

FINANCE
RESEARCH

2018

总第022期

4

双
月
刊

财务研究

FINANCE RESEARCH

经济政策不确定性与企业外部融资的萎缩

社保基金持股能降低盈余管理程度吗？

政府组织财务管理理论：渊源、定位和架构

产品市场竞争与企业双元创新投资

ISSN 2095-8838



9 772095 883189



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	秦中艮
傅元略	谢志华	綦好东	魏明海	

主 编 秦中艮

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	孙小媚
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	cwyj187@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	18.00元
本社网址	http://czzz.mof.gov.cn

声 明

本刊已同以下单位进行数字化版权合作,作者文章著作权使用费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

经济政策不确定性与企业外部融资的萎缩

..... 于传荣 方军雄(3)

社保基金持股能降低盈余管理程度吗?

..... 唐大鹏 王美琪(15)

政府组织财务管理理论:渊源、定位和架构

..... 姜宏青 郭馨雨(27)

产品市场竞争与企业二元创新投资

——来自中小板的经验数据

..... 朱 磊 唐琳玉 王春燕 吕梓毓(35)

承前启后:重温余绪缨管理会计思想

..... 胡玉明(45)

自愿披露内部控制审计费用会产生积极效应吗?

——基于信号传递与信息甄别的视角

..... 莫冬燕 杨真真(55)

税收征管机构党员比例与企业税收规避

..... 刘慧龙 曹雅丽(67)

CFO异质性与盈余管理

..... 张宏亮 王靖宇 王淑霞(79)

会计信息可比性测算方法综述:理论、模型与展望

..... 范少君(90)

新时代的财务理论研究:变化与创新

——财务理论前沿2018学术研讨会观点综述

..... 姚 艺 张伟华(101)

经济政策不确定性与企业外部融资的萎缩

于传荣, 方军雄

(复旦大学 管理学院, 上海 200433)

摘要: 经济政策不确定性是企业面临的外部环境不确定性的一个重要来源, 其对微观企业行为以及宏观经济产出的影响是当前热点话题。本文以2000~2016年沪深A股上市公司为样本, 系统研究了经济政策不确定性对企业融资决策的影响。实证结果表明: 经济政策不确定性越高, 公司债务融资和股权融资水平越低, 且股权融资减少的幅度更大。通过细分债务融资结构, 我们还观察到, 经济政策不确定性的上升, 使得短期债务融资相对于长期债务融资降低的程度更显著, 导致企业债务期限结构发生变化。进一步检验发现, 产权性质及股权集中度会对经济政策不确定性与企业融资水平的负相关关系产生影响, 具体而言, 经济政策不确定性使得债务融资减少在非国企中更明显, 而股权融资的减少则在股权集中度较低的企业中更显著。此外, 中介效应检验表明, 经济政策不确定性上升导致企业融资规模缩减的部分原因是融资成本的增加。

关键词: 经济政策不确定性; 债务融资; 股权融资

中图分类号: F275 **文献标志码:** A **文章编号:** 2095-8838 (2018) 04-0003-12

一、引言

经济政策不确定性是当前经济学领域的热点话题, 部分学者从宏观角度研究了政策不确定对GDP、投资、消费、出口和价格变动以及经济增长带来的负向影响(Bloom等, 2007)。更多的研究开始考察经济政策不确定性对微观企业行为的影响, 例如, 经济政策不确定性不仅能够影响股票价格(Pastor和Veronesi, 2012; 2013)和投资者行为(李凤羽等, 2015), 而且会影响到企业的投资决策(Julio和Yook, 2012; 李凤羽和杨墨竹, 2015; 陈国进和王少谦, 2016; 饶品贵等, 2017)、创新投资(郝威亚等, 2016)、现金持有决策(李凤羽和史永东, 2016)和股利分配决策(Huang等, 2013)。而企业的融资行为却少有研究(Bradley等, 2013; Francis等, 2014; 林建浩和阮萌柯, 2016)。融

资不仅是连接投资和股利政策的中介, 也是微观企业与金融市场产生连接的重要纽带, 融资效率不仅影响到企业的投资效率, 也会影响到经济的整体增长, 因此, 对经济政策不确定性与企业融资之间关系的研究是一个重要的话题, 有助于我们更全面地理解经济政策不确定性的经济影响。

同时, 企业融资决策的影响因素研究, 其本身也是一个重要的领域, 以往研究多集中于企业自身的特征, 例如产权性质(祝继高和陆正飞, 2012)、股东特征(肖作平和廖理, 2007; 倪中新等, 2015)和管理者背景(李健和陈传明, 2013; 何瑛和张大伟, 2015; 毛新述和周小伟, 2015), 以及作为市场参与者的投资者(刘瑞和陈收, 2009)、持股金融机构(黄小琳等, 2015)等。但如果仅从公司和资本市场层面研究其影响因素, 而忽略其所面临宏观环境因素的影响, 可能会限制其研究结论的一般性及其可推广性。在

收稿日期: 2018-01-15

基金项目: 国家自然科学基金项目(71372119)

作者简介: 于传荣(1990-), 女, 山东威海人, 复旦大学管理学院博士生;
方军雄(1974-), 男, 浙江永康人, 教授, 博士生导师。

现实环境中,金融摩擦使得融资方式成为企业的一项重要财务决策,其涉及公司的资产配置及流动性风险管理,能够显著影响公司的资本成本及投资。众所周知,经济政策不确定性影响企业经营所面临的风险,风险的加大增加了企业未来现金流的不确定性,当公司的未来现金流变动,公司的违约风险也会受到影响(Nini等,2012)。企业会出于预防性动机减少外部融资规模,其目的是避免在未来陷入财务困境(Han和Qiu,2007)。特别是对于正处于转型期的中国经济而言,由于市场经济制度的不完善,因此较之发达国家,我国宏观经济运行表现为更频繁政府干预与更大的波动性,经济政策的不确定性对微观企业行为的影响也更为严重。本文使用Baker等(2013)方法计算的经济政策不确定性指数,着眼于影响企业融资的外部因素,以经济政策不确定性为出发点,研究经济政策不确定性如何影响我国上市公司的融资决策以及这种影响在不同类型上市公司中的差异,对于提高我国经济政策制定水平以及促进我国经济长期可持续发展具有较为重要的理论和现实意义。

基于此,本文以2000年至2016年沪深A股的非金融公司为样本,系统检验经济政策不确定性对企业融资行为的影响。研究发现,我国的经济政策不确定性会影响公司融资行为和债务期限结构的变化。具体而言:经济政策不确定性越高,公司的债务融资和股权融资规模越小,但股权融资敏感性更高,即因经济政策不确定性导致的股权融资减少的程度远大于债务融资。而且,在债务融资中,我们观察到经济政策不确定性对于银行贷款和发行债券两种融资方式的冲击没有显著差异,但是使得公司的债务期限结构发生了变化,即经济政策不确定性使得短期债务融资相对于长期债务融资降低的幅度更大,这说明经济政策不确定性的增加,导致了公司长期债务的比重也随之增加。进一步研究发现,经济政策不确定性上升导致企业融资规模缩减的部分原因是企业成本增加。

与本文研究内容最为接近的是林建浩和阮萌柯(2016),他们使用与本文一样的经济政策不确定性指数衡量中国经济政策不确定性,以A股上市公司季度数据为样本,发现经济政策不确定性对其实际融资存在抑制效应。本文研究可能的贡献在于:(1)区别于仅针对融资总量的研究,分别从债务融资和股权融资两个方面考察了政策不确定的影响,同时还对两种融资方式进行了比较。面对经济政策不确定性,企业不同融资决策体现了不同的融资偏好,对其进行分析有助于我们更好地理解经济政策不确定性在公司融资选择中的作用机理(Kashyap等,1993),具有重要的理论意义。(2)考察了融资差异的来源,是由于资

金供给的减少而不是企业自身融资需求的降低,为银行信贷作为我国企业重要外部融资渠道提供了实证支持,对于提高公司的融资效率也有着重要的现实意义。(3)进一步区分了债务融资中银行贷款和债券融资、长期债务和短期债务,检验了经济政策不确定性对企业融资方式、融资期限结构的影响,丰富了文章的实证结果。(4)最后,通过将企业内部组织特征与外部市场环境相结合,比较不同产权性质、不同股权结构下,经济政策不确定性对企业融资行为的效应差异,为中国这样的新兴市场国家宏观经济政策的制定、企业的健康发展提供启示。

二、理论分析与研究假设

对于债务融资而言,从融资需求的角度来分析,在企业面临的外部不确定性很大时,企业需要保持财务柔性,以应对不利冲击(Graham和Harvey,2001)。因此,可以预期,经济政策不确定程度更高时企业面临更严重的未来现金流不确定,企业会通过减少融资规模缓解财务风险,尽量避免因突受外部冲击而承受较高的外部融资成本(万良勇与饶静,2013),同时也降低公司破产风险。而且,不确定性也可能使原本有利可图的投资无法盈利,由此削弱的投资需求将使企业放弃融资(Pastor和Veronesi,2012)。除此之外,负向冲击使得短期利率的上升,企业利息支出增加,从而减少企业的净现金流和企业净值;企业资产价格下降,使得企业抵押物价值下降,相应得到的抵押贷款融资减少。企业资产负债表的恶化增加了企业融资成本,从而减少企业的债务融资(Bernanke和Gertler,1995)。总而言之,当经济政策不确定性增加,会减少企业的融资需求。

从融资供给的角度来分析,不确定性可能带来整体违约率上升的预期,由此导致的银行信贷紧缩将使有些企业即使评级优良也难以获得足够的贷款。同时,经济政策不确定作为负向冲击,会影响银行的财务状况(Bernanke和Gertler,1995),银行需要实行严格的贷款审核和信贷配给来保证自身的运营,融资渠道的减少限制了企业的债务融资。因此,经济萧条时期,企业债务融资减少。由此提出假设1:

H1: 在其他条件一定的情况下,经济政策不确定性越高,企业债务融资规模越小。

对于股权融资而言,McLean和Zhao(2014)依据“市场择时”理论,以股权融资择时为基础,研究了投资者情绪与融资约束的关系,发现低落的投资者情绪会造成股权发行量的减少进而导致企业融资约束;而高涨的投资者情绪使得股票融资更为便利而且成本更加低廉,从而缓解融

资约束。Pastor 和 Veronesi (2011) 的理论及实证表明, 政策的不确定性, 降低了政府原本给市场提供保护的作用, 从而导致股票价格波动较大。所以, 从股权融资需求的角度来分析, 一旦出现经济政策不确定, 意味着宏观经济受到不确定负向冲击, 经济政策不确定性加大了未来现金流波动性、提高了融资成本、增加了管理层预判未来经营状况的难度, 进而降低企业投资 (Baum 等, 2010), 经济出现萎缩状态, 投资者情绪低落, 股票市场动荡, 公司管理层丧失了进行权益融资的契机, 就会使得原本“颇受青睐”的股权融资反而受到抑制。

同时, 考虑到股权融资渠道, 国内资本市场存在严格的股权融资管制, 公司进行股权融资, 需要满足特定的财务指标要求, 并要通过证监会的审批。股票市场繁荣的时候证监会减弱对再融资规模的控制, 但是股票市场出现大幅波动时, 证监会对于股权再融资的审批会更加严格, 使得股权融资规模大大缩减。由此提出假设 2:

H2: 在其他条件一定的情况下, 经济政策不确定性越高, 企业股权融资规模越小。

在经济政策不确定性较高时, 债务融资相对于股权融资方式的优势在于, 首先从公司对融资模式的需求角度看, 高度不确定的经济政策导致企业未来现金流的波动性增加 (Baum 等, 2010), 经理人作为内部人掌握更多内部信息, 进而可能导致较为严重的代理问题 (Dai 和 Ngo, 2012)。在不确定程度较为严重的环境下, 评估公司未来业绩的难度增大, 经理人也更容易将经营失败的原因归于经济政策不确定。在经济政策不确定程度更高时, 与股权融资相比, 债务融资可以通过引入债权人的有效监督而减少股东与经理人之间的代理问题。因此, 经济政策不确定性较高时, 企业会选择债务融资来作为降低企业股东和经理人代理成本的重要机制。同时, 由于债权人拥有公司资产剩余价值的优先求偿权, 并可获得相应的利息回报, 因此在经济政策不确定性高时寻求债务融资相比股权融资更容易。由此提出假设 3:

H3: 在其他条件一定的情况下, 经济政策不确定性越高, 企业股权融资规模降低幅度大于债务融资规模。

三、样本数据与研究设计

(一) 数据来源与样本选取

本文选取了 2000~2016 年中国沪深 A 股上市公司的年度数据作为初始样本, 并遵循以下原则进行筛选: (1) 剔

除金融类和保险类上市公司; (2) 剔除当年 IPO 的公司, 因为其不属于本文所关注的企业融资行为; (3) 剔除数据缺损的样本。同时, 本文对连续变量数据在上下 1% 水平进行了缩尾处理 (Winsorize), 以避免个别极端值和异常值的影响。本文公司治理数据均来自国泰安 CSMAR 数据库, 部分公司财务数据来自万德 WIND 数据库。

(二) 模型及变量设定

本文根据研究假设, 借鉴罗时空和龚六堂 (2014)、李君平和徐龙炳 (2015) 以及黄宏斌等 (2016) 的研究模型, 将经济政策不确定性拓展至企业融资分析的框架中, 采用方程 (1) 考察经济政策不确定性对公司融资水平的影响。

$$\begin{aligned} DA_{i,t}/EA_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 EPU_{i,t-1} + \beta_2 SIZE_{i,t-1} + \beta_3 LEV_{i,t-1} + \beta_4 CF_{i,t-1} \\ & + \beta_5 CASH_{i,t-1} + \beta_6 GROWTH_{i,t-1} + \beta_7 ROA_{i,t-1} \\ & + \beta_8 BM_{i,t-1} + \beta_9 PPE_{i,t-1} + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

其中, 主要变量的定义如下:

(1) 被解释变量——债务融资、股权融资

债务融资: 在文献中通常有两种衡量方式, 一是总负债的增加额/滞后一期总资产; 二是有息债务的增加额/滞后一期总资产, 具体是 (短期借款的增加额 + 长期借款的增加额 + 应付债券的增加额)/滞后一期总资产。Covas 和 Haan (2011) 指出这两种方法各有优势, 第二种方法是企业通过债务合约融资的一种有效的测量, 第一种方法不仅仅包括了债务合约, 而且还包括了应付账款、递延税收等方式融资。

股权融资: 我们参考 Covas 和 Haan (2011) 的做法, 采用两种方法度量, 一是 (股东权益账面价值增加额 - 留存收益增加额)/滞后一期总资产; 二是采用股票增发 (配股) 的现金筹资额来度量股权融资。本文实证部分采用第一种度量方式, 稳健性检验采用第二种度量方式。

(2) 解释变量——经济政策不确定性指数

本文使用斯坦福大学和芝加哥大学联合发布的月度中国经济政策不确定性指数衡量我国经济政策不确定性。该指数以香港最大的英文报纸《南华早报》(South China Morning Post, SCMP) 为分析对象, 识别出该报纸每月刊发的有关中国经济政策不确定性的文章, 并用识别出的文章数量除以当月刊发的文章总数量, 最终得到月度中国经济政策不确定性指数^①。由于本文采用年度数据进行实证分析, 借鉴前人的研究 (Baker 等, 2013; 李凤羽和杨墨竹, 2015), 使用每个年度 12 个月份公布的中国经济政策不确

^① Baker 等 (2013) 对该指标的具体构建方法进行了详细说明。

表 1 主要变量设定及说明

变量类型	变量符号	变量名	变量定义
因变量	DA	债务融资	(年末总负债-年初总负债)/年初总资产
	EA	股权融资	(股东权益增加额-留存收益增加额)/年初总资产
自变量	EPU	经济政策不确定性指数	基于媒体的中国经济政策不确定性指数
	DEPU	经济政策不确定性哑变量	时间序列上将 EPU 设为虚拟变量, EPU> 中位数时, DEPU=1, 否则为 0
控制变量	SIZE	公司规模	总资产账面值的自然对数
	LEV	资产负债率	总负债 / 总资产
	ROA	总资产收益率	净利润 / 年初总资产
	CF	净现金流	经营活动现金净流量 / 年初总资产
	CASH	现金持有率	(货币资金+短期投资或交易性金融资产)/年初总资产
	GROWTH	公司成长性	营业收入增加额 / 年初营业收入
	BM	账面市值比	资产账面价值 / 资产市值
	PPE	资产有形性	(存货净值+固定资产净额)/年初总资产

表 2 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	25 分位数	中位数	75 分位数
DA	24 509	0.079	0.171	-0.014	0.047	0.144
EA	24 500	0.040	0.120	-0.001	0.002	0.024
EPU	24 509	1.267	0.512	0.836	1.236	1.706
SDA	24 509	0.061	0.147	-0.018	0.039	0.120
LDA	24 248	0.015	0.089	-0.009	0.001	0.033
BOND	15 427	0.009	0.032	0	0	0
LOAN	23 828	0.256	0.226	0.071	0.213	0.378
SIZE	24 509	21.640	1.215	20.800	21.510	22.310
LEV	24 509	0.476	0.218	0.316	0.476	0.626
ROA	24 509	0.041	0.072	0.012	0.037	0.071
GROWTH	24 509	0.214	0.577	-0.030	0.121	0.301
CF	24 509	0.050	0.090	0.003	0.048	0.099
CASH	24 509	0.205	0.161	0.091	0.160	0.273
BM	24 509	0.534	0.251	0.333	0.511	0.719
PPE	24 509	0.490	0.235	0.328	0.472	0.627

定性指数的算术平均值作为中国经济政策不确定性的衡量指标,同时为了回归系数阅读的方便性,经济政策不确定性指数EPU被放大了100倍,本文使用EPU的滞后一期值主要是为了避免内生性问题。同时,借鉴饶品贵和徐子慧(2017)的做法,我们以EPU中位数为标准定义DEPU为经济政策不确定性的虚拟变量。

除此之外,我们还参考之前企业融资的经验研究(罗时空和龚六堂,2014;李君平和徐龙炳,2015;林建浩和

阮萌柯,2016;黄宏斌等,2016),对其他可能影响公司债务融资和股权融资的因素加以控制,加入了公司规模(SIZE)、资产负债率(LEV)、净现金流(CF)、现金持有率(CASH)、公司成长性(GROWTH)、总资产收益率(ROA)、账面市值比(BM)、资产有形性(PPE),并同时控制了年份哑变量和行业哑变量。具体变量设定如表1所示。

(三)描述性统计

表2是变量的描述性统计结果。由表2可见,债务融资

表 3 经济政策不确定性下债务融资、股权融资的回归结果

	(1) DA	(2) EA	(3) DA	(4) EA
EPU _{t-1}	-0.012** (-1.973)	-0.033*** (-4.836)		
DEPU _{t-1}			-0.014** (-2.243)	-0.032*** (-6.203)
SIZE _{t-1}	0.011*** (6.536)	-0.014*** (-12.720)	0.011*** (6.468)	-0.015*** (-12.977)
LEV _{t-1}	-0.031*** (-3.203)	0.053*** (9.044)	-0.031*** (-3.182)	0.053*** (8.903)
CF _{t-1}	-0.142*** (-7.797)	0.002 (0.194)	-0.142*** (-7.745)	0.002 (0.205)
CASH _{t-1}	-0.005 (-0.494)	0.007 (1.012)	-0.005 (-0.481)	0.006 (0.985)
GROWTH _{t-1}	0.069*** (18.137)	0.022*** (9.128)	0.069*** (18.138)	0.022*** (9.064)
ROA _{t-1}	0.366*** (12.129)	0.218*** (12.708)	0.364*** (12.075)	0.218*** (12.709)
BM _{t-1}	-0.032*** (-3.793)	0.000 (0.014)	-0.033*** (-3.976)	0.004 (0.828)
PPE _{t-1}	0.018** (2.357)	0.069*** (11.355)	0.018** (2.432)	0.068*** (11.263)
CONS	-0.164*** (-4.713)	0.297*** (12.515)	-0.160*** (-4.832)	0.293*** (12.519)
IND	YES	YES	YES	YES
YEAR	YES	YES	YES	YES
adj. R ²	0.103	0.091	0.103	0.091
N	21 411	21 403	21 411	21 403
Difference	(1) - (2) : 0.021**		(3) - (4) : 0.018**	
P Value	(0.043)		(0.021)	

注：t 值已经根据公司个体进行了聚类调整(cluster)，***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著，下同

规模DA的均值为0.079，中位数为0.047，标准差为0.171，说明债务融资规模在公司之间存在差异。我们可以发现，短期债务融资SDA的均值(0.061)和总债务融资的均值(0.079)相差不大，而短期债务融资均值(0.061)和长期债务融资LDA的均值(0.015)差异较大，说明上市公司中流动负债居于主导地位，长期债务融资能力较弱。从表2中观察发现，通过发行债券融资BOND的规模(0.009)远远小于向银行借款LOAN(0.256)，对于上市公司而言，银行贷款是主要的融资方式。经济政策不确定性指数EPU均

值(1.267)与中位数(1.236)基本一致，表明其基本呈现正态分布。上市公司资产负债率LEV的均值和中位数都是0.476，均低于50%，这说明我国上市公司平均负债水平并不高。总资产收益率ROA的均值和中位数分别为0.041和0.037，公司成长性GROWTH的均值和中位数分别为0.214和0.121，表明企业的债务担保能力都比较好。同时，现金持有率CASH的均值(0.205)和中位数(0.160)均较高，说明我国上市公司整体呈现较高的现金持有，这与祝继高和陆正飞(2008)的发现一致。

表4 经济政策不确定性与债务融资、股权融资的回归结果——高资金需求企业样本

	高营业收入、低现金流		外部融资需求高	
	(1) DA	(2) EA	(3) DA	(4) EA
EPU_{t-1}	-0.013** (-1.993)	-0.032*** (-2.740)	-0.014** (-2.455)	-0.031** (-2.293)
控制变量	YES	YES	YES	YES
adj. R^2	0.096	0.110	0.187	0.131
N	4 705	4 703	10 789	10 786

四、实证检验结果与分析

(一) 基本回归结果与分析

基于方程(1),我们研究了经济政策不确定性对公司债务融资和股权融资的影响,回归结果见表3。从表3第(1)列和第(3)列的回归结果来看, EPU_{t-1} 和 $DEPU_{t-1}$ 的回归系数均在5%的水平上显著为负,这表明无论用连续变量还是虚拟变量度量经济政策不确定性,经济政策不确定性与公司债务融资显著负相关,即经济政策不确定性降低了债务融资水平,验证了假设1。从表3第(2)列和第(4)列的结果来看, EPU_{t-1} 和 $DEPU_{t-1}$ 对公司股权增长率的回归系数在1%的水平上显著为负,说明较高的经济政策不确定性也会显著抑制公司的股权融资,这验证了假设2。此外,在所有回归中,从控制变量看,公司总资产收益率越好、公司成长性越高、资产有形性越高,则债务融资和股权融资规模越大;公司规模与债务融资显著正相关,与股权融资显著负相关,说明规模大的公司更倾向于选择债务融资方式;资产负债率和债务融资显著负相关,是因为资产负债率越高时,企业破产的风险越大,进一步债务融资规模会受限;可能正是因为资产负债率对债务融资的负向影响,会使得高负债企业倾向选择可替代的另一种融资方式——股权融资,所以资产负债率与股权融资显著正相关。表3最后一行显示,第(1)列和第(2)列的 EPU_{t-1} 系数差异(0.021)以及第(3)列和第(4)列的 $DEPU_{t-1}$ 系数差异(0.018)均在5%水平上显著,股权融资与债务融资相比受到经济政策不确定性影响更大,即股权融资规模因经济政策不确定性的上升而降低的幅度显著大于债务融资,假设3得到验证。

(二) 经济政策不确定性与融资减少:供给下降还是需求下降?

Allen等(2011)认为在中国以银行为主导的金融体系决定了银行信贷是企业的重要外部融资渠道,Baum等(2004)也曾表明经济政策不确定性会使银行难以评估企业

的信贷风险,银行预期收益的信号噪声变大,企业获取的银行信贷将会减少,这与饶品贵和姜国华(2011)的研究结果相一致,即企业的银行信贷融资会受到经济政策不确定性(如货币政策)的影响。因此,从资金供给方角度,经济政策不确定性使得银行放贷意愿减弱,企业只能获得较少的银行借款。同时,从资金需求方角度,经济政策不确定性可能提高预期成本(Jeong, 2002),使其减少投资,直到与政策改革相关的不确定性被消除(Rodrik, 1991)。

总之,经济政策不确定性的增加,既会导致资金供给紧缩也会使企业融资需求降低,两者综合效应的结果就是我们所观察到的企业融资规模减少。那么企业融资水平的降低是否全因银行的资金供给不足,还是企业自身为了规避风险也会主动做出缩减融资规模的决策,为了探究两者作用的强弱,我们将上市公司按照对资金需求分组。营业收入增长率代表了企业的成长速度,能反映出企业对于外部资金需求的程度,同时,Guariglia等(2011)发现,在中国国有银行主导的融资环境下,企业资产增长主要是来源于内部融资,拥有更好的内部资金资源的公司可能受到经济政策不确定性不利影响较小。因此,我们根据营业收入增长率和经营现金流的高低分四组,把高营业收入增长率和低经营活动现金净流量的一组定义为高资金需求组,回归结果列于表4第(1)~(2)列,其他三组结果省略。我们看到,在拥有较高营业收入而经营活动现金流很低的企业中,经济政策不确定性与融资规模仍然显著负相关,这表明随着经济政策不确定性的上升,银行愿意供给的资金明显减少,这导致了企业获得的贷款数额下降。因为面临着较高外部融资需求的企业,能否获得外部融资是其最为关注的因素,银行贷款的下降更多的来自银行信贷供给的减少,而不是资金需求的萎缩。

另外,本文还借鉴Demirguc-Kunt和Maksimovic(1998)、Durnev和Kim(2005)的做法,用企业项目投资对外部资金的需求来度量企业的外部融资需求。外部融资需求定义

表5 基于产权性质与股权结构分组下的经济政策不确定性对债务融资、股权融资的回归结果

	国企		非国企		股权集中度高		股权集中度低	
	(1) DA	(2) EA	(3) DA	(4) EA	(5) DA	(6) EA	(7) DA	(8) EA
EPU_{t-1}	-0.008* (-1.849)	-0.027*** (-3.717)	-0.025*** (-3.363)	-0.031* (-1.872)	-0.010** (-2.218)	-0.003 (-0.945)	-0.011** (-2.502)	-0.028*** (-3.977)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
adj. R^2	0.113	0.057	0.113	0.108	0.108	0.088	0.103	0.088
N	12 333	12 326	8 911	8 910	9 258	9 251	12 153	12 152
Difference	(1) - (2) : 0.019**		(3) - (4) : 0.006		(5) - (6) : -0.007		(7) - (8) : 0.017**	
P Value	(0.015)		(0.722)		(0.133)		(0.048)	
Difference	(1) - (3) : 0.022**		(2) - (4) : 0.004		(5) - (7) : 0.001		(6) - (8) : 0.025***	
P Value	(0.048)		(0.843)		(0.868)		(0.001)	

注：本表中的股权集中度使用前十大股东持股比例平方和衡量，如果公司的股权集中度在分行业、分年份中位数以上，定义为股权集中度高

为：企业的实际增长率减去可持续增长率。其中，实际增长率是总资产增长率 $= (\text{总资产}_t - \text{总资产}_{t-1}) / \text{总资产}_{t-1}$ ，可持续增长率为 $ROE_t / (1 - ROE_t)$ 。实证结果如表4第(3)~(4)列所示，结果仍然成立。

综上，研究发现，经济政策不确定性的上升主要通过银行信贷供给的渠道影响了企业的融资行为。

(三) 分组回归结果

国有性质的企业在一定程度上承担着国家发展的政策性责任，因此，长期以来接受了比民营企业更多的政府财政补贴和国家政策扶持(林毅夫等, 2004)。因而，国有企业面对的竞争性压力小于民营企业，在市场竞争中遇到的生存性危机也少于民营企业。而且，国有企业管理者往往承担着行政化的角色，政治晋升的激励导致国有企业管理者在追求企业利润的同时，也更加倾向于规避风险，不愿做出风险性决策。在经济政策不确定性增加时，国有企业负责人往往有更充分的理由，最大限度地规避企业财务风险，保持企业平稳运行。相反，民营企业迫于市场竞争压力，在企业决策时通常显现出比国有企业更大的冒险精神。鉴于国企与民企在面对经济政策不确定性时可能存在的决策差异，我们进一步分析不同产权性质对于经济政策不确定下企业融资决策的影响，将样本分为国企与非国企，分别进行回归，结果见表5第(1)~(4)列。

表5列(1)和(3)结果显示，债务融资关于经济政策不确定性指数的回归系数在国企与非国企均为负，分别在10%和1%水平上显著，与假设1相符，但是系数差异(1)~(3)在5%水平上显著，这说明国企债务融资受到经

济政策不确定影响相对比较小。这可能是由于国有企业的政府背景使得政府在制定经济政策时往往会给予国有企业一定的政策倾斜，而且银行也更愿意给国有企业贷款，因此国有企业的融资约束小于民营企业。从列(2)和列(4)的 EPU_{t-1} 系数来看，股权融资在国企与非国企中均显著为负，但系数差异(2)~(4)不显著，说明经济政策不确定性虽然对股权融资存在抑制作用，但在国企与非国企中并没有显著差异。关于债务融资与股权融资的 EPU_{t-1} 系数差异(1)~(2)及(3)~(4)显示，假设3只在国企中成立，这说明产权性质会影响债务融资，而股权融资决策的市场择时因素不会受到产权性质的影响。

表5的第(5)~(8)列是关于股权集中度的分组回归结果，我们可以观察到债务融资的 EPU_{t-1} 回归系数虽然均在5%的水平上显著为负，但是在股权集中度高和低的两组中并无显著差异。股权融资的 EPU_{t-1} 回归系数显示只有在股权集中度低的企业中才显著为负，这符合我们的预期，因为高度集中的股权会提供有效的监督，有利于降低由经济政策不确定性带来的代理成本上升，从而使得融资成本减少。综合来看，股权集中度的高低会对股权融资与经济政策不确定性的负相关产生影响，但是对债务融资因经济政策不确定受到的抑制作用并无显著影响差异。

(四) 拓展分析

1. 债务发行市场

债务融资按债务发行市场的不同，可分为私人债务融资和公开债务融资。其中，私人债务融资是指公司向银行等特定金融机构或银团等贷款而进行的融资；而公开债务

表6 经济政策不确定性与私人债务融资、公开债务融资的回归结果

	(1) BOND	(2) LOAN
EPU_{t-1}	-0.051*** (-4.095)	-0.061*** (-10.859)
控制变量	YES	YES
adj. R^2	0.072	0.208
N	13 818	20 860
Difference	(1) - (2): 0.010	
P Value	(0.440)	

注：BOND 表示债券融资比例，即发行债券收到的现金/年初总资产；LOAN 表示银行借款比例，即取得借款收到的现金/年初总资产

表7 经济政策不确定性与短期债务融资、长期债务融资的回归结果

	(1) SDA	(2) LDA	(3) DEBTST
EPU_{t-1}	-0.010*** (-3.079)	0.006*** (3.366)	0.022*** (5.563)
控制变量	YES	YES	YES
adj. R^2	0.094	0.022	0.179
N	21 411	21 183	21 187
Difference	(1) - (2): -0.016***		
P Value	(0.000)		

注：SDA 表示短期债务融资，即流动性负债增加额/年初总资产；LDA 表示长期债务融资，即非流动性负债增加额/年初总资产；DEBTST 表示债务期限结构，即长期债务/总债务

表8 债务融资成本在经济政策不确定性高低年份的组间比较

变量	经济政策 不确定性高		经济政策 不确定性低		均值差
	样本量	均值	样本量	均值	
INTCOST1	11 966	0.11	8 154	0.09	0.02***
INTCOST2	11 898	0.09	8 079	0.08	0.01***
COST1	13 500	0.19	9 688	0.05	0.14***
COST2	13 500	0.19	9 688	0.02	0.17***

融资是指公司向社会公众和机构投资者等公开发行债券而进行的融资。公开债务融资中被寻租方(发行监管部门)和最终风险承担方(投资者)是分离的,而在私人债务融资中,主要被寻租方(银行)和最终风险承担方(银行)是统一的。因此,银行在私人债务融资中具有较强的监督动机;并且银行可以获取公司的交易账户和大量非公开信息,具有较强的监督能力,这会增大公司寻租的成本。目前我国对债券实施分类监管,无论审批制还是核准制,政府在企业债券融资活动中都发挥着不可忽视的作用。因此,公开债务

融资和私人债务融资有着各自的特点,在这一背景下,我们将债务融资按发行市场的不同分组,分别检验其受到经济政策不确定性的影响程度。

表6的结果显示,第(1)列和第(2)列 EPU_{t-1} 系数均显著为负,即公开债务融资和私人债务融资规模都受到经济政策不确定性的负面影响。这是因为当经济政策不确定性比较高时,企业市场销售额逐渐下跌,伴随市场占有率和利润率的下降,财务状况开始恶化,此时通过银行贷款来筹资的融资方式必然受到负向影响;在经济政策不确定性较高时,企业公开发行债券的过程中也会由于经营业绩的下降而受到冲击。通过表6的最后一行系数差异检验,我们发现在经济政策不确定的冲击下,公开债务融资和私人债务融资缩减规模并没有显著差异。

2. 债务期限结构

债务期限结构作为企业债务契约的重要内容,不仅直接影响债务人企业的融资成本、偿还风险等,还关系到债权人企业的经济效益和借贷风险。我国企业经常使用银行短期贷款(齐寅峰等,2005),部分企业的长期负债甚至为

表9 中介效应回归分析结果

	(1) 方程 (3-1) INTCOST1	(2) 方程 (3-2) COST1	(3) 方程 (4) DA	(4) 方程 (4) EA
EPU_{t-1}	0.019*** (5.675)	0.131*** (94.601)	-0.016*** (-3.195)	-0.034*** (-4.821)
$SIZE_{t-1}$	-0.004** (-2.239)	0.002** (2.488)	0.008*** (4.207)	-0.005*** (-4.988)
LEV_{t-1}	0.007 (0.591)	-0.042*** (-9.776)	-0.041*** (-3.700)	0.053*** (9.125)
$GROWTH_{t-1}$	-0.007*** (-3.617)	0.004*** (2.869)	0.073*** (16.807)	0.024*** (10.208)
ROA_{t-1}	-0.028 (-0.769)		0.384*** (11.149)	0.172*** (9.906)
BM_{t-1}		0.065*** (11.991)	-0.047*** (-4.990)	-0.065*** (-12.294)
PPE_{t-1}	-0.041*** (-4.949)		0.007 (0.843)	0.005 (1.290)
$TURNOVER_{t-1}$		0.002*** (4.976)		
CF_{t-1}			-0.134*** (-6.557)	0.010 (0.935)
$CASH_{t-1}$			0.029** (2.435)	-0.023*** (-3.575)
$INTCOST1_{t-1}$			-0.164*** (-14.728)	
$COST1_t$				-0.040*** (-4.622)
CONS	0.161*** (4.039)	-0.389*** (-21.108)	-0.038 (-0.980)	0.170*** (7.891)
IND	YES	YES	YES	YES
YEAR	YES	YES	YES	YES
adj. R ²	0.027	0.961	0.135	0.075
N	18 016	19 480	17 343	20 199

注：限于篇幅，本表仅报告了INTCOST1和COST1作为融资成本代理变量的回归结果，INTCOST2和COST2作为融资成本代理变量的回归结果基本一致

零，短期流动风险不断提高。因此，我们进一步将债务分为长期债务和短期债务，并分别进行回归，回归结果见表7。第(1)列显示，对于短期债务融资，经济不确定性对其负向影响依然存在，但是第(2)列表明，对于长期债务融资，经济政策不确定性反而增加了其融资规模，另外，第(3)列的 EPU_{t-1} 系数显著为正，就意味着债务期限结构发生了变化，长期债务的比重随着经济政策不确定性的增加而增

加，与前两列的结果一致。

五、经济政策不确定性与企业外部融资萎缩：中介效应检验

前文研究发现，企业在经济政策不确定性上升时会减少债务融资和股权融资规模，且股权融资敏感性更强，本文拟进一步通过中介效应检验识别两者差异的具体来源。

已有研究证实,投资者情绪会使股票价格背离基础价值并大幅波动,造成系统性误定价,从而改变企业的相对融资成本(Baker和Wurgler, 2006; 张宗新和王海亮, 2013),企业通过择时可以捕捉外部融资时机,以相对较低的成本融资,缓解融资约束。从资金供给的角度看,不确定性可能带来整体违约率上升的预期,由此导致的银行借贷紧缩将使有些企业即使评级优良也难以获得足够的贷款,从而使债务融资成本增加;从融资需求角度看,经济政策不确定性加大了未来现金流波动性,造成权益风险的上升,提高了股权融资成本,会使原本有利可图的投资无法盈利,使企业放弃融资(Pastor和Veronesi, 2012)。由于对于外部融资成本的作用机制未知,我们无法预测在经济政策不确定当中,债务融资成本和股权融资成本如何变化,因此有必要从实证的角度来回答这个问题。

借鉴李广子和刘力(2009)以及魏志华等(2012)的做法,INTCOST1和INTCOST2均为债务融资成本,分别为(利息支出+手续费+其他财务费用)/总负债、利息支出/总负债^②;COST1和COST2为股权融资成本,即根据CAPM计算的公司股权融资成本,其中计算beta值时的沪深综合市场回报率,分别采用流通市值加权平均法和总市值加权平均法。表8显示的是经济政策不确定性高和低的年份分组的变量均值及其差异检验,我们可以观察到,经济政策不确定性高的年份里债务融资成本和股权融资成本均显著高于经济政策不确定性低的年份。

因此,本文采用中介效应的方法,考察融资成本作为经济政策不确定性对企业融资影响的中介作用。根据依次检验法,具体检验模型如下:

$$DA_{i,t}/EA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 EPU_{t-1} + \beta_2 SIZE_{i,t-1} + \beta_3 LEV_{i,t-1} + \beta_4 CF_{i,t-1} + \beta_5 CASH_{i,t-1} + \beta_6 GROWTH_{i,t-1} + \beta_7 ROA_{i,t-1} + \beta_8 BM_{i,t-1} + \beta_9 PPE_{i,t-1} + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon \quad (2)$$

$$INTCOST_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 EPU_{t-1} + \beta_2 SIZE_{i,t-1} + \beta_3 LEV_{i,t-1} + \beta_4 GROWTH_{i,t-1} + \beta_5 ROA_{i,t-1} + \beta_6 PPE_{i,t-1} + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon \quad (3-1)$$

$$COST_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 EPU_{t-1} + \beta_2 SIZE_{i,t-1} + \beta_3 LEV_{i,t-1} + \beta_4 GROWTH_{i,t-1} + \beta_5 BM_{i,t-1} + \beta_6 TURNOVER_{i,t-1} + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon \quad (3-2)$$

$$DA_{i,t}/EA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 EPU_{t-1} + \beta_2 INTCOST_{i,t-1}/COST_{i,t-1} + \beta_3 SIZE_{i,t-1} + \beta_4 LEV_{i,t-1} + \beta_5 CF_{i,t-1} + \beta_6 CASH_{i,t-1} + \beta_7 GROWTH_{i,t-1} + \beta_8 ROA_{i,t-1} + \beta_9 BM_{i,t-1} + \beta_{10} PPE_{i,t-1} + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon \quad (4)$$

方程(2)的设定与前文方程(1)相同。方程(3-1)和(3-2)的设定分别参考了债务融资成本(魏志华等, 2012; 陈汉文和周中胜, 2014)、股权融资成本(曹颖和陆正飞, 2006; 叶陈刚等, 2016)等相关文献,其中TURNOVER为股票换手率,即股票成交量/流通股总股数。根据依次检验法,如果存在融资成本的中介效应,那么方程(2)、方程(3-1)和(3-2)中的系数 β_1 、方程(4)中的系数 β_2 应该是显著的。与此同时,如果方程(4)中的 β_1 不显著,则说明存在的是完全中介效应,否则为不完全中介效应。表3的回归分析结果显示,方程(2)中的 β_1 在1%水平上显著为负,说明经济政策不确定性的上升会对企业融资规模产生抑制作用;方程(3-1)和(3-2)的结果如表9的第(1)列和第(2)列所示, β_1 在1%水平上显著为正,说明经济政策不确定性的上升会增加当前企业的债务融资成本和股权融资成本;表9第(3)列和第(4)列显示,方程(4)中的 β_2 在1%水平上显著为负,说明企业融资规模与同期融资成本负相关。综合回归结果,存在企业融资成本对经济政策不确定性和企业融资水平的中介效应。但由于表9中方程(4)中的 β_1 也在1%水平上显著为负,说明这种中介效应属于不完全中介效应,其含义表明,企业在经济政策不确定性上升时缩减融资规模有一部分原因来自于企业当前高昂的融资成本。同时,我们通过对比债务融资成本和股权融资成本关于经济政策不确定性的回归系数,发现股权融资成本因经济政策不确定性加大而增加的程度显著大于债务融资,也从一定程度解释和支持了假设3。

六、稳健检验

为保证研究结果的可靠性,我们分别做了如下稳健检验:

1. 融资量的度量。这里我们采用国内研究常使用的股票增发(配股)的现金筹资额SSA来度量股权融资作为补充。同时,我们使用有息债务(长期借款+短期借款+应付债券)的变化DIA来度量债务融资。回归结果与表3基本

^②由于我们无法获得进一步的明细数据来反映哪些财务费用与企业的债务融资有关,因此对这一指标的计算只是一种近似。通过财务报表中的“财务费用”明细科目得到该指标。

一致。

2. 经济政策不确定性的度量。本文还借鉴 Gulen 和 Ion (2012)、Zhang 等 (2015), 以月份为权重, 采用加权平均方法计算年度经济政策不确定性指标。回归结果与表 3 基本一致。

3. 增加控制变量。鉴于股票市场和债务市场的联动性, 彼此会相互影响, 借鉴黄宏斌等 (2016) 的做法, 在模型中除了控制公司治理、财务特征外, 将另一种方式的融资规模也作为自变量以控制不同方式融资之间的影响。回归结果与表 3 基本一致。

七、研究结论与启示

本文收集了 2000~2016 年沪深 A 股上市企业的年度数据, 研究了经济政策不确定性对于企业债务融资和股权融资的影响。之后, 根据中国的现实情况, 进一步探讨了经济政策不确定性、股权集中度以及产权性质等重要因素对于企业融资决策的影响。由于现有文献大多关注企业投资, 本文研究分析经济政策不确定性对企业融资的影响具有重要的学术意义和现实意义。本文研究表明: 当经济政策不确定性增强时, 实际融资 (债务和股权) 会下降, 且股权融资受到的冲击更大。基于债务期限结构角度的研究发现, 在面临较高的经济政策不确定性时, 短期融资相比长期融资受到的影响更强, 融资规模减少程度更大, 所以导致企业长期债务占比上升。基于债券和银行贷款的实证结果表明, 经济政策不确定性对其融资规模的抑制作用同时存在, 且没有显著差异。

本文的研究结果启示我们, 政府应当尽量稳定市场政策的预期, 以缓解经济政策不确定性对企业融资的负面影响。此外, 政府要清醒地意识到其改变现行经济政策的手段很容易引起企业的融资约束, 所以除非是在市场失灵情况下不得已的干预行为, 在经济运行良好时期, 政府要注重发挥市场的自我调节功能, 降低企业对政府经济政策的过度依赖, 增强企业自身抵御风险的能力, 只有这样才能保证经济的长期可持续发展。

主要参考文献:

- [1] 陈国进, 王少谦. 经济政策不确定性如何影响企业投资行为 [J]. 财贸经济, 2016, (5): 5-21.
- [2] 郝威亚, 魏玮, 温军. 经济政策不确定性如何影响企业创新?——实物期权理论作用机制的视角 [J]. 经济管理, 2016, (10): 40-54.
- [3] 何瑛, 张大伟. 管理者特质、负债融资与企业价值 [J]. 会

计研究, 2015, (8): 65-72.

- [4] 黄宏斌, 翟淑萍, 陈静楠. 企业生命周期、融资方式与融资约束——基于投资者情绪调节效应的研究 [J]. 金融研究, 2016, (7): 96-112.
- [5] 黄小琳, 朱松, 陈关亭. 持股金融机构对企业负债融资与债务结构的影响——基于上市公司的实证研究 [J]. 金融研究, 2015, (12): 130-145.
- [6] 李凤羽, 史永东. 经济政策不确定性与企业现金持有策略——基于中国经济政策不确定指数的实证研究 [J]. 管理科学学报, 2016, (6): 157-170.
- [7] 李凤羽, 杨墨竹. 经济政策不确定性会抑制企业投资吗?——基于中国经济政策不确定指数的实证研究 [J]. 金融研究, 2015, (4): 115-129.
- [8] 李健, 陈传明. 企业家政治关联、所有制与企业债务期限结构——基于转型经济制度背景的实证研究 [J]. 金融研究, 2013, (3): 157-169.
- [9] 李君平, 徐龙炳. 资本市场错误定价、融资约束与公司融资方式选择 [J]. 金融研究, 2015, (12): 113-129.
- [10] 林建浩, 阮萌柯. 经济政策不确定性与企业融资 [J]. 金融学季刊, 2016, (3): 1-21.
- [11] 罗时空, 龚六堂. 企业融资行为具有经济周期性吗——来自中国上市公司的经验证据 [J]. 南开管理评论, 2014, (2): 74-83.
- [12] 毛新述, 周小伟. 政治关联与公开债务融资 [J]. 会计研究, 2015, (6): 26-33.
- [13] 倪中新, 武凯文, 周亚虹, 边思凯. 中技所有权视角下的上市公司股权融资偏好研究——控制权私利与融资需求分离 [J]. 财经研究, 2015, (1): 132-144.
- [14] 饶品贵, 岳衡, 姜国华. 经济政策不确定性与企业投资行为研究 [J]. 世界经济, 2017, (2): 27-51.
- [15] 束景虹. 机会窗口、逆向选择成本与股权融资偏好 [J]. 金融研究, 2010, (4): 72-84.
- [16] 万良勇, 饶静. 不确定性、金融危机冲击与现金持有价值 [J]. 经济与管理研究, 2013, (5): 63-71.
- [17] 肖作平, 廖理. 大股东、债权人保护和公司债务期限结构选择——来自中国上市公司的经验证据 [J]. 管理世界, 2007, (10): 99-113.
- [18] 祝继高, 陆正飞. 融资需求、产权性质与股权融资歧视 [J]. 南开管理评论, 2012, (4): 1-11.
- [19] Baker, S.R., Bloom, N., Davis, S. J. A measure of economic policy uncertainty for China[R]. University of Chicago Working Paper, 2013.
- [20] Bernanke, B., Gertler, M. Inside the box: The credit channel of monetary policy transmission[J]. Economic Perspective, 1995, 19: 27-48.

- [21] Bloom, N. The impact of uncertainty shocks[J]. *Econometrica*, 2009, 77 : 623-685.
- [22] Bradley, D., Pantzalis, C., Yuan, X. Policy risk, corporate strategies, and the cost of debt[R]. University of South Florida Working Paper, 2013.
- [23] Demircug-Kunt, A., Maksimovic, V. Law, finance, and firm growth[J]. *Journal of Finance*, 1998, 53(6) : 2107-2137.
- [24] Durnev, A., Kim. E. H. To steal or not to steal : Firm attributes, legal environment, and valuation[J]. *Journal of Finance*, 2005, 60(3) : 1461-1493.
- [25] Francis, B.B., Hasan, I., Zhu, Y. Political uncertainty and bank loan contracting[J]. *Journal of Empirical Finance*, 2014, 29 : 281-286.
- [26] Gulen, H., Ion, M. Policy uncertainty and corporate investment[J]. *Review of Financial Studies*, 2012, 29(3) : 523-564.
- [27] Han, S., Qiu, J. Corporate precautionary cash holdings[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2007, 13 : 43-57.
- [28] Huang, T., Wu, F., Yu, J. Political uncertainty and dividend policy : Evidence from international political crisis[R]. Jiangxi University of Finance and Economics Working Paper, 2013.
- [29] Julio, B., Yook, Y. Political uncertainty and corporate investment cycles[J]. *Journal of Finance*, 2012, 67(1) : 45-84.
- [30] Levine, R. Financial development and economic growth[J]. *Journal of Economic Literature*, 1997, 35 : 688-726.
- [31] Pastor, L., Veronesi, P. Uncertainty about government policy and stock prices[J]. *Journal of Finance*, 2012, 67(4) : 1219-1264.
- [32] Pastor, L., Veronesi, P. Political uncertainty and risk premia[J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 110(3) : 520-545.

Economic Policy Uncertainty and Corporate Financing Deterioration

YU Chuan-rong, FANG Jun-xiong

Abstract: Economic policy uncertainty is an important source of external environment uncertainty faced by enterprises. Its impact on enterprise behavior and macroeconomic output is a hot topic. Based on the annual data about China's listed companies from 2000 to 2016, this paper studies the impact of China's economic policy uncertainty on corporate financing decisions systematically. The empirical results show that the higher the uncertainty of economic policy, the lower the level of corporate debt financing and equity financing, and the reduction of equity financing is greater. By subdividing the debt financing structure, we also find short-term debt financing reduces more than long-term debt financing significantly with the increase of economic policy uncertainty, resulting in the change of corporate debt maturity structure. Moreover, we provide evidence that the negative relation between economic policy uncertainty and debt financing is more significant in non-SOEs and in the firms with high ownership concentration. In addition, this study also uses the intermediary effect analysis method to figure out when the economic policy uncertainty rises, the financing scale decreases, which is partly because of the increase of financing cost.

