

□数量经济理论及应用

中国股市存在盈余公告后的价格漂移吗？

庞晓波 呼建光

【摘要】中国股票市场存在盈余公告后的价格漂移吗？已有研究的结论是否受制于定价模型的错误设定？使用三因子模型估计股票在盈余公告后的预期收益并计算盈余公告后的价格漂移，研究发现：中国股票市场盈余公告后的价格漂移的具体形态不同于其他国家，在盈余公告后，坏消息组异常收益持续上升，好消息组异常收益持续下降，存在着买入坏消息组卖出好消息组的套利机会。使用面板数据进行回归分析，在控制规模因素、成长因素以及股权结构等因素后，这种套利机会仍然存在，这说明中国股票市场没有达到半强势有效。

【关键词】盈余公告后的价格漂移；股票市场；事件研究；三因子模型；非平衡面板数据

【基金项目】教育部人文社会科学重点研究基地重大项目（10JJD790033）

【收稿日期】2011-09-15

【作者简介】庞晓波，吉林大学数量经济研究中心暨商学院教授；呼建光，吉林大学商学院数量经济专业博士研究生。（长春 130012）

一、引言

在一个半强势有效的市场中，投资者不能够利用所有公开发布的信息作为获利的手段。Fama等学者的一系列研究似乎证实了发达资本市场是可以达到半强势有效的。^[1]但是上个世纪90年代以后不断涌现的证据表明，即使在发达国家较为成熟的资本市场也会存在着股票收益的长期趋势，即异象。最为典型的的就是价格动量效应和盈余公告后的价格漂移^①。盈余公告后的价格漂移（Post Earnings Announcement Drift, PEAD），也叫做盈余惯性（Earnings Momentum），是指盈余公告发布后股票价格与未预期盈余同向持续上涨或者下降的现象。这种趋势往往会持续若干个星期或者几个月。股票市场盈余惯性的存在意味着人们可以通过购买不同盈余组合的股票实现获利。自从Ball & Brown在研究会计盈余信息有用性时发现盈余惯性^[2]以后，金融（会计）学者针对各个国家是否存在这种异象展开了一系列广泛的研究。

中国经济具有新兴加转轨的特点，其资本市场也具有自身的特征。人们一度关注在具有鲜明转轨特征的这一资本市场上，作为基础分析最重要的信息之一——会计盈余是否具有信息含量，中国股票市场是否达到了半强势有效。近年来，学者们也开始逐渐关注在盈余公告后股票收益的中长期趋势。对于盈余公告后的价格漂移的研究，一个最重要的问题是如何较为准确地估计股票

① 动量效应和盈余公告后的价格漂移都属于股票市场异象，其他异象还有应计异象、IPO异象等。

在事件期的预期收益。目前,针对中国股票市场的 PEAD 研究在估计事件期股票的预期收益时多使用单一调整市场风险因素的市场模型或者市场调整模型,那么在对资产定价时考虑对其他风险因素的补偿后 PEAD 是否会继续存在呢?这是本文要解决的核心问题。

二、文献综述与研究背景

Ball & Brown 发现在股票市场上盈余信息的有用性,但是在盈余信息发布后的一段时间未预期盈余和股票价格之间有着系统性的持续性联系。^[2]这意味着公开发布的盈余信息可以预测股票收益,从而有悖于市场有效假说。Foster *et al.* 以标准化的未预期盈余 (SUE) 构建投资组合 (以 SUE 十分位数作为基准,10% 分位数以下的为坏消息组,90% 分位数以上的为好消息组),好消息组和坏消息组在盈余公告后的 60 天内,累计异常收益持续上升或者下降。^[3] Bernard & Thomas 以 CAPM 和 APT 模型调整风险后发现盈余公告后的价格漂移仍然存在,他们认为这种现象源于投资者的反应延迟。^[4] Kim *et al.* 发现在使用三因子模型对风险调整后,PEAD 仍然是存在的。^[5]有趣的是 PEAD 不仅存在于美国股票市场,在其他国家的资本市场,学者们也陆续发现了这一现象。Hew *et al.* 以 1988—1993 年在伦敦上市的 206 家公司为样本发现小公司的 PEAD 现象十分显著,在大公司样本中却不显著。^[6] Liu *et al.* 发现无论是使用时间序列方法、分析师预测还是以股票价格计算未预期盈余,在英国股票市场上 PEAD 都是存在的。在控制了市场微观结构和相关风险后,结论仍然是稳健的。^[7] Chudek *et al.* 则发现在加拿大股票市场,以未预期盈余作为变量构造投资组合,买入最高 SUE 的股票卖出最低 SUE 的股票可以获得大约 6% 的累积平均异常收益。^[8]

