会计与金融

**ECONOMIC MANAGEMENT** 

Vol. 34 No. 01

# 分析师跟踪、所有权性质与融资约束\*

## ——基于不同产权主体的研究

宫义飞1,郭 兰2

- (1. 西南大学经济管理学院, 重庆 400715;
  - 2. 加拿大劳里埃大学,加拿大安大略)

内容提要:本文运用 2005~2010 年沪、深 A 股上市公司的面板数据 在欧拉方程投资模型的基础上 加入分析师跟踪变量 通过观察投资现金流敏感性的变化以验证我国证券分析师是否具有缓解公司外部融资约束的功能。研究证明 证券分析师可显著降低政府干预较少的国有控股公司高投资现金流敏感性 从而有效缓解其面临的融资约束困境; 对于政府干预较为严重的国有控股公司及民营控股公司 由于高投资现金流敏感性主要是由于代理问题引起的 ,证券分析师未能显著降低由代理问题引致的高投资现金流敏感性 即不具有监督功能。这一点不同于西方的研究结论。本文研究结果为上市公司管理层关注分析师跟踪 ,进而有效实施投资者关系管理提供了经验证据。

关键词:分析师跟踪;投资现金流敏感性;信息不对称;融资约束

中图分类号:F275.6 文献标志码:A 文章编号:1002-5766(2012)01-0129-09

#### 一、引言

MM 理论认为 在完美的资本市场中 企业的外部资本和内部资本可以完全替代。但现实世界不完美 资本市场上信息不对称问题导致外部融资成本与内部融资成本之间存在着差异 ,外部融资成本要高于内部融资成本。就上市公司而言 ,信息不对称增加了外部融资成本 ,可能导致投资不足 ,违背了公司价值最大化和股东财富最大化目标 ,潜在地降低了公司资本配置效率。实际上 ,公司投资不足与融资约束紧密联系。如果导致投资不足的融资约束状况得到改善 ,那么企业投资水平对内源融资能力的依赖程度就会降低 ,公司投资效率也会相应提高。

证券分析师是证券市场上代表有效定价的重

要理性力量。Xin Chang ,Sudipto Dasgupta & Gilles Hilary(2006)认为,一方面,证券分析师广泛收集各种复杂信息并对其进行加工,以简单易懂的形式提供给大量非专业投资者。另一方面,他们在与上市公司高管层的接触及实地调研过程中掌握了很多外部投资者无法企及的信息并将其提供给处于信息弱势的外部投资者,从而增大了投资者认知的广度和深度。Ball & Shivakumar(2008)研究认为,分析师是资本市场上为投资者搜集和分析上市公司经营财务数据,提供投资建议和业绩预测的专业人士。相对于普通的中小投资者,分析师对公司的鉴别能力较强,能够很好的甄别优质公司,识别公司的盈余管理行为。

然而,由于证券分析师处于特定的市场环境及 其相关的制度体系之中,国内关于证券分析师与公

收稿日期:2011-11-12

<sup>\*</sup>基金项目:教育部人文社会科学研究青年基金项目"分析师跟踪在资本市场中的作用——基于信息有效性与融资效率的视角"(10YJC630059);西南大学2010年度博士科研基金项目"分析师跟踪与公司融资问题研究"(SWU10335)。

作者简介: 宫义飞(1979 –) ,女 山东烟台人。讲师 / 管理学博士 / 研究方向是资本市场财务与金融研究。 E-mail: gyfeva79 @ yahoo. cn; 郭兰(1976 –) ,女 四川巴中人。助理教授 / 管理学博士 / 研究方向是财务与会计研究。 E-mail: Laguo@ wlu. ca。

司融资约束的研究文献较少,西方研究结论在我国是否适用,还有待进一步研究。

## 二、理论分析与研究假设

## 1、投资现金流敏感性研究

Fazzari ,Hubbard & Petersen(1988) 从信息不对称的角度研究了企业资本与内部现金流相关关系,他们在控制了投资机会后 将股息支付率作为融资约束的划分依据 ,最终结论是高股息支付率的公司其投资现金流敏感性较低 ,而低股息支付率的公司其投资现金流敏感性较高。因此 ,FHP 提出投资现金流敏感性与融资约束正相关关系。此后 ,很多学者在此基础上进行了进一步研究。Bond & Meghir (1994) 运用 Euler 投资模型进行了研究 ,发现融资约束与投资现金流敏感性确实存在正相关关系。尽管 Kaplan & Zingales (1997) 重新计算了 FHP 的样本数据得出相反结论 ,而且 Cleary (1999) 的研究也支持了 KZ 的结论。但 Cleary ,Povel & Raith (2004) 认为 ,不同结论的原因在于融资约束的分类标准和筛选的数据不同 ,二者的结论并不矛盾。