Key words: economic policy uncertainty; debt financing; equity financing

(责任编辑 周愈博)

社保基金持股能降低盈余管理程度吗？

唐大鹏^{1,2}, 王美琪¹

(1. 东北财经大学 会计学院 / 中国内部控制研究中心, 辽宁 大连 116025 ;

2. 中国财政科学研究院 博士后流动站, 北京 100142)

摘要：本文基于监督效应假说，从盈余管理的视角研究社保基金持股对上市公司的影响，并分别从内部股权结构和外部产品市场竞争角度检验社保基金发挥治理效果的约束机制。研究结果表明，社保基金进入资本市场对上市公司盈余管理起到了积极的治理作用；在区分股权制衡程度后，社保基金的治理作用只在股权制衡较高的公司中显著；进一步区分股权持有者身份发现，相对国有样本而言，社保基金的治理作用在非国有样本中更加显著；此外，高度产品市场竞争与社保基金治理形成替代关系，而中低度产品市场竞争使得社保基金治理作用得以发挥，但仅在非国企中显著。以上结论说明社保基金治理效应的发挥是有条件限制的。

关键词：社保基金；机构投资者；盈余管理；股权结构；产品市场竞争

中图分类号：F230；F275 **文献标志码：**A **文章编号：**2095-8838 (2018) 04-0015-12

一、引言

由全国社会保障基金理事会管理运营的全国社会保障基金于2000年8月设立，并于2003年6月进入资本市场投资运营。经过了十多年的资本市场实践，社保基金取得年均收益率超过8%的成绩，截至2017年一季度末，社保基金的持仓市值由最初14.18亿元达到1 809.32亿元。日益壮大的资金规模使得社保基金在取得稳定高收益的同时对资本市场的影响也逐渐加大，其在所投资企业公司治理中所发挥的作用也日益受到关注。

基于此背景，本文的研究内容致力于回答以下问题：

第一，社保基金是否发挥了积极的监督作用？本文利用我国A股上市公司2007~2016年的数据，研究发现社保基金持股比例与盈余管理水平显著负相关，结果支持了社保基金的“监督效应”假说。第二，社保基金治理效果的发挥是否受到一定的条件制约？在中国很多企业“一股独大”的现实背景下，内部股权结构是否是影响社保基金发挥治理作用的约束机制？外部产品市场竞争与社保基金监督之间又是何种关系？首先，就股权结构而言，本文采用分组检验方法从股权制衡程度和股权持有者身份两个角度进行研究，发现社保基金治理作用仅在股权制衡较高的情况下得以发挥；进一步区分大股东身份，发现治理效果仅在非国

收稿日期：2018-03-22

基金项目：国家自然科学基金青年基金项目(71602022)；教育部人文社会科学研究青年基金项目(15YJC790095)；中国博士后科学基金第10批特别资助(2017T100098)；中国博士后科学基金项目(2015M581037)；2017年东北财经大学校级科研项目(DUFE2017R08)

作者简介：唐大鹏(1985-)，男，辽宁大连人，副教授，应用经济学博士后；
王美琪(1994-)，女，辽宁锦州人，东北财经大学会计学院硕士研究生。

有样本中显著；此外，就产品市场竞争而言，分别检验高中低三种程度的竞争环境下社保基金的治理效果，研究发现高度竞争的产品市场与社保基金监督形成替代，中低度竞争的产品市场使得社保基金对盈余管理的抑制作用得以发挥，但仅在非国企中显著。

本文的研究贡献主要体现为以下方面：第一，区别于以往的将机构投资者视为同质性的研究，本文以社保基金为研究对象，从其资金属性、投资风格与政策要求出发分析其发挥监督作用的效果；第二，区别于以往的关注社保基金投资收益和风险的研究，本文从盈余管理的角度丰富社保基金的治理效应研究，并分别从内部股权结构和外部产品市场竞争的角度考察内外部治理机制对社保基金治理效果发挥的影响；另外，对社保基金治理效果的检验结果也为分析养老金入市对资本市场的潜在影响提供参考，并为完善上市公司股权结构提供理论支持。

二、文献回顾

（一）社保基金对盈余管理的治理效应

目前，直接检验社保基金治理效应的文献相对较少，可以从部分关注机构投资者异质性的文献中得到关于社保基金治理效果的启发。20世纪末期以来，机构投资者成为证券市场的重要组成部分，其数量、规模和持股比例的大幅提高促使其投资行为由间接治理向直接治理转变，已有文献关于其治理效果的研究目前存在三种竞争性观点：第一种观点认为机构投资者并不能显著发挥公司治理的作用，甚至对管理层盈余管理起到推波助澜的作用（Graves和Waddock, 1990；Porter, 1992；杨海燕等, 2012）；第二种观点则对机构投资者的监督作用予以肯定，认为其可以有效约束管理层的机会主义行为（Bushee, 1998；Chung等, 2002；Mitra和Cready, 2005；程书强, 2006；高雷和张杰, 2009；李增福等, 2013；袁柱柱等, 2014）；而第三种观点认为持股比例是影响机构投资者能否发挥治理作用的重要因素，如黄谦（2009）和李延喜等（2011）认为机构投资者对上市公司盈余管理的影响呈倒U形关系，当持股比例较低时机构投资者持股促进企业的盈余管理行为，而持股比例较高则能起到有效的抑制作用。由于不同类型机构投资者资金规模、发展程度和治理动机存在显著差异，仅以机构投资者整体进行检验得到的结论受到一定的质疑。因此，近年的研究对机构投资者的异质性给予了更多的关注，如Koh（2007）的研究发现长期机构投资者可以抑制盈余管理，但短期机构投资者则促使管理层关注短期利润从而进行盈余操纵。现有对机构投资者异质性的研究大多从长期与短期、积极型与消极型、交易型与稳定型的角度进行划

分（Bushee, 1998；Liu和Peng, 2006；Koh, 2007；李善民等, 2011；李争光等, 2015；罗付岩, 2015），针对机构投资者具体类型的较少研究也多关注证券投资基金（梅洁和张明泽, 2016）。社保基金作为机构投资者中的一种，不论是资金属性、投资风格还是治理动机上均与其他机构存在较大的差异，社保基金的治理效果研究并未引起足够的关注。

在专门针对社保基金的研究中，主要围绕直接和委托投资模式比较（许闲和申宇, 2013）、投资风险测算与控制（唐大鹏和翟路萍, 2014；唐大鹏等, 2014）、选股择时能力（唐大鹏和王丽娟, 2015）等方面展开，对于其治理效果的关注相对较少。Guercio和Hawkins（1999）通过对美国5个活动最积极的养老基金组织的研究发现，机构投资者提交股东议案后，目标公司会显著增加治理活动并且会发生较大的变化。Zouari和Rebai（2013）发现，证券投资基金会助长其持股公司盈余管理行为，而养老金等机构投资者会抑制其持股公司的盈余管理行为。基于中国数据的研究发现资本市场对于社保基金持股的信息具有强烈的市场反应（刘永泽和唐大鹏, 2011），靳庆鲁等（2016）基于红利所得税差异视角研究发现社保基金持股会影响上市公司的股利分配，从而验证了社保基金的治理作用。

（二）股权结构对公司治理效果的影响

1. 股权制衡度视角的研究

股权结构决定股东行使权力的方式与效果，进而影响治理效果。现有研究从多方面给出了大股东对中小股东侵占效应的实证证据。例如，Fan和Wong（2002）从股权结构与盈余信息关系的角度研究发现，控股股东可能会根据自己的偏好和利益进行盈余信息的披露，从而削弱信息含量，Haw等（2004）、Kim和Yi（2006）等得出了相似的结论；Masulis等（2009）的研究认为大股东可能会攫取控制权私有收益，两权分离度较高时，大股东的掏空动机更强。

如果多个大股东同时存在并相互制衡，那么由于持股比例较多、监督成本较低，因此可以有效缓解第二类代理问题。Bennedsen和Wolfenzon（2000）认为，持股较为平均的多个大股东的股权结构有助于公司价值的提升。Gomes和Novaes（2006）认为股权制衡能够产生权益效应，即多个控制人共同持有较高的现金流所有权将会提高其转移公司资源的成本，降低控制权私有收益，进而提高公司价值。Boubaker和Sami（2011）的研究也表明，多个大股东的存在显著提升公司的盈余信息含量。可见，股权制衡对公司治理效果的正面作用得到了较多支持。

2. 股权性质视角的研究

与此同时，股权持有者尤其是第一大股东的身份也对公司治理效果的发挥起到重要作用，从现有的文献看，关

于国有股对公司治理的影响有两种不同的观点。部分研究认为,国有企业可能更多受到地方政府的支持,表现为正面治理效果(David和Kochhar, 1996; 陈小悦和徐晓东, 2001)。也有研究持相反观点,一方面认为国有企业更容易出现所有者缺位的问题,代理成本相对较高(李寿喜, 2007),另一方面国有企业的管理层的目标与非国有企业存在一定的差异,往往更多关注政治资本和升迁机会(薄仙慧和吴联生, 2009),在这种情况下,其他内外部治理机制对国有企业的监督效果将会受到一定的限制。

(三)产品市场竞争对公司治理效果的影响

企业的生产经营与产品市场密不可分,产品市场竞争被认为是约束管理层行为的重要外部治理机制,学者们对产品市场竞争的影响研究关注了产品市场竞争本身的治理效果,也研究了产品市场竞争与其他治理机制之间的互动关系。

对于产品市场竞争的治理效果研究,现有文献基于不同角度取得了较为一致的结论,如Defond和Park(1999)研究发现在高度竞争行业CEO变更概率更高,产品市场竞争能增强对管理层的激励效果;Baggs和Bettignies(2010)研究认为产品市场竞争通过产生竞争压力和缓解内部代理问题对公司产生积极影响,从而降低代理成本;何玉润等(2015)也发现产品市场竞争对中国企业的创新具有重要推动作用。而对于产品市场竞争与其他治理机制之间互动关系的研究,学者们则并未取得一致意见,部分支持“替代关系”的学者认为产品市场竞争本身能够抑制管理层的机会主义行为,其他治理机制的监督不再必要(Cremers等, 2010; Giroud和Mueller, 2011);也有学者支持“互补关系”,认为在激烈的产品市场竞争环境下,对管理层的监督则更为必要,即越激烈的竞争环境下对公司治理的要求越高(Raith, 2003; Karuna, 2007)。一些学者也基于中国的数据进行了相关研究,宋常等(2008)研究发现,在不同的产品市场竞争环境中,董事会作为内部治理机制其发挥的治理功能也不相同;姜付秀等(2009)的研究表明,外部产品市场竞争与公司治理结构之间具有一定的交互影响;申景奇和伊志宏(2010)也发现不同的产品市场竞争影响机构投资者对盈余管理的监督作用。由于西方产品市场的发展程度和结构与我国存在较大差异,因此本文基于国内产品市场环境,结合社保基金的治理效果进一步探讨产品市场竞争与社保基金治理机制之间的互动关系。

三、理论分析与研究假设

(一)社保基金对盈余管理的治理效应

现代企业所有权与控制权相互分离导致管理层与股东之间存在代理问题(Fama, 1980),管理层出于报酬契约、

债务契约和政治动机等的考虑有动机做出有损于公司价值的机会主义行为(Shleifer和Vishny, 1989),委托代理冲突下的契约摩擦是盈余管理产生的根源。信息不对称导致的沟通障碍则使得盈余管理并不能完全消除(Fan和Wong, 2002)。理性的投资者必然将寻求有效的监督治理机制对管理层进行制约,由于进行监督的投资者承担全部监督成本,而监督收益则由全部投资者享有,监督成本和收益的不匹配使得“搭便车”问题普遍存在。机构投资者作为资本市场上特殊的投资者,第一,具有积极的监督动机,机构投资者持股比例较多,使得监督产生的收益能够弥补监督成本,有效缓解股权相对分散情况下小股东的“搭便车”问题。第二,具有更强的监督能力,一方面机构投资者拥有更多的人才优势、资源优势和投资经验,且获取信息的渠道更为多元,不仅可以通过上市公司公布的财务报表、市场调研和行业研究等外部渠道获取信息,持股较高的机构投资者也可以与公司管理层和董事直接进行交流,使得其信息优势以及获利能力明显强于个人投资者。第三,机构投资者相对个人投资者而言更为理性,且较高的持股比例使得其在管理层表现不好的情况下“用脚投票”,引起股价下跌的可能性更大,上市公司出于稳定股价的考虑更希望被机构投资者持有,因此机构投资者对管理层的影响能力较强。

相较于其他的机构投资者,社保基金在资金属性、投资理念和监督动机上均存在着明显的差异,积极的治理动因促成了它更为独特的治理优势。从监督能力来看,截止到2017年一季度末,社保基金的持仓市值已达1 809.32亿元,且随着国有股划转充实社保基金以及地方养老金入市投资,社保基金入市规模快速增长,日益壮大的资金规模为其对上市公司进行监督提供基础;从监督意愿来看,社保基金自入市以来,在安全第一与保值增值的运营目标下,秉持长期投资、价值投资和责任投资的理念,使得积极参与上市公司治理成为其必然选择;从监督途径来看,一方面由于社保基金属于公共资金,作为“人民养老钱”的保障资金投资方向必然受到社会的较多关注,另一方面在资本市场投资收益表现良好,使得其即使持股比例较小也将受到市场的强烈关注。因此,不论是从主观的监督能力、监督意愿还是客观的监督途径来看,社保基金投资对上市公司产生影响是毋庸置疑的。基于此,本文认为社保基金对管理层的盈余管理行为存在显著的治理效果,由此提出第一个假设。

假设1:社保基金持股对上市公司的盈余管理具有治理作用。

(二)股权结构对社保基金治理效果的影响

股权结构决定了公司内部权力的归属(Jensen和Warner, 1988),也决定了公司利益的分配(Grossman和Hart, 1988)。结合我国制度背景,本文从股权制衡和股权持有者身份两个角度分析股权结构对社保基金治理效果的影响。

1. 股权制衡程度视角的分析

社保基金对盈余管理的治理效果可能受到股权制衡程度的影响。我国上市公司的股权结构高度集中,大股东往往实际控制着公司,大股东的控制权私有收益使得公司亟需解决的矛盾由管理层与股东之间的第一类代理问题转向控股股东侵蚀中小股东的第二类代理问题(Shleifer和Vishny, 1997),持股比例较高的大股东具有的控制权私利使得其具有机会主义的隧道行为,大股东的掏空行为损害了中小股东利益。而如果有多个大股东存在,形成大股东间互相监督、相互合作的局面,就有动机和能力对经理人员进行监督并缓解第一类代理问题,互相监督形成相互制衡关系,还有助于保护小股东的利益,有效缓解第二类代理问题,因此相互制衡是一种较好的机制。在一股独大的公司中,社保基金相对第一大股东的持股比例较少,对其影响的能力被明显削弱,而在股权制衡程度较高的上市公司中,社保基金通常具有明显更高的话语权或影响力。基于此,本文认为社保基金的治理效果将受到股权制衡程度的影响,由此提出第二个假设。

假设2:股权制衡程度影响社保基金对盈余管理的治理效果,高度制衡的股权结构有利于社保基金治理效果的发挥。

2. 股权性质视角的分析

由于国有企业与民营企业在激励动机和职能承担等诸多方面存在一定的差异,社保基金对盈余管理的治理效果还可能受到股权持有者身份的影响。首先,由于民营企业的产权人享有完全的剩余索取权,民营企业具有更强的激励动机去提升公司价值,而经济价值并不是国有企业所追求的唯一目标,社会职能的承担和政治晋升的动机都将在很大程度上影响国有企业管理层经济决策;其次,由于国有企业在一定程度上承担着保障国家和社会需要、调节经济与劳动就业等方面的责任,长期获得来自政府的资源与保护,因此其对资本市场的依赖性弱于民营企业,使得管理层对社保基金等外部监督机制的敏感性在一定程度上有所降低。基于此,本文认为社保基金的治理效果在非国有企业中更明显,由此提出第三个假设。

假设3:股权所有者身份影响社保基金对盈余管理的治理效果,社保基金的治理效果在非国有企业中更显著。

(三) 产品市场竞争对社保基金治理效果的影响

产品市场竞争能有效解决股东与管理层之间的代理问题(Alchain, 1950),降低信息不对称程度。激烈的产品市场竞争表现为行业内竞争者数量较多,企业需要尽可能降低成本以维持竞争优势。首先,直接竞争压力使得管理层自觉努力提升管理水平、进行企业创新、完善生产经营,从而维持较好的公司效益;其次,破产清算压力减少了管理层机会主义行为的空间,因为这些行为将使公司失去竞争优势,公司管理层因经营或管理不善而被更换的可能性大大提高;然后,产品市场竞争能够产生额外的信息,在两权分离的情况下帮助投资者更好掌握管理者的努力程度,有效缓解股东与管理层的信息不对称。不同的产品市场竞争环境下,社保基金监督作为一种治理机制,与产品市场竞争存在互动关系。低竞争程度的产品市场对管理层的约束较弱,此时社保基金的监督作用则显得更为必要,随着产品市场竞争程度加剧,各方压力促使管理层努力工作,社保基金的监督需求相对弱化。基于此,本文认为产品市场竞争影响社保基金治理效果,由此提出第四个假设。

假设4:产品市场竞争环境影响社保基金对盈余管理的治理效果,中低度竞争的产品市场更有利于治理效果的发挥。

四、研究设计

(一) 变量度量

1. 应计盈余管理

根据Dechow等(1995)、黄梅和夏新平(2009)的研究,本文采用截面修正的Jones模型,分行业分年度估计应计盈余管理程度。

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

在(1)式中, $TA_{i,t}$ 为 i 公司 t 期总应计利润,以扣除非经常损益后的净利润 $NI_{i,t}$ 与经营活动产生的现金净流量 $CFO_{i,t}$ 的差额计算得到; $A_{i,t-1}$ 为 i 公司 $t-1$ 期期末总资产; $\Delta REV_{i,t}$ 为 i 公司 t 期营业收入同 $t-1$ 期的差额; $\Delta REC_{i,t}$ 为 i 公司 t 期应收账款同 $t-1$ 期的差额; $PPE_{i,t}$ 为 i 公司 t 期期末的固定资产;残差 $\varepsilon_{i,t}$ 表示操控性应计利润,本文主要关注程度而非方向,将其取绝对值并以 $AbDA_{i,t}$ 表示,作为 i 公司在 t 期的应计盈余管理水平的替代变量, $AbDA_{i,t}$ 越大,表明企业进行应计盈余管理的程度越高。

2. 社保基金持股

为缓解由于社保基金存在选择盈余管理水平较低公司的择股偏好所带来的内生性问题,本文以滞后一期的社保基金年末持股比例为解释变量来度量社保基金持股对盈余

表 1 主要变量定义

性质	变量代码	变量含义	计算方法
被解释变量	AbDA	盈余管理水平	根据模型（1），分行业分年度回归计算残差并取绝对值得到
解释变量	LSF	社保基金持股比例	年末社保基金持股数 / 年末总股数，采用滞后一期值
控制变量	Top1	大股东持股比例	第一大股东持股数 / 年末总股数
	SOE	产权性质	虚拟变量：国有为 1，非国有为 0
	SIZE	公司规模	期末资产总额的自然对数
	ROA	总资产收益率	当期净利润 / 期末资产总额
	LEV	资产负债率	期末负债总额 / 期末资产总额
	GROWTH	公司成长性	总资产增长额 / 期初资产总额
	CUR	流动比率	期末流动资产 / 期末流动负债
	Sep	两权分离度	实际控制人拥有上市公司控制权与所有权之差

表 2 主要变量描述性统计

变量名称	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
LSF（%）	13 289	0.404	0.000	1.336	0.000	38.647
AbDA	13 289	0.081	0.052	0.098	0.001	0.627
Top1（%）	13 289	35.499	33.652	14.916	9.443	75.525
SOE	13 289	0.490	0	0.500	0	1
SIZE	13 289	22.101	21.982	1.234	19.251	25.846
ROA	13 289	0.040	0.036	0.056	-0.195	0.204
LEV	13 289	0.469	0.471	0.212	0.047	0.989
GROWTH	13 289	0.240	0.117	0.532	-0.336	4.030
CUR	13 289	2.605	1.449	4.345	0.162	34.524
Sep	13 289	5.664	0.000	8.046	0.000	29.545

管理的治理效应，并在稳健性检验中用 Heckman 两阶段回归方法对本文假设进行了检验。

3. 控制变量

为了准确考察社保基金持股对于盈余管理的影响，本文根据以往相关文献（Yu, 2008；Chen, 2015；孙光国等, 2015），控制了如下变量：大股东持股比例、产权性质、公司规模、总资产收益率、资产负债率、公司成长性、流动比率、两权分离度，以及年份和行业虚拟变量，各变量计算方法如表 1 所示。

（二）模型设定

1. 社保基金持股与盈余管理

本文针对假设 1 从是否持股的影响和持股比例不同的影响两方面进行检验。

（1）倾向得分匹配模型

就是否持股的影响而言，考虑到社保基金择股偏好带来的样本选择偏差和混杂偏差，将全部样本（13 289 个观测值）分为社保基金持股组（3 001 个观测值）和未被社保基金持股组（10 288 个观测值），运用倾向得分匹配模型

（PSM）采用卡尺内最近邻匹配方法为被社保基金持股的公司（处理组）寻找配对公司（控制组），在控制各个维度的特征的前提下比较处理组和控制组的盈余管理水平的差异，即平均处理效应。

（2）多元回归模型建立

就持股比例不同的差异化影响而言，以被社保基金持股的公司为样本，运用多元回归模型检验社保基金持股比例对盈余管理水平的影响，考虑到样本的选择性偏差问题，本文在稳健性检验部分进一步使用 Heckman 二阶段模型对此研究问题进行检验。

本文构建模型（2）从持股比例不同的差异化影响角度对假设 1 作进一步检验，预计 β_1 的系数显著为负，表示社保基金持股比例越高，应计盈余管理水平越低，即社保基金持股对应计盈余管理产生抑制作用。

$$AbDA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LSF_{i,t} + \sum_{i=2}^n \beta_i Controls_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

（2）

其中， $AbDA_{i,t}$ 表示用修正的 Jones 模型分行业分年度

估计的盈余管理水平, $LSF_{i,t-1}$ 表示滞后一期的社保基金持股比例, $Controls_{i,t-1}$ 表示一系列控制变量, 具体含义见表 1。

2. 股权结构对社保基金持股抑制盈余管理的影响

(1) 股权制衡

本文采用分组检验方法针对不同股权制衡程度对社保基金发挥抑制盈余管理作用的影响进行检验, 以第一大股东持股比例与二至十大股东持股比例之和的比值定义股权制衡程度, 并将样本分为高度股权制衡、中度股权制衡和低度股权制衡三组, 针对高中低三组样本进行回归分析。本文认为, 在中国股权高度集中的现实背景下, 其他股东

对第一大股东的制衡程度越高, 社保基金发挥治理作用效果越明显, 因此预期在低股权制衡组, 影响系数 β_1 将不再显著, 或显著低于高股权制衡组。

(2) 股权性质

对于股权制衡程度较高的样本, 本文进一步按照股权性质进行分组检验, 本文认为在国有控股的情况下, 第一大股东受到制衡的效果较差, 因此预期在高股权制衡但国有控股的样本中, 影响系数 β_1 将不再显著, 或显著低于非国有样本组。

3. 产品市场竞争对社保基金持股抑制盈余管理的影响

表 3 单变量分析

变量	社保基金持股组			非社保基金持股组			均值检验	中位数检验
	样本量	均值	中位数	样本量	均值	中位数	t 值	z 值
LSF	3 001	1.604	1.320	10 288				
AbDA	3 001	0.075	0.050	10 288	0.082	0.052	3.716***	2.490**
Top1	3 001	36.801	35.662	10 288	35.120	33.058	-5.416***	-5.492***
SOE	3 001	0.498	0.000	10 288	0.487	0.000	-1.070	-1.070
SIZE	3 001	22.399	22.262	10 288	22.014	21.893	-15.151***	-14.955***
ROA	3 001	0.053	0.047	10 288	0.036	0.033	-14.756***	-16.630***
LEV	3 001	0.447	0.449	10 288	0.475	0.479	6.491***	6.085***
GROWTH	3 001	0.261	0.151	10 288	0.234	0.109	-2.408***	-10.842***
CUR	3 001	2.755	1.540	10 288	2.562	1.414	-2.144**	-6.213***
Sep	3 001	5.323	0.000	10 288	5.763	0.000	2.637***	3.730***

注: *** 表示 $p < 0.01$, ** 表示 $p < 0.05$, * 表示 $p < 0.1$

表 4 社保基金持股与盈余管理

Panel A: 匹配变量的 Logit 回归结果

变量	回归系数	z 值	p 值
SOE	-0.1706	-3.66	0.000
Top1	0.0008	0.54	0.588
SIZE	0.3498	17.01	0.000
ROA	4.6284	10.20	0.000
LEV	-0.9711	-7.24	0.000
GROWTH	0.0727	1.96	0.050
CUR	-0.0057	-1.11	0.266
Sep	-0.0100	-3.70	0.000
cons	-8.5932	-20.36	0.000
Observations	13 289		

Panel B: 平均处理效应检验结果

产出变量	处理	社保持股组	未被持股组	差异	T-stat
AbDA	匹配前	0.0731	0.0827	-0.0096***	-4.82
	匹配后	0.0731	0.0829	-0.0097***	-4.64

表 5 社保基金持股对盈余管理影响的回归结果

	(1)	(2)	(3)
LSF	-0.0036** (-2.51)	-0.0043*** (-3.03)	-0.0041*** (-2.84)
控制变量	未控制	部分控制	已控制
Observations	3 001	3 001	3 001
R-squared	0.069	0.123	0.124
Adj_R ²	0.060	0.113	0.113
F	7.863	12.230	11.630

注：*** 表示 $p < 0.01$, ** 表示 $p < 0.05$, * 表示 $p < 0.1$

本文借鉴已有研究(姜付秀和刘志彪, 2005; 申景奇和伊志宏, 2010), 从行业竞争程度和公司在行业中地位两个方面来度量产品市场竞争程度。行业竞争程度以赫芬达尔指数度量, 该指数越大, 所在行业竞争程度越低; 公司在行业中地位以市场份额度量, 市场份额越大, 公司面临的竞争程度越低。综合考虑两方面因素, 当赫芬达尔指数和市场份额均小于中位数时, 公司面临的产品市场竞争程度为高度竞争; 当赫芬达尔指数和市场份额均大于中位数时, 公司面临的产品市场竞争程度为低度竞争; 其余情况下, 公司面临的产品市场竞争程度为中度竞争。在高、中、低竞争下, 分组检验社保基金持股对盈余管理的治理效果, 以分析产品市场竞争对社保基金发挥治理效果的影响。本文认为, 高度竞争的产品市场与社保基金治理形成替代机制, 中度竞争的产品市场最有利于社保基金发挥治理效果, 低度竞争的产品市场与社保基金治理形成互补机制, 即在三组样本中 β_1 将不再显著、显著为负、显著为负。

(三) 样本选取

本文选取 2007~2016 年我国 A 股上市公司数据, 剔除金融行业公司, 剔除相关数据缺失的样本, 最终得到 13 289 个样本, 其中被社保基金持股的样本为 3 001 个。为避免极端值对检验结果的影响, 对连续变量进行 1% 及 99% 的 Winsorize 缩尾处理。本文采用的社保基金持股数据来自 Wind 数据库, 股权制衡及其他财务数据来自 CSMAR 数据库, 采用 STATA 14.0 进行处理。

五、实证结果

(一) 描述性统计和相关系数

表 2 列示了主要变量描述性统计情况。从社保基金持股和大股东持股的指标可以看出, 社保基金持股比例均值为 0.404%, 最大值为 38.647%, 说明社保基金持股比例普遍偏低; 大股东持股比例均值为 35.499%, 最小值也达到 9.443%, 说明我国上市公司“一股独大”的现象较多, 初步

表 6 不同股权制衡度下社保基金持股对盈余管理影响的回归结果

	高制衡 (1)	中制衡 (2)	低制衡 (3)
LSF	-0.0041* (-1.74)	-0.0037 (-1.48)	-0.0034 (-1.24)
控制变量	已控制	已控制	已控制
Observations	983	1 049	969
R-squared	0.126	0.153	0.187
Adj_R ²	0.094	0.123	0.157
F	3.910	5.069	6.148

注：*** 表示 $p < 0.01$, ** 表示 $p < 0.05$, * 表示 $p < 0.1$

证实本文在研究不同股权制衡度下社保基金发挥治理作用的效果方面的研究价值; 从盈余管理的指标可以看出, 盈余管理水平的均值和中位数分别为 0.081 和 0.052, 说明整体而言上市公司应计项目盈余管理较为普遍。

另外, 从其他控制变量指标来看, 产权性质(SOE)的均值为 0.490, 说明在该研究区间内, 49% 的样本公司为国有控股公司; 公司规模(SIZE)的均值为 22.101, 总资产收益率(ROA)的均值为 0.040, 资产负债率(LEV)的均值为 0.469。

受到篇幅限制, 本文未列示各变量间相关系数, AbDA 与 LSF 在 1% 的水平上显著负相关, 符号方向同预期一致, 初步表明社保基金持股对应计盈余管理存在抑制作用, 在进行多重共线性问题诊断后, VIF 检验结果均值 1.31, 且均明显小于 5, 表明不存在严重的多重共线性。

(二) 单变量分析

本文按照是否被社保基金持股将全部样本分为两组, 并进行均值差异检验和中位数差异检验, 表 3 列示了检验结果, 盈余管理程度(AbDA)的均值差异在 1% 的水平上显著, 中位数差异在 5% 的水平上显著, 说明是否被社保基金持股两组样本盈余管理程度存在显著差异, 初步证实社保基金持股可能对盈余管理产生抑制作用; 产权性质的均值和中位数差异不显著; 除流动比率, 其余变量的组间均值和中位数差异均在 1% 的水平上显著, 从符号上看, 社保基金持股公司规模较大、盈利能力和公司成长性均较高, 而财务杠杆较小、两权分离程度较低。

(三) 倾向得分匹配结果: 社保基金持股对盈余管理的治理效果

本文采用卡尺内最近邻匹配的方法, 对社保基金持股公司和普通公司进行配对, 并从共同支撑假设和平衡性假设两个方面检验匹配效果。

表7 不同股权性质下社保基金持股对盈余管理影响的回归结果

	全部持股样本		持股且高制衡样本	
	国有 (1)	非国有 (2)	国有 (3)	非国有 (4)
LSF	-0.0032 (-1.46)	-0.0050** (-2.50)	0.0037 (0.88)	-0.0070** (-2.36)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
Observations	1 495	1 506	336	647
R-squared	0.124	0.148	0.130	0.168
Adj_R ²	0.104	0.129	0.035	0.123
F	6.076	7.529	1.367	3.738

注：***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$

1. 匹配效果检验

共同支撑假设要求在匹配完成后, 社保基金持股组与未被社保基金持股组倾向得分值的分布形态基本保持一致, 本文控制组与处理组的倾向得分值分布重心和形态较为接近, 共同支撑假设得到很好的满足。平衡性假设要求匹配完成后两组样本在匹配变量上不存在显著差异, 从标准偏差和组间均值差异两个角度进行检验, 检验结果表明, 匹配后各变量标准偏差在3%以内, 组间均值差异均不再显著, 平衡性假设得到很好的满足。

限于篇幅, 共同支撑假设检验和平衡性假设检验结果不再列示。

2. 平均处理效应

在完成匹配后, 则以应计盈余管理为产出变量计算处理组与控制组的平均处理效应, 表4 Panel A为以是否持股为被解释变量的Logit回归结果, 基于Logit模型的拟合值计算每一只股票的倾向得分值, Panel B报告了平均处理效应的检验结果, 两组的盈余管理水平平均差异在1%的水平上显著, 且社保基金持股组显著低于未被持股组, 说明在缓解社保基金择股偏好带来的内生性问题基础上, 社保基金持股对上市公司盈余管理存在显著的抑制作用, 即社保基金发挥了积极的治理作用, 假设1得以验证。

(四) 多元回归结果

1. 社保基金持股比例对盈余管理的治理效果

为检验假设1, 本文以盈余管理水平作为被解释变量, 社保基金持股比例作为解释变量, 在被社保基金持股的样本中检验社保基金对盈余管理的抑制作用, 结果如表5所示。在控制年份和行业的基础上, (1)列为滞后一期的社保基金持股比例与盈余管理直接回归的结果, (2)列为加入公司规模等6个控制变量的回归结果, (3)列为进一步加入

大股东持股比例和产权性质变量的回归结果, 结果保持一致。由表5得知, 在社保基金持股样本中, 社保基金持股比例对盈余管理程度存在负向影响, 并大多在1%的水平上显著, 说明社保基金进入资本市场后, 存在一定的治理能力, 社保基金持股比例越高, 上市公司进行盈余管理水平越低, 假设1得以验证。

2. 不同股权制衡程度下社保基金对盈余管理治理效果的分组检验

本文以第一大股东与第二到十大股东持股比例的比值衡量第一大股东受到制衡的程度, 并将全样本和分样本分为高、中、低制衡三组, 采用分组检验方法对假设2进行检验, 结果如表6所示。

由表6可知, 社保基金持股对盈余管理的抑制作用在高股权制衡样本组中得到验证, 且在10%的水平上显著, 在中低股权制衡样本组中, 社保基金对盈余管理的抑制作用不再显著, 说明其受到股权制衡程度的影响, 高股权制衡更有利于社保基金治理效应的发挥, 假设2得以验证。

3. 不同股权性质下社保基金对盈余管理治理效果的分组检验

本文还从股权性质对外部监督作用的发挥制约这一角度作进一步检验。首先, 本文将样本按照股权持有者身份分为国有组和非国有组, 在被社保基金持股的全部样本中进行分组检验; 进一步地, 根据表6的结果, 社保基金对盈余管理的治理效果在高股权制衡组得到验证, 因此, 在高股权制衡组样本中也进一步区分国有与非国有, 检验股权性质对社保基金治理效果发挥的影响。结果如表7所示。

由表7可知, 对于被社保基金持股的样本, 在非国有样本中, 社保基金的治理效果仍然显著, 而在国有样本中则未表现出类似的治理效应, 说明股权性质影响社保基金

表 8 不同产品市场竞争下社保基金持股对盈余管理影响的回归结果

	高度产品市场竞争			中度产品市场竞争			低度产品市场竞争		
	全样本	国有	非国有	全样本	国有	非国有	全样本	国有	非国有
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
LSF	0.0006 (0.25)	-0.0013 (-0.37)	0.0017 (0.61)	-0.0056** (-2.09)	-0.0055 (-1.28)	-0.0065* (-1.90)	-0.0039 (-1.63)	-0.0008 (-0.28)	-0.0087** (-2.03)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Observations	805	278	527	979	511	468	1 158	688	470
R-squared	0.057	0.117	0.074	0.220	0.220	0.279	0.156	0.140	0.211
Adj_R ²	0.034	0.056	0.041	0.193	0.170	0.226	0.130	0.097	0.153
F	2.478	1.915	2.242	8.090	4.359	5.250	5.933	3.239	3.651

注：***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$

治理效果,假设3得到验证;值得注意的是,根据表6的结论,在被社保基金持股且股权制衡度较高的样本中,社保基金表现出明显的治理效果,在进一步区分第一大股东的身份后发现,在国有样本中,回归系数不再显著,而在非国有样本中两者则在5%的水平上显著,说明即使股权制衡程度较高,但第一大股东为国有时,其受到制衡的效果在一定程度上失效,高股权制衡对社保基金治理效果的促进作用只有在被持股公司为非国有时才能得到有效发挥。

4. 不同产品市场竞争下社保基金对盈余管理治理效果的分组检验

本文根据行业竞争程度和公司在行业中地位来度量产品市场竞争程度,分组检验不同产品市场竞争环境下社保基金的治理效果,且结合股权性质分别报告不同产品市场竞争环境下全样本及国有、非国有样本的回归结果,结果如表8所示。当产品市场竞争程度较高时,社保基金持股比例与盈余管理的回归系数不再显著;当产品市场竞争程度为中等时,在全样本和非国企中,两者的回归系数显著为负;当产品市场竞争程度较低时,两者的回归系数在非国有样本中在5%水平上显著为负。总体上,说明差异化的产品市场竞争程度影响社保基金的治理效果,高度竞争的产品市场与社保基金持股之间形成替代关系,中低度竞争的产品市场对于治理效果的促进作用在非国企中显著。

六、稳健性检验

(一)替代变量法

关于解释变量,采用第三季度持股比例对社保基金持股比例进行替代;关于被解释变量,采用基本 Jones 模型对盈余管理程度指标进行替代;关于股权制衡变量,采用第一大股东与二到五大股东持股比例的比值定义股

权制衡度,并将样本分为三组。采用三种方法的回归结果同前文得到的研究结论基本一致,表明本文的研究结论比较稳健。

另外,关于股权结构作为约束机制的检验,本文还从是否存在绝对控制的大股东的角度出发对样本进行分组检验,发现在大股东绝对控制组即其他股东的制衡失效的情况下,社保基金对盈余管理的治理效果不再明显,而在非大股东绝对控制组社保基金的治理效果则得以验证。

(二)Heckman 两阶段回归法

鉴于社保基金持股与盈余管理之间可能存在一定的内生性问题,本文进一步采用 Heckman 两阶段回归法来进行缓解,模型(3)为第一阶段的社保基金持股模型,采用 Probit 方法进行估计,将求得的逆米尔斯比率作为第二阶段模型的控制变量之一加入到模型(4)中。其中,模型(3)中 Volatility 为股价波动性,模型(4)中的变量定义同模型(2)。根据回归结果,在缓解了内生性问题后,社保基金持股比例与盈余管理仍然显著正相关,这说明本文的研究结论是稳健的。

$$\text{Dummy_SF}_{i,t-1} = \beta_0 + \beta_1 \text{Volatility}_{i,t-1} + \sum_{i=2}^n \beta_i \text{Controls}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$\text{AbDA}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{LSF}_{i,t-1} + \beta_2 \text{LAMBDA}_{i,t-1} + \sum_{i=3}^n \beta_i \text{Controls}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

七、研究结论

本文的研究结果表明:(1)社保基金持股比例同盈余管理水平显著负相关,即社保基金持股是一种有效的外部监督机制,对管理层盈余管理行为起到一定的治理作用。

(2)根据分组检验的结果,社保基金的治理效果只在股权制衡较高的样本中得以验证,而在中低股权制衡组中,尽管仍为负向影响,但不再显著,说明股权制衡程度是影响社保基金发挥治理作用的重要机制。(3)在区分股权持有者身份后发现,社保基金的治理效果只在非国有样本中显著,股权制衡较高但为国有公司时,社保基金的治理效果没有得到有效发挥,说明股权性质也是影响社保基金治理作用发挥的重要机制之一。(4)产品市场竞争是影响社保基金治理效果的重要外部治理机制,高度竞争的产品市场与社保基金监督形成替代关系,中低度竞争的产品市场对于治理效果的促进作用在非国企中显著。

总体而言,社保基金持股能够发挥积极的监督作用,但良好的股权结构和中低度竞争的产品市场是治理作用有效的重要条件。以此为基础,本文提出如下建议:一方面,积极引导社保基金入市投资,鼓励其利用信息优势和专业能力积极发挥外部治理机制的监督作用,促进机构投资者体系的丰富和发展。另一方面,完善上市公司的内外部治理环境,提高股东之间的制衡程度,保持适度的产品市场竞争程度,推进国有企业改革,为社保基金监督作用的发挥提供良好的治理环境。

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,2009,44(2):81-91+160.
- [2] 陈小悦,徐晓东.股权结构、企业绩效与投资者利益保护[J].经济研究,2001,(11):3-11+94.
- [3] 程书强.机构投资者持股与上市公司会计盈余信息关系实证研究[J].管理世界,2006,(9):129-136.
- [4] 高雷,张杰.公司治理、机构投资者与盈余管理[J].会计研究,2008,(9):64-72+96.
- [5] 何玉润,林慧婷,王茂林.产品市场竞争、高管激励与企业创新——基于中国上市公司的经验证据[J].财贸经济,2015,(2):125-135.
- [6] 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,2009,12(5):136-143.
- [7] 黄谦.中国证券市场机构投资者与上市公司盈余管理关联性的研究[J].当代经济科学,2009,31(4):108-115+128.
- [8] 姜付秀,黄磊,张敏.产品市场竞争、公司治理与代理成本[J].世界经济,2009,32(10):46-59.
- [9] 姜付秀,刘志彪.行业特征、资本结构与产品市场竞争[J].管理世界,2005,(10):74-81.
- [10] 靳庆鲁,宣扬,李刚,陈明端.社保基金持股与公司股利政策[J].会计研究,2016,(5):34-39+95.
- [11] 李善民,王媛媛,王彩萍.机构投资者持股对上市公司盈余管理影响的实证研究[J].管理评论,2011,23(7):17-24.
- [12] 李寿喜.产权、代理成本和代理效率[J].经济研究,2007,(1):102-113.
- [13] 李延喜,杜瑞,高锐.机构投资者持股比例与上市公司盈余管理的实证研究[J].管理评论,2011,23(3):39-45+70.
- [14] 李增福,林盛天,连玉君.国有控股、机构投资者与真实活动的盈余管理[J].管理工程学报,2013,27(3):35-44.
- [15] 李争光,赵西卜,曹丰,刘向强.机构投资者异质性与会计稳健性——来自中国上市公司的经验证据[J].南开管理评论,2015,18(3):111-121.
- [16] 刘永泽,唐大鹏.社保基金持股信息的市场反应——基于中国资本市场数据[J].审计与经济研究,2011,26(5):3-13.
- [17] 刘永泽,唐大鹏.社保基金偿付能力风险理论分析与实证检验[J].审计与经济研究,2012,27(2):55-63.
- [18] 罗付岩.机构投资者异质性、投资期限与公司盈余管理[J].管理评论,2015,27(3):174-184.
- [19] 梅洁,张明泽.基金主导了机构投资者对上市公司盈余管理的治理作用?——基于内生性视角的考察[J].会计研究,2016,(4):55-60+96.
- [20] 申景奇,伊志宏.产品市场竞争与机构投资者的治理效应——基于盈余管理的视角[J].山西财经大学学报,2010,32(11):50-59.
- [21] 宋常,黄蕾,钟震.产品市场竞争、董事会结构与公司绩效——基于中国上市公司的实证分析[J].审计研究,2008,(5):55-60.
- [22] 孙光国,刘爽,赵健宇.大股东控制、机构投资者持股与盈余管理[J].南开管理评论,2015,18(5):75-84.
- [23] 唐大鹏,王丽娟.我国社保基金入市投资选择研究——基于股票投资增持策略的分析[J].价格理论与实践,2015,(7):88-90.
- [24] 唐大鹏,杨紫嫣,翟路萍.社保基金投资组合的定价效率和投资风险研究——基于股价同步性的实证检验[J].经济理论与经济管理,2014,(9):96-112.
- [25] 唐大鹏,翟路萍.中国社保基金投资组合可以降低投资风险吗?[J].经济管理,2014,36(3):169-179.
- [26] 许闲,申宇.“求人”还是“靠己”——全国社保基金股市投资效率研究[J].金融研究,2013,(9):193-206.
- [27] 杨海燕,韦德洪,孙健.机构投资者持股能提高上市公司会计信息质量吗?——兼论不同类型机构投资者的

- 差异[J]. 会计研究, 2012, (9): 16-23+96.
- [28] 袁知柱, 王泽霖, 郝文瀚. 机构投资者持股与企业应计盈余管理和真实盈余管理行为选择[J]. 管理科学, 2014, 27(5): 104-119.
- [29] Baggs, J., Bettignies, J. E. D. Product Market Competition and Agency Costs[J]. *Journal of Industrial Economics*, 2010, 55(2): 289-323.
- [30] Bennedsen, M., Wolfenzon, D. The Balance of Power in Closely Held Corporations[J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1): 113-139.
- [31] Boubaker, S., Sami, H. Multiple Large Shareholders and Earnings Informativeness[J]. *Review of Accounting and Finance*, 2011, 10(3): 246-266.
- [32] Bushee, B. J. The Influence of Institutional Investors on Myopic R&D Investment Behavior[J]. *Accounting Review*, 1998, 73(3): 305-333.
- [33] Chen, T. Institutions, Board Structure, and Corporate Performance: Evidence from Chinese firms[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2015, 32: 217-237.
- [34] Chung, R., Firth, M., Kim, J. B. Institutional Monitoring and Opportunistic Earnings Management[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2002, 8(1): 29-48.
- [35] Cremers, K. J. M., Nair, V. B., Peyer, U. Takeover Defenses and Competition: The Role of Stakeholders[J]. *Journal of Empirical Legal Studies*, 2010, 5(4): 791-818.
- [36] David, P., Kochhar, R. Barriers to Effective Corporate Governance by Institutional Investors: Implications for Theory and Practice[J]. *European Management Journal*, 1996, 14(5): 457-466.
- [37] Dechow, P. M., Sloan, R. G., Sweeney, A. P. Detecting Earnings Management[J]. *Accounting Review*, 1995, 70(2): 193-225.
- [38] Defond, M. L., Park, C. W. The Effect of Competition on CEO Turnover[J]. *Journal of Accounting & Economics*, 1999, 27(1): 35-56.
- [39] Fama, E. F. Agency Problems and the Theory of the Firm[J]. *Journal of Political Economy*, 1980, 88(2): 288-307.
- [40] Fan, J. P., Wong, T. J. Corporate Ownership Structure and the Informativeness of Accounting Earnings in East Asia[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2002, 33(3): 401-425.
- [41] Giroud, X., Mueller, H. M. Corporate Governance, Product Market Competition, and Equity Prices[J]. *Journal of Finance*, 2011, 66(2): 563-600.
- [42] Gomes, A., Novaes, W. Sharing of Control Versus Monitoring as Corporate Governance Mechanisms[R]. PIER Working Paper, 2006.
- [43] Graves, S. B., Waddock, S. A. Institutional Ownership and Control: Implications for Long-Term Corporate Strategy[J]. *Executive*, 1990, 4(1): 75-83.
- [44] Grossman, S. J., Hart, O. D. One Share-One Vote and the Market for Corporate Control[J]. *Journal of Financial Economics*, 1988, 20(1-2): 175-202.
- [45] Guercio, D. D., Hawkins, J. The Motivation and Impact of Pension Fund Activism[J]. *Journal of Financial Economics*, 1999, 52(3): 293-340.
- [46] Haw, I. M., Hu, B., Hwang, L. S., Wu, W. Ultimate Ownership, Income Management, and Legal and Extra-Legal Institutions[J]. *Journal of Accounting Research*, 2004, 42(2): 423-462.
- [47] Jensen, M. C., Warner, J. B. The Distribution of Power among Corporate Managers, Shareholders, and Directors[J]. *Journal of Financial Economics*, 1988, 20(1-2): 3-24.
- [48] Karuna, C. Industry Product Market Competition and Managerial Incentives[J]. *Journal of Accounting & Economics*, 2007, 43(2): 275-297.
- [49] Kim, J. B., Yi, C. H. Ownership Structure, Business Group Affiliation, Listing Status, and Earnings Management: Evidence from Korea[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2006, 23(2): 427-464.
- [50] Koh, P. S. Institutional Investor Type, Earnings Management and Benchmark Beaters[J]. *Journal of Accounting & Public Policy*, 2007, 26(3): 267-299.
- [51] Masulis, R. W., Wang, C., Xie, F. Agency Problems at Dual-Class Companies[J]. *Journal of Finance*, 2009, 64(4): 1697-1727.
- [52] Mitra, S., Cready, W. M. Institutional Stock Ownership, Accrual Management, and Information Environment[J]. *Journal of Accounting Auditing & Finance*, 2005, 20(3): 257-286.
- [53] Porter, M. E. Capital Choices: Changing the Way America Invests in Industry[J]. *Journal of Applied Corporate Finance*, 1992, 5(2): 4-16.
- [54] Raith, M. Competition, Risk, and Managerial Incentives[J]. *American Economic Review*, 2003, 93(4): 1425-1436.
- [55] Shleifer, A., Vishny, R. W. Management Entrenchment: The Case of Manager-Specific Investments[J]. *Journal of Financial Economics*, 1989, 25(1): 123-139.
- [56] Shleifer, A., Vishny, R. W. A Survey of Corporate Governance

- nance[J]. Journal of Finance, 1997, 52(2): 737-783.
- [57]Yu, F. K. Performance-vested Stock Options and Earnings Management[J]. Journal of Business Finance & Accounting, 2008, 35(9-10): 1049-1078.
- [58]Zouari, A., Rebai, I. Institutional Ownership Differences and Earnings Management : A Neural Networks Approach[J]. International Research Journal of Finance & Economics, 2013, 34.

Does the Social Security Fund Reduce the Level of Earnings Management?

TANG Da-peng, WANG Mei-qi

Abstract: Based on the supervisory effect hypothesis, this paper focuses on the impact of social security fund holdings on listed companies from the perspective of earnings management, and examines the restraint mechanisms of social security funds' exerting governance effects from the perspective of internal equity structure and external product market competition. The results show that the social security fund has played an active role in the earnings management of listed companies; after distinguishing the degree of equity balances, the governance role of the social security fund is significant in companies with higher equity balances; in terms of status, the social security fund's governance role is more significant in the non-state-owned sample than the state-owned sample; in addition, high product market competition has formed an alternative relationship with social security fund governance, and medium or low product market competition is conducive to the social security fund to exert governance effects in non-state-owned companies. The above conclusions indicate that the social security fund governance effect is conditionally limited.

