

自媒体披露的信息作用

——来自新浪微博的实证证据

徐 巍 陈冬华

(南京大学商学院, 江苏南京 210093)

摘 要: 借助网页搜索和文本分析技术, 本文在微观市场结构层面实证检验了上市公司官方微博的信息作用及其特点。实证结果表明, 微博披露会带来当日公司股票的超额回报和超额交易量显著增加, 其程度不仅受到披露强度、披露信息密度的影响, 也受到微博中噪音信息的干扰。此外, 当微博对已公告信息进行传播时, 相对于没有微博传播的公告会有更强的市场反应。进一步, 微博披露对受关注较少的公司影响更大, 对个人投资者的交易行为影响更为显著。这些结果说明微博披露具有信息作用, 同时也揭示了微博披露混杂性、平等性、低成本等特点。

关键词: 微博; 披露; 信息含量; 信息不对称

JEL 分类号: G14, G12 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-7246(2016)03-0157-17

一、引 言

现有研究对信息披露与资本市场之间的关系做了大量的工作, 其焦点主要集中在披露内容、动机、后果等方面(见 Healy and Palepu, 2001; Core, 2001 的综述)。然而信息披露不是抽象的, 无论是强制披露还是自愿披露, 都必须经由一定的信息媒介完成。随着技术的进步, 信息媒介呈现出多元化的趋势, 从传统的报纸、电话到网页、讨论版、搜索引擎等都成为有效的信息媒介(Antweiler and Frank, 2004; Dougal et al., 2012; Fang and Peress, 2009; 游家兴和吴静, 2012)。近年来以新浪微博等为代表的自媒体在中国迅速发展, 新浪年报显示截止到 2014 年 3 季度末, 新浪微博月活跃用户数达到 1.67 亿。而根据我们的统计截止到 2013 年末, 527 家 A 股上市公司在新浪微博注册了官方微博, 共发布微博 80 多万条, 其中的 20% 包含公司经营、财务、研发、声誉等方面的信息。我们关心的

收稿日期: 2015-11-10

作者简介: 徐 巍, 博士研究生, 南京大学商学院, Email: will-nap@163.com.

陈冬华, 通讯作者, 博士, 教授, 南京大学商学院, Email: dhchen@nju.edu.cn.

* 作者感谢国家自然科学基金的资助(71372032), 衷心感谢匿名审稿人的宝贵意见, 但文责自负。

是, 这些信息的披露是否对资本市场带来影响? 如果是, 又表现出了哪些特点?

回答这些问题需要了解微博的特征。从内容看, 微博信息具有混合和“非重大”的特点。首先, 微博中不仅存在资本市场相关的信息(陈信元等, 2014), 还存在大量广告、段子、娱乐等无关信息。前者可能有助于信息的扩散、提供增量信息, 增加市场的有效性。同时受制于投资者有限的注意力, 后者也会导致投资者的信息过载, 而无法对有用信息产生足够的反应(Hirshleifer and Teoh, 2003; Hirshleifer et al., 2009)。其次, 根据证监会规定, 重大信息的披露必须经由指定媒介完成, 且在正式披露之前不得私自发布, 因而微博披露的新信息往往是一些“非重大”信息。但是“非重大”信息并不等同于无意义的信息, 也能给投资者提供一定的信息增量。另一方面, “非重大”信息也意味着微博披露的内容可能被投资者忽略或者被其他无关信息所干扰。从微博本身看, 微博信息披露具有平等、及时和低成本的特性。首先, 报纸等传统媒介对公司信息的传递具有选择性, 它们倾向于关注那些“容易见到”的大公司, 忽视小公司的信息传递需求(Miller, 2006), 投资者也往往只愿意寻找容易获得的信息(Ettredge et al., 2002)。但所有公司都可以主动通过微博直接面向投资者进行信息披露, 因此对容易被传统媒介忽视的公司而言, 微博提供了一个更为平等的信息披露平台。随着我国资本市场的快速发展, 众多的小公司、新公司逐步上市。投资者对这些较为“陌生”的公司有一定的信息需求, 而这些公司又难吸引报纸、网站等传统媒介的注意, 微博可能会增加这些公司的信息供给。其次, 和其他媒介相比, 微博信息披露不限时间地点可以随时进行, 因而具有及时性。更重要的是, 微博采用了“推送”技术, 投资者只要关注了某一公司的微博, 就可以在公司发布新微博信息的实时, 接收到系统推送到自己终端设备上的信息, 既提高了信息接收的及时性, 也降低了投资者的信息搜集成本。考虑到目前 A 股个人投资者为主的市场结构(于李胜和王艳艳, 2010), 这一特征对我国资本市场更有意义。个人投资者的时间精力有限, 信息来源渠道单一, 难以真正实施信息搜集工作(徐浩峰和侯宇, 2012)。而微博及时、低成本的特性可能会更好的满足个人投资者的信息需求。

有鉴于此, 本文以新浪微博中上市公司官方微博¹作为研究对象, 对前述问题做了实证检验。值得一提的是即使是公司官方微博, 其发布的信息内容也较为混杂。既有与公司相关的信息, 也有诸如养生、娱乐等无关信息, 这给相关研究带了不必要的噪音, 并可能影响研究结论的可靠性。本文借助互联网搜索技术和计算机文本分析技术, 在上市公司发布的所有微博中检索出了和公司经营、财务、研发、声誉等方面相关的微博, 并将其定义为公司微博披露。实证结果表明, 第一, 微博信息披露会引起市场反应; 披露强度越大, 披露信息密度越高, 市场反应越强; 而微博无关信息发布越多, 微博披露的市场反应则会被削弱。这一结果表明, 微博信息披露会对资本市场产生影响, 支持了微博的信息作用。同时, 大量的无关信息会形成噪音削弱披露效果, 支持了 Hirshleifer and Teoh(2003) 关于投资者注意力限制的假说。第二, 正式公告之后进行微博传播的, 其公告时间窗口的市场反

