层业绩预测有利于提高透明度进而降低股价崩盘风险的直觉相悖;他们尝试从代理成本角度寻找可能的解释,结果发现,高管持股比例越高、外部监督越弱、诉讼风险越低、乐观程度预测越高,盈余透明度越低时,上述关系越显著。

总而言之,实证结论表明能够降低信息不对称的机制确实显著降低了股价崩盘风险。那么,信息不对称本身对预测股价崩盘风险有没有作用呢?Bradshaw等(2010)研究发现,会计信息不对称与股价崩盘风险存在相关性,但是,期权市场并不能有效利用会计信息不对称的预测价值。他们的研究结论可用行为金融的理论给以解释:投资者预期当前业绩能够长期存在,所以只有当这种预期消失之后,股价才会反转。Kim和Zhang(2014)用期权隐含波动率偏态的陡峭程度(The Steepness of Option Implied Volatility Skew)度量可感知的股价崩盘风险(Perceived Crash Risk)——这是基于期权定价模型估计的事前的股价崩盘风险(Ex Ante Crash Risk),发现公司信息透明度越差,可感知的股价崩盘风险越高。Kim等(2016)发现会计信息可比性越高,可感知的股价崩盘风险(又名期望的股价崩盘风险)越低。本文与该文

献最相似,但Kim等(2016)研究的是会计信息可比性与事前的股价崩盘风险的关系,而本文试图研究是否可以依据会计信息可比性预测未来的股价崩盘风险。换言之,本文试图探究会计信息可比性与事后真实股价崩盘风险(Ex Post-realized Crash Risk)的关系。

相对于信息不对称而言,管理层维护自身利益的机会主义行为也是导致股价崩盘风险的重要原因。Wang(2012)发现股价被高估时,管理层往往做向上的盈余管理以支撑高股价。如果管理层不能披露和高股价相对应的业绩,股价就会下跌,同时管理层自身的经济利益也会遭受损失(Jensen, 2004);然而,管理层通过盈余管理除了能够披露较高的盈余,同时也隐匿了公司的特有信息——特别是负面信息,进而导致未来股价崩盘风险提高。Li等(2011)以美国1994~2009年间的上市公司为样本,检验了真实盈余管理与未来股价崩盘风险之间的关系。结果发现,公司当年真实盈余管理与未来股价崩盘风险显著正相关;进一步研究发现,真实盈余管理不能预测未来股价暴涨现象,这表明管理层通常用真实盈余管理来隐藏坏消息而不是隐藏好消息。此外,真实盈余管理预测股价崩盘风险的能力在SOX(萨班斯法案)之后更显著,预测能力大概是SOX之前的三倍。而Hutton等(2009)发现在SOX之后,应计盈余管理预测未来股价崩盘的能力下降了大约50%。Desai和Dharmapala(2006)认为避税活动为管理层隐藏坏消息提供了机会,为了成功避税,管理层会运用税务筹划手段隐匿坏消息,并操纵盈余;而复杂隐蔽的避税活动提供了更多的盈余操纵的空间,进而形成了恶性循环,信息透明度降低。Kim等(2011a)发现,公司避税活动与未来股价崩盘风险正相关,证实了Desai和Dharmapala(2006)的观点。Kim等(2011b)发现公司CFO的期权激励与未来股价崩盘风险正相关。

从上述文献基本可以得出信息透明度和盈余管理是影响股价崩盘风险的重要因素。而Kim和Zhang(2016)提出了解释股价崩盘风险的新观点,即股价崩盘风险高是因为缺乏会计稳健性,他们的研究表明,会计的稳健性能够有效约束管理层向上盈余管理的动机和能力,同时也限制了管理层隐藏坏消息的能力,进而降低了股价崩盘风险;而且,当信息不对称程度越高时,会计稳健性对股价崩盘风险的抑制作用更显著。此外,已有研究表明,管理层为了自身利益隐藏坏消息致使投资者和董事会不能及时觉察NPV为负的投资项目,一旦无法掩盖亏损的投资项目损害公司价值的真相时,公司股票大幅下挫。Kim等(2016)基于心理学的视角,提出亏损投资项目一直存在是由于管理层的过度自信导致的,CEO过度自信致使亏损

项目长期运行,显著提高了未来股价崩盘的风险;而且当CEO决策权越大时,上述关系越显著。

综上所述,现有研究都是从公司自身角度检验与股价崩盘风险的关系,却鲜有考虑其他公司财务信息的影响。同行业的公司具有相似的经济业务,采用相近的会计处理方法,因而更高的会计信息可比性提高了会计信息在投资者决策时的使用效率。Libby等(2009)认为,信息使用者在分析财务信息时,没有比较基础是无法做出有效决策的。换言之,可比的会计信息是决策有用的。事实上,会计信息可比性的重要性在估值技术中体现得淋漓尽致,比如,价格乘数被投资者及监管机构广泛运用。准则制定机构对会计信息可比性的重要性也达成一致,IASB和FASB在2010年修订的财务会计概念框架中将会计信息可比性列为四个会计信息优化质量特征(Enhancing Qualitative Characteristics)之首。故本文试图从会计信息可比性的视角,探索其与未来股价崩盘风险的关系。

(二) 假设的提出

公司报告更具可比性的财务信息能够产生对其他公司的外部性(Hail等, 2010)。从网络视角理解会计信息可比性的外部性,财务报告可比的公司数目越多,基于财务报告网络的两两之间信息交流的数量也就越多(Meeks和Swann, 2009),正的网络协同效应也就越大(Katz和Shapiro, 1985; Bental和Spiegel, 1995),这提高了对于管理者和外部利益相关者的总的网络价值。同时,可比的会计信息是信息转移的前提条件(Wang, 2014)。所以,会计信息可比性越高,信息使用者可获取的信息越丰富,信息搜索及使用成本就越低(Li, 2010)。同时,公司间的会计信息可比性越高,信息使用者越容易觉察管理层有意隐藏坏消息的机会主义行为,进而在股票市场做出相应的决策,这样坏消息就不会累积到导致股价崩盘的境地。

从管理层角度而言,会计信息可比性越高,越有利于管理层做出正确的决策,避免决策失误之后采用盈余管理等操纵性的手段掩盖过失造成的不良后果。Sohn(2011)以美国上市公司为样本,检验了会计信息可比性对盈余管理的影响,结果发现,随着会计信息可比性的提高,应计盈余管理显著下降;当公司的信息环境或者审计质量较好时,会计信息可比性越高,管理层实施真实盈余管理的行为也有所缓解。Li(2010)以欧盟国家1995~2006年的上市公司为样本,发现强制实施IFRS平均能够降低权益成本大约47个基点,进一步研究发现,该结论主要是由于IFRS实施力度大和信息披露程度高以及会计信息可比性显著提高。此外,会计信息可比性越高,也意味着更高的会计信息质量(Yip和Young, 2012)。

总而言之,较高的会计信息可比性一方面提高了投资者发觉管理层操纵会计信息隐藏坏消息的能力;另一方面约束了管理层操纵会计信息的行为,同时也有利于提高管理层正确决策的水平。换句话说,较高的会计信息可比性化解了股价崩盘风险的两个条件:一是降低了信息不对称水平;二是抑制了管理层的盈余管理。所以,提出如下假设:
假设:会计信息可比性越高,未来股价崩盘风险越低。

三、数据来源与研究设计

(一) 数据来源及处理

本文选取2003~2013年沪深两市所有A股上市公司为研究样本,检验上市公司的会计信息可比性对股价崩盘风险的影响。本文所需数据来源于CSMAR数据库和Wind数据库,并进行了如下的数据筛选:(1)由于金融保险类公司财务结构以及会计信息的特殊性,按照研究惯例将其剔除;(2)剔除数据缺失的样本。为消除异常值的影响,对样本所有的连续变量进行了1%和99%分位的Winsorize缩尾处理。

(二) 检验模型与变量定义

为检验会计信息可比性对股价崩盘风险的影响,我们借鉴Chen等(2001)、Hutton等(2009)、Kim等(2011a; 2011b)以及许年行等(2012)等的做法构建模型(1)进行回归。我们采用两种方法度量上市公司个股股价崩盘风险:NCSKEW(负收益偏态系数, Negative Coefficient of Skewness)、DUVOL(收益上下波动比率, Down-to-Up Volatility)。

$$NCSKEW_{i,t} (or DUVOL_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 COMPARE_{i,t-1} + \alpha_2 DTURN_{i,t-1} + \alpha_3 NCSKEW_{i,t-1}^{-1} (or DUVOL_{i,t-1}^{-1}) + \alpha_4 SIGMA_{i,t-1} + \alpha_5 RET_{i,t-1} + \alpha_6 SIZE_{i,t-1} + \alpha_7 BM_{i,t-1} + \alpha_8 LEV_{i,t-1} + \alpha_9 ROA_{i,t-1} + \alpha_{10} OPACITY_{i,t-1} + \alpha_{11} FOLLOW_{i,t-1} + \alpha_{12} EXPERT_{i,t-1} + YEAR + IND + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,在度量股价崩盘风险(NCSKEW_{i,t}和DUVOL_{i,t})时,剔除年交易周数小于30的样本(Jin和Myers, 2006),首先用公司个股周收益数据做如下回归:

$$R_{i,w} = \beta_0 + \beta_1 R_{m,w-2} + \beta_2 R_{m,w-1} + \beta_3 R_{m,w} + \beta_4 R_{m,w+1} + \beta_5 R_{m,w+2} + \varepsilon_{i,w} \quad (2)$$

其中, R_{i,w}为股票i第w周考虑现金红利再投资的收益率, R_{m,w}为第w周流通市值加权的市场平均收益率。考虑到交易的非同步性,在上述回归方程中加入两期的滞后项和领先项(Dimson, 1979)。将股票i第w周的特有收益定义为上述回归的残差加1的自然对数,即 W_{i,w} = Ln(1 + ε_{i,w})。基于 W_{i,w} 进一步度量 NCSHEW_{i,t} 和 DUVOL_{i,t}。NCSHEW_{i,t} 的计算如公式(3)所示:

$$NCSKEW_{i,t} = -\left[\frac{n(n-1)^{3/2} \sum W_{i,w}^3}{(n-1)(n-2) (\sum W_{i,w}^2)^{3/2}} \right] \quad (3)$$

其中, n为股票i当年交易的周数, NCSKEW_{i,t} 值越大,表示股票收益率分布左偏得越严重,越可能股价崩盘。

DUVOL_{i,t}的计算步骤:首先根据公司i第w周特有收益是否高于其年平均特有收益分为两类,低于年平均特有收益的周(Down)和高于年平均特有收益的周(Up);其次,分别计算出两类周特有收益的标准差;最后,将Down组的周特有收益标准差除以Up组的周特有收益标准差,然后取对数得到DUVOL_{i,t},具体计算如公式(4)所示:

$$DUVOL_{i,t} = \text{Log} \left[\frac{(n_u - 1) \sum_{DOWN} W_{i,w}^2}{(n_d - 1) \sum_{UP} W_{i,w}^2} \right] \quad (4)$$

其中, n_u(n_d)为股票周特有收益 W_{i,t} 大于(小于)年平均特有收益的周数。相似地, DUVOL_{i,t} 值越大,也意味着股票收益率分布左偏的程度越严重,股价崩盘风险越大。

COMPARE_{i,t-1}(会计信息可比性)定义为公司i第t-1年与同行业所有公司的可比性的均值,我们借鉴了De Franco等(2011)的度量方法。为了凸显会计信息可比性的变动对股价崩盘风险的影响,我们将COMPARE_{i,t-1}乘以100。基于假设的推理,会计信息可比性越高,管理层越难以隐藏坏消息,致使坏消息难以囤积。我们预期COMPARE_{i,t-1}的回归系数符号为负。

结合前人的研究(Chen等, 2001; Hutton等, 2009; Kim等, 2011a),本文还控制了如下变量:DTURN_{i,t-1}、NCSKEW_{i,t-1}⁻¹、DUVOL_{i,t-1}⁻¹、SIGMA_{i,t-1}、RET_{i,t-1}、SIZE_{i,t-1}、BM_{i,t-1}、LEV_{i,t-1}、ROA_{i,t-1}、OPACITY_{i,t-1}。

其中, DTURN_{i,t-1}(月平均超额换手率)定义为公司i第t-1年的平均月度换手率与其上一年平均月度换手率的差。Chen等(2001)用该变量度量投资者针对同一只股票的观点变化,认为一只股票在之前经历了较高的换手率,未来的股价崩盘风险越高,故预期变量DTURN_{i,t-1}的系数为正。NCSKEW_{i,t-1}⁻¹(滞后一期的负收益偏态指数)定义为公司i第t-1年的负收益偏态系数。DUVOL_{i,t-1}⁻¹(滞后一期的收益上下波动比率)定义为公司i第t-1年的收益上下波动比率。Chen等(2001)和Kim等(2011a)研究发现,在t-1年表现出较高的负收益偏态系数时,未来也会表现出更高的负收益偏态系数,即股价崩盘风险更高。所以,预期变量NCSKEW_{i,t-1}⁻¹的系数为正。相似的逻辑,预期变量DUVOL_{i,t-1}⁻¹的系数也为正。SIGMA_{i,t-1}(个股回报的波动率)定义为公司i第t-1年考虑现金红利再投

资的周收益率的标准差。Chen等(2001)认为股价波动性越高的股票未来越可能发生崩盘; Kim和Zhang(2016)却得出相反的结果。故本文不对 $SIGMA_{i,t-1}$ 的系数做出预期。 $RET_{i,t-1}$ (个股回报率)定义为公司*i*第*t-1*年考虑现金红利再投资的平均周收益率。Chen等(2001)等发现,股票的历史回报率越高,未来崩盘风险越大; Yang等(2012)与Kim和Zhang(2016)却发现历史回报率越高,未来股价崩盘风险越小。故本文不对 $RET_{i,t-1}$ 的系数做出预期。 $SIZE_{i,t-1}$ (公司规模)定义为公司*i*第*t-1*年期末总资产的自然对数。Chen等(2001)和Hutton等(2009)发现公司规模与股价崩盘风险正相关; 而Yang等(2012)与Kim和Zhang(2016)发现公司规模与股价崩盘风险负相关。故本文也不对 $SIZE_{i,t-1}$ 的系数做出预期。 $BM_{i,t-1}$ (账面市值比)定义为公司*i*第*t-1*年期末总资产除以市场价值。其中,市场价值=股权市值+净债务市值(非流通股市值用净资产代替计算)。公司成长能力越高,该股票越可能被过度追捧,形成泡沫,进而未来越可能经历崩盘(Chen等,2001)。所以,预期 $BM_{i,t-1}$ 的系数为负。 $LEV_{i,t-1}$ (财务杠杆比率)定义为公司*i*第*t-1*年长期借款与应付债券的和,然后除以期初总资产。 $ROA_{i,t-1}$ (资产收益率)定义为公司*i*第*t-1*年归属于母公司的净利润除以总资产。Hutton等(2009)研究发现,公司的财务杠杆和经营业绩都与未来的股价崩盘风险负相关。然而, Yang等(2012)研究发现,财务杠杆比率越高,股价崩盘风险越大。因此,本文不对变量 $LEV_{i,t-1}$ 的系数做出预期; 同时,预期变量 $ROA_{i,t-1}$ 的系数为负。 $OPACITY_{i,t-1}$ (信息透明度)借鉴Hutton等(2009)的方法,根据横截面修正的Jones模型(Dechow等,1995)分行业分年度估计出操控性应计利润,采用前三期的操控性应计利润的绝对值加总测度信息透明度。Hutton等(2009)认为,公司信息透明度越差时,管理层越倾向于操纵盈余信息,隐藏坏消息。而当坏消息累积到无法掩盖时,股价就会发生崩盘。所以,本文预期变量 $OPACITY_{i,t-1}$ 的系数为正。

此外,本文还控制了分析师跟踪数目($FOLLOW_{i,t-1}$),定义为公司*i*第*t-1*年被跟踪的分析师数目加1的自然对数。分析师既是资本市场上信息生产者也是财务信息的主要使用对象,同时也担负着向资本市场传递信息的角色。所以,分析师跟踪数目越多,越有助于降低信息不对称,进而降低股价崩盘风险。潘越等(2011)发现,针对信

表1 主要变量的描述性统计

变量名	N	P1	均值	标准差	中位数	P99
NCSKEW	12 104	-1.653	-0.200	0.558	-0.192	1.337
DUVOL	12 104	-1.210	-0.202	0.428	-0.211	0.869
COMPARE	12 104	-7.413	-2.272	1.217	-1.909	-0.886
DTURN	12 104	-0.877	-0.009	0.329	-0.006	0.853
SIGMA	12 104	0.027	0.065	0.023	0.060	0.131
RET	12 104	-0.023	0.004	0.014	0.000	0.042
SIZE	12 104	18.960	21.680	1.221	21.560	25.190
BM	12 104	0.140	0.745	0.275	0.777	1.321
LEV	12 104	0.088	0.518	0.194	0.523	0.970
ROA	12 104	-0.306	0.024	0.066	0.026	0.192
OPACITY	12 104	0.020	0.197	0.135	0.162	0.684
FOLLOW	12 104	0.000	1.053	1.113	0.693	3.497
EXPERT	12 104	0.001	0.042	0.059	0.023	0.294

