

信息披露行为差异、盈余质量与机构投资者

——基于年报与中报异质项目信息披露的实证研究

程新生¹,熊凌云²

(1.南开大学中国公司治理研究院,天津 300071; 2.南开大学 商学院,天津 300071)

摘要:本文以 2007 至 2012 年中国沪市主板 782 家上市公司共 4692 个样本为研究对象,研究信息披露行为差异对盈余质量的影响。研究发现:由于上市公司信息披露行为难以有效直接准确度量以及公司报告中异质项目披露所存在的差异水平,造成信息披露行为差异往往具有迷惑性,控股股东会利用异质项目信息披露差异的较低波动水平来隐蔽地攫取私人收益,集中表现为操纵公司盈余,即异质项目信息披露差异水平与公司盈余质量显著负相关。进一步的检验发现,随着机构投资者持股比例的增加,控股股东通过异质项目信息披露差异水平操纵盈余质量的情况得到了一定程度的逆转,体现了机构投资者的治理与监督作用,因此在机构投资者的参与下异质项目信息披露差异水平与盈余质量显著正相关。本文的研究对于监督控股股东的隧道行为以及制定相适应的信息披露准则具有借鉴意义。

关键词:信息披露行为差异; 盈余质量; 机构投资者; 异质项目信息披露

中图分类号:F230.5 **文献标识码:**A

关于公司从事盈余管理行为动机的研究一直是人们热议的重要问题,国内外学者围绕此主题展开了多角度的分析,但目前仍未形成统一的结论。William R. Scott 总结了上市公司进行盈余管理的动机主要有七种:高管的分红动机、其他契约合同的动机、政治动机、税收动机、CEO 变动动机、IPO 动机和向公众传递信息动机^[1]。同时由于信息不对称的真实存在^[2],大部分上市公司管理人员都属于风险规避型特征,在道德风险存在的因素下,管理者往往会由于风险规避的意识选择过于保守的经营政策和会计政策,导致公司盈余质量难以真实反映其经济实质。信息不对称也为盈余管理行为创造了一定的实施环境和工具选择^[3],盈余管理行为动机所集中体现的本质是控股股东或上市公司管理者为获得私有收益和共享收益的控制权收益,其实现的路径呈现多样化、多渠道,例如,控股股东主要通过关联交易、资金占用、资产重组等方式掏空公司资产,并在发达国家也切实存在,但法系特征不同的国家间存在一定的差异,且这些掏空行为大多披着“合法”的外衣在进行,导致当前企业盈余管理行为的隐蔽性程度很高^[4]。控股股东会出于对上市公司资金占用的动机,通过选择操纵盈余的方式来消除对公司业绩的不利影响,从而实现长期侵占公司资金的目的,有证据表明,控股股东对上市公司资金占用的规模越大,进行负向盈余操纵的幅度也越大^[5],最终都会显著损害公司会计盈余质量的程度。综合考虑,在我国这一新兴的制度环境下,由于信息披露行为差异难以准确评价,这一差异所体现的市场效应是持续性现象还是迷惑性现象?控股股东或上市公司管理者又是否会利用这一隐蔽性工具来操纵公司的盈余质量?更进一步,受到我国机构投资者规模及影响力的不断增强的影响,上述动机及其路径的实现是否会受到一定程度的影响?因此,信息披露行为差异与盈余质量之间的关系仍旧是一个有待进一步检验的命题。

本文的研究贡献和研究结论主要有:(1)理论分析了沪市主板上市公司的报告异质项目信息披露差异水平对盈余质量的影响,发现总体而言异质项目信息披露差异水平与盈余质量

负相关关系,即沪市主板上市公司会通过操纵异质项目信息披露的差异水平来赢得市场良好的声誉,迷惑外部投资者,从而实现隐蔽地操纵公司盈余质量的真实目的;(2)但当机构投资者参与公司治理的程度较高时,上述操纵盈余质量的情况得到了一定程度的逆转,体现了机构投资者对公司操纵盈余质量的调节作用,有利于公司报告的异质项目信息披露差异水平体现真实的市场效应;(3)先前文献研究盈余质量主要集中于验证资本市场动机假说、契约动机假说,重点考察了公司增发、配股、IPO、业绩阈值、公司治理水平等因素^[6],本文将研究扩展到信息披露行为差异的视角上,重点检验了向公众传递信息的动机假说,丰富了此方面的研究文献,并且进行了多层面的稳健性检验,使估计结果更加地可靠与稳健。(4)先前研究中国上市公司信息披露行为及质量的路径大多都是采用深圳交易所对上市公司年度信息披露考评结果为解释变量的研究,研究的样本仅仅局限在深圳上市的公司,本文所选样本公司全为沪市主板的上市公司^①。

本文其他部分安排如下:第二部分为理论分析与研究假设;第三部分为研究设计,包括样本选择、模型构建和变量定义;第四部分为实证分析;第五部分为稳健性检验;最后为本文的研究结论。

1 理论分析与研究假设

上市公司信息披露行为差异主要是由披露的纵向比较和横向比较造成的。其中,这种行为为差异又可细分为各个定期报告相同项目间前后的披露差异水平和异质披露项目间前后的披露差异水平,前者主要是由主观原因造成的差异,后者主要是由于客观原因造成的差异,例如中报与年报不同项目披露的信息没有客观的评价标准,即难以进行披露前后一致性的检验,加上资本市场中存在着信息不对称问题,会使后者的差异问题更加严重。缺乏客观的评价标准会导致异质项目信息披露的操纵空间更大,控股股东及管理者会充分利用这一客观因素的外衣从事更多主观因素的动机行为,即通过操纵定期报告中异质项目的信息披露差异波动水平。信息披露行为差异的纵向比较主要是指同一公司不同定期报告间披露项目水平的前后比较,例如:同一家公司年报与中报异质项目信息披露的前后纵向比较;横向比较主要是指不同公司同一定期报告中披露项目间的前后比较。横向比较所产生的差异更多体现为公司个体的经营性质不同、公司规模大小、行业属性等方面,难以纯净地体现出信息披露行为差异的影响作用,因此,本文立足于纵向比较的形式。由于异质项目比相同项目信息披露操纵的空间更大,更能体现控股股东及管理者的私人利益追求与操纵盈余质量的动机,本文将重点验证异质项目披露的差异效应。

(1)噪声交易者理论。资本市场是信息流动的市场,股票价格的变动很大程度上取决于信息的传导,消息传导的差异还会影响整个市场的资源配置效率。信息是如何影响股票价格的波动,这取决于股票价格波动的初始动因。根据噪声定义观点^[7],即是会使那些金融或经济市场运转方式的实用理论或学术理论难以检测的,异质项目信息披露差异会增加外部投资者关于公司未来发展经营的不确定性判断,尤其当市场中的信息不对称程度高时,会进一步加大投资者的投资异质信念,从而在股票市场中形成更多的噪声交易者,噪声交易者的非理性行为会加大股票价格个体性的震荡幅度和个股的交易量^[8-9],从而会引发更多外部投资者及监管部门的关注与调查,公司自身如存在信息披露违规行为等其它问题被发现的机率增大,公司所面临的不确定风险增多。