韩伟华等对于中国 PEAD 现象进行了较为细致的研究,他们研究了不同类别股票 PEAD 的形态特征。^[9]总体上看,中国存在着盈余公告后价格的持续上涨或者下降,但是 PEAD 的具体形态与发达国家资本市场有所不同,而且不同类别股票的 PEAD 也有所不同。对于样本总体,好消息组和坏消息组在盈余公告后的较短期限内 (40 天内),累计平均异常收益与未预期盈余表现较为一致,但是长期内却出现了反转 (40 天到 90 天内)。ST 类股票 PEAD 的方向则和未预期盈余符号的方向一致。孔东民使用 UE 对样本进行排序后,构造 3 等分、5 等分、7 等分和 10 等分投资组合,UE 最大的为好消息组,UE 最小的为坏消息组,在盈余公告后,使用四种方法构造的坏消息组的累计平均异常收益都大于好消息组的累计平均异常收益。在 10 等分组的情况下,盈余公告后买入坏消息组卖出好消息组构造的投资组合可以获得大约 3% 的累计平均异常收益。^[10]

对于 PEAD,学者们给出了不同的解释,一些学者认为已有发现源于研究方法上的缺陷;另一些学者认为是因为对盈余公告预期收益的错误估计造成的;第三种解释则与投资者对盈余信息的反应过度/不足有关。^[10-11]中国学者也从信息质量和异质信念等角度作出解释。^[12-13]如果作为股票市场异象之一的 PEAD 是由于对事件期内预期收益的错误估计造成的,那么我们可以尝试对相应的其他风险进行补偿后对预期收益进行稳健的估计进而检验 PEAD 的存在性。

纵观对于中国股票市场 PEAD 的研究,可以看出目前只是对市场风险进行简单的调整估计股票在盈余公告后的预期收益。参照 Fama 等的方法^[14-16],吴世农和许年行发现三因子模型对于解释中国股票截面收益具有适用性^[17],廖理和沈红波也尝试在事件研究中使用三因子模型估计股权分置改革的影响^[18]。本文使用三因子模型估计盈余信息发布后的预期收益以计算 PEAD,从而检验已经发现的中国股票市场的 PEAD 是否受制于定价模型的局限,同时使用非平衡面板数据,利用回归分析在控制相关因素的基础上检验 PEAD 是否仍然存在。

三、研究方法与数据来源

1. 样本的选择

本文使用的股票收益数据、公司财务数据等来自于国泰君安开发的中国股票市场研究数据库(CSMAR)。所有样本为在中国沪、深两地上市的A股市场的公司,样本区间为2004—2010年,在选取样本时参考以下标准:1)剔除ST和PT类公司;2)由于金融类公司的特殊性予以剔除;3)样本必须有上个年度的盈余信息;4)可获得样本公司的盈余公告日;5)可获得样本在盈余公告前120个交易日的收益数据。最后获得的样本为1522家公司。由于在样本区间内各公司的持续期并不相同,所形成的数据为非平衡面板数据。

2. PEAD 的计算

本文使用事件研究法与回归分析研究中国股市的PEAD现象。具体过程为:

(1) 定义事件:估计期为盈余公告前120天,事件窗口为盈余公告后的60天。

(2) 计算公司的未预期盈余:

$$SUE_{i,t} = (EPS_{i,t} - EPS_{i,t-1}) / P_{i,t}$$

其中 $SUE_{i,t}$ 是公司当前的标准化未预期盈余, $EPS_{i,t}$ 是公司第 i 年披露的每股收益, $P_{i,t}$ 是盈余公告前15天的股票价格。^①

(3) 确定估计窗口,估计预期收益并计算PEAD:本文以盈余公告前180天到盈余公告前1天为估计窗口,使用三因子模型估计股票的预期收益后计算累积异常收益,即PEAD。具体计算方法为:

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - E(R_{i,t}), \quad PEAD_{i,t} = CAR_{i,t} = \sum_{t=1}^n AR_{i,t} \quad (1)$$

