

公司信息披露对投资者保护的有效性

——对中国上市公司 2001-2013 年年报披露的实证分析

张程睿*

摘要: 本文将公司披露整体水平与披露要素纳入信息披露机制的同一框架,考察其对信息泄露及股价操纵的作用,实证分析中国上市公司 2001-2013 年的信息披露实践及其对投资者保护的有效性。研究发现,上市公司信息披露整体质量逐年改善,但盈余管理程度仍然严重,年报披露的滞后现象未得到实质改善;公司披露质量分别与信息泄露程度、超额收益波动率负相关,它对投资者保护的效用至少存在截面差异,且在向下盈余管理的公司中尤为显著;信息披露质量差的公司超额换手率也高,“跟风”特征明显;披露要素的效用各有不同,可靠性对抑制股价被操纵的作用更显著,及时性在抑制“跟风”上更有效。促进我国上市公司提高信息披露质量可以改善对投资者的保护效用。

关键词: 信息披露机制;投资者保护;信息不对称;信息泄露

一、引言与文献综述

信息披露机制被预期具有减少市场信息不对称、预防内幕交易等违规行为的作用而在各国投资者保护问题中备受关注。以上海证券交易所的成立为标志,我国证券市场已经历了二十余年的迅猛发展,一系列信息披露制度相继颁布与实施。但是,证券市场在快速发展的同时暴露出上市公司操纵盈余,信息披露失真、不及时、不充分等问题严重,危害中小投资者利益的内幕交易也层出不穷,这表明解决投资者保护中的信息披露问题的任务仍然艰巨。为改进投资者保护并促进证券市场良性发展,清楚地认识与掌握在实践中上市公司的信息披露质量状况及其对投资者保护的有效性成为必要。

有关信息披露及其对投资者保护效果的研究更多地来自于发展较成熟的西方证券市场(见 Armstrong et al., 2010; Beyer et al., 2010; Lang and Maffett, 2010; 等等)。国内近年关于信息披露的研究虽逐渐增多,但主要集中于分析信息披露的影响因素,对其实际的投资者保护效果的调查与实证研究少而零散。根据对公司信息披露的衡量方法,可将相关研究大致分为两类:一是基于信息披露整体水平的研究,二是基于信息披露构成要素的研究。第一类研

*张程睿,华南师范大学经济与管理学院,邮政编码:510006,电子信箱:chengruiz@126.com。

本文受国家自然科学基金项目“中国上市公司真实活动盈余管理行为研究”(项目编号:71172198)、教育部人文社科基金项目“我国上市公司信息披露机制的投资者保护效能及其改进研究”(项目编号:09YJCZH048)以及中国博士后科学基金项目“国有垄断企业高管薪酬契约的有效性及其优化研究”(项目编号:2014M560665)的资助。作者感谢匿名审稿人的宝贵建议,当然文责自负。

究常以一个综合指数反映公司的信息披露整体水平,并考察它对市场信息不对称及投资者保护的影响,主要的观点和结论是提高公司信息披露水平,有助于降低信息不对称并提高投资者保护,如降低公司内部和外部之间的信息不对称,减少投资者对项目的估价风险,并降低公司的资本成本(如 Botosan et al., 2004; 汪炜、蒋高峰, 2004);降低知情者与不知情者之间的信息不对称,减少逆向选择和流动性风险(如 Leuz and Verrecchia, 2000; Ascioglu et al., 2012; 辛清泉等, 2014);约束公司内部人的机会主义行为,降低外部投资者面临的可能被内部人剥夺的损失风险(如 Bushman and Smith, 2003)。第二类研究通过对信息披露构成要素(如信息质量、披露内容、披露时间和披露频率)的市场反应的分析,试图检验公司信息披露对投资者保护的直接影响,一些文献围绕重大事项的公告对公司信息披露的质量、时间和频率等进行了考察(如 Buskirk, 2012; 张宗新, 2009)。

对目前文献尚可商榷的是:(1)第一类研究常运用某时期股价变动、市场流动性指标均值反映市场信息不对称,实证分析公司披露水平对降低信息不对称的效果,但除信息外对上述指标影响的因素其实很多,很难将其中公司信息披露的作用有效地分离出来。(2)第二类研究中大部分成果没有有效区分披露之前和披露之后的市场反应,故不能可靠地判断信息在披露前后的分布及信息是否被提前泄露,也难以判断投资者是否公平地获取信息。(3)在对重大事件的研究中,大多在事后证实信息泄露的存在及其表现特征,缺乏针对公司信息泄露影响因素的深入分析,但这却是监管者分类监督并控制信息泄露、保护中小投资者利益的重要钥匙。(4)由于数据收集与处理的巨大工作量,第一类与第二类研究往往分裂开来,国内文献涉及的样本年份不多且以 2006 年前为主,这对观察制度的变迁及其作用的有效性很有限。

因此,本文拟突破上述局限,将披露各要素与披露整体水平纳入信息披露机制的同一框架,基于市场发展的纵向时间序列实证研究 2001–2013 年中国上市公司信息披露实践及其对投资者(特别是中小投资者)保护的有效性。论文后续部分安排如下:第二部分是理论分析与研究假设,第三部分是研究设计,第四部分是我国上市公司的信息披露质量与信息泄露状况,第五部分是实证结果分析,第六部分是总结与启示。

二、理论分析与研究假设

信息是资本市场生存与发展的基石,它作为价格的生成依据促进储蓄向投资转化并在资源配置中具有核心作用,决定着市场资源配置的效率(Healy and Palepu, 2001)。但信息不对称使投资者面临逆向选择和道德风险,由此产生的柠檬问题和代理问题不利于市场资源配置,且可能导致投资者退出市场致使市场失灵甚至崩溃(Akerlof, 1970; Jensen and Meckling, 1976)。因此,为投资者提供公平的信息环境、保护投资者利益对资本市场的健康发展尤为重要。作为最快最公平的信息传播方式,公司公开的信息披露成为缓解市场信息不对称、解决柠檬问题与代理问题、保护投资者利益的机制而受到重视,而披露内容完整、信息可靠、披露及时则是公开披露的根本要求。这样的公开披露特征才可以减少内部信息以及利用内部信息进行市场掠夺的机会与空间,保护外部投资者利益。所以,以公平的公开披露机制替代私人信息传递与选择性披露,充分、完整地对外披露信息,确保信息质量的可靠性与披露的及时性,是上市公司信息披露机制发挥对投资者保护进而促进市场有效的基本要求。诚然,披露频率、披露媒介、披露内容等也属于信息披露构成要素,但这些要素对信息披露整体质量及其对投资者保护功能的贡献归根结底是要通过信息的可靠性与披露的及时

性才能得以体现,因为不管一年信息披露多少次,通过何种媒介披露,披露何种内容,信息本身可靠与及时披露才是对投资者保护的根本。因此,除信息披露整体水平外,本文还着眼于信息披露的两大基本要素——可靠性与及时性,分析信息披露机制对投资者保护的效用。然而,尽管各国证券监管的强制披露要求为公司的信息披露提供了基本的标准框架,但试图达到完全可靠与无偏的披露制度因成本过高而并非最优,这为公司内部人留下了操纵信息的空间,导致公司间的披露质量存在差异(Healy and Palepu, 2001; 张程睿, 2008)。

