

审计质量与盈余公告效应

崔 静

(闽江学院 爱恩国际学院, 福州 350000)

摘要:从行为金融的角度出发,以投资者过度反应和反应不足为理论基础,采用沪市A股2005—2009年间的审计质量和盈余公告效应二者关系进行了检验。结果发现,审计质量能够加剧盈余公告效应幅度,它既能加剧“好消息”公司股价的向上漂移,也能够加剧“坏消息”公司股价的向下漂移。

关键词:盈余公告效应;过度反应;反应不足;审计质量

中图分类号:F234.4 **文献标志码:**A **文章编号:**1671—1807(2012)04—0124—06

盈余公告效应(Post-Earnings-Announcement-Drift, PEAD)是指上市公司公布定期盈余报告后,累积超常收益率会随未预期盈余方向持续漂移的现象。自Ball and Brown在1968年首次发现股票市场存在盈余公告效应以来,该现象作为证券市场的“异象”之一证明了有效市场假说的非有效;Fama指出,盈余公告效应已经经受了大量的各个时期的数据检验,学者们对盈余公告效应的研究由原来检验是否存在PEAD转变到具体解释这一现象上来^[1]。

目前对于盈余公告效应的研究主要分为有效市场学派和行为金融学派等两大学派。其中,有效市场学派尝试从有效市场假说对PEAD现象作出解释时明显存在一定的缺陷^[2];而行为金融学派认为是由于投资者的某种心理偏差导致投资者对盈余公告信息的过度反应或者反应不足,从而引起盈余公告效应现象^[3-5]。行为金融学从有限理性的角度,以期望理论为基础,提出的模型和理论能够很好地对盈余公告效应现象进行解释。

我国关于PEAD现象的研究起步较晚,吴世农和黄志功以1995年沪市30家公司股票为样本,发现我国存在与国外走势相同的盈余公告效应现象^[6]。赵宇龙研究发现未预期盈余存在着明显的价格效应,且我国存在着盈余公告效应现象,市场对会计盈余反应滞后^[7]。吴世农和吴超鹏发现价格惯性策略和盈余公告效应策略的研究都说明应用惯性策略于我国股票市场具有获利性,我国股票市场惯性策略的实证结果验证了行为金融学所提出的投资者对信息的反应不足模式^[8]。吴世农和吴超鹏发现经过三因素模

型风险调整后,PEAD现象依然存在,实证结果仍然支持了投资者反应不足学说,且投资者对信息的反馈依赖于他们的信息反应框架^[9]。

于李胜、王艳艳从信息不确定性的角度对这一现象进行了解释,其研究表明信息不确定性高的企业未预期盈余的值越大,盈余公告后的漂移也越大,说明信息风险可能是漂移产生的一个重要的原因^[10]。

我国大部分学者研究认为在我国股票市场上存在着盈余公告效应,也已经尝试从流动性、信息不确定性、投资者特征以及投资者心理偏差等方面探索该现象背后成因,然而尚缺乏有关审计质量与PEAD现象相关关系的文献。本文选取2005—2009年沪市公司为样本,从行为金融理论的角度对审计质量与盈余公告效应二者关系进行了检验。

1 理论分析与研究假说

独立审计作为公司治理的外部监督和保证机制,根本目的在于鉴定财务报告信息的可靠性,增加会计报表可信度,进而增加投资者的决策相关性,以减轻信息不对称程度。一般而言,人们认为高质量审计的上市公司会计信息质量比低质量审计的会计信息更为可靠,因此,高质量审计的上市公司会计信息质量更容易取得投资者的信赖,资本市场的投资者也更倾向于接受高质量审计的财务报告。

Bushman和Smith的实证结果表明,高质量审计能够较好地确保会计信息的真实与可靠性,为投资者识别投资机会、监督管理层和减少投资者间的逆向选择提供更高质量的会计信息,同时还能增加投资者对会计信息的可信性^[11]。Teoh和Wong的研究发

收稿日期:2012—01—30

作者简介:崔静(1986—),女,安徽阜阳人,闽江学院爱恩国际学院,助教,硕士,研究方向:财务管理。

现,在美国,“八大”与“非八大”审计质量市场认同度存在差异,市场更认同“八大”的审计质量^[12]。我国学者王咏梅和王鹏也采用了类似 Teoh 和 Wong 的方法对我国的审计质量市场认同度进行了研究,结果表明在我国“四大”与“非四大”审计质量市场认同度存在差异,市场更认同“四大”的审计质量,并且表现出认同的一致性^[13]。