其中 $AR_{i,t}$ 为异常收益, $R_{i,t}$ 为事件窗口内的实际收益, $E(R_{i,t})$ 为使用三因子模型估计的预期收益, $CAR_{i,t}$ 为股票在事件期间内的累计异常收益,即为盈余公告后的价格漂移PEAD。

3. 三因子模型的构建

(1) BM 和 Size 的计算

根据中国股市的特征,使用 $t-1$ 年末的每股账面权益与 $t-1$ 年末的每股市值计算账面市值比 B/M ;用 t 年6月底的流通市值来计算 t 年的规模 $Size$ 。

(2) SMB 和 HML 因子的计算

首先按照 t 年6月底的公司规模进行排序,并以中位数为标准分成小公司规模组(S)与大公司规模组(B);其次,分别在S组和B组根据 BM 数值的大小进行排序后分成3组,样本比例分别为30%,40%,30%,这样分别形成SL、SM、SH、BL、BM、BH6个投资组合,分别计算这6个投资组合从 t 年7月到 t 年6月的流通市值加权平均收益率。 SMB 为3个小规模股票组合和3个大规模股票组合简单平均收益之差,即 $SMB = (SL + SM + SH)/3 - (BL + BM + BH)/3$ 。 HML 为两个高 BM 组合和两个低 BM 组合收益之差,即 $HML = (SH + BH)/2 - (SL + BL)/2$ 。

(3) 三因子模型

使用市场溢价因子及以上构造的规模因子和账面市值比因子可以得到如下三因子模型:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i(R_{mt} - R_{ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

4. 使用回归分析检验在控制其他因素后PEAD现象是否存在模型的具体设定如下:

^① SUE的构建可以使用每股盈余的标准差或者价格,参考Truong et al.使用的方法^[19],为了尽量扩大样本量本文使用了盈余公告前的股票价格来计算标准化未预期盈余。

$$PEAD_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_1 * SUE_{i,t} + \beta_2 SUE_{i,t} * Size_{i,t} + \beta_3 SUE_{i,t} * BM + \beta_4 * State_Share_{i,t} + \beta_5 * Cross_Share + \delta_{i,t} \quad (3)$$

各变量含义及详细定义见表1。

表1 变量定义

变量	含义	详细定义
$PEAD_1$	盈余公告后的价格漂移	$PEAD_1 = CAR_{i,t} = \sum_{t=1}^{60} AR_{i,t}$
$PEAD_2$		$PEAD_2 = CAR_{i,t} = \sum_{t=1}^{30} AR_{i,t}$
SUE	标准化未预期盈余	$SUE_{i,t} = (EPS_{i,t} - EPS_{i,t-1}) / P_{i,t}$
$Size$	公司规模	公司年末总资产的对数
BM	公司成长性	年末账面价值与年末收盘价之比
$State_Share$	国有股比例	年末公司国有股占发行股票数量的比例
$Cross_Share$	H股与境外股	年末H股与境外股占发行股票数量的比例

四、实证分析

1. 单变量分析

我们首先计算各公司的SUE，每一年按照SUE的大小对样本进行排序并从小到大把样本分成10组，这样根据SUE的大小构造了10个投资组合，我们定义第一组为坏消息组（Bad News），第10组为好消息组（Good News），两个投资组合在盈余公告后的累积平均异常收益如图1所示。

