监管问询函的制度溢出效应研究[[1]](#footnote-1)\*

——基于内部控制视角的经验证据

万华林 胡浔 方宇

**摘要：**本文基于2013-2019年A股上市公司数据，从内部控制视角研究监管问询函对上市公司的制度溢出效应及其经济后果。研究发现，监管问询函具有重要的信息传递作用，对受讯公司产生了制度溢出效应，主要机制为通过行业龙头、媒体关注、独立董事联结和审计师联结发挥信息传递作用并改进受讯公司内部控制。进一步研究表明：（1）监管问询函的制度溢出效应在多数传递机制中均呈现较强持续性；且当企业融资约束越强时，制度溢出效应越显著；（2）监管问询力度越高，制度溢出效应越强；（3）董事会勤勉与公共信息（私有信息）传递路径呈现替代效应（互补效应）；（4）制度溢出效应对内部控制要素呈异质性影响，并主要影响了内部控制要素中的控制活动；（5）制度溢出效应显著降低了企业经营风险。本研究为理解非处罚性监管对制度溢出效应的作用机制、约束条件及经济后果提供了经验证据，表明中国证券市场可通过非处罚性监管提高执法效率并提升上市公司质量。

**关键词：**监管问询函 内部控制 溢出效应

# 一、引言

为实现党的十九大报告中提出的创新监管和防范资本市场重大风险的要求，证监会对上市公司监管方式进行了改革，以证券交易所问询函为代表的“非行政处罚性监管”（简称“非处罚性监管”）逐渐成为常用监管手段(陈运森等, 2019)和近年学术研究热点。由于监管问询函具有信息含量，对审计师行为(耀友福、薛爽, 2020)、管理层预测(李晓溪等, 2019)均产生积极影响，中国的监管问询函具有监管作用。

证券市场监管溢出效应的研究非常重要。由于资本市场监管者查处证券违法的高执法成本，执法者难以对全部违法行为都加以追查(李鸣、昌忠泽, 2001)，证券市场监管的最终目标是有效威慑不良行为的发生，即处罚性监管应具有溢出效应。由于监管资源有限，若非处罚性监管具有溢出效应，则同样有助于提高监管效率。研究表明，不仅处罚性监管具有溢出效应(刘文军等, 2019)，非处罚性监管也具有溢出效应：监管问询函有利于通过行业领头羊等信息传递机制改善受讯公司[[2]](#footnote-2)风险信息披露(Brown et al, 2018)、通过审计师联结等机制抑制受讯公司盈余管理(梅蓓蕾等，2021)并提升受讯公司财务报告质量(丁龙飞、谢获宝, 2020; 翟淑萍等, 2020)。

以往文献主要关注了监管问询函对企业具体行为的影响，并提供了监管有效的经验证据。本文从内部控制视角研究监管问询如何影响企业内部治理机制，即是否具有制度溢出效应[[3]](#footnote-3)。其理论意义在于，企业在面临监管时可能会出现机会主义行为(Acito et al, 2019)，且企业行为方式的选择是成本与收益权衡的结果，未必具有长效性。由于内部控制从根源上决定了企业能否安全高效地运转，内部控制改进也就意味着制约公司管理层行为的微观制度环境改进。研究内部控制的溢出效应及其作用机制与经济后果，就有助于理解监管对公司内部治理长效机制的影响。其实践意义在于：一方面，提升上市公司内部控制水平是监管工作的重点之一，本研究有助于考察监管问询在改进企业内部控制中所起作用。由于内部控制水平是上市公司质量的重要体现[[4]](#footnote-4)，监管部门对此非常关注，监管问询中常涉及内部控制及其有效性[[5]](#footnote-5)。另一方面，由于监管问询具有常态化和监管成本较低的特点，研究其制度溢出效应的影响因素及经济后果，也有助于评价这一监管创新的实际效果。

本文基于内部控制视角，以公司首次监管问询为事件冲击，运用双重差分法（DID）对监管问询函的制度溢出路径及经济后果进行研究。结果表明，有关内部控制的监管问询函发出后，通过公共信息和私有信息途径产生了显著的制度溢出效应。若发讯公司为行业龙头或媒体关注度较高时，监管问询函对同行业公司存在显著的制度溢出效应。此外，发讯公司还通过审计师联结、独立董事联结渠道产生溢出效应。进一步研究表明，监管问询函的制度溢出效应在行业龙头、媒体关注、独立董事联结机制下均具有较强持续性。此外，制度溢出效应与受讯公司融资动机密切相关，体现为融资约束较强的公司，制度溢出效应更为明显且持续；监管问询力度越大，制度溢出效应越强；董事会勤勉与公共信息和私有信息传递路径分别呈现替代效应和互补效应；监管问询函的制度溢出效应对内部控制五要素呈异质性影响。最后，制度溢出效应显著降低了企业经营风险。这意味着公司融资需求可能是制度溢出的内在动因，监管者和公司治理层行为是影响制度溢出效应的主要约束条件，并且制度溢出并非经理人短期机会主义行为，而是真实地提升了上市公司质量和风险控制能力。

本文的可能贡献如下：第一，本文从溢出效应作用机制视角进一步拓展了内部控制研究。溢出效应文献从不同视角研究了行业龙头、媒体关注、审计师等作用机制(丁龙飞、谢获宝, 2020; 梅蓓蕾等，2021)，内部控制相关文献(聂萍等, 2020)则主要研究了监管问询函对内部控制的直接影响。本文则将上述溢出效应作用机制延伸至内部控制研究，从溢出效应角度检验了不同渠道的作用机制及效果，从内部控制角度检验了不同内部控制要素在信息溢出效应层面的影响因素。第二，以往文献多从公司治理和外部治理环境视角研究溢出效应的影响因素，本文则从融资约束视角研究了企业改进内部控制的内在动力，不仅丰富了溢出效应研究的理论视角，也有助于理解融资需求和融资管制如何影响监管问询效果。第三，本文从董事会勤勉视角研究了公共信息和私有信息传递路径与公司治理层行为之间的互动机制。第四，本文不仅从持续性视角对监管问询函的溢出效应进行了考察，还进一步研究了溢出效应对降低企业经营风险的作用，这有助于评价制度溢出效应的实际效果。本研究不仅有助于理解中国非处罚性监管的微观作用机制及经济后果，以及证券市场执法效率的提升途径与影响因素，也可为监管政策有效性及改革方向提供参考，对监管层和其他资本市场参与者均有一定参考价值。

# 二、文献综述

**（一）监管问询函相关研究**

国内外学术界对监管问询函的研究兴起于2014年，国外研究以美国SEC监管问询函为主。对监管问询函的研究，依据利益相关者动机和监管效果可归纳为两类，一类是监管有效观，另一类是机会主义观。监管有效观认为监管问询函提供了有用信息并导致利益相关者行为的积极变化。研究发现监管问询函具有信息含量(陈运森等, 2018)，且能有效抑制盈余管理(陈运森等, 2019)，并提高了管理层业绩预告的积极性及其信息有用性(李晓溪等, 2019)。部分文献研究了市场中介及其他利益相关者的反应，总体而言结论趋于正面，表明监管问询函起到了预期监管效果。进一步，由于监管问询后信息披露改进，分析师预测质量更高(Wang, 2016)，并减少了信息不对称和诉讼风险(Bozanic et al, 2017)。

但机会主义观则认为，监管问询函可能并未发挥预期作用，仅导致了利益相关者的机会主义行为。例如，收函公司既可能弥补信息披露缺陷，也可能避免实质性披露(Bozanic et al, 2017)，其对监管问询函的回复中，对重要性判断中会使用多重标准(Acito et al, 2019)。

**（二）内部控制相关研究**

国外学者对内部控制缺陷信息披露的研究兴起于2002年美国塞班斯法案出台后，而中国学者相关研究主要缘于2008年内部控制及配套指引出台。主流文献主要基于代理理论，从不同视角对内部控制的影响因素进行了研究。由于董事会（特别是审计委员会）是企业内部控制的主要责任人，国外文献首先从美国上市公司董事会及审计委员会特征(Goh, 2009; Naiker & Sharma, 2009)等公司治理层视角展开，发现公司治理层特征能够影响企业内部控制。也有文献从管理层激励与管理者权力视角出发，研究管理者动机和能力对内部控制有效性的影响。研究发现，股权激励有利于增强内部控制有效性(Balsam et al, 2014)，而管理者权力会削弱审计委员会有效性(Lisic et al, 2016)。这意味着管理者作为内部控制执行者和监督对象，有能力影响内部控制水平。