Key words: social security fund; institutional investors; earnings management; equity structure; product market competition

(责任编辑 杨亚彬)

政府组织财务管理理论：渊源、定位和架构

姜宏青, 郭馨雨

(中国海洋大学 管理学院, 山东 青岛 266100)

摘要：随着政府会计理论体系的逐步建立，对政府组织财务管理理论的研究日益迫切。目前以财政学理论为指导，以预算管理为核心的政府组织资金管理体系已经不能完全适应新时期政府与其他组织合作提供公共产品和服务的管理理念，不能完全适应全面绩效管理的要求。为此，应以政府会计改革为契机，融合财政学、公共管理学和财务管理学的相关理论，基于政府组织的特征，以政府组织资金运动为主线，以公共管理目标为指引，建立分层次、多元化、分板块的政府组织财务管理理论，并以此指导以政府组织为责任主体的财务行为和财务关系管理，提高政府组织财务管理水平。

关键词：政府组织；财务管理；资金运动

中图分类号：F230；F810 **文献标志码：**A **文章编号：**2095-8838(2018)04-0027-08

一、引言

我国财政资金管理体制和政府组织管理体制的改革随着市场经济体制的改革一直在不断进行着。随着市场经济的改革和发展，提供公共产品的主体由单一主体向多元主体转变，公共产品的生产、提供和监督主体实现了有效分离，由政府等公共部门独立提供向合作提供转变。这两个转变不仅带来公共产品和服务提供模式的转变，更带来公共资源配置模式的转变，进而影响不同类型组织在私人产品和公共产品的生产与提供中进行有效组合的决策与发展：一是社会组织更加多元，产生了多种营利和非营利相结合的混合型组织；二是合作更加平等，政府组织与非营利组织(NPO)和营利性组织以各种方式进行合作提供公共产品，政府组织成为和其他组织权力义务平等的社会主体；三是资金资源的管理问题更加复杂，其中既包括财政资金的管理问题，更涉及不同来源类型资源的筹集、配置与使用的管理。基于这样的发展背景，政府除了有效履行宏观经济调控、维护社会公平等的相关职能之外，还应该强化政府组织自身的管理，特别是在资金资源

管理方面建立与其目标相一致的管理体系。

然而我国政府资金管理理论研究滞后于实践的发展，理论与实践的脱节导致我国政府对于财政资金的管理仍停留在宏观层面的筹集与分配，而微观层面资金后续流动环节的控制、监督以及效果的评价却缺乏相应的理论指导，资金使用的透明度较低且责任主体划分不明确，其资金管理的效率和效果未达到理想水平，合作模式的资金管理更缺乏理论的指导。如果说政府会计改革之前，政府财务管理理论体系由于缺少全面完整的信息基础而难以构建，那么政府会计改革建立了包括预算会计和财务会计的政府会计系统，较大地扩充了政府会计的核算要素，提高了会计信息的数量和质量，为政府组织财务管理理论体系的构建提供了契机。因此，有效落实十九大报告提出的政府“全面实施绩效管理”，维护政府公信力，提高国家治理效果，就必须重新认识政府组织的资金管理理论，构建与新发展理念相适应的政府组织财务管理理论体系。

二、文献述评与问题提出

长期以来，将资金管理放在政府及其相关组织中的研

收稿日期：2018-04-28

作者简介：姜宏青(1965-)，女，山东威海人，教授；

郭馨雨(1995-)，女，山东济南人，中国海洋大学管理学院硕士研究生。

究基本上都是以财政学视角来进行。通常认为财政是一种特殊的经济范畴(安体富, 2016), 财政学是应用经济学的一个分支学科(王国清, 2017), 财政学不能忽视政治视角, 其学科属性应定位于政治经济学(张晋武, 2017)。而实践中财政学的领域已经涵盖了政府财政资源的获得、分配和使用的基本方面, 超出了经济学的范畴, 因此, 有学者提出应将财政学改造为与经济学并列的一级综合性学科, 旨在将经济学、政治学、社会学、法学和管理学的多学科知识和研究方法引入财政学(高培勇, 2014; 马骁, 2015)。但是, 也有学者提出反驳, 认为财政学的学科边界问题, 不应该是财政学越大越好的问题, 大了就可能什么都是财政学, 但是也有什么都不是之虞(杨志勇, 2017)。那么, 就需要有效定位财政学的经济学属性和有效分离管理学功能。

从管理学的视角来看政府理财问题, 财政强调“政”字, 具有政治性, 财务强调“务”字, 注重事务的管理, 除了公共收入支出和公共预算管理外, 公共财务管理的内容还应当包括公共资金管理、公共(行政)成本管理、公共投资管理、公共财产管理、公共债务管理、公共部门绩效管理等(李建发和肖华, 2004)。公共财务管理与公共部门的人力资源管理、战略管理等一样, 同属于公共部门管理的子系统(刘笑霞, 2008)。公共财务管理在管理主体、管理目标、管理内容等方面有别于公共财政管理、企业财务管理, 它是公共部门根据财务制度及财经法规, 按照财务管理的原则, 对公共组织有关资金的筹集、分配以及使用所引起的财务活动进行计划、组织、协调、控制, 并处理财务关系的一项综合性的经济管理工作(杨蕊和王莲, 2011)。政府的资金管理通过财政部门以预算管理的体系开展, 财政预算管理是政府授权财政部门对财政预算资金筹集、分配和使用全过程进行的管理(唐大鹏等, 2017)。这些研究说明, 财政学与公共部门的财务管理学虽然同样都涉及到政府掌管资金资源管理的问题, 但是财政学不能完全涵盖、也不能代替公共部门的财务管理学。比如政府预算作为政府对公共资源进行配置的基本过程, 实体绩效、程序规则和管理技术等层面分别呈现了公共资源由谁分配、怎样分配、分配的依据和具体分配的方法, 构成了政府预算配置资源的完整体系, 预算管理涉及经济、政治、管理、法律等多学科领域的交互融合(李璐和马蔡琛, 2008)。无论是关注产出的绩效预算、强调长期计划性的计划—规划—预算系统、突出个体自主性的目标管理预算、强调项目优先次序的零基预算, 还是融合企业管理思想的新绩效预算, 均试图提供某种理想的或最佳的预算模式, 将有限的资源配置给最具价值的方向或活动(马蔡琛, 2014)。一个好的预算制度不仅有利于合理有效地配置公共资源, 而且有利于促进政府公共选择的优化, 提高政府职能的履行效果(陈志斌, 2003), 因此引入管理学视角研究政府预算是有必要的。管理学视角侧重于考量行为和流程问题, 全口径预算管理需

考虑预算外、制度外活动是否体现在预算过程中, 以打造完整、透明、规范的全口径预算管理体系, 实现高水平的行政控制与立法控制(李冬妍, 2010)。再比如政府债务问题, 从经济学视角来看, 政府债务是一个贯穿“经济—财政—金融”的综合命题。政府债务对经济增长存在门槛效应(郭步超和王博, 2014), 债务风险从根本上受经济景气状况影响(庞晓波和李丹, 2015)。然而, 任何资金的运动都离不开资金的筹集、投入、循环和周转等环节, 债务资金最终将由具体的某一组织或部门进行分配使用, 其运营责任也必将由某一微观主体承担。因此, 有学者从管理学视角出发, 提出将债务纳入预算管理范畴(郑洁和翟胜宝, 2014; 马海涛和崔运政, 2014); 将风险管理理念融入债务管理之中; 运用政府内部控制理论, 从债务管理的业务流程出发对债务风险进行评估和管控; 将绩效评价和债务管理相结合, 创新管理债务主体, 建立动态债务资金监控体系, 明确评价绩效(卢侠巍, 2014)。

从上述分析可知: (1) 将政府的经济活动全部纳入财政学的研究范畴, 容易导致学科界限不清晰, 不利于经济学理论体系和管理学理论体系的完善与衔接。(2) 以经济学定位的财政学在资金管理方面缺乏力度, 已经配置的财政资源如何在特定主体或项目中有效使用, 经济学的理论难以触及或有效指导, 需要管理学的理论予以承接或配合。(3) 公共管理学中缺乏对政府组织财务管理理论的建设, 尚未形成与经济学相对接的政府组织财务管理的理论体系, 这直接导致了财政学按照供给和需求的原理配置的资源在使用和结果的评价上存在空缺, 有必要基于管理学的学科范畴建立公共部门财务管理理论, 指导政府及相关组织的财务活动和财务关系管理。事实上, 政府已经在一些具体的领域进行资金运营模式转变的改革, 以提高政府资金使用效率。但是, 这些新的资金运营模式的理论依据是什么, 在其他领域是否具有复制性和推广性还需要理论概括和指导, 传统的政府财务管理理论面对新的目标新的环境应如何变革, 政府组织的财务管理行为如何实现信息化、规范化和绩效化也同样需要理论的创新。

当前在政府组织财务管理的认知上还存在以下具体问题:

1. 以财政理论代替政府组织财务管理理论

对于非企业组织的财务管理一般称为“公共部门财务管理”(约翰·J. 格林, 2002)或者“公共组织财务管理”(王为民, 2009), 是指提供公共产品或服务的机构或组织的财务管理, 其管理主体包括政府组织和提供公益性服务的非营利组织。对我国政府组织的财务管理的研究定位仅包括政府及相关机构, 包括行政事业单位, 不包括民间非营利组织和国有企业, 这个定位和政府会计主体的定位一致。目前, 政府的理财行为是由财政部门负责, 因此也叫财政管理, 财政管理的理论由财政学的学科形成与指导。财政

学以财政政策和财政收支均衡理论为主要手段,对公共产品的生产交易分配和消费进行管理,一方面,其理论基础是经济学范畴,获得资源和配置资源的方式依据公共产品的供给和需求来进行;另一方面,管理对象具有宏观性,无论是“国家”主体还是“政府”主体,都代表一定范围的区域资源配置有效性的问题,不是某一责任主体的责任履行问题。以财政学代替政府组织财务管理可能导致的问题在于:第一,难以准确界定政府组织责任主体的边界;第二,难以准确定位政府组织财务管理的对象,容易将经济学的研究范畴和管理学的研究范畴混淆;第三,难以将政府目标通过组织分解、通过行为分解、通过资源分解予以落实和实现;第四,难以基于治理目标建立属于政府职能履行过程中的关系网络;第五,难以对政府及相关组织或者合作主体中非财政性资金资源的管理予以涵盖,如何建立与更多合作主体的信任机制,难以用经济学的方式解决。

2. 以预算管理代替财务管理

基于财政资金管理建立起来的政府预算管理体系,是政府组织进行资金管理的基本模式。随着政府职能的转变以及财政制度改革的不深入,以预算管理为核心的政府财务管理体制的不足逐渐凸显出来,预算管理存在只管“流量”不管“存量”、只管“收支”不管“效果”的局限性(姜宏青和宋晓晴,2017)。以收付实现制为基础的预算管理体系提供的是财政收支预算和决算的信息,而对于政府所掌握或者控制的有关资源、债务、投资、运营成本等管理的信息却很难从该体系中得以反映。按照资金运动论的观点,财务管理的内容应该覆盖资金运动的全过程(李心合,2016),不仅包括资金的筹集与分配,而且包括资金的使用与效果的评价。以资产为例,作为政府“家底”的资产,应该是财政部门管理工作的重点,而在以往政府预算会计的限制下,政府财政部门只能反映购买资产的支出,难以全面反映资产购买、使用、磨损和报废全过程的价值运动,资产持有期间信息的缺失导致国有资产规模在不断扩大的同时,也存在流失现象。因此,以收付实现制为基础的预算管理体系强化的是政府在资金筹集和配置环节的计划性和合规性,对于资金在不同组织的使用、在不同资产或基金项目上的占用、在不同时期的配置以及在不同领域产生的效果对比,都存在一定的局限性,这些方面是预算这种工具无法发挥作用的领域,需要更加全面的资金管理工具或系统与之对接。

由此可见,以财政理论代替政府组织财务管理理论,以预算管理代替财务管理,都存在诸多的弊端,有必要将“政府组织财务管理”从财政学和公共管理学中独立出来,建立完整的理论体系,指导政府组织的财务行为和财务关系管理。政府组织财务管理理论的研究应该着重解决三个方面的问题:(1)政府组织财务管理的理论渊源。这个问题是研究政府组织财务管理理论从哪里来的问题。(2)政

府组织财务管理的理论定位问题。这个问题是研究界定政府及相关组织机构财务管理的范畴或边界问题。(3)政府组织财务管理理论的架构和应用问题。这个问题是研究政府组织财务管理理论到哪里去的问题。

三、政府组织财务管理的理论渊源

(一) 财政理论与政府组织财务管理理论上承下接

1. 财政政策目标的上承下接

通过宏观调控来弥补市场失灵、稳定经济增长是政府的基本职能之一。而财政政策作为国家宏观调控的一种工具,一经出台后往往会对所有进行经营管理的组织和机构的经济行为都产生影响。例如财政政策通过税收进行国民收入的再分配调整投入和产出的关系,一方面调整了整个经济社会的资源配置,另一方面影响了政府组织的收入。政府组织获得收入不是目的,目的是通过使用收入落实或实现财政政策的目标,需要通过多部门和机构的协作来分配和使用资金,并且资金运动的整个流程结束后才能够最终明确有关的财政政策目标是否真的实现。因此在以财政政策为起点,实现目标为终点的这一过程中,政府以及相关部门能否合理有效地管理自身所掌控的资金资源对于财政政策目标的实现起着十分重要的作用,这就需要政府组织财务管理理论进行上承下接。

2. 资金筹措的上承下接

政府资金筹措的主要方式有税收和发债。税收作为一个财政学的概念,是站在经济学的角度,从整个政府、社会以及国家的意义上所进行的研究,比如最适课税理论研究在信息不对称的情况下,政府如何征税才能实现效率与公平的统一,拉弗曲线研究税收收入与税率之间的关系,等等。税收政策一旦确定之后就决定了政府可以拿多少钱,进而决定了可以做多少事。对税收的征缴是政府通过一定的管理流程将资金收缴入库,同时通过财政体系将获得的收入在不同的部门和机构进行分配,形成这些履行政府职能的责任主体的资金来源,各责任主体对流入的资金资源需要按照各自的目标进行配置、使用和评价。税收政策关乎国民收入的分配,应依据经济学的相关理论予以制定,而税收征缴中的资金管理则是管理学的范畴,需要由政府组织财务管理理论进行上承下接。同理,政府通过举债筹措资源也必定先依据宏观经济学的相关理论对举债行为制定政策,然后通过政府组织财务管理理论对收到的债务资金进行管理。

3. 资源配置的上承下接

政府资源配置是指在政府层面的财政资源分配活动。宏观层面的资源配置表现为政府支出,属于经济学的范畴。政府通过配置资源确定政府履行职能的范畴,而在此过程中,可能导致政府越位、缺位或过度干预市场导致无效率或低效率。因此,必须加强对政府支出的管理。政府支出管

理涉及政府为什么要支出、支出的规模、支出的结构、支出的影响因素、支出形成的结果以及支出的可持续性等问题,这其中就包括和政府支出相关联的所有组织机构、由支出形成的各种资源以及这些资源的后续分配、使用和更新等问题。这些问题是经济学解决不了的,理应由管理学承担。对于财政学而言,资源的配置结果表现为政府层面的财政支出,但是对于具体的部门机构而言,资金的来龙去脉则表现为相应的收入、资产、成本、费用等各种构成要素。因此,政府的财政资源配置到科技、教育、文化以及卫生等领域后,就应当基于相应的主体对资源的来龙去脉进行管理,以此来评价支出的结果是否合理有效,这就需要政府组织财务管理理论进行上承下接。

4. 宏观与微观的上承下接

财政管理与政府组织财务管理虽然存在着众多的差异,但就两者的本质而言,都是对政府资金的运动过程所进行的管理,只是所站的角度或层面不同,财政管理是站在一级政府的视角以宏观层面进行总量的控制,侧重于资金的筹集与分配,而政府组织财务管理则是站在具体政府部门的视角以微观层面进行分量的管理,侧重于资金的具体使用和效果。政府的管理活动应当做到宏观管理与微观管理有机结合与协调,政府组织的财务管理作为一项非常主体化的经济管理活动,能够将研究的视野扩展到财政学所未涉及的领域,将资金运动宏观层面的筹集和分配与微观层面的使用 and 评价进行对接,以实现政府对资金流动各环节全面、完整的管理。

(二) 公共管理学与政府组织财务管理: 包含与被包含

1. 管理目标的一致性

公共管理是以政府为核心的公共组织运用政治的、法律的、经济的和管理的理论与方法,依法制定与执行公共政策、管理社会公共事务、提供公共产品和服务的活动。公共管理旨在实现公共利益最大化,不仅重视以“3E(经济、效率、效能)”为核心的经济效益的创造,而且同样重视“公平、正义和民主”的社会价值观的构建和传播。公共管理要想实现既定的目标,离不开对资源的重新配置和社会财富的再分配(李建发等, 2006),而政府部门作为公共政策的具体实施者、公共事务的具体承担者,拥有一定数量的资金或者控制一定的资源是其顺利开展各项工作的基础。例如为实现社会公平,政府需要投入专项救助资金保障弱势群体的基本生活水平,财政部门按照政策将这部分资金拨付给相应的部门后,由具体的部门负责资金的审批、受理以及发放,这些部门资金管理效果的好坏直接关系到国家投入的这部分资金能否落实到位,达到扶危济贫、改善弱势群体生活的目的,进而影响到公共管理促进社会公平、维护社会稳定目标的实现。由此可见,公共管理的目标是通过资金的有效配置和运用来实现的,而在此过程中,政府组织资金管理的目标需服从于公共管理的整体目标,兼

顾效率与公平,以绩效最大化为目标指导和规范其财务管理活动。

2. 公共管理子系统的对接性

公共管理系统一般由以下子系统组成: 战略管理、人力资源管理、政策管理、项目管理、绩效管理等。这些管理子系统都需要与财务管理系统进行对接,财务管理是这些管理子系统的综合或抽象。任何组织具体的管理活动都离不开资源的配置和使用,并最终通过一定的财务数据来体现管理的成效。以战略管理与财务管理的对接为例。公共部门战略管理指的是公共部门在分析内外环境变化的基础上,确立和调整组织的长期目标,并进行适当的政策选择,整合组织资源来实现组织战略目标的政策决策与实施过程(倪星和付景涛, 2014)。战略管理作为一个系统完整且具有逻辑性的过程,其开展需要财务管理系统的协助,不管是战略的规划阶段、实施阶段还是控制阶段,财务管理系统一方面为其提供规划决策的信息支撑,另一方面对控制的实施进行验证。而最终形成的有关战略执行结果的数据会通过财务报告的形式展现出来,有利于对战略以及战略实施的好与坏进行验证,又为管理者下一步的战略决策提供了客观的依据(夏冬林, 2006)。

3. 组织管理的分层性

我国政府实行的是“归口分级管理”体系。一是按照公共产品或服务的种类归口为教育、医疗、卫生、科技、文化等领域,政府组织一方面按照具体领域的公共产品的特点进行公共事务的管理,另一方面需要处理好与市场和社会之间的关系,扮演好“服务型政府”这一角色。二是按照行政管理区划实行中央和地方的分级管理。不仅上下级政府之间存在着密切的资金往来关系,而且同级政府不同部门之间也常常会发生资金的往来与结算。三是对于归口分级的各类组织机构按照其组织性质、业务特点和资源筹措方式等特征,制定差别化的财政资金支持政策,由此形成即使在同一部门或者单位,也因为资金来源的不同存在着不同目标的资金管理问题。例如公立医院既有开展专业性业务活动取得的医疗收入(挂号收入、治疗收入、床位收入等),又有从财政部门以及上级主管部门取得的财政补助收入,同时也有和民间资本合作的资金流入。公立医院就需要在明确管理目标的前提下,有效整合不同资源,区分不同板块的资金运动范围,既能够反映政府财政资金运营的政府目标,又能反映单位自身资金运营管理的绩效。所以,在构建政府组织的财务管理理论体系时,应充分结合政府组织结构和资金管理的特点,以分层次、多元化、分板块的设计理念构建科学化、精细化的理财管理体系。

四、政府组织财务管理的理论定位

(一) 政府组织财务管理是财务管理学的一个分支

财务是人们在不确定情况下跨时间配置有限资源

的学问,是在企业或者某一组织内开展财务活动、处理财务关系的一门经济管理科学,其基本范畴是资本、不确定、时间、资源、配置、风险和价值等(罗福凯,2010)。财务涉及的主体十分广泛,小到个人、家庭,大到公司、政府,只要是涉及资金管理的所有的经济活动主体都涵盖其中。所以根据财务主体的不同,新中国的财务理论分为国家财务理论、企业财务理论和个人财务理论三个组成部分(郭复初,2015)。由于资源具有稀缺性的特征,无论是哪一财务主体,都存在着有限的供给与无限的需求之间的矛盾,如何对自身所拥有或控制的有限的财务资源进行管理,以实现资源的价值增值和提高组织的管理效率是不同主体所面临的共同问题,既是各类组织进行财务管理的意图所在,也是对不同组织财务管理的共性进行抽象的理论基础。

但与企业这类以营利为目的、追求利润(或财富)最大化的组织不同的是,政府作为公共组织的典型代表,在管理公共事务以及负责向社会公众提供公共产品和服务的过程中始终以公共利益最大化为目标,非营利性是其最显著的特点。而且由于政府组织掌控的财务资源庞大以及多元化多层级的委托代理关系,其财务活动涉及的领域更加广泛,所需处理的财务关系也更加复杂。因此,政府组织财务管理必须与企业财务管理有所区别,但是差异的存在并不意味着两者就毫无关联。政府组织虽然不以营利为目的但并不代表政府组织的管理活动可以忽视效率,管理的本质就是提高效率,追求效率是任何组织得以生存和发展的前提。

因此,政府组织财务管理是指政府及相关组织主体以公共管理目标为指引,对其控制的资金资源运动过程进行管理,旨在实现财务绩效最大化的目标。政府组织财务管理属于财务管理学的一个分支,与政府会计信息体系密切相连,可以将其定位为对政府及相关组织的财务行为和财务关系进行管理的科学。

(二)政府组织财务管理的理论构成

由于政府组织财务管理和企业财务管理同属于财务管理学的组成部分,又都是对资金的运动过程所涉及到的财务活动和财务关系所进行的管理,因此财务管理理论要素对于我们研究政府组织财务管理的理论构成具有可借鉴之处。一个完整的政府组织财务管理的理论体系应该包括:(1)财务管理的主体和目标。(2)财务管理的对象和内容。(3)财务管理的方法和工具。(4)财务管理的回应性和可持续性评价。

这个理论体系的形成源自于财政学、公共管理学和财务管理学的基础理论,构建的独立的政府组织财务管理理论又反过来构成财政学科、公共管理学科和会计学科的组成部分,成为这些专业的课程体系的组成部分。政府组织财务管理理论的构建将财政学中属于管理学的部分归入政府组织的财务管理学中,还原财政学的经济学理论本质;

将政府组织财务管理纳入公共管理理论体系中,将公共管理主体的管理内容完整化;将政府组织财务管理理论与企业财务管理理论予以并列研究,不仅有利于研究不同类型的组织财务管理共性的理论和差异性的理论,而且有利于经济学与管理学理论的衔接与相容,细化的财务管理理论体系对不同类型的组织的财务管理实践更具有指导价值,也为精细化的政府资金资源管理创新提供理论依据。

五、政府组织财务管理理论体系的基本构架

基于政府组织财务管理的理论要求和应用特征,我们把政府组织财务管理的理论体系设计成分层次、多元化、分板块的财务行为和财务关系的管理体系,其逻辑关系如图1所示。

1.分层次的财务管理主体及其目标

通过图1可以看出,在设计政府组织的财务管理理论体系时,应当分为两大层面:一是基于宏观视角的政府财务管理层面,政府宏观层面的财务管理活动采用总量分析的方法研究宏观整体(政府)的财务行为,应该与经济学的资源配置目标进行对接,确定政府财务管理绩效的目标内涵;二是基于微观视角的部门财务管理层面,部门层面的财务管理活动采用个量分析的方法研究微观个体(部门)的财务行为,应该具体确定其组织财务管理绩效的目标内涵。两者的财务管理目标具有内在一致性,两者相互关联、相互制约。

政府组织财务管理的目标应该在公共管理的目标范畴体现为实现公共利益最大化目标的财务价值,能够使公共利益最大化的财务价值也应该是最大化的,而政府组织的财务价值不是用利润等完全可计量的指标予以体现,而是以财务资源投入和产出的经济性、效率性和效益性来衡量,因此,政府组织财务管理的目标也可以表述为政府财务绩效最大化。

由于政府和部门的具体职能以及财务活动的侧重点有所不同,因此不同层面财务主体的资金运营管理目标也会有所差异。首先,明确不同层面主体的财务管理目标。政府整体层面的财务管理研究宏观的财务战略和资源配置,需要关注整体的协调与发展,其制定的是政府财务管理活动的总体目标。部门层面的财务管理基于政府宏观政策和公共管理的目标研究财务绩效最大化的财务行为,其目标的制定需结合自身财务活动的特点和规律对总体目标进行分解。其次,明确以部门为主导的多元主体的财务管理目标。政府财务受托责任具有所涉领域广泛的特点,应建立以部门主体为主导,基金主体和项目主体为辅助的多元化主体财务管理理论体系,通过对政府财务管理总体目标的分解,确定各财务主体的管理目标。这样既使得所有主体的财务管理活动都有共同的目标指向,又保证了各部门具体目标的制定具有一定的灵活性。



2.分板块的资金资源管理

在推进国家治理能力和治理体系现代化,特别是在政府与社会资本开展多领域合作的背景下,政府资金运营和管理的模式与传统的预算拨款模式相比发生很大的变化,一方面,更重视财政资金管理绩效;另一方面,其资金管理已不再限于对财政资金的管理,还涉及委托代管资金,以及不同类型的社会资本的管理问题。政府组织需要根据资金的来源、用途或者业务性质的不同基于政府总体目标的引导分板块地开展资金资源的管理活动,“分板块”是指按照不同资金运营目标设置不同的板块分别反映其运动过程并分别搜集相应的运动信息,以便于分别评价不同类型的资金的运营绩效,比如“财政性资金板块”“自筹资金板块”“社会资本合作项目资金板块”等。在信息化和智能化的背景下,政府组织财务管理系统借助先进的信息技术对不同层面、不同板块资金运动流程进行全方位、系统化、精细化的管理不仅可行,而且所形成的管理过程和结果的信息一方面可以用来精细化评价政府组织财务管理工作的成效,另一方面也为政府组织制定财务管理政策、优化财务行为、和谐财务关系提供了依据。

3. 基于会计要素的财务行为管理

政府会计改革实现了收付实现制与权责发生制的有效

结合,在预算会计三要素的基础上又增加了五个财务会计要素。这一改革一方面为政府财务管理理论体系的构建提供了信息基础,另一方面也对政府的财务管理工作提出了更高的要求。会计作为一个信息系统的功能是提供财务报表的数据,财务作为一个资源配置系统的功能是根据会计提供的报表数据和其他信息对财务报表进行管理(李心合,2010),这一论断以财务报表为桥梁将财务与会计紧密连接在一起,不仅反映了政府组织财务管理与政府会计系统有效对接的必要性,也表明了无论是政府层面还是部门层面的财务管理行为,都可以归结为对会计要素的管理,从动态视角来表述包括政府对资金的筹集、分配、使用以及评价,从静态视角来表述包括预算收支与结余、资产、负债、净资产、收入、成本和费用。以会计要素为管理对象可以把政府以及相关部门的预算管理和绩效管理的内容联系起来,以预算配置资源,以会计要素项目设定管理内容,以资源运营和管理结果形成政府绩效,以绩效为目标实现的标准,也是资源再次配置的依据。如此,财务管理的内容以会计要素为核心前连预算管理后连绩效管理,并形成财务行为的连贯性与整体性。同理,政府层面和部门层面同以会计要素为管理对象,为不同层面资金管理流程对接活动的实施与开展提供了信息保障,不仅厘清了政府组织资

金管理活动的来龙去脉,而且有利于政府对于部门财务管理工作的监督、评价与反馈。

4. 基于财务报告的财务关系管理

政府不以营利为目的,特殊的资金运动过程形成多重的委托代理关系,进而形成不同于营利性组织的财务关系,既涉及与市场主体又涉及与社会公众还涉及上下级政府以及各职能部门之间的关系。这些关系因资金往来而产生,必然会因为资金的使用和报告而备受关注。财务报告作为内部使用者进行管理决策,外部使用者了解政府受托责任履行情况的信息承载工具,是政府与有关各方的利益相关者建立联系的重要纽带。委托代理理论要求政府透明财务信息,以财务报告的形式向社会公众公开政府受托责任的履行情况,政府及时充分地披露财务信息可以提高财政透明度,使得社会公众及合作各方能够及时地了解政府做了些什么以及这样做的效果如何,不仅能够在最大限度上保证公民的知情权、评价权和监督权,而且能够及时地发现政府财务管理存在的问题,有助于防范财务风险,增强财政的可持续性。因此,将政府的财务关系管理与政府财务报告的使用者进行对接,可以在一个框架内研究政府基于资源的管理如何平衡不同利益相关者的目标和需求。

5. 基于受托责任的财务评价与闭环管理

政府的理财行为是政府基于受托责任依法获得资源、配置资源、使用资源和报告受托责任履行情况的行为或做法。以政府资金运动为主线,完整的政府组织财务管理应当将政府资金所涉及的领域全部纳入其管理范畴,包括战略管理、决策管理、计划管理、筹资管理、成本管理、信息管理以及绩效管理等,通过财务预测、财务决策、计划控制、监督评价、信息反馈等手段对政府资金运动的过程进行全面有效的管理。以政府资金的运动流程为主线进行财务管理活动时,需要创新政府组织财务管理方法,将财务管理的目标、内容、手段有机结合,形成管理过程和结果的信息。政府公共政策的实施结果很大程度上通过财务报告予以体现,公开财务报告成为评价政府受托责任的有效途径。一方面可以根据财务报告提供的信息评价政府组织财务管理的效果,另一方面政府组织财务管理过程和结果的信息又为政府延续或改进政策提供参考。不论是政府层面还是部门层面,都需要在每一次的闭环管理循环中将其财务管理的目标和行为进行比对,及时地发现问题并纠正偏差,以规范政府组织的财务管理活动,实现资金使用效率和效益的提升。

六、结论和启示

随着政府会计改革的不断深入与完善,应基于管理学的视角建立与政府会计改革相适应的政府组织财务管理体系。政府组织财务管理的理论源自于对经济学定位的财政

学理论的承接与深化,对公共管理理论的遵从,对财务管理学理论的应用。融合的、独立的政府组织财务管理理论不仅仅是一个分化,更是基于政府组织的使命与结构特征的财务理论的创新。以政府资金运动为主线,构建分层次、多元化、分板块的政府组织财务管理体系,将政府财务行为与会计要素进行对接,将财务关系管理与财务报告进行对接,形成独立的政府组织财务管理理论体系,再将政府组织财务管理作为财政学、公共管理和会计学学科的组成部分回归到相应的学科专业体系中,形成经济学和管理学充分对接和融合的学科体系,一方面弥补各专业在学科建设方面存在的短板;另一方面为政府财务管理理论创新的可持续性和有效性提供依据,同时为政府组织财务管理的规范化提供基本框架。当然,本文只是对政府组织财务管理理论的架构所进行的初步探索,后续研究将以具体部门或单位的财务管理为对象,更加细致和深入地对多元化、分板块的财务管理流程和方法进行设计。

主要参考文献：

- [1] 安体富.关于财政学的学科属性与定位问题[J].财贸经济,2016,(12):17-27.
- [2] 陈志斌.公共受托责任:政治效应、经济效率与有效的政府会计[J].会计研究,2003,(6):36-39.
- [3] 高培勇.公共财政:概念界说与演变脉络[J].经济研究,2008,(12):4-16.
- [4] 郭步超,王博.政府债务与经济增长:基于资本回报率的门槛效应分析[J].世界经济,2014,(9):95.
- [5] 郭复初.中国财务理论形成与前沿[J].财务研究,2015,(5):4.
- [6] 姜宏青,宋晓晴.双轨制政府会计改革引发政府财务管理理论重构[J].中国海洋大学学报,2017,(3):25.
- [7] 李冬妍.全口径预算管理——制度演进与框架构建[J].郑州大学学报,2010,(1):59-61.
- [8] 李建发.政府财务报告研究[M].厦门:厦门大学出版社,2006:57-71.
- [9] 李建发,肖华.公共财务管理与政府财务报告改革[J].会计研究,2004,(9):7-10+97.
- [10] 李璐,马蔡琛.多维视野中的中国政府预算管理变革[J].学术论坛,2008,(6):119-122.
- [11] 李心合.论公司财务概念框架[J].会计研究,2010,(7):32-39.
- [12] 李心合.论公司财务的性质与职能[J].财务研究,2016,(1):6.
- [13] 刘笑霞.论公共财务管理[J].生产力研究,2008,(17):144-146.
- [14] 卢侠巍.“政府负债入考核”如何落实[J].中国党政干部

- 论坛, 2014, (1): 19-21.
- [15] 罗福凯. 财务学的边界 [M]. 北京: 经济管理出版社, 2010: 1-14.
- [16] 马蔡琛. 现代预算制度的演化特征与路径选择 [J]. 中国人民大学学报, 2014, (5): 27-34.
- [17] 马海涛, 崔运政. 地方政府债务纳入预算管理研究 [J]. 当代财经, 2014, (6): 23-31.
- [18] 倪星, 付景涛. 公共管理学 [M]. 大连: 东北财经大学出版社, 2014.
- [19] 庞晓波, 李丹. 中国经济景气变化与政府债务风险 [J]. 经济研究, 2015, (10): 18-33.
- [20] 唐大鹏, 孙晓靓, 王璐璐. 内控视角下行政事业单位财政财务管理模式优化探析 [J]. 财务与会计, 2017, (2): 62-64.
- [21] 王国清. 略论财政学的学科属性与研究范围 [J]. 财政监督, 2017, (22): 25-28.
- [22] 王为民. 公共组织财务管理 [M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2009.
- [23] 王雍君. 公共财政学 [M]. 北京: 北京师范大学出版社, 2008.
- [24] 夏冬林. 财务会计: 基于价值还是基于交易 [J]. 会计研究, 2006, (8): 14.
- [25] 杨蕊, 王莲. 论多级所有制下的公共财务管理 [J]. 财政研究, 2011, (4): 73-75.
- [26] 杨志勇. 财政学的基本问题——兼论中国财政学发展的着力点 [J]. 财政研究, 2017, (12): 11-20.
- [27] 约翰·J. 格林. 公共部门财务管理 [M]. 杨世伟译, 北京: 经济管理出版社, 2002.
- [28] 张晋武. 构建中国特色财政学的基本认知 [J]. 地方财政研究, 2017, (8): 48-52.
- [29] 郑洁, 翟胜宝. 预算约束视角下的地方政府性债务管理研究 [J]. 宏观经济研究, 2014, (6): 44-49.

The Financial Management Theory of Governmental Organization: Origin, Location and Framework

JIANG Hong-qing, GUO Xin-yu

Abstract: With the gradual establishment of the theoretical system of governmental accounting, the research on the financial management theory of governmental organization is becoming increasingly urgent. So far, the fund management system of governmental organization, which is guided by the theory of public finance and takes the budget management as the core, can not fully adapt to the management concept of the government cooperation with the other organizations to provide public products and services in the new period, and can not fully adapt to the requirements of comprehensive performance management. It should take the governmental accounting reform as an opportunity to integrate the related theories of public finance, public management and financial management. Based on the characteristics of governmental organization, taking the funds movement of governmental organization as the main line and taking the public management objectives as the guidance, a hierarchical, diversified and multimodal financial management system of governmental organization should be built, to guide the financial behaviors and financial relations management which takes the governmental organization as the main body of responsibility, so as to improve the financial management level of governmental organization.

Key words: governmental organization; financial management; funds movement

(责任编辑 周愈博)

产品市场竞争与企业双元创新投资

——来自中小板的经验数据

朱磊¹, 唐琳玉², 王春燕¹, 吕梓毓¹

(1. 山东财经大学 会计学院, 济南 250014 ;

2. 山东财经大学 燕山学院, 济南 250200)

摘要：基于“掠夺效应”和市场势力理论，从行业竞争程度和企业竞争地位的双重视角分析了产品市场竞争对企业双元创新投资的作用机制。选取2013~2015年我国中小板公司为样本进行实证分析，研究发现，行业竞争程度对企业双元创新投资会产生激励作用，与开发式创新投资相比，对探索式创新投资的激励作用更显著。企业竞争地位对企业双元创新投资产生抑制效应，其中对探索式创新投资的抑制作用更强。企业竞争地位强化了行业竞争程度对创新投资的激励作用。这些结论细化了对企业创新投资行为的研究，对深入分析中国上市公司市场结构对企业创新投资的影响具有一定的启示意义。

关键词：产品市场竞争；行业竞争程度；企业竞争地位；探索式创新投资；开发式创新投资

中图分类号：F272.3 **文献标志码：**A **文章编号：**2095-8838 (2018) 04-0035-10

一、引言

创新作为引领企业发展的第一动力，能够有力带动经济转型和产业升级。近年来，我国为提高自主创新能力，不断加大研发投资力度，但主要集中在国家主导的战略技术领域，而广大中小企业的创新投入和产出的整体水平并不高。

大量文献研究了基于中国制度背景的企业创新影响因素，如政府补贴扭曲(安同良等, 2009；杨洋等, 2015)、FDI冲击(毕克新等, 2014)、要素市场扭曲(张杰等, 2011)、融

资约束(罗军, 2017)、知识产权保护力度(庄子银, 2009；吴超鹏和唐药, 2016)等。鲜少有学者研究我国产品市场竞争对企业创新的作用。产品市场竞争强度将直接影响公司获得竞争优势的难易程度，进而影响企业的创新能力。张杰等(2014)基于中国情景检验了竞争对创新的正向激励作用，但仅从行业层面进行分析，忽视了企业竞争地位对创新的影响。

基于以上分析，本文从产品市场竞争的双重维度——行业竞争程度和企业竞争地位，研究竞争对企业创新投资

收稿日期：2018-03-18

基金项目：国家社会科学基金重大项目(14ZDA051)；国家社会科学基金重点项目(14AGL012)；中国博士后科学基金项目(2015M582105)；山东社会科学规划项目(17CKJJ31, 18CJJJ15)；山东省高等学校人文社科计划项目(J17RA108, J16WB07)

作者简介：朱磊(1979-)，女，山东单县人，副教授，博士；
唐琳玉(1992-)，女，山东栖霞人，通讯作者，助教；
王春燕(1989-)，女，山东济宁人，讲师，博士；
吕梓毓(1992-)，女，山东威海人，山东财经大学会计学院硕士研究生。

的影响。一方面,行业竞争程度的提高,加剧行业间的竞争压力以及创新资源掠夺,进而激发企业创新动力(祝福云,2009);另一方面,企业竞争地位较高,技术垄断产生的超额利润以及政府补贴扭曲等,降低了管理者对新项目的投资意愿。根据组织二元性理论,企业的创新投资可进一步内化为探索式创新投资和开发式创新投资(March,1991),两者在风险承担、资源需求等方面都存在差异。面对激烈的产品市场竞争,企业对创新投资模式的选择不同,必然会引起两者的相互挤占与竞争,进而影响企业的投资战略。那么,产品市场竞争的两个维度行业竞争程度和企业竞争地位是否会对企业的双元创新投资策略产生差异影响?

本文的理论贡献主要有:第一,本文发现行业竞争程度和企业竞争地位即分别从中观行业层面和微观企业层面引致竞争,对企业创新投资产生深层次的影响差异。在为产品市场竞争与公司投资行为相关理论研究提供增量贡献的同时,也为综合考虑产品市场竞争的行业及企业背景的差异影响提供了经验借鉴。第二,本文深入分析探索式和开发式创新投资的竞争模式,为企业双元创新投资间进行资源掠夺提供了经验证据,也为企业在面临市场竞争时的创新投资策略选择提供了参考。第三,本文还深入分析了行业竞争程度和企业竞争地位之间可能存在的内部影响机制,并进一步分析其对企业创新投资战略的影响,揭示了产品市场竞争影响企业创新投资的作用路径,为处于不同行业、不同竞争地位企业的投资战略选择提供理论参考。

二、文献综述

关于产品市场竞争与企业创新投资的研究主要基于三大理论假说。一是“熊彼特假说”,即竞争会抑制创新投资(Schumpeter,1942),依据是企业创新投资主要依靠内源融资,竞争会导致企业无法获得超额利润,从而降低研发投入。二是阿罗模型,创新企业可以从竞争中获得低成本曲线下全部的潜在收益,而在垄断的市场环境下,由于存在垄断利润,创新带来的潜在收益不再全部归属于创新者(Arrow,1962)。三是Aghion等(2005)通过模型得出了竞争与创新的倒U型关系。

关于产品市场竞争影响企业创新投资的实证研究主要集中在行业层面,为上述三大理论假说提供了丰富的经验证据。首先,Alvarez和Campusano(2014)利用世界银行企业环境调查的跨国数据得出,在发展中国家背景下,行业竞争程度与创新投资呈负相关关系。安同良等(2006)发现,国内制造业的过度竞争导致企业技术创新投入的不足,拥有一定市场力量的民营企业,更有助于企业创新投资强度的增加与自主创新能力的提升,为“熊彼特假说”提供了

增量证据。其次,Correa和Ornaghi(2014)利用美国等发达国家的数据研究得出,行业竞争程度越激烈,会使企业通过减少代理成本,提高全要素生产率等方式,提高资源配置效率。基于长期效益考虑,企业会将资源分配到创新投资上,即行业竞争与创新投资策略存在单调的正向关系(Hashmi,2013)。何玉润等(2015)利用微观数据,从“行业内市场势力”和“行业间市场竞争”两个维度,研究中国情景下竞争对研发投资强度的影响,进一步支持了阿罗模型。最后,Aghion等(2005)的倒U型实证检验也得到众多支持。Peroni和Ferreira(2012)等得出竞争对创新投资的影响取决于行业内技术扩散是否达到一个临界值。王丽芳和黄晓玲(2016)从行业竞争压力视角分析企业创新投资选择的竞争效应,得出竞争压力对创新激励的影响是复杂的。

关于企业竞争地位对创新的影响主要基于全球价值链和买方势力视角进行研究。张小蒂和朱勤(2007)从理论上探索了全球价值链中中国企业创新与市场势力良性互动的机理,提出市场势力的构建与强化,可提升自主创新的动力与能力。邢海玲(2008)基于内外资企业的角度研究发现,FDI市场势力对中国企业技术创新形成有效激励。孙晓华和郑辉(2011)以我国汽车工业为样本,实证检验发现,买方市场势力的增强有利于上游企业技术创新活动的开展。李凯等(2016)研究发现买方抗衡势力差异是造成本土小型零售商自主创新能力较弱的重要原因,随着买方抗衡势力增强,小型零售商的创新水平先减小后增加。进一步地,随着经济全球化的进程加快和贸易壁垒的不断降低,产品市场竞争日益激烈。学术界开始基于行业竞争程度和企业竞争地位双重视角全面考察产品市场竞争对企业和资本市场的影响。已有的文献主要涉及并购类型(张志勇和刘喆,2012)、盈余管理(周夏飞和周强龙,2014)、审计收费(邢立全和陈汉文,2013)和现金流风险(陈志斌和王诗雨,2015)等方面。

综上所述,关于产品市场竞争与企业创新投资的相关研究,主要从三大假说展开,分别基于行业竞争程度和企业竞争地位两个层面进行实证检验,研究结论不一致。首先,理论模型主要基于产品市场竞争的行业层面,对于企业层面的研究则起步较晚。已有文献主要研究对公司行为的短期效应,缺乏对企业创新投资的研究。其次,已有研究主要基于创新投资整体,从创新投入或产出角度进行研究,鲜少提供双元创新投资的经验证据。基于此,本文尝试基于行业竞争程度和企业竞争地位的双重视角分别研究产品市场竞争对企业开发式和探索式创新投资的影响,并深入分析不同维度间可能存在的交互影响,进而对企业创新投资产生差异作用,为竞争影响企业创新的作用机制提供新

兴市场证据。

三、理论分析与假设提出

(一) 行业竞争程度与二元创新投资

行业竞争的激烈程度决定了企业非排斥性竞争行为实施的频率和强度,也决定了企业在受掠夺者和掠夺者间角色转化的速度和方向(陈志斌和王诗雨,2015),即行业竞争程度越激烈,企业间的掠夺效应越明显。为了有效应对激烈的竞争并维持竞争优势地位,掠夺企业就会倾向于凭借其规模、商业信用等优势资源,限制竞争对手获得融资便利,并利用资源禀赋不断进行新技术、资源的搜索,通过加大探索式创新投资,提高与其他企业之间的技术壁垒,以及相应的行业进入门槛。从公司治理角度,外部市场竞争的监督机制可以缓解企业的代理问题(邢立全和陈汉文,2013)。经理层出于追求自身利益最大化的目标,在竞争压力下,主动掌握市场动态,进行专业化、多元化投资,摆脱原有的技术轨迹,搜寻迎合新兴市场的最新需求,获得先于竞争对手的探索式创新投资机会,有利于企业取得竞争优势地位。同时,较高的行业竞争程度会加快掠夺者与受掠夺者之间的角色互换速度(陈志斌和王诗雨,2015),从而强化掠夺企业的探索式创新投资动力。为了防止自身竞争地位被动摇,掠夺企业就会加速推进掠夺效应的实施进程,从而取得更高的资源禀赋,为探索式创新投资奠定坚实的资源基础。另外,该掠夺效应也迫使受掠夺企业将注意力和资源,投向基于已有技术、知识的循序渐进式创新投资(吴建祖和肖书锋,2015),通过吸收激烈竞争中溢出的技术、知识等,不断在符合市场需求的产品或服务上进行创新投资。基于以上分析,提出假设1:

H1a: 行业竞争程度会对企业的二元创新投资产生激励效应。

H1b: 相比开发式创新投资,行业竞争程度越激烈,对探索式创新投资的激励作用越强。

(二) 企业竞争地位与二元创新投资

市场势力理论认为,企业在激烈的市场竞争中取得竞争优势地位,能够降本增效,获得雄厚的资金实力。竞争地位高的企业凭借垄断或寡头地位,不仅掌握整个行业的产品价格决定权,而且拥有绝对的超额利润。探索式创新投资具有高风险和收益不确定性,可能会使企业在短期内陷入“探索—失败—再探索”的循环中(Levinthal和March,1993),对企业保持竞争优势地位不利。因此,出于规避风险的目的,拥有超额垄断利润的高竞争地位企业就会降低创新投资意愿,即拥有竞争优势地位的企业存在创新乏力的倾向。从信息披露的角度,为了实现企业的外部融资需

求,企业自愿向资本市场披露创新行为信息(韩鹏和岳园园,2016),在降低企业融资成本的同时,也强化了企业间的技术、知识溢出效应。竞争地位高的企业为了防止核心创新技术的泄露,就会大幅降低探索式创新投资,以此来缓解核心技术溢出效应,而竞争弱势企业进行开发式创新投资时,其核心技术溢出效应则较微弱。同时,竞争地位高的企业拥有市场与政府补贴等创新资源,使其即使降低探索式创新投资力度,也足以维持竞争优势地位。基于法律视角,为鼓励具有变革更新能力的企业进入来促进创新投资,《反垄断法》提出,以改进技术以及研究开发新产品等为目的的创新活动,被视为“合法的垄断”。竞争地位高的企业凭借“合法的垄断”实现自身竞争优势的保持,从而降低探索式创新投资意愿,产生创新乏力现象。基于以上分析,提出假设2:

H2a: 企业竞争优势地位会对企业的二元创新投资产生抑制效应。

H2b: 相比开发式创新投资,竞争地位高的企业对探索式创新投资的抑制作用更强。

(三) 行业竞争程度与企业竞争地位对二元创新投资的联合影响

由上可知,行业竞争程度与企业竞争地位分别对二元创新投资产生了不同影响。行业竞争程度越激烈,当各企业势均力敌时,为了摆脱“保本”的僵局,掠夺企业就会通过创新投资提升核心竞争力,并将企业有限的资源分配到最符合市场需求的产品与服务上,为赢得超额利润和实现技术突破而不断创新(Balakrishnan和Fox,1993)。当企业竞争地位存在差异时,掠夺企业凭借其技术基础和政府、市场的优惠补贴等资源禀赋,以及掠夺定价产生的超额利润,放大行业竞争对企业创新投资的激励作用。由于行业竞争给弱势企业带来了信息不对称,该放大效应就会激发弱势企业的创新投资动力,尤其对于中小企业,提升其创新投入意愿,主动适应市场新需求和新常态带来的机遇与挑战,逐渐缩短与前沿技术的差距,从而打破信息壁垒,吸收更多竞争优势企业外溢的技术信息,以提升核心竞争力。中小企业为赢得更多的创新投资保障机制和竞争优势地位从而加大创新投资。基于以上分析,提出假设3:

H3: 企业竞争地位强化了行业竞争程度对创新投资的激励作用。

四、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

中小企业在全国企业总数中占比较大,相比主板企业,中小板上市公司更集中于高成长性和技术含量高的新兴产

业；相对于创业板企业，大部分中小板上市公司在董事会报告中披露的研发支出信息较完整和权威。基于此，本文以2013~2015年的中小板上市公司为初始样本，并在此基础上进行筛选：（1）剔除ST、*ST的公司；（2）考虑到季度报告的财务数据存在缺失的问题，本文采用年度报告的数据；（3）剔除考察变量中存在缺失的样本数据。本文按照2012年《上市公司行业分类指引》，制造业取两位行业代码分类，其他行业采用一位代码分类。同时，为了防止行业中公司数目过少导致对最终结果的影响，本文剔除公司数目少于10个的行业，最终选取了11个行业，238家公司，共714个观测值。最后，为了防止某些极端值的影响，本文分别对样本数据进行了前后各1%的Winsorize缩尾处理。本文的数据来源于国泰安CSMAR数据库，使用Stata13进行统计分析。

（二）变量定义

1. 二元创新投资：以往对于二元创新投资的衡量主要通过调查问卷的形式，为了避免该方法主观性过强的缺陷，以及获得更多的有效数据，根据《企业会计准则第6号——无形资产》，企业内部研究开发项目的支出，应当区分研究阶段支出与开发阶段支出，其中，研究阶段投资更偏向探索性的支出，比开发阶段投资具有更大的风险和收益的不确定性。本文主要借鉴了毕晓方等（2017）的方法，采用企业研发活动的费用化支出作为研究支出，衡量探索式创新投资，资本化支出作为开发支出，衡量开发式创新投资。

2. 行业竞争程度：本文借鉴朱武祥等（2003）的做法，以行业主营业务利润率的均值来衡量行业竞争程度，均值越大，代表行业竞争程度越小，反之，代表行业竞争程度越大。

表1 变量定义与说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	探索式创新投资	R	企业研究费用支出 / 总资产 × 100%
	开发式创新投资	D	企业开发费用支出 / 总资产 × 100%
解释变量	行业竞争程度	Pr	行业主营业务利润率取均值
	企业竞争地位	MPcm	$MPcm = Pcm - \sum \omega_i Pcm_i$ 勒纳指数（Pcm）：（营业收入 - 营业成本 - 销售费用 - 管理费用）/ 营业收入 ω_i ：该企业的销售额 / 该行业该年度所有样本销售总额 × 100%
控制变量	企业规模	Size	总资产取自然对数
	资产负债率	Lev	负债总额 / 总资产
	总资产报酬率	Roa	净利润 / 总资产
	营业收入增长率	Growth	营业收入增长额 / 上年营业收入总额
	管理费用率	Exp	管理费用 / 当期销售额
	第一大股东持股比例	Shr1	公司上年末的第一大股东持股比例
	年份	Year	年份虚拟变量

表2 变量描述性统计

变量名称	观察值	平均值	标准差	最小值	最大值
R	714	0.0101	0.0172	0	0.1020
D	714	0.0127	0.0172	0	0.0843
Pr	714	0.0883	0.0563	-0.2927	0.2443
MPcm	714	0.0012	0.0868	-0.0051	0.2482
Size	714	21.6686	0.7838	20.1899	24.1800
Lev	714	0.3431	0.1731	0.0478	0.7171
Roa	714	0.0502	0.0490	-0.0812	0.2262
Growth	714	0.1659	0.2914	-0.3312	1.3673
Exp	714	0.1196	0.0726	0.0191	0.4182
Shr1	714	0.3365	0.1425	0.0895	0.7023

表3 主要变量的相关系数矩阵

	R	D	MPcm	Pr	Size	Exp	Roa	Growth	Shr1	Lev
R	1									
D	—	1								
MPcm	0.000*	0.004*	1							
Pr	0.018*	0.050*	0.018*	1						
Size	-0.171***	-0.036	0.093**	-0.016	1					
Exp	0.179***	0.267***	-0.160***	-0.104**	-0.254***	1				
Roa	0.133***	0.134***	0.656***	0.397***	0.013	-0.054	1			
Growth	0.021	0.073*	0.154***	0.134***	0.168***	-0.102***	0.230***	1		
Shr1	0.003	-0.061	0.163***	0.032	-0.002	-0.138***	0.120***	-0.017	1	
Lev	-0.092**	-0.078**	-0.146***	-0.234***	0.523***	-0.400***	-0.327***	0.090**	0.009	1

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著

表4 产品市场竞争与企业创新投资的回归结果

	(1) R	(2) D	(3) R	(4) D
Pr	-0.0270** (-2.49)	-0.0214* (-1.83)		
MPcm			-0.0221*** (-2.58)	-0.0162* (-1.76)
Size	-0.0016* (-1.80)	-0.0002 (-0.21)	-0.0015* (-1.74)	-0.0002 (-0.18)
Exp	0.0609*** (7.12)	0.0795*** (8.61)	0.0560*** (6.54)	0.0757*** (8.19)
Roa	0.0696*** (5.06)	0.0695*** (4.68)	0.0841*** (5.16)	0.0795*** (4.52)
Shr1	-0.0030 (-0.77)	-0.0041 (-0.98)	-0.0020 (-0.50)	-0.0034 (-0.80)
Growth	-0.0015 (-0.77)	0.0035* (1.65)	-0.0020 (-0.99)	0.0032 (1.50)
Lev	0.0119*** (2.70)	0.0109** (2.28)	0.0128*** (2.91)	0.0116** (2.44)
cons	0.0227 (1.23)	-0.0010 (-0.05)	0.0187 (1.01)	-0.0037 (-0.19)
年度效应	控制	控制	控制	控制
N	714	714	714	714
R-squared	0.2830	0.1644	0.2835	0.1641

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

表5 企业竞争地位的调节效应检验结果

	(1) R	(2) D
Pr	-0.0383*** (-3.34)	-0.0289** (-2.33)
MPcm	-0.0224** (-2.25)	-0.0131 (-1.22)
Pr × MPcm	-0.1688** (-2.48)	-0.1846* (-2.50)
Size	-0.0013 (-1.48)	-0.0000 (-0.00)
Exp	0.0577*** (6.80)	0.0770*** (8.37)
Roa	0.1155*** (6.41)	0.1048*** (5.37)
Shr1	-0.0017 (-0.48)	-0.0033 (-0.77)
Growth	-0.0017 (-0.84)	0.0034 (1.61)
Lev	0.0114*** (2.61)	0.0105** (2.23)
cons	0.0158* (0.86)	-0.0056 (-0.28)
年度效应	控制	控制
N	714	714
R-squared	0.3026	0.1793

3. 企业竞争地位：本文采用Gaspar和Massa(2006)的做法，将单个上市公司的勒纳指数值减去同行业内上市公司以销售额加权的勒纳指数均值作为企业市场竞争地位的衡量指标。

(三)模型设计

本文参考陈志斌和王诗雨(2015)的研究构建以下模型，检验产品市场竞争对企业创新投资的影响。

$$R_{it}(D_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 COMP_{it} + \alpha_2 Size_{it} + \alpha_3 Lev_{it} + \alpha_4 Roa_{it} + \alpha_5 Growth_{it} + \alpha_6 Exp_{it} + \alpha_7 Shr1_{it} + \lambda Year + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

表6 替换核心指标的稳健性检验结果

	(1) R'	(2) D'	(3) R'	(4) D'	(5) R'	(6) D'
HHI	-0.0323*** (-3.14)	-0.0365*** (-2.80)			-0.0237* (-1.67)	-0.0309* (-1.87)
Pcm			-0.0093** (-2.11)	-0.0099* (-1.83)	-0.0150** (-1.97)	-0.0200*** (-2.69)
HHI × Pcm					-0.2070*** (-4.52)	-0.2563*** (-5.03)
Size	-0.0016 (-1.59)	-0.0002 (-0.21)	-0.0016 (-1.59)	-0.0002 (-0.21)	-0.0014 (-1.39)	0.0001 (0.05)
Exp	0.0608*** (4.32)	0.0787*** (6.94)	0.0593*** (4.19)	0.0769*** (6.86)	0.0566*** (3.96)	0.0735*** (6.60)
Roa	0.0682*** (5.19)	0.0732*** (5.88)	0.0653*** (5.19)	0.0695*** (5.36)	0.0671*** (5.17)	0.0715*** (5.58)
Shr1	-0.0031 (-1.15)	-0.0046 (-1.17)	-0.0030 (-1.09)	-0.0045 (-1.13)	-0.0023 (-0.83)	-0.0035 (-0.90)
Growth	-0.0017 (-1.09)	0.0033* (1.74)	-0.0020 (-1.24)	0.0030 (1.56)	-0.0020 (-1.29)	0.0030 (1.57)
Lev	0.0120*** (2.81)	0.0105** (2.15)	0.0126*** (2.96)	0.0112** (2.29)	0.0115*** (2.74)	0.0099** (2.05)
cons	19.1937*** (14.21)	1.6973* (1.76)	19.2143*** (13.98)	1.7258* (1.76)	18.9161*** (13.89)	1.3607 (1.36)
年度效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	714	714	714	714	714	714
R-squared	0.2795	0.1153	0.2779	0.1128	0.2885	0.1288

进一步地,构造如下模型研究行业竞争程度与企业竞争地位对企业创新的联合影响。

$$R_{it} (D_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 Pr_{it} + \alpha_2 MPcm_{it} + \alpha_3 Pr_{it} \times MPcm_{it} + \alpha_4 Size_{it} + \alpha_5 Lev_{it} + \alpha_6 Roa_{it} + \alpha_7 Growth_{it} + \alpha_8 Exp_{it} + \alpha_9 Shr1_{it} + \lambda Year + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, R(D)代表探索式创新投资(开发式创新投资), COMP代表行业竞争程度(Pr)或者企业竞争地位(MPcm), Pr × MPcm代表行业竞争程度与企业竞争地位的交互项。另外,借鉴解维敏等(2009)等的研究成果,选取企业规模、资产负债率、总资产报酬率、营业收入增长率、管理费用率、第一大股东持股比例为控制变量,并控制了年份的影响。具体变量定义如表1所示。

五、实证结果与分析

(一)描述性统计

表2显示了主要变量的描述性统计结果。总体而言,开发式创新投资平均值要大于探索式创新投资,分别占

总资产的1.27%和1.01%。行业竞争程度(Pr)的平均值为0.0883,说明行业的平均利润率比较低,即行业竞争程度比较激烈。企业竞争地位(MPcm)的平均值为0.0012,最大值仅0.2482,表明大部分样本企业的竞争地位都比较低,即中小企业间的竞争是比较激烈的。除行业内上市公司规模(Size)指标具有其自身特殊性外,各变量标准差较小,说明样本分布受到极端值的影响较小。

进一步地,本文对主要变量进行了相关性分析,其结果如表3所示。从Pearson相关系数矩阵看,模型中解释变量之间的相关系数都比较低,最大值为0.656。

(二)回归结果分析

1. 行业竞争程度与企业竞争地位分别对二元创新投资的影响

为保证回归结果的可靠性,本文首先采用方差膨胀因子(VIF)进一步验证模型是否存在多重共线性,经检验,各变量的VIF最大值为2.12,其他变量的VIF均小于2,即模型不存在严重的多重共线性。同时为了控制自相关问题,以下所有回归均在企业层面进行了聚类(Cluster)处理,并采