不同的公司信息披露质量对投资者保护具有效用差异。就信息披露的基本要素——可靠性而言,它代表信息本身质量的高低,信息可靠体现在信息内容完整、真实、客观与准确,它是公司信息披露质量的前提。如果信息本身是错误的,甚至是虚假的,就难以提及信息披露的投资者保护作用。相对于信息可靠性高的公司而言,信息可靠性低的公司透明度低,信息不对称程度更高,更易被知情者利用及股价操纵,投资者保护情况较差。另一方面,信息披露的及时性直接关系到外部投资者信息获取的时机及买卖决策。公司何时披露信息、披露何种信息,其实被以管理层或大股东为代表的内部人所控制,中小投资者处于天然的信息劣势。公司及时披露信息可以降低内部人向其相关者泄露信息的可能性,减少知情者进行内幕交易的机会;反之若公司披露延迟,信息泄露与内幕交易的可能性增大,不知情投资者利益被剥夺的概率增大。总之,高质量的信息披露意味着公司披露及时且信息真实、完整,它有利于减少内部人及其相关者对公司信息的私人占有,减少信息被提前泄露并减少内部人或知情者利用信息进行内幕交易的机会,有助于外部投资者公平地获取信息,并帮助其决策,保护其利益。而低质量的信息披露不利于改善甚至加重市场信息不对称,增加内幕交易造成对不知情投资者的市场剥夺,一些研究已为此提供了证据(如 Botosan et al., 2004; Leuz and Verrecchia, 2000; Ascioglu et al., 2012)。

可见,公司信息披露机制对投资者的保护效用主要表现为减少信息不对称,为投资者提供公平的信息环境,防范内部人或知情者利用信息优势侵占其他外部投资者的利益。如果公司信息披露对投资者保护有效,在市场交易中,意味着一方面信息泄露及内幕交易的概率较低;另一方面,公司高质量的信息披露对投资者保护的有效性优于低质量的信息披露。前者体现于所有投资者在信息披露事件中公平地获取了信息,投资者依据新的信息进行决策与交易,剔除市场宏观影响后,基于公司信息的市场反应(如股价、收益率与交易量的变化)主要出现于披露之后且反应方向与信息内容一致,此时公司信息披露对交易中的投资者的保护程度高;但如果市场反应在披露之前就向着本应在披露之后的方向移动,如好消息公布前股价已大幅上涨,坏消息公布前股票就遭到异常抛售,则说明有人利用提前取得的信息进行交易并获取了私利,交易基础不公,此时公司信息披露对不知情投资者的保护有限。后者体现于,高质量的信息披露导致公司与外部投资者之间的信息不对称程度较低,投资者基于公开获得的信息进行公平交易,信息公告前市场异常反应的概率较低,内幕交易的机会较小;但如果信息披露质量较差,公司与外部投资者之间的信息不对称程度较高,信息泄露与内幕交易可能性大,相应地市场提前反应,投资者保护效用低。因此,提出如下假设:

假设 1: 当其他条件一定,信息可靠有助于降低利用内部信息进行交易的可能性,信息可靠性与投资者保护效用正相关。

假设 2: 当其他条件一定,信息披露及时有利于减少信息泄露及内幕交易,信息披露及时性与投资者保护效用正相关。

假设3:当其他条件一定,与低质量的公司信息披露水平相比较,高质量的公司信息披露水平有助于抑制信息泄露,减少内幕交易,对投资者保护的效用较高。

三、研究设计

如上所述,当前文献针对信息披露效果的第一类研究集中于考察公司信息披露水平对一定时期市场流动性指标均值的影响,是对信息披露的投资者保护效用的间接衡量与分析,而第二类研究大多没有有效区分信息在披露前后的分布。其实,要想观察信息披露机制对投资者保护的有效性,最直接有效的方法就是了解投资者在信息披露事件中是否公平地获取了信息,即在披露之前信息是否已被泄露从而造成交易基础的不公,这可以通过观察信息披露前后的市场反应获知。由于年报在上市公司信息披露中的重要地位,本文拟通过分析公司年报披露前的信息泄露值及相关市场反应,考察公司信息披露对投资者保护的有效性。

(一)变量的分析与衡量

1.信息披露质量

本文从公司信息披露的整体水平、要素质量(信息可靠性与披露及时性)两方面分析公司的信息披露质量及其对投资者的保护效用。

信息披露整体水平。权衡信息披露水平各种衡量方法的利弊(张程睿,2008),我们采用深圳证券交易所对上市公司的年度信息披露评级衡量公司的披露整体水平 $Qual$,设优秀、良好、及格、不及格等级的 $Qual$ 分别为 0、1、2、3,即 $Qual$ 越小,信息披露整体水平越高。

信息可靠性。体现信息内容的真实性、客观性与准确度,目前文献对信息可靠性衡量的代表指标是操控性应计利润(如张宗新,2009),本文也采用此法。在对操控性应计利润 DA 计量的诸多模型中,选择了 Ball 和 Shivakumar(2006)对 Jones(1991)截面修正模型的修订模型,因为它考虑了会计制度内在特性对应计利润确认的影响,在估计中加入了现金流量。 DA 有正、负值,分别表示正向和负向的盈余管理,以其绝对值 $|DA|$ 衡量信息的可靠性。 $|DA|$ 越小,盈余越接近真实值,信息可靠性越好;反之则越差。

披露及时性以公司年报披露日与所属会计年度结束日(12月31日)之间的日历天数作为披露时滞 Lag ,以之反向衡量及时性,即 Lag 越小,披露越及时。为消除变量间较大的数据度量差异,在回归中使用年报时滞系数 tim ($tim = Lag/365$) 分析。

2.投资者保护效用

市场交易中,信息披露对投资者保护的直接目的就是减少信息不对称,防范信息泄露及内幕交易。如果股价在信息公告前就向公告后的方向移动,表明信息在公布前就已泄露。公告前的累计超额收益率越高,知情者利用信息优势进行的市场掠夺程度越高,信息泄露及内幕交易越严重,投资者的保护效用越低,股票收益波动率与交易量随之变动。通常来讲市场信息不对称越严重,交易风险越大,股票收益波动率越高,理性投资者减少交易的意愿,导致交易量下降,换手率降低(Leuz and Verrecchia,2000)。因此,可以通过分析公司信息公告前的信息泄露及事件期收益波动率与交易量的变化来观察信息披露的投资者保护效用。

(1)信息泄露程度。如果信息是好消息,知情者可能提前执行买入交易导致股价在公告前就上涨,公告日前显示正的超常收益;如为坏消息,知情者可能提前执行卖出交易导致公告日前显示负的超常收益。因此,借鉴 Sinha 和 Gadarowski(2010),基于前期研究(张程睿、蓝锦莹,2011),采用事件研究法以公告前累计超额收益率的绝对值 $|preCAR|$ 衡量信息泄露

程度。^① $|preCAR|$ 越大,信息泄露程度越高,投资者保护效用越差;反之亦然。以信息公告日作为事件披露的基准日($t=0$),其中:

$$CAR_i = \sum_{t=-t_1}^{+t_2} AR_{i,t} \quad (1)$$

$$|preCAR_i| = \left| \sum_{t=-t_1}^{-1} AR_{i,t} \right| \quad (2)$$

$AR_{i,t}$ 为证券 i 在 t 日的超额收益率,由模型(3)、(4)逐步计算而得:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \times R_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i \times R_{m,t}) \quad (4)$$