实际上 理论界对于投资现金流敏感性的研究 争论较多。西方不少学者认为 高投资现金流敏感 性与融资约束程度无关。他们从代理角度对高投 资现金流敏感性进行了解释, Vogt (1994)认为,经 理人出于自身利益考虑将内部资金用于过度投资, 导致了更高的投资现金流敏感性; Hubbard (1998) 也认为 高投资现金流敏感性有可能是由于管理者 将内部资金用于非价值最大化项目; 而 Gugler (2003) 却认为 高投资现金流敏感性可用融资约束 (导致投资不足)和代理冲突(导致过度投资)两种 理论进行解释。他认为,公司治理环境影响公司投 资与现金流之间的关系; Pawlina & Renneboog (2005) 用相类似方法,对英国企业的投资现金流进 行了分析。这种方法也被应用于检验我国企业的 投资现金流敏感性(饶育蕾、汪玉英 2006;张中华、 王治 2006)。本文对投资现金流敏感性的性质判 断上, 也采纳了 Gugler(2003) 利用两种理论进行先 验判断的观点。所不同的是,在我国,产权性质与 融资约束、代理冲突的界定与西方研究成果不 一致。

## 2、分析师跟踪与融资约束 由于投资者与上市公司之间存在严重信息不

对称,大量研究认为,通过改善信息环境可降低投 资者之间的信息不对称程度 减少证券市场的流动 性风险。同时 信息环境改善还会增加潜在的投资 者 降低资金成本 ,增加企业价值( Merton ,1987) 。 在大量的西方文献中,学者将分析师跟踪与分析师 盈利预测一致性、盈利预测准确性作为改善公司信 息环境的代理变量或者改善信息不对称程度的代 理变量使用(Lang ,Lins & Miller ,2003)。Bhushan (1989) 指出 如果把分析师跟踪数量作为获取企业 私有信息而耗费的总资源 ,那么被越多分析师跟踪 的企业 就会有更多私有信息传播给投资者。分析 师跟踪人数越多的企业,其信息不对称程度越低; Brennan Jagadeesh & Swaminathan (1993) 认为 分析 师跟踪人数越多的公司 投资者对于信息的反应速 度越快 这意味着股票的信息传播效率越高; Barth & Hutton (2000) 得出了相似的结论; Brennan & Tamarowski(2000) 指出,证券分析师是公司投资者 关系管理的一个重要组成部分,由于分析师跟踪可 降低公司信息不对称程度,因而分析师跟踪与股票 流动性成正比; Bowen Chen & Cheng(2004) 研究发 现,分析师跟踪人数越多的上市公司其增发配股的 抑价程度越低,即股权融资成本越低,并且由于大 公司信息不对称程度小于小公司,因此,分析师跟 踪对于大公司 SEO 抑价的边际收益要小于小公司 SEO 抑价的边际收益; 另外,研究分析师跟踪的其 他属性发现,分析师预测一致性越高,越能够降低 股权再融资抑价。在我国,朱红军(2007)研究证 明,证券分析师的信息搜寻活动能够提高股票价格 的信息含量,使其包含更多公司基本面的信息,降 低股价的同步性,增强价格对资源配置的引导作 用 提高资本市场运行效率。张纯、吕伟(2007)运 用 Almeida(2004) 的融资约束模型研究认为,信息 披露水平和以分析师为代表的市场关注程度提高 能显著降低企业融资约束。

#### 3、假设提出

Asli Ascioglu(2008) 利用相对有效传播、交易价差和知情交易率作为信息不对称的衡量手段,证实了高信息不对称度将减少公司投资平均水平,加剧公司的投资现金流敏感度。因此,我们认为,可以通过降低公司信息不对称程度来减少公司投资现金流敏感度,从而提高公司投资效率。基于上述分析,我们提出如下假设:

假设 1a: 跟踪同一家上市公司的证券分析师人 数越多 其投资现金流敏感性就越低。

假设 1b: 证券分析师盈余预测一致性(准确性) 越高,越有利于降低公司投资现金流敏感性。

对于高投资现金流敏感性的解释,本文采纳Gugler(2003)的部分观点,认为高投资现金流敏感性可用融资约束(导致投资不足)和代理冲突(导致过度投资)两种理论进行解释。马君潞(2008)研究证明,我国上市公司投资行为受预算软约束条件下委托代理问题和金融约束因素共同影响。我们将样本公司分为国有控股公司与民营控股公司。而国有控股公司根据政府干预程度又可以分为政府干预程度强的国有控股公司和政府干预程度弱的国有控股公司。之所以这样划分,是由于政府干预引起的预算软约束扭曲了国有企业面临的真实融资约束,实际上,国有企业受政府非市场化融资安排,更容易获得债务融资、政府补贴(Faccio 2002;朱红军 2006)。

