上市公司年报自利性归因的市场反应实证研究

姚德权,杨华沙
(湖南大学 工商管理学院,长沙 410082)

摘要:年报中自利性归因现象的存在,在一定程度上会影响投资者的投资决策。运用内容分析法对 2011 年沪 A 上市公司随机抽样,进行多元线性回归检验。实证发现,自利性归因能在一定程度上影响上市公司累计超额收益率;当公司意外盈余为正时,自利性归因会影响市场对盈余的敏感度,投资者更倾向于年报中的自利性归因的语言解释。

关键词:上市公司年报;公司盈余;自利性归因;累计超额收益率;市场反应
中图分类号:F276.6 **文献标志码:**A **文章编号:**1000-5315(2014)06-0058-07

一 引言

年报是上市公司对外进行信息披露的重要工具,也是投资者进行投资决策的依据。随着语言信息在年报中所占份额的剧增,管理层对年报有更高的可操纵性。近年来国内外研究均表明上市公司年报中存在自利性归因倾向,即将好的业绩归功于自身的管理能力,而将差绩归于外部不可控因素。

国外上世纪末已有年报自利性归因存在性的相关研究,国内主要以孙蔓莉等人的研究为代表。孙蔓莉认为,在上市公司年报中,普遍存在自利性归因现象,当有突发事件发生,这一现象更加明显[1];而自利性归因的存在将使对企业未来业绩发展的预测变得更加困难,增加交易成本,损害资本市场的效率[2]。

关于自利性归因现象引起的经济后果,Schwenk 采用两个实验证明了自利性归因对年报读者的影响,结果表明,读过包含自利性归因信息年报的读者对管理层的信任度反而普遍较低,并且承诺将予以企业的资源较少[3]。Baginski 等认为自愿提供的归因信息能改变管理层盈利预测的可信度和精准度,通过考察市场对于公司盈利预测中归因信息的反应,他们发现归因披露与市场反应之间具有显著的相关关系,其中公司披露的内部归因与市场反应具有显著的正相关关系,而外部归因则与市场反应之间存在显著的负相关关系,预测中的归因对股价具有定价作用[4-5]。Barton 和 Mercer 认为投资者们会对归因信息的合理性进行自身评定;结合公司业绩下降的外部、不稳定归因类型的研究,他们认为投资者若发现归因解释与客观事实存在明显的偏差,年报中的自利性归因将导致严重的后果[6]。Kimbrough 等对 1999-2005 年公布的季度盈余公告进行

收稿日期:2014-07-10
基金项目:国家社科基金重点项目“中国出版企业化路径与政策措施研究”(10AXW001)、教育部新世纪优秀人才支持计划(NCET-08-0186)、高校博士点专项科研基金项目(200805320025)。
作者简介:姚德权(1963—),男,湖南安乡人,管理科学与工程博士后,湖南大学工商管理学院教授、博士生导师,研究方向为公司治理与绩效评价;
杨华沙(1989—),女,湖南长沙人,湖南大学工商管理学院硕士,研究方向为公司治理与绩效评价。

随机抽样,以研究投资者对上市公司季度盈余报告中的自利性归因反应,讨论判别自利性归因合理性的因素;结果表明,当公司收益公告利好而同行业大部分公司均收益不佳时,市场对该公司的自利性归因会产生更强烈的反应,投资者并非简单直接接受自利性归因解释,而是通过行业业绩表现和企业自身的特点来进行判断[7]。

国内学者主要从自利性归因现象是否存在角度进行研究。蒋亚朋等将 160 名个人投资者作为实验对象,运用实验研究方法考察了不同类型的归因解释对投资者购买决策的影响,从归因信息的部位和稳定性两个维度考量公司报告中的归因信息是如何影响投资者的[8];此外,除了对不同公司的横截面数据的比较,蒋亚朋、王思等选取同一公司连续五年的数据进行纵向研究,进一步证实了自利性归因的存在[9]。王德发、张佳通过对 2008 年金融危机期间业绩最好和最差的 200 家公司进行研究,发现金融危机时期的上市公司报表中存在频率异常频繁的自利性归因现象[10]。孙蔓莉等将公司治理模式分为代理型、混合型、剥夺型,并对美、中、日三国公司进行对比研究,发现上市公司的自利性归因现象在各国企业中确实存在,其程度因治理模式的不同而不同,其中美国公司自利性归因程度最高,中国国有公司的程度居中,而日本公司的业绩自利性归因倾向程度最低[11]。