根据前面的分析可知,行为金融学将盈余公告效应现象归因于投资者对于会计盈余信息的过度反应或者反应不足,而高质量的审计能够通过增加财务报告的可靠性,进而增加投资者对于财务报告的认同度,增加他们对会计信息的信赖程度。因此,无论是从过度反应还是从反应不足的角度,高质量的审计都能够增加投资者对于会计盈余的反应,加剧他们购买或者抛售股票的行为,从而加剧盈余公告效应现象。具体分析如下:

过度反应是指人们对某一信息或事件的发生做出了比正常反应更加强烈的反应,投资者在市场上升时变得过于乐观而在市场下降时变得过于悲观,因此股票的价格会在好消息下上升过度而在坏消息下下跌过度。高质量审计能够较好地确保会计信息的真实与可靠性,能够增加投资者对会计信息的信赖程度和认同度,那么对于同样的好消息,投资者会更加相信经过高质量审计鉴证的好消息,对其更加认同、更为追捧,因而“质量有保证的”好消息的出现会加剧投资者夸大自己对股票价值判断的程度,使得投资者对新消息的反应更加强烈,投资者纷纷去购买该股票,进一步加剧其对好消息的过度反应,加剧股价向上漂移。对于坏消息来说,同样如此,高质量的审计会加剧投资者对坏消息的过度反应,加剧股价向下漂移。

反应不足是指由于锚定和保守主义,投资者对某些信息反应缓慢,甚至没什么反应,投资者低估了新信息对股价的影响,他们需要一定的时间才能充分理解新信息对股价的影响,因此,股价对信息的反应是逐步的漂移。笔者认为,既然高质量的审计能够通过增加财务报告的可靠性,增加投资者对会计信息的信赖程度、接受程度,那么对于同样的坏消息,经过高质量审计鉴证的坏消息相比没有经过高质量审计鉴证的坏消息来说,投资者会更加相信和接受这个坏消息,这能够促使他们更加重视这个新的消息并尽快作出应有的反应,缩短他们的观望及反应时间,使股价在较短的时间内达到其应有的水平。对于好消息来说,同样如此,高质量的审计会减轻投资者的锚定及保守程度,减轻他们坚持自己对于股票价值判断的程

度以及对于新信息的低估程度,从而促使投资者对好消息作出正确的反应,选择购买股票,推进股价向上漂移。因此,本文提出如下假说:

无论是“好消息”还是“坏消息”,高质量审计都会加剧股价漂移的程度。具体来说,就是高质量审计会加剧“好消息”股价向上漂移,也会加剧“坏消息”股价向下漂移。

2 研究设计

2.1 样本数据选择

本文选取 2005—2009 年在上海证券交易所上市的公司为样本进行回归分析,之所以选取上交所上市的公司而不是选择全部 A 股公司是考虑到沪深股市在对待会计盈余信息会上存在一些系统性的差异,市场对审计意见的反应也不同^[7]。数据取自万得数据库和深圳国泰安公司开发的中国股票市场交易数据库 CSMAR,剔除数据不全的公司、ST 公司、PT 公司、金融类公司以及当年上市的公司,并剔除了小于 1% 和大于 99% 的极端值。对于数据的处理,研究中所使用的软件为 STATA 10.1 以及 EVIEWS 6.0。

2.2 模型建立与变量定义

为了检验上述假设,本研究构建计量模型如下:

$$CAR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 * UE_{i,t} + \alpha_2 * UE_{i,t} * Audit_{i,t} + \alpha_3 * Deb_{i,t} + \alpha_4 * Roa_{i,t} + \alpha_5 * Lnsiz_{i,t} + \alpha_6 * B/M_{i,t} + \epsilon$$

模型中变量定义如下:

1) UE 为未预期盈余,本文选取每股盈余作为研究中会计盈余的计量指标,并借鉴赵岩的方法来计算未预期盈余,即采用上一年的 EPS 数值作为本年会计盈余预期,则投资者今年的预期盈余为:

$$E(EPS_{i,t}) = EPS_{i,t-1}$$

未预期盈余(UE)则可以表示为:

$$UE = EPS_{i,t} - EPS_{i,t-1}$$

采用上述模型分别计算出 2005—2009 年在上海证券交易所上市的公司,各只股票的未预期盈余 UE,将每一公告期的所有公司的 UE 由小到大排列,将公告期内所有公司平均分配在 10 个不同的资产组合内,用组合 1 代表未预期盈余最小的公司,即公告收益远低于预期的公司类别,组合 10 代表未预期盈余最大的公司,即公告收益远高于预期的公司类别。保留 1、2 组(未预期盈余负的最大组—坏消息组),和 9、10 组(未预期盈余正的最大组—好消息组)。我们主要研究这两组公司的盈余公告效应。

