

XBRL 对盈余公告后股价漂移的影响： 基于股权结构的视角

陈宋生, 童晓晓

(北京理工大学 管理与经济学院, 北京 100081)

摘要：本文以XBRL在我国实施情况为背景，探讨了XBRL对盈余公告后股价漂移的影响以及股权结构对该影响所起的调节作用，包括股权集中度的差异、国有企业和非国有企业的差异、国家参股企业和纯民营企业的差异。结果表明XBRL强制实施以后，我国资本市场盈余公告后的股价漂移程度显著下降，而且存在国有股份的企业对XBRL的实施更为敏感，在控制了影响股价漂移的市场和会计因素后结论依旧稳健。研究说明了政府干预对我国资本市场的正向调节作用，该结论对于XBRL的实施及推广具有积极作用。

关键词：XBRL；盈余公告后股价漂移；股权结构；国家参股

中图分类号：F231.5；F832.5 **文献标志码：**A **文章编号：**2095-8838(2015) 04-0066-12

一、引言

XBRL(可扩展商业报告语言)是一种基于网络、跨平台操作,专门用于财务报告编制、披露和使用的计算机语言。自1998年诞生时起,XBRL获得了迅速的发展。根据沪深交易所的要求,我国A股上市公司从2008年度的年报起全面强制启用XBRL实例文档。XBRL的实施提升了财务信息质量(Yoon等,2011),进而对资本市场产生深远的影响。一方面,XBRL财务报告采用标准化的信息披露格式,可减少投资者的信息搜集成本,提高投资者获取信息的及时性(Hodge等,2004;王琳和龚昕,2012)。另一方面,XBRL还可以改善市场环境,降低资本市场的

信息不对称程度和股票波动性(Yoon等,2011;Kim等,2012;曾建光等,2013)。

盈余公告后的股价漂移现象自1968年提出以来就一直被认作是有效市场假说的一个悖论,因而盈余公告后股价漂移程度的强弱在一定程度上反映了资本市场的有效水平。Efendi等(2014)研究了美国市场上XBRL强制实施对盈余公告后股价漂移的影响,发现XBRL实施后市场总体的盈余公告后股价漂移程度下降。但是该结论是否适用于我国还需要进一步探讨。首先,由于美国证监会的阶段性实施政策^①,Efendi等(2014)样本局限于美国第一批实施XBRL的公司,且都是市值超过50亿美元的大型上市公司,可能存在一定的选择性偏差。我国则是少数一次

收稿日期：2014-10-28

基金项目：国家自然科学基金项目(7132016, 7132015)；教育部博士点基金项目(20131101110053)

作者简介：陈宋生(1966-),男,江西石城人,教授,博士生导师；

童晓晓(1991-),女,浙江宁波人,北京理工大学管理与经济学院硕士研究生。

性全面强制在上市公司实施XBRL披露技术的国家之一，这就给我们用全样本研究XBRL实施的市场效应提供了机会。其次，虽然我国的资本市场在过去的二十余年发展迅速，但是相比美国的股市，我国的股市依旧存在波动性较大、信息不够透明、抗风险能力较差的问题，因而在市场机制不健全的环境下探讨XBRL技术对市场效率的改善作用则显得尤为重要。此外，本文和Efendi等(2014)最大的区别还在于研究视角的差异。Efendi等(2014)重点比较了XBRL技术对不同类型投资者的作用，本文从我国独特的股权结构出发，研究国有企业与非国有企业的差异以及相对集中的股权结构对XBRL实施效用的影响。为此，本文力图探究XBRL的强制实施是否影响我国资本市场盈余公告后的股价漂移程度，并进一步从股权结构出发研究第一大股东的利益侵占动机和政府调控动机如何交互影响XBRL实施后我国资本市场盈余公告后的股价漂移程度。

本文以上交所和深交所2004~2012年的上市公司为研究样本，探究了XBRL对我国资本市场盈余公告后股价漂移的总体影响。结果表明，XBRL强制实施以后盈余公告后的股价漂移程度显著下降。考虑到国有企业的政府干预机制，本文检测了国有企业在实施XBRL上是否具有优势。结果表明，国有企业相比非国有企业对XBRL的实施更为敏感，XBRL实施以后盈余公告后的股价漂移程度下降更多。国家参股企业也存在类似结果。

本文的贡献在于：第一，证明了XBRL财务报告相较于传统的PDF报告能更有效地向市场传达企业的盈余信息，拓展了投资者对XBRL的认识，丰富了XBRL实施效用的文献，为监管部门强制采用XBRL作为企业信息披露的方式提供了实证支持，也为中国资本市场采用XBRL方式提升信息披露质量提供了借鉴和参考。第二，对政府干预和制度结构的文献进行了补充。以往有关政府干预和制度结构的文献主要是基于跨国数据，然而国与国之间除了制度之外，还有许多不易衡量的差异，这无疑会干扰基于跨国数据的研究。在我国国有上市公司和非国有上市公司同处一个市场，受相同制度的监管，但是政府干预程度却不同，这就为政府干预效用的研究提供了一个契机。

本文其余部分的结构安排如下：第二部分是文献及假设；第三部分是研究设计；第四部分是样本选择和实证结果；第五部分是稳健性检验；第六部分是研究结论。

二、理论和假设

(一) 文献回顾

现有关于XBRL的文章大致可以分为对XBRL分类标准的研究和对XBRL实施效用的研究。由于XBRL技术的应用尚未成熟，早期国内研究集中于XBRL分类标准的构建(张天西, 2006; 杨周南等, 2010)。随着XBRL技术的应用渐趋成熟，部分学者开始研究XBRL技术尤其是XBRL财务报告的效用，包括对会计信息质量的影响以及对资本市场的影响。王琳和龚昕(2012)发现XBRL财务报告在一定程度上提高了信息的可比性、相关性和可靠性。曾建光等(2013)发现XBRL的采用可以有效降低开放式基金的代理成本，促进投资者(委托人)对代理人行为的有效监督。史永和张龙平(2014a, 2014b)发现XBRL财务报告的采用可以有效降低股价波动的同步性，增加分析师预测的频率与准确度而减少分析师预测的分歧。陈宋生等(2015)研究发现XBRL的实施显著降低了企业的权益成本。徐经长等(2014)还发现，XBRL技术实施以后，随着会计信息质量的提高，企业自身的经营效率也得到了明显的改善。国外的研究同样发现XBRL的实施可以有效降低股市的波动性，削弱市场的信息不对称程度(Yoon等, 2011; Kim等, 2012; Bai等, 2014)，增加分析师跟踪人数，提高分析师预测数据的准确性(Liu等, 2014a)。