在政府干预程度较为严重的国有控股公司 融资成本对其投资决策影响很少,这类企业高投资现金流敏感性主要是由于委托代理引起的过度投资造成的;对于政府干预程度少的国有控股公司,相比之下,其市场化竞争程度较高,经理人在各方利益主体的多重监督下,道德风险问题相对较少。同时,由于政府干预较少,预算软约束现象并不普遍,企业面临真实融资约束(投资不足)融资成本对于该类国有控股公司的投资决策影响较大。连玉君(2007)的研究证明了这一点。结合现有文献,基于上述分析,我们提出如下假设:

假设 2a: 政府干预程度少的国有控股公司,其高的投资现金流敏感性(融资约束引起的)随着分析师跟踪人数增多而不断降低。即分析师跟踪能有效缓解此类公司的融资约束困境。

虽然大量西方文献研究认为,分析师具有监督作用,能够降低代理成本,提高公司的价值。如Chung & Jo(1996) 研究认为,分析师的实际监督减少了代理成本。Moyer,Chatfield & Sisneros(1989)和Doukas,Kim & Pantzalis(2005)证实了证券分析师由于具有监督功能,因而与企业价值之间存在正向关系。但我国的证券分析师是否具有监督作用,能否降低代理成本并不明确。基于上述分析,我们提出如下假设:

假设 2b: 分析师跟踪对于政府干预程度较为严重的国有控股公司的投资现金流敏感性(代理冲突引致的) 无影响 即分析师跟踪不具有监督功能 ,未能有效抑制由委托代理引起的过度投资问题。

我国的民营企业在银行信贷市场以及资本市 场中处于明显劣势地位,常常受到融资约束困扰。 它们不会有动力去从事无效率的过度投资。相比 之下,民营控股上市公司解决了资金困难,一方面, 好大喜功、做大做强的目标促使他们进行过度投 资; 另一方面 杨兴君等(2003) 研究发现 我国民营 上市公司普遍采取金字塔式控股结构控制多家上 市公司 造成现金流权与控制权分离 加大了控股 股东侵害少数股东权益的机会和程度。当大股东 以较少现金流权就可获得较大的控制权来控制整 个公司的经营活动时,他和小股东之间就存在强烈 的利益冲突。因而产生了"隧道效应"。大股东将会 投资 NPV 为负的投资项目,获取私利,但对公司而 言是低效的,从而侵蚀了小股东的利益。留存在公 司的内部现金流资源越多 发生这种低效过度投资 的可能性就越大。因而 相比融资约束引起的投资 不足现象 民营控股上市公司由委托代理引起的过 度投资现象更为严重。这一点已得到了证实(罗 琦 2007)。

而目前尚无文献证实我国证券分析师能够有效抑制公司代理成本。基于上述分析,我们提出如下假设:

假设 3: 分析师跟踪对于民营控股公司的投资 现金流敏感性无影响,即分析师跟踪不具有监督功能,未能有效抑制由委托代理引起的过度投资问题。

#### 三、样本选取与数据来源

本文以 2005 ~ 2010 年深、沪 A 股上市公司为研究对象,使用面板数据进行实证检验。本文除了分析师跟踪人数来自于 WIND 金融数据库外,其他数据均来自 CSMAR 中国股票市场数据库。根据本文研究目的,同时为了保证研究结果的稳健性,本文对初选样本进行了如下筛选: 剔除出现财务困境的公司(该类公司为 ST 公司) 样本; 剔除当年 IPO、配股、增发的公司; 剔除发行 B 股或 H 股的上市公司; 剔除金融行业样本; 剔除在样本期间有重大并购行为的公司; 剔除当年度分析师跟踪人数为 0 的

上市公司; 剔除模型中变量数据缺失的公司。为避免极端值的影响,本文对因变量极端值采用 Winsorize 处理方法,即对所有小于 1%分位数(大于99%分位数)的数值,令其值分别等于 1%分位数(99%分位数)。最终,本文共得到 270 家公司的公司·年度观测值 1620 个。

## 四、模型设计

继 Jorgenson(1963)提出的新古典模型、Abel & Blanchard(1986)提出的销售加速模型及托宾 Q 投资模型(Abel,1990; Hayashi,1982)之后, Bond & Meghir(1994)提出了一个新的投资模型——欧拉方程投资模型(Euler – equation Investment Model)。徐惠玲、刘军霞(2007)实证研究认为,欧拉方程投资模型对中国资本市场具有更强的适用性。

本文选择欧拉方程投资模型作为基础模型,采用 Goergen & Renneboog(2001)的做法,在欧拉方程中,用更稳定的 I/S 替代 I/K。在其基础上,加入分析师跟踪及其与内部现金流的交叉项,建立回归模型,重点关注交叉项,以考察分析师跟踪能否缓解

