

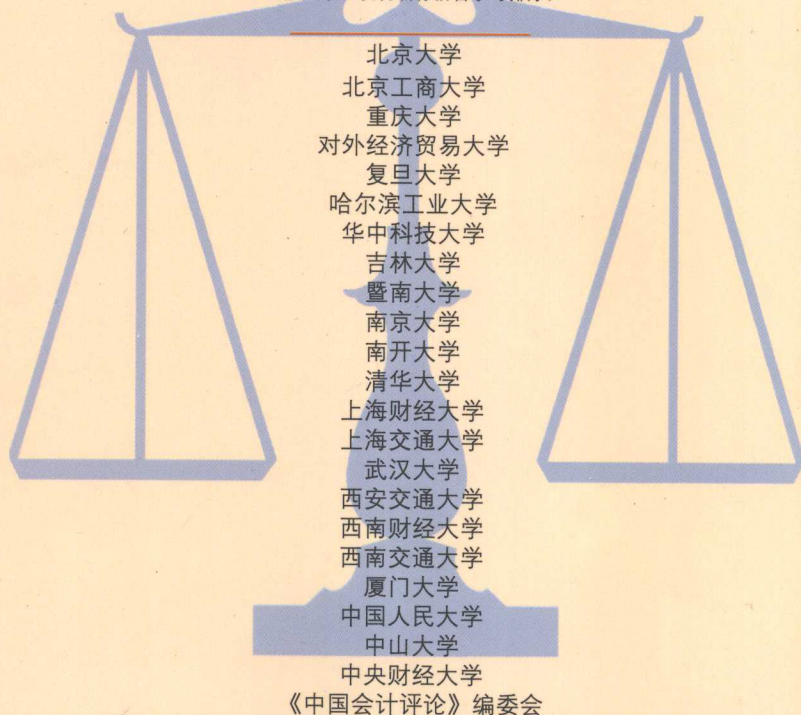
第7卷 第4期
(总第18期)
Vol. 7 No. 4

中国会计评论

CHINA

REVIEW

《中国会计评论》理事会
(按大学、机构名称拼音字母排序)



北京大学出版社
PEKING UNIVERSITY PRESS

2009 · 12

中国会计评论

厉以宁/北京大学

梁尤能/清华大学

葛家澍/厦门大学

王立彦/北京大学

陈晓/清华大学

吕长江/复旦大学

刘 星/重庆大学

刘志远/南开大学

编委(按编委姓名拼音排序)

陈

开大学

陈

三大学

陈信元 / 上海财经大学

田晓辉/厦门大学

刘 峰/中山大学

王立彦/北京大学

刘 星/重庆大学

编辑部

吴联生/北京大学

肖星/清华大学经济管理学院

朱启兵/北京大学出版社

岳衡/北京大学光华管理学院

编务助理

张会丽

地址

北京大学光华管理学院一号楼 529 室

(邮编:100871 电话:010-62754412 传真:010-62767992)

北京市海淀区成府路 205 号 北京大学出版社 206 室

(邮编:100871 电话:010-62752926 传真:010-62556201)

图书在版编目 (CIP) 数据

中国会计评论. 第 7 卷. 第 4 期/王立彦主编. —北京: 北京大学出版社, 2009. 12
ISBN 978-7-301-16615-4

I. 中… II. 王… III. 会计-中国-丛刊 IV. F23-55

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2010) 第 030434 号

书 名: 中国会计评论(第 7 卷第 4 期)

著作责任者: 王立彦 主编

责任编辑: 朱启兵 张会丽

标准书号: ISBN 978-7-301-16615-4/F·2433

出版发行: 北京大学出版社

地 址: 北京市海淀区成府路 205 号 100871

网 址: <http://www.pup.cn>

电 话: 邮购部 62752015 发行部 62750672 编辑部 62752926
出版部 62754962

电 子 信 箱: em@pup.pku.edu.cn

印 刷 者: 北京大学印刷厂

经 销 者: 新华书店

787 毫米×1092 毫米 16 开本 8.25 印张 161 千字

2009 年 12 月第 1 版 2009 年 12 月第 1 次印刷

定 价: 30.00 元

International Price: \$30.00

未经许可,不得以任何方式复制或抄袭本书之部分或全部内容。

版权所有,侵权必究

举报电话: 010-62752024 **电子信箱:** fd@pup.pku.edu.cn

《中国会计评论》理事会

(按大学、机构名称拼音排序)

理事长

清华大学 陈小悦

理 事

北京大学	陆正飞
北京工商大学	杨有红
北京理工大学	陈宋生
重庆大学	刘 星
对外经济贸易大学	汤谷良
复旦大学	洪剑峭
哈尔滨工业大学	王福胜
华中科技大学	张兆国
吉林大学	赵 岩
暨南大学	熊 剑
南京大学	王跃堂
南开大学	刘志远
清华大学	陈 晓
清华大学	陈小悦
上海财经大学	孙 铮
上海交通大学	张天西
武汉大学	王永海
西安交通大学	田高良
西南财经大学	蔡 春
西南交通大学	肖作平
厦门大学	陈汉文
中国人民大学	戴德明
中山大学	魏明海
中央财经大学	孟 焰
《中国会计评论》编委会	王立彦

