

分析师行业专长、分析师盈余预测与盈余公告的信息溢出效应

施 然

(南京大学 商学院,江苏 南京 210093)

[摘 要] 盈余公告是资本市场的重要信息来源。通过研究 A 股市场年报发布先后顺序所产生的信息溢出现象发现,分析师会根据先公告公司的盈余消息,修正对同行业后公告公司的盈余预测。这种现象在同时跟踪两家公司的分析师中更加显著。进一步的研究表明,分析师行业专长可以增进这一机制。行业经验更丰富的分析师预测调整幅度更大,预测准确度的提升也更明显。分析师的决策过程受规模经济的影响。分析师在同一行业内,跟踪的企业越多,搜集和处理的行业信息越多,对行业内溢出信息的利用越充分。研究结果为分析师提高预测准确性以及投资者改进决策质量提供了依据,也为监管者完善信息披露制度提供了参考。

[关键词] 盈余公告;信息溢出效应;信息传递;分析师行业专长;分析师预测;分析师预测修正

[中图分类号] F239 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2020)05-0087-09

一、引言

同行业企业面临类似的外部供给和需求冲击,并做出互相关联的决策。因此行业内先发布公告的企业其盈余信息会向其他未发布公告的公司传递价值相关的信息,以往的文献中将这一现象称为行业内信息传递或行业内信息溢出^[1-3]。市场参与者往往会根据先发布的盈余消息修正对同行业其他企业的预期。为了减少歧义,本文沿用 Clinch 和 Sinclair 研究中的称呼,对于每一个盈余公告事件,将发公告的企业称为“先公告公司”(early announcer),同行业尚未公告的企业称为“后公告公司”(late announcer)^[2]。已有文献中针对信息溢出效应的研究大多基于决策有用性的信息观,以公告日当天的股价变动作为非预期信息的代理变量,研究先公告公司和后公告公司在公告日窗口内异常报酬率的相关关系^[4-6]。这类研究的优点是基于有效市场假说,可以对溢出信息的时效性做出联合假设。主要缺陷来自于资本资产定价模型,由于单一指数模型解释力的不足,盈余公告日企业股价的联动有可能仅仅反映了这些同行业企业股价变动某种额外的相关性^[2]。基于股价联动性模型,国外的学者还在以上研究的模型中加入了调节变量,研究了溢出效应的影响因素,其中包括财务报告可比性^[4,7]、企业规模^[8-9]、业绩归因^[5]等。国内研究行业内信息溢出效应的文献非常少,据笔者所知只有鲁威朝等^[10]和周晓苏^[11]的两篇文献检验了会计信息可比性对行业内信息传递的促进作用,研究方法和内容类似于 Campbell 和 Yeung^[7]的研究方法和内容。

信息溢出效应拓展了有关会计盈余价值相关性的研究,但一直以来并没有引起国内学者的关注。在 A 股市场的年报行情中,法定年报发布期内较早披露年报企业的业绩消息往往引起行业板块整体的股价变动,形成领涨(跌)的效应。这种现象除了反映了投资者潜在的羊群行为以外,很可能还包含了更多理性的预期,即投资者对年报中的非预期的行业共同消息做出的反应。盈余公告的信息传递是如何改变投资者预期的?针对这一问题,本文没有选择与以往国内外文献相同的研究范式,而是以作为资本市场信息媒介的证券分析师为研究对象。研究设计一来规避了过去股价联动性研究的内生性问题;二来由于证券分析师的预测修正更加直观和精确,以分析师预测为切入点,有利于更深入地探讨市场参与者信息处理的过程和预期形成的机制。

[收稿日期] 2020-07-28

[基金项目] 国家社会科学基金项目(19BJY035)

[作者简介] 施然(1991—),男,江苏南京人,南京大学商学院博士研究生,从事会计信息披露与资本市场研究,E-mail:253828876@qq.com。

分析师常常被看作是其跟踪企业所属行业的专家。美国《Institutional Investor》杂志的问卷调查显示,行业知识被认为是分析师最重要的能力^[12]。包括中国本土的首个市场化分析师排名“新财富最佳分析师评选”在内,大多数的分析师排名都会以行业为单位进行评选。这一方面反映了分析师往往专注于跟踪特定行业内的企业,另一方面反映了分析师的行业专长存在差异。根据 Boni 和 Womack^[13]以及 Howe 等^[14]的研究,综合行业内分析师的推荐信息可以预测行业公司组合的投资回报率。这两篇文献引起其他学者对分析师行业专长的研究^[12],随后国内的学者也跟进了这一研究。通过构建行业专长的代理变量,刘永泽和高嵩发现行业专长能提高分析师预测的准确性^[15]。谢光华等的研究进一步表明行业专长对预测准确性的促进作用与行业集中度有关^[16]。本文尝试从一个新的视角研究这一问题,即考察分析师对行业内信息溢出的做出的反应。在年报发布期内,分析师通过分析已发布报告的非预期盈余,解读出行业共同信息,并作用于未发布报告企业的预测。这一种积累信息的动态过程可以看作是分析师行业专长的运用。因此本文既是对分析师行业专长相关文献的补充,也为这一领域开辟了新的研究方向。研究结果对进一步认识分析师预测形成的过程、分析师行业专长的运用等具有重大意义。

二、理论分析与研究假设

(一) 盈余消息的行业内传递与分析师预测的形成。

同一行业内的企业具有更多共同的宏观经济因素、商业条件、技术环境和成长机会,因此业绩往往具有更强的关联性^[17-18]。已有的研究发现,在盈余公告事件窗口期内,先公告公司与后公告公司股票异常回报率存在相关性^[11,19],这表明盈余消息在行业内具有传递性。为了方便讨论盈余消息跨企业的传递机制,我们假设在年报发布期内,某一行业内共有四家企业先后披露了盈余公告,四次盈余公告事件分别为 EA1、EA2、EA3、EA4。图 1 描述了盈余消息在行业内传递的动态过程。

