

# 会计信息可比性与上市公司业绩预告外溢效应\*

李青原 王露萌

(武汉大学经济与管理学院, 湖北 武汉 430072)



**内容提要:**现有信息披露对资本市场影响的实证研究主要集中研究公司信息披露与自身股价之间的关系。本文对我国上市公司 2007—2017 年发布的业绩预告的信息外溢效应进行了检验,发现上市公司业绩预告对行业内其他公司的市场反应具有显著解释力,表明我国资本市场业绩预告存在信息外溢现象。并且,公司间会计信息可比性越高,外溢效应越显著,表明会计信息可比性促进了公司间的信息传递,对投资者股票交易具有决策参考意义。进一步检验发现,可比性对信息外溢效应的促进作用在市场竞争更激烈的公司中更为显著。此外,预告公司和非预告公司的信息环境对信息传递的影响有所差异。本文研究结论为我国资本市场外部性现象提供经验证据,对于信息披露质量要求以及披露监管政策研究具有启示意义。

**关键词:**业绩预告 会计信息可比性 信息传递 外溢效应

**中图分类号:**F230   **文献标志码:**A   **文章编号:**1002—5766(2020)05—0173—22

## 一、引言

长久以来,会计信息披露在资本市场中的决策有用性都面临一个质疑和挑战——财务会计信息披露的滞后性,使得盈余信息无法及时向投资者传递公司的经营状况。管理层业绩预告作为上市公司公共信息的重要组成部分,提高了盈余信息披露的及时性,降低资本市场信息不对称,受到监管机构、管理层与投资者的广泛关注。在我国,由于会计年度的一致性,上市公司年度信息披露时间比较集中,这有可能造成资本市场短时间内的大幅度波动,对市场稳定产生负面影响。而业绩预告则可以向投资者提前披露经营信息,起到稳定、疏导市场的作用。自 1998 年起,我国监管部门就陆续制定和颁布了一系列有关业绩预告的指导意见和通知。2002 年,证监会要求符合条件的公司进行业绩预告,并鼓励上市公司自愿进行业绩预告披露<sup>①</sup>。

一家公司的信息披露会传递出行业趋势,从而对同行业其他公司盈余传递出行业共性的影响(Foster,1981)<sup>[1]</sup>。例如,“天沃科技”(002564)在 2015 年预亏公告中披露亏损原因是“受经济持续下行影响,部分客户项目进度放缓,具体交付时间存在不确定性,导致当年归属于上市公司股东的

收稿日期:2019-06-26

\* 基金项目:国家社会科学基金重大项目“政府制度转变的红利研究”(18ZDA113);国家自然科学基金项目“制度环境、最终控制人投资组合集中度与民营上市公司价值”(71672129)。

作者简介:李青原,男,教授,博士生导师,研究领域是资本市场会计、审计与税收,电子邮箱:qyli@whu.edu.cn;王露萌,女,博士研究生,研究领域是资本市场财务与会计,电子邮箱:lumengwang@whu.edu.cn。通讯作者:王露萌。

① 证监会要求符合下列三个条件之一的上市公司要进行强制性业绩预告披露:(1)预增。预计全年业绩较上年相比增加 50% 及以上。(2)预减。预计全年业绩较上年相比减少 50% 及以上。(3)预亏。预计全年净利润为负。2006 年,证监会将扭亏为盈列入到业绩预告披露的条件。如果上市公司认为有必要将以下情形向投资者披露,也可进行自愿业绩预告:(1)略增。预计全年净利润较上年有 50% 以下的增长。(2)略减。预计全年净利润较上年有 50% 以下的减少。(3)续盈。预计公司全年盈利。

净利润变动幅度为 $-50\% \sim 0$ ”,这显示了彼时我国宏观经济环境的下行趋势;“东江环保”(002672)在2014年披露预计盈利原因为“本集团抓住了环保产业政策利好形式,通过采取加快推进产能建设,收购兼并,积极拓展市场……致使公司规模扩大,盈利增加”,则呈现了环保产业的政策利好趋势。再如,“华能国际”(600011)于2013年、2014年分别披露了业绩预增原因——“2011年电价调整的翘尾影响、2012年市场煤价下降和公司成本控制有效”以及“2013年度境内燃料成本下降”,则提供了上游产业的基本信息,对所有产业都有一定参考价值。此外,行业间信息传递现象也存在于公司特质信息中(Foster,1981)<sup>[1]</sup>。因此,在市场有效的情况下,如果行业内其他公司披露的业绩预告信息能够为同行业公司提供增量信息,那么,同行业公司股票价格应当对这种增量信息进行及时反应。

财务报表可比性使报表使用者能够识别和理解不同公司之间的相似和不同之处(FASB,2010)<sup>[2]</sup>。可比性作为准则制定机构一致倡导加强的会计信息质量特征,对会计信息决策有用性目标起到至关重要的作用。近年来,学者围绕可比性的决策有用性,研究探讨了可比性对分析师(De Franco等,2011)<sup>[3]</sup>、审计师(Zhang,2018)<sup>[4]</sup>、公司高管决策(Young和Zeng,2015)<sup>[5]</sup>等财务报表使用者的影响,并发现,可比性提高能够为市场带来增量信息,降低报表使用者的信息搜集成本。

本文拟对我国上市公司业绩预告的外溢效应进行检验,并进一步检验公司间不同的会计信息可比性对其信息外溢效应存在的影响。本文可能的研究贡献主要在于:(1)比已有研究(罗玫和宋云玲,2012<sup>[6]</sup>;杨德明和林斌,2006<sup>[7]</sup>)更进一步,本文发现,我国上市公司业绩预告不仅具有信息含量,而且公司的业绩预告能够在一定程度上传递信息,对行业内其他公司股价也具有解释力度。并且,两家公司之间的可比性越高,信息传递越多,信息传递效应越显著。本文对业绩预告外溢效应传导渠道的研究响应了Schipper(1990)<sup>[8]</sup>关于研究行业信息传递机制的号召。(2)本文在有效市场假说下研究公司与公司间盈余信息和股价的联动关系,从一个新视角为我国资本市场信息披露的外部性<sup>①</sup>提供了经验证据。

## 二、文献回顾

### 1. 关于信息传递的相关研究

近年来,一系列研究表明,公司信息披露存在外部性,公司披露信息会影响同行公司的股价(Foster,1981<sup>[1]</sup>;Brochet等,2018<sup>[10]</sup>)、流动性(Bushee和Leuz,2005)<sup>[11]</sup>以及公司投资决策(Badertscher等,2013)<sup>[12]</sup>等。这种外部性源于公司间信息传递现象。Foster(1981)<sup>[1]</sup>采用美国上市公司数据最早发现并证实了上市公司盈余预告存在信息传递;Brochet等(2018)<sup>[10]</sup>对美国上市公司业绩预告以及预告后电话会议的信息传递效应进行了检验,他们发现,在电话会议时间窗口期内,发布公司股价和同行业其他公司的股价显著相关;Kim等(2008)<sup>[13]</sup>研究发现,管理层业绩预测也存在信息传递现象,并且信息传递具有正向和负向的区别,正向信息传递主要存在于行业共性信息,而负向信息传递主要来源于竞争转移;Ramnath(2002)<sup>[14]</sup>发现,投资者会将行业内首家披露盈余信息公司的好消息(坏消息)视为行业内其他公司的好消息(坏消息),分析师也会基于行业内首家公司披露的盈余信息对其他公司的盈余预测进行修正。

后续研究在证实信息披露外部性存在的基础上,进一步探讨了公司间信息传递现象的影响因素。例如,Pyo和Lustgarten(1990)<sup>[15]</sup>发现,上市公司之间信息传递受它们之间盈余相关性影响;Firth(1996)<sup>[16]</sup>也认为,盈利能力的相关性是信息传递的主要影响因素;Shroff等(2017)<sup>[9]</sup>的研究表明,同行业公司的信息披露外部性会影响公司的股权融资成本,并且这种外部性受到公司自身信

<sup>①</sup> 外部性指信息披露对披露公司以外的其他公司带来的经济后果(Shroff等,2017)<sup>[9]</sup>。

息环境的影响。具体来说,当公司公共信息较为匮乏时,行业内其他公司的信息披露会作为公司信息披露的一种替代性信息,降低公司股权融资成本。

还有研究表明,分析师在上市公司信息传递过程中也扮演重要角色。例如,Hilary 和 Shen (2013)<sup>[17]</sup>发现,分析师提高了行业内信息传递的效率。分析师帮助市场将信息从一家公司传递到另一家公司,而且分析师的经验对这种信息传递的效率有积极影响。此外,近年来,学术界兴起的有关传染效应的实证研究也根植于上市公司信息传递现象。Gleason 等(2008)<sup>[18]</sup>发现,上市公司财务重述行为会引发投资者对同行业公司财务信息质量的担忧,从而引发同行业公司股价下跌,并且会计信息质量低的公司股价下跌更为显著。