表7 内生性检验结果

	(1) R_{t+1}	(2) D_{t+1}	(3) R_{t+1}	(4) D_{t+1}	(5) R_{t+1}	(6) D_{t+1}
Pr	-0.0323*** (-3.66)	-0.0302*** (-5.14)			-0.0263*** (-2.99)	-0.0278*** (-4.60)
MPcm			-0.0241*** (-3.18)	-0.0114** (-2.50)	-0.0087 (-0.98)	-0.0046 (-0.75)
Pr × MPcm					-0.2150* (-1.94)	-0.2209*** (-2.86)
Size	-0.0003 (-0.26)	0.0012* (1.70)	-0.0003 (-0.29)	0.0011 (1.54)	-0.0003 (-0.03)	0.0011 (1.60)
Exp	0.0685*** (4.78)	0.0355*** (3.73)	0.0861*** (4.72)	0.0389*** (4.03)	0.0803*** (4.72)	0.0328*** (3.45)
Roa	0.0875*** (4.81)	0.0309** (2.53)	0.1047*** (5.05)	0.0371*** (2.87)	0.1092*** (5.23)	0.0416*** (2.90)
Shr1	-0.0032 (-0.74)	0.0004 (0.09)	-0.0037 (-0.83)	-0.0002 (-0.04)	-0.0027 (-0.66)	0.0009 (0.22)
Growth	0.0030 (1.56)	0.0011 (0.69)	0.0025 (1.28)	0.0009 (0.59)	0.0029 (1.52)	0.0013 (0.80)
Lev	0.0125** (2.51)	0.0004 (0.11)	0.0141*** (2.71)	0.0015 (0.45)	0.0129*** (2.60)	0.0003 (0.10)
cons	-4.3489*** (-3.31)	3.6315*** (3.20)	-3.6934*** (-2.92)	4.6148*** (4.26)	-4.6793*** (-3.46)	3.5720*** (3.17)
年度效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	702	702	702	702	702	702
R-squared	0.1492	0.1112	0.1445	0.0842	0.1463	0.1339

用了Robust调整标准误差。模型(1)的回归结果如表4所示。栏(1)和(2)是行业竞争程度分别对双元创新投资的回归结果,可以看出,行业竞争程度对探索式创新投资(R)的回归系数为-0.0270,且在5%的水平上显著;行业竞争程度对开发式创新投资(D)的回归系数为-0.0214,且在10%的水平上显著。其经济意义表示,行业竞争程度越激烈,无论是对探索式创新投资还是对开发式创新投资都具有显著的激励作用,对于探索式创新投资的促进作用更强,从而验证了H1a和H1b。

栏(3)和(4)显示的是企业竞争地位分别对双元创新投资的回归结果。可以看出,企业竞争地位对探索式创新投资的回归系数是-0.0221,且在1%的水平上显著,企业竞争地位对开发式创新投资的回归系数是-0.0162,且在10%的水平上显著。其经济意义在于,企业的竞争地位越高,对双元创新投资都产生了一定程度的抑制效应,在探索式创新投资方面的抑制作用更强。这可能因为竞争地位较高的中小企业,更易产生一定的惰性,享受垄断利润而不愿冒险投资,验证了H2a和H2b。

2. 行业竞争程度与企业竞争地位对双元创新投资的联合影响

从表5的栏(1)~(2)可以发现,行业竞争程度对双元创新投资的回归系数(-0.0383和-0.0289)分别在1%和5%的水平上显著,相应的交互项的系数为-0.1688和-0.1846,分别在5%和10%的水平上显著。由于行业竞争程度(Pr)与企业双元创新投资之间呈显著负相关关系,而且交互项的系数与行业竞争程度的系数方向一致且显著,可以得出,企业竞争地位在行业竞争程度与企业双元创新投资之间可能起到了一定的正向调节作用。经济意义在于,行业竞争程度的激励作用,由于企业竞争地位的差异,产生了叠加效应,即更加促进了企业的创新投资,进而验证了H3。

(三)稳健性检验

为了保证本文的研究结论是可靠的,本文主要采用变量替换以及内生性检验等方法进行稳健性检验。

1. 替换核心指标

借鉴寇宗来和高琼(2013)的做法,采用研究费用/营业收入以及开发费用/营业收入来度量企业的探索式创新

表8 随机效应模型检验结果

	(1) R	(2) D	(3) R	(4) D	(5) R	(6) D
Pr	-0.0235*** (-2.68)	-0.0311*** (-5.29)			-0.0192** (-2.13)	-0.0322*** (-5.30)
MPcm			-0.0183** (-2.31)	-0.0132** (-2.43)	-0.0059 (-0.67)	-0.0041 (-0.69)
Pr × MPcm					-0.2028** (-2.51)	-0.2137*** (-3.94)
Size	0.0005 (0.44)	0.0006 (0.79)	0.0004 (0.36)	0.0003 (0.43)	0.0004 (0.38)	0.0005 (0.74)
Exp	0.0871*** (7.79)	0.0290*** (3.95)	0.0875*** (7.77)	0.0349*** (4.61)	0.0837*** (7.63)	0.0293*** (3.97)
Roa	0.0818*** (4.82)	0.0449*** (3.86)	0.0948*** (5.16)	0.0392*** (3.14)	0.1010*** (5.57)	0.0423*** (3.47)
Shr1	-0.0041 (-0.79)	0.0018 (0.54)	-0.0043 (-0.82)	0.0011 (0.33)	-0.0037 (-0.74)	0.0019 (0.56)
Growth	0.0024 (0.99)	0.0017 (1.02)	0.0022 (0.90)	0.0017 (1.02)	0.0023 (0.94)	0.0018 (1.09)
Lev	0.0108* (1.87)	0.0006 (0.17)	0.0119** (2.06)	0.0020 (0.51)	0.0115** (2.03)	0.0005 (0.13)
cons	-0.0090 (-0.38)	-0.0103*** (-0.67)	-0.0100*** (-0.42)	-0.0087*** (-0.54)	-0.0082 (-0.36)	-0.0095*** (-0.61)
年度效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	702	702	702	702	702	702
R-squared	0.3098	0.2451	0.3014	0.1915	0.3541	0.2406

投资(R')和开发式创新投资(D')。同时为了使本文的研究结论更稳健,对于行业竞争程度的度量,本文又进一步采用大多数文献运用的赫芬达尔指数(HHI)来衡量,对于企业竞争地位的度量指标,本文采用勒纳指数(Pcm)进行替换,并按照模型(1)和(2)进行检验,模型检验的结果依然是稳健的。表6是替换核心指标的具体检验结果。

2. 内生性检验

前已述及,中小企业在行业竞争程度与企业竞争地位的双重作用机制下,对企业创新投资模式的选择会产生差异影响。同时,随着企业创新能力的增强,企业采用不同的创新战略也反作用于产品市场竞争,即产品市场竞争与企业创新投资之间可能存在互为因果的内生性问题。为了降低该问题的干扰,本文选用滞后一期(即t+1期)的企业二元创新投资进行内生性检验,模型结果依然稳健。具体检验结果见表7。

3. 随机效应检验

本文采用平衡面板数据检验行业竞争程度与企业竞争地位对企业二元创新的影响,为了验证回归结果的可靠性,

本文在缓解内生性问题的基础上,进一步采用Hausman检验,根据检验结果采用随机效应模型对产品市场竞争和企业二元创新投资进行回归,具体回归结果见表8。结果依然稳健。

六、研究结论与启示

本文基于行业竞争程度和企业竞争地位双重视角,以“掠夺效应”和市场势力理论为基础,检验了产品市场竞争两维度对企业二元创新投资的影响。研究得出,行业竞争程度与二元创新投资显著正相关,对探索式创新投资的激励效应更强。说明行业竞争压力有效提升了企业的创新投资强度,同时,为了摆脱利润较低的局面,掠夺企业更倾向于全新技术的探索与创新。而企业竞争地位与企业的双元创新投资显著负相关,尤其对高风险的探索式创新投资的抑制作用更强。说明竞争优势地位也为企业埋下创新投资乏力的隐患,出于享受垄断利润和政府补贴的目的,企业会降低创新投资。进一步地,企业竞争地位强化了行业竞争程度对创新投资的激励作用。说明企业竞争地位存在

差异,放大了行业间“掠夺效应”,提高掠夺者实施掠夺的动机和成功的概率,也对受掠夺者产生威胁,进而激发弱势企业的创新动力。

本文的研究结论具有如下启示:第一,从企业的投资决策看,基于本文的研究结论,中小企业在进行创新投资时应该分清所处行业的竞争程度以及企业自身的竞争地位,视不同的情况选择不同的创新投资策略。若行业竞争程度比较激烈,企业可以通过探索式创新投资抓住机遇,赢得竞争优势地位。若处于企业竞争地位差异较大的行业,竞争地位高的企业通过探索全新技术赢得核心竞争力,而竞争地位低的企业则通过持续创新降低差距。第二,针对竞争优势地位可能产生的创新乏力隐患,可以通过打破行政性垄断和建立激励机制缓解。在优势企业中建立以市场为导向的经营机制,激发市场活力。通过完善企业内部的激励机制,提高管理层的创新积极性,将创新项目的绩效指标适当延长,缓解管理层的短期绩效压力,激励管理者将更多的注意力用于提升企业的核心竞争力。第三,从企业所处的竞争环境看,政府需要建立公平的市场竞争环境,并健全知识产权保护制度,此外,政府还要平衡不同竞争地位企业的创新资源分配,为中小企业提供更多投资机会,从而增强行业竞争强度对中小企业创新投资的激励效应。

由于某些客观原因,本文的研究也存在一定的不足之处。如出于保密、防止技术泄露等原因,我国部分上市公司的年报中并未披露研发投资的相关信息,本文不得不将这些公司加以剔除,可能会对研究结论产生影响。此外,对企业创新的考察,除了考虑研发投入,还须关注创新成果,未来研究可以考虑将创新效率纳入探讨范围。

主要参考文献:

- [1] 安同良,周绍东,皮建才. R&D补贴对中国企业自主创新激励效应[J]. 经济研究, 2009, (10): 87-98.
- [2] 毕克新,王禹涵,杨朝均. 创新资源投入对绿色创新系统绿色创新能力的影响——基于制造业FDI流入视角的实证研究[J]. 中国软科学, 2014, (3): 153-166.
- [3] 毕晓方,翟淑萍,姜宝强. 政府补贴、财务冗余对高新技术企业二元创新的影响[J]. 会计研究, 2017, (1): 46-52.
- [4] 陈志斌,王诗雨. 产品市场竞争对企业现金流风险影响研究[J]. 中国工业经济, 2015, (3): 96-108.
- [5] 韩鹏,岳园园. 企业创新行为信息披露的经济后果研究——来自创业板的经验证据[J]. 会计研究, 2016, (1): 49-55.
- [6] 韩忠雪,周婷婷. 产品市场竞争、融资约束与公司现金持有: 基于中国制造业上市公司的实证分析[J]. 南开管理评论, 2011, 14(4): 149-160.
- [7] 何玉润,林慧婷,王茂林. 产品市场竞争、高管激励与企业创新——基于中国上市公司的经验证据[J]. 财贸经济, 2015, 36(2): 125-135.
- [8] 寇宗来,高琼. 市场结构、市场绩效与企业的创新行为——基于中国工业企业层面的面板数据分析[J]. 产业经济研究, 2013, (3): 1-11.
- [9] 李凯,李伟,崔哲. 什么因素抑制了本土小型零售商自主创新?——基于纵向市场势力的分析[J]. 经济评论, 2016, (3): 122-134.
- [10] 罗军. 民营企业融资约束、对外直接投资与技术创新[J]. 中央财经大学学报, 2017, (1): 96-103.
- [11] 孙晓华,郑辉. 买方势力、资产专用性与技术创新——基于中国汽车工业的实证检验[J]. 管理评论, 2011, 23(10): 162-170.
- [12] 王丽芳,黄晓玲. 竞争压力视角下的企业研发投入行为选择[J]. 现代管理科学, 2016, (11): 24-26.
- [13] 吴超鹏,唐菡. 知识产权保护执法力度、技术创新与企业绩效——来自中国上市公司的证据[J]. 经济研究, 2016, (11): 125-139.
- [14] 吴建祖,肖书锋. 研发投入跳跃对企业绩效影响的实证研究——二元性创新注意力的中介作用[J]. 科学学研究, 2015, 33(10): 1538-1546.
- [15] 解维敏,唐清泉,陆姗姗. 政府R&D资助,企业R&D支出与自主创新——来自中国上市公司的经验证据[J]. 金融研究, 2009, (6): 86-99.
- [16] 邢海玲. FDI市场势力——中国企业技术创新的有效激励[J]. 首都经济贸易大学学报, 2008, 10(5): 17-21.
- [17] 邢立全,陈汉文. 产品市场竞争、竞争地位与审计收费——基于代理成本与经营风险的双重考量[J]. 审计研究, 2013, (3): 50-58.
- [18] 杨洋,魏江,罗来军. 谁在利用政府补贴进行创新?——所有制和要素市场扭曲的联合调节效应[J]. 管理世界, 2015, (1): 75-86.
- [19] 张杰,郑文平,翟福昕. 竞争如何影响创新: 中国情景的新检验[J]. 中国工业经济, 2014, (11): 56-68.
- [20] 张杰,周晓艳,李勇. 要素市场扭曲抑制了中国企业R&D? [J]. 经济研究, 2011, (8): 78-91.
- [21] 张小蒂,朱勤. 论全球价值链中我国企业创新与市场势力构建的良性互动[J]. 中国工业经济, 2007, (5): 25-32.
- [22] 张志勇,刘喆. 产品市场竞争、竞争地位与并购类型的实证研究[J]. 广西财经学院学报, 2012, (5): 89-95.

- [23]周夏飞,周强龙.产品市场势力、行业竞争与公司盈余管理——基于中国上市公司的经验证据[J].会计研究,2014,(8):60-66.
- [24]朱武祥,郭洋.行业竞争结构、收益风险特征与资本结构——兼论股票市场资本风险配置效率及融资监管条件的调整[J].改革,2003,(2):57-67.
- [25]祝福云.竞争强度与企业创新动机的关联机理——基于Hotelling模型的分析[J].中南财经政法大学学报,2009,175(4):126-130.
- [26]庄子银.知识产权、市场结构、模仿和创新[J].经济研究,2009,(11):95-104.
- [27]Aghion, P., Bloom, N., Blundell, R., Griffith, R., Howitt, P. Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2005, 120(2): 701-728.
- [28]Alvarez, R., Campusano, R. Does Competition Spur Innovation in Developing Countries? [R]. University of Chile Working Paper, 2014.
- [29]Arrow, K. Economic Welfare and the Allocation of Resources for Invention[M]//The Rate and Direction of Inventive Activity: Economic and Social Factors. Princeton University Press, 1962: 609-626.
- [30]Balakrishnan, S., Fox, I. Asset Specificity, Firm Heterogeneity and Capital Structure[J]. Strategic Management Journal, 1993, 14(1): 3-16.
- [31]Correa, J. A., Ornaghi, C. Competition & Innovation: Evidence from US Patent and Productivity Data[J]. The Journal of Industrial Economics, 2014, 62(2): 258-285.
- [32]Gaspar, J. M., Massa, M. Idiosyncratic Volatility and Product Market Competition[J]. The Journal of Business, 2006, 79(6): 3125-3152.
- [33]Hashmi, A. R. Competition and Innovation: The Inverted-U Relationship Revisited[J]. Review of Economics and Statistics, 2013, 95(5): 1653-1668.
- [34]Levinthal, D., March, J. G. The Myopia of Learning[J]. Strategic Management Journal, 1993, 14(8): 95-112.
- [35]March, J. G. Exploration and Exploitation in Organizational Learning[J]. Organization Science, 1991, 2(1): 71-87.
- [36]Schumpeter, J. A. Capitalism, Socialism and Democracy[M]. New York: Harper and Brothers, 1942.

Product Market Competition and Enterprise Dual Innovation Investment

—— Experience Data from SME Board

ZHU Lei, TANG Lin-yu, WANG Chun-yan, LV Zi-yu

Abstract: Based on “plunder effect” and market power theory, this paper analyzed the mechanism of the product market competition on the investment of the dual innovation from the perspectives of competition degree of industry and competitive position of enterprise. It chose the small and medium enterprise board companies in China from 2013 to 2015 as the sample. It is found that competition degree of industry has an incentive effect on the investment of the dual innovation. Compared with the development innovation investment, the incentive effect of the research innovation investment is more obvious; the competitive position of the enterprise has the inhibition effect on the investment of the dual innovation, research innovation investment is more effective. The competitive position of enterprises strengthens the incentive role of industry competition to innovation investment. These conclusions refine the study of corporate innovation investment behavior. It is of great significance to analyze the influence of the market structure of Chinese listed companies on the investment of enterprise innovation.

Key words: product market competition; competition degree of industry; competitive position of enterprise; research innovation investment; development innovation investment

(责任编辑 杨亚彬)

承前启后：重温余绪缨管理会计思想

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：余绪缨是中国管理会计学科的开拓者和奠基人。余绪缨先生在中国率先致力于西方管理会计理论的引进与中国管理会计理论的创建、发展，取得了一系列重要的富有开拓性的研究成果，在管理会计的理论基础与基本框架、管理会计的对象与方法、管理会计的学科性质、广义管理会计理论体系、管理会计教材结构体系、管理会计人才培养等方面有着深刻的见解。本文从管理会计理论、管理会计教材和管理会计人才三个方面重温余绪缨管理会计思想。重温余绪缨管理会计思想的目的在于承前启后，推进新时代中国管理会计的发展。

关键词：余绪缨；管理会计理论；管理会计教材；管理会计人才

中图分类号：F234.3 **文献标志码：**A **文章编号：**2095-8838 (2018) 04-0045-10

会计学强调实质重于形式(Substance Over Form)。客观地说，中国曾经没有“管理会计”(Management Accounting or Managerial Accounting)这个概念，但并不意味着中国就没有管理会计的理念及其实践运用(胡玉明, 2015a)。然而，业已存在的管理会计理念及其实践运用，就像散落在海滩上的珍珠。有一位长年生活在海边的教授，将这些散落在海滩上的珍珠串成一条项链。这位教授就是著名经济学家、会计学家和教育家，中国管理会计学科的开拓者和奠基人，厦门大学资深教授余绪缨先生。

尽管余绪缨先生已经离世十年，但其管理会计思想却依然活着。作为余绪缨先生的学生和后学，缅怀余绪缨先生的最好方式就是理解其管理会计思想，并加以继承和发

展，推进新时代中国管理会计的发展。余绪缨先生的管理会计思想非常丰富，本文将从管理会计理论、管理会计教材和管理会计人才三个层面，结合《财政部关于全面推进管理会计体系建设的指导意见》(财会〔2014〕27号，以下简称《指导意见》)的基本精神，重温余绪缨先生的管理会计思想^①。

一、创建中国管理会计理论体系

改革开放以后，西方许多会计学术思想开始进入中国。这时，余绪缨深感“现代管理会计是一门新兴的、将现代化管理与会计融为一体的综合性交叉学科，在中国原属空白，但在现代化经济管理中却极为重要”(胡玉明, 1995)。为

收稿日期：2018-04-15

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笔者曾经在“中国会计学会管理会计专业委员会2017年会暨纪念余绪缨教授诞辰95周年学术研讨会”做了题为“承前启后：余绪缨教授管理会计学术思想”的大会主题报告。本文是该报告的延伸和拓展。需要特别声明的是，师生的情感因素可能影响笔者对余绪缨先生管理会计思想的评述。另外，基于学术规范的考虑，本文涉及学术观点的部分将不再用尊称，而直接称呼“余绪缨先生”为“余绪缨”。

此,余绪纛从20世纪70年代末开始,披荆斩棘,竭尽全力,从无到有,在中国率先致力于管理会计理论的引进与创建、发展,取得了一系列重要的富有开拓性研究成果,为具有中国特色的管理会计学科的创建与发展做出了不可磨灭的贡献。

(一)创建中国管理会计学科的基本原则

管理会计如何“洋为中用”是余绪纛当时创建中国管理会计学科面临的一个重要问题。余绪纛(1983a)认为,探讨管理会计的“洋为中用”问题,要注意防止两种倾向:简单地以“社会经济制度不同”、“不适合中国国情”为由完全否定、排斥,或认为“月亮也是外国的圆”,完全照搬照抄。余绪纛(1983a)进一步认为,对国外在企业经营管理领域的一切经验和成就(包括管理会计)应该采取客观、分析的态度,取其精华,弃其糟粕,为我所用。通过仔细研究和思考,余绪纛(1983a)确立了创建中国管理会计学科的原则为“以我为主,博采众长,融合提炼,自成一家”。这十六字的原则包括三个层面的意思:(1)“以我为主”是学习、借鉴外国企业管理方法和经验的出发点,必须从中国的实际出发,绝不能照抄、照搬外国的管理经验和管理模式。(2)“博采众长,融合提炼”是正确的学习、借鉴方法,必须对外国的东西客观、全面、认真地分析研究,力争做到真正学通学透百家。所谓学通学透,应包括既学习其历史,也学习其现状,既学习其原理,也学习其方法。在按照其本来面貌学通学透的基础上,通过分析、鉴别,取其精华,弃其糟粕,集百家成一家,融合提炼,为我所用。(3)“自成一家”是目标。学习、借鉴外国的方法、经验和成就只是手段,其最终目的是建立具有中国特色的管理会计学科体系。

时过三十余年,余绪纛(1983a)所概括和论述的“以我为主,博采众长,融合提炼,自成一家”十六字原则不但没有过时,而且对贯彻《指导意见》仍然具有重要的借鉴意义。更为重要的是,这十六字的原则体现了余绪纛先生“崇洋但绝不媚外”的风骨和“自信洋溢”的风采。这就是学术自信的一种表现。当然,时过境迁,中国管理会计学科建设不能仅仅停留在“洋为中用”的层次,而要创建彰显中国特色的管理会计理论学派。

(二)财务会计首先同时是(广义的)管理会计

基于企业所有权与经营权的分离,适应企业的投资者(也就是所有权的代表)与经营者(也就是经营权的代表)的不同信息需求,西方市场经济国家的会计包括财务会计与管理会计两个分支。而基于中国当时的经济体制,中国的会计是按照行业划分(如分为工业会计、商业会计和基本建设会计等)进行分类的,并没有分为财务会计与管理会计。

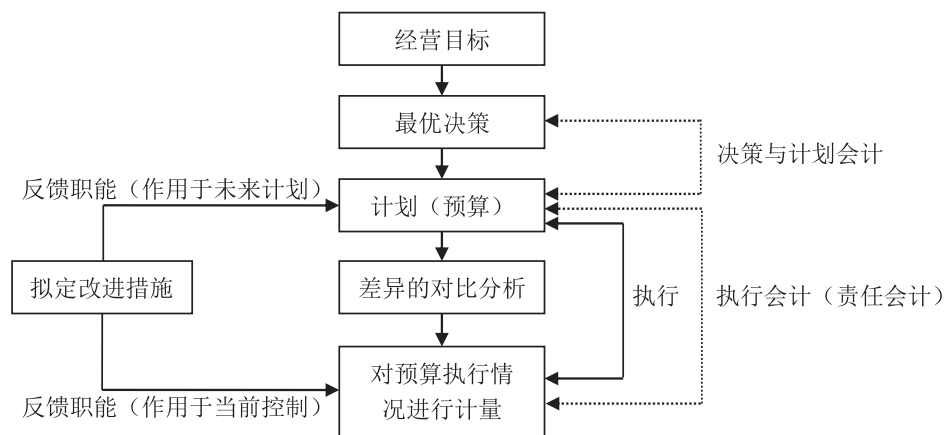
明确了创建中国管理会计学科的基本原则之后,余绪纛(1983b)认为必须厘清财务会计与管理会计之间的关系,才能消除同行的认知障碍。为此,余绪纛(1983b)明确指出,财务会计主要通过定期的财务报表,为企业外部与企业有经济利益关系的主体服务,而管理会计侧重于为企业内部的经营管理服务。无论财务会计或管理会计,都同时为企业内外部服务,只是侧重点不同。

那么,企业如何处理财务会计与管理会计的关系呢?余绪纛(1983b)认为“一个企业通常只有一个基本的信息收集、加工系统。这就是以财务会计为主体的信息收集、加工系统,管理会计并不与财务会计相平行另搞一套。管理会计一方面充分利用财务会计记账、算账提供的资料;另一方面,它还从财务会计基本信息系统之外取得有关信息。因此,可以说,财务会计与管理会计是同源分流的”。由此,余绪纛(1983b)进一步认为,“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”。

时至今日,管理会计与财务会计是会计的两个分支,管理会计与财务会计“同源分流”都已经耳熟能详并且成为常识,但在当时还是不失为一种先导性的观点。尤其是,余绪纛(1983b)用“同源分流”四个字概括财务会计与管理会计之间的区别与联系,既高屋建瓴又言简意赅,显示出其深厚的文化底蕴和学术造诣。《指导意见》发布之后,管理会计的发展进入最佳机遇期。基于这种大背景,余绪纛(1983b)的观点更具有前瞻性:(1)管理会计离不开财务会计。重视管理会计,但不能因此而贬低财务会计,没有财务会计提供的信息,管理会计无法充分发挥作用。(2)这将为互联网时代的管理会计与财务会计从“同源分流”回归到“同源收敛”,乃至“合二为一”奠定理论基础(胡玉明,2017)。

(三)管理会计的理论基础与基本框架

余绪纛(1983b)认为执行性管理会计的理论基础是泰罗的“科学管理”,而决策性管理会计的理论基础是运筹学和行为科学。由此,科学管理、运筹学和行为科学构成管理会计的理论基础。余绪纛(1983b)明确指出,现代管理科学的形成与发展,对管理会计的形成和发展,在理论上起着奠基和指导的作用,在方法上赋予其现代化的管理方法和技术,使其面貌焕然一新。因此,管理会计以现代管理科学为基础,一方面丰富和发展了其早期形成的一些技术方法;另一方面,又大量吸收了现代管理科学的运筹学、行为科学等方面的研究成果,并把它们引进、应用到会计中来,形成了一个新的、相对独立的、完整的理论



的观点是一个见仁见智的问题,但是,对管理会计的对象与方法缺乏系统研究的局面必须尽快扭转,否则,将不利于新时代中国管理会计理论体系的建设。

(五)管理会计的学科性质

既然管理会计是会计的一个分支,那么,研究管理会计的学科性质就不能绕开会计的本质。余绪纛(1980)提出“根据当前的现实及其今后的发展,应把会计看作是一个信息系统,它主要是通过客观而科学的信息,为管理提供咨询服务”。余绪纛(1982)进一步指出,“会计是一个信息系统,它为管理(包括财务管理)提供有用的信息。会计为管理服务,但不是管理本身”,而且“会计作为一个信息系统,它所提供的信息的数量和质量,仍在不断发展中”。既然管理会计与财务会计属于“同源分流”(余绪纛,1983b),管理会计自然也是一个信息系统。那么,管理会计的学科性质又是什么呢?

余绪纛(1983c)认为“管理的重心在经营,经营的重心在决策”,而“决策离不开信息”。如此一来,管理、决策与信息之间存在内在的联系。有鉴于此,余绪纛(1991)指出,企业完整的管理系统包括决策系统、决策支持系统和执行与控制系统等三个层次。与此相适应,企业的经理人也包括决策者、参谋者和执行者等三个类别。管理会计师作为信息专家属于决策支持系统的参谋者。决策支持系统与决策系统的关系,实质上是谋与断的关系。参谋者(及其机构)的职能,是以谋为主,从事决策的研究工作,研究如何科学地确定决策目标,拟定实现决策目标的各种可能方案,帮助决策者做出合理的决策。因此,辅助性和专业性是参谋者(及其机构)的基本特征。参谋者(及其机构)的辅助性意味着参谋者(及其机构)在企业处于从属地位,并不直接掌握决策权与执行权。参谋者可以利用各种方式,通过各种途径去帮助、影响决策者和执行者,但不能越俎代庖,代替决策者和执行者。而参谋者(及其机构)的专业性意味着参谋者(及其机构)由相关专业领域学有所长的专家组成。决策者、参谋者和执行者“三足鼎立”“智能互补”,才能实现企业的决策目标。因此,必须恰如其分地认识管理会计师(及其机构)的地位,既不人为拔高,也不人为贬低,才有利于其沿着正确的方向健康地向前发展。

基于上述认识,余绪纛(1991)进一步认为,管理会计从学科的分类看,是信息科学的一个组成部分,从更高的层次看是软科学的一个组成部分,而作为一种会计工作,则是决策支持系统的一个组成部分,并从软科学的性质和特点论证了管理会计的学科性质与工作性质之间的统一性。

余绪纛(1991)界定了管理会计的学科性质(信息系

统),明确了管理会计的职能(促进决策与影响决策)与地位(决策支持系统),强调管理会计的辅助性和专业性(管理会计有助于创造价值,但本身难以直接创造价值),不能人为拔高或贬低管理会计,必须恰如其分地认识管理会计的作用与地位。余绪纛1983年的一篇论文的题目《现代管理会计是一门有助于提高经济效益的学科》点出了问题的关键(胡玉明,2017)。余绪纛(1991)的观点不仅对新时代的管理会计理论与实践研究具有重要的启迪作用,而且也指明了管理会计未来的研究方向。既然管理会计是一个信息系统,管理会计报告就是管理会计的“产品”。未来,管理会计理论研究的逻辑起点应该就是管理会计报告(胡玉明,2017)。

(六)管理会计的数学化思潮

20世纪60年代至70年代,美国管理会计领域出现数学化思潮。于是,西方管理会计论著或研究文献中,数学公式甚至复杂的模型俯拾即是。基于这种情境,在中国引进管理会计首先面临的一个重要问题就是管理会计数学化的科学性与实践性问题。如果不能从理论上解决这个问题,就难以引进西方管理会计,更不用说创建具有中国特色的管理会计学科。为此,余绪纛(1984)试图从理论上解释这个问题。也许受马克思的“一门科学只有能成功地应用数学时,才算达到了真正完善的地步”这个传统名言和美国管理会计数学化思潮的影响,余绪纛(1984)认为,管理会计所用的数量分析方法日趋紧密化,是管理会计已经进入一个新的发展阶段的重要标志,标志着管理会计从描述性科学向精密科学转变。而这种转变,实质上是现代科学发展的一个共同趋势,从而断言管理会计数学化思潮在中国具有科学性和实践性。

尽管余绪纛(1984)的部分观点随着时间的推移而显得不合时宜,但是,在当时却消除了学术界和实务界对西方管理会计是否适合中国的疑虑,从而有助于引进西方管理会计并创建具有中国特色的管理会计学科。

不过,余绪纛(2001a)坦承自己是在改革开放之初才开始接触管理会计,因而难免受到美国管理会计数学化思潮的影响。余绪纛(2001a)认为,不能笼统地说,“数学是科学的语言”。严格地说,数学只能理解为是自然科学的语言,而不是一切学科的语言。因为社会经济现象和自然现象毕竟有很大的差别,因而数学方法在社会经济科学和在自然科学应用的有效程度也存在较大差异。在社会经济活动中,人的因素居于主导地位。人作为社会生产力诸因素中最重要的因素,并不像物质资源、财务资源、时间资源等那样都可以直接量化,按照一定的规则纳入数学模型。人,作为社会人,以至文化人,其学识、经验、能力、心理等因

素及其主动性、积极性发挥的程度等,极为复杂、多变,难以甚至无法量化,对数学模型的求解得出的“最优”数量关系,也有赖于模型的使用者(决策者)根据其智慧、谋略进行综合判断,以确定其可行和满意的程度,并据以作必要的修正。由此,余绪缨(2001a)进一步认为,数学方法只是表述管理会计思想的手段,并不是管理会计思想本身。在管理会计中,高等数学方法的应用虽可在较大程度上弥补一般定性分析的不足,但不能夸大其作用。在以人为主导的社会经济活动中,数学方法只能作为一种辅助性的工具来使用,应力求避免滥用数学方法的倾向。

显然,余绪缨对管理会计数学化思潮的认识经历了一个由“信”到“疑”的过程。这个过程体现了余绪缨敢于修正自己学术观点的科学精神,也对当前中国会计理论研究领域存在过度重视数学化研究方法的现象提出警示。

(七)具有中国特色的管理会计主要特点

中国管理会计有何特点?这是创建中国管理会计学科无法回避的问题。借到美国学术交流之机,在深入研究西方管理会计并总结中西方管理会计共性的基础上,余绪缨(1985)将具有中国特色的管理会计特点概括为:(1)具有中国特色的管理会计是一个以提高经济效益为主线的财务会计与管理会计相结合的信息系统。通常所说的财务会计,从企业的角度看,实质上也是一种管理会计,而且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。(2)建立以目标利润为中心的高度综合的经营目标计划体系。(3)实行权、责、利相结合,提高以班组核算为基础的厂内经济核算体系。(4)技术与经济相结合,开展技术经济分析。(5)企业经营成果的考核,要重视价值与使用价值、微观需要与宏观需要的统一,逐步建立能准确反映、评价微观经济效益与宏观经济效益相统一的科学体系。(6)使用先进的技术手段,逐步建立以电子计算技术为基础的会计信息系统,并形成全国性的大网络,便于各有关单位经济有效地利用信息资源,为全面提高经济效益服务。(7)加强理论建设,以系统论、控制论、信息论为武器,建立完整的、具有中国特色的管理会计理论体系。

尽管余绪缨(1985)只是根据当时的情境初步概括了具有中国特色的管理会计主要特点,但在中国当时的同类文献中,还是率先迈出了具有较大特色的第一步。从当今基于计算机的财务会计与管理会计逐渐融合、业财融合和信息共享的趋势来看,余绪缨(1985)的许多“独立见解”还是具有较大的前瞻性。

(八)广义管理会计理论体系

余绪缨(1992a)又率先富有创见性地提出包括“微观

管理会计”、“宏观管理会计”和“国际管理会计”三个组成部分的广义管理会计理论体系。广义管理会计理论体系的基本框架如图2所示。

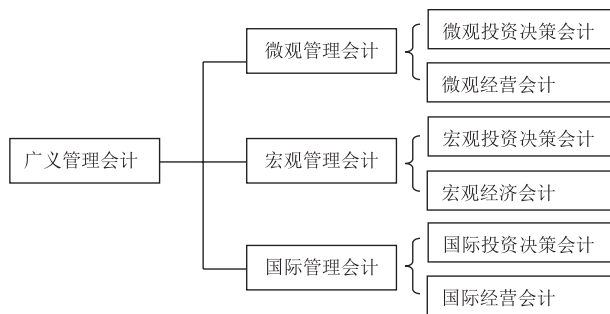


图2 广义管理会计理论体系的基本框架

其中,微观管理会计是从企业的角度看问题,包括微观投资决策会计和微观经营会计两个组成部分,从微观上研究如何为提高经济资源的配置效益(体现在项目的投资效益上)和使用效益(体现在项目建成投产后的经营效益上)提供有用信息;宏观管理会计包括宏观投资决策会计和宏观经济会计两个组成部分,从宏观上研究如何在整个国民经济范围内,为提高经济资源的配置效益(项目从国民经济看的投资效益)和使用效益(项目建成投产后从国民经济看的经营效益)提供有用信息;而国际管理会计则是适应当代经济全球化的发展趋势,研究如何在跨国经营活动中最大限度地为提高经济资源的配置效益与使用效益提供有用信息,它是管理会计的基本原理与方法结合跨国经营活动的环境和条件进行具体运用而形成的一个新领域。广义管理会计理论体系的提出,在现有管理会计基础上进一步丰富与发展为三个组成部分,突破了国内外现行管理会计研究仅限于微观管理会计的局限,无论在国内还是国际学术界都属首创,其研究处于国际领先地位,具有广阔的发展前景。

余绪缨(1992a)认为,管理会计在广度上向广义管理会计发展,将微观管理会计、宏观管理会计和国际管理会计这三者有机结合起来,建立一个投资效益与经营效益相衔接、宏观效益与微观效益相统一的广义管理会计体系,可以进一步丰富、发展和完善现行的会计信息系统,使其能够更有效地为中国的宏观控制与微观搞活服务。

尽管余绪缨(1992a)提出的广义管理会计理论体系已经过去二十几年,然而,现在看来,依然富有启迪意义。广义管理会计理论体系开启了宏观经济政策与微观企业行为的互动研究,拓展了管理会计的研究视野,使管理会计

从微观层面延伸到宏观层面,以实现宏观管理会计一体化。遗憾的是,余绪缨先生生前没有完成广义管理会计理论体系的建设。如今,宏观经济政策与微观企业行为的会计理论研究已经蔚然成风。由此可见余绪缨(1992a)的先见之明。

余绪缨先生历经艰辛,披荆斩棘,不断面对并回应各种质疑或误解,最终在中国创立了一个比较完整的管理会计理论体系。

二、奠定中国管理会计教材结构体系

余绪缨(1984)^③认为,“一门新兴学科的学习和引进,教材是一种重要的媒介”。管理会计教材是培养管理会计人才的重要载体。余绪缨先生独立编写或主编的各种版本管理会计教材多达十六本,这里仅讨论其最有代表性的三本管理会计教材。

(一)管理会计教材的奠基之作

管理会计发展于西方市场经济发达国家,本着“以我为主,博采众长,融合提炼,自成一家”的原则,余绪缨(1983a)认为不把“众长”学透,就不能“博采”,要想自成一家,就得先学透百家。然而,国外管理会计教材众多,其结构体系并没有统一的规范,往往根据各教材作者自己的认识和修养,各展其长,形成不同的重点和特点。有鉴于此,余绪缨先生在广泛阅读国外各种版本管理会计教材的基础上,重点研读美国当时具有代表性的两本教材 *Introduction to Management Accounting* 和 *Managerial Accounting*。余绪缨先生在认真研究这些教材之后,结合其对管理会计的对象与方法、管理会计的基本框架与学科属性以及具有中国特色的管理会计特点等问题的独到见解,博采众长,融合提炼,确定了“以管理会计的对象即现金流动为经,以管理会计的职能为纬”的具有中国特色的管理会计教材结构体系。

确定了具有中国特色的管理会计教材结构体系之后,余绪缨先生以“发白未懈青云志”自励,夜以继日,尽心竭力编写出了管理会计教材初稿,并作为教育部委托厦门大学举办的高等财经院校管理会计师资格培训班(1981年2月至7月)的试用教材。以这次教学实践为基础,余绪缨先生对初稿做了较大的增删、修订,形成第二稿。1981年11月,

财政部人事教育司在厦门大学召开教材审稿会。当时审稿专家在充分肯定“这本教材内容丰富,自成体系,论述深入,结构严谨的同时,也就如何进一步修改、提高教材的质量提出了建议。余绪缨先生根据审稿专家的建议,经过认真分析、研究,又做了较大的修改、补充,形成第三稿,作为正式出版的基础。

这本《管理会计》(1983年版)教材基本反映了20世纪70年代西方管理会计的发展水平,是一部具有开拓性的高等财经院校试用教材。该教材所创建的“以管理会计的对象即现金流动为经,以管理会计的职能为纬”的管理会计教材结构体系成为中国当时同类教材编写的蓝本,堪称中国管理会计教材的奠基之作。

20世纪90年代之前,余绪缨先生的《管理会计》教材具有非常广泛的影响。该教材启蒙并深深地影响了整整一代自中国恢复高考以后入学的管理会计学人(杨世忠,2005)。许多人是通过该教材才了解、理解和掌握管理会计知识,从而对管理会计感兴趣。可以说,该教材不仅对管理会计在中国的传播、普及与应用起着非常重要的作用,而且也标志着余绪缨先生已经完成了对西方管理会计的引进工作,开始进入创建具有中国特色的管理会计学科阶段。

之后,余绪缨先生又根据该教材的教学使用反馈意见,结合管理会计的发展,全面修订了《管理会计》(1983年版)教材,并于1990年出版了《管理会计》(修订本)。《管理会计》(修订本)基本反映了20世纪80年代西方管理会计的发展水平,并融入了余绪缨先生的研究成果,成为具有专著色彩的教材。

(二)管理会计教材的经典之作

余绪缨(1990a)认为,管理会计的职能本质上是一种行为职能,把激励人的行为贯穿始终。如果管理会计不通过人的行为,其所提供的任何信息都不足以对企业的生产经营产生实际效果。行为科学在管理会计的应用是管理会计发展的一个基本方向。余绪缨(1992b)认为技术—管理—会计之间存在相辅相成的关系,基于高科技蓬勃发展的背景,管理会计面临许多新的挑战并相应取得一系列新的进展。接着,余绪缨(1994)结合世界科技和管理的新发展,创造性地提出了以“作业管理”(Activity-based Management, ABM)为核心的管理体系的新框架。基于此,

^③1981年,余绪缨先生在厦门大学举办的管理会计师资格培训班主讲《管理会计》这门新兴的课程。1982年至1983年,中美合办的中国工业科技管理大连培训中心聘请余绪缨先生为企业高层领导干部和高层管理人员讲授《管理会计》这门课程。有鉴于此,余绪缨先生从当时的工作安排考虑先编写《管理会计》教材,再撰写管理会计研究论文。因此,余绪缨先生早年的三篇管理会计理论研究的经典文献(1983b; 1984; 1985)都在其《管理会计》(1983年版)教材出版之后才公开发表。

余绪纛(1995a; 1995b)认为管理会计的组成内容也需要重新认识和修正。

余绪纛先生根据自己这段期间(1990年至1995年)的管理会计研究成果,主编了《管理会计》(1996年版)教材(厦门大学会计系列教材之一)。该教材在保持《管理会计》(1983年版和1990年版)结构体系的基础上,力图在广度与深度上突破已有管理会计教材结构体系。这本《管理会计》(1996年版)基本反映了20世纪90年代西方管理会计的发展水平,同样融入了余绪纛先生的研究成果,更具专著色彩。

与《管理会计》(1983年版和1990年版)相比,《管理会计》(1996年版)教材的主要特点在于:(1)余绪纛先生由独立作者变成主编,该教材是团队合作的作品;(2)淡化管理会计的数量方法,取消了专门讨论管理会计数学方法的章节;(3)强调管理会计的行为特征,设立专门的篇章讨论管理会计发展的新领域(如信息经济学的引进与应用、行为科学的引进与应用、代理人说的引进与应用、国际管理会计等);(4)篇幅较大,全书共五篇,二十二章^④。总体而言,该教材既立足现实又兼顾未来,既立足中国又放眼世界,实现了继承与创新、现实适用性与理论超前性的统一,堪称中国管理会计教材的经典之作。

(三)管理会计教材的巅峰之作

余绪纛(1996b)认为文化因素对管理会计的影响,最能显现根植于中国文化沃土、闪耀着东方智慧灿烂光芒的中国管理会计文化层面的重大特色。余绪纛(1997)认为中国古代“孙子兵法”所隐含的管理思想与西方市场经济国家兴起的战略管理会计(Strategic Management Accounting)存在相通之处。余绪纛(1998a)意识到知识经济时代的管理会计变革。由此,余绪纛(1998b)进一步认为“会计问题绝不是单纯的技术性问题”,“管理会计的研究不能局限于其技术层面,必须同社会文化观相结合”。沿着这样的思路,余绪纛(1998b)认为“从总体上看,一门学科的技术层面可以看作是它的‘硬件’,而相应的社会文化观可看作是它的‘软件’,后者是前者的灵魂和生命。任何技术方法的应用,如果没有正确的社会文化观作指导,将无法对社会经济的发展产生积极的作用。管理会计自然也是如此”。

余绪纛先生根据自己这段期间(1996年至1998年)的管理会计研究成果,主编了《管理会计学》(1999年版)教

材。该教材除了系统地论述基础性管理会计外,还着重探讨了反映管理会计最新发展及其21世纪发展趋势的许多重要学科前沿课题,充分体现了管理会计“对内深化与对外扩展并举”的特征,涉及内容更趋多学科化的发展趋势。该教材从内容上来讲堪称中国管理会计教材的巅峰之作。郭道扬(2000)认为整本教材“内容丰富,气势磅礴”“起点高,视野广”“追踪管理会计发展前沿,具有较大的开拓性和探索性”,是“一部值得阅读和珍藏的跨世纪著作”。于增彪(2014)则认为中国管理会计教材“汗牛充栋”,“其中被公认最具权威性的该首推余绪纛先生主编的《管理会计学》,它不仅反映着中西方管理会计实务的最新成果,而且至今仍占据着管理会计理论发展的制高点”。

编写一本既适用会计学专业本科生又适用研究生的管理会计教材是余绪纛先生多年夙愿。《管理会计学》(1999年版)教材实现了其多年夙愿。余绪纛先生喜欢将自己的学术研究成果写入其编写的管理会计教材,希望教学能够体现科研成果,不断更新教材的内容。然而,事与愿违。本科生教学与研究生教学毕竟存在较大差异,《管理会计学》(1999年版)教材难以同时兼顾本科生教学与研究生教学,因此“曲高和寡”,不方便教学。于是,《管理会计学》(1999年版)教材的第二版拆分为本科生用(2004年版)和研究生用(2005年版)两个分册。郝振平(2005)认为《管理会计学》(1999年版)教材的第二版“强调综合地运用系统观、社会观和文化观(而不是机械观、技术观和数量观)去分析、解决管理和会计领域中的相关问题,从哲学与历史的高度探索管理会计发展的人文化趋向”,“更强调悟性思维在管理决策中的作用,更适应于知识经济发展的客观要求”,“堪称新世纪的开山之作”。

三、探索中国管理会计人才培养路径

作为一名大学教师,余绪纛先生不断探索中国管理会计人才培养路径。改革开放之初,余绪纛(1982)就认为会计学科以至整个现代管理学科发展迅速,“对会计人员的培养也提出了越来越高的要求”。因此,要认真做好会计人员和管理人员的培养和提高工作。余绪纛先生也身体力行地为中国培养了一批管理会计师资、企业高层领导干部和高层管理人员。从某种意义上说,余绪纛先生编著的适合各层次使用的管理会计教材体现了其培养管理会计人才的

^④2001年,辽宁人民出版社出版了该教材的第二版,除了更多地融入余绪纛先生的研究成果之外,更强调现代成本管理思维(如作业成本法、目标成本法和生命周期成本法等主题),增加了“战略管理会计”和“环境管理会计”等主题,删掉了“信息经济学”和“国际管理会计”等主题。

基本思路。

不过,作为一位管理会计研究方向的博士生导师,余绪缨先生在初步完成中国管理会计理论体系建设和管理会计教材编写工作之后,其晚年主要致力于探索博士生的培养之路。余绪缨(1998c)认为,知识经济时代,博士生必须具有博、专和新的知识结构。所谓“博”是指学识广博,对跨学科、多学科的相关知识,能融会贯通、综合运用。所谓“专”是指既立足专业,又超越专业,视野开阔,具有创造性思维。所谓“新”是指要把握时代脉搏,积极、主动地更新知识,具有前瞻性。而博士生的培养作为大学教育的最高层次,应该着重培养、提高其综合素质和创造性地分析、解决问题的能力,以促使其自由、自觉地锻炼成为全面发展的人才。

与此相适应,余绪缨(1998d)认为,在教学过程中,必须尽量减少刚性教学(一言堂式的教学)方法,而代之以灵活、多样的柔性教学(群言堂式的教学)方法,侧重培养博士生的创造性研究能力和科学方法论。因此,余绪缨(1998d)建议针对博士生的教学方式主要包括:(1)指定能反映本学科和相关学科学术思想源流及其最新发展的必读文献;(2)有计划地由导师(或培养小组成员)围绕本学科和相关学科发展的重大或前沿问题做一个启发性的主体报告;(3)组织博士生在充分准备的基础上,开展生动活泼的专题讨论,借以激发才思,达到相互启发、共同提高的目的;(4)有计划地组织博士生参加社会调查、社会实践,具体掌握现实经济生活中丰富的第一手材料;(5)要求博士生结合个人具体情况,从理论与实践的结合上,撰写具有在学术期刊正式发表水平的课程论文,以此作为学位课程成绩考核的重要依据,并对博士论文的撰写提出严格要求,把它视为检验培养质量的总关口。因为博士论文既是博士生在学期间掌握本学科理论或思想的广度和深度的综合反映,又是其综合运用相关理论或思想分析、解决实际问题能力的具体体现。如果博士生撰写的博士论文达不到应有的水平,则要求其推迟论文答辩,决不许滥竽充数,以维护学位授予的严肃性。余绪缨(1998d)认为,这种培养方法的最大优点是把激发和提高博士生的创造性思维能力贯穿于培养过程的始终,可以提高博士生学习的主动性与积极性,从而全面提高学习效果。

余绪缨先生临终前还不忘总结其培养高层次管理会计人才的经验。余绪缨(2007)认为高层次管理会计人才的培养必须:(1)坚持教书与育人的统一,强调人才培养必须坚持德才兼备、以德为先的原则,并寓育人于教书之中。寓育人于教书之中,就是强调做人学与做学问的统一。要从严治学,树立良好的学风。博士生必须力求做到:第一,戒

浮躁和急功近利,养成“十年磨一剑”的精神,坚持长期积累、厚积薄发;第二,正确认识和处理继承与发展的关系,认真践行“板凳甘坐十年冷,文章不写一句空”的治学精神,坚决防止产生一切华而不实甚至一知半解的学术垃圾;第三,正确认识和处理学术与思想的关系,一篇论著的学术价值归根到底取决于作者思想的深度和高度;第四,自觉遵循公认的学术规范,守住为人、为学的伦理底线,严于律己,以求无愧于心,无愧于世人所尊崇的“博士”称号。(2)坚持教学与科研相结合,强调教学上出人才必须建立在科研上出成果的基础上。为此,要以导师进行的开创性学术研究为先导,并将相关研究成果写进教材,开展开创性高层次教材建设。只有这样,高层次人才的培养才能落到实处。(3)强调只有营造一个宽松、和谐的教学环境,充分发扬学术民主的精神,允许多样化的学术观点并存,才能促进学术创新,真正培养出高层次管理会计人才。

余绪缨先生所倡导的中国管理会计人才培养路径不见得“放之四海而皆准”,但是,“身教重于言传”,在余绪缨先生的潜移默化下,其所培养的博士毕业生由于具有扎实的理论功底、严谨的学风、广博的学识和较强的发现问题、分析问题和解决问题的能力而深受社会各界的好评,都已经成为中国管理会计领域的教学科研和企事业单位的骨干。

四、简要总结

重温余绪缨管理会计思想的目的在于承前启后,继往开来,在新时代开创中国管理会计理论与实践的新局面。从余绪缨先生的人生经历和学术生涯中我们可以得到以下启迪:

1. 理论自信。经过余绪缨先生的不懈努力,中国已经初步建立了管理会计学科和管理会计理论体系。尽管中国管理会计学科和管理会计理论体系并不完善,存在众多改进空间甚至需要重构,但是,中国并非没有管理会计学科和管理会计理论体系。对此,大可不必“妄自菲薄”,完全可以理论自信。一门科学的形成和发展,如果没有正确的理论作指导,就可能走入歧途(余绪缨,1985)。因此,在新时代,具有中国特色的管理会计学科和管理会计理论体系的建设,应该坚持“自主性”(立足中国)与“开放性”(放眼世界)相结合,重视规范研究方法,强化管理会计基础理论的研究。

2. 学术自尊。尽管中国管理会计学科的发展道路并不平坦(于增彪,2014;胡玉明,2015a),但是,余绪缨先生依然矢志不渝地坚守中国管理会计理论研究阵地,深耕中国这片沃土,其学术论文都体现中国主题、中国素材、中

国语境和中国视角。这是一种值得年轻学者学习和敬仰的学术自尊。中国已经成为世界第二大经济体，基于中国管理情境的管理会计问题就是世界性的主题。中国学者应该强化学术自尊，树立研究问题本土化，研究方法和研究范式国际化的理念（胡玉明，2015b），并回归乡土经验，建设属于自己的学术“城邦”（陈冬华，2015）。

3. 学术自信。余绪缨先生绝不会委曲求全，随波逐流，为了发表而发表。余绪缨先生发表论文的目的是为了传播学术思想或观点，探索管理会计理论与方法在中国情境的实现路径和规律。余绪缨先生觉得唯有如此，才对得起中国的纳税人。因此，除了国际学术会议交流论文，余绪缨先生的学术论文都发表于国内学术期刊，而且许多学术论文并非发表在权威学术期刊。自信方显从容。余绪缨先生坚信“没有学术思想或观点的论文发表在哪个学术期刊都没有意义”。这同样是值得年轻学者学习和敬仰的学术自信。

4. 人文情怀。基于历史和个人原因，余绪缨先生具有深厚的中国传统文化功底，其“从容论道”充满人文情怀，并以人文情怀高屋建瓴地审视各种管理会计学术问题，倡导管理会计理论研究必须“由技入道”。余绪缨先生追求“宁静致远，淡泊明志”的思想境界，淡化论文情结，向往人文情怀，学术研究就是其生活的方式。余绪缨先生认为管理会计学术研究的灵感主要来源于实践和生活（而不仅仅来源于研究文献），希望博士生参加社会调查和社会实践。学术研究关键在于好奇心和兴趣。浮躁与真正的学术无缘，急功近利是治学的大忌（余绪缨，2003）。

在“工具代替了思想”、“科研成果丰富、学术思想匮乏”的当今学术界，余绪缨先生的管理会计思想就显得更难能可贵。斯人已逝，思想犹存！

主要参考文献：

- [1] 陈冬华, 李真. 乡土与城邦[J]. 会计研究, 2015, (1): 4-14.
- [2] 郭道扬. 跨世纪的管理会计学著作: 评《管理会计学》[J]. 财会通讯, 2000, (2): 65.
- [3] 郝振平. 新世纪的管理会计开山之作: 评余绪缨教授新版《管理会计学》[J]. 会计之友, 2005, (7): 1.
- [4] 胡玉明. 发白未懈青云志——记中国管理会计的开拓者和奠基人余绪缨教授[J]. 财会月刊, 1995, (2): 25-29+48.
- [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, 2015a, (1): 6-12.
- [6] 胡玉明. 强化管理会计理论研究的“中国元素”[J]. 财务与会计, 2015b, (1): 11-12.
- [7] 胡玉明. 中国管理会计理论研究: 回归本质与常识[J]. 财务研究, 2017, (3): 14-21.
- [8] 杨世忠. 先谋而后动, 胜算定未来: 余绪缨教授新书《管理会计》读后感[J]. 会计研究, 2005, (6): 75-76.
- [9] 余绪缨. 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.
- [10] 余绪缨. 关于建立能适应我国社会主义现代化建设需要的会计学科体系问题: 兼论与此有关的几个会计问题[J]. 会计研究, 1982, (2): 38-45.
- [11] 余绪缨. 现代管理会计的“洋为中用”[J]. 福建会计, 1983a(6).
- [12] 余绪缨. 管理会计[M]. 北京: 中国财政经济出版社, 1983b.
- [13] 余绪缨. 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, 1983c, (4): 1-7.
- [14] 余绪缨. 现代管理会计中几个基本理论问题的探索[J]. 厦门大学学报, 1984, (4): 11-20.
- [15] 余绪缨. 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[J]. 财会探索, 1985, (6).
- [16] 余绪缨. 试论现代管理会计中行为科学的引进与应用问题[J]. 厦门大学学报, 1990a, (4): 22-28.
- [17] 余绪缨. 管理会计(修订本)[M]. 北京: 中国财政经济出版社, 1990b.
- [18] 余绪缨. 对现代管理会计的基本认识[J], 厦门大学学报, 1991年会计学专号.
- [19] 余绪缨. 当代会计学科发展的大趋势[J]. 厦门大学学报, 1992a, (1): 35-46.
- [20] 余绪缨. 在当代高科技蓬勃发展的新形势下会计取得的新进展[J]. 当代财经, 1992b, (1): 1-3+37.
- [21] 余绪缨. 以ABM为核心的新管理体系的基本框架[J]. 当代财经, 1994, (4): 54-56.
- [22] 余绪缨. 论当代管理会计面临新的重大突破[J]. 对外经贸财会, 1995a, (11): 9-11.
- [23] 余绪缨. 论当代管理会计面临新的重大突破(续)[J]. 对外经贸财会, 1995b, (12): 7-10.
- [24] 余绪缨. 管理会计[M]. 沈阳: 辽宁人民出版社, 1996a.
- [25] 余绪缨. 论迈向二十一世纪的中国会计与世界会计的接轨及其文化层面的特色[J]. 对外经贸财会, 1996b, (9): 3-6.
- [26] 余绪缨. 简论《孙子兵法》在“战略管理会计”中的应用[J]. 会计研究, 1997, (12): 29-31.
- [27] 余绪缨. 简论工业经济向知识经济转变及其对现代管理会计的冲击[J]. 财会通讯, 1998a, (4): 3-5.
- [28] 余绪缨. 论管理会计的技术观与社会文化观[J]. 财会月刊, 1998b, (7): 3-5.