盈余公告后股价漂移(Post-earnings Announcement Drift, PEAD)由Ball和Brown在1968年最先提出，它指的是在盈余公告日后的几周甚至几个月内，股价的异常收益始终朝着未预期盈余的方向波动的现象，又被称为股价迟滞现象。该现象与有效市场假说相悖，故而引起了各国学者的广泛关注。最初的研究主要围绕究竟是否存在盈余公告后的股价漂移现象展开。但是随着时间的推移，各国学者都逐渐认可了盈余公告后股价漂移现象的存在，进而对其影响因素进行探索。于李胜和王艳艳(2006)的研究表明信息不确定性是盈余公告后股价漂移现象产生和持续的主要原因之一。Lee等(2012)的研究表明可读性差的季报阻碍了股价对盈余信息的反应速度，从而深化了股价漂移现象。Callen等(2013)以应计利润、特殊项目和未预期盈余作为会计信息质量的代理变量，同样发现会计信息质量是导致盈余公告后股价漂移现象的重要因素之一。孔东民(2008)从套利约束的角度考察了我国股市的盈余

① 美国的XBRL披露技术分三批强制实施，第一批仅针对市值在50亿美元以上的上市公司，从2009年6月15日起强制实施；第二批针对市值在7亿美元以上的其他大型上市公司，从2010年6月15日起强制实施；第三批针对剩余的上市公司，从2011年6月15日起实施。

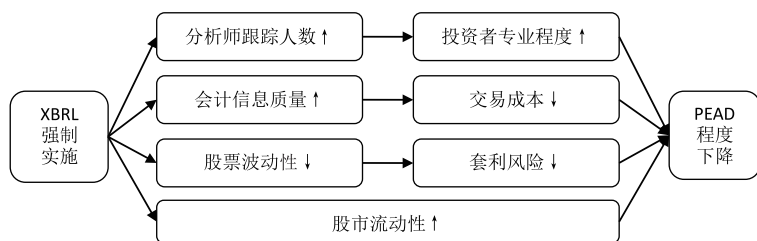


图1 XBRL对盈余公告后股价漂移的作用机制

公告后股价漂移现象,结果发现PEAD与交易风险和交易成本正相关,和投资者的专业程度负相关。这与Barberis和Thaler(2003)提出的观点是一致的。除此之外,还有部分学者将盈余公告后的股价漂移现象作为衡量市场效率的指标。Hung等(2015)将国际财务报告准则(IFRS)的实施作为一个外部冲击,研究准则实施之后信息增量对盈余公告后股价漂移的影响,借此反映IFRS对资本市场的影响。相似地,我们也可以借盈余公告后的股价漂移程度的变化反映XBRL的强制实施对我国资本市场的影响。

(二) 研究假设

1. XBRL与盈余公告后的股价漂移现象

有效市场假说(Efficient Market Hypothesis, EMH)认为如果一个市场是有效的,那么现有的股票价格就能反映所有的信息,不仅包括历史信息和其他公共信息,还包括个人信息。我国股市虽然已经建立二十余年,但是依旧处于弱势有效状态,股票价格只能反映历史信息,而无法完全反映其他公共信息,这也是我国资本市场存在盈余公告后股价漂移异象的重要原因。我国股市的弱势有效则是由多方面原因共同导致的。一是我国的资本市场尚处于改革阶段,许多法律制度还在探索当中,使得短期内我国的法律制度对投资者的保护无法发挥明显的功效(陈胜蓝和魏明海,2006)。二是法律环境的薄弱给了企业内部人员的机会主义行为以可乘之机,加重了我国资本市场的信息不对称程度,而低质量的会计信息又会反过来影响相关法律法规的执行。三是投资者本身的认知能力有限,尤其是中小投资者因获取深度信息的成本较高而在投资决策时往往缺乏足够的依据。这些都是盈余公告后股价漂移异象的影响因素。

已有文献表明XBRL的实施可以增加分析师跟踪人数,提高投资者专业程度;提高会计信息质量,降低信息获取成本;减弱股市波动性,降低套利风险;增强股市流动性(见图1)。这些因素都能够改善市场环境,降低投资者的认知偏差和套利约束,缓解股价迟滞现象,提高资本市场效率。

综上,推测XBRL的强制实施可以减弱盈余公告后

的股价漂移现象,由此提出假设1:

H1: XBRL强制实施以后,我国资本市场上盈余公告后的股价漂移程度下降。

2. 股权集中度的影响

股权结构的治理机制是企业价值领域的重要研究领域。Johnson等(2000)发现控股股东存在侵占中小股东利益的行为。我国企业股权集中度高,往往存在一个控股股东或者大股东,其持股比例要远远高于第二大股东。Chen等(2009)发现我国上市公司第一大股东的平均持股比例高达42.61%,而第二大股东的平均持股比例只有5%。如果将持股比例高于5%的股东定义为大股东,那么在我国大多数企业都只有一个大股东。大股东主要通过控制权以资产替代和转移、内部关联交易、转移定价等方式获取私有收益(王化成和胡国柳,2005)。此外,股权集中度高的企业往往伴随着较高水平的盈余操纵(Porta等,1999),这类企业对财务报告的信息质量不甚关心,会计稳健性水平较低(Cullinan等,2012),聘请的审计师质量也相对较低(Lin和Liu,2009)。

XBRL的强制实施使得财务报告的信息更加透明化,这在一定程度上抑制大股东的利益侵占行为,保护中小股东的利益。但是,目前财政部只颁布了XBRL的通用分类标准和部分行业分类标准,XBRL技术的有效性主要还取决于企业的应用程度。因此大股东出于自身利益的考虑,可能会限制企业对XBRL技术的应用。由此提出假设2:

H2: 相比股权集中的企业,股权分散的企业对XBRL的实施更为敏感,XBRL强制实施以后,这些企业盈余公告后的股价漂移程度下降更多。

3. 国家参股的影响

自我国从计划经济体制向市场经济转型以后,国有企业和非国有企业就一直并存于市。虽然近年来国有企业的国有股份比例不断下降,但是政府依旧积极参与对国有企业的管理。Liu等(2014b)认为国有企业的经营管理者会根据政府干预的不同性质而择机向上或向下调整企业的盈余。他们发现国有企业的盈余质量水平低于非国有企业,而且国有企业的当期操纵性应计利润水平要高于非国有企业。也有学者认为政府持股有助于弥补资本市场的不足。Bushman和Piotroski(2006)发现,政府持股与会计稳健性关系受国家法律制度的影响,英美法系下,政府持股与会计稳健性显著负相关;大陆法系下,政府持股与会计稳健性正相关。Mohammed等(2010)的研究也发现了同样现象。