我国学者也对上市公司信息传递现象进行了研究。李世新和刘兴翠(2012)<sup>[19]</sup>发现,财务重述预告具有显著负面市场反应的同时,还会导致同行业其他公司股价随之下跌,表现出显著的传染效应;于李胜和王艳艳(2010)<sup>[20]</sup>研究发现,上市公司信息披露会增加同行业其他公司的相关信息,这种相关性信息能够帮助投资者提高解读能力,进而提高市场效率。

上述研究均证明了资本市场中存在信息传递现象,表明同行业公司信息披露是投资者的信息获取来源,并且信息传递程度受到多种因素影响。

## 2. 关于会计信息可比性相关研究

会计信息可比性使报表使用者能够识别和理解不同公司之间的相似和不同之处,从而提高会计信息质量、改善信息环境,引导资源实现优化配置(FASB,2010)<sup>[2]</sup>。De Franco 等(2011)<sup>[3]</sup>开启了对会计信息可比性决策有用性的相关研究。他们认为,更可比的公司间,其会计信息相互提供了一定基准,促进了信息在可比公司间的传递,使投资者能够更清晰地推断出它们在经济上的异同。他们研究了会计信息可比性的经济后果后发现,可比性降低了分析师的信息搜集成本,提高了分析师预测的准确性。Kim 等(2013)<sup>[21]</sup>发现,会计信息可比性通过帮助信息劣势投资者进行简单和标准化的财务分析,减少了信息不对称,使债务市场参与者对公司信用风险的不确定性降低,能够降低债券交易的信用价差和信用违约互换。胥朝阳和刘睿智(2014)<sup>[22]</sup>对我国上市公司会计信息可比性和盈余管理之间的关系进行检验后发现,可比性越高,上市公司信息环境越透明,其应计盈余管理程度更低。Kim 等(2016)<sup>[23]</sup>的研究表明,财务报表可比性越高,可比公司的信息溢出效应为投资者理解和评价公司业绩提供了帮助,降低了管理层隐藏负面消息的动机,从而降低股价崩盘风险。Choi 等(2019)<sup>[24]</sup>的研究发现,可比性能够降低投资者信息搜集和处理成本,从而提高公司股价中的盈余信息含量,提高未来盈余反应系数。Zhang(2018)<sup>[4]</sup>发现,高会计信息可比性降低了审计师的信息搜集成本,从而提高了审计工作效率。

上述研究均表明,可比公司的信息作为行业内其他公司信息的替代性来源,能够提供增量信息,降低外界的信息获取成本。然而,这些研究从分析师、债权人以及审计师等角度分析了会计信息可比性对报表使用者信息搜集成本以及公司信息含量的影响,却未涉及投资者是否会在交易中参照公司间可比会计信息做出决策的问题。

此外,尽管学界对资本市场信息传递的研究已经较为丰富,但关于我国资本市场信息传递的研究仍然不足,进一步对行业内信息传递影响因素的研究更是匮乏。对于这些问题的研究有助于理解我国资本市场的整体波动以及会计信息可比性在投资者投资决策中的作用。

## 三、理论分析与研究假设

上市公司盈余通常受到经济因素、行业因素以及公司特质因素三方面的影响。Foster (1981)<sup>[1]</sup>认为,信息转移会发生在行业信息和公司特质信息两个渠道。一家公司披露信息会传递出行业趋势,从而传递出关于同行业其他公司盈余的行业共性方面影响。公司特质信息也会为

市场提供行业内竞争转移的信息(Foster,1981)<sup>[1]</sup>。例如,在行业总体增长稳定的情况下,公司发布的关于销售、收益、广告支出等方面信息,可能对该行业其他公司未来盈利能力产生一定消极影响,从而对投资者评估其他公司未来价值提供信息。在有效市场假说下,市场会及时反映这种增量信息的价值。冯旭南(2014)<sup>[25]</sup>采用上市公司业绩预告事件对我国投资者信息获取行为进行了检验,发现在业绩预告公布前四个交易日至业绩预告公布当日,投资者的信息获取力度日益增加,并在预告当日达到顶峰。他的研究证明了 McNichols 和 Trueman(1994)<sup>[26]</sup>关于“公开信息披露刺激投资者私有信息获取行为”的理论推断,表明业绩预告会促进投资者信息搜集行为。同时,投资者的注意力是有限的,他们会基于市场及行业信息做出交易行为(Peng 和 Xiong, 2006)<sup>[27]</sup>,从而带来公司股价之间的共同波动。因此,业绩预告信息的披露会使投资者获取同行业中其他公司行业层面或公司个体层面的相关信息,增加市场中关于同行业公司的信息,投资者会评估这种增量信息对同行业公司的影响,并形成新的价格预期,做出相应交易行为,为其带来一定的市场反应。

公司间更可比的会计信息具有信息溢出效应,即同行业公司间的信息能够互相补充,公司披露的盈余信息是同行业中与披露公司可比性较高的其他公司的信息替代性来源,为同行业公司提供了增量信息(DeFranco 等,2011)<sup>[3]</sup>。在共同经济环境下,提高会计信息可比性能够降低投资者从同行业公司获取信息的成本,并为投资者交易决策提供更多增量信息。Wang(2014)<sup>[28]</sup>研究发现,在 IFRS 实施后,跨国公司之间的信息转移程度增加了,主要是因为 IFRS 的实施提高了跨国公司间的可比性,投资者可以从预告公司的盈余信号中获取更多本国可比公司的估值信息。并且,相比准则没有变化的公司,变更为 IFRS 的公司对国外采用 IFRS 的同行业公司的盈余预告反应更大。当两家公司间可比性更高时,意味着两家公司的盈余计量方法相关性更强,使得一家公司的信息能够通过相关会计计量提供有关另一家公司基本面的信息,从而增加盈余信息含量。这种效应被称为可比性的信息溢出渠道(Fang 等,2019)<sup>[29]</sup>。于李胜和王艳艳(2010)<sup>[20]</sup>研究发现,各公司披露的相关信息越多,越有助于投资者修正对公司价值评估的预期,从而做出交易决策。因此,当上市公司披露的业绩预告传递出有关同行业公司信息时,未预告公司与预告公司间可比性越高,投资者就可以从预告公司的盈余信息中以较低成本提取更多信息,获取的信息越多,就能更准确地评估这些信息对未预告公司估值的影响,形成更确定的股票价格预期,并促使投资者据此做出交易决策,业绩预告的信息外溢效应更为显著。因此,本文提出如下假设:

$H_1$ :公司间会计信息可比性越高,业绩预告的信息外溢效应越大。

Desir(2012)<sup>[30]</sup>认为,行业竞争在行业信息传递和扩散中起重要作用。Kim 等(2008)<sup>[13]</sup>也发现,行业间信息传递受到信息发布公司和信息接收公司之间竞争程度的影响。如果假设  $H_1$  成立,本文预期对于面临不同程度市场竞争压力的公司,可比性对信息外溢效应的影响也会不同。产品市场竞争对信息传递效应的影响主要是基于信息机制(王红建等,2014)<sup>[31]</sup>。信息机制是指相互竞争的企业之间天然地具有一定的信息关联性,其经营信息具有一定替代性关系,从而使投资者自然而然地对相互之间的信息进行获取和参考。因此,产品市场竞争激烈公司间信息具有的关联性会使投资者对同行业公司披露的信息更为敏感,从而更迅速地做出交易决策。此时,可比性降低投资者信息搜集成本的作用更强,因而,其市场反应可能更强烈。因此,本文提出如下假设:

$H_2$ :面临更激烈产品市场竞争环境的公司,会计信息可比性对业绩预告外溢效应的促进影响更显著。

Yu 等(2017)<sup>[32]</sup>研究发现,行业内部信息传递现象受到预告公司和非预告公司信息透明度的影响,信息透明度高的预告公司对其他公司的信息传递效应更显著,因为其盈余能够更好地帮助投

资者对行业内非预告公司进行评估；而非预告公司信息透明度越低，其投资者对从预告公司获取的信息反应越大。如果会计信息可比性帮助投资者从同行业公司的业绩预告信息披露中获取更多信息并做出交易决策，具体来说，当预告公司信息透明度较高时，投资者关注度高，信息传递渠道广泛，传递速度快，其信息披露外溢效应更显著，可比的非预告公司的市场反应也会越大。当预告公司信息透明度较低时，投资者关注度较低，影响信息的传递。而当非预告公司信息透明度较低时，投资者获取信息的途径较少，信息搜集成本较高，来自预告公司的信息成为投资者获取信息的重要替代来源。在预告公司和非预告公司的会计信息更可比时，预告公司的信息披露对非预告公司市场反应的影响更大。预告公司和非预告公司的信息环境对可比性在投资者信息获取行为中的影响可能有不同的作用。因此，本文提出如下假设：