本文以沪 A 板块的上市公司为研究对象,在已有文献基础上,考量自利性归因与股价的关系,讨论自利性归因对市场反应的影响以及影响程度,以期解释上市公司管理层在年报中有意无意的自利性解释行为缘由,丰富目前关于自利性归因的研究文献。

二　假设提出与研究设计

(一)假设提出

前述文献表明,自利性归因的行为在上市公司年报中是存在的,公司会将好的业绩归功于自身内部管理原因,而将差的业绩归于外部原因,以诱导投资者做出有利于公司的决策,而反映投资者决定的首先是股票市场。如果文献结论成立,则自利性归因应能影响股票市场上企业股价表现[12][13]341-344[14]。由此提出假设 1。

假设 1:上市公司年报中的自利性归因与股票市场反应呈正相关关系。

当企业业绩好时,将业绩得以保持并提升的原因归功于自身内部原因,可以引导投资者对企业的管理能力以及未来的发展更信任,从而愿意给予更多的资源;而相反的,当企业业绩较差时,企业将原因归于外部环境,可以使企业避免因为业绩表现不佳而遭遇投资者的惩罚。相对于没有解释,有自利性归因解释的业绩能得到投资者更多的信任和宽容。由此提出假设 2 和假设 3。

假设 2:当意外盈余为正时,投资者对自利性归因的信任程度更高,正意外盈余和自利性归因的交互项与市场反应成正相关关系。

假设 3:当意外盈余为负时,投资者对自利性归因的信任程度较低,负意外盈余和自利性归因的交互项与市场反应成负相关关系。

(二)主要变量的度量及模型设计

(1)主要变量的度量

被解释变量:累计超额收益率 CAR_i。根据前述假设,上市公司年报中自利性归因的存在会影响投资者的决策变化,从而引起市场波动,具体表现在公司的股价上。在实证研究中,累计超额收益率常被用于衡量事件所引起的市场反应[15]。因此,本文采用累计超额收益率来表示股票市场对上市公司年报中自利性归因行为的反应程度。*CAR* 的计算在实证研究中得到了广泛的运用,本文采用的 *CAR* 计算公式如下:

$$R_{it} = (P_{it} - P_{i,t-1})/P_{i,t-1} \tag{1}$$

$$R_{mt} = (I_t - I_{t-1})/I_{t-1} \tag{2}$$

$$AR_{it} = R_{it} - R_{mt} \tag{3}$$

$$CAR_i = \sum AR_{it} \tag{4}$$

R_{it} 表示 i 公司 t 日的实际收益率,用 t 日收盘股价减去 $t-1$ 日收盘股价并除以前一天收盘价格所得;R_{mt} 表示个股的正常收益率。一般来说,R_{mt} 的计算方法有三种:市场调整法、均值调整法和市场模型法。均值调整法需要选取一个"清洁期"来计算股票日平均收益率,但是"清洁期"的股价常常受其他因素影响较大,因此舍弃该方法;而市场模型法需要考虑因素较多,计算过程复杂,国外学者对市场调整模型法和市场模型法进行比较,已验证二者检验效果相差不大,因此本文选择用市场调整法来计算 R_{mt},进而计算个股每日的异常收益率以及事件窗口期的累计超额收益率。此处计算 R_{mt} 的 I_t 为股市在 t 日的综合收盘指数,I_{t-1} 为前一日的综合收盘指数。在本文中采用的样本均来自沪 A 板块,因此大盘的综合指数也取自上证综合 A 股指数(000002)。AR_{it} 为个股在 t 日的超额收益率,用当日的实际收益率减去正常收益率所得。而 CAR_t 则表示个股 i 在窗口期每日的异常收益率之和。