公司所面临的外部融资约束。在本文中,分析师跟踪既包括分析师跟踪的数量,也包括分析师跟踪的 质量。分析师跟踪人数反映了公司绩效及其管理决策行为的市场关注程度。分析师跟踪人数越高的公司代表着其受市场关注的程度越高,同时也代表着公司的私有信息被大量挖掘及传播。但由于分析师预测行为受到经济利益的干扰,其预测结果备受争议。因此,为了更客观地衡量分析师的价值及影响,本文用分析师预测分散度 DISP<sub>1-1</sub>和分析师预测偏差 Ferror<sub>1-1</sub>作为衡量分析师跟踪质量的指标。

## 本文主要研究模型如下:

$$\begin{split} \left(\frac{I}{S}\right)_{ii} &= a_i + a_1 \left(\frac{I}{S}\right)_{i|t-1} + a_2 \left(\frac{I}{S}\right)_{i|t-1}^2 + \\ &\quad a_3 \left(\frac{CF}{S}\right)_{i|t-1} + a_4 Ln(nbranf_{i|t-1}) \times \left(\frac{CF}{S}\right)_{i|t-1} + \\ &\quad a_5 Ln(nbranf_{i|t-1}) + a_6 \left(\frac{D}{S}\right)_{i|t-1} + a_7 \varepsilon_{ii} \end{split}$$

其中 i 代表第 i 家公司 t 代表第 t 年度。 各变量说明如表 1 所示。

变量	计 算 公 式
$oldsymbol{lpha}_i$	随机变量。
( I/S) <sub>t</sub>	考虑公司规模的资本性支出 等于当年现金流量表中"企业购买固定资产、无形资产及其他资产的现金支出"/当年度主营业务收入
( I/S) <sub>t-1</sub>	考虑公司规模的资本性支出,等于上年现金流量表中"企业购买固定资产、无形资产及其他资产的现金支出"/上年度主营业务收入
$(I/S)_{t-1}^2$	考虑公司规模的资本性支出 等于上年现金流量表中"企业购买固定资产、无形资产及其他资产的现金支出"/上年度主营业务收入的平方
( $CF/S$ ) $_{i \mu-1}$	考虑公司规模的内部现金流量 等于上年现金流量表中"经营活动的现金净流量"/上年度主营业务收入
$Ln(nbranf_{t-1})$	上年跟踪同一上市公司的证券分析师的人数的自然对数
$DISP_{t-1}$	代表上年分析师盈余预测分散度。其值越小,预测一致性越高。其计算公式为盈余预测的标准差除以均值的绝对值
$Ferror_{t-1}$	代表上年分析师盈余预测误差 误差越小 盈余预测的精确度越高。计算公式 = 1预测的每股收益 - 实际的每股收益   /   实际的每股收益
( D/S) <sub>t-1</sub>	考虑公司规模的负债总额 等于上一年度资产负债表中的负债总额/上年度主营业务收入
$\boldsymbol{\varepsilon}_{it}$	扰动项。

## 五、实证检验结果

#### 1、变量的描述性统计

表 2

投资及现金流等变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	P25	P75	最大值
( I/S) <sub>t</sub>	0. 1568	0. 2453	0.0015	0. 0300	0. 1728	1.6000

变量	均值	标准差	最小值	P25	P75	最大值
( I/S) <sub>t-1</sub>	0. 1712	0. 2541	0. 0015	0. 0342	0. 1900	1. 6000
( CF/S) <sub>t-1</sub>	0. 1596	0. 1946	-0.3743	0. 0501	0. 2170	1. 0700
ln( nbranf <sub>t-1</sub> )	1. 8308	0. 8627	0.0000	1. 3863	2. 5650	3. 3673
DISP <sub>t-1</sub>	0. 1088	0. 0975	0.0000	0. 0457	0. 1411	0. 8144ln
$\operatorname{Ferror}_{t-1}$	0. 1789	0. 1864	0.0000	0. 0489	0. 2393	0. 9982
( D/S) <sub>t-1</sub>	0. 9767	0. 8416	0. 1150	0. 4279	1. 2028	4. 7600

从描述性统计结果可以看出,总样本中资本性支出的个体之间差异很明显,而时间序列的差异相对较弱;上市公司分析师跟踪人数分布很不均衡,大部分上市公司分析师跟踪人数较少。主要是因为我国证券分析师行业才刚起步,还处于初始发展