行业信息集表示市场上所有公开的行业信息。每一次盈余公告事件都会增加行业信息集中的信息量,行业信息集的更新将引起市场参与者对后公告公司盈余预期的调整。在预期调整的基础上,后公告公司的盈余公告又将产生新的非预期盈余,再一次更新行业信息集。我们预计,图 1 中盈余预期的调整将在分析师的盈余预测修正行为中得到充分的体现。

如图 2 所示,分析师关注同行业先公告公司,并从盈余公告中获得行业共同信息,经过对信息的加工和处理,形成对后公告公司盈余预测的修正。这样的过程体现了行业信息的传导机制以及分析师行业知识的运用。

(二) 信息溢出效应和分析师的预测行为

作为资本市场中信息的使用者与提供者,分析师发布的盈利预测是投资者制定投资决策的重要参考依据。大量的经验证据表明,分析师的盈余预测修正行为具有信息含量,能为市场带来更及时、更准确的盈余预测信息^[20-21]。国内外已有的研究表明,分析师会根据管理层业绩预测等事件对盈余预测进行修正^[22-23]。分析师盈余预测的形成需要考虑两类信息,一类是上市公司个体信息,另一类是行业信息^[24]。如果其他企业的盈余公告传递了与跟踪公司价值相关的行业信息,那么年报发布期内,同行业较早发布的盈余公告也可以成为分析师的信息来源。在年报发布期内,分析师可以利用较早发布年报中包含的行业消息,改进对其跟踪企业的盈余预测。因此我们提出假设 1。

假设 1: 证券分析师对后公告公司的预测修正与同行业先公告公司披露的非预期盈余正相关。

如果分析师同时跟踪了先公告公司和后公告公司,则说明先公告公司的盈余公告已经得到了分析师充分的

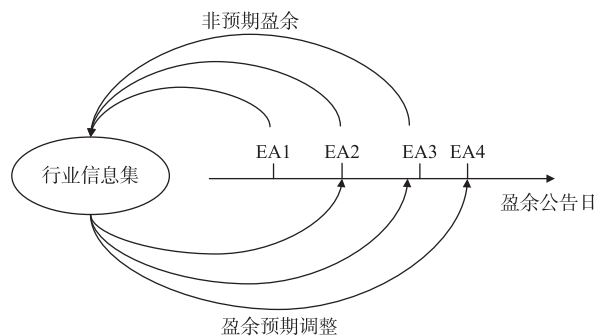


图 1 盈余消息在行业内的传递

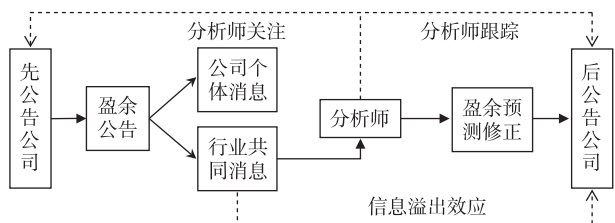


图 2 基于信息溢出效应的分析师盈余预测修正行为

关注,并且分析师对先公告公司基本面有了一定程度的掌握。同时跟踪两家公司的分析师信息加工所需额外的工作量更少,对两家公司经济活动的关联性理解也更深。另外,分析师在跟踪先公告公司的过程中提前获得了更多与先公告公司有关的私有信息^[25]。这些私有信息有助于分析师区分非预期盈余中受到企业自身因素影响的部分,从而更准确地分析出行业趋势。基于以上原因,本文认为假设 1 中的相关关系在同时跟踪两家企业的分析师中会更加显著。因此,本文提出假设 2。

假设 2:当分析师同时跟踪了两家公司时,盈余预测修正与先公告公司非预期盈余的正相关关系更强。

(三) 分析师行业专长的影响

行业专长是分析师最重要的业务能力之一。行业专长反映了分析师对特定行业的了解,分析师的行业知识可以帮助其更好地判断经济因素对行业内企业的影响^[12]。过去的研究大多表明,行业专长对分析师推荐股票和形成盈余预测具有促进作用^[13,26]。已有文献表明,相比于专业培训,工作经验是个人职业发展和学习的主要途径^[27]。Clement 在他对分析师能力的研究中指出,行业专长是分析师在特定行业中工作,不断积累经验产生的^[28]。在之后的研究中,部分学者将分析师的行业经验作为分析师行业专长的代理变量^[15-16]。本文认为分析师可以在工作中积累行业知识,逐渐形成对行业基本面独到的认知,增强对行业信息的分析能力。因此,行业经验更丰富的分析师对行业信息的利用更加充分。本文提出假设 3a,即“干中学”假设。

假设 3a:分析师的行业经验越丰富,盈余预测修正与先公告公司非预期盈余的正相关关系越强。

行业专长对预测准确性的促进作用需要体现在分析师对行业信息的搜集和加工上。由于信息获取以及加工的成本,分析师可以利用的信息总是有限的^[3]。如前文所述,分析师形成盈余预测需要考虑公司个体信息与行业信息。相比于微观层面上的上市公司个体信息,行业信息更早被市场获知。由于上市公司个体信息对预测的相关性更强,所以分析师会优先搜集和处理企业个体信息^[29]。但从另一个角度看,当分析师跟踪了行业内多个企业时,行业消息可以同时被运用到对多个企业的预测中。因此行业信息对分析师来说存在“规模效应”,分析师覆盖到行业内的企业越多,分析师搜集和处理行业信息越经济^[30]。因此分析师的行业覆盖面越大,就会投入越多精力和资源去搜集和处理行业信息。另外,分析师跟踪行业内的企业越多,获得的行业知识越多,对行业信息的处理能力越强^[16]。基于这两点,本文提出假设 3b,即“规模经济”假设。