解释变量:自利性归因程度 SS (self-serving)。1984 年,Salancik 和 Meindl 用 IP、EP、IN、EN 分别代表四种归因类型:将好的业绩归于自身内部原因、将好的业绩归于外部环境、将差的业绩归于自身内部原因以及将差的业绩归于外部环境[16]。在上市公司的年报中,"管理层分析与讨论"章节通常会做公司经营业绩的回顾,并阐述取得好或差的业绩的原因,所以这部分也是公司年报中最能体现自利性归因现象的地方,而程度我们可以用频率来计量,即用自利性归因出现的频率来代表公司年报中自利性归因的程度。在实证模型中,我们先借鉴 Kimbrough 的计算方法,将"管理层讨论与分析"的总句数 N 作为分母,而将具有自利性归因特征的句数作为分子,计算公式为:$(N_{IP}+N_{EN})/N$。继而在之后的实证检验中借鉴孙蔓莉的自利性归因计算方法:$(IP+EN-EP-IN)/(IP+EN+EP+IN)$[11]。以期检验模型是否有效,用以支持实证结果。

解释变量:年度意外盈余 UE。公司的盈余收益与股票非正常回报率之间存在着显著的统计相关性,投资者通过对公司的预期期望和实际盈余差值来调整股票价格[17]。意外盈余的计算公式如下:

$$UE_i = (EPS_{it} - EPS_{i,t-1}) / |EPS_{i,t-1}| \tag{5}$$

EPS_{it} 代表公司 i 在第 t 年的盈余,采用公司年报中披露的每股收益来计算。本文中用 2011 年每股净收益减去预期收益的差值除以预期收益的绝对值来计算意外盈余,而预期盈余用前一年即 2010 年的每股净收益值表示。已有大量文献证明,股票市场对正的意外盈余和负的意外盈余的反应是不对称的[18]。因此,我们将其分成正负两组,表示正的意外盈余和负的意外盈余[19]。

控制变量:公司规模。公司规模从来都是各类企业或经济研究中不可忽视的一个因素。一方面,规模越大的公司,其经营业绩更受投资者关注,而业绩的变化更容易引起市场的波动,市场反应更加剧烈;另一方面,企业公司规模越大,代表经营能力越强,从而更能得到投资者信任,同时不对称信息程度降低,公司业绩的自利性归因能力受到限制。因此我们将公司规模作为控制变量,并用年末最后一天的日个股流通市值的自然对数表示[20]。

(2)模型设计

综上所述,本文采用线性回归模型对假设进行验证,数据分析使用 Eviews6.0 统计软件。

$$CAR = \alpha_0 + \beta_1 SS + \beta_2 UEUP + \beta_3 UEUP * SS + \beta_4 UEDOWN + \beta_5 UEDOWN * SS + \beta_6 SIZE + \varepsilon \tag{6}$$

投资者获得公司信息的渠道有限,单纯的年报中对于公司经营状况的总结并不具备足够的说服力,而结合公司的年度意外盈余状况,则可以大致分辨年报中的自利性归因是否具有可信度。所以我们将 $UEUP * SS$ 和 $UEDOWN * SS$ 作为正负意外盈余分别与自利性归因程度的交互项,用以检验在正意外盈余和负意外盈余情况下,自利性归因程度对投资者的市场反应敏感程度的影响。

(三)样本选择和数据来源

为了保证数据的可获得性,本文选取的样本均为上市公司,即 2011 年公布年报的沪 A 板块的上市公司[21]。全部样本公司的年报、股价、上证综合 A 股指数等数据均来自国泰君安数据库,样本公司 2012 年第一季度每股收益 EPS 来自东方财富网。样本数据选取遵循以下原则:

(1)为避免极端值对整体样本的统计结果的影响,剔除业绩过差的 ST 和 * ST 公司;

(2)由于上市公司年报与第一季度报告发布时间相近,为避免第一季度报告对统计研究结果的影响,故

剔除第一季度报告与年报发布时间相差在十天以内的公司；

(3)剔除在 2011 年内股价异常,有停牌历史的样本公司。

在对数据经过筛选处理之后,剩下 553 家公司符合要求,对上市公司年报中自利性归因程度的度量由笔者一人完成,由于人力限制和工作量较大,故从 553 家公司中随机抽选 200 家公司作为初始样本。在对 200 家样本公司进行数据收集时,需要进一步剔除第一季度的盈余信息缺失的样本,最后剩下 140 家样本公司作为研究对象。