息不对称程度较高的样本公司,分析师关注降低了其股价崩盘风险。然而,许年行等(2012)得出了不一样的结论,分析师跟踪数目越多,反而股价崩盘风险越大。为此,本文不对分析师跟踪数目($FOLLOW_{i,t-1}$)的系数做出预期。Robin和Zhang(2015)研究发现,审计师行业专长有助于降低未来股价崩盘风险,因此,本文控制了审计师行业专长($EXPERT_{i,t-1}$),参照Krishnan(2003)行业组合份额的视角来度量。具体而言, $EXPERT_{i,t-1}$ 定义为:第*t-1*年审计师*i*在行业*k*的客户资产总额占全部客户资产总额的比例。预期 $EXPERT_{i,t-1}$ 的系数为负。最后,在回归模型中加入了年度哑变量及行业哑变量,以控制年度和行业固定效应。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计分析

表1报告了主要变量的描述性统计。NCSKEW和DUVOL的均值(中位数)分别为-0.200(-0.192)和-0.202(-0.211),均略高于许年行等(2012)报告的2003~2012年间的-0.248(-0.227)和-0.218(-0.221),表明根据我们的样本(2003~2013年)估计的股价崩盘风险相对较高,可能的原因是样本选择差异以及估计周特有收益的条件设置(剔除年度股票交易周数小于30的样本)。此外,NCSKEW和DUVOL的标准差分别为0.558和0.428,表明两种度量股价崩盘风险的指标在公司样本间均存在较大差异。会计信息可比性COMPARE是本文关注的自变量,其均值(中位数)为-2.272(-1.909),显著高于De Franco等(2011)基于美国上市公司估计

表2 主要变量的相关系数矩阵

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
NCSKEW (1)	1											
DUVOL (2)	0.864***	1										
COMPARE (3)	-0.021**	-0.021**	1									
DTURN (4)	0.115***	0.107***	-0.011	1								
SIGMA (5)	-0.037***	-0.066***	-0.105***	0.165***	1							
RET (6)	0.111***	0.096***	-0.035***	0.609***	0.329***	1						
SIZE (7)	-0.149***	-0.135***	0.015*	-0.054***	-0.133***	-0.010	1					
BM (8)	-0.128***	-0.131***	-0.043***	-0.074***	-0.234***	-0.396***	0.363***	1				
LEV (9)	0.004	-0.006	-0.230**	-0.002	0.101***	0.014	0.145***	0.177***	1			
ROA (10)	-0.020**	-0.020**	0.217***	-0.013	-0.087***	0.132***	0.237***	-0.125***	-0.383***	1		
OPACITY (11)	0.042***	0.031***	-0.128***	-0.029***	0.123***	0.018*	-0.111***	-0.101***	0.188***	-0.078***	1	
FOLLOW (12)	-0.042***	-0.050***	0.076***	-0.103***	0.012	0.059***	0.597***	-0.105***	-0.066***	0.389***	-0.063***	1
EXPERT (13)	-0.061***	-0.051***	-0.088***	-0.018**	-0.091***	-0.017*	0.314***	0.098***	0.033***	0.061***	-0.061***	0.180***

注：该表披露的是 Pearson 相关系数。其中，***、**、* 分别表示统计上 1%、5% 和 10% 的显著性水平（双尾检验）。

的 -5.1 (-2.7)。这表明我国上市公司的会计信息可比性高于美国上市公司，而且公司间会计可比性的差异程度小于美国上市公司。其他控制变量的描述性统计如表 1 所示。

(二) 相关系数

表 2 报告了主要变量间的 Pearson 相关系数。如表所示，NCSKEW 与 DUVOL 之间显著正相关，相关系数达到 0.864，表明两种度量股价崩盘风险指标的内在一致性。NCSKEW 和 DUVOL 与 COMPARE 的相关系数均为 -0.021，在 5% 的水平上显著，这与预期一致。其他控制变量与股价崩盘风险的相关性也基本与已有文献相同。

(三) 回归结果

表 3 报告了假设检验的回归结果。因变量为 NCSKEW 时，COMPARE 的系数为 -0.011，在 5% 的水平上显著，表明会计信息可比性越高，未来股票负收益偏态的程度越低，股价崩盘风险越低。因变量为 DUVOL 时，COMPARE 的系数为 -0.008，在 5% 的水平上显著，表明会计信息可比性越高，未来股票低收益率组的波动率相对高收益率组的波动率更低，即股票收益率左偏程度越低，进而股价崩盘风险越低。总而言之，会计信息可比性越高，股价崩盘风险越

表3 回归结果

	预期符号	因变量			
		NCSKEW		DUVOL	
		系数	T 值	系数	T 值
COMPARE	-	-0.011**	(-2.50)	-0.008**	(-2.34)
NCSKEW ⁻¹	+	0.040***	(4.46)		
DUVOL ⁻¹	+			0.020**	(2.23)
DTURN	+	0.027	(1.21)	0.023	(1.33)
SIGMA	?	-1.342***	(-3.45)	-1.019***	(-3.40)
RET	?	3.644***	(4.30)	1.544**	(2.36)
SIZE	?	-0.052***	(-7.29)	-0.033***	(-5.92)
BM	-	-0.194***	(-6.52)	-0.160***	(-6.99)
LEV	?	0.117***	(3.89)	0.064***	(2.76)
ROA	-	-0.126	(-1.37)	-0.132*	(-1.88)
OPACITY	+	0.087**	(2.25)	0.038	(1.27)
FOLLOW	?	0.062***	(9.18)	0.039***	(7.58)
EXPERT	-	-0.223**	(-2.47)	-0.140**	(-2.02)
Constant		1.260***	(8.95)	0.812***	(7.50)
YEAR & IND		控制		控制	
N		12 104		12 104	
R-squared		0.10		0.09	

注：***、**、* 分别表示统计上 1%、5% 和 10% 的显著性水平（双尾检验）。括号中为 T 值，根据公司和年度两个层面上进行 cluster 后的标准差估计得到。

表4 变更会计信息可比性度量的回归结果

	预期符号	因变量					
		NCSKEW			DUVOL		
M4COMPARE	-	-0.015 (-1.50)			-0.016** (-2.10)		
PLECOMPARE	-		-0.009** (-2.06)			-0.007* (-1.93)	
SIGNCOMPARE	-			-0.007* (-1.76)			-0.004 (-1.41)
NCSKEW ⁻¹	+	0.040*** (4.49)	0.048*** (5.18)	0.040*** (4.49)			
DUVOL ⁻¹	+				0.020** (2.24)	0.029*** (3.10)	0.020** (2.25)
DTURN	+	0.026 (1.17)	0.023 (1.01)	0.027 (1.18)	0.023 (1.31)	0.019 (1.10)	0.022 (1.29)
SIGMA	?	-1.340*** (-3.44)	-1.550*** (-3.86)	-1.344*** (-3.45)	-1.028*** (-3.43)	-1.169*** (-3.76)	-1.017*** (-3.39)
RET	?	3.719*** (4.39)	3.430*** (3.95)	3.689*** (4.35)	1.580** (2.42)	1.387** (2.06)	1.586** (2.43)
SIZE	?	-0.052*** (-7.25)	-0.056*** (-7.73)	-0.052*** (-7.30)	-0.032*** (-5.88)	-0.036*** (-6.42)	-0.033*** (-5.92)
BM	-	-0.194*** (-6.51)	-0.192*** (-6.34)	-0.194*** (-6.52)	-0.160*** (-6.99)	-0.153*** (-6.54)	-0.160*** (-6.98)
LEV	?	0.122*** (4.06)	0.136*** (4.39)	0.122*** (4.05)	0.065*** (2.82)	0.073*** (3.04)	0.068*** (2.94)
ROA	-	-0.138 (-1.50)	-0.108 (-1.15)	-0.137 (-1.50)	-0.135* (-1.91)	-0.124* (-1.70)	-0.143** (-2.02)
OPACITY	+	0.094** (2.42)	0.115*** (2.91)	0.092** (2.37)	0.040 (1.34)	0.064** (2.08)	0.042 (1.42)
FOLLOW	?	0.062*** (9.18)	0.064*** (9.38)	0.062*** (9.18)	0.039*** (7.58)	0.042*** (7.86)	0.039*** (7.58)
EXPERT	-	-0.222** (-2.46)	-0.207** (-2.26)	-0.217** (-2.41)	-0.143** (-2.06)	-0.134* (-1.89)	-0.135* (-1.94)
Constant		1.270*** (9.04)	1.341*** (9.35)	1.267*** (9.01)	0.818*** (7.56)	0.880*** (7.93)	0.818*** (7.56)
YEAR & IND		控制	控制	控制	控制	控制	控制
N		12 104	11 256	12 104	12 104	11 256	12 104
R-squared		0.10	0.10	0.10	0.09	0.09	0.09

注：***、**、* 分别表示统计上1%、5%和10%的显著性水平（双尾检验）。括号中为T值，根据公司和年度两个层面上进行cluster后的标准差估计得到。

低,即本文的假设得到验证。

在控制变量方面,与Chen等(2001)、Hutton等(2009)、Kim等(2011a; 2011b)等的研究结论一致,滞后一期的负收益偏态系数(NCSKEW⁻¹)越大、滞后一期的收益上下波动比率(DUVOL⁻¹)越大、账面市值比(BM)越小、资产回报率(ROA)越低、信息透明度(OPACITY)越差,未来股价崩盘风险越高。个股回报的波动率(SIGMA)越高,股价崩盘风险越低,这与Kim和Zhang(2016)的结论是一致的。历史个股回报率(RET)越高,股价崩盘风险越高,这与Chen等(2001)的发现一致。公司规模(SIZE)越小、财务杠杆比率(LEV)越大,股价崩盘风险越高,这与Kim和Zhang(2016)、Yang等(2012)的发现相同。此外,分析师跟踪数目(FOLLOW)越多,股价崩盘风险越大,这印证了许年行等(2012)提出的分析师乐观预测抑制坏消息的释放,进而导致未来股价崩盘风险的提高。

(四) 稳健性检验

为了增加研究结论的可靠性,我们对上述检验进行了如下的稳健性测试:

1. 变更会计信息可比性度量的检验

首先,为了保证我们度量的会计信息可比性信噪比更大,我们重新度量目标公司的会计信息可比性(M4COMPARE),为目标公司与同行业最可比的四家公司的可比性的平均值。与COMPARE一样,M4COMPARE的数值越大表示会计信息可比性越高。Cooper和Cordeiro(2008)的研究表明,相比选择同行业所有公司而言,选择少数几家可比性较高的公司能够以最低的噪音成本获得更高价值相关性的信息,从而更好地对目标公司进行估值。

其次,Beaver等(1980)、Collins等(1994)、Liu和Thomas(2000)等研究认为,在一个有效的资本市场中,股价变化能很快将市场对预期未来净现金流量修正的折现价值包含在内,相反,由于收入费用配比原则是盈余确认程序的基本原则,所以会计盈余在反映股价变化中所包含的信息存在滞后性,即价格领导盈余。为了消除回报与盈余之间的领先滞后关系对会计信息系统的影

表5 剔除准则变迁影响的回归结果

	预期符号	因变量			
		NCSKEW		DUVOL	
		系数	T值	系数	T值
COMPARE	-	-0.011*	(-1.86)	-0.008*	(-1.90)
NCSKEW ⁻¹	+	0.048***	(4.58)		
DUVOL ⁻¹	+			0.024**	(2.23)
DTURN	+	0.038	(1.23)	0.027	(1.17)
SIGMA	?	-1.083**	(-2.02)	-0.923**	(-2.30)
RET	?	6.054***	(5.14)	3.250***	(3.67)
SIZE	?	-0.055***	(-5.99)	-0.039***	(-5.69)
BM	-	-0.240***	(-6.35)	-0.196***	(-6.93)
LEV	?	0.124***	(3.27)	0.074***	(2.60)
ROA	-	-0.117	(-0.99)	-0.114	(-1.29)
OPACITY	+	0.077	(1.59)	0.032	(0.89)
FOLLOW	?	0.077**	(9.14)	0.051***	(8.14)
EXPERT	-	-0.181	(-1.61)	-0.091	(-1.08)
Constant		1.343***	(7.41)	0.958***	(7.08)
YEAR & IND		控制		控制	
N		8 757		8 757	
R-squared		0.10		0.10	

注:***、**、*分别表示统计上1%、5%和10%的显著性水平(双尾检验)。括号中为T值,根据公司和年度两个层面上进行cluster后的标准差估计得到。

归方程(5)取代De Franco等(2011)中的回归方程(2) $Earnings_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 Return_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$,具体表述如下:

$$Earnings_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1i} Return_{i,t} + \beta_{2i} Return_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

考虑了价格领导盈余的因素之后,根据回归方程(5)估计的系数重新度量的会计信息可比性定义为PLECOMPARE。

最后,已有研究表明正负盈余的市场反应存在不对称性(Basu, 1997; Ball等, 2000)。为了消除这种现象对会计信息可比性度量的影响,参照Campbell和Yeung(2016)的做法,我们用下列回归方程(6)取代De Franco等(2011)中的回归方程(2) $Earnings_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 Return_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$,具体表述如下:

$$Earnings_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1i} Return_{i,t} + \beta_{2i} Neg_{i,t} + \beta_{3i} Return_{i,t} \times Neg_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中,如果Return_{i,t}为负或者等于零,则Neg_{i,t}取值为1,否则取值为0。根据上述方程估计得出的会计信息可比性定义为SIGNCOMPARE。

表4报告了基于变更后的会计信息可比性的回归结果。第一,M4COMPARE的系数分别为-0.015和-0.016。而且,M4COMPARE的系数的绝对值稍大于表3对应COMPARE的系数-0.011和-0.008的绝对值,这表明

表6 基于我国跌停制度度量股价崩盘的回归结果

	因变量：DT							
	系数	T值	系数	T值	系数	T值	系数	T值
COMPARE	-0.102***	(-6.02)						
M4COMPARE			-0.193***	(-5.50)				
PLECOMPARE					-0.098***	(-6.00)		
SIGNCOMPARE							-0.072***	(-4.13)
DTRUN	0.038	(1.20)	0.034	(1.03)	0.035	(1.16)	0.036	(1.10)
SIGMA	2.464**	(2.36)	2.361**	(2.21)	2.330**	(2.16)	2.389**	(2.20)
RET	-2.309	(-0.65)	-1.876	(-0.51)	-2.208	(-0.59)	-2.058	(-0.53)
SIZE	-0.116***	(-8.73)	-0.113***	(-8.65)	-0.118***	(-8.92)	-0.117***	(-8.96)
BM	-0.146	(-1.48)	-0.146	(-1.49)	-0.114	(-1.19)	-0.148	(-1.50)
LEV	0.469***	(8.17)	0.485***	(8.04)	0.452***	(7.98)	0.497***	(7.64)
ROA	-1.922***	(-7.56)	-1.958***	(-7.44)	-1.849***	(-6.98)	-1.995***	(-7.94)
OPACITY	0.249***	(4.68)	0.275***	(5.14)	0.235***	(4.30)	0.274***	(5.05)
FOLLOW	-0.025	(-0.91)	-0.025	(-0.94)	-0.026	(-1.01)	-0.025	(-0.91)
EXPERT	-0.134	(-1.57)	-0.174*	(-1.83)	-0.120	(-1.34)	-0.087	(-0.98)
Constant	2.145***	(9.50)	2.228***	(9.97)	2.189***	(9.54)	2.200***	(9.60)
YEAR & IND	控制		控制		控制		控制	
N	12 104		12 104		11 256		12 104	
R-squared	0.56		0.56		0.57		0.56	

注：***、**、* 分别表示统计上1%、5%和10%的显著性水平（双尾检验）。括号中为T值，根据公司和年度两个层面上进行cluster后的标准差估计得到。

M4COMPARE对未来负收益偏态系数的解释能力更强，M4COMPARE度量的会计信息可比性的信噪比更高。第二，PLECOMPARE的系数分别为-0.009和-0.007，分别在双尾5%和10%的水平上显著，表明考虑股价领导盈余估计的会计信息可比性与未来股价崩盘风险之间的负相关关系依然存在。第三，SIGNCOMPARE的系数分别为-0.007和-0.004，表明在控制市场对正负盈余反应不对称的情况下，重新估计的会计信息可比性与未来股价崩盘风险负相关。总而言之，基于三种变更的会计信息可比性度量，我们一致发现，会计信息可比性越高，股价崩盘的风险越小。

2. 剔除准则变迁对会计信息可比性影响的检验

由于会计信息可比性的估计使用了滞后12个季度的财务数据，而我国2007年开始实施了新会计准则，这就意味着在我们的样本中，2007年和2008年的会计信息可比性的估计使用了新旧两套不同准则下的会计信息。为了消除不同会计准则盈余反应系数的差异对会计信息可比性度量的影响。我们剔除2007年和2008年的数据样本。此外，会计信息可比性在本文中使用的滞后一期的数据，所以，2009年的数据样本也被剔除。表5是剔除准则变迁影响的

回归结果。COMPARE的系数分别为-0.011和-0.008，均在10%的水平上显著。这表明，剔除准则变迁对会计信息可比性度量的影响之后，我们的假设依然得到验证。

(五) 进一步分析

鉴于我国存在特有的涨跌停制度^①，本文根据股票发生跌停的次数，提出度量股价崩盘的指标DT。具体而言，DT表示为股票一年中发生跌停次数加1的自然对数。如果本文假设得到验证，我们预期会计信息可比性也能预测未来股价发生跌停的可能性，即会计信息可比性越高，未来股价发生跌停的次数越少。表6是基于我国跌停制度度量股价崩盘的回归结果。我们发现，COMPARE、M4COMPARE、PLECOMPARE和SIGNCOMPARE的系数分别为-0.102、-0.193、-0.098和-0.072，均在1%的水平上显著。这表明，会计信息可比性确实能够用来预测未来股价的跌停，即会计信息可比性越高，未来发生股价跌停的可能性越低。