假设 3b:分析师行业覆盖率越高,盈余预测修正与先公告公司非预期盈余的正相关关系越强。

三、研究设计

(一) 数据来源与匹配样本的构建

本文所采用的上市公司财务数据、年报披露时间数据以及分析师预测数据均来自国泰安 CSMAR 数据库。样本的匹配和数据的筛选过程为:第一步,将 2007—2018 年 A 股市场上所有分析师预测数据作为后公告公司分析师预测的原始样本,只保留法定年报披露期(1 月 1 日至 4 月 30 日)内发布的预测样本。第二步,将上市公司年报数据作为先公告公司盈余公告的事件样本。本文按照行业-年分组,将每个盈余公告事件与盈余公告后七天内发布的分析师盈余预测样本进行多对多匹配。第三步,对匹配后的样本进行筛选。本文剔除所有分析师盈余预测前七天内同行业存在多家公司发布盈余公告的情况,剔除后每个分析师预测只对应一个盈余公告事件,形成多对一的数据结构;剔除所有金融行业的观测值;剔除所有公告公司或预测公司为 ST 的观测值;剔除所有相关变量缺失的观测值。最终我们得到 22,381 个分析师预测样本。行业分类参照证监会 2012 版分类标准。为减少极端值的影响,本文对所有连续变量进行了首尾各 1% 的 Winsorize 处理。

(二) 实证模型

为检验假设 1 和假设 2,本文借鉴谢光华等^[16]以及刘永泽和高嵩^[15]的研究,构建以下模型:

$$AF_Rev = \alpha_0 + \alpha_1 Peer_UE + \alpha_2 Dual \times Peer_UE + \alpha_3 Dual + \sum \alpha_i Controls + \sum \alpha_j Peer_UE \times Controls + \varepsilon \quad (1)$$

$$CH_Error = \beta_0 + \beta_1 Abs_Peer_UE + \beta_2 Dual \times Abs_Peer_UE + \beta_3 Dual + \sum \beta_i Controls + \sum \beta_j Abs_Peer_UE \times Controls + \varepsilon \quad (2)$$

模型 1 和模型 2 检验行业内先公告公司的非预期盈余是否促进了分析师对后公告公司的预测修正行为。

我们分别用 AF_Rev 和 CH_Error 两个变量代理分析师的预测修正行为。模型 1 中的被解释变量 AF_Rev 为分析师盈余预测调整的幅度。借鉴通用的做法,本文用分析师对后公告公司预测的 EPS 减去先公告企业盈余公告日前最近一次预测值,并经上一年年末的股价标准化来表示。 AF_Rev 越大(小),分析师向上(下)修正的幅度越大。 $Peer_UE$ 为解释变量,表示先公告公司非预期的盈余消息,用市场上分析师对先公告公司预测误差的均值表示。 $Dual$ 为处理变量,当分析师同时跟踪了两家公司时取 1,否则 0。模型的主效应表示行业内信息传递对分析师预测修正行为的影响,边际效应表示当分析师同时跟踪和研究两家公司时,信息传递效率的提升。模型 2 检验分析师的预测精确度是否因此得到了改进。其中被解释变量 CH_Error 为盈余预测修正前后预测准确性的改进,即分析师修正前预测误差的绝对值减去修正后预测误差的绝对值之后除以上一年年末的股价。 CH_Error 大于零时修正后的预测误差更小,预测准确度更高。相应地,解释变量也更改为 $Peer_UE$ 的绝对值 Abs_Peer_UE 。模型 1 和模型 2 控制了分析师、券商和上市公司三个层面的特征变量以及控制变量与解释变量的交乘项,并考虑了行业和年度效应。

在分析师专长的相关研究中,为了尽可能规避潜在的内生性问题以及方便解释回归结果,我们建立如下模型,并按照分析师是否同时跟踪了两家企业(即模型 1 和模型 2 中调节变量 $Dual$ 的取值)进行分样本回归:

$$AF_Rev = \gamma_0 + \alpha_1 Peer_UE + \gamma_2 Spec \times Peer_UE + \gamma_3 Spec + \sum \gamma_i Controls + \sum \gamma_j Peer_UE \times Controls + \sigma \quad (3)$$

$$CH_Error = \rho_0 + \rho_1 Abs_Peer_UE + \rho_2 Spec \times Abs_Peer_UE + \rho_3 Spec + \sum \rho_i Controls + \sum \rho_j Abs_Peer_UE \times Controls + \tau \quad (4)$$

模型 3 和模型 4 分别检验行业专长是否增进了分析师利用信息传递进行的预测修正行为。调节变量 $Spec$ 为分析师行业专长的代理变量,本文分别从分析师的行业经验 $IExp$ 和行业覆盖率 Cov 两个维度衡量。其中,行业经验指分析师跟踪某一行业的时长,由分析师预测发布年度与第一次跟踪该行业年度差值的自然对数来表示。行业覆盖率指分析师跟踪公司在整个行业的占有率,等于分析师在行业内跟踪公司的数量除以该行业内公司总数。控制变量与模型 1 和模型 2 相同。

(三)主要变量说明

主要变量定义和具体说明如下表 1:

表 1 变量定义

| 变量符号 | 变量定义 |
|------------------|---|
| 被解释变量 AF_Rev | 分析师预测调整幅度。分析师修正预测与先公告公司盈余公告前最近一次预测值的差异,除以上一年年末的股价 |
| CH_Error | 分析师预测精确度改进。分析师修正前预测误差的绝对值,减去修正后预测误差的绝对值,除以上一年年末的股价 |
| 解释变量 $Peer_UE$ | 同行业先公告公司的非预期盈余。先公告公司披露的每股收益,减去市场上分析师预测的均值,再除以上一年年末的股价 |
| Abs_Peer_UE | $Peer_UE$ 的绝对值 |
| 调节变量 $Dual$ | 分析师是否同时跟踪了两家公司。哑变量。当分析师跟踪了先公告公司时取 1,否则 0 |
| $IExp$ | 分析师行业经验。分析师预测披露年度减去首次跟踪该行业的年度,加 1 后取自然对数 |
| Cov | 分析师行业覆盖率。分析师在某行业内跟踪的公司数除以行业内公司总数 |
| 控制变量 $AExpa$ | 分析师总经验。分析师发布预测的年度减去首次发布预测的年度,加 1 后取自然对数 |
| $FmFlw$ | 分析师当年度跟踪公司总数的自然对数 |
| $IndFlw$ | 分析师当年度跟踪行业总数的自然对数 |
| $Horizon$ | 分析师预测区间。分析师预测披露日距离后公告公司年报披露日的时间间隔,取自然对数 |
| $Freq$ | 分析师当年对后公告公司预测次数的自然对数 |
| $Broker_Size$ | 券商规模。券商当年发布预测的分析师数量,取自然对数 |
| $Broker_Spec$ | 券商行业专长。券商跟踪某行业的分析师人数,除以券商当年发布预测的分析师总数 |
| $Peer_Size$ | 先公告公司总资产的对数 |
| $Size$ | 后公告公司总资产的对数 |
| $Peer_Lev$ | 先公告公司的资产负债率 |
| Lev | 后公告公司的资产负债率 |
| $Peer_Lev$ | 先公告公司的资产负债率 |
| $Peer_Insthold$ | 先公告公司机构持股比例 |
| $Insthold$ | 后公告公司机构持股比例 |
| Ind | 行业虚拟变量 |
| $Year$ | 年份虚拟变量 |

四、实证结果分析

(一) 描述性统计

表2列示了主要变量的描述性统计数据。*Peer_UE*的均值与中位数小于0,分析师对先公告公司的盈余预期乐观。*AF_Rev*的均值也小于零,说明分析师在得知先公告公司的盈余消息后平均向下调整盈余预测,方向与盈余消息一致。*CH_Error*的均值与中位数大于零,说明修正后的盈余预测相较于修正前更加准确。*Dual*的均值为0.177,说明大约有17.7%的样本分析师同时跟踪了两家公司。从行业专长来看,分析师的行业经验在0年至10年之间,样本内分析师平均跟踪了后公告公司所属行业内17.7%的企业,占分析师跟踪企业总数的45%。

表3按照分析师是否跟踪了先公告公司,本文将样本分为两个子样本。子样本*Dual = 1*表示分析师同时跟踪了先公告公司与后公告公司;*Dual = 0*样本表示分析师跟踪了后公告公司,但并未跟踪先公告公司。通过比较两个样本的均值,我们发现同时追踪的样本中分析师盈余预测的修正幅度显著高于非同时追踪的样本,修正后准确度的改进也比非同时追踪的样本更大。另外,同时追踪样本中分析师行业专长的代理变量均值显著高于非同时追踪样本,同时追踪的分析师具有相对更强的行业专长。

表2 样本描述性统计

| 变量 | 观测数 | 均值 | 方差 | 最小值 | 中位数 | 最大值 |
|----------------------|-------|----------|--------|----------|----------|--------|
| <i>AF_Rev</i> | 22381 | -0.00301 | 0.0122 | -0.0783 | 0 | 0.0223 |
| <i>CH_Error</i> | 22381 | 0.00417 | 0.0116 | -0.00917 | 0.000329 | 0.0772 |
| <i>Peer_UE</i> | 22381 | -0.0113 | 0.0244 | -0.151 | -0.00453 | 0.0289 |
| <i>Abs_Peer_UE</i> | 22381 | 0.0141 | 0.0234 | 4.07e-05 | 0.00612 | 0.151 |
| <i>Dual</i> | 22381 | 0.177 | 0.382 | 0 | 0 | 1 |
| <i>IExp</i> | 22381 | 1.005 | 0.503 | 0 | 0.693 | 2.303 |
| <i>Cov</i> | 22381 | 0.177 | 0.184 | 0.00538 | 0.113 | 0.889 |
| <i>Att</i> | 22381 | 0.454 | 0.302 | 0.0213 | 0.421 | 1 |
| <i>AExp</i> | 22381 | 1.153 | 0.547 | 0 | 1.099 | 2.485 |
| <i>FmFlw</i> | 22381 | 2.848 | 0.921 | 0 | 2.890 | 5.136 |
| <i>IndFlw</i> | 22381 | 1.805 | 0.601 | 0 | 1.792 | 3.584 |
| <i>Horizon</i> | 22381 | 3.546 | 1.065 | 0 | 3.892 | 4.673 |
| <i>Freq</i> | 22381 | 1.682 | 0.516 | 1.099 | 1.609 | 3.135 |
| <i>Broker_Size</i> | 22381 | 4.168 | 0.731 | 2.197 | 4.234 | 5.476 |
| <i>Broker_Spec</i> | 22381 | 0.100 | 0.0754 | 0.00837 | 0.0805 | 0.357 |
| <i>Peer_Size</i> | 22381 | 22.23 | 1.295 | 19.97 | 22.03 | 26.21 |
| <i>Size</i> | 22381 | 22.80 | 1.520 | 20.26 | 22.52 | 27.27 |
| <i>Peer_Lev</i> | 22381 | 0.412 | 0.204 | 0.0462 | 0.407 | 0.852 |
| <i>Lev</i> | 22381 | 0.425 | 0.197 | 0.0542 | 0.422 | 0.840 |
| <i>Peer_Insthold</i> | 22381 | 0.0756 | 0.0739 | 0.000112 | 0.0527 | 0.335 |
| <i>Insthold</i> | 22381 | 0.122 | 0.0870 | 0.00278 | 0.103 | 0.413 |