$H_{3a}$ ：预告公司透明度较高时，会计信息可比性对业绩预告外溢效应的促进作用更强。

$H_{3b}$ ：非预告公司透明度较低时，会计信息可比性对业绩预告外溢效应的促进作用更强。

## 四、研究设计

### 1. 模型构建与指标选取

本文将发布业绩预告的公司称为预告公司(*Firm1*)，同行业其他公司称为非预告公司(*Firm2*)，将业绩预告发布日定义为事件日。预告公司发布一次业绩预告，行业内所有非预告公司都可能会受到影响。由于本文对公司对(Pair)之间盈余和股价关系进行检验，一家预告公司会对应*N*家非预告公司。本文将一家预告公司发布业绩预告事件日前后各一天[−1, +1]定义为事件窗口期<sup>①</sup>，并采用盈余反映系数ERC来捕捉非预告公司对盈余预告的市场反应。本文按照证监会2012版行业分类标准保留行业分类全部代码以使行业分类更为细致。本文参照Wang(2014)<sup>[28]</sup>构建如下ERC模型对业绩预告的信息外溢效应进行研究：

$$CAR_2 = \alpha_0 + \beta_1 UE_1 + \beta_2 COMP + \beta_3 COMP \times UE_1 + \beta_k Control_k + \varepsilon_2 \quad (1)$$

其中，被解释变量 $CAR_2$ 是非预告公司(*Firm2*)在预告公司(*Firm1*)披露业绩预告事件窗口期[−1, +1]内采用双因素市场模型估计出的股票累积超额回报率。累积超额回报率的计算采用 $CAR_i = \sum_{t=-1}^1 AR_{it}$ ，其中， $AR_{it}$ 为公司*i*在*t*交易日的股票超额回报率，计算方式为 $AR_{it} = R_{it} - R_{et}$ ， $R_{it}$ 为公司*i*在*t*交易日的实际股票回报率， $R_{et}$ 为估计的股票正常回报率。 $R_{et}$ 计算方式为将[−10, 200]视为估计期，采用考虑现金红利再投资的个股日收益率和综合市场日股票收益率估计出的市场模型残差。在计算时剔除事件日前连续交易不足200天的公司。

在解释变量方面，本文采用分析师预期作为对未预期盈余的估计依据<sup>②</sup>。因为分析师预测通常会反映各种财务与非财务信息，并且反映的时间比时间序列快，还能够避免时间序列模型对盈余估计的偏差(Frost, 1995)<sup>[33]</sup>。本文参照Wang(2014)<sup>[28]</sup>，选择分析师预测盈余的中位数，也就是一致性预测作为预测的盈余，将预告盈余与分析师预测盈余中位数的差额除以分析师预测盈余中位数的绝对值作为未预期盈余 $UE_1$ 。 $COMP$ 为预告公司(*Firm1*)和非预告公司(*Firm2*)之间的可比性。本文借鉴De Franco等(2011)<sup>[3]</sup>对公司与公司间会计信息可比性进行计算。具体计算过程如下：

$$Financial Statements_i = f_i(Economic Events_i) \quad (2)$$

De Franco等(2011)<sup>[3]</sup>认为，会计信息可比性衡量了两家公司会计系统对相同经济业务处理

① 事件窗口期定为[−1, +1]是为了考察业绩预告披露前后的短期市场反应，同时，尽可能避免窗口期内其他因素对股价的干扰。

② 在稳健性测试中，本文采用随机游走模型重新估算未预期盈余进行检验。

结果的差异。公式(2)表明,财务报表是公司会计系统对经济业务的映射结果。如果两家公司的可比性越高,它们对同样经济业务的映射处理结果就越接近。其中, $f_i$ 代表了公司*i*对某类经济业务的会计转换函数,即公司*i*的会计系统。本文选取公司季度净利润除以期初权益作为被解释变量,以季度股票收益率作为解释变量,使用公司连续16个季度的数据采用公式(3)进行回归,计算出每家公司的会计转换函数 $f_i$ 。

$$Earnings_{it} = \alpha_i + \beta_i Return_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

为了计算两家公司对同一经济业务的会计转换结果差异,下述公式(4)和公式(5)分别使用公司*i*和公司*j*会计转换函数对相同经济业务( $Return_{it}$ )进行回归,得到同一经济业务经过两家公司各自会计转换函数后的预期盈余。

$$E(Earnings)_{iit} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i Return_{it} \quad (4)$$

$$E(Earnings)_{jti} = \hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_j Return_{it} \quad (5)$$

其中, $E(Earnings)_{iit}$ 是公司*i*在*t*时期通过其转换函数 $\alpha_i$ 和 $\beta_i$ 对 $Return_{it}$ 的预期盈余, $E(Earnings)_{jti}$ 是公司*j*在*t*时期通过其转换函数 $\alpha_j$ 和 $\beta_j$ 对 $Return_{it}$ 的预期盈余。对同一经济业务的映射结果差异越小,可比性越高。由于本文研究两家公司之间的信息传递现象,根据公式(6)计算出的即为公司*i*和公司*j*之间的可比性度量指标。为了使得该指标与实际情况一致,本文对该指标结果取相反数。即可比性指标越大,会计信息可比性越高。

$$COMP_{ijt} = -1/16 \times \sum_{t=15}^t |E(Earnings)_{iit} - E(Earnings)_{jti}| \quad (6)$$

本文重点关注的是模型(1)中可比性 $COMP$ 与未预期盈余 $UE_1$ 的交乘项系数 $\beta_3$ 。如果上市公司业绩预告存在对同行业其他公司的信息外溢效应,并且可比性越高,外溢效应越强,那么,交乘项系数 $\beta_3$ 预期为正。

控制变量方面,参照Wang(2014)<sup>[28]</sup>以及Brochet等(2018)<sup>[10]</sup>对信息外溢效应的研究,本文控制了预告公司(Firm1)在窗口期的股票累计超额回报率( $CAR_1$ ),计算方法同 $CAR_2$ 。预期披露公司的业绩预告会给自身带来显著市场反应, $CAR_1$ 的系数显著为正。参照Wang(2014)<sup>[28]</sup>,本文还控制了预告公司和非预告公司的规模( $Size_1$ 和 $Size_2$ ),非预告公司的账面市值比( $BM_2$ ),非预告公司的杠杆率( $Lev_2$ )。根据Hilary和Shen(2013)<sup>[17]</sup>的研究,分析师在行业内业绩预告的信息传递中扮演了重要的信息中介角色。因此,本文同时控制了预告公司和非预告公司分析师数量( $Analyst_1$ 和 $Analyst_2$ )。考虑到两家公司股价可能会对共同经济现象做出一致性反应或两家公司的股价之间存在一定同步性(Longin和Solnik,2001)<sup>[34]</sup>,本文还控制了预告公司和非预告公司在预告日前一年日股票回报率的相关性( $Corr$ )。在计算公司之间日股票回报率的相关性时,剔除了预告前一年两家公司共同交易日不足10天的公司。各变量定义如表1所示。

表1 变量定义

变量类型	变量名	涵义	定义和来源
被解释变量	$CAR_2$	非预告公司股票累积超额回报率	$CAR_i = \sum_{t=-1}^1 AR_{it}$ 。其中, $AR_{it}$ 为公司 <i>i</i> 在 <i>t</i> 交易日的股票超额回报率
解释变量	$UE_1$	预告公司未预期盈余	$(Feps - \bar{Eps}) /  \bar{Eps} $ 。其中, $Feps$ 为预告每股收益, $Eps$ 为分析师预测每股收益的中位数
调节变量	$COMP$	会计信息可比性	参考De Franco等(2011) <sup>[3]</sup> 计算方法

续表 1

变量类型	变量名	涵义	定义和来源
控制变量	$CAR_1$	预告公司股票累积超额回报率	$CAR_i = \sum_{t=-1}^1 AR_{it}$ 。其中, $AR_{it}$ 为公司 $i$ 在 $t$ 交易日的股票超额回报率
	$Size_1$	预告公司规模	年末总市值的自然对数
	$Size_2$	非预告公司规模	年末总市值的自然对数
	$Lev_2$	非预告公司资产负债率	年末公司总负债占总资产的百分比
	$BM_2$	非预告公司账面市值比	权益账面价值除以总市值
	$Analyst_1$	预告公司跟踪分析师数量	跟踪分析师数量的自然对数
	$Analyst_2$	非预告公司跟踪分析师数量	跟踪分析师数量的自然对数
	$Corr$	日股价回报率的相关性	预告公司和非预告公司事件日前一年的日股价回报率的相关性