五、研究结论

本文认为，对于投资者角度而言，会计信息可比性越

^① 正常交易的情况下，股票在一个交易日内的交易价格相对上一交易日收市价格的涨跌幅度不得超过10%；而对于股票代码前有标识ST、*ST、S、SST或者S*ST的，涨跌幅度不得超过5%。

高,投资者获取决策有用的信息成本越低,可获取的信息也越丰富,从而越容易觉察管理层有意隐藏坏消息的机会主义行为,进而在股票市场做出相应买卖决策,坏消息被市场及时吸收,就不会导致坏消息囤积至股价崩盘的境地。基于De Franco等(2011)度量的会计信息可比性,本文以我国A股2003~2013年间的上市公司样本,研究了会计信息可比性与股价崩盘风险之间的关系。结果发现,会计信息可比性越高,未来股价崩盘风险越低,具体表现为未来股票负收益偏态程度越小,股价跌停可能性越低。

本文的结论具有重要的理论和现实意义。首先,本文开拓了研究股价崩盘风险的新视角——会计信息可比性。其次,本文的结论提供了来自中国资本市场关于会计信息可比性正外部性的经验证据,会计信息可比性越高,同行业公司的财务信息越具有决策有用性。第三,本文的结论对政策制定者有重要的启示意义,提高会计信息可比性有助于缓解管理层与投资者之间的信息不对称,也有助于抑制管理层的机会主义行为,对资本市场健康运行以及上市公司信息环境的改善都有积极的作用。

主要参考文献:

- [1] 潘越,戴亦一,林超群.信息不透明、分析师关注与个股暴跌风险[J].金融研究,2011,(9):138-151.
- [2] 许年行,江轩宇,伊志宏,徐信忠.分析师利益冲突、乐观偏差与股价崩盘风险[J].经济研究,2012,(7):127-140.
- [3] Ball, R., Kothari, S. P., Robin, A. The Effect of International Institutional Factors of Properties of Accounting Earnings[J]. Journal of Accounting and Economics, 2000, 29(1): 1-51.
- [4] Basu, S. The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings[J]. Journal of Accounting and Economics, 1997, 24(1): 3-37.
- [5] Beaver, W., Lambert, R., Morse, D. The Information Content of Security Prices[J]. Journal of Accounting and Economics, 1980, 2(1): 3-28.
- [6] Bental, B., Spiegel, M. Network Competition, Product Quality, and Market Coverage in the Presence of Network Externalities[J]. Journal of Industrial Economics, 1995, 43(2): 197-208.
- [7] Bradshaw, M. T., Hutton, A. P., Marcus, A., Tehranian, H. Opacity, Crash Risk, and the Option Smirk Curve[R]. SSRN Working Paper, 2010.
- [8] Campbell, J. L., Yeung, P. E. Earnings Comparability, Accounting Similarities, and Stock Returns: Evidence from Peer Firms' Earnings Restatements[R]. SSRN Working Paper, 2016.
- [9] Chen, J., Hong, H., Stein, J. C. Forecasting Crashes: Trading Volume, Past Returns, and Conditional Skewness in Stock Prices[J]. Journal of Financial Economics, 2001, 61(3): 345-381.
- [10] Collins, D., Kothari, S., Shanken, J., Sloan, R. Lack of Timeliness and Noise as Explanations for the Low Contemporaneous Return-Earnings Association[J]. Journal of Accounting and Economics, 1994, 18(3): 289-324.
- [11] Cooper, I., Cordeiro, L. Optimal Equity Valuation Using Multiples: The Number of Comparable Firms [R]. SSRN Working Paper, 2008.
- [12] Dechow, P., Sloan, R., Sweeney, A. Detecting Earnings Management[J]. The Accounting Review, 1995, 70(1): 2-42.
- [13] DeFond, M., Hung, M., Li, S., Li, Y. Does Mandatory IFRS Adoption Affect Crash Risk? [J]. The Accounting Review, 2015, 90(1): 265-299.
- [14] De Franco, G., Kothari, S. P., Verdi, R. S. The Benefits of Financial Statement Comparability[J]. Journal of Accounting Research, 2011, 49(4): 895-931.
- [15] Desai, M., Dharmapala, D. Corporate Tax Avoidance and High-Powered Incentives[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79(1): 145-179.
- [16] Dimson, E. Risk Measurement When Shares are Subject to Infrequent Trading[J]. Journal of Financial Economics, 1979, 7(2): 197-226.
- [17] Hail, L., Leuz, C., Wysocki, P. Global Accounting Convergence and the Potential Adoption of IFRS by the U.S. (Part I): Conceptual Underpinnings and Economic Analysis[J]. Accounting Horizons, 2010, 24(3): 355-394.
- [18] Hamm, S. J. M., Li, E. X., Ng, J. Management Earnings Guidance, Bias, and Stock Price Crash Risk[R]. SSRN Working Paper, 2016.
- [19] Hutton, A. P., Marcus, A. J., Tehranian, H. Opaque Financial Reports, R², and Crash Risk[J]. Journal of Financial Economics, 2009, 94(1): 67-86.
- [20] Jensen, M. C. The Agency Costs of Overvalued Equity and the Current State of Corporate Finance[J]. European Financial Management, 2004,10(4): 549-565.
- [21] Jin, L., Myers, S. C. R² Around the World: New Theory and New Tests[J]. Journal of Financial Economics,

- 2006, 79(2) : 257-292.
- [22] Katz, M. L., Shapiro, C. Network Externalities, Competition, and Compatibility[J]. The American Economic Review, 1985, 75(3) : 424-440.
- [23] Kim, J-B., Li, Y., Zhang, L. Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk : Firm-Level Analysis[J]. Journal of Financial Economics, 2011a, 100(3) : 639-662.
- [24] Kim, J-B., Li, Y., Zhang, L. CFOs Versus CEOs : Equity Incentives and Crashes[J]. Journal of Financial Economics, 2011b, 101(3) : 713-730.
- [25] Kim, J-B., Wang, Z., Zhang, L. CEO Overconfidence and Stock Price Crash Risk[J]. Contemporary Accounting Research, 2016, 33(4) : 1720-1749.
- [26] Kim, J-B., Zhang, L. Financial Reporting Opacity and Expected Crash Risk : Evidence from Implied Volatility Smirks[J]. Contemporary Accounting Research, 2014, 31(3) : 851-875.
- [27] Kim, J-B., Zhang, L. Accounting Conservatism and Stock Price Crash Risk : Firm-level Evidence[J]. Contemporary Accounting Research, 2016, 33(1) : 412-441.
- [28] Kim, J-B., Li, L., Lu, L., Yu, Y. Financial Statement Comparability and Expected Crash Risk[J]. Journal of Accounting and Economics, 2016, 61 : 294-312.
- [29] Li, L., Francis, B.B., Hasan, I. Firms' Real Earnings Management and Subsequent Stock Price Crash Risk[R]. SSRN Working Paper, 2011.
- [30] Liu, J., Thomas, J. Stock Returns and Accounting Earnings[J]. Journal of Accounting Research, 2000, 38(1) : 71-101.
- [31] Meeks, G., Swann, G. Accounting Standards and the Economics of Standards[J]. Accounting and Business Research, 2009, 39(3) : 191-210.
- [32] Sohn, B. C. The Effect of Accounting Comparability on Earnings Management[R]. SSRN Working Paper, 2011.
- [33] Wang, C. Accounting Standards Harmonization and Financial Statement Comparability : Evidence from Transnational Information Transfer[J]. Journal of Accounting Research, 2014, 52(4) : 955-992.
- [34] Wang, H. Overvaluation, Financial Opacity and Crash Risk[C]// Midwest Finance Association 2013 Annual Meeting Paper. Chicago : 2012.
- [35] Yip, R. W. Y., Young, D. Does Mandatory IFRS Adoption Improve Information Comparability[J]. The Accounting Review, 2012, 87(5) : 1767-1789.
- [36] Zhang, E. Cash Flows, Earnings Opacity and Stock Price Crash Risk[R]. SSRN Working Paper, 2012.

Accounting Information Comparability and Crash Risk

YUAN Zhen-chao, DAI Bing-bin

Abstract : Accounting information comparability is conducive to improve the ability of investors identifying bad information sheltered by management, and meanwhile, is helpful to restrain management earnings manipulation. Based on the data of A-share market from 2003 to 2013, this paper investigates the relationship between crash risk and accounting information comparability developed by De Franco et al. (2011). The results show that accounting information comparability is significantly negative with future crash risk. Moreover, we measure the real collapse in the share price using the number of Down Limit according to Price Limit system, and we find accounting information comparability is significantly negative with the number of Down Limit, which means improving accounting information comparability is an important mechanism for firms to reduce the risk of the share price collapse. Our research is meaningful to policymakers, managers and investors.

Key words : accounting information comparability; crash risk; hide bad information

(责任编辑 杨亚彬)

产权保护、信息透明度与公司价值

——基于深市 A 股上市公司的经验证据

王红建, 李茫茫, 徐启凡
(暨南大学 管理学院, 广州 510632)

摘要：信息披露的经济后果是一个非常重要的研究课题。本文以我国 2003~2012 年深市 A 股非金融类上市公司为样本，研究不同产权保护条件下，高信息透明度是否有助于提升公司价值。检验结果发现：高信息透明度虽然总体上有助于提升公司价值，但主要表现为产权保护较好地区的公司，而对产权保护较差地区的公司则无显著作用。进一步检验还发现，对于有政治关联、代理问题更严重的非国有企业，信息透明度更有助于提升公司价值。以上研究结果表明，在产权保护较弱的环境下，并不是信息越透明越有助于公司价值的提升，相反还可能导致企业被掠夺的风险。因此，在推进企业信息披露水平提升的同时，需要进一步提高法律保护水平以及完善公司治理机制，从而更好地保护企业生产者与股东的权益。

关键词：信息透明度；公司价值；产权保护；政治关联

中图分类号：F832 **文献标志码：**A **文章编号：**2095-8838(2017) 03-0076-11

一、引言

企业信息透明度是资本市场有效运作的重要基石，对促进稀缺资源的有效配置以及经济增长有着不可估量的作用(唐松等, 2012)。大量相关研究已经表明，企业信息透明度不仅具有融资便利效应(梁上坤等, 2013)，还可以通过降低信息不对称程度来提高企业投资效率(Wang, 2003；Biddle 和 Hilary, 2006；Biddle 等, 2009；李青原, 2009；李青原等, 2010；Chen 等, 2011)。此外，王克敏等(2009)还发现提高企业信息透明度有助于完善公司治理包括遏制大股东掏空行为。可见，提高企业信息透明度可通过融资便利效应与缓解信息不对称程度来促进企业价值的提升。

然而，以上逻辑推理都是建立在产权保护制度较为完

善的基础之上，若在产权保护制度较弱的背景下，较高的信息透明度可能会增加掠夺性风险，企业出于保护自身的目的可能会选择更少的信息披露，因此充分披露信息可能并不是企业价值最大化的最优选择(Durnev 等, 2009)。张兵等(2009)发现了信息透明度与公司市场价值呈现非线性关系，但并未基于产权保护视角给出造成这种非线性关系的内在机理。现代经济学很早就开始意识到产权保护对一国经济增长的作用，特别是法经济学的繁荣促使更多的学者开始关注产权保护的重要性。可见，基于产权保护视角研究信息透明度与公司价值之间的关系，有助于深刻理解企业为防止被掠夺而采取的策略性行为。

绝大多数研究仅仅停留在信息透明度与公司价值之间的线性关系与非线性关系，就笔者所知，目前尚未有文献基于产权保护制度视角对信息透明度与公司价值之间的关

收稿日期：2017-02-27

作者简介：王红建(1986-)，男，江西湖口人，助理教授；

李茫茫(1988-)，女，安徽砀山人，暨南大学管理学院博士生；

徐启凡(1994-)，男，河南郑州人，暨南大学管理学院硕士研究生。

系展开探讨。此外,绝大多数文献都是基于信息透明度缓解信息不对称程度探讨其对企业融资及投资效率的影响,较少文献从掠夺性风险的角度入手研究信息透明度与公司价值之间的关系(Durnev等,2009)。因此,本文尝试基于产权保护视角来探索信息透明度与公司价值之间的关系,以期基于中国制度背景解释两者之间可能呈现非线性关系的原因。此外,关于信息透明度经济后果的研究很多也是基于公司财务绩效展开的,不仅具有较大的内生性问题,而且结论基本都是信息透明度越高越有利,这并没有从根本上认识制度不完善条件下信息透明度的经济后果。

为此,本文以我国2003~2012年深市A股非金融类上市公司为样本,结合中国制度环境,研究不同产权保护条件下,较高的信息透明度是否有助于提升公司价值。检验结果发现:虽然信息透明度总体上有助于提升公司价值,但主要表现在产权保护较好的公司,而对产权保护较差的公司则无显著作用。研究结果表明,在产权保护较弱的环境下,并不是信息越透明越有助于公司价值的提升,相反较高的信息透明度还可能会增加企业被掠夺的风险。因此,在推进企业信息披露水平提升的同时,需要全面推进依法治国方略,进一步提高产权保护水平以及完善公司治理机制,从而更好地保护企业生产者与股东的权益。

本文的贡献主要体现在:第一,基于产权保护视角解释了为什么信息透明度与公司价值之间呈现非线性关系,这不仅基于我国制度环境进一步深化了信息透明度与公司价值之间的关系,丰富了相关研究文献,而且为我国上市公司信息透明度普遍偏低提供了一种解释。第二,本文还基于高管的政治关联视角对信息披露水平与公司价值之间的关系进行检验,结果表明高管政治关联的“产权保护”大于“政府干预”作用,从而进一步拓展并丰富了企业构建政治关联动因的文献。第三,本文还分别基于代理问题的严重性程度与产权属性两个方面检验信息透明度与公司价值的关系,进一步丰富了弱产权保护下高信息披露水平的经济后果。

二、制度环境与研究假设

自改革开放以来,我国市场经济制度建设取得了长足的发展,但政府在企业经济活动特别是资源配置中依然起着举足轻重的作用,企业时常面临来自政府的干预(Xu等,2016)。

根据有效市场假说,在完美资本市场环境下,股票价格包含了所有公开或未公开的信息,企业信息披露水平对公司价值是不重要的。然而现实世界中,由于“市场摩擦”的普遍存在,不同企业信息披露水平的差异具有重要的意义。特别是由于我国市场经济制度不够完善,存在政府干预较严重、政策调整较频繁、产权保护较弱等问题。因此,与发达国家相比,弱产权保护制度致使我国企业面临着更为严重的掠夺性风险,信息披露水平与公司价值之间关系也表现得更为复杂。

现代经济学已经证明,产权保护对于维护市场秩序、激励企业投资、吸引外商投资乃至促进一国的经济增长都具有重要的作用(North和Thomas,1973;Besley,1995;Acemoglu和Johnson,2005;Acemoglu等,2005;Du等,2008;张兵等,2009)。实际上对企业进行产权保护的最核心作用在于降低企业被他人掠夺的风险(Acemoglu和Johnson,2005;Cull和Xu,2005;张兵等,2009)。因此弱产权保护往往就意味着企业将面临更大的掠夺性风险。对于我国市场,法律制度和监管力量等方面还不够完善,企业面临的掠夺性风险会因此而被放大(罗琦与张克中,2007)。因此,基于我国特殊的产权保护制度环境,研究信息透明度与公司价值之间的非线性关系及其作用机理具有特殊的意义。

关于信息披露水平与公司价值的研究,多数均支持提高信息透明度有利于增加公司价值。Madhavan(1996)、Bloomfield和Wilks(2000)等研究认为在完全有效的资本市场中,信息透明度通过提高股价波动性来提高公司的股价。Patel和Dallas(2002)、Silva和Alberto(2004)、林有志和张雅芳(2007)以及张宗新等(2007)的研究均在一定程度上支持了信息透明有助于提升公司绩效(包括会计业绩和市场价值)。然而,以上结论均是建立在产权保护制度较完善的环境下,当公司处于产权保护较好的地区时,由于投资者与生产者利益可以得到有效保障,较高的信息透明度通过缓解信息不对称不仅有助于公司以更低的融资成本获得更多的资金支持,而且可以有效遏制大股东的资金占用情况,完善公司治理状况,提高公司投资效率,从而有助于公司价值的提升。

当公司位于产权保护较差的地区时,过高的信息透明度在提高投资效率促进公司价值提升的同时,也将公司真实的经营业绩情况暴露于外部环境之中,加剧了公司被掠

①由于该指数只披露至2009年,因此之后年度均使用2009年数据进行替代。樊纲等(2011)中的“政府与市场的关系”主要基于市场分配经济资源的比重、减轻农民的税费负担、减少政府对企业的干预、减轻企业的税外负担以及缩小政府规模等五个方面的因素编制而成,从经济含义上讲,这五个方面的内容均能较好地反映政府对个体经济行为的影响,因此,“政府与市场的关系”代表产权制度具有一定的合理性;“对生产者合法权益的保护”是指各地区企业对当地司法行政机关公正执法和执法效率的评价,该指数越大,企业面临的经营环境越公正,其受到侵害和掠夺的可能性越低,因此能较好地度量当地的产权保护制度。