特邀理事

国际会计准则理事会	张为国
中国会计学会	刘玉廷
中国注册会计师协会	陈毓圭

中国会计评论

第 7 卷 第 4 期

(总第 18 期)

2009 年 12 月

目 录

文 章

- 盈余质量、制度环境与分析师预测 李 丹 贾 宁(351)
- 是盈余稳健性还是盈余管理? 来自中国证券市场的经验证据
..... 邱月华 曲晓辉(371)
- 情绪周期与股票收益
——基于中国股票市场月相效应的检验 李小晗(383)
- 发行对象、市场行情与定向增发折扣 俞 静 徐 斌(419)
- 企业研发支出资本化的动因研究
——来自 A 股市场的经验证据 宗文龙 王 睿 杨艳俊(439)
- 审计收费信息强制披露与审计环境的改善
——来自中国审计市场的证据 方军雄(455)

学术信息

- “会计经典学术名著”总序 (471)

CHINA ACCOUNTING REVIEW

Vol. 7 No. 4

December, 2009

CONTENTS

Articles

- Earnings Quality, Institutional Environment, and Analyst Forecasts
..... Dan Li and Ning Jia(351)
- Earnings Conservatism or Earnings Management?
Evidence from China's Stock Market
..... Yuehua Qiu and Xiaohui Qu(371)
- Investor Sentiment Cycle and Stock Returns:
An Empirical Study of the Lunar Effect
in China's Stock Market
..... Xiaohan Li(383)
- Investment Identity, Securities Market Quotation, and Private
Placement Discount Jing Yu and Bin Xu(419)
- A Study of Motives of Capitalizing R&D Expenditure:
Evidence from A Share Market
..... Wenlong Zong, Rui Wang and Yanjun Yang(439)
- Regulated Changes in Audit Fee Disclosure and Improvement of Audit Environment:
Evidence from China's Auditing Market
..... Junxiong Fang(455)

Information

- Foreword of *Classic Academic Works Series in Accounting* (471)

盈余质量、制度环境与分析师预测

李 丹 贾 宁*

摘 要 本文通过研究2003—2007年证券分析师对我国上市公司盈余预测的特征,发现公司财务报告中的盈余信息质量对分析师预测表现具有显著的影响。结果表明,公司盈余质量越高,分析师预测越准确,分歧度越小。研究还发现,宏观制度环境对分析师盈余预测同样有显著的正面影响。上市公司所处地区的制度环境越好,分析师盈余预测的准确度越高,分歧度越小。同时,完善的制度环境在一定程度上能够削弱盈余信息质量对于分析师预测表现的影响。本文的结论对于加强上市公司财务信息监督和健全宏观制度环境具有参考价值。

关键词 盈余质量, 制度环境, 分析师预测

一、引 言

随着我国资本市场的不断完善与发展,证券分析师在其中扮演着愈发重要的角色。他们不仅是上市公司财务信息的使用者,更是企业管理层与投资者之间信息沟通的桥梁。作为从事证券研究的专业人员,分析师的主要工作之一就是进行盈余预测。这些预测不仅影响着投资者的投资决策和市场的资源配置,也影响着企业信息与股票价格之间的传导效率。分析师的预测表现主要由其自身能力以及对企业进行分析预测时能够获取信息的数量和质量决定。这些信息通常包括企业公开披露的信息和从管理层直接获得的私有信息。其中,财务报表作为公开信息的一部分,由于其直接反映公司经营状况并且获取成本相对较低,因而成为分析师盈余预测的主要参考依据。因此财务报表的质量,尤其是盈余质量的高低,在很大程度上影响着分析师的预测表现。

除了财务信息之外,公司外部因素也可能对分析师预测表现产生影响,例如公司所处地区的制度环境。樊纲、王小鲁和朱恒鹏(2006)研究发现我国各地区之间的制度环境存在显著的差异。在法律制度健全和市场环境完善的地区,由于公司治理水平和财务透明度相对较高,信息风险与不确定性较低,因此分析师的盈余预测普遍更为准确,分析师之间的预测分歧也相对较小。另外,在

* 清华大学经济管理学院。通信作者:李丹,邮编:100084, E-mail: lidan@sem.tsinghua.edu.cn.