- [29] 余绪缨. 对管理会计师的职能及综合素质的认识[J]. 财会月刊, 1998c, (3): 3-4.
- [30] 余绪缨. 论现代管理会计方向博士生培养、教育中的几个理论认识问题[J]. 财会通讯, 1998d, (12): 10-12.
- [31] 余绪缨. 管理会计学[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 1999.
- [32] 余绪缨. 半个世纪以来管理会计形成与发展的历史回顾及其新世纪发展的展望[J]. 财会通讯, 2001a, (1): 3-7.
- [33] 余绪缨. 管理会计(第2版)[M]. 沈阳: 辽宁人民出版社, 2001b.
- [34] 余绪缨. 立身与为学之道: 谈青年学子的成才之路[M]// 余绪缨. 余绪缨综合文集. 北京: 中国财政经济出版社, 2003: 203-216.
- [35] 余绪缨. 关于培养高层次管理会计人才的认识与实践[J]. 财会月刊, 2007, (8): 3-4.
- [36] 于增彪. 管理会计[M]. 北京: 清华大学出版社, 2014.

Inherit the Past, Usher in the Future: A Review on YU Xu-ying's Management Accounting Thoughts

HU Yu-ming

Abstract : YU Xu-ying is the pioneer and founder of management accounting in China. YU Xu-ying is the first in China to commit to the introduction of Western management accounting theory and the establishment and development of China's management accounting theory, and a series of important and pioneering research results have been achieved. He had profound insights on the theoretical basis and basic framework of management accounting, the object and method of management accounting, the subject nature of management accounting, generalized management accounting theory system, the management accounting textbook structure system, and the management accounting talent training. This paper reviews YU Xu-ying's management accounting thoughts from three aspects : management accounting theory, management accounting textbook and management accounting talent. The purpose of reviewing YU Xu-ying's management accounting thoughts is to "inherit the past, usher in the future" and promote the development of Chinese management accounting in the new era.

Key words : YU Xu-ying ; management accounting theory ; management accounting textbook ; management accounting talent

(责任编辑 周愈博)

自愿披露内部控制审计费用会产生积极效应吗？ ——基于信号传递与信息甄别的视角

莫冬燕, 杨真真

(东北财经大学 会计学院 / 中国内部控制研究中心, 辽宁 大连 116025)

摘要：越来越多的上市公司在年报中自愿披露内部控制审计费用。为了深入理解上市公司的这一行为，本文利用2012~2016年沪深两市A股上市公司的经验数据，对内部控制审计费用披露情况及其经济影响进行了考察。研究发现：(1) 自愿披露内部控制审计费用具有积极的信号传递效用，自愿披露公司的内部控制审计质量与财务报表审计质量均更高。(2) 从审计意见购买的角度进一步分析发现，自愿披露的公司总体上不存在审计意见购买迹象，而未披露公司中存在审计意见购买迹象。这一结论从侧面解释了在自愿披露行为具有积极信号传递作用的背景下，仍有部分企业选择不披露该费用的原因。(3) 未披露内部控制审计费用公司的潜在审计意见购买迹象能够被投资者识别出且产生实际的经济后果。

关键词：内部控制审计费用；信息披露；审计质量；审计意见购买

中图分类号：F239 **文献标志码：**A **文章编号：**2095-8838 (2018) 04-0055-12

一、问题提出

按照《关于2012年主板上市公司分类分批实施企业内部控制规范体系的通知》的要求，所有主板上市公司自2012年起着手内部控制体系建设，并自2012年起逐步强制披露内部控制审计报告。但我国并未对整合审计(将内部控制审计与财务报表审计相结合，由同一家会计师事务所执行)这一审计模式做出强制性要求，而是可以选用整合审计或单独审计。实务中，我国大多数的上市公司选择了整合审计模式。基于此，上市公司与会计师事务所在商定审计费用时，可采用内部控制审计费用与财务报表审计费用联合定价决策。那么，一个有趣的现象是，在整合审计

的大背景下，实务中却有越来越多的上市公司开始单独披露内部控制审计费用信息。

与内部控制审计报告的强制性披露不同，内部控制审计费用目前仍属于自愿披露阶段，其中一个可能的原因是：在早期阶段，整合审计下的内部控制审计费用与财务报表审计费用为联合定价，使得内部控制审计费用信息不易获得。然而，值得注意的是，随着内部控制审计业务的发展，一些新的趋势逐渐显现。根据深圳市迪博内部控制与风险管理研究院公布的历年中国上市公司内部控制白皮书的统计数据(如表1所示)，越来越多的上市公司在与会计师事务所进行审计议价时，倾向于将内部控制审计费用与财务报表审计费用分开确定，而且年报中披露内部控

收稿日期：2018-03-15

基金项目：国家自然科学基金项目(71602024)；中国博士后科学基金面上资助项目(2015M571317)；东北财经大学博士后科研项目择优资助(BSH201508)

作者简介：莫冬燕(1984-)，女，广西金秀人，讲师；

杨真真(1990-)，女，山东济南人，东北财经大学会计学院硕士研究生。

制审计费用具体金额的公司数量和占比逐年攀升。具体地说,从绝对数上看,2012 年至 2016 年,分别有 697、920、1 206、1 330、1 370 家上市公司实现了内部控制审计费用信息的有效披露(不仅说明支付了内部控制审计费用而且披露了该费用的具体金额);从所占比重上看,2012 年至 2016 年,进行内部控制审计费用信息有效披露的上市公司分别占 46.34%、51.05%、58.86%、59.16%、60.81%。

以上趋势不禁引发思考:在没有强制披露内部控制审计费用的制度约束下,选择自愿披露内部控制审计费用信息的公司数量不断增长的背后驱动力是什么?或者说,内部控制审计费用信息披露与否会对公司产生积极效应吗?如果答案是肯定的,那么仍有近一半的企业选择不披露内部控制审计费用,这种行为背后是否隐藏了某种信息以及此类信息的隐藏能否在一定程度上被投资者识别出进而影响公司价值?

本文试图基于信号传递与信息甄别的视角对内部控制审计费用披露情况及其经济影响进行考察。本文的创新和贡献在于:第一,在以往文献的基础上,本文拓展了内部控制审计费用的理论研究。第二,本文不仅研究内部控制审计费用自愿披露的积极效应,还试图从审计意见购买的角度阐释部分企业选择不披露的动机,有助于完整揭示内部控制审计费用披露与否背后隐含的信息。这不仅有助于企业、投资者、政府相关部门等更加深入地认识内部控制审计费用信息的重要价值,还能为监管部门有效发挥监管职能提供新思路。第三,随着内部控制审计费用自愿披露企业的增多和利益相关者的不断重视,本文的研究可为证监会等部门后续制定相关信息披露制度提供一定的参考。

二、理论分析与研究假设

(一)是否披露内部控制审计费用与内部控制审计质量
实施内部控制审计制度后,审计费用包括财务报表审计费用与内部控制审计费用两种。已有文献多是针对财务

报表审计费用自愿披露情况进行研究。Dye(1991)认为自愿披露审计费用的企业,由于不存在准租金对审计意见的影响,故审计独立性更高。Lai(2009)运用审计费用强制披露制度实施前后的数据进行研究,发现披露审计费用与审计师独立性增强有关,再次验证了 Dye(1991)的结论。此外,方军雄(2009)基于中国背景研究发现,自 2001 年开始实施的审计收费信息强制披露政策改善了我国的审计环境。现有文献均表明审计费用披露有利于增强审计独立性,提升审计质量。按此思路,内部控制审计费用的披露亦能起到提升内部控制审计独立性,进而提高内部控制审计质量的作用。

首先,根据信号传递理论,高质量公司的管理层有动机将公司高品质的信号及时传递给投资者,并聘请高质量审计师进行审计来增加信息披露可信度,以影响投资者的投资决策(王加灿,2015)。内部控制审计费用信息的自愿披露在很大程度上正是公司聘请高质量审计师,传递其审计高质量、公司高品质的一种信号。其次,从审计服务供给方(会计师事务所)看,被审计单位内部控制审计费用的自愿披露行为会引起投资者的关注,还可能被投资者用作日后的诉讼维权证据。审计服务信息公开越多,投资者获取的证据越多,会计师事务所面临的风险越大,其执业谨慎性会越强。从这个角度讲,上市公司内部控制审计费用的披露有助于促使会计师事务所任命能力较强的审计师并要求其提高执业能力与审计独立性(汤晓建和张俊生,2017),进而有助于提升内部控制审计质量。最后,内部控制审计费用的披露还可以反映出企业、投资者与监管机构较为关心的企业内部控制建设支出情况。各利益相关者对该信息的高度关注与重视也会间接给内部控制审计造成压力,减少上市公司与会计师事务所的“合谋”机会,有助于保证内部控制审计质量。综合以上分析,本文认为自愿披露内部控制审计费用可以在很大程度上反映出上市公司内部控制审计的高质量。因此,提出本文的第一个研究假设:

表 1 内部控制审计费用披露情况

年份	沪、深交易所 A 股上市公司中披露 内控审计报告的公司数量 (a)	在年报中说明支付了内部控制审计 费用但未披露其具体金额的公司 数量 (b) 及其占比 (c=b/a)	在年报中说明支付了内部控制审计 费用且披露其具体金额的公司数量 (d) 及其占比 (e=d/a)
2012	1 504 家	33 家, 占比 2.19%	697 家, 占比 46.34%
2013	1 802 家	34 家, 占比 1.89%	920 家, 占比 51.05%
2014	2 049 家	43 家, 占比 2.10%	1 206 家, 占比 58.86%
2015	2 248 家	59 家, 占比 2.62%	1 330 家, 占比 59.16%
2016	2 253 家	82 家, 占比 3.64%	1 370 家, 占比 60.81%

H1：自愿披露内部控制审计费用的上市公司，其内部控制审计质量更高。

(二)是否披露内部控制审计费用与财务报表审计质量

整合审计是指将内部控制审计与财务报表审计结合起来，由同一家会计师事务所执行。采用整合审计模式可以防止重复审计，提高审计效率与效果，可以兼顾被审计单位、会计师事务所和社会公众三方的利益(张龙平等，2009；李明辉和张艳，2010；唐建华等，2016)。在整合审计下，由同一会计师事务所进行的内部控制审计与财务报表审计必然形成一定的交叉，即内部控制审计情况必然或多或少的影响其财务报表审计质量。本文基于内部控制审计费用披露这一具体的视角，研究其对财务报表审计质量的影响。

以往内部控制审计费用披露的相关文献大多是在内部控制领域内部进行的研究(张宜霞，2011；李补喜和贺梦琪，2014；方红星等，2016；汤晓建和杜东英，2017；汤晓建和张俊生，2017)，未对内部控制审计费用披露与财务报表审计特征之间的关系进行深入考察。整合审计下，同一会计师事务所负责两项审计业务，其独立性在一定程度上是同样存在和适用的。由于公司披露内部控制审计费用时，其内部控制审计独立性更强(汤晓建和张俊生，2017)，我们可以合理推断公司披露内部控制审计费用时，其财务报表审计独立性也更强，审计质量也更高。

自愿披露内部控制审计费用对财务报表审计质量的影响路径主要包括：第一，与内部控制审计费用披露能反映内部控制审计质量的分析类似，被审计单位、会计师事务所、资本市场投资者与监管机构从自身利益出发，会充分利用内部控制审计费用信息可能带来的积极效应并规避潜在的风险。以上四大主体合力促使会计师事务所委派具备较高专业胜任能力的审计师，并督促其提高审计独立性与审计质量，故相对于不披露内部控制审计费用的公司而言，披露公司的内部控制审计质量与财务报表审计质量普遍较高。第二，整合审计时，财务报表与内部控制由同一项目小组审计。内部控制审计工作与财务报表审计工作相互借鉴，有效补充。自愿披露内部控制审计费用公司的内部控制审计质量高，其财务报表审计效率与效果亦更有保证。第三，自愿披露内部控制审计费用的企业，其内部控制质量高(汤晓建和杜东英，2017)，公司治理更加有效。当公司治理机制运行有效时，公司进行盈余管理的空间小，审计质量高(余宇莹和刘启亮，2007)。综合以上分析，本文可以合理认为自愿披露内部控制审计费用的公司其财务报表审计质量也较高。由此，提出本文的第二个研究假设：

H2：自愿披露内部控制审计费用的上市公司，其财务

报表审计质量更高。

(三)企业不披露内部控制审计费用行为背后所隐藏的信息：从审计意见购买的角度

根据上文分析，自愿披露内部控制审计费用具有积极的信号传递效应，为何仍有上市公司选择不披露？不能排除由于上市公司在与会计师事务所签订业务约定书时进行了联合定价，导致内部控制审计收费信息不可得而无法披露。但是，在我国当前审计市场竞争激烈的背景下，上市公司应该有能力将内部控制审计费用单独议价。因此，在某种程度上，联合定价造成内部控制审计费用信息不可得的情况与企业可以获得内部控制审计费用信息却选择不披露的情况类似，可视同为内部控制审计费用信息隐藏。为了全面探讨内部控制审计费用披露的经济影响，本文从审计意见购买的角度进一步剖析内部控制审计费用不披露行为背后所隐藏的“秘密”。

审计意见购买或变通是一种市场寻租行为，其主要实现方式包括：威胁取消合作协议、提出新的合作意向、提高审计费用或者其他价外费用等，其中审计费用受诸多因素影响，不确定性较大，最容易成为有效而隐蔽的审计意见购买方式(Francis，1984；杨和雄，2009)。随着我国审计费用的强制披露、新兴媒体的发展、审计市场监管环境日益完善、外部监管体系日臻成熟与证监会惩戒的不断加强，通过变更审计机构等手段进行审计意见购买已经不再“明智”。而内部控制审计的兴起，不仅为会计师事务所带来新的收入增长契机，更给企业的审计意见购买带来了机会。企业有可能会通过对外说明支付了内部控制审计费用来“解释”审计费用总额的“合理”增长，消除因审计费用总额增加带来的投资者对企业审计意见购买行为的怀疑，掩盖与会计师事务所合谋的迹象。可见，通过内部控制审计费用信息的不披露行为对审计意见购买迹象进行隐藏具有一定的“便利性”。

此外，在会计师事务所竞争日益激烈、利润空间不断压缩的背景下，内部控制审计作为一项新兴业务成为会计师事务所的重要收入来源与新利润增长点。在进行内部控制审计费用议价时，上市公司作为需求方占据有利地位和具有更强的议价能力。有时为了争取客户、维持并发展业务，会计师事务所不得不做出一定的妥协，包括在一定程度上接受上市公司提出的审计意见购买“请求”。而且我国内部控制审计起步晚，监管困难且监管体制不尽完善，企业与会计师事务所的此种“合谋”被发现的几率较小，这使得部分企业有机可乘，使用不披露内部控制审计费用的方法达到暗中购买审计意见的目的。也就是说，为了合理隐藏与会计师事务所的“合谋”行为，上市公司不披露内部控

制审计费用似乎是一个“明智”的选择。加之目前我国内部控制审计费用仍处于非强制披露阶段,通过内部控制审计费用信息的不披露行为对审计意见购买迹象进行隐藏具有一定的现实“可行性”。因此,不披露内部控制审计费用可能表明审计质量较差,企业可能以支付了内部控制审计费用为由间接增加审计费用总额,达成审计意见购买的目的。由此,提出本文的第三个假设:

H3:同等条件下,在未披露内部控制审计费用的样本中,审计费用总额的异常增加能显著降低企业内部控制或者财务报表被出具非标准审计意见的可能。

(四)自愿披露内部控制审计费用与企业价值

以往关于信息披露与市场价值的研究发现,公司财务信息的披露能有效减少资本市场的逆向选择(Bushman和Smith, 2007),促进公司价值的提升;企业非财务信息的披露也会影响企业价值。社会责任信息的披露可以改善资本市场信息环境(王艳艳等, 2014);环境规制信息的披露很可能降低资本市场的信息不对称程度,影响投资者行为(La Porta等, 2002)和企业价值(闫海洲和陈百助, 2017)。具体到内部控制领域,张继勋等(2011)验证了内部控制信息披露得越详细越能显著降低投资者感知的重大错报风险,提高其投资的可能性,否则会降低其投资的可能性。而且,不披露内部控制审计报告的企业,其公司价值低于披露企业的公司价值(黄惠平和宋晓静, 2012)。但是,目前尚无文献直接讨论内部控制审计费用这一信息的披露与公司价值的关系。

内部控制审计费用披露对公司价值的影响可能源自两个方面。一方面,随着强制性内部控制审计在我国不断推进,内部控制审计报告及与此相关的内部控制缺陷信息披露的附加价值下降,而内部控制审计费用披露作为一种几乎零成本的信息传递方式,具有新的信号传递作用。内部控制审计费用是由审计服务供给方(会计师事务所)与审计服务需求方(被审计单位)“讨价还价”决定的。它不仅反映企业内部控制建设支出状况,还可以揭露上市公司与会计师事务所之间有关独立性强弱、审计质量高低等信息。它的披露表明企业注重信息披露和运用信号传递手段解决投资者的信息不对称难题,主动接受投资者、监管机构的监督。因此,投资者可能会将其识别为有利信号,促进企业价值的提升;否则,可能会识别为信息隐藏,引起消极反应,不利于企业长期发展。另一方面,内部控制审计的目标之一是对内部控制有效性提供合理保证,从而保护股东及外部投资者的利益。内部控制审计费用信息与内部控制审计紧密相连,是企业的一项重要支出,该支出金额是否合理,是否与同类型企业具有可比性等都是投资者

关心的话题。因此,部分投资者可能自然而然更加偏好披露该信息的企业而降低对不披露企业的投资。

综合以上分析,提出本文的第四个假设:

H4:公司的内部控制审计费用自愿披露行为是一种积极的信号,对公司的市场价值具有正向影响。

三、研究设计

(一)实证模型与变量定义

为了验证假设1和假设2,本文建立模型(1),如下所示:

$$\begin{aligned} ICOP/AOP = & \alpha_0 + \alpha_1 Icaudis + \alpha_2 Big4 + \alpha_3 Size + \alpha_4 Lev + \alpha_5 Roa \\ & + \alpha_6 Loss + \alpha_7 Acco + \alpha_8 Inven + \alpha_9 Age + \alpha_{10} Soe \\ & + \alpha_{11} Icq + \alpha_{12} Sw + \sum Year + \sum Indus + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

借鉴Sharma和Sidhu(2001)、Lai(2009)、Chan和Wu(2011)的做法,我们用审计意见作为审计质量(AOP)的替代变量,当公司年度财务报表被出具非标准审计意见时,取值为1,表明审计质量高,否则为0。借鉴此思路,内部控制审计质量(ICOP)可用内部控制审计意见作为替代变量,当内部控制被出具非标准审计意见时,取值为1,代表内部控制审计质量较高,否则为0。解释变量Icaudis用来描述公司是否披露内部控制审计费用,若披露取值为1,否则为0。根据假设1和假设2,自愿披露内部控制审计费用的上市公司,两类审计质量均更高,因此我们预计变量Icaudis的回归系数(α_1)显著为正。为了控制其他可能对审计质量产生影响的因素,本文加入了相应的控制变量,具体的定义与计算方法参见表2。此外,本文还控制了行业(Indus)与年度(Year)效应。

为了验证假设3,借鉴Lennox(2000)、李青原和赵艳乘(2014)、翟胜宝等(2016)等的研究,本文建立模型(2),如下所示:

$$\begin{aligned} IC_AOP = & \beta_0 + \beta_1 Afee + \beta_2 Big4 + \beta_3 Age + \beta_4 Size + \beta_5 Lev + \beta_6 Roa \\ & + \beta_7 Loss + \beta_8 Acco + \beta_9 Inven + \beta_{10} Soe + \beta_{11} Icq + \beta_{12} Sw \\ & + \sum Year + \sum Indus + \delta \end{aligned} \quad (2)$$

在模型(2)中,被解释变量IC_AOP表示审计意见类型,若上市公司财务报表或内部控制被出具非标准的审计意见时取值为1,否则为0。解释变量Afee衡量异常审计费用,若审计费用提高超过10%,则该变量为1,否则为0。为了控制其他可能对审计质量产生影响的因素,本文加入了相应的控制变量,具体的定义与计算方法参见表2。此外,本文还控制了行业(Indus)与年度(Year)效应。

为了验证假设4,借鉴汪利钺和谭云清(2016)、韩宏稳和唐清泉(2017)、闫海洲和陈百助(2017)的研究,本文

建立多元回归模型(3),如下所示:

$$\begin{aligned} \text{TobinQ} = & \gamma_0 + \gamma_1 \text{Icaudis} + \gamma_2 \text{Size} + \gamma_3 \text{Lev} + \gamma_4 \text{Growth} + \gamma_5 \text{Soe} \\ & + \gamma_6 \text{Intang} + \gamma_7 \text{Eps} + \gamma_8 \text{Loss} + \gamma_9 \text{Share5} + \gamma_{10} \text{FirPor} \\ & + \gamma_{11} \text{Dual} + \gamma_{12} \text{Sep} + \sum \text{Year} + \sum \text{Indus} + \varphi \end{aligned} \quad (3)$$

在模型(3)中,被解释变量TobinQ表示公司价值,选取托宾Q值进行衡量。解释变量Icaudis用来描述公司是否披露内部控制审计费用,与模型(1)一致,若披露取值为1,否则为0。根据假设4,内部控制审计费用的披露与企业市场价值正相关,我们预计变量Icaudis的回归系数(γ_1)显著为正。为了控制其他可能对公司价值产生影响的因素,本文加入了相应的控制变量,具体的定义与计算方法参见表2。此外,本文还控制了行业(Indus)与年度(Year)效应。

(二)样本选取与数据来源

本文选取2012~2016年披露内部控制审计报告的A股上市公司为样本。在此基础上,我们根据以下原则进行数据筛选:(1)剔除金融保险行业的上市公司;(2)剔除上市不到一年的上市公司;(3)剔除上一会计年度未进行内部控制审计的上市公司;(4)剔除对内部控制与财务报表进行单独审计的上市公司;(5)剔除存在数据缺失的上市公司。最终,得到5482个观测值。为了规避极端值对检验结果的影响,本文对所有连续变量在1%和99%的水平上进行了Winsorize处理。

本文的数据来源如下:内部控制审计费用数据来自迪博内部控制与风险管理数据库(DIB);其余数据均源自国泰安数据库(CSMAR)。

表2 变量定义与说明

变量类别	变量符号	变量名称	变量解释
被解释变量	ICOP	内部控制审计意见	虚拟变量,公司当年内部控制被出具非标准审计意见时,取值为1,否则为0
	AOP	财务报表审计意见	虚拟变量,公司当年财务报表被出具非标准审计意见时,取值为1,否则为0
	IC_AOP	审计意见	虚拟变量,若上市公司财务报表或内部控制被出具非标准的审计意见时取值为1,否则为0
	TobinQ	公司价值	(股权的市场价值+负债的账面价值)/总资产账面价值
解释变量	Icaudis	是否披露内部控制审计费用	虚拟变量,披露内部控制审计费用时取值为1,否则为0
	Afee	异常审计费用	虚拟变量,若审计费用总额提高超过10%,则取值为1,否则为0
控制变量	Big4	是否被四大审计	虚拟变量,当年公司由国际四大审计时取值为1,否则为0
	Size	公司规模	公司期末资产总额的自然对数
	Lev	资产负债率	期末负债总额/期末资产总额
	Roa	总资产收益率	净利润/期末资产总额
	Loss	是否亏损	虚拟变量,公司当年经营发生亏损时取值为1,否则为0
	Acco	应收账款占比	期末应收账款净额/期末资产总额
	Inven	存货占比	期末存货余额/期末资产总额
	Age	上市年限	公司IPO以来所经历年数加1后取自然对数
	Soe	产权性质	虚拟变量,实际控制人为国有时取值为1,否则为0
	Icq	内部控制质量	迪博内部控制与风险管理数据库中内部控制指数的自然对数
	Sw	审计机构是否发生变更	虚拟变量,当年审计机构发生变更时取值为1,否则为0
	Growth	成长性	(当期期末营业收入-上期期末营业收入)/上期期末营业收入
	Intang	无形资产占比	期末无形资产/期末资产总额
	Eps	盈利能力	年末公司每股盈余
	Share5	股权集中度	公司前5位大股东持股比例之和
	FirPor	股权结构	第一大股东持股比重
	Dual	两职合一	虚拟变量,董事长和总经理两职合一时取值为1,否则为0
	Sep	两权分离度	实际控制人拥有上市公司控制权与所有权之差
	Year	年度	年度哑变量
	Indus	行业	行业哑变量

四、实证结果

(一)描述性统计

表3报告了主要变量的描述性统计结果。其中, Panel A 为回归模型中的变量分布情况; Panel B 为披露了内部控制审计费用子样本与未披露内部控制审计费用子样本在内部控制审计意见、财务报表审计意见等方面的差异检验结果。

由 Panel A 可知, ICOP 的均值为 0.0230, 说明在实施整合审计的上市公司中, 被出具内部控制审计非标准意见的占比为 2.3%。AOP 的均值为 0.0179, 中位数为 0, 说明整合审计中有 1.79% 的上市公司被出具了财务报表非标准审计意见。IC_AOP 的均值为 0.0350, 说明约有 3.5% 的实施整合审计的上市公司被出具内部控制或者财务报表非标准审计意见。TobinQ 的标准差为 1.9950, 说明不同企业间的公司价值存在较大差异。Icaudis 的均值为 0.6850, 表明样本中约

表 3 描述性统计

Panel A: 变量的分布情况

变量名称	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
ICOP	5 482	0.0230	0.1500	0	0	1
AOP	5 482	0.0179	0.1330	0	0	1
IC_AOP	5 482	0.0350	0.1840	0	0	1
TobinQ	5 482	2.0250	1.9950	0.1820	1.4290	11.9700
Icaudis	5 482	0.6850	0.4640	0	1	1
Afee	5 482	0.3000	0.4580	0	0	1
Big4	5 482	0.0841	0.2780	0	0	1
Age	5 482	2.4580	0.6600	0.6930	2.7080	3.2960
Size	5 482	22.5800	1.3460	19.9600	22.4100	26.5000
Lev	5 482	0.4770	0.2080	0.0563	0.4850	0.9090
Roa	5 482	0.0429	0.0418	-0.1020	0.0395	0.1710
Loss	5 482	0.0927	0.2900	0	0	1
Acco	5 482	0.1630	0.1650	0.0001	0.1160	0.7660
Inven	5 482	0.1000	0.0998	0	0.0677	0.4430
Soe	5 482	0.5930	0.4910	0	1	1
Icq	5 482	6.4860	0.1370	5.7740	6.5060	6.7560
Sw	5 482	0.0775	0.2670	0	0	1
Eps	5 482	0.3570	0.4970	-0.8910	0.2560	2.4420
Growth	5 482	0.1440	0.4330	-0.5390	0.0675	2.8860
Share5	5 482	0.5270	0.1590	0.1970	0.5250	0.8980
FirPor	5 482	0.3660	0.1550	0.0886	0.3480	0.7710
Dual	5 482	0.1320	0.3390	0	0	1
Sep	5 482	5.0120	7.7330	0	0	29.1000
Intang	5 482	0.0504	0.0612	0	0.0346	0.4090

Panel B: 分样本均值差异检验结果

变量名称	未披露子样本	自愿披露子样本	差异检验 (t 值)
ICOP	0.0130	0.0280	-3.428***
AOP	0.0060	0.0230	-4.361***
IC_AOP	0.0150	0.0440	-5.458***
TobinQ	2.4970	1.8090	12.014***

注: 均值差异检验采用 t 检验; ***, **, * 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平

表4 自愿披露内部控制审计费用与内部控制审计质量、财务报表审计质量

	(1) ICOP	(2) AOP
Icaudis	0.5565* (1.88)	1.2628*** (3.06)
Big4	-1.6109** (-2.33)	-0.8881* (-1.77)
Age	0.4241* (1.89)	0.2756 (0.89)
Size	0.0231 (0.23)	-0.7278*** (-6.19)
Lev	0.3557 (0.54)	4.9661*** (6.45)
Roa	-5.3454* (-1.72)	-7.6960 (-1.50)
Loss	0.3016 (0.86)	-0.0927 (-0.20)
Acco	-0.8980 (-0.95)	-3.4649** (-2.37)
Inven	1.6696* (1.76)	-1.8805 (-1.34)
Soe	-0.4401** (-2.09)	-0.6842** (-2.40)
Icq	-4.6900*** (-10.58)	-5.1738*** (-10.29)
Sw	0.5277* (1.70)	0.7111* (1.80)
cons	23.0144*** (6.34)	40.9828*** (8.80)
Year	YES	YES
Indus	YES	YES
Pseudo R ²	0.1979	0.3902
N	5 482	5 482
Chi-Square	277.0161	339.1702

注：表中括号内数字为z统计量；***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平

有68.5%的上市公司选择自愿披露内部控制审计费用，其余31.5%选择不披露。Loss的均值为0.0927，说明样本中约有9.27%的企业发生亏损。主要变量的分布在合理区间。

由Panel B可知，自愿披露子样本与未披露子样本在内部控制审计意见、财务报表审计意见、公司价值等方面均

表5 审计费用异常增加与非标准审计意见

	(1) 总样本	(2) 自愿披露子样本	(3) 未披露子样本
Afee	0.2818 (1.50)	0.3466* (1.70)	0.2830 (0.50)
Big4	-1.0986** (-2.30)	-1.3293** (-2.54)	-0.7063 (-0.67)
Age	0.6759*** (3.56)	0.2744 (1.36)	0.7835* (1.76)
Size	-0.2946*** (-3.54)	-0.3555*** (-4.10)	0.1081 (0.31)
Lev	2.4774*** (4.50)	2.7320*** (4.58)	-0.4123 (-0.22)
Roa	-5.2351* (-1.78)	-2.9162 (-0.98)	-19.4461 (-1.63)
Loss	0.1841 (0.62)	0.3010 (0.96)	-1.1736 (-1.10)
Acco	-2.7418*** (-3.10)	-3.1625*** (-3.21)	1.5314 (0.64)
Inven	-0.6311 (-0.71)	-0.5611 (-0.60)	0.0362 (0.01)
Soe	-0.2708 (-1.49)	-0.3255* (-1.70)	-0.2475 (-0.35)
Icq	-4.8723*** (-11.74)	-4.7007*** (-10.38)	-6.9339*** (-5.76)
Sw	0.6066** (2.38)	0.6344** (2.30)	0.5937 (0.77)
cons	29.9388*** (8.80)	32.0790*** (8.72)	37.3507*** (4.17)
Year	YES	YES	YES
Indus	YES	YES	YES
Pseudo R ²	0.2499	0.2388	0.3609
N	5 482	3 755	1 727
Chi-Square	327.4988	267.4094	72.8682

注：表中括号内数字为z统计量；***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平

存在显著差异。上述结果为本文的研究提供了初步证据。

(二)回归结果分析

1. 是否披露内部控制审计费用与内部控制审计质量、财务报表审计质量

表4栏(1)与栏(2)报告了假设1与假设2的检验结果。结果显示，变量Icaudis的回归系数均为正，其中自愿披露

表6 是否披露内部控制审计费用与公司价值

	系数	t 值
Icaudis	0.0907*	1.76
Size	-0.7956***	-25.25
Lev	-1.2165***	-6.73
Eps	0.5027***	10.55
Soe	-0.3692***	-7.07
Growth	0.2360***	3.71
Share5	1.7475***	8.39
Loss	0.5986***	5.64
FirPor	-0.6110***	-3.16
Dual	0.0922	1.30
Intang	0.0638	0.17
Sep	-0.0098***	-4.30
cons	18.5412***	30.11
Year	YES	
Indus	YES	
Adj. R ²	0.5142	
N	5 482	
F	98.56	

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平

内部控制审计费用与内部控制审计质量之间的回归系数在 10% 的水平上显著, 自愿披露内部控制审计费用与财务报表审计质量的回归系数在 1% 的水平上显著。以上结果表明, 相比于未披露内部控制审计费用的上市公司, 披露内部控制审计费用公司的内部控制审计质量与财务报表审计质量均更高。因此, 假设 1 与假设 2 得证。

2. 企业不披露内部控制审计费用的行为背后所隐藏的信息：从审计意见购买的角度

表 5 报告了假设 3 的检验结果。在控制其他变量后, 我们对模型 (2) 审计费用异常增加与审计意见进行分样本回归, 衡量不同子样本中是否存在审计意见购买迹象。首先, 对总样本进行回归, 结果列示为表 5 栏 (1); 其次, 分别对自愿披露子样本与未披露子样本进行回归, 检验审计费用异常增加与审计意见之间的关系, 结果分别列示为表 5 栏 (2) 与栏 (3)。

回归结果显示, 在自愿披露的子样本中, 审计费用异常增加与审计意见的回归系数为 0.3466, 在 10% 的水平上显著为正, 表明审计费用的异常增加提高了内部控制或财务报表被出具非标准审计意见的概率。这种现象的一种可能解释是, 在控制公司个体财务因素 (包括公司规模、资产负债率、总资产收益率、成长性等)、治理特征 (包括股权

结构、两职合一等) 与其他因素 (包括产权性质、上市年限等) 后, 审计费用异常增加是由审计风险引起的, 而审计风险的增加能够被审计师在执业过程中识别并反映在非标准审计意见上, 即明显不存在内部控制或者财务报表审计意见的购买迹象。

相比之下, 在未披露的子样本中, Afee 的回归系数不显著, 不存在审计费用异常增加对内部控制或者财务报表被出具非标准审计意见概率的提高作用。这一结果表明, 对不披露内部控制审计费用的上市公司而言, 其审计费用的异常增加可以防止审计意见变得更差。虽然该检验结果不能直接验证假设 3, 但是在一定程度上能够反映出未披露内部控制审计费用的子样本中存在审计意见购买 (审计意见不至于变得更差) 的迹象。

3. 是否披露内部控制审计费用与公司价值

表 6 报告了假设 4 的检验结果。如表 6 所示, Icaudis 的回归系数为 0.0907, 在 10% 的水平上显著, 表明相比于未披露内部控制审计费用的公司, 自愿披露内部控制审计费用的公司价值更高。因此, 假设 4 得证。同时, 以上结果意味着投资者在一定程度上能够识别出不披露内部控制审计费用的公司可能存在审计意见购买的迹象, 调整投资决策, 进而影响上市公司市场价值。

五、进一步分析

上文的研究结果表明, 相比于未披露内部控制审计费用的上市公司, 自愿披露公司的内部控制与财务报表审计质量均更高。除了关注上述是否披露内部控制审计费用的影响外, 本文还进一步单独选取自愿披露的上市公司作为研究样本, 探讨内部控制审计费用金额 (ICFEE) 对审计质量的影响。本文使用内部控制审计费用金额的自然对数衡量 ICFEE。

根据表 7 的回归结果可以发现, 对总样本而言, 内部控制审计费用金额与内部控制审计质量呈负相关关系, 说明内部控制审计费用过大时, 内部控制审计质量会偏低; 内部控制审计费用金额与财务报表审计质量无明显的相关性, 说明在上市公司自愿披露了内部控制审计费用的前提下, 该费用的具体金额不会对财务报表审计质量产生显著影响。具体到分样本, 内部控制审计费用金额对内部控制审计质量的负向影响主要存在于非国有企业中, 在国有企业中并不显著。内部控制审计费用金额对财务报表审计质量的影响也是存在差异的: 在国有企业中, 内部控制审计费用金额越大, 财务报表审计质量越高, 而这种正向影响在非国有企业中则不存在。

这一结论进一步表明了内部控制审计费用自愿披露的

表7 内部控制审计费用金额与内部控制/财务报表审计质量

	内部控制审计质量			财务报表审计质量		
	披露内控审计费用 的总样本	分样本		披露内控审计费用 的总样本	分样本	
		国有企业	非国有企业		国有企业	非国有企业
ICFEE	-0.4682 [*] (-1.72)	-0.0164 (-0.05)	-1.2166 ^{***} (-3.27)	0.3704 (1.19)	0.7937 [*] (1.79)	-0.3950 (-0.90)
Age	0.2203 (1.06)	0.6429 (1.54)	0.0923 (0.35)	0.3109 (0.86)	0.3951 (0.74)	0.3790 (0.98)
Size	0.1502 (1.17)	0.0451 (0.25)	0.2906 (1.40)	-0.8708 ^{***} (-5.52)	-0.9852 ^{***} (-3.86)	-0.8672 ^{***} (-3.41)
Lev	0.4458 (0.62)	1.1143 (1.17)	-0.5032 (-0.43)	5.5541 ^{***} (6.44)	7.5332 ^{***} (5.47)	3.7065 ^{***} (3.28)
Roa	-3.4691 (-1.10)	0.4797 (0.11)	-8.7012 [*] (-1.78)	-5.1031 (-1.00)	-7.0142 (-1.10)	-4.6866 (-0.53)
Loss	0.4871 (1.32)	0.5640 (1.28)	0.3304 (0.53)	-0.0914 (-0.20)	-0.3074 (-0.55)	-0.7032 (-0.79)
Acco	-1.6059 (-1.55)	-1.1382 (-0.98)	-1.6666 (-1.08)	-3.6295 ^{**} (-2.31)	-3.8970 (-1.60)	-4.0767 ^{**} (-1.98)
Inven	2.1969 ^{**} (2.07)	1.1742 (0.80)	4.0434 ^{**} (2.42)	-2.1090 (-1.45)	-3.2878 (-1.64)	0.5916 (0.25)
Big4	-2.1301 ^{**} (-2.19)	-2.1102 ^{**} (-2.15)		-0.9615 ^{**} (-2.15)	-1.4010 ^{***} (-2.92)	
Soe	-0.4854 ^{**} (-2.13)			-0.4850 (-1.58)		
Icq	-4.6400 ^{***} (-9.26)	-4.6384 ^{***} (-6.99)	-5.1838 ^{***} (-6.29)	-4.8560 ^{***} (-9.70)	-5.2576 ^{***} (-7.32)	-5.6570 ^{***} (-6.26)
Sw	0.3279 (0.91)	0.0410 (0.08)	0.9560 (1.62)	0.5729 (1.36)	0.5555 (0.83)	0.4373 (0.63)
cons	26.7926 ^{***} (5.56)	24.1482 ^{***} (4.10)	39.8384 ^{***} (5.34)	37.9839 ^{***} (7.88)	36.2429 ^{***} (5.76)	55.5095 ^{***} (5.99)
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Indus	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ²	0.1835	0.1625	0.2509	0.3765	0.4074	0.4102
N	3 583	2 339	978	3 583	2 339	978
Chi-Square	185.2963	117.3723	93.7710	296.9077	200.3747	131.7088

注：表中括号内数字为z统计量；***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平

另一重要意义，即如果上市公司均自愿披露了内部控制审计费用，监管部门可以将监管重点放在非国有企业上。

六、稳健性检验

为保证研究结论的可靠性，本文还进行了如下的稳健性测试。限于篇幅，本文未报告稳健性检验回归结果。

(一)倾向得分匹配法(PSM)

虽然上文通过计量模型得出了相应的结论，但是有可能存在样本自选择等内生性问题。借鉴闫海洲和陈百助(2017)与汤晓建和张俊生(2017)的做法，本文采用倾向得分匹配法(PSM)，通过构建配对组合应对内生性带来的负面影响。具体方法是，以公司是否自愿披露内部控制审

计费用为标准,将自愿披露内部控制审计费用的公司设定为处置组,运用倾向匹配得分法在未披露内部控制审计费用的公司中寻找与处置组样本相似的匹配对象,作为控制组。匹配变量包括:公司规模(Size)、资产负债率(Lev)、总资产收益率(Roa)、是否亏损(Loss)、存货占比(Inven)、成长性(Growth)、两职合一(Dual)、行业(Indus)和年度(Year)。由基于近邻方法利用配对样本进行回归分析的检验结果可知,Icaudis的回归系数全部显著为正,进一步验证了上文的研究假设1、假设2与假设4。

(二)对假设3检验模型进行变更

为了考察结论的稳健性,借鉴唐跃军(2007)的做法,本文采用与模型(2)不同的模型(4)进行回归分析以检验假设3。模型构建如下:

$$\begin{aligned} \text{ICAOP} = & \eta_0 + \eta_1 \text{Afee} + \eta_2 \text{Dope} + \eta_3 \text{Ddta} + \eta_4 \text{Loss} + \eta_5 \text{Growth} \\ & + \eta_6 \text{Size} + \eta_7 \text{Sw} + \sum \text{Year} + \sum \text{Indus} + v \end{aligned} \quad (4)$$

模型(4)中被解释变量为ICAOP,当内部控制与财务报表均为非标准审计意见时,取值为1,否则取值为0。这种衡量方法进一步将模型(2)中的审计意见IC_AOP细化,即认为企业进行审计意见购买时可能会同时考虑购买内部控制审计意见与财务报表审计意见,而不是只购买其中一种。控制变量Dope是指主营业务利润率差异,表示公司业绩,由t期(主营业务利润/主营业务收入)减去t-1期(主营业务利润/主营业务收入)计算求得;Ddta表示财务状况差异,由t期资产负债率减去t-1期资产负债率计算求得。其余变量的定义同表2。根据模型(4)的回归结果,在未披露内部控制审计费用的子样本中,审计费用的异常增加并不像自愿披露的子样本中具有提升企业内部控制和财务报表被同时出具非标准审计意见可能性的作用,即审计费用的异常增加具有防止审计意见变差的作用。此结果与前文的假设检验结果一致。

(三)其他稳健性检验

1. 将解释变量与控制变量滞后一期

虽然本文运用了PSM方法处理内生性问题,但假设1可能存在解释变量和被解释变量互为因果产生的内生性问题,即当内部控制或财务报表审计质量较高时,上市公司可能更倾向于进行内部控制审计费用的自愿披露。鉴于此,本文采用将是否自愿披露内部控制审计费用与有关控制变量分别滞后一期的方法进行稳健性测试。根据回归结果,是否自愿披露内部控制审计费用滞后一期后的变量Lag_Icaudis回归系数均显著为正,与前文的研究结果保持一致。

2. 考虑再融资变量对内部控制或财务报表审计质量影响

再融资是上市公司在证券市场上运用配股、增发或发行可转换债券等方式进行的直接融资。再融资有助于企业发展,但其本身受到审计意见的影响,需要具备一定的条件。为满足再融资所需标准与条件,上市公司有可能主动调整企业行为,比如进行审计意见的寻租等,这将对审计质量产生影响。因此,本文将再融资变量纳入模型(1)作为控制变量,观察结论是否依然稳健。借鉴Durnev和Kim(2005)、余琰和王春飞(2014)的研究,本文将再融资需求(EF)定义为:近两年总资产复合增长率减去近两年负债复合增长率与留存收益增长率之和。该值越大,说明企业的再融资需求越强。根据回归结果,Icaudis的系数均显著为正,即考虑再融资的影响后结论依然稳健。

3. 对财务报表审计质量度量方法进行变更

参考赵艳秉和张龙平(2017)的做法,我们使用财务重述作为财务报表审计质量的替代指标,当公司财务报表后期被重述,说明财务报表审计质量较低,取值为1,否则为0。自愿披露内部控制审计费用与财务重述的回归结果显示,Icaudis的系数为负,且在1%的水平上显著,表明自愿披露内部控制审计费用的公司其发生财务重述可能性明显较低,即审计质量明显更高,与前文的研究假设及回归结果保持一致。

七、结论及建议

本文利用2012~2016年沪深两市A股上市公司的经验数据,实证研究了内部控制审计费用自愿性披露的经济效果。研究结论主要有以下几点:(1)自愿披露公司总体上不存在明显的审计意见购买迹象,其内部控制审计质量与财务报表审计质量均较高;相比之下,未披露公司中存在审计意见购买迹象,其内部控制审计质量与财务报表审计质量均较低。(2)自愿披露内部控制审计费用可以对外传递一种积极的信号,并且这种信号能够在一定程度上被投资者识别,进而影响其投资决策,产生实际的经济后果。因此,我们可以合理推断:在资本市场上,内部控制审计费用披露会产生积极效应。

区别于已有研究,本文在以往文献的基础上,对内部控制审计费用披露情况及其经济影响进行了较为全面、系统的研究,有利于企业、投资者、政府相关部门等充分认识内部控制审计费用自愿性披露的重要性。具体地,根据本文研究结论,可以得到如下有益启示和建议:

1. 在内部控制审计报告强制披露的制度背景下,上市公司积极寻求新的信号传递方式,向投资者表明其投资前景与发展潜力。经本文研究发现,自愿披露内部控制审计费用可以有效地实现信号传递效应,自愿披露的企业拥有

更高的审计质量与市场价值。据此,虽然相关规定并未要求强制披露内部控制审计费用,上市公司也可以更主动地进行自愿披露,如实反映公司内部控制审计费用真实情况,以减少与投资者的信息不对称。这不仅有利于保护投资者利益,还能影响其投资决策,并进一步提升公司价值。

2. 自愿披露内部控制审计费用的企业盈余质量、审计质量都更高。因此,投资者在关注财务报表审计意见等重要信息的同时,还应当提高对内部控制信息披露的重视程度,充分利用该信息进行投资分析,并将其作为投资决策的依据之一,回归价值投资、理性投资。此外,会计师事务所应当勤勉尽责,增强自身独立性,鼓励企业进行内部控制审计费用的对外披露,并做好内部控制审计费用信息披露的“看门人”。

3. 建议监管机构重视上市公司内部控制审计费用的披露,不断增强内部控制信息披露质量,提高内部控制信息披露的全面性与有效性。如果上市公司内部控制审计费用信息披露少,企业、投资者、监管机构将难以判定上市公司在内部控制体系建设中的支出。内部控制审计费用信息不披露还可能隐藏着审计意见购买等违规行为。因此,监管部门应重视内部控制审计费用信息的披露,将其作为监管职能有效发挥的一个新思路,逐步完善与内部控制相关的监管体系与处罚规定。

主要参考文献：

- [1] 方红星,陈娇娇,于巧叶. 内部控制审计收费的影响因素研究[J]. 审计与经济研究, 2016, 31(4): 21-29.
- [2] 方军雄. 审计收费信息强制披露与审计环境的改善——来自中国审计市场的证据[J]. 中国会计评论, 2009, (4): 455-470.
- [3] 韩宏稳,唐清泉. 关联并购、产权性质与公司价值[J]. 会计与经济研究, 2017, (2): 78-90.
- [4] 黄惠平,宋晓静. 内控报告与会计信息质量及企业价值——基于沪市A股的经验研究[J]. 经济管理, 2012, (1): 122-128.
- [5] 李补喜,贺梦琪. 内部控制审计费用影响因素探析——基于我国上市公司的数据检验[J]. 经济问题, 2014, (9): 88-93.
- [6] 李明辉,张艳. 上市公司内部控制审计若干问题之探讨——兼论我国内部控制鉴证指引的制定[J]. 审计与经济研究, 2010, 25(2): 38-47.
- [7] 李青原,赵艳秉. 企业财务重述后审计意见购买的实证研究[J]. 审计研究, 2014, (5): 101-107.
- [8] 汤晓建,杜东英. 内部控制审计费用自愿披露提高了内部

- 控制质量吗?[J]. 会计与经济研究, 2017, (3): 92-106.
- [9] 汤晓建,张俊生. 自愿性披露内部控制审计费用能够提高内部控制审计独立性吗?[J]. 审计研究, 2017, (3): 90-96.
- [10] 唐建华,杨汉明,万寿琼. 美国企业内部控制审计的定位[J]. 审计研究, 2016, (4): 107-112.
- [11] 唐跃军. 审计收费、审计委员会与意见购买——来自2004-2005年中国上市公司的证据[J]. 金融研究, 2007, (4): 114-128.
- [12] 汪利钺,谭云清. 财政补贴、研发投入与企业价值[J]. 会计与经济研究, 2016, (4): 68-80.
- [13] 王加灿. 上市公司内部控制审计与年报及时性——基于OLS与分位数回归的证据[J]. 审计与经济研究, 2015, 30(3): 58-68.
- [14] 王艳艳,于李胜,安然. 非财务信息披露是否能够改善资本市场信息环境?——基于社会责任报告披露的研究[J]. 金融研究, 2014, (8): 178-191.
- [15] 闫海洲,陈百助. 气候变化、环境规制与公司碳排放信息披露的价值[J]. 金融研究, 2017, (6): 142-158.
- [16] 杨和雄. A股上市公司审计意见购买研究[J]. 审计与经济研究, 2009, 24(1): 40-45.
- [17] 余琰,王春飞. 再融资与股利政策挂钩的经济后果和潜在问题[J]. 中国会计评论, 2014, (1): 43-66.
- [18] 余宇莹,刘启亮. 公司治理系统有助于提高审计质量吗?[J]. 审计研究, 2007, (5): 77-83.
- [19] 翟胜宝,张雯,曹源,朴仁玉. 分析师跟踪与审计意见购买[J]. 会计研究, 2016, (6): 86-93.
- [20] 张继勋,周冉,孙鹏. 内部控制披露、审计意见、投资者的风险感知和投资决策:一项实验证据[J]. 会计研究, 2011, (9): 66-73.
- [21] 张龙平,陈作习,宋浩. 美国内部控制审计的制度变迁及其启示[J]. 会计研究, 2009, (2): 75-80.
- [22] 张宜霞. 财务报告内部控制审计收费的影响因素——基于中国内地在美上市公司的实证研究[J]. 会计研究, 2011, (12): 70-77.
- [23] 赵艳秉,张龙平. 审计质量度量方法的比较与选择——基于我国A股市场的实证检验[J]. 经济管理, 2017, (5).
- [24] Bushman, R.M., Smith, A.J. Financial Accounting Information and Corporate Governance[J]. Communication of Finance & Accounting, 2007, 32(1): 237-333.
- [25] Chan, K.H., Wu, D. Aggregate Quasi Rents and Auditor Independence: Evidence from Audit Firm Mergers in China[J]. Contemporary Accounting Research, 2011, 28(1): 175-213.

- [26]Durnev, A., Kim, E.H. To Steal or Not to Steal : Firm Attributes, Legal Environment, and Valuation[J]. Journal of Finance, 2005, 60(3) : 1461-1493.
- [27]Dye, R.A. Informationally Motivated Auditor Replacement[J]. Journal of Accounting & Economics, 1991, 14(4) : 347-374.
- [28]Francis, J.R. The Effect of Audit Firm Size on Audit Prices : A Study of the Australian Market[J]. Journal of Accounting & Economics, 1984, 6(2) : 133-151.
- [29]La Porta, R., Lopez-De-Silanes, F., Shleifer, A., Vishny, R. Investor Protection and Corporate Valuation[J]. Journal of Finance, 2002, 57(3) : 1147-1170.
- [30]Lai, K.W. Does Audit Quality Matter More for Firms with High Investment Opportunities?[J]. Journal of Accounting & Public Policy, 2009, 28(1) : 33-50.
- [31]Lennox, C. Do Companies Successfully Engage in Opinion-Shopping? Evidence from the UK[J]. Journal of Accounting & Economics, 2000, 29(3) : 321-337.
- [32]Sharma, D.S., Sidhu, J. Professionalism vs Commercialism : The Association Between Non-Audit Services (NAS) and Audit Independence[J]. Journal of Business Finance & Accounting, 2001, 28(5-6) : 563-594.