表1 变量的具体定义

变量类型	变量名称	变量解释
因变量	托宾Q值A(TQA)	$TQA = (\text{股权市值} + \text{净债务市值}) / \text{期末总资产}$, 其中非流动股权市值用净资产代替。
	托宾Q值B(TQB)	$TQB = (\text{股权市值} + \text{净债务市值}) / (\text{期末总资产} - \text{无形资产净值} - \text{商誉净值})$, 其中非流动股权市值用净资产代替。
自变量	信息透明度 (Transp)	根据深圳证券交易所信息披露质量考评: 优秀 (A)、良好 (B)、及格 (C)、不及格 (D) 分别赋值4、3、2、1。
调节变量	产权保护 (PR)	分别借鉴余明桂等 (2013) 与史宇鹏等 (2013) 使用樊纲等 (2011) 指数中“政府与市场的关系”与“对生产者合法权益的保护”作为产权保护指标 ^① 。
控制变量	公司规模 (Size)	期末总资产取自然对数。
	财务杠杆 (Lev)	期末负债总额 / 期末总资产。
	经营净现金流 (CFO)	经营现金流净额 / 期末总资产。
	总资产回报率 (ROA)	净利润 / 期末总资产。
	有形资产比重 (Tang)	期末固定资产净值 / 期末总资产。
	资本支出 (CAPX)	资本投资 / 期末总资产, 其中资本投资为公司购买、建造固定资产, 取得无形资产和其他长期资产支付的现金。
	直接控股股东持股比例 (Dcont)	直接控制人的持股比例。
	行业效应	当位于该行业时, 取值为1, 否则取值为0, 以控制行业效应。
	年度效应	当位于该年度时, 取值为1, 否则取值为0, 以控制年度效应。

表2 主要变量的描述性统计

	N	Mean	Std	Min	25%	Median	75%	Max
TQA	8 449	1.727	1.172	0.651	1.092	1.353	1.861	8.077
TQB	8 445	1.833	1.300	0.681	1.140	1.420	1.976	8.931
Transp	8 449	2.860	0.650	1	3	3	3	4
Size	8 449	21.276	1.088	18.690	20.561	21.155	21.883	25.252
Lev	8 449	0.458	0.302	0.048	0.254	0.437	0.611	2.053
CFO	8 449	0.042	0.084	-0.224	-0.000	0.042	0.088	0.277
ROA	8 449	0.045	0.086	-0.421	0.019	0.048	0.082	0.268
Tang	8 449	0.248	0.173	0.002	0.113	0.218	0.354	0.768
CAPX	8 449	0.063	0.060	0.000	0.018	0.046	0.090	0.283
Dcont	8 449	0.372	0.155	0.021	0.252	0.353	0.487	0.865

表3 主要变量的相关系数

	TQA	TQB	Transp	Size	Lev	CFO	ROA	Tang	CAPX	Dcont
TQA	1.000									
TQB	0.984***	1.000								
Transp	-0.044***	-0.060***	1.000							
Size	-0.351***	-0.356***	0.248***	1.000						
Lev	0.060***	0.080***	-0.228***	0.083***	1.000					
CFO	0.078***	0.082***	0.110***	0.082***	-0.103***	1.000				
ROA	0.076***	0.054***	0.340***	0.142***	-0.443***	0.297***	1.000			
Tang	-0.066***	-0.059***	-0.072***	0.093***	0.145***	0.235***	-0.156***	1.000		
CAPX	-0.082***	-0.078***	0.162***	0.092***	-0.177***	0.131***	0.172***	0.219***	1.000	
Dcont	-0.177***	-0.179***	0.135***	0.146***	-0.113***	0.042***	0.108***	0.012***	0.089***	1.000

夺的风险, 从而有损公司价值 (Durnev 等, 2009)。可见在弱产权保护条件下信息透明度是一把“双刃剑”。1968年 Watts 和 Zimmerman 提出的政治成本假设认为, 当企

业的政治成本越大时, 管理层就越有动机操纵会计盈余以降低企业信息透明度。可见, 当企业面临较大的掠夺性风险, 企业会倾向于减少信息披露以避免受到掠夺。因此,

表4 信息透明度与公司价值

	(1)	(2)
	TQA	TQB
Transp	0.059** (2.18)	0.049* (1.68)
Size	-0.429*** (-7.35)	-0.482*** (-7.55)
Lev	0.758** (3.32)	0.919** (3.71)
CFO	1.342*** (2.99)	1.651*** (3.17)
ROA	1.622*** (3.69)	1.545*** (3.37)
Tang	0.136 (0.74)	0.043 (0.20)
CAPX	-0.968*** (-2.92)	-0.845** (-2.30)
Dcont	-3.345*** (-4.89)	-3.624*** (-4.69)
Dcont×Dcont	3.204*** (4.47)	3.433*** (4.25)
cons	10.16** (8.18)	11.81** (8.69)
行业	控制	控制
年度	控制	控制
N	8 449	8 445
F Value	61.45***	56.89***
R ²	0.365	0.360

注：表中数据为各自变量的回归系数，括号内为经过时间与公司层面两个维度cluster后的稳健性T值；***、**、*分别表示在1%、5%、10%统计意义上显著。

当面临产权保护程度较低以及较高的掠夺性风险时，企业披露更多的信息（即信息透明度越高）并不能提升公司价值，甚至可能还会损害公司价值。综上所述，我们分别根据不同产权保护水平提出假设1与假设2。

H1：位于产权保护较强地区的公司，其信息透明度与公司价值之间呈现显著的正相关关系；

H2：位于产权保护较弱地区的公司，其信息透明度与公司价值之间呈现显著的负相关关系。

三、研究设计与样本选择

(一) 研究设计

借鉴张兵等(2009)、郭飞(2012)、陈海强等(2012)的公司价值模型，本文将信息透明度作为自变量加入模型

表5 产权保护、信息透明度与公司价值

	政府与市场的关系		对生产者合法权益的保护	
	TQA	TQB	TQA	TQB
Transp	-0.254** (-1.97)	-0.361** (-2.51)	0.031 (1.11)	0.006 (0.02)
PR	-1.458*** (-3.51)	-1.939*** (-4.19)	-0.074*** (-2.85)	-0.109*** (-3.76)
PR×Transp	0.364** (2.49)	0.477*** (2.94)	0.017* (1.89)	0.025** (2.51)
Size	-0.420** (-7.37)	-0.472** (-7.61)	-0.421*** (-7.26)	-0.474*** (-7.52)
Lev	0.746** (3.23)	0.909** (3.62)	0.738*** (3.21)	0.898*** (3.61)
CFO	1.324** (3.27)	1.632** (3.47)	1.331** (3.29)	1.641** (3.49)
ROA	1.667*** (3.51)	1.593*** (3.22)	1.649*** (3.53)	1.571*** (3.23)
Tang	0.127 (0.71)	0.029 (0.14)	0.120 (0.67)	0.019 (0.09)
CAPX	-0.896** (-2.77)	-0.757* (2.13)	-0.895*** (-2.77)	-0.752** (-2.11)
Dcont	-3.281*** (-4.78)	-3.553*** (4.60)	-3.292*** (-4.78)	-3.566*** (4.60)
Dcont×Dcont	3.151*** (4.34)	3.376*** (4.14)	3.153*** (4.34)	3.375*** (4.15)
cons	11.023*** (6.94)	13.167*** (7.00)	9.931*** (8.16)	11.734*** (8.36)
行业	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制
N	8 302	8 298	8 302	8 298
F Value	57.341	53.701	57.214	53.696
R ²	0.364	0.360	0.364	0.360

注：表中数据为各自变量的回归系数，括号内为经过时间与公司层面两个维度cluster后的稳健性T值；***、**、*分别表示在1%、5%、10%统计意义上显著。

进行回归检验，具体回归方程如下：

$$CV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Transp_{i,t} + \alpha X' \quad (1)$$

上述回归方程中，CV为因变量，表示公司价值，本文分别使用了托宾Q值A与托宾Q值B作为公司价值的代理变量，市场价值使用股权市值与净债务市值之和表示，然后分别使用期末总资产与减去无形资产净值后的资产总额进行标准化，即为托宾Q值A与托宾Q值B。

Transp为信息透明度指标，借鉴高雷和宋顺林(2007)、梁上坤等(2013)，使用深圳交易所披露的信息披露质量指标作为信息透明度指标，若某公司的信息披露评级为不及格，取值为1；若为及格，取值为2；若为良好，取值为3；若为优秀，取值为4。此外，本文还借鉴王亚平等(2009)使用操纵性应计盈余作为信息透明度的代理指

表6 代理问题、信息透明度与公司价值

	TQA		TQB		TQA		TQB	
	持股	未持股	持股	未持股	未分离	分离	未分离	分离
Transp	0.047 (1.23)	0.091** (2.03)	0.044 (1.10)	0.074 (1.57)	0.014 (0.46)	0.111** (2.48)	0.011 (0.32)	0.094* (1.95)
Size	-0.297*** (-6.02)	-0.575*** (-7.52)	-0.325*** (-5.99)	-0.656*** (-7.89)	-0.360*** (-5.78)	-0.503*** (-7.45)	-0.412*** (-6.11)	-0.562*** (-7.59)
Lev	0.756*** (3.33)	0.562** (2.36)	0.903*** (3.76)	0.703*** (2.69)	0.715** (2.23)	0.721*** (3.09)	0.906*** (2.67)	0.864*** (3.35)
CFO	1.303*** (2.74)	1.202** (2.17)	1.607*** (2.83)	1.497** (2.30)	1.636*** (3.62)	1.020 (1.89)	2.067*** (3.97)	1.212** (1.96)
ROA	3.388*** (3.32)	0.580 (1.44)	3.442*** (3.28)	0.439 (1.00)	2.046*** (3.34)	1.201** (2.19)	1.826*** (2.75)	1.249** (2.13)
Tang	0.425 (1.57)	-0.248 (-1.29)	0.331 (1.03)	-0.376* (-1.70)	0.022 (0.13)	0.229 (0.84)	-0.175 (-0.80)	0.240 (0.78)
CAPX	-1.090*** (-3.67)	-0.291 (-0.66)	-0.901*** (-2.56)	-0.137 (-0.28)	-1.083*** (-3.48)	-0.788 (-1.58)	-0.934** (-2.41)	-0.706 (-1.33)
Dcont	-1.101** (-2.01)	-5.303*** (-4.82)	-1.086* (-1.87)	-5.816*** (-4.80)	-2.288*** (-3.36)	-4.183*** (-4.26)	-2.393*** (-3.15)	-4.615*** (-4.15)
Dcont×Dcont	0.628 (0.99)	5.391*** (4.76)	0.491 (0.75)	5.904*** (4.74)	2.182*** (2.98)	3.956*** (3.74)	2.231*** (2.75)	4.349*** (3.60)
cons	6.913*** (7.92)	13.993*** (7.78)	7.672*** (7.71)	15.756*** (8.11)	8.492*** (6.74)	11.901*** (9.46)	9.643*** (6.95)	13.037*** (8.20)
行业	控制							
年度	控制							
N	4 818	3 631	4 814	3 631	4 549	3 900	4 547	3 898
F Value	37.69***	32.58***	34.57***	32.07***	36.69***	30.89***	33.21***	29.43***
R ²	0.358	0.428	0.344	0.429	0.364	0.384	0.353	0.386

注：表中数据为各自变量的回归系数，括号内为经过时间与公司层面两个维度cluster后的稳健性T值；***、**、*分别表示在1%、5%、10%统计意义上显著。

标进行稳健性检验。

X'为公司价值控制变量，根据已有研究文献(张兵等, 2009; 郭飞, 2012; 陈海强等, 2012)分别控制了公司规模(Size)、财务杠杆(Lev)、经营净现金流(CFO)、总资产回报率(ROA)、有形资产比重(Tang)、资本支出(CAPX)、直接控股股东持股比例(Dcont)及其平方项。

调节变量则分别借鉴余明桂等(2013)与史宇鹏等(2013)使用樊纲等(2011)指数中的“政府与市场的关系”与“对生产者合法权益的保护”作为产权保护指标。其中“政府与市场的关系”主要考虑了市场分配经济资源的比重、减轻农民的税费负担、减少政府对企业的干预、减轻企业的税外负担以及缩小政府规模等五个方面的因素，而“对生产者合法权益的保护”是指各省份企业对当地司法和行政执法机关公正执法以及执法效率的评价。显然，该项得分越高，表明企业面临的经营环境越公正，也越不容

易受到侵害和掠夺。

变量的具体定义详见表1。

(二) 样本选择

本文选择2003~2012年深市A股上市公司作为原始样本，并分别做了如下处理：第一，剔除金融类公司；第二，剔除数据缺失的样本；第三，剔除信息透明度未披露的样本。最终共8 449个公司年度样本(其中进行TQB回归的共8 445个观测值)。为了避免异常值的影响，本文对所有连续变量的原始数据均进行了上下1%的Winsorize处理。本文所使用的数据均来自CSMAR数据库以及CCER数据库。

四、描述性统计与实证过程

(一) 描述性统计

表2为本文主要变量的描述性统计。被解释变量公司价值TQA均值为1.727，明显大于中位数1.353，表明其呈

现右偏分布；TQB均值为1.833，明显大于中位数1.420，表明其也呈现右偏分布。信息透明度(Transp)均值为2.860，中位数为3，且25%分位数为3，表明样本中信息透明度绝大多数在良好以上。其他变量均值与中位数基本一致，表明其大致呈现正态分布。

表3为本文主要变量的相关系数。结果显示：被解释变量TQA值与TQB值的相关系数为0.984，表明这两个代表公司价值的变量具有高度的相关性。信息透明度与公司价值(TQA和TQB)均呈现显著负相关关系，表明整体上信息透明度越高，越可能有碍于公司价值的提升。其他相关系数均在0.50以下，表明控制变量之间以及控制变量与自变量之间没有严重的多重共线性问题，从而在一定程度上保证了本文回归结果的可靠性。

(二) 实证过程

表4为信息透明度与公司价值的回归结果。结果显示，信息透明度的系数在列(1)和列(2)中均显著为正，表明总体上信息透明度越高越有助于提升公司价值，这与国内外文献基本一致。其他控制变量显示，规模越大，公司价值越低；资产负债率越高，公司价值越高；经营净现金流与总资产回报率越高，公司价值越高；资本支出越高，公司价值越低；直接控股股东持股比例越高，公司价值越低，表明大股东的掏空行为会损害公司价值。

Acemoglu和Johnson(2005)、Acemoglu等(2005)等研究认为，位于产权保护制度较弱地区的企业往往面临更高的掠夺风险，而位于产权保护制度较好地区的企业往往面临更低的掠夺风险。因此，在检验不同掠夺性风险下信息透明度与公司价值间的关系时，我们分别使用樊纲等(2011)的“政府与市场的关系”与“对生产者合法权益的保护”作为产权保护指标，并分别使用这两个指标与信息透明度构成交互项，分组进行检验，结果见表5。可以发现，产权保护水平与信息透明度交互项的系数均显著为正。该结果说明，当产权保护较好时，企业面临较低的掠夺性风险，因此信息透明度通过提高投资效率、抑制大股东掏空等行为会促进公司价值的提升。当产权保护较弱时，信息透明度越高虽然有助于提升公司投资效率，抑制大股东掏空行为，但同时也暴露了企业的真实经营业绩，致使其遭受更大的掠夺性风险，从而对冲公司价值的提升。控制变量回归结果与表4结果基本相同，说明本文回归模型具有一定的稳健性。

(三) 进一步检验

大量文献研究表明，公司信息透明度的提高可以降低信息不对称程度，缓解公司面临的委托代理问题。因此，为了进一步检验不同程度的委托代理问题下信息透明度与公司价值之间的关系，我们分别基于高管持股以及两权分离进行分组回归，结果见表6。其中，两权分离度基于股权控制链条计算得到，等于控股股东控股权减去现金流权。

表7 产权属性、信息透明度与公司价值

	TQA		TQB	
	国有企业	非国有企业	国有企业	非国有企业
Transp	0.020 (0.64)	0.087** (2.29)	0.006 (0.17)	0.078** (2.00)
Size	-0.401*** (-5.76)	-0.534*** (-9.24)	-0.455*** (-5.84)	-0.598*** (-9.62)
Lev	0.300 (1.29)	0.980*** (3.66)	0.367 (1.47)	1.187*** (4.05)
CFO	0.914** (2.41)	1.439** (3.24)	1.180** (2.57)	1.723*** (3.39)
ROA	1.311*** (2.61)	1.928*** (3.31)	1.261** (2.45)	1.814*** (2.91)
Tang	-0.240 (-1.32)	0.165 (0.61)	-0.414* (-1.92)	0.114 (0.36)
CAPX	-0.510 (-1.41)	-0.756** (-2.60)	-0.282 (-0.67)	-0.645* (-1.94)
Dcont	-2.470*** (-3.06)	-4.007*** (-4.83)	-2.567** (-2.87)	-4.474*** (-4.71)
Dcont×Dcont	2.390*** (2.81)	3.723*** (3.95)	2.407*** (2.56)	4.183*** (3.84)
cons	11.82*** (5.78)	12.05*** (10.50)	13.15*** (5.84)	13.41*** (10.75)
行业	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制
N	3 775	4 674	3 771	4 674
F Value	33.95***	32.44***	32.66***	29.97***
R ²	0.402	0.384	0.401	0.380

注：表中数据为各自变量的回归系数，括号内为经过时间与公司层面两个维度cluster后的稳健性T值；***、**、*分别表示在1%、5%、10%统计意义上显著。

很显然，相对于高管持股，高管未持股的公司面临更严重的代理问题。结果显示：在高管持股样本组中，信息透明度系数均不显著，而高管未持股样本组中，信息透明度系数则显著为正(在TQB模型中为边际显著，T值为1.57)。相对于两权未分离，两权分离的公司面临更为严重的代理问题。结果显示：两权未分离样本组中，信息透明度系数均不显著，而两权分离样本组中，信息透明度系数则均显著为正。以上结果说明，较高的信息透明度通过降低信息不对称程度以缓解委托代理问题，从而有助于公司价值的提升，进一步支持已有文献的发现。控制变量回归结果与前文基本一致，说明本文研究结论具有稳健性。

