

董事会监管与盈余管理

——来自沪深两市上市公司的经验证据

● 彭青 陈少华

摘要:文章以2007年~2011年间沪深两市上市公司面板数据为样本,舍弃了未考虑个体效应的截面回归方法,采用更适合短面板数据估计的固定效应模型考察了董事会特征替代变量与盈余管理程度之间的关系。在控制了上市公司资产规模、资产结构、盈利能力、股权结构后,研究发现,董事会频率与盈余管理程度正相关,独立董事比例、薪酬越高的上市公司盈余质量越好。独立董事与上市公司工作地同城的,上市公司盈余质量更好。

关键词:董事会监管 盈余管理 面板数据

一、引言

盈余管理一直是证券市场监管的重点,也是专家学者们广泛关注的课题。影响上市公司盈余管理的因素很多,但从制度层面考量,主要是公司治理结构。Cohen等(2002)的研究表明不健全的公司治理机制可能会导致更多的财务欺诈或盈余管理。董事会作为公司治理结构的重要组成部分,对有效监管、控制企业盈余管理行为具有重要的现实意义。自新《企业会计准则》于2007年实施以来,关于董事会特征与盈余管理关系研究的实证文献结论不一,且大多采用截面回归方法获得研究结论,但这种做法忽略了个体间不可观测或被遗漏的异质性,而该异质性可能与解释变量相关从而导致估计不一致。本文采用个体效应模型估计短面板数据,以此来捕捉异质性,并对前人的研究进行系统归纳总结。

二、研究假设

董事会规模越大,各董事间相互沟通的难度就会增加,降低了信息传播和经济决策效率,最终降低董事会的监管效率,导致更高的盈余管理程度。

假设1:董事会规模与盈余管理程度正相关;

假设2:董事会次数与盈余管理程度负相关;

假设3:董事长、总经理两职合一时,盈余管理程度更高;

假设4:独立董事比例与上市公司盈余管理程度负相关;

假设5:独立董事报酬与上市公司盈余管理程度负相关;

假设6:独立董事工作地与上市公司工作地同城时,上市公司盈余管理程度更低。

三、研究设计

1. 样本选择与数据来源。

考虑到新旧企业会计准则对财务报告数据口径的影响,本文选取2007年~2011年沪深两市上市公司作为初选

样本。数据主要取自CSMAR数据库和Wind金融数据库,其中,2007年~2011年独立董事薪酬(津贴)数据系手工收集得到,使用SAS 9.2进行数据整理。初选样本共包含2328家上市公司,剔除ST,*ST,SST,S*ST等财务状况异常的公司,剔除金融保险等资产负债结构、现金流特征与其他行业相差较大的公司,最终得到样本公司1896家,剔除缺失值,共得到7176个观测。

2. 变量设定。

(1) 被解释变量。

本文使用Jones模型和修正的Jones模型估计盈余管理程度,分别用DTA和DTAC表示两者的估计结果。可操控性总应计利润即为非预期应计利润,总应计利润(Total Accruals, TAC)的计算:

$$TAC_{i,t} = E_{i,t} - CFO_{i,t}$$

$TAC_{i,t}$ 为i公司第t期的总应计利润, $E_{i,t}$ 为i公司第t期的净利润, $CFO_{i,t}$ 为i公司第t期的经营活动产生的现金净流量。修正的Jones模型非操控性总应计利润(NDTAC)的计算:

$$\frac{TAC_{i,t}}{TA_{i,t-1}} = \beta_1 \left(\frac{1}{TA_{i,t-1}} \right) + \beta_2 \left(\frac{\Delta SALES_{i,t}}{TA_{i,t-1}} \right) + \beta_3 \left(\frac{PPE_{i,t}}{TA_{i,t-1}} \right) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$NDTAC_{i,t} = \beta_1 \left(\frac{1}{TA_{i,t-1}} \right) + \beta_2 \left(\frac{\Delta SALES_{i,t} - \Delta AR_{i,t}}{TA_{i,t-1}} \right) + \beta_3 \left(\frac{PPE_{i,t}}{TA_{i,t-1}} \right) \quad (2)$$

$TA_{i,t-1}$ 为i公司第t-1期期末总资产,考虑“前期差错更正”等以前年度损益调整事项的影响,我们用i公司第t期报告中披露的“期初总资产”代替; $\Delta SALES_{i,t}$ 为i公司第t期主营业务收入相对t-1期增加额,同样,我们用i公司第t期报告中的主营业务收入与第t期报告中报告的上期主营业务收入的差额代替; $PPE_{i,t}$ 为i公司第t期期末固定资产总额; $NDTAC_{i,t}$ 为i公司第t期非操控性总应计利润; $\Delta AR_{i,t}$ 为i公司第t期期末应收款项余额相对t-1期期末余额的增加额,我们用i公司第t期期末应收款项余额与第t期期初余额的差

额代替;②式中 $\beta_1 \sim \beta_3$ 通过①式估计得出。使用可操控性应计利润的绝对值来衡量上市公司盈余管理程度。上市公司盈余管理程度(DTAC)的计算:

$$DTAC_{i,t} = \left| \left(\frac{TAC_{i,t}}{TA_{i,t-1}} \right) - NDTAC_{i,t} \right|$$

(2)解释变量。

董事会规模SCALE为董事会人数的自然对数;董事会会议次数代理变量CN为董事会会议次数的自然对数;董事长、总经理两职合一代理变量COM为哑变量,若两职合一则取1,否则取0;独立董事比例PROP为上市公司独立董事人数占董事会总人数的比例;独立董事报酬代理变量SALARY为独立董事平均薪酬的自然对数,独立董事薪酬为年度财务报告中披露的独立董事税前薪酬,独立董事平均薪酬由独立董事薪酬总额除以独立董事总人数得出;独立董事与上市公司工作地同城哑变量CITY为哑变量,若独立董事与上市公司工作地一致(同城)则取1,否则取0。

(3)控制变量。

SIZE为上市公司年末总资产的自然对数。公司规模越大,越有可能将当期盈余递延到未来,以避免高额利润而受到政府管制(Watts & Zimmerman, 1978)。LEV为上市公司资产负债率,等于年末负债总额与资产总额的比值。根据“债务契约”假说,企业的债务契约会影响企业的会计选择(Watts, 1977)。ROA为上市公司资产报酬率,等于当年净利润与平均总资产的比值,基于政策要求与投资者的盈利预期,上市公司在没有达到相应的盈余“门槛”时会进行盈余管理,因此,公司的盈余水平是公司进行盈余管理的重要因素(雷光勇、刘慧龙, 2006)。HERF为公司前三位大股东持股比例的平方和,控制上市公司股权集中度对盈余管理的影响。Xu和Wang(1999)发现股权集中度比较高,意味着前几大股东之间的相互制衡作用比较强,公司信息质量会较好。但王昌锐、倪娟(2012)则认为股权集中度越高,盈余管理程度越大,因为大股东存在利用盈余管理方式牟取私利,侵占中小股东利益的动机。

3. 模型设定。

本文构建如下回归模型用以检验独立董事特征变量对盈余管理程度的影响,其中 $DTAC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 SCALE_{i,t} + \alpha_2 CN_{i,t} + \alpha_3 COM_{i,t} + \alpha_4 PROP_{i,t} + \alpha_5 SALARY_{i,t} + \alpha_6 CITY_{i,t} + \alpha_7 SIZE_{i,t} + \alpha_8 LEV_{i,t} + \alpha_9 ROA_{i,t} + \alpha_{10} HERF_{i,t} + \epsilon_{i,t}$ 。

四、实证结果

1. 描述性统计。

为了消除异常值的影响,对盈余管理程度替代变量DTA(Jones模型)与DTAC(修正的Jones模型)分别在1%分位数进行缩尾,根据表1描述性统计结果,两者的平均值(Mean)基本相等。董事长、总经理两职合一代理变量COM的中值为0,进一步检验,3/4分位数也为0,表明上市公司两职分设的上市公司占75%以上。独立董事比例(PROP)的最大值达到了71%,这是因为部分上市公司7位董事中就有5位独立董事。独立董事与上市公司工作地同城(CITY)哑变量的中值为0,表明上市公司更偏向于聘请异地独立

董事。

2. 变量相关性分析。

表2为各变量的Pearson相关系数,使用Jones模型计算的盈余管理程度(DTA)与经应收款项修正的Jones模型计算的盈余管理程度(DTAC)显著正相关,董事会规模与所有变量存在显著相关关系,但相关程度普遍较小。企业规模替代变量SIZE与除CITY之外的所有变量存在显著相关性,ROA与除PROP、CITY之外的所有变量存在显著相关性,但相关系数大部分较小。

3. 回归结果分析。

估计短面板数据的一个极端策略是将其看成截面数据而进行混合回归,即要求样本中每个个体都拥有完全相同的回归方程,这是目前国内研究董事会特征与盈余管理关系的一些文献使用的主要方法,但这种做法忽略了个体间不可观测或被遗漏的异质性(Heterogeneity),而该异质性可能与解释变量相关从而导致估计不一致。本文决定采用个体效应模型估计短面板数据,即假定个体的回归方程拥有相同的斜率,但可以有不同的截距项,以此来捕捉异质性。

根据表3的回归结果,两种模型结论基本一致。董事会规模(SCALE)与盈余管理程度存在正相关关系,但并不显著。董事会会议次数(CN)与盈余管理程度在1%的水平下显著正相关,与假设2预测的方向相反,这可能是董事会会议次数未剔除以通讯方式召开的会议引起的,以通讯方式召开的董事会监督效果往往不如以面对面形式召开的董事会。董事长、总经理两职合一与盈余管理程度的相关关系并不显著。独立董事比例(PROP)与盈余管理程度在5%的显著性水平下负相关,独立董事人数在董事会中占比越高,一方面意味着更多的“话语权”,对董事会和管理层进行更好的监督;另一方面,人数越多,独立董事的知识面和实务经验越全面,能更好地提供专业建议和咨询。这两个因素共同促进企业盈余信息质量的提升,假设4得到验证。独立董事薪酬替代变量(SALARY)与盈余管理程度在1%

表1 描述性统计

Variable	N	Min	Median	Max	Mean	St.D
DTA	7 176	0.001	0.048	0.415	0.072	0.074
DTAC	7 176	0.001	0.049	0.423	0.073	0.075
SCALE	7 176	1.099	2.197	2.890	2.195	0.199
CN	7 176	1.099	2.197	4.025	2.173	0.358
COM	7 176	0.000	0.000	1.000	0.180	0.384
PROP	7 176	0.091	0.333	0.714	0.364	0.052
SALARY	7 176	-3.689	1.504	3.961	1.297	0.776
CITY	7 176	0.000	0.000	1.000	0.454	0.498
SIZE	7 176	18.270	21.573	28.280	21.750	1.235
LEV	7 176	0.011	0.479	1.000	0.466	0.203
ROA	7 176	-0.620	0.044	0.678	0.051	0.060
HERF	7 176	0.003	0.147	0.800	0.175	0.125

表2 Pearson相关系数

	DTA	DTAC	SCALE	CN	COM	PROP	SALARY	CITY	SIZE	LEV	ROA
DTAC	0.998***	1									
SCALE	-0.073***	-0.075***	1								
CN	0.086***	0.088***	-0.026**	1							
COM	0.037***	0.042***	-0.143***	-0.011	1						
PROP	0.015	0.016	-0.326***	0.027**	0.067***	1					
SALARY	-0.027**	-0.026**	0.035***	0.055***	-0.033***	0.021*	1				
CITY	-0.014	-0.014	-0.049***	0.053***	-0.01	-0.003	-0.024**	1			
SIZE	-0.040***	-0.045***	0.280***	0.153***	-0.172***	0.058***	0.349***	0.001	1		
LEV	0.065***	0.058***	0.126***	0.139***	-0.184***	-0.002	0.050***	0.007	0.424***	1	
ROA	0.047***	0.051***	0.022*	-0.020*	0.068***	-0.016	0.056***	-0.019	0.028**	-0.356***	1
HERF	0.009	0.008	0.024**	-0.002	-0.049***	0.055***	0.111***	0.036***	0.307***	0.032***	0.113***

注：*表示在0.1的水平下显著，**表示在0.05的水平下显著，***表示在0.01的水平下显著。

表3 回归结果

	预期	Jones 模型			修正的 Jones 模型		
	符号	Coef.	T Value	P Value	Coef.	T Value	P Value
CONST.		0.159**	2.450	0.014	0.164**	2.510	0.012
SCALE	+	0.002	0.200	0.838	0.003	0.220	0.822
CN	-	0.010***	2.930	0.003	0.011***	3.060	0.002
COM	+	-0.001	-0.310	0.756	-0.001	-0.260	0.792
PROP	-	-0.054*	-1.730	0.084	-0.054*	-1.720	0.085
SALARY	-	-0.006***	-3.420	0.001	-0.006***	-3.300	0.001
CITY	-	-0.004*	-1.810	0.071	-0.004*	-1.810	0.071
SIZE	-	-0.006*	-1.920	0.055	-0.006*	-2.010	0.044
LEV	+	0.074***	5.800	0.000	0.074***	5.760	0.000
ROA	+	0.065***	2.980	0.003	0.069***	3.140	0.002
HERF	-	-0.010	-0.420	0.677	-0.009	-0.400	0.691
F Value		7.24***			7.27***		
Rho		0.445			0.450		

注：*表示在0.1的水平下显著，**表示在0.05的水平下显著，***表示在0.01的水平下显著。

的显著性水平下负相关,独立董事任职过程中需承担一定的风险,薪酬越高,独立董事愿意承担风险,提出异议的意愿越强,从而提高了公司盈余信息质量,假设5得到验证。独立董事与上市公司工作地同城(CITY)与盈余管理程度在1%的显著性水平下显著负相关,独立董事工作地与上市公司同城时,其有更多的精力、时间为上市公司提供建议和咨询,并能更方便地协调参加面对面董事会的时间和方式,对董事会和管理层提供更多的监管,假设6得到验证。企业资产规模(SIZE)与盈余管理程度显著负相关,“政治成本”假说没有得到验证,这可能与我国多数上市公司对“做大、做强”趋之若鹜,而较少顾及因企业规模扩大导致的政治成本有关,相反地,当上市公司规模越大,风险管控能力越强,企业盈余信息质量越好。资产负债率(LEV)

与盈余管理程度显著正相关,验证了“债务契约假说”,资产净利率(ROA)与盈余管理程度显著正相关,前三大股东持股比例平方和(HERF)与盈余管理程度负相关,意味着前几大股东的持股比例越高,越能形成制衡,从而提高企业盈余信息质量,但这种关系并不显著。

五、稳健性检验

为了进一步提高结论的可靠性,本文做了以下稳健性检验:(1)控制变量稳健性检验。分别用前五大股东的持股比例代替前三大股东的持股比例,用权益报酬率(ROE)代替资产报酬率(ROA),结果基本一致;(2)重新定义样本区间。分别以2008年~2011年,2009年~2011年间的样本,结论基本一致。

六、结论

董事会作为公司治理结构的重要组成部分,对有效监管,控制企业盈余管理行为具有重要的现实意义。本文考察了

董事会特征与盈余管理的关系,发现:(1)董事会规模以适中为宜,规模过大将影响董事会的决策效率与监管效果;(2)以面对面形式召开的董事会次数控制在一定水平上可以有效提高董事会的监管效果;(3)董事会中独立董事比例越高,上市公司盈余信息质量越好。增加独立董事比例可以成为今后独立董事制度改革的重要方向,减弱“大股东”和“内部控制人”的权力,维护董事会的力量平衡,同时降低独立董事的任职风险;(4)独立董事薪酬与上市公司盈余管理程度负相关,建立、健全独立董事有关法律法规,对独立董事的权利、义务做出具体规定,规范和完善独立董事薪酬机制和声誉机制,有望更好地发挥独立董事的监督作用;(5)独立董事工作地与上市公司同城时,上市公司盈余信息质量更高,鼓励上市公司“就近”(下转第47页)

表4 内部需求与外部需求之间互动关系的检验结果

变量(固定效应)		数值	变量(随机效应)		数值
C	coefficient	-4.258 383**	C	coefficient	0.237 838
	t-Stat	-2.183 186		t-Stat	0.493 448
	Prob.	0.029 4		Prob.	0.621 9
LNC1	coefficient	0.336 389	LNC1	coefficient	0.041 437
	t-Stat	0.955 625		t-Stat	0.176 105
	Prob.	0.339 7		Prob.	0.860 3
LNC4	coefficient	0.734 436**	LNC4	coefficient	0.440 140**
	t-Stat	3.701 179		t-Stat	2.817 095
	Prob.	0.000 2		Prob.	0.005 0
LNI	coefficient	0.489 441**	LNI	coefficient	0.202 023
	t-Stat	2.101 056		t-Stat	1.102 360
	Prob.	0.036 1		Prob.	0.270 7
ECM	coefficient	0.062 522**	ECM	coefficient	0.063 844**
	t-Stat	7.233 356		t-Stat	7.233 356
	Prob.	0.000 0		Prob.	0.000 0
R ²		0.760 9	R ²		0.502 8
Adjusted R ²		0.733 6	Adjusted R ²		0.500 3
F 统计量		27.839 2	F 统计量		205.93

注:**表示在5%的显著性水平上拒绝原假设。

由以上分析可知,内需和外需之间的关系并不是此消彼长的,而是相互依存的。扩大内需导致政府消费增加、城镇居民消费增加或投资增加的同时也会带来净出口的增加,因此内需和外需相互影响,相互依赖。

在处理内部需求和外部需求之间的关系时,我们应该明确和遵循几个原则:第一,由于中国是个发展中大国,拥有巨大的内部需求市场,因此扩大内需政策是推动经济长期稳定发展的必要条件。扩大内需着重扩大内部需求因素中的消费需求和民间投资需求;第二,看到中国外部需求增长所遇到的问题,但同时也要肯定外部需求增长对中国经济增长所作出的不可替代的贡献,对待外需不可因噎废食,要注意优化对外经济部门的资源配置和产业结构升级;第三要协调统筹内部需求和外部需求两个市场,真正做到内外需均衡发展,形成对中国经济增长的双驱动大国模式。

参考文献:

(上接第37页)

聘请有时间、有精力、有能力履行监督职能的独立董事。

参考文献:

1. Cohen, J. R., G. Krishnamoorthy and A. M. Wright. Corporate Governance and the Audit Process. Contemporary Accounting Research, 2002 (19): 573-594.
2. 李延喜,包世泽,高锐,孔宪京.薪酬激励、董事会监管与上市公司盈余管理.南开管理评论, 2007 (6): 55-61.
3. 江维琳,李琪琦,向锐.董事会特征与公司盈余管理水平——基于中国民营上市公司面板数据的研究.软科学, 2011 (5): 142-144.
4. 王昌锐,倪娟.股权结构、董事会特征与盈余管理.安

表5 将居民消费拆分为农村居民消费和城镇居民消费后的检验结果

变量(固定效应)		数值	变量(随机效应)		数值
C	coefficient	5.699 376	C	coefficient	0.109 734
	t-Stat	1.406 046		t-Stat	0.207 411
	Prob.	0.160 9		Prob.	0.835 8
LNC2	coefficient	-1.284 516**	LNC2	coefficient	-0.471 247**
	t-Stat	-2.400 577		t-Stat	-2.525 589
	Prob.	0.017 1		Prob.	0.012 1
LNC3	coefficient	0.727 463**	LNC3	coefficient	0.739 578**
	t-Stat	2.149 327		t-Stat	3.108 378
	Prob.	0.032 6		Prob.	0.002 1
LNI	coefficient	0.293 925	LNI	coefficient	0.359 537
	t-Stat	0.740 570		t-Stat	1.330 555
	Prob.	0.459 6		Prob.	0.184 3
R ²		0.802 3	R ²		0.418 2
Adjusted R ²		0.762 4	Adjusted R ²		0.412 4
F 统计量		20.127 7	F 统计量		72.121 6

注:**表示在5%的显著性水平上拒绝原假设。

1. 江小涓.大国双引擎增长模式——中国经济增长中的内需和外需.管理世界, 2010 (6).
2. 任泽平,张宝军.我国经济增长模式比较——内需与外需.改革, 2011 (2).
3. 丁学东.关于扩大内需的几点思考.管理世界, 2009, (12).
4. 李义平.论注重内需拉动的经济发展.经济动态, 2009 (4).
5. 国务院发展研究中心课题组.农民工市民化对扩大内需和经济增长的影响.经济研究, 2010 (6).
6. 李占风,袁知英.我国消费、投资、净出口与经济增长.统计研究, 2009 (2).

基金项目:江苏省哲学社会科学重点研究基地重点项目(项目编号:10JJD008),江苏省高校哲学社会科学基金项目(项目编号:2011SJB790010)。

作者简介:李杏,南京财经大学教授、硕士生导师,管理学博士,香港中文大学博士后,刘博,中国人民大学博士生。
收稿日期:2013-01-30。

徽大学学报, 2012 (1): 141-149.

5. Watts, R. L. and J. L. Zimmerman. Towards a Positive Theory of the Determination of Accounting Standards. The Accounting Review, 1978, 53 (1): 112-134.
6. 雷光勇,刘慧龙.大股东控制、融资规模与盈余操纵程度.管理世界, 2006 (1): 129-136.

基金项目:教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(项目编号:11JJD790006)阶段性研究成果。

作者简介:陈少华,厦门大学管理学院会计系教授、博士生导师,彭青,厦门大学管理学院会计系博士生。
收稿日期:2013-01-22。