(2)信息组合理论。根据信号理论,公司向市场公布的个体信息会由于信息好、坏属性的不同而产生不同的市场反应,并且公司管理者总是倾向于提前向市场公布一些好消息,而

^①上海证券交易所对沪市上市公司和深圳证券交易所对深市上市公司所要求的信息披露规则和监管要求都是不一样的(吕长江, 2013),因此,本文只选择沪市上市公司来研究异质项目信息披露差异对盈余质量的影响,是为了减少由于沪深证券交易所监管差异所导致回归过程中的噪音干扰。

推迟披露些公司的坏消息^[10]，然而唐跃军和薛红志研究发现如果公司存在业绩差异，如上市公司上年年报为“坏消息”，一季度季报为“好消息”时，上市公司会提前公布一季度报，随后在短间隔内公布上年年报，从而向公众组合披露公司好、坏消息，利用好消息效应降低坏消息的影响程度，这说明管理层在信息披露的具体过程中会存在信息组合的动机和信息操作的行为，这一原理同样存在于年报与中报的异质项目信息组合中^[11]。Shalev 发现公司需要进行业务组合时，会调整公司信息披露的整体水平来获得预期一致的市场反应^[12]。

(3)市场监管理论。大量文献都表明，当前中国仍处于一个新兴市场，中国的股票市场监管体系不够完善、监督力度不够强硬、法律体系不够成熟、法律执行效率较低、上市公司内部交易监管体制不健全^[13]，中国中小股东属于弱势群体，中小股东的合法利益难以得到法律的有效保障，并且由于监管部门力量的有限，难以及时发现上市公司的违规披露行为^[14]，这些都隐形地为控股股东及上市公司管理层操纵异质项目信息披露差异降低盈余质量提供了潜在的外部环境；同时，由于会计准则因其公共合约性质和不完备性，既没有明确的责任职责也没有能力去阻止上市公司进行的盈余管理行为。

综上所述，首先，由于纵向比较的异质项目信息披露差异衡量没有具体的评价标准，控股股东及管理层对此进行操纵的空间更大、路径更多，这一渠道能够被运用于隐瞒控股股东的掏空行为，因此，操纵公司盈余的行为很可能会大量发生；其次，由于中国上市公司的中报属于自愿审计的范围，其中绝大部分公司都没有选择中报审计，这增加了中报异质项目信息披露被操纵的可能性，并且由于信息不对称的存在，更加便于控股股东利用信息组合方式来操纵异质项目信息披露的差异水平，达到操纵盈余动机的目的；最后，由于我国处于新兴市场的特殊制度环境中，资本市场监管法律制度及及时性均不完善，控股股东能通过操纵异质项目信息披露差异波动处于低水平，降低其带来的噪声交易市场效应，从而减少市场和监管部门的异常关注，弱化外部监督力度，导致控股股东盈余操纵的行为更加难以被发现^[14]。由此，本文提出以下假设：

假设 1：在其他条件不变的情况下，异质项目信息披露差异具有迷惑作用。

假设 2：在其他条件不变的情况下，异质项目信息披露差异水平与盈余质量负相关。

机构投资者是资本市场上最重要的参与主体。大量研究文献得出，机构投资者自身具有鲜明的资金优势、专业优势以及人才优势，相比一般散户而言，机构投资者能获得更多公司所公开披露及半公开披露的信息，并且对信息的解读能力和甄别能力更强，从而有利于提高资本市场的整体治理效应和股票市场的有效性。高雷和张杰研究发现机构投资者以某种形式参与了上市公司的治理，其持股比例的增加显著提高了公司的整体治理效果，降低公司管理者与外部投资者之间的信息不对称程度，并且公司的治理水平与公司盈余管理行为呈现负相关关系，机构投资者的持股比例与公司盈余管理程度显著负相关，说明机构投资者的治理效应能明显地监督上市公司对盈余的操纵行为^[15]，机构投资者对盈余管理的监督观目前已经得到大量文献的支持^[16]。杨海燕等研究发现机构投资者持股能提高上市公司的信息披露透明度以及提高公司的会计信息质量^[17]。Wang 以英国 1997 年至 2010 年的上市公司为研究样本，实证结果表明机构投资者采用积极的投资策略以及持续长的投资时间能够更好的约束公司操纵应计利润的行为^[18]。Lin 研究发现如果企业的财务报表倾向于保守主义，那么机构投资者的持股比例可以进一步约束管理层的盈余管理行为^[19]。综上所述，机构投资者的持股比例有助于更好地解读和甄别上市公司异质项目的信息披露差异，提高上市公司的整体治理水平，尽可能地保证异质项目信息披露差异的真实性和被操控性，在机构投资者持股比例的作用下很可能与国外的研究结论相一致。由此，本文提出了假设 3。

假设 3：其他条件不变的情况下，随着机构投资者持股比例的增加，异质项目信息披露差异水平与盈余质量正相关。

2 研究设计

2.1 研究样本选择与数据来源

本文选取了沪市 2007~2012 年间除金融行业外所有上市公司作为研究样本，其中剔除了相关财务数据不全以及六年内没有持续存在的公司，得到了 782 家沪市公司，最终观测样本共得到 4692 个。本文异质信息披露差异水平及相同项目信息披露差异水平的衡量指标中涉及到中报与年报异质项目定性信息的相关数据都是通过中报及年报公告进行手工收集、整理所得。财务数据来源于：(1) 南开大学公司治理数据库；(2) CCER 数据库；(3) 国泰安数据库；(4) Wind 数据库；(5) Choice 数据库。本文为了消除异常值对回归估计的影响，采取对所有连续变量取值按照上下各 1% 水平进行 Winsorize 处理。本研究所使用的统计以及数据处理软件为 Stata12.0。

2.2 变量定义

1. 盈余质量。本文分别通过五种方法来定义盈余质量，使用可操纵应计利润的绝对值 $|DA_n|$ 来衡量盈余质量， $|DA_n|$ 值越大，盈余质量越低。

(1) $DA1_{j,t}$ ：根据 Jones 模型来估计^[20]，使用方程(1)来回归估计出总应计利润(Total

$$\text{Accrual, TA): } TA_{j,t} = \beta_1 \frac{1}{A_{j,t-1}} + \beta_2 \frac{\Delta REV_{j,t}}{A_{j,t-1}} + \beta_3 \frac{PPE_{j,t}}{A_{j,t-1}} + \varepsilon_{j,t}^1 \quad (1)$$

其中， $TA_{j,t} = (\Delta CA_{j,t} - \Delta CASH_{j,t}) - (\Delta CL_{j,t} - \Delta CLD_{j,t}) - DEP_{j,t}$ ， $\Delta CA_{j,t}$ 为流动资产增加额， $\Delta CASH_{j,t}$ 为现金及现金等价物增加额， $\Delta CL_{j,t}$ 为流动负债增加额， $\Delta CLD_{j,t}$ 为一年内到期的长期负债增加额， $DEP_{j,t}$ 为折旧和摊销成本； $A_{j,t-1}$ 为上年度总资产， $\Delta REV_{j,t}$ 为销售收入增加额， $PPE_{j,t}$ 为固定资产，回归的残差 $\varepsilon_{j,t}$ 即为 $DA1_{j,t}$ 。

(2) $DA2_{j,t}$ ：本文根据 Dechow et al.修正的 Jones 模型^[21]，通过方程(2)回归估计得到可

$$\text{操纵应计利润 } DA2_{j,t} : DA2_{j,t} = \frac{TA_{j,t}}{A_{j,t-1}} - \beta_1 \frac{1}{A_{j,t-1}} - \beta_2 \left(\frac{\Delta REV_{j,t}}{A_{j,t-1}} - \frac{\Delta REC_{j,t}}{A_{j,t-1}} \right) - \beta_3 \frac{PPE_{j,t}}{A_{j,t}} \quad (2)$$

