

第8卷 第1期 (总第15期)

2015年6月

Volume 8 Number 1

June 2015

Contemporary Accounting Review

当代会计评论

CSSCI集刊

主 编:曲晓辉

执行主编:傅元略

副 主 编:刘 峰

主办单位

厦门大学会计发展研究中心

厦门大学管理学院会计系

厦门大学财务管理与会计研究院



科学出版社

当代会计评论

Contemporary Accounting Review

第 8 卷第 1 期

(总第 15 期)

2015 年 6 月

Volume 8 Number 1 June 2015

主 编：曲晓辉

执行主编：傅元略

副 主 编：刘 峰

主办单位

厦门大学会计发展研究中心

厦门大学管理学院会计系

厦门大学财务管理与会计研究院

科学出版社

北 京

内 容 简 介

本期均为研究论文。本期的研究论文主要涉及盈余波动及持续性与盈余公告后漂移、公司治理和财务特征与会计信息可比性、公允价值的预测能力、管理会计与可视化分析、产权性质和企业绩效与评价指标多元化、高质量审计师与债券融资成本、供应链审计师与审计收费溢价、投资者关注与媒体效应、新材料产业与数据包络分析等方面。

本期刊登的文章以原创性实证学术论文为主,反映学科前沿和应用研究的最新进展,适于从事本学科学术研究的人员阅读,可作为本学科博士生、硕士生教学内容,也适合会计准则制定者和证券监管者参考。

图书在版编目(CIP)数据

当代会计评论.第8卷.第1期:总第15期/曲晓辉主编.一北京:科学出版社,2015

ISBN 978-7-03-046233-6

I. ①当… II. ①曲… III. ①会计学—丛刊 IV. ①F230-55

中国版本图书馆CIP数据核字(2015)第264661号

责任编辑:李 莉 / 责任校对:张珈祯
责任印制:霍 兵 / 封面设计:陈 敬

科学出版社 出版

北京东黄城根北街16号

邮政编码:100717

<http://www.sciencep.com>

文林印务有限公司 印刷

科学出版社发行 各地新华书店经销

*

2015年11月第 一 版 开本:787×1092 1/16

2015年11月第一次印刷 印张:10

字数:237 000

定价:52.00 元

(如有印装质量问题,我社负责调换)

《当代会计评论》编委会

(按姓氏拼音字母排序)

白云霞	同济大学	刘 峰	厦门大学
陈冬华	南京大学	曲晓辉	厦门大学
傅元略	厦门大学	吴东辉	香港中文大学
洪剑峭	复旦大学	吴联生	北京大学
靳庆鲁	上海财经大学	吴 溪	中央财经大学
李延喜	大连理工大学	徐莉萍	中山大学
李 真	新加坡国立大学	杨志锋	香港城市大学
林 斌	中山大学	岳 衡	新加坡管理学院

《当代会计评论》顾问委员会

(按姓氏拼音字母排序)

Agnes Cheng	香港理工大学	孟 焰	中央财经大学
陈 晓	清华大学	孙 谦	复旦大学
陈信元	上海财经大学	王 华	广东财经大学
戴德明	中国人民大学	王化成	中国人民大学
郭道扬	中南财经政法大学	王立彦	北京大学
胡奕明	上海交通大学	王永海	武汉大学
胡玉明	暨南大学	魏明海	中山大学
李建发	厦门大学	吴安妮	台湾政治大学
李若山	复旦大学	叶建明	厦门大学
林志军	澳门科技大学	于增彪	清华大学
刘志远	南开大学	赵德武	西南财经大学
吕长江	复旦大学		

《当代会计评论》征稿启事

《当代会计评论》(Contemporary Accounting Review)是由厦门大学会计发展研究中心、厦门大学管理学院会计系和厦门大学财务管理与会计研究院共同主办,科学出版社出版发行的专业学术期刊,主要刊登会计、财务管理、审计及其相关领域的原创性和反映前沿发展的学术性论文。

本刊旨在推动我国会计学和财务管理研究的发展,为我国会计学和财务管理的前沿研究提供一个学术交流的平台,推出并扶持学术新人的原创成果。经过若干年学术积累,使本刊列入权威的检索系统,并成为中国会计学和财务管理研究领域高水平的权威学术期刊之一。

本刊设“论文”、“综述与海外前沿”、“书评与征文启事”三个栏目。本刊坚持学术超然中立、科学、公正的原则,严谨、求实、创新的学术精神,倡导国际主流的会计学 and 财务学的理论研究和实证研究,也欢迎基于案例分析、实地研究、实验、仿真模拟、问卷调查等方法的研究。特别鼓励针对中国会计和财务管理问题的原创性研究。

本刊按照国际规范学术期刊的管理和编辑工作方式运行,实行严格的双匿名审稿制。我们诚挚邀请海内外学者共襄盛举,踊跃投稿,为中国会计和财务管理的理论创新和实务发展贡献力量。