1 如无特殊说明, 下称“微博”。

应显著高于公告后未经微博传播的公司。这和 Blankespoor et al. (2014) 关于推特的研究结论相一致,说明微博有助于已有信息的扩散。第三,规模较小、上市时间较短的公司进行微博披露引起的市场反应更强烈,说明微博一定程度上弥补了传统信息媒介的缺陷,增加了这些公司的信息供给。在信息需求方面,发现微博披露显著影响个人投资者的交易行为,而对机构投资者的交易行为没有显著影响。这一结果符合前述微博信息获取低成本的特征,说明微博披露满足了个人投资者的信息需求,促进了信息公平。

本文可能的贡献包括,首先,本文检验了微博这一新兴自媒体作为公司信息披露媒介的有效性及其特点。相对于 Blankespoor et al. (2014) 本文不仅将样本扩展到全部公司,还将研究视角从特定事件拓展到更为普遍的公司日常信息披露,因而更具一般性。其次,针对微博披露特征的实证结果表明,微博披露这一具有平等性、低成本特征的信息披露方式增加了被传统信息媒介忽视的公司的信息供给,满足了个人投资者对信息的需求。这有利于理解网络时代信息传递“扁平化”趋势对传统信息披露模式的冲击(王跃堂等,2004);另一方面也提醒监管者注意到网络技术的发展在信息披露领域的积极作用,为引导和监管网络信息披露提供一定的借鉴依据。最后,在研究方法上,现有研究大多以是否开通微博作为指示变量(胡军和王甄,2015),忽略了微博发布信息数量多寡、有用信息与无关信息的区分等问题。本文引入网络检索、计算机文本分析等技术,提供了更为丰富的细节,避免了现有部分研究中存在的“噪音”问题,使得相关结论更为丰满和可信。

二、文献回顾和假设提出

(一) 文献回顾

微博信息披露属于公司自愿披露范畴,但本文关注的重点不在自愿披露本身,而在于披露的信息媒介,因此我们主要回顾针对不同信息媒介的相关研究。

报纸是最重要的传统信息媒介之一。Peress(2014)为报纸的信息作用提供了较好的证据,利用报纸罢工这一外生事件,他发现在报纸罢工日市场平均交易量下降12%,股票盘中振幅下降7%,且股票价格中的信息含量显著下降。说明了报纸作为一种信息媒介的有效性。徐永新和陈婵(2009)以报纸荐股专栏为研究对象,发现股票在得到推荐后的第一个交易日会有显著为正的超常收益和超常交易量,这支持了报纸的信息作用。Engelberg and Parsons(2011)研究了美国交易所当地媒体对公司盈利宣告进行报道带来的影响。他们发现,当地报纸对公司盈利宣告进行报道会对该公司在当地的交易量带来显著增加,但却不影响公司在其他市场的交易。这一结果表明,报纸可以起到信息扩散的作用,从而对资本市场产生影响。此外,这一结果也强调了报纸作为一种信息媒介在传播范围上的局限性。

随着信息技术的发展,新的媒介被用来进行信息披露。Frankel et al. (1999)对大型电话会议(conference calls)这一当时的新兴信息媒介进行了研究,他们发现当公司进行

电话会议期间,其股票有非正常的波动和交易量,说明电话会议具有信息增量作用。20 世纪末兴起的互联网也引起了学者的注意,Ashbaugh et al. (1999)、Ettredge et al. (2002) 的研究都表明,公司网页是一种新的信息媒介,促进了信息的扩散,满足了投资者的信息需求。他们的研究同时表明,网页具有一定的局限性,只有较大的公司、较容易链接到信息源的公司网页才会被投资者所利用。这一结果在说明投资者信息需求的同时,也凸显了投资者对信息搜集成本的敏感性。21 世纪初,网络互动技术如讨论版(BBS)的出现突破了以往信息只能单向传递的局限,Antweiler and Frank (2004) 研究了雅虎股票讨论版的信息含量,研究发现股票讨论版中关于公司的信息可以影响股票的交易量和回报,说明股票讨论版具有信息含量。随后以谷歌(Google)为代表的搜索技术成为互联网的新潮,Drake et al. (2012) 发现在公司盈利宣告前后,会有关于公司的谷歌超额搜索量,说明谷歌也是一种信息媒介。Takeda and Wakao (2013) 发现公司名称的搜索量和公司股票的交易量显著正相关,和股票回报存在较弱的正相关关系。关于谷歌的研究不仅说明谷歌本身的信息媒介作用,更体现出投资者使用新技术满足信息需求的趋势。2010 年左右,推特(Twitter)等自媒体开始出现并广为使用,Blankespoor et al. (2014) 以 141 家 IT 行业公司为对象,研究了推特的信息扩散作用和股票流动性的关系,发现在公司发布盈利公告后,相对于其他公司,发布有指向公司公告链接推特的公司有更低的买卖价差,更大的交易深度。他们的研究说明,推特可以起到信息扩散作用。

以上研究说明了信息媒介在信息披露中的重要作用,同时也强调了新信息技术的出现对投资者信息获取方式的改变。目前国内对微博的研究较少,陈信元等(2014) 从公司治理角度对开设微博的动机问题进行了研究。胡军和王甄(2015) 以公司是否开通微博作为指示变量,对微博与股价同步性的关系等问题进行了实证检验,发现开通微博公司的股价同步性更低,分析师预测精度更高。他们的研究从公司整体信息环境角度为微博的信息作用提供了初步证据,而本文则进一步从市场微观结构角度验证了微博的信息作用。

(二) 假设提出

从内容角度看,我们统计发现,包含“收入”这一关键词的微博有 4344 条,包含“利润”的微博则有 3024 条。进一步的统计发现大约有 20% 的微博中含有和公司经营有关的关键词。这在直观上增强了这些微博可能是一种公司信息披露的猜测。

在有效市场假设下, T 时期的股票价格中包含已有的历史信息。此时如果公司披露的信息具有信息含量,投资者会根据新披露的信息形成新的预期(Verrecchia, 2001)。由于投资者的异质性(Karpoff, 1986) 和私有信息差异(Kim and Verrecchia, 1991),对新信息的不同理解会带来新的交易和股票价格波动(Cready and Hurtt, 2002)。换言之,微博披露可能会带来市场反应。