国有企业与政府之间存在着天然的特殊联系。史宇鹏等(2013)研究表明，国有企业由于承担了社会保障及公共产品的提供等职能，致使国有企业陷入经营困境时，依然

表8 政治关联、信息透明度与公司价值(民营企业为样本)

	TQA			TQB		
	无政治关联	有政治关联	全样本	无政治关联	有政治关联	全样本
Transp	0.072** (2.36)	0.134* (1.78)	0.059** (2.01)	0.061* (1.71)	0.137* (1.65)	0.043 (1.25)
PC			-0.231 (-1.06)			-0.357 (-1.47)
PC×Transp			0.139* (1.72)			0.190** (2.11)
Size	-0.498*** (-16.73)	-0.610*** (-11.89)	-0.499*** (-18.45)	-0.558*** (-16.72)	-0.686*** (-12.09)	-0.561*** (-18.46)
Lev	1.142*** (8.24)	0.319* (2.16)	0.949*** (7.80)	1.371*** (8.76)	0.397* (2.43)	1.153*** (8.36)
CFO	1.455*** (5.28)	0.452 (0.86)	1.337*** (5.37)	1.732*** (5.63)	0.540 (0.93)	1.582*** (5.73)
ROA	2.379*** (4.89)	1.457** (3.01)	2.095*** (4.98)	2.233*** (4.09)	1.590*** (2.96)	2.006*** (4.25)
Tang	0.102 (0.60)	0.124 (0.40)	0.104 (0.70)	-0.000 (-0.00)	0.213 (0.62)	0.045 (0.26)
CAPX	-0.877*** (-3.20)	1.720* (1.74)	-0.683** (-2.55)	-0.720** (-2.33)	2.040* (1.87)	-0.511* (-1.70)
Dcont	-3.861*** (-7.10)	-3.678*** (-2.77)	-3.966*** (-7.93)	-4.459*** (-7.38)	-3.837*** (-2.61)	-4.490*** (-8.09)
Dcont×Dcont	3.777*** (6.03)	3.867** (2.32)	3.865*** (6.67)	4.388*** (6.33)	4.188** (2.27)	4.408*** (6.88)
cons	11.40*** (18.50)	14.61*** (12.18)	11.45*** (20.22)	12.77*** (18.01)	16.23*** (12.23)	12.81*** (19.79)
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	3 690	562	4 252	3 690	562	4 252
F Value	25.12***	13.99***	29.26***	23.33***	13.70***	27.24***
R ²	0.393	0.490	0.392	0.391	0.484	0.387

注：表中数据为各自变量的回归系数，括号内为经过时间与公司层面两个维度cluster后的稳健性T值；***、**、*分别表示在1%、5%、10%统计意义上显著。

可以获得银行贷款或者政府补贴等来脱离困境，而在经营状况较好时，国有企业也承担了更多的税费。因而国有企业的产权保护较弱。此外，相对国有企业，非国有企业在公司治理以及代理问题方面表现更差。因此我们按照上市公司的产权属性将其分为国有企业与非国有企业进行分组回归，回归结果见表7。结果显示，国有企业样本组中，信息透明度(Transp)系数不显著，而在非国有企业样本组中，信息透明度系数均显著为正，该结果表明信息透明度有助于产权保护较好且信息代理问题较为严重的公司提升价值，但对于产权保护较差的公司则无显著作用，从而进

一步支持了本文的研究结论，即弱产权保护条件下高信息透明度会增加企业被掠夺的风险。

潘红波等(2008)以及陈凌和王昊(2013)研究发现民营企业建立政治关联可以作为产权保护的替代机制来保护企业产权。为此，我们将样本中的民营企业作为一个子样本，然后根据其董事长或总经理是否具有政治关联分成两组分别进行回归，回归结果见表8。结果显示，虽然无政治关联与有政治关联样本组中，信息透明度与公司价值均呈现显著正相关关系，但有政治关联组信息透明度(Transp)系数明显大于无政治关联组，且政治关联与信息透明度交

表9 产权保护、信息透明度与公司价值(滞后一期)

	TQA			TQB		
	全样本	产权保护差	产权保护好	全样本	产权保护差	产权保护好
Transp _{t-1}	0.081*** (3.07)	-0.031 (-0.55)	0.138*** (3.66)	0.068** (2.32)	-0.073 (-1.07)	0.145*** (3.72)
Size _{t-1}	-0.481*** (-7.44)	-0.455*** (-6.69)	-0.487*** (-7.00)	-0.539*** (-7.64)	-0.528*** (-6.93)	-0.537*** (-7.08)
Lev _{t-1}	0.639** (2.35)	0.311 (1.10)	0.783** (2.44)	0.780*** (2.64)	0.483 (1.49)	0.911*** (2.64)
CFO _{t-1}	1.227*** (2.77)	1.070** (2.30)	1.289*** (2.72)	1.534*** (2.93)	1.595*** (2.64)	1.462*** (2.85)
ROA _{t-1}	1.756*** (4.17)	2.193*** (3.34)	1.464** (2.33)	1.712*** (3.83)	2.226*** (2.81)	1.391** (2.08)
Tang _{t-1}	-0.124 (-0.76)	-0.227 (-0.84)	-0.071 (-0.33)	-0.253 (-1.29)	-0.601* (-1.77)	-0.094 (-0.39)
CAPX _{t-1}	-1.020** (-2.32)	-1.371*** (-2.64)	-0.865* (-1.93)	-0.890* (-1.88)	-1.380*** (-2.60)	-0.667 (-1.34)
Dcont _{t-1}	-3.443*** (-4.97)	-4.063*** (-3.41)	-3.236*** (-4.04)	-3.712*** (-4.77)	-4.289** (-3.29)	-3.539*** (-4.03)
Dcont _{t-1} × Dcont _{t-1}	3.378*** (4.44)	4.217*** (3.26)	3.070*** (3.30)	3.613*** (4.22)	4.431*** (3.12)	3.390*** (3.34)
cons	11.23*** (7.61)	11.43*** (7.44)	11.12*** (7.02)	12.60*** (7.81)	13.17*** (7.60)	12.51*** (7.61)
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	6 750	2 453	4 297	6 747	2 453	4 294
F Value	64.91***	29.69***	40.27***	60.94***	34.12***	38.98***
R ²	0.398	0.417	0.401	0.394	0.413	0.401

注：表中数据为各自变量的回归系数，括号内为经过时间与公司层面两个维度cluster后的稳健性T值；***、**、*分别表示在1%、5%、10%统计意义上显著。

互项(PC×Transp)系数显著为正。以上结果进一步表明，相对于无政治关联的公司，有政治关联的公司高信息透明度有助于提升公司价值，再一次说明只有在有效产权保护的条件下，充分披露信息才是企业最优的选择。

(四) 内生性问题处理

考虑信息透明度与公司价值之间存在潜在的内生性问题，我们分别基于滞后期与工具变量法处理本文可能存在的内生性问题，回归结果分别见表9与表10。表9的结果依然与前文一致，即全样本中信息透明度系数显著为正，产权保护较弱(其中产权保护使用“政府与市场的关系”指数)样本组中信息透明度系数为负但不显著，而在产权保护较好样本组中信息透明度系数显著为正，进一步说明产权保护对信息透明度与公司价值间关系的影响。

表10则为采用工具变量法处理本文可能存在的内生性问题的回归结果。工具变量必须与内生变量高度相关，

同时具有一定的外生性。刘启亮等(2011)、Jin等(2014)研究表明，2007年1月1日我国新会计准则的实施对会计信息质量具有显著影响。因此我们基于会计准则的外生性，且其与公司的信息透明度呈现较高的相关性，借鉴Ke等(2012)、原红旗等(2013)使用新旧会计准则计算的利润差异GAP与IFRS的交互项，作为信息透明度工具变量，然后使用两阶段法进行回归。表10显示，回归结果与前文依然一致，即信息透明度提高公司价值主要体现在产权保护较好地区的公司，进一步支持了本文的主要结论。

此外，我们还使用了行业均值(基于行业内其他公司计算的均值)作为工具变量，进行二阶段回归，其检验结果显示本文发现的基本结果均未发生实质性改变，再一次说明了本文结论的稳健性。

(五) 稳健性检验

表10 产权保护、信息透明度与公司价值(工具变量)

	一阶段	二阶段					
	Transp	TQA			TQB		
		全样本	产权保护差	产权保护好	全样本	产权保护差	产权保护好
IFRS×GAP	-0.073** (-2.51)						
Transp		1.787** (1.96)	0.769 (0.85)	2.187** (2.01)	2.322** (2.23)	1.108 (1.05)	2.706** (2.10)
Size	0.122*** (16.96)	-0.654*** (-4.90)	-0.499*** (-3.85)	-0.721*** (-4.84)	-0.771*** (-5.04)	-0.602*** (-3.93)	-0.830*** (-4.73)
Lev	-0.182*** (-5.61)	1.239*** (4.11)	0.576* (1.97)	1.584*** (5.00)	1.496*** (4.39)	0.797* (2.34)	1.833*** (5.02)
CFO	0.118 (1.20)	1.150** (2.36)	1.287** (1.99)	1.055** (2.34)	1.371** (2.42)	1.701** (2.08)	1.187** (2.45)
ROA	1.870*** (15.07)	-1.452 (-0.83)	0.179 (0.10)	-1.948 (-0.87)	-2.520 (-1.28)	-0.521 (-0.25)	-2.975 (-1.15)
Tang	-0.021 (-0.43)	0.201 (1.08)	0.073 (0.32)	0.290 (1.17)	0.146 (0.68)	-0.134 (-0.49)	0.293 (1.02)
CAPX	0.944*** (7.81)	-2.603*** (-2.71)	-2.254* (-2.19)	-2.689** (-2.41)	-2.986*** (-2.74)	-2.572** (-2.15)	-2.997** (-2.36)
Dcont	0.719*** (3.59)	-4.020*** (-4.60)	-3.544*** (-3.01)	-4.226*** (-4.31)	-4.590*** (-4.59)	-3.967*** (-2.92)	-4.799*** (-4.23)
Dcont×Dcont	-0.555** (-2.33)	3.552*** (4.57)	3.402*** (2.96)	3.634*** (4.11)	3.970*** (4.49)	3.696*** (2.84)	4.105*** (4.08)
cons	-0.323* (-1.77)	10.850*** (7.54)	9.613*** (6.33)	11.506*** (7.80)	11.972*** (7.76)	11.047*** (6.26)	12.303*** (7.63)
行业 年度	控制 控制						
N	7 663	7 663	2 716	4 947	7 659	2 716	4 943
F Value	42.46***	56.20***	22.93***	38.11***	53.37***	21.96***	36.80***
R ²	0.214	0.373	0.373	0.392	0.370	0.370	0.390

注：表中数据为各自变量的回归系数，括号内为经过时间与公司层面两个维度cluster后的稳健性T值；***、**、*分别表示在1%、5%、10%统计意义上显著。

为了使本文的研究结论更加可靠，我们作了如下稳健性检验：

第一，使用市净率作为因变量重新进行回归，回归结果显示：产权保护较好的样本组中，信息透明度系数显著为正，而产权保护较差的样本中，信息透明度系数则显著为负或不显著。该结果进一步说明，较高的信息透明度有助于产权保护较好地区公司价值的提升，而位于产权保护较差地区的公司由于面临较大的掠夺性风险，因此信息透明度与公司价值总体上未呈现显著正相关关系。

第二，分别基于修正Jones模型(Dechow等,1995)与Kothari模型(Kothari等,2005)估计操纵性应计盈余作为信息透明度代理变量(该指标越大表示盈余操纵程度越大，从而信息披露质量越低)，对本文的主要结论重新进行回归。回归结果显示：产权保护较好的样本组

中，信息透明度系数分别不显著(修正Jones模型)与显著为负(Kothari模型)，而产权保护较差的样本组中，信息透明度系数则分别显著为正(修正Jones模型)与不显著(Kothari模型)。该结果也支持了前文的结论，即产权保护较好地区的公司，信息透明度越高越有助于提升公司价值，相反，位于产权保护较差地区的公司，较高信息透明度有可能会损害公司价值。

第三，分别使用樊纲等(2011)中的“知识产权保护”及“总法律水平”作为产权保护的代理指标，并按其中位数分组进行回归，回归结果显示：信息透明度系数依然是在产权保护较好组显著为正，而在产权保护较弱组不显著，进一步支持了前文的基本结论。

囿于篇幅所限，以上稳健性检验均未报告回归结果，读者若有兴趣，请来函索取。

五、基本结论与政策建议

信息披露的经济后果广受学者们关注。理论界普遍认为在完善的产权保护制度下,公司信息透明度通过提高投资效率来提升公司价值,然而在产权保护制度较弱的情况下,公司信息越透明可能会面临越大的掠夺性风险,进而可能会损害公司价值。因此,本文以我国2003~2012年深市A股非金融类上市公司为样本,研究不同产权保护水平下信息透明度与公司价值的关系。结果发现,虽然信息透明度有助于提升公司价值,但主要在产权保护较好的地区。进一步检验发现,相对于没有政治关联的民营企业,具有政治关联的民营企业信息透明度与公司价值正向关系更显著。此外还发现,对于代理问题更严重以及受政府干预程度较轻的非国有企业,高信息透明度有助于提升公司价值,反之无显著作用。

以上研究结果表明,在产权保护较弱的环境下,并不是信息越透明越有助于公司价值的提升,相反还可能加剧企业被掠夺的风险。因此,本文的建议为:第一,在推进企业信息披露水平提升的同时,还需要全面推进依法治国方略,进一步提高法律保护水平以及完善公司治理机制,从而更好地保护企业生产者与股东的权益,以助推我国企业特别是民营企业不断做大做强;第二,本文发现政治关联具有一定的产权保护作用,这也可作为我国民营企业建立政治联系的动机之一,因此应弱化民营企业的政治联系,为民营企业的发展创造更加公平的竞争环境。当然本文还存在一定的局限性,主要表现为本文使用产权保护作为掠夺性风险的度量指标,并没有直接给出掠夺性风险的度量办法,这将是我们在未来在该领域继续探索的方向之一。

主要参考文献:

- [1] 陈海强,韩乾,吴锴. 现金流波动、盈利稳定性与公司价值——基于沪深上市公司的实证研究[J]. 金融研究, 2012, (9): 181-194.
- [2] 陈凌,王昊. 家族涉入、政治联系与制度环境——以中国民营企业为例[J]. 管理世界, 2013, (10): 130-141.
- [3] 樊纲,王小鲁,朱恒鹏. 中国市场化指数——各地区市场化相对进程2011年报告[M]. 北京: 经济科学出版社, 2011.
- [4] 高雷,宋顺林. 公司治理与公司透明度[J]. 金融研究, 2007, (11): 28-44.
- [5] 郭飞. 外汇风险对冲和公司价值: 基于中国跨国公司的实证研究[J]. 经济研究, 2012, (9): 18-31.
- [6] 李青原. 会计信息质量、审计监督与公司投资效率——来自我国上市公司的经验证据[J]. 审计研究, 2009, (4): 65-73.
- [7] 李青原,陈超,赵翌. 最终控制人性、会计信息质量与公司投资效率——来自中国上市公司的经验证据[J]. 经济评论, 2010, (2): 81-93.
- [8] 梁上坤,赵刚,王玉涛. 会计信息透明度影响银行借款契约吗?[J]. 中国会计评论, 2013, 11(4): 457-490.
- [9] 林有志,张雅芬. 信息透明度与企业经营绩效的关系[J]. 会计研究, 2007, (9): 26-34.
- [10] 刘启亮,何威风,罗乐. IFRS的强制采用、新法律实施与应计及真实盈余管理[J]. 中国会计与财务研究, 2011, (1): 57-88.
- [11] 罗琦,张克中. 经济周期波动与企业现金持有行为关联性探析[J]. 财贸经济, 2007, (10): 79-82.
- [12] 潘红波,夏新平,余明桂. 政府干预、政治关联与地方国有企业并购[J]. 经济研究, 2008, (4): 41-52.
- [13] 史宇鹏,昂达,陈永伟. 产权保护与企业存续: 来自制造业的证据[J]. 管理世界, 2013, (8): 118-126.
- [14] 唐松,施晶晶,李钰倩. 产权保护和民营企业信息透明度——基于国有转制与“原生式”民营企业的比较[C]// 中国会计学会2012年学术年会论文集, 2012.
- [15] 王克敏,姬美光,李薇. 公司信息透明度与大股东资金占用研究[J]. 南开管理评论, 2009, 12(4): 83-91.
- [16] 王亚平,刘慧龙,吴联生. 信息透明度、机构投资者与股价同步性[J]. 金融研究, 2009, (12): 162-174.
- [17] 吴联生. 国有股权、税收优惠与公司税负[J]. 经济研究, 2009, (10): 109-120.
- [18] 余明桂,李文贵,潘红波. 民营化、产权保护与企业风险承担[J]. 经济研究, 2013, (9): 112-124.
- [19] 张兵,范致镇,潘军昌. 信息透明度与公司绩效[J]. 金融研究, 2009, (2): 19-184.
- [20] Acemoglu, D., Johnson, S. Unbundling Institutions[J]. Journal of Political Economy, 2005, 113(5): 949-995.
- [21] Besley, T. Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana[J]. Journal of Political Economy, 1995, 103(5): 903-937.
- [22] Biddle, G., Hilary, G. Accounting Quality and Firm-level Capital Investment[J]. The Accounting Review, 2006, 81(5): 963-982.
- [23] Biddle, G., Hilary, G., Verdi, R.S. How does Financial Reporting Quality Relate to Investments Efficiency? [J]. Journal of Accounting and Economics, 2009, 48(2-3): 112-131.
- [24] Bloomfield, R., Wilks, T. Disclosure Effects in the Laboratory: Liquidity, Depth, and the Cost of Capital [J]. The Accounting Review, 2000, 75(1): 13-41.
- [25] Chen, F., Hope, O., Li, Q., Wang, W. Financial Reporting Quality and Investment Efficiency of Private Firms in Emerging Markets[J]. The Accounting Review,

