

盈余管理减弱了市场对盈余信息的反应了吗？

—基于我国股票收益 VAR 方差分解的实证分析

雷倩华

(中山大学管理学院, 广州, 广东, 510275)

摘要: 本文以 1999-2009 年我国 A 股上市公司为样本, 运用 VAR 方差分解模型, 分析了盈余管理如何影响股票收益波动及其组成部分。本文研究发现: (1) 盈余信息是我国非预期股票收益波动的主要驱动因素, 盈余信息的方差贡献比折现率信息的方差贡献要大; (2) 盈余管理增加了股票收益的方差波动; (3) 相对于正向盈余管理, 负向盈余管理对股票收益波动的影响更大。本文不但丰富了盈余质量与股票收益波动的相关文献, 而且对我国监管部门加强证券市场的稳定性发展具有一定的参考价值。

关键词: 盈余管理; VAR 方差分解; 盈余信息; 折现率信息

中图分类号: F832.21

文献标识码: A

一、引言

盈余信息对股票市场来说具有重要意义。如果价格水平或波动性在盈余信息公告后发生了变动, 那么盈余信息传递了关于未来现金流数额、发生时间以及不确定性的新信息, 而它们又修正了市场之前的预期。盈余信息引导股价, 从而会对资源配置产生重大的影响, Francis et al. (2004) 研究发现盈余信息质量显著影响着权益资本成本。

Ball and Brown (1968) 和 Beaver (1968) 最先研究了盈余信息的市场反应, 此后的研究大部分是基于他们框架下的检验 (eg., Kormendi and Lipe, 1987; Easton and Zmijewski, 1989; Collins and Kothari, 1989)。在折现率信息没发生变化的情况下, Ball and Brown (1968) 基础上的盈余信息市场反应主要与盈余持续性情况相关。Callen (2009) 认为这种考察盈余信息市场反应的框架存在一定的缺陷, 因为它并没有涉及上市公司盈余波动情况, 而这可能会对盈余信息市场反应产生重大的影响。比如, 在没有其他信息的情况下, 即使盈余持续性系数高达 0.90, 这时盈余反应系数为 10, 但在盈余方差波动只有 0.1% 的情况下, 最终股票收益波动才为 1.9%。Callen (2009) 认为, 股票收益方差波动的研究完整地考虑了盈余变化和盈余持续性情况对股票市场收益的影响, 而 VAR 方差分解模型是考察股票收益方差波动相对最合适的方法。

盈余质量是影响盈余信息市场反应程度的重要因素 (Baber, Chen and Kang, 2006; Gleason and Mills, 2008; Coles, Hertz, and Kalpathy, 2006)), 但大部分这方面的研究都是基于 Ball and Brown (1968) 框架下建立盈余反应系数模型, 认为低的盈余质量导致低的盈余信息市场反应。这些研究没有考察盈余质量在降低盈余持续性和盈余反应系数的同时, 也可能增加了盈余波动, 导致股票收益方差波动增加。因此, 已有文献关于盈余质量与盈余信息市场反应之间关系的探讨可能是不完全的。

在我国证券市场上, 相对于 Ball and Brown (1968) 在盈余反应系数基础上研究盈余信息的市场反应, 股票收益波动的研究可能更具有现实意义。我国是新兴的资本市场, 股票市场容易受到庄家的操纵, 存在频繁炒作, 股价波动较大的现象, 系统风险较高。稳定市场一直是证券监管部门的目标, 因而研究影响我国股票收益波动的因素就具有重要的意义。虽然我国股票市场经过二十多年的发展, 已经取得了重大的进展, 但监管部门对上市公司的管

制依然以会计指标为主，为了上市、增发配股、扭亏和避免被特别处理等原因，我国上市公司盈余管理现象比较严重。比如，王克敏和廉鹏（2010）研究发现，我国保荐制度实施后，IPO 公司更偏好激进的会计政策，导致其可操控应计显著提高。王跃堂等（2009）研究发现，我国新企业所得税法实施后，税率降低的公司存在显著的盈余管理行为以达到避税的目的。李东平（2005）指出，我国实施 IPO 配额制时期，上市公司剥离上市过程中导致了严重的盈余管理现象。章卫东（2010）则研究发现中国上市公司在定向增发前的一年存在盈余管理动机，且方式与定向增发的类型相关。我国上市公司严重的代理问题也会导致盈余管理现象比较严重。雷光勇和刘慧龙（2007）实证检验了控股股东“利益输送”行为与公司首次亏损年度负向盈余管理幅度之间的关系，他们发现，大股东占用资金的规模越大，公司负向盈余管理幅度就越大。我国严重的盈余管理行为降低了上市公司盈余持续性和盈余反应系数（彭韶兵和黄益建，2007；林翔和陈汉文，2005），但也造成了盈余波动问题，如李东平（2005）发现我国上市公司 IPO 后存在业绩下滑现象。这种盈余波动可能会导致我国股票收益波动情况加剧。

为了更全面地考察盈余管理对股票收益波动的影响，本文利用 Vuolteenaho（2002）的 VAR 方差分解模型，把我国股票收益分解成盈余信息和折现率信息两部分，试图回答以下问题：我国股票收益波动主要由哪部分信息驱动？盈余管理对股票收益波动及其组成部分产生什么影响？调高和调低盈余对股票收益波动影响的程度是否一致？

本文可能的贡献如下：第一，已有文献更多的是从权益资本成本、债务资本成本、买卖价差等角度探讨盈余质量的经济后果，本文从股票收益波动性的角度进行探讨；第二，不同于以往盈余信息市场反应的衡量方法，本文通过 VAR 方差分解方法，同时考虑了盈余持续性问题与盈余波动问题，更全面地考察了盈余信息的市场反应状况。本文余下部分的安排为：第二部分是文献述评、制度背景与假设提出；第三部分是 VAR 方差分解模型设立；第四部份是数据来源、变量定义与研究设计；第五部分是实证结果；第六部分是稳健性检验；第七部分是研究结论与启示。