2) 累积超额收益率 CAR,衡量正常收益率主要有三种方法:市场调整法、均值调整法和市场模型法。

市场调整法比市场模型法、均值调整法简单,而且可以避免 β 系数的不稳定性,因此本文在计算 CAR 时采用简便、直观的市场调整法。计算过程如下:

股票 i 在 t 时的超常收益 AR (Abnormal Returns)可表示为:

$$AR_{i,t}=R_{i,t}-R_{m,t}$$

其中: $R_{i,t}$ 表示第 i 支股票在第 t 日的实际收益率, $R_{m,t}$ 为市场在 t 日的收益率。即:

$$R_{i,t}=\frac{P_{i,t}-P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}}$$
$$R_{m,t}=\frac{P_{m,t}-P_{m,t-1}}{P_{m,t-1}}$$

则组合中股票 i 在时间区间 $[T_1,T_2]$ 的累计日超额收益可表示为:

$$CAR_{[T_1,T_2]}=\sum_{t=T_1}^{T_2}AR_{i,t}$$

借鉴杨德明等的研究,本文分别选择一个较短的时窗 1 和一个较长的时窗 2,即选择 $[0,3]$ 作为较短时窗 1,对应的被解释变量 CAR3; $[0,30]$ 为较长时窗 2,对应的被解释变量为 CAR30;事件日 $T=0$ 的定义如下:如果上市公司是在交易日发布年度盈余公

告,则将公告当日设定为 0,如果公告日为非交易日,则将公告日后的第一个交易日设定为 0^[14]。

3)审计质量。Audit 代表审计质量,借鉴王艳艳和陈汉文的研究方法,当上市公司所聘请的审计事务所是四大所时,定义 Audit 为 1,否则为 0^[15]。在研究审计质量与盈余公告效应的相关关系时,我们主要关注 $UE \times Audit$ 的系数。当假说成立时,应有 α_2 大于 0。

4)控制变量。Deb:资产负债率,代表公司的风险。Roa:总资产收益率,代表企业的盈利能力。Lnsizel:总资产自然对数,代表公司的规模。B/M:账面市值比率,代表公司增长能力。

3 研究结果与分析

3.1 描述性统计结果分析

为了研究投资者对坏消息样本组和好消息样本组的反应是否均衡,本文将总样本划分为坏消息组(未预期盈余最低组)和好消息组(未预期盈余最高组)分别对审计质量与盈余公告效应现象进行回归检验。坏消息组和好消息组各变量的描述性统计如表 1 和表 2 所示。

表 1 坏消息组的描述性统计

变量	观察值	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
CAR3	599	-0.002	-0.005	0.276	-0.246	0.065
CAR30	599	0.036	0.011	1.319	-0.768	0.177
UE	599	-0.408	-0.300	-0.010	-4.891	0.428
Audit	599	0.099	0	1	0	0.298
UE * Audit	599	-0.043	0	0	-2.982	0.192
B/M	599	0.631	0.617	3.431	-0.812	0.397
Deb	599	0.567	0.570	9.699	0.050	0.420
Lnsizel	599	12.575	12.575	12.575	12.575	1.289
Roa	599	1.606	0.088	36.444	-27.066	6.327

表 2 好消息组的描述性统计

变量	观察值	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
CAR3	546	-0.010	-0.009	0.271	-0.275	0.0630
CAR30	546	-0.002	-0.006	0.508	-0.642	0.153
UE	546	0.421	0.290	4.497	0.042	0.458
Audit	546	0.115	0	1	0	0.320
UE * Audit	546	0.055	0	2.946	0	0.223
B/M	546	0.543	0.453	4.420	-0.009	0.414
Deb	546	0.529	0.535	1.330	0.039	0.191
Lnsizel	546	12.697	12.471	18.280	8.861	1.275
Roa	546	6.678	4.647	44.656	-28.380	8.123