其中， $\Delta REC_{j,t}$ 为应收账款净值增加额。

(3) $DA3_{j,t}$ ：根据 Kothari et al.修正的 Jones 模型^[22]，在方程(2)中加入截距项 β_0 和公司资产收益率 $ROA_{j,t}$ ，通过方程(3)回归估计可操纵应计利润 $DA3_{j,t}$ ：

$$DA3_{j,t} = \frac{TA_{j,t}}{A_{j,t-1}} - \beta_0 - \beta_1 \frac{1}{A_{j,t-1}} - \beta_2 \left(\frac{\Delta REV_{j,t}}{A_{j,t-1}} - \frac{\Delta REC_{j,t}}{A_{j,t-1}} \right) - \beta_3 \frac{PPE_{j,t}}{A_{j,t}} - \beta_4 ROA_{j,t} \quad (3)$$

(4) $DA4_{j,t}$ ：根据 Louis 提出的流动应计利润 Jones 模型^[23]，通过方程(4)回归估计可操

$$\text{纵应计利润 } DA4_{j,t}: DA4_{j,t} = \frac{TCA_{j,t}}{A_{j,t-1}} - \beta_1 \frac{1}{A_{j,t-1}} - \beta_2 \left(\frac{\Delta REV_{j,t}}{A_{j,t-1}} - \frac{\Delta REC_{j,t}}{A_{j,t-1}} \right) - \varepsilon^5_{j,t} \quad (4)$$

(5) $DA5_{j,t}$: 根据 Louis et al.提出的修正 Jones 模型^[24], 通过方程(5)得残差 $\varepsilon^5_{j,t}$ 为可操纵应计利润 $DA5_{j,t}$:

$$DA5_{j,t} = \frac{TA_{j,t}}{A_{j,t-1}} - \beta_0 - \beta_1 \frac{1}{A_{j,t-1}} - \beta_2 \frac{\Delta REV_{j,t}}{A_{j,t-1}} - \beta_3 \frac{PPE_{j,t}}{A_{j,t-1}} - \beta_4 \frac{TA_{j,t-1}}{A_{j,t-1}} - \varepsilon^5_{j,t} \quad (5)$$

2.异质项目信息披露差异水平。本文根据 AICPA(1994)、CICA (2001)以及 ICAEW(2003)对于定期报告的信息披露指引并结合中国南开大学公司治理研究院对中国上市公司信息披露具体项目的评价为基础, 对中国上市公司的年报和中报中异质项目信息评价的分值为基础进行度量(每个方面满分为 1 分, 并根据披露的详细程度给予适当得分), 其中年报与中报披露项目中共有 11 项相同项目, 这 11 项具体为前十名股东之间的关联关系披露情况、管理层任职情况、公司行业发展信息、市场竞争信息、对经营活动产生的现金流量与净利润存在重大差异的原因解释、对公司主要财务指标变化情况和变动原因的解析、公司战略的实施情况、公司关联交易情况等方面, 然后分别用年报与中报的总项目平均披露水平减去年报与中报中这 11 项相同项目的平均披露水平, 由此分别得到同一家公司的年报异质项目平均披露水平和中报异质项目平均披露水平, 然后将同一年度同一家公司的年报异质项目平均披露水平与中报异质项目平均披露水平两者相减, 最终得出异质项目信息披露的差异水平。具体计算见公式(6):

$$DVDI_{j,t} = \left(\frac{\sum_1^N \text{公司年报总披露分值}}{\text{披露项目总数}} - \frac{\sum_1^N \text{公司年报相同项目披露分值}}{\text{相同项目总数}} \right) - \left(\frac{\sum_1^N \text{公司中报总披露分值}}{\text{披露项目总数}} - \frac{\sum_1^N \text{公司中报相同项目披露分值}}{\text{相同项目总数}} \right) \quad (6)$$

3.机构投资者。本文以公司内总机构数持股市值所占公司流通股比例为机构投资者持股比例^[15], 其中机构投资者包含基金、券商集合理财、保险公司、社保基金、QFII、其他机构者这六大类机构持股比例的总和。

4.控制变量。根据现有文献, 本文还控制了有关的公司财务特征和公司治理层面等可能会影响异质项目信息披露差异水平的因素, 具体说明如下:

(1)公司财务特征: 大量研究表明公司的财务特征会显著影响信息披露行为, 从而影响异质项目信息披露的差异水平, 并与盈余操纵有显著的关系, 如程新生等研究发现公司价值、公司负债率、总资产增长率等财务因素会显著影响公司的信息披露水平^[2]。Wang 发现公司盈利能力会影响公司盈余管理行为^[18]。因此, 本文控制了公司盈利能力、增长机会、收入、资产规模、公司负债、总资产周转率、资本密度等财务特征因素。

(2)公司治理特征: 大量研究表明公司治理特征与盈余质量的好坏有着直接的关系, 能否有效监控盈余管理行为的发生很大程度上取决于公司治理结构的完善。马忠等人研究发现公司特征差异、内部治理结构等有关变量会显著影响公司盈余质量^[25]。王克敏、王志超发现高管报酬与盈余管理正相关, 公司第一大股东的持股比例会显著影响盈余管理行为^[26]。因此, 本文控制了高管薪酬、第一大股东持股比例、第二大股东至第十大股东持股比例、董事长与总经理是否两职合一、公司权益化价值等公司治理特征因素。本文所有变量的定义见表 1 所示。

表1 变量设计与说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
因变量	股票持有收益	RT	个股年化收益率(普通收益率计算法)
	盈余质量	DA1	Jones(1991) 可操纵应计利润
		DA2	Dechow et al(1995) 可操纵应计利润
		DA3	Kothari et al(2005) 可操纵应计利润
		DA4	Louis(2004) 可操纵应计利润
		DA5	Louis et al(2008)可操纵应计利润
调节变量	机构投资者持股比例	LN IH	机构投资者的持股比例
自变量	异质信息披露差异水平	DVDI	公司年报总披露项目扣除相同项目后与中报总披露项目扣除相同项目后的异质项目信息披露水平
	相同项目信息披露差异水平	SVDI	公司年报与中报相同项目信息披露差异水平
	公司财务特征	GRT	营业收入/平均资产总额
		OPA	营业收入/净资产
		ROA	公司净资产/总资产
		TAT	营业收入/总资产
		LEV	公司总负债/总资产
		LNASSET	公司总资产的对数
		CAPINTEN	公司资本密度=公司长期资产/总资产
	公司治理特征	TTDR	金额最高的前三名董事的报酬总额的自然对数
		PA	董事长与总经理的两职设置状况, 董事长兼总经理则设为1, 否则为0
		TOP	根据公司第一大股东占公司的股份份额
		TOPB	公司第二至第十大股东的持股比例平方和的自然对数
		LNMC	公司权益的资本化价值=公司流通股×年末收盘价格+非流通股×每股净资产
	年份	YEAR	年度虚拟变量
	行业	INDUSTRY	行业虚拟变量

3 实证分析

3.1 描述性统计分析

根据表2可知,从样本的标准差看,盈余质量的五种度量形式、公司报告异质项目信息披露差异水平、公司报告相同项目信息披露差异水平、机构投资者持股比例等都存在一定的差异。从极差来看,五种盈余质量的度量变量和公司报告异质项目信息披露差异水平之间也存在明显的差异。另外,各个变量之间不存在高度线性相关问题。