(3)、(4)式中: $R_{i,t}$ 为股票 i 第 t 日的收益率, $R_{m,t}$ 为流通市值加权平均市场日收益率, $\hat{\alpha}_i$ 、 $\hat{\beta}_i$ 是通过市场模型(3)使用事件窗前 200 个交易日的 $R_{i,t}$ 与 $R_{m,t}$ 回归获得的系数 α_i 、 β_i 的估计值。

(2)收益波动率。股票收益波动率反映收益的振动幅度,过度波动反映股票的风险较高。参照 Heflin 等(2003),股票 i 在短窗口内的收益波动率($ARV_{i,t}$)可用超额收益率的平方和来表示。

$$ARV_{i,t} = AR_{i,t}^2 \quad (5)$$

事件窗($-t_1, +t_2$)所覆盖的 T 日内股票 i 的平均超额收益波动率如下:

$$AARV_i = \left(\sum_{t=-t_1}^{+t_2} AR_{i,t}^2 \right) / T \quad (6)$$

(3)超额换手率。超额换手率代表的交易量体现投资者买卖公司股票的意愿,这种意愿应该与信息不对称的程度负相关(Leuz and Verrecchia, 2000)。但如果投资者不够理性,跟风严重,被卷入知情者提前设下的圈套,体现出来交易量也会增加。超额换手率($AT_{i,t}$)为:

$$AT_{i,t} = \frac{V_{i,t} - V_{i,t-1}}{V_{i,t-1}} - \frac{V_{m,t} - V_{m,t-1}}{V_{m,t-1}} \quad (7)$$

(7)式中: $V_{i,t}$ 与 $V_{i,t-1}$ 分别表示第 t 日与 $t-1$ 日股票 i 的个股交易金额; $V_{m,t}$ 与 $V_{m,t-1}$ 分别表示第 t 日与 $t-1$ 日的市场交易总金额。事件窗($-t_1, +t_2$)所覆盖的 T 日内股票 i 的平均超额换手率为:

$$AAT_i = \left(\sum_{t=-t_1}^{+t_2} AT_{i,t} \right) / T \quad (8)$$

(二) 模型建立

建立模型 I—III 分析信息披露质量对投资者保护效用的影响,并对知情者、风险、宏观因素等进行控制。观察各模型中 β_1 的表现,可以了解信息披露机制对投资者保护的有效性。

模型 I: $|preCAR|$ 模型

$$|preCAR| = \beta_0 + \beta_1 \cdot X + \beta_2 \cdot \ln ME + \beta_3 \cdot Totins + \beta_4 \cdot |CAR| + \beta_5 \cdot CAR^2 + \beta_6 \cdot Beta + \beta_7 \cdot RMSE + \beta_8 \cdot Loss + \beta_9 \cdot lsh10 + \beta_{10} \cdot year + \beta_{11} \cdot IND + \varepsilon \quad (9)$$

模型 II: AARV 模型

^① 本文没有采用 Sinha 和 Gadarowski (2010) 以 $preCAR/CAR$ 衡量信息泄露程度的方法,因为在对大样本的计算中若以 CAR 作为分母去和 $preCAR$ 比较的假设是所有公司 CAR 涵盖的事件期都是一样的,这不太符合实际。

$$AARV = \beta_0 + \beta_1 \cdot X + \beta_2 \cdot \ln ME + \beta_3 \cdot Totins + \beta_4 \cdot |CAR| + \beta_5 \cdot CAR^2 + \beta_6 \cdot Beta + \beta_7 \cdot RMSE + \beta_8 \cdot Loss + \beta_9 \cdot lsh10 + \beta_{10} \cdot year + \beta_{11} \cdot IND + \varepsilon \quad (10)$$

模型Ⅲ: AAT 模型

$$AAT = \beta_0 + \beta_1 \cdot X + \beta_2 \cdot \ln ME + \beta_3 \cdot Totins + \beta_4 \cdot AARV + \beta_5 \cdot RMSE + \beta_6 \cdot Loss + \beta_7 \cdot lsh10 + \beta_8 \cdot year + \beta_9 \cdot IND + \varepsilon \quad (11)$$

(9)、(10)、(11)式中: $|preCAR|$ 、 $AARV$ 、 AAT 定义如前; X 为信息披露质量, 当以披露要素衡量的时候, 以信息可靠性 $|DA|$ 与及时性 tim 代入; 当以披露整体水平衡量的时候, 则以深交所的考评等级 $Qual$ 代入。由于 $|DA|$ 、 tim 、 $Qual$ 均是信息披露质量的反向衡量指标, 因此若模型Ⅰ与模型Ⅱ中的 β_1 分别显著为正, 模型Ⅲ中 β_1 显著为负, 表明高信息披露质量可以降低信息泄露及公告前股价被操纵的程度, 减少股价过度波动, 提高交易量, 即公司信息披露对投资者保护有效, 有效程度可以观察 β_1 的大小与显著性水平得知。

对于控制变量, $\ln ME$ 为公司规模, 以事件期之前 5 日的流通股平均市值的自然对数衡量; $Totins$ 为机构投资者持有的 A 股比例, $lsh10$ 为前十大流通股东中持股数量大于 10 万股的股东持股比例之和, 二者控制知情者的存在; $Beta$ 为市场风险, 由市场模型 (3) 根据证券 i 事件期前 200 个交易日的 $R_{i,t}$ 与 $R_{m,t}$ 回归所得; $RMSE$ 为市场模型 (3) 回归结果中残差的均方根, 衡量公司风险; $Loss$ 为亏损指标, 若公司净利润小于等于 0, $Loss = 1$, 否则 $Loss = 0$; 考虑到 CAR 对 $preCAR$ 的影响, 将 $|CAR|$ 与 CAR^2 加进模型 (Sinha and Gadarowski, 2010); $year$ 为年份虚拟变量, 以 2001 年为基准年, 设置 12 个虚拟变量 $Y2002-Y2013$, 控制政策与市场等宏观因素; IND 为行业控制哑变量, 根据证监会行业分类指引设置 20 个虚拟变量。由于交易量受股票收益波动率的影响较大, 故在模型Ⅲ中加入 $AARV$, 波动率也代表市场风险, 并与 CAR 相关性大, 在模型Ⅲ中没有再加入 $Beta$ 及 CAR 、 CAR^2 。

(三) 样本选择与数据来源

以 2000 年 12 月证监会发布《关于完善公开发行证券公司信息披露工作的意见》、2001 年沪、深两交易所相继发布《上市公司信息披露工作考核办法》为标志, 我国上市公司信息披露制度建设逐步走向规范。因此, 选取 2001–2013 年所有披露年报的上市公司为最初样本, 并剔除金融企业、交易数据不能满足事件窗前 200 个交易日的公司以及其他变量缺失的样本; 为避免其他重大事件的影响, 还剔除了在年报公告日前后 30 天内有其他重要事件宣告的样本、因股权分置改革而停牌交易的公司、被暂停上市的公司以及公告日前、后连续 5 个交易日停牌的公司。因年报在次年初公布, 故市场交易数据为 2002–2014 年年报公告前后的数据。