我国的资本市场依旧是弱势有效的新兴市场。因此,

我国政府有强烈的动机健全市场体系，提高市场效率，增强投资者对金融市场的信心。这也是财政部大力支持XBRL技术的主要原因之一。很多上市公司仅仅通过交易所提供的XBRL填报工具，录入相关信息自动生成XBRL实例文档，而国有企业则面临着财政部更严格的监管，在XBRL应用方面付出的资源也相对更多。以中石油为例，公司通过成立专门的项目指导委员会和项目组，在通用分类标准的基础上又编制了《XBRL扩展分类标准》，还开发完成了具有自主知识产权的XBRL系统，并制定了《XBRL手册》以保证XBRL相关工作的制度化与规范化（穆秀萍，2012）。由此提出假设3：

H3a：相比非国有企业，国有企业对XBRL的实施更为敏感，XBRL强制实施以后，这些企业盈余公告后的股价漂移程度下降更多。

H3b：相比纯民营企业，国家参股企业对XBRL的实施更为敏感，XBRL强制实施以后，这些企业盈余公告后的股价漂移程度下降更多。

三、研究设计

为验证假设1，本文用模型(1)检验XBRL强制实施以后盈余公告后股价漂移的变化^②。

$$\begin{aligned} \text{BHAR}_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{SUE}_{i,t} + \alpha_2 \text{SUE_XBRL}_{i,t} + \alpha_3 \text{SIZE}_{i,t} \\ & + \alpha_4 \text{MTB}_{i,t} + \alpha_5 \text{BETA}_{i,t} + \alpha_6 \text{PREBHAR}_{i,t} \\ & + \alpha_7 \text{TURNR}_{i,t} + \alpha_8 \text{DVOL}_{i,t} + \alpha_9 \text{VOLAT}_{i,t} \\ & + \alpha_{10} \text{IO}_{i,t} + \alpha_{11} \text{ANACOV}_{i,t} + \text{IND} + \text{YEAR} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

本文参照(Lee, 2012)的做法，基于盈余公告日将整个研究时段分为三个窗口(如图2所示)。盈余公告日当天被定义为事件窗口，可看作是有效市场假说下股价完全反映新增盈余信息所需时间。盈余公告后第1个交易日到第60个交易日的期间被定义为漂移窗口，被看作是中强势有效和弱势有效市场上，股价完全反映新增盈余信息所需时间。盈余公告日前1个交易日到前120个交易日的期间则是估计窗口，作为各类控制变量的基准期。

参照Hung等(2015)的研究，以购买一持有异常收益(BHAR)作为因变量，采用公式(2)进行计算：

$$\text{BHAR}_{i,t} = \prod_{t=1}^T [1 + R_{i,t}] - \prod_{t=1}^T [1 + E(R_{i,t})] \quad (2)$$

其中 $R_{i,t}$ 是i公司在盈余公告日后第t个交易日的实际收益，而 $E(R_{i,t})$ 则是i公司所在行业在盈余公告日后第t

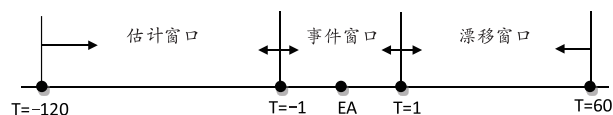


图2 相关研究窗口

个交易日的平均收益。 $R_{i,t}$ 和 $E(R_{i,t})$ 都来自RESSET金融数据库。

未预期盈余是盈余公告后股价漂移的主要解释变量。本文参照Foster等(1984)的方法，采用公式(3)定义未预期盈余：

$$\text{SUE} = (\text{EPS}_{i,t} - \text{EPS}_{i,t-1}) / |\text{EPS}_{i,t-1}| \quad (3)$$

其中 $\text{EPS}_{i,t}$ 是i公司在第t年的每股收益，而 $\text{EPS}_{i,t-1}$ 则是i公司在第t-1年的每股收益。所有的收益数据同样来自RESSET金融数据库。

将公式(3)计算所得的未预期盈余作10等分处理，用 $\text{SUE}=1 \sim 10$ 表示。 SUE 的系数 α_1 代表着未预期盈余和购买一持有异常收益的关系。我们推测系数 α_1 显著为正，系数越高，说明两者的关系越强，即漂移的程度越高。

深交所和上交所于2008年底推出了各自的XBRL实例文档披露平台，2008年的年度报告是首批强制使用XBRL实例文档的报告。为了检验XBRL的实施是否降低了资本市场上盈余公告后的股价漂移程度，本文使用了同一研究样本进行事件前后的对比分析，因此引入一个虚拟变量XBRL，在2008~2012年取1，而在其余年份取0。在XBRL强制实施以前(XBRL=0)，SUE的合并系数是 α_1 ；XBRL强制实施以后(XBRL=1)，SUE的合并系数是 $\alpha_1 + \alpha_2$ ，两者差异是 α_2 。如果盈余公告后的股价漂移在XBRL强制实施以后降低，那么交互项SUE_XBRL的系数 α_2 将是显著为负的。

其他变量的解释如表1所示。其中，公司的规模(SIZE)用期初总资产的自然对数来表示；公司的成长性用所有者权益的市值账面价值比(MTB)表示；风险因子(BETA)采用盈余公告日前120个交易日的日收益数据用模型(4)估计而得；盈余惯性的用盈余公告日前60个交易日的异常收益(PREBHAR)来控制。为控制由投资者反应不足和过度反应等原因造成的股价漂移，还对股市流动性、交易成本以及套利风险进行了控制(Mendenhall, 2004)。其中套利风险(VOLAT)以模型(4)估计所得残差的标准差表示。最后，为控制投资者的专业程度，还引入机构投

^② 本文没有在模型里单独控制XBRL，这是因为2008年以后，我国A股上市公司都被强制要求呈交XBRL实例文档。换言之，在研究期间不存在未采用XBRL技术的公司作为控制样本。