表2 主要变量描述性统计

Variable	样本数	均值	标准差	最小值	最大值	极差
RT _{T+0}	3910	0.471	0.994	-0.626	2.250	2.876
RT _{T+1}	3910	0.0972	0.641	-0.626	1.398	2.024
RT _{T+2}	3910	0.251	0.579	-0.358	1.437	1.795

DA1	4692	0.227	0.196	0.0260	0.626	0.600
DA2	4692	0.236	0.205	0.0257	0.656	0.630
DA3	4692	0.173	0.140	0.0205	0.448	0.428
DA4	4692	0.168	0.136	0.0190	0.438	0.419
DA5	4692	0.141	0.120	0.0175	0.391	0.374
LNIH	4692	0.331	0.214	0.0278	0.659	0.631
DVDI	4692	-0.0326	0.154	-0.256	0.213	0.469
SVDI	4692	0.148	0.0957	0.0273	0.315	0.288
GRT	4692	0.134	0.176	-0.0992	0.475	0.574
OPA	4692	1.591	1.151	0.322	3.977	3.655
ROA	4692	0.0365	0.0366	-0.0203	0.103	0.123
TAT	4692	0.559	0.354	0.137	1.238	1.101
LEV	4692	1.381	0.920	0.301	3.169	2.868
LNASSET	4692	21.8445	1.0199	20.345	23.547	3.202
TTDR	4692	13.517	0.752	12.277	14.634	2.357
PA	4692	0.105	0.306	0	1	1.000
TOP	4692	0.521	0.132	0.316	0.725	0.409
TOPB	4692	-5.661	1.791	-8.663	-3.227	5.436
LNMC	4692	21.707	0.828	20.373	23.011	2.638
CAPINTEN	4692	0.0482	0.412	0.00304	0.128	0.125

3.2 信息披露行为差异水平与盈余质量的假设检验

本文用异质项目信息披露差异水平与股票持有收益之间的关系来验证假设 1。如果异质项目信息披露差异水平具有迷惑效应,那么控股股东可以通过操纵异质项目信息披露差异水平,使其差异波动水平处于较低值,在股票交易市场中以风险规避者为主,这类投资者会更愿意购买差异波动水平低的股票,从而推动股票价格上涨,获取正的持有收益,但是这种较低差异波动水平可能是被操纵的,并不能增强公司未来的盈利能力,因此,滞后几期后,投资者会发现此类低差异并不会带来正向的持有收益,进而表现为两者无显著关系。为了检验假设 1,本文建立了模型(7): $RT_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DVDI_{i,t} + \sum_{j=2}^5 \alpha_j ControlVariable_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ (7)^②

其中, $RT_{i,t}$ 分别代表第 t 期、第 t+1 期和第 t+2 期的股票年化收益率(普通收益率计算法)。本文采用的是普通最小二乘法(OLS)估计模型,各个变量之间的 VIF 值都小于 2,因此并不存在显著的多重共线性问题。

根据表 3 可知,在当期内,异质项目信息披露差异水平越低,投资者越容易被迷惑,造成公司的股价显著上升,所有投资者在当期内能够获得较高的持有收益,但是在第二年以及第三年中,这种关系随即消失了,说明第一年两者的关系是被操纵的,具有迷惑效应和短期性,被操纵的关系往往难以维持持久。

表 3 异质项目信息披露差异水平与股票持有收益回归分析结果

变量/参数	RT _{T+0}	RT _{T+1}	RT _{T+2}
-------	-------------------	-------------------	-------------------

^②如果按照 2007 年至 2012 年的时间跨度取值,那么 2014 年股票收益数据无法取得,因此,在回归分析中只有 2007 年至 2011 年五年的数据。为了避免量纲所产生的影响,本文用 4 月末的股票价格对股票年化收益进行了调整。

常数	-0.503*	2.665***	1.422***
	(-1.70)	(13.24)	(6.11)
DVDI	-0.193***	0.0238	0.0685
	(-2.89)	(0.52)	(1.30)
SVDI	-0.158**	0.0749	0.0193
	(-2.26)	(1.58)	(0.35)
GRT	0.256***	-0.0162	0.0304
	(6.06)	(-0.56)	(0.91)
LNASSET	-0.113***	-0.0270	-0.0450***
	(-11.07)	(-3.87)	(-5.59)
LNMC	0.121***	-0.0562***	-0.029**
	(11.10)	(-7.57)	(-3.37)
CAPINTEN	-0.403**	-0.245**	-0.421***
	(-2.25)	(-2.01)	(-2.98)
OPA	-0.00661	0.00429	0.00891
	(-0.45)	(0.43)	(0.78)
ROA	1.0526***	0.543***	0.0648
	(4.84)	(3.67)	(0.38)
TAT	0.0209	-0.00826	-0.0290
	(0.47)	(-0.27)	(-0.83)
LEV	0.0603***	0.0118	-0.00748
	(4.62)	(1.33)	(-0.73)
TTDR	-0.0272**	0.0120*	0.0194**
	(-2.61)	(1.69)	(2.37)
PA	0.0371*	0.0176	0.0442**
	(1.73)	(1.21)	(2.62)
TOP	0.133**	-0.00714	0.0180
	(2.19)	(-0.17)	(0.38)
TOPB	0.00184	-0.00104	-0.00131
	(0.47)	(-0.39)	(-0.42)
年度/行业	控制	控制	控制
F 值	625.20***	547.69***	283.34***
调整 R ²	0.8273	0.8075	0.6842
样本数量	3910	3910	3910

(注: ***表示在 1% 水平下显著, **表示在 5% 水平下显著, *表示在 10% 水平下显著, 括号内为 t 值)

3.3 信息披露行为差异水平与盈余质量的假设检验

为了检验异质项目信息披露差异水平与盈余质量之间的关系，本文建立了模型(8)，其中 $Y_{i,t}$ 表示上述定义的五种可操纵应计利润的衡量方式。

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DVDI_{i,t} + \sum_{j=2}^{15} \beta_j ControlVariable_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

表 4 异质项目信息披露差异水平与盈余质量回归分析结果

变量/参数	DA1	DA2	DA3	DA4	DA5
常数	1.101*** (10.59)	1.136*** (10.32)	0.610*** (7.42)	0.922*** (12.90)	0.621*** (7.60)
DVDI	-0.0748*** (-3.30)	-0.0837*** (-3.49)	-0.0475*** (-2.65)	-0.0271* (-1.74)	-0.0403** (-2.26)
SVDI	-0.0233 (-0.96)	-0.0162 (-0.63)	0.00888 (0.46)	-0.000351 (-0.02)	0.0218 (1.14)
GRT	0.0648*** (4.23)	0.0672*** (4.15)	0.106*** (8.79)	0.149*** (14.20)	0.114*** (9.48)
OPA	-0.0113** (-2.23)	-0.0119** (-2.23)	-0.00599 (-1.50)	0.00219 (0.63)	-0.00875** (-2.20)
ROA	0.263*** (3.43)	0.243*** (2.99)	0.305*** (5.02)	0.241*** (4.57)	0.173*** (2.87)
TAT	0.0275* (1.83)	0.0286* (1.80)	-0.00671 (-0.57)	-0.00555 (-0.54)	-0.00318 (-0.27)
LEV	0.00104 (0.23)	0.00147 (0.31)	0.00967*** (2.76)	0.000582 (0.19)	0.0110*** (3.14)
LNASSET	-0.00469 (-1.37)	-0.00519 (-1.44)	-0.00451* (-1.67)	-0.0207*** (-8.80)	-0.00307 (-1.14)
TTDR	-0.0247*** (-6.91)	-0.0259*** (-6.85)	-0.0191*** (-6.78)	-0.0129*** (-5.25)	-0.0205*** (-7.31)
PA	0.0158** (2.08)	0.0187** (2.33)	0.00760 (1.27)	0.00157 (0.30)	0.00803 (1.35)
TOP	0.0443** (2.14)	0.0584*** (2.66)	0.0394** (2.41)	0.02287 (1.61)	0.0309** (1.90)
TOPB	0.00275** (2.02)	0.00277** (1.93)	-0.000205 (-0.19)	0.000934 (1.00)	-0.000377 (-0.35)