当使用深交所考评等级衡量上市公司的信息披露整体水平时, 研究的原始样本为 2001–2014 年在深交所上市的非金融 A 股公司, 按照以上标准筛选后最终获得 8 638 个样本, 其年度分布见表 1。当对披露要素进行分析时, 研究的原始样本扩大为 2001–2014 年在沪、深交所上市的非金融 A 股公司, 经上述标准筛选后最终获得 18 597 个样本, 其年度分布见表 2。本文基础数据来源于国泰安数据库、万德金融数据库, 有疑问的则通过证监会或交易所网站查询核对。

四、我国上市公司的信息披露质量及信息泄露状况

(一) 上市公司的信息披露质量

表 1 列示了深交所对上市公司信息披露的考评结果, 它反映了公司信息披露的整体质

量水平。2001-2013 年,获得优秀与良好等级的公司逐年增加,而获得不及格等级的公司逐年下降,体现了上市公司信息披露整体质量的逐年上升。

表 1 深交所上市公司考评等级及样本分布

年份	深交所考评公司					研究样本				
	优秀	良好	及格	不及格	小计	优秀	良好	及格	不及格	小计
2001	30	201	251	35	517	29	184	231	25	469
2002	40	239	197	33	509	40	222	180	27	469
2003	41	268	173	25	507	41	254	153	21	469
2004	30	303	147	22	502	28	277	144	20	469
2005	55	308	149	35	547	54	281	122	26	483
2006	59	313	188	32	592	55	256	143	17	471
2007	66	363	234	27	690	60	254	180	23	517
2008	80	454	206	19	759	69	378	171	13	631
2009	97	550	147	18	812	94	458	127	15	694
2010	135	693	171	16	1015	128	548	138	13	827
2011	187	780	140	23	1130	178	654	124	18	974
2012	180	826	160	16	1182	166	734	145	14	1059
2013	216	814	136	15	1181	205	772	118	11	1106
合计	1 216	6 112	2 299	316	9 943	1 147	5 272	1 976	243	8 638

表 2 列示了信息披露要素的分年均值统计。

表 2 信息披露要素的分年均值统计

年份	样本数	披露时滞 <i>Lag</i>	DA 均值	<i>DA</i> ≤0		<i>DA</i> >0		(I - J) 的 <i>T</i> 检验值
				样本数	均值(<i>I</i>)	样本数	均值(<i>J</i>)	
2001	1 028	85.779	0.0417	466	-0.0512	562	0.0339	4.9955 ***
2002	1 104	87.701	0.0450	550	-0.0533	554	0.0368	4.254 ***
2003	1 164	87.711	0.0425	578	-0.0475	586	0.0375	3.3257 ***
2004	1 200	88.529	0.0490	600	-0.0585	600	0.0395	4.0166 ***
2005	1 264	90.572	0.0472	586	-0.0603	678	0.0359	6.5612 ***
2006	1 256	90.378	0.0434	644	-0.0500	612	0.0366	4.3995 ***
2007	1 297	88.841	0.0651	676	-0.0611	621	0.0694	-1.3027
2008	1 438	91.606	0.0632	662	-0.0604	776	0.0656	-0.5898
2009	1 502	87.995	0.0583	721	-0.0577	781	0.0588	-0.2373
2010	1 597	88.649	0.0494	840	-0.0476	757	0.0514	-0.6705
2011	1 801	91.688	0.0590	980	-0.0599	821	0.0580	0.3167
2012	1 956	93.259	0.0522	1 018	-0.0561	938	0.0480	1.9814 **
2013	1 990	92.694	0.0511	1 040	-0.0466	950	0.0560	-0.7651
合计	18 597	90.012	0.0520	9 361	0.0545	9 236	0.0494	2.6841 ***

注:***、**、*表示显著性水平分别为 0.01、0.05、0.1。

对于披露的及时性而言,上市公司年报平均在上个会计年度结束 90 天后公布,但对年报披露月份频数的分析表明,上市公司选择在三月披露年报的比例为 39%,四月披露年报的比例高达 50%,这说明年报披露存在明显的“赶末班车”现象;2001-2005 年、2007 年及 2013 年还存在超期披露年报的公司。2001-2013 年年报披露的滞后并没得到实质上的改善,其中 2012 年年报的披露时滞均值最长,约 93 天。对于信息的可靠性,|DA|在 2001-2006 年间徘徊于 0.0417~0.0490 之间,2007 年度突然增长至 0.0651,之后逐步下降。我们认为这是由于 2007 年上市公司根据新会计准则要求对证券投资、房地产投资等开始采用公允价值计

量,又时逢证券市场与房地产市场膨胀,确认的大量非实现利得导致应计利润的增加;另一方面,一些公司可能利用执行新会计准则的契机故意调高或调低利润。2007年后,随着企业执行准则的逐渐规范,以及前期确认的应计利润在后期也有转回的趋势, $|DA|$ 出现下降,但在2011年有所回升。比较 $DA>0$ 与 $DA\leq 0$ 时 DA 的绝对值,可见2001-2006年上市公司以向下的盈余管理为主,2007年后向上盈余管理增多。

(二) 年报信息披露的泄露效应

1. 整体样本^①的分析

以年报公告日为事件日 t_0 ,计算并观察样本公司公告日前后30天的超额收益率及累计超额收益率,发现超额收益率在公告日前便开始出现明显异动,图1、图2分别列示了公告日前后30天总体样本(18597个样本)的平均超额收益率与累计平均超额收益率的走势图。由图2可见,总体样本的累计平均超额收益率从公告日前就出现明显的攀升,这种快速上升的趋势止于信息公告的前一天,并从公告当天起出现下滑。这表明,在年报公告前相关信息就已被泄露。图3和图4列示了事件窗 $(-30,30)$ 内样本的平均超额换手率与平均收益波动率走势图,可见超额换手率在年报公告日前后3天突然上升,交易量放大,且在公告后也表现出较大的波动;公告日之前收益率就出现异常波动,在公告日前后 $(-10,2)$ 波动幅度最大。结合超额收益率、超额换手率及收益波动率的表现可知,总体而言,年报信息在公告前就已泄露,大约从公告日前10天开始收益率出现异常波动,知情者在公告前就逐步提前布局,在临近年报公告日获取了丰厚的超额收益,但不知情的中小投资者却在公告日附近介入,陷入知情者提前布下的陷阱,遭受损失。