从上述各表看出,无论是短时窗 $[0,3]$ 还是长时窗 $[0,30]$,坏消息组的累积超常收益都大于好消息

组,而且坏消息组在 $[0,30]$ 的累积超常收益大多数是正的,好消息组在 $[0,30]$ 的累积超常收益大多数是负

的。研究结论验证了孔东民的实证结果,他指出无论在采取那种分组下,坏消息组合累计收益绝大多数时候都明显高于好消息组合的收益^[16]。同时,检验数据还可发现,“四大”事务所在我国所占的份额很小,

坏消息组的 Audit 均值仅为 0.099,好消息组的 Audit 均值仅为 0.115。

表 3 和表 4 分别报告了模型主要变量的 Pearson 相关性检验结果。

表 3 坏消息组变量间 Pearson 相关系数

	CAR3	CAR30	UE	UE * Audit	Roa	Lnsiz	B/M	Deb
CAR3	1.000							
CAR30	0.353***	1.000						
	0.000							
UE	0.071*	0.206***	1.000					
	0.084	0.000						
UE * Audit	0.055	0.163***	0.254***	1.000				
	0.181	0.000	0.000					
Roa	-0.049	-0.165***	0.170***	0.083**	1.000			
	0.235	0.000	0.000	0.043				
Lnsiz	0.015	-0.152***	-0.160***	-0.384***	0.225***	1.000		
	0.713	0.000	0.000	0.000	0.000			
B/M	0.065	0.122***	-0.018	0.037	-0.098**	0.261***	1.000	
	0.112	0.003	0.657	0.369	0.017	0.000		
Deb	-0.034	0.046	-0.081	-0.031	-0.091	-0.083	-0.044	1.000
	0.405	0.266	0.049	0.449	0.026	0.044	0.279	

表 4 好消息组变量间 Pearson 相关系数

	CAR3	CAR30	UE	UE * Audit	Roa	Lnsiz	B/M	Deb
CAR3	1.000							
CAR30	0.301***	1.000						
	0.000							
UE	0.111***	0.007	1.000					
	0.009	0.865						
UE * Audit	0.119***	0.006	0.288***	1.000				
	0.005	0.885	0.000					
Roa	-0.004	-0.140***	0.281***	0.047	1.000			
	0.928	0.001	0.000	0.275				
Lnsiz	0.050	-0.071*	0.214***	0.382***	0.172***	1.000		
	0.241	0.098	0.000	0.000	0.000			
B/M	0.104	0.134***	-0.125***	0.142***	-0.336***	0.195***	1.000	
	0.015**	0.002	0.003	0.001	0.000	0.000		
Deb	0.064	0.002	0.158***	0.097**	-0.218***	0.254***	0.004	1.000
	0.134	0.965	0.000	0.024	0.000	0.000	0.918	

从表 3 和表 4 可以看出,坏消息组的未预期盈余 UE 和 CAR3 存在着显著的正相关关系,好消息组的未预期盈余 UE 和 CAR30 也存在着显著的正相关关系;坏消息组的 UE 与 CAR30 仍然存在显著的正相关关系,这说明未预期盈余是股票报酬率变动的重要解释变量。同时,坏消息组的 UE * Audit 与较长的

时窗 CAR30 存在显著的正相关关系,好消息组的 UE * Audit 与较短时窗 CAR3 也存在显著的正相关关系。这初步验证了我们的假设。

3.2 检验结果和分析

本文分别采用[0,3]和[0,30]两个时窗对坏消息组和好消息组对审计质量与盈余公告效应效应关系

进行检验,表 5 列示了回归结果。

由回归结果可以看出:坏消息组中的未预期盈余与累积超常收益率 CAR3 和 CAR30 均存在显著的正相关关系,好消息组 UE 与 CAR3 存在显著的正相关关系,UE 与 CAR30 也存在着接近 10%显著的正相关关系(t 值为 1.512),这表明在我国证券市场上,未预期盈余具有明显的价格效应。同时我们还发现坏消息组 CAR30 的模型回归系数 α_1 (0.086)显著大于 CAR3 的模型回归系数 α_1 (0.012),好消息组 CAR30 的模型回归系数 α_1 (0.024)也大于 CAR3 的模型回归系数 α_1 (0.013),这说明我国很可能存在着延续反应。