表3 双样本 T 检验(比较非同时追踪样本与同时追踪样本)

| 变量 | 观测数 | | 均值 | | 均值差异 Mean Diff |
|----------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-------------------|
| | <i>Dual = 0</i> | <i>Dual = 1</i> | <i>Dual = 0</i> | <i>Dual = 1</i> | |
| <i>Dual</i> | 18413 | 3968 | 0 | 1 | -1 *** |
| <i>AF_Rev</i> | 18413 | 3968 | -0.003 | -0.004 | 0.001 *** |
| <i>CH_Error</i> | 18413 | 3968 | 0.004 | 0.005 | -0.001 *** |
| <i>Peer_UE</i> | 18413 | 3968 | -0.012 | -0.01 | -0.001 *** |
| <i>Abs_Peer_UE</i> | 18413 | 3968 | 0.014 | 0.013 | 0.001 ** |
| <i>IExp</i> | 18413 | 3968 | 0.967 | 1.182 | -0.214 *** |
| <i>Cov</i> | 18413 | 3968 | 0.134 | 0.377 | -0.243 *** |
| <i>AExp</i> | 18413 | 3968 | 1.123 | 1.289 | -0.166 *** |
| <i>FmFlw</i> | 18413 | 3968 | 2.769 | 3.213 | -0.444 *** |
| <i>IndFlw</i> | 18413 | 3968 | 1.779 | 1.926 | -0.146 *** |
| <i>Horizon</i> | 18413 | 3968 | 3.54 | 3.57 | -0.03 |
| <i>Freq</i> | 18413 | 3968 | 1.657 | 1.8 | -0.143 *** |
| <i>Broker_Size</i> | 18413 | 3968 | 4.164 | 4.187 | -0.023 * |
| <i>Broker_Spec</i> | 18413 | 3968 | 0.107 | 0.068 | 0.039 *** |
| <i>Peer_Size</i> | 18413 | 3968 | 22.097 | 22.825 | -0.729 *** |
| <i>Size</i> | 18413 | 3968 | 22.73 | 23.109 | -0.380 *** |
| <i>Peer_Lev</i> | 18413 | 3968 | 0.408 | 0.434 | -0.027 *** |
| <i>Lev</i> | 18413 | 3968 | 0.422 | 0.443 | -0.021 *** |
| <i>Peer_Insthold</i> | 18413 | 3968 | 0.071 | 0.095 | -0.024 *** |
| <i>Insthold</i> | 18413 | 3968 | 0.124 | 0.112 | 0.012 *** |
| adj. R ² | 0.1206 | 0.0533 | 0.0592 | 0.2084 | |

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著,下同。

(二) 回归结果

1. 信息溢出效应与分析师预测行为

表4报告了对模型1和模型2的检验结果。表4的(1)列及(3)列、(2)列及(4)列分别报告了考虑交互效应与未考虑交互效应的回归结果。其中(1)列及(3)列中解释变量*Peer_UE*(*Abs_Peer_UE*)的系数为正,且在1%的水平上显著,表明分析师的预测修正行为受到盈余公告信息溢出效应的影响,分析师预测调整的幅度和相应精确度的提升与盈余消息正相关。由于(2)列及(4)列加入了多个控制变量与解释变量的交乘项,因此需要对被解释变量的系数进行重新解释。当各控制变量均等于样本中的平均值且调节变量*Dual = 0*时,计算得出(2)列中*Peer_UE*的系数为0.0327($t = 6.98$), (4)列中*Abs_Peer_UE*的系数为0.0223($t = 4.76$),均在1%的水平上显著。由此可见,即使分析师没有跟踪先公告公司,先公告公司披露的非预期盈余仍然有助于分析师改进盈余预测。交互项*Dual × Peer_UE*和*Dual × Abs_Peer_UE*系数大于零,且在1%的水平上显著,表示*Dual = 1*时,盈余消息与分析师预测修正行为的相关关系更强。

回归结果中主效应和交互效应均显著为正,说明分析师的盈余预测受到同行业盈余公告信息传递的影响。先公告公司非预期盈余与分析师预测调整幅度正相关,而且非预期盈余越大,调整后相比于调整前的准确度提

升越大,假设 1 得到验证。调节变量 *Dual* 与解释变量交互项的系数表明,非预期盈余与分析师预测修正的关系在同时跟踪了两家企业的分析师中尤为明显。无论是预测调整的幅度还是预测精确度的提升,跟踪了先公告公司的分析师远大于没有跟踪先公告公司的分析师,这一结果支持了假设 2。

进一步对表 4 的回归结果进行分析,我们还发现,非预期盈余对预测修正的影响与分析师跟踪的公司总数正相关,与跟踪行业的数量负相关。跟踪公司多且专注于少数行业的分析师对非预期盈余的反应更大,这一结果从侧面反映了行业专长的影响。本节第二部分将就相关问题进行更深入的研究。

2. 分析师行业专长与基于信息溢出效应的分析师修正行为

表 5 汇报了分析师行业专长和先公告公司非预期盈余对分析师预测修正行为的影响。

Panel A 报告分析师行业专长对预测调整幅度的影响,Panel B 报告对预测精确度的影响。由于同时追踪的样本中分析师行业经验和分析师行业覆盖率均显著高于非同时追踪的样本,因此我们按照分析师是否追踪了先公告公司进行分样本回归。其中(1)列至(3)列报告的结果验证了“干中学”效应的存在。Panel A 与 Panel B 中 *IExp* 与 *Abs_Peer_UE* 的交互项系数为正,且 *p* 值均小于 0.05,回归结果支持了分析师行业经验对预测修正行为的促进作用。分析师跟踪行业的时间越长,针对先公告公司非预期盈余做出的调整越大,预测误差下降得越多。(4)列至(6)列的回归检验了“规模经济”假说。Panel A 中代表调节效应的 *Cov* × *Peer_UE* 项系数分别为 0.1769、0.1087、0.2582,通过了 1% 的水平上的双侧检验;Panel B 中 *Cov* × *Abs_Peer_UE* 的系数也全部在 1% 的水平上显著为正。回归结果说明分析师在行业内的跟踪范围越广,对信息的利用越充分,调整幅度越大,预测质量提升越多。分样本回归的系数除显著性存在差异以外,与全样本回归保持一致,表明在先公告公司披露盈余消息后,无论分析师是否同时跟踪了两家公司,行业专长对分析师预测修正行为都有促进作用。