表1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	购买—持有异常收益	BHAR	$BHAR_{i,t} = \prod_{t=1}^T [1 + R_{i,t}] - \prod_{t=1}^T [1 + E(R_{i,t})]$
解释变量	未预期盈余	SUE	$SUE = (EPS_{i,t} - EPS_{i,t-1}) / EPS_{i,t-1} $
	可扩展商业报告语言	XBRL	虚拟变量, XBRL 强制实施 (2008 年) 之前取 0, 强制实施之后取 1
	交乘项	SUE_XBRL	未预期盈余和 XBRL 的乘积
控制变量	公司规模	SIZE	公司期初总资产的自然对数
	市值账面价值比	MTB	权益市值 / 权益账面价值
	风险因子	BETA	采用盈余公告日前 120 个交易日的日收益数据用以下模型估计 $R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t}(R_{m,t} - R_{f,t}) + \epsilon_{i,t}$
	盈余公告前异常收益	PREBHAR	用公司盈余公告日前 60 个交易日的日收益率和行业平均收益率计算而得
	股市流动性	TURNR	估计窗口期间的平均日换手率
	交易成本	DVOL	估计窗口期间的平均日交易金额
	套利风险	VOLAT	盈余公告日前 120 个交易日的股票波动性
	机构持股比例	IO	公司当年流通股的机构投资者持股比例
	分析师跟踪人数	ANACOV	在年度 t 内对公司进行研究并给出分析报告的分析师人数
	国有企业	SOE	虚拟变量, 国企取 1, 其他企业取 0
	行业 / 年度	IND/YEAR	按证监会分类标准和年度分别设置虚拟变量

投资者持股比例 (IO) 和分析师跟踪人数 (ANACOV) 两个控制变量。

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t}(R_{m,t} - R_{f,t}) + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

为验证假设 2, 本文根据第一大股东持股比例的高低, 将每年每个行业的样本分为五组, 分别取 1~5, 并将其进行标准化处理。组 1 代表第一大股东持股比例最低的样本公司, 即股权最分散的公司; 组 5 代表第一大股东持股比例最高的公司, 即股权最集中的公司。接着用三阶段最小二乘法 (3SLS), 比较这两组公司在 XBRL 强制实施之后股价漂移程度变化的差异, 以此反映股权集中度的影响。如果股权集中度会影响 XBRL 对盈余信息传递的促进作用, 进而影响盈余公告后的股价漂移, 本文预测模型 (5) 中 α_2 的绝对值显著大于 β_2 的绝对值。

$$\begin{cases} BHAR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 SUE_{i,t} + \alpha_2 SUE_XBRL_{i,t} + \\ \quad CONTROLS + IND + YEAR + \epsilon_{i,t} & L = 1 \\ BHAR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SUE_{i,t} + \beta_2 SUE_XBRL_{i,t} + \\ \quad CONTROLS + IND + YEAR + \epsilon_{i,t} & L = 5 \end{cases} \quad (5)$$

相似的, 为验证假设 3a, 本文首先引入一个虚拟变量 SOE, 基于 RESSET 金融数据的分类将由国家或地方政

府控股的企业定义为国有企业 (SOE=1), 而将其他企业定义为非国有企业 (SOE=0)。接着根据样本公司的规模以及行业, 从非国有企业中找出与国有企业配对的样本公司。为检验假设 3b, 则直接根据是否存在国有股份将样本公司分为两个子样本。最后用三阶段最小二乘法 (3SLS) 比较 XBRL 强制实施以后两组配对样本间盈余公告后股价漂移程度的变化差异。

四、样本选择和实证结果

(一) 样本与数据

本文以深交所和上交所 2004~2012 年的上市公司为研究样本, 以 Forster 等 (1984) 提出的随机游走模型估计未预期盈余。因为该模型需要至少四年的盈余数据才可以计算未预期盈余的标准差, 所以将原始样本的范围拓宽至 2000 年到 2012 年。股市数据和公司的财务数据来自 RESSET 金融数据库, 分析师预测数据来自 CSMAR 金融数据库。

原始数据做以下处理: (1) 删除了总资产、权益的市值与账面价值、换手率、日收益和日交易金额等关键数据缺失的样本公司; (2) 删除了金融行业的所有样本公司;

表2 描述性统计

变量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
BHAR	-0.024	-0.043	0.197	-0.526	0.696
SUE	5.666	6.000	2.895	1.000	10.000
SIZE	21.976	21.874	1.090	19.204	26.974
MTB	3.324	2.607	2.445	0.709	14.601
BETA	0.992	1.012	0.205	0.437	1.473
PREBHAR	-0.002	-0.020	0.196	-0.515	0.732
TURNR	1.535	1.298	1.028	0.107	5.088
DVOL	17.856	17.894	1.061	14.276	20.296
VOLAT	0.001	0.000	0.000	0.000	0.002
IO	0.145	0.110	0.134	0.000	0.902
ANACOV	30.407	13.000	42.193	1.000	385.000

(3) 删除了2008年以后才上市的样本公司。这是因为需要XBRL强制实施前后的股市数据作为对比才可以进行差异测试；(4) 删除了各年样本量不足15的行业，这是因为我们在模型中控制了年份和行业的固定效应，所以样本量不足15的行业可能会干扰总体结果。最终的样本包含了5 203条数据。此外，还对所有连续变量按1%进行了Winsorize缩尾处理，以此消除极端值的影响。

(二) 描述性统计

表2汇总了所有变量的描述性统计数据。其中，购买一持有异常收益(BHAR)的平均值和中位数都微小于0，说明样本公司的收益要略低于行业平均水平。风险因子(BETA)的均值和中位数都接近1，分别为0.992和1.012。根据变量的标准差和离差系数可知，各个公司的未预期盈余(SUE)、公司规模(SIZE)、风险因子(BETA)以及交易成本(DVOL)的差异相对较小，而市值账面价值比(MTB)、股市流动性(TURNR)、套利风险(VOLAT)、机构持股比例(IO)和分析师跟踪人数(ANACOV)的差异则相对较大。

(三) 相关关系

相关分析显示在没有控制其他变量时，购买一持有异常收益和未预期盈余之间存在显著的正相关关系，说明我国股市总体上存在盈余公告后的价格漂移现象。市值账面价值比MTB、盈余公告前异常收益PREBHAR、分析师跟

踪人数ANACOV与购买一持有异常收益BHAR正相关；风险因子BETA、股市流动性TURNR、套利风险VOLAT与购买一持有异常收益负相关。市场层面的三个控制变量之间存在显著的正向关系。限于篇幅，相关数据并未列出。

(四) 实证结果

表3报告了模型(1)的回归结果。从表3第(1)列可以看出，在控制了影响购买一持有异常收益的因素及行业和年度变量后，未预期盈余SUE的系数为0.002，在5%的水平上显著为正，说明我国的资本市场同其他国家一样，同样存在盈余公告后的股价漂移现象，与以前研究的结果基本一致(孔东民和柯瑞豪，2007；张肖飞，2012)。表3第(2)列，引入未预期盈余SUE与XBRL的交乘项SUE_XBRL，其系数为-0.005，在1%的水平上显著为负，表示XBRL实施以后，未预期盈余SUE与购买一持有异常收益的关系减弱，即盈余公告后的股价漂移程度显著减弱，假设1得证^③。绝大多数控制变量对购买一持有异常收益的影响方向和理论预期相一致^④。公司规模SIZE的系数为-0.014，在1%的水平上显著，说明大规模公司购买一持有异常收益相较于小规模公司要低；盈余公告前异常收益PREBHAR的系数显著为正，表明漂移现象起于盈余信息公布之前，也与先前研究一致(Hung等，2015)；股市流动性TURNR的系数显著为负而套利风险VOLAT的系数显著为正，说明股价漂移现象主要存在于高流动性