另外,本文采用内容研究方法,对样本公司年报的“管理层讨论与分析”(MD&A)部分中关于公司年度经营业绩回顾的描述文字进行分析和量化,得到能反应自利性归因程度的数据。企业管理者在回顾公司业绩时,总是倾向于将好的业绩归功于自身的管理能力,而将差绩归结于外部环境或不可抗力因素。我们将这类句子划分为具有自利性特征的语句。

(四)时窗的选择

本文将上市公司年报的发布日定义为时间 0,取年报发布后的 10 个交易日作为研究的窗口期。若年报发布当天不是交易日,则将年报发布日后的第一个交易日作为时间 0。在以往市场反应相关研究中,窗口期的选择多为公告日前后,在本文研究中,考虑到解释变量的特殊性,年报中自利性归因的语言描述对投资者产生影响主要产生于年报阅读之后,并且在公布之前投资者无法对其作出预期估计,因此选择从年报公布之后开始选择窗口期。时间过长,信息噪声越多,需要的控制变量越多,为降低信息噪声,保证信息的有效性,本文选择年报(0,1)、(0,5)、(0,10)、(0,15)四段时期作为窗口期进行实证检验,用以查看在公司年报公布日之后的短时期内股票市场对自利性归因产生的反应。

三　实证结果分析

(一) 相关性分析及变量描述性统计

在对模型进行回归估计时,为避免出现回归中可能出现的变量相关,先对各变量进行相关系数分析,结果如表 1 所示。同时对收集到的 140 个样本的相关数据进行描述性统计,结果如表 2 所示。

表 1.各变量的 VIF 值

Variable	*SS*	*UEUP*	*UEDOWN*	*SIZE*
VIF	1.06	1.06	1.01	1.01

表 2.各变量描述性统计

	N	*MEAN*	*Std.*	*MIN*	*MAX*
CAR[0,1]	140	- 0.009	0.429	- 0.104	0.159
CAR[0,5]	140	- 0.009	0.066	- 0.124	0.319
CAR[0,10]	140	0.002	0.07	- 0.152	0.395
CAR[0,15]	140	- 0.001	0.114	- 0.134	0.818
SS	140	0.551	0.191	0	1
UEUP	140	43.056	187.676	0	2150
UEDOWN	140	- 75.101	412.697	- 3833.33	0
EPS	140	0.021	0.301	- 1.15	2.252

由表 1 可观察到线性回归模型中各个解释变量和控制变量的 VIF 值,各变量膨胀因子的值均小于 2,表明模型中不存在多重共线性关系。表 2 中 UEUP 和 UEDOWN 的标准差较大,是由于将 2010 年的公司每股收益作为分母,使得样本数据分散而导致的结果;将 UE 的分母 EPS 做描述性统计,可以发现样本的标准差为 0.3,样本数据较集中。

(二) 多元线性回归结果

在对模型进行回归之前,为消除变量不同的数量和量纲对回归结果产生的影响,先将原始数据进行标准化处理,以提高回归结果的准确度和方法的适用性。对模型 6 进行的回归结果如表 3 所示。

表 3.自利性归因的市场反应模型回归

时间段	截距	SS	UEUP	UEUP * SS	UEDOWN	UEDOWN * SS	SIZE	R^2	F 值
CAR[0,1]	0.094 (1.2)	0.182** (2.3)	1.391*** (4.5)	0.430*** (3.2)	- 0.123 (- 1.5)	0.0007 (0.005)	0.075 (0.9)	25.7	7.6799***
CAR[0.5]	0.114 (1.5)	0.224*** (3.0)	1.533*** (5.3)	0.467*** (3.7)	- 0.112 (- 1.5)	- 0.262** (- 2.0)	- 0.011 (- 0.1)	33.6	11.211***
CAR[0,10]	0.069 (0.9)	0.311*** (4.1)	1.158*** (3.9)	0.3048** (2.4)	0.0909 (1.2)	- 0.0489 (- 0.4)	- 0.125* (- 1.7)	30.6	9.792***
CAR[0,15]	0.039 (0.4)	0.251*** (3.0)	0.801** (2.5)	0.204* (1.5)	0.091 (1.0)	0.137 (0.9)	- 0.102 (- 1.3)	16.9	4.5324**