而根据 Hirshleifer et al. (2009) 提出的投资者“注意力分散”假说,在投资者注意力有限的前提下,无关信息的同时出现会降低投资者对有用信息的关注程度,导致投资者对信息反应不足。具体到微博问题,上市公司微博在披露有用信息的同时,也存在大量无关信

息。根据王娜等(2015)的调查数据,67.8%的微博用户表示“大量无关、冗余信息严重干扰了对相关有用信息的准确性选择”,这可能导致投资者注意力分散而对微博披露反应不足。

基于此,我们参考 Frankel et al. (1999) 对电话会议信息含量、Antweiler and Frank (2004) 对股票讨论版、梁娟(2007) 对公司盈利信息披露信息含量进行考察时的思路,从市场反应角度检验微博披露的信息作用,并做相应假设如下:

假设 1a: 保持其他条件不变,微博披露能够带来市场反应,且披露强度越大,信息密度越高,市场反应越大。

假设 1b: 保持其他条件不变,微博中噪音信息越多,微博披露带来的市场反应越小。

信息中介对已经披露的信息再次传播也会增加市场反应(Engelberg and Parsons, 2011),但是正如 Miller(2006)所指出的那样,传统媒体在对公司信息进行传播时具有选择性,偏向于那些被关注较多的公司。这会造成那些关注较少公司即使披露了信息,也不容易被投资者所获取。另一方面,对投资者来说,受制于时间和资源,他们并不总是能够及时的获取到公司披露的信息(Grossman and Stiglitz, 1980)。这些都会造成市场不能及时对信息披露作出反应。微博等自媒体特有的“推送”技术可以使得关注微博的投资者在第一时间获得这一信息并可以做出相应决策(Blankespoor et al., 2014)。更重要的是,相对于传统媒体,通过使用者的层层转发,微博披露的信息可以在短时间内覆盖较为广泛的投资者,而不仅仅限于关注公司微博的用户。这就意味着,当公司在微博扩散已经披露的信息时,可能会帮助部分之前没有获得信息的投资者获得信息,从而改变他们的交易决策。据此我们做假设如下:

假设 2: 保持其他条件不变,经过微博披露传播的公告,会有更大的市场反应。

传统媒体对信息的传播具有选择性(Miller, 2006),投资者在搜集公司信息时也具有选择性(Ettredge et al., 2002)。这就造成那些更容易“看见”的公司被投资者了解的更多,其微博披露提供的信息增量就可能较小。反过来,那些不容易被“看见”的公司信息渠道比较少,在通过微博披露信息时,提供的信息增量可能较大。类似的,信息的收集是有成本的,机构投资者被认为具有信息优势(Ivashina and Sun, 2011; Cova and Moskowitz, 2001)。而个人投资者则处于信息劣势,他们往往无法承担信息搜集所需要的成本,并且高度依赖于公司信息披露(徐浩峰和侯宇, 2012)。微博使用了“推送”服务,即只要关注了该公司微博,就可以实时接收到公司最新发布的微博。“推送”技术以及移动互联网技术的发展和智能手机的普及,使得微博信息披露更为方便快捷,大大降低了信息成本。这就使得公司在官方微博披露信息更多的满足了个人投资者的信息需求,相反机构投资者无论是信息来源还是主动收集信息的能力都比较高,对微博的依赖度可能更小。据此我们做假设如下:

假设 3a: 保持其他条件不变,小公司和新上市公司的微博披露对市场更具有影响。

假设 3b: 保持其他条件不变,微博披露对个人投资者的交易行为更具有影响

三、研究设计

(一) 数据收集

为了精确检验微博的信息作用,我们使用了如下的数据搜集过程:首先根据上市公司名称、简称和公司代码搜索是否开通官方微博,并将开通微博的公司记为微博公司(*wbfirm*),共计 527 家。其次,使用网页检索技术,抓取了所有上市公司官方微博的全部内容,获得 868839 条微博数据。第三步,根据上市公司信息类型确定了业务类、财务类、研发类和声誉类四类共计 104 个关键词,并在微博中进行检索²。最后,使用文本分析技术,将含有上述关键词的微博检索出来并记录发布时间。对于当天发布含有关键词微博的公司行为,我们将之定义为微博披露(*wb*)³。图 1 展示了 2010 年 1 月到 2013 年 12 月间,上市公司官方微博发布微博以及微博披露情况。可以看到微博披露约占上市公司所发布全部微博的 20%,且处于较为稳定状态⁴。在四类关键词中,“签约”、“投资”业务类关键词出现频率最高,占微博披露的 37%，“收入”、“业绩”等财务类关键词占 27%，“研发”、“开发”等技术类关键词占 23%，声誉类关键词出现较少,占总数的 13%。

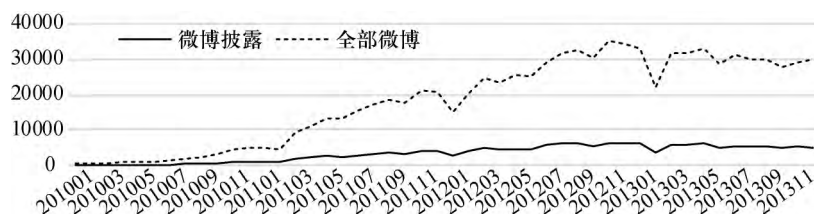


图 1 上市公司月发布微博量和月微博披露量

为了衡量微博披露强度的不同,我们还记录了一天中微博披露的次数(*Daywb*)以及一天中提及关键词的次数(*Daywords*)。以上数据统计截止到 2013 年末,为保持严谨我们对数据做了如下处理:(1) 2009 年仅有 5 家公司开通微博,因而予以剔除。(2) 删除金融类公司和 ST 等交易异常公司。(3) 删除控制变量有缺失的样本。最终得到 2010 年初到 2013 年末开通微博的公司 482 家,33084 个发生微博披露的公司天观测值,158417 次微博披露和 225278 次关键词。为消除极端值的影响,我们对所有连续变量做了上下 1% 的 winsorize 处理。除微博数据手工搜集外,本文其他数据均来自国泰安数据库。