坏消息 CAR30 的 α_1 值为 0.086 且显著性水平达到 1%,显著大于 CAR3 的 α_1 (系数为 0.012,10%显著),这很可能说明市场对坏消息的反应存在着滞后现象,随着时间的推移投资者对坏消息的反应越来越大,坏消息对累积超常收益的影响越来越大。好消息的 CAR3 模型回归系数显著 α_1 (0.013,5%显著),CAR30 的回归系数 α_1 (0.024)不显著,则很可能说明短时窗内好消息对股价的影响较大,但长期看好消息 UE 的价格效应并不十分明显,人们对于好消息并没有表现出很明显的兴奋。回归结果再次证明坏消息的延续反应现象比好消息更为明显,人们对好消息的反应比较迅速,对坏消息反应则相对滞后。我们认为造成这种结果的原因可能是由于处置效应现象,Shefrin 和 Statman 指出在股票市场投资者往往对亏损股票存在较强的惜售心理,即继续持有亏损股票,不愿意实现损失,而投资者在盈利面前则趋向于风险回避,愿意较早卖出股票以锁定利润^[17];我国特殊的“政策市”效应,当出现坏消息时投资者寄希望于政府救市,政府的隐性担保效应使得投资者对坏消息反应滞后或不足;即使是业绩不好的公司,但由于上市公司具有“壳资源”价值,使得市场对坏消息反应滞后。

本研究主要考察的变量是未预期盈余与审计质量的交乘项系数 α_2 ,坏消息组的系数 α_2 与 CAR3 正相关但不显著,与 CAR30 则存在着显著的正相关关系(显著性水平为 5%),好消息组的系数 α_2 与 CAR3 则存在着显著的正相关关系(显著性水平为 10%)。这说明对年报公布的坏消息来说,高质量审计在较长时窗内能够显著的加剧股价向下,对年报公布的好消息来说,高质量审计在较短时窗内则能够加剧股价向上漂移,这验证了我们的假设。至于时窗的不同可能也是由于上文分析的原因,即使高质量的审计能够增加投资者对于财务报告的认同度和接受度,但由于投

资者对坏消息的反应缓慢,高质量审计加剧股价向下漂移的作用也只能在较长时窗才能够明显,投资者对好消息的相对快速反应,使得高质量审计加剧股价向上漂移的作用也能够较短时窗内得到明显表现。

表 5 审计质量与盈余公告效应效应的回归结果

变量	坏消息		好消息	
	CAR3	CAR30	CAR3	CAR30
常数项	-0.032	0.163**	-0.010	0.123*
	-0.121	2.084	-0.350	1.762
UE	0.011*	0.086***	0.013**	0.024
	1.762	5.061	2.000	1.512
UE * Audit	0.021	0.087**	0.024*	0.006
	1.301	2.137	1.790	0.202
Roa	-0.001*	-0.005***	0.000	-0.002**
	-1.752	-4.162	0.530	-2.075
Lnsiz	0.003	-0.010	-0.002	-0.011*
	1.114	-1.551	-0.900	-1.861
B/M	0.007	0.0563***	0.018**	0.046***
	0.943	3.05	2.55	2.623
Deb	-0.004	0.020	0.019	-0.008
	-0.657	1.255	1.230	-0.216
R ²	0.017	0.115	0.034	0.038
F-value	1.693	12.884***	3.216**	3.604**

***. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).
*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).
*. Correlation is significant at the 0.1 level (2-tailed).

4 稳健性检验

借鉴于李胜的方法,用总资产收益率(ROA)替代每股收益(EPS)计算未预期盈余^[10],再针对模型进行相应的回归分析,发现结论并未改变,见表 6 所示。从表中可以看出,好消息组和坏消息组的 CAR3、CAR30 都和 UE 成正相关关系, α_1 均大于 0。同时 α_2 也都大于 0,坏消息组的 CAR30 和好消息组的 CAR3 与交乘项 UE * Audit 的系数都在至少 10%的水平下显著。稳健性检验结果表明用总资产收益率(ROA)替代每股收益(EPS)计算未预期盈余进行回归所得出的结果同样支持本文的假说。

5 结论

本研究从行为金融的角度出发,以投资者过度反应和反应不足为基础,结合审计需求信号假说,采用沪市 A 股 2005—2009 年间的对审计质量和盈余公告效应进行了检验。结果发现,审计质量能够加剧盈余公告效应幅度,它既能加剧“好消息”公司股价的向上漂移,也能够加剧“坏消息”公司股价的向下漂移。按照我们的假说,这说明在我国“四大”所拥有较高的市场认同度,高质量的审计能够增强和强化投资