资料来源:本文整理

## 2. 样本选择与描述性统计

参照 Wang(2014)<sup>[28]</sup>, 本文从国泰安数据库中选择每年末行业市值规模前五的上市公司 (*Firm1*) 首次发布的盈余预告作为预告事件。预告公司采用规模作为选定预告公司的依据在于, 大公司的经营更有可能传递与整体经济和行业特征相关的信息 (Atiase, 1985<sup>[35]</sup>; Bamber, 1987<sup>[36]</sup>; Freeman, 1987<sup>[37]</sup>)。此外, 大公司通常代表行业领导者, 投资者关注度更高, 大公司传递的信息信号具有更强有效性 (Merton, 1987<sup>[38]</sup>; Lehavy 和 Sloan, 2008<sup>[39]</sup>)。样本期间为 2007—2017 年。选择 2007 年作为样本区间起点的原因是每股收益 EPS 数据始于实施新会计准则的 2007 年。本文按照以下原则对初始样本进行了筛选:(1)删除金融保险行业公司。(2)删除当年为 ST 或 PT 的公司。为了避免非预告公司在窗口期披露自身的业绩预告对股价带来的干扰, 删除了在预告公司披露预告的前后十天内也披露了业绩预告的非预告公司。(3)考虑到创业板公司主要为中小企业, 在信息披露等方面与主板市场存在较大区别, 在计算公司间会计信息可比性时对其进行了删除。(4)由于可比性的计算需使用连续 16 个季度的数据, 本文还剔除了计算当年及前 16 个季度财务数据缺失的样本。最终得到 407 个业绩预告事件, 匹配到的样本数量为 10203 个公司对 (Pair) 观测值。在回归时, 对连续变量均进行了 1% 和 99% 水平上的缩尾处理。上市公司财务数据和股价数据均来自国泰安数据库。图 1 显示了预告事件和样本数量的年度分布情况。

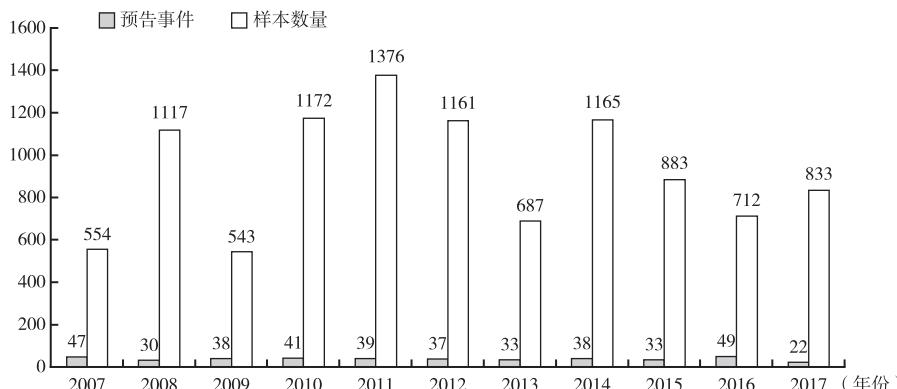


图 1 业绩预告事件与样本数量年度分布

资料来源:本文绘制

样本主要变量的描述性统计结果如表 2 所示。表 2 结果显示,预告公司和非预告公司在业绩预告事件窗口期 $[-1, +1]$ 的平均超额回报率都为 0.1%,表明上市公司会对行业龙头公司发布的业绩预告产生市场反应。预告公司的跟踪分析师数量平均要大于非预告公司跟踪分析师数量,表明大公司的跟踪分析师人数更多,受到的市场关注度可能更高。

表 2 主要变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	25 分位数	中位数	75 分位数
$CAR_2$	10203	0.001	0.042	-0.021	-0.001	0.021
$UE_1$	10203	-0.198	0.502	-0.392	-0.135	0.087
$COMP$	10203	-0.031	0.036	-0.036	-0.019	-0.010
$CAR_1$	10203	0.001	0.039	-0.022	0.003	0.021
$Size_1$	10203	25.155	0.809	24.654	25.231	25.763
$Size_2$	10203	22.143	3.274	21.767	22.423	23.211
$Lev_2$	10203	0.527	0.200	0.386	0.538	0.669
$Analyt_1$	10203	3.518	1.137	3.135	3.807	4.344
$Analyt_2$	10203	1.561	1.500	0.001	1.386	2.890
$BM_2$	10203	0.668	0.579	0.301	0.504	0.838
$Corr$	10203	0.364	0.184	0.253	0.379	0.491

资料来源:本文整理

## 五、实证结果与分析

### 1. 业绩预告信息外溢效应分析

上市公司业绩预告事件对行业其他公司市场反应影响的多元回归结果如表 3 中(1)列~(3)列所示。此外,为了进一步证实行业内信息传递效应不是只存在大规模公司对小公司的信息传递,本文还在原有样本期间内随机选取 200 家上市公司的业绩预告事件作为基本事件进行检验,回归结果列示于表 3 第(4)列。

表 3 业绩预告信息外溢效应分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$CAR_2$	$CAR_2$	$CAR_2$	$CAR_2$
$UE_1$	0.001 (0.70)	0.001 (0.92)	0.001 (0.85)	0.008 *** (7.01)
$COMP$	0.046 *** (3.00)	0.013 (0.79)	0.024 (1.27)	-0.036 (-1.05)
$COMP \times UE_1$	0.136 *** (4.22)	0.105 *** (3.23)	0.116 *** (3.32)	0.097 *** (6.19)
$CAR_1$		0.074 *** (6.47)	0.049 *** (3.79)	-0.015 (-1.08)
$Size_1$		0.003 *** (4.82)	0.005 *** (5.74)	0.002 ** (2.02)
$Size_2$		-0.001 (-1.60)	-0.001 * (-1.70)	0.001 (0.01)

续表 3

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$CAR_2$	$CAR_2$	$CAR_2$	$CAR_2$
$Lev_2$		0.002 (0.95)	0.001 (0.26)	-0.004 (-1.28)
$Analyst_1$		0.003 *** (7.11)	0.002 *** (4.42)	0.002 ** (2.57)
$Analyst_2$		0.001 *** (2.77)	0.001 (1.28)	0.001 (1.28)
$BM_2$		-0.002 *** (-3.33)	-0.001 (-0.56)	-0.004 *** (-4.19)
$Corr$		0.010 *** (4.30)	0.013 *** (3.32)	0.020 *** (4.14)
常数项	0.002 *** (2.79)	0.049 *** (3.54)	0.095 *** (4.08)	-0.060 ** (-2.30)
年度	不控制	不控制	控制	控制
行业	不控制	不控制	控制	控制
N	10203	10203	10203	7017
调整 $R^2$	0.003	0.018	0.042	0.094

注:括号内为  $t$  值并经公司层面聚类(Cluster)调整; \*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%, 5%, 10% 水平上显著。

资料来源:本文整理

表 3 的回归结果显示,本文关注的交乘项回归系数  $\beta_3$  显著为正,表明上市公司的业绩预告存在信息外溢效应,而且受到公司间会计信息可比性的影响。具体来说,可比性越高,信息外溢效应越显著,即投资者会对与预告公司可比性更高的公司披露的业绩预告信息反应更强,证明了本文假设  $H_1$ 。这表明,市场能够充分从上市公司披露的业绩预告中获取同行业可比性较高的公司的相关信息,并据此做出交易决策使股价迅速调整。控制变量方面,Graham 和 King(1996)<sup>[40]</sup>以及 Han 和 Wild(2000)<sup>[41]</sup>的研究表明,预告公司规模与对预告公司未预期盈余的价格反应正相关,回归结果中  $Size_1$  的系数显著为正,表明预告公司规模越大,其披露的信息对行业内其他公司的信息外溢效应越显著。 $Analyst_1$  的系数为正,表明预告公司分析师越多,对预告公司披露信息的分析就越多,信息解读越透彻,信息传递越多,信息外溢效应越显著。

## 2. 市场竞争与业绩预告信息外溢效应检验

本文采用行业内公司主营业务收入计算的赫芬达尔—赫希曼指数<sup>①</sup>(HHI 指数)作为上市公司面临的产品市场竞争程度的衡量指标,并以此来检验假设  $H_2$ 。具体来说,本文将 HHI 指数低于中位数的公司划分为处于产品市场竞争较激烈的环境中,高于中位数的公司划分为处于产品市场竞争较弱的环境。预期在产品市场竞争较强的公司中,可比性对信息传递的促进作用更为显著,回归结果如表 4 所示。