LNMC	-0.0127*** (-3.43)	-0.0130*** (-3.31)	-0.00418 (-1.43)	-0.00707*** (-2.77)	-0.00426 (-1.46)
CAPINTEN	0.397*** (6.29)	0.434*** (6.50)	-0.132*** (-2.64)	-0.0194 (-0.45)	-0.162*** (-3.27)
年度/行业	控制	控制	控制	控制	控制
F 值	86.99***	82.63***	43.04***	38.69***	37.51***
调整 R ²	0.3623	0.3504	0.2174	0.1994	0.1944
样本数量	4692	4692	4692	4692	4692

(注: ***表示在 1% 水平下显著, **表示在 5% 水平下显著, *表示在 10% 水平下显著, 括号内为 t 值)

根据表 4 可知,表示衡量盈余质量的 | DA1 |、| DA2 |、| DA3 |、| DA4 | 和 | DA5 | 都通过了显著性检验,且系数为负,说明控股股东通过异质项目信息披露差异低波动水平来操纵盈余质量,支持了假设 2。其中公司增长机会(GRT)和资产收益率(ROA)在五个回归模型中都显著与盈余质量正相关,说明资产收益率高、增长机会好的公司有着更强地操纵盈余的动机;第一大股东持股比例(TOP)在四个回归模型中都显著与盈余质量正相关,表明控股股东控制权越大,其操纵盈余的动机也越强;高管薪酬(TTDR)在四个回归模型中都显著与盈余质量负相关,表明高管的薪酬水平越低,高管操纵盈余获取私人收益的可能性越大。

3.4 机构投资者对异质项目信息披露差异水平与盈余质量调节作用的假设检验

为了检验假设 3,本文建立了模型(9):

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DVDI_{i,t} + \beta_2 LNIH_{i,t} + \beta_3 DVDI_{i,t} * LNIH_{i,t} + \sum_{j=4}^{15} \beta_j ControlVariable_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

模型(9)中 $Y_{i,t}$ 表示上述定义的五种可操纵应计利润的衡量方式, $LNIH_{i,t}$ 表示机构投资者持股比例,如果 β_3 显著为正,则表明机构投资者持股比例能够减弱异质项目信息披露差异水平与盈余质量之间的负相关关系,具体估计结果见下表 5。

表 5 机构投资者对异质项目信息披露差异水平与盈余质量调节作用回归分析结果

变量/参数	DA1	DA2	DA3	DA4	DA5
常数	1.0465*** (9.81)	1.0772*** (9.53)	0.564*** (5.64)	0.564*** (6.76)	0.574*** (6.58)
DVDI	-0.0838*** (-2.25)	-0.0961*** (-2.43)	-0.107*** (-3.62)	-0.0941*** (-3.22)	-0.0846*** (-2.89)
LNIH	-0.0312** (-2.15)	-0.0331** (-2.16)	-0.0202* (-1.76)	-0.0206* (-1.82)	-0.0227** (-2.00)
DVDI* LNIH	0.0365 (0.36)	0.0484 (0.45)	0.208*** (2.58)	0.190*** (2.38)	0.157** (1.96)

SVDI	-0.0226 (-0.93)	-0.0154 (-0.60)	0.00972 (0.51)	0.0139 (0.73)	0.0226 (1.19)
GRT	0.0645*** (4.21)	0.0679*** (4.13)	0.107*** (8.88)	0.104*** (8.62)	0.115*** (9.53)
OPA	-0.0108** (-2.14)	-0.0115** (-2.14)	-0.00558 (-1.40)	-0.00621 (-1.57)	-0.00835** (-2.10)
ROA	0.271*** (3.53)	0.251*** (3.09)	0.309*** (5.10)	0.272*** (4.53)	0.178*** (2.96)
TAT	0.0282* (1.88)	0.0293* (1.85)	-0.00580 (-0.49)	-0.00652 (-0.55)	-0.00235 (-0.20)
LEV	0.000667 (0.15)	0.00107 (0.23)	0.00935*** (2.66)	0.00778** (2.24)	0.0106*** (3.04)
LNASSET	-0.00443 (-1.30)	-0.00491 (-1.36)	-0.00438 (-1.63)	-0.00562** (-2.10)	-0.0291 (-1.09)
TTDR	-0.0245*** (-6.86)	-0.0257*** (-6.79)	-0.0188*** (-6.67)	-0.0206*** (-7.36)	-0.0203*** (-7.21)
PA	0.0150** (1.97)	0.0179** (2.23)	0.00682 (1.14)	0.00923 (1.55)	0.00727 (1.22)
TOP	0.0614*** (2.79)	0.0765*** (3.28)	0.0522*** (3.00)	0.0577*** (3.35)	0.0445** (2.57)
TOPB	0.00288** (2.12)	0.00291** (2.02)	-0.000135 (-0.13)	-0.0000776 (-0.07)	-0.000292 (-0.27)
LNMC	-0.0107*** (-2.79)	-0.0108*** (-2.67)	-0.00259 (-0.86)	-0.00161 (-0.54)	-0.00257 (-0.86)
CAPINTEN	0.407*** (6.44)	0.445*** (6.65)	-0.124*** (-2.49)	-0.0317 (-0.64)	-0.154*** (-3.11)
年度/行业	控制	控制	控制	控制	控制
F 值	81.93***	77.84***	40.88***	35.56***	35.58***
调整 R ²	0.3628	0.3509	0.2191	0.1956	0.1957
样本数量	4692	4692	4692	4692	4692

(注: ***表示在 1% 水平下显著, **表示在 5% 水平下显著, *表示在 10% 水平下显著, 括号内为 t 值)

根据表 5 可知, 表示衡量盈余质量的 |DA3|、|DA4| 和 |DA5| 与机构投资者持股比例的交叉项都显著正相关, |DA1|、|DA2| 虽然未通过显著性检验, 但是系数同样为正, 说明了机构投资者的确会对公司盈余质量操纵的动机和方式产生一定的影响, 支持了假设 3。其中机构投资者持股比例(LNIH)在五个回归模型中都与盈余质量显著负相关, 表明了

机构投资者能显著地抑制公司盈余被操纵的行为；公司增长机会(GRT)和资产收益率(ROA)在五个回归模型中同样与盈余质量都显著正相关，说明虽然存在机构投资者的监督，但资产收益率高、增长机会好的公司本身就有着更强地操纵盈余的动机；第一大股东持股比例(TOP)在五个回归模型中与盈余质量都显著正相关，表明控股股东控制权越大，即使存在机构投资者的抑制力量，其自身操纵盈余的动机也没有减弱。