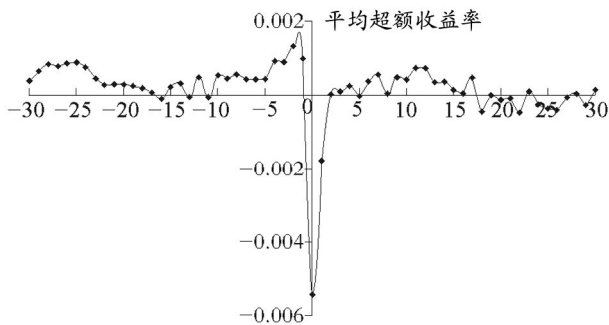


图1 年报披露前后的平均超额收益率

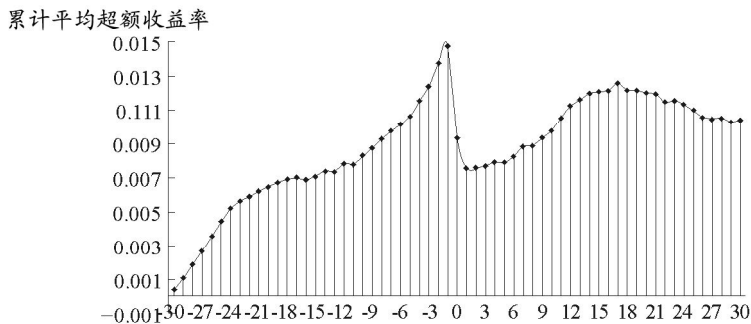


图2 年报披露前后的累计平均超额收益率

①图1至图4的基础数据来源于国泰安数据库,由作者根据公式(1)-(8)利用Stata11.0计算所得。

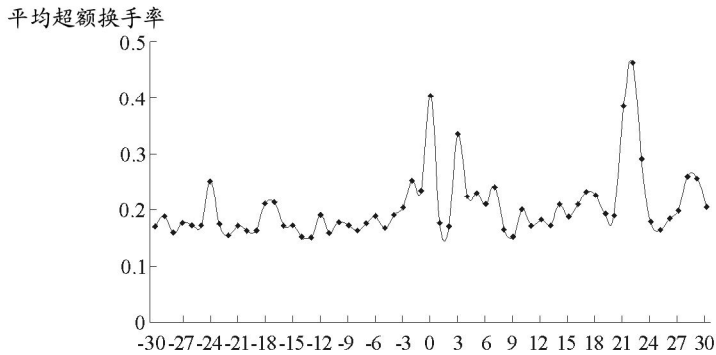


图3 年报披露前后的平均超额换手率

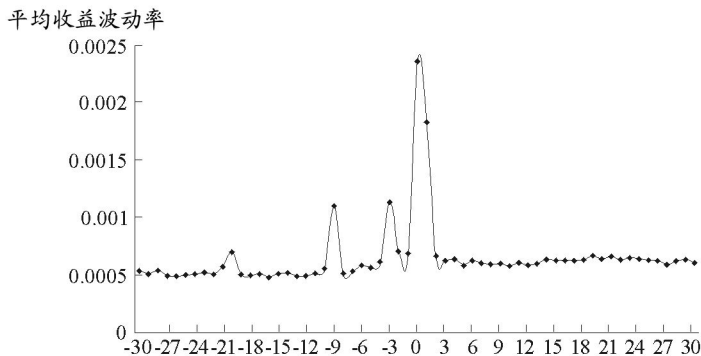


图4 年报披露前后的平均收益波动率

2.年度比较分析

为避免其他因素干扰,截取年报披露前(-5,-1)的 $|preCAR|$ 观察信息泄露的年度状况,并对亏损公司与盈利公司进行分组比较(见表3)。三组样本的 $|preCAR|$ 具有相似的年度走势,在2001-2006年逐渐上升,到2006年年报披露之前达到峰值,之后逐渐下降,这与各年的股市政策、环境及市场走势相关。值得一提的是,股权分置改革虽从制度上解决了中国上市公司的非流通股问题,但是这部分新释放出来的流通股股东是公司的大股东,其具有资金优势与信息优势,法制与监管的不力可能促使这些流通大股东成为在二级市场上剥夺中小投资者利益的新群体,市场的牛市上涨行情则会掩盖和进一步加剧这种剥夺,这在一定程度上导致了2006年年报披露前的 $|preCAR|$ 巨增。为保证投资者获取信息的公平,2006年8月深圳证券交易所发布了《上市公司公平信息披露指引》,2007年1月证监会发布了《上市公司信息披露管理办法》,强制所有上市公司执行公平信息披露规定,进一步强化了对上市公司的信息披露监管,遏制信息泄露以及内幕交易。机会主义寻租行为与监管的博弈致使自2007年年报披露开始 $|preCAR|$ 逐渐下降,彰显了信息披露监管制度对投资者保护的效用。另外,亏损组公司各年的 $|preCAR|$ 显著高于盈利组公司的相应值,这说明亏损公司利用信息进行股价操纵的可能性更大。将样本分为非业绩预告组与业绩预告组,比较该两组样本的市场反应,结果(略)显示,约在公告前20天开始,非业绩预告组的累计超额收益率大于业绩预告组的相应值,前者的 $preCAR(-20,-1)$ 均值0.0039在5%水平上显著大于后者的相应均值0.0022,这说明业绩预告可以降低信息被操纵的程度。

表 3 $|preCAR(-5,-1)|$ 的分年度比较分析

年份	样本数	$ preCAR $	盈利公司		亏损公司		$I-J$ T 检验值
			样本数	$ preCAR $ 均值(I)	样本数	$ preCAR $ 均值(J)	
2001	1 028	0.0276	884	0.0268	144	0.0326	-2.1275 **
2002	1 104	0.0274	941	0.0246	163	0.0434	-7.0965 ***
2003	1 164	0.0349	1 016	0.0334	148	0.0451	-3.9787 ***
2004	1 200	0.0425	1 027	0.0384	173	0.0666	-8.6479 ***
2005	1 264	0.0490	1 027	0.0433	237	0.0734	-8.5728 ***
2006	1 256	0.0656	1 116	0.0623	140	0.0921	-3.2046 ***
2007	1 297	0.0605	1 196	0.0598	101	0.0692	-1.688 *
2008	1 438	0.0499	1 199	0.0476	239	0.0616	-3.902 ***
2009	1 502	0.0376	1 321	0.0360	181	0.0494	-4.9032 ***
2010	1 597	0.0390	1 493	0.0384	104	0.0479	-2.7431 ***
2011	1 801	0.0353	1 654	0.0350	147	0.0388	-1.2554 *
2012	1 956	0.0319	1 747	0.0319	209	0.0316	0.1144
2013	1 990	0.0368	1 802	0.0366	188	0.0388	-0.7017
合计	18 597	0.0410	1 6423	0.0394	2 174	0.0531	-12.5146 ***

注:(1)***、**、*表示显著性水平分别为0.01、0.05、0.1;(2)表中年份指的是年报所属年份, $|preCAR|$ 的值实际上是次年年初年报披露前的值。

此外,简单相关分析表明, tim 、 $|DA|$ 、 $Qual$ 分别与 $|preCAR|$ 、 $AARV$ 与 AAT 正相关; $|preCAR|$ 、 $AARV$ 与 AAT 之间分别两两正相关。除 AAT 外,其余变量间关系与预期一致。这意味着信息披露质量越差,信息泄露越严重,波动率越高,而交易量却越大, AAT 与成熟市场相比的异象说明我国散户的“跟风”特征。

五、实证结果分析

对模型 I—III 进行回归方法的筛选,模型 I 的 Wald 检验显示固定效应不显著(F 值=1.00, $Prob>F=0.4580$),LM 检验得到的 P 值为 1,说明随机效应不显著,故对 $|PreCAR|$ 模型采用混合截面回归分析;对模型 II,Wald 检验显示固定效应显著(F 值=1.07, $Prob>F=0.0234$),LM 检验得到的 P 值为 1,说明随机效应不显著,故对 $AARV$ 模型采用不平衡面板数据固定效应回归分析;对模型 III,Wald 检验显示固定效应显著(F 值=3.77, $Prob>F=0$),LM 检验得到的 P 值为 0,说明随机效应也显著,但 Hausman 检验的 χ^2 值为 849.16,对应的 $Prob>\chi^2=0.0000$,这表明固定效应模型更加有效,因此对 AAT 模型采用不平衡面板数据固定效应回归分析。为减少其他因素的干扰,后文将 $|preCAR|$ 的计算窗设定为 $(-5,-1)$, AAT 与 $AARV$ 的计算窗设定为 $(-5,5)$ 。