凡投稿者,请将电子稿件(Word 文档)直接发送至: cas@xmu.edu.cn。

主办单位: 厦门大学会计发展研究中心

厦门大学管理学院会计系

厦门大学财务管理与会计研究院

出版和发行单位: 科学出版社

《当代会计评论》编辑部

地址: 福建省厦门市思明南路422号厦门大学会计发展研究中心

邮编: 361005

电话: 0592-2181523

传真: 0592-2181520

网址: <http://cas.xmu.edu.cn>

当代会计评论

第 8 卷第 1 期

2015 年 6 月

Contemporary Accounting Review

Vol. 8 No. 1

June 2015

目 录

论文

- 1 盈余波动、盈余持续性与盈余公告后漂移
白天玺 黄志忠
- 18 公司治理、财务特征与会计信息可比性
肖虹 陈翔宇 万鹏
- 39 公允价值的预测能力研究——来自 A 股市场交易性金融工具的经验证据
曲晓辉 张瑞丽
- 54 中国管理会计研究热点的可视化分析
王满 李坤榕 王宁 路丽丽
- 66 产权性质、评价指标多元化与企业绩效——来自中国企业的证据
诸波 毛洪涛
- 83 债务契约、审计师选择与债券融资成本
余玉苗 周莹莹
- 99 供应链审计师选择之审计收费溢价分析
王雅芳 黄钰婷
- 120 CEO、董事长接受央视采访会影响股价吗?——基于投资者关注视角的实证研究
李常青 倪恒旺 雷利民
- 140 基于 DEA 的中国新材料产业融资效率研究
马珩 李睿欣 周梦娜

CONTENTS

Articles

- 1 Earnings Volatility, Earnings Persistence, and Post-Earnings Announcement Drift
Tianxi Bai and Zhizhong Huang
- 18 Corporate Governance, Financial Characteristics, and Accounting Comparability
Hongxiao, Xiangyu Chen and Peng Wan
- 39 The Predictive Ability of Fair Value: Empirical Evidence from Trading Financial Instruments in Chinese A-Share Markets
Xiaohui Qu and Ruili Zhang
- 54 Hot Areas of Chinese Management Accounting Research: Based on Visual Analysis Techniques
Man Wang, Kunrong Li, Ning Wang and Lili Lu
- 66 State Ownership, Performance Measurement Diversity, and Corporate Performance: Evidence from Enterprises in China
Bo Zhu and Hongtao Mao
- 83 Debt Contract, Auditor Choice, and the Cost of Debt
Yumiao Yu and Yingying Zhou
- 99 An Analysis of Audit Fees Premiums: Evidence from Supply Chain Auditor Choice
Yafang Wang and Yuting Huang
- 120 Does the CCTV Interview with CEO or Chairman Affect Stock Price?: An Empirical Analysis of the Effect of Investor Attention on Stock Price
Changqing Li, Hengwang Ni and Limin Lei
- 140 The Financing Efficiency of New Material Industry in China: Evidence Based on the DEA Method
Heng Ma, Ruixin Li and Mengna Zhou

盈余波动、盈余持续性与盈余公告后漂移^{*}

白天玺¹ 黄志忠²

(1. 南京航天管理干部学院, 江苏 南京 210001;

2. 南京大学商学院, 江苏 南京 210093)

【摘要】 许多经验研究表明, 盈余波动性的增大会降低盈余的持续性, 进而降低盈余的可预测性。市场因不能识别盈余持续性的这种差异而发生盈余公告后漂移(post-earnings announcement drift, PEAD)异象。本文的研究表明, 盈余波动性的增加确实会降低盈余的持续性; 但当盈余的波动幅度处于两个极端时盈余的可预测性则处于低位, 这与 Dichev 和 Tang(2009)、Cao 和 Narayanamoorthy(2012)的结论不同。与 Cao 和 Narayanamoorthy(2012)的结论相一致, 我们也发现了基于盈余波动性的盈余公告后漂移异象。本文还发现, 公允价值会计实施后盈余的持续性进一步降低, 并导致更严重的盈余公告后漂移异象。

【关键词】 盈利波动 盈利持续性 盈余公告后漂移 公允价值会计

一、引言

盈利预测的研究在西方已近半个世纪。人们从开始认为会计盈余的变动不可预期^①,

^{*} 白天玺, 助教, E-mail: baitx_2008@163.com; 黄志忠, 副教授, E-mail: acchuang@163.com。感谢匿名审稿人的宝贵意见, 但文责自负。

^① 精确地讲, 当时人们的共识是盈余遵循鞅过程(可能带有漂移), 盈余变动呈现零均值分布。相关的研究有 Gonedes(1973)、Ball 和 Watts(1972)、Watts 和 Leftwich(1977)、Albrecht 等(1977)。

到运用一些财务报表要素来预测盈余^①，再到对盈余持续性及其成因的分析^②，并发现了市场对盈余持续性差异的不当反应，即持续性异象^③。股票估值对更有效的盈利预测方法的需求是学术界热衷于研究盈余持续性的动因之一。追求股票投资的超常收益也是学者们热衷于研究盈余持续性的驱动因素。因为盈余增长的部分有多少能够延续到下一个会计年度，会因盈余持续性的不同而不同。如果多数投资者不能认识到这一点，那么知情投资者通过买入持续性强的盈余增长组合，卖出持续性弱的盈余增长组合就能够获得超常投资收益。已有的研究表明，买入盈余中现金流量高的组合卖出盈余中现金流量低的组合能够在盈余公告日开始后的一年中获得超常收益(Sloan 1996)，这就是非常有名的应计异象。然而，如果投资者认识到应计异象的存在而进行套利操作，应计异象最终会消失，股票市场就会变得有效。反过来说，研究投资者对不同持续性盈余的反应是否适当，也是检验股市效率的一种方法。会计盈余的持续性也会受到会计规则(如稳健会计)的影响，同时还会受到企业对会计政策的选择、盈余管理等行为的影响。因此，研究盈余的持续性及市场的反应有助于人们理解编制会计信息的行为，并促使股票市场更加有效。令人感兴趣的问题是，是什么因素造成一些公司的业绩盈余出现剧烈波动，而同时另一些公司的业绩却持续走强？虽然业绩持续走强的好公司只是少数，但如果能够知晓业绩持续走强的原因，无论是对于企业还是对于投资者来说都是很有意义的。虽然说公司盈余出现剧烈波动不是件好事，但是如果我们知道它的成因(排除宏观经济因素)，意义也是重大的，因为它有助于公司管理者从中吸取教训，也有助于投资者区别公司盈余的质量^④，并做出正确的投资决策。为此，本文研究盈余波动性与持续性的关系，并观察投资者基于盈余波动性的决策后果——分析盈余波动性是否是盈余公告后漂移的成因。