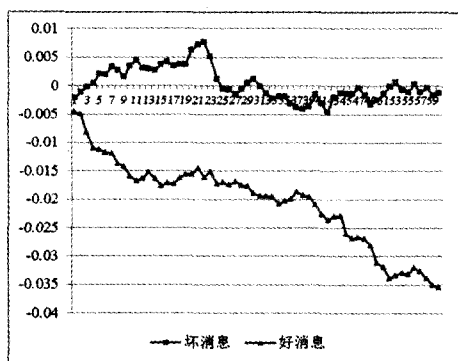


图1 好消息组和坏消息组 PEAD

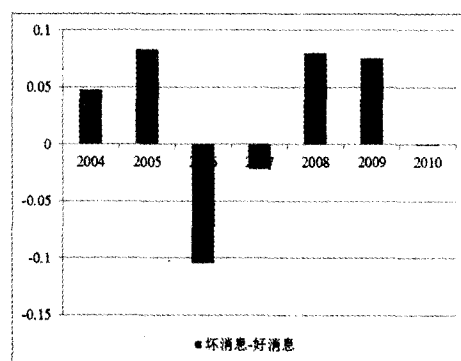


图2 坏消息组和好消息组分年度套利收益

从图1我们可以看到在盈余公告后的60天内，好消息组和坏消息组投资组合的PEAD呈现出了与未预期盈余状况相反的趋势，坏消息组累积平均异常收益在盈余公告后前3天小于0，从第4天开始逐渐增加，到第25天有所回落后在0附近呈现出徘徊趋势；好消息组在盈余公告后的累积平均异常收益一直小于0，并逐渐减少。韩伟华等发现其定义的好消息组和坏消息组在盈余公告后的累积平均异常收益具有“剪刀形”特征（好消息PEAD组先上升后下降，坏消息组PEAD则先下降后上升）^[9]，我们发现的形态与其不同，这与对好消息组和坏消息组的定义以及

样本的选择有关^①；但是我们所发现的中国股票市场的 PEAD 趋势与孔东民的发现较为相似，即我们可以通过在盈余公告后买入坏消息组卖出好消息组进行套利交易获利。总体上看，已有发现似乎都说明长期来看 PEAD 与 SUE 会表现出相反的趋势。

图 2 是坏消息组和好消息组分年度的套利收益状况。从图中我们可以看到在我们的样本期内不同年度在盈余公告后 60 天内，买入坏消息组卖出好消息组的套利收益是不一致的。2004 年、2005 年、2008 年和 2009 年可以获得正的套利收益，但是 2006 年、2007 年和 2010 年的套利收益则为负，在 2006 年买入坏消息组卖出好消息组的套利损失甚至达到了 8%，这意味着可以进行相反操作以获得套利收益。

表 2 套利组合收益检验

	Bad News(1)	Good News(2)	(1) - (2)
总体	-0.0012 (-0.9810)	-0.0353 *** (-29.2949)	0.0340 *** (20.0580)
2004	0.0178 *** (6.7587)	-0.0299 *** (21.2481)	0.0477 *** (21.2481)
2005	0.0404 *** (9.4500)	-0.0429 *** (34.7122)	0.0833 *** (34.7122)
2006	-0.0233 *** (-4.3746)	0.0810 *** (-19.4312)	-0.1044 *** (-19.4312)
2007	-0.0444 *** (-9.0942)	-0.0224 *** (-5.1010)	-0.0219 *** (-5.1010)
2008	0.0007 (0.2439)	-0.0794 *** (22.4629)	0.0801 *** (22.4629)
2009	0.0245 *** (9.5759)	-0.0512 *** (24.6788)	0.0757 *** (24.6788)
2010	-0.0369 *** (-16.1966)	-0.0364 (-0.2105)	-0.0005 (-0.2105)

括号中为 t 值，***表示在 1% 水平上显著。

表 2 给出了样本总体和各年度买入坏消息组卖出好消息组套利收益的统计性检验结果。无论是样本总体还是各年度的子样本，买入坏消息组卖出好消息组在公司盈余发布后的 60 天内其套利收益都通过了显著性检验，其中样本总体的套利收益大约为 3%，并在 1% 的水平上显著。各年度的套利收益状况中 2006 年的套利收益最低，并且在 1% 的水平上显著，2010 年的套利收益虽然为负但是没有通过统计上的显著性检验。

2. 回归分析

(1) 描述性统计分析

在回归分析前我们首先对样本总体进行了描述性统计分析，结果如表 3 所示。其中 $PEAD_1$ 是样本总体在盈余公告后 60 天的累积平均异常收益， $PEAD_2$ 是样本总体在盈余公告后 30 天的累积平均异常收益。我们发现样本总体在盈余公告后的累积平均异常收益值为正，并且公告后 30 天的 PEAD 大于公告后 60 天的 PEAD，另一方面， $PEAD_1$ 的波动要大于 $PEAD_2$ 。此外，样本中国有股比例最高的达到了 80%，并不是所有公司都在异地发行股票，异地发行的股票的最大份额在

^① 韩伟华等的研究报告中，预增、预盈和扭亏为好消息组；预减、预亏为坏消息组。^[9]