(二) 模型设定

为检验假设 1a,我们参照 Antweiler and Frank(2004) 的做法,考察微博披露时公司股价回报和交易量的变化。

2 限于篇幅我们没有将所有关键词全部列示,感兴趣的读者可以向作者索取。

3 考虑到股票交易在每天 15 点结束,我们将每天 15 点之后发布的微博计入第二天。

4 月微博披露占全部微博比例的最大值为 22%,最小值为 18%,方差为 0.0002,波动性不大。

$$market = \beta_0 + \beta_1 wb + \sum \beta_j control + \varepsilon \quad (1)$$

Market 是微博披露当天公司股票的市场反应,在本文中我们使用了超额回报的绝对值(*abs_ar*)和超额交易量(*ab_tv*)两个指标来衡量。*wb*是当天公司是否进行微博披露的指示变量,如果公司当天发布了关于公司经营等方面信息的微博,则为1,否则为0。为了进一步刻画微博披露的强度,我们还将*wb*替换为用以说明当天进行微博披露次数的连续变量*Daywb*和说明微博披露中包含关键词数量的连续变量*Daywords*,*control*为其他控制变量。

为了检验假设1b,噪音微博对微博披露信息作用的影响,我们在模型1的基础上增加了噪音微博和微博披露的交乘项,形成模型2:

$$market = \beta_0 + \beta_1 wb + \beta_2 noise + \beta_3 wb \times noise + \sum \beta_j control + \varepsilon \quad (2)$$

其中*noise*表示当天微博中无关信息的数量。同样,我们将*wb*替换为*Daywb*和*Daywords*以考察不同披露强度下噪音微博的影响,*control*为其他控制变量。

为检验假设2,我们以所有的公司公告事件交易日为样本,设定模型:

$$Car[-n, n] = \beta_0 + \beta_1 wb_spd + \sum \beta_j control + \varepsilon \quad (3)$$

*Car[-n, n]*是公司公告事件窗口股价超额累计回报的绝对值,*wb_spd*是微博信息扩散作用的指示变量,当公司公告之后(0到*n*天)公司在微博披露了相关信息时为1,否则为0,*control*为其他控制变量。

为检验假设3a,我们设定模型为:

$$market = \beta_0 + \beta_1 wb + \beta_2 visible + \beta_3 wb \times visible + \sum \beta_j control + \varepsilon \quad (4)$$

其中*wb × visible*是微博披露和公司可见性的交乘项,*visible*的衡量方式包括大公司的指示变量*bigfirm*和新上市公司的指示变量*newlist*。同样,我们也在检验中用变量*Daywb*和*Daywords*对*wb*进行了替换。

为了检验假设3b,我们参照Ayers et al. (2011)的做法,从交易量角度考察微博披露对不同类型投资者的影响。具体模型为:

$$ab_tv = \beta_0 + \beta_1 wb + \sum \beta_j control + \varepsilon \quad (5)$$

其中*ab_tv*是股票*i*当天的超额交易量,为区分机构投资者和个人投资者,*ab_tv*又分为*ab_Inditv*和*ab_bigtv*。前者指个人投资者的超额交易量,后者指机构投资者的超额交易量。和模型1中一样,*wb*是当天公司是否进行微博披露的指示变量。

(三) 变量定义

1. 市场反应的度量

参照Antweiler and Frank(2004),我们使用相对市场的日超额回报作为市场反应的度量,由于无法确认微博披露是好消息还是坏消息,我们对超额回报取了绝对值(*abs_ar*),计算为日股票回报减去市场回报后的绝对值*100。同时,我们根据Bamber et al. (2011)的建议,使用了股票日超额交易量(*ab_tv*)作为市场反应的另一种度量方式。参考Lands-

man and Maydew(2001) 将超额交易量定义为个股当天的交易量减去过 180 天交易量的均值* 100。为了衡量微博的信息扩散作用,我们计算了公司公告窗口的超额累计回报(CAR)作为公司公告窗口市场反应的衡量。

为了区分不同投资者的交易行为,我们参照 Ayers et al. (2011)、徐浩峰和侯宇(2012)将单笔 10 万股及以上的交易定义为大投资交易,并根据过去 180 天大笔交易的均值,计算超额大笔交易(ab_bigtv)。将 10 万股以下的日交易量定义为个人投资者交易,并根据过去 180 天个人投资者交易均值计算超额个人投资者交易(ab_Inditv)。使用大笔交易作为机构投资者交易行为的代理变量无疑存在一定的误差。一方面限于数据的可取得性,精确划分交易主体十分困难。另一方面,正如 Ayers et al. (2011)所讨论的那样,这只会增加小投资交易的“噪音”,而对机构投资者交易没有影响。

2. 微博相关变量

如前文所述,当公司在当天进行微博披露时,定义变量 wb 为 1,否则为 0。为了说明披露强度的不同,我们定义 $Daywb$ 为微博披露强度,即当天进行微博披露的次数, $Daywb$ 越大,说明当天进行微博披露的强度越大。定义 $Daywords$ 为微博披露信息密度,即当天微博披露中出现关键词的次数, $Daywords$ 越大说明微博披露中含关键词的数量越多,微博披露的信息含量越高。为了衡量微博中无关信息,我们设置了变量 $noise$,定义为公司 i 当天发布的所有微博数量减去当天微博披露数量。在模型 2 的检验中,我们又将微博对公告信息的扩散定义为 wb_spd ,即如果公司在正式公告后发布了和公告内容相关的微博,则 wb_spd 等于 1,否则为 0。

3. 控制变量

为了控制其他公司信息对结果的影响,参照 Blankespoor et al. (2014)的做法,我们控制了变量 $event$,当公司处于重大事件前后三天时, $event$ 等于 1,否则为 0。同时,为了排除年中季报的影响,我们控制了变量 $report$,当公司处于年中季报前后三天时, $report$ 等于 1,否则为 0。为了控制公司本身的信息不对称水平,我们还控制了公司的规模 $Size$ 和股价波动性 $volat$ 。 $size$ 为公司股票市值的对数, $volat$ 计算为最近 250 个交易日个股回报率的方差。为了控制之前其他信息的影响,我们控制了前一天的股价 $Price$ 。为了控制个股的风险水平,我们控制了个股风险($Beta$)。根据资本定价模型,用最近 250 个交易日的数据估计个股贝塔系数。