Does Voluntary Disclosure of Internal Control Audit Fees Have a Positive Effect?

——Based on the Perspectives of Signal Transmission and Information Selection

MO Dong-yan, YANG Zhen-zhen

Abstract: More and more listed companies begin to voluntarily disclose internal control audit fees in their annual reports. With the sample of China's A-share listed companies from 2012 to 2016, this paper examines the disclosure situation of internal control audit fees and its economic impact. The results show that the voluntary disclosure of internal control audit fees has a positive signal transmission effect and can improve internal control audit quality and financial statement audit quality. From the perspective of opinion-shopping, further analysis finds that there is no sign of opinion-shopping for companies that voluntarily disclose internal control audit fees. But for companies that don't disclose internal control audit fees, the sign of opinion-shopping exists. To some extent, this result further explains why some companies still don't disclose internal control audit fees, despite this disclosure may do good to their audit quality. In addition, the signal of whether companies voluntarily disclose internal control audit fees or not can be recognized by investors to a certain extent, and lead to actual economic consequences.

Key words: internal control audit fees; information disclosure; audit quality; opinion-shopping

(责任编辑 张雨吟)

税收征管机构党员比例与企业税收规避

刘慧龙¹, 曹雅丽²

(1. 对外经济贸易大学 国际商学院, 北京 100029 ;

2. 北京工商大学 商学院, 北京 100048)

摘要：企业税收规避是政府、企业和学术界均非常关注的热点问题。本文研究了税务局党员比例对企业所得税规避的影响，结果发现：税务局党员比例提高可以减少企业所得税规避程度，没有证据表明此效应是因党员知识和经验水平较高导致的；此效应在税收规避动机较强、制度环境较差地区的公司中更加明显；税务局党员比例的提高增加了企业税收规避的成本。上述结果表明，税收征管机构的党员能够更有效地制约企业税收规避行为，党员和非党员之间的这种差异在工作环境越复杂、任务越艰巨的条件下更加明显。本文增进了我们对税务局税收征管行为和企业税收规避行为的认识。

关键词：税收规避；反避税；税收征管

中图分类号：F275；F812 **文献标志码：**A **文章编号：**2095-8838(2018)04-0067-12

一、引言

2008年，中国修订后的《企业所得税法》引入了一般反避税条款，首次用法律的形式确定反避税原则；2014年12月2日，中国国家税务总局发布了《一般反避税管理办法（试行）》，为规范一般反避税管理提供了依据。在此背景下，企业税收规避行为的影响因素逐渐成为了学术界的研究热点。税务局的人员结构对于发现和防止企业税收规避可能具有重大影响，因此，研究税务局人员结构与企业税收规避之间的关系，对于我们认识税务局的税收征管行为和企业税收规避行为、改善税务局的税收征管工作，具有重要价值。在中国，税务局的很大一部分工作人员是党员，并且，党员在价值观、知识和能力、组织和动员、监督和评价机制等方面与其他人员存在差异，导致其行为模式及在税收征管中的作用与其他人员会有差异。因此，税务局的党员对企业税收规避的影响，是研究税务局人员结构与企业税收规避关系的重要视角。

我们推测，税务局的党员有利于税务局制约企业税收规避行为。这是因为：一方面，党员往往更容易接受并具备“舍己为公”的价值观，且因入党遴选机制使得其通常在知识和能力上较为优秀，具有更强的组织纪律性、更容易被动员、受到了更严格的监督及更高的道德期望，机会主义行为会较少；另一方面，税收征管是一项专业性很强的工作，且其过程中很容易出现寻租、腐败问题。党员在价值观、知识和能力、组织和动员、监督和评价机制方面的特点可能会有利于税务局更好地开展税收征管工作，防止和发现企业税收规避行为。

我们利用《中国税务年鉴》披露的独特数据，以中国A股上市公司数据为样本，实证检验了税务局的党员比例对企业税收规避的影响。我们的研究思路与主要发现是：首先，在未控制税务局人员学历和年龄的情况下，党员比例提高能够降低企业税收规避程度。然后，我们控制了税务局人员学历和年龄特征，发现党员比例与企业税收规避程度间的负向关系并非是党员知识和经验水平较高导致的。

收稿日期：2018-03-05

基金项目：国家自然科学基金项目(71772038)

作者简介：刘慧龙(1980-)，男，湖南耒阳人，副教授；

曹雅丽(1989-)，女，河北邢台人，讲师。

接下来,我们进行了截面差异分析,发现党员比例与企业税收规避程度间的负向关系在企业税收规避动机较强和地区制度环境较差时更加明显。然后,我们还进一步检验了党员比例对企业税收规避边际成本的影响,发现党员比例提高,增加了企业税收规避的边际成本。最后的系列稳健性检验没有改变我们的结论。总而言之,本文发现税务局中的党员增加了企业税收规避边际成本。

本文的可能贡献有:第一,本文从税务局党员比例这一独特视角开展研究,丰富了企业税收规避影响因素方面的研究。现有文献虽然对企业税收规避的影响因素开展过广泛深入的研究,可是,极少有文献研究过税收监管机构特征对企业税收规避行为的影响,本文可以增进我们对中国税务局的税收征管行为和企业税收规避行为的认识。第二,本文在一定程度上丰富了党员行为及其行为后果方面的文献。现有文献主要研究的是党员在就业市场或社会地位上的表现,以及企业内党员或党组织对企业行为及业绩的影响等方面的问题,鲜有文献研究政府机构中的党员会如何影响政府行为和企业行为这方面的重要问题。因此,本文可以增进我们对党员行为,以及党员对政府行为和企业行为的影响的认识。

下文内容结构安排如下:第二部分对相关文献进行了回顾;第三部分是理论分析与研究假设;第四部分介绍了研究设计;第五部分报告了实证结果并进行了分析;第六部分是结论。

二、文献回顾与研究假设

(一)主要文献回顾

现有文献研究了大量可能影响企业税收规避的因素,涵盖了企业自身特征、经营环境、中介机构和社会公众、税收征管等方面。企业自身特征方面,激励机制可能影响高管税收规避动机,是关注较多的因素(Armstrong等,2012);通过影响公司治理,股权结构可能影响企业税收规避行为,也是现有文献考察的热点因素(Bird和Karolyi,2017);高管是实施税收规避并从中可能获益的主要行动主体,因此,高管特质得到了较多关注(Law和Mills,2017)。此外,现有文献还考察了信息披露(Gallemore和Labro,2014)、社会责任履行情况(Hoi等,2013)、内部控制(Bauer,2016)、组织结构(Zhang等,2016)、董事会结构(Lanis和Richardson,2011)、企业声誉(Graham等,2014)等因素对企业税收规避的影响。经营环境方面,已有文献发现,当地工会力量(Chyz等,2013)、国家信贷信息共享系统(Beck等,2014)、融资约束(Edwards等,2016)、地区社会资本(Hasan等,2017)、信息披露监管(Kubick等,2016)、地

区制度环境(刘慧龙和吴联生,2014)等均对企业税收规避有重要影响。中介机构和社会公众方面,现有文献主要考察了分析师行为(Allen等,2014)、外部审计师(Klassen等,2016)、公众压力(Dyrenge等,2016)等因素对企业税收规避的影响。税收征管方面,税收征管力度(Atwood等,2012)、税务局的税务审计(Hoopes等,2012)、税法与会计制度在收入和费用确认上的一致性程度(Atwood等,2012)、地方政府在税收征管中的利益冲突(Tang等,2017)等被发现是影响企业税收规避的重要因素。可见,现有文献已对企业税收规避的影响因素开展了非常广泛的研究,其中对企业自身特征方面的因素尤其重视,尽管有少量文献研究了税收征管对企业税收规避的影响,但是,考察税收征管机构特征与企业税收规避之间关系的研究还很罕见。然而,税收征管机构是税收征纳关系中的关键行为主体,其特征对企业税收规避行为可能会产生重大影响。因此,税收征管机构特征应是企业税收规避影响因素研究的重要方向。本文通过考察税务局党员比例对企业税收规避的影响,在一定程度上弥补了现有文献忽视税收征管机构特征与企业税收规避行为之间关系的不足,将增进我们对税务局税收征管行为的认识,丰富企业税收规避影响因素方面的研究。

关于企业内党员或党组织对企业行为及业绩的影响方面,现有文献主要研究了企业家党员对企业业绩、企业慈善捐赠、企业获取银行贷款等的影响,以及党组织对大股东掏空、企业业绩、企业慈善捐赠行为、企业高管私有收益、企业社会保险覆盖率、公司股价崩盘风险等的影响。其中,Li等(2008)发现党员企业家提高了中国民营企业的业绩;高勇强等(2011)没有发现党员企业家会显著影响企业慈善捐赠行为和捐赠水平;Guo等(2014)发现党员企业家能够帮助企业获得更多的银行贷款;Chang和Wong(2004)发现公司党委可以约束大股东掏空行为;梁建等(2010)发现建立了党组织的企业更愿意参与慈善捐赠;Dong等(2016)发现设置了党委的私有企业的社会保险覆盖率更高;Li和Chan(2016)发现党委能够降低国有企业的股价崩盘风险;陈仕华等(2014)发现纪委能够抑制国有企业高管的非货币性私有收益。

虽然现有文献已经就党员行为及其后果进行了一定的实证研究,但是,上述文献要么只是涉及到党员对个人行为或利益的影响,要么只是涉及到企业内党员。在中国,研究政府机构中的党员对政府行为和企业行为的影响,可能具有重要的价值。本文通过研究税务局党员比例对企业税收规避行为的影响,在一定程度上可以弥补现有文献的不足。

(二)研究假设的提出

我们构建了一个理论分析框架(如图1所示),用来分析税务局党员如何通过影响税务局税收征管行为,进而影响企业税收规避。其基本思想是,党员和非党员在价值观、知识和能力、组织和动员、监督和评价机制方面的不同,会使他们在税收征管过程中的动机和行为出现差异,进而影响税务局税收征管效率。

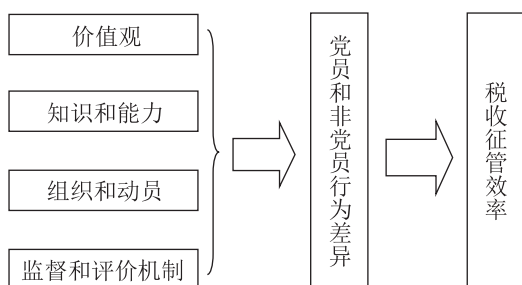


图1 理论分析框架

价值观方面,党员可能更愿意接受或更可能具备“舍己为公”的价值观。共产党要求党员应“舍己为公”,因此,平均来看申请加入共产党的人可能更容易接受“舍己为公”的价值观,而成为党员之后,因长期接受这种价值观教育,更可能具备了“舍己为公”的价值观。这种价值观有助于约束个人的自利之心,减少个人在工作中的机会主义行为,提高工作效率。因此,如果税务局党员比例较高,税务局工作人员的机会主义行为可能会较少,税收征管工作的组织和行动效率会更高,进而有助于发现和防止企业避税行为,降低企业税收规避程度。可见,从价值观角度来看,预计税务局党员比例提高能够降低企业税收规避程度。

知识和能力方面,平均来看党员可能要强于非党员。这是因为,中国共产党在党员发展过程中有严格的遴选机制。《中国共产党章程》将中国共产党的性质定位于“中国工人阶级的先锋队,同时是中国人民和中华民族的先锋队,是中国特色社会主义事业的领导核心,代表中国先进生产力的发展要求,代表中国先进文化的前进方向”,《中国共产党发展党员工作细则》也要求基层党组织应吸收先进分子入党。“先进”不仅是指在政治信仰、道德水准上要达到标准,知识和能力也是极其重要的考虑因素。例如,大学里能够成为党员的学生,往往学习成绩好、综合素质较高。这样一来,党员的知识和能力平均来看会高于非党员。税收征管是一种专业性非常强的工作,对专业知识和能力的要求较高。党员较高的专业知识和能力,可能有助于发现和防止企业税收规避行为。因此,从知识和能力角度来看,预计税务局党员比例提高能够降低企业税收规避程度。

组织和动员方面,整体来看党员可能更容易被组织和动员起来。任何组织,若要生存,必然要能在一定程度上组

织和动员其成员团结一致为组织目标而服务。历史发展过程已经表明,中国共产党在这方面具有很大的优势。中国共产党非常重视组织纪律,将遵守党的组织纪律作为评价党员党性的一项重要标准,并且在宣传动员方面也很有经验;正是因为具有极强的组织和动员能力,中国共产党才能领导中国革命成功并成为中国的执政党。在中国,政府机构不仅可以通过行政科层关系来组织和动员党员,还可以发挥党组织在组织和动员方面的优势。税务局工作人员对其工作任务的态度会对税收征管效率会产生重要影响,工作人员越是愿意接受并努力完成工作任务,税收征管工作就会开展得越顺利,就越容易发现和防止企业的税收规避行为。党员较高的组织纪律性使其更容易接受并努力完成其工作任务,因此,从组织和动员角度来看,预计税务局党员比例提高能够降低企业税收规避程度。

监督和评价方面,党员不仅要受到所有适用于其他人员的监督机制的约束,还要受到党内监督机制的约束,并且,党内监督机制对道德水准和工作态度要求往往更多、更严格。长期以来,由于宣传机构对党员道德水准和工作态度上的高要求进行了广泛宣传,认为党员应“全心全意为人民服务”“大公无私”“舍己为公”“发挥先锋模范作用”,人们很容易对党员的道德水准和工作态度产生更高的期望,党员所供职的组织机构也很容易对党员形成更高的期望。例如,当组织实现其目标遇到困难时,往往会要求本组织的党员能够发挥先锋模范作用,促进组织目标的实现。这样一来,党员在工作中的机会主义行为可能会更少,努力程度和工作目标可能会更高。税收征管是一种很容易出现寻租行为的工作,监管和社会期望所带来的压力对于约束征管人员的机会主义行为、提高征管力度具有非常重要的作用。因此,从监督和评价机制来看,预计税务局党员比例提高能够降低企业税收规避程度。

综合以上,我们提出了如下研究假设:

假设:税务局党员比例提高能够减少企业税收规避程度。

三、研究设计

(一)回归模型

我们设计了如下回归模型以检验本文的研究假设:

$$\begin{aligned}
 \text{TaxAvoidance} = & \beta_0 + \beta_1 \text{CP} + \beta_2 \text{NSOE} + \beta_3 \text{TR} + \beta_4 \text{Market} \\
 & + \beta_5 \text{MSHD} + \beta_6 \text{Growth} + \beta_7 \text{Size} + \beta_8 \text{Lev} \\
 & + \beta_9 \text{ROA} + \beta_{10} \text{Loss} + \beta_{11} \text{Invent} + \beta_{12} \text{PPE} \\
 & + \beta_{13} \text{Intang} + \beta_{14} \text{Invi} + \sum \gamma_i \text{Industry}_i \\
 & + \sum \delta_i \text{Year}_i + \varepsilon
 \end{aligned}$$

被解释变量TaxAvoidance代表了企业所得税规避程

度,我们采用了两种常用的实际所得税率(ETR)指标来衡量。其中, $ETR1 = (\text{所得税费用} - \text{递延所得税费用}) / (\text{税前利润} - \text{递延所得税费用} / \text{法定税率})$ (Shevlin, 1987); $ETR2 = \text{所得税费用} / (\text{税前利润} - \text{递延所得税费用} / \text{法定税率})$ (Stickney 和 McGee, 1982)。ETR1 和 ETR2 反向衡量了企业所得税规避程度。解释变量 CP 代表了税务局党员的比例,我们使用各省地税局共产党员人数与地税局总人数之比来衡量^①。

参照现有文献及相关法规,我们控制了 NSOE、TR、Market、MSHD、Growth、Size、Lev、ROA、Loss、Invent、PPE、Intang、Invi, 以及行业虚拟变量和年份虚拟变量。其中:(1) NSOE 衡量了最终控制人性性质,如果是非国有产权,则 NSOE=1,否则 NSOE=0。吴联生(2009)等研究表明,国有控股公司的税收规避程度要低于非国有控股公司,因此我们控制了 NSOE。(2) TR 是法定所得税率。由于中国企业的法定所得税率存在多个档次,因此我们控制了 TR。(3) Market 为地区市场化指数(樊纲等, 2011)。刘慧龙和吴联生(2014)发现,地区市场化程度越高,企业实际所得税税负越高,因此我们控制了 Market。(4) MSHD 衡量了高管是否持有公司股份,若持有,则 MSHD=1,否则 MSHD=0。高管对企业税收规避具有重要影响(Dyrenge 等, 2010),而税收规避对高管利益的影响可能会受高管是否持股的影响,因此我们控制了 MSHD。(5) Growth 衡量了公司营业收入增长率。营业收入增长率与企业税收规避存在一定的关系(Gupta 和 Newberry, 1997),因此,我们控制了 Growth。(6) Size 为公司资产规模的自然对数。Zimmerman(1983)认为,大公司容易受到关注,避税成本较高,因此我们控制了 Size。(7) Lev 等于总负债除以总资产。由于债务利息具有抵税作用,因此我们控制了 Lev。(8) ROA 为公司资产收益率。有研究发现盈利水平与企业实际所得税税负呈负向关系(Wu 等, 2007),因此我们控制了 ROA。(9) Loss 衡量了公司上一年度是否发生过亏损,如果是,则 Loss=1,否则 Loss=0。企业亏损可在一定期间内抵扣后续期的应纳税所得额,因此我们控制了 Loss。(10) Invent 为存货与总资产之比。相关研究发现,存货占总资产的比例与公司实际所得税税负呈正向关系(Wu 等, 2007),因

此,我们控制了 Invent。(11) PPE 为固定资产与总资产之比。固定资产折旧给企业税收规避提供了空间, Gupta 和 Newberry(1997)发现 PPE 与公司税负负相关,因此,我们控制了 PPE。(12) Intang 等于无形资产与总资产之比。无形资产摊销也能给企业税收规避提供空间,因此,我们控制了 Intang。(13) Invi 等于投资收益与总资产之比。为避免重复征税,投资收益中的一部分是可以免税或抵税的,进而会影响企业实际所得税税负,因此,我们控制了 Invi。

(二) 样本与数据来源

本文的样本期间为 1999~2007 年,以 1999 年作为样本选择的起始年份,是因为我们需要用到股权性质方面的数据,而我们能够从 CSMAR 数据库获得的股权性质方面数据的最早年份为 1999 年;以 2007 年作为样本期间的终止年份,是因为我们只能从《中国税务年鉴》中获取税务局党员人数和总人数方面的数据,而《中国税务年鉴》自 2008 年起,不再提供省级层面的税务局党员人数和总人数方面的数据^②。本文初始样本由样本期间内中国 A 股非金融类上市公司年度数据构成,在剔除变量数据存在缺失的样本之后,我们获得了 8 405 个测试样本。表 1 报告了样本的年份和行业分布情况。

本文所使用的数据,除税务局人员特征数据来自于 2000~2008 年度的《中国税务年鉴》之外,地区市场化数据来自于樊纲等(2011),国有控股公司隶属级别数据由手工收集而成,其他数据均来自于 CSMAR 数据库。在数据处理过程中,如果按原取值公式计算出来的 ETR1(ETR2)的值超过了 1,我们保留观测值并令 ETR1(ETR2)的值等于 1^③;如果 ETR1(ETR2)取值公式中分子小于 0,则保留相关观测值并令 ETR1(ETR2)的值等于 0(Gupta 和 Newberry, 1997);如果 ETR1(ETR2)取值公式中分母小于 0,则将相关观测值予以剔除(Wu 等, 2007)。考虑到变量 Growth、Lev、ROA 存在极端值,我们对这些变量在 1% 和 99% 分位进行了 Winsorize 处理。

四、实证结果

(一) 变量描述与相关性分析

表 2 报告了主要变量的描述性统计结果。变量 ETR1

①一方面,我们无法获得地市及以下级别税务局及其分支机构的相关数据,因此只能使用省级层面的数据;另一方面,本文研究样本期间内,绝大多数上市公司的企业所得税由地税系统征收,但仍有部分上市公司的企业所得税由国税系统征收,因此,我们在主回归中先使用地税局的数据,后续再对这一问题进行稳健性测试。

②当年的《中国税务年鉴》提供的是上一年税务局人员特征数据。

③Adhikari 等(2006)和 Wu 等(2007)等的做法是将这些观测值剔除,这可能会带来样本选择偏误问题。按照他们的方法进行处理,也不会改变本文的结论,限于篇幅,相关统计结果没有报告。

表 1 样本分布

a. 样本年份分布										
年份	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	合计
样本数	645	729	803	879	1 002	1 025	1 034	1 115	1 173	8 405
b. 样本行业分布										
农、林、牧、渔业	146			住宿和餐饮业			50			
采矿业	120			房地产业			446			
制造业	5 070			租赁和商务服务			96			
电力、燃气及水的生产和供应	390			水利、环境和公共设施管理			80			
建筑业	158			居民服务和其他服务			38			
交通运输、仓储和邮政	355			文化、体育和娱乐业			33			
信息传输、计算机服务和软件业	273			综合类			472			
批发和零售	678			合计			8 405			

表 2 主要变量描述性统计结果

变量	均值	中位数	最小值	最大值	标准差
ETR1	0.215	0.175	0.000	1.000	0.166
ETR2	0.210	0.169	0.000	1.000	0.171
CP	0.542	0.556	0.270	0.826	0.117
NSOE	0.297	0.000	0.000	1.000	0.457
TR	0.223	0.150	0.060	0.330	0.090
Market	7.086	6.980	1.720	11.710	2.237
MSHD	0.549	1.000	0.000	1.000	0.498
Growth	0.280	0.174	-0.773	3.789	0.577
Size	21.230	21.132	14.158	27.300	1.007
Lev	0.477	0.477	0.078	1.908	0.206
ROA	0.055	0.045	-0.118	0.224	0.044
Loss	0.082	0.000	0.000	1.000	0.275
Invent	0.158	0.125	0.000	0.896	0.138
PPE	0.306	0.280	-0.206	0.960	0.182
Intang	0.036	0.019	-0.027	0.797	0.056
Invi	0.006	0.001	-0.057	0.097	0.016
Education	0.310	0.296	0.025	0.694	0.159
Experience	0.159	0.155	0.056	0.289	0.046

(ETR2) 的均值、中位数、标准差分别是 0.215(0.210)、0.175(0.169)、0.166(0.171), 说明样本实际所得税率的均值和中位数分别约为 21% 和 17%, 样本实际所得税率差异较大; 变量 CP 的均值、中位数、最小值、最大值、标准差分别是 0.542、0.556、0.270、0.826、0.117, 说明样本所处地区的地税局平均约有 54% 的人为党员, 其党员比例的最低值为 27%, 最高值约为 82.6%, 地区差异较大。上述样本数据较大的差异, 为我们的研究提供了较好的基础。NSOE 的均值为 0.297, 说明有约 29.7% 的样本为非国有控股公司的年度数据。Education 衡量了税务局拥有大学本科及以上学历的人数占税务局总人数的比例, 其均值为 0.310, 显示样

本公司所处地区的地税局平均约有 31% 的工作人员拥有大学本科及以上学历。Experience 衡量了税务局年龄达到或超过 45 岁的人数占税务局总人数的比例, 其均值为 0.159, 说明样本本公司所处地区的地税局平均约有 15.9% 的工作人员达到或超过了 45 岁。

表 3 报告了主要变量的 Pearson 相关系数。无论是 ETR1 还是 ETR2, 均与 CP 显著正相关, 说明税务局党员比例越高, 企业实际所得税率越高, 与本文研究假设的预期是一致的; 两个 ETR 指标均与 Education 和 Experience 显著正相关, 说明税务局人员的学历水平和年龄与企业实际所得税率存在正相关关系; CP 与 Market 显著正相关, 显

表3 主要变量 Pearson 相关系数

	ETR1	ETR2	CP	NSOE	TR	Market	MSHD	Growth	Size	Lev	ROA	Loss	Invent	PPE	Intang	Invi	Education	Experience
ETR1	1																	
ETR2	0.948***	1																
CP	0.132***	0.097***	1															
NSOE	-0.005	-0.022**	0.197***	1														
TR	0.301***	0.281***	0.372***	0.113***	1													
Market	0.122	0.108*	0.275***	0.215***	0.205**	1												
MSHD	-0.025*	-0.014	-0.131**	-0.136**	-0.083**	-0.073**	1											
Growth	-0.025**	-0.021*	0.035**	0.065**	0.022*	0.015	-0.073**	1										
Size	0.067**	0.079**	0.077**	-0.133**	0.058**	0.191***	0.061**	0.030**	1									
Lev	0.044	0.027	0.099	0.110**	0.124	0.130	-0.086**	0.122	0.080**	1								
ROA	-0.132	-0.102	0.052	0.042	-0.004	0.048	-0.013	0.128*	0.070*	-0.234**	1							
Loss	-0.064**	-0.076	0.041**	0.065**	0.061**	0.026*	-0.086**	0.040	-0.182**	0.262**	-0.149**	1						
Invent	0.113	0.103	0.002	0.065**	0.026*	0.122	-0.033	0.091	0.057**	0.208**	-0.085**	-0.007	1					
PPE	0.001	0.004	0.120**	-0.126**	0.127	-0.063	0.048	-0.033	0.163**	-0.078**	0.053	-0.004	-0.455***	1				
Intang	-0.016	-0.029	0.040*	0.075**	0.041	-0.005	-0.033**	0.001	-0.134**	0.008	-0.055**	0.102	-0.155**	-0.021**	1			
Invi	-0.167	-0.149	-0.097	0.026*	-0.114*	0.105	0.042	-0.056	-0.030	-0.023	0.134**	0.071	-0.068**	-0.185***	-0.014	1		
Education	0.131***	0.093***	0.501***	0.260***	0.322***	0.687***	-0.173**	0.026**	0.185***	0.173**	0.046**	0.049**	0.096**	-0.008	0.021**	0.030**	1	
Experience	0.070**	0.041**	0.087***	0.167***	0.130**	0.513***	-0.057**	-0.004	0.178**	0.121**	0.013	0.053**	0.049**	0.003	0.023	0.091**	0.473***	1

注：***、**、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 水平上显著

示市场化程度越高地区的地税局,其工作人员中党员的比例越高;CP与Education和Experience均显著正相关,意味着党员的学历水平和年龄平均来看要高于非党员,这说明,党组织更倾向于吸纳那些更优秀的人才(如学历较高)成为党员,通过遴选机制成为党员需要经历的较长时间,可能也使得党员的平均年龄要高于其他人员。

(二)基本回归结果

表4报告了模型的回归结果。当因变量为ETR1时,CP的回归系数在1%水平上显著;当因变量为ETR2时,CP的回归系数在5%水平上显著。这说明,税务局党员比例增加减少了企业税收规避程度,与本文研究假设的预期是一致的。

上文指出,党员知识和能力较高,可能是导致税务局党员比例提高能减少企业税收规避的重要原因。我们进一步控制了税务局人员学历(Education)和年龄特征(Experience)。预期Education和Experience的回归系数应当显著大于0,且控制Education和Experience之后,CP的回归系数应当显著变小。表5报告了相关的回归结果。其中,Education的回归系数在两次回归过程中均不显著,且符号均为负,与预期不符;Experience的回归系数在因变量为ETR1的回归过程中显著大于0(显著性水平为10%),但在因变量为ETR2的回归过程中不显著;无论因变量是ETR1还是ETR2,控制Education和Experience之后,CP的回归系数单从数值来看不仅没有变小,反而有所变大。这些结果意味着,没有证据可以认为党员具有较高的知识水平和工作经验是导致税务局党员比例与企业税收规避程度呈负向关系的原因。

(三)截面差异分析

1.企业税收规避动机强度对税务局党员比例与企业税收规避程度之间关系的影响

我们认为,企业税收规避动机较强时,会愿意投入更多的资源、安排更多和

表4 基本回归结果

	ETR1		ETR2	
	系数	t 值	系数	t 值
截距	0.014	0.34	-0.109**	-2.50
CP	0.053***	2.77	0.049**	2.44
NSOE	-0.014***	-3.40	-0.011**	-2.57
TR	0.485***	21.55	0.484***	20.75
Market	0.005***	4.51	0.005***	5.15
MSHD	-0.003	-0.77	-0.003	-0.82
Growth	-0.007**	-1.98	-0.006*	-1.77
Size	0.004**	1.97	0.007***	3.73
Lev	-0.027***	-2.52	-0.027**	-2.51
ROA	-0.496***	-11.63	-0.374***	-8.76
Loss	-0.046***	-5.01	-0.048***	-5.19
Invent	0.076***	4.02	0.071***	3.60
PPE	-0.035***	-2.98	-0.034***	-2.91
Intang	-0.047	-1.36	-0.060*	-1.74
Invi	-1.258***	-11.76	-1.104***	-9.48
行业效应	已控制		已控制	
年份效应	已控制		已控制	
Adj.R ²	0.161		0.145	
F 值	44.69		39.57	
样本数量	8 405		8 405	

注：回归标准误差经公司和年份双重Cluster调整，***、**、* 分别代表在1%、5%和10%水平上显著（下同）

表5 进一步控制税务局人员的知识和经验水平

	ETR1		ETR2	
	系数	t 值	系数	t 值
CP	0.064***	3.27	0.055***	2.67
Education	-0.014	-0.66	-0.008	-0.33
Experience	0.081*	1.70	0.045	0.92
其他变量	已控制		已控制	
Adj.R ²	0.162		0.145	
F 值	42.49		37.56	
样本数量	8 405		8 405	

更复杂的活动来进行税收规避，这会给税收征管带来更多的挑战，同时，也给党员制约企业税收规避提供了更多的空间。因此，预期党员比例与企业税收规避之间的负向关系在企业税收规避动机较强时更加明显。

企业产权性质在一定程度上可以区分企业税收规避动机。国有控股公司的税收规避动机较弱：首先，税收贡献是政府考核国有企业管理层业绩的一个重要方面，创造更多税收可以为国有控股公司的管理层带来更好的业绩评价结果，这会弱化国有控股公司的税收规避动机，而非国有控股公司则不存在类似问题。其次，国有控股公司的控股

股东和管理层本质上都是代理人，并不享有最终的剩余索取权，使得其税收规避动机较弱。第三，已有文献（吴联生，2009）和表4的统计结果也表明，国有控股公司的税收规避程度要低于非国有控股公司。因此，我们预计，税务局党员比例与企业税收规避程度间的负向关系在非国有控股公司中会更加明显。表6报告了相关结果。国有控股公司子样本的两次回归结果中，CP的回归系数均不显著；非国有控股公司子样本的两次回归结果中，CP的回归系数均显著大于0。并且，差异检验结果（未报告）显示，CP的回归系数在两组子样本中具有显著的差异。这些结果说明，党员

表6 以是否国有控股区分企业避税动机

	ETR1				ETR2			
	国有		非国有		国有		非国有	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
CP	0.032	1.37	0.128***	3.55	0.034	1.43	0.081**	2.02
其他变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
Adj.R ²	0.157		0.189		0.150		0.154	
F 值	35.83		16.26		29.17		12.94	
样本数量	5 907		2 498		5 907		2 498	

表7 以法定税率区分企业避税动机

	ETR1				ETR2			
	低法定税率		高法定税率		低法定税率		高法定税率	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
CP	0.037	1.61	0.115***	3.29	0.028	1.13	0.109***	3.00
其他变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
Adj.R ²	0.095		0.094		0.080		0.092	
F 值	14.68		10.66		12.33		10.49	
样本数量	4 846		3 559		4 846		3 559	

表8 地区制度环境对党员比例与企业避税程度间关系的影响

	ETR1				ETR2			
	制度环境较好		制度环境较差		制度环境较好		制度环境较差	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
CP	-0.005	-0.17	0.125***	4.35	-0.022	-0.65	0.122***	4.17
其他变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
Adj.R ²	0.173		0.145		0.146		0.143	
F 值	24.59		20.43		20.24		20.01	
样本数量	4 175		4 230		4 175		4 230	

比例与企业税收规避程度间的负向关系在非国有控股公司中更加明显,与预期一致。

法定税率也可以较好地区分企业税收规避动机。企业最终是通过应纳税所得额来确定企业所得税负担的,法定税率越高,每减少一单位应纳税所得额带来的所得税节约就会越多,从而激发企业形成更强的税收规避动机。因此,法定税率较高企业的税收规避动机较强。表7报告了以样本的法定所得税率的中位数为界进行分组回归的统计结果。法定税率较低企业子样本的两次回归结果中,CP的回归系数均不显著;法定税率较高企业子样本的两次回归结果中,CP的回归系数均在1%水平上显著大于0。并且,差异检验结果(未报告)显示,CP的回归系数在两组子样本回归结果中具有显著差异。这些结果说明,共产党员在企业税收规避方面的制约效应在法定税率较高的公司中更加明显,与预期一致。

综合表6和表7的结果可以看出,税务局党员比例与企业税收规避程度间的负向关系在企业税收规避动机较强时更加明显。

2. 制度环境对税务局党员比例与企业税收规避程度间关系的影响

制度环境主要是通过影响税务局的行为,进而影响企业税收规避程度以及税务局党员比例与企业避税程度间关系的。制度环境较好,意味着法律法规及其执行机制较为完善,政府治理水平较高。在此环境中,税务局征税行为也会更加严格(刘慧龙和吴联生,2014)。当法律法规及其执行机制较为完善、政府治理水平较高时,税收征管人员也会更加严格、规范地依照税收法规的要求,对企业进行税收征管和稽查。由于税收征管人员无权要求企业超出法律法规要求的范围缴纳税款,当制度环境较好时,随着非党员更加严格、规范地依照税收法规的要求对企业进行税收

表9 税收征管队伍中共产党员对企业避税边际成本的影响(因变量=TobinQ)

	(1)		(2)	
	系数	t 值	系数	t 值
截距	18.528***	47.14	18.511***	47.32
TaxAvoidance	-1.090***	-3.00	-1.150***	-3.35
TaxAvoidance × CP	1.208*	1.86	1.384**	2.31
CP	-1.443***	-6.86	-1.484***	-7.48
NSOE	-0.029	-0.94	-0.028	-0.90
Market	0.022***	3.11	0.023***	3.14
MSHD	0.006	0.22	0.006	0.23
Growth	0.051*	1.70	0.052*	1.71
Size	-0.742***	-41.19	-0.741***	-41.16
Lev	0.503***	4.46	0.503***	4.46
ROA	12.504***	26.55	12.558***	26.81
行业效应	已控制		已控制	
年份效应	已控制		已控制	
Adj.R ²	0.549		0.549	
F 值	310.79		310.61	
样本数量	8 405		8 405	

征管和稽查,党员和非党员对企业税收规避的影响差异将会变小。因此,我们预期税务局党员比例与企业税收规避程度间的负向关系在制度环境较差的地区会更加明显。参照刘慧龙和吴联生(2014)的做法,我们使用樊纲等(2011)编制的地区市场化指数来衡量地区制度环境好坏。表8报告了以地区市场化指数的中位数为界分组回归的统计结果。制度环境较好地区的子样本的两次回归结果中,CP的回归系数均不显著;制度环境较差地区的子样本的两次回归结果中,CP的回归系数均在1%水平上显著大于0。并且,差异检验结果(未报告)显示,CP的回归系数在两组子样本回归结果中具有显著差异。这些结果说明,税务局党员比例与企业税收规避程度的负向关系在制度环境较差地区中更加明显,与预期一致。

(四)稳健性测试^④

1. 替换税务局党员比例衡量指标

1994年分税制改革后,省级及以下级别的行政区域设置了国税和地税两个税收征管机构系统。并非所有企业的所得税都归属地税系统征管,部分企业的所得税归属国税系统征管。一般情况下,企业需要同时与国税和地税打交道,不管其企业所得税是否归属国税(地税)管辖,它们往往会有一些其他税种归属于地税(国税)管辖。企业所得

税规避行为总是会涉及其他税种,地税(国税)可以通过其他税种的征管而影响企业所得税规避行为。由于企业所得税规避在理论上可能同时受到地税和国税两个机构的影响,仅使用地税局党员比例难以反映这种“综合效应”。鉴于此,我们使用“地区地税和国税党员人数之和占其总人数之和的比例”替换“地税局党员比例”,进行稳健性测试。由于“地区地税和国税党员人数之和占其总人数之和的比例”既包括了地税局党员的影响,又包括了国税党员的影响,能够反映它们的综合影响。不管因变量是ETR1还是ETR2,其回归结果与上文中对应的回归结果是一致的,因此,以“地区地税和国税党员人数之和占其总人数之和的比例”替换“地税局党员比例”,并不会改变文章的结论。

2. 替换税收规避衡量指标

税收规避指标的计量误差可能影响本文结论的可靠性。鉴于此,我们拟使用相关文献中常用的另外两个指标来进行稳健性测试:ETR3=所得税费用/税前利润(Porcano, 1986)^⑤;BTD=(税前利润-所得税费用/名义税率)/期末总资产(Hanlon和Heitzman, 2010)。根据取值方式,ETR3反向反映了企业税收规避程度,BTD正向反映了企业税收规避程度。不管因变量是ETR3还是BTD,其回归结果与上文中对应的回归结果是一致的,因此,改变

④限于篇幅,本文未列示稳健性测试结果,读者可向作者索取。

税收规避的衡量方法并没有改变本文的研究结论。

(五)进一步研究:税务局党员比例对企业避税边际成本的影响

我们认为,税务局党员比例提高能够减少企业税收规避程度,其根本原因在于税务局党员比例的提高增加了企业避税的边际成本。因此,除了上述检验过程之外,我们还试图通过检验税务局党员比例对企业避税边际成本的影响,对本文研究假设及其背后的理论机制进行进一步的检验。避税的边际成本可以用避税程度与企业价值之间的关系来反映。每单位避税给企业价值带来的正面效应越小,意味着避税的边际成本越高。因此,我们可以通过考察共产党员比例(CP)对企业避税与企业价值之间关系的影响,来检验共产党员比例对企业避税边际成本的影响。我们以TobinQ^⑥来衡量企业价值,以ETR1和ETR2来衡量企业税收规避程度(TaxAvoidance)。ETR1和ETR2越高意味着企业实际税率越高,税收规避程度越低。如果共产党员能够在更大程度上提高企业避税的边际成本,那么,实际税率减少对企业价值的正向影响会随着税务局党员比例的增加而减弱,也意味着实际税率增加对企业价值的负向影响也会随着税务局党员比例的增加而减弱。因此,我们预期ETR1(ETR2)与TobinQ的负向关系将会随着共产党员比例(CP)的增加而变弱。表9报告了相关的统计结果,其中,列(1)以ETR1衡量TaxAvoidance,列(2)以ETR2衡量TaxAvoidance。两次回归结果中,TaxAvoidance的回归系数均显著小于0,意味着企业实际所得税率的增加降低了企业价值,换句话说,税收规避程度的增加对企业价值有正向影响;TaxAvoidance×CP的回归系数在两次回归过程中均显著大于0,说明企业实际所得税率与企业价值的负向关系随着共产党员比例的增加而变弱,即企业税收规避程度与企业价值的正向关系随着共产党员比例的增加而变弱,由此可见,共产党员比例的增加的确提高了企业避税的边际成本,支持了我们的预期。

五、结论

本文研究了税务局党员比例对企业税收规避的影响。研究发现,税务局党员比例的提高可以减少企业所得税规避程度,并且,没有证据表明这种影响是由于党员知识和

经验水平平均较高导致的;除此以外,税务局党员比例对企业所得税规避的影响在非国有控股和高法定税率这类税收规避动机较强的企业和处于制度环境较差地区的企业中更加明显;税务局党员比例的提高增加了企业税收规避的成本,体现为税收规避对企业价值的正向作用会随着税务局党员比例的增加而降低。综合来看,相比税务局中的非党员,税务局中的党员能够更好地制约企业税收规避行为。

本文的研究具有如下启示意义:首先,本文的发现在一定程度上表明,在政府机构内部,党员比非党员在工作上平均来看表现得更加优秀,显示党员能够发挥“先锋队”的模范带头作用,提高了政府依法执政的水平;其次,本文的研究表明,越是在任务比较艰巨和环境较为复杂的条件下,如企业税收规避动机较强、制度环境较差时,党员越是能够体现出“先锋队”的模范带头作用;再次,税收征管机构的特征,对其税收征管行为可能产生重要影响,进而对企业税收规避产生重要影响,我们应加强对税收征管机构特征对税收征管行为、企业税收规避的影响方面的研究,以增进我们对税收征管机构征管行为和企业税收规避行为的认识,改善我们对税收征管工作的管理,提高税收征管效率。

本文也存在一定的局限性。首先,我们未能进一步考察税务局党员比例与企业税收规避之间的关系究竟是理论分析框架中的价值观、知识和能力、组织和动员、监督和评价机制中的哪一个(或几个)造成的。其次,我们只是考察了省级税务局党员比例对其辖区内企业税收规避的影响,未能深入到税务所党员比例和征管员个人层面。再次,跨地区研究容易存在遗漏变量问题带来的不利影响,且受限于数据的可获得性,很难彻底解决。本文属于跨地区研究,尽管我们参考现有文献控制了大量公司和地区特征,但是,本文的结论依然可能会受到遗漏变量问题的影响。并且,由于税务局党员比例具有较强的稳定性,这也导致我们不太方便运用固定效应回归方法或控制公司、地区固定效应来缓解所遗漏的不随时间变化的公司或地区特征因素的影响,因为这可能会在很大程度上吸收税务局党员比例对企业税收规避的影响,致使回归结果严重有偏。本文在上述方面的局限性,也是未来研究的机会,后续研究可以通过弥补上述不足,进一步推进相关的工作。

⑤与ETR1和ETR2的数据处理过程类似,如果按原取值公式计算出来的ETR3的值超过了1,则保留观测值,并令ETR3的值等于1;如果ETR3取值公式中分子小于0,则保留相关观测值,并令ETR3的值等于0;如果ETR3取值公式中分母小于0,则将相关观测值予以剔除。

⑥TobinQ=(股权市场价值+负债账面价值)/总资产的账面价值。在数据处理过程中,考虑其存在一定的极端值现象,我们对其在1%和99%分位进行了Winsorize处理。

主要参考文献：

- [1] 陈仕华, 姜广省, 李维安, 王春林. 国有企业纪委的治理参与能否抑制高管私有收益? [J]. 经济研究, 2014, (10): 139-151.
- [2] 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]. 经济科学出版社, 2011.
- [3] 高勇强, 何晓斌, 李路路. 民营企业社会身份、经济条件与企业慈善捐赠 [J]. 经济研究, 2011, (12): 111-123.
- [4] 李爽, 陆铭, 佐藤宏. 权势的价值: 党员身份与社会网络的回报在不同所有制企业是否不同? [J]. 世界经济文汇, 2008, (6): 27-43.
- [5] 梁建, 陈爽英, 盖庆恩. 民营企业的政治参与、治理结构与慈善捐赠 [J]. 管理世界, 2010, (7): 109-118.
- [6] 刘慧龙, 吴联生. 制度环境、所有权性质与企业实际税率 [J]. 管理世界, 2014, (4): 42-52.
- [7] 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.
- [8] Allen, A., Francis, B.B., Wu, Q., Zhao, Y. Monitoring or Pressure : The Impact of Analyst Coverage on Corporate Tax Avoidance[R]. University of Nebraska-Lincoln Working Paper, 2014.
- [9] Armstrong, C., Blouin, J., Larcker, D. The Incentives for Tax Planning[J]. Journal of Accounting and Economics, 2012, 53 : 391-411.
- [10] Atwood, T.J., Drake, M.S., Myers, J.N., Myers, L.A. Home Country Tax System Characteristics and Corporate Tax Avoidance : International Evidence[J]. The Accounting Review, 2012, 87 : 1831-1860.
- [11] Bauer, A.M. Tax Avoidance and the Implications of Weak Internal Controls[J]. Contemporary Accounting Review, 2016, 33(2): 449-486.
- [12] Beck, T., Lin, C., Ma, Y. Why do Firms Evade Taxes? The Role of Information Sharing and Financial Sector Outreach[J]. Journal of Finance, 2014, 69 : 763-817.
- [13] Bird, A., Karolyi, S.A. Governance and Taxes : Evidence from Regression Discontinuity[J]. The Accounting Review, 2017, 92(1): 29-50.
- [14] Chang, E.C., Wong, S.M.L. Political Control and Performance in China's Listed Firms[J]. Journal of Comparative Economics, 2004, 32(4): 617-636.
- [15] Chyz, J., Leung, W., Li, O., Rui, O. Labor Unions and Tax Aggressiveness[J]. Journal of Financial Economics, 2013, 108 : 675-698.
- [16] Dong, Z., Luo, Z., Wei, X. Social Insurance with Chinese Characteristics : The Role of Communist Party in Private Firms[J]. China Economic Review, 2016, 37 : 40-51.
- [17] Dyreng, S.D., Hanlon, M., Maydew, E. The Effects of Executives on Corporate Tax Avoidance[J]. The Accounting Review, 2010, 85 : 1163-1189.
- [18] Dyreng, S.D., Hoopes, J.L., Wilde, J.H. Public Pressure and Corporate Tax Behavior[J]. Journal of Accounting Research, 2016, 54(1): 147-186.
- [19] Edwards, A., Schwab, C., Shevlin, T. Financial Constraints and Cash Tax Savings[J]. The Accounting Review, 2016, 91(3): 859-881.
- [20] Gallemore, J., Labro, E. The Importance of the Internal Information Environment for Tax Avoidance[J]. Journal of Accounting and Economics, 2014, 60(1): 149-167.
- [21] Graham, J.R., Hanlon, M., Shevlin, T., Shroff, N. Incentives for Tax Planning and Avoidance : Evidence from the Field[J]. The Accounting Review, 2014, 89 : 991-1023.
- [22] Guo, D., Jiang, K., Kim, B.Y., Xu, C. Political Economy of Private Firms in China[J]. Journal of Comparative Economics, 2014, 42(2): 286-303.
- [23] Gupta, S., Newberry, K. Determinants of the Variability in Corporate Effective Tax Rate : Evidence from Longitudinal Data[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 1997, 16 : 1-39.
- [24] Hanlon, M., Heitzman, S. A Review of Tax Research[J]. Journal of Accounting and Economics, 2010, 50 : 127-178.
- [25] Hasan, I., Hoi, C.K., Wu, Q., Zhang, H. Does Social Capital Matter in Corporate Decisions? Evidence from Corporate Tax Avoidance[J]. Journal of Accounting Research, 2017, 55(3): 629-668.
- [26] Hoi, C.K., Wu, Q., Zhang, H. Is Corporate Social Responsibility (CSR) Associated with Tax Avoidance? Evidence from Irresponsible CSR Activities[J]. The Accounting Review, 2013, 88 : 2025-2059.
- [27] Hoopes, J.L., Mescall, D., Pittman, J.A. Do IRS Audits Deter Corporate Tax Avoidance? [J]. The Accounting Review, 2012, 87(5): 1603-1639.
- [28] Klassen, K.J., Lisowsky, P., Mescall, D. The Role of Auditors, Non-Auditors, and Internal Tax Departments in Corporate Tax Aggressiveness[J]. The Accounting Review, 2016, 91(1): 179-205.
- [29] Kubick, T.R., Lynch, D.P., Mayberry, M.A., Omer, T.C.

- The Effects of Regulatory Scrutiny on Tax Avoidance : An Examination of SEC Comment Letters[J]. The Accounting Review, 2016, 91(6) : 1751-1780.
- [30]Lanis, R., Richardson, G. The Effect of Board of Director Composition on Corporate Tax Aggressiveness[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2011, 30 : 50-70.
- [31]Law, K.K.F., Mills, L.F. Military Experience and Corporate Tax Avoidance[J]. Review of Accounting Studies, 2017, 22 (1) : 141-184.
- [32]Li, H., Meng, L., Wang, Q., Zhou, L.A. Political Connections, Financing and Firm Performance : Evidence from Chinese Private Firms[J]. Journal of Development Economics, 2008, 87 : 283-299.
- [33]Li, X., Chan, K.C. Communist Party Control and Stock Price Crash Risk : Evidence from China[J]. Economics Letters, 2016, 141 : 5-7.
- [34]Porcano, T.M. Corporate Tax Rates : Progressive, Proportional, or Regressive[J]. Journal of the American Taxation Association, 1986, 7 : 17-31.
- [35]Shevlin, T. Taxes and Off-Balance-Sheet Financing : Research and Development Limited Partnership[J]. The Accounting Review, 1987, 62 : 480-509.
- [36]Stickney, C.P., McGee, V.E. Effective Corporate Tax Rates : The Effect of Size, Capital Intensity, Leverage and Other Factors[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 1982, 1 : 125-152.
- [37]Tang, T.Y.H., Mo, P.L.L., Chan, K.H. Tax Collector or Tax Avoider? An Investigation of Intergovernmental Agency Conflicts[J]. The Accounting Review, 2017, 92 (2) : 247-270.
- [38]Wu, L., Wang, Y., Lin, B., Li, C., Chen, S. Local Tax Rebates, Corporate Tax Burdens, and Firm Migration : Evidence from China[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2007, 26 : 555-583.
- [39]Zimmerman, J.L. Taxes and Firm Size[J]. Journal of Accounting and Economics, 1983, 5 : 119-149.

Communist Party Members in the Taxation Bureau and Corporate Tax Avoidance

LIU Hui-long, CAO Ya-li

Abstract: Corporate tax avoidance is a common concern among the government, firms, as well as the scholars. This paper studies the effects of Communist Party members in the Taxation Bureau on corporate tax avoidance. We find that the level of corporate tax avoidance declines with the increase of the proportion of Communist Party members in the Taxation Bureau. There is no evidence to support this effect is derived from the Communist Party members' education and experience. The negative relationship between the proportion of Communist Party members in the Taxation Bureau and corporate tax avoidance is more pronounced in firms with stronger tax avoidance incentives or located in provinces whose institutional environments is poorer. The positive effect of tax avoidance on firm value decreases with the increase of the proportion of Communist Party members in the Taxation Bureau. All the results show that the Communist Party members in the Taxation Bureau benefit Taxation Bureau to restrain corporate tax avoidance, which is more obvious when they are faced with complicated working conditions and arduous tasks. This paper is valuable for us to understand the tax administration of Taxation Bureau and the tax avoidance of firms.