由于金融市场不完全，有必要通过监管强化企业内部控制。研究表明，美国PCAOB检查通过促使审计师弥补内部控制审计中的缺陷而提高了内部控制审计质量(Defond & Lennox, 2017)，这表明监管有助于提升企业内部控制水平。然而，如果公司所在国投资者保护较弱，则交叉上市企业缺乏披露内部控制缺陷的动机，以便经理人保护其私有控制利益(Gong et al, 2013)。基于中国政府审计的研究也发现，政府审计对中央国有企业内部控制设计和运作有效性仅具有短期效果(褚剑、方军雄, 2018)。这意味着监管效果与被监管者改进内部控制的动机密切相关，因而未必具有持续性。

**（三）资本市场信息溢出效应相关研究**

资本市场信息溢出效应相关研究主要基于信息传递理论展开，其差异主要在于信息内容、溢出路径和接收者不同[[6]](#footnote-6)。从信息内容来看，早期资本市场溢出效应研究主要集中于公开信息，包括业绩公告、业绩预告(Pyo & Lustgarten, 1990)等；后来学者开始关注到公司及承销商声誉的溢出效应(Roehm & Tybout, 2006; 陈运森、宋顺林, 2018) 。近年研究日益关注监管者行为及其信息溢出效应。文献关注了处罚性监管与非处罚性监管（监管问询函）是否具有溢出效应(刘文军等, 2019; 丁龙飞、谢获宝, 2020; 梅蓓蕾等, 2021) 。

信息溢出的对象既包括同行公司，也包括资本市场信息中介及投资者。从溢出效应效果来看，主流文献支持信息对接收者产生了同向影响（传染效应）(Pyo & Lustgarten, 1990; Roehm & Tybout, 2006)。溢出效应文献研究视角差异主要在于信息溢出途径。信息传递途径包括了行业龙头、新闻媒体、审计师及独立董事等市场中介机构或公司治理主体。主流研究大多涉及行业间信息溢出，这可能是因为同行面临相同的要素及产品市场。也有文献研究承销商不同客户间的信息溢出(陈运森、宋顺林, 2018)，将溢出效应研究拓展到供应链领域。

**（四）文献述评**

国外学者对监管问询制度的研究以美国SEC问询函为主，研究表明监管问询制度具有监督上市公司、规范市场交易的作用。由于国内外监管问询制度在监管主体及后果等方面存在诸多差异（详见制度背景部分），不同学者在监管问询函的作用方面，研究结论并不一致。部分文献支持监管问询函发挥了正面作用，但也有文献认为监管问询可能诱发经理人机会主义行为。内部控制影响因素的研究则主要从公司内部和外部治理机制两方面展开。其中内部治理机制的研究较为丰富；而外部治理机制方面，尽管有学者研究了问询函监管对内部控制的影响(聂萍等, 2020)，但对制度溢出效应的具体机制尚缺乏深入研究。

由于监管执行的最终目标是有效威慑不良行为的发生，溢出效应的研究具有重要性。目前部分学者研究了监管问询函在风险信息披露(Brown et al, 2018)、抑制盈余管理(梅蓓蕾等, 2021)和财务报告质量(翟淑萍等, 2020; 丁龙飞、谢获宝, 2020) 等方面的溢出效应。内部控制的溢出效应则仅限于内部控制缺陷披露视角展开(Cheng et al, 2019)，国内相关研究尚未深入探讨其作用机制。

已有文献较少关注监管问询函对内部控制的溢出效应，即发讯公司内部控制改进能否影响受讯公司。此外，以往研究表明，政府审计对中央国有企业内部控制改进的作用具有短期性(褚剑、方军雄, 2018)，意味着企业内部控制改进可能具有机会主义倾向，这显然与监管者初衷相违背。那么，监管问询函制度溢出效应是否具有持续性，其作用机制与约束条件如何，又是否具有真实效果，都是有待检验的经验问题。

# 三、制度背景与研究假说

**（一）制度背景**

以问询函为监管措施的制度始于2002年塞班斯法案出台后。中国证券交易所于2013年开始推行信息披露直通车改革，一线监管模式也随之由“事前审核”转向“事后监管”，年报问询函制度日趋成为事后监管的主要手段(李晓溪等, 2019)。中国与美国监管问询制度有以下几点重要差异：一是从信息公开时间看，中国向市场传递问询信息更为及时；二是从监管主体来看，中国监管问询以交易所为主；三是从问询的潜在后果来看，中国交易所问询后的进一步监管措施更严。由于上述差异，中国资本市场对监管问询的反应更强，也更可能产生溢出效应。

公司内部控制出现问题对上市公司具有严重后果，这体现在影响上市公司股权激励及其实施、信息披露考核评分，以及风险等级分类[[7]](#footnote-7)。上述信息向市场公开，会直接造成上市公司声誉损失。进一步，根据《上市公司证券发行管理办法》等法规要求，如果上市公司因内部控制存在严重问题而被审计师出具非标准审计意见，则依据严重程度，将受到不得公开发行证券、被出具其他风险警示、退市风险警示甚至退市等处罚。由此可见，内部控制一旦出现问题将导致严重后果，因而是所有上市公司共同关注的重要问题。若有公司因该类问题被问询，就容易引发其他公司和利益相关者关注，进而产生资本市场信息溢出效应。

**（二）研究假说**

基于信息传递过程，溢出效应因问询力度、发讯公司、传递路径及受讯公司不同而存在差异。信息传递路径可分为公开信息传递和私有信息传递两类。在前一路径中，受讯公司解读的是资本市场公开信息，因而问询力度、发讯公司特征对信息解读具有重要影响。在后一路径中，当事人通常也是信息传递者，具有更多私有信息。由于私有信息传递依赖特定主体，信息传递者特征对受讯公司具有重要影响，因而信息传递效力及受讯公司行为往往与信息传递者声誉密切相关。本文将溢出效应依据信息传递路径区分为公开信息和私有信息溢出效应，进而研究不同路径对受讯公司行为的影响。

**1.公开信息溢出效应**。在中国，上市公司内部控制出现问题会导致严重的直接后果，影响企业股权激励、信息披露考核评分，以及公司风险等级分类。研究表明，内部控制缺陷会强化企业融资约束(顾奋玲、解角羊, 2018)，并影响企业债务融资成本(陈汉文、周中胜, 2014)。因而，一旦出现内部控制相关的监管问询函，必然引起企业高度重视。

内部控制问题往往反映出企业内部治理机制方面的不足，仅仅改变具体行为（比如信息披露）而忽视内部控制改进，则行为的改变可能只是出于短期避险的机会主义动机，内部治理机制的缺陷仍会持续存在。由于具有可依赖的监管制度为基础，监管问询函起到了改善企业内部控制质量的作用(聂萍等, 2020)。因同行业面临共同的市场要素和相似的内部控制环境，收函公司存在的内部控制问题可能同样存在于同行其他公司。由于资本市场存在信息传递效应(Pyo & Lustgarten, 1990; Roehm & Tybout, 2006)，收函公司信息也就更可能被同行关注。

发讯公司行业地位对信息传递效率具有重要影响。这是因为行业龙头通常对同行其他企业具有示范作用，其内部控制往往也更为规范，它们收到问询函更容易引起同行关注，引发后者对监管风险的顾虑，并采取积极行动。因而，同行公司更可能在行业龙头收到监管问询函后改进公司的风险信息披露(Brown et al, 2018)。同理，若行业龙头因内部控制被问询，往往具有更强的威慑效应，同行公司更可能因此改善内部控制。

上述分析同样适用于媒体关注度较高企业。由于媒体在信息传递过程中可能通过“有偏的放大机制”导致“轰动效应”(熊艳等, 2011)，媒体报道会影响公司在投资者中的声誉。当收函公司媒体关注度高时，他们不仅更可能基于自身利益而改进内部控制；相关信息也更可能被同行公司接收，导致其采取措施改进内部控制。基于以上分析，本文提出如下假说：

假说1：当行业龙头或高媒体关注度企业收到监管问询函后，同行业公司内部控制水平将显著提升。

**2.私有信息溢出效应**。内部控制质量是影响审计程序和审计成本的重要因素，也是发表审计意见的重要基础。审计师往往同时负责内部控制审计[[8]](#footnote-8)。由于收函往往导致公司负面舆论激增，不仅损害公司声誉和利益，还会引起媒体、公众等利益相关者的广泛关注(翟淑萍等, 2020)。加上监管问询函通常都要求审计师回复[[9]](#footnote-9)，审计师能直接感知监管层对企业内部控制问题的态度及其潜在风险。

由于具有可依赖的监管制度为基础，与内部控制相关的监管问询函起到了改善企业内部控制质量的作用(聂萍等, 2020)。作为发讯公司审计师，他们了解发讯公司内部控制缺陷，甚至可能为其提供了改进建议。由于问询函降低了审计师声誉，提高了审计师风险感知能力，导致其被监管和诉讼的风险加大。因而，基于声誉考虑，发讯公司内部控制被问询及其改进信息，就可以通过审计师联结溢出到受讯公司。