^③ SUE系数与SUE_XBRL系数相加接近于0或为负主要是因为XBRL实施后阶段包含了2008年，受金融危机的影响，当年的购买一持有异常收益与未预期盈余的关系相对较弱，购买一持有异常收益的值普遍为负，在第五部分稳健性检验中剔除2008年的数据后则可以发现两者的系数和为正，但这并不影响对主假设的检验。

表3 XBRL对盈余公告后股价漂移的影响

	(1)	(2)
SUE	0.002** (2.09)	0.006*** (3.38)
SUE_XBRL		-0.005*** (-2.67)
SIZE	-0.014*** (-2.85)	-0.014*** (-2.96)
MTB	-0.002 (-1.20)	-0.002 (-1.26)
BETA	-0.042*** (-2.85)	-0.042*** (-2.82)
PREBHAR	0.042*** (2.87)	0.041*** (2.80)
TURNR	-0.017*** (-3.40)	-0.017*** (-3.38)
DVOL	0.006 (0.92)	0.006 (0.92)
VOLAT	26.220** (2.10)	25.750** (2.07)
IO	-0.017 (-0.76)	-0.017 (-0.79)
ANACOV	0.003 (0.91)	0.003 (1.03)
Constant	0.235*** (2.94)	0.227*** (2.84)
IND/YEAR	Yes	Yes
Adjusted R ²	0.0435	0.0446
N	5 203	5 203

注：***表示在1%的水平上显著；**表示在5%的水平上显著；*表示在10%的水平上显著。

的股市，而且受套利约束的影响，这与Ng等(2008)发现的一致。机构持股比例IO和分析师跟踪人数ANACOV的系数并不显著，这可能与机构投资者和证券分析师的羊群效应有关(Puckettand和Yan, 2008)。

表4的第(1)列展示了基于股权集中度的回归结果，

为简洁起见，只列示了主要结果。其中，股权分散的企业SUE_XBRL的系数为-0.009，在1%的水平上显著，而股权集中的企业SUE_XBRL的系数仅为-0.004，说明XBRL强制实施以后股权集中企业的盈余公告后股价漂移程度的下降幅度不及股权分散的企业，两组系数的差异在5%的水平上显著，对应的 χ^2 值为4.00，假设2得证。表4的第(2)列展示了基于企业控股股东性质的回归结果。结果显示对于非国有企业，SUE_XBEL的系数并不显著，而国有企业SUE_XBRL的系数则在1%的水平上显著为负，两组系数的差异在5%的水平上显著。由此可见，相比非国有企业，国有企业对XBRL的强制实施更为敏感，盈余公告后股价漂移程度下降更多。表4的第(3)列列示了有关国家参股影响的回归结果。对于纯民营企业，SUE_XBEL的系数并不显著，而国家参股企业SUE_XBRL的系数则在1%的水平上显著为负，两组系数的差异也在1%的水平上显著。假设3由此得证，说明了政府干预对于企业贯彻实施XBRL技术的重要性。

五、稳健性检验

(一) 市场与会计因素的影响

盈余公告后股价漂移的影响因素众多，研究可能受到各种噪音的干扰。为了检验主要研究结果的稳健性，本文又在基础模型里进一步控制了盈余公告后股价漂移的两类主要影响因素：市场相关影响因素和会计相关影响因素。

市场因素方面，我们主要关注股市流动性和套利风险，分别用换手率和股票波动性来衡量。Mendenhall(2004)以股票波动性作为套利风险的代理变量，研究得出相比套利风险低的股票，套利风险高的股票漂移现象更明显。Ng等(2008)和Chordia等(2009)的研究则一致表明盈余公告后的股价漂移现象主要存在于流动性差的股市。会计因素方面，我们则重点关注会计信息质量，因为会计信息质量的高低是股价能否及时反映新增信息的又一关键影响因素(Callen等, 2013)。本文参照Kothari等(2005)，使用考虑业绩的修正后琼斯模型计算操纵性应计利润来衡量企业的会计信息质量。

为控制市场因素和会计因素，本文进一步将股市流动性TURNR、套利风险VOLAT、操纵性应计利润DA等连续变量排序，重新调整为等级变量。首先，将各年各行业的TURNR和VOLAT均分为5组，同时引入变量T和

④在模型中，风险因子BETA的系数显著为负，这可能是由于我国资本市场尚处于弱势有效状态，所以存在低风险异象(Low-Risk Anomaly)(Blitz等, 2013)。

表4 股权结构影响的三阶段最小二乘法检验^⑤

	(1)		(2)		(3)	
	股权分散	股权集中	国有企业	非国有企业	国家参股企业	纯民营企业
SUE	0.005*** (3.07)	0.005*** (3.04)	0.011*** (5.09)	0.001 (0.46)	0.008*** (5.20)	0.002 (1.25)
SUE_XBRL	-0.009*** (-4.69)	-0.004* (-1.75)	-0.011*** (-4.14)	-0.002 (-0.85)	-0.011*** (-5.46)	-0.000 (-0.22)
IND/YEAR	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
χ^2	4.00**		5.29**		13.15***	
R ²	0.0924	0.0505	0.0601	0.0606	0.0564	0.0701
N	1 013	1 023	1 352	1 352	2 820	2 375

注：***表示在1%的水平上显著；**表示在5%的水平上显著；*表示在10%的水平上显著。

V, 5代表最高的水平而1代表最低的水平。然后对操纵性应计利润的绝对值进行相似的操作, 将产生的新变量定义为AQ。通过交乘项SUE×T(SUE_T)、SUE×V(SUE_V)和SUE×AQ(SUE_AQ)对股市流动性、套利风险和会计信息质量进行控制, 修正后的模型如下所示:

$$\begin{aligned} \text{BHAR}_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{SUE}_{i,t} + \alpha_2 \text{SUE_XBRL}_{i,t} + \alpha_3 \text{SUE_T}_{i,t} \\ & + \alpha_4 \text{SUE_V}_{i,t} + \alpha_5 \text{SUE_AQ}_{i,t} + \alpha_6 \text{SIZE}_{i,t} \\ & + \alpha_7 \text{MTB}_{i,t} + \alpha_8 \text{BETA}_{i,t} + \alpha_9 \text{PREBHAR}_{i,t} \\ & + \alpha_{10} \text{TURNR}_{i,t} + \alpha_{11} \text{DVOL}_{i,t} + \alpha_{12} \text{VOLAT}_{i,t} \\ & + \alpha_{13} \text{IO}_{i,t} + \alpha_{14} \text{ANACOV}_{i,t} + \text{IND} + \text{YEAR} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (6)$$