表 4 盈余消息、分析师预测修正与分析师共同跟踪

| 变量 | <i>AF_Rev</i> | | <i>CH_Error</i> | |
|--------------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>(Abs_)Peer_UE</i> | 0.0378 *** (11.16) | 0.2019 ** (2.27) | 0.0295 *** (8.77) | 0.3050 *** (3.51) |
| <i>Dual</i> × <i>(Abs_)Peer_UE</i> | | 0.0540 *** (5.49) | | 0.0673 *** (6.95) |
| <i>Dual</i> | | -0.0004 (-1.61) | | -0.0001 (-0.59) |
| <i>FmFlw</i> | -0.0006 *** (-3.53) | -0.0003 (-1.44) | 0.0008 *** (5.31) | 0.0005 *** (2.91) |
| <i>IndFlw</i> | 0.0007 *** (2.83) | 0.0002 (0.80) | -0.0009 *** (-4.13) | -0.0005 ** (-1.97) |
| <i>FmFlw</i> × <i>(Abs_)Peer_UE</i> | | 0.0162 ** (2.41) | | 0.0139 ** (2.11) |
| <i>IndFlw</i> × <i>(Abs_)Peer_UE</i> | | -0.0304 *** (-3.14) | | -0.0222 ** (-2.33) |
| <i>Constant</i> | -0.0030 (-1.07) | -0.0028 (-0.94) | -0.0092 *** (-3.49) | -0.0123 *** (-4.22) |
| 其他控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 其他控制变量与自变量的交互项 | | 控制 | | 控制 |
| 行业/年份 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 22381 | 22381 | 22381 | 22381 |
| R-squared | 0.062 | 0.067 | 0.087 | 0.090 |

五、稳健性检验

1. 内生性问题处理。假设 2 检验的内生性问题主要来源于两个方面。第一,基本面相关性较强的企业更有可能受到分析师共同关注。第二,同时关注两家企业的分析师能力更强。为了使表 1 中的结论更加稳健,我们通过以下步骤对样本进行重新筛选和处理:第一步,剔除总样本中没有吸引到自身或其他分析师共同关注的样本。第二步,针对每个盈余公告事件,本文使用倾向得分匹配法在共同关注和非共同关注的两组分析师预测样本中进行匹配。在选择配对样本时,我们控制了变量列表中所有的分析师特征变量,包括分析师总经验、分析师行业经验、分析师行业覆盖、分析师预测频率等因素,按照 1:1 临近匹配得到一组配对样本。第三步,根据配对样本对模型 1 和模型 2 进行回归。结果如表 6 所示,主效应与交互效应仍显著为正,研究结论未发生改变,实证结果保持稳健。

2. 重新定义分析师行业专长。(1)用是否曾获得过明星分析师称号来定义分析师是否形成了足够的行业经验。根据《新财富》杂志公布的分析师行业排名,若分析师在某一行业曾被评选为明星分析师,哑变量 *Star* 取 1,否则 0。(2)用分析师行业关注率 *Att* 来衡量规模效应,计算方法为:分析师在某一行业内跟踪的公司数除以分析师跟踪的公司总数。*Att* 越大,证明分析师跟踪的公司数量越集中于当前行业。结果见表 7(1)列至(4)列的回归。调节变量与解释变量的交互项的系数为正,且在 5% 的水平上显著,可见明星分析师和分析师行业关注率对分析师的预测修正行为有促进作用,结论与表 4 相一致。

表5 分析师行业专长与分析师预测修正行为

| | 干中学假说分析师行业经验 | | | 规模经济假说分析师行业覆盖率 | | |
|-------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|
| | (1) 全样本 | (2) Dual = 0 | (3) Dual = 1 | (4) 全样本 | (5) Dual = 0 | (6) Dual = 1 |
| Panel A: 解释变量 AF_Rev | | | | | | |
| Peer_UE | 0.1567 * (1.78) | 0.2289 ** (2.39) | 0.2813 (1.14) | 0.2286 ** (2.57) | 0.2496 *** (2.60) | 0.3386 (1.38) |
| IExp × Peer_UE | 0.0536 *** (4.34) | 0.0404 *** (3.22) | 0.1136 ** (2.36) | | | |
| IExp | -0.0023 *** (-7.28) | -0.0022 *** (-6.88) | -0.0021 ** (-2.06) | | | |
| Cov × Peer_UE | | | | 0.1593 *** (7.24) | 0.1020 *** (3.50) | 0.2529 *** (4.75) |
| Cov | | | | -0.0019 *** (-3.21) | -0.0017 ** (-2.06) | -0.0029 ** (-2.28) |
| Constant | -0.0031 (-1.05) | -0.0020 (-0.63) | -0.0080 (-1.01) | -0.0020 (-0.69) | -0.0014 (-0.44) | -0.0082 (-1.03) |
| ∑ Control | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| ∑ Control × Peer_UE | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业/年份 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 22381 | 18413 | 3968 | 22381 | 18413 | 3968 |
| R-squared | 0.070 | 0.059 | 0.136 | 0.067 | 0.055 | 0.138 |
| Panel B: 解释变量 CH_Error | | | | | | |
| Abs_Peer_UE | 0.2292 *** (2.67) | 0.3020 *** (3.23) | 0.4986 ** (2.12) | 0.3128 *** (3.61) | 0.3336 *** (3.54) | 0.5147 ** (2.20) |
| IExp × Abs_Peer_UE | 0.0360 *** (2.99) | 0.0248 ** (2.02) | 0.0943 *** (2.77) | | | |
| IExp | 0.0030 *** (9.76) | 0.0031 *** (9.83) | 0.0023 ** (2.19) | | | |
| Cov × Abs_Peer_UE | | | | 0.1769 *** (8.11) | 0.1087 *** (3.75) | 0.2582 *** (4.91) |
| Cov | | | | 0.0017 *** (2.87) | 0.0028 *** (3.35) | 0.0025 ** (1.98) |
| Constant | -0.0115 *** (-3.96) | -0.0153 *** (-4.84) | 0.0004 (0.05) | -0.0132 *** (-4.55) | -0.0170 *** (-5.32) | -0.0013 (-0.17) |
| ∑ Control | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| ∑ Control × Abs_Peer_UE | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业/年份 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 22381 | 18413 | 3968 | 22381 | 18413 | 3968 |
| R-squared | 0.096 | 0.083 | 0.164 | 0.091 | 0.077 | 0.167 |