总发行额的 50% 左右。

表 3 描述性统计分析结果

	Obs	Mean	Std	Min	Max
$PEAD_1$	5640	0.0038	0.1927	-1.4166	1.1238
$PEAD_2$	5640	0.0053	0.1446	-1.2775	1.0325
SUE	5640	-0.0075	0.0758	-2.4421	0.7160
$Size$	5640	21.4879	1.0573	17.1219	28.0031
BM	5640	0.4223	0.2559	-1.2584	1.9219
$nshare$	5640	0.2683	0.2484	0	0.8629
$fshare$	5640	0.0057	0.0420	0	0.5007

(2) 回归分析

为了在控制其他可能影响 $PEAD$ 变量的情况下研究 SUE 与 $PEAD$ 的关系, 我们进行了回归分析。Liu *et al.* 认为公司规模以及成长性等因素可能会影响 $PEAD$ 。^[7] Collins & Kothari 认为大公司的信息环境要好于小公司, 发布的会计信息会更快地被股票价格所吸收。^[20] 同时, 我们加入账面市值比以控制公司的成长性。Choi *et al.* 认为在异地发行股票的上市公司可能会受制于国外信息披露的管制从而使其信息更透明, 从而 $PEAD$ 效应会有所减弱^[21], 因此我们控制了在地发行的股票的份额 (香港与国外)。较高的国有股持股比例所带来的所有权和控制权的分离可能会减少信息的透明度, 另一方面国有股的存在也可能通过政府的强势管理从而减少代理成本, 增加信息的透明度, 关于国有股持股比例对 $PEAD$ 的影响方向我们无法确认。

表 4 回归分析结果

	$PEAD_1$	$PEAD_2$
<i>Intercept</i>	0.0031 (1.21)	0.0053 *** (2.76)
SUE	-0.0353 *** (-3.23)	-0.0263 *** (-3.24)
$SUE * Size$	0.0018 (0.59)	0.0010 (0.47)
$SUE * BM$	-0.1541 (-1.62)	-0.0513 (-0.72)
$SUE * State$	-0.2304 (-1.18)	0.1034 (0.71)
$SUE * CrossList$	-0.2748 (0.15)	-1.8519 (-1.35)
<i>Obs</i>	5640	5640
R^2	0.0015	0.0027
F 值	4.69	3.43

括号中为 t 值, ***表示在 1% 水平上显著。

为了控制异常值的影响, 参考 Bernard & Thomas, Mendenhall 等的经典方法, 我们对自变量进行了分组后赋分数的处理^①。具体为在每一年根据公司 SUE 的 10 分位数排序赋予 0—1 分, 再

① 具体赋分方法以及系数含义的推导过程见 Bernard & Thomas, Mendenhall 关于 $PEAD$ 的研究。^[4,11]

从各组减去 0.5, 最后的得分在 -0.5 到 0.5 之间。进行上面的赋分处理后, 回归方程的截距项为第 5 组和第 6 组 PEAD 的平均值, 应接近于 0。方程的 SUE 的回归系数则可以解释好消息组和坏消息组异常收益的差值, 即套利收益。由于我们构造的套利组合为坏消息组减好消息组, 这样如果系数为负则意味着买入坏消息组卖出好消息组的套利收益。

在回归分析时我们首先进行了 Hausman 检验, 发现使用固定效应模型更为合适。表 4 是盈余公告后 60 天的 $PEAD_1$ 与盈余公告后 30 天的 $PEAD_2$ 对相应变量回归分析的结果。 $PEAD_1$ 对 SUE 及其他变量的回归中, 我们发现截距项的值仅为 0.0031, 较为接近于 0。SUE 系数的符号为负, 其系数为 -0.0353, 并且在 1% 的水平上显著, 这意味着盈余公告后买入坏消息组和卖出好消息组的套利收益在 3.5% 左右, 与单一变量的分析较为一致。交叉项中, $SUE * Size$ 符号虽然和预期一致, 但没有通过统计上的显著性检验。

$PEAD_2$ 对各变量的回归中, 截距项的系数仅为 0.005, 并且在 1% 水平上显著。SUE 的系数为 -0.0263, 并且在 1% 水平上显著, 这意味着买入坏消息组卖出好消息组在盈余公告后的套利收益为 2% 左右。综上, 通过对非平衡面板数据使用固定效应模型进行回归分析, 在控制其他变量的情况下, 买入坏消息组卖出好消息组在盈余公告后仍能够获得套利收益, 这说明利用盈余信息可以预测股票收益, 我国股市没有达到半强势有效。