- 2011, 86(4) : 1225-1288.
- [26] Cull, R., Xu, L. Institutions, Ownership and Finance : The Determinants of Profit Reinvestment among Chinese Firms[J]. Journal of Financial Economics, 2005, 77 (1) : 117-146.
- [27] Dechow, P., Sloan, R., Sweeney, A. Detecting Earnings Management[J]. The Accounting Review, 1995, 85 : 1303-1323.
- [28] Durnev, A., Errunza, V., Molchnov, A. Property Rights Protection, Corporate Transparency, and Growth[J]. Journal of International Business Studies, 2009, 40 : 1533-1562.
- [29] Jin, Q., Hou, Q., Wang, L., Zhang, G. Mandatory Adoption of IFRS, Accounting Quality and Investment Efficiency[R]. Working Paper, Shanghai University of Finance and Economics, 2014.
- [30] Ke, B., Li, Y., Yuan, H. The Effect of Mandatory IFRS Adoption on the Stewardship Usefulness of Financial Reporting[R]. Working Paper, Nanyang Technological University, 2012.
- [31] Kothari, S.P., Leone, A.J., Wasley, C.E. Performance Matched Discretionary Accruals[J]. Journal of Accounting and Economics, 2005, 39(1) : 163-197.
- [32] Madhavan, A. Security Prices and Market Transparency [J]. Journal of Financial Intermediation, 1996, 5(3) : 255-283.
- [33] North, D.C., Thomas, R.P. The Rise of the Western World[M]. Cambridge : Cambridge University Press, 1973.
- [34] Patel, S.A., Dallas, G.S. Transparency and Disclosure : Overview of Methodology and Study Results-United States[R]. SSRN Working Paper, 2002.
- [35] Piotroski, J.D., Wong, T.J. Institutions and Information Environment of Chinese Listed Firms[M]//Capitalizing China, 2012.
- [36] Silva, W.M., Alberto, L. The Voluntary Disclosure of Financial Information on the Internet and the Firm Value Effect in Companies across Latin America[R]. SSRN Working Paper, 2004.
- [37] Wang, X. Capital Allocation and Accounting Information Properties[R]. Working Paper, Emory University, 2003.
- [38] Xu, N., Chen, Q., Xu, Y., Chan, K. Political Uncertainty and Cash Holding : Evidence from China[J]. Journal of Corporate Finance, 2016, 40 : 276-295.

Property Rights Protection, Information Transparency and Firm Value

——Empirical Evidence from Shenzhen A-share Listed Firms

WANG Hong-jian, LI Mang-mang, XU Qi-fan

Abstract : The economic consequence of information disclosure is a very important research subject. This paper selects 2003-2012 Shenzhen A-share non-financial listed firms as a sample, to study whether the information transparency can help to enhance the firm value. The results show that: although the information transparency can help to enhance the firm value, it mainly appears in the well-developed area of property rights protection. Further tests have also found that more information transparency is helpful to improve the firm value for non-SOEs with political connection or serious agency problem. Therefore, together with promoting the level of information disclosure, there is a need to further improve the level of legal protection and corporate governance mechanisms, so as to better protect the interests of producers and shareholders.

Key words : information transparency; firm value; property rights protection; political connection

(责任编辑 张雨吟)

股价同步性研究述评与展望

文雯, 申丹琳, 陈胤默

(中国人民大学商学院, 北京 100872)

摘要：股价同步性是近年来国内外财务学研究热点。股价同步性反映了单个公司股票价格波动与市场波动之间的关联性，是资本市场信息效率的重要体现。本文首先阐述了股价同步性的内涵和生成机理，并系统梳理了度量股价同步性的常用方法及模型；其次，从宏观、企业及利益相关者层面，总结和分析了股价同步性的影响因素；再次，从资源配置效率、公司治理等角度梳理了有关股价同步性的经济后果研究；最后，提出未来研究展望，呼吁学者从我国极具特色的资本市场制度实践出发，开展股价同步性的本土化研究，关注股价同步性对企业行为的影响，并采用跨学科视角进一步探讨股价同步性的生成机理。本文在完善资本市场机制、提升内外部公司治理水平、提升资本市场信息效率等方面具有一定的参考价值。

关键词：股价同步性；信息含量；公司财务；述评与展望

中图分类号：F270 **文献标志码：**A **文章编号：**2095-8838(2017) 03-0087-09

一、引言

股价同步性 (Stock Price Synchronicity) 已成为公司财务学研究的热点和前沿课题。股价同步性亦称股价“同涨同跌”现象，是指个股价格波动与市场平均价格波动间的关联性 (Piotroski 和 Roulstone, 2004；许年行等, 2011)。股价同步性反映了公司特质信息融入股价的速度和程度，是资本市场信息效率的重要体现。对股价同步性的研究有助于提升资本市场的信息效率，实现资源优化配置。

相对于成熟的资本市场，我国股票市场尚不够健全，股价“同涨同跌”现象严重 (冯旭南和李心愉, 2011)。较高的股价同步性说明在我国证券市场中，上市公司的特质信息难以有效地反映到股价之中，股票价格趋于一致变动，弱化了市场的资源配置功能和价格发现功能。然而，

由于我国资本市场起步较晚，相对于国外学者的广泛关注，国内对股价同步性的相关研究相对滞后，亟待深入、全面探究。因此，本文对国内外股价同步性文献进行了系统的梳理，寻找和分析导致我国证券市场股价同步性居高不下的原因，这对于有针对性地设计有效的市场微观结构和内部信息传递机制以降低股价同步性，提高我国资本市场信息效率具有积极的学术及实践意义。

现有关于股价同步性的研究，概括起来主要有三个方面：第一，股价同步性的生成机理及度量，即股价同步性缘何产生、应采用何种计量模型来衡量股价同步性的大小；第二，股价同步性的影响因素，即到底哪些因素会引起股价的“同涨同跌”，这也是备受学术界关注和争议的焦点问题；第三，股价同步性的经济后果，即股价同步性究竟会对资本市场及公司财务带来哪些影响。对于这些议

收稿日期：2017-03-06

基金项目：国家自然科学基金项目 (71572192, 71272151)；中国人民大学科研基金项目 (15XN1010)；国家留学基金委博士生联合培养项目 (201606360197)

作者简介：文雯 (1991-)，女，安徽芜湖人，中国人民大学商学院博士生；
申丹琳 (1991-)，女，湖南长沙人，通讯作者，中国人民大学商学院博士生；
陈胤默 (1989-)，女，福建南平人，中国人民大学商学院博士生。

题的系统梳理有助于我们加深对股价同步性的认识。基于此,本文分别从上述三方面入手,对国内外关于股价同步性的研究进行评述,并在此基础上,针对现有研究的不足,提出该领域未来的研究方向。

二、股价同步性的生成机理及度量

(一) 股价同步性的内涵和生成机理

股价同步性描述的是单个公司股票价格的波动与市场平均波动之间的关联性。股价波动可以划分为公司层面的波动(影响一家或几家公司)和市场层面的波动(影响大部分或所有的公司,又称系统性波动)。传统的定价理论往往假设投资者具有多元化、分散性投资的特征,而公司层面的股价波动风险能够在投资组合中被分散,但是市场层面的股价波动风险则无法避免。因此传统的资产定价理论重点关注市场的整体性、系统性波动,而将公司层面的波动视为剩余部分。但是, Roll (1988) 认为,系统性因素及行业性因素仅能解释股价波动的很小部分,公司层面信息同样对股价波动具有影响,个股收益率波动能被行业和市场因素所解释的比例(也称作 R^2)^① 较低的原因可能是公司的私有特质信息融入股价或者其他与具体信息无关的非理性因素导致的,而传统的资产定价模型并未将这些因素考虑其中。基于 Roll (1988) 的推断,大量学者开始探究股价同步性背后的经济含义,主要观点可被归纳为“信息效率观”和“非理性行为观”。“信息效率观”主要认为股票价格的波动在很大程度上可以被公司特有信息所解释,即股价同步性可以反映公司特质信息含量的高低。股价同步性越高说明公司的特质信息含量越少,股票的个体性波动较多地跟随系统性波动。“非理性行为观”主要认为股价的现实波动已经远超理论上应有的波动,超额波动很可能是狂热、“从众”、“追涨杀跌”、泡沫等与公司基本面无关的投资者非理性行为和因素导致的(DeLong等, 1990),因而股价同步性降低只是噪音信息增加的表现,而非公司特质信息含量的提高。现有文献主要支持股价同步性的“信息效率观”(Durnev等, 2003; Durnev等, 2004; Chan和Hameed, 2006; Hutton等, 2009; Gul等, 2010)。

(二) 股价同步性的度量

1. 市场收益模型

市场收益模型是现有学术界在股价同步性研究中应用最为广泛的模型。已有文献(如Durnev等, 2003; Piotroski和Roulstone, 2004; Brockman和Yan, 2009; Gul等, 2010; 等等)通常采用本周和上周市场收益及行业收益对个股收益进行回归,并将回归模型的拟合系数 R^2 用来计算市场和行业因素对个股收益的影响程度,进而衡量单个公司股票价格的波动与市场平均波动之间

的关联性。回归模型如公式(1)所示。

$$RET_{i,t} = \alpha + \beta_1 MARET_{i,t-1} + \beta_2 MARET_{i,t} + \beta_3 INDRET_{i,t-1} + \beta_4 INDRET_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, MARET和INDRET分别代表流通市值加权的市场收益和行业收益, RET为个股收益, α 和 β 为回归系数, i 为个股标识, t 为期间标识, ε 为模型的随机项。模型中加入上周数据能够有效缓解潜在的非同步性交易偏误。由于模型(1)中回归得出的 R^2 的取值区间为[0, 1], 为保证变量的正态性, 学者通常将 R^2 采用公式(2)进行对数转换, 计算得出股价同步性SYNCH。SYNCH满足正态分布, 且数值越大, 代表公司的个体收益与市场和行业收益联系越紧密, 股价同步性越高。

$$SYNCH_{i,t} = \text{Log}\left(\frac{R^2}{1-R^2}\right) \quad (2)$$

该模型也存在潜在的问题, 那就是 R^2 不仅包含了股价波动的特质性风险, 还包括了系统性风险。应用该模型探究股价同步性的影响因素或经济后果时, 被关注的变量与系统性风险之间的相关性可能会影响该变量与 R^2 之间的相关性, 因而研究结果可能存在偏误。

2. 股价特质性波动

股价特质性波动(Stock Price Idiosyncratic Volatility)反映股票价格中未能被市场和行业层面解释的部分(Bartram等, 2012)。现有的一些文献(如Rajgopal和Venkatachalam, 2011)也采用股价特质性波动度量股价同步性, 股价特质性波动程度越大, 说明股价中的特质信息含量越高, 股价同步性越低。

股价特质性波动的具体计算方法通常为通过Fama-French三因子模型(Fama和French, 1993)回归得到的超额收益率取方差。Fama-French三因子模型如公式(3)所示, 其中 $R_{i,t}$ 为股票收益率, R_f 为无风险利率, MKT、SMB、HML分别代表公司市值、账面市值比和市盈率三个因子, 模型回归得到的残差 $\varepsilon_{i,t}$ 即为公司的超额收益率, 对该超额收益率取方差(σ_ε^2)即为公司的股价特质性波动。

$$R_{i,t} - R_f = \alpha_i + \beta_{i,1} MKT_t + \beta_{i,2} SMB_t + \beta_{i,3} HML_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

采用市场收益模型计算的 R^2 和股价特质性波动(σ_ε^2)分别衡量股价同步性时, 研究结论可能存在差异。例如, 在探究公司盈余质量和股价同步性关系的研究中, Rajgopal和Venkatachalam(2010)、Chen等(2011)等发现较低的盈余质量会导致较高的股票特质性波动(σ_ε^2); 相反, Durnev等(2003)、Ferreira和Laux(2007)、Hutton等(2009)发现较低的盈余质量伴随较低的公司股价波动(以 R^2 度量)。Li等(2014)认为采用 σ_ε^2 、 R^2 分

^① Roll (1998) 将 R^2 定义为能被市场和行业解释的波动 / (能被市场和行业解释的波动 + 残余波动), 等于市场层面波动 / (公司层面波动 + 市场层面波动)。

别度量股价同步性时得出不同结论的原因是虽然盈余质量与系统性风险存在一定的相关性,但 R^2 中既包含了特质性风险,也包括了系统性风险。因此,未来研究者在计算股价同步性时应控制系统性波动的影响,特别是在使用 R^2 度量股价同步性时,建议在稳健性检验中使用替代的衡量指标来区分股票收益中的特质信息含量与噪音信息,以增强研究结论的可靠性。

3. 知情交易概率

除采用市场收益模型的 R^2 和股价特质性波动 σ_e^2 度量股价同步性之外,部分学者(如 Brockman 和 Yan, 2009; Kim 等, 2016)还采用知情交易概率(PIN)间接测算股价同步性。知情交易概率是指拥有私有信息的知情交易者的交易占某一资产的所有交易的比例。知情交易者是指那些基于公开市场未知的信息进行交易的投资者。知情交易能够增加个股股价中的信息含量,进而降低股价同步性,因此知情交易概率越大,股价中的特质信息含量越高,股价同步性越低。

PIN 的计算方法最早由 Easley 等(1996; 1997)提出,该指标计算的基本思想为:假设市场有知情交易者和非知情交易者两个主体,且其到达率均满足混合泊松分布。每日非知情交易者的买单到达率和卖单到达率分别为 ε_b 和 ε_s 。 α 为自然选择事件的发生概率,坏消息的发生概率为 δ ,好消息的发生概率为 $(1-\delta)$ 。如果某个消息事件发生时,知情交易者的到达率为 μ ,当知情交易者接到一个坏消息时,他会发布卖单指令;如果接到好消息时,则会发布买单指令。如果某天没有任何消息事件发生(这种情况的发生概率为 $(1-\alpha)$),知情交易者不会进行交易,那么整体市场中买单的到达率为 ε_b ,卖单的到达率为 ε_s ;如果某天发生了坏的信息事件(这种情况的发生概率为 $\alpha\delta$),那么知情交易者进行卖单交易,整体市场中买单的到达率为 ε_b ,卖单的到达率为 $\varepsilon_s+\mu$;如果某天发生了好的信息事件(这种情况的发生概率为 $\alpha(1-\delta)$),那么知情交易者进行买单交易,整体市场中买单的到达率为 $\varepsilon_b+\mu$,卖单的到达率为 ε_s 。

令 $\theta=\{\varepsilon_b, \varepsilon_s, \alpha, \delta, \mu\}$,则每个交易日的概率模型为:

$$L(\theta|B,S)=\frac{(1-\alpha)e^{-\varepsilon_b} \frac{(\varepsilon_b)^B}{B!} e^{-\varepsilon_s} \frac{(\varepsilon_s)^S}{S!} + \alpha\delta e^{-\varepsilon_b} \frac{(\varepsilon_b)^B}{B!} e^{-(\varepsilon_s+\mu)}}{\frac{(\varepsilon_s+\mu)^S}{S!} + \alpha(1-\delta)e^{-(\varepsilon_b+\mu)} \frac{(\varepsilon_b+\mu)^B}{B!} e^{-\varepsilon_s} \frac{(\varepsilon_s)^S}{S!}} \quad (4)$$

模型(4)中 B 代表一个交易日中买单的数量, S 代表一个交易日中卖单的数量。假设有 J 个交易日,且每个交易日之间相互独立,那么我们可以通过最大化如下概率函数来估计模型中的系数 ($\varepsilon_b, \varepsilon_s, \alpha, \delta, \mu$):

$$V=L(\theta|B,S)=\prod_{j=1}^{j=J} L(\theta|B_j,S_j) \quad (5)$$

因此,当给定交易期间和给定特定股票代码时,知情交易概率PIN的计算公式为:

$$PIN=\frac{\alpha\mu}{\alpha\mu+\varepsilon_b+\varepsilon_s} \quad (6)$$

三、股价同步性的影响因素

股价同步性的影响因素是公司财务学领域的重要研究议题,已有大量文献对其进行了较为深入的探讨。一个公司的股票价格综合反映了市场、行业及公司层面的信息(Piotroski 和 Roulstone, 2004),上述信息的变化也将导致股票价格的波动。市场及行业信息会导致股票价格的波动趋于一致,造成股票的“同涨同跌”;基于公司特质信息的交易则仅会引起单个股票的价格波动,降低股价同步性。本文从宏观环境、企业特征以及利益相关者三个层面对影响股价同步性的因素进行了归纳和梳理。

(一) 宏观层面因素

在宏观层面,产权保护水平、法制环境、会计制度、文化等会对整个市场产生影响,进而影响股价同步性。

1. 产权保护水平。产权保护影响投资者的信息搜集成本和动力,进而影响资本市场的信息效率,在资本市场落后、投资者保护程度较弱的国家,股价同步性较高。Morck 等(2000)认为股票价格的同步性现象并非主要源于市场规模和经济规模的差异,而是由于法律体系对产权保护的力度不同。当投资者的产权无法得到法律的充分保障时,反映公司价值的信息会因内部人的侵占行为而失效,投资者对公司基本面信息搜集的超额收益无法弥补所需付出的成本,因此投资者不会依据私有信息来构建套利组合。当投资者进行股票交易决策时,会大量依据市场层面的信息,进而导致股票价格中的信息含量偏低,股票市场呈现出“同涨同跌”的现象。与此类似,Wurger(2000)通过对全球65个国家的研究发现,对中小股东法律保护更好的国家,资源配置效率更高,且公司特质信息在股价中的反映更加充分。