3. 其他问题。本文还对研究结果补充了以下稳健性检验。(1) 剔除微利和微损的企业。这一问题造成的偏差与本文研究结果方向相反。剔除所有 *Abs_Peer_UE* 小于 0.005 的企业后, 本文所有实证结果变得更加显著。(2) 重新定义事件窗口。在样本筛选的过程中, 本文把事件窗口长度更改为 5 天或 10 天, 研究结果与主表保持一致。(3) 重新定义被解释变量与解释变量。本文将被解释变量 *AF_Rev* 拆分成绝对值变量与代表修正方向的正负哑变量, 将非预期盈余重新定义为先公告公司盈余公告日三天窗口的累计异常回报率, 结论保持不变。

表6 共同追踪与分析师预测行为 - PSM 匹配样本

| 变量 | AF_Rev | | CH_Error | |
|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| (Abs_)Peer_UE | 0.0852 *** (9.15) | 0.0489 *** (3.70) | 0.0844 *** (9.01) | 0.0364 *** (2.77) |
| Dual × (Abs_)Peer_UE | | 0.0721 *** (3.88) | | 0.0965 *** (5.17) |
| Dual | | -0.0002 (-0.47) | | -0.0005 (-1.02) |
| Constant | 0.0027 (1.04) | 0.0025 (0.95) | -0.0019 (-0.78) | -0.0013 (-0.53) |
| 观测值 | 3742 | 3742 | 3742 | 3742 |
| R-squared | 0.078 | 0.080 | 0.095 | 0.100 |
| 行业/年份 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |

六、主要研究结论和启示

本文的研究揭示了资本市场上一个有趣的现象。在法定年报发布期内,随着盈余公告“靴子落地”,分析师会根据预测误差,在公告日之前修正对同行业其他企业的盈余预测。这一现象反映了分析师在年报发布期内的决策受到“行业内信息溢出效应”的影响,即先发布的盈余消息向分析师传递了与同行业其他企业价值相关的信息。通过分析这些信息,分析师可以对盈余预测做出调整,并提高预测的质量。研究还发现,行业专长对这一机制具有促进作用。分析师跟踪行业的时间越长,跟踪公司数占行业内公司总数的比重越大,分析师对先公告公司的盈余消息的利用越充分,对后公告公司的修正幅度越大,预测误差也下降越多。

本文的启示包括以下几个方面:第一,投资者在年报行情中可以多关注行业内先披露年报的企业,更快地将好/坏消息反映到相应的交易或预测行为中,达到优化投资决策的目的。分析师也应重视年报披露顺序产生的信息溢出效应,向市场提供更及时的预测信息。第二,随着近年来上市公司数量的大幅上涨,券商和分析师应加强培养行业优势。由于干中学和规模效应的存在,因此将时间和信息搜寻活动集中于少数行业有助于提高分析师的竞争力。第三,本文研究的现象揭示了信息披露跨企业产生的外部效应。针对A股市场年报披露“前松后紧张”“管理层推迟披露坏消息”等乱象,证券监管部门应鼓励上市公司披露更及时的财务信息,这样可以方便投资者做出差异化的决策,提高资本市场的定价效率。

参考文献:

- [1] Foster G. Intra-industry information transfers associated with earnings releases[J]. North-Holland,1981,3(3):196-216.
- [2] Clinch G J, Sinclair N A. Intra-industry information releases: A recursive systems approach[J]. North-Holland,1987,9(1):98-106.
- [3] Lang M, Lundholm R. The relation between security returns, firm earnings, and industry earnings[J]. Contemporary Accounting Research, 1996, 13(2):607-629.
- [4] Wang C. Accounting standards harmonization and financial statement comparability: Evidence from transnational information transfer[J]. Journal of Accounting Research, 2014, 52(4):955-992.
- [5] Koo D S, Wu J J, Yeung P E. Earnings attribution and information transfers[J]. Contemporary Accounting Research, 2017, 34(3):1547-1579.
- [6] Cazier R, Desir R, Pfeiffer R J, et al. Intra-industry information transfer effects of leading firms' earnings narratives[J]. Review of Quantitative Finance and Accounting, 2020, 54(4):29-49.
- [7] Campbell J L, Yeung P E. Earnings comparability, accounting similarities, and stock returns: Evidence from peer Firms' Earnings Restatements[J]. Journal of Accounting, Auditing & Finance, 2017, 32(4):480-509.
- [8] Schneible R A J. Information transfer and firm - level strategy[J]. Accounting & Finance, 2016, 56(4):1119-1148.
- [9] Athana S C, Mishra B K. The differential information hypothesis, firm size, and earnings information transfer[J]. Journal of Business Research, 2001, 53(1):37-47.
- [10] 鲁威朝,杨道广,刘思义. 会计信息可比性、需求差异与跨公司信息传递[J]. 会计研究, 2019(4):18-25.
- [11] 周晓苏,王磊,陈沉. 会计信息可比性和信息传递[J]. 现代管理科学, 2017(9):21-23.
- [12] Kadan O, Madureira L, Wang R, et al. Analysts' industry expertise[J]. Journal of Accounting and Economics, 2012, 54(2-3):95-120.
- [13] Boni L, Womack K L. Analysts, industries, and price momentum[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2006, 41(1):85-109.
- [14] Howe J S, Unlu E, Yan X. The predictive content of aggregate analyst recommendations[J]. Journal of Accounting Research, 2009, 47(3):799-821.
- [15] 刘永泽,高嵩. 证券分析师行业专长、预测准确性与市场反应[J]. 经济管理, 2015(6):87-97.
- [16] 谢光华,郝颖,李思乐. 行业集中度、分析师行业专长与预测准确性[J]. 外国经济与管理, 2019(2):125-138.
- [17] Freeman R, Tse S. An earnings prediction approach to examining intercompany information transfers[J]. North-Holland, 1992, 15(4):509-523.