四、实证检验

(一) 描述性统计

在对微博披露的市场反应进行检验之前,一个可能的问题是,是否开通微博可能存在一定的自选择,使得微博公司和其他公司之间市场表现存在系统性的差异,从而导致后结果不可靠。为初步解决这一问题,我们先对两类公司在没有进行微博披露时的市场表现做了对比,结果如表 1panel A 所示,无论是超额回报还是超额交易量,两者均没有显著

差异,这初步缓解了内生性的可能。

表 1 微博披露的 t 检验

panel A: 两类公司普通交易日市场表现					
变量	没有微博的公司		微博公司		MeanDiff
	样本	均值	样本	均值	
Abs_ar	877322	1.474	199061	1.474	-0.001
Ab_tv	877322	-0.122	199061	-0.122	0.001
panel B 微博披露的市场反应					
变量	没有微博披露		微博披露		MeanDiff
	样本	均值	样本	均值	
Abs_ar	1076383	1.474	41452	1.485	-0.012***
Ab_tv	1076383	-0.122	41452	0.108	-0.230***

注: * p < 0.1 ** p < 0.05 *** p < 0.01

从 1 panel B 可以看出,进行微博披露的日超额回报均值绝对值为 1.485%,没进行微博披露的为 1.474%,前者的均值显著大于后者。而超额交易量的情况类似,进行微博披露的日超额交易量均值为 0.108%,没有进行微博披露的日超额交易量均值为 -0.122%,前者也显著高于后者。初步支持了微博披露的信息作用。表 2 是本文主要变量的描述性统计。

表 2 主要变量的描述性统计

	样本	均值	标准差	最小值	p25	中位数	p75	最大值
Abs_ar	1117835	1.474	1.531	0.018	0.476	1.040	1.930	8.083
Ab_tv	1117835	-0.113	2.442	-5.045	-1.048	-0.325	0.308	9.380
wb	1117835	0.037	0.189	0	0	0	0	1
Daywb	1117835	0.038	0.216	0	0	0	0	1.099
Dayword	1117835	0.048	0.273	0	0	0	0	1.609
Size	1117835	22.128	0.868	20.665	21.503	21.987	22.607	24.859
Beta	1117835	1.201	0.245	0.615	1.040	1.191	1.362	1.804
Price	1117835	13.685	10.624	2.870	7.200	10.890	16.600	54.500
Volta	1117835	0.427	0.081	0.248	0.370	0.424	0.480	0.623
Ab_Inditv1	1117835	-0.111	2.229	-4.791	-0.998	-0.303	0.320	8.456
Ab_bigtv1	1117835	-0.002	0.431	-0.567	-0.047	-0.009	0.000	1.252

(二) 多元回归

为更严谨的检验相关假设,我们对模型 1 到 5 进行了多元回归检验。参照 Thompson (2011),我们使用了公司和时间两维聚类的异方差一致标准误。为了缓解遗漏变量问题,我们参考游家兴和吴静(2012),控制了公司特征固定效应(Firm Effect)和时间(交易日)特征固定效应(Time Effect)。

表 3 报告了模型 1 的回归结果,列 1-3 是微博披露对超额交易量的影响。结果显示相对于市场,微博披露(*wb*)与公司日个股交易量正相关,在 5% 的水平下通过显著性检验,说明微博披露显著增加了股票交易量。进一步,当天微博披露的次数(*Daywb*)和交易量显著正相关。微博披露信息密度(*Daywords*)同样和当天交易量正相关,且在 1% 的水平下统计显著。列 4-6 是微博披露对超额回报的影响,回归 4 表明微博披露(*wb*)和当天的超额回报正相关,且在 1% 的水平下显著。同样的,当天微博披露的次数(*Daywb*)和微博披露的信息密度(*Daywords*)也都和日超额回报正相关(1% 水平下)。表 3 的结果支持了假设 1 中关于微博信息披露可以引起市场反应的假设,表明投资者并没有完全受制于注意力限制,被微博中的无关信息所干扰而无法识别微博披露的有用信息。表 3 的结果也进一步表明更大的披露频率,更高的信息密度会带来更大的市场反应,支持了微博披露的信息有效性。

表 3 微博披露的市场反应

	<i>Ab_tv</i>			<i>Abs_ar</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>wb</i>	0.0815 ** (2.18)			0.0884 *** (4.88)		
<i>Daywb</i>		0.0773 ** (2.37)			0.0693 *** (4.34)	
<i>Daywords</i>			0.0672 *** (2.61)			0.0573 *** (4.65)
<i>Control variable</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Time effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	-0.0333 (-0.13)	-0.0298 (-0.12)	-0.0262 (-0.10)	-0.7152 *** (-5.23)	-0.7183 *** (-5.26)	-0.7169 *** (-5.25)
<i>N</i>	1117835	1117835	1117835	1117835	1117835	1117835
<i>adj. R-sq</i>	0.014	0.014	0.014	0.037	0.036	0.037

注: * $p < 0.1$ ** $p < 0.05$ *** $p < 0.01$,下同。

需要指出的是,从回归系数上看,当天进行微博披露只能带来 0.08% 的日超额交易量增加和 0.09% 的超额回报,微博披露似乎对股票市场反应的影响在经济意义上并

不显著。这一方面说明,正如我们之前所强调的,微博披露可能是一些“非重大”信息,因而是现有信息披露体系的补充。更值得注意的是,微博披露是可以多次重复的,平均每家公司每年微博披露条数为近 100 条。这意味着不考虑其他因素,买入并持有微博披露公司股票的年累计超额回报最高可以达到 10%。这也就是我们想强调的,微博作为一种非正式信息披露的渠道,可以通过持续多次的信息披露起到“聚沙成塔”的效果。

根据 Hirshleifer et al. (2009) 的“注意力分散”假说,投资者可能由于无关信息分散注意力,而对微博披露反应不足。我们对此进行了检验,表 4 报告了相关结果。 $wb * nosie$ 是微博披露和噪音微博的交乘项,如列 1 和列 4 所示,其对超额交易量和超额回报的回归系数都为负值,且都在 1% 水平下显著,其他的回归结果也都类似。说明噪音微博分散了投资者的注意力,干扰了市场对微博披露的接收和使用,导致投资者对微博披露反应不足。