者对于会计盈余做出的反应,缩短他们的观望时间,加剧股价波动。

表 6 审计质量与盈余公告效应敏感性分析的回归结果

变量	坏消息		好消息	
	CAR3	CAR30	CAR3	CAR30
常数项	−0.014	0.097***	−0.017	0.222*
	−0.826	4.162	−0.921	1.820
UE	0.008**	0.120***	0.013**	0.024*
	2.133	3.475	2.000	1.924
UE * Audit	0.041	0.057**	0.024*	0.017
	1.310	2.557	1.790	1.163
Roa	0.003	−0.005***	0.000	−0.007
	0.993	−3.751	0.530	−1.337
Lnsize	0.023*	−0.020	−0.002	−0.105***
	1.820	−1.454	−0.900	−4.439
B/M	0.006	0.052***	0.018**	0.061***
	1.044	4.086	2.55	3.854
Deb	0.001	0.007	0.019	−0.002
	0.527	1.170	1.230	−0.517
R²	0.031	0.175	0.049	0.032
F-value	1.127	9.700***	3.171**	5.571***

***. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).
**. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).
*. Correlation is significant at the 0.1 level (2-tailed).
*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

我国针对 PEAD 现象的研究文献相对较少,尚未有学者研究过审计质量与盈余公告效应的关系,本文创新地引入了独立审计质量因素,并且结合行为金融理论,对审计质量与盈余公告效应之间的关系进行理论与实证检验。本文的研究结论不仅提供了有关审计质量新的分析思路,而且也拓宽了 PEAD 效应的研究视角,具有一定理论与实践意义。

参考文献

[1] FAMA E. Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance[J]. Journal of Financial Economics,1998(49):

283—306.
[2] 周晖,邹建国,葛琦. 投资者意见分歧对盈余公告效应影响的实证研究[J]. 财经理论与实践,2008(9):55—59.
[3] 吴世农,吴超鹏. 盈余信息度量、市场反应与投资者框架依赖偏差[J]. 经济研究,2005 (2):54—62.
[4] BARBERIS N,SHLEIFER A,VISHNY R. A model of investor sentiment[J]. Journal of Financial Economics,1998,49: 307—343.
[5] DANIEL K, HIRSHLEIFER D, SUBRAHMANYAM A. Investor psychology and security market under-and over-reactions[J]. Journal of Finance,1998,53:1839—1885.
[6] 吴世农,黄志功. 上市公司盈利信息报告、股价变动与股市效率的实证研究[J]. 会计研究,1997(4):12—17.
[7] 赵宇龙. 会计盈余与股价行为——对深沪股市的实证研究[D]. 上海:上海财经大学会计学专业,1999.
[8] 吴世农,吴超鹏. 我国股票市场‘价格惯性策略’和‘盈余公告效应策略’的实证研究[J]. 经济科学,2003(4):41—50.
[9] 吴世农,吴超鹏. 盈余信息度量、市场反应与投资者框架依赖偏差[J]. 经济研究,2005 (2):54—62.
[10] 于李胜,王艳艳. 信息不确定性与盈余公告后的漂移现象 (PEAD)[J]. 管理世界,2006(3):40—49.
[11] BUSHMAN R,J PIOTROSKI,A SMIT. What Determines Corporate Transparency [J]. Journal of Accounting Research,2004,42(2):207—252.
[12] TEOH S H,T J WONG. Perceived auditor quality and the earnings response coefficient[J]. The Accounting Review, 1993,68(4):346—366.
[13] 王咏梅,王鹏. “四大”与“非四大”审计质量市场认同度的差异性研究[J]. 审计研究,2006(5):49—56.
[14] 杨德明,林斌辛,清泉. 盈利质量、投资者非理性行为与盈余公告效应[J]. 金融研究,2007(2):122—132.
[15] 王艳艳,陈汉文. 审计质量与会计信息透明度——来自中国上市公司的经验数据[J]. 会计研究,2006(4):9—15.
[16] 孔东民. 有限套利与盈余公告后价格漂移[J]. 中国管理科学,2008(6):16—23.
[17] HERSH SHEFRIN,MEIR STATMAN. The disposition to sell winners too early and ride losers too long: theory and evidence[J]. Journal of Finance,1985(40):777—790.

Audit Quality and Post Earnings Announcement Drift

CUI Jing

(IEN Institute of Minjiang University,Fuzhou 350000,China)

Abstract: From the perspective of behavioral finance,this paper studies the linear relationship between audit quality and PEAD,using the data from A share of shanghai from 2005 to 2009. The results showed that there is a positive correlation between audit quality and PEAD, it means high quality of audit can aggravate the magnitude of the drift.

Key words: PEAD;overreaction;underreaction;quality of audit