修正后模型的回归结果如表5所示, 为简洁起见, 只列示了交乘项的回归结果。从表5的第(1)列可知, 在控制了各项影响因素后, 股权分散的公司SUE_XBRL的系数为-0.009, 1%水平上显著, 而股权集中的公司SUE_XBRL的系数虽然同样显著, 但是系数只有-0.004, 两组系数的差异在10%的水平上显著。第(2)列中, 国有企业SUE_XBRL的系数显著为负, 而非国有企业SUE_XBRL的系数却不显著, 两组系数的差异在5%的水平上显著。第(3)列的回归结果类似, 国家参股企业SUE_XBRL的系数显著而纯民营企业SUE_XBRL的系数不显著。所有结果和主检验的回归结果一致。此外, SUE_AQ的系数对于股权集中的公司显著, 而对于股权分散的公司不显著, 由

此可见大股东有动机控制企业的管理层, 通过盈余操纵的方式谋取自身的利益。

(二) 替代研究方法——交乘法

使用交乘法重新检验股权结构的影响。其中OS代表股权结构的各项代理变量: 第一大股东的持股比例(LARGES), 企业是否为国有企业(SOE)以及是否存在国有股份(SS)。主要关注二次交乘项SUE×XBRL×OS(SUE_XBRL_OS)的系数, 因为该系数体现了一组公司相较于另一组公司盈余公告后股价漂移变化的增量。由主检验的研究结果可知集中的股权结构会阻碍XBRL的实施而国家参股可以有效地促进XBRL的贯彻实施, 预测当OS表示第一大股东的持股比例(LARGES)时, SUE_XBRL_OS的系数是显著为正的; 而当OS表示国有企业(SOE)或者国家参股企业(SS)时, 该系数是显著为负的。

表6第(2)列和第(3)列显示, SUE_XBRL_SOE和SUE_XBRL_SS的系数在1%的水平上显著为负, 该结果与三阶段最小二乘法得出的结果一致, 说明国家参股有助于XBRL的实施, 相比纯民营企业, 这些企业在XBRL强制实施之后盈余公告后股价漂移下降得更多。然而第(1)列中SUE_XBRL_LARGES的系数并不显著, 说明在交乘法下并没有充分的证据表明集中的股权结构有碍XBRL的实施。

(三) 未预期盈余的替代衡量方法

^⑤表4显示非国有企业和纯民营企业SUE的系数前后都不显著, 这可能是由于参照传统随机游走模型(Forster等, 1984)计算得出的未预期盈余SUE存在一定偏差。岳衡和林小驰(2008)指出由分析师预测数据估计而得的未预期盈余比传统模型更可靠, 在第五部分稳健性检验中用分析师预测数据得出的SUE3重新进行检验, 可以发现非国有企业和纯民营企业SUE的系数显著为正, 存在PEAD现象(见表8), 但这并不影响对主假设的检验。

表5 控制市场因素和会计因素后的回归结果

	(1)		(2)		(3)	
	股权分散	股权集中	国有企业	非国有企业	国家参股企业	纯民营企业
SUE	0.003 (1.06)	-0.001 (-0.22)	0.012*** (3.58)	-0.008** (-2.08)	0.002 (0.73)	0.004 (1.44)
SUE_XBRL	-0.009*** (-4.56)	-0.004** (-2.04)	-0.012*** (-4.39)	-0.002 (-0.72)	-0.011*** (-5.46)	-0.001 (-0.33)
SUE_T	0.001** (2.36)	0.002*** (3.88)	-0.002*** (-2.73)	0.001 (1.39)	0.001 (1.03)	-0.001*** (-3.02)
SUE_V	-0.001 (-1.31)	-0.001* (-1.86)	0.001** (2.21)	0.002*** (2.93)	0.001** (2.01)	0.001 (1.20)
SUE_AQ	-0.000 (-1.13)	0.001*** (3.57)	0.000 (0.56)	-0.000 (-0.32)	-0.000 (-0.03)	0.001* (1.90)
χ^2	2.89*		6.58**		12.60***	
R ²	0.0939	0.0542	0.0651	0.065	0.0587	0.0719
N	1 010	1 022	1 350	1 346	2 811	2 373

注：***表示在1%的水平上显著；**表示在5%的水平上显著；*表示在10%的水平上显著。

表6 交乘法的回归结果

	(1)	(2)	(3)
	股权集中	国有企业	国家参股企业
SUE	0.005** (2.14)	0.003 (1.60)	0.003 (1.49)
SUE_XBRL	-0.005 (-1.80)	-0.002 (-0.96)	-0.002 (-0.85)
SUE_OS	0.000 (0.39)	0.005*** (3.26)	0.003** (2.05)
SUE_XBRL_OS	-0.000 (-0.16)	-0.006*** (-3.33)	-0.006*** (-2.88)
IND/YEAR	Yes	Yes	Yes
Adjusted R ²	0.0443	0.0465	0.0458
N	5 195	5 195	5 195

注：***表示在1%的水平上显著；**表示在5%的水平上显著；*表示在10%的水平上显著。

文献显示由分析师预测数据估计而得的未预期盈余相比传统模型更可靠(Doyle等, 2006; Ng等, 2008; 岳衡和林小驰, 2008)。但是鉴于国内对分析师预测数据的

可靠性尚存争议,在主检验中依旧使用传统的随机游走模型估计未预期盈余。在稳健性检验中,本文用分析师预测数据重新估计未预期盈余,对各项假设进行检验。未预期盈余的三种衡量方法如下所示:SUE1的定义和主检验一致,用本期实际盈余和上一年度盈余的差异除以上一年度盈余的绝对值计算而得;SUE2用本期实际盈余和上一年度盈余的差异除以之前四个年度未预期盈余的标准差计算而得;SUE3用实际盈余和本期分析师预测盈余的差值除以平均预测盈余的绝对值计算而得。