4 稳健性检验

为了进一步提高研究结论的合理性与可靠性，本文主要从变量测度、控制变量与内生性问题对上述研究结果进行多方面的稳健性测试。

4.1 变量测度

大量研究盈余管理相关文献表明，Jones 所提出衡量盈余管理模型的有效性仍有待于提高，许多国内外学者基于 Jones 模型加入相关影响因素进行调整与优化，从而提高估计结果的有效性，其中，Raman and Shahrur 基于修正的 Jones 模型中再加入公司成长性因素 BM 变量（年末流通市值、非流通股份占净资产的金额、长期负债及短期负债之和与公司年末总资产之比）进行衡量^[27]；毕晓方和周晓苏通过实证结果证明经过现金流调整后的 CF-Jones 模型的估计效果更好^[28]。因此，本文选用 | DA6 | 和 | DA7 | 可操控性应计利润的绝对值作为稳健性测试变量^[27-28]。所建立回归模型的自变量与控制变量都与上述回归模型一样。通过表 6 的回归结果可知，异质项目信息披露差异水平的回归系数和显著性未发生明显变化。

表 6 异质项目信息披露差异水平与盈余质量回归分析结果

变量/参数	DA6	DA7
常数	0.610*** (7.49)	0.756*** (9.02)
DVDI	-0.0402** (-2.27)	-0.0384** (-2.10)
SVDI	0.0131 (0.69)	0.00558 (0.29)
GRT	0.103*** (8.55)	0.0790*** (6.39)
OPA	-0.00661* (-1.67)	-0.00582 (-1.43)
ROA	0.267*** (4.45)	0.354*** (5.72)
TAT	-0.00740 (-0.63)	0.00827 (0.68)
LEV	0.00811** (2.33)	0.00414 (1.15)

LNASSET	-0.00576**	-0.0106***
	(-2.15)	(-3.85)
TTDR	-0.0209***	-0.0198***
	(-7.47)	(-6.87)
PA	0.00999*	0.0119**
	(1.68)	(1.94)
TOP	0.0449**	0.0391**
	(2.77)	(2.35)
TOPB	-0.000150	0.00227**
	(-0.14)	(2.07)
LNMC	-0.00321	-0.00896***
	(-1.10)	(-2.99)
CAPINTEN	-0.0389	0.147***
	(-0.79)	(2.90)
年度/行业	控制	控制
F 值	37.43***	58.62***
调整 R ²	0.1940	0.2758
样本数量	4692	4692

(注: ***表示在 1% 水平下显著, **表示在 5% 水平下显著, *表示在 10% 水平下显著, 括号内为 t 值)

4.2 控制变量

胡奕明和唐松莲研究发现独立董事比例与董事会特征等公司治理变量与公司盈余质量之间有显著的关系^[29]。Xie et al.研究得出, 独立董事比例与审计委员会的设置都有利于加强对公司盈余管理的监督能力, 并且董事会与审计委员会的年召开次数与盈余管理水平显著负相关^[30]。因此, 本文在模型(8)中都加入了公司成长性变量(GROWTH)、独立董事比例变量(IDP)、董事会年召开次数变量(BMT)和董事会规模变量(BD)。根据表 7 的回归结果可知, 异质项目信息披露差异水平的回归系数和显著性都没有发生变化, 并且新加入的变量在回归方程中基本都不显著。

表 7 异质项目信息披露差异水平与盈余质量回归分析结果

变量/参数	DA1	DA2	DA3	DA4	DA5
常数	1.108*** (10.48)	1.128*** (10.25)	0.604*** (7.23)	0.603*** (7.28)	0.638*** (7.59)
DVDI	-0.0738*** (-3.25)	-0.0823*** (-3.43)	-0.0463*** (-2.58)	-0.0388** (-2.18)	-0.0385** (-2.16)
SVDI	-0.0234 (-0.96)	-0.0164 (-0.64)	0.00920 (0.48)	0.0135 (0.71)	0.0219 (1.15)

GRT	0.0592*** (3.66)	0.0602*** (3.51)	0.0969*** (7.59)	0.0898*** (7.10)	0.101*** (7.94)
OPA	-0.0115** (-2.27)	-0.0122** (-2.28)	-0.00646 (-1.62)	-0.00724* (-1.83)	-0.00941** (-2.36)
ROA	0.246*** (3.17)	0.224*** (2.73)	0.285*** (4.64)	0.239*** (3.94)	0.145** (2.38)
TAT	0.0269* (1.79)	0.0283* (1.77)	-0.00696 (-0.59)	-0.00789 (-0.67)	-0.00339 (-0.29)
LEV	0.00912 (0.21)	0.00129 (0.27)	0.00956*** (2.72)	0.00795** (2.28)	0.0107*** (3.06)
LNASSET	-0.00429 (-1.24)	-0.00479 (-1.31)	-0.00478* (-1.75)	-0.00607** (-2.24)	-0.00313 (-1.15)
TTDR	-0.0243*** (-6.79)	-0.0256*** (-6.74)	-0.0189*** (-6.70)	-0.0206*** (-7.35)	-0.0203*** (-7.22)
PA	0.0157** (2.07)	0.0187** (2.32)	0.00757 (1.26)	0.00999* (1.68)	0.00814 (1.36)
TOP	0.0428** (2.06)	0.0573*** (2.61)	0.0388** (2.37)	0.0438** (2.70)	0.0304** (1.87)
TOPB	0.00289** (2.11)	0.00293** (2.02)	-0.000205 (-0.19)	-0.000143 (-0.13)	-0.000309 (-0.29)
LNMC	-0.0127*** (-3.43)	-0.0131*** (-3.32)	-0.00416 (-1.42)	-0.00317 (-1.09)	-0.00432 (-1.48)
CAPINTEN	0.396*** (6.28)	0.433*** (6.49)	-0.132*** (-2.66)	-0.0399 (-0.81)	-0.163*** (-3.30)
GROWTH	0.0146 (1.35)	0.0160 (1.40)	0.0194** (2.28)	0.0269*** (3.18)	0.0265*** (3.12)
BMT	-0.137 (-0.58)	-0.0410 (-0.16)	0.121 (0.65)	0.119 (0.64)	0.177 (0.95)
BD	-0.00178 (-0.65)	-0.00252 (-0.87)	-0.000132 (-0.06)	-0.000139 (-0.07)	-0.00183 (-0.85)
IDP	-0.00722 (-0.25)	-0.0123 (-0.40)	0.0166 (0.73)	0.0201 (0.89)	-0.00410 (-0.18)
年度/行业	控制	控制	控制	控制	控制
F 值	77.10***	73.24***	38.33***	33.54***	33.60***

调整 R ²	0.3621	0.3502	0.2178	0.1954	0.1957
样本数量	4692	4692	4692	4692	4692

(注: ***表示在 1% 水平下显著, **表示在 5% 水平下显著, *表示在 10% 水平下显著, 括号内为 t 值)