① 该指数是计算一个行业中各市场竞争主体所占行业总收入或总资产百分比的平方和。该指数越小,表明行业集中度越低,市场竞争越激烈。

表 4 市场竞争与业绩预告信息外溢效应

变量	产品市场竞争	
	弱	强
	$CAR_2$	$CAR_2$
$UE_1$	0.002 (1.23)	0.001 (0.59)
$COMP$	-0.043 (-1.62)	0.057 ** (2.27)
$COMP \times UE_1$	0.039 (1.06)	0.111 *** (3.36)
$CAR_1$	0.076 *** (4.27)	0.046 *** (2.63)
$Size_1$	-0.006 *** (-3.86)	-0.007 *** (-4.47)
$Size_2$	0.001 (0.86)	0.001 (0.92)
$Lev_2$	0.002 (0.57)	-0.003 (-0.99)
$Analyt_1$	0.001 * (1.73)	0.002 *** (2.84)
$Analyt_2$	0.001 (1.33)	0.001 (0.80)
$BM_2$	-0.002 (-1.36)	0.001 (0.62)
$Corr$	0.026 *** (4.53)	0.005 (1.11)
常数项	0.118 *** (3.01)	0.156 *** (4.09)
年度	控制	控制
行业	控制	控制
$N$	4537	5484
调整 $R^2$	0.033	0.052
$Wald Chi^2$		2.55 *

注:括号内为  $t$  值并经公司层面聚类(Cluster)调整; \*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%, 5%, 10% 水平上显著。

资料来源:本文整理

从表 4 可以看出,在产品市场竞争激烈的公司中,可比性对业绩预告的信息传递效应更显著。而在产品市场竞争较弱,行业垄断程度较高的时候,可比性对业绩预告信息传递的促进作用并不显著。验证了本文假设  $H_2$ 。这表明,投资者对竞争激烈的关联公司业绩预告信息更为敏感,业绩预告对同行业公司的市场反应更强烈。

### 3. 信息环境、会计信息可比性与业绩预告信息外溢效应检验

跟踪分析师数量反映了公司受外部关注的程度(Lang 等,2003)<sup>[42]</sup>。为检验假设  $H_3$ ,本文选择

业绩预告披露前一年,预告公司和非预告公司的跟踪分析师数量衡量上市公司的信息透明度,并分别按预告公司和非预告公司的跟踪分析师数量的中位数进行分组检验,将跟踪分析师数量高于中位数的公司划分为信息透明度较高的公司,低于中位数的公司划分为信息透明度较低的公司。回归结果如表 5 所示。

表 5 信息环境、会计信息可比性与业绩预告信息外溢效应

变量	预告公司信息透明度		非预告公司信息透明度	
	高	低	高	低
	$CAR_2$	$CAR_2$	$CAR_2$	$CAR_2$
$UE_1$	0.007 *** (3.87)	0.003 ** (2.04)	0.002 (1.42)	0.004 ** (2.16)
$COMP$	0.179 *** (4.13)	0.026 (1.03)	-0.024 (-1.11)	0.066 ** (2.43)
$COMP \times UE_1$	0.332 *** (4.46)	0.155 *** (3.80)	0.063 * (1.75)	0.191 *** (3.99)
$CAR_1$	-0.080 ** (-2.55)	0.104 *** (6.26)	0.047 *** (2.94)	0.094 *** (4.79)
$Size_1$	-0.006 * (-1.75)	-0.004 *** (-2.68)	-0.006 *** (-4.68)	-0.002 (-1.38)
$Size_2$	-0.001 (-1.16)	0.001 *** (2.63)	0.001 (1.33)	0.001 (0.29)
$Lev_2$	-0.007 * (-1.66)	0.002 (0.50)	-0.003 (-1.10)	0.001 (0.12)
$Analyt_1$	0.002 * (1.65)	0.003 *** (3.86)	0.002 ** (2.34)	0.003 *** (3.23)
$Analyt_2$	-0.001 * (-1.78)	0.001 (1.60)	0.002 *** (3.77)	0.001 (1.10)
$BM_2$	-0.002 (-1.33)	-0.001 (-0.78)	0.000 (0.12)	-0.001 (-0.76)
$Corr$	0.034 *** (4.60)	0.001 (0.08)	0.011 ** (2.41)	0.020 *** (3.17)
常数项	0.155 * (1.91)	0.046 (1.42)	0.107 *** (3.45)	0.033 (0.84)
年度	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
$N$	2908	5287	6023	4282
调整 $R^2$	0.080	0.065	0.045	0.053
$Wald Chi^2$	4.47 **		3.85 **	

注:括号内为  $t$  值并经公司层面聚类(Cluster)调整;\*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%, 5%, 10% 水平上显著。

资料来源:本文整理

表 5 的回归结果与现有研究结果一致(Yu 等,2017)<sup>[32]</sup>。预告公司信息环境好、信息透明度较高时,业绩预告对会计可比公司的信息外溢效应越显著;而非预告公司的信息环境不好、信息不透

明程度较高时,投资者对更可比的公司的业绩预告事件的市场反应更强烈,表明投资者在信息搜集渠道有限、信息搜集成本较高的情况下,会从可比公司披露的业绩预告中搜集信息做出交易决策,会计信息可比性在投资者的信息搜集行为中起到降低成本,促进信息传递的重要作用,证明了本文的假设 H<sub>3</sub>。

## 六、进一步检验与稳健性测试

### 1. 异常交易量与业绩预告信息外溢效应

市场价格变化反映了市场整体预期变化,而交易量反映了个人投资者预期变化(Beaver, 1968)<sup>[43]</sup>。在盈余预告前,基于以往的年报或其他资料,投资者对于公司现金流量的金额、时间与概率已经形成了一个预期。由于每个人收集信息的意愿和处理信息的能力不同,其先验信念也不一致。当公司发布盈余信息后,投资者会根据该信息修正其先验信念。当预告公司的盈余信息传递出同行业公司的盈余信息时,投资者对获取的新信息的解读和预期存在异质性,就会出现异质性交易行为。可比性越高,盈余的信息内涵就越多,信息的“决策有用性”就越大。预告公司的盈余信息传递出的行业内非预告公司的估值信息就越多,投资者对新增信息的解读就越不一致,从而产生更多异质性交易行为。因此,本文预期,业绩预告信息传递程度与业绩预告披露窗口期行业中其他公司的交易量相关,并且可比性越高,投资者获取的信息就越多,信息传递带来的异常交易量就越多。为了对信息传递现象进行进一步检验,本文采用业绩预告窗口期行业中非预告公司(Firm2)的异常交易量作为被解释变量重新对模型(1)进行回归。异常交易量的计算采用时间窗口期[-1, +1]三天的平均换手率除以估计期[-10, -200]换手率的中位数,再取自然对数。回归结果如表6所示。

表 6 异常交易量与业绩预告信息外溢效应

变量	异常交易量(Turnover)		
	(1)	(2)	(3)
UE <sub>1</sub>	0.003 *** (8.71)	0.003 *** (8.60)	0.001 *** (2.81)
COMP	-0.032 *** (-5.14)	-0.037 *** (-6.04)	-0.001 (-0.22)
COMP × UE <sub>1</sub>	0.062 *** (5.64)	0.057 *** (5.33)	0.047 *** (4.42)
CAR <sub>1</sub>		-0.030 *** (-11.60)	-0.039 *** (-12.50)
Size <sub>1</sub>		-0.001 *** (-3.67)	-0.001 *** (-5.40)
Size <sub>2</sub>		0.001 *** (8.10)	0.001 *** (5.67)
Lev <sub>2</sub>		-0.004 *** (-5.77)	-0.002 *** (-2.93)
Analyt <sub>1</sub>		-0.001 *** (-5.96)	-0.001 *** (-3.18)
Analyt <sub>2</sub>		-0.001 ** (-2.27)	-0.001 *** (-4.33)

续表 6

变量	异常交易量 (Turnover)		
	(1)	(2)	(3)
$BM_2$		- 0.001 *** ( - 6.29)	- 0.001 ( - 0.19)
$Corr$		- 0.003 *** ( - 4.20)	- 0.010 *** ( - 8.88)
常数项	0.004 *** (19.93)	0.021 *** (5.24)	0.055 *** (8.22)
年度	不控制	不控制	控制
行业	不控制	不控制	控制
$N$	10203	10203	10203
调整 $R^2$	0.035	0.078	0.204

注:括号内为  $t$  值并经公司层面聚类(Cluster)调整; \*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%, 5%, 10% 水平上显著。

资料来源:本文整理

表 6 的回归结果表明,预告公司的未预期盈余与非预告公司的股票异常换手率具有正相关性,并且公司间可比性越高,非预告公司股票异常换手率越大。这佐证了上市公司业绩预告对行业内其他公司的信息传递现象。