表7列示了未预期盈余SUE1、SUE2、SUE3的描述性统计数据。Panel A显示SUE1和SUE2的大小相近,但是SUE3的中位数和均值都小于0,这说明分析师预测有乐观倾向,和先前国内外的研究一致(原红旗和黄倩茹, 2007; Libby等, 2008; 张雪兰和何德旭, 2008)。Panel B列示了三者的相关性,结果表明三个变量在1%的水平上两两显著相关。尤其是Spearman相关系数都大于0.6,说明三者高度相关,可以相互替代。

表8列示了基于分析师预测的未预期盈余(SUE3)的回归结果。从中可知国有企业以及国家参股企业, SUE_XBRL的系数显著为负,而相应的配对样本(非国有企业以及纯民营企业)SUE_XBRL的系数却不够显著,两者差异在5%以及1%的水平上显著,该结果和表3中的主检

表7 未预期盈余的描述性统计和相关性

Panel A: SUE1、SUE2与SUE3的描述性统计						
	N	均值	中位数	标准差	Q1	Q3
SUE1	5 203	0.065	0.052	2.659	-0.337	0.476
SUE2	5 203	0.134	0.089	1.166	-0.752	0.966
SUE3	5 203	-0.539	-0.317	3.795	-0.634	-0.060

Panel B: SUE1、SUE2与SUE3的相关性 (Pearson 相关系数左下, Spearman 相关系数右上)			
	SUE3	SUE1	SUE2
SUE3	1	0.887***	0.627***
SUE1	0.458***	1	0.663***
SUE2	0.187***	0.130***	1

注：***表示在1%的水平上显著；**表示在5%的水平上显著；*表示在10%的水平上显著。

表8 基于分析师预测的未预期盈余 (SUE3) 回归结果

	(1)		(2)		(3)	
	股权分散	股权集中	国有企业	非国有企业	国家参股企业	纯民营企业
SUE3	0.013*** (5.56)	0.006*** (2.62)	0.012*** (5.46)	0.004* (1.88)	0.007*** (4.85)	0.004** (2.02)
SUE3_XBRL	-0.014*** (-5.10)	-0.006** (-2.11)	-0.014*** (-5.08)	-0.005* (-1.94)	-0.014*** (-7.07)	-0.002 (-0.98)
χ^2	0.67		5.03**		17.11***	
R ²	0.0934	0.0569	0.0622	0.0627	0.059	0.0717
N	1 013	1 023	1 352	1 352	2 820	2 375

注：***表示在1%的水平上显著；**表示在5%的水平上显著；*表示在10%的水平上显著。

验结果大体相似,表明XBRL的强制实施对存在国有股份的企业的作用更为明显。但是和主检验不一样的是,股权分散和股权集中的企业SUE_XBRL的系数差异并不显著,这可能是样本规模或者其他未知因素导致的。但是我们仍然可以从中看到和主检验相似的趋势。虽然两组样本公司SUE_XBRL的系数都显著,但是股权分散企业SUE_XBRL的系数的绝对值要更大些。换言之,虽然XBRL强制实施以后,两组样本公司盈余公告后股价漂移程度都显著下降,但是股权分散企业下降得更多。

(四) 金融危机的影响

考虑到2008年的金融危机可能会引起股市的异常动荡,而且XBRL实例文档的全面同步披露始于2008年的年度报告,而在强制实施的第一年XBRL可能并不能起到预期的效果,本文剔除2008年的644个样本,对剩余样本重新做了检验,发现结论依旧稳健。

(五) 新会计准则的影响

本研究事件只表现为年度节点,存在一定不足。2008年之前的一些政策,例如2007年新会计准则的实施造成的持续性影响也可能对本文的研究结果带来干扰。为进一步说明PEAD的下降是2008年的XBRL披露政策而不是2007年的新会计准则引起的,本文以新会计准则实施后的样本(2007年和2009~2012年)为基础重新对主假设进行检验,结论依旧稳健。

六、结论

作为一项先进的商业报告语言,XBRL的强制实施给资本市场带来了巨大的影响。本文使用深交所和上交所2004~2012年的上市公司样本检验了XBRL对盈余公告后股价漂移的影响。研究发现在不同的股权结构和不同的潜在动机下,XBRL都可以在不同的水平上有效地降低盈余公告后的股价漂移程度。本文还对比分析了股权集中与分散、国有企业与非国有企业以及国家参股企业与纯民营

企业的不同影响,发现有关股权集中有碍XBRL实施的证据相对有限,不够充分。研究结果表明国家参股有助于XBRL的贯彻实施。XBRL强制实施以后,国有企业以及国家参股企业盈余公告后股价漂移下降得更多,而且该结论在其他代理变量以及交乘法等稳健性检验中依旧成立。

综上, XBRL可以改善资本市场总体的效率,但其效用受企业股权结构的影响。大股东为谋取自身的利益有限制XBRL实施的动机,而政府出于宏观调控的目的则积极推动XBRL的贯彻实施。

本研究可能对投资者以及证券市场的监管者有一定借鉴意义。一方面,监管者可以借用先进的信息技术,同时加强与其他政府机构的合作来健全我国的资本市场。另一方面,本文有助于中小投资者进一步了解XBRL实例文档的作用,积极关注、使用先进的信息披露方式,从而做出更为合理的投资决策。

主要参考文献:

[1] 陈胜蓝,魏明海. 投资者保护与财务会计信息质量[J]. 会计研究, 2006, (10): 28-35.

[2] 陈宋生,李文颖,吴东琳. XBRL、公司治理与权益成本——财务信息价值链全视角[J]. 会计研究, 2015, (3): 58-67.

[3] 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.

[4] 孔东民,柯瑞豪. 谁驱动了中国股市的PEAD? [J]. 金融研究, 2007, (10): 82-99.

[5] 穆秀萍. 中国石油实施XBRL的经验与体会[J]. 财务与会计, 2012, (12): 58-59.

[6] 史永,张龙平. XBRL财务报告实施效果研究——基于股价同步性的视角[J]. 会计研究, 2014a, (3): 3-10.

[7] 史永,张龙平. XBRL财务报告对分析师预测的影响研究[J]. 宏观经济研究, 2014b, (8): 121-132.

[8] 唐宗明,蒋位. 中国上市公司大股东侵害度实证分析[J]. 经济研究, 2002, (4): 44-50.

[9] 王化成,胡国柳. 股权结构与企业投资多元化关系: 理论与实证分析[J]. 会计研究, 2005, (8): 56-62.

[10] 王琳,龚昕. 我国XBRL财务报告应用与会计信息质量——基于沪深经验数据的实证分析[J]. 财经问题研究, 2012, (11): 124-129.

[11] 徐经长,张艺馨,曾令会. XBRL与经营效率——来自深圳证券交易所的经验数据[J]. 社会科学辑刊, 2014, (2): 131-136.