(一)信息泄露程度 $|preCAR|$ 模型

表 4 列示了信息披露质量对信息泄露程度 $|preCAR|$ 影响的回归结果。模型(1)表明,在控制内部人、风险因子等情况下,披露要素 tim 和 $|DA|$ 分别与 $|preCAR|$ 显著正相关,说明年报披露前的信息泄露及股价操纵可以因信息可靠性高、披露及时得到抑制,而信息越不可靠、披露越滞后的上市公司股价越易受到操纵,投资者保护水平越低,与假设 1 和假设 2 一致;模型(2)加入年份与行业控制哑变量, tim 的系数显著性下降,但 $|DA|$ 的系数仍然显著为正;进一步将样本分为 $DA>0$ 组(向上盈余管理)和 $DA<0$ 组(向下盈余管理),比较两个子样本组的回归结果发现,披露质量要素对投资者的保护效用在 $DA<0$ 样本组中更加显著。模

型(4)显示,在控制了年份、行业及其他重要变量的基础上, $DA<0$ 样本组的 tim 与 $|DA|$ 系数仍然显著为正,且 $|DA|$ 的系数在 1%水平上显著,这说明信息可靠性在抑制年报披露前的信息泄露以及股价操纵方面发挥了更加积极的效用;而对于 $DA>0$ 样本组,披露要素的系数不再显著,这表明向上盈余管理带来的财务乐观表象掩盖了公司的真实状况,对之难以分辨的中小投资者更易跟风卷入被剥夺的漩涡之中。模型(7)、(8)显示,整体上 $Qual$ 与 $|preCAR|$ 显著正相关,表明披露整体水平越高,信息泄露程度越低,投资者保护效用越高,与假设 3 一致;反之亦然。

表 4 信息披露质量对 $|preCAR|$ 影响的回归分析

$ preCAR $	披露要素样本		$DA<0$		$DA>0$		披露整体水平样本	
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)
截距项	0.0238***	0.0159***	0.0228***	0.0163***	0.0226***	0.0138**	0.0207**	0.0151**
tim	0.0078**	0.0037	0.0147**	0.0119*	-0.0011	-0.0057		
$ DA $	0.0222***	0.0218***	0.0299***	0.0297***	0.0102	0.0106		
$Qual$							0.0019*	0.0015**
$\ln ME$	-0.0005**	-0.0003	-0.0007**	-0.0006*	-0.0003	-0.0000	-0.0009	-0.0004
$ CAR $	0.2164***	0.2100***	0.2636***	0.2565***	0.2210***	0.2131***	0.7170***	0.3015***
CAR^2	-0.0208***	-0.0204***	-0.0876***	-0.0843***	-0.0209***	-0.0203***	-0.2753***	-0.1639***
$Beta$	0.0002	0.0000	0.0011	0.0010	-0.0016	-0.0017	0.0043	-0.0015
$RMSE$	0.2924**	0.1576	0.2567*	0.1372	0.3703**	0.2302*	0.3325***	0.2104**
$Loss$	0.0035***	0.0037***	0.0018	0.0018	0.0042*	0.0043*	0.0095***	0.0029**
$Totins$	0.0110***	0.0005	0.0096***	0.0000	0.0109***	0.0006	0.0268***	0.0030
$lsh10$	-0.0073***	0.0002	-0.0073***	-0.0005	-0.0063***	0.0014	-0.0245***	0.0015
Y2002-Y2013		控制		控制		控制		控制
行业		控制		控制		控制		控制
N	18 490	18 490	9 289	9 289	9 201	9 201	8 638	8 638
$AdjR^2$	0.2246	0.2383	0.2420	0.2533	0.2262	0.2399	0.3434	0.2539

注:(1)*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平下显著。(2)各模型使用 Robust 稳健性混合截面回归。

此外,Y2002-Y2013 在各模型中表现显著(回归结果略),各年系数值大小变化趋势与表 3 中 $|preCAR|$ 的年度变化一致,这进一步表明,股改释放的势力流通股在一定程度上加剧了市场上的剥夺行为,但 2007 年后逐渐完善的信息披露及其他监管制度在与市场机会主义的博弈中发挥了作用。我们也考察了控制人性质对 $|preCAR|$ 的影响,发现由民营控制的向下盈余管理的公司在年报公告前的信息泄露程度更大,而由国家控制的公司的信息泄露程度却较小,表明民营控制的公司更易成为知情者信息操纵的对象,或许由于民营控股公司的内部人不如国有控股公司的内部人受到诸多来自政府的行政监督与约束,因而自利的机会主义更加泛滥,对那些业绩亏损“洗大澡”的公司尤其如此。

对于其他控制变量: $RMSE$ 在各模型中基本显著为正,表明公司特有风险高的公司更易被利用以炒作股价; $Loss$ 的系数基本显著为正,表明亏损公司的中小投资者更易被知情者剥夺; $Totins$ 的系数为正,说明机构对上市公司年报披露前的股价操纵有推波助澜的反面作用; $lsh10$ 系数显著为负,表明大流通股东持股比例越高年报披露前的信息泄露程度越低,意味着公司的大股东在抑制股价被过度操纵上具有积极作用。没有发现行业差异对 $|preCAR|$ 有显著影响。

(二) 超额收益波动率 AARV 模型

表 5 列示了信息披露质量对超额收益波动率影响的固定效用回归分析结果。由于样本的 AARV 值(均值 0.00066)较小,与其他变量值之间存在较大差异,为便于列示与分析回归结果中各变量的系数,在回归中对各样本的 AARV 值乘以 100,这对变量系数的显著性没有影响。*tim* 在 *FE1*–*FE5* 的结果中均显著为正,表明披露越及时的公司在年报公告期的波动率越低,风险越小,对投资者的保护效用越高,与假设 2 一致;|*DA*| 的系数符号为正,但在 *DA*<0 样本组回归结果中更为显著,表明信息的可靠性越高,股票收益波动率越低,这种效用仅在向下盈余管理的公司中具有显著意义,与假设 1 部分相符;*Qual* 的系数显著为正,表明信息披露整体水平越差的公司在年报披露期间的股票收益波动率也越高,体现了信息不对称带来的风险,与假设 3 一致。此外,公司特有风险与股票收益波动率正相关,亏损公司收益波动率较高,风险更大。