## 2. 业绩预告质量、会计信息可比性与业绩预告外溢效应

业绩预告的信息质量也会影响投资者的信息搜集行为。我国业绩预告制度提供了检验上市公司业绩预告可信性的良好契机。根据我国的强制性业绩预告政策,预期业绩符合强制预告要求的上市公司要在第三季度报告中进行警示,没有预告的公司或预告与实际业绩差异大的公司需在下一年 1 月 31 日前发布预告或立即发布修正预告,因而,上市公司业绩预告发布时间并不一致。罗玫和宋云玲(2012)<sup>[6]</sup>的研究表明,上市公司在会计年度结束后发布的业绩预告比在会计年度结束前发布的业绩预告更可信,原因在于,会计年度结束前上市公司全年业绩并未实现,不确定的经营状况会影响管理层业绩预告准确性。如果业绩预告可信度不高,投资者对所获信息持怀疑态度,会影响信息对可比公司的信息外溢效应。如果业绩预告可信度较高,投资者更愿意基于所获取可比公司的业绩预告信息做出交易决策。因此,本文预期,可比性对信息外溢效应的促进会在业绩预告可信度较高时更显著。参照罗玫和宋云玲(2012)<sup>[6]</sup>,本文将上市公司在会计年度结束前发布的业绩预告界定为可信度较低的业绩预告信息,将会计年度结束后发布的业绩预告界定为可信度较高的业绩预告信息进行分组检验,回归结果如表 7 所示。

表 7 业绩预告质量、会计信息可比性与业绩预告外溢效应

变量	业绩预告可信度	
	高	低
	$CAR_2$	$CAR_2$
$UE_1$	0.002 (1.03)	- 0.011 ** ( - 2.11)
$COMP$	0.087 *** (3.31)	- 0.148 *** ( - 4.42)

续表 7

变量	业绩预告可信度	
	高	低
	$CAR_2$	$CAR_2$
$COMP \times UE_1$	0.212 *** (5.11)	0.024 (0.52)
$CAR_1$	0.074 *** (5.02)	0.025 (0.55)
$Size_1$	-0.007 *** (-4.83)	0.003 (0.82)
$Size_2$	0.001 (1.40)	0.001 (0.03)
$Lev_2$	-0.002 (-0.76)	0.006 (1.17)
$Analyt_1$	0.004 *** (5.53)	-0.003 (-1.39)
$Analyt_2$	0.001 (0.43)	0.001 ** (1.97)
$BM_2$	-0.002 (-1.64)	0.003 (1.64)
$Corr$	0.026 *** (6.17)	-0.017 ** (-1.99)
常数项	0.158 *** (4.46)	-0.089 (-0.86)
年度	控制	控制
行业	控制	控制
$N$	7753	2268
调整 $R^2$	0.066	0.102
$Wald Chi^2$	7.57 **	

注:括号内为  $t$  值并经公司层面聚类(Cluster)调整;\*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%, 5%, 10% 水平上显著。

资料来源:本文整理

从表 7 的结果可以看出,会计年度结束后发布的业绩预告可信度更高,投资者关注度也更高,更愿意基于业绩预告披露的信息做出决策,可比性对信息外溢效应的促进作用也更强。

### 3. 变更未预期盈余指标进行稳健性检验

为了检验结论的稳健性,本文调整了未预期盈余的计算方法,采用随机游走模型重新估计未预期盈余(于李胜和王艳艳,2010<sup>[20]</sup>;罗玫和宋云玲,2012<sup>[6]</sup>)。根据随机游走模型,本期预测每股收益等于上期每股收益。因此,业绩预告的未预期盈余  $UE_1 = (FEPS_u - EPS_{i,t-1})/P_t$ 。其中, $FEPS_u$  为预告每股收益, $EPS_{i,t-1}$  为上年每股收益, $P_t$  为年末股价。采用替换的指标进行回归的结果如表 8 所示,本文的研究结论不变。

表 8

业绩预告信息外溢效应：更换未预期盈余指标

变量	(1)	(2)	(3)
	$CAR_2$	$CAR_2$	$CAR_2$
$UE_1$	0.001 * (1.92)	0.001 ** (2.23)	0.001 * (1.95)
$COMP$	-0.008 (-0.57)	-0.029 ** (-2.02)	-0.024 (-1.49)
$COMP \times UE_1$	0.024 ** (2.02)	0.025 ** (2.13)	0.023 ** (1.97)
$CAR_1$		0.085 *** (7.27)	0.062 *** (4.82)
$Size_1$		-0.004 *** (-5.72)	-0.007 *** (-5.82)
$Size_2$		0.001 * (1.75)	0.001 * (1.81)
$Lev_2$		0.001 (0.16)	-0.001 (-0.26)
$Analyst_1$		0.003 *** (6.04)	0.002 *** (3.46)
$Analyst_2$		0.001 *** (3.28)	0.001 (1.61)
$BM_2$		-0.002 *** (-3.73)	-0.001 (-0.66)
$Corr$		0.012 *** (5.29)	0.016 *** (4.26)
常数项	0.001 (1.40)	0.070 *** (4.61)	0.124 *** (4.51)
年度	不控制	不控制	控制
行业	不控制	不控制	控制
$N$	10006	10006	10006
调整 $R^2$	0.007	0.017	0.040

注：括号内为  $t$  值并经公司层面聚类(Cluster)调整；\*\*\*，\*\*，\* 分别表示在 1%，5%，10% 水平上显著。

资料来源：本文整理

#### 4. 变更可比性指标进行稳健性检验

(1) 分组设置可比性值。为了检验结论的稳健性, 本文进一步将公司间的可比性指标按年度排序后进行五分位数分组, 并从小到大对每个分位数组内的公司可比性  $COMP$  变量在 0 ~ 1 之间赋值。考虑到公司间可比性可能影响到公司某些基本特征, 如分析师可能会选择可比性高的公司

同时跟踪等情况的存在,本文进一步将 *COMP* 和控制变量交乘进行控制。回归结果如表 9 所示,本文结论仍然成立。

表 9 业绩预告的信息外溢效应:变更会计信息可比性指标 1

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>CAR</i> <sub>2</sub>	<i>CAR</i> <sub>2</sub>	<i>CAR</i> <sub>2</sub>
<i>UE</i> <sub>1</sub>	-0.008 *** ( -3.96)	-0.006 *** ( -2.76)	-0.007 *** ( -3.32)
<i>COMP</i>	0.006 *** (3.88)	0.044 * (1.72)	-0.000 ( -0.00)
<i>COMP</i> × <i>UE</i> <sub>1</sub>	0.010 *** (3.32)	0.006 * (1.95)	0.008 ** (2.47)
<i>CAR</i> <sub>1</sub>	0.064 *** (5.06)	-0.114 *** ( -4.37)	-0.170 *** ( -6.05)
<i>Size</i> <sub>1</sub>		-0.001 ( -1.57)	-0.005 *** ( -4.65)
<i>Size</i> <sub>2</sub>		-0.001 ( -0.07)	-0.001 ( -0.28)
<i>Lev</i> <sub>2</sub>		-0.006 ( -1.43)	-0.004 ( -0.85)
<i>Analyst</i> <sub>1</sub>		0.004 *** (3.79)	0.002 * (1.80)
<i>Analyst</i> <sub>2</sub>		-0.001 ( -0.78)	-0.001 ( -1.44)
<i>BM</i> <sub>2</sub>		0.001 (0.21)	0.002 (1.14)
<i>Corr</i>		0.030 *** (5.18)	0.024 *** (3.66)
<i>COM</i> × <i>Control</i>	控制	控制	控制
常数项	-0.028 *** ( -5.82)	0.008 (0.39)	0.085 *** (3.05)
年度	不控制	不控制	控制
行业	不控制	不控制	控制
<i>N</i>	10203	10203	10203
调整 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.036	0.027	0.051

注:括号内为 *t* 值并经公司层面聚类(Cluster)调整;\*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%, 5%, 10% 水平上显著

资料来源:本文整理

(2) 变更会计信息可比性计算方法。除上述按 De Franco 等(2011)<sup>[3]</sup>的方法计算可比性外,为了使结论更稳健,本文还采用 Francis 等(2014)<sup>[44]</sup>对会计信息可比性的度量方法重新计算可比性并进行回归检验。该方法采用年度数据计算两家公司之间的可比性,放松了 De Franco 等(2011)<sup>[3]</sup>方法要求上市公司具有连续四年数据的条件,扩大了样本数量。与 De Franco 等(2011)<sup>[3]</sup>的方法原理相似,Francis 等(2014)<sup>[44]</sup>度量两家公司会计处理结果的差异性作为其可比性,不同之处在于 Francis 等(2014)<sup>[44]</sup>采用总应计以及操纵性应计作为公司会计处理结果度量两家公司之间的应计差异衡量其可比性。具体计算方法为:

$$Comp\_TA_{ijt} = -1 \times |TA_{it} - TA_{jt}| \quad (7)$$

$$Comp\_DA_{ijt} = -1 \times |DA_{it} - DA_{jt}| \quad (8)$$

其中,  $Comp\_TA_{ijt}$  表示上市公司  $i$  和公司  $j$  的总应计利润差额,为了使指标与实际情况一致,本文取其相反数,即差额越大,可比性越低。 $TA$  为根据 Dechow 和 Dichev(2002)<sup>[45]</sup>模型①计算的上市公司总应计。 $Comp\_DA_{ijt}$  表示上市公司  $i$  和公司  $j$  的操纵性应计差额,与  $Comp\_TA_{ijt}$  一样,也取其相反数。 $DA$  为根据修正的琼斯模型(Dechow 等,1995)<sup>[46]</sup>计算出的上市公司操纵性应计。采用 Francis 等(2014)<sup>[44]</sup>方法计算出的可比性代入回归模型(1)的回归结果如表 10 所示。