审计师联结企业也可能因信息溢出而改进自身内部控制。一方面，审计师基于信息溢出，提高了与客户公司审计签约的谈判权，从而更有可能要求客户改进内部控制。这是因为内部控制缺陷会影响审计收费(李越冬、严青, 2017)，并且当企业存在媒体监督压力而管理层对内部控制没有改进意愿时，审计师出具非标准审计意见的机率更大(张丽达等, 2016)。由此可见，当面临监管而导致未来审计风险上升时，审计师就可能通过提高审计收费和出具非标意见等方式应对，从而审计师联结企业就具有改进内部控制的压力。另一方面，企业出于融资或声誉动机，为避免今后因类似问题招致监管问询，也具有改进内部控制的动力。这样，审计师联结就可能产生制度溢出效应。

与上述路径类似，独立董事具有较强的声誉动机(Jiang et al, 2016)，因而企业收到监管问询函后，独立董事有动力要求任职联结企业改进内部控制以保护其声誉。进一步，由于他们直接经历了监管问询事件，会意识到任职联结企业需要规避类似监管风险。独立董事不仅有动力要求收函公司改进内部控制，还有动力要求任职联结企业改进内部控制。基于规避监管风险动机，任职联结企业也有改进内部控制的动力。因而，独立董事联结就可能造成制度溢出效应，进而提高受讯公司内部控制水平。综上所述，本文提出如下研究假说：

假说2：公司收到监管问询函后，与其具有审计师联结或独立董事联结公司的内部控制水平将显著提升。

# 四、研究设计与描述性统计

**（一）样本选择**

本文研究样本为A股上市公司2013-2019年数据，监管问询函和媒体监督数据来自CNRDS数据库，内部控制数据来自迪博数据库，公司名称及行业数据来自RESSET数据库，其他控制变量数据来自CSMAR数据库。

本文样本筛选方式如下：（1）通过CNRDS监管问询数据库获取2015-2018年上市公司监管问询样本，剔除关注函和监管函，合并同年多次被问询的公司样本，记录每年问询次数，剔除ST类和\*ST类上市公司[[10]](#footnote-10)，最后按“内部控制、关联交易、资金占用、担保、信息披露”等关键词筛选出涉及内部控制问题的监管问询函，共获得样本2,417个；（2）按研究惯例剔除金融类企业；（3）剔除主要变量缺失的观测；（4）对多次被问询公司，选择第一次被问询为事件年度。

**（二）模型设计与变量度量**

为研究监管问询函溢出效应对受讯公司内部控制的影响[[11]](#footnote-11)，本文采用DID研究方法进行检验，构建如下模型(1)：

|  |  |
| --- | --- |
|  | (1) |

其中，*IC*为内部控制水平（因变量），以内部控制信息披露指数来度量。根据《企业内部控制评价指引》，内部控制质量是指企业建立与实施内部控制对实现企业控制目标所提供合理保证的程度。本文借鉴以往文献，以内部控制信息披露指数（*IC*）为代理变量(褚剑、方军雄, 2018; 余海宗等, 2019)。*After*为问询时间哑变量，问询当年及以后年度取1，否则取0；*Controls*为控制变量。参考已有文献，本文控制了行业固定效应。具体变量定义如表1所示。*Spillover*为虚拟变量，指受讯公司。根据研究假说和检验需要，本文关注四种溢出机制，并相应构建四类受讯公司。

一是公共信息的溢出效应，共有两类。本文将行业龙头溢出效应界定为：若发讯公司前一年所占市场份额（即主营收入）为行业内前10%，则将同行业其他公司定义为受讯公司。将媒体关注企业溢出效应界定为：若发讯公司的媒体报道量（报刊加网络报道总量）排名为资本市场前10%，则将同行业其他公司定义为受讯公司。

二是私有信息传导溢出效应，共有两类。本文将审计师联结溢出效应界定为：若发讯公司的审计师在当年及以后审计了其他上市公司，则该公司为受讯公司。鉴于监管问询函覆盖面广，以事务所层面的审计师联结为代理变量，将缺乏对照组，因而本文以共同签字会计师作为溢出路径代理变量。由于财务背景的独立董事对内部控制更具职业敏感，本文将独立董事联结溢出效应界定为：若发讯公司具有财务背景的独立董事当年及以后在其他上市公司任职，该公司定义为受讯公司。

本文将上述四类受讯公司定义为实验组，*Spillover*取值为1，并采用PSM方法确定对照样本（*Spillover*取值为0）。*Spillover*·*After*为交乘项，是本文重点关注变量。本文公开信息溢出效应PSM匹配过程中，剔除收函公司全部观测值，匹配样本仅包含发讯公司同行业事件年度样本和其他行业的全部样本。回归计算PSM得分后，在同年度以1：1比例选取与实验组PSM得分最接近的行业为对照样本组。私有信息溢出效应PSM匹配过程中，剔除收函公司全部观测值，与收函公司具有审计师或独立董事联结的公司年度取值为1，其他样本所有年度取值均为0。回归计算PSM得分后，在同年度以1：1比例选取PSM得分最接近的公司为对照样本组。

**（三）控制变量**

借鉴以往文献(聂萍等, 2020; 余海宗等, 2019)，本文选择如下控制变量：（1）第一大股东持股（*Firstholder*）；（2）股权性质（*SOE*）；（3）其他特征变量，包括：公司规模（*Size*）、公司资产负债率（*Lev*）、公司业绩（*ROA*）、是否亏损（*Loss*）等。具体变量定义见表1。此外，本文控制了年度固定效应（*Year*）和行业固定效应（*Industry*）。为避免极端值对样本均值、标准差以及回归结果的影响，本文对连续型变量上下各1%的数据进行了缩尾（winsorize）处理。

表1 变量定义

| **变量类型** | **变量名称** | **变量符号** | **变量定义** |
| --- | --- | --- | --- |
| 因变量 | 内部控制 | *IC* | 迪博数据库内部控制披露指数 |
| 自变量 | 问询后 | *After* | 上市公司收到问询当年及以后年度取1，否则取0 |
| 溢出效应  （受讯公司） | *Spillover* | 受到溢出效应影响的公司取1，否则取0 |
| 控制变量 | 控股股东性质 | *SOE* | 最终控制人为国有时取1，否则取0 |
| 第一大股东持股 | *Firstholder* | 公司第一大股东持股比例 |
| 股权制衡度 | *Balance* | 公司第二大股东至第十大股东持股比例之和/第一大股东持股比 |
| 董事会规模 | *Board* | 董事会人数的自然对数 |
| 独立董事 | *Independent* | 独立董事人数/董事会人数 |
| 两职兼任 | *Dual* | 董事长与总经理为同一人取1，反之取0 |
| 媒体关注 | *Media* | 媒体报刊和网络报道次数的自然对数 |
| 公司规模 | *Size* | 公司期末总资产的自然对数 |
| 盈利能力 | *ROA* | 公司年末净利润/年末总资产 |
| 负债率 | *Lev* | 公司年末总负债/年末总资产 |
| 成长性 | *Growth* | 销售增长率 |
| 亏损 | *Loss* | 当年发生亏损时取1，否则取0 |

# 五、实证研究结果

（一）描述性统计

表2是变量的描述性统计结果。企业内部控制水平（*IC*）均值为36.170，标准差为5.498，样本内具有较大差异。样本中有约三分之一为国有企业，*ROA*均值约为4%，*Growth*均值约为20%，这与以往文献(聂萍等, 2020)的描述性统计相一致。*Spillover*和*After*变量分布在不同分组中略有差异（未在表中列示）：龙头企业、高曝光企业、独立董事联结和审计师联结企业*Spillover*均值分别为0.851、0.853、0.868和0.601，After变量均值分别0.520、0.568、0.459和0.470。上述结果表明，总体而言，本文实验组样本多于对照组，但时间序列上总体较为均衡。基于行业的匹配，行业内只要有一家收函公司，该行业就会进入实验组；因而，进入对照样本的多为公司数量较少的行业，这就造成了两类样本的数量差异。基于公司的匹配，对多次匹配到的对照样本，本文以其最早匹配年度为事件年度，使得对照样本少于实验样本。本文的PSM使上述两组样本可比。

已有研究发现监管问询函对内部控制具有改善作用(聂萍等, 2020)，本文重点关注上述制度溢出效应的作用机制[[12]](#footnote-12)。以下从公共信息和私有信息溢出效应两个视角加以检验。