表 4 微博无关信息对微博披露市场反应的影响

	<i>Ab_tw</i>			<i>Abs_ar</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>wb * nosie</i>	-0.1251 *** (-2.63)			-0.1033 *** (-5.10)		
<i>Daywb * nosie</i>		-0.0846* (-1.82)			-0.0811 *** (-4.28)	
<i>Daywords * nosie</i>			-0.0645* (-1.83)			-0.0606 *** (-4.14)
<i>wb</i>	0.1975 *** (3.49)			0.1618 *** (6.88)		
<i>Daywb</i>		0.1970 *** (2.94)			0.1517 *** (6.23)	
<i>Daywords</i>			0.1550 *** (3.10)			0.1152 *** (6.35)
<i>noise</i>	0.0202 (0.65)	-0.0080 (-0.28)	-0.0091 (-0.32)	0.0377 *** (2.95)	0.0274 ** (2.12)	0.0267 ** (2.07)
<i>Control variable</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Time effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	-0.0496 (-0.19)	-0.0367 (-0.14)	-0.0341 (-0.13)	-0.7263 *** (-5.31)	-0.7212 *** (-5.28)	-0.7198 *** (-5.27)
<i>N</i>	1117835	1117835	1117835	1117835	1117835	1117835
<i>adj. R - sq</i>	0.014	0.014	0.014	0.037	0.037	0.037

微博披露对已公告信息的扩散作用检验结果如表 5 所示。可以看到对公告内容进行微博披露 (wb_spd) 对公告期间超额累计回报有正的影响,且统计显著。对 CAR 的影响系数分别为 0.011(t 值 = 3.32)、0.0136(t 值 = 2.66)、0.0106(t 值 = 1.90)。说明相对于公告之后没有对公告进行微博披露的情况,公告后进行微博披露能够带来更大的股票回报变动。对公告窗口内超额累计交易量的检验与之类似。这一结果和 Blankespoor et al. (2014) 对于推特的研究结果相一致,说明在我国微博披露也起到了信息扩散作用。有趣的是,表 5 的结果显示,微博的信息扩散作用随着时间而不断减弱。无论是对超额累计交易量还是超额累计回报其显著性明显降低。这说明随着时间的推移,公告的信息已经被市场逐步释放,越晚的微博披露其信息扩散作用就越弱。

表 5 微博对公告信息的扩散作用

变量	CATV			CAR		
	[-1,1]	[-2,2]	[-3,3]	[-1,1]	[-2,2]	[-3,3]
wb_spd	0.0155** (2.06)	0.0215** (2.03)	0.0255* (1.93)	0.0110*** (3.32)	0.0136*** (2.66)	0.0106* (1.90)
Control variable	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Time effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	0.0771*** (5.53)	0.1130*** (5.14)	0.1452*** (5.00)	-0.0208 (-1.17)	0.0078 (0.90)	0.0050 (0.47)
N	68972	68972	68972	68972	68972	68972
adj. $R-sq$	0.002	0.002	0.003	0.011	0.032	0.033

表 6 报告了针对假设 3a 中小公司和大公司微博披露作用差异的检验结果。 $wb * bigfirm$ 是微博披露指示变量和大公司指示变量的交乘项,系数代表大公司和小公司之间微博披露作用的差异。大公司的划分是按照年度公司市值中位数以上为 1,否则为 0。 $wb * bigfirm$ 对超额交易量的影响系数为 -0.3683,在 1% 的水平下显著,对日超额回报的影响系数为 -0.1030,同样在 1% 的水平下显著。类似的, $Daywb * bigfirm$ 和 $Daywords * bigfirm$ 的回归系数也显著为负。这一结果说明,大公司微博信息披露的作用要小于小公司,支持了我们关于微博披露对小公司影响更大的观点。

表 6 大小公司微博披露市场反应的差异

	<i>Ab_tv</i>			<i>Abs_ar</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>wb * bigfirm</i>	-0.3683 *** (-4.30)			-0.1030 *** (-2.97)		
<i>Daywb * bigfirm</i>		-0.2658 *** (-3.85)			-0.0626 ** (-2.33)	
<i>Daywords * bigfirm</i>			-0.2225 *** (-4.35)			-0.0468 ** (-2.23)
<i>wb</i>	0.3514 *** (4.33)			0.1639 *** (5.64)		
<i>Daywb</i>		0.2697 *** (4.24)			0.1146 *** (5.50)	
<i>Daywords</i>			0.2268 *** (4.87)			0.0908 *** (5.77)
<i>Control variable</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Time effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	-0.1596 (-0.62)	-0.1274 (-0.50)	-0.1303 (-0.51)	-0.7505 *** (-5.46)	-0.7413 *** (-5.40)	-0.7388 *** (-5.39)
<i>N</i>	1117835	1117835	1117835	1117835	1117835	1117835
<i>adj. R - sq</i>	0.014	0.014	0.014	0.037	0.037	0.037

进一步,我们对微博披露信息作用在不同上市年限公司中的差异进行了检验,表 7 报告了相关检验结果。*wb * newlist* 是微博披露指示变量和新上市公司指示变量的交乘项,系数代表新、老上市公司之间微博披露作用的差异。新上市公司的划分是按照年度公司上市年限中位数以下为 1,否则为 0。*wb * newlist* 和超额交易量、日超额回报的影响系数均显著为正(1%水平下)。类似的,*Daywb * newlist* 和 *Daywords * newlist* 的回归系数也显著为正。这一结果说明,新上市公司微博信息披露的作用要大于上市时间较长的公司,支持了我们在假设 3a 中关于新旧公司差异的观点。

表 7 微博披露的市场反应在新旧上市公司之间的差异

	<i>Ab_tv</i>			<i>Abs_ar</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>wb * newlist</i>	0.2501 *** (3.95)			0.0788 ** (2.56)		
<i>Daywb * newlist</i>		0.2032 *** (3.76)			0.0591 ** (2.11)	
<i>Daywords * newlist</i>			0.1716 *** (4.01)			0.0510 ** (2.40)