表 10 业绩预告的信息外溢效应:变更会计信息可比性指标 2

变量	(1)	(2)
	$CAR_2$	$CAR_2$
$UE_1$	0.004 *** (3.56)	
$Comp\_TA$	0.001 *** (3.96)	
$Comp\_TA \times UE_1$	0.003 *** (4.51)	
$UE_1$		0.001 (0.87)
$Comp\_DA$		0.007 *** (6.31)
$Comp\_DA \times UE_1$		0.018 ** (2.55)
$CAR_1$	0.058 *** (6.09)	0.090 *** (11.04)
$Size_1$	-0.004 *** (-4.82)	-0.002 *** (-2.78)
$Size_2$	-0.001 (-0.88)	-0.001 (-0.90)

① Dechow 和 Dichev(2002)<sup>[45]</sup>模型为  $\Delta WC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CFO_{i,t-1} + \alpha_2 CFO_{it} + \alpha_3 CFO_{i,t+1} + \varepsilon_{it}$ 。

续表 10

变量	(1)	(2)
	$CAR_2$	$CAR_2$
$Lev_2$	0.004 *** (2.58)	0.004 *** (2.82)
$Analyst_1$	0.002 *** (3.92)	0.001 *** (2.62)
$Analyst_2$	-0.001 (-0.29)	-0.001 (-1.53)
$BM_2$	-0.002 *** (-2.74)	-0.001 * (-1.85)
$Corr$	0.025 *** (7.63)	0.029 *** (11.33)
常数项	0.121 *** (5.08)	0.026 (1.49)
年度	控制	控制
行业	控制	控制
$N$	16343	25779
调整 $R^2$	0.044	0.037

注:括号内为  $t$  值并经公司层面聚类(Cluster)调整; \*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%, 5%, 10% 水平上显著

资料来源:本文整理

表 10 的回归结果显示,可比性和未预期盈余的交乘项系数显著为正,表明采用替换的可比性计算方法后,上市公司业绩预告的信息外溢效应依然受到公司间可比性的调节效应影响,可比性越高,信息传递现象越显著,验证了本文结论的稳健性。

### 5. 变更事件窗口期

本文还将业绩预告事件窗口期变更为  $[-5, +5]$  以及  $[-10, +10]$  重新进行检验,回归结果如表 11 所示,表明本文结论依旧成立。

表 11 业绩预告的信息外溢效应:变更事件窗口期

变量	(1)	(2)
	$CAR_2 [-5, +5]$	$CAR_2 [-10, +10]$
$UE_1$	-0.001 (-0.64)	0.002 ** (2.01)
$COMP$	0.071 *** (3.25)	0.053 ** (2.44)
$COMP \times UE_1$	0.098 *** (3.11)	0.137 *** (3.38)
$CAR_1$	0.012 (1.54)	0.011 (1.45)

续表 11

变量	(1)	(2)
	$CAR_2[-5, +5]$	$CAR_2[-10, +10]$
$Size_1$	0.006 *** (4.29)	0.006 *** (4.46)
$Size_2$	-0.001 (-0.17)	0.001 * (1.78)
$Lev_2$	0.001 (0.66)	-0.001 (-0.01)
$Analyst_1$	-0.006 *** (-10.95)	-0.007 *** (-9.38)
$Analyst_2$	-0.001 (-0.34)	-0.001 (-1.25)
$BM_2$	-0.001 (-0.59)	-0.001 (-1.11)
$Corr$	0.009 ** (2.45)	0.014 *** (3.54)
常数项	-0.158 *** (-5.08)	-0.205 *** (-5.55)
年度	控制	控制
行业	控制	控制
$N$	10008	9063
调整 $R^2$	0.074	0.085

注:括号内为  $t$  值并经公司层面聚类(Cluster)调整; \*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%, 5%, 10% 水平上显著

资料来源:本文整理

## 七、结论与政策启示

### 1. 研究结论

本文对我国 2007—2017 年上市公司业绩预告的信息外溢效应进行了检验,发现业绩预告披露存在行业内信息外溢现象,业绩预告披露公司的公告对行业内未披露业绩公司三天短窗口期内的股票价格具有显著解释力。公司间会计信息可比性越高,信息传递越多,信息外溢效应越显著。本文还发现,会计信息可比性对业绩预告外溢效应的促进作用在面临更激烈产品市场竞争的公司更显著。此外,披露业绩预告的公司信息环境越透明,可比性对业绩预告外溢效应的促进作用越显著;未披露业绩预告的公司信息透明度越低,可比性对业绩预告外溢效应的促进作用越显著。

### 2. 政策启示

根据以上结论,本文的政策启示主要体现在以下几个方面:(1)会计信息可比性作为准则制定机构及监管部门对资本市场信息披露管理和监管的成果,促进了市场信息传递。提升会计信息质量有助于进一步发挥高质量信息披露在投资者决策中的有用性,推动我国证券市场流动性提升,从而促进证券市场健康发展。(2)提升会计信息可比性有助于激发投资者对信息的需求,调动市场

力量促成公司降低信息不对称,提升信息透明度,以更有效地满足投资者的信息需求,促进资本市场投资环境改善和资源有效配置。(3)在市场下行风险较高时,会计信息可比性作为信息传递的重要途径之一,也可能会促使风险进一步放大。因此,在我国弱投资者保护的制度背景下,监管部门和投资者需在市场存在下行风险时期特别注意可比公司间的相关信息带来的潜在风险,提前做好风险防控预警与防控措施。

### 3. 研究不足

尽管本文研究了业绩预告的信息外溢效应以及会计信息可比性对信息外溢的促进作用,但仍然存在一定的局限性。受限于文本信息的识别,本文未对宏观或行业层面信息披露和公司特质信息披露对信息传递的影响及其差异进行检验(例如,公司盈余变化是由于宏观行业因素造成的还是公司自身因素带来的)。此外,除符合条件的公司需强制进行业绩预告外,证监会鼓励上市公司自愿进行业绩预告以满足投资者的信息需求。本文并未分别对强制性业绩预告与自愿性业绩预告的信息外溢效应进行研究和比较。进一步探讨上述问题有助于深入理解我国资本市场信息披露外部性现象,希望未来研究予以继续关注。

### 参考文献

- [1] Foster, G. Intra-Industry Information Transfer Associated with Earnings Releases [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1981, (3): 201–232.
- [2] Financial Accounting Standards Board (FASB). Statement of Financial Accounting Concepts No. 8 [R]. Conceptual Framework for Financial Reporting. Norwalk, CT: FASB, 2010.
- [3] De Franco, G., S. Kothari, and R. Verdi. The Benefits of Financial Statement Comparability [J]. *Journal of Accounting Research*, 2011, (49): 895–931.
- [4] Zhang, J. H. Accounting Comparability, Audit Effort and Audit Outcomes [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2018, 35, (1): 245–276.
- [5] Young, S., and Y. C. Zeng. Accounting Comparability and the Accuracy of Peer-Based Valuation Models [J]. *The Accounting Review*, 2015, 90, (6): 2571–2601.
- [6] 罗攻,宋云玲.中国股市的业绩预告可信吗[J].北京:金融研究,2012,(9):168–180.
- [7] 杨德明,林斌.业绩预告的市场反应研究[J].北京:经济管理,2006,(16):26–31.
- [8] Schipper, K. Information transfer [J]. *Accounting Horizons*, 1990, 41, (4): 97–107.
- [9] Shroff, N. , R. S. Verdi, and B. P. Yost. When does the Peer Information Environment Matter [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2017, 64, (2–3): 215–220.
- [10] Brochet, F. , K. Kolev, and A. Lerman. Information Transfer and Conference Calls [J]. *Review of Accounting Study*, 2018, (23): 907–957.
- [11] Bushee, B. , and C. Leuz. Economic Consequences of SEC Disclosure Regulation: Evidence from the OTC Bulletin Board [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, (39): 233–264.
- [12] Badertscher, B. , N. Shroff, and H. D. White. Externalities of Public firm Presence: Evidence from Private Firms' Investment Decision [J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 109, (3): 682–706.
- [13] Kim, Y. , M. Lacina, and M. S. Park. Positive and Negative Information Transfers from Management Forecasts [J]. *Journal of Accounting Review*, 2008, 46, (4): 885–908.
- [14] Ramnath, S. Investor and Analyst Reactions to Earnings Announcements of Related Firms: An Empirical Analysis [J]. *Journal of Accounting Review*, 2002, 40, (5): 1351–1376.
- [15] Pyo, Y. , and S. Lustgarten. Differential Intra-industry Information Transfer Associated with Management Earnings Forecasts [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1990, 13, (4): 365–379.
- [16] Firth, M. The Transmission of Corporate Financial Information Across National Borders and Equity Market Linkages [J]. *Review of Accounting Studies*, 1996, (1): 309–337.
- [17] Hilary, G. , and R. Shen. The Role of Analysts in Intra-industry Information Transfer [J]. *The Accounting Review*, 2013, 88, (4): 1265–1287.