二、文献述评、制度背景与假设提出

（一）盈余信息市场反应的文献述评

Ball and Brown（1968）最先考察了会计信息的有用性，他们发现在短窗口，盈余公告会引起股票收益的变化。Beaver（1968）避开了确定盈余期望模型的问题，考察了股票在盈余公告前后的回报波动性和交易量，发现盈余公告期间比非盈余公告期间有增加的信息流。Kormendi and Lipe（1987）计算了股票回报与盈余之间的相关程度——盈余反应系数，并检验了横截面上不同公司的估计盈余反应系数是否与公司盈余的时间序列特征呈正相关关系。因而，盈余反应系数是盈余时间序列特征和折现率在权益市价变动中的映射，假如盈余变动是永久的，那么盈余反应系数就是将盈余变动视为永续年金并用权益风险调整收益率进行折现后的现值。根据这些文献，在不存在未来折现率信息变化的情况下，盈余信息的市场反应主要受到盈余持续性的影响，并没有考虑盈余的波动情况。因此，Callen（2009）认为以前基于 Ball and Brown（1968）上的考察盈余信息市场反应的方法并不完善，盈余信息的市场反应应同时是盈余波动和盈余持续性的函数，VAR 方差分解是相对来说最好的研究盈余信息市场反应的方法。

仅有少数文献研究了股票收益的 VAR 方差分解（eg.，Vuolteenaho，2002；Callen and Segal，2004；Callen, Hope, and Segal, 2005；Callen, Livnat, and Segal, 2006；and Callen, Segal, and Hope, 2010），Campbell（1991）最先从方差波动性的角度分解股票收益率，他利用 Campbell and Shiller（1988a）发展的股利增长模型和 VAR 方法把股票收益

率分解成未来现金股利信息和未来期望收益率信息,发现未来期望收益率信息主导了股票收益率的波动,且未来期望收益率信息并不独立于未来现金股利信息,它们之间的相关性增大了股票收益波动。然而,股利增长模型的运用需要计算股利增长率,存在一定的缺陷,因此,Vuolteenaho (2002)用 Vuolteenaho (2000)得到的会计基础的折现公式,将股票收益率分解成未来 ROE 信息和未来折现率信息,但 Vuolteenaho (2002)以公司为基础分解股票收益率,其结论与 Campbell (1991)相反,公司的股票收益率主要由未来现金流信息驱动。Callen and Segal (2004)进一步地把 Vuolteenaho (2002)的未来 ROE 信息分解成未来应计信息和未来现金流信息。发现未来应计信息与未来现金流信息对股票收益率的波动同等重要。关于股票收益方差波动的影响因素,已有文献研究得比较少。Callen et al. (2006)把盈余分成国内盈余和国外盈余,随着机构投资者的增加,国外盈余对股票收益率波动的相对重要性也随着增加,进一步地,他们根据 Bushee (1998)的方法,把机构投资者分成短期投资者和长期投资者,发现国外盈余相对重要性的增加是由长期机构投资者持股引起,短期机构投资者对此并没有影响。Bhat (2008)通过 180 个美国工商银行的样本和方差分析方法,发现公允价值变动损益相对于净利润的方差贡献随着公司透明度和公司治理的提高而增大。

(二) 盈余管理与盈余信息的市场反应

盈余管理增大了会计计量误差,减少了会计信息可靠性,具有更低的盈余持续性,从而减少了盈余持续性和股票市场上市公司盈余信息的反应。Xie (2001)认为非正常应计更可能包含测量误差和管理层的自由应计,由此比正常应计更不持续,他为此提供了实证证据。Richardson et al. (2005)把应计分为可靠部分和不可靠部分,研究发现可靠的应计项持续性更强。Doyle et al. (2007a)发现披露至少一项重大内控缺陷的公司具有更高的会计计量误差和更低的盈余持续性。彭韶兵和黄益建 (2007)以 2001-2004 年的上市公司为样本,发现会计信息的可靠性与盈余持续性存在正相关关系。

如果投资者意识到自由应计的存在和推断自有应计具有盈余管理倾向时,会对其进行折价(Baber, Chen and Kang, 2006; Gleason and Mills, 2008; Coles, Hertz, and Kalpathy, 2006)。此外,当财务报告被出具保留的审计意见时,盈余与股票价格存在负相关关系(Choi and Jeter, 1992; Chen, Su and Zhao, 2000)或者股价对该盈余无反应(Chow and Rice, 1982; Dodd et al., 1984)。Wilson(1987)也发现当盈余由更多的现金流组成时,盈余反应系数越大。

但是以上考察盈余管理与盈余信息市场反应的研究是基于盈余反应系数(ERC)的基础上的,Callen (2009)认为这种考察盈余信息市场反应的方法并不完善,没有考虑到未预期盈余波动情况,这可能会对盈余信息市场反应的考察造成重大的影响。盈余管理在减少盈余持续性的同时,也使年度间的盈余存在较大的差异。我国上市公司盈余管理行为主要是为了迎合监管需求,当达到监管需求后,上市公司业绩可能出现显著的下滑(李东平, 2005)或上升,比如上市公司“大洗澡”行为,张昕与胡大源(2008)利用中国亏损上市公司倾向于在第四季度“洗大澡”,使当年盈余和次年盈余都会发生了较大的波动,这些异常波动可能会给投资者带来冲击,从而增加股票收益方差波动情况。

根据以上分析,我们提出本文假设 1:

假设 1: 在其他情况一定的条件下,上市公司盈余管理程度越高,股票收益方差波动越大。

盈余信息需要解读和市场交易才能并入股价(金智, 2010)。盈余管理造成的信息不对称影响了投资者对盈余信息的解读。并不是所有投资者都能解读盈余信息,比如,与个人投