4.3 内生性问题

为了控制异质项目信息披露差异行为进行的样本自选择问题, 本文将对年报与中报异质项目信息披露行为的差异水平(DVDI2)设置成 0/1 哑变量, 设定条件为: 两者差异水平为正数则赋值为 1, 反之为 0。具体定义见公式(10): $DVDI2_{i,t} = \begin{cases} 1, & \text{if } DVDI_{i,t} > 0 \\ 0, & \text{if } DVDI_{i,t} \leq 0 \end{cases}$ (10), 然后本文采用了 Heckman 的两阶段回归模型: 第一阶段回归模型被称为异质项目信息披露行为差异的披露模型, 通过该模型的回归估计来计算第二阶段回归模型中作为控制变量的自选择系数 Inverse Mills Ratio(以下简称“IMR”), 最后, 将 IMR 加入模型(8)和模型(9)中进行回归, 观察本文主要变量系数的显著性以及符号是否会明显改变。

Sam et al.研究得出证券分析师参与资本市场预测, 能有效降低市场的信息不对称程度^[31]。Cherny 研究发现审计师意见会显著提高信息内容的透明度和财务报表的披露质量^[32]。综上所述, 本文将这些变量放入 probit 模型进行第一阶段回归。

表 8 是 Heckman 两阶段回归的具体结果。根据第一阶段回归模型的结果可知, 分析师关注度、净资产收益率以及审计意见会显著影响异质项目信息披露的差异水平。将 IMR 放入模型(8)和模型(9)中, 发现控制了异质项目信息披露差异行为的自选择问题后, 异质项目信息披露差异的回归系数依然显著为负, 机构投资者与异质项目信息披露差异的交叉项的回归系数依然显著为正, 说明本文的研究结论没有变化。

表 8 Heckman 两阶段回归估计结果

变量/参数	DVDI2	变量/参数	DA1	DA2	DA3	DA4	DA5
常数	-0.799*** (-3.39)	常数	0.902*** (8.85)	0.966*** (8.95)	0.551*** (6.85)	0.565*** (7.08)	0.575*** (7.18)
YCN	0.155*** (5.66)	DVDI	-0.0899*** (-2.13)	-0.104*** (-2.32)	-0.118*** (-3.55)	-0.106*** (-3.21)	-0.0855*** (-2.58)
TOP2	0.0802 (0.50)	DVDI*	0.0860 (0.84)	0.0993 (0.92)	0.231*** (2.86)	0.214*** (2.67)	0.197** (2.44)
LNAGE	0.0542 (0.72)	SVDI	-0.0235 (-0.97)	-0.0164 (-0.64)	0.00948 (0.49)	0.0136 (0.72)	0.0217 (1.14)
ROE	-1.562*** (-5.46)	GRT	0.0653*** (4.26)	0.0679*** (4.18)	0.108*** (8.92)	0.104*** (8.67)	0.115*** (9.58)
CASH	0.106 (0.33)	OPA	-0.0112** (-2.22)	-0.0119** (-2.22)	-0.00581 (-1.45)	-0.00644 (-1.63)	0.00864** (-2.17)
OPINION	0.474*** (6.12)	ROA	0.264*** (3.43)	0.243*** (2.99)	0.304*** (5.02)	0.267*** (4.44)	0.173*** (2.87)

BIG4	0.109 (1.40)	TAT	0.0278* (1.85)	0.0289* (1.82)	-0.00615 (-0.52)	-0.00688 (-0.59)	-0.00258 (-0.22)
		LEV	0.00106 (0.24)	0.00148 (0.31)	0.00954*** (2.72)	0.00798** (2.29)	0.0109*** (3.13)
		LNAS SET	-0.00478 (-1.40)	-0.00528 (-1.46)	-0.00453* (-1.68)	-0.00578** (-2.16)	-0.0321 (-1.19)
		TTDR	-0.0246*** (-6.89)	-0.0258*** (-6.82)	-0.0189*** (-6.69)	-0.0207*** (-7.38)	-0.0203*** (-7.24)
		PA	0.0155** (2.04)	0.0185** (2.30)	0.00723 (1.21)	0.00969 (1.63)	0.00761 (1.27)
		TOP	0.0448** (2.16)	0.0590*** (2.69)	0.0417** (2.55)	0.0470*** (2.90)	0.0323** (1.98)
		TOPB	0.00276** (2.03)	0.00278** (1.93)	-0.000232 (-0.22)	-0.000176 (-0.17)	-0.000371 (-0.35)
		LN M C	-0.0126*** (-3.39)	-0.0129*** (-3.27)	-0.00386 (-1.32)	-0.00292 (-1.00)	-0.00396 (-1.36)
		CAPI NTEN	0.396*** (6.28)	0.433*** (6.49)	-0.131*** (-2.63)	-0.0382 (-0.77)	-0.163*** (-3.28)
		IMR	-0.00328 (-0.36)	-0.00286 (-0.30)	0.00136 (0.19)	0.00127 (0.18)	-0.00396 (-0.55)
		年度/ 行业 控制	控制	控制	控制	控制	控制
LR chi2 (8)	104.96***	F 值	81.71***	77.62***	40.76***	35.43***	35.44***
Pseudo R ²	0.0164	调整 R ²	0.3622	0.3502	0.2186	0.1950	0.1950
样本数 量	4692	样本 数量	4692	4692	4692	4692	4692

(注: ***表示在 1% 水平下显著, **表示在 5% 水平下显著, *表示在 10% 水平下显著, 括号内为 t 值)

5 研究结论

“信号是真相, 噪声却使我们离真相越来越远”^[7], 当信息披露行为是客观、真实时, 其差异水平是一种信号, 而当信息披露行为是被操纵、虚假时, 其差异水平却是蒙蔽真相的噪声。因而真实的异质项目信息披露差异水平是被认为能够帮助外部投资者发现上市公司的盈余操纵行为, 从而提高上市公司的会计盈余质量。但是由于我国仍处于新兴的市场环境中, 一方面控股股东或上市公司管理者为隐蔽性、长期性地攫取控制权的私有收益, 具有强烈的动机去操纵信息披露行为的差异水平; 另一方面由于我国法律制度的不完善和监管的不及时,

弱化了对异质项目信息披露差异和盈余被操纵的外部监督环境。因此，控股股东往往将异质项目信息披露差异作为他们操纵盈余的隐蔽性工具和方式，导致其成为远离真相的噪声，从而加剧了控股股东掏空上市公司的隧道行为。随着机构投资者在股票市场持股比例的不断增加，其所体现的影响力也不断壮大，其具有的专业、团队等优势为异质项目信息披露差异的质量提供了强大的外部监督保障，因此，异质项目信息披露差异在机构投资者的作用下显著提高了盈余质量。

本文的研究结论同样具有重要的理论贡献和政策含义：(1)从长期来看，需要继续完善我国的法律制度建设，加强监督力度和及时性，加大对信息披露操纵行为、虚假披露行为和盈余操纵行为的处罚力度，这有助于提升信息披露质量和会计盈余质量，从而提高整个资本市场的效率；(2)稳步推进与渠道引导我国机构投资者及境外合法机构投资者进入资本市场投资，加大机构投资者在整个投资中的比重，并有效引导其理性、合法投资，加强其对上市公司的治理效应，使之成为补充外部市场监管体系的坚实力量。

