

捆绑披露是隐藏坏消息吗？

——来自独立董事辞职公告的证据*

吴冬梅 刘运国

(中山大学管理学院/中山大学现代会计与财务研究中心 510275)

【摘要】 本文利用2003—2010年中国上市公司独立董事辞职公告数据，考察了我国特有的捆绑披露现象。结果发现，多数独董辞职信息与其他信息捆绑在一起披露，并未单独成文披露。本文按辞职人数和原因对信息分类，研究发现，相对于“单人”和“规定”辞职，“多人”和“非规定”辞职更多采用捆绑披露。进一步按辞职原因细分“非规定”辞职，研究还发现，相对于“可疑”辞职，“尤其可疑”辞职更多采用捆绑披露。上述结果表明捆绑披露是隐藏坏消息的非随机行为，管理层会基于信息性质进行披露形式的裁量，这丰富了我们对于强制披露自由裁量的认识。

【关键词】 强制披露 形式裁量 捆绑披露 信息性质 坏消息

一、引言

从1844年英国《合股公司法》第一次对强制披露提出要求，到2002年美国SOX法案对披露制度的众多修订，信息管制在不断地深入和扩展。尽管目前对上市公司信息披露进行管制已是国际通行的做法，但理论界对“是否管制”以及“如何管制”仍存分歧。反对管制者认为，出于有效履行受托责任和争夺市场资源等目的，上市公司会自愿披露绝大部分信息（Stigler, 1964; Benston, 1973）。然而众多的市场失灵现象使人们普遍认识到信息的公共物品属性，管制被认为有助于解决披露的不足。与此同时，人们也注意到，强制披露下管理层的自由裁量引发了形形色色的市场异象：时机选择弱化了公众对公司负面信息的关注（Givoly and Palmon, 1982; Tse and Wu, 2010; 薛爽和蒋义宏, 2008; 谭伟强, 2008），可读性选择降低了公众对公司运营风险的了解（Baker and Kare, 1992; Subramanian et al., 1993; Li, 2008）。这些异象使人们对管制是否降低了资本市场的信息不对称，以及在多大程度上提高了披露

质量产生了疑虑（Posner, 1974; 王惠芳, 2009）。虽然近十年来的公平披露法规（Heflin et al., 2003; Duarte et al., 2008）和SOX法案（Jain and Rezaee, 2006; Zhang, 2007）增进了人们对强制披露的理解，但Beyer et al.（2010）认为理论界对诸如“当相关法规具有可能的经济利益时，这些利益与预期成本比较的结果究竟何如”等问题的认识还相当肤浅；在实证研究领域，囿于披露法规的固有限制，除上述时机和可读性选择研究外，强制披露文献尚缺乏丰富而引人入胜的微观视角研究，也正因为如此，人们对信息披露应“如何管制”仍然知之甚少。

在研究上市公司强制披露行为时，笔者发现，我国有关法规对重大事件（如董、监、高变动等）临时公告的披露要求较为模糊，实务中相当多的公司将需临时公告的信息放置于《董事会决议公告》、《股东大会决议公告》、甚至《年度报告》等公告中，与其他若干信息打包在一起，以一个相对笼统的标题来披露（以下谓之

* 作者感谢广东省科技计划项目—社会发展引导项目（批准号：2008B080703025）、广东省文科基地重大项目（批准号：10JDXM79001）、教育部人文社科一般项目（批准号：11YJA790094）、中央高校基本科研业务费专项资金资助项目（批准号：1109153; 11nkj104）和国家自然科学基金重点项目（批准号：71032006）的支持。特别感谢匿名审稿人给我们的宝贵修改意见，感谢北京大学第五届中国青年会计学者学术研讨会上吴联生教授的宝贵评论，感谢财政部首期全国会计学术领军（后备）人才培训项目的支持。论文由作者负责。通讯作者：刘运国。