Dichev 和 Tang(2009)认为，单纯运用统计学的方法无法确定盈余波动性与盈余持续性的关系，还要从经济周期、盈余管理、盈余平滑等会计行为对盈余波动以及盈余可持续性的影响来确定二者的关系。因此，即使运用美国的数据发现了二者之间负相关的证据(Cao and Narayanamoorthy 2012)，运用其他经济体的数据来研究二者的关系也是必要的。通常，该领域的学者会沿袭由 Sloan(1996)所开创的市场异象研究，在探究盈

① 如 Freeman 等(1982)实证了当期总资产利润率(return on assets, ROA)可以提供对未来盈余变动进行预测的一个基础。其他的研究也显示，财务报表要素和比率提供了未来盈余变动的信息(Ou and Penman 1989, Ou 1990, Abarbanell and Bushee 1997)，也提供了未来 ROA 的预测能力(Fairfield and Yohn 2001)。

② 如 Sloan(1996)发现，盈余中的应计成分在持续性上弱于盈余中的现金流量成分；Dechow 和 Ge(2006)认为造成应计成分的持续性弱的元凶是盈余中的暂时性非常项目；Dichev 和 Tang(2009)发现不稳定的盈余持续性较低；黄志忠和陈龙(2000)发现中国上市公司的盈余持续性方差很大，从接近-1到接近+1，而且持续性系数的均值显著为负；Cao 和 Narayanamoorthy(2012)发现过去的盈余波动性越大，未来盈余的可预测性越低；Chen 等(2013)发现越是稳健的会计产生的盈余持续性越差。

③ 如 Kormendi 和 Lipe(1987)、Collins 和 Kothari(1989)发现市场对高持续性的盈余反应更加激烈；随后，Sloan(1996)发现了基于盈余中应计成分的弱持续性引发的市场不当定价(后被学术界称为应计异象)；Richardson 等(2005)发现可靠性低的应计成分会导致较低的盈余持续性，而市场未能对这些较低的持续性做出足够的反应；Cao 和 Narayanamoorthy(2012)也发现了市场未能对高波动性的盈余做出正确的反应，导致盈余公告后的价格漂移现象。

④ 已有研究表明，盈余持续性越高，盈余的质量越高(Richardson 2003)。

余可持续性或盈余可预测性的同时也会对 PEAD 加以研究,以确定市场是否正确地反映了影响盈余持续性的某些会计要素的信息含量。如果 PEAD 现象存在,那就表明研究者所揭示的经济规律不被人们熟知,与此相关的研究就显得很有必要。本文的研究结果与 Dichev 和 Tang(2009)、Cao 和 Narayanamoorthy(2012)相似,但存在以下不同:首先,盈余波动性确实与盈余持续性呈负相关,但盈余波动性与盈余的可预测性不是线性关系。其次,根据 Cao 和 Narayanamoorthy(2012)的研究,本文在检验盈余波动性与盈余持续性及 PEAD 时考虑了季节性因素、亏损对盈余波动性的影响,进而影响盈余波动性与盈余持续性的关系乃至与 PEAD 的关系。除此之外,已有经验证据发现公允价值会计会导致盈余的波动幅度加大(Easton and Zmijewski 1989, Barnes 2001, Hodder et al. 2006)。因此,本文还进一步考虑了会计准则变更——公允价值会计的应用对盈余波动性与盈余持续性关系的影响。如果盈余的波动性是由公允价值会计导致的,那么研究盈余波动性与盈余持续性之间的关系就不存在太大意义。在控制了季节性因素、亏损和公允价值会计三个因素之后,本文的经验证据发现盈余的波动性与盈余持续性之间仍然显著负相关。因此,在考虑了季节性因素、亏损和公允价值会计确实会对盈余的持续性产生影响后,盈余的波动性仍然对盈余持续性提供了增量解释。此外,我们还发现股票市场未能识别季节性因素以及亏损对盈余持续性的影响,从而产生盈余公告后价格漂移异象,不管是短期还是长期都是如此;在一个季度的期间内,股票市场因不能识别公允价值的应用对盈余持续性产生的负面影响而出现盈余公告后漂移异象。以上是本文在该领域的理论贡献。