注:* 表示在 0.1 水平上显著,* * 表示在 0.05 水平上显著,* * * 表示在 0.01 水平上显著,括号内为 t 检验值。

从表 3 的回归结果看,上市公司年报中的自利性归因在四个窗口期内均对累计超额收益率具有显著的正相关关系,并且显著性水平随时间的增长由 0.05 变为 0.01,说明在一定程度内,公司年报中自利性归因的程度越高,投资者对公司采取越信任的态度,愿意给予更多的资金支持,表现在股价上即为超额收益的增长,假设 1 得到验证。

正意外盈余及其与自利性归因的交互项同超额收益也有显著的正相关关系,说明公司的意外盈余越高,市场的反应越大,且在此前提下,投资者对公司年报的自利性归因采取更信任的态度,假设 2 得到验证。同时,我们也注意到正意外盈余与自利性归因交互项对超额收益率影响的显著性逐渐降低,这说明随时间推移,人们逐渐转向冷静,对自利性归因的审度也更趋于理性;而负的意外盈余及其与自利性归因交互项对超额收益率的影响在四个窗口期内都不显著,假设 3 没有得到验证。

(三) 自利性归因再次量化的实证检验

改变自利性归因变量的计量方法,将自利性归因对市场反应的影响做进一步的稳健性检验,以考察结论是否因为变量的计量方法不同而变化。检验结果如表 4 所示。

表 4.自利性归因的市场反应模型回归(再次量化)

时间段	截距	SS	UEUP	UEUP * SS	UEDOWN	UEDOWN * SS	SIZE	R^2	F 值
CAR[0,1]	0.03 (0.4)	0.111* (1.4)	0.942*** (4.7)	0.356*** (2.8)	- 0.127 (- 1.2)	- 0.038 (- 0.2)	0.058 (0.8)	23.9	6.970
CAR[0,5]	0.04 (0.6)	0.151** (2.0)	0.989*** (5.1)	0.344*** (2.8)	- 0.126 (- 1.2)	- 0.194 (- 0.9)	- 0.021 (- 0.2)	28.7	8.902
CAP[0,10]	0.02 (0.3)	0.212*** (2.7)	0.739*** (3.7)	0.202* (1.6)	0.093 (0.8)	- 0.048 (- 0.2)	- 0.144* (- 1.9)	26.1	7.830
CAR[0,15]	- 0.01 (- 0.1)	0.177** (2.1)	0.436** (2.1)	0.084 (0.6)	0.168 (1.5)	0.259 (1.1)	- 0.126 (- 1.5)	15.0	3.909

注:* 表示在 0.1 水平上显著,* * 表示在 0.05 水平上显著,* * * 表示在 0.01 水平上显著,括号内为 t 检验值。

由上表结果可知,回归方程中的自利性归因、正意外盈余对市场反应的影响具有显著性,其中自利性归因在短期内对市场反应影响的显著性随时间增长而有所增强;正意外盈余对市场反应的影响具有持续的较强的显著性;正意外盈余与自利性归因交互项对市场的反应的影响具有一定的显著性,但随时间推移,显著性降低甚至没有显著性;而其他变量对市场反应的影响均不显著。回归结果基本上与之前的研究结论一致,并未改变研究的结论。

四 结论

本文实证检验发现,自利性归因程度、正意外盈余、正意外盈余与自利性归因的交互项和累计超额收益率之间呈显著的稳定的正相关关系,负意外盈余与自利性归因的交互项和累计超额收益率之间则呈非显著