阶段; 代表分析师跟踪质量的指标,在截面个体之间的分布较分散; 内部现金流变量,在处理极端值之后,标准差较少,分布较集中。

2、主要研究变量的相关系数 主要研究变量的相关系数如表 3 所示。

表3

全样本相关系数矩阵

	( I/S) <sub>t</sub>	( I/S) <sub>t-1</sub>	( CF/S) <sub>t-1</sub>	Ln( nbranf <sub>t-1</sub> )	DISP <sub>t-1</sub>	Ferror <sub>t-1</sub>	( D/S) <sub>t-1</sub>
( I/S) <sub>t</sub>		0. 6817	0. 5343	0. 0616	-0.0675	-0.0415	0. 1913
( I/S) <sub>t-1</sub>	0. 7542		0. 5245	0. 1106	-0.0282	-0.0380	0. 3224
( CF/S) <sub>t-1</sub>	0. 4853	0. 5023		0. 1238	-0.0483	-0.0888	0. 1225
Ln( nbranf <sub>t-1</sub> )	0. 1274	0. 1839	0. 1444		0. 1799	-0.1610	-0.0580
$DISP_{t-1}$	-0.0441	-0.0018	-0.0166	0. 2090		0. 3465	0. 1291
$Ferror_{t-1}$	-0.0324	-0.0329	-0.0730	-0. 1386	0. 2993		0. 1011
( D/S) t-1	0. 2978	0. 3980	0. 2155	-0.0716	0. 1035	0. 1017	

注: 上三角表示 Pearson 简单相关系数矩阵 ,下三角表示 Spearman 秩相关系数矩阵。

由表 3 可以看出,投资现金流敏感性系数为正,即当年度投资支出与经营活动现金流量之间呈正相关关系。而上年度分析师预测分散度与上年度分析师预测误差相关系数较大,为了不影响本文的结论,将二者分开进行研究。关于上年度分析师跟踪人数变量,除与上年度经营活动的现金流量变量的相关系数较大之外,其与其他解释变量之间的

相关系数不大。为了结论的稳健性,我们又进一步进行了多重共线性检验,发现 VIF < 10 不影响本文的结论。

#### 3、全样本回归

本文采用面板数据,为了确定回归模型类型, 进行了Hausman 检验,结果如表4所示。

表4

Hausman 检验结果

	( b) _fe	(B)_re	(b-B) Difference	sqrt( diag( V_b - V_B) ) S. E.
( I/S) <sub>t-1</sub>	0. 1925	0. 6134	-0.4210	0. 0538
$(I/S)_{t-1}^2$	0. 0748	0. 1124	0. 1872	0. 0351
( CF/S) <sub>t-1</sub>	0. 3213	0. 2587	0. 0626	0. 0279
( D/S) <sub>t-1</sub>	-0.0703	-0.0022	- 0. 0681	0. 0120
$Ln(nbranf_{t-1})$	-0.0180	-0.0143	- 0. 0036	0. 0055
$Ln(nbranf_{t-1}) \times (CF/S)_{t-1}$	-0.0058	- 0. 0057	-0.0001	-0.0006

 $chi2(6) = (b - B) \cdot [(V_b - V_B) \cdot (-1)](b)$ 

-B) = 232. 18

Prob > chi2 = 0.0000

由表 4 计算得出,t = -0.4210/0.0538 =

-7.825 系数差异显著 拒绝原假设 选用固定效应模型。

回归结果如表 5 所示。

表 5

#### 全样本回归

	T1++	•			
亦具	固定效应模型				
变量 	模型1	模型 2	模型 3		
intercept	0. 1125 *** ( 7. 84)	0. 1058 *** ( 10. 50)	0. 1373 *** ( 11. 90)		
( I/S) <sub>t-1</sub>	0. 3046 *** ( 5. 05)	0. 2546 *** ( 3. 47)	0. 3986 *** ( 6. 50)		
( I/S) <sup>2</sup> <sub>1-1</sub>	-0.0470 (-1.05)	-0.0522 (-0.98)	-0.0211 (-0.47)		
( CF/S) <sub>t-1</sub>	0. 0616 *** ( 2. 96)	0. 0242 *** ( 6. 06)	0. 0577 *** ( 9. 20)		
Ln( $nbranf_{t-1}$ )	-0.003** (-2.03)				
Ln( $nbranf_{t-1}$ ) × ( $CF/S$ ) $_{t-1}$	-0. 0129* ( -1. 85)				
$\mathrm{DISP}_{t-1}$		-0. 0026* ( -1. 84)			
$DISP_{t-1} \times (CF/S)_{t-1}$		0. 0169** ( 2. 51)			
Ferror <sub>t-1</sub>			0. 0030 ( 0. 20)		
$\overline{\text{Ferror}_{t-1} \times (\text{ CF/S})_{t-1}}$			0. 0124 ( 0. 32)		
( D/S) <sub>t-1</sub>	-0. 0057 ** ( -2. 17)	-0. 0059* ( -1. 79)	-0. 0641 *** ( -6. 36)		
$\mathbb{R}^2$	0. 4688	0. 4505	0. 4048		
F 检验	显著	显著	显著		
N	270/1620	270/1620	270/1620		