投资者相比,机构投资者具有良好的获取和处理信息的能力(如:Grinblatt and Titman, 1989, Nofsinger and Sias, 1999, and Wermers, 2000)。Lakonishok et al. (1992) 也认为部分投资者会先于其他投资者获得信息。他们能够正确地解释公开可用的信息(Hand, 1990); 同样,为了得到信息生产的规模效益,他们能够且有动机进行调查获取私有信息(Wilson, 1975),会从信息发现中获得更多的利益,因为每单位规模信息的成本随着信息规模的增加而减少,但每单位规模信息的收益不变。这些具有信息优势的知情投资者通过股票交易把盈余管理信息并入股价。

盈余管理在方向上,可分为正向盈余管理和负向盈余管理,盈余管理与盈余信息的市场反应之间的关联程度需要一定的前提条件。当公司负向盈余管理时,公司价值被低估,知情投资者就会买入股票获取超额回报,股票收益波动增加。而当公司正向盈余管理时,由于我国卖空限制的约束,即使知情投资者发现公司价值被高估或其他利空消息,也无法通过买跌而获利(金智, 2010),股票收益波动程度相对较弱。因而,本文提出假设 2:

假设 2: 在其他情况一定的条件下,调低盈余比调高盈余对股票收益方差波动影响更大。

三、股票收益波动的分解——VAR 方差分解模型

Vuolteenaho (2002) 延伸了 Campbell and Shiller (1988a, b), Campbell (1991) 和 Campbell and Ammer (1993) 的工作,根据股利增长模型,利用账面市值比的定义和会计干净盈余将股票收益分解成盈余信息和折现率信息两部分,是在会计领域利用方差分解方法研究价值相关性的基础。具体地,我们定义 BV_t 为 t 时刻的权益账面价值, P_t 为权益的市场价值, D_t 为 t 时刻的股利, X_t 为 t 期的盈余。从账面市值比的定义,我们可以得到:

$$\frac{BV_t}{P_t} = \frac{[1 + \frac{\Delta BV_t}{BV_{t-1}}]}{[1 + \frac{(\Delta P_t + D_t)}{P_{t-1}}]} \times \frac{BV_{t-1}}{P_{t-1}} = \frac{[1 + \frac{X_t - D_t}{BV_{t-1}}]}{[1 + \frac{(\Delta P_t + D_t)}{P_{t-1}}]} \times \frac{BV_{t-1}}{P_{t-1}} \quad (1)$$

其中,第二个等式是根据会计干净盈余得出:

$$\Delta BV_t = X_t - D_t \quad (2)$$

将 (1) 式两边取对数,得到:

$$bm_t = \log\left(\frac{BV_t}{P_t}\right) = \frac{[1 + \frac{X_t - D_t}{BV_{t-1}}]}{[1 + \frac{(\Delta P_t + D_t)}{P_{t-1}}]} + bm_{t-1} \quad (3)$$

如果 $D_t = 0$, (3) 式可以表示成如下形式:

$$ros_t - r_t = bm_t - bm_{t-1} \quad (4a)$$

其中 $ros_t = \log(1 + X_t/BV_{t-1})$, $r_t = \log(1 + (\Delta P_t + D_t)/P_{t-1})$ 。

如果 $D_t \neq 0$, (3) 式不能直接表示为对数线性形式。为了使 (3) 式得到对数线性形式,

Vuolteenaho (2002) 应用泰勒级数接近法,得出:

$$ros_t - r_t = \rho bm_t - bm_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4b)$$

其中 ε_t = 渐进误差, ρ = 折现率系数。

将 (4b) 向前看 N 期可得:

$$bm_{t-1} = \sum_{j=0}^N \rho^j r_{t+j} - \sum_{j=0}^N \rho^j roe_{t+j} + \sum_{j=0}^N \rho^j \varepsilon_{t+j} + \rho^{N+1} bm_{t+N} \quad (5)$$

如果 (5) 式中的账面市值比遵循协方差平稳过程, 当 N 趋向无穷时, 其最后一项为 0, 我们因此得到 (6) 式:

$$bm_{t-1} = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{t+j} - \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j roe_{t+j} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \varepsilon_{t+j} \quad (6)$$

将 (6) 式取从 t-1 到 t 期的期望变化, 并假设累积渐进误差的期望变化为 0, 我们得到 (7) 式:

$$r_t - E_{t-1}(r_t) = \Delta E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j roe_{t+j} - \Delta E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{t+j} \quad (7a)$$

(7a) 可写成如下简单的形式:

$$r_t - E_{t-1}(r_t) = Ne_t - Nr_t \quad (7b)$$

其中,

$$Ne_t = \Delta E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j roe_{t+j} = \text{盈余 (现金流) 信息}, \quad Nr_t = \Delta E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{t+j} = \text{期望收益率 (折现率) 信息}$$

。跟 Campbell (1991) 一样, Vuolteenaho (2002) 用 VAR 方法

¹求解未来盈余信息 Ne_t 和未来收益率 (折现率) 信息 Nr_t , 假设 $z_{i,t}$ 为公司 i 在 t 时期由公司变量构成的向量, $z_{i,t}$ 的第一个元素是公司股票收益的对数。假设公司的变量向量遵循一个线性过程:

$$z_{i,t} = \Gamma z_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (8)$$

我们假设 VAR 系数矩阵 Γ 在不同时间和不同公司之间为常数, 误差项 $u_{i,t}$ 存在一个协方差矩阵 Σ 并在 t-1 时期独立。(8) 式的 VAR 意味着收益率分解, 我们定义 $e1' \equiv [1 \ 0 \ \dots \ 0]$, 和

定义 $\lambda' \equiv e1' \rho \Gamma (I - \rho \Gamma)^{-1}$, 我们得到预期收益信息和盈余信息的方差矩阵和它们的