制度环境好的地区,由于分析师能够获得更多更可靠的企业信息,因此其对企业财务信息的关注和依赖程度相对有所下降,从而削弱了盈余质量对分析师预测表现的影响。

本文以中国上市公司 2003—2007 年的经验数据为样本,研究盈余质量、制度环境与分析师盈余预测三者之间的关系。结果表明,上市公司盈余质量和分析师预测表现显著正相关,即盈余质量越高,分析师预测准确度越高,分歧度越低。另外,宏观制度环境对分析师预测也有直接的正面影响,即公司所处地区的市场化程度越高,法律制度越健全,分析师预测准确度越高并且分歧度越小。同时,我们也发现完善的制度环境在一定程度上削弱了盈余信息质量对于分析师预测表现的影响,从而具有会计信息之上的增效作用。

本文的主要贡献在于:首先,本文是我国为数不多的从基本面来探讨会计信息质量对于证券分析师盈余预测影响的实证研究。本文结论为理解分析师预测表现的影响因素提供了新的经验证据。其次,对于分析师预测是否受到盈余质量的影响,亦即分析师是否能够看穿上市公司盈余中潜在问题的研究也进一步为市场有效假说提供了证据。最后,本文的发现也说明为了提高我国资本市场的运作效率并正确引导投资者达到最优化的资源配置,务必要加强对上市公司财务信息的监督管理以及宏观制度环境的建设。

本文其他部分安排如下:第二部分评述国内外相关的文献并提出研究假设,第三部分为变量定义及研究设计,第四部分对数据来源和样本选择进行了说明,第五部分为实证结果和分析,第六部分为稳健性检验,最后一部分为本文的主要结论及研究意义。

二、文献回顾与假设提出

国内外关于证券分析师行为的文献大致可以分为三类。第一类文献研究分析师盈余预测的统计特征,包括准确度、分歧度、偏差度及信息含量等。Brown, Griffin, Hagerman 和 Zmijewski(1987)发现分析师的盈余预测比单纯运用统计模型得出的结果更为准确。在国内,岳衡和林小驰(2008)也有类似的发现。Fried 和 Givoly(1982)以及 O'Brien(1988)等则发现分析师的盈余预测普遍过于乐观。此外,Brown, Richardson 和 Schwager(1987)以及 Lys 和 Sohn(1990)等实证研究表明证券分析师的盈余预测能够带来显著的市场反应,说明分析师预测具有信息含量。作为早期的分析师行为研究,此类文献大多以描述分析师预测特征为主,并没有解释造成分析师之间预测差异的原因。

第二类文献则着重研究分析师预测表现的影响因素。这些因素可以大致分为分析师自身特征和被跟踪公司特征两个方面。Clement(1999)实证发现分析师的能力、从业经验以及能够获得的资源与其盈余预测的准确度显著正相关。Brown, Griffin, Hagerman 和 Zmijewski(1987)发现分析师盈余预测的准

准确度取决于预测任务本身的难度和复杂性。Lang 和 Lundholm(1996)发现分析师对于大公司预测比较准确,而且分歧度低。同时他们也发现对于出现较大盈余异常报告的公司,分析师预测准确度相对较低。在我国,胡奕明等(2005)、石柱峰等(2007)以及方军雄(2007)等研究表明分析师的股票推荐和预测准确度受到行业、公司经营状况和公开信息披露程度等因素影响。

相对于前两类从非策略(non-strategic)角度出发研究分析师行为的文献,第三类文献则关注分析师的策略行为(strategic behavior),并试图从这个角度解释分析师之间的行为差异。Dugar 和 Nathan(1995)以及 Lin 和 McNichols(1998)等发现承销商的分析师(underwriter analyst)在其承销的公司上市之后会对其发布比独立分析师更加乐观的分析报告。在我国,原红旗和黄倩茹(2007)也有类似的发现。

本文属于第二类文献,试图从会计信息质量以及宏观制度环境两方面解释分析师盈余预测的特征。胡奕明和林文雄(2005)研究发现我国分析师的信息收集途径主要包括公开披露的信息、公司调研、间接来源和非正式信息四个方面。其中财务报表由于经过审计并且受到证监会的监督管理,因此其可信度比通过其他渠道获得的私有信息相对更高。另外,由于财务报表属于公开信息,其获取成本相对较低,再加上其直接反映公司经营状况,因而成为分析师预测时的重要参考依据。在财务报表包含的所有内容当中,最重要的一项就是盈余信息。高质量的盈余信息能够更加准确地反映公司的运营和财务状况,从而提升分析师预测的准确度,同时减少分析师对企业价值的异质信念,从而降低分析师之间的预测分歧度。由此,我们的第一组假说是:

H1a 上市公司的盈余质量越高,分析师盈余预测的准确度越高。

H1b 上市公司的盈余质量越高,分析师盈余预测的分歧度越低。

除了财务信息质量之外,分析师的预测表现也会受到企业所在地的宏观制度环境影响。Hope(2003)发现分析师预测准确度和公司信息披露水平以及所在地的会计制度执行力度显著正相关。Bushman 等(2004)和 Leuz 等(2003)的研究分别发现在法律制度健全和投资者保护力度强大的国家,上市公司的治理和信息披露水平以及盈余质量都相对较高。这些研究表明完善的制度环境能够提升公司的透明度,从而对分析师的预测表现产生正面影响。