五、结 论

在中国股票市场, 一些学者陆续发现了 PEAD 现象的存在。我们质疑已有的发现可能是在估计预期收益时没有对相应的风险进行充分的调整, 从而存在着对预期收益定价设定的偏误。本文使用了三因子模型估计盈余公告后的预期收益, 研究发现 PEAD 现象仍然存在。但是中国股票市场的 PEAD 现象的具体形态不同于美国、加拿大等发达国家。坏消息组的 PEAD 呈上升趋势, 好消息组的 PEAD 呈下降趋势, 买入坏消息组卖出好消息组在盈余公告后 30 天可获得大约 2.6% 的累计平均异常收益, 在盈余公告后 60 天可获得大约 3.5% 的累计平均异常收益。

本文从研究方法和样本区间上拓展了已有的关于中国股票市场 PEAD 的研究, 中国股市 PEAD 的存在并未受定价模型设定的制约。在理论上, 本文再一次证明了中国股市可以利用公开发布的信息进行套利交易, 并未达到半强势有效。在实践上, 这意味着如果存在卖空机制对公司盈余状况的预测可以构造套利组合形成一定的投资策略。

[参考文献]

- [1] Fama E, Fisher L, Jensen M, Roll R. The adjustment of stock prices to new information, *International Economic Review*, 1969, 10 (1): 1-21.
- [2] Ball R, Brown P. An empirical evaluation of accounting income numbers, *Journal of Accounting Research*, 1968, 6 (2): 159-178.
- [3] Foster G, Olsen C R, Shevlin T. Earnings releases, anomalies, and the behavior of security returns, *Accounting Review*, 1984, 59 (4): 574-605.
- [4] Bernard V L, Thomas J K. Evidence that stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings, *Journal of Accounting and Economics*, 1990, 13 (December): 305-340.
- [5] Kim D, Kim M. A multifactor explanation of post-earnings announcement drift, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2003, 38 (2): 383-398.
- [6] Hew D, Skerratt L, Strong N, Walker M. Post earnings-announcement drift: some preliminary evidence for the UK, *Accounting and Business Research*, 1996, 26 (4): 283-293.
- [7] Liu W, Norman S, Xu X. Post-earnings-announcement drift in the UK, *European Financial Management*, 2003, 9

(1): 89 - 116.

- [8] Chudek M, Truong C, Veeraraghavan M. Is trading on earnings surprises a profitable strategy? Canadian evidence, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2011, Forthcoming.
- [9] 韩伟华、袁克、王亚南、陈峥嵘:《中国证券市场 PEAD 现象实证研究》,深圳证券交易所第六届会员单位、基金公司研究成果,2004 年。
- [10] 孔东民:《有限套利与盈余公告后价格漂移》,《中国管理科学》,2008 年 6 期。
- [11] Mendenhall R R. Arbitrage risk and post-earnings-announcement drift, *Journal of Business*, 2004, 77 (4): 875 - 894.
- [12] 于李胜、王艳艳:《信息不确定性与盈余公告后漂移现象》,《管理世界》,2006 年 3 期。
- [13] 陈国进、张贻军、王景:《异质信念与盈余惯性——基于中国股票市场的实证分析》,《当代财经》,2008 年 7 期。
- [14] Fama E, French K. Multifactor explanations of asset pricing anomalies, *Journal of Finance*, 1996, 51 (1): 55 - 84.
- [15] Fama E. Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance, *Journal of Financial Economics*, 1998, 49 (3): 283 - 306.
- [16] Fama E, French K. Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics*, 1993, 33 (1): 3 - 56.
- [17] 吴世农、许年行:《资产的理性定价模型和非理性定价模型的比较研究——基于中国股市的实证分析》,《经济研究》,2004 年 6 期。
- [18] 廖理、沈红波:《Fama-French 三因子模型与股权分置改革效应研究》,《数量经济技术经济研究》,2008 年 9 期。
- [19] Truong C. Post-earnings announcement abnormal return in the Chinese equity market, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Forthcoming.
- [20] Collins T W, Kothari S P. An analysis of intertemporal and cross-sectional determinants of earnings response coefficients, *Journal of Accounting and Economics*, 1989, (11): 143 - 181.
- [21] Choi J J, Sami H, Zhou H. The impacts of state ownership on information asymmetry: evidence from an emerging market, *China Journal of Accounting Research*, 2010, 3 (1): 13 - 50.

[责任编辑:赵东奎]