协方差矩阵:

$$\text{var}(N_p) = \lambda' \Sigma \lambda \quad (9)$$

$$\text{var}(N_e) = (e1' + \lambda') \Sigma (e1 + \lambda) \quad (10)$$

$$\text{cov}(N_p, N_e) = \lambda' \Sigma (e1 + \lambda) \quad (11)$$

$$\text{var}(r_t - E_{t-2}(r_t)) = \text{var}(N_1) + \text{var}(N_2) - 2 * \text{cov}(N_1, N_2) \quad (12)$$

$$\text{diff} = \text{var}(N_2) - \text{var}(N_1) \quad (13)$$

四、数据来源、变量定义与研究设计

(一) 数据来源

1998 年始，财政部要求上市公司编制现金流量表，考虑到滞后期数据的需要，本文选取 1999-2009 年的上市公司作为初始样本，首先，剔除金融保险类上市公司样本，第二，剔除股东权益账面值为负的上市公司样本；第三，剔除 ROE 小于-100%的上市公司样本，第四，剔除数据缺失的公司样本，最终我们得到 11417 个公司样本，1999 年到 2009 年依次为 647 个、763 个、842 个、936 个、1005 个、1066 个、1122 个、1207 个、1186 个、1261 个和 1382 个。此外，本文对主要变量的极值采用 Winsorize (1%) 方法进行处理。本文股票收益与上市公司财务数据均来自于 Csmar 数据库。

(二) 变量定义

1、盈余管理的衡量

Dechow 和 Dichev (2002) 的模型衡量了应计利润配比经营现金流量实现的程度。一般认为，当实际应计额偏离建立在潜在经济交易的预期应计额时，盈余质量被认为是更低的。Ball 和 Shivakumar (2005) 认为传统线性模型未能确认会计应计程序的非线性属性，因此他们提供分段非线性任意应计额估计模型，并大大提高相模型的解释能力。本文采用该模型来估计任意应计额：

$$ACC_t = \beta_0 + \beta_1 * CF_t + \beta_2 * CF_{t-1} + \beta_3 * CF_{t+1} + \beta_4 * DCF_t + \beta_5 * DCF_t * CF_t + \epsilon \quad (14)$$

ACC 是总应计，等于上市公司营业利润减去经营活动产生的现金流量；CF 是经营活动产生的现金流量；DCF 是哑变量，如果在 t 时刻现金流量变化小于 0 则 DCF=1，否则为 0。

我们用该模型的误差项的绝对值衡量上市公司盈余管理程度。误差项反映了总应计额偏离经济交易的未预期部分。模型残差绝对值为盈余管理的代理变量，采用绝对值是由于盈余管理涉及增加盈余的应计额或者减少盈余的应计额，更大的值表示更多的盈余管理或更少的盈余管理。

2、回归模型

首先，为检验假设一，本文采用普通最小二乘法对模型 (15) 和模型 (16) 进行回归分析。VAR 是被解释变量，为股票收益方差波动、盈余信息引起的股票收益方差波动和折现率信息的方差波动。EM 是解释变量，为以非线性 DD 模型计算应计质量所衡量的盈余质量。EM 值越大，盈余质量越低，预期 β_1 的符号为正。模型 (16) 中，变量 “dum” 和 “EM*dum” 存在的情况下，预期交互项 (EM*dum) 的系数 β_3 为正。

$$VAR = \beta_0 + \beta_1 * EM + \beta_2 * Size + \beta_3 * Debt + \beta_4 * Loss + \beta_5 * Accrual + \beta_6 * Property + \beta_7 * Indir + \beta_8 * Nsalary + \beta_9 * Borsize + \beta_{10} * spost + Ind + Year + \epsilon$$

(15)

$$\text{VAR} = \beta_0 + \beta_1 * \text{EM} + \beta_2 * \text{dum} + \beta_3 * \text{EM} * \text{dum} + \beta_4 * \text{Size} + \beta_5 * \text{Debt} + \beta_6 * \text{Loss} + \beta_7 * \text{Accrual} + \beta_8 * \text{Property} + \beta_9 * \text{Indir} + \beta_{10} * \text{Nsalary} + \beta_{11} * \text{Borsize} + \beta_{12} * \text{spost} + \text{Ind} + \text{Year} + \varepsilon$$

(16)

参考 Vuolteenaho (2002), Callen and Segal (2004) 和 Callen et al. (2006), 我们在模型 (15) - (16) 中加入上市公司规模、资产负债率、亏损哑变量、应计比例、产权性质, 规模越大的公司和国有公司经营状况相对更稳定, 我们预期其符号为负; 资产负债率和应计比例越高的公司, 经营风险较大, 我们预期其符号为正, 此外, 亏损公司可能公司本身经营环境发生了较大的变化, 而且我国亏损公司容易存在“大洗澡”行为, 造成盈余波动状况较大, 我们预期其符号为正。同时, Bhat et al. (2008) 研究表明, 公司治理对股票收益波动存在影响, 因而我们也加上独立董事比例、未领薪董监高比例、董事会规模、董事长和总经理是否同一人等指标作为公司治理状况的替代, 良好的公司治理能约束大股东和管理层的代理行为, 稳定公司的经营状况, 因而我们预测公司治理变量符号为负。并且, 两个模型均用行业虚拟变量 (ind) 和年度虚拟变量 (year) 控制行业效应和年度效应。表 1 为变量定义和简单描述表。

表 1 变量的定义和简单描述

1. 因变量	
var(N _{total})	股票收益总方差, 根据 (12) 式计算而得。
var(N _e)	盈余信息方差贡献, 根据 (10) 式计算而得。
var(N _r)	折现率信息方差贡献, 根据 (9) 式计算而得。
2. 解释变量	
EM	衡量盈余质量, 经过 (14) 式计算而得。
dum	盈余管理方向, ACC<0 为负向盈余管理, dum 为 1; ACC>=0 为正向盈余管理, dum 为 0。
3. 控制变量	
size	上市公司规模, 用总资产的自然对数表示。
debt	上市公司资产负债率, 用上市公司总负债/总资产衡量。
loss	亏损哑变量, 当上市公司亏损时为 1, 否则为 0。
accrual	应计比例, 用上市公司总应计/总资产衡量。
property	产权性质哑变量, 当上市公司为国有时为 1, 否则为 0。
indir	上市公司独立董事比例, 用上市公司独立董事人数/董事会规模衡量。
nsalary	上市公司未领薪董监高比例, 用上市公司未领薪董监高人数/董监高总规模衡量。
borsize	上市公司董事会规模。
spost	董事长和总经理是否同一人, 如果是, 则为 1, 否则为 0。
year	年度哑变量。
ind	行业哑变量

五、实证结果

(一) 描述性统计分析

表 2 是本文方差分解的结果。我国平均股票收益波动为 0.107, 其中, 折现率信息的方差波动为 0.047, 比 Vuolteenaho (2002) 统计的美国折现率信息引起的股票收益方差波动 0.0161 要大, 几乎是其三倍; 我国盈余信息引起的股票收益方差波动为 0.078, 跟

Vuolteenaho (2002) 统计的美国盈余信息引起的股票收益方差波动 0.0801 几乎一样。可见，虽然在我国股票市场中盈余信息对股票收益波动的贡献比折现率信息要大(两者之间差异为 0.031，在 1% 的显著性水平下显著)，但差异显然比美国的小，说明我国折现率信息对股票收益方差波动贡献不可忽视，占有比较重要的地位。表 3 报告了样本公司其他相关变量的描述性统计结果。盈余质量 (EM) 均值和方差分别为 0.041 和 0.056，最大值为 2.95，最小值接近于 0，说明不同公司之间会计信息差异比较大，且存在极值，因此下面的回归分析中，将 EM 变量进行 1% 的 winsorize 处理。图一是盈余信息和折现率信息引起的股票收益方差波动及其差异的年度趋势图。盈余信息和折现率信息引起的股票收益方差波动在 07 年都开始有所增强，特别是在 08 年都有跨越式增长，折现率信息引起的股票收益方差波动增长幅度更大，所以两者之间的差异在 2008 年发生急剧下降，在 09 年甚至小于 0，可能由于我国股权分置改革、新会计准则的实施和金融危机的发生，公司经营风险发生了比较大的变化，投资者对折现率信息也给予了比较大的关注，这也说明，与美国不同，我国折现率信息对股票收益的方差贡献比较大。

表 2 方差分解结果

VAR 方差分解	var(N _{total})	var(N _r)	var(N _e)	cov(N _r , N _e)	diff(N _e , N _r)
均值	0.107	0.047***	0.078***	0.009***	0.031***
标准误		(0.0103)	(0.0042)	(0.0024)	(0.0074)

注：方差标准误经 Shao and Rao(1993) 刀切法计算而得。为了剔除异常值的影响，所有变量都经过 1% 的 winsor 处理。***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。

表 3 变量描述性统计

变量	样本数	平均值	标准差	Min	25th	Median	75th	Max
EM	11417	0.041	0.056	0.000	0.012	0.027	0.052	2.950
dum	11417	0.444	0.497	0	0	0	1	1
size	11417	21.331	1.063	17.495	20.629	21.209	21.918	28.003
debt	11417	0.489	0.184	0.008	0.360	0.498	0.624	1.049
loss	11417	0.127	0.333	0	0	0	0	1
accrual	11417	-0.021	0.097	-2.996	-0.062	-0.018	0.024	0.628
property	11417	0.719	0.449	0	0	1	1	1
indir	11417	0.278	0.141	0	0.25	0.333	0.364	0.750
nsalary	11417	0.25	0.169	0	0.111	0.250	0.370	0.909
borsize	11417	9.497	2.181	3	9	9	11	19
sport	11417	0.132	0.338	0	0	0	0	1

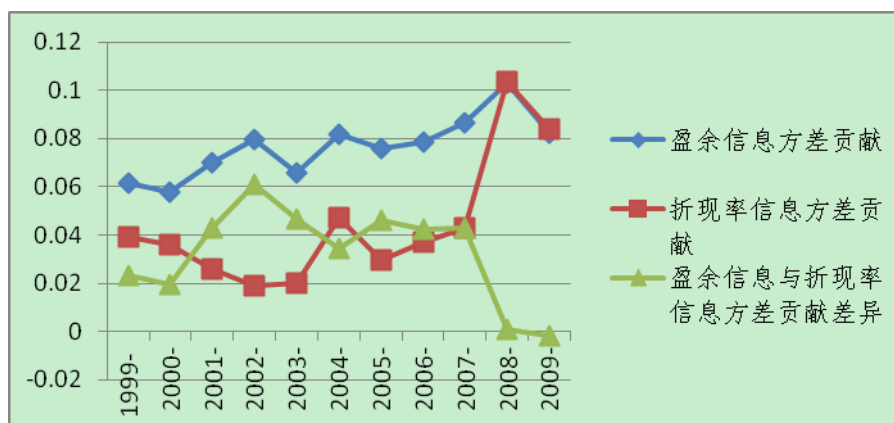


图1 我国股票收益方差分解结果年度变化

表4比较了高盈余管理组合和低盈余管理组合之间收益波动总方差、现金流信息方差波动和折现率信息引起的股票收益方差波动的差异。对于低盈余管理组合来说，上市公司盈余波动相对较小，因此股票收益波动性也比较小。而高盈余管理样本组，股票收益波动比较大，与低盈余管理样本组的差异在1%的显著性水平下显著。

表4 不同盈余管理程度样本组合的方差分解结果比较

	var(N_{total})		var(N_e)		var(N_r)	
	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数
低盈余管理组	0.0762	0.0263	0.037	0.0059	0.0387	0.0146
高盈余管理组	0.1374	0.0446	0.1183	0.0174	0.0555	0.0193
差异	-0.0612	-0.0183	-0.0813	-0.0115	-0.0168	-0.0047
T值/Z值	-16.14***	-14.40***	-16.58***	-27.19***	-11.06***	-7.93***