[12] 杨周南,朱建国,刘锋,孙凡,赵英吉. XBRL分类标准认证的理论基础和方法学体系研究[J]. 会计研究, 2010,

(11): 10-15.

[13] 于李胜,王艳艳. 信息不确定性与盈余公告后漂移现象(PEAD)——来自中国上市公司的经验证据[J]. 管理世界, 2006, (3): 40-49+56.

[14] 岳衡,林小驰. 证券分析师VS统计Model: 证券分析师盈余预测的相对准确性及其决定因素[J]. 会计研究, 2008, (8): 40-49.

[15] 张天西. 网络财务报告:XBRL标准的理论基础研究[J]. 会计研究, 2006, (9): 56-63.

[16] 张雪兰,何德旭. 证券分析师利益冲突影响投资者利益吗——一个经验研究评述(1995-2007)[J]. 金融研究, 2008, (7): 170-183.

[17] 曾建光,伍利娜,谌家兰,王立彦. XBRL、代理成本与绩效水平——基于中国开放式基金市场的证据[J]. 会计研究, 2013, (11): 88-94.

[18] Bai, C.E., Liu, Q., Lu, J., Song, F. M., Zhang, J. Corporate Governance and Market Valuation in China [J]. Journal of Comparative Economics, 2004, 32(4): 599-616.

[19] Bai, Z., Sakaue, M., Takeda, F. The Impact of XBRL Adoption on the Information Environment: Evidence from Japan[J]. The Japanese Accounting Review, 2014, (4): 49-74.

[20] Bushman, R. M., Piotroski, J.D. Financial Reporting Incentives for Conservative Accounting: The Influence of Legal and Political Institutions[J]. Journal of Accounting and Economics, 2006, 42(1): 107-148.

[21] Callen, J. L., Khan, M., Lu, H. Accounting Quality, Stock Price Delay, and Future Stock Returns[J]. Contemporary Accounting Research, 2013, 30(1): 269-295.

[22] Chen, G., Firth, M., Xu, L. Does the Type of Ownership Control Matter? Evidence from China's Listed Companies[J]. Journal of Banking and Finance, 2009, 33: 171-181.

[23] Chordia, T., Goyal, A., Sadka, G., Sadka, R., Shivakumar, L. Liquidity and the Post-Earnings-Announcement Drift[J]. Financial Analysts Journal, 2009, 65(4): 18-32.

[24] Cullinan, C. P., Wang, F., Wang, P., Zhang, J. Ownership Structure and Accounting Conservatism in China [J]. Journal of International Accounting, Auditing and Taxation, 2012, 21(1): 1-16.

[25] Ding, Y., Zhang, H., Zhang, J. Private VS State Ownership and Earnings Management: Evidence from Chinese Listed Companies[J]. Corporate Governance: An Inter-

- national Review, 2007, 15(2) : 223-238.
- [26] Doyle, J. T., Lundholm, R. J., Soliman, M. T. The Extreme Future Stock Returns Following I/B/E/S Earnings Surprises[J]. Journal of Accounting Research, 2006, 44(5) : 849-887.
- [27] Efendi, J., Park, J. D., Smith, L. M. Do XBRL Filings Enhance Informational Efficiency? Early Evidence from Post-Earnings Announcement Drift[J]. Journal of Business Research, 2014, 67(6) : 1099-1105.
- [28] Hung, M., Li, X., Wang, S. Post-Earnings-Announcement Drift in Global Markets : Evidence from an Information Shock[J]. Review of Financial Studies, 2015, 28(4) : 1242-1283.
- [29] Kim, J. W., Lim, J. H., No, W. G. The Effect of First Wave Mandatory XBRL Reporting across the Financial Information Environment[J]. Journal of Information Systems, 2012, 26(1) : 127-153.
- [30] Lee, Y. J. The Effect of Quarterly Report Readability on Information Efficiency of Stock Prices[J]. Contemporary Accounting Research, 2012, 29(4) : 1137-1170.
- [31] Libby, R., Hunton, J. E., TAN, H. T., Seybert, N. Relationship Incentives and the Optimistic/Pessimistic Pattern in Analysts' Forecasts[J]. Journal of Accounting Research, 2008, 46(1) : 173-198.
- [32] Lin, Z. J., Liu, M. The Impact of Corporate Governance on Auditor Choice : Evidence from China[J]. Journal of International Accounting, Auditing and Taxation, 2009, 18(1) : 44-59.
- [33] Liu, C., Wang, T., Yao, L. XBRL's Impact on Analyst Behavior : An Empirical Study[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2014a, 33(1) : 69-82.
- [34] Liu, X., Saidi, R., Bazaz, M. Insitutional Incentives and Earnings Quality : The Influence of Government Ownership in China[J]. Journal of Contemporary Accounting and Economics, 2014b, 18(3) : 248-261.
- [35] Mendenhall, R. R. Arbitrage Risk and Post-Earnings-Announcement Drift[J]. The Journal of Business, 2004, 77(4) : 875-894.
- [36] Mohammed, N., Ahmed, K., Ji, X. Accounting Conservatism, Corporate Governance and Political Influence : Evidence from Malaysia[J]. Review of Accounting Studies, 2009, 14 : 161-201.
- [37] Ng, J., Rusticus, T. O., Verdi, R. S. Implications of Transaction Costs for the Post-Earnings Announcement Drift[J]. Journal of Accounting Research, 2008, 46(3) : 661-696.
- [38] Puckett, A., Yan, X. Short-Term Institutional Herding and Its Impact on Stock Prices[R]. Working Paper, University of Missouri, 2009.
- [39] Yoon, H., Zo, H., Ciganek, A. P. Does XBRL Adoption Reduce Information Asymmetry? [J]. Journal of Business Research, 2011, 64(2) : 157-163.

The Impact of XBRL Adoption on Post-Earnings Announcement Drift: Based on the Perspective of Ownership Structure

CHEN Song-sheng, TONG Xiao-xiao

Abstract: According to the implementation of XBRL in China, this paper tests the impact of the mandatory adoption of XBRL on post-earnings announcement drift (PEAD) and how ownership structure affects the impact. The results show that PEAD declines significantly in the Post_XBRL period. Furthermore, we find SOEs are more sensitive to the adoption of XBRL. Our results keep robust when we replicate our analysis with control variables, alternative proxies and reselected sample. The conclusion is that the government intervention has the positive adjustment to capital market in China which supports the adoption and promotion of XBRL.

Key words: XBRL; post-earnings announcement drift; ownership structure; state share

(责任编辑 周愈博)