樊刚、王小鲁和朱恒鹏(2006)的研究报告表明我国各地区之间的制度环境和市场化进度存在显著的差异。相关文献发现这些差异会直接导致地方企业之间行为的差别。Wang 等(2008)发现那些处在法制环境较差、金融环境落后地区的企业更倾向于雇佣规模较小、审计质量较低的本地会计师事务所作为独立审计师。罗党论和唐清泉(2007)发现那些处在当地政府干预少并且金融市场发达地区的上市公司较不容易发生控股股东“掏空”行为。王彦超等(2008)发现随着市场环境的完善和发展,经济诉讼的比率也在增加。由此,我们推断被跟踪公司所在地区的制度环境越好,分析师盈余预测的准确度就越高,分歧

度也越低。同时,由于处在制度环境优越地区的企业其信息披露水平整体较高,因此分析师在盈余预测时可参考的信息会相应增加,这意味着分析师对于包括盈余在内的任何单一会计信息的关注和依赖程度会相对下降,即削弱盈余质量对分析师预测表现的影响。由此,我们的第二组假说是:

H2a 上市公司所处地区的制度环境越好,分析师盈余预测的准确度越高,并且越少受到盈余质量的影响。

H2b 上市公司所处地区的制度环境越好,分析师盈余预测的分歧度越低,并且越少受到盈余质量的影响。

三、变量定义及研究设计

(一) 被解释变量

本文的被解释变量分别为分析师年度盈余预测的准确度和分歧度。其中,预测准确度以预测误差(Error)的大小来衡量,具体计算为针对某公司某年度盈余发布预测的所有分析师的平均预测误差,再除以该公司上一年度末的市值。¹ O'Brien (1988)发现分析师在距离盈余公告日期越近发布的预测越准确,因此本文选用了分析师在被跟踪公司年度财务报告公布前最后一次针对该年度盈余发布的预测作为样本。预测分歧度(Dispersion)为跟踪某公司的所有分析师盈余预测之间的标准差,再除以该公司上一年度末的股价。由于在样本期间发生了股改这一重大事件,绝大多数公司有送股、增发等行为,所以我们无法准确获悉分析师在每股盈余(EPS)预测中使用的股本数量是否与公司在每股盈余计算中使用的股本数量一致。为了避免这个问题对预测误差衡量的影响,我们在计算分析师预测误差时使用的是净利润(Net Income)而非每股盈余。由于预测分歧度不受以上问题影响,并且为了和国内外现有文献保持一致,我们在计算预测分歧度 Dispersion 时使用的是每股盈余。² 预测误差和分歧度的具体计算方法如下:

$$\text{Error} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |\text{预测净利润}_{i,t} - \text{实际净利润}_{i,t}|}{\text{MV}_{i,t-1}},$$

$$\text{Dispersion} = \frac{\text{STD of (预测 EPS}_{i,t})}{\text{Price}_{i,t-1}},$$

其中, n 为针对某公司某一年度盈余进行预测的所有分析师数量, t 代表年度; $\text{MV}_{i,t-1}$ 为公司上一年度末的市值; $\text{Price}_{i,t-1}$ 为公司上一年度末的股价。

¹ 为了控制规模效应并且增加公司间的可比性,预测误差与分歧度都除以市值进行了标准化。

² 我们也检验了基于净利润的预测分歧度结果,与每股盈余的结果一致。

(二) 盈余质量与分析师预测

本文着重研究上市公司盈余质量对分析师预测的影响,因此我们选用了可操纵性应计利润(Abnormal Accruals)及盈余持续性(Earnings Persistence)作为盈余质量的两个代理变量。

(1) 盈余质量——可操纵性应计利润

在可操纵性应计利润的计算中,我们主要参考了 Dechow 等(1995)中的截面修正琼斯模型。首先,我们基于行业的年度截面数据估计模型(1)从而得到行业 φ_1 , φ_2 及 φ_3 的估计值。³

$$\frac{\text{TotalAccruals}_{i,t}}{\text{Assets}_{i,t-1}} = \varphi_1 \left(\frac{1}{\text{Assets}_{i,t-1}} \right) + \varphi_2 \left(\frac{\Delta \text{REV}_{i,t} - \Delta \text{AR}_{i,t}}{\text{Assets}_{i,t-1}} \right) + \varphi_3 \left(\frac{\text{PPE}_{i,t}}{\text{Assets}_{i,t-1}} \right) + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

其中, $\text{TotalAccruals}_{i,t}$ 为总应计项目, 计算为当年营业利润减去经营活动现金流; $\Delta \text{REV}_{i,t}$ 为当年主营业务收入和上一年主营业务收入的差额; $\Delta \text{AR}_{i,t}$ 为当年应收账款和上一年的差额; $\text{PPE}_{i,t}$ 为当年年末长期设备等固定资产原值; $\text{Assets}_{i,t-1}$ 为上一年末总资产; i 和 t 分别代表样本公司和年度。

对于每个行业中每个样本公司的每一个样本年, 我们分别计算模型(1)的残差, 即得到各公司截面修正琼斯模型下的可操纵性应计利润(Abnormal Accruals)。由于正或负的可操纵性应计利润都表明公司披露的盈余与其真实值的偏离, 所以我们使用可操纵性应计利润的绝对值来衡量盈余质量; 其值越大, 说明该企业盈余质量越差。