注: 本文采用 Stata10.0 进行回归,括号内的数字表示 t 值。 $^{***}$ 、 $^{**}$ 、 $^{*}$ 分别表示 0.01、0.05、0.1 的显著性水平; ( I/S),的异常值进行了 winsorize 处理; 为了尽可能消除内生性问题引起的结果不稳定,本文选取了滞后一期的分析师跟踪变量。

回归结果显示 ,三个模型的投资现金流敏感系数均在 1% 水平下显著为正。除此之外 ,模型 1 中 ,分析师跟踪人数与现金流交叉变量系数在 10% 的水平下显著为负 ,说明跟踪同一家上市公司的分析

师人数越多 公司内外部投资者之间的信息不对称 程度就越低。在良好的信息环境下 随着公司个体 信息的大量传播 吸引了大批投资者 提高了股票 流动性 降低了股权融资成本 从而减少了公司投 资支出对内部现金流的依赖,提高了公司投资效 率,在本文模型中,表现为投资现金流敏感性减 少。假设 1a 得到验证。在模型 2 中 ,分析师预测 分散度与现金流交叉变量系数正相关,即分析师 预测一致性越高,其发布的盈余信息对市场影响 较大,通过吸引大批潜在投资者,使得公司顺利进 行外部融资,从而减少了公司投资支出对内部现 金流的依赖,提高了公司投资效率,在本文模型 中,表现为投资现金流敏感性减少。假设1b得到 验证。在模型 3 中,分析师预测误差与现金流交 叉变量系数同样正相关,但变量的影响并不显著。 从回归结果总体来看,证券分析师跟踪(数量和质 量) 能够降低上市公司投资现金流敏感性。为了 进一步检验证券分析师跟踪的市场功能,我们按 照 Gugler (2003) 的先验判断的观点,对全样本按照 终极控制权性质进行了分组检验 具体分析证券分 析师能否像成熟资本市场证券分析师那样有效缓 解公司融资约束及降低公司代理成本。

## 4、终极控制权性质分组回归

本文按照上市公司最终控制人的不同类别,将 样本区分为国有控股与民营控股两大类,在国有控 股中又进一步按照政府干预程度将国有控股公司 划分为政府干预程度高的公司和政府干预程度低 的公司。在国有控股公司中,干预程度高低的划分 是依据樊纲、王小鲁和朱恒鹏(2007)。我们将上市 公司所在地区,其当年政府与市场关系得分大于当 年该指标平均值的地区称为政府干预程度低的地 区,小于当年该指标平均值的地区定义为政府干预 程度高的地区。按终极控制权性质分组的固定效 应回归结果如表6所示。

表6

按终极控制权性质分组的固定效应回归结果

变量		民营控股		
文里	弱干预	强干预	全部样本	氏吕狂放
intercept	0. 1285 ****	0. 2067 ****	0. 1146 ****	0. 1051 ***
	( 3. 39)	( 6. 33)	( 6. 76)	( 3. 76)
( I/S) <sub>1-1</sub>	0. 1047 ***	0. 4364 ***	0. 3235 ****	0. 2197*
	( 4. 32)	( 3. 91)	( 4. 63)	(1. 75)

亦具				
· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	弱干预	强干预	全部样本	民营控股 
( I/S) <sup>2</sup> <sub>t-1</sub>	-0.0040*** (-8.16)	-0. 1691 ( -1. 27)	0. 0327 ( 0. 64)	0. 1248 <sup>*</sup> ( 1. 09)
( CF/S) <sub>t-1</sub>	0. 1758 *** ( 5. 29)	0. 1582 ** (1. 85)	0. 1721 ** ( 3. 15)	0. 0653 ** ( 2. 20)
Ln( $nbranf_{t-1}$ ) ×( CF/S) $_{t-1}$	-0.0451 *** ( -4.80)	-0.0076 (-1.51)	-0. 0163 ** ( -2. 14)	- 0. 0004 ( - 0. 29)
Ln( nbranf <sub>t-1</sub> )	-0.0035** (-1.80)	-0.0048 (-0.22)	-0.0103** (-2.41)	-0.0216 (-1.53)
( D/S) <sub>t-1</sub>	-0.0129 (-1.14)	-0. 0873 *** ( -4. 36)	-0.0057** (-2.03)	-0.0001 (-0.01)
$ m R^2$	0. 5596	0. 1113	0. 4834	0. 4079
 F 检验	显著	显著	显著	显著
n	165/990	46/276	211/1266	59/354