表7 稳健性检验 - 分析师行业专长

| 变量 | AF_Rev | | CH_Error | |
|---------------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| (Abs_)Peer_UE | 0.1459 * | 0.1338 | 0.2297 *** | 0.2253 *** |
| | (1.65) | (1.52) | (2.66) | (2.61) |
| Star × (Abs_)Peer_UE | 0.0257 ** | | 0.0332 *** | |
| | (2.23) | | (2.92) | |
| Star | -0.0001 | | -0.0003 | |
| | (-0.23) | | (-0.98) | |
| Att × (Abs_)Peer_UE | | 0.0362 ** | | 0.0366 ** |
| | | (2.39) | | (2.45) |
| Att | | 0.0002 | | 0.0009 ** |
| | | (0.54) | | (2.26) |
| Constant | -0.0072 *** | -0.0074 *** | -0.0071 *** | -0.0077 *** |
| | (-3.20) | (-3.27) | (-3.18) | (-3.37) |
| Σ Control | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| Σ Control × (Abs_)Peer_UE | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业/年份 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 22381 | 22381 | 22381 | 22381 |
| R-squared | 0.066 | 0.066 | 0.089 | 0.089 |
| 行业/年份 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |

- [18] Baber W R, Kim J, Kumar K R. On the use of intra-industry information to improve earnings forecasts[J]. Journal of Business Finance & Accounting, 1999, 26(9-10): 1177-1198.
- [19] Engelberg J, Ozoguz A, Wang S. Know thy neighbor: Industry clusters, information spillovers, and market efficiency[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2018, 53(5): 1937-1961.
- [20] Gleason C A, Lee C M C. Analyst forecast revisions and market price discovery[J]. The Accounting Review, 2003, 78(1): 193-225.
- [21] 朱红军, 何贤杰, 陶林. 中国的证券分析师能够提高资本市场的效率吗——基于股价同步性和股价信息含量的经验证据[J]. 金融研究, 2007(2): 110-121.
- [22] Kim Y, Song M. Management earnings forecasts and value of analyst forecast revisions[J]. Management Science, 2015, 61(7): 1663-1683.
- [23] 李馨子, 肖土盛. 管理层业绩预告有助于分析师盈余预测修正吗[J]. 南开管理评论, 2015(2): 30-38.
- [24] Hassell J M, Jennings R H. Relative forecast accuracy and the timing of earnings forecast Announcements[J]. The Accounting Review, 1986, 61(1): 58-75.
- [25] 陶然. 私有信息、分析师预测及时性与准确性[J]. 上海金融, 2018(7): 19-26.
- [26] Hilary G, Shen R. The role of analysts in intra-industry information transfer[J]. The Accounting Review, 2013, 88(4): 1265-1287.
- [27] McCall M W, Lombardo M M, Morrison A M. The lessons of experience: How successful executives develop on the job[M]. San Francisco: New Lexington Press, 1988.
- [28] Clement M B. Analyst forecast accuracy: Do ability, resources, and portfolio complexity matter? [J]. Journal of Accounting and Economics, 1999, 27(3): 285-303.
- [29] Forbes W, Huijgen C, Plantinga A. Using analysts' earnings forecasts for country/industry-based asset allocation[J]. Managerial Finance, 2006, 32(4): 60-72.
- [30] Liu M H. Analysts' incentives to produce industry-level versus firm-specific information[J]. The Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2011, 46(3): 757-784.

[责任编辑: 杨志辉]

Analysts' Industry Expertise, Analyst Earnings Forecast And Intra-industry Information Spillovers of Earnings Announcements

SHI Ran

(School of Business, Nanjing University, Nanjing 210093, China)

Abstract: Earnings announcements are important source of information in the capital market. This study examines the information spillovers caused by the sequence of annual report disclosure in A-share market. The results show that analysts revise their earnings forecasts based on earnings released earlier by industry-peers. The phenomenon is more pronounced among analysts who track both companies. Further research suggests that analysts' industry expertise enhances this mechanism. Analysts with more industry experience revise their forecast by larger magnitude and enjoy more significant improvements in forecast accuracy. Moreover, analysts' decision-making process is influenced by the scale of economies. The more companies an analyst tracks in the industry, the more information the analyst collects and processes, and thus the more use the analyst makes from intra-industry information spillovers. The findings provide insights for analysts to improve their forecasts, for investors to enhance decision making, and for regulators to perfect disclosure requirements.

Key Words: earnings announcement; information spillover; information transmission; analyst industry expertise; analyst forecast; analyst forecast revision