的负相关关系。

自利性归因对投资者的影响主要表现如下。

(1)自利性归因本身会在一定程度上影响投资者的投资决策。受到信息不对称、获取公司全面信息的渠道有限的影响,年报成为投资者研究公司经营状况并以此形成对公司未来期许的重要工具。随着年报中语言部分占比越来越大,语言描述的灵活多变,使得信息对于投资者具有诱导作用。印象管理理论在上市公司年报中的体现便是自利性归因的存在,将好的业绩归功于自身,而将不好的业绩归结于外部不可抗力的因素。如"非典"期间受负面影响的社会服务业及运输行业的公司在年报中一致提及到外部因素的作用,而受"非典"正面影响的公司则大部分提及自身的内部因素[1]。又如,通过对东方锅炉(集团)股份有限公司在大起大落两个阶段的年报研究,可以明显发现在业绩恶化时,外部环境、行业建设停滞对公司的影响;而在业绩飙升时期的年报中,则看不到产业政策调整、行业发展对公司业绩的促进作用[22]。这样的解释方式可以使投资者在好的业绩中保持甚至提高对公司未来的预期值,而在差的业绩中也能对公司予以理解和包容,从而愿意继续给予资金支持。

(2)当公司的意外盈余为正,投资者更倾向于相信年报中的自利性归因行为,具体表现为市场股价的上升,累计超额收益率的增加。它表明投资者在阅读并运用年报这一工具时,并不是单纯、盲目地相信具有自利性归因特征的语言描述。他们会结合公司的实际经营状况,来判断年报中对于公司经营业绩的总结以及原因说明。当公司业绩较好、有正的意外盈余产生时,管理者将业绩上升归结于自身的管理能力,并能够得到投资者更多的信任。这是正的意外盈余对投资者的正面刺激,也是投资者对公司未来美好期待的映射,希望公司确实是在管理者的有效领导下日渐强盛。

(3)当公司的意外盈余为负时,投资者对于年报中的自利性归因并未采取过多信任的态度。这说明当公司业绩下降时,投资者对其会采取比较谨慎的态度。即便在年报中对公司经营业绩进行解释,将差绩归结于外部环境的影响,但是并不能缓解投资者的忧虑心理。投资者需要从更多角度获取信息,了解公司客观状况,并作出投资决定。

综上所述,不同情况下,上市公司年报中自利性归因行为确实会对投资者产生影响。虽然在负意外盈余情况下自利性归因对于股票市场的影响未能通过验证,但是自利性归因行为本身以及在正的意外盈余情况下自利性归因对于股票市场的影响是可以确定的。由此我们也更能理解为何在近年的上市公司年报中,文字部分所占比例越来越大且管理层在解释经营绩效时会在有意或无意的情境下使用自利性归因行为。研究结果警示投资者应当对公司年报进行理性阅读,不可一味偏信年报中关于好业绩的解释,要进一步分析探讨管理者在编写年报过程中是有意地加强这种归因行为还是客观地对公司业绩进行描述,结合公司的实际经济运营情况,仔细分析财务报表,并从行业普遍经营状况着眼,将公司与其他同行业内公司对比,从而确定年报中自利性归因语言的合理性,以便做出最正确的决定。

本文以沪 A 板块的上市公司作为初始样本进行抽样,并且样本数只有 140 个,数据采用的截面数据,样本量较小。另外,本文在对自利性归因进行量化时,只要存在此特征的即算在内,而上市公司年报中关于业绩的解释有可能是对客观情况的描述,文章在实证中并未对此加以区分,所以对投资者判别哪种自利性归因属于有意为之,哪种归因是类似的自利性归因,即对年报中自利性归因的合理性探讨是未来进一步研究的努力方向。

参考文献:

[1]孙蔓莉, 王化成, 凌哲佳. 公司报告归因倾向的拓展研究[J]. 商业经济与管理, 2007, (1): 52-56.

[2]孙蔓莉, 蒋璐, 孙健. 业绩归因的自利性披露及市场反应研究——汇率单边升值情境下的纺织业表现[J]. 会计研究, 2013, (4): 46-51.

[3]SCHWENK C R. Illusions of Management Control Effects of Self-serving Attributins Resource Commitments and Confidence in Management[J]. *Human Relations*, 1990,(43):333-347.