2. 法制环境。Fernandes 和 Ferreira(2009)基于施行内部人交易法规的全球48个国家为背景,探讨法律制度对于股价信息含量的影响,研究结果表明内部人交易法规的实施抑制了信息挤出效应,增加了股价的信息含量,降低了股价同步性。游家兴等(2007)以动态的视角探讨中国的证券市场制度建设进程对公司信息含量的影响,发现伴随制度建设的不断完善,股价同步性趋向于减弱。

3. 会计制度。Wang 和 Yu(2009)发现高质量的会计准则在一定情况下能降低股价同步性,并且管理层的报告动机对两者之间的关系具有重要影响。在法律制度更健全、法律执行效率更高和投资者法律保护程度更高的地区,高质量的会计准则能显著降低股价同步性。除了会计准则的质量,财务报告格式的变革也会影响股价同步性。Dong 等(2016)以美国证监会(SEC)要求上市公司采用

可扩展商业报告语言 (Extensible Business Reporting Language, XBRL) 为自然实验, 探究信息搜寻成本对于企业特质信息获取的影响。XBRL 格式的应用促使财务信息的呈现更加标准化, 便于市场参与者利用计算机进行信息搜集和整理, 降低了信息处理的成本, 使得公司特质信息更容易在股价中得到反映, 进而降低了股价同步性, 且该效应在信息透明度低、业务复杂的公司中更为显著。基于中国市场的检验, 史永和张龙平 (2014) 同样发现了 XBRL 财务报告格式对于信息含量和信息效率的促进作用, XBRL 格式财务报告的披露有助于降低股价同步性。

4. 文化。文化作为一种非正式制度会对人们的行为产生潜移默化的影响, 文化差异对于国家间股价同步性的差异同样具有解释力。Eun 等 (2015) 的研究发现文化可以通过影响国家的信息环境以及投资者的交易行为间接影响股价同步性, 而这种影响会随着资本市场开放度的扩大而减弱。具体而言, 相对于文化联系较为松散的国家, 处于文化联系较为紧密国家的投资者的生活经历更为相似, 其搜集、处理及评价信息的方式可能更为接近, 因而股价同步性更高; 相对于受集体主义文化影响的投资者, 受个人主义文化影响较大的投资者对自身搜集和分析信息的能力更为自信, 受到他人意见影响的可能性较小, 因而股价同步性较低。

(二) 企业层面因素

企业层面的影响因素主要有股权结构、信息透明度和财务特征等。

1. 股权结构。股权结构是公司治理结构的重要组成部分, 股权集中度提高既可能增加大股东的掏空动机, 也有可能更好地发挥利益协同效应, 在大股东的不同动机主导下, 股权集中将对股价同步性产生不同的影响。一方面, 从掏空动机角度出发, 大股东为了谋取私利可能选择性地择机披露对自身有益的私有信息, 使得公司的信息环境变得更加不透明。由此, 外部投资者信息搜集的成本更高, 公司个体层面的信息更难在股价中反映出来 (Roll, 1988; Morck 等, 2000; Fernandes 和 Ferreira, 2009)。因此, 大股东的掏空机会会增加股价同步性。另一方面, 从利益协同动机角度出发, 股权集中能降低搭便车的行为, 使得大股东和小股东的利益趋于一致, 大股东可能更加自愿披露企业个体层面的信息, 促进知情交易行为, 使得股价更能充分反映公司基本面信息 (Grossman 和 Stiglitz, 1980)。

从实证结果方面, Brockman 和 Yan (2009) 采用美国公司数据探究大股东股权份额与公司信息环境的影响, 发现大股东在私有信息的获取和传播方面比小股东具有明显的优势, 大股东促进了知情交易, 降低了股价同步性。与此结论相反, Gul 等 (2010) 从信息搜集成本的角度分析股权集中度对股价同步性的影响, 并采用中国市场的

数据进行实证检验, 发现股权集中度与股价同步性呈现倒 U 型关系, 在初始阶段, 大股东的掏空动机占据主导地位, 股价同步性随股权集中度的提高而增加, 当股权集中度到达一定程度后, 利益协同效应占据主导, 股价同步性随之下降。由此他们认为, 在投资者法律保护较为薄弱的新兴资本市场, 公司治理结构的完善能够提升资本市场的信息效率与定价有效性。此外, Boubaker 等 (2014) 采用 1998 ~ 2007 年法国上市公司的数据得出, 股价同步性随着大股东超额控制权的增加而增加, 在此过程中, 控股股东倾向于减少公司特质信息披露以隐藏自身机会主义行为。

2. 信息透明度。Jin 和 Myers (2006) 认为不同市场股价同步性的差异在一定程度上源于信息透明度的差别。在较为成熟的资本市场中, 信息透明度更高, 内部人掏空行为得到有效抑制, 因而股价中的信息含量更高, 股价同步性更低; 相反, 在尚待完善的新兴国家中, 信息透明度较低, 资本市场中噪音较多, 股票的个体性波动程度减弱, 股价愈发表现出“同涨同跌”的现象。这个观点在进一步的研究中得到了证实。基于成熟市场美国的研究发现, 当企业信息透明度提高时, 公司特质信息较多, 股价同步性降低 (Hutton 等, 2009); 而在新兴市场国家, 股票市场并非充分有效, 股票价格受到噪声的影响较大, 减少了股价中公司特质信息含量 (朱红军等, 2007), 但是信息透明度的提高, 能显著降低股价同步性 (游家兴等, 2007)。

不过, 从“股价仅对非预期的市场信息做出反应”的视角出发, Dasgupta 等 (2010) 的观点打破了增强信息透明度能降低股价同步性的传统观点。他们认为, 当公司信息透明度较高时, 市场参与者能掌握更多与公司未来发展相关的信息, 而当未来事件真实发生时, 公告中的非预期信息成分较低, 投资者基于非预期的信息做出的反应较小, 股价中的信息含量偏低, 股价同步性增加。同时, 他们针对公司年龄、股票增发以及交叉上市三种情境的实证检验均证实了信息透明度的提高会增加股价同步性的观点。

3. 财务特征。企业的财务特征反映的经营能力和未来风险状况, 影响投资者对企业的预期和投资意向, 因而会对股价同步性产生影响。现有研究主要从负债水平、盈利能力、成长性以及换手率等角度考察财务特征因素对于股价同步性的作用。当企业的负债水平较高时, 企业未来经营和发展面临的不确定性更大, 股价发生异常波动的可能性更高, 因而股价同步性更低 (Hutton 等, 2009; Campbell 等, 2011)。企业的盈利能力是影响投资者投资决策的重要因素, 过高或过低的盈利水平都背离了市场的平均预期, 进而会影响股价同步性 (Hutton 等, 2009)。换手率可以从侧面反映股票的流动性和投资者的关注度, 换手率越高的公司, 投资者基于私人信息进行套利交易的可能性越大, 投资者异质性信念更坚定, 其股价波动更能反映公司的特质信息 (Brandt 等, 2010), 因而换手率与

股价同步性呈负相关关系。

(三) 利益相关者因素

已有关于利益相关者与股价同步性相关关系的研究主要关注机构投资者、审计师、分析师和媒体的行为对股价同步性的影响。

1. 机构投资者。机构投资者是资本市场的重要投资主体,买入或卖出股票等投资行为都会对市场施加较大影响。机构投资者能够通过信息搜集和发挥监督效应两个渠道影响股价同步性。首先,机构投资者作为专业的投资群体,在信息搜集和挖掘方面具有专业优势,能够通过提交议案或与目标公司的谈判参与公司治理活动(Gillan和Starks, 2000; Helwege等, 2012)。与个人投资者相比,机构投资者更善于挖掘信息并利用已知的公司特质信息进行交易,因此,机构投资者持股有助于增加股价中的特质信息含量,进而降低股价同步性(Piotroski和Roulstone, 2004; 侯宇和叶冬艳, 2008)。其次,机构投资者的监督效应能够限制管理层对公司现金流的攫取,从而降低管理层因追求私利引发的风险。但是,机构投资者的监督力度也取决于其投资期限和持股份额。An和Zhang(2013)采用1987~2010年美国机构投资者的数据研究发现,专注型机构投资者(Dedicated Institutional Investors)因其持股份额大、投资期限长,更能发挥监督效应,显著降低了股价同步性;而短暂型机构投资者(Transient Institutional Investors)因其分散的持股和投资中的短视现象,无法对被投资公司起到有效的监督效应,反而导致股价同步性更高。

2. 证券分析师。证券分析师是重要的信息媒介,证券分析师通过盈利预测和股票推荐向外界传递信息。投资者基于已有市场、行业及公司基本面组合信息做出先验认知,当分析师带来新的信息改变投资者原有认知时,股价同步性将发生改变(Crawford等, 2012)。但是,有关证券分析师对股价同步性的具体影响,现有研究尚未得出一致结论,分歧的关键在于分析师更多提供相关市场和行业层面信息,还是公司特质信息。部分学者认为,分析师能够提供有价值的公司特质信息(Liu, 2011),其信息搜集活动能提高股价的信息含量,同时减少盈余公告后的漂移现象(Post Announcement Drift, PAD),进而降低股价同步性(朱红军等, 2007),提高市场运行效率。相反,另有部分学者认为,相对于内部人和机构投资者,分析师的信息优势主要体现在他们掌握更多有关行业的发展趋势和市场层面的信息(Piotroski和Roulstone, 2004; Chan和Hameed, 2006; Fernandes和Ferreira, 2008),因而分析师的关注会增加股价同步性。

上述研究将分析师当作同质的整体,但不同的分析师挖掘公司特质信息的能力和动机不同,因此近年来学者逐渐从分析师异质性的视角展开了研究。Crawford等(2012)将分析师关注的类型细分为首次分析师关注(目

标公司之前从未被分析师跟踪)与追随的分析师关注(目标公司之前已被别的分析师跟踪)。他们认为,分析师首次关注时,出于信息搜集及处理成本的考虑,分析师只提供成本较低的市场及行业的信息,由此导致股价同步性增加;而当追随的分析师到来时,他们面临来自前期分析师的竞争,投资者对其发布的信息也表现出更多的期待,因此,他们努力挖掘和提供与前期分析师不同的公司特质信息,进而会降低股价同步性。Xu等(2013)从分析师个体能力差异的视角研究发现,明星分析师具备更强的信息挖掘能力,能够提供更多的公司特质信息,进而降低股价同步性,而非明星分析师关注则与股价同步性正相关。伊志宏等(2015)从分析师性别特征出发,发现女性分析师关注更能降低股价同步性,女性分析师谨慎的性格、勤勉的工作态度等均有助于提高研究报告中的公司特质信息含量。Jiang等(2016)从分析师关联关系的角度,认为基金基于研报质量的分仓决策能够有效激励关联分析师挖掘公司特质信息,关联分析师的关注降低了公司的股价同步性。

此外,也有研究从信息溢出效应入手探究分析师对股价同步性的影响。例如,Hameed等(2015)发现,由于投资者更加看重对于预测多家公司股价都有价值的信息,因此分析师更倾向于关注那些基本面信息和其他公司关联度更紧密的公司(或称为行业“领头羊”公司)。基于此,当分析师发布有关“领头羊”公司的信息或对其盈余预测进行修正时,获得较少分析师关注的同行业公司股价随之发生波动,即发生信息“溢出效应”;但是,当分析师修正对于关注程度较低公司的盈余预测时,并未带来同行业公司的股价波动,说明了这种“溢出效应”具有单向性的特征。这一研究发现进一步证明了投资者基于分析师对行业“领头羊”公司提供的信息来对同行业其他公司的股票进行定价,也证明了证券分析师在资本市场中发挥信息媒介功能。

3. 审计师。审计师在缓解公司内部人和外部投资者之间的信息不对称中的作用至关重要。与证券分析师主要关注市场及行业层面的信息不同,审计师的基本职能是提供高质量的审计服务、提高公司财务报表的可信度,因而更加关注公司个体层面的信息。Gul等(2010)探究了审计师对股价同步性的影响,他们发现聘用国际四大会计师事务所进行审计的公司,股价同步性显著更低,说明高质量的审计能够提升财务报表质量和可信度,促进公司个体层面信息的传播。Su等(2015)进一步关注审计师任期对股价同步性的影响,发现较长的审计师任期会增加个股的特质性波动,且这一现象仅在具有行业专长的审计师中存在。这一结论说明投资者认为财务报表的可信度随着具有行业专长的审计师任期的延长而增加,投资者搜集私有信息的边际成本降低,因而信息搜集的意愿增加,股价中的信息含量也随之丰富。

4. 媒体。作为非正式的外部约束和惩戒机制,媒体在监察公司不道德行为方面具有独特的能力(Miller,

2006; Dyck等, 2010)。媒体能够提升公司的透明度和投资者法律保护水平, 发挥公司治理功能, 促进股东价值最大化目标的实现 (Dyck和Zingales, 2004)。黄俊和郭照蕊 (2014)、Kim等 (2016) 采用中国重要报纸数据探究媒体对于股票定价效率的影响, 发现随着媒体报道覆盖率的增加, 股票同步性降低, 知情交易概率逐步增加, 进而证明了媒体在新兴市场国家能够发挥较好的治理作用。除传统媒体之外, 新兴社交网络平台也在信息披露方面扮演重要角色, 胡军和王甄 (2015) 基于微博的研究发现, 开通官方微博的上市公司股价同步性更低, 说明公司利用微博这一社交网络平台披露非财务信息具有价值含量, 进一步的研究指出, 分析师的信息解读功能在促进股价及时反映微博信息方面发挥了积极作用。

四、股价同步性的经济后果

相关研究表明, 股价同步性会对资本市场和公司财务等产生较大影响, 具体表现在资源配置效率、股价崩盘风险、企业投资及高管变更等四个方面。

(一) 股价同步性与资源配置效率

资源配置是股票市场的基本功能。Wurgler (2000) 基于全球65个国家和地区的研究发现, 过高的股价同步性使得市场难以传递有价值的投资信号, 阻碍资金的合理流向与优化, 从而降低了资源配置效率。Gul等 (2010) 基于中国市场的研究也发现了股价同步性与资源配置效率之间的负向关系, 他们认为中国严重的股价同步性损害了资本市场的配置效率, 并对企业投资及高管变更等经营行为产生了一系列负面影响。

(二) 股价同步性与股价崩盘风险

股价崩盘风险是指股价集体暴跌以致崩盘的风险。管理层出于晋升、期权、声誉等原因可能会隐藏公司负面信息, 随着时间的推移, “纸终究包不住火”, 当负面信息的累积超过承载能力限制时将集中、瞬间释放到市场中, 对股价形成巨大冲击。股价同步性与股价崩盘风险高度相关, 当股价同步性较高时, 个股层面的崩盘可能引发连锁效应。Jin和Myers (2005)、Hutton等 (2009) 发现股价同步性越高, 市场崩溃的频率越高。

(三) 股价同步性与企业投资

实体经济与股票市场的互动关系是学术界关心的重要课题, 资本市场具有信息整合功能, 当股价中的信息含量较高时, 能为经理层提供有价值的信息, 便于管理者提高决策质量 (Subrahmanyam和Titman, 1999; Chen等, 2007)。Durnev等 (2004) 的研究发现, 过高的股价同步性会影响资本预算效率, 管理层无效率的投资倾向无法得到遏制, 从而导致资本预算偏离企业价值最大化目标。

(四) 股价同步性与高管变更

良好的公司治理机制能有效识别高管的业绩表现, 进而做出正确的高管更替决策。当股价同步性较低时, 股价

中信息含量较高, 股票价格能更好地反映高管的业绩, 便于企业依据高管任期内绩效做出选聘决策; 而当股价同步性更高时, 股价波动中所能反映的高管能力和绩效的因素有限, 使得识别和更换业绩表现较差的高管的难度增加, 高管的更替—业绩敏感性更低。因此, DeFond和Hung (2004) 发现过高的股价同步性使得高管变更决策变得更加困难, 降低了公司治理效率。

五、中国资本市场的股价同步性及信息含量研究

相对于发达资本市场, 中国股票市场的历史较短, 但发展迅速。在短短二十几年时间内, 无论从交易量还是总市值来讲, 中国股票交易市场均位居世界前列。目前中国已成为全球经济增长的贡献大国, 年均贡献率超过30%, 成为世界经济增长的第一引擎 (郭同欣, 2017), 资本市场也功不可没。

Carpenter等 (2015) 分阶段总结了中国股票市场的信息含量特征: 1991年至1997年为中国资本市场的创立与起步阶段, 在此期间, 有超过500家公司在上海及深圳证券交易所上市, 电子交易系统的运行促进了股票市场交易量的提升, 进而也提升了股票市场的信息含量及有效性。1998年至2001年, 股价“泡沫”的出现及大量会计丑闻被爆出使得中国资本市场的资源配置功能受到质疑。2001年底中国加入世界贸易组织 (WTO) 至2007年, 中国监管部门颁布了一系列市场改革措施, 使得股票市场信息含量显著提升。例如, 2002年, 中国证监会批准合格的境外机构投资者 (QFII) 在中国资本市场投资, 外资持股的增加降低了股权集中度, 提升了股票的交易量, 降低了股价同步性; 2005年股权分置改革的实施更是促进了股票市场信息发掘功能的发挥 (Li等, 2011)。2008年金融危机的发生使得市场萧条, 投资者对资本市场的信任度下降, 股价信息含量也相应降低。但是, Carpenter等 (2015) 认为总体上中国股票市场信息含量较高。