Key words: tax avoidance ; anti-tax avoidance ; tax administration

(责任编辑 王安琪)

CFO 异质性与盈余管理

张宏亮, 王靖宇, 王淑霞

(北京工商大学 商学院, 北京 100048)

摘要: 本文基于 2006~2016 年沪深主板上市公司的数据, 结合高层梯队理论和管理层自利理论, 对 CFO 个人特征对盈余管理的影响进行了实证检验。研究发现, CFO 的性别、任职年限、学历背景、专业水平、年龄、薪酬特征会显著降低企业的盈余管理程度, CEO 控制权的增加会抑制 CFO 的个人特征与盈余管理之间的负相关关系, 国企 CFO 个人特征与盈余管理的相关关系相比于非国企而言不是十分显著。本文丰富了盈余管理的相关研究, 对加强 CFO 选聘、完善公司治理也有一定的现实意义。

关键词: CFO 异质性; 盈余管理; 高层梯队理论; 管理层自利理论

中图分类号: F832.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 2095-8838 (2018) 04-0079-11

一、引言

管理层的信息管理行为是导致股票价格不稳定的重要因素。由于盈余管理的隐蔽性特征, 其成为了企业管理层对“坏信息”进行隐藏的手段, 从而使得“好消息”和“坏消息”的披露出现非对称性 (Jones, 1991)。因此, 管理层出于隐藏公司真实业绩为目的的盈余管理一直受到理论界的关注。

就盈余管理的动机来看, 学术界普遍认为企业高管可能会出于薪酬和职位的考虑进行业绩粉饰行为 (许年行等, 2013), 公司治理结构、内部控制及机制上的缺陷也给管理层进行盈余管理创造了空间 (黄文伴和李延喜, 2010)。此外, 管理团队的特征也是引起盈余管理的动因之一 (Graham 等, 2005; 陈德球等, 2011; Demerjian, 2012)。值得关注的是, CFO 是整个企业中直接掌握会计信息形成的全过程的关键管理人员, 其对于盈余管理的态度和动机会极大影响到企业的会计信息质量。

那么, 本文所关心的是, CFO 个人特征的差异是

否会对公司的盈余信息质量产生影响? 如果有影响, 会产生哪些影响? 另外, CEO 的权力是否会对 CFO 的盈余管理行为产生相应的作用? 如果这些问题能够得到回答, 不仅会丰富对盈余管理的相关研究, 也将为完善公司治理、提高公司市场化水平提供借鉴和依据。

二、文献综述

所谓盈余管理, 是指公司高管在会计准则范围内, 将财务报告中的盈余信息调整到令他们满意水平的行为 (Davidson 等, 1986)。学术界的研究主要集中在盈余管理的方式、动机及经济后果方面。关于盈余管理的具体方式, 早期的研究主要关注的是应计项目的盈余管理 (Jones, 1991), 主要是指管理层提前确认收入或延期确认费用来提高公司当期盈余。但这种盈余管理的实质是将未来的盈余提前确认, 很容易导致未来的盈余反转 (程富和王福胜, 2015)。Roychowdhury (2003) 观测到另一种盈余管理方式——真实的盈余管理, 并通过模型进行了度量。相比于

收稿日期: 2017-12-16

基金项目: 北京市自然科学基金项目 (9164035)

作者简介: 张宏亮 (1974-), 男, 河北行唐人, 副教授, 博士;

王靖宇 (1992-), 男, 河北廊坊人, 北京工商大学商学院硕士研究生;

王淑霞 (1992-), 女, 山东德州人, 北京工商大学商学院硕士研究生。

应计项目的盈余管理,真实的盈余管理隐蔽性更强(Cohen和Zarowin, 2010),更难以被发现,而且会影响正常的经营决策,对未来期间的业绩会造成更大的负面影响(王福胜等, 2014)。分类转移盈余管理作为一种新的盈余管理方式也受到了学术界的关注,这种方式只是改变了企业的盈余结构,不会改变企业的净利润(McVay, 2006),即通过线上项目和线下项目的调整,增加永久性盈余,减少暂时性盈余(周夏飞和魏炜, 2015)。这种盈余管理方式成本更低、隐蔽性更强,但在我国企业中是否普遍存在,学术界还没有得出一致的结论。

后来关于盈余管理的研究主要集中在企业管理层进行盈余管理的动机及其经济后果方面。动机方面,有研究表明,企业内部的以会计盈余为基础的分红计划是高管进行盈余管理的动机所在(Healy, 1985)。基于管理层防御理论,高管为避免被解雇从而确保代理权的稳定,有进行盈余管理的动机(Chava和Purnanandam, 2016)。另外,债务契约(Frank和Goyal, 2007)、深化与政府的政治关联(杜兴强等, 2012)以及激励性的股利契约(DuCharme等, 2004)也是诱发高管进行盈余管理的动因。关于盈余管理导致的经济后果,主要集中在特定经济业务方面。如企业出于IPO的目的,有较强的盈余管理动机推升股票的发行价格,但IPO之后,随着企业的持续经营,会计应计容易出现大幅反转,从而导致业绩严重下滑(Bebchuk和Fried, 2003)。也就是说,公司在IPO前倾向于进行正向盈余管理,盈余管理程度越高, IPO后业绩下降幅度越大(陈祥有, 2010)。此外,企业高管在股权再融资前也倾向于使用盈余管理以粉饰报告盈余,后期的利润反转也会引起业绩的下降(Ge等, 2011)。

近年也有学者关注了管理团队的个体对盈余管理的影响, CFO作为管理团队的财务负责人,有能力也有动机对会计应计项目产生影响,自然会成为研究的重点方向。CFO自身要承担包括受托责任和经营责任在内的双重责任(杜胜利, 2010)。一方面, CFO有责任将准确的财务信息传递给外部投资者,但另一方面, CFO会受到来自治理层特别是其直接上级CEO的压力(Feng等, 2011),如果CEO有进行盈余管理的意愿,那么这两种因素的相互作用势必会对盈余管理产生复杂的影响。

综上所述,盈余管理的问题在委托代理公司治理模式下由来已久,以往对于盈余管理的研究也不在少数,但对管理者的异质性研究尚存不足。虽然有少数文章特别关注了CFO对于盈余管理的作用及后果,但也主要从宏观上分析了CFO对公司治理方面的影响及后果。关于CFO自身的特征对盈余管理影响的研究不够充分,鉴于盈余管理问题

关系到我国的投资者保护建设以及资本市场的稳定运行,进一步深化对于盈余管理方面的研究就显得尤为重要。

三、假设的提出

我国的市场化程度在改革开放的进程中不断提高,企业的现代公司治理机制日益完善。但随着现代企业中两权分离程度的不断深化,委托代理问题也逐步凸显,为了缓解代理成本,现代企业基本采取了以薪酬为代表的物质激励和以职务晋升为代表的非物质激励相结合的激励机制。短期激励主要是基于会计盈余的分红计划,存在分红的情况下,企业高管存在通过粉饰业绩以谋求高额报酬的动机。长期激励以股票期权为主要形式,企业的盈余水平越稳定、越符合投资者和分析师的预期,就越有助于股票价格的稳定,也就越有利于满足高管的长期激励动机,因此,就长期激励来看,高管也有动机进行盈余管理。但根据Slien(1994)的心理契约理论,个体某些特质的差异以及这些特质向着成熟阶段不断发展,会修正其原有的决策。具体到CFO而言,高层梯队理论认为管理者在性别、年龄、教育背景、心理素质、处事风格等方面的差异,会直接影响到其所做的决策,从而会产生相应的经济后果(Hambrick和Mason, 1984)。我们认为随着CFO特征不断趋于成熟,会对以往盈余管理的动机进行修正。加之有研究表明,一旦高管因自身问题被解雇,其很难再被其他企业聘用。CFO会在通过盈余管理谋求高薪和晋升与解雇风险的关系中进行权衡,从而不断修正其盈余管理的动机。因此,本文提出假设1:

H1: CFO背景特征与企业盈余管理程度显著负相关。

为了更加详细地刻画CFO的背景特征,本文选取了CFO的性别、任职年限、学历背景、专业水平、年龄及薪酬六个维度进行分析。

不同性别的高管会有不同的行事风格。总体而言,女性管理者更倾向于保守和稳健(Boden等, 2000),与之相对,男性高管过度自信的倾向更加明显,其采取的财务政策更加激进(何威风和刘启亮, 2010)。因此,女性CFO编制财务报表时选取的会计政策更加稳健,从而降低盈余管理的可能性。基于此,本文提出假设1a:

H1a: 女性CFO与企业盈余管理程度负相关。

任职年限刻画了管理者工作经验的积累程度以及对本职工作的熟悉程度,随着任职年限的提高,管理者对自己的工作及企业更加了解,从而可以帮助他们修正决策的误差。李晓玲等(2015)认为,高管的任职年限越长,企业所面临的风险就会越低。同理,本文提出假设1b:

H1b: CFO任职年限与企业盈余管理程度负相关。

较高学历的管理者通常有着更强的信息收集和处理能力,更倾向于从长远利益出发,做出更有利于公司的决策。Aier 等(2005)的研究表明高管的学历水平与企业的财务会计政策的稳健性正相关,拥有较高学历的财务负责人发生财务报表重述的概率更低。因此,本文提出假设 1c:

H1c: CFO 的学历水平与企业盈余管理程度负相关。

从专业技术水平的角度看, CFO 的专业水平越高,发生会计差错的可能性就会越低。CFO 在财务方面的技术水平越高,其识别财务差错风险的能力就越强,发生财务舞弊的可能性就越低。Li 等(2010)发现财务负责人的专业能力与财务部门的内部控制水平正相关。因此,本文提出假设 1d:

H1d: CFO 的专业水平与企业盈余管理程度负相关。

不同年龄的管理者的工作经验、对风险的态度及社会责任感均存在显著差异,从而造成行为选择的不同。Hambrick 和 Mason(1984)的研究表明,年龄大的管理者对待风险更为谨慎,倾向于选择风险较小的项目。何威风和刘启亮(2010)也有类似的结论,高管年龄与企业财务重述的概率负相关。年长的 CFO 在对待盈余管理的问题上通常会采取更加谨慎的做法,而年轻的 CFO 往往急于在工作上有所成就,在企业决策中更容易表现出过度自信,从而采取更加激进的手段。因此,本文提出假设 1e:

H1e: CFO 的年龄与企业盈余管理程度负相关。

委托代理问题是现代企业普遍面临的问题,为了缓解代理成本,企业普遍采取薪酬激励的措施(Lazear 和 Rosen, 1981)。就 CFO 薪酬水平与企业盈余管理程度而言,本文认为提高薪酬水平有助于抑制 CFO 进行盈余管理的动机。其内在逻辑是,薪酬作为一种有效的激励措施,能够提高高管的效用水平,而 CFO 进行盈余管理,除了出于自身职位稳定(蒋秋菊和李丹蒙, 2018)、受到治理层权力施加的影响(韩立岩和李慧, 2009)以及 IPO(刘烨等, 2013)等考量外,谋求高薪也是 CFO 进行盈余管理的重要动机所在,较高水平的薪酬有助于缓解 CFO 通过盈余管理来谋求高薪的动机。因此,本文提出假设 1f:

H1f: CFO 的薪酬水平与企业盈余管理程度负相关。

通常情况下, CFO 由 CEO 任命,且 CEO 权力对包括 CFO 在内的高管团队成员的薪资报酬、工作范围等方面都有显著影响(马连福等, 2012)。因此,虽然 CFO 是财会工作的负责人,但 CFO 的某些财务决策会或多或少地受到 CEO 权力的影响。CEO 的控制权衡量了公司执行 CEO 个人意见的能力(Finkelstein, 2002)。当 CEO 控制权较大时,公司的决策更多体现了 CEO 的意志(Sah 和 Stiglitz, 2016),在这种情况下,如果 CEO 提出盈余管理要求,即使 CFO 和 CEO 意见不一致,面对 CEO 较大的控制权, CFO 很可能会配合 CEO 的意愿进行盈余管理,也即 CEO 的权力弱化了 CFO 特

表 1 变量定义

变量名称	变量符号	变量解释
应计盈余管理	DA	用修正 Jones 模型(Dechow 等, 1995)测度
真实盈余管理	REM	参考 Roychowdhury(2006)测度
CFO 性别	Female	若 CFO 为女性赋值为 1, 否则赋值为 0
CFO 学历背景	Education	若 CFO 取得研究生及以上学历赋值为 1, 否则赋值为 0
CFO 任职年限	Tenure	以 CFO 实际任职年限测量
CFO 专业水平	ZC	若 CFO 有 CPA 或高级会计师资格赋值为 1, 否则赋值为 0
CFO 年龄	Age	以 CFO 实际年龄测度
CFO 薪酬水平	Sala	以 CFO 从企业实际获取的年薪水平测度
CEO 控制权	CEOpow	若两职合一赋值为 1, 否则赋值为 0
企业规模	Size	$Size = \ln[(\text{年初总资产} + \text{年末总资产})/2]$
财务杠杆	Lev	资产负债率
盈利能力	ROA	总资产报酬率: 年末净利润除以资产总额
成长性	Growth	主营业务收入增长率
是否增发新股	SEO	某一年度若增发新股则 SEO 取值为 1, 否则取值为 0
独立董事人数	Inde	独立董事实际人数
第一大股东持股比例	First	第一大股东持股数与总股数之比
行业	Ind	表示行业固定效应
年度	Year	表示年度固定效应

征与盈余管理的负相关关系。因此,本文提出假设2:

H2: CEO控制权的增加会抑制CFO特征与盈余管理程度的负相关关系。

四、实证设计与结果

(一)样本的选取

本文选取了2006~2016年沪深主板上市公司的相关数据为样本。公司的财务数据主要来源于国泰安(CSMAR)数据库,治理结构数据主要来源于锐思(RESSET)数据库。为了尽量保证实证结果的有效性,本文对收集的原始数据进行了如下处理:(1)剔除了金融类公司;(2)剔除了ST、*ST公司和数据缺失的样本;(3)进行了极端值处理(即Winsorize处理)。最终得到了包含12 726个有效观测值的非平衡面板数据。数据通过Excel 2007进行基本处理,回归采用的计量软件为Stata 13。

(二)关键变量的定义与度量

1. 盈余管理

当前我国上市公司进行盈余管理的主要方式包括应计盈余管理和真实盈余管理,为了对比这两类盈余管理方式的差异,本文分别采用应计盈余管理和真实盈余管理度量企业盈余管理程度。

(1)应计盈余管理

在测度应计盈余管理方面有很多经典的模型,如De Angelo(1986)模型、Healy(1985)模型、Jones(1991)模型

以及修正的Jones模型(Dechow等,1995)等,本研究采用了分行业、分年度的修正Jones模型来测度公司盈余管理程度。具体如下:

$$TA_{j,t} = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta REV_{j,t} + \alpha_3 PPE_{j,t} + \varepsilon_{j,t} \quad (1)$$

其中,TA是总应计利润,用净利润减去经营活动现金流量净额表示, ΔREV 表示本年度营业收入净增量,PPE表示企业年末的固定资产净值,残差代表企业的正常性应计利润,以其绝对值表示企业的盈余管理程度。

(2)真实盈余管理

关于真实盈余管理的度量,本文参考Roychowdhury(2003)的方法,该方法主要考虑了三种盈余管理的方式:价格折扣、操纵酌量性费用、增加产量以降低生产成本。基于以上三种方式,本文主要通过企业实际经营现金流、实际生产成本和实际酌量性费用分别减去其对应的正常值,以其差额估计出企业真实盈余管理程度。具体如下:

$$CF_t = \alpha_0 + \alpha_1 (1/A_{t-1}) + \alpha_2 (S_t/A_{t-1}) + \alpha_3 (\Delta S_t/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$PROD_t = \alpha_0 + \alpha_1 (1/A_{t-1}) + \alpha_2 (S_t/A_{t-1}) + \alpha_3 (\Delta S_t/A_{t-1}) + \alpha_4 (\Delta S_{t-1}/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$DISEXP_t = \alpha_0 + \alpha_1 (1/A_{t-1}) + \alpha_2 (S_{t-1}/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中,经营现金净流量(CF)、生产成本(PROD)、酌

表2 主要变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
DA	12 726	0.0833	0.3387	-0.8689	0.8451
REM	12 726	0.3532	1.9842	0.0000	62.1352
Female	12 726	0.2458	0.4249	0.0000	1.0000
Education	12 726	0.3285	0.4626	0.0000	1.0000
ZC	12 726	0.2902	0.4567	0.0000	1.0000
Tenure	12 726	2.5755	1.9855	0.0000	10.0000
Age	12 726	42.4930	7.1844	25.0000	68.0000
Sala	12 726	29.7055	30.5670	2.7000	152.0000
CEOpow	12 726	0.1434	0.3489	0.0000	1.0000
Size	12 726	23.1170	1.6941	20.3360	28.5172
Lev	12 726	0.5760	0.1732	0.0000	0.9700
ROA	12 726	0.0371	0.0460	-0.1752	0.2720
Growth	12 726	0.8562	2.6930	-0.9061	12.8531
SEO	12 726	0.2561	0.3326	0.0000	1.0000
Inde	12 726	3.3333	0.7379	1.0000	7.0000
First	12 726	69.1640	23.9970	3.8701	52.8032

量性费用 (DISEXP) 均进行了规模化处理, 关于酌量性费用的测度, 本文采用企业管理费用和销售费用之和代替, S_t 表示企业第 t 年的营业收入, ΔS_{t-1} 表示公司第 $t-1$ 年的营业收入变动额。残差异常经营现金净流量 (AbCF)、异常生产成本 (AbPROD)、异常酌量性费用 (AbDISEXP), 三者之和即为企业真实盈余管理程度, 即:

$$REM_t = AbPROD_t + (-1) \times AbCF_t + (-1) \times AbDISEXP_t \quad (5)$$

2. CFO 个人特征

关于 CFO 个人特征的测度, 本文参考了国内外学者的主要研究成果 (陈德球等, 2011; Landsman, 2012; Kim and Sohn, 2013) 并结合我国实际, 主要采用了虚拟变量的形式进行测度。

(1) CFO 性别。若为女性则赋值为 1, 若为男性则赋值为 0。(2) CFO 学历背景。若 CFO 取得研究生及以上学历, 赋值为 1, 否则赋值为 0。(3) CFO 任职年限。以 CFO 的实际任职年限进行测量。(4) CFO 的专业水平。本文选用 CFO 是否取得注册会计师 (CPA) 资格或高级会计师专业职称这两个维度来测度 CFO 的专业水平, 若满足两者中任意一项, 即视为有较高的专业水平, 样本赋值为 1, 否则赋值为 0。(5) CFO 年龄。以 CFO 的实际年龄进行测度。(6) CFO 薪酬水平。以 CFO 实际从企业获取的年薪水平测度。

3. 调节变量

本文选取 CEO 的控制权作为调节变量, 研究在 CEO 控制下, CFO 特征与盈余管理之间的相关关系, 本文借鉴了王克敏和王志超 (2007) 的方法, 通过董事长、总经理是否两职合一来测度 CEO 控制权的大小。若董事长与总经理两职合一, 样本赋值为 1, 否则赋值为 0。

4. 控制变量

为了增强回归结果的稳健性, 本文还控制了其他影响企业盈余管理程度的变量, 具体包括公司规模 (Size)、财务杠杆 (Lev)、盈利能力 (ROA)、成长性 (Growth)、是否增发新股 (SEO)、独立董事人数 (Inde)、第一大股东持股比例 (First)。变量的具体含义及计算公式见表 1。

(三) 模型的建立

为了便于理解, 本文所有模型中的 CFO 个人特征统一用 CFOfea 表示, 所有的控制变量统一用 Ctrl 表示。

为了检验 CFO 特征与盈余管理之间的相关关系, 本文构建了模型 (6) 和 (7), 分别检验 CFO 特征与应计盈余管理和真实盈余管理的相关关系。回归模型如下:

$$DA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CFOfea_{i,t} + \sum \beta_i Ctrl_{i,t} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$REM_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CFOfea_{i,t} + \sum \beta_i Ctrl_{i,t} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

模型 (8)、(9) 在模型 (6)、(7) 的基础上加入了 CFO 特征与 CEO 权力的交互项, 来检验 CEO 的控制权对 CFO

表 3 CFO 特征与应计盈余管理回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Female	-0.018 (-1.03)						-0.072** (-2.32)
Education		-0.202*** (-3.35)					-0.040** (-2.45)
Tenure			-0.041*** (-10.22)				-0.068** (-2.18)
ZC				-0.037** (-6.58)			-0.047** (-2.52)
Age					-0.033** (-2.32)		-0.0326*** (-3.25)
Sala						-0.009*** (-7.03)	-0.0068* (-1.89)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	12 726	12 726	12 726	12 726	12 726	12 726	12 726
Adj R ²	0.188	0.144	0.213	0.179	0.169	0.135	0.225

注: 括号中的数值为 t 值, *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著

表4 CFO特征与真实盈余管理回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Female	-0.263** (-2.21)						-0.732** (-2.32)
Education		-0.341*** (-4.02)					-0.501** (-2.61)
Tenure			-0.362*** (-4.44)				-0.244** (-2.22)
ZC				-0.427*** (-6.58)			-0.179** (-3.02)
Age					-0.333** (-2.32)		-0.326*** (-3.25)
Sala						-0.265*** (-5.03)	-0.055* (-1.99)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	12 726	12 726	12 726	12 726	12 726	12 726	12 726
Adj R ²	0.188	0.144	0.21	0.179	0.169	0.135	0.225

注：括号中的数值为t值，*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著

表5 CEO权力对CFO特征与应计盈余管理调节作用回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Female	-0.268*** (-3.13)					
Education		-0.129*** (-2.78)				
Tenure			-0.144*** (-3.82)			
ZC				-0.166** (-3.81)		
Age					-0.142* (-1.99)	
Sala						-0.206* (-1.82)
CEOpow	0.103*** (7.13)	0.081* (1.99)	0.086** (2.23)	0.060* (1.99)	0.091** (3.12)	0.242** (2.33)
CFOfea × CEOpow	0.102** (2.38)	0.098* (1.96)	0.102 (0.51)	0.058** (2.03)	0.167* (2.15)	0.014** (3.11)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	12 726	12 726	12 726	12 726	12 726	12 726
Adj R ²	0.301	0.432	0.442	0.332	0.320	0.261

注：括号中的数值为t值，*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著

表 6 CEO 权力对 CFO 特征与真实盈余管理调节作用回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Female	-0.018 (-1.03)					
Education		-0.228*** (-5.69)				
Tenure			-0.107*** (-2.62)			
ZC				-0.042** (-2.97)		
Age					-0.052* (-1.93)	
Sala						-0.010* (-1.82)
CEOpow	0.146*** (3.13)	0.432* (1.99)	0.062** (2.27)	0.337* (1.83)	0.408* (1.88)	0.102** (2.23)
CFOfea × CEOpow	0.044* (1.84)	0.041* (1.91)	0.265*** (3.51)	0.052** (2.21)	0.044** (2.17)	0.352** (2.10)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	12 726	12 726	12 726	12 726	12 726	12 726
Adj R ²	0.301	0.432	0.442	0.332	0.320	0.261

注：括号中的数值为 t 值，*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著

盈余管理会产生哪些影响，从而验证假设 2。

$$DA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CFOfea_{i,t} + \beta_2 CEOpow_{i,t} + \beta_3 CFOfea_{i,t} \times CEOpow_{i,t} + \sum \beta_i Ctrl_{i,t} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

$$REM_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CFOfea_{i,t} + \beta_2 CEOpow_{i,t} + \beta_3 CFOfea_{i,t} \times CEOpow_{i,t} + \sum \beta_i Ctrl_{i,t} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

(四) 实证结果分析

1. 主要变量的描述性统计分组检验

为了初步验证本文提出的假设，本文进行了描述性统计，具体结果见表 2。从表 2 的结果来看，应计盈余管理(DA)和真实盈余管理(REM)的均值分别为 0.0833 和 0.3532，这说明在企业间普遍存在着盈余管理的现象，而其标准差分别为 0.3387 和 1.9842，说明在不同企业间，盈余管理的程度是存在差异的。此外，CFO 的性别、学历背景等方面的特征的标准差在 0.4 上下，表明企业间 CFO 的相关特征同样存在差异，这为本文的研究提供了良好的样本。

2. 回归结果分析

为了验证本文提出的假设，对模型(6)~(9)进行了回

归分析，具体结果见表 3~6。

表 3 从总体上检验了 CFO 特征与应计盈余管理之间的相关关系，回归结果表明，CFO 的性别、学历背景、任职年限、专业水平、年龄、薪酬水平与盈余管理程度均呈负相关关系，且表 3 的回归结果都控制了年度和行业固定效应。第(7)列是把本文选取的全部 CFO 特征放入同一模型进行回归的结果，在这种情况下，CFO 特征与盈余管理的相关关系及显著性水平没有出现明显变化，从而验证了假设 1。

为了对比 CFO 特征与应计盈余管理和真实盈余管理的差异，本文对模型(7)进行了回归分析，具体结果见表 4。

对比表 3 和表 4 的回归结果可以发现，相比于应计盈余管理，CFO 个人特征对企业真实盈余管理的抑制作用更加明显。以 CFO 任职年限为例，在其他条件不变的情况下，CFO 任职年限每增加 1 个单位，企业应计盈余管理程度下降 0.041，而真实盈余管理程度下降 0.362。这印证了以往研究认为的在外部监管强度增加时，企业会更多地使用真实盈余管理的结论。

为了进一步研究在 CEO 权力干预的情况下，CFO 的特征与盈余管理之间的关系，本文在模型中加入了 CEO 权力

表7 CFO特征与盈余管理回归结果(国企)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Female	-0.021 (-1.21)					
Education		-0.022* (-1.68)				
Tenure			-0.031* (-1.71)			
ZC				-0.033 (-0.58)		
Age					-0.026** (-2.22)	
Sala						-0.045*** (-5.20)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	5 282	5 282	5 282	5 282	5 282	5 282
Adj R ²	0.152	0.166	0.253	0.208	0.264	0.173

注：括号中的数值为t值，*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著

表8 CFO特征与盈余管理回归结果(非国企)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Female	-0.031 (-1.98)					
Education		-0.033* (-1.69)				
Tenure			-0.026** (-2.02)			
ZC				-0.013** (-1.92)		
Age					-0.025 (-1.15)	
Sala						-0.014* (-1.66)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	7 444	7 444	7 444	7 444	7 444	7 444
Adj R ²	0.183	0.167	0.254	0.235	0.196	0.280

注：括号中的数值为t值，*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著

与CFO特征的交互项进行了回归分析，具体结果见表5~6。

通过表5的回归结果发现，CFO个人特征与盈余管理表现出负相关关系，在模型中逐步加入CEO控制权及其与CFO特征的交互项，其与盈余管理显著正相关，这说明在

CEO控制权的影响下，CFO的独立性在一定程度上丧失，从而成为CEO意志的执行者。以第(1)列为例，CEO控制权对CFO的影响程度每提高1个单位，在其他条件不变的情况下，企业的盈余管理程度提高0.102，从而验证了假设2。

进一步地,本文试图进一步检验CEO权力对CFO特征与企业真实盈余管理的相关关系存在哪些影响,这些影响与应计盈余管理存在哪些差异。

通过表6的回归结果可以发现,CFO的性别、学历背景、任职年限、专业水平、年龄、薪酬水平与企业真实盈余管理程度负相关,与假设1保持一致。观察回归结果可以发现,在相同条件下,女性CFO、教育背景的提高、任期的增长、专业能力的提高、年龄的增长、薪酬水平的提高分别会导致企业真实盈余管理程度下降0.018、0.228、0.107、0.042、0.052、0.010。在模型中逐步引入CEO权力这一调节变量后,增加了CFO进行真实盈余管理的程度,也即CFO迫于压力成为CEO意志的执行者,从而验证了假设2。

(五)进一步检验

进一步地,本文将样本区分为国企和非国企,以研究在不同产权性质下CFO的特征与盈余管理的关系。国企不仅是一个经济主体,更是一个社会责任主体,具有多元化的企业使命与目标,其市场化程度相对低于民企和外企等非国企,因此,在这两类产权性质不同的企业中,CFO的个人特征与盈余管理的强度可能存在差异,本文将在这部分进行探讨。限于篇幅,这一部分的回归仅采用应计盈余管理作为被解释变量。

表7和表8分别列示了国企和非国企样本中CFO个人特征与盈余管理的相关关系,对比表7和表8的回归结果发现,非国企样本中回归结果的显著性水平和系数的解释力度均高于国企样本。我们认为原因可能在于国企不仅要追求企业价值最大化的经济目标,还要承担一定的社会责任,因此容易存在预算软约束的问题,另外在国企内部除薪酬激励外,实现职务上的政治晋升也对国企高管具有很大的激励作用。因此,国企的CFO进行盈余管理的动机相对不是十分强烈,也即CFO特征与盈余管理的相关关系相比于非国企而言不是十分显著。

(六)稳健性检验

为了检验结果的稳健性,保证结论的可靠性,本文采用两种方法进行稳健性检验。第一,替换变量。目前学术界应用较多的测度盈余管理的模型,除本文主回归采用的修正的Jones模型,还有Kothari等(2005)的绩效匹配模型,在稳健性检验这一部分,采用了Kothari模型测度盈余管理程度,回归结果显示CFO个人特征与盈余管理的相关关系与显著性水平不存在明显变化,从而验证了本文结果的稳健性。第二,本文按照CEO控制权的强弱对回归结果进行了分组检验,即把样本分为CEO控制权较高组($CEOpow=1$)和CEO控制权较低组($CEOpow=0$)分别进行回归。结果表明CEO控制权较高组中,CFO性别、学历

背景、任职年限、专业水平、年龄、薪酬与盈余管理回归结果的显著性水平高于控制权较低组,从而进一步验证了前文的假设,保证了结果的稳健性。

五、结论与启示

CFO作为高管团队的重要成员,其个人特征会对企业产生重要的治理后果。本文选取了2006~2016年A股上市公司为样本研究了CFO个人特征与盈余管理之间的关系。研究发现,就CFO在性别、学历背景、任职年限、专业水平、年龄和薪酬而言,CFO为女性、学历越高、任职年限越长、专业水平越高、年龄越大、薪酬越高的情况下,其进行盈余管理的程度就越低;在考虑CEO控制权的背景下,受到CEO干预程度较高时,CFO进行盈余管理的程度也会加强。进一步地,国企CFO特征与盈余管理的相关关系相比于非国企而言不是十分显著。

本文的结论具有一定启示性。首先,CFO的个人特征会显著影响企业的盈余管理水平,那么企业有必要根据企业所处行业和发展阶段等,明确CFO的任职要求,强化CFO的知识能力体系,重视CFO任职人员的经验积累和财务专长,不断提高CFO的专业能力和企业财务管理能力;其次,本文的研究表明,CEO权力越大,盈余管理程度越高,这主要是由于CEO权力对CFO的独立性产生影响导致的,因此,要不断完善现代企业制度和公司治理机制,保持CFO的独立性;最后,优化监管机构监督、外部投资者保护等外部治理机制,有助于缓解信息不对称问题,减少企业进行盈余操纵的空间和动机。

主要参考文献:

- [1] 陈德球,李思飞,王丛.政府质量、终极产权与公司现金持有[J].管理世界,2011,(11):127-141.
- [2] 陈祥有.A股发行公司IPO前盈余管理与IPO后经营业绩的实证研究[J].财经理论与实践,2010,31(1):62-65.
- [3] 程富,王福胜.基于分类转移的盈余管理研究——来自中国上市公司的经验证据[J].财经研究,2015,41(7):81-94.
- [4] 杜胜利.CFO制度[M].中信出版社,2010.
- [5] 杜兴强,周泽将,杜颖洁.政府官员类政治联系、参政议政与盈余管理[J].会计与经济研究,2012,(1):15-23.
- [6] 韩立岩,李慧.CEO权力与财务危机——中国上市公司的经验证据[J].金融研究,2009,(1):179-193.
- [7] 何威风,刘启亮.我国上市公司高管背景特征与财务重

- 述行为研究[J]. 管理世界, 2010, (7): 144-155.
- [8] 黄文伴, 李延喜. 公司治理结构与盈余管理关系研究[J]. 科研管理, 2010, 31(6): 144-150.
- [9] 姜付秀, 朱冰, 唐凝. CEO和CFO任期交错是否可以降低盈余管理[J]. 管理世界, 2013, (1): 158-168.
- [10] 蒋秋菊, 李丹蒙. 上市公司连续现金分红与利润平滑动机[J]. 山西财经大学学报, 2018, (5): 111-119.
- [11] 李晓玲, 胡欢, 程雁蓉. CFO特征影响公司的真实盈余管理吗?——来自我国上市公司的经验证据[J]. 科学决策, 2015, (5): 60-73.
- [12] 林毅夫. 中国经济增长没有现成模式[J]. 政策, 2004, (3): 24-25.
- [13] 刘烨, 方立兵, 蒋毅. IPO盈余管理动机与承销商选择决策的互动关系及监管启示——基于双边匹配模型的研究[J]. 上海金融, 2013, (8): 65-69.
- [14] 马连福, 王元芳, 沈小秀. 中国国有企业党组织治理效应研究——基于“内部人控制”的视角[J]. 中国工业经济, 2012, (8): 82-95.
- [15] 乔发栋, 王铮, 薛丽蓉. 中国资本市场的波动性研究[J]. 经济经纬, 2014, 31(3): 145-149.
- [16] 王曾. 双重增发条件下上市公司盈余管理实证研究[J]. 审计与经济研究, 2015, (1): 57-65.
- [17] 王福胜, 吉姗姗, 程富. 盈余管理对上市公司未来经营业绩的影响研究——基于应计盈余管理与真实盈余管理比较视角[J]. 南开管理评论, 2014, 17(2): 95-106.
- [18] 王克敏, 王志超. 高管控制权、报酬与盈余管理——基于中国上市公司的实证研究[J]. 管理世界, 2007, (7): 111-119.
- [19] 许年行, 于上尧, 伊志宏. 机构投资者羊群行为与股价崩盘风险[J]. 管理世界, 2013, (7): 31-43.
- [20] 周夏飞, 魏炜. 非经常性损益披露监管与归类变更盈余管理——来自中国上市公司的证据[J]. 浙江大学学报: 人文社会科学版, 2015, 45(5): 119-132.
- [21] 朱继东. 深化国企改革为什么必须坚持、加强和改进党的领导[J]. 红旗文稿, 2015, (11): 72-77.
- [22] Adams, R., Almeida, H., Ferreira, D. Understanding the Relationship between Founder-CEOs and Firm Performance[J]. Journal of Empirical Finance, 2009, 16(1): 136-150.
- [23] Aier, J. K., Comprich, J., Gunlock, M. T., Lee, D. The Financial Expertise of CFOs and Accounting Restatements[J]. Accounting Horizons, 2005, 19(3): 123-135.
- [24] Bebchuk, L. A., Fried, J. M. Executive Compensation as an Agency Problem[J]. The Journal of Economic Perspectives, 2003, 17(3): 71-92.
- [25] Chava, S., Purnanandam, A. CEOs versus CFOs: Incentives and Corporate Policies[J]. Journal of Financial Economics, 2016, 97(2): 263-278.
- [26] Cohen, D. A., Zarowin, P. Accrual-based and Real Earnings Management Activities around Seasoned Equity Offerings[J]. Journal of Accounting & Economics, 2010, 50(1): 2-19.
- [27] Demerjian, P. R., Lewis-Western, M. F., Lev, B., McVay, S.E. Managerial Ability and Earnings Quality[R]. SSRN Working Paper, 2010.
- [28] DuCharme, L. L., Malatesta, P. H., Sefcik, S. E. Earnings Management, Stock Issues, and Shareholder Lawsuits[J]. Journal of Financial Economics, 2004, 71(1): 27-49.
- [29] Feng, M., Ge, W., Luo, S., Shevlin, T. Why do CFOs Become Involved in Material Accounting Manipulations[J]. Journal of Accounting and Economics, 2011, (1-2): 21-36.
- [30] Finkelstein, S. Power in Top Management Teams: Dimensions Measurement and Validation[J]. Academy of Management Journal, 2002, 35(3): 505-538.
- [31] Frank, M. Z., Goyal, V. K. Trade-off and Pecking Order Theories of Debt[R]. SSRN Working Paper, 2007.
- [32] Ge, W., Matsumoto, D., Zhang, J. L. Do CFOs have Style? An Empirical Investigation of the Effect of Individual CFOs on Accounting Practices[J]. Contemporary Accounting Research, 2011, 28(4): 1141-1179.
- [33] Geiger, M. A., North, D. S. Does Hiring a New CFO Change Things? An Investigation of Changes in Discretionary Accruals[J]. The Accounting Review, 2016, 81(4): 781-809.
- [34] Graham, J. R., Harvey, C. R., Rajgopal, S. The Economic Implications of Corporate Financial Reporting [J]. Journal of Accounting & Economics, 2005, 40(1-3): 3-73.
- [35] Hambrick, D. C., Mason, P. A. Upper Echelons: The Organization as a Reflection of its Top Managers[J]. Academy of Management Review, 1984, 9(2): 193-206.
- [36] Healy, P. M. The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions[J]. Journal of Accounting and Economics, 1985, 7(1-3): 85-107.
- [37] Jones, J. J. Earnings Management during Import Relief Investigations[J]. Journal of Accounting Research, 1991, 29(2): 193-228.
- [38] Lazear, E.P., Rosen, S.R. Rank-Order Tournaments as an Optimum Labor Contract[J]. Journal of Political Economy, 1981, 89(5): 841-864.

- [39]McVay, S.E. Earnings Management Using Classification Shifting : An Examination of Core Earnings and Special Items[J]. Accounting Review, 2006, 81(3) : 501-531.
- [40]Roychowdhury, S. Earnings Management through Real Activities Manipulation[J]. Journal of Accounting & Economics, 2003, 42(3) : 335-370.
- [41]Ue, S., Cready, W.M. Institutional Stock Ownership, Accrual Management, and Information Environment[J]. Journal of Accounting, Auditing & Finance, 2010, 20(3) : 257-286.

An Empirical Research on Characteristics of CFO and Earnings Management

ZHANG Hong-liang, WANG Jing-yu, WANG Shu-xia

Abstract: Using the data of listed firms from 2006 to 2016, based on the theories of management echelon and management self-interest, this paper empirically studies the relationship between the characteristics of CFO and earnings management. The results indicate that some characteristics of CFO such as gender, tenure, educational background, technical level, age, salary have negative relationship with earnings management. The increase of the power of CEO can restrain the negative relationship between characteristics of CFO and earnings management. Compared with non-SOEs, negative relationship between characteristics of CFO and earnings management is weaker in SOEs. This paper enriches the relative research on earnings management, it is of practical significance of strengthening CFO selection and improving corporate governance.

Key words: characteristics of CFO; earnings management; management echelon theory; management self-interest theory

(责任编辑 杨亚彬)

会计信息可比性测算方法综述： 理论、模型与展望

范少君

(北京物资学院 商学院, 北京 101149)

摘要：会计信息可比性是会计信息的重要质量特征之一，但其测算方法是研究中的难点。本文系统梳理和归纳了关于可比性的实证文献，并结合相关理论基础，从国家或行业层面、公司微观层面这两个方面，论述了已有文献中对可比性的测算方法及其演变，并认为在未来需要进一步明确可比性的内涵，并对不同测算方法的有效性进行检验。本文有助于我们更好地理解会计信息可比性的理念，以为可比性实证研究提供更多样化的方法和思路。

关键词：会计信息；可比性；测算方法

中图分类号：F230 **文献标志码：**A **文章编号：**2095-8838 (2018) 04-0090-11

一、问题的提出

会计信息质量是指会计信息产品满足规定或潜在需要的特性总和，会计信息的质量特征就是衡量会计信息质量的各种标准。美国财务会计准则委员会 FASB (2010) 在第 8 号概念框架中将会计信息质量特征分为基本质量特征和强化质量特征两类，基本质量特征包括相关性和如实反映，强化质量特征包括可比性、可验证性、及时性和可理解性；并指出强化质量特征可以增强相关的和如实反映的信息的有用性；应尽可能提高强化质量特征，但是，如果信息是不相关的或未如实反映的，则无论单独或一组强化质量特征都不能使信息有用。

可比性由于在定量测算上存在困难，相关研究较为缺乏，相对滞后于相关性、如实反映等质量特征(袁知柱和吴粒，2012)。例如，相关性可以使用 Ohlson (1995) 剩余收益估价模型来测算，如实反映可以使用 Jones 模型 (Jones, 1991)、修正 Jones 模型 (Dechow 和 Sloan, 1995)、DD 模型 (Dechow 和 Dichev, 2002)、Roychowdhury (2006) 模型来测算，各种测算方法都已非常成熟。相比之下，可比性问题虽然较早被提出，但相关的实证研究仍然较少，未被广泛推广的原因可能在于测算方法的缺乏以及存在着其他各种问题。

根据会计准则，会计核算应当按照规定的会计处理方法进行，会计指标应当口径一致、相互可比。需要指出的

收稿日期：2018-01-23

基金项目：国家社会科学基金项目 (15BJY009)；北京市长城学者项目 (0142132014)；北京市社科重点课题 (JDJGD003)；北京物资学院科技协同攻关团队建设项目 (2017GG01)

作者简介：范少君 (1986-)，男，湖北荆门人，讲师，博士。

是,在定义中,可比性的主体并没有明确的规定。从不同的主体来看,会计信息的可比性可以有以下三种理解:(1)两组公司之间在同一时期可比。例如,来自国家A的甲组公司和来自国家B的乙组公司之间的整体可比性。(2)一组公司内部整体可比。例如,某一国家内的全部上市公司彼此之间的内部整体可比性。(3)两家公司之间在同一时期可比。例如,公司A和公司B在同一时期的可比性。

针对不同的主体,可比性可以有不同的测算方法。基于此种考虑,本文对已有相关文献进行了归纳整理,归纳来看,可比性的测算方法大致可以分为国家或行业层面的测算、公司微观层面的测算,这两个层面的测算不仅在方法上不同,在理论基础侧重点上也有所差异。本文从理论、模型等方面对主要测算方法进行介绍和评述,以期对会计信息可比性的理论与内涵做进一步的思考,以及为可比性的实证研究提供更多样化的方法和思路。

二、制度背景与理论框架

1973年6月,国际会计准则委员会(IASC)在伦敦成立,其基本目的是按照公共利益,制订和公布在编制财务报表时应遵循的统一会计准则,并促使其在世界范围内被接受和执行。20世纪八十年代末以来,世界各国的资本市场开放程度增加,为了解决由多种会计处理方法导致的会计信息的不可比,1990年7月,IASC发布了《意向说明——财务报表可比性》及其他相关文件。进入21世纪,世界越来越多的国家和地区逐步认可或采用了IASC制定的国际财务报告准则(IFRS)。美国财务会计准则委员会(FASB)多次提到提高财务报告质量,为投资者提供透明、可比的会计信息。欧盟地区上市公司也于2005年起按照IFRS编制上市公司合并财务报表。此外,2009年4月举办的伦敦峰会提出制定一套高质量国际会计标准的目标,以此为全球资本市场提供更透明、更可比的财务信息。

在这一系列的制度背景下,资本市场对会计信息可比性的要求越来越高,人们自然而然地会提出疑问:包括可比性在内的会计信息为什么是有效的?可比性发挥了什么样的作用?是如何发挥作用的?

会计信息之所以有效,或者说之所以能在资本市场发挥作用,是由于存在两个重要的前提假设——信息不对称理论和有效市场假说。

一般认为,如果在商业交易中一些参与者可能比其他参与者具有信息优势,那么就存在着信息不对称(Information Asymmetry)。信息不对称主要分为:逆向选择和道德风险。逆向选择(Adverse Selection)是交易参与者或潜在的交易参与者中的一方或多方相对于其他参

与者来说具有信息优势(Scott, 2012)。道德风险(Moral Hazard)是指从事经济活动的人在最大限度地增进自身效用的同时做出不利于他人的行动。委托人在整个交易过程中难以观察到代理人的行动,其产生源于所有权和经营权的分离。Bushman等(2004)指出,提高会计信息的透明度能够使投资者更好地监督企业管理层的行为,降低道德风险,缓解代理冲突。

在有效市场(Efficient Market)的假设下,不管信息使用者是否具有财务专业知识,企业管理层披露的信息都能被社会公众所获知。Fama(1970)提出了有效市场假说,如果投资者足够理性,能够理解市场上所披露的信息,股票价格能够充分反映所有可以获得的信息。这样,在有效证券市场中,信息的价值就发挥出来了。

那么,在上述两个前提之下,可比性发挥了什么样的作用?是如何发挥作用的?可以用一句话概括:会计信息具有决策有用性和受托责任观的双重目标。

决策有用性的基本内涵包括:(1)财务报告要为股东、债权人等投资者和其他信息使用者提供对他们作出资本配置决策有用的信息;(2)财务报告要为信息使用者评估企业现金流量及不确定性提供信息;(3)财务报告要提供有关经济业务和产权变动的信息;(4)财务报告要为不同的使用者提供与其自身决策相关的信息。在决策有用性这一目标下,可比性能帮助会计信息使用者识别出企业之间的相同和不同之处,便于对不同企业之间的运营情况进行比较,为其决策行为提供依据(FASB, 1980, 2008; IASC, 1989)。国内外已有大量文献检验了会计信息可比性的经济后果,在此不再赘述。

受托责任观,即委托代理理论,在委托代理关系中,会计信息在传递给外部投资者等信息使用者更多关于企业的信息的同时,能够对企业管理层的行为加以监督和约束,减少利益侵占,降低企业的代理成本,从而改善企业的治理机制。在会计信息质量特征中,相互可比的会计信息能够使委托人更好地对代理人的行为进行监督和约束。例如,可比性将提高管理层实施机会主义行为的成本,抑制其隐藏企业负面信息的倾向,降低了坏消息集中释放造成的股价暴跌(江轩宇, 2015);会计信息可比性与企业创新显著正相关,通过降低信息不确定性抑制经理人的机会主义行为及缓解企业融资约束是促进企业创新的关键途径(江轩宇等, 2017)。

可比性在资本市场中发挥着重要作用,可比性的定量测算也成为越来越重要的问题。20世纪八九十年代,全球资本市场的进一步开放使得多种会计处理方法并存,这导致了会计信息跨国或跨行业的不可比,此时可比性的

测算方法主要是基于会计准则协调的理念,主要从信息供给的角度,通过信息对制度或准则的符合程度来衡量一个国家或行业内所有公司整体可比性。这种方法主要是为了公司管理层对自身所处的国家或行业的会计环境做出评价,以及为政策制定者和行业监管者在宏观层面上制定会计政策提供依据,在理论上侧重于体现国家或行业层面的决策有用性。

随着时代的发展、会计准则的国际趋同和会计制度的不断完善,资本市场对会计信息质量提出了更精准的要求。2010年以来,学术界出现了公司微观层面可比性的测算方法,衡量的是两家公司在同一期间的可比性,更多的是从信息需求的角度,通过信息满足使用者需求的程度来衡量可比性。这类方法既可以帮助公司管理层对自身情况进行分析,也能帮助信息使用者(例如股东、债权人等)更充分地了解企业的经营状况,作出经济决策,同时也降低利益相关方之间的信息不对称程度,缓解委托代理冲突,在理论上同时体现了决策有用性和委托代理理论。

综上所述,本文的理论框架如图1所示。

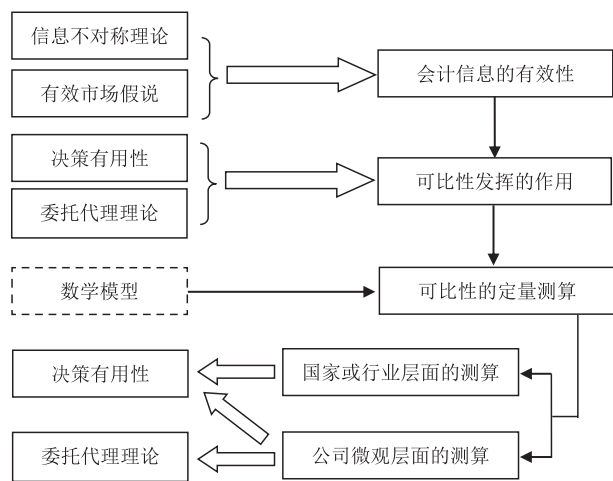


图1 会计信息可比性测算方法的理论框架

三、会计信息可比性测算方法研究

可比性的测算方法可以分为两个层面：一是国家或行业层面的测算,主要为基于会计协调指数、价值相关可比性、评级机构调整程度的测算方法,侧重于体现决策有用性；二是公司微观层面的测算,主要为基于会计系统可比性、盈余可比性、信息传递可比性、会计政策文本可比性的测算方法,同时体现了决策有用性与委托代理理论。

(一) 基于国家或行业层面的测算方法

1. 会计协调指数

20世纪八十年代已有文献开始研究会计协调(包括会计准则协调和会计实务协调)问题,并发展出了会计协调的测算方法,这一方法可视为会计信息可比性测算方法的雏形或起源。Van der Tas(1988)较早提出用H、C、I指数测算会计方法的协调程度。H指数和C指数用来衡量一个国家内部会计实务的协调程度,I指数则可以用来衡量不同国家之间的会计实务协调程度。这种指数方法随后在相关文献中被使用(Archer等,1995)。诸如马氏距离法(Mahalanobis Distance)、欧几里得度量法(Euclidean Metric)、Jaccard系数等方法被用来测算两个国家会计准则之间的协调程度(Rahman等,1996;Fontes等,2005;杨钰,2007)。

Taplin(2004)在Van der Tas(1988)的H、C、I指数的基础上,提出了T指数,即随机选择的两家公司的账户之间具有可比性的概率。例如,0.6表示使用者发现在所有的公司中,有60%的公司组是可比的。一般地,T指数的公式是:

$$T = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \sum_{k=1}^M \sum_{l=1}^M \alpha_{kl} \beta_{ij} p_{ki} p_{lj} = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \beta_{ij} T_{ij} \quad (1)$$

$$\text{其中, } T_{ij} = \sum_{k=1}^M \sum_{l=1}^M \alpha_{kl} p_{ki} p_{lj} \quad (2)$$

在公式(1)和(2)中, α_{kl} 是会计方法k和l的可比性系数,假设两家公司使用相同的会计方法则具有完全可比性,其值为1;两家公司使用不同的会计方法时完全不具有可比性,其值为0。 β_{ij} 是对国家i和国家j之间公司进行比较的权重,例如,指定 β_{ii} 等于0,将导致国家i的两家公司之间不能进行比较。 p_{ki} 是国家i的公司中使用会计方法k的比例, p_{lj} 是国家j的公司中使用会计方法l的比例。 T_{ij} 是国家i和国家j之间的协同程度($i \neq j$), T_{ii} 是国家i之内的协同水平(称为国家i的国家协同)。 α_{kl} 和 β_{ij} 的取值范围都是[0, 1], β_{ij} 的各个取值之和为1,且有N个国家(标记为从1到N)和M种会计方法(标记为从1到M)。

Taplin进一步提出,以下一种或多种情况可能会出现:

- (1)如果 $\alpha_{kl} = 1$,且 $k \neq l$,那么两种会计方法完全可比。
- (2)如果 $\alpha_{kk} = 0$,那么使用相同会计方法的两家公司完全不可比(例如,因为它们都没有披露各自的会计方法)。
- (3)如果 α_{kl} 严格处于0到1之间,且 $k \neq l$,是因为一家使用会计方法k的公司与一家使用会计方法l的公司“部分可比”。
- (4)如果 α_{kk} 严格处于0到1之间,是因为使用相同会计方法的两家公司“部分可比”(例如由于部分披露,诸如披露

了直线折旧法而没有披露折旧年限)。

然而,协同指数受到了较多的质疑和批判,包括:无法得出因果结论、当会计方法不披露时存在问题、会计方法如何定义、缺乏一个基准的指数值、政策选择和信息披露之间的差异等(Aisbitt, 2001; Ali, 2005)。

Taplin(2011)回应了这些批判,认为自2001年以来,在指数编制方法上出现了显著的进展,这些批判仅适用于旧指数而不适用于新指数,是以不正确或不相关的确认为基础的,与可替换的协同定义有关。但Taplin也承认,T指数的多重功能性既是优点也是缺点,因为它的公式是繁琐的,难以驾驭。这意味着需要对T指数的很多方面进行进一步的描述。

可以看出, Taplin(2004)的T指数比Van der Tas(1988)的H、C、I指数在适用范围上要更广一些,计算过程既涉及到不同国家之间的宏观可比性,也在一定程度上涉及到不同公司之间的微观可比性。De Souza和Lemes(2016)在研究中就用到了T指数法来衡量巴西、智利和秘鲁的上市公司的国家间的可比性。然而该方法也有明显的缺陷:测算过程容易受到主观因素的影响。

Prashanta和Bhavani(2018)使用了基于会计国际协调的另一种可比性测算方法。他们根据印度公认会计准则和国际财务报告准则(IFRS)分别计算了选定公司的平均税后利润,在两套会计准则下对比利润的变化,以此来测算选定公司财务报表的可比性指数。与Taplin(2004)的T指数法相比,此方法计算过程较为简便,受主观因素的影响较小,但一般仅适用于双重上市的公司样本。

2. 价值相关可比性

Barth等(2012)提出了价值相关可比性,从以下三个方面测算可比性:(1)权益账面价值和净利润对股票价格回归的解释力;(2)净利润及其变化对股票收益率回归的解释力;(3)净利润对未来现金流量回归的解释力。他们用包括会计总额和固定效应的完整模型的解释力与仅包括这一固定效应的嵌套模型的解释力之间的差异来测算可比性。进行此操作的动机是,在影响价值相关可比性的测算中降低跨国和跨行业的平均股票价格、股票收益率以及未来现金流量的差异。于是,每一个测算都仅反映了会计总额对因变量的解释力。

第一个价值相关性度量是股票价格,以每股权益账面价值(BVE)和每股净利润(NI,特殊项目调整前)对股票价格(P)进行回归的解释力为基础。价值相关可比性的度量是方程(3)的拟合度(Adjusted-R²)与仅包括C_j和I_k的嵌套版本即方程(4)的拟合度之间的差异。差额越大,可比性越高。

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 BVE_{it} + \beta_2 NI_{it} + \sum_j \beta_{3j} C_j + \sum_k \beta_{4k} I_k + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$P_{it} = \beta_0 + \sum_j \beta_{1j} C_j + \sum_k \beta_{2k} I_k + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, C_j(I_k)是虚拟变量,如果公司位于国家j(行业k),则等于1,否则等于0。i和t表示公司和年度。

第二个价值相关性度量是股票收益率,以净利润(NI_{it}/P_{it-1})及其变动(ΔNI_{it}/P_{it-1})对年度股票收益率(Return)进行回归的解释力为基础:

$$\begin{aligned} \text{Return}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 NI_{it}/P_{it-1} + \beta_2 \Delta NI_{it}/P_{it-1} + \beta_3 \text{LOSS}_{it} \\ & + \beta_4 \text{LOSS}_{it} \times NI_{it}/P_{it-1} + \beta_5 \text{LOSS}_{it} \times \Delta NI_{it}/P_{it-1} \\ & + \sum_j \beta_{6j} C_j + \sum_k \beta_{7k} I_k + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\text{Return}_{it} = \beta_0 + \sum_j \beta_{1j} C_j + \sum_k \beta_{2k} I_k + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, Return是从财务年度结束前9个月到下一个财务年度前3个月之间的股票价格累计变动百分比(经过股息和股票拆分的调整)。他们使用了虚拟变量LOSS,如果NI_{it}/P_{it-1}为负,则LOSS等于1,否则等于0。其他步骤同上。

第三个价值相关性度量是现金流量,以滞后一期的净利润(NI)对现金流量(CF)进行回归的解释力为基础:

$$CF_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 NI_{it}/TA_{it-1} + \sum_j \beta_{2j} C_j + \sum_k \beta_{3k} I_k + \varepsilon_{it+1} \quad (7)$$

$$CF_{it+1} = \beta_0 + \sum_j \beta_{1j} C_j + \sum_k \beta_{2k} I_k + \varepsilon_{it+1} \quad (8)$$

其中CF是经营活动产生的现金流量净额,用滞后一期的总资产(TA)进行标准化。其他步骤同上。

Yip和Young(2012)在检验欧盟国家强制执行国际财务报告准则(IFRS)是否提高了会计信息可比性的研究中,使用了Ohlson(1995)模型来检验盈余的信息含量(ICE)和权益账面价值的信息含量(ICBV)对于不同公司而言是否具有相似性:

$$\begin{aligned} MV_{it} = & \beta_0 + \beta_1 NI_{it} + \beta_2 BV_{it} + \beta_3 D^x + \beta_4 D^x \times NI_{it} + \beta_5 D^x \\ & \times BV_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (9)$$

其中, MV_{it}是财务年度期末的权益市场价值, NI_{it}是净利润, BV_{it}是权益账面价值。这三个变量都用未经偿付的普通股股数进行标准化。D^x是一个指标,当它是国家指标时x=1;当它是行业指标时x=2。如果回归结果的估计系数β₄和β₅显著,则表示来自不同组的公司分别具有不同的ICE和ICBV,从而具有较低水平的信息可比性。

可以看出,价值相关可比性的测算方法较为直观,在模型中使用了投资者较为关注的包括股票价格、权益价值、

净利润、现金流量等指标,很好地体现了“价值相关”这一理念。与会计协调指数不同,其不需要对每一家公司的会计方法逐一进行判断,而是可以使用大样本数据和统计回归的方法进行测算,数据容易获取,具有很强的操作性。但是这类方法仍然存在局限性:Barth等(2012)使用模型回归的拟合度的差异来衡量可比性,这个差异的大小缺乏对照标准,存在一定的主观性;Yip和Young(2012)的方法也只能根据估计系数是否显著来定性判断可比性是高还是低,并不能用一个具体的数据来准确、定量地衡量可比性。

3. 评级机构调整程度

与之前聚焦于权益市场的研究不同, Kim等(2013)进行了与债券市场参与者有关的可比性的实证检验。他们的理念是,如果报告的会计数字对市场参与者来说是不够可比的,市场参与者就会经常调整这些数字来使其更加可比。调整财务报告的数字能更好地反映潜在的交易和事项的经济状况,并提高财务报告的可比性。例如债务契约,对净值和净利润做出不同的调整可以降低股权人和债权人之间的冲突及其他契约问题(Li, 2010)。

穆迪是信用评级机构的代表,它使用调整后的会计数字来计算财务比率,并把经调整的更具有可比性的财务比率作为评级的基础。基于此, Kim等(2013)把相同行业内的会计数字较小的调整视为较高的可比性,因为这能使市场参与者对某一行业内的会计数字进行更多标准化计算和比较。相反,较大的调整意味着市场参与者在有效利用会计数字进行财务分析时需要更多的自我判断。

Kim等(2013)举例说明了如何使用这种方法判断可比性的高低。如图2~4所示,使用坐标图来描述同一行业内各公司“报告的财务指标”与“调整后的财务指标”之间的关系。“报告的”是指该指标是根据公司财务报表中报告的金额计算的,“调整后的”是指该指标是根据评级机构调整后的金额计算的。他们使用的财务指标是利息保障倍数,即营业利润与利息支出总额的比率。图中每个散点的横坐标是报告的财务指标,纵坐标是调整后的财务指标,实线为45°的直线参考标准,虚线为众多散点的线性拟合方程。

在图2中,行业内所有公司报告的会计数字都很好地描述了潜在的经济事项,因此几乎没有必要为了财务分析而对这些数字进行调整,所以这些公司之间具有较高的可比性。在图3中,行业内公司报告的会计数字表现出一个较大但类似的偏差,因此进行统一的标准化调整就足够了,所以这些公司之间也具有较高的可比性。在图4中,行业内公司的报告数字显示出普遍的偏差,虽然可以像图3那样进行调整,但围绕这种普遍的偏差做出的调整也具有很

大的波动,所以这些公司之间具有较低的可比性。

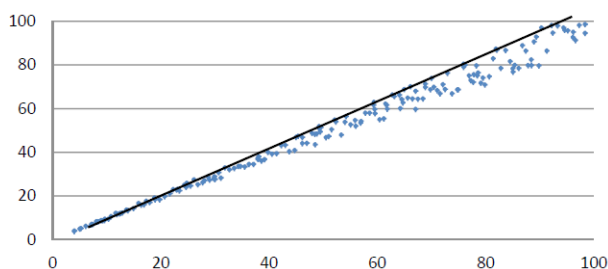


图2 较高的可比性:各个公司表现出较小的类似调整

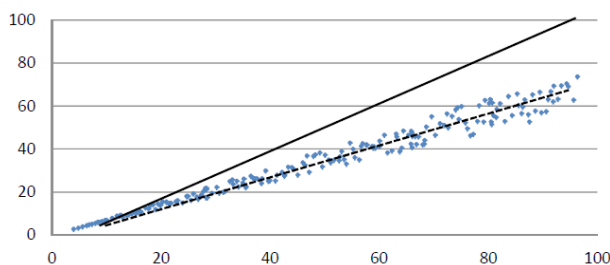


图3 较高的可比性:各个公司表现出较大但类似的调整

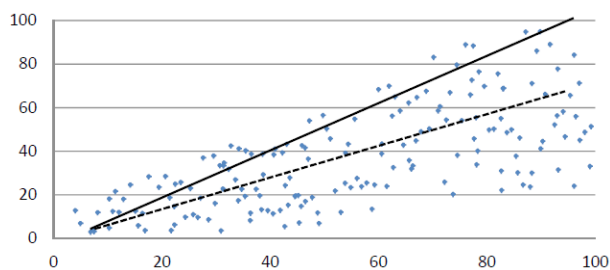


图4 较低的可比性:各个公司表现出较大且不类似的调整

该方法在坐标图中显示出的可比关系一目了然,理念清晰,具有很强的说服力。但是操作难度较大,需要找到每一家公司经评级机构调整之后的会计数字来计算。

(二) 基于公司微观层面的测算方法

1. 会计系统可比性

De Franco等(2011)构建了公司层面的会计信息可比性的测算方法,他们认为:给定一组经济事项,如果两家公司能生成类似的财务报告,那么这两家公司就具有可比的会计系统。他们使用股票收益率(Return)作为经济事项净效应的代理变量,使用盈余(Earnings)作为财务报告的代理变量,使用公司*i*的第*t*-16期到*t*-1期连续16个季度的数据估计下述模型:

$$\text{Earnings}_{it} = \alpha_i + \beta_i \text{Return}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中, Earnings_{it} 为盈余,用公司*i*的季度净利润(用期初权益市场价值标准化)来表示, Return_{it} 为公司*i*的季度股票收益率。

为了测算两个会计系统之间的差异,对于公司*i*和公

司j, 假定它们的经济业务相同(用股票收益率 $Return_{it}$ 表示), 分别使用两家公司的转换函数来计算它们各自的预期盈余。

$$E(Earnings)_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i Return_{it} \quad (11)$$

$$E(Earnings)_{jt} = \hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_j Return_{jt} \quad (12)$$

其中, $E(Earnings)_{it}$ 表示在第t期, 根据公司i的会计系统和公司i的股票收益率算出的公司i的预期盈余; $E(Earnings)_{jt}$ 表示在第t期, 根据公司j的会计系统和公司j的股票收益率算出的公司j的预期盈余。模型(11)和(12)中的解释变量都使用公司i的股票收益率 $Return_{it}$, 这样就可以计算出两家公司在经济业务相同的情况下的盈余差异。

于是, 公司i和公司j之间的可比性($CompAcct_{ijt}$)为两家公司根据各自的会计系统计算出的预期盈余差异的绝对值的平均数的相反数:

$$CompAcct_{ijt} = -1/16 \times \sum_{t=15}^t |E(Earnings)_{it} - E(Earnings)_{jt}| \quad (13)$$

$CompAcct_{ijt}$ 的值越大, 则公司i与公司j之间的会计信息可比性越高。

当然, 还可以计算出公司i的年度公司层面的可比性。具体地, 先按照前述方法计算出公司i和公司j之间的可比性, 然后以公司i为基准, 分别计算出同一行业内其他所有公司与公司i之间的可比性, 再将这所有的可比性从大到小排序, 取前四个最大值的平均值为 $CompAcct4_{it}$, 取所有可比性的平均值或中位数为 $CompAcctInd_{it}$ 。 $CompAcct4_{it}$ 和 $CompAcctInd_{it}$ 都是公司i的可比性, 其值越大, 可比性越高。

与De Franco等(2011)的方法接近, Barth等(2012)使用另一种方法来评估执行IFRS的公司和执行美国GAAP的公司之间的会计信息可比性, 这种方法同样称为“会计系统可比性”。该方法以股票价格、股票收益率和现金流量作为经济输出, 以净利润和权益账面价值的多种组合作为会计总额。

Barth等(2012)分6步来构建会计系统可比性的测算: (1)对配对公司分别估计股票价格(股票收益率、现金流量)与盈余和权益账面价值之间的关系。(2)对于每一组配对公司, 计算样本内的配对股票价格(股票收益率、现金流量)。(3)对于每一家公司, 使用其他配对公司的组合来计算配对股票价格(股票收益率、现金流量)。(4)对于每一组配对公司, 计算从第2步和第3步得到的配对股票价格(股票收益率、现金流量)的绝对值。(5)对于每一对年度样本, 计算从第4步得到的配对股票价格(股票收

率、现金流量)的绝对值的平均值。(6)将从第5步得到的平均差异的平均值、中位数和标准差, 作为股票价格、股票收益率、现金流量的可比性度量。Mukai(2017)也是用了类似的方法。

结合之前“价值相关可比性”测算方法来看, De Franco等(2011)和Barth等(2012)的测算方法各有优点和缺陷。例如, 尽管股票价格和股票收益率反映了跨国和跨行业的资本成本的差异, 现金流量却没有反映这一点。而且, 尽管包括会计准则在内的信息环境影响了价格形成机制, 并由此影响了股票价格和股票收益率, 但它也没有影响现金流量。虽然随后的现金流量在有限年度内是可获得的, 但股票价格和股票收益率反映了投资者在随后所有年度内的期望。

类似于会计系统可比性, Yip和Young(2012)使用会计函数的相似性测算可比性, 根据De Franco等(2011)进行了一定的改动, 把被解释变量由盈余(Earnings)替换成总资产收益率(ROA), 从而估计每一家公司的会计函数:

$$ROA_{it} = \alpha_i + \beta_i RET_{it} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

该方法的其他步骤与De Franco等(2011)相同。

此后, 也有文献采用计算行业平均会计转换函数的思路, 对De Franco等(2011)的方法进行了较大的改进: 假设公司i属于行业M, 使用年度数据将M行业内除公司i之外的其他所有公司按方程(10)进行截面回归, 得到平均转换函数, 再将公司i的股票收益率 $Return_{it}$ 代入估计出的平均转换函数, 得到公司i的预期盈余, 其与实际盈余的差值的绝对值的相反数即是公司i的会计信息可比性(Andre等, 2012; 袁知柱和吴粒, 2015)。这一改进在很大程度上简化了De Franco等(2011)的方法, 尤其是能够非常方便地得到公司年度横截面上的会计信息可比性, 在理念、方法和操作上都具有明显的优势。

总的来看, 会计系统可比性的测算方法使用股票收益率和盈余(或总资产收益率)作为代理变量, 分别将公司的大量经济事项和经济后果进行了高度的凝练, 准确地体现了可比性的概念和思想, 促进了会计信息可比性的实证研究。此方法不仅在国内被广泛借鉴, 在国外的应用也较多(Wang等, 2016; John和Yeung, 2017)。从国内外大量的经验研究的结果来看, 该方法的局限性较小。

2. 盈余可比性

Francis等(2014)测算会计可比性的第一种方法是“盈余审计测算法”, 对被同一家四大会计师事务所审计的一对公司的年度总应计(异常应计)和被不同四大会计师事务所审计的一对公司的年度总应计(异常应计)之间的差异进行检验。他们检验应计, 是因为应计是盈余在操控性

下的主要组成部分,也是审计师对可比性最直接影响过程中的组成部分。他们认为,相同行业、相同年度内被同一家四大会计师事务所审计的两家公司,归因于审计方法的应计调整的类型更有可能相同,且在执行GAAP时会做出相同的会计选择和调整。于是,这些公司的应计结构比被不同审计师(审计风格效应是随机的)审计的两家公司具有更高的相似性。对于同一年度、同一行业内给定的配对组公司,他们测算了总应计的相似性:

$$\text{Diff_Total_Accruals}_{ijt} = \text{abs}(\text{Total_Accruals}_{it} - \text{Total_Accruals}_{jt}) \quad (15)$$

其中, $\text{Diff_Total_Accruals}_{ijt}$ 是 t 年度同一行业内配对组公司总应计之间差额的绝对值。可以测算出相同行业和年度的每一组配对公司 i 和 j 之间的可比性。他们对经济基础因素和外部冲击进行了控制,因为在其他条件不变的情况下,对相同行业和年度的配对组公司的分析检验应该是相似的。国内也已有相关学者使用此方法(杨金凤等, 2017)。

与这一方法类似, Kawada(2014)认为,会计信息可比性可以由每两家公司之间总应计额的密切程度推测出。Mohseni等(2014)在研究伊朗和美国公司的财务报告在应计和盈余结构上的可比性时,也使用了类似的测算方法。

Francis等(2014)的第二种方法是“盈余共变测算法”,检验相同行业内一对公司的盈余随时间共变的程度。这一方法较少受限于影响应计差异测算的变量缺失。基于De Franco等(2011), Francis等(2014)用同一行业内的两家公司的盈余随时间共变的程度来测算可比性,构建了模型(16):

$$\text{Earnings}_{iq} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Earnings}_{jq} + \varepsilon_{iq} \quad (16)$$

其中, Earnings 是公司 i 和公司 j 在季度 q 的特殊项目调整前的利润(用平均总资产进行标准化)。对于相同行业内的每一对公司,用连续16个季度的数据进行回归。用模型(16)的拟合值来衡量公司 i 和公司 j 之间的会计可比性,称为盈余可比性共变,即 ECOPM_COV 。拟合值越高,表示这一对公司之间的盈余可比性越高。

盈余共变测算法有一个潜在的局限是没有明确地控制经济冲击。Francis等(2014)用三种方法应对这一局限。第一,他们对同一行业内的公司配对组分年度进行了分析,以此控制了共同的经济基础因素和冲击。第二,他们控制了每一对公司的相同时期的现金流量变化,把模型(16)中的盈余(Earnings)替换为现金流量(CFO),这与 ECOPM_COV 的测算方法类似。第三,他们对每一对公司控制了相同时期的股票月收益率变化(RET_COV),其测算方法也与 ECOPM_COV 类似。因为股票收益率反映了经济冲击,所以这进一步控制了应计的潜在经济基础因素效应。

可以看出,盈余共变测算法主要是从外部审计的角度出发,认为相同的审计风格产生类似的报告盈余,视角较为新颖,这一方法同样也体现了“相同的经济事项产生类似的经济后果”的可比性这一理念。盈余共变测算法相对于其他方法来说更为简洁,但其测算结果并不是严格意义上的公司截面可比性,在一定程度上涉及到时间序列的可比性,这在实证应用中可能会受到相应的局限。

3. 信息传递可比性

Yip和Young(2012)还使用信息传递程度来衡量可比性。在盈余公告中,信息传递发生的一个重要条件是可比的会计盈余。如果盈余不可比,那么由于一个较低程度的信息传递,一家公司的盈余公告对预测其他公司的价值就几乎没有作用。所以,信息传递的程度反映了信息可比性的程度。

Yip和Young(2012)使用事件研究法,以报告的盈余与事前预期盈余之间的差额,为一家进行盈余公告的公司测算了非预期盈余。事前预期盈余的代理变量是在盈余公布之前的一个月內分析师盈余预测的平均值。他们使用模型(17),计算了一家没有进行盈余公告的公司在进行了盈余公告的公司公布盈余的前后共3天的异常股票收益:

$$U_{it} = \text{RET}_{it} - (\alpha^i + \beta^i \text{RET}_{mt}) \quad (17)$$

其中 U_{it} 是公司 i 在第 t 天的异常股票收益, RET_{it} 和 RET_{mt} 分别是公司 i 在第 t 天的股票收益和公司 i 的国内市场收益。他们使用 $[-185, -6]$ 天(第0天是进行盈余公告的公司发布盈余的日期)的数据,为每一个财务年度分别估计了系数 α^i 和 β^i 。未进行盈余公告的公司的累计异常收益,是它在进行了盈余公告的公司公布盈余的前后共3天的异常收益之和。为了降低未进行盈余公告的公司组的预测误差的横截面相关性,他们在实证分析中使用了全部未进行盈余公告的公司的累计异常收益的平均值。股票异常收益越大,说明两家公司之间的可比性越强。

信息传递可比性的测算方法并没有直接将两家公司的信息进行对比,而是通过一家公司受其他公司的“影响程度”来衡量可比性。可以看出这种方法也具有很强的直观性,但在步骤上较为繁琐,操作难度较大。另外值得注意的是,这种方法有一个假设前提,即市场是公开、透明、有效的。也就是说,只有当市场是有效的,一家公司的盈余预告才有可能对另一家公司产生影响。

4. 会计政策文本可比性

Peterson等(2015)的理念是,对重要会计政策的披露能帮助财务报告使用者识别和解释不同公司之间的相同和差异,在这一点上,会计政策的补充说明似乎是有用的。

他们使用矢量空间模型(Salton等, 1975)来测算可

比性,针对年度财务报告附注中的会计政策披露,从数据库中获得了有关文本。这个模型通过剔除文本中的禁用词和提取剩余词之后,以在文本中发现的独有词为基础而把文本转换为一个矢量。禁用词是指并不增加信息含量的普通词语,例如“和(and)”“将(will)”“因为(because)”“那(that)”等。提取是一个过程,用来移除词语的后缀形式来得到根词,典型的后缀包括“s”“ed”“ing”“ion”等。对于矢量中一个特定词语的取值,如果被阻止的词语在文本中出现,则等于1;如果缺失,则等于0。

通过测算不同矢量之间角度的余弦值,可以对两个不同的文本进行比较。通过如下的 V_1 和 V_2 ,余弦值衡量了两个文本之间的相似性:

$$\cos \theta = \frac{V_1 \cdot V_2}{\|V_1\| \cdot \|V_2\|} \quad (18)$$

其中, $V_1 \cdot V_2$ 表示标量积, $\|V_i\|$ 表示矢量范数 $\sqrt{V_i \cdot V_i}$ 。余弦的值域为 $[0, 1]$,其中0表示两个文本之间没有任何相似性,1表示两个文本使用了完全相同的词语。他们计算了一家公司与相同行业内其他每一家公司的余弦值,所有值的中位数即为该公司的会计政策可比性。对于时间序列,他们使用公司每一年和之前一年的披露来计算了余弦值,把所有值的平均值作为公司在样本期间的一致性。

Peterson 等(2015)认为,他们对可比性及一致性的测算方法是对De Franco等(2011)的方法的一种重要替代,两者至少在三个方面有所不同。第一,Peterson 等(2015)的方法是一种原始的、基于输入的测算方法,其以文本描述为基础;相反,De Franco等(2011)的方法是基于输出的测算,因为它通过不同公司之间的收益与回报的关系来测算可比性,这种输出指标可能过于宽泛。第二,De Franco等(2011)的方法只测算了跨部门之间的可比性,而Peterson 等(2015)同时测算出了横截面上的可比性和时间序列上的一致性。第三,De Franco等(2011)的方法需要每个公司都有足够的时间序列观测值来进行比较,这限制了一些公司的可比性测算,而Peterson 等(2015)的方法无论在时间序列上还是在横截面上都只需要一家比较公司。

会计政策文本可比性测算方法提供了对可比性和一致性的客观、直观的衡量。但是,该模型也有一些局限。第一,有学者指出,使用余弦值测算可比性是有问题的,因为随着文本披露长度的增加,余弦值也是增加的。为了应对这一疑虑,Peterson 等(2015)在回归模型中控制了文本披露长度的效应,通过这一方法调整了可比性和一致性,这样就降低了公司会计政策因文本更长、包含更多词语而表现出更高相似性的效应。第二,该模型一个明显的缺陷

是对语义不敏感,这意味着使用不同的词语表达类似的意思将导致不匹配。而且,该模型仅能识别单词而不能识别短语,尽管短语在某些情况下可能比单词更能反映相似性。例如短语“递延收入”“递延融资”“递延税金”,如果被拆分为独立的单词,短语的固有含义就消失了。这个模型也没有评估出词语在文本中的位置,这样,描述不同会计政策的两个相同的词语就被认为具有相似性。这些局限增加了他们测算可比性和一致性的噪音,有待日后进一步解决。

四、总结与展望

从20世纪八十年代学术界开始出现会计信息可比性的测算方法,到开始定量研究公司微观层面的可比性以来,国外主流文献对可比性测算方法的研究在以下三个方面发生了演变:一是可比性主体的转变,从国家或行业层面的会计信息整体协同,转化为微观层面上两家公司之间的会计信息可比;二是测算数据的丰富,从对会计准则(或会计方法)的选择进行赋值,转变为广泛使用企业的各种财务指标数据;三是计算方法的发展,从最初的协同指数计算,发展为以数理统计和建模为基础的回归测算。尤其是近年来,对可比性的测算方法层出不穷,各种测算方法都有其自身的特点和适用领域。

相比之下,中国对可比性的实证研究的起步要晚得多,不过自2011年以来,对可比性的概念、影响因素和经济后果等的研究也取得了丰富的成果。随着时代的变迁,以会计准则国际趋同为背景的会计协调问题(即国家或行业层面的可比性)已经逐渐淡出中国会计学术界的视野,以公司微观层面可比性为对象的实证研究正在蓬勃兴起和发展(李鹏等,2014;胥朝阳和刘睿智,2014;陈翔宇等,2015;刘睿智等,2015;孙丽霞,2016;谢盛纹和刘杨晖,2016;杨金凤等,2017;江轩宇等,2017;袁振超和韦小泉,2018;刘杨晖,2018;张勇,2018)。当然,国家行业层面的测算方法在某种程度上也可以被借鉴到公司微观层面的测算中。但不可避免的一个问题是,国内文献对公司微观层面可比性的测算方法几乎都是以De Franco(2011)的会计系统可比性为基础的,尽管有学者对这种测算方法做了自己的调整或改进(李鹏等,2014;胥朝阳和刘睿智,2014)。

国内文献对可比性测算方法的陈陈相因,一方面是因为相对其他方法,De Franco(2011)的测算方法直接明了、便于操作,所需数据易于获取,测算出的结果具有较强的有效性;另一方面可能也与中国资本市场的客观情况有关,由于中国的资本市场与发达资本主义国家相比仍然不够完善,国外某些测算方法(如评级机构调整程度)所需要的数

据或信息在中国可能难以获取。此外,部分测算方法(如信息传递可比性和会计政策文本可比性)步骤较为繁琐,工作量大,对数学和计算机也有较高的专业要求,这可能也是原因之一。

本文对相关文献的回顾和分析发现,在会计信息可比性测算方法上,有以下两方面的问题值得未来进一步研究:

第一,进一步明确可比性的内涵。测算方法取决于对可比性内涵的不同理解。“会计信息”是一个很大的范畴,如果要进行定量的实证研究,必须把这一范畴明确化、精细化,制定出一系列清晰具体的指标。在可比性测算过程中,已有测算方法中所使用的各种财务指标是否能恰如其分地反映可比性的内涵,这还有待进一步推敲。此外,在回答“会计的什么信息可比”这一问题时,在已有文献中存在多种做法或导向,例如到底是“会计数字”可比,还是“会计方法”可比,抑或“会计文本”可比,不同的文献都有不同的做法导向,很难说谁比谁更准确。

第二,对不同的测算方法进行有效性验证与评价。由于不同的测算方法对可比性理念与内涵的理解不同,即使使用相同的样本和期间,不同的方法测算出的结果也会不同。其在中国资本市场环境下是否都有效,这需要使用中国上市公司的数据进行检验。此类研究已有先例可循,例如赵艳秉和张龙平(2017)用多种审计质量的衡量方法检验不同方法衡量出的审计质量在中国资本市场中是否有效和适用。今后在这方面需进一步加强。此外,在可比性的影响因素和经济后果的实证研究中,不同的测算方法是否都稳健,这也是在未来需要关注的问题。

主要参考文献:

- [1] 陈翔宇,肖虹,万鹏. 会计信息可比性、信息环境与业绩预告准确度[J]. 财经论丛, 2015, (10): 58-66.
- [2] 江轩宇. 会计信息可比性与股价崩盘风险[J]. 投资研究, 2015, (12): 97-111.
- [3] 江轩宇,申丹琳,李颖. 会计信息可比性影响企业创新吗[J]. 南开管理评论, 2017, 20(4): 82-92.
- [4] 李鹏,李晓东,陈希晖. 强制采用IFRS对公司价值、股票流动性与分析师信息环境的影响——基于会计信息可比性视角[J]. 山西财经大学学报, 2014, 36(2): 104-112.
- [5] 刘杨晖. 签字注册会计师行业专长与会计信息可比性[J]. 财经理论与实践(双月刊), 2018, 39(3): 98-104.
- [6] 谢盛纹,刘杨晖. 审计师变更、前任审计师任期和会计信息可比性[J]. 审计研究, 2016, (2): 82-89.
- [7] 胥朝阳,刘睿智. 提高会计信息可比性能抑制盈余管理吗?[J]. 会计研究, 2014, (7): 50-57.
- [8] 杨金凤,陆建桥,王文慧. 我国会计师事务所合并的整合效果研究——以会计信息可比性为视角[J]. 会计研究, 2017, (6): 3-10.
- [9] 杨钰. 中国会计国际协调度研究: 来自资产计价相关会计事项的经验证据[D]. 厦门: 厦门大学, 2007.
- [10] 袁振超,韦小泉. 会计信息可比性、审计师行业专长与审计时滞[J]. 会计与经济研究, 2018, 32(1): 72-88.
- [11] 袁知柱,吴粒. 会计信息可比性研究评述及未来展望[J]. 会计研究, 2012, (9): 9-15.
- [12] 袁知柱,吴粒. 会计信息可比性与企业应计及真实盈余管理行为选择[J]. 中国会计评论, 2015, 13(4): 453-486.
- [13] 张勇. 外部监督、关联方交易与企业会计信息可比性[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2018, 3: 99-113.
- [14] 赵艳秉,张龙平. 审计质量度量方法的比较与选择——基于我国A股市场的实证检验[J]. 经济管理, 2017, (5): 146-157.
- [15] Barth, M.E. 财务报告的全球可比性——是什么、为什么、如何做以及何时实现[J]. 会计研究, 2013, (5): 3-10.
- [16] Aisbitt, S. Measurement of Harmony of Financial Reporting within and between Countries: The Case of the Nordic Countries[J]. European Accounting Review, 2001, 10(1): 51-72.
- [17] Ali, M. J. A Synthesis of Empirical Research on International Accounting Harmonization and Compliance with International Financial Accounting Standards[J]. Journal of Accounting Literature, 2005, 24: 1-52.
- [18] Andre, P., Dionysiou, D., Tsalavoutas, I. Mandatory Adoption of IFRS by EU Listed Firms and Comparability: Determinants and Analysts' Forecasts[R]. Working Paper, 2012.
- [19] Archer, S., Delvaille, P., McLeay, S. The Measurement of Harmonization and the Comparability of Financial Statement Items: Within-Country and Between-Country Effects[J]. Accounting and Business Research, 1995, 25(98): 67-80.
- [20] Barth, M., Landsman, W., Lang, M., Williams, C. Are International Accounting Standards-based and US GAAP-based Accounting Amounts Comparable?[J]. Journal of Accounting and Economics, 2012, 54(1): 68-93.
- [21] Basu, S. The Conservatism Principle and Asymmetric Timeliness of Earnings[J]. Journal of Accounting &

- Economics, 1997, 24 : 3-37.
- [22] Brown, S., Tucker, J. Large-Sample Evidence on Firms' Year-over-Year MD&A Modifications[J]. Journal of Accounting Research, 2011, 49 : 303-346.
- [23] Bushman, R. M., Piotroski, J. D., Smith, A. J. What Determines Corporate Transparency?[J]. Journal of Accounting Research, 2004, 42(2) : 207-252.
- [24] 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.
- [25] De Souza, F. Ê. A., Lemes, S. Comparability of Accounting Choices in Subsequent Measurement of Fixed Assets, Intangible Assets, and Investment Property in South American Companies[J]. Rev.contab.finanç, 2016, 27 (71) : 169-184.
- [26] Dechow, P. M., Dichev, I. D. The Quality of Accruals and Earnings : The Role of Accrual Estimation Errors[J]. The Accounting Review, 2002, 77 : 35-59.
- [27] Dechow, P. M., Sloan, R. G. Detecting Earnings Management[J]. The Accounting Review, 1995, 70(2) : 193-225.
- [28] DeFond, M., Hu, X., Hung, M. The Impact of Mandatory IFRS Adoption on Foreign Mutual Fund Ownership : The Role of Comparability[J]. Journal of Accounting and Economics, 2011, 51(3) : 240-258.
- [29] Fama, E. F. Efficient Capital Markets : A Review of Theory and Empirical Work[J]. Journal of Finance, 1970, 25 : 383-417.
- [30] Fontes, A., Rodrigues, L., Craig, R. Measuring Convergence of National Accounting Standards with International Financial Reporting Standards[J]. Accounting Forum, 2005, 29(4) : 415-436.
- [31] Francis, J. R., Pinnuck, M. L., Watanabe, O. Auditor Style and Financial Statement Comparability[J]. The Accounting Review, 2014, 89(2) : 605-633.
- [32] John, L. C., Yeung, P. E. Earnings Comparability, Accounting Similarities, and Stock Returns : Evidence from Peer Firms' Earnings Restatements[J]. Journal of Accounting, Auditing & Finance, 2017, 32(4) : 480-509.
- [33] Jones, J. J. Earning Management during Import Relief Investigations[J]. Journal of Accounting Research, 1991, 29(2) : 867-914.
- [34] Kawada, B. Auditor Offices and the Comparability and Quality of Clients' Earnings[R]. SSRN Working Paper, 2014.
- [35] Kim, S., Kraft, P., Ryan, S. G. Financial Statement Comparability and Credit Risk[J]. Review of Accounting Studies, 2013, 18(3) : 783-823.
- [36] Mohseni, A., Roodposhti, F. R., Nikomaram, H. Auditor Style and Comparability of Financial Statements : A Comparison of Audit Style in Iran and U.S.A.[J]. European Online Journal of Natural and Social Sciences, 2014, 3 (4) : 925-935.
- [37] Mukai, I. IFRS Application and the Comparability of Financial Statements[J]. Journal of Accounting and Finance, 2017, 17(5) : 52-63.
- [38] Ohlson, J. Earnings, Book Value, and Dividends in Equity Valuation[J]. Contemporary Accounting Research, 1995, 11(2) : 661-687.
- [39] Peterson, K., Schmardebeck, R., Wilks, T. J. The Earnings Quality and Information Processing Effects of Accounting Consistency[J]. The Accounting Review, 2015, 90(6) : 2483-2514.
- [40] Prashanta, A., Bhavani, O. IFRS in India : Financial Implications in Select Companies[J]. The IUP Journal of Accounting Research & Audit Practices, 2018, 1 : 7-22.
- [41] Roychowdhury, S. Earnings Management through Real Activities Manipulation[J]. Journal of Accounting and Economics, 2006, 42(3) : 335-370.
- [42] Salton, G., Wong, A., Yang, C. S. A Vector Space Model for Automatic Indexing[J]. Communications of the ACM, 1975, 18(11) : 613-620.
- [43] Scott, W. R. Financial Accounting Theory[M]. 北京 : 中国人民大学出版社, 2012.
- [44] Simmons, J. K. A Concept of Comparability in Financial Reporting[J]. The Accounting Review, 1967, 42(2) : 680-692.
- [45] Taplin, R. A Unified Approach to the Measurement of International Accounting Harmony[J]. Accounting and Business Research, 2004, 34(1) : 57-73.
- [46] Taplin, R. The Measurement of Comparability in Accounting Research[J]. Abacus, 2011, 47(3) : 383-409.
- [47] Van der Tas, L. G. Measuring Harmonization of Financial Reporting Practice[J]. Accounting and Business Research, 1988, 18(70) : 157-169.
- [48] Wang, Z., Tan, Y., Lu, J., Wei, J. Legal Environments and Accounting Information Comparability[J]. Journal of Accounting and Finance, 2016, 16(4) : 28-38.
- [49] Yip, R. W., Young, D. Does Mandatory IFRS Adoption Improve Information Comparability?[J]. The Accounting Review, 2012, 87(5) : 1767-1789.

Literature Review about Measure Methods of Accounting Information Comparability: Theory, Models and Prospects

FAN Shao-jun

Abstract : Accounting information comparability is one of the important characteristics of accounting information quality. This paper systematically summarized the existing literatures about comparability, from the national or industry level and the company micro level, combined with the relevant theoretical basis, discussed the measure methods and evolution of comparability in the literatures, and proposed that in the future, we need to further clarify the connotation of comparability, and to test the validity of different methods. This paper helps us to better understand the concept of comparability, and provides a greater variety of methods and ideas for empirical research of comparability.

Key words : accounting information ; comparability ; measure methods

(责任编辑 杨亚彬)

新时代的财务理论研究：变化与创新

——财务理论前沿 2018 学术研讨会观点综述

姚 艺, 张伟华

(北京工商大学 商学院, 北京 100048)

2018年是贯彻党的十九大精神的开局之年,改革开放40周年,决胜全面建成小康社会、实施“十三五”规划承上启下的关键一年。立足新时代,踏上新征程,有许多新问题需要我们研究,有许多新理念需要我们去学习,有许多新思想需要进行交流。在此背景下,由中国财政杂志社主办、《财务研究》编辑部承办、北京工商大学商学院协办的“财务理论前沿 2018 学术研讨会”于2018年6月9日在北京隆重召开。大会分为主题报告和论文研讨两部分。与会代表就新时代财务理论研究和变化和创新进行了深入探讨和广泛交流。

一、大会发言与主题报告

中国会计学会常务副会长杨敏高屋建瓴地为财务理论建设提出四点建议:一是要坚持以习近平新时代中国特色社会主义思想为指导,从我国实际出发,以实践的观点、历史的观点、辩证的观点、发展的观点来推进财务理论研究。二是要强化国家战略思维,从为经济社会服务的高度来研究问题,把研究思路和重点统一到新时代中国特色社会主义战略部署上来。三是要秉持创新理念,将财务与业务不断融合,进而推动企事业单位发展的质量变革、效率变革、动力变革。四是要深耕中国沃土,拓展国际视野,做中国财务学术的创造者、世界财务学术的贡献者。

中国会计学会秘书长王鹏围绕着社会主要矛盾的转变以及新时代新任务的课题,提出会计与财务应围绕“四个大”来进行研究。一是大会计,大会计不仅是实践的需要,也是理论的需要。财政部正在抓紧研究修订《会计法》,《会计法》的修订对于推进国家治理体系和治理能力现代化具有重要意义,呼吁参会代表多加关注。二是大市场,要围绕大市场的背景来进行会计和财务的研究。三是大国际,如何结合“一带一路”的建设作出会计和财务理论研究贡献,需要我们思考。四是监管,要在国家治理体系的新

要求下,探索会计监督的发展与创新。会计理论界和实务界要围绕上述“四个大”来研究,最终构建起中国特色的会计理论体系和财务理论体系。

会议共邀请9位专家教授围绕新时代的财务理论研究和变化和创新做了主题报告。中国人民大学教授王化成将企业组织结构的变化概括为“点—线—面—网”四个阶段,分析了不同阶段财务管理的特点。他认为,传统的财务理论研究主要在点、线、面的组织结构下开展,如单一企业的财务管理、供应链(价值链)财务管理、企业集团财务管理等。目前,一些大型企业集团把点线面融合在一起,形成了巨型的网络平台,这个网络平台内的企业互相支撑,以数据控制为中心,通过数据的共享、客户的导流来实现一种新的业务上的往来和控制关系。围绕着新的网状组织结构的出现,未来的财务管理发展方向应该是:基于数据的协同效应将成为价值创造的重要路径,基于战略的管控模式将成为财务决策的重要依据,基于平台经济的混合型控制将成为企业控制的重要方式。

对外经济贸易大学副校长张新民讲解了我国历次会计准则修订中利润表结构的变化,并以长安汽车和长城汽车的对比分析为例,重点分析了2017年年报披露中利润表结构转变对会计信息使用者的影响,包括拓展的核心利润、投资收益的区分,及增加持续经营净利润和终止经营净利润项目的意义。通过对广东的澄海地区玩具企业的调研,发现部分企业存在商誉过高的情况,市场对商誉过于追捧。因此,他呼吁会计研究应当回归原点,提出会计准则的建立与企业信息披露的真正目的应当是维护会计和常识、维护企业的健康持续发展,最根本的应该是维护企业的健康持续发展。

对外经济贸易大学教授汤谷良探讨了区块链技术与企业财务管理挑战议题。以分布式记账、加密不能更改尤其是去中心化为主要特征的区块链,在证券市场、金融运作

与企业商业模式变革等诸多领域都已经深度嵌入。主导企业价值与风险的财务管理体系,无论是在理论层面还是实操层面,都必须热情拥抱区块链,关注基于互联网的区块链对现行财务管理带来的诸多挑战。他认为区块链时代不仅现行的信息不对称、委托代理等财务管理理论肯定要作出修正,也对财务管理的价值目标与企业估值模型提出了挑战。财务管理也必须改变特别关注投融资、并购重组而忽视商业运作、供应链等的内容框架;必须利用区块链全面整合企业业务运作、资金运动与信息流动等,必须在企业的治理与管控体系嵌入更多的“信任”“信息透明”“不可篡改”等;当然尤其是需要重新利用区块链进行企业的风险识别与部署防控。

南京大学教授李心合对财务学科的内容和构造进行了探讨。他首先结合近年来对大量企业实地调研的体会,认为资金管理、资产管理、成本费用管理应该是企业财务管理的核心和经常性业务,但这些内容恰恰在目前的以“三大决策”为基本内容的财务管理教科书中没有适当体现,因此财务管理内容需要拓展,应采用由资产管理、权益管理、利润管理、现金流量管理、财务支持网络管理五大模块组成的内外一体化的财务报表管理。其次,基于新古典模型的财务理论发展有一定的局限性,使财务学科陷入“一元论”的单一发展格局之中。面对现实世界,支持新古典财务学的经济人、可持续发展、零嵌入性、社会成本为零等许多基本假设都要进行修正,并以修正的基本假设为前提建构多样化的公司财务理论,扩展财务学科结构。最后,财务与业务是一枚硬币的两面,研究财务问题不能远离业务,现有的财务共享中心弱化了财务对业务的决策支持、过程监控与事后评价,今后要把业财融合纳入到财务体系。

南京大学教授杨雄胜从学科基础角度出发,以医学原理比拟财务和会计理论体系对财务与企业价值进行了探讨。他提出财务系统之于企业类似于血液循环系统之于人体,而会计系统则类似神经系统。目前会计和财务发展完善的关键在于,财务如何建立自己的毛细血管系统,并与现有的动脉、静脉血管系统有机一体,而会计如何建立自己的末梢神经系统,并与现在的周围神经系统融为一体。他认为,关于企业价值的创造传统的理解是要素功能型,过于强调企业是由人财物三个要素构成的,从而使得要素分立、时空分隔、信息滞后。我们应该从细胞生命型的角度来看待企业的价值创造,在此视角下,要素是协同的,时空是一体的,三流是合一的,信息是实时的。这在传统的管理场景下无法实现,但信息化时代的到来使得这成为了可能。客户的价值、股东的价值、员工的价值和供应商的价值都是短期价值,社会和自然价值是长期价值,公司价值最大的意义在于实现短期价值与长期价值的协调平衡,从而形成良好的成长机制。

暨南大学教授宋献中围绕绿色金融和环境会计研究发

表了自己的观点。他认为,典型的绿色金融体系主要包括七大方面:完善环境权益的交易市场,发展绿色保险,设立绿色发展基金,推动证券市场支持绿色投资,大力发展绿色信贷,推动开展绿色金融国际合作和支持地方发展绿色金融。这一体系为公司财务和资本市场研究学者提供了诸多可行的研究课题,包括会计核算中环境成本的核算,投融资中环境绩效和绿色创新,公司治理中产品市场和环境战略整体关系、环境审计与保险等。他还从绿色信贷、绿色债券、绿色基金等多个角度分析绿色金融的具体运营情况,将绿色金融与环境会计的五大板块(财务会计、管理会计、财务管理、公司治理、审计)相融合,构建了一个环境会计研究框架。

厦门大学教授刘峰对当前财务管理面临的新形势和新环境进行了探析。他首先通过查看历年来上市企业500强榜单发现,企业发展大环境发生转变,财务管理研究的对象已经发生改变;其次,通过列举Alphabet、YouTube和Airbnb等三家公司的例子来说明新经济、新商业模式对会计主体、融资理论、企业估值模型等传统财务理论的挑战;最后,他引用亚当斯密的经典言论和戈登塔洛克的《官僚体制的政治》的观点来说明现有财务体系中,关于公司融资决策的基本理论与现实中的许多实践存在差异,财务理论研究应当建立新的基础。

北京大学教授陆正飞通过“去杠杆”背景下上市公司杠杆率和偿债能力的变化来分析企业的财务风险。他分析了房地产行业、制造业、批发零售业和公用事业四个主要行业的负债率、付息能力、不良率,以及中央国企、地方国企和非国有企业的负债率变化,指出现有研究中对企业负债风险的变化可能没有考虑表外负债、明股实债和永续债的影响,也忽略了其他会计操纵(如不恰当的公允价值计量、不适当的减值不计提或少计提、不适当的资产分类等)的影响,所以在教学过程中不能完全基于大样本数据分析的结果,应考虑上述因素对企业负债风险评估的影响。

北京工商大学副校长谢志华首先针对去杠杆和负债发表了看法,他认为去杠杆的更好表达是调杠杆。从宏观上讲,一国企业的负债高低是由居民的储蓄习惯决定的,居民存入银行的钱越多,企业以负债的形式取得的资金也多,从这个意义出发,杠杆是去不掉的。企业应该根据自身的经营状况,相机调整杠杆,有升有降。负债本身是一种低成本的筹资方式,它本身并没有问题,问题在于企业用负债所购买的资产不能变现,也就是问题在资产上,企业更应当强化资产管理。接着,他对业财融合的本质进行了探讨。他指出目前讨论的业财融合问题主要是财务部门和业务部门之间的工作没有实现协同。从信息披露的角度看,会计报表所披露的信息本身就是以业务为基础的,并不存在不融合的问题,但这个融合的深度和广度还不够。现在的融合仅仅只是在业务的单据转换为会计的科目上实现了融合,但

业务单据背后的作业行为并没有更详细和具体的信息予以揭示,业财融合的本质是要在会计的结果信息中延伸到业务成因的最终信息。他认为,管理会计中的作业成本分析和作业价值分析就可以解决这一问题。管理会计信息必须要向最终的作业信息延伸,只有这样才能发现每一个作业是否创造价值,作业创造价值就是业财融合的体现。

二、平行论坛

平行论坛分为两个分会场,各分会场交流与讨论的主要观点如下:

(一)第一分会场

余怒涛等以A股上市公司为样本,检验了党组织参与公司治理(内部治理机制)与审计监督(外部治理机制)之间的关系。结果显示,党组织通过“双向进入、交叉任职”进入董事会、监事会和管理层参与公司治理与审计监督之间存在互补效应,且在国有企业中更为明显。市场化程度过低会使得党组织通过监事会参与公司治理与审计监督之间的互补效应消失,但是不论市场化程度高低,党组织通过董事会参与公司治理均能有效提升审计监督质量。因此,针对处于低市场化进程中的企业,党组织应主要通过进入董事会来发挥治理作用,进而提升审计监督质量。点评人杨世忠指出,党组织参与公司治理是我国公司治理的特色,作者的实证分析证明了党组织对于加强公司监管具有积极作用,今后可以加强关于党组织在提升公司效率与效益方面作用的研究。

自从以区块链技术开发出比特币等数字货币以来,这些基于区块链的数字货币是否具有价值,是理论界和实务界均较为关心的问题。许金叶和许玉琴应用《资本论》分析了数字货币拜物教之迷的根源,指出以“共信力”取代“公信信力”是数字货币设计者的成功设计,但是重视区块链技术稀缺性忽视扩展性的货币设计,这是区块链货币设计者的重要缺点。他们认为,数字货币的内在价值是商品的人类劳动,价值符号是数字(比特流)成为货币的前提。现在的比特币等数字货币解决了数字货币成为货币的技术性质,却没有解决数字货币的金融性质(稀缺性与扩展性)的问题。点评人罗福凯认为,作者从财务视角关注区块链技术和比特币流通对财务管理的影响,具有很强的学术洞察力和创新意识,但在表述的严谨性等方面仍有值得改进之处。另外,区块链技术充当货币材料之后,使币材原有的质地均匀优良、不易磨损、便于携带的特征不复存在,这是否会对个人和企业的货币资本持有量最优水平产生影响,是否改变异质资本均衡配置原理,这是财务学应回答的新问题。

分析师是否能够有效抑制企业避税行为,学界存在较大争议。汤泰劫等基于信息不对称理论,通过运用分析师所在券商与上市公司之间的距离作为工具变量控制内生

性后,发现分析师能够通过积极的外部监督,缓解公众投资者与上市公司间的信息不对称,提高避税的实施成本,从而抑制避税的激进性。进一步研究发现,分析师跟踪与地方税收征管力度呈现显著的互补效应。点评人刘慧龙认为,该文利用中国数据对一个有趣的争议性话题进行了再检验,尤其是考察了分析师跟踪与企业税收规避间的关系在地方税收征管力度不同时的差异,对相关研究领域是一个有意义的创新;考虑到分析师跟踪影响企业税收规避的机制较复杂,且相关的争议性观点目前均积累了一定的经验证据,后续研究可以考虑更细致地识别分析师跟踪作用于企业税收规避的具体机制,以及争议性观点各自成立的条件,这样可以帮助我们更好地理解分析师跟踪如何影响企业的税收规避。

股价同涨同跌现象在全球资本市场中普遍存在,在新兴国家资本市场中尤其明显,而企业战略会影响企业特质信息,从而影响股价同步性。刘欢基于中国情境,参考管理学领域对企业战略的度量方法,考察了企业战略对股价同步性的影响。研究发现,不同战略定位企业的股价同步性存在显著差异,与防御型企业相比,进攻型企业具有相对较低的股价同步性;从信息透明度的角度看,当企业信息透明度低时,进攻型企业的特质信息能够更好地反映到股价波动之中。点评人耿云江认为,该文以企业战略为切入点进行研究,丰富了股价同步性影响因素的相关研究,未来可以考虑对“股价同步性”这一关键概念及其形成机理进行更为深入的界定与阐述,并基于更为全面的有关“企业战略经济后果”文献的归纳与总结、对“公司特质信息”内容与分类的详细说明以及对二者关系的重新梳理,进一步厘清企业战略影响股价同步性的实现机制。

科学合理的激励路径能够帮助企业获得持续的创新竞争优势。曹玉珊和魏露露通过考察扩展型员工持股计划的创新有效性揭示了员工持股催生有效创新的作用路径,发现较之于传统型员工持股计划(侧重激励高管人员),扩展型员工持股计划(侧重激励包括高管人员、核心技术人员等在内的“核心员工”)更能够降低核心人才离职率,能更好地为企业留住核心人才,而且能够有效促进企业的创新产出。研究还发现企业的经营业绩、发展规模、成长速度以及员工薪酬水平等均有助于促进企业的有效创新。点评人张宏亮认为,该文使用独特的手工数据,发现了拓展型(普惠型)的员工持股计划所具有的更大的激励效应,并支持了混合所有制改革中推行员工持股尤其是核心员工激励的政策导向。为使研究结论与建议更具实践价值:论文需要对员工持股和股权激励的政策背景进行进一步交待;在研究设计上应明确区分员工持股和股权激励;研究问题可以更聚焦于持股对创新的作用及其作用环境、作用条件和作用路径;在研究方法上也有进一步完善的空间。

(二)第二分会场

商业模式创新是企业实现增长进而创造价值的重要途径之一,在互联网经济时代,企业的商业模式创新通常围绕着产品主题和用户主题展开。王东升和宋璐以青岛海尔和美的电器为案例企业,采用差别复制的原理,探索这两种商业模式价值创造的机理及后果,研究发现,产品主题商业模式创新实现价值创造的路径是产品领先和效率驱动,用户主题商业模式创新实现价值创造的路径是差异化产品和定制化生产;在标准化的产品(如家电产品)市场中,产品主题商业模式创新优于用户主题。点评人戴璐认为,该文的选题很有意义,不过应当将商业模式的文献关注范围从非常具体的产品层面、商业层面、公司层面上升到更为抽象的商业模式概念界定,最好将2016年发表的文献综述 *The Business Model: Recent Developments and Future Research* 作为重要的参照,并关注整个管理学理论中商业模式的研究进展,找到与文章研究问题有关的理论主线,从而指引整个论文的研究。另外,现有的文献提出之后,应该先开展案例分析,通过探索式的案例研究归纳得出理论框架,而且应该在研究方法上更多地遵循案例研究方法的要求予以开展调查、数据分析和得出研究结论。

股权结构是形成公司治理的基础之一,吴世飞等用公司IPO时第一大股东持股比例作为表征初始股权结构对后续股权结构解释力的变量,衡量股权结构路径依赖性的强弱程度,分析和检验了我国公司股权结构路径依赖性的存在性与产生机制,并探讨了其治理途径。结果发现,我国公司股权结构存在明显的路径依赖性,且在国有公司中更强;大股东之间的竞争和债权治理的作用能够明显减轻股权结构的路径依赖性,但法治水平的提高在其中的作用并不明显。点评人张伟华认为,该文将制度变迁的路径依赖性研究移植到股权结构演变的研究中,且区分了效率机制和寻租机制的影响,选题有一定创新。但由于企业特别是国有企业的股权结构变化受到很多政策限制,因此建议对股权结构演变分析应该结合我国的制度背景,从调整成本的角度分析不同类型企业股权结构路径依赖的异质性。同时,建议根据IPO招股说明书中披露的历次股权结构变动信息,分析路径依赖的存在性和影响因素。

三类股东(契约型私募基金、资产管理计划和信托计划)是新三板的重要投资者,但由于其固有特点与既有IPO审核政策存在矛盾之处,含有三类股东企业的上市进程受到影响。罗党论和谭衍俊研究了三类股东与企业经营绩效之间关系,以此分析三类股东有没有存在的价值。结果发现三类股东有显著的选股能力,含三类股东企业的盈利能力和成长能力显著更优;企业的盈利能力和成长能力越好,越可能含有多个三类股东;三类股东影响IPO的问题给企业经营绩效带来了负面影响。据此,三类股东在新三板市场具有存在的价值,三类股东问题需要得到妥善的解决,才能促进优质企业发展,提高投资者积极性。点评人向锐

认为,三类股东与被投资企业经营绩效的关系是新三板中重要的研究课题,该文的研究结论有较好的理论和现实意义。可以考虑在以下方面进一步补充完善:企业价值除了经营绩效外,是否还可以有其他指标;企业经营业绩更多是受管理层还是三类股东影响,如果是受三类股东影响,影响的路径是什么;研究样本的选择应按照不同年度分别进行确定;选股能力和事后效应检验可考虑三类股东的不同类型分别进行检验。

近年来,股权质押业务在我国资本市场快速发展,控股股东股权质押后,为了避免股价下跌的不利影响,可能会采取一些手段维持股价,会在一定程度上影响上市公司透明度。基于此,幸伟和李常青以深交所对上市公司信息披露考核结果度量上市公司信息披露质量,考察了控股股东股权质押对于上市公司信息披露质量的影响。研究发现,存在控股股东股权质押的公司信息披露质量更低;存在控股股东股权质押的上市公司财务重述、信息披露违规以及盈余管理程度更为严重;控股股东股权质押恶化上市公司信息环境,进而影响上市公司的债务融资成本;控股股东股权质押比率越高,上市公司信息披露质量越低。点评人管考磊认为,股权质押是当前中国资本市场普遍存在的问题,该文研究内容全面,层次清晰,具有较好的理论和现实意义。可以考虑在以下方面进行完善:建议论文样本剔除中小板和创业板公司;论文在以股权质押比率为解释变量时,建议剔除不存在股权质押的公司;债务融资成本的计算建议使用财务费用/有息债务来度量;建议论文进一步考虑控股股东对于公司的控制力对股权质押和信息披露质量之间关系的影响。

曾雪云等基于中国上市商业银行的数据,以每半年为间隔期间,采用Z值衡量银行风险,检验了银行表外业务发展所带来的收入多样性对银行业绩与风险的双重影响。研究发现,收入多样性在银行总体层面与非国有银行层面具有业绩提升作用,但显著降低了国有银行的收益率;收入多样性也在银行总体层面与非国有银行层面显现出风险增强作用,并且这一影响主要来自于资本充足率的降低;收入多样化显著降低了非国有银行的风险调整收益。由此得到启示:适度发展银行表外业务和收入多样性;发展表外业务需提高金融创新能力;国有银行与非国有银行应在差异化战略下发展表外业务。点评人郭飞认为,在我国金融市场和工具的不断完善以及银行业竞争日益加剧的背景下,银行表外业务得到了迅猛发展,但关于非利息业务对银行业绩和风险的影响目前还没有得出一致的结论,因此该文的研究具有很强的现实意义和理论价值。建议考虑表外收入和非利息收入的不同、模型回归的年度效应,以及考虑Z值替代度量的稳健性,并对国有银行业绩和风险关系的不一致性进行深入分析和补充解释,以进一步提高论文的创新性。

《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	靳庆鲁	裘益政	廖义刚		

学术秘书 周愈博

中国财政杂志社
官方微博



财务与会计
微信号：caiwuyukuaiji



刊 号	ISSN2095-8838
	CN10-1242/F
邮发代号	2-882
定 价	18.00 元