本文以下部分先研究盈余波动与盈余持续性的关系,随后检验盈余波动是否引起盈余公告后漂移异象,最后是结论与讨论。

二、盈余波动与盈余持续性的关系

(一)理论预期

盈余持续性是指企业已实现的盈余增长在未来可延续的时间长短及稳定程度(Kormendi and Lipe 1987)。在计量上,Sloan(1996)用线性自回归模型的一阶滞后变量系数来度量。在季度数据的运用上,Griffin(1977)、Watts(1975)、Foster(1977)、Brown 和 Rozeff(1979)用比自回归模型更复杂的模型来度量盈余的持续性,其中最有代表性的是 Foster 模型(Brown 1993)。用 E_t 表示第 t 季度的盈余,盈余持续性由如下 Foster 模型的 β 度量:

$$E_t = \alpha + E_{t-1} + \beta(E_{t-1} - E_{t-2}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

将式(1)中的 E_{t-1} 移到左边,可得

$$\Delta E_t = E_t - E_{t-1} = \alpha + \beta \Delta E_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

显然,盈余的持续性由盈余增量的自相关系数决定。当盈余增量的自相关系数为 -1

时, 盈余的持续性最低。此时, 盈余增量围绕着直线 $x = \alpha$ 上下等幅度波动。随着 β 的增大, ΔE_t 波动幅度降低。但是, 当 β 大于 0 时, 似乎 ΔE_t 波动性会随 β 的增大而增大。假定 $\{\Delta E_t\}$ 满足均值为 μ 、方差为 σ_Δ^2 的正态分布; $\epsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ 。我们将式(2)两边求方差, 可得

$$\text{Var}(\Delta E_t) = \beta^2 \text{Var}(\Delta E_{t-1}) + \text{Var}(\epsilon_t) \quad (3)$$

设 $\Delta E_{t-1} \in \{\Delta E_1, \Delta E_2, \dots, \Delta E_n\}$, $\Delta E_t \in \{\Delta E_2, \Delta E_3, \dots, \Delta E_{n+1}\}$, 则

$$\{\Delta E_1, \Delta E_2, \dots, \Delta E_n\} = \{0, \Delta E_2, \dots, \Delta E_n\} + \{\Delta E_1, 0, \dots, 0\}$$

$$\{\Delta E_2, \Delta E_3, \dots, \Delta E_{n+1}\} = \{\Delta E_2, \dots, \Delta E_n, 0\} + \{0, \dots, 0, \Delta E_{n+1}\}$$

又设 $\text{Var}\{0, \Delta E_2, \dots, \Delta E_n\} = \text{Var}\{\Delta E_2, \dots, \Delta E_n, 0\} = \sigma_1^2$, 有

$$\text{Var}(\Delta E_{t-1}) = \sigma_1^2 + \frac{(\Delta E_1 - \frac{\Delta E_1}{n})^2 + (n-1) \cdot (\frac{\Delta E_1}{n})^2}{n-1} = \sigma_1^2 + \frac{\Delta E_1^2}{n}$$

$$\text{Var}(\Delta E_t) = \sigma_1^2 + \frac{(\Delta E_{n+1} - \frac{\Delta E_{n+1}}{n})^2 + (n-1) \cdot (\frac{\Delta E_{n+1}}{n})^2}{n-1} = \sigma_1^2 + \frac{\Delta E_{n+1}^2}{n}$$

因而,

$$\begin{aligned} \text{Var}(\Delta E_t) - \text{Var}(\Delta E_{t-1}) &= \frac{(\Delta E_{n+1}^2 - \Delta E_1^2)}{n} \\ &= \frac{(\Delta E_{n+1} - \mu)^2}{n} - \frac{(\Delta E_1 - \mu)^2}{n} + \frac{2\mu(\Delta E_{n+1} - \Delta E_1)}{n} \end{aligned}$$

其中, $\frac{(\Delta E_{n+1} - \mu)^2}{n}$ 和 $\frac{(\Delta E_1 - \mu)^2}{n}$ 分别为计算 $\text{Var}(\Delta E_t)$ 的公式中 n 项离差平方和中的一项, 而 ΔE_t 的均值 $\mu = -0.004$ (表 1)。因此, 对于较大的样本量 (这里 $n = 39$), $\frac{(\Delta E_{n+1}^2 - \Delta E_1^2)}{n}$ 对 $\text{Var}(\Delta E_t)$ 的影响很小, 甚至可以忽略不计, 即 $\text{Var}(\Delta E_t) \approx \text{Var}(\Delta E_{t-1})$ 。于是, 根据式(3)有

$$\text{Var}(\Delta E) \approx \frac{\text{Var}(\epsilon_t)}{1 - \beta^2} = \frac{\sigma^2}{1 - \beta^2} \quad (4)$$

表 1 有关变量的描述性统计

变量	样本数	均值	最小值	中值	最大值	标准差
SUE	49 669	-0.004	-2.315	0.001	1.465	0.180
VOL	49 669	0.355	0.000	0.010	271.686	9.264
N3CAR/%	49 669	-0.581	-23.482	-0.628	25.070	5.408
QCAR/%	49 669	-0.466	-70.635	-1.444	87.570	17.004

从数理上看, 很显然, 在 σ 不变的情况下, 当 $0 < \beta < 1$ 时, ΔE_t 波动性 $\text{Var}(\Delta E)$ 与 β 正相关; 当 $-1 < \beta < 0$ 时, ΔE_t 波动性 $\text{Var}(\Delta E_t)$ 与 β 负相关。但 Dichev 和 Tang (2009)、Cao 和 Narayanamoorthy (2012) 都提供了 $\text{Var}(\Delta E_t)$ 与 β 负相关的证据。从统计的角度, 有两个方面的原因导致这一结果: 第一, 可能大多数的公司盈余持续性系数 β 为负; 第二, 当正的 β 越大时, 盈余增量的自相关性越强。模型(2)的拟合度越高,

就会产生越低方差的残差,即 σ^2 越小,从而盈余增量的波动性 $\text{Var}(\Delta E_t)$ 不一定与 β 同增减。从经济的角度,Dichev和Tang(2009)总结了三种原因:①经济的波动导致了盈余的波动,但这种盈余的波动持续性较弱;②费用与收入不匹配,附加的噪声增大了盈余的波动性,从而使盈余的持续性下降;③大量的证据表明,管理者平滑盈余这类行为会降低盈余的波动性,使盈余的可预测性更强。鉴于盈余管理会使未来的盈余产生反转(Teoh et al. 1998),使盈余的时间系列波动性加大,盈余管理会降低盈余的持续性或可预测性。在数理上难以确定 $\text{Var}(\Delta E_t)$ 与 β 的关系,因为二者的关系是个经验的问题。为了确定在中国市场环境中公司季度盈余的波动与盈余持续性的关系,借鉴Dichev和Tang(2009)的研究结果,我们提出以下假设:

H₁: 盈余的波动性与其持续性负相关。

(二)实证检验

1. 盈余波动性与持续性的估计

已有研究表明,对年度盈利的最佳时间序列预测模型可能形成于对季度数据的运用,而非年度盈余数据的运用(Bartov 1992)。与Cao和Narayanamoorthy(2012)相同,本文亦采用季度数据,运用以下Foster模型对盈余的持续性进行估计:

$$Q_t = \alpha + Q_{t-4} + \beta(Q_{t-1} - Q_{t-5}) + \epsilon_t \quad (5)$$

将式(5)中的 Q_{t-4} 移到左边,可得

$$Q_t - Q_{t-4} = \alpha + \beta(Q_{t-1} - Q_{t-5}) + \epsilon_t \quad (6)$$

令 Z_t 为盈余的季度同比增量,并将 $Z_t = Q_t - Q_{t-4}$ 和 $Z_{t-1} = Q_{t-1} - Q_{t-5}$ 代入模型(6)得

$$Z_t = \alpha + \beta Z_{t-1} + \epsilon_t \quad (7)$$

在本文中,盈余的季度同比增量用本季度的盈余总额减去上年同一季度的盈余总额再除以上年该季度的资产总额,公式为

$$\text{SUE}_t = (E_t - E_{t-4}) / \text{Assets}_{t-4}$$

我们用SUE替代 Z_t 对模型(7)进行回归,得到各公司的盈余持续性 β 值。

参照Cao和Narayanamoorthy(2012)的方法,本文用最近8个季度(包含季度 t)的ROA的方差来度量盈余的波动性。在下面的实证研究中,我们将盈余的波动性从小到大分为10组(依次赋值为0到9),再除以9减去0.5,得到仪表波动性的值,用于检验盈余波动性对盈余持续性以及盈余公告后漂移的影响。

2. 样本选择

本文选择2003~2012年在沪深交易所上市的公司为样本,并做出了如下删减:①剔除金融保险公司;②剔除ST、PT公司;③剔除季度数据少于9期的公司;④剔除相关数据缺失的公司。最后,共得到52710个季度数据。本文的季度盈余数据使用息税前盈余(earning before interest and tax, EBIT),数据来源于CCER数据库。

3. 实证结果

1)中国上市公司盈余持续性分布特征

本文选取数据的窗口是 2003~2012 年，分公司估计的季度盈余同比增量的持续性系数平均值为 0.48。而黄志忠和陈龙(2000)基于 1994~1999 年的窗口期，报告的上市公司盈余增量的自相关系数平均值为-0.166，ROA 增量的自相关系数为-0.174。相比之下，本文的持续性要大得多，这可能是因为季度盈余的持续性高于年度盈余的持续性。如表 2 所示，当 $k=1$ 时 1 阶滞后变量的系数 β 远高于 $k=4$ 时 k 阶滞后变量的系数 β ，而且间隔一年($k=4$)的盈余持续性系数 β 的均值是-0.265，且在 0.01 水平上显著，低于黄志忠和陈龙(2000)报告的年度盈余增量的自相关系数。

表 2 盈余增量的持续性

项目	$k=1$	$k=2$	$k=3$	$k=4$
SUE_t	0.345 ***	0.187 ***	-0.003	-0.265 ***
t 值	80.29	39.40	-0.61	-50.21
调整的 R^2	0.115	0.031	0.000	0.054

*** 表示显著性水平为 0.01

注：表 2 为模型 $SUE_{t+k}=\alpha_k+\beta_kSUE_t+\varepsilon_{t+k}$ ($k=1, 2, 3, 4$) 的回归结果

作为盈利预测模型，表 2 中的 R^2 普遍过低，最高的 1 阶($k=1$)季度预测模型的 R^2 只有 11.5%。对比 Cao 和 Narayanamoorthy(2012)的研究后发现，美国上市公司的盈余可预测水平也仅仅略高于中国，最高的季度预测模型的 R^2 是 13.3%，仅比本文的 R^2 高 1.8%。当 $k=4$ 时，Cao 和 Narayanamoorthy 的 R^2 是 3.0%，低于表 2 的 5.4%。黄志忠和陈龙(2000)指出，盈利预测模型(7)用年度-截面混合数据回归得到的滞后盈利变量的系数 β 是所有样本公司 β 值的均值。由于按个别公司独立估计的 β 分布较为离散(图 1)，模型(7)的调整的 R^2 偏低也不足为奇。

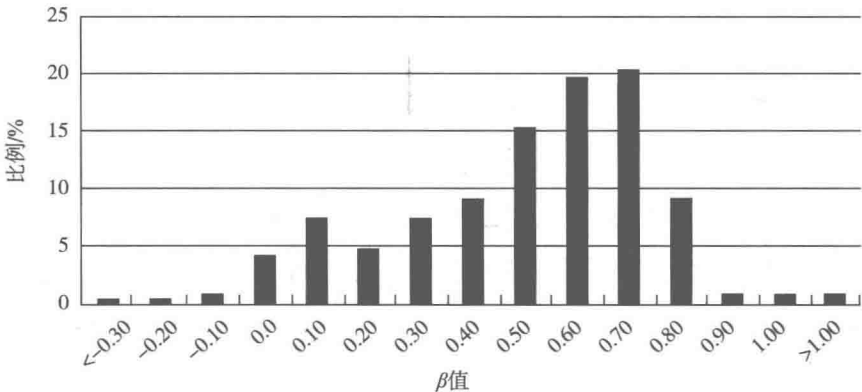


图 1 利润持续性 β 系数分布

2)盈余波动性与盈余持续性、可预测性的关系

根据黄志忠和陈龙(2000)的研究，对盈余持续性系数进行排序分组后再进行回归分

析能够大幅度提高模型(7)的拟合度 R^2 。根据模型(3),如果残差的方差是固定的,那么盈余持续性与盈余波动性存在二次方的关系。但是, Dichev 和 Tang(2009)以及 Cao 和 Narayanamoorthy(2012)的研究表明二者是负相关关系。如果盈余的波动性可以代表盈余的持续性,那么将样本按盈余波动性从低到高分成 5 组,再对模型(7)进行回归,结果发现模型的拟合度得到了显著的提高。表 3 是分组的回归结果,得到的 β 值是各组的平均盈余持续性系数。

表 3 按季度盈余波动性分组的盈余持续性与模型拟合度

波动性分组	β	t 值	P	调整的 R^2
Q1(低)	1.198	30.69	0.000	0.087
Q2	0.692	67.22	0.000	0.311
Q3	0.503	38.79	0.000	0.132
Q4	0.421	53.10	0.000	0.217
Q5(高)	0.277	31.70	0.000	0.093
差异(Q1-Q5)	0.921	$P < 0.001$		

注:表 3 为模型 $SUE_{t+1} = \alpha_k + \beta_k SUE_t + \varepsilon_{t+1}$ 按季度盈余波动性分组后的回归结果

由表 3 我们可以得到以下结论:①从总体上看,盈余波动性越低的组,回归得到的盈余持续性越高,即盈余波动性与盈余持续性呈负相关关系,这与 Dichev 和 Tang(2009)以及 Cao 和 Narayanamoorthy(2012)的结果一致,假设 H_1 得到验证。②与表 2 中 $k=1$ 的回归结果相比,除了波动性最小和波动性最大的组别,模型的调整的 R^2 都有不同程度的提高,表明将样本按盈余波动程度高低分组后再用自回归模型(7)对未来盈余进行预测能够提高预测的准确率。③表 3 的结果显示,盈余波动性处于两端时模型(7)的调整的 R^2 最小。而根据式(3)可得 $\beta^2 \approx 1 - \text{Var}(\varepsilon) / \text{Var}(\Delta E) = R^2$,即盈余持续性处于正负两端时,模型的拟合度 R^2 最大。而表 3 的结果显示,当 $\text{Var}(\Delta E_t)$ 处于两端时, R^2 最小,据此我们可以推断,盈余的波动性 $\text{Var}(\Delta E_t)$ 与持续性 β 反向相关。这个推断与结论①是一致的。因此,盈余的波动性过高或过低都可能导致盈余的预测准确性下降,这个结果颠覆了 Dichev 和 Tang(2009)的观点,他们认为盈余波动性与盈余的可预测性负相关。

3) 盈余波动的内生性与稳健性测试

第一,稳健性测试。

我们通过分组回归得到了与我们预期相一致的结论,并针对盈余波动性最低组和最高组的系数差异进行了 F 检验,结果显示,波动性最低组的持续性系数显著大于波动性最高组。为了进一步检验盈余波动性与盈余持续性之间的线性负相关关系,我们对以下模型进行最小二乘法(method of ordinary least squares, OLS)回归分析:

$$SUE_{t+1} = \alpha + \beta SUE_t + \gamma DVOL_t + \lambda DVOL_t \times SUE_t + \varepsilon_t \quad (S1)$$

根据之前的分析,我们预期 λ 应显著为负。表 4 的回归结果显示, $DVOL_t \times SUE_t$ 的系数显著为负,表明盈余的波动性分组赋值 $DVOL$ 越大(即盈余波动性越大的组),盈余 SUE_t 的持续性系数越低,这与表 3 中分组检验的结果一致。

表4 盈余波动性对盈余持续性的影响(稳健性测试)

项目	模型(S1) (1)	模型(S2) (2)	模型(S3) (3)	模型(S4) (4)
SUE_t	0.664*** 68.17	0.798*** 78.19	0.830*** 76.68	0.478*** 50.23
$DVOL_t$	-0.014*** -3.99	-0.034*** -9.38	-0.031*** -8.55	-0.029*** -8.72
$DVOL_t \times SUE_t$	-0.838*** -36.73	-0.849*** -37.79	-0.696*** -29.92	-0.871*** -42.50
$Loss_t$			-0.039*** -12.32	
$SUE_t \times Loss_t$			-0.252*** -28.22	
I_t				-0.000 -0.23
$SUE_t \times I_t$				0.858*** 103.78
FVA_t		-0.013*** -5.45	-0.002 -0.82	-0.011*** -5.24
$SUE_t \times FVA_t$		-0.428*** -39.94	-0.299*** -31.90	-0.599*** -65.94
调整的 R^2	0.139	0.169	0.169	0.310

*** 表示显著性水平为 0.01

注:表中黑体表示强调

第二,考虑公允价值会计的影响。

会计准则的变化是导致企业盈余波动的重要因素。许多研究表明,公允价值会计会导致盈余波动幅度加大(Easton and Zmijewski 1989, Barnes 2001, Hodder et al. 2006)。那么,公允价值会计的实施是否会降低盈余的持续性,从而降低盈余的可预测性?为此,我们关注模型(S2)中的 λ_2 。在模型(S2)中, FVA_t 为实施公允价值会计的年度哑变量,当会计年度为2006年及之后时 FVA_t 取值1,否则取值为0。

$$SUE_{t+1} = \alpha + \beta SUE_t + \gamma_1 DVOL_t + \gamma_2 DVOL_t \times SUE_t + \lambda_1 FVA_t + \lambda_2 FVA_t \times SUE_t + \varepsilon_t \quad (S2)$$

模型(S2)的回归结果如表4的第(2)列所示。回归结果显示, $SUE_t \times FVA_t$ 的系数显著为负,表明公允价值会计的实施确实降低了盈余的持续性。2007年起上市公司实施公允价值会计导致盈余持续性平均下降了0.428。2003~2006年,盈余波动性处于中等水平($DVOL_t=0$ 时)的公司盈余的持续性系数是0.798(SUE 的系数),而实施公允价值后,盈余波动性处于中等水平($DVOL_t=0$ 时)的公司盈余的持续性系数下降到0.370($0.798-0.428$)。

第三,亏损的持续性。

亏损公司为了避免被ST,或*ST公司为了扭亏为盈会对公司报告的盈余进行操纵,包括“洗大澡”(big baths)在内的这类盈余操纵行为会使盈余出现较大的波动(Kirschenheiter and Melumad 2002, Givoly and Hayn 2000, Ball and Shivakumar 2006, Riedl 2004)。管理当局实施“洗大澡”的意图是一次性计提大额费用,从而为下一年的扭亏为盈提供一定的“准备”。企业亏损可能是由资产清算产生的(Hayn 1995),也可能

是由如罢工、自然灾害、技术革新等负面冲击导致的。根据会计稳健性原则,负面冲击被要求即时确认,而正面冲击则在未来的一段时间内逐步确认,所以相比于盈利,亏损具有更差的持续性。也就是说,亏损是盈余波动性的一个原因,而亏损的持续性往往也比较低。我们感兴趣的是,如果排除亏损的因素,盈余的波动性是否仍然与盈余持续性负相关?因此,我们要对模型(S2)进行修正,以控制亏损对盈余持续性的影响:

$$\begin{aligned} \text{SUE}_{t+1} = & \alpha + \beta \text{SUE}_t + \gamma_1 \text{DVOL}_t + \gamma_2 \text{DVOL}_t \times \text{SUE}_t + \theta_1 \text{Loss}_t \\ & + \theta_2 \text{Loss}_t \times \text{SUE}_t + \lambda_1 \text{FVA}_t + \lambda_2 \text{FVA}_t \times \text{SUE}_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (\text{S3})$$

表4的第(3)列列示了模型(S3)的回归结果。回归结果显示, $\text{SUE} \times \text{Loss}$ 的系数在0.01的水平上显著为负,表明亏损的持续性确实比较低。

第四,考虑季度盈余的跨年度问题。

Collins等(1984)的研究显示,由于第4季度会进行一些减值准备和所得税等方面的会计调整,因此第4季度的盈余与其他季度的盈余会存在一定的差异。可以预期,当 SUE_{t+1} 和 SUE_t 处于同一季度时的持续性要高于二者不在同一季度时的情况。因此,我们也在模型中对 SUE_{t+1} 和 SUE_t 是否处于同一季度(若处在同一季度, I_t 取值为1;否则为0)进行了控制:

$$\begin{aligned} \text{SUE}_{t+1} = & \alpha + \beta \text{SUE}_t + \gamma_1 \text{DVOL}_t + \gamma_2 \text{DVOL}_t \times \text{SUE}_t + \vartheta_1 I_t \\ & + \vartheta_2 I_t \times \text{SUE}_t + \lambda_1 \text{FVA}_t + \lambda_2 \text{FVA}_t \times \text{SUE}_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (\text{S4})$$

表4的第(4)列显示了模型(S4)的回归结果。回归结果显示,若后期的盈余与前期的盈余处于同一年度,盈余的持续性系数会提高0.858。

考虑了以上的内生性因素后,我们可以得到以下结论。

(1)盈余的波动性与盈余的持续性确实存在很强的负相关关系,且这种负相关关系不完全是由亏损、公允价值会计的实施和季度盈余的跨年度等因素导致的。

(2)公允价值会计的实施对盈余的持续性产生了影响,但没有改变盈余波动性与盈余持续性的负相关关系。在实施公允价值会计前,排除亏损公司后,样本的盈余持续性中位数(当 $\text{DVOL}_t = 0$ 时)是0.83,波动性最大组($\text{DVOL}_t = 0.5$)的盈余持续性系数是0.482($0.83 - 0.696 \times 0.5$),波动性最低组($\text{DVOL}_t = -0.5$)的盈余持续性系数是1.178($0.83 + 0.696 \times 0.5$)。在实施公允价值会计之后,排除亏损公司后,样本公司的盈余持续性中位数是0.531($0.83 - 0.299$),波动性最大组($\text{DVOL}_t = 0.5$)的盈余持续性系数是0.183($0.83 - 0.696 \times 0.5 - 0.299$),波动性最低组($\text{DVOL}_t = -0.5$)的盈余持续性系数是0.879($0.83 + 0.696 \times 0.5 - 0.299$)。

三、盈余波动是否引起盈余公告后漂移?

(一)研究假设

以上部分的实证结果表明,盈余的持续性受盈余波动性的影响:对于过去盈余波动

较大的公司本年度的盈余增长能够持续到下一期的几率较低。如果投资者意识到这一点,那么根据股票定价的未来现金流折现模型,对持续性差的盈余增长应该给予较低的乘数。也就是说,如果真实的 $t+1$ 期盈余(增量部分)由下式给出:

$$Z_{t+1}=\alpha+\beta Z_t$$

假定增量现金流等于增量盈余,投资者要求的回报率是 r ,对于固定的那部分增量 α 的定价是 $\frac{\alpha}{r}$,对于持续性为 β 的那部分增量 βZ_t 的定价是 $\frac{\beta Z_t}{r+1-\beta}$ 。显然,本期股票的增值与持续性水平 β 正相关。如果股票市场没有意识到不同的历史波动性具有不同的持续性水平,即投资者普遍认为 $\beta=1$,那么那些盈余变动持续性差的股票将会被高估。当市场逐渐意识到这些股票被错误定价时,股票价格就会在一段时间内向下调整,产生向下漂移的现象。这种漂移可能发生在两个盈余公告日之间,也可能发生在下一期盈余公告日前后,如图2所示。当持续性水平被低估时,漂移的方向也可能是向上的。如果投资者发现价格错误的时期是在本期盈余公告之后不久,那么漂移会以第一种形式表现出来(图2中的实曲线);如果投资者在本期盈余公告之后一直到下个盈余公告日之前都未能发现股票被错误定价,而是等到下一期盈余公告时才发现历史波动性大的盈余增长大幅度降低,那么漂移就会以第二种形式表现出来(图2中的虚线)。

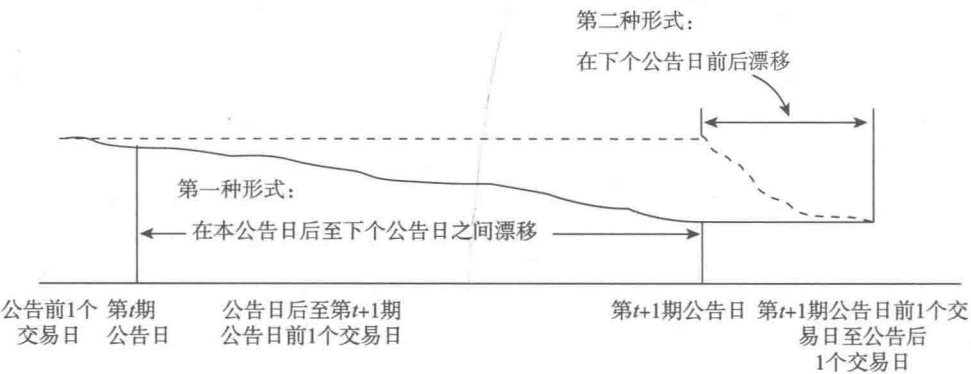


图2 两种形式的盈余公告后漂移

最早发现因持续性误判而产生盈余公告后漂移现象的是 Sloan (1996)。随后, Richardson等(2005)也发现了因投资者未能区别不同可靠性水平的应计盈余具有不同程度的持续性,从而产生盈余公告后漂移现象。Cao 和 Narayanamoorthy(2012)则发现了投资者因不能完全区别不同波动性水平的盈余具有不同的持续性,从而产生盈余公告后漂移现象,而且以上两种形式的漂移现象均存在。由于盈余持续性的异质影响到了市场的感知和对公司的定价(Dechow et al. 2010),本文提出以下假设对股票市场的有效性进行检验:

H₂₋₁: 本期盈余的波动性越大,盈余公告后至下一期公告日期间收益向下漂移的程度越大。

H₂₋₂: 本期盈余的波动性越大,下个盈余公告日前后收益向下漂移的程度越大。