[4]BAGINSKI S P, HASSELL J M, HILLISON W A. Voluntary Causal Disclosures:Tendencies and Capital Market Reaction[J].

Review of Quantitative Finance and Accounting, 2000,(15),371-389.
[5]BAGINSKI S P, HASSELL J M, KIMBROUGH M D. Why do Managers Explain Their Earnings Forecasts? [J]. *Journal of Accounting Research*, 2004,(1):1-29.
[6]BARTON J, MERCER M. To Blame or not to Blame: Analysts' Reactions to External Explanations for Poor Financial Performance [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2005,(39):509-533.
[7]KIMBROUGH M D, WANG I Y. Are Seemingly Self-serving Attribution in Earnings Press Releases Plausible? Empirical Evidence [J]. *The Accounting Review*, 2013,(2):635-667.
[8]蒋亚朋, 张天西. 基于维度的公司业绩归因信息对投资者决策影响的实验研究[J]. 现代管理科学, 2009, (2): 44-46, 58.
[9]蒋亚朋, 王思, 张翼. 上市公司业绩归因信息披露质量分析及提升对策[J]. 财会月刊, 2012, (30): 42-44.
[10]王德发, 张佳. 年报业绩归因行为实证研究[J]. 湖北工业大学学报, 2010, (3): 60-62.
[11]孙蔓莉, 王竹君, 蒋艳霞,等. 代理问题、公司治理模式与业绩自利性归因倾向——基于美、中、日三国的数据比较[J]. 会计研究, 2012, (1): 68-74.
[12]孙蔓莉, 王化成, 凌哲佳,等. 关于公司年报自利性归因行为的实证研究[J]. 经济科学, 2005, (2): 86-93.
[13]蒋亚朋. 上市公司"管理层讨论与分析"自利性归因的实证研究[C]//中国会计学会高等工科院校分会 2007 年学术年会暨第十四届年会论文集,2007.
[14]蒋亚朋. 上市公司盈余变动归因信息披露中的自利性倾向研究[J]. 现代管理科学, 2008, (6): 117-119.
[15]于忠泊, 田高良, 张咏梅. 媒体关注、制度环境与盈余信息市场反应——对市场压力假设的再检验[J]. 会计研究, 2012, (9): 40-50.
[16]SALANCIK G, R MEINDL J R. Corporate Attributions as Strategic Illusions of Management Control[J]. *Administrative Science Quarterly*, 1984,(2):238-254.
[17]史永东,李凤羽.卖空限制、意见分歧收敛与信息披露的股价效应——来自 A 股市场的经验证据[J].金融研究,2012,(8):111-124.
[18]杨德明,林斌,辛清泉.盈余质量、投资者非理性行为与盈余惯性[J].金融研究,2007,(2):122-132.
[19]蒋玉梅,王明照.投资者情绪、盈余公告与市场反应[J].管理科学,2010,(3):70-78.
[20]姚德权,李倩,张佳.出版上市公司股权结构对企业效率影响的实证研究[J].现代出版,2012,(6):5-9.
[21]姚德权,王帅.产融结合型上市公司运营效率评价研究[J].财经问题研究,2011,(5):140-148.
[22]孙蔓莉.年报自利性归因案例研究[J].财务与会计,2008,(22):46-48.

An Empirical Research on Market Response to Self-serving Attribution of Listed Companies' Annual Reports

YAO De-quan, YANG Hua-sha
(Business School, Hunan University, Changsha, Hunan 410082, China)

Abstract: Self-serving attribution in annual reports will to some extent influence the investors' investment decision. This paper applies content analysis to do multi-linear regression test based on the random selection in Shanghai A-share listed companies of 2011. Result shows that firstly, self-serving attribution has some impact on cumulative abnormal return of listed companies; secondly, when the company has unexpected earnings, self-serving attribution will influence the market's sensitivity to the earnings while investors tends to welcome the language explanation of self-serving attribution in annual reports.

Key words: listed companies' annual reports; companies' earnings; self-serving attribution; cumulative abnormal return; market response

[责任编辑:钟秋波]