参考文献

- [1] [加]威廉 R. 斯科特[M]. 陈汉文, 夏文贤, 陈靖等译. 财务管理理论 [M]. 北京:机械工业出版社, 2011.
- [2] 程新生, 谭有超, 刘建梅. 非财务信息、外部融资与投资效率研究 [J]. 管理世界, 2012, (7):137-150.
- [3] ANIL R, DOSHI, GLEN W S, Michael W. Toffel. How firms respond to mandatory information disclosure [J]. Strategic Management Journal. 2013, 34(10):1209-1231.
- [4] 蔡春, 朱荣, 和辉, 谢柳芳. 盈余管理方式选择、行为隐性化与濒死企业状况改善——来自 A 股特别处理公司的经验证据 [J]. 会计研究, 2012, (9):31-39.
- [5] 高雷, 张杰. 公司治理、资金占用与盈余管理 [J]. 金融研究, 2009, (5):121-140.
- [6] 章卫东, 邹斌, 廖义刚. 定向增发股份解锁后机构投资者减持行为与盈余管理 [J]. 会计研究, 2011, (2):63-69.
- [7] [美]纳特西尔弗[M]. 胡晓蛟, 张新, 朱辰辰译. 信号经济学 [M]. 北京:中信出版社, 2013.
- [8] FERREIRA M A., LAUX P A. Corporate Governance, Idiosyncratic Risk, and Information Flow [J]. Journal of Finance, 2007, 62:951-989.
- [9] DASGUPTA D, Gan J, Gao N. Does Lower R^2 Mean More Information Stock Price [J]? Theory and Evidence. Working Paper, Hong Kong University of Science and Technology, 2008.
- [10] CHEN G, FIRTH M, GAO D N. Is China Securities Regulatory Agency a Toothless Tiger? Evidence from Enforcement Actions [J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2005, 24(6):451-488.
- [11] 唐跃军, 薛红志. 企业业绩组合、业绩差异与季报披露的时间选择——管理层信息披露的组合动机与信息操作 [J]. 会计研究, 2005, (10):48-52.
- [12] SHALEV, RON. The Information Content of Business Combination Disclosure Level [J]. Accounting Review, 2009, 84(1):58-78.
- [13] HUANG H. Insider Trading and the Regulation on China's Securities Market: Where Are We Now and Where Do We Go From Here [J]? Journal of Business Law, 2012, 5:379-403.
- [14] 程新生, 谭有超, 许垒. 公司价值、自愿披露与市场化进程 [J]. 金融研究, 2011, (8):111-127.

- [15] 高雷, 张杰. 公司治理、机构投资者与盈余管理 [J]. 会计研究, 2008, (9):64-72.
- [16] SUN Y, WANG W, WANG X, ZHANG W. Shareholder Activism and Earnings Management Incentives: An Empirical Examination of Shareholder Proposals in the United States [J]. Journal of International Financial Management & Accounting, 2013, 24(3):234-260.
- [17] WANG M. Which Types of Institutional Investors Constrain Abnormal Accruals [J]? Corporate Governance: An International Review, 2014, 22 (1):43-67.
- [18] LIN F, WU C M, FANG T Y, WUM J C. The Relations Among Accounting Conservatism, Institutional Investors and Earnings Manipulation [J]. Economic Modelling, 2014, 37:164-174.
- [19] JONES J. Earnings Management During Import Relief Investigations [J]. Journal of Accounting Research, 1991, 29:193-228.
- [20] DECHOW P, SLON R, SWEENEY A. Detecting Earnings Management [J]. Accounting Review, 1995, 70:193-225.
- [21] KOTHAR S P, LEONE A J, WASLEY C E. Performance Matched Discretionary Accrual Measures [J]. Journal of Accounting and Economics, 2005, 39:163-197.
- [22] LOUIS H. Earnings Management and the Market Performance of Acquiring Firms [J]. Journal of Financial Economics, 2004, 74:121-148.
- [23] LOUIS H, DAHLIA R, ANDREW A. An Integrated Analysis of the Association Between Accrual Disclosure and the Abnormal Accrual Anomaly [J]. Review of Accounting Studies, 2008, 13:23-54.
- [24] 马忠, 陈登彪, 张红艳. 公司特征差异、内部治理与盈余质量 [J]. 会计研究, 2011, (3):54-61.
- [25] 王克敏, 王志超. 高管控制权、报酬与盈余管理——基于中国上市公司的实证研究 [J]. 管理世界, 2007, (7):111-119.
- [26] RAMAN K, SHAHRUR H. Relationship-specific Investments and Earnings Management: Evidence on Corporate Suppliers and Customers [J]. Accounting Review, 2008, 83:1041-1081.
- [27] 毕晓方, 周晓苏. 盈余质量对会计信息报酬契约有用性的影响及股权特征的交互作用分析 [J]. 中国会计评论, 2007, (1):55-82.
- [28] 胡奕明, 唐松莲. 独立董事与上市公司盈余信息质量 [J]. 管理世界, 2008, (9):149-160.
- [29] XIE B, DAVIDSON W N, DADALT P J. Earnings Management and Corporate Governance: The Role of the Board and the Audit Committee [J]. Journal of Corporate Finance, 2003, 9(3):295-316.
- [30] SAMAM L, PANDIT, SHAILENDRA, WILLIS R H. Equity Method Investments and Sell-Side Analysts' Information Environment [J]. Accounting Review, 2013, 88(6):2089-2115.
- [31] CHERNY J. Auditing firms are the natural rating agencies for balance sheet debt due to an informational advantage [J]. International Journal of Disclosure & Governance, 2014, 11(1):18-32.

Differences of Information Disclosure Behaviors, Earnings Quality and Institutional Investor: Based on an Empirical Study of Heterogeneous Project's Information Disclosure in the Annual and Interim Report

CHENG Xin-sheng¹, XIONG Ling-yun²

(1. School of Business, Nankai Univ., Tianjin 300071, China; 2. School of Business, Nankai Univ., Tianjin 300071, China)

Abstract: This thesis probes into a total of 4692 samples in 782 companies listed in China's Shanghai stock markets from 2007 to 2012, and investigates how the differences of information disclosure behaviors affect the earnings quality. It can be concluded that differences of information disclosure behaviors are often deceptive, for the information disclosure of listed companies is difficult to be effectively and accurately measured, and the level of heterogeneous project's disclosure behaviors are quite uneven. Dominant shareholders usually will extract private benefits for themselves by taking advantage of low volatility of differences among heterogeneous project information disclosure behaviors, which is mainly embodied in their manipulation of the company's profit. That is to say, the correlation between differences of heterogeneous project's information disclosure and the earnings quality of the company is obviously negative. Furthermore, the thesis shows the situation that dominant shareholders manipulating earnings by virtue of differences of heterogeneous project's information disclosure behaviors gets improved, with the rise of institutional investors' shareholding ratio. It mirrors that the governance and supervision of institutional investors play an important role in this regard. Due to the participation of the institutional investors, the profit quality and differences of heterogeneous project information disclosure behaviors are positively correlated as a result. Hence, this thesis contributes to providing guidance for supervising dominant shareholders' tunneling behavior, and establishing proper rules or principles for information disclosure in China.

Key words: differences of information disclosure behaviors; earnings quality; institutional investors; information disclosure of heterogeneous project

收稿日期: 2014-06-29;

基金项目: 国家自然科学基金项目 (71072095); 国家自然科学基金重点项目 (71132001); 教育部人文社会科学重点研究基地-南开大学中国公司治理研究院重大项目 (13JJD630004)。

作者简介:程新生(1963-), 男(汉族), 山西大同人, 南开大学教授, 博士生导师。熊凌云(1988-), 男(汉族), 江西南昌人, 南开大学商学院博士生。