

# 基于投资者保护的会计信息披露的实证研究

## ——机构投资者参股效应分析视角

■ 李 艳 张巧良 兰州理工大学国际经济管理学院

兰州理工大学校科研发基金资助,项目编号 X11200611;兰州理工大学重点扶持教学团队基金资助

[摘要] 本文以投资者保护为研究目的,从机构投资者持股和上市公司会计信息披露关系的视角出发,提出并验证假说在其他条件相同的情况下,机构投资者持股比例与会计信息透明度成正相关。本文研究得出机构投资者参股具有替代效应能够显著提高上市公司会计信息的披露水平,从而保护中小投资者。

[关键词] 替代效应 会计信息披露 透明度

探究在机构投资者持股并参与公司治理后,机构投资者的监督力量是否能提高会计信息的透明度和盈余质量,是否具有替代效应使中小投资者受益是本文研究的动机所在。本文的研究思路路径图如下:在控制变量后,比较机构投资者参股水平高与水平低的会计信息披露透明度的组间差异性来衡量机构参股的替代效应。

### 一、文献综述及假说发展

国际学者此方向的实证研究没有统一结论:John(2001)发现当股东和经理人利益趋于一致时,利益协同效应的存在导致信息更具有含量。Warfield等(1995)发现管理层持股比例同盈余信息的价值正相关,同时发现机构所持股份增加减少了经理人员操纵盈利数字的可能性。Easton等(1991)研究发现盈余的信息含量同管理层持股水平正相关。Eisenber等(1998)发现盈余信息中有用信息的含量同股东的持股比例正相关。Ball(2000)认为信息及时性较高,其外部股东持股量增高并偏向积极参与公司治理。Rajgopal等(1999)也发现机构持股水平较高的公司的股票价格往往包含更多的信息。Bushman等(2000)则是发现美国上市公司的股权集中度与盈余的及时性有显著的负向关系。Yeo等(2002)通过研究发现会计信息的价值与着管理层持股比例并非线性关系。国内文献方面实证研究成果可以说是比较少,崔学刚(2004)选用企业自愿披露的数量作为企业透明度的代理变量。彭倩等(2007)在衡量会计信息透明度时以收益激进度作为信息透明度的代理变量。肖星等(2005)实证了我国的机构投资者已经参与到公司治理中,起到了监督作用。结合以上文献的讨论和中国背景,建立本文的假说:在其他条件相同的情况下,机构投资者持股比例与会计信息透明度成正相关。

### 二、实证研究设计

#### 1. 变量及指标选取

##### (1) 会计信息透明度

在一般情况下,管理当局通常存在高估盈余的动机,具有延缓确认损失而加快确认收入的倾向,而应计会计为管理当局通过应计项目调节盈余提供了空间。因此本文拟选择盈余激进度作为衡量会计信息透明度指标。

##### (2) 盈余激进度与控制变量的衡量

本文采用横截面 Jones 模型估算操纵性应计项目来计量盈余管理程度,估计出非操纵性应计项目,并从其实际总应计数中

扣除,其差额即为 DA,横截面 Jones 模型具体模型为:

$$NDA_{it} = \beta_1(1/A_{it-1}) + \beta_2[(REV_{it} - REC_{it}/A_{it-1})] + \beta_3(PPE_{it}/A_{it-1}) \quad (1)$$

$$TA_{it}/A_{it-1} = \beta_1(1/A_{it-1}) + \beta_2(REV_{it}/A_{it-1}) + \beta_3(PPE_{it}/A_{it-1}) + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$DA_{it} = TA_{it}/A_{it-1} - NDA_{it} \quad (3)$$

其中:TA<sub>it</sub>为公司i第t年总应计项目数;A<sub>it-1</sub>为公司i第t-1期末总资产。REV<sub>it</sub>为公司i第t期主营业务收入变化额;REC<sub>it</sub>为公司i第t期应收账款变化额;PPE<sub>it</sub>为公司i第t期的折旧性固定资产总额;ε<sub>it</sub>为误差项;其中β<sub>1</sub>、β<sub>2</sub>、β<sub>3</sub>的估计值由方程(2)估计而得。借鉴 Klein 等的研究成果,本文选取的控制变量:公司规模 Size 取企业总资产的自然对数;公司的资产负债率 Lev 取期末负债总额/期末总资产;TA 取公司总应计的绝对值作为控制变量;企业盈余管理迹象的哑变量 Nloss,如果企业的资产报酬率处于 5%~7% 或 9%~11% 的区间,取值为 1,否则,取值为 0;公司的经营活动现金净流量 Ocf。

### 2. 实证模型

自变量为机构持股比例 %INST,为了检验不同机构持股比例对盈余激进度的约束作用时,我们设定如下模型:|DA|=β<sub>0</sub>+β<sub>1</sub>%INST+β<sub>2</sub>SIZE+β<sub>3</sub>TA+β<sub>4</sub>nloss+β<sub>5</sub>Ocf+randomeffect+ε<sub>it</sub> (4),其中β<sub>0</sub>为常数项,β<sub>1</sub>、β<sub>2</sub>、β<sub>3</sub>、β<sub>4</sub>、β<sub>5</sub>为回归系数,ε<sub>it</sub>为回归方程残差项。

### 三、实证数据来源与检验结果

#### 1. 数据来源

研究的样本数据来源于 WIND 数据库,其他部分数据均经手工计算获得。选取了 2006 年 1462 家深、沪 A 股上市公司为研究对象。剔除 2006 年被 ST、PT 和更名的公司和属于金融类、房地产类上市公司。

#### 2. 描述性单变量统计分析

首先进行了单变量分析,看出机构持股水平高的上市公司与机构持股水平低的上市公司,在可操控应计项目总额,前者 0.0539 显著低于后者 0.0602;在增加收益的可操控应计项目,前者 0.054 显著低于后者 0.059;在减少收益的可操控应计项目,前者 -0.044 显著高于后者 -0.063。结果说明机构持股水平高的上市公司,在调高盈余的空间和调低盈余的空间上均小。说明样本随着机构投资者投资持股比例的增加,能有效减少操纵

利润的盈余管理行为,初步证明本文假说。

### 3. 整体回归结果

为了进一步检验审计质量的差异对盈余激进度的影响,对模型4分别就不同机构持股水平进行了回归分析。结果表明控制变量方面整体样本、机构持股水平高和水平低的回归系数,具体数据如下:公司规模Size回归系数分别为-2.230,-1.935,-0.124且显著为负;公司的资产负债率Lev回归系数分别为-1.680,-1.704,-1.038且显著为负;总应计的绝对值TA回归系数分别为0.105,0.857,0.807且显著为正;企业盈余管理迹象的哑变量Nloss回归系数分别为0.113,0.034,0.106且显著为正;公司的经营活动现金净流量Ocf,回归系数分别为-0.054,-0.095,-0.311且显著为负。整体样本、机构持股水平高和水平低的R Square值分别为0.793,0.767和0.746,F的sig值分别为0.036,0.000和0.005,说明本文设计的模型在显著水平下解释变量和因变量之间相关且拟合效果比较理想。从整体样本回归看%INST系数为负值,数值为-0.532且sig值为0.006,说明机构持股与操纵应计利润的盈余管理负相关,本文假说在整体样本模型下成立,表明机构持股能够有效提高信息透明度,抑制管理当局盈余管理操纵。在机构持股水平不同组的%INST回归结果,%INST系数的符号不相同,机构持股水平低的%INST回归系数值为0.531,sig值为0.518,说明机构持股与操纵应计利润的盈余管理关系没有通过检验,在机构持股水平较低时,机构投资者对信息的透明度影响就不显著。机构持股水平高一组上市公司%INST的回归系数值为-1.173,sig值为0.005,表明机构持股能够有效提高信息透明度。这样证明了机构投资者参股在信息透明度方面具有监督性,证明本文假说成立。

### 四、研究小结

不完备合约理论也有相同暗示,保护投资者的利益在法律不可能实现最优设计时,就有必要引入监管者。本文认为机构投资者作为外部非关联利益集团,机构投资者与中小投资者在利益与信息披露要求方面具有利益协同一致性,持股并参与公司治理后,投资者持股多有动因监督企业管理者并影响企业行为,是提高公司的信息透明度内生决定,可以监控管理当局操纵盈余的动机与程度,在保护中小投资者方面,具有不完备法律的替代效应,可作为不完备法律的有效替代监管制度来保护投资者利益。

### 参考文献:

- [1]王琨 肖星:机构投资者持股与关联方占用的实证研究.南开管理评论,2005年第2期
- [2]崔学刚:公司治理机制对公司透明度的影响会计研究[J].2004年第8期,72-81
- [3]Ferdinand A.Gul and Sidney Leung:Board leadership,outside directors' expertise and voluntary corporate disclosures[J].Journal of Accounting and Publicity,2004,351-379
- [4]Anil K.Makhija and James M.Patton:The impact of Firm Ownership Structure on Voluntary Disclosure:Empirical Evidence from Czech Annual Reports[J].Journal of Business,2004,vol.77

## 行为金融理论中有限套利分析

■ 钟 慰 华东师范大学金融与统计学院

[摘 要] 有效市场假说(EMH)是现代金融理论的一个重要基石,行为金融学是借鉴其他学科尤其是心理学的研究方法同经典经济学和心理学相结合而形成的一门学科。文章从质疑EMH开始,在简要介绍行为金融两大理论基石的基础上,重点对有限套利理论进行探讨,以进一步加深对这一理论的理解。

[关键词] 有限套利 行为金融学

### 一、从有效市场假说到行为金融学

Shleifer(2000)指出,EMH的最基本的结论是建立在以下理论假设之上的:1.理性投资者假设。2.随机交易者假设。3.有限套利者假设。即使投资者非理性且行为趋同,非理性交易行为不能相互抵消,套利者的理性行为仍可以把其对价格发生的影响冲销。从上述理论可以看到,EMH是建立在严格的假设之上的,其实质就是在证券市场上不存在信息不对称,每个投资者都可以根据理性地投资,那么市场上的价格是正确,任何投资者都不能获得经过风险调整的超常收益。在20世纪70年代,该假设不论在理论上还是在实证中都取得了令人满意的结果。但随着时间的推移,人们不仅对EMH的三个假设提出了质疑,同时在实证研究中也发现了很多异象和有效市场假说之间存在的较大的差异。本文将简要介绍行为金融学的两大理论基石,并重点探讨有限套利理论的最新研究方向和成果。

### 二、行为金融的两大理论基石

在一个不存在摩擦的市场上,证券价格等于其基本价值,一旦价格偏离了其基本价值,意味产生了一个有吸引力的投资机会,Friedman(1953)和Fama(1965)认为套利者会立即抓住这个机会从而纠正价格的偏离。然而金融市场上长期存在着大量没有被利用的套利机会,封闭式基金就是一个很明显的例子。为了解释这种现象,行为金融学提出了“有限套利理论(Limited arbitrage)”的概念,即套利者的套利行为受到限制,纠正这种价格偏差是需要成本和承担风险,这成为行为金融学一大理论基石。同时为了考察投资者的非理性行为在多大程度上偏离了理性人假定,人们是怎样误用Bayes法则或主观预期效用等问题?为此,经济学家借用心理学家的研究成果来分析投资者如何形成信念、偏好,在实际投资过程中如何做出决策,因此,基于认知和决策相关的心理学研究的投资者心态与行为分析成为行为金融学的另一理论基石。

### 三、金融市场的套利限制

在现实的金融市场中,套利行为受到很多因素的制约,需要对资产价格做出正确的估价,并且考虑市场制度和交易者本身等等各方面的影响。这些限制主要表现在以下几点:

- 1.模型与基本风险的套利限制。一般来说,一只股票的基本价值可以通过求和其未来现金流的贴现值得到。它是建立在两个基础之上:其一,能够准确预测到未来的现金流;其二,合适的贴现率。按照EMH的观点,证券的价格反映了所有的可得信息,套利者对误定价的证券套利存在两种风险,一是他必须充分了解并准确预测所套利证券的消息及变化,否则就会面临基本风险;二是他必须有一个正确的模型对证券价格进行定价,否则就面临模型风险。Shiller(1984),Campbell(1988)都指出了基本面风险的