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著。

(二) 回归分析

首先，本文检验盈余管理对股票收益方差波动及其两个组成部分的影响，表5报告了实证结果。表5中，盈余管理变量(EM)系数显著为正，说明公司盈余管理程度越高，股票收益方差波动越大。值得注意的是，盈余管理与折现率信息引起的股票收益波动显著负相关，说明盈余管理与公司风险也存在一定的关系，这与一些文献的结论是一致的，比如，Petroni et al. (2000)发现自由应计与上市公司的beta系数正相关，而Callen et al. (2006)指出折现率信息与beta系数的改变具有显著的相关关系。另外，一些文献发现应计质量是一个重要的风险定价因素(eg., Francis et al., 2005; Aboody et al., 2005)。因此，盈余管理行为可能会导致市场投资风险增大。

控制变量中，公司规模变量(size)的符号显著为负，说明大规模公司经营状况比较稳定，盈余波动比较少，从而导致较小的股票收益方差波动，符合我们的预期。公司负债率(debt)的符号显著为正，说明高资产负债率的公司经营风险和盈余波动都较大，此外，亏损哑变量(loss)的符号显著为正，说明亏损公司经营环境和风险都发生了比较大的变化，也可能由于管理层实施了“大洗澡”行为，使盈余波动较大。应计比例(accrual)显著为负，与预期不一致，可能因为在控制盈余管理的情况下，应计比例越大，公司经营状况和成长性都较好。产权性质变量(property)符号显著为负，说明我国国有上市公司比非国有上市公司经营状况更稳定。最后，公司治理替代变量中，董事会规模越大，股票收益波动越小，其他公司治理变量都不显著。

表6实证检验了盈余质量与股票收益波动及其组成部分的方差贡献是否受到调高盈余和调低盈余的影响。交叉项(EM*dum)在(2)式和(3)式显著为正，这一实证结果与本文假设二一致。(1)式交叉项符号并不显著，可能受到盈余信息和折现率信息引起的股票收益波动两者的协方差的影响。

表5 盈余管理对股票市场波动性影响的回归分析

变量	var(N_{total})		var(N_e)		var(N_r)	
	T值	T值	T值	T值	T值	T值
EM	1.425***	(17.46)	2.244***	(20.61)	0.305***	(10.44)
size	0.00177	(0.77)	-0.0119***	(-4.30)	-0.00582***	(-6.56)
debt	0.193***	(13.09)	0.333***	(16.78)	0.0756***	(12.65)

loss	0.0222**	(2.52)	0.0541***	(4.95)	0.0158***	(4.84)
accrual	-0.106***	(-2.78)	-0.335***	(-7.80)	-0.0607***	(-4.25)
property	-0.0126***	(-2.90)	-0.0076	(-1.44)	-0.00513***	(-2.97)
indir	-0.0218	(-0.76)	-0.0169	(-0.43)	0.00813	(0.70)
nsalary	0.00912	(0.82)	0.0125	(0.92)	0.00448	(1.07)
borsize	-0.00289***	(-3.51)	-0.00277***	(-2.70)	-0.000540*	(-1.71)
spost	0.0048	(0.88)	0.00642	(0.97)	-0.00232	(-1.13)
year	控制		控制		控制	
ind	控制		控制		控制	
Constant	-0.0189	(-0.39)	0.0863	(1.54)	0.166***	(8.69)
Obs.	11,417		11,417		11,417	
R-squared	0.22		0.314		0.231	

注：括号内的数字为经 White 异方差调整后的 t 值；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。

表 6 卖空限制对盈余管理与股票市场波动性关系影响的回归分析

变量	T 值		T 值		T 值	
	var(N_{total})		var(N_e)		var(N_r)	
EM	1.533***	(12.82)	1.575***	(11.13)	0.210***	(5.43)
dum	-0.0115**	(-2.22)	-0.0570***	(-8.84)	-0.00747***	(-3.80)
EM*dum	-0.272	(-1.36)	1.184***	(4.54)	0.170**	(2.30)
size	0.00109	(0.47)	-0.0108***	(-3.84)	-0.00564***	(-6.30)
debt	0.203***	(13.47)	0.324***	(16.05)	0.0741***	(12.18)
loss	0.0370***	(3.76)	0.0389***	(3.02)	0.0132***	(3.47)
accrual	-0.169***	(-3.58)	-0.262***	(-4.34)	-0.0490**	(-2.43)
property	-0.0114***	(-2.64)	-0.00894*	(-1.70)	-0.00535***	(-3.11)
indir	-0.0222	(-0.78)	-0.0175	(-0.45)	0.00806	(0.70)
nsalary	0.00927	(0.84)	0.0102	(0.76)	0.00417	(1.00)
borsize	-0.00290***	(-3.53)	-0.00285***	(-2.80)	-0.000551*	(-1.74)
spost	0.00482	(0.89)	0.00572	(0.87)	-0.00242	(-1.18)
year	控制		控制		控制	
ind	控制		控制		控制	
Constant	-0.00703	(-0.14)	0.0974*	(1.72)	0.167***	(8.69)
Obs.	11,417		11,417		11,417	
R-squared	0.221		0.321		0.233	

注：括号内的数字为经 White 异方差调整后的 t 值；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。

六、稳健性检验

为了进一步验证本文的结论，我们进行如下稳健性检验。首先，2007 年新会计准则的颁布实施，影响了上市公司的信息环境。为了控制新会计准则对信息环境的影响，本文把样本分成两组，2007 年以前为新会计准则实施前的样本组合，2007 年-2009 年为新会计准则实施后的样本组合，这两组分别进行以上的回归分析，发现我们的结论基本没变。其次，

McNichols(2002)和 Francis et al. (2005)融合 Jones 模型和 DD 模型的优势和不足,在 DD 模型中引入销售收入和固定资产解释变量,形成应计质量的这种评估模型,即修正后的 DD 模型。我们用修正的 DD 模型计算出的误差项的绝对值作为盈余质量的替代,发现结果基本一致。最后,以上是基于 OLS 回归方法得出的结论,为了保证我们的结论不受回归模型的影响,本文继续运用中位数回归方法、控制固定效应或随机效应的面板数据回归法重新考察盈余管理与股票收益波动的影响,得出了一致的结论。总体而言,我们的结论是稳健的。

七、研究结论与启示

Ball and Brown (1968) 和 Beaver (1968) 最先研究了盈余信息的市场反应,此后的研究大部分是基于他们框架下的检验。在折现率信息没发生变化的情况下,这类研究方法得到的盈余反应系数主要与公司盈余持续性情况相关,并没有考察盈余实际波动状况对股票收益的影响,因而不完全的。

Vuolteenaho (2002) 延伸发展的 VAR 方差分解模型同时考虑了盈余持续性和盈余波动情况下的股票收益波动,因而本文以 1999-2009 年我国 A 股上市公司为样本,运用 VAR 方差分解模型,分析了盈余管理如何影响股票收益波动及其组成部分。我们研究发现:盈余信息是我国非预期股票收益波动的主要驱动因素,盈余信息引起的股票收益方差波动比折现率信息引起的股票收益方差波动要大;其次,盈余管理程度越高,股票收益方差波动越大、盈余信息引起股票收益方差波动、折现率信息引起的股票收益方差波动就越大。整体而言,盈余管理对盈余波动的影响超过了对降低盈余持续性的影响,从而增加了市场对盈余信息的反应。但由于我国存在卖空限制,投资者并不能通过买跌而获利,所以,当公司进行正向盈余管理时,即使知情投资者知悉公司价值被高估或其他利空信息,也不能通过该信息获取超额回报,从而减少了其他投资者跟进的可能,降低了股票收益波动。

本文的结论具有一定的证券监管意义。盈余管理增加了盈余公告引起的股票收益方差波动情况,这可能会使投资者面临更多的投资风险。因此,从稳定证券市场的角度来看,应加强对上市公司盈余管理行为的约束。

参考文献:

- [1]Aboody, D., Hughes, J., Liu, J. Earnings quality, insider trading, and cost of capital, *Journal of Accounting Research*, 2005, 43: 651-673.
- [2]Baber, W.R., Chen, S., Kang, S.H. Stock price reaction to evidence of earnings management: implications for supplementary financial disclosure. *Review of Accounting Studies*, 2006, 11: 5-19
- [3]Ball, R., Brown, P. An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research*, 1968, 6: 159-177
- [4]Ball, R., Shivakumar, L. Earnings quality in UK private firms: comparative loss recognition timeliness. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 39: 83-128
- [5]Beaver, W. The information content of annual earnings announcements. *Journal of Accounting Research Supplement*, 1968, 6: 67-92
- [6]Bhat, G. Impact of disclosure and corporate governance on the association between fair value gains and losses and stock returns in the commercial banking industry. Working paper, 2008
- [7]Bushee, B. The influence of institutional investors on myopic R&D investment behavior. *The Accounting Review*, 1998, 73: 305-333

- [8]Callen, J. Shocks to shocks: A theoretical foundation for the information content of earnings. *Contemporary Accounting Research*, 2009, 26(1): 135-166
- [9]Callen, J., Hope, O., Segal, D. Domestic and foreign earnings, stock return variability, and the impact of investor sophistication. *Journal of Accounting Research*, 2005, 43(3): 377-412
- [10]Callen, J.L., Livnat, J., and Segal, D. Information content of SEC filings and information environment: A variance decomposition analysis, *The Accounting Review*, 2006, 81(5): 1017-1043
- [11]Callen, J., Segal, D. Do accruals drive stock returns? A variance decomposition analysis. *Journal of Accounting Research*, 2004, 42(3): 527-559
- [12]Callen, J., Segal, D., Hope, O. The pricing of conservative accounting and the measurement of conservatism at the firm-year level. *Review of Accounting Studies*, 2010, 15(1): 145-178
- [13]Campbell, J.Y. A variance decomposition for stock returns. *Economic Journal*, 1991, 101(405): 157-179
- [14]Campbell, J.Y., and Ammer, J. What moves the stock and bond markets? A variance decomposition for long-term asset returns. *The Journal of Finance*, 1993, 48(1): 3-38
- [15]Campbell, J.Y., Shiller, R.J. The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors. *Review of Financial Studies*, 1988a, 1(3): 195-228
- [16]Campbell, J.Y., Shiller, R.J. Stock prices, earnings and expected dividends. *The Journal of Finance*, 1988b, 43(3): 661-667
- [17]Chen, J.P., Su, X., Zhao, R. An emerging market's reaction to initial modified audit opinions: Evidence from the Shanghai Stock Exchange. *Contemporary Accounting Research*, 2000, 17(3): 429-455
- [18]Choi, S.K., Jeter, D.C. The effects of qualified audit opinions on earnings response coefficients. *Journal of Accounting and Economics*, 1992, 15(2-3): 229-247
- [19]Chow, C.W., Rice, S.J. Qualified audit opinions and auditor switching. *The Accounting Review*, 1982, 2: 326-335
- [20]Coles, J., Hertzfel, M., Kalpathy, S. Earnings management around employee stock option reissues. *Journal of Accounting and Economics*, 2006, 41: 173-200
- [21]Collins, D., and Kothari, S. An analysis of inter-temporal and cross-sectional determinants of earnings response coefficients. *Journal of Accounting and Economics*, 1989, 11: 143-181
- [22]Dechow P.M., Dichev I.D. The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors, *The accounting review*, 2002,77:35-59.
- [23]Dodd, P., Dopuch, N., Holthausen, R., Leftwich, R. Qualified audit opinions and stock prices: Information content, announcement dates and concurrent disclosures. *Journal of Accounting and Economics*, 1984, 6: 3-38
- [24]Doyle, J., W. Ge, and S. McVay. Accruals Quality and Internal Control over Financial Reporting. *The Accounting Review*, 2007, 82: 1141-1170
- [25]Doyle, J., W. Ge, and S. McVay. Determinants of Weaknesses in Internal Control over Financial Reporting. *Journal of Accounting and Economics*, 2007, 44(1-2): 193-223
- [26]Easton, P., and Zmijewski, M. Cross-sectional variation in the stock market response to accounting earnings announcements. *Journal of Accounting and Economics*, 1989, 11: 117-141
- [27]Francis, J., R. LaFond, P.M. Olsson, and K. Schipper, Cost of equity and earnings attributes. *The Accounting Review*, 2004, 79(4): 967-1010
- [28]Francis J., LaFond R., Olsson P., Schipper K. The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 39: 295-327.
- [29]Gleason, C., Mills, L. Evidence of differinig market responses to beating analysts' targets through tax

- expense decreases. *Review of Accounting Studies*, 2008, 13: 295-318
- [30]Grinblatt,M.and S.Titman. Mutual Fund Performance: An Analysis of Quarterly Portfolio Holdings. *Journal of Business*, 1989, 62: 393-416
- [31]Hand, J. A test of the extended functional fixation hypothesis. *The Accounting Review*, 1990, 65: 740-763
- [32]Kormendi, R., and Lipe, R. Earnings innovations, earnings persistence and stock returns. *Journal of Business*, 1987, 60: 323-345
- [33]Lakonishok, J., Shleifer, A., Vishny, R. The impact of institutional trading on stock prices. *Journal of Financial Economics*, 1992, 32(1): 23-43
- [34]McNichols M. Discussion of the quality of accruals and earnings: the role of accrual estimation errors, *The Accounting Review*, 2002, 77(supplement): 61-69
- [35]Nofsinger,J.and R.W.Sias. Herding and feedback trading by institutional and individual investors. *Journal of Finance*, 1999, 54: 2263-2295
- [36]Petroni, K., Ryan, S., Wahlen, J. Discretionary and non-discretionary revisions of loss reserves by property-casualty insurers: Differential implications for future profitability, risk and market value, *Review of Accounting Studies*, 2000, 5; 95-125.
- [37]Richardson, S., Sloan, R., Soliman, M., Tuna, I. Accrual reliability, earnings persistence and stock prices. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 39: 437-485
- [38]Xie H.. The Mispricing of Abnormal Accruals. *The Accounting Review*, 2001, 76(3): 357-373
- Vuolteenaho, T. Understanding the aggregate book-to-market ratio and its implications to current equity-premium expectations. Working paper, Harvard University, 2000
- [39]Vuolteenaho T. What drives Firm-level stock returns? *The Journal of Finance*, 2002, 57: 233-264.
- [40]Wilson, G. The incremental information content of the accrual and funds components of earnings after controlling for earnings. *The Accounting Review*, 1987, 62: 293-322
- [41]Wermers,R. Mutual fund performance: An empirical decomposition into stock-picking talent, style, transaction costs, and expenses. *Journal of Finance*, 2000, 55: 1655-1695
- [42]Wilson, R. Informational economies of scale. *Bell Journal of Economics*, 1975: 194-195
- [43]金智. 新会计准则、会计信息质量与股价同步性. *会计研究*, 2010, 7: 19-26
- [44]雷光勇, 刘慧龙. 控股股东性质、利益输送与盈余管理幅度——来自中国 A 股公司首次亏损年度的经验证据. *中国工业经济*, 2007, 8: 90-97
- [45]李东平. 大股东控制、盈余管理与上市公司业绩滑坡. 2005, 中国财政经济出版社
- [46]林翔, 陈汉文. 增长、盈余管理和应计持续性. *中国会计评论*, 2005, 1: 117-142
- [47]彭韶兵, 黄益建. 会计信息可靠性与盈余持续性——来自沪、深股市的经验证据. *中国会计评论*, 2007, 2: 219-232
- [48]王克敏, 廉鹏. 保荐制度改善首发上市公司盈余质量了吗? *管理世界*, 2010, 8: 21-34
- [49]王跃堂, 王亮亮, 贡彩萍. 所得税改革、盈余管理及其经济后果. *经济研究*, 2009, 3: 86-98
- [50]章卫东. 定向增发新股与盈余管理——来自中国证券市场的经验证据. *管理世界*, 2010, 1: 54-63
- [51]张昕, 胡大源. 亏损上市公司是否会在第四季度平滑利润? *中国会计评论*, 2008, 3: 309-320

Does earnings management reduce market reaction to earnings? ——Based on the VAR variance decomposition of stock return in China

Lei Qian-hua

(School of Business, Sun Yat-Sen University, Guangzhou, Guangdong, 510275)

Abstract: Using a sample of Chinese public companies from 1999-2009 and VAR variance decomposition methodology, this study explores how earnings quality affects the volatility of unexpected returns and its two components. We find that, (1) In China, firm-level stock returns are mainly driven by earnings news, the variance of earnings news is more than that of discount rate news; (2) earnings management increase the volatility of unexpected returns; (3) negative earnings management makes more impact on the volatility of unexpected returns than . This study enriches the literatures in the earnings quality and the volatility of unexpected returns, and has the important implications to strengthen the stock market stability.

Key words: earnings management; VAR variance decomposition; earnings news; discount rate news

通讯作者:

雷倩华: 中山大学管理学院会计系博士生

籍贯: 广东省清远市

Email 地址: leiqianhua@126.com

电话: 15915858671

通讯地址: 广东省广州市中山大学管理学院善衡堂3楼

¹ 根据 Callen et al. (2009), 本文 VAR 估算方程为: $r_t = \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 ros_{t-1} + \alpha_3 bmt_{t-1} + \mu_{1t}$;
 $ros_t = \beta_1 r_{t-1} + \beta_2 ros_{t-1} + \beta_3 bmt_{t-1} + \mu_{2t}$; $bmt_t = \gamma_1 r_{t-1} + \gamma_2 ros_{t-1} + \gamma_3 bmt_{t-1} + \mu_{3t}$; 其中, $r_t=1$ 与当年5月至下年4月的累计月收益之和的对数-1与当年一年活期存款利率之和的对数; $ros_t=1$ 与当年 ROE 之和的对数-1与当年一年活期存款利率之和的对数; bmt_t =当年账面市值比的对数。