注: 在分组回归中,我们只考虑了分析师跟踪人数变量的影响; 括号内的数字表示 t值, \*\*\*、\*\*、\*\*分别表示 0.01、0.05、0.1 的显著性水平; (I/S), 的异常值进行了 winsorize 处理; 为了尽可能消除内生性问题引起的结果不稳定,本文选取了滞后一期的分析师跟踪变量。

回归结果显示,政府干预程度弱的国有控股公司,其投资现金流敏感系数在1%的水平下显著为正。由本文的分析得知,这是由于公司面临的融资约束所致。分析师跟踪与内部现金流显著为负的交叉变量系数说明,在政府干预程度较轻的国有控股公司里,其投资现金流敏感性随着分析师跟踪人数增多而不断降低。即证券分析师能缓解公司融资约束(投资不足)困境。其影响传导机制主要是证券分析师通过发布盈利预测和投资评级等研究报告,减少了公司与投资对师通过发帝盈利预测和投资评级等研究报告,减少了公司与投资对于内部现处和融资成本,由此降低了公司投资对于内部现金流的依赖,提高了公司投资效率。假设2a得到了验证。

政府干预程度强的国有控股公司,其投资现金流敏感系数显著为正,由前人研究结论及本文分析可知,这是由代理冲突引起的。我们重点考察的分析师跟踪与内部现金流交叉变量系数为负且并不显著,说明我国证券分析师未能发挥显著监督作用,即不能像成熟资本市场上证券分析师那样,有

效抑制由上市公司代理冲突引起的过度投资问题,以降低上市公司的代理成本。假设 2b 得到了验证。

民营控股公司其投资支出与内部现金流在 5% 水平下显著正相关,意味着民营控股公司存在严重的代理问题。由于控股股东与小股东之间存在着目标差异,可能导致过度投资行为。而分析师跟踪与内部现金流交叉项系数虽然为负,却并不显著,再次验证了我国证券分析师未能有效监督所跟踪公司的代理冲突(过度投资)问题。假设 3 得到验证。

我们也采用了可行的广义最小二乘法进行回归 结论基本保持不变。由于篇幅所限,结果未列出。

#### 六、本文的主要研究结论

本文通过研究发现,跟踪同一家上市公司的分析师人数越多,公司内外部投资者之间的信息不对称程度就越低,在良好的信息环境下,通过提高股票的流动性,降低了股权融资成本,减少了公司投

资支出对内部现金流的依赖,提高了公司投资效率;从分析师跟踪的质量来看,分析师预测一致性越高,其对市场的影响力就越大,通过吸引大批潜在投资者,使得公司顺利进行外部融资,减少了公司投资支出对内部现金流的依赖,提高了公司投资效率;而分析师预测误差,代表着分析师预测准确性,其结果却并不显著。证券分析师能有效缓解政府干预程度较轻的国有控股公司融资约束;而对于民营控股公司以及政府干预程度较为严重的国有控股公司,我国的证券分析师不能有效降低由代理

问题引发的高投资现金流敏感性即不能有效抑制 企业过度投资行为。

本文的研究结论对上市公司管理层积极开展 投资者关系管理提供了经验证据。投资者关系管 理通过在资本市场上增加信息供给,可以降低不 同类别投资者之间以及投资者与公司之间信息不 对称程度。公司高管通过加强包括证券分析师在 内的投资者关系管理,能有效降低公司的股权融 资成本最终为公司获得持续融资能力提供重要 保障。