(2) 盈余质量——盈余持续性

尽管 Francis 等(2004)认为以琼斯模型为基础计算的各种可操纵性应计从统计和经济价值角度上来说都优于其他衡量盈余质量的方法, 然而其本身也存在一些潜在的问题。⁴ 为了进一步验证本文的假说, 我们选用了另外一个盈余质量的代理变量, 即盈余持续性(Earnings Persistence), 其具体计算方法如下:

$$\text{ROA}_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 \text{ROA}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (2)$$

其中, ROA 为公司净利润除以总资产, 即资产回报率; i 和 t 分别代表样本公司和年度。我们要求上市公司有过去连续三年的数据来进行时间序列回归, 系数 θ_1 衡量盈余的持续性; θ_1 值越大, 代表盈余质量越高。

³ Kothari 等(2005)指出经过业绩调整的截面琼斯修正模型更能准确地衡量盈余质量, 因此我们也计算了经过业绩调整的可操纵性应计, 即由模型(1)得出的公司操纵性应计减去按照资产回报率(ROA)十分位分组之后所在那一组公司的未调整操纵性应计的中位数。所得结果和我们文章中报告的一致。

⁴ 比如 Kasznik(1999)发现以琼斯模型计算出的可操纵性应计利润大小与公司经营业绩显著正相关。其研究发现盈余为正的, 其可操纵性应计利润平均为正; 盈余为负的, 其可操纵性应计利润则平均为负。这说明琼斯模型不能完全正确区分可操纵性和非可操纵性应计利润。

(3) 盈余质量与分析师预测

假说 H1a 和 H1b 预测盈余质量越高的公司其分析师的预测误差越低(即预测越准确),分析师之间的分歧度也越低。我们通过模型(3)和(4)来检验这两个假说。

$$\begin{aligned} \text{Error}_{i,t} \text{ or } \text{Dispersion}_{i,t} = & \alpha_0 + \sum_{y=2003}^{2006} \gamma_{i,y,t} \text{YR}_{i,y,t} + \sum_{j=1}^{11} \eta_{i,j,t} \text{IND}_{i,j,t} \\ & + \alpha_1 \text{AbnormalAccruals}_{i,t} + \alpha_2 \text{Size}_{i,t} + \alpha_3 \text{AnalystFollow}_{i,t} \\ & + \alpha_4 \text{Surprise}_{i,t} + \alpha_5 \text{EPS}_{i,t} + \alpha_6 \text{Loss}_{i,t} + \alpha_7 \text{Distress}_{i,t} \\ & + \alpha_7 \text{BigAuditor}_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \text{Error}_{i,t} \text{ or } \text{Dispersion}_{i,t} = & \beta_0 + \sum_{y=2003}^{2006} \gamma_{i,y,t} \text{YR}_{i,y,t} + \sum_{j=1}^{11} \eta_{i,j,t} \text{IND}_{i,j,t} \\ & + \beta_1 \text{EarningsPersistence}_{i,t} + \beta_2 \text{Size}_{i,t} + \beta_3 \text{AnalystFollow}_{i,t} \\ & + \beta_4 \text{Surprise}_{i,t} + \beta_5 \text{EPS}_{i,t} + \beta_6 \text{Loss}_{i,t} + \beta_7 \text{Distress}_{i,t} \\ & + \beta_7 \text{BigAuditor}_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \end{aligned} \quad (4)$$

其中,被解释变量 Error 为分析师年度盈余预测误差;Dispersion 为分析师年度盈余预测分歧度;控制变量中,Size 为公司规模,计算为当年总资产的自然对数;AnalystFollow 为针对某公司某年度盈余发布预测的分析师人数的自然对数;回归方程中加入 Size 和 AnalystFollow 作为控制变量是因为 Lang 和 Lundholm(1996)发现公司大小、分析师跟踪数量和分析师预测的准确性呈正相关关系。同时,Lang 和 Lundholm(1996)发现盈余变化越大的公司分析师预测错误越大,所以我们加入变量 Surprise,计算为当期净利润与上一年净利润差额的绝对值再除以上一年净利润的绝对值。另外,Eames 和 Glover(2003)发现盈余水平本身是解释盈余预测准确性的一个重要指标,因此我们加入公司报告的基本每股盈余 EPS。Hwang 等(1996)发现对于报告亏损的公司来说,分析师预测准确度要低于那些报告盈利的公司,因此我们加入哑变量 Loss。如果上一年净利润为负,则取值为 1,否则取值为 0。Zmijewski(1994)发现出现财务危机的公司其盈余预测更不准确,因此我们加入根据 Zmijewski(1994)计算得出的公司财务危机指数 Distress。最后,Behn 等(2008)发现分析师对于由四大会计师事务所审计的上市公司的盈余预测比其他公司更为准确,因此我们在模型中控制了审计师变量 BigAuditor。如果公司所聘任的独立审计师是前十名会计师事务所,则该变量等于 1,否则等于 0。⁵ 由于样本跨越 2003—2007 五年时间,其间市场环境等宏观因素的波动较大,为了控制年度差异,我们引入年度虚拟变量 YR_y。当样本来自第 y 年时,YR_y 等于 1,否则等于 0;此外,我们按照证监会的行业分类标准加入了除去金融行业之外的 11 个行业哑变量 IND_j。当样本来自

⁵ 会计师事务所的排名来自中国注册会计师协会每年公布的百家排名。

第 j 行业时, IND_j 等于 1, 否则等于 0。

模型(3)中, 解释变量 $AbnormalAccruals$ 为可操纵性应计利润。如果假说 H1a 和 H1b 成立, 我们预期回归系数 α_1 显著为正, 即可操纵性应计利润越大 (即盈余质量越低), 分析师预测错误越大, 分歧度越高。模型(4)中, 解释变量 $EarningsPersistence$ 为盈余持续性。如果假说 H1a 和 H1b 成立, 我们预期回归系数 β_1 显著为负, 即盈余持续性越高 (即盈余质量越高), 分析师预测错误越小, 分歧度越低。

(三) 制度环境、盈余质量与分析师预测

为了检验宏观制度环境对分析师预测表现的影响, 即假说 H2a 和 H2b, 我们使用了樊刚、王小鲁和朱恒鹏(2006)编制的《中国市场化指数—各地区市场化相对进程报告》中的三个市场化相关指数。第一个指数是市场化指数总体评分(Market_Index)。这一指数由一系列基础指标组成, 它们各自反映地区在不同方面的市场化程度。第二个指数是法律环境指数(Legal_Index), 具体由三部分组成: 省内律师数占该省总人口的比例; 当地法院的效率; 知识产权保护。第三个指数为金融市场发展指数(Financial_Index), 具体由金融业的竞争以及信贷资金分配的市场化两部分组成。Bushman 等(2004)以及 Bhat 等(2006)发现公司治理透明度和财务信息透明度都会影响分析师预测的准确度和分歧度, 因此我们选择法律环境指数和金融市场发展指数分别作为治理透明度和财务信息透明度的代理变量。以上三个指数值越大则表明该地区市场化程度越高、法制监管环境越完善。我们通过模型(5)和(6)来检验假说 H2a 和 H2b:

$$\begin{aligned} \text{Error}_{i,t} \text{ or } \text{Dispersion}_{i,t} = & \delta_0 + \sum_{y=2003}^{2006} \gamma_{i,y,t} YR_{i,y,t} + \sum_{j=1}^{11} \eta_{i,j,t} IND_{i,j,t} \\ & + \delta_1 AbnormalAccruals_{i,t} + \delta_2 Index_{i,t} + \delta_3 AbnormalAccruals_{i,t} \times Index_{i,t} \\ & + \delta_4 Size_{i,t} + \delta_5 AnalystFollow_{i,t} + \delta_6 Surprise_{i,t} + \delta_7 EPS_{i,t} + \delta_8 Loss_{i,t} \\ & + \delta_9 Distress_{i,t} + \delta_{10} BigAuditor_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \text{Error}_{i,t} \text{ or } \text{Dispersion}_{i,t} = & \phi_0 + \sum_{y=2003}^{2006} \gamma_{i,y,t} YR_{i,y,t} + \sum_{j=1}^{11} \eta_{i,j,t} IND_{i,j,t} \\ & + \phi_1 EarningsPersistence_{i,t} + \phi_2 Index_{i,t} + \phi_3 EarningsPersistence_{i,t} \times Index_{i,t} \\ & + \phi_4 Size_{i,t} + \phi_5 AnalystFollow_{i,t} + \phi_6 Surprise_{i,t} + \phi_7 EPS_{i,t} + \phi_8 Loss_{i,t} \\ & + \phi_9 Distress_{i,t} + \phi_{10} BigAuditor_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \end{aligned} \quad (6)$$

其中, $Index$ 分别为市场化指数总体评分(Market_Index)、法律环境指数(Legal_Index)以及金融市场发展指数(Financial_Index)。其他变量的定义与模型(3)、(4)相同。在回归检验中, 我们首先将模型(5)和(6)中 $Index$ 与盈余质量代理变量的交叉项去掉, 所得模型中变量 $Index$ 的回归系数 δ_2 和 ϕ_2 将代表宏观制度环境对于分析师预测行为的直接影响。我们预期 δ_2 和 ϕ_2 均显著为负。

然后,我们再用完整的模型(5)和(6)进行回归,通过检验交叉项系数 δ_3 和 ϕ_3 来衡量宏观制度环境对于分析师预测行为的增效作用。如果 δ_3 和 ϕ_3 显著为负,则说明完善的宏观制度环境将减弱分析师在进行企业分析预测时对盈余信息的依赖。和模型(3)和(4)一样,我们在模型(5)和(6)中分别控制了行业因素和年度因素来避免某一行业或者某一年度对实证结果的影响。

表1列示了本文所用变量的定义。

表1 变量定义

变量名称	变量符号	定义
分析师盈余预测错误	Error	分析师平均预测错误,等于跟踪同一家公司所有分析师预测盈余和实际盈余之间差额的绝对值的平均值,再除以期初公司市值;该值越大,则表示预测准确度越低
分析师盈余预测分歧度	Dispersion	分析师预测分歧度,等于预测每股盈余的标准差除以期初股价;该值越大,则表示预测分歧度越高
可操纵性应计利润	AbnormalAccruals	根据截面修正琼斯模型(1)计算出来的操纵性应计利润
盈余持续性	EarningsPersistence	根据模型(2)计算出来的盈余持续性
总资产	Size	上市公司总资产的自然对数
分析师数量	AnalystFollow	上市公司跟踪的分析师人数,回归时取自然对数
盈余变化	Surprise	上市公司当期盈余与上一年盈余之间的差额除以上一年盈余,再取绝对值
每股盈余	EPS	上市公司每股盈余
盈余亏损	Loss	如果上市公司上一年年末盈余为负则等于1,否则等于0
财务危机指数	Distress	根据Zmijewski(1984)计算的财务困境指标
十大审计师	BigAuditor	如果审计师的排名位于前十名,则取值为1,否则为0
市场化指数总体评分	Market_Index	来自樊刚、王小鲁和朱恒鹏(2006)
法律环境指数	Legal_Index	来自樊刚、王小鲁和朱恒鹏(2006)
金融市场发展指数	Financial_Index	来自樊刚、王小鲁和朱恒鹏(2006)

四、样本选择及描述性统计

(一) 样本选择

本文选取中国A股上市公司2003—2007年的数据为样本。分析师预测数据来自中国股票市场会计研究(CSMAR)数据库。上市公司财务数据来自Wind中国金融数据库。在选取研究分析师盈余预测准确度(分歧度)的公司样本时,我们要求上市公司至少有1(2)名分析师跟踪,并且要求盈余预测为公司年报披露日之前对当年盈余发布的最后一次预测。在剔除了金融行业以及控制变量缺失的样本之后,我们最终得到2916(1034)个观测值来检验可操纵性应计利润(盈余持续性)对分析师预测错误的影响。我们采用同样的步骤,最后得到1878(831)个观测值来检验可操纵性应计利润(盈余持续性)对分析师预

测分歧度的影响。⁶

(二) 描述性统计

表2列示了样本公司相关数据的描述性统计。分析师预测错误率(Error)的平均值(中位数)为0.055(0.021),表明分析师预测净利润与相应的实际净利润之间的差额大约是上一年度期末市值的5.5%(2.1%)。预测分歧度(Dispersion)的平均值是0.018,表明平均预测的分歧度大约是上一年度期末股价的1.8%。

表2 变量描述性统计

变量名称	变量符号	样本个数	均值	标准差	一分位数	中位数	三分位数
分析师盈余预测错误	Error	2 916	0.055	0.095	0.009	0.021	0.054
分析师盈余预测分歧度	Dispersion	1 878	0.018	0.030	0.005	0.011	0.020
可操纵性应计利润(单位:亿元)	AbnormalAccruals	2 916	1.904	2.908	0.355	0.869	2.168
盈余持续性	EarningsPersistence	1 034	0.422	0.762	-0.041	0.273	0.629
总资产(单位:亿元)	Size	2 916	21.650	1.110	20.868	21.571	22.286
分析师数量(未取自然对数)	AnalystFollow	2 916	4.704	4.782	1.000	3.000	6.000
盈余变化	Surprise	2 916	0.615	0.748	0.164	0.365	0.769
每股盈余	EPS	2 916	0.037	0.038	0.018	0.032	0.052
盈余亏损	Loss	2 916	0.040	0.197	0.000	0.000	0.000
财务危机指数	Distress	2 916	0.013	0.061	0.000	0.000	0.004
十大审计师	BigAuditor	2 916	0.240	0.427	0.000	0.000	0.000
市场化指数总体评分	Market_Index	2 916	8.031	1.818	6.55	8.34	9.90
法律环境指数	Legal_Index	2 916	5.942	1.254	5.05	6.24	7.97
金融市场发展指数	Financial_Index	2 916	8.295	2.091	6.40	8.35	10.50

根据琼斯模型计算出来的截面修正可操纵性应计利润(AbnormalAccruals)的平均值为1.9亿元人民币。盈余持续性(EarningsPersistence)的平均值为0.422。Analystfollow表明我们研究的样本公司平均有近5位分析师跟踪。此外, Loss和Distress两个哑变量的中位数均为0,表明我们的样本公司绝大多数都是财务状况良好的公司,这也说明分析师倾向于跟踪那些业绩较好的公司。变量BigAuditor中位数为0,说明大部分样本公司使用的审计师为非前十名的会计师事务所。

⁶ 研究预测分歧度的样本要明显少于研究准确度的样本,主要原因在于我们的样本中有很多观测值只有一个分析师跟踪,因此无法计算其预测分歧度。我们将在后面的稳健性检验部分中讨论删除这一部分样本后对分析师预测准确度影响的检验结果。

五、实证结果及分析

(一) 盈余质量与分析师预测

表3和表4分别报告了以分析师预测错误(Error)和预测分歧度(Dispersion)为因变量的模型(3)和(4)的回归结果。表3的结果显示,Abnormal Accruals的回归系数在5%的水平上显著为正,表明可操纵性应计利润越大,分析师的预测错误越大(准确度越低)。Earnings Persistence的回归系数在1%的水平上显著为负,表明盈余持续性越高,分析师的预测错误越小(准确度越高)。以上两个回归结果都说明公司盈余质量越高,分析师的预测越准确。表4的结果表明当公司可操纵性应计利润越大,或当盈余持续性越低时,分析师预测的分歧度越大。这说明盈余质量与分析师预测分歧度显著负相关。上述结果支持了假说H1a和H1b,即盈余质量越高,分析师预测准确度越高,分歧度越低。

另外,回归检验中的多数控制变量都有显著结果。例如, Surprise的系数显著为正,表明当盈余可预测性较低时,分析师预测错误和分歧度都越大。Loss和Distress的回归系数也显著为正,说明上市公司财务状况越差,分析师预测越不准确,分歧度也越大。这些结果和现有文献的发现是一致的。⁷

表3 盈余质量和分析师预测准确度的回归结果

变量	被解释变量=Error					
	预测符号	回归系数	t值	预测符号	回归系数	t值
常数项	?	0.024	0.554	?	-0.135	-2.497**
Abnormal Accruals	+	0.001	3.167***			
Earnings Persistence				-	-0.005	-1.721*
Size	+	-0.001	-0.329	+	0.006	2.452**
Analyst Follow	+	0.001	2.893***	+	0.000	-0.582
Surprise	+	0.007	2.786***	+	0.007	2.366**
EPS	+	-0.144	-2.411**	+	0.114	1.605*
Loss	+	0.120	10.294***	+	0.098	5.565***
Distress	+	0.207	6.610***	+	0.298	3.450***
Big Auditor	-	0.001	0.237	-	-0.005	-0.915
Industry Dummies		Included			Included	
Fixed Year Effect		Included			Included	
调整 R ²		0.14			0.11	
样本数		2916			1034	

注:***, **, * 分别表示回归系数在1%, 5%, 10%的水平上显著。变量定义参考表1。

⁷ 由于篇幅有限,我们在文章所有表格中都没有报告行业和年度变量的系数。

表4 盈余质量和分析师预测分歧度的回归结果

变量	被解释变量=Dispersion					
	预测符号	回归系数	t 值	预测符号	回归系数	t 值
常数项	?	-3.142	-4.467***	?	-0.046	-3.605***
AbnormalAccruals	+	0.010	1.894*			
EarningsPersistence	-			-	-0.002	-2.019***
Size	+	0.175	5.431***	+	0.003	4.962***
AnalystFollow	+	-0.006	-0.981	+	0.000	-2.647***
Surprise	+	0.178	4.687***	+	0.002	3.060***
EPS	+	3.150	3.293***	+	0.052	3.143***
Loss	+	0.748	3.510***	+	0.009	1.899*
Distress	+	2.328	3.577***	+	0.039	2.126**
BigAuditor	-	0.002	0.034	-	0.001	0.711
Industry Dummies		Included			Included	
Fixed Year Effect		Included			Included	
调整 R ²		0.14			0.18	
样本数		1878			831	

注：***，**，* 分别表示回归系数在 1%，5%，10% 的水平上显著。变量定义参考表 1。

(二) 制度环境、盈余质量与分析师预测

我们的第二组假说是检验宏观制度环境对于盈余质量和分析师预测之间关系的影响。由于篇幅有限，我们在文章中只报告了用可操纵性应计利润(AbnormalAccruals)来衡量盈余质量的研究结果。我们同样检验了盈余持续性(EarningsPersistence)，结果和可操纵性应计利润基本一致。

1. 制度环境与分析师预测

我们首先检验制度环境对分析师预测是否有直接影响，即不包含盈余质量和指数交叉项的模型(5)和(6)。表 5 列示了分析师预测错误与三个制度环境指数之间分别回归的结果。Market_Index 的回归系数为 -0.001，表明市场综合评分越高，分析师预测越准确。Legal_Index 的系数在 5% 的水平上显著为负，说明法律监管环境的完善程度与分析师预测准确度显著正相关。Financial_Index 的系数虽然为负，但不显著，表明金融业市场的发展程度本身并不能显著影响分析师盈余预测的准确度。

表 6 列示了分析师预测分歧度与三个制度环境指数之间分别回归的结果。与表 5 的结果一致，Market_Index 和 Legal_Index 的回归系数均显著为负；Financial_Index 的系数虽然为负，但不显著。以上结果说明市场的发达程度及法治环境的完善都对分析师的预测表现具有直接的正面影响。另外，与模型(3)、(4)的回归结果一致，表 5 和表 6 中的可操纵性应计利润(AbnormalAccruals)的回归系数均显著为正。此外，其他控制变量的回归结果也和表 3、表 4 所列示的基本一致。