续表

	<i>Ab_tv</i>			<i>Abs_ar</i>		
<i>wb</i>	-0.0503 (-1.32)			0.0425 [*] (1.84)		
<i>Daywb</i>		-0.0369 (-0.97)			0.0323 (1.49)	
<i>Daywords</i>			-0.0292 (-0.94)			0.0257 (1.54)
<i>new_list</i>	-0.0087 (-0.37)	-0.0072 (-0.31)	-0.0077 (-0.33)	0.0215 ^{**} (2.30)	0.0225 ^{**} (2.41)	0.0223 ^{**} (2.39)
<i>Control variable</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Time effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	-0.0750 (-0.33)	-0.0709 (-0.31)	-0.0707 (-0.31)	-0.8425 ^{***} (-5.97)	-0.8463 ^{***} (-6.00)	-0.8462 ^{***} (-6.00)
<i>N</i>	1117835	1117835	1117835	1117835	1117835	1117835
<i>adj. R-sq</i>	0.014	0.014	0.014	0.037	0.037	0.037

结合表 6 和表 7 的结果,微博作为一种信息披露平台,一定程度上弥补了传统媒体对信息传播的选择性(Miller, 2006),使得那些不被市场所熟知的公司增加了向市场传递信息的媒介,从信息供给角度支持了微博具有平等性的特征。

表 8 报告了针对假设 3b 的检验结果,可以看到,是否微博披露对大笔交易没有显著影响,而对非大笔交易存在显著影响。这一结果支持了我们在假设 3 中的推论,即由于微博信息披露的“低成本”和“非重大”的性质,使得其对个人投资者交易行为影响更大,而对那些处于信息优势地位的机构投资者来说,影响较弱。这也说明微博披露一定程度上弥补了个人投资者的信息劣势,从信息需求角度表现了微博的平等性特征。

表 8 微博披露的市场反应在不同类型投资者之间的差异

	<i>ab_Indiv</i>		<i>ab_bigtv</i>	
	系数	t 值	系数	t 值
<i>wb</i>	0.0775 ^{**}	2.22	0.0040	1.15
<i>event</i>	0.2770 ^{***}	18.41	0.0376 ^{***}	17.84
<i>report</i>	0.0963 ^{**}	2.54	0.0034	1.21
<i>Size</i>	0.0259 ^{**}	2.23	0.0001	0.11
<i>beta</i>	0.3612 ^{***}	5.08	0.0373 ^{***}	5.34
<i>price</i>	0.0049 ^{***}	4.07	0.0006 ^{***}	4.50

续表				
	<i>ab_Inditv</i>		<i>ab_bigtv</i>	
<i>volat</i>	-2.9290 ***	-13.76	-0.2242 ***	-8.50
<i>Firm effect</i>	Yes		Yes	
<i>Time effect</i>	Yes		Yes	
<i>_cons</i>	-0.0569	-0.23	0.0236	0.89
<i>N</i>	1117835		1117835	
<i>adj. R-sq</i>	0.014		0.003	

(三) 稳健性测验⁵

对本文稳健性的一个担心是,微博披露可能存在双重自选择,首先公司是否开通微博可能是一个自选择的结果。其次微博公司在特定的交易日是否微博披露也可能是一个自选择的结果。基于此,首先我们对公司是否开设微博进行 *PSM* 配对;然后根据配对结果再对模型 1-5 进行检验。其次,以交易日为截面,逐天对微博公司是否在当天进行微博披露进行 *PSM* 配对,然后对模型 1-5 进行再次检验。结果表明,以上检验结果依然稳健。

其他的稳健性检验包括:将日超额回报的计算变换为经行业规模调整的超额回报,将超额交易量替换为交易量等,删除重大事件和年中季报事件窗口重新检验等,结果依然稳健。

五、结论

借助网页搜索和文本分析技术,本文以 2010-2013 的日交易数据为基础,在微观市场结构层面检验了微博这一新兴自媒体的信息作用及其特点。我们的实证结果说明,微博已经成为一种有效的信息披露机制,可以作为现行披露系统的有益补充。进一步,我们还发现,微博披露作用受到噪音微博的干扰;对小公司、新公司等不被传统媒体重视的对象有更大的作用;对个人投资者的影响更大。这些结果体现了微博披露平等性、低成本的特性。更重要的是,我们的结果暗示,随着互联网的深入发展,不断出现的新信息媒介将会对现有的信息披露、传播体系形成冲击,并最终可能对解决资本市场信息不对称问题带来变革。