#### 参考文献:

- [1] Asli Ascioglu, Shantaram P. Hegde, John B. McDermott. Information Asymmetry and Investment Cash Flow Sensitivity [J]. Journal of Banking & Finance 2008 (32).
- [2] Benito. A. Financial Pressure, Monetary Policy Effects and Inventories: Firm Level Evidence From a Market Based and a Bank Based Financial System [J]. Economica 2005 (72).
- [3] Fazzari, S. M., Hubbard, R. G., Petersen, B. C. Financing Constraints and Corporate Investment [J]. Brooking Papers on Economic Activity, 1988, 141:195.
- [4] Jensen , M. C. and Meckling , W. Theory of the Firm: Managerial Bebavior , Agency Cost and Ownership Structure [J]. Journal of Financial Economics ,1976 (3).
  - [5] Klaus Gugler. Corporate Governance and Investment [J]. Journal of the Economics of Business , 2003 , (10) .
  - [6] Merton, R.A. Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information [J]. Journal of Finance, 1987 (7).
- [7] Pawlina ,G. Is Investment Cash Flow Sensitivity Caused by Agency Cost or Asymmetric Information? Evidence From the UK [J]. European Financial Management , 2005 (4).
- [8] Xin Chang, Sudipto Dasgupta and Gilles Hilary. Analyst Coverage and Financing Decisions [J]. Journal of Finance, 2006, (61).
  - [9]樊纲 汪小鲁 朱恒鹏. 中国市场化指数——各地区市场化相对进程报告 2006 [M]. 北京: 经济科学出版社 2007.
  - [10]江伟 李斌. 制度环境 国有产权与银行差别贷款[J]. 北京: 金融研究 2006 (11).
  - [11]林毅夫 李志. 政策性负担、道德风险与预算软约束[J]. 北京: 经济研究 2004 (2).
- [12]罗琦,肖文翀,夏新平. 融资约束抑或过度投资——中国上市企业投资 现金流敏感度的经验证据[J]. 北京: 中国工业经济 2007 (9).
  - [13]饶育蕾,汪玉英. 中国上市公司大股东对投资影响的实证研究[J]. 天津: 南开管理评论 2006 (9).
  - [14]夏立军,方轶强. 政府控制,治理环境与公司价值[J]. 北京: 经济研究 2005 (5).
  - [15]张纯, 吕伟. 信息披露、市场关注与融资约束[J]. 北京: 会计研究 2007 (11).
  - [16]朱红军,何俊杰.陈信元.金融发展、预算软约束与企业投资[J].北京:会计研究 2006 (10).
  - [17]朱红军 何贤杰 陶林. 中国的证券分析师能够提高资本市场的效率吗[J]. 北京: 金融研究 2007 (2).
  - [18]张中华, 汪治. 内部现金流与中国上市公司投资行为: 一个综合分析框架[J]. 西安: 当代经济科学 2006, (6).

## Analyst Following, Ownership Property and Financing Constraints

GONG Yi-fei<sup>1</sup> ,GUO Lan<sup>2</sup>

(1. College of Economics and Management of Southwest University, Chongqing 400715, China;

2. School of Business & Economics of Wilfrid Laurier University , Ontario , Canada)

Abstract: Learned from the Western literature, the securities analyst is the very important force of the mature capital market, and the sell-side analysts who serve as information intermediary link with investors and listed companies and are very important disseminators of company information. However, as we all know, China stock market is different from the U. S. mature stock markets and is still in the emerging and transitional stage. As we all know, the capital market of China is different from the U. S. capital markets. And now it is still in the emerging and transitional stage. At the present time, the domestic research about the market function of analyst following is still in its infancy, because of its short history and scarce data resources. Existing studies have been scattered and lacked of systematic analysis. Among these studies, most scholars have centered on the issue of information content of analyst forecasts and accuracy of analyst forecasts relative to the prediction of the statistical model and management forecasts, and only few studies centered on the issue of analyst following. So we should as quickly as possible carry out the research on the market efficiency of analyst following.

The very important question has come into our notice. When more and more companies are keen to the management of investor relations, in particular, attracting of analysts following (or concerns), then we have to ask why the listed companies do that. Or to put it another way, what's the impact of analyst following on corporate financing? For that, we examine the market function of analysts following under the environment of the emerging and transitional capital market.

In this paper, We adopt archival research to analyze the role of securities analysts as information intermediaries involved in the process of stock pricing and explain the unique function of securities analyst in the realization of financing efficiency of the stock market. We treat analyst following which is an important indicator variable as the breakthrough point, and study the function of analyst following in the promoting the effectiveness of market information. If the securities analyst can improve the efficiency of information transmission, then the question we face is that what role the securities analysts play in promoting the efficiency of resources allocation. In the following discussion, we examine the impact of analyst following on the financing efficiency such as financing cost. As to the study of financing cost, I haven't directly test the relationship between the analyst following and financing cost, but inferred from one side by using the investment model of Euler equation. The reason is that the company's investment cash flow sensitivity is closely related to the cost of external financing in this model, furthermore this model make the investment and financing of the company closely together which well reveal the financing efficiency.

Specifically, We use the panel data of A – share listed company in 2005 – 2010, and add the variable of analyst following to the Euler equation investment model. Then we observe the changes of investment – cash flow sensitivity to verify whether or not securities analyst has alleviated the external financing constraint. The result has showed that analyst following can significantly reduce the high investment – cash flow sensitivity of the state – owned enterprises of less government intervention, and effectively alleviate the situation of the company's financing constraint, so the main hypothesis is confirmed. Simultaneously, We find securities analysts can not effectively reduce high investment – cash flow sensitivity of state – owned enterprises of serious government intervention and private enterprises. And we infer that securities analyst can't reduce agency costs. This is different from the conclusion of the mature capital market. The result of this paper has also provided empirical evidence for the manager of listed company actively implementing the investor relations management.

**Key Words**: analyst following; investment – cash flow sensitivity; information asymmetry; financing efficiency

(责任编辑:弘 毅)