然而, 中国股票市场股价同步性仍然较高。根据Morck等 (2013) 的研究, 1995~2010年间, 中国上市公司的 R^2 平均约为36%, 而美国市场只有约14%。一些学者开始探究中国股票市场价格波动同步性较高的原因。Carpenter等 (2015) 认为, 中国股票市场高同步性的原因并非是特质信息短缺, 真正的原因在于中国股票市场的高度波动性, 在1995年至2012年期间内, 中国股票市场投资组合的超额收益率为32%, 相当于同时期美国股票市场的两倍。许年行等 (2011) 从信息传递及投资者心理视角出发, 对我国股价同步性的形成机理进行了探讨, 发现我国股市不存在“惯性”现象, 而存在较为显著的“反转”现象, 说明非理性因素对特质信息的影响更为强烈; 同时, 我国股价的“同跌”幅度大于“同涨”幅度, 且在牛市和熊市阶段“惯性”和“反转”现象不同, 说明在我国不同市场

态势下股价同步性的生成机理存在差异。

六、未来研究展望

降低股价同步性有利于提升资本市场的信息效率,促进证券市场的稳定发展及市场功能的发挥。本文构建了未来股价同步性的研究思路,认为未来可以重点围绕以下几个方面展开研究:

第一,进一步探究股价同步性的产生机理。股价同步性研究的一个难点问题在于股价同步性究竟源于“信息效率”还是“非理性行为”。现有文献基于股价同步性的产生机理进行了较为深入的探讨,但尚未达成一致性的结论。未来研究可以进一步从社会学和心理学等更加广泛的跨学科视角来探究公司股价波动的产生机理。

第二,结合我国特殊国情,开展股价同步性的本土化研究。极具特色的中国资本市场制度实践对股价同步性的研究提供了诸多独特的场景。我国证券监管部门在借鉴国际经验的基础上不断进行制度实践和创新,例如推出涨跌停板制度,延续多年的股票发行核准制将改为注册制,证券市场退市制度改革也正在进行中。此外,在相继开通“沪港通”、“深港通”的基础上,我国监管部门不断提高QFII(合格的境外机构投资者)、RQFII(人民币境外合格机构投资者)、QDII(合格境内机构投资者)的投资额度,加快中国资本市场对外开放的步伐。这些具有中国特色的制度实践对我国证券市场股价同步性产生了怎样的影响?我国应设计怎样的制度框架和监管模式以降低股价波动、促进证券市场的健康发展?这些课题都有待学者立足我国的国情进行更深入的研究。

第三,从全局及动态视角出发,深化对股价同步性的影响因素研究。现有文献往往聚焦于宏观层面、企业内部或利益相关者中的某一个因素对股价同步性的影响,而缺乏整合视角下的综合、动态分析。未来的研究可以综合考虑宏观、微观及利益相关者层面的因素,进行动态、全局的分析。

第四,关注股票市场信息效率对企业行为的影响,拓展股价同步性的经济后果研究。股票价格可以提供有价值含量的信息,进而影响企业决策。未来研究可以进一步探讨股价同步性对企业再融资行为、现金持有、盈余质量、股利政策、投资效率等的影响,促进证券市场和金融市场更好地服务实体经济。

此外,未来研究在探究股价同步性的影响因素和经济后果的过程中,需要充分关注股价同步性影响因素和经济后果之间潜在的内生性问题。现有研究对于内生性问题的探讨存在不足。例如现有关于分析师关注与股价同步性内生性问题的讨论,多数是借鉴Yu(2008)的研究,基于券商研究部门规模的变化,构造分析师期望关注程度工具变量进行研究。但是所构造的工具变量是否很好地满足外生性条件仍值得进一步探讨。因此,未来研究需要挖掘更合

适的工具变量,或者寻找恰当的外生冲击事件,以尽可能控制可能的内生性问题,以使研究结论更为可靠。

主要参考文献:

- [1] 侯宇,叶冬艳.机构投资者、知情人交易和市场效率——来自中国资本市场的实证证据[J].金融研究,2008,(4):131-145.
- [2] 胡军,王甄.微博、特质性信息披露与股价同步性[J].金融研究,2015,(11):190-206.
- [3] 黄俊,郭照蕊.新闻媒体报道与资本市场定价效率——基于股价同步性的分析[J].管理世界,2014,(5):121-130.
- [4] 史永,张龙平.XBRL财务报告实施效果研究——基于股价同步性的视角[J].会计研究,2014,(3):3-10.
- [5] 许年行,洪涛,吴世农,徐信忠.信息传递模式、投资者心理偏差与股价“同涨同跌”现象[J].经济研究,2011,(4):135-146.
- [6] 伊志宏,李颖,江轩宇.女性分析师关注与股价同步性[J].金融研究,2015,(11):175-189.
- [7] 游家兴,张俊生,江伟.制度建设、公司特质信息与股价波动的同步性——基于R²研究的视角[J].经济学(季刊),2007,(1):189-206.
- [8] 朱红军,何贤杰,陶林.中国的证券分析师能够提高资本市场的效率吗——基于股价同步性和股价信息含量的经验证据[J].金融研究,2007,(2):110-121.
- [9] An, H., Zhang, T. Stock price synchronicity, crash risk, and institutional investors[J]. Journal of Corporate Finance, 2013, 21: 1-15.
- [10] Bartram, S. M., Brown, G., Stulz, R. M. Why are US stocks more volatile? [J]. The Journal of Finance, 2012, 67(4): 1329-1370.
- [11] Boubaker, S., Mansali, H., Rjiba, H. Large controlling shareholders and stock price synchronicity[J]. Journal of Banking & Finance, 2014, 40: 80-96.
- [12] Brockman, P., Yan, X.S. Block ownership and firm-specific information[J]. Journal of Banking & Finance, 2009, 33(2): 308-316.
- [13] Campbell, J.Y., Lettau, M., Malkiel, B.G., Xu, Y. Have individual stocks become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic risk[J]. The Journal of Finance, 2001, 56(1): 1-43.
- [14] Carpenter, J.N., Lu, F., Whitelaw, R.F. The real value of China's stock market[R]. National Bureau of Economic Research, 2015.
- [15] Chan, K., Hameed, A. Stock price synchronicity and analyst coverage in emerging markets[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 80(1): 115-147.
- [16] Chen, C., Huang, A.G., Jha, R. Idiosyncratic return

- volatility and the information quality underlying managerial discretion[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2012, 47(4) : 873-899.
- [17] Chen, Q., Goldstein, I., Jiang, W. Price informativeness and investment sensitivity to stock price[J]. *Review of Financial Studies*, 2007, 20(3) : 619-650.
- [18] Crawford, S.S., Roulstone, D.T., So, E.C. Analyst initiations of coverage and stock return synchronicity [J].*The Accounting Review*, 2012, 87(5) : 1527-1553.
- [19] Dasgupta, S., Gan, J., Gao, N. Transparency, price informativeness, and stock return synchronicity : Theory and evidence[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2010, 45(5) : 1189-1220.
- [20] Defond, M.L., Hung, M. Investor protection and corporate governance : Evidence from worldwide CEO turnover[J]. *Journal of Accounting Research*, 2004, 42(2) : 269-312.
- [21] DeLong, J.B., Shleifer, A., Summers, L.H., Waldmann, R.J. Noise trader risk in financial markets[J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98(4) : 703-738.
- [22] Dong, Y., Li, O.Z., Lin, Y., Ni, C. Does information processing cost affect firm-specific information acquisition? —Evidence from XBRL adoption[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2016, 51(2) : 435-462.
- [23] Durnev, A., Morck, R., Yeung, B. Value-enhancing capital budgeting and firm-specific stock return variation [J]. *The Journal of Finance*, 2004, 59(1) : 65-105.
- [24] Durnev, A., Morck, R., Yeung, B., Zarowin, P. Does greater firm-specific return variation mean more or less informed stock pricing? [J]. *Journal of Accounting Research*, 2003, 41(5) : 797-836.
- [25] Dyck, A., Morse, A., Zingales, L. Who blows the whistle on corporate fraud?[J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65(6) : 2213-2253.
- [26] Dyck, A., Zingales, L. Private benefits of control : An international comparison[J]. *The Journal of Finance*, 2004, 59(2) : 537-600.
- [27] Easley, D., Kiefer, N.M., O'Hara, M. Cream-skimming or profit-sharing? The curious role of purchased order flow[J]. *The Journal of Finance*, 1996, 51(3) : 811-833.
- [28] Easley, D., Kiefer, N.M., O'Hara, M. The information content of the trading process[J]. *Journal of Empirical Finance*, 1997, 4(2) : 159-186.
- [29] Eun, C.S., Wang, L., Xiao, S.C. Culture and R²[J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 115(2) : 283-303.
- [30] Fama, E.F., French, K.R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds[J]. *Journal of financial economics*, 1993, 33(1) : 3-56.
- [31] Fernandes, N., Ferreira, M.A. Does international cross-listing improve the information environment[J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 88(2) : 216-244.
- [32] Fernandes, N., Ferreira, M.A. Insider trading laws and stock price informativeness[J]. *Review of Financial Studies*, 2009, 22(5) : 1845-1887.
- [33] Ferreira, M.A., Laux, P.A. Corporate governance, idiosyncratic risk, and information flow[J]. *The Journal of Finance*, 2007, 62(2) : 951-989.
- [34] Gillan, S.L., Starks, L.T. Corporate governance proposals and shareholder activism : The role of institutional investors[J]. *Journal of financial Economics*, 2000, 57(2) : 275-305.
- [35] Grossman, S.J., Stiglitz, J.E. On the impossibility of informationally efficient markets[J]. *The American Economic Review*, 1980, 70(3) : 393-408.
- [36] Gul, F.A., Kim, J.B., Qiu, A.A. Ownership concentration, foreign shareholding, audit quality, and stock price synchronicity : Evidence from China[J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 95(3) : 425-442.
- [37] Hameed, A., Morck, R., Shen, J., Yeung, B. Information, analysts, and stock return comovement[J]. *Review of Financial Studies*, 2015, 28(11) : 3153-3187.
- [38] Helwege, J., Intintoli, V.J., Zhang, A. Voting with their feet or activism? Institutional investors' impact on CEO turnover[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2012, 18(1) : 22-37.
- [39] Hutton, A.P., Marcus, A.J., Tehranian, H. Opaque financial reports, R², and crash risk[J]. *Journal of financial Economics*, 2009, 94(1) : 67-86.
- [40] Jiang, X., Xu, N., Yuan, Q., Chan, K.C. Mutual-fund-affiliated analysts and stock price synchronicity : Evidence from China[J].*Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 2016, forthcoming.
- [41] Jin, L., Myers, S.C. R² around the world : New theory and new tests[J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 79(2) : 257-292.
- [42] Kim, J.B., Yu, Z., Zhang, H. Can media exposure improve stock price efficiency in China and why? [J]. *China Journal of Accounting Research*, 2016, 9(2) : 83-114.
- [43] Li, B., Rajgopal, S., Venkatachalam, M. R² and idiosyncratic risk are not interchangeable[J]. *The Accounting Review*, 2014, 89(6) : 2261-2295.
- [44] Li, K., Wang, T., Cheung, Y.L., Jiang, P. Privatization and risk sharing : Evidence from the split share structure

- reform in China[J]. *Review of Financial Studies*, 2011, 24 (7) : 2499-2525.
- [45] Liu, M.H. Analysts' incentives to produce industry-level versus firm-specific information[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2011, 46(3) : 757.
- [46] Miller, G.S. The press as a watchdog for accounting fraud[J]. *Journal of Accounting Research*, 2006, 44(5) : 1001-1033.
- [47] Morck, R., Yeung, B., Yu, W. The information content of stock markets : Why do emerging markets have synchronous stock price movements ? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1) : 215-260.
- [48] Morck, R., Yeung, B., Yu, W. R-squared and the economy [R]. National Bureau of Economic Research Working Paper, 2013.
- [49] Piotroski, J.D., Roulstone, D.T. The influence of analysts, institutional investors, and insiders on the incorporation of market, industry, and firm-specific information into stock prices[J]. *The Accounting Review*, 2004, 79(4) : 1119-1151.
- [50] Rajgopal, S., Venkatachalam, M. Financial reporting quality and idiosyncratic return volatility[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2011, 51(1) : 1-20.
- [51] Roll, R. R^2 [J]. *The Journal of Finance*, 1988, 43(7) : 541-566.
- [52] Su, L., Zhao, X., Zhou, G. Auditor tenure and stock price idiosyncratic volatility : The moderating role of industry specialization[J]. *Auditing : A Journal of Practice & Theory*, 2015, 35(2) : 147-166.
- [53] Subrahmanyam, A., Titman, S. The going-public decision and the development of financial markets[J]. *The Journal of Finance*, 1999, 54(3) : 1045-1082.
- [54] Wang, J., Yu, W. The information content of stock prices, reporting incentives and accounting standards : International evidence[J]. SSRN eLibrary, 2009.
- [55] Wurgler, J. Financial markets and the allocation of capital[J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1) : 187-214.
- [56] Xu, N., Chan, K.C., Jiang, X., Yi, Z. Do star analysts know more firm-specific information ? Evidence from China[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37(1) : 89-102.

A Review of Stock Price Synchronicity Research and Prospects

WEN Wen, SHEN Dan-lin, CHEN Yin-mo

Abstract : Stock price synchronicity is a hot issue in finance. Stock price synchronicity reflects the relevance between a single company's stock price volatility and market fluctuations, which is an important manifestation of capital market efficiency. This paper surveys prior literature on stock price synchronicity and its prospects. Firstly, we elaborate the definition of stock price synchronicity, introduce the debate on the mechanism of stock price synchronicity, and systematically review the measurements of stock price synchronicity. Secondly, we summarize and analyze the main factors of stock price synchronicity from perspectives of macro-economy, corporations and stakeholders. Thirdly, we review the studies on economic consequences of stock price synchronicity in terms of efficiency of capital allocation, corporate governance, etc. Lastly, we discuss prospects for future research in this field. We call for more papers to discuss the stock price synchronicity from the characteristics of China's capital market, focus on the impact of stock price synchronicity on corporate behavior, and further explore the stock price synchronicity mechanism from interdisciplinary perspectives. This paper has practical implications for improving capital market mechanisms, market efficiency and corporate governance.

Key words : stock price synchronicity; stock price informativeness; corporate finance; review and prospects

(责任编辑 周愈博)

《财务研究》2016年度优秀论文 评选结果揭晓

为更好地提高刊物质量,推动和促进财务理论研究,中国财政杂志社开展了《财务研究》2016年度优秀论文评选活动。经过《财务研究》编委会、学术委员会各位专家学者的独立投票及评审小组的复核确认,评出了年度“十佳论文”(第10名得票并列),获奖名单如下:

1. 汤谷良、高原:《企业轻资产盈利模式的财务挑战与实践路径》(2016年第3期)
2. 谢志华、杨涵博、栗立钟:《企业预算的本质》(2016年第2期)
3. 王斌:《论管理会计前台属性与管理会计报告》(2016年第4期)
4. 吴育辉、吴世农、张秋煌、魏志华:《董秘的职业背景会影响企业IPO进程吗?》(2016年第2期)
5. 方红星、金玉娜:《公司治理、内部控制与管理层决策视域》(2016年第5期)
6. 郭复初:《论财务理论研究观念与方法——兼论规范研究与实证研究相结合》(2016年第6期)
7. 李心合:《论公司财务的性质与职能》(2016年第1期)
8. 刘俊勇、李鹤尊:《内部市场还是集权管理?——某国有集团企业资金集中管理案例研究》(2016年第4期)
9. 田高良、司毅、李星、秦岭:《公司治理视角下的税收激进研究》(2016年第5期)
10. 傅元略:《管理会计的核心:管控机制理论》(2016年第6期)
10. 张先治、晏超、王兆楠:《当代西方财务金融研究的范畴与主题——基于国际财务金融期刊的文献研究》(2016年第1期)

获奖作者的奖金及证书,本刊编辑部已于近期寄出。

本刊编辑部

《财务研究》学术委员会名单

主任委员 王化成 赵德武

副主任委员 谢志华 张新民 魏明海

常务委员(以姓氏笔画为序)

于增彪	王竹泉	王爱国	王 斌	方红星	吕长江	刘志远
刘 星	汤谷良	李心合	杨小舟	杨 丹	杨世忠	杨雄胜
沈艺峰	宋献中	张兆国	张秋生	陆正飞	潘 飞	潘晓江

委 员(以姓氏笔画为序)

丁友刚	于李胜	马永强	王守海	王纪平	王艳艳	王雄元
支晓强	毛洪涛	毛新述	邓 路	叶康涛	朱红军	刘启亮
刘俊勇	闫华红	池国华	许金叶	孙文刚	李常青	李增泉
肖作平	肖 星	吴江涛	吴 革	何威风	余明桂	余怒涛
张 川	张敦力	陈志斌	陈德球	岳 衡	郑洪涛	祝继高
姚 颐	袁 淳	袁蓉丽	夏立军	黄京菁	崔学刚	童 盼
曾雪云	温素彬	谢盛纹	靳庆鲁	裘益政		

学术秘书 周愈博

财政部
政务微信号：mofczb



中国财政杂志社
微信号：zgczzs



刊 号 ISSN2095-8838
CN10-1242/F

邮发代号 2-882

定 价 12.00 元