参 考 文 献

[1]陈信元、何贤杰、王孝钰和李贺 2014,《上市公司网络新媒体信息披露研究—基于微博的实证分析》,《经济研究》

⁵ 限于篇幅,这部分的结果没有报告。

工作论文。

- [2]胡军和王甄 2015,《微博、特质性信息披露与股价同步》,《金融研究》第 11 期,第 190~204 页。
- [3]梁娟 2008,《高频透视信息披露的股市反应》,《金融研究》第 12 期,第 165~178 页。
- [4]王娜和梁艳平 2015,《微博刷屏与其对用户获取信息效果影响的调查研究》,《图书馆学研究》第 17 期,第 85~94 页。
- [5]王跃堂、毛旦霞和罗慧 2004,《会计的核心竞争力: 信息技术的挑战与展望》,《会计研究》第 1 期,第 65~68 页。
- [6]徐浩峰和侯宇 2012,《信息透明度与散户的交易选择——基于深圳交易所上市公司的实证研究》,《金融研究》第 3 期,第 180~192 页。
- [7]徐永新和陈婵 2009,《媒体荐股市场反应的动因分析》,《管理世界》第 11 期,第 62~72 页。
- [8]游家兴和吴静 2012,《沉默的螺旋: 媒体情绪与资产误定价》,《经济研究》第 7 期,第 141~152 页。
- [9]于李胜和王艳艳 2010,《信息竞争性披露,投资者注意力与信息传播效率》,《金融研究》第 8 期,第 112~135 页。
- [10]Antweiler, Werner, and Murray Z. Frank, 2004, "Is All that Talk Just Noise? The Information Content of Internet Stock Message Boards." *The Journal of Finance*, 59. 3: 1259~1294.
- [11]Ashbaugh, Hollis, Karla M. Johnstone, and Terry D. Warfield, 1999, "Corporate Reporting on the Internet." *Accounting Horizons*, 13. 3: 241~257.
- [12]Ayers, Benjamin C., Oliver Zhen Li, and P. Eric Yeung, 2011, "Investor Trading and the Post-earnings-announcement Drift." *The Accounting Review*, 86. 2: 385~416.
- [13]Bamber, Linda Smith, Orie E. Barron, and Douglas E. Stevens, 2011, "Trading Volume around Earnings Announcements and other Financial Reports: Theory, Research Design, Empirical Evidence, and Directions for Future Research." *Contemporary Accounting Research*, 28. 2: 431~471.
- [14]Blankespoor, Elizabeth, Gregory S. Miller, and Hal D. White, 2013, "The Role of Dissemination in Market Liquidity: Evidence from Firms' Use of Twitter." *The Accounting Review*, 89. 1: 79~112.
- [15]Core, John E., 2001, "A Review of the Empirical Disclosure Literature: Discussion." *Journal of Accounting and Economics*, 31. 1: 441~456.
- [16]Coval, Joshua D., and Tobias J. Moskowitz, 2001, "The Geography of Investment: Informed Trading and Asset Prices." *Journal of Political Economy*, 109. 4: 811~841.
- [17]Cready, W. M., & Hurtt, D. N. 2002. "Assessing Investor Response to Information Events Using Return and Volume Metrics." *The Accounting Review*, 77. 4, 891~909.
- [18]Dougal, Casey, Joseph Engelberg, Diego Garcia, Christopher A. Parsons, 2012, "Journalists and the Stock Market." *Review of Financial Studies*, hhr133.
- [19]Drake, Michael S., Darren T. Roulstone, and Jacob R. Thornock, 2012, "Investor Information Demand: Evidence from Google Searches around Earnings Announcements." *Journal of Accounting Research*, 50. 4: 1001~1040.
- [20]Engelberg, Joseph E., and Christopher A. Parsons, 2011, "The Causal Impact of Media in Financial Markets." *The Journal of Finance*, 66. 1: 67~97.
- [21]Ettredge, Michael, Vernon J. Richardson, and Susan Scholz, 2003, "Dissemination of Information for Investors at Corporate Web Sites." *Journal of Accounting and Public Policy*, 21. 4: 357~369.
- [22]Fang, Lily, and Joel Peress, 2009, "Media Coverage and the Cross-section of Stock Returns." *The Journal of Finance*, 64. 5: 2023~2052.
- [23]Frankel, Richard, Marilyn Johnson, and Douglas J. Skinner, 1999, "An Empirical Examination of Conference Calls as a Voluntary Disclosure Medium." *Journal of Accounting Research*, Vol. 37: 133~150.
- [24]Grossman, S. J., & Stiglitz, J. E., 1980. "On the Impossibility of Informationally Efficient Markets." *The American Economic Review*, 393~408.

- [25]Healy , Paul M. , and Krishna G. Palepu ,2001 , “Information Asymmetry , Corporate Disclosure , and the Capital Markets: A review of the Empirical Disclosure Literature. ” *Journal of Accounting and Economics* ,31. 1: 405 ~ 440.
- [26]Hirshleifer , David , and Siew Hong Teoh ,2003 , “Limited Attention , Information Disclosure , and Financial Reporting. ” *Journal of Accounting and Economics* ,36. 1: 337 ~ 386.
- [27]Hirshleifer D , Lim S S , Teoh S H. 2009 , “Driven to Distraction: Extraneous Events and Underreaction to Earnings News. ” *The Journal of Finance* ,64. 5: 2289 ~ 2325.
- [28]Ivashina , Victoria , and Zheng Sun ,2011 , “Institutional Stock Trading on Loan Market Information. ” *Journal of Financial Economics* ,100. 2: 284 ~ 303.
- [29]Karpoff , Jonathan M ,1986 , “A Theory of Trading Volume. ” *The Journal of Finance* ,41. 5: 1069 ~ 1087.
- [30]Kim , Oliver , and Robert E. Verrecchia ,1991 , “Trading Volume and Price Reactions to Public Announcements. ” *Journal of Accounting Research* ,vol29:302 ~ 321.
- [31]Landsman , W. R. , & Maydew , E. L. 2002 , “Has the Information Content of Quarterly Earnings Announcements Declined in the Past Three Decades? ”. *Journal of Accounting Research* ,40. 3 ,797 ~ 808.
- [32]Miller , Gregory S 2006 , “The Press as a Watchdog for Accounting Fraud. ” *Journal of Accounting Research* 44. 5: 1001 ~ 1033.
- [33]Peress , Joel ,2014 , “The Media and the Diffusion of Information in Financial Markets: Evidence from Newspaper Strikes. ” *The Journal of Finance* ,69. 5: 2007 ~ 2043.
- [34]Petersen , Mitchell A ,2009 , “Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches. ” *Review of Financial Studies* ,22. 1: 435 ~ 480.
- [35]Takeda , Fumiko , and Takumi Wakao ,2014 , “Google Search Intensity and its Relationship with Returns and Trading Volume of Japanese Stocks. ” *Pacific – Basin Finance Journal* ,27: 1 ~ 18.
- [36]Verrecchia , Robert E ,2001 , “Essays on Disclosure. ” *Journal of Accounting and Economics* ,32. 1: 97 ~ 180.

Information Effect of “We Media” Disclosure: Evidence from Sina Weibo

XU Wei CHEN Donghua

(Business School , Nanjing University)

Abstract: Using Internet search and computer text analysis techniques , we empirically investigate the informativeness of Sina Weibo. The results are as follows: (1) Capital market reacts significantly to the Weibo disclosure , indicating its informativeness. (2) The noise in weibo will reduce the capital market ’ s reaction which caused by weibo disclosure. (3) Weibo disclosure has more effect on the behavior of small investors , and small/new list firms. The results indicate comprehensively that Weibo , as an emerging “We Media” , the disclosure through which is informative , which may lays an empirical foundation for further relative researches.

Key words: Weibo , Disclosure , Information Effect , Information Asymmetry

(责任编辑: 王 鹏) (校对: WH)