表2 描述性统计

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量名称 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 中位数 | 最大值 |
| *IC* | 17,612 | 36.170 | 5.498 | 15.910 | 36.880 | 47.000 |
| *SOE* | 17,612 | 0.366 | 0.482 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| *Firstholder* | 17,612 | 0.350 | 0.147 | 0.850 | 0.331 | 0.748 |
| *Balance* | 17,612 | 0.895 | 0.769 | 0.042 | 0.688 | 4.081 |
| *Board* | 17,612 | 2.246 | 0.177 | 1.792 | 2.303 | 2.773 |
| *Independent* | 17,612 | 0.375 | 0.053 | 0.333 | 0.333 | 0.571 |
| *Dual* | 17,612 | 0.268 | 0.443 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| *Media* | 17,612 | 5.285 | 1.211 | 0.000 | 5.342 | 8.345 |
| *Size* | 17,612 | 22.179 | 1.313 | 19.218 | 22.006 | 27.048 |
| *Lev* | 17,612 | 0.427 | 0.209 | 0.049 | 0.416 | 0.983 |
| *ROA* | 17,612 | 0.041 | 0.058 | -0.286 | 0.037 | 0.230 |
| *Growth* | 17,612 | 0.200 | 0.525 | -0.643 | 0.108 | 3.996 |
| *Loss* | 17,612 | 0.088 | 0.284 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |

（二）公共信息溢出效应

为检验本文假说1，即公共信息传递是否具有溢出效应，本文分别依据发讯公司是行业龙头和媒体关注度高的企业，将同行业其他企业作为受讯公司，并对行业按1：1进行PSM配对得到对照样本，回归结果见表3的（1）（2）列。由表可见，*Spillover*变量并不显著，表明无论发讯公司是行业龙头还是高曝光企业，受讯公司内部控制水平与对照公司无显著差异。本文重点关注*Spillover*·*After*变量***。***该交互项系数在（1）（2）列中分别为0.789和0.608（均在5%置信水平上显著），占内部控制水平（IC）标准差的14.4%和11.1%，具有经济显著性。这就验证了研究假说1。

以往研究表明，监管问询函有利于改善受讯公司风险信息披露和提升财务报告质量(Brown et al, 2018; 丁龙飞、谢获宝, 2020)，即监管问询函对企业具体行为产生了溢出效应。基于内部控制溢出效应的研究则发现，内部控制缺陷披露具有溢出效应(Cheng et al, 2019)，且加强法律监管有助于发挥董事会作用并增强内部控制的有效性(Naiker & Sharma, 2009)。本文结果表明，监管问询函直接有助于通过公开信息途径改进企业内部控制，从而将监管问询溢出效应的研究从对企业具体行为的影响拓展到对企业治理机制的影响，表明监管问询函具有制度溢出效应。仅通过非处罚性监管及公开信息传递就有助于公司内部治理机制的完善。监管者就可低成本方式地改善受讯企业内部控制。本文结果也表明，监管部门有必要选择市场关注度高的企业进行问询，这有助于进一步提升执法效率。

（三）私有信息溢出效应

为检验监管问询是否通过联结关系产生溢出效应，本文分别以受讯公司与发讯公司的审计师联结和独立董事联结为溢出效应（*Spillover*）变量，根据模型(2)进行实证检验，回归结果见表3的(3)(4)列。由表可见，*Spillover*·*After*变量的系数分别为0.679和0.379（分别在5%和10%置信水平上显著），占内部控制水平（*IC*）标准差的12.3%和6.9%，具有经济显著性。上述结果验证了假说2，表明审计师联结和独立董事联结关系确实产生了溢出效应。

表3 监管问询的溢出效应估计结果

|  | 因变量：内部控制水平*IC* | | | |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
|  | 龙头企业 | 媒体关注 | 审计师联结 | 独立董事联结 |
| *Spillover* | -0.887  (-0.39) | -1.145  (-0.49) | -0.145  (-0.42) | -0.192  (-0.86) |
| *After* | -0.912\*\*\*  (-2.72) | -0.487  (-1.38) | -0.672\*  (-1.93) | 0.013  (0.06) |
| *Spillover*·*After* | 0.789\*\*  (2.55) | 0.608\*\*  (2.05) | 0.679\*\*  (2.02) | 0.379\*  (1.68) |
| *SOE* | 0.528\*\*  (2.56) | 0.569\*\*\*  (2.74) | 0.564\*\*\*  (2.71) | 0.561\*\*\*  (2.65) |
| *Firstholder* | 1.078  (1.41) | 1.036  (1.36) | 0.869  (1.14) | 1.060  (1.36) |
| *Balance* | 0.355\*\*\*  (2.70) | 0.355\*\*\*  (2.69) | 0.333\*\*  (2.53) | 0.373\*\*\*  (2.77) |
| *Board* | 0.798  (1.43) | 0.817  (1.48) | 0.911  (1.65) | 0.809  (1.43) |
| *Independent* | 4.801\*\*\*  (2.76) | 4.705\*\*\*  (2.72) | 4.840\*\*\*  (2.79) | 4.555\*\*  (2.56) |
| *Dual* | -0.617\*\*\*  (-3.98) | -0.645\*\*\*  (-4.15) | -0.663\*\*\*  (-4.23) | -0.672\*\*\*  (-4.18) |
| *Media* | -0.002  (-0.04) | -0.011  (-0.19) | -0.026  (-0.43) | -0.019  (-0.31) |
| *Size* | 0.618\*\*\*  (7.43) | 0.613\*\*\*  (7.41) | 0.625\*\*\*  (7.38) | 0.623\*\*\*  (7.24) |
| *Lev* | -0.835  (-1.58) | -0.806  (-1.54) | -0.753  (-1.44) | -0.732  (-1.37) |
| *ROA* | 2.556  (1.53) | 3.214\*  (1.92) | 3.492\*\*  (2.08) | 3.219\*  (1.87) |
| *Growth* | -0.468\*\*\*  (-2.97) | -0.479\*\*\*  (-3.05) | -0.501\*\*\*  (-3.23) | -0.487\*\*\*  (-3.10) |
| *Loss* | -0.750\*\*  (-2.48) | -0.740\*\*  (-2.46) | -0.759\*\*  (-2.53) | -0.650\*\*  (-2.20) |
| *Industry* | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *Year* | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *Obs.* | 8,765 | 8,904 | 8,886 | 8,649 |
| Adj R2 | 0.182 | 0.184 | 0.183 | 0.185 |

注：回归中已对标准误进行了公司层面的聚类处理。参数估计值下方为t值， \*，\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

进一步，若私有信息渠道有效，则可以预期，当问询函需要审计师或者董事发表意见时，溢出效应会更强。在未报告结果中，本文依据问询函是否需要审计师发表意见进行了分组检验，发现结果主要在需要审计师发表意见的样本中显著，这进一步支持了本文结论。

审计师联结和独立董事联结产生溢出效应的重要前提是中介机构与独立董事具有声誉动机。声誉机制是审计师等中介组织发挥作用的重要理论基础，以往文献发现监管问询函有利于通过审计师联结机制抑制受讯公司盈余管理(梅蓓蕾等, 2021)和提升受讯公司财务报告质量(丁龙飞、谢获宝, 2020)。本文表明审计师在公司内部控制改进方面发挥了积极作用，为审计师声誉机制增添了新的经验证据。

独立董事发挥作用的重要理论基础，是他们具有声誉动机(Jiang et al, 2016)。以往研究表明，连锁董事联结可影响事务所选择(陈仕华、马超, 2012)。本文则进一步表明，独立董事基于声誉动机，还对其任职联结企业内部控制改进发挥了积极作用。这支持了我国独立董事声誉治理机制的有效性。

（四）稳健性测试[[13]](#footnote-13)

为考察主要结论的稳健性，本文进行了安慰剂检验、平行趋势检验，并对部分结果加以进一步讨论。

1.安慰剂检验。本文采用随机选择实验组方式进行安慰剂检验。本文针对每个样本进行500次随机选择实验组，再进行回归分析，记录所有交乘项显著性P值，再检验上述P值是否显著大于0.1（10%的显著性水平）。若P值显著大于0.1，则意味着实验组与对照组在统计上无差异，即不存在安慰剂效应。结果如下表4。由表可见，本文结果在随机选择实验组时并不存在，这就进一步支持了本文结论[[14]](#footnote-14)。

表4 500次随机选择实验组的安慰剂检验结果

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量名称 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 中位数 | 最大值 | 显著性>0.1 |
| 行业溢出效应显著性 | 500 | 0.500 | 0.296 | 0.001 | 0.503 | 0.999 | 0.000\*\*\* |
| 媒体溢出效应显著性 | 500 | 0.505 | 0.282 | 0.002 | 0.505 | 1.000 | 0.000\*\*\* |
| 审计师溢出效应显著性 | 500 | 0.527 | 0.283 | 0.009 | 0.554 | 0.999 | 0.000\*\*\* |
| 独立董事溢出效应显著性 | 500 | 0.508 | 0.296 | 0.009 | 0.500 | 1.000 | 0.000\*\*\* |