- [18] Gleason, C. A., N. T. Jenkins, and W. B. Johnson. The Contagion Effects of Accounting Restatement [J]. *Journal of Accounting Review*, 2008, (83): 83 – 110.
- [19] 李世新, 刘兴翠. 上市公司财务重述预告的市场反应与行业传递效应研究 [J]. 北京: 管理评论, 2012, (5): 137 – 143.
- [20] 于李胜, 王艳艳. 信息竞争性披露、投资者注意力与信息传播效率 [J]. 北京: 金融研究, 2010, (8): 112 – 135.
- [21] Kim, S. , P. P. Kraft, and R. Stephen. Financial Statement Comparability and Credit Risk [J]. *Review of Accounting Studies*, 2013, 18, (3): 783 – 823.
- [22] 胥朝阳, 刘睿智. 提高会计信息可比性能抑制盈余管理吗 [J]. 北京: 会计研究, 2014, (7): 50 – 57.
- [23] Kim, J. B. , L. Y. Li, L. Y. Lu, and Y. X. Yu. Financial Statement Comparability and Expected Crash Risk [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2016, (61): 294 – 312.
- [24] Choi, J. H. , S. Choi, L. A. Myers, and D. Ziebart. Financial Statement Comparability and the Informativeness of Stock Prices About Future Earnings [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2019, 36, (1): 389 – 417.
- [25] 冯旭南. 中国投资者具有信息获取能力吗? ——来自“业绩预告”效应的证据 [J]. 北京: 经济学(季刊), 2014, (3): 1065 – 1090.
- [26] Menichols, M. , and B. Trueman. Public Disclosure, Private Information Collection, and Short-Term Trading [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1994, 17, (1 – 2): 69 – 94.
- [27] Peng, L. , and W. Xiong. Investor Attention, Overconfidence and Category Learning [J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, (80): 563 – 602.
- [28] Wang, C. Accounting Standards Harmonization and Financial Statement Comparability: Evidence from Transnational Information Transfer [J]. *Journal of Accounting Review*, 2014, 52, (4): 955 – 992.
- [29] Fang, V. W. , M. Iselin, and G. Q. Zhang. Financial Statement Comparability: Theory and Evidence [Z]. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2858301>, 2019.
- [30] Desir, R. How Do Managers of Non-Announcing Firms Respond to Intra-Industry Information Transfers [J]. *Journal of Business Finance & Accounting*, 2012, 39, (9): 1180 – 1213.
- [31] 王红建, 李青原, 邢斐. 金融危机、政府补贴与盈余操纵 [J]. 北京: 管理世界, 2014, (7): 157 – 167.
- [32] Yu, H. Y. , C. H. Huang, Y. H. Lin, and C. L. Tsai. The Impact of Information Transparency on Information Transfer [J]. *Emerging Markets Finance & Trade*, 2017, (53): 776 – 785.
- [33] Frost, C. Intra-industry Information Transfer: An Analysis of Research Methods and Additional Evidence [J]. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 1995, (5): 111 – 126.
- [34] Longin, F. , and B. Solnik. Extreme Correlation of International Equity Markets [J]. *Journal of Finance*, 2001, (56): 649 – 676.
- [35] Atiase, R. Pre-disclosure Information, Firm Capitalization, and Security Price Behavior Around Earnings Announcements [J]. *Journal of Accounting Research*, 1985, (23): 21 – 36.
- [36] Bamber, L. Unexpected Earnings, Firm Size, and Trading Volume Around Quarterly Earnings Announcements [J]. *The Accounting Review*, 1987, (62): 510 – 532.
- [37] Freeman, R. The Association Between Accounting Earnings and Security Returns for Large and Small Firms [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1987, (9): 195 – 228.
- [38] Merton, R. C. A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information [J]. *Journal of Finance*, 1987, (42): 483 – 510.
- [39] Lehavy, R. , and R. Sloan. Investor Recognition and Stock Returns [J]. *Review of Accounting Studies*, 2008, (13): 327 – 361.
- [40] Graham, R. , and R. King. Industry Information Transfers: The Effect of Information Environment [J]. *Journal of Business Finance and Accounting*, 1996, (23): 1289 – 1306.
- [41] Han, J. C. Y. , and J. J. Wild. Pre-disclosure Information, Firm Capitalization, and Earnings Information Transfers [J]. *Journal of Business Research*, 2000, (49): 274 – 288.
- [42] Lang, H. P. , V. L. Karl, and D. P. Miller. ADRs, Analysts, and Accuracy: Does Cross-listing in the U. S. Improve Firm's Information Environment and Increase Market Value [J]. *Journal of Accounting Research*, 2003, (41): 317 – 345.
- [43] Beaver, W. The Information Content of Annual Earnings Announcements [J]. *Journal of Accounting Research*, 1968, 6, (3): 67 – 92.
- [44] Francis, J. , M. Pinnuck, and O. Watanabe. Auditor Style and Financial Statement Comparability [J]. *The Accounting Review*, 2014, (89): 605 – 633.
- [45] Dechow, P. M. , and I. D. Dichev. The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors [J]. *The Accounting Review*, 2002, (77): 35 – 59.
- [46] Dechow, P. M. , R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. Detecting Earnings Management [J]. *The Accounting Review*, 1995, 70, (2): 193 – 225.

# Accounting Information Comparability and The Spillover Effect of Earnings Announcement

LI Qing-yuan, WANG Lu-meng

(School of Economics and Management in Wuhan University, Wuhan, Hubei, 430072, China)

**Abstract:** Empirical studies on the impact of information disclosure on capital market mainly focus on the relationship between company information disclosure and its own stock price. This paper investigate the information spillover effect of earnings announcement issued by listed companies in China from 2007 to 2017 and find that earnings announcement issued by listed company has a significant effect on the stock price of its peers in the industry. It indicates the information spillover effect of earnings announcement of Chinese capital market. The higher the comparability of accounting information between companies, the more significant the spillover effect is. It shows that accounting information comparability promotes the information transfer between companies, which plays a significant role in the decision-making process of stock trading of investors. Further test shows that comparability has more significant effect on information spillover when companies facing more intense market competition. The information environment of announcing company and that of its peers have different impact on the information transfer. The conclusion provides empirical evidence of the externality of capital market in China. It also enlightens the research on the requirements of information disclosure quality and on disclosure regulatory policies in China.

As an important part of the public information of listed companies, the earnings announcement improves the timeliness of earnings information disclosure and is widely accepted by investors in the capital market. On the one hand, earnings announcement conveys the information about the macroeconomic, industrial and company operating information of companies to the market prior to the annual report, which has an important evaluation value for investors' decision making. On the other hand, the consistency of accounting year of China's listed companies leads the companies to disclose information in a relatively concentrated period of time, which can cause large fluctuations in the capital market in a short period of time. It has a negative impact on market stability. Therefore, earnings announcement is considered to be able to disclose business information to investors in advance and stabilize the market. The information disclosure of a company will convey the industry trend, so as to convey the industry and other common influences on the earnings of other companies in the same industry, so it may lead to the market reaction of the peers in the capital market. This paper tests the spillover effect of Chinese capital market.

Accounting information comparability is an important indicator of accounting information quality. By FASB quotes, comparability is the quality of information that enables users to identify similarities and differences between two sets of economic phenomena. It may help the investors' decision making and the efficient allocation of capital. This paper use event studies and follow De Franco et al. (2011) to construct the proxy index of accounting information comparability of listed companies pairs to test the spillover effect of earnings announcement of listed company. To be specific, earnings announcement of a company will affect the stock return of its peers because it transfer information of them. Moreover, the higher the comparability between them, the more the information transferred between them. It proved that accounting information comparability plays an important role in the information transfer and that investors use the information from comparable companies to make investment decisions. Additional test show that the effect of the comparability on intra-information transfer is more pronounce in companies facing more fierce competition. The effect is more pronounce when the information environment of announcing company is more transparent and when the information environment of peer companies is more opaque. It shows that individual investors take use of the information of comparable companies more. Robustness test shows that our conclusion is robust even when we change the indicate variable and the event window. This paper proved the decision usefulness function of accounting information comparability and of financial accounting quality.

**Key Words:** earnings announcement; accounting information comparability; information transfer; spillover effect

**JEL Classification:** G14, M41, M49

**DOI:** 10.19616/j.cnki.bmjj.2020.05.011

(责任编辑:弘毅)