表 5 信息披露质量对超额收益波动率影响的固定效用回归分析

AARV	披露要素样本		<i>DA</i> <0		<i>DA</i> >0		披露整体水平样本	
	<i>FE1</i>	<i>FE2</i>	<i>FE3</i>	<i>FE4</i>	<i>FE5</i>	<i>FE6</i>	<i>FE7</i>	<i>FE8</i>
截距项	0.0138**	-0.0045	0.0084	-0.0155	0.0109	-0.0021	0.0207**	0.0014
<i>tim</i>	0.0460***	0.0256***	0.0476***	0.0356***	0.0411***	0.0139		
<i>DA</i>	0.0319***	0.0388***	0.0342***	0.0394***	0.0139	0.0237*		
<i>Qual</i>							0.0019*	0.0024**
ln <i>ME</i>	-0.0006	-0.0000	-0.0003	0.0004	-0.0005	-0.0000	-0.0009	-0.0003
<i>CAR</i>	0.5714***	0.5495***	0.6673***	0.6410***	0.5915***	0.5671***	0.7170***	0.6745***
<i>CAR</i> ²	-0.0520***	-0.0503***	-0.1928***	-0.1814***	-0.0526***	-0.0509***	-0.2753***	-0.2215***
<i>Beta</i>	0.0029	0.0031	0.0026	0.0044	0.0014	0.0007	0.0043	0.0045
<i>RMSE</i>	0.4532***	0.1370***	0.3128***	0.0685	0.6326***	0.2819***	0.3325***	0.0147
<i>Loss</i>	0.0082***	0.0069***	0.0073***	0.0063***	0.0060	0.0038	0.0095***	0.0078***
<i>Totins</i>	0.0322***	-0.0037	0.0348***	0.0017	0.0266***	-0.0095***	0.0268***	-0.0090**
<i>lsh</i> 10	-0.0262***	0.0004	-0.0271***	0.0019	-0.0255***	-0.0005	-0.0245***	-0.0036
Y2002–Y2013		控制		控制		控制		控制
<i>N</i>	18 490	18 490	9 289	9 289	9 201	9 201	8 638	8 638
within <i>R</i> ²	0.4234	0.4516	0.4325	0.4571	0.4456	0.4751	0.4331	0.4631

注:(1)*代表 $p<0.1$, **代表 $p<0.05$, ***代表 $p<0.01$; (2)各模型使用 Robust 稳健性固定效应回归。

(三) 超额换手率 AAT 模型

表 6 列示了超额换手率 AAT 模型的固定效用回归分析结果,*tim* 的系数在模型中加入了年份控制变量后显著为负,表明上市公司信息披露越不及时,年报公告期间的超额换手率越低,投资者参与交易的意愿越低,体现了信息披露及时性的积极作用,与假设 2 相符;但 |*DA*| 的系数符号为正,并且分别在 *DA*<0 与 *DA*>0 样本组回归结果中表现显著,意味着信息越不可靠的公司在年报披露期间的交易量越高,这体现了我国市场的“跟风”特征,也表明有人利用人为操控的利润与信息不对称诱导不知情投资者以操纵市场;模型 *FE7* 与 *FE8* 的结果表明,在控制了年份哑变量之后 *Qual* 的系数显著为正,表明信息披露整体水平越差的公司在年报披露期间的交易量也越高,再次验证了“跟风”的存在,正是中小投资者的这种跟风的非理性参与和上市公司严重的信息不对称,造就了知情者在年报披露前的市场剥夺;超额换手率反映的“跟风”表现与假设 1 和假设 3 不符。此外,超额收益波动率、公司特有风险分别与超额换手率显著正相关,表明风险越高的公司交易量越高,这意味着投资者“跟风”面临着极大风险。

表 6 信息披露质量对超额换手率影响的固定效用回归分析

AAT	披露要素样本		DA<0		DA>0		披露整体水平样本	
	FE1	FE2	FE3	FE4	FE5	FE6	FE7	FE8
截距项	2.6745 ***	-0.1011	2.5922 ***	-0.3595 *	2.7220 ***	0.1051	2.2827 ***	-0.2363
tim	-0.2993 *	-0.5053 ***	-0.3601	-0.6202 ***	-0.2953	-0.4921 **		
DA	0.8539 ***	0.4894 ***	0.7109 ***	0.5508 **	1.1491 ***	0.4595 **		
Qual							0.0190	0.0267 *
lnME	-0.1623 ***	0.0104	-0.1497 ***	0.0287 **	-0.1681 ***	-0.0035	-0.1455 ***	0.0043
AARV	323.3979 **	241.4179 **	315.7301 **	226.6824 **	306.0529 **	224.6991 ***	341.2784 **	245.3002
RMSE	18.2396 ***	6.4107 ***	15.6716 ***	4.8801 ***	19.7867 ***	7.3139 ***	14.5458 ***	5.0447 ***
Loss	0.0792 ***	0.0472 *	0.1429 ***	0.0747 **	-0.0139	-0.0906	0.0952 **	0.0721 **
Totins	0.5006 ***	-0.0853 *	0.5919 ***	-0.1541 *	0.4241 ***	-0.0672	0.5911 ***	-0.0852
lsh10	-0.6948 ***	0.0683	-0.7917 ***	0.0817	-0.6987 ***	-0.0054	-0.6068 ***	0.1572 **
Y2002-Y2013		控制		控制		控制		控制
N	18 490	18 490	9 289	9 289	9 201	9 201	8 638	8 638
withinR ²	0.1748	0.3702	0.1557	0.3707	0.1907	0.3840	0.1714	0.3689

注:(1) * 代表 $p<0.1$, ** 代表 $p<0.05$, *** 代表 $p<0.01$; (2) 各模型使用 Robust 稳健性固定效应回归。

(四) 稳健性检验

我们也采用市场调整模型计算 AR ,并以之为基础计算相应的 $|preCAR|$ 与 $AARV$,重复了文中的单变量分析与回归分析,发现结果并没有改变。另外,也以 $(-3,-1)$ 、 $(-8,-1)$ 等窗口计算 $|preCAR|$,以 $(-3,3)$ 、 $(-3,2)$ 、 $(-8,8)$ 等窗口计算 AAT 与 $AARV$,检验结果仍没有改变本文的结论。

六、结论与启示

信息是资本市场生存与发展的基础,它直接关系到投资者参与交易的公平性。有别于以往文献主要关注在较短时期内披露整体水平的效用而忽视披露各要素功能,本文将公司披露的整体水平与披露各要素纳入信息披露机制的同一框架,考察其对年报披露前信息泄露及股价操纵的作用,基于市场发展的纵向时间序列实证分析 2001-2013 年中国上市公司的信息披露实践及其对投资者(特别是中小投资者)保护的有效性。研究表明:(1)虽然中国上市公司信息披露的整体质量在逐年改善,但盈余管理仍然严重,年报披露的“赶末班车”滞后现象未得到实质改善;年报信息在公告前通常就已泄露,亏损公司被提前利用内部信息受到操纵的概率更高,业绩预告可以降低信息被操纵的程度。(2)公司信息披露质量分别与信息泄露程度、股票超额收益波动率显著负相关,验证了中国上市公司的信息披露质量对投资者保护的效用至少存在截面差异,且在向下盈余管理的公司中表现更明显;但披露质量越差的公司在年报公告期的超额换手率也越高,体现了中国市场的“跟风”特征,正是中小投资者的不理性参与和上市公司严重的信息不对称,造就了知情者在年报披露之前的市场剥夺。(3)披露要素对投资者保护的效用各有不同,体现为信息披露可靠性对抑制股价被操纵的效果更显著,但年报披露时滞与超额换手率的显著负相关表明披露及时性在抑制“跟风”上却有积极作用。(4)公司特有风险越高,发生亏损、机构持股比例越高,由民营控制的公司通常在年报公告前信息泄露程度越高,超额收益波动率也越大,并伴有较高的超额换手率。(5)随着机会主义与监管的博弈,公司信息披露机制对投资者的保护效用自 2001-2013 年在前进中螺旋式上升。股权分置改革释放的解禁流通股在监管不配套的情况下曾一度加剧了市

场中的机会主义行为,导致上市公司的信息披露质量下降进而降低了相应的投资者保护效用,但2007年后信息泄露程度与收益波动率均逐步下降,表明以公平信息披露制度为代表的系列监管制度的加强对抑制利用内幕信息的机会主义寻租行为起到了积极作用。

本研究也说明中国上市公司提高信息披露质量可以改善对投资者的保护效用。本文有助于揭示公司信息披露对投资者保护的作用机制,并为中国市场提供了13年证据,拓展了投资者保护的研究视角;在实践中为转轨经济时期的中国投资者和监管者甄别上市公司经济活动和信息披露、决策者制定相关政策以保护投资者利益、改善上市公司治理机制提供理论和经验支持。

参考文献:

- 1.汪炜、蒋高峰,2004:《信息披露、透明度与资本成本》,《经济研究》第7期。
- 2.辛清泉、孔东民、郝颖,2014:《公司透明度与股价波动性》,《金融研究》第10期。
- 3.张程睿,2008:《上市公司信息透明度:理论与实证研究》,经济科学出版社。
- 4.张程睿、蓝锦莹,2011:《信息质量与投资者保护——基于对违规披露公司及其配对样本的比较分析》,《华南师范大学学报(社会科学版)》第6期。
- 5.张宗新,2009:《上市公司信息披露质量与投资者保护研究》,中国金融出版社。
- 6.朱红军、汪辉,2009:《公平信息披露的经济后果——基于收益波动性、信息泄露及寒风效应的实证研究》,《管理世界》第2期。
- 7.Akerlof, G.A. 1970. "The Market for 'Lemons': Quality Uncertainty and the Market Mechanism." *The Quarterly Journal of Economics* 84(3):488-500.
- 8.Armstrong, C.S., W.R.Guay, and J.P.Weber. 2010. "The Role of Information and Financial Reporting in Corporate Governance and Debt Contracting." *Journal of Accounting and Economics* 50(10):179-234.
- 9.Ascioglu, A., S.P.Hegde, G.V.Krishnan, and J.B.Mcdermott. 2012. "Earnings Management and Market Liquidity." *Review of Quantitative Finance and Accounting* 38(2):257-274.
- 10.Ball, R., and L.Shivakumar. 2006. "The Role of Accruals in Asymmetrically Timely Gain and Loss Recognition." *Journal of Accounting Research* 44(5):206-242.
- 11.Beyer, A., D.A.Cohen, T.Z.Lys, and B.R.Walther. 2010. "The Financial Reporting Environment: Review of the Recent Literature." *Journal of Accounting and Economics* 50(10):296-343.
- 12.Botosan, C.A., M.A.Plumlee, and X.Yuan. 2004. "The Role of Information Precision in Determining the Cost of Equity Capital." *Review of Accounting Studies* 9(2):233-259.
- 13.Bushman, R. M., and A. J. Smith. 2003. "Transparency, Financial Accounting Information and Corporate Governance." *Economic Policy Review* 9(1):65-87.
- 14.Bus Kirk, A. V. 2012. "Disclosure Frequency and Information Asymmetry." *Review of Quantitative Finance and Accounting* 38(4):411-440.
- 15.Healy, P.M., and K.G.Palepu. 2001. "Information Asymmetry, Corporate Disclosure, and the Capital Markets: A Review of the Empirical Disclosure Literature." *Journal of Accounting and Economics* 31(3):405-440.
- 16.Heflin, F., K.Subramanyam, and Y.Zhang. 2003. "Regulation FD and the Financial Information Environment: Early Evidence." *Accounting Review* 78(1):1-37.
- 17.Jenson, M.C., and W.Meckling. 1976. "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure." *Journal of Finance Economics* 3(4):305-360.
- 18.Jones, J. 1991. "Earnings Management during Import Relief Investigations." *Journal of Accounting Research* 29(2):193-228.
- 19.Lang, M., and M.Maffett. 2010. "Economic Effects of Transparency in International Equity Markets: A Review and Suggestions for Future Research." *Foundations and Trends in Accounting* 5(3):175-241.
- 20.Leuz, G., and R.Verrecchia. 2000. "The Economic Consequence of Increased Disclosure." *Journal of Accounting Research* 38(Supplement):91-135.
- 21.Sinha, P., and C.Gadarowski. 2010. "The Efficacy of Regulation Fair Disclosure." *The Financial Review* 45(2):331-354.

The Efficacy of Corporate Information Disclosure on Investor Protection: An Empirical Analysis of 2001–2013 Annual Report Disclosure of Chinese Listed Companies

Zhang Chengrui

(Economics and Management School, South China Normal University)

Abstract: This paper incorporates disclosure overall level and its components into one mechanism framework, empirically analyzes the disclosure practices of Chinese listed companies from 2001 to 2013 and their investor protection efficacy through investigating their restraints on information leakage and price manipulation. The results show, though disclosure overall quality has improvement year over year, serious earning management and annual report disclosure delay are not fundamentally improved; The disclosure quality has significantly negative correlation with information leakage level and stock abnormal return volatility respectively, especially for downward earning management companies; The serious “following – the – wind” feature leads to higher abnormal turnover rate for worse disclosure quality companies; Disclosure elements have different effects on investor protection. Reliability performs better on stock price manipulation restraint whereas timeliness is more effective on “following – the – window” suppression. Therefore, promotion to improve the disclosure quality can improve investor protection in China.

Keywords: Information Disclosure Mechanism, Investor Protection, Information Asymmetry, Information Leakage

JEL Classification: G12, G14, M40

(责任编辑:彭爽)

(上接第 90 页)

30. Tsai, K. 2002. *Back-Alley Banking: Private Entrepreneurs in China*. New York, NY: Cornell University.

31. Van Bastelaer, Thierry, and Howard Leathers. 2006. “Trust in Lending: Social Capital and Joint Liability Seed Loans in Southern Zambia.” *World Development* 34(10): 1788–1807.

32. Zhang, Junfu and Zhao Zhong. 2011. “Social Family Network and Self-Employment: Evidence from Temporary Rural–Urban Migrants in China.” IZA Discussion Paper No. 5446.

Social Capital, Dual Finance and Peasant Household Borrowing Behavior

Shen Yun

(China Western Economics Research Center, Southwestern University of Finance and Economics)

Abstract: In this paper, we use the survey data of Chongqing Three Gorges Reservoir Area, to estimate the farmers social capital index, and empirically analysis influence factors of the household barrowing behavior in the formal, informal and mixed finance under the farmers’ social capital. The results show that: the higher family gross income, the better educated, more conducive to the farmers choose the formal financial channels; Having more big family business assets are helpful for farmers to choose more formal and less informal finance channels; Whether farmers join the rural economic cooperation organization has significant positive impact on the farmers to choose formal financial channels. In addition, It has significant positive effect of household social capital on rural households borrowing. The depth of farmers’ social capital (quality) is more important than the breadth of social capital.

Keywords: Social Capital, Informal Finance, Formal Finance, Rural Households Borrowing

JEL Classification: F32, F830

(责任编辑:陈永清)