注： \*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

2.平行趋势检验。为检验平行趋势，本文首先生成6个虚拟变量：*Pre\_2, Pre\_1, Current, After\_1, After\_2, After\_3*为每一期虚拟变量与*Spillover*虚拟变量的**交乘项**。其中*Pre\_2*代表事件前的第2期及以前；*Pre\_1*代表事件前第1期；*Current*代表事件当期；*After\_1*代表事件后第1期；*After\_2*代表事件后第2期；*After\_3*代表事件后第3期及以后。为避免共线性，本文将事件前第3期作为参照系，未放入模型。然后，本文将上述6个虚拟变量放入同一模型作为解释变量，内部控制指数作为被解释变量进行回归。同时模型中还控制了年度与行业固定效应。本文图1至图4报告了回归结果系数变动图。结果显示，平行趋势问题不影响本文结论。

|  |  |
| --- | --- |
| 图 1 平行趋势检验：行业龙头 | 图 2 平行趋势检验：高曝光度 |
| 图 3 平行趋势检验：审计师 | 图 4 平行趋势检验：独立董事 |

3.采用不同回归模型重新进行检验。鉴于内部控制取值均为正，本文采用Tobit模型替代OLS模型作为稳健性检验，对全部结果重新进行了检验，所有结果均保持不变。

4.因变量代表性及替代变量问题。内部控制信息披露指数普遍被国内文献用来衡量内部控制水平(褚剑、方军雄, 2018；余海宗等, 2019) ，故本文认为它具有代表性。但是，也有文献选取内部控制缺陷相关指标衡量内部控制质量，本文未选取该类指标，是因为要更加干净地观察溢出效应，需剔除自身受到问询的公司样本。存在内部控制缺陷的公司更可能被问询，从而被剔出样本，这使得该类样本分布的均衡度较差，基于此类样本的研究结论缺乏有效性。

# 六、进一步分析

本部分将首先检验制度溢出效应在时间序列上是否具有持续性，以验证该效应是否仅仅是公司的短期避险行为；其次，考察公司融资约束作为改进内部控制的内生动力，如何影响制度溢出效应；再次，进行问询力度、公司治理层行为的异质性分析，以考察内外部治理因素的影响；然后，考察不同路径的制度溢出效应对内部控制要素的异质性影响，以了解作用机制与作用效果之间的逻辑关联；最后，检验制度溢出效应是否导致了公司经营风险的降低，即制度溢出效应是否真实提升了上市公司质量。

## （一）制度溢出效应的持续性

已有研究表明，政府审计能够改善被审计中央企业集团所属上市公司内部控制设计和运行有效性，但这一效应具有短期性(褚剑、方军雄, 2018)。那么，监管问询函的制度溢出效应是否具有持续性？若上述溢出效应缺乏持续性，意味着监管效果有限，制度溢出效应或许只是企业管理层应对监管风险的短期机会主义行为。为检验溢出效应的动态效应，本部分检验了监管问询事件发生后，受讯公司在1～3年以后内部控制水平变化，结果见下表：

表5 制度溢出效应的动态效应检验

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 因变量：内部控制水平IC | | | |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
|  | 龙头企业 | 媒体关注 | 审计师联结 | 独立董事联结 |
| *Spillover*·*Pre\_1* | 0.093  (0.39) | 0.421  (1.65) | -0.222  (-1.04) | 0.265  (1.15) |
| *Spillover*·*After\_0* | **0.533\***  **(1.93)** | 0.214  (0.73) | -0.265  (-1.09) | 0.261  (1.02) |
| *Spillover*·*After\_1* | **0.532\***  **(1.77)** | 0.440  (1.36) | 0.041  (0.14) | **0.487\***  **(1.74)** |
| *Spillover*·*After\_2* | **0.554\***  **(1.69)** | **0.676\***  **(1.88)** | 0.055  (0.16) | **0.532\***  **(1.77)** |
| *Spillover*·*After\_3* | **0.695\***  **(1.87)** | **1.001\*\***  **(2.53)** | 0.074  (0.17) | 0.505  (1.45) |
| *Controls* | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *Industry* | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *Year* | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *Firm* | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *Obs.* | 8,765 | 8,904 | 8,886 | 8,649 |
| Adj R2 | 0.202 | 0.203 | 0.204 | 0.203 |

注：回归中已对标准误进行了公司层面的聚类处理。参数估计值下方为t值， \*，\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%、1%显著性水平上通过统计检验。

表5分别检验了四种作用机制下监管问询在1年后、2年后、3年后受讯公司内部控制水平相对于问询前的变化。（1）-（4）列分别检验了行业龙头、行业曝光度、审计师联结及独立董事联结溢出效应的持续性。由表可见，在本文检验的四个信息传递机制变量中，溢出效应系数（*Spillover× After*）总体而言随时间推移而递增，且其中3列在统计上显著。这意味着非处罚性监管的制度溢出效应具备持续性。

不同机制的溢出效应持续性也具有较大差异。其中，行业龙头的溢出效应在时间序列上持续性较强，结果在问询当年和此后3年内均显著。而媒体关注溢出效应主要影响了两年以后，但其系数显著更高。审计师溢出效应持续性不强，各年系数均不显著，这与其作为公司被聘用方的地位相称。独立董事溢出效应在两年内均显著，三年以后依然接近10%的统计显著性，这意味着独立董事能在公司治理中发挥积极作用。

那么，本文溢出效应持续性是否由以后年度再次问询（即连续问询）所驱动？本文剔除了连续问询样本、龙头企业和媒体关注的溢出效应持续性依然存在，说明持续性至少在公开信息传递路径下并非由连续问询所驱动。同时，私有信息传递路径下，受讯公司独立董事及会计师行为动机主要受声誉机制影响，连续问询有助于强化声誉机制，从而导致持续性主要由连续问询所驱动。

本文结果不同于褚剑和方军雄（2018)。相对于监管问询，政府审计监督成本更高，其治理效果却缺乏持续性。本文与该文结论迥异，原因可能在于二者研究样本不同，而不同类型的企业在融资约束和改进内部控制的动机方面具有显著差异。本文样本以非国有企业为主，而政府审计样本则限于中央国有（控股）企业。后者较少存在融资约束问题，因而缺乏基于融资动机而改进内部控制的动力。以下将首先检验制度溢出效应的内在动力，即制度溢出效应及其持续性是否内生于企业融资需求。

## （二）基于融资约束的异质性分析

内部控制出现问题可能导致资本市场融资受限等严重后果。研究表明，内部控制不仅能影响商业信用(郑军等, 2013)，还能影响债务融资成本(陈汉文、周中胜, 2014)。在中国证监会《上市公司证券发行管理办法》关于公开发行证券的条件中，对公司内部控制有明确要求[[15]](#footnote-15)。因此，监管问询函暴露出企业内部控制相关问题后，融资约束较强的受讯公司具有更强的动机改进内部控制，以免未来公司融资受限。基于融资约束的分组检验，有助于从受讯公司视角理解制度溢出效应产生的内在动因，从而加深对制度溢出效应约束条件的理解。

为检验上述推论，本文基于受讯公司融资约束水平是否高于行业年度中位数进行了分组检验。参考已有文献(潘越等, 2019)，本文选择*KZ*指数作为公司融资约束水平的代理变量。*KZ*指标的计算方法见模型（2）。其中*OCF*、*Dividends*和*Cash*分别为经营性净现金流、股利和当年末现金持有水平，分别除以当期平均总资产，*Lev*和*TobinQ*分别表示当期平均资产负债率和平均托宾*Q*值。*KZ*值越高，则表明公司当年融资约束水平越高。本文预计，监管问询对内部控制的溢出效应在公司融资约束较高时更显著。

*KZ*=-9.74\**OCF*+5.71\**Lev*-33.97\**Dividend*-4.31\**Cash*+0.36\**TobinQ* (2)

以融资约束水平分组的回归结果见表6[[16]](#footnote-16)。其中第（1）、（2）列分别检验了监管问询对高融资约束和低融资约束公司溢出效应的影响。回归结果表明，在高融资约束组中，受讯公司在问询事件后内部控制水平得到显著提升；而在低融资约束组中，上述效应不显著。在高融资约束组中，行业龙头、媒体关注及审计师溢出效应均相差不大，仅独立董事溢出效应相对较弱。由于独立董事更关注声誉风险，公司融资约束对独立董事声誉影响相对较小。