“捆绑披露”^①),而独立成文并明确命名公告的(以下谓之“单独披露”)则相对较少。本文手工收集的900份独立董事辞职公告显示,在2001至2010十年间共有584份采用了捆绑披露,约占样本总体的65%^②。在资本市场较发达的西方,相关披露法规通常较具体明确,如SEC要求上市公司在8-K表中以规定的时间、内容和格式披露临时信息,近乎“按图索骥”。在这种制度环境下的临时信息披露可以说是一种“菜单披露”^③,其披露,特别是披露形式的自由裁量空间极小,目前尚未见到有关披露形式选择的案例。而在我国新兴资本市场中,除独董辞职外,其他的临时信息(如关联交易)亦广泛存在捆绑与单独披露并存现象,这致使法学学者们纷纷发声:如盛学军(2004)曾呼吁,应统一披露的格式,“使那些企图在正式的、定期的披露文件中规避某些重大事项而不被发现的行为愈发难以得逞”;叶林(2006)也曾指出:“在信息披露文件的名称和类别上,不得出现误用或混用的情况,否则可能会使投资者陷于花样百出、纷繁复杂的文件样本中不知所云。”但据文献检索,目前未见有关披露形式选择的研究。那么,在我国的独董辞职公告中,相对于单独披露,管理层为什么更倾向于捆绑披露?这些捆绑披露是随机行为还是有目的的披露形式选择?如果是为目的的形式裁量,其目的何在?本文利用中国特有的捆绑披露数据,以独董辞职公告为样本,通过对上述问题答案的探寻,在中国资本市场“新兴加转轨”的背景中研究强制披露下微观主体的形式裁量。

在经济学家眼中信息也是一种商品(Machlup, 1962),具有质和量两种属性。从质的方面看,披露研究的信息可分为正面信息(以下称“好消息”)和负面信息(以下称“坏消息”)两类。信息性质作为信息披露对象的重要属性,是管理层披露行为最直接和重要的影响因素,过往文献表明在强制披露下管理层为了隐藏坏消息常常在披露时机或可读性上作选择(Givoly and Palmon, 1982; Subramanian et al., 1993; Li, 2008; Tse and Wu, 2010; 谭伟强, 2008)。那么,管理层在披露形式上的选择,或者说捆绑披露,也是为了隐藏坏消息吗?本文用已有文献证实的不同独董辞职信息的不同市场反应^④作为信息性质的代理变量(即用具有正向市场反应的信息代表好消息,用具有负向市场反应的信息代表坏消息),实证检验了信息性质对捆绑披露的影响。

本文的主要贡献是:第一,首次利用中国特有的独董辞职捆绑披露数据,考察了强制披露下管理层对披露形式的裁量,拓展了披露文献的研究领域。本文的研究表明,捆绑披露是为了隐藏坏消息,这意味着,除时机和可读性选择外,在强制披露中管理层还广泛利用披露形式选择以达到自利的目的。这增进了我们对强制披露自由裁量的认识。第二,通常认为信息管制的目的在于提高资本市场的有效性(Healy and Palepu, 2001),而公司股票的市值变动与管理层利益有着千丝万缕的关系。因此,在考虑披露裁量的首要因素——信息性质时,本文尝试用信息的市场反应作为其代理变量,来分析监管层和管理者的披露博弈,以提高研究的相关性,并且这样的衡量方式能同时用于定量和定性信息性质的测度,研究范围较广。第三,从信息监管的角度看,本文着眼于过往文献涉及较少的临时信息特别是定性信息的披露,为政府监管部门检验临时披露制度的效果提供了经验证据,有助于为监管者“是否监管”和“如何监管”提供决策的参考。

二、文献回顾、制度背景与研究假设

(一) 文献回顾

Verrecchia (2001)认为自由裁量基础披露(Discretionary-based disclosure)是披露研究的三大主题之一。对管理层如何行使自由裁量权,自愿披露领域有着丰富的动机研究,Healy and Palepu (2001)将之总结为资本市场交易动机等六个基本假说。这些假说表明自愿披露更多考虑的是“是否披露”问题,披露的多是好消息,是一种动机驱使下充分关注竞争对手预期的策略性行为。相对而言,在强制披露领域中,披露是既定的而非策略性行动。在披露法规的固有限制下,研究强制披露自由裁量的实证文献并不多见,但已有的时机和可读性选择研究表明,信息管制并非铁板一块,也存在自由裁量的空间;与自愿披露不同的是,强制披露更多考虑的是“如何披露”问题,即在既有制度背景下如何隐藏坏消息以达到自利的目的,是一种机会主义行为。因此,自愿披露与强制披露有着不同的行为模式,研究强制披露的自由裁量有利于增进人们对披露行为的微观认识。

从微观角度看,吴水澎等(2002)认为企业披露管理存在披露时机、披露内容和组织形式等多个维度。对强制

① 本概念借鉴了现代产业组织理论中关于“捆绑销售”的定义,顾成彦和胡汉辉(2008)认为捆绑销售是指两件或更多独立产品的打包出售,捆绑销售和单独销售具有不同的市场效应。

② 这可以解释为何我国有关独董辞职实证文献的样本量如此悬殊。一般来说,如果相关研究是用年报对比方式倒挤辞职人数的,则其样本量远大于那些用“辞职”等关键词搜索公告标题得到的样本,因为前一种数据包括了本文所说的捆绑披露。这从某种程度上表明了“捆绑披露”具有隐藏信息的作用。

③ 这里同样借鉴了现代产业组织理论中有关“菜单销售”的概念,顾成彦和胡汉辉(2008)认为菜单销售和捆绑销售具有不同的福利水平。

④ 当某个公告有“市场反应”时,通常认为该公告具有“信息含量”。为此,下文对二者不作严格区分。

披露时间的自由裁量,过往文献主要证实了“好消息早,坏消息晚”现象(Givoly and Palmon, 1982; 巫升柱等, 2006),它表明企业择时披露既是为彰显好消息,更是为隐藏坏消息。为达到隐藏坏消息的目的,近期研究还发现:差业绩公司紧跟同样差业绩的行业“领头羊”披露的所谓“羊群效应”(Tse and Wu, 2010),当年报和季报存在业绩差异时权衡两者披露时间的所谓“业绩组合”(唐跃军和薛红志, 2005),以及集中在周六公布坏消息的所谓“周历效应”(谭伟强, 2008)等。对强制披露内容的自由裁量,研究发现相似的内容在不同的公告中常有不同的表述(McKinstry, 1996),但除可读性选择外其它研究都较分散,并且已有的可读性研究的实证样本通常较小且研究结论并不一致(阎达五和孙蔓莉, 2002)。近期随着语言学研究的进展,已开始出现大样本的实证结论(Li, 2008)。但除上述时机与内容选择外,强制披露其他维度自由裁量的研究尚未有见。此外,在信息性质的衡量方面,上述文献主要局限于业绩信息。Healy and Palepu (2001)认为提高市场的有效性是资本市场信息管制的目的所在,因而,考虑到管理层利益与公司股价的相关性,度量信息性质可能还需要一个与资本市场相关性更强的指标以便于考察披露行为的多方博弈。

(二) 制度背景

当前上市公司披露法规体系对披露行为的规范可概括为两类标准:一是重大性标准,它界定了披露的范围,主要解决是否披露的问题;二是普遍性标准,含静态的内容标准(如真实、准确、完整)和动态的时间标准(如及时)等,它界定了披露的质量,主要解决如何披露的问题。对重大性标准,我国主要采用了“价格敏感”原则,即须予披露的信息是“可能对上市公司股票交易价格产生较大影响而投资者尚未得知的重大事件”^⑤,但相关法规并未对如何判断“较大影响”给出详细的规定,具体监管规章一般采取列举或概括的方式对其作大略的描述。而对普遍性标准,相关法规的规定更为笼统,如《证券法》第63条规定:“发行人、上市公司依法披露的信息,必须真实、完整,不得有虚假记载、误导性陈述或者重大遗漏。”《上市公司信息披露管理办法》的规定与此基本类似,主要区别是在“真实、完整”基础上增加了“及时”一词。但什么样的信息才是“真实、准确、完整和及时”的?虽然证监会针对具体事项进一步建立“内容与格式准则”等四个层次的信息披露框架,试图予以澄清,然而我们在研究中发现,不少事项的信息披露内容与格式准则迟迟未见出台,

相应的信息披露框架并不存在^⑥。对独董辞职,证监会《关于在上市公司建立独立董事制度的指导意见》(以下简称“独董指导意见”)一文要求“独立董事在任期届满前可以提出辞职。独立董事辞职应向董事会提交书面辞职报告,对任何与其辞职有关或其认为有必要引起公司股东和债权人注意的情况进行说明”。但相关法规对披露的时间、内容和形式并没有具体的可操作性规定,比如《上市公司信息披露管理办法》中只笼统地列举:“公司的董事、1/3以上监事或者经理发生变动;董事长或者经理无法履行职责”而“投资者尚未得知时,上市公司应当立即披露,说明事件的起因、目前的状态和可能产生的影响”。故临时披露,特别是独董辞职披露具有较大的自由裁量空间。

(三) 研究假设

自Ball and Brown (1968)和Beaver (1968)证明盈利公告具有信息含量以来,大量文献从不同角度拓展了财务或非财务公告市场反应的研究(Lev, 1989; Francis and Schipper, 1999; 赵宇龙, 1998; 邱冬阳等, 2010)。对身处资本市场的管理层而言,不同的市场反应可能意味着不同的相关利益。Verrecchia (2001)认为管理层披露或不披露某种信息主要是基于对相关收益和成本的综合考量。从而,考虑到自身资本市场相关利益,管理层有动机隐藏那些市场反应较差的信息(即坏消息)。对单独披露而言,公众从公告标题即可一目了然相关信息,信息易得性较好;而捆绑披露不但公告标题较笼统且内含多个无关信息,从经济学角度看这将加大相关信息的获取成本引致市场的“不完全披露”(Bloomfield, 2002),从行为学角度看这极易分散公众的注意力(Hirshleifer et al., 2009),导致单个信息的市场反应降低。谭伟强(2008)已发现盈余披露具有时间上的集中效应,即在同一天同时公布盈余信息时有更多投资者不能及时发现这些信息并做出反应。由此推知,捆绑披露的信息在形式和时间上的集中效应将导致捆绑披露隐藏信息的功效。通常认为临时信息并非公司日常生产经营信息,具有Beyer et al. (2010)所谓的概率禀赋特征,不但事前难以观察且事后也难以验证。在经济和法制环境较发达的西方,Dye and Sridhar (1995)认为当信息的到达存在不确定性时,信息有被隐藏的可能性。在我国现行的制度背景下,资本和经理人市场都相当的不成熟,相关的法律体系亦不健全,管理层更可能机会主义地利用捆绑披露来隐藏那些高概率禀赋特征的坏消息。总之,基于以上对管理层动力和能力的考量,我们提出本文最基本的预期:捆绑披露是为了隐藏坏消息。

⑤ 参见《证券法》第67条、《股票发行与交易管理暂行条例》第60条以及证监会《上市公司信息披露管理办法》第30条。

⑥ 在翻看《公开发行证券公司的信息披露内容与格式准则》时,我们发现《内容与格式准则》目前深交所共计发布31号,上交所共计发布27号,但这些内容与格式准则主要集中于股份变动和资产重组收购方面,诸如生产经营、管理层变动等众多临时信息的内容尚未涉及。

具体到独董辞职,通常认为独董的作用在于“监督”与“决策支持”。不论原独董是主动辞职还是被动离去,有文献认为新任独董的决策支持作用因学习效应的存在将较原独董低,从而独董更替甚或死亡会带来证券市场负向市场反应(Gupta and Fields, 2009; Nguyen and Nielsen, 2010)。而独董的主动辞职往往是其规避风险的“用脚投票”行为,是公司存在风险或缺陷的信号(Dewally and Peck, 2010; 支晓强和童盼, 2005; 谭劲松等, 2006); 过往文献也证实相对于规定辞职,非规定辞职导致了更大的负向市场反应(Dewally and Peck, 2010; 张俊生和曾亚敏, 2010)。本文以不同市场反应的公告内容作为信息性质的代理变量来表征消息的好坏程度,可以推知:独董辞职从总体看是坏消息,而且非规定辞职是比规定辞职更坏的消息;多人辞职加大了坏消息的程度,是比单人辞职更坏的消息。故基于上文的基本预期,我们提出如下假设:

H1: 相对于规定和单人辞职,非规定和多人辞职更多采用捆绑披露。

进一步分析独董辞职的原因,可以看到,多数独董辞职的原因只有寥寥数字,如工作原因、健康原因等。在我国,上市公司独董多是控制股东提名,与公司关系密切,且多数独立董事已具有一定社会地位和声誉,因而一般不会辞职,要辞职更可能是因为他们预见到公司存在风险,产生了疑虑。故本文将这些简单表达辞职原因的公告归为“可疑”类。此外,还有两类辞职公告,一类在说明辞职原因时措辞激烈地公开批评上市公司隐瞒风险等事实,而另一类仅简单提及某某独董辞职却并未说明辞职原因。有文献表明,独董出于对未来资本市场职业生涯的考虑,在辞职时往往不会明示那些与公司风险相关的深层次辞职原因,有着一走了之的阴暗一面(Bar - Hava and Segal, 2010; Fahlenbrach et al., 2010)。由此推知,以简单的托辞表达辞职原因应该是独董辞职的常态,而那些一反常态的沉默或直言,往往是独董规避风险的行为,预示着公司存在更大的风险。因此,“公开批评上市公司”和“未说明辞职原因”两类辞职比“可疑”的辞职“尤其可疑”,理性的投资者能看穿它们,将其视为更坏的消息。故基于上文的基本预期,我们进一步提出如下假设:

H2: 相对于“可疑”辞职,“尤其可疑”辞职更多采用捆绑披露。

三、样本与描述性统计

(一) 样本

我们手工收集了2001年至2010年的独董辞职公告共

900份,其中,单独披露316份,来自巨潮咨询网“公告查询”和Wind咨询金融终端的“深度资料”。捆绑披露的收集过程如下:首先通过核对CSMAR数据库的“高管动态”数据确定独董变动名单及可能的公告时间,然后与收集的单独披露公告配对(包括公司名称、独董姓名、时间等),将未配对成功的独董变动名单在Wind“深度资料”和巨潮“公告查询”里进行进一步查询,最终得到捆绑披露584份(占全部样本的64.89%),包括在董事会决议公告中披露的363份、在股东大会决议公告中披露的137份、在年度报告中披露的71份和在其他公告(如标题为“聘用会计师事务所的议案等”的公告)中披露的13份。所有公告样本中都含有“辞职”或“辞去”等类似涵义的词语,以保证该行为是独董主动行为,具有相似的市场反应。其他相关数据来自CSMAR数据库,剔除缺漏值后最终的有效样本是789个(分布于2003-2010年),其中捆绑披露517个,占全部样本的半数以上(65.53%)。这从一个方面印证了我们的预期:独董辞职往往是坏消息,捆绑披露是管理层相关披露最经常的选择。

(二) 描述性统计

独董辞职公告中通常披露辞职人数、姓名、辞职原因等信息内容。表1详细统计了所有公告的辞职人数和原因,Panel A显示在789个样本中共有914位独董辞职;Panel B显示这些独董辞职的原因可分为规定和非规定两类,其中:规定辞职的独董共149位,含届满^⑦85位和其他规定^⑧64位,而非规定辞职的独董共765位,包括“尤其可疑”234位和“可疑”531位;Panel C显示“尤其可疑”辞职中“未说明辞职原因”的较多(224人),而“公开批评上市公司”的仅有10人,仅占“尤其可疑”的4.27%(占全部辞职的1.09%);Panel D显示在“可疑”辞职中所有辞职原因表述均较含糊,这充分表明了独董出于免责而又不愿意开罪于人的心态,支持了过往文献关于独董辞职“阴暗面”的说法。

表2中统计了辞职的原因、人数与捆绑披露的相互关系。首先,按一份公告中辞职人数的多少对公告分类,表2显示无论是单人还是多人辞职,均是捆绑披露占多数,初步表明管理层有隐藏独董辞职信息的倾向。在Panel A和B两个样本中,多人辞职采用捆绑披露的比例(75%, 79%)均大于单人辞职的比例(64%, 67%),初步表明多人辞职更多采用了捆绑披露。此外,无论是单人还是多人辞职,非规定辞职子样本(Panel B 67%, 79%)对应于全样本(Panel A 64%, 75%)更多采用了捆绑披露,这从

^⑦ “独董指导意见”明确规定独董任期最长6年。这通常与公司两届董事会的时间一致,但部分独董是在届中出任的,其6年届满时未到董事会的自然换届之时,因此需提出辞呈。

^⑧ 如“独董指导意见”对独董独立性的要求,中组发[2004]2号《关于对党政领导干部在企业兼职进行清理的通知》,以及中共教育部党组关于《直属高校党员领导干部廉洁自律“十不准”》对直属高校党员领导干部兼职管理的规定等。

侧面说明辞职原因亦影响了捆绑披露。其次,按辞职原因分类,若多人辞职则只要有一人的辞职原因是非规定(或“尤其可疑”)即将此公告认定为非规定(或“尤其可疑”)类辞职公告。表2还显示,除规定辞职外,无论是非规定,还是“可疑”,还是“尤其可疑”,均是捆绑披露

占多数,这再次表明管理层对独董辞职有隐藏的倾向。其中,“尤其可疑”辞职捆绑披露占比最大(92%),为绝对多数,充分表明捆绑披露与坏消息紧密相连。但规定辞职的捆绑披露(48%)稍小于单独披露(52%),这可能表明并非所有管理层均认同学习效应或独董的决策支持作用。

表1

独董辞职人数及原因

Panel A: 辞职人数							
	多人辞职				单人辞职	合计	
	2 人/份	3 人/份	4 人/份	小计			
公告份数	84	13	5	102	687	789	
辞职人数	168	39	20	227	687	914	
Panel B: 辞职原因							
	规定辞职			非规定辞职			合计
	届满	其他规定	小计	尤其可疑	可疑	小计	
辞职人数	85	64	149	234	531	765	914
Panel C: 尤其可疑辞职							
	未说明辞职原因			公开批评上市公司			合计
辞职人数	224			10			234
Panel D: 可疑辞职							
	工作原因	工作繁忙	个人原因	工作变动	健康原因	地点原因	合计
辞职人数	135	132	116	89	43	16	531

表2

辞职的原因、人数与捆绑披露

Panel A: 全样本										
	总计	占比	按辞职原因分类				按辞职人数分类			
			规定	占比	非规定	占比	单人	占比	多人	占比
单独披露	272	34%	65	52%	207	31%	246	36%	26	25%
捆绑披露	517	66%	61	48%	456	69%	441	64%	76	75%
合计	789	100%	126	100%	663	100%	687	100%	102	100%
Panel B: 非规定辞职子样本										
	总计	占比	按辞职原因分类				按辞职人数分类			
			可疑	占比	尤其可疑	占比	单人	占比	多人	占比
单独披露	207	31%	191	40%	16	8%	190	33%	17	21%
捆绑披露	456	69%	282	60%	174	92%	392	67%	64	79%
合计	663	100%	473	100%	190	100%	582	100%	81	100%

四、实证分析

(一) 捆绑披露是隐藏坏消息吗: 基于信息性质的检验

为考察捆绑披露是否为隐藏坏消息的非随机行为,我们以虚拟变量 BUNDLE 作为因变量,当独董辞职采用捆绑披露时取值为1 否则为0。基于假设 H1,我们用虚拟变量 ABNORMAL 和 MULTI 来度量辞职原因和辞职人数的信息性质差异,当非规定原因辞职时 ABNORMAL 取值为1 (代表信息性质较规定辞职更差) 否则为0,当多人辞职时 MULTI 取值为1 (代表信息性质较单人辞职更差) 否则为

0。除公告信息本身的影响外,文献认为公司治理特征 (Lipton and Lorsch, 1992; Johnson et al., 2001; Chau and Gray, 2002; Nagar et al., 2003; Wang et al., 2008) 和公司基本面特征 (Lev and Penman, 1990; Skinner, 1994; Chau and Gray, 2002; Eng and Mak, 2003) 对披露行为也存在影响,因此,我们从企业性质 (SOE)、股权集中度 (ONERATIO)、股权激励 (MANHOLD) 和董事会特征 (IDRATIO) 四个方面度量公司的治理情况,从公司规模 (SIZE)、经营状况 (LOSS)、获利能力 (ROA) 和财务状况 (LEV) 四个方面度量公司基本面特征。

在表3中,我们对可能影响公司捆绑披露的因素进行了回归,这些因素包括:第(1)列的公告信息特征、第(2)列的公司治理特征和第(3)列的公司基本面特征;此外,在第(4)列中我们将所有影响因素一并加入回归方程,在第(5)列中我们还控制了行业和年度并将标准误按行业聚类 and 异方差调整。结果显示,在所有的回归中,非规定辞职(ABNORMAL)和多人辞职(MULTI)均与捆绑披露显著正相关,这表明坏消息更多采用捆绑披露,捆绑披露并非随机行为,是机会主义的披露形式选择。实证结果支持了假设H1。

通常认为公司治理和基本面特征对披露质量的影响较为复杂,过往的研究多为混合的结论:如,有文献认为股

权集中度与披露质量负相关(Fan and Wong, 2002),也有文献认为股权集中能提高财务报告的质量(Shleifer and Vishny, 1997);又如,财务杠杆与披露质量的混合关系(Chow and Wong - Boren, 1987; Bradbury, 1992)等。表3亦显示,除董事会特征(IDRATIO)外,与公司治理和基本面特征相关的影响因素在多个回归中的作用并不显著一致,稳健性较差;而董事会独立性变量作用显著一致,这可能与本文研究对象是独董相关披露事项,独董对其的监督力度较强有关。此外,本文的回归结果也表明,相对于其他影响因素,公告层面的信息性质因素是影响捆绑披露更稳健、更直接的原因。

表3 捆绑披露是隐藏坏消息吗:基于信息性质的检验

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值
ABNORMAL	0.884 ***	(4.45)					0.814 ***	(3.89)	0.334 **	(2.35)
MULTI	0.555 **	(2.26)					0.584 **	(2.21)	0.888 ***	(3.84)
SOE			0.065	(0.40)			0.142	(0.82)	0.069	(0.26)
ONERATIO			0.002	(0.38)			0.004	(0.70)	-0.013 **	(-1.97)
MANHOLD			-0.014	(-1.06)			-0.004	(-0.30)	-0.013	(-0.66)
IDRATIO			-8.592 ***	(-6.35)			-8.800 ***	(-6.20)	-1.923 *	(-1.85)
SIZE					-0.003	(-0.06)	0.012	(0.19)	0.204 *	(1.75)
LOSS					-0.218	(-0.88)	-0.332	(-1.30)	-0.389 *	(-1.66)
ROA					-2.389 ***	(-2.60)	-2.159 **	(-2.38)	-1.056	(-1.27)
LEV					0.023	(0.55)	0.023	(0.56)	0.083 ***	(3.13)
CONSTANT	-0.155	(-0.85)	3.606 ***	(6.78)	0.737	(0.60)	2.556 *	(1.81)	1.783	(0.76)
年份	未控制		未控制		未控制		未控制		已控制	
行业	未控制		未控制		未控制		未控制		已控制	
Pseudo R ²	0.0237		0.0518		0.0122		0.0818		0.2917	
样本量	789		789		789		789		789	

注: *、**、*** 分别在10%、5%和1%水平上显著。

(二) 捆绑披露与信息性质:基于辞职细分原因的进一步检验

为进一步考察捆绑披露与信息性质的关系,基于假设H2,我们进一步从辞职原因角度将全样本细分为规定辞职、“可疑”辞职与“尤其可疑”辞职三组。以“可疑”辞职作为基准组,我们在回归中设置M-SUSPI(尤其可疑)和NORMAL(规定辞职)两个虚拟变量来进一步验证坏消息对捆绑披露的影响,其中,当辞职原因为“公开批评上市公司”或“未说明辞职原因”时M-SUSPI取值为1(信息性质较基准组更差)否则为0;当规定原因辞职时,NORMAL取值为1(信息性质较基准组更好)否则为0。其余变量与上节一致。在表4中,我们首先检验辞职原因与捆绑披露的关系,然后逐步加入辞职人数、公司治理特征、以及公司基本面特征等变量,最后还控制了行业和年度并将标准误按行业聚类 and 异方差调整。结果显示,在

所有的回归中,“尤其可疑”辞职均与捆绑披露显著正相关,这表明相对于“可疑”辞职,“尤其可疑”辞职更多采用捆绑披露,实证结果支持了假设H2。

此外,在所有的回归中,相对于“可疑”辞职,规定辞职(NORMAL)较少采用捆绑披露,但其结果在第(5)列中不显著;多人辞职(MULTI)仍与捆绑披露保持了正相关关系,但仅在第(3)和(5)列中显著。这或许意味着在某些情况下,诸如“健康原因”等说词也许不完全是托辞,因而规定辞职与“可疑”辞职的差异在某些情况下不显著,进而在这种情况下多人辞职作为坏消息的一种加强,其力度也可能弱化。其余控制变量的实证结果与表3类似,只是董事会特征(IDRATIO)变量的显著性降低,这可能与回归中对独董辞职原因做了更多的细分、独董的作用已更多体现在解释变量中有关。

表4

捆绑披露与信息性质：基于辞职细分原因的进一步检验

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值
<i>M-SUSPI</i>	1.997 ***	(7.19)	1.967 ***	(7.07)	1.875 ***	(6.62)	1.893 ***	(6.65)	1.675 ***	(9.64)
<i>NORMAL</i>	-0.453 **	(-2.25)	-0.481 **	(-2.37)	-0.500 **	(-2.40)	-0.457 **	(-2.15)	-0.052	(-0.37)
<i>MULTI</i>			0.364	(1.41)	0.492 *	(1.79)	0.454	(1.63)	0.825 ***	(3.15)
<i>SOE</i>					0.142	(0.83)	0.159	(0.89)	0.069	(0.23)
<i>ONERATIO</i>					0.002	(0.40)	0.004	(0.65)	-0.012	(-1.63)
<i>MANHOLD</i>					-0.005	(-0.32)	0.002	(0.16)	-0.009	(-0.41)
<i>IDRATIO</i>					-8.021 ***	(-5.57)	-8.197 ***	(-5.60)	-1.623	(-1.33)
<i>SIZE</i>							0.019	(0.30)	0.227 **	(2.27)
<i>LOSS</i>							-0.412	(-1.56)	-0.477 **	(-1.96)
<i>ROA</i>							-2.164 **	(-2.42)	-1.192	(-1.19)
<i>LEV</i>							0.033	(0.76)	0.096 ***	(3.23)
<i>CONSTANT</i>	0.390 ***	(4.16)	0.357 ***	(3.71)	3.016 ***	(5.31)	2.617 *	(1.86)	1.111	(0.52)
年份	未控制		未控制		未控制		未控制		已控制	
行业	未控制		未控制		未控制		未控制		已控制	
Pseudo R ²	0.0925		0.0945		0.1338		0.1419		0.3238	
样本量	789		789		789		789		789	

注：*、**、*** 分别在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

五、结论

在强制披露下微观主体是否存在自由裁量？若有，其自由裁量究竟何如？时机和可读性选择研究为我们揭开了冰山的一角，但较之于自愿披露领域丰富的理论成果，这仍是一片有待进一步开垦的沃土。本文利用中国特有的捆绑披露现象，考察了强制披露下微观企业对披露形式的裁量。结果发现，65.53% 的独董辞职信息采用了捆绑披露。按辞职的人数和原因对信息分类，研究发现，相对于单人和规定辞职，多人和非规定辞职更多采用捆绑披露。进一步按辞职原因细分非规定辞职，研究还发现，相对于“可疑”辞职，“尤其可疑”辞职更多采用捆绑披露。上述结果意味着，捆绑披露是基于信息性质的披露形式裁量，隐藏坏消息是强制披露自由裁量的主要目的，这丰富了我们对强制披露自由裁量的认识。

此外，本文结论还具有如下的政策启示：首先，隐藏坏消息是多数有限理性经济人的初始冲动，在一般情况下，坏消息难以通过自愿披露揭示出来，从而坏消息应该是披露管制的重点，“是否监管”可考虑重点落脚于此。其次，机会主义的利弊分析是强制披露自由裁量的依据，模糊的规定和较低的违规成本给了管理层机会主义行动的空间，信息的概率禀赋特征则进一步加大了这一空间，因此监管者在确定信息监管的深度和广度时，应在制度规范上多下功夫，同时充分关注信息的禀赋特点，使监管更加切实有效。

主要参考文献

- 谭劲松，郑国坚，周繁. 2006. 独立董事辞职的影响因素：理论框架与实证分析. 中国会计与财务研究，8（2）：119~139
- 谭伟强. 2008. 我国股市盈余公告的“周历效应”与“集中公告效应”研究. 金融研究，2：152~167
- 吴水澎，陈汉文，郑鑫成. 2002. 财务披露管理方式的维度观. 会计研究，9：19~24
- 张俊生，曾亚敏. 2010. 独立董事辞职行为的信息含量. 金融研究，8：155~170
- 支晓强，童盼. 2005. 盈余管理、控制权转移与独立董事变更——兼论独立董事治理作用的发挥. 管理世界，11：137~144
- Beyer A., D. A. Cohen, T. Z. Lys, B. R. Walther. 2010. The Financial Reporting Environment: Review of the Recent Literature. Journal of Accounting and Economics, 50（2/3）：296~343
- Healy P. M., K. G. Palepu. 2001. Information Asymmetry, Corporate Disclosure, and the Capital Markets: A Review of the Empirical Disclosure Literature. Journal of Accounting and Economics, 31：405~440