**表6 按融资约束分组的估计结果**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 因变量：内部控制水平IC | | | | | | | |
|  | 行业龙头 | | 高曝光度 | | 审计师 | | 独立董事 | |
|  | （1） | （2） | （3） | （4） | （5） | （6） | （7） | （8） |
|  | 高约束 | 低约束 | 高约束 | 低约束 | 高约束 | 低约束 | 高约束 | 低约束 |
| *Spillover* | 1.364  (0.40) | -4.014\*\*\*  (-3.18) | 1.025  (0.30) | -4.225\*\*\*  (-3.22) | -0.620  (-1.40) | 0.290  (0.64) | -0.438  (-1.35) | -0.014  (-0.05) |
| *After* | -1.135\*\*  (-2.00) | -0.740\*  (-1.75) | -0.886  (-1.48) | -0.226  (-0.50) | -0.745  (-1.41) | -0.641  (-1.42) | 0.179  (0.49) | -0.092  (-0.33) |
| ***Spillover***·***After*** | **1.079\*\***  **(2.17)** | **0.584**  **(1.49)** | **0.926\***  **(1.94)** | **0.426**  **(1.12)** | **0.899\***  **(1.75)** | **0.486**  **(1.12)** | **0.589\***  **(1.65)** | **0.278**  **(0.96)** |
| *Controls* | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *Industry* | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *Year* | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *Obs.* | 3,727 | 5,038 | 3,766 | 5,138 | 3,760 | 5,126 | 3,717 | 4,932 |
| *Adj R2* | 0.201 | 0.172 | 0.201 | 0.176 | 0.204 | 0.175 | 0.203 | 0.178 |
| *Chi2( 1)* | 0.63 | | 0.70 | | 0.40 | | 0.47 | |
| *Prob>Chi2* | 0.429 | | 0.401 | | 0.526 | | 0.492 | |

注：回归中已对标准误进行了公司层面的聚类处理。参数估计值下方为t值， \*，\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%、1%的水平上显著。

在本文未报告结果中，高融资约束组的溢出效应持续性也更强。进一步，若融资确为企业改进内部控制的动因，由于央企较少面临融资约束，本文预期融资约束对监管问询函制度溢出效应的影响，将在央企中不明显， 而仅在非央企中明显；同时，本文预期制度溢出效应的持续性也主要体现在非央企样本中。本文在未报告结果中确实观察到上述现象。

以往研究表明，监管效果与被监管者动机密切相关(Gong et al, 2013)。上述理论与本文基于融资约束的研究发现，有助于解释本文结论为何不同于以往文献(褚剑、方军雄, 2018)，也突出显示了内生激励对监管效果的影响。这是因为在制度设计方面，内部控制是我国企业融资的重要约束条件；与此同时，非央企主要通过市场实现融资。二者相结合，使得企业只要具备融资动机，就具备持续改进内部控制的内生动力。

本文还表明，监管问询可能难以独自胜任完善企业内部治理机制的重任。只有从制度设计层面解决企业对高质量内部控制的内生需求，才能使证券市场监管和市场化融资协同互补地发挥外部治理作用。

## （三）监管问询力度的异质性分析

监管行为会如何影响制度溢出效应呢？由于外界接收到的是监管文本及其蕴含的监管力度信息，本文认为这会对信息传递过程和受讯公司信息解读产生影响，并正向影响制度溢出效应。监管问询力度不仅意味着监管者态度，监管问询力度越高，也越容易引发媒体报道；同时，监管问询力度越强，意味着信息含量越高，受讯公司会更积极地改进内部控制。

借鉴以往文献，本文以问询函文本长度为问询力度代理变量(耀友福、薛爽, 2020)，将文本长度高于年度样本中位数的观测作为高力度组，其他作为低力度组，分组回归结果见表7（依据问题数量分组结果相似）。与本文预期一致，溢出效应在媒体关注、审计师及独立董事三种溢出路径中，均是高力度组更为显著；而在行业龙头溢出路径中，问询力度高低对溢出效应的影响并无明显差异，但两组均在10%水平上显著。上述结果总体符合本文理论推断。

上述结果与以往文献(耀友福、薛爽, 2020)相一致。本文结果表明，若监管问询函提出更多问题并提供更多描述，则可提供更为详尽的内部控制缺陷信息，因而有助于受讯公司了解发讯公司内部控制的具体问题所在。因而，监管问询力度有助于通过制度溢出效应改进受讯企业内部控制。

表7 按问询力度分组的估计结果

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 因变量：内部控制水平IC | | | | | | | |
|  | 行业龙头 | | 高曝光度 | | 审计师 | | 独立董事 | |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|  | 高力度 | 低力度 | 高力度 | 低力度 | 高力度 | 低力度 | 高力度 | 低力度 |
| *Spillover* | 0.443  (0.42) | -0.972  (-0.40) | -0.106  (-0.09) | -1.026  (-0.42) | -0.463  (-1.00) | 0.044  (0.09) | -0.242  (-0.71) | -0.174  (-0.58) |
| *After* | -1.195\*\*  (-2.28) | -0.794\*  (-1.72) | -1.466\*\*  (-2.10) | -0.099  (-0.24) | -0.900\*  (-1.83) | -0.317  (-0.64) | -0.061  (-0.17) | 0.100  (0.34) |
| ***Spillover***·***After*** | **0.754\***  **(1.77)** | **0.760\***  **(1.69)** | **0.957\***  **(1.75)** | **0.523**  **(1.45)** | **1.006\*\***  **(2.20)** | **0.291**  **(0.59)** | **0.582\***  **(1.72)** | **0.142**  **(0.46)** |
| *Controls* | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *Industry* | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *Year* | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *Obs.* | 4,311 | 4,454 | 4,296 | 4,608 | 3,997 | 4,889 | 4,236 | 4,413 |
| *Adj R2* | 0.172 | 0.191 | 0.160 | 0.204 | 0.188 | 0.198 | 0.187 | 0.192 |
| *Chi2( 1)* | 0.00 | | 0.44 | | 1.16 | | 0.94 | |
| *Prob>Chi2* | 0.989 | | 0.508 | | 0.281 | | 0.334 | |

注：回归中已对标准误进行了公司层面的聚类处理。参数估计值下方为t值， \*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

## （四）董事会勤勉的异质性分析

除问询力度外，由于董事会是董事履行公司治理职责的主要形式，本文认为公司董事会勤勉程度也会影响制度溢出效应强弱。董事会勤勉不仅有利于强化对董事长监督，提高公司治理质量；并且董事会越勤勉，董事成员互动程度越高，董事会员获取的相关信息越充分(陈仕华、张瑞彬, 2020)。

那么，董事会勤勉与公开信息（及私有信息）路径的治理作用究竟是互补还是替代作用呢？本文认为，公开信息传递无须依赖公司治理层互动就能完成，并可能通过管理层行动导致企业内部控制改善；与此同时，董事会会议（因而公司治理层互动）较多的企业，其内部控制可能相对更好，其改进空间相对有限。因而，公开信息传递与公司治理层互动可能存在替代效应，本文预期仅在董事会勤勉较差组中，公开信息传递的制度溢出效应（更）显著。相反，私有信息传递与董事会勤勉之间更可能呈互补效应。由于审计师直接向审计委员会负责，而审计委员会主任由独立董事担任，审计师和独立董事信息溢出路径，主要依赖董事会互动完成。因而，私有信息需要更多的公司治理层互动方能完成信息的有效传递。这样，董事会越勤勉，独立董事就越可能发挥作用，进而改善公司内部控制。

董事会勤勉的重要体现是董事会会议次数(Chen et al, 2015)。本文以董事会会议次数的行业年度中位数为分组依据，考察董事会勤勉（会议次数较多者为勤勉组）对制度溢出效应的异质性影响，回归结果见表8。由表可见，在不同的董事会勤勉程度下，公开信息与私有信息传递路径体现出对制度溢出效应完全不同的影响：董事会勤勉不足时，仅公开信息传递途径（行业龙头和高曝光度企业）的制度溢出效应显著；而当董事会较为勤勉时则相反，仅私有信息传递途径（审计师和独立董事）的制度溢出效应显著。上述结果验证了前文理论预期：公开信息传递与董事会勤勉之间呈替代效应，而私有信息传递与董事会勤勉之间呈互补效应。

本文上述结论与以往文献(陈仕华、张瑞彬, 2020)的内在逻辑相一致，即董事会越勤勉，就越可能发挥积极的治理作用。但本文进一步区分了董事会勤勉在公开信息和私有信息治理中所起不同作用。尽管董事会勤勉在其中所起作用不同，但对公司治理而言均为正面作用。

表8 按董事会勤勉分组的回归结果

|  | 因变量：内部控制水平*IC* | | | | | | | |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 行业龙头 | | 高曝光度 | | 审计师 | | 独立董事 | |
|  | （1） | （2） | （3） | （4） | （5） | （6） | （7） | （8） |
|  | 勤勉度高 | 勤勉度  低 | 勤勉度  高 | 勤勉度  低 | 勤勉度  高 | 勤勉度  低 | 勤勉度  高 | 勤勉度  低 |
| *Spillover* | 2.060  (1.28) | -7.266\*\*\*  (-7.90) | 2.121  (1.28) | -7.936\*\*\*  (-8.59) | -0.173  (-0.40) | -0.063  (-0.14) | -0.436  (-1.56) | 0.170  (0.57) |
| *After* | -0.716  (-1.56) | -0.995\*\*  (-2.03) | 0.098  (0.20) | -1.074\*  (-1.95) | -0.527  (-1.08) | -0.681  (-1.47) | -0.029  (-0.09) | 0.070  (0.22) |
| ***Spillover***·***After*** | **0.500**  **(1.21)** | **0.908\*\***  **(2.05)** | **-0.059**  **(-0.15)** | **1.269\*\*\***  **(2.74)** | **0.887\***  **(1.89)** | **0.379**  **(0.84)** | **0.844\*\*\***  **(2.77)** | **-0.164**  **(-0.51)** |
| *Controls* | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *Industry* | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *Year* | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *Obs.* | 4,548 | 4,211 | 4,635 | 4,263 | 4,625 | 4,255 | 4,506 | 4,137 |
| Adj R2 | 0.193 | 0.182 | 0.196 | 0.184 | 0.194 | 0.185 | 0.198 | 0.184 |
| *Chi2( 1)* | 0.47 | | 4.56\*\* | | 0.67 | | 5.44\*\* | |
| *Prob>Chi2* | 0.492 | | 0.032 | | 0.412 | | 0.020 | |

注：回归中已对标准误进行了公司层面的聚类处理。参数估计值下方为t值， \*，\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%、1%显著性水平上通过统计检验。

## （五）制度溢出效应对内部控制五要素的影响

前文检验了不同信息渠道下，制度溢出效应的强弱及其约束条件。公共信息和私有信息溢出效应的作用渠道差异，还可能体现为对内部控制五要素的异质性影响。本文对此加以研究，不仅有助于理解内部控制改进的最终效果，也从问询函制度溢出效应角度深化了内部控制要素研究，是对以往学者(许新霞、何开刚, 2021)的响应。内部控制五要素具体体现为内部环境、风险评估、控制活动、信息沟通和内部监督，为验证上述异质性影响，本文选择内部控制披露指数分项指数为代理变量，剔除缺失数据后重新进行回归，结果见表9。由表可见，行业龙头的溢出效应主要影响了控制活动和内部监督；媒体关注和审计师联结的溢出效应主要影响了控制活动；独立董事联结的溢出效应主要影响了内部环境和信息沟通。

表9 制度溢出效应对内部控制五要素的影响

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 被解释变量：内控披露分项指数 | | | | |
| Panel A: 行业龙头企业的溢出效应 | | | | | |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|  | 内部环境IC\_1 | 风险评估IC\_2 | 控制活动IC\_3 | 信息沟通IC\_4 | 内部监督IC\_5 |
| ***Spillover***·***After*** | **-0.142**  **(-0.84)** | **-0.043**  **(-0.55)** | **0.445\*\*\***  **(2.96)** | **0.020**  **(0.34)** | **0.530\*\*\***  **(3.15)** |
| *ControlVars* | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *Obs* | 8,765 | 8,765 | 8,765 | 8,765 | 8,765 |
| *Adj R2* | 0.260 | 0.168 | 0.0658 | 0.276 | 0.131 |
| Panel B: 行业曝光度较高企业的溢出效应 | | | | | |
| ***Spillover***·***After*** | **0.071**  **(0.46)** | **0.034**  **(0.42)** | **0.363\*\***  **(2.33)** | **-0.076**  **(-1.40)** | **0.259**  **(1.50)** |
| *ControlVars* | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *Obs* | 8,904 | 8,904 | 8,904 | 8,904 | 8,904 |
| *Adj R2* | 0.263 | 0.171 | 0.0654 | 0.280 | 0.131 |
| Panel C: 审计师联结的溢出效应 | | | | | |
| ***Spillover***·***After*** | **0.018**  **(0.11)** | **0.128**  **(1.49)** | **0.322\*\***  **(2.13)** | **-0.058**  **(-0.97)** | **0.281**  **(1.51)** |
| *ControlVars* | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *Obs* | 8,886 | 8,886 | 8,886 | 8,886 | 8,886 |
| *Adj R2* | 0.263 | 0.169 | 0.0647 | 0.282 | 0.128 |
| Panel D: 独立董事联结的溢出效应 | | | | | |
| ***Spillover***·***After*** | **0.261\*\***  **(2.41)** | **-0.032**  **(-0.52)** | **-0.010**  **(-0.09)** | **0.091\*\***  **(2.06)** | **0.092**  **(0.72)** |
| *ControlVars* | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *Obs* | 8,649 | 8,649 | 8,649 | 8,649 | 8,649 |
| Adj R2 | 0.264 | 0.170 | 0.063 | 0.284 | 0.132 |

注：回归中已对标准误进行了公司层面的聚类处理。参数估计值下方为t值， \*，\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%、1%显著性水平上通过统计检验。本表中*ControlVars*均包含了前文中*Controls*所有控制变量及*Spillover、After、Industry*和*Year*等其他控制变量。

总体而言，若把不同信息溢出路径区分为非公司治理层路径（公共信息路径，以及私有信息中的审计师路径）与公司治理层路径（独立董事路径），则可以较为合理地解释不同路径对内部控制影响。公司管理层可直接影响控制活动，非公司治理层路径的信息传递较容易引发与控制活动相关的内部控制改进，而无须公司治理层过多参与。而公司治理层路径，则更多地导致了内部环境和信息沟通的改进，这更需要独立董事发挥积极作用。

（六）制度溢出效应与企业经营风险

检验制度溢出效应能否降低企业经营风险，有利于考察内部控制改进能否真正提升上市公司质量。企业风险的重要体现是经营风险。为此，本文检验了制度溢出效应对企业经营风险的影响[[17]](#footnote-17)。借鉴以往文献(周泽将等, 2019)，本文将企业经营风险定义为行业年度均值调整的[t-2,t+2]的5期公司*EBIT*标准差（*SDEBIT*）。控制变量与前文相同。

回归结果见表10。由表可见，制度溢出效应对企业经营风险有显著抑制作用。上述结果与上节研究结论内在逻辑一致：控制活动是各种信息路径中受影响最多的内部控制要素，其改进直接有助于降低企业经营风险。

表10 制度溢出效应对企业经营风险影响的回归结果

|  | 因变量：企业风险（SDEBIT） | | | |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 行业龙头 | 高曝光度 | 审计师 | 独立董事 |
|  | （1） | （2） | （3） | （4） |
| ***Spillover*** | 0.034\*\*  (2.43) | 0.040\*\*\*  (2.75) | 0.005\*\*  (2.51) | 0.000  (0.00) |
| ***After*** | 0.005  (1.22) | 0.021\*\*\*  (4.79) | 0.009\*\*  (2.43) | 0.002  (0.54) |
| ***Spillover×After*** | **-0.010\*\***  **(-2.46)** | **-0.013\*\*\***  **(-3.72)** | **-0.007\*\***  **(-2.01)** | -0.000  (-0.06) |
| *Controls* | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *Industry* | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *Year* | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *Obs.* | 7,185 | 7,296 | 7,311 | 7,200 |
| Adj R2 | 0.301 | 0.306 | 0.300 | 0.303 |

注：回归中已对标准误进行了公司层面的聚类处理。参数估计值下方为t值， \*，\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

上述结果还意味着，制度溢出效应实质性影响了受讯公司内部控制，因为只有当内部控制执行状况良好时，制度溢出效应才能降低经营风险。结合制度溢出效应的持续性结果，本文研究表明监管问询函具有低成本、高收益的特征，无疑为该监管创新的有效性提供了有力的经验证据支持。

除独立董事溢出路径之外，其他所有溢出路径均使企业经营风险显著降低。独立董事未对任职联结企业经营风险产生显著抑制效应，可能是因其履职风险主要源于合规风险而非经营风险。鉴于我国独立董事制度设计的首要目的，是加强对公司管理层的监督，这并未否定独立董事制度的有效性。

# 七、结论

以往文献主要研究了资本市场处罚性监管的溢出效应(刘文军等, 2019)，以及非处罚性监管对内部控制的影响(聂萍等, 2020)，本文进一步研究了监管问询函对制度溢出效应的作用机制、约束条件及经济后果。研究发现：（1）监管问询函具有重要的信息传递效应，对受讯公司内部控制改进产生了制度溢出效应；（2）监管问询函的制度溢出效应在多数信息传递机制下均具有较强持续性；（3）制度溢出效应受监管问询力度、董事会勤勉程度及融资约束影响；（4）制度溢出效应对内部控制五要素体现出异质性影响，并显著降低了企业经营风险。本文对深入理解中国当前资本市场监管政策及公司治理具有一定借鉴意义，具体表现为以下方面：

首先，本文结果为监管问询的有效性提供了有力的经验证据支持。本文结果表明监管者可以通过低成本方式改善受讯企业内部控制，且制度溢出效应最终体现为受讯公司经营风险下降和上市公司质量提升，监管收益较高。由于监管问询是强化信息披露的重要监管机制，本研究也支持了学者关于强化信息披露制度有助于提高证券执法效率的论断(李鸣、昌忠泽, 2001)，为中国证券执法改革和近年来监管问询持续加强提供了支持性证据。

其次，本文也为监管问询的具体执法方向提供了有价值的参考。提供更详尽的监管问询函有助于彰显监管部门勤勉执法力度，向市场发出明确信号，并起到长期威慑作用，从而有利于公司内部控制持续改进和上市公司质量提升。在监管问询对象方面，则有必要重点关注市场知名企业，这有助于提升执法效率。

再次，监管问询制度有效的重要前提，是制度设计能有效调动治理对象的内生动力。我国现有证券市场监管和市场化融资安排从制度设计层面解决了企业对高质量内部控制的内生需求，表明中国证券市场与融资相关的内部控制管制有助于提升上市公司质量。这对我国其他治理机制建设亦有参考价值。

最后，本研究也对监管者加强其他内部和外部治理机制建设具有借鉴意义。在内部治理层面，监管层有必要采取措施从制度设计角度解决董事（会）的内生激励问题，进一步提升董事会勤勉水平，使其更好地发挥治理作用。在外部治理层面，本研究支持了审计师及媒体报道等治理方式的有效性，意味着中国资本市场改革有必要进一步加强声誉机制建设，发挥金融市场中介的积极治理作用。

**参考文献**

陈汉文 周中胜, 2014:《内部控制质量与企业债务融资成本》,《南开管理评论》第3期。

陈仕华 马超, 2012:《连锁董事联结与会计师事务所选择》,《审计研究》第2期。

陈仕华 张瑞彬, 2020:《董事会非正式层级对董事异议的影响》,《管理世界》第10期。

陈运森 邓祎璐 李哲, 2018:《非处罚性监管具有信息含量吗?——基于问询函的证据》,《金融研究》第4期。

陈运森 邓祎璐 李哲, 2019:《证券交易所一线监管的有效性研究:基于财务报告问询函的证据》,《管理世界》第3期。

陈运森 宋顺林, 2018:《美名胜过大财:承销商声誉受损冲击的经济后果》,《经济学(季刊)》第1期。

褚剑 方军雄, 2018:《政府审计能提升中央企业内部控制有效性吗?》,《会计与经济研究》第5期。

翟淑萍 王敏 张晓琳, 2020:《财务问询函对审计联结公司的监管溢出效应——来自年报可读性的经验证据》,《审计与经济研究》第5期。

丁龙飞 谢获宝, 2020:《年报问询函的监管溢出效应研究——来自企业集团A股上市子公司的证据》,《南方经济》第8期。

顾奋玲 解角羊, 2018:《内部控制缺陷、审计师意见与企业融资约束——基于中国A 股主板上市公司的经验数据》,《会计研究》第12期。

李鸣 昌忠泽, 2001:《证券执法的经济学分析》,《经济研究》第7期。

李晓溪 饶品贵 岳衡, 2019:《年报问询函与管理层业绩预告》,《管理世界》第8期。

李越冬 严青, 2017:《机构持股、终极产权与内部控制缺陷》,《会计研究》第5期。

刘文军 刘婷 李秀珠, 2019:《审计师处罚在行业内的溢出效应研究》,《审计研究》第4期。

梅蓓蕾 郭雪寒 叶建芳, 2021:《问询函的溢出效应——基于盈余管理视角》,《会计研究》第6期。

聂萍 潘再珍 肖红英, 2020:《问询函监管能改善公司的内部控制质量吗?——来自沪深交易所年报问询的证据》,《会计研究》第12期。

潘越 等, 2019:《民营资本的宗族烙印:来自融资约束视角的证据》,《经济研究》第7期。

熊艳 李常青 魏志华, 2011:《媒体“轰动效应”:传导机制、经济后果与声誉惩戒——基于“霸王事件”的案例研究》,《管理世界》第10期。

许新霞 何开刚, 2021:《内部控制要素的缺失与完善：基于内部控制和风险管理整合的视角》,《会计研究》第11期。

耀友福 薛爽, 2020:《年报问询压力与内部控制意见购买》,《会计研究》第5期。

余海宗 何娜 夏常源, 2019:《保险资金持股与内部控制有效性研究》,《审计研究》第5期。

张丽达 冯均科 陈军梅, 2016:《媒体监督、内部控制与审计意见》,《审计研究》第5期。

张萍 等, 2015:《公司治理和财务报告内部控制:监管制度的比较——西方内部控制研究文献导读及中国制度背景下的展望(三)》,《会计研究》第8期。

郑军 林钟高 彭琳, 2013:《高质量的内部控制能增加商业信用融资吗?——基于货币政策变更视角的检验》,《会计研究》第6期。

周泽将 罗进辉 李雪, 2019:《民营企业身份认同与风险承担水平》,《管理世界》第11期。

Acito, A.A. et al(2019), "The materiality of accounting errors: Evidence from SEC comment letters", *Contemporary Accounting Research* 36(2):839-868.

Balsam, S. et al(2014), "Equity incentives and internal control weaknesses", *Contemporary Accounting Research* 31(1):178-201.

Bozanic, Z. et al(2017), "SEC comment letters and firm disclosure", *Journal of Accounting and Public Policy* 36(5):337-357.

Brown, S.V. et al(2018), "The spillover effect of SEC comment letters on qualitative corporate disclosure: Evidence from the risk factor disclosure", *Contemporary Accounting Research* 35(2): 622-656.

Chen, X., et al , "Does increased board independence reduce earnings management? Evidence from recent regulatory reforms", *Review of Accounting Studies* 20(2):899-933.

Cheng, S. et al(2019), "Spillover effects of internal control weakness disclosures: The role of audit committees and board connections", *Contemporary Accounting Research* 36(2):934-957.

Defond, M.L. & C.S.Lennox(2017), "Do PCAOB inspections improve the quality of internal control audits?", *Journal of Accounting Research* 55(3):591-627.

Goh, B.W.(2009), "Audit committees, boards of directors, and remediation of material weaknesses in internal control", *Contemporary Accounting Research* 26(2):549.

Gong, G., et al (2013), "Home country investor protection, ownership structure and cross-listed firms' compliance with SOX-mandated internal control deficiency disclosures", *Contemporary Accounting Research* 30:1490-1523.

Jiang, W., et al (2016), "Reputation concerns of independent directors: Evidence from individual director voting", *Review of Financial Studies* 29(3):655-696.

Lisic, L.L. et al(2016), "CEO power, internal control quality, and audit committee effectiveness in substance versus in form", *Contemporary Accounting Research* 33(3):1199-1237.

Naiker, V. & D.S.Sharma(2009), "Former audit partners on the audit committee and internal control deficiencies", *Accounting Review* 84(2):559-587.

Pyo, Y. & S.Lustgarten(1990), "Differential intra-industry information transfer associated with management earnings forecasts", *Journal of Accounting and Economics* 13(4):365-379.

Roehm, M.L. & A.M.Tybout(2006), "When will a brand scandal spill over, and how should competitors respond?", *Journal of Marketing Research* 43(3):366-373.

Wang, Q.(2016), "Determinants of segment disclosure deficiencies and the effect of the SEC comment letter process", *Journal of Accounting and Public Policy* 35(2):109-133.

**The Institutional Spillover Effects of Comment Letters**

**—Evidence from Internal Control Improvements of Listed Firms**

WAN Hualin1 HU Xun1 FANG Yu2

(1. Shanghai Lixin University of Commerce, Shanghai, China;

2. Shu Lun Pan CPA Co., Ltd, Shanghai, China)

**Abstracts：**This paper studies the spillover effects and mechanism of comment letters on Chinese listed firms. Based on the sample of CSRC comment letters during 2015 and 2018, we conduct a difference-in-difference method on how institutional spillover effects of comment letters affect internal control improvements of listed firms not receiving any comment letters (No-letter Firms). We find that there are significant spillover effects on No-letter Firms when event firms receiving comment letters are industry leader, have more media mentions, and when No-letter Firms are connected with event firms by same independent directors or auditors. The counterparts or connected No-letter Firms’ internal control level improve significantly after comment letters events. Further research shows that: Firstly, the spillover effects are persistent. Secondly, the spillover effects are more significant when event firms receive longer comment letters, which means regulator’s attitude is important signal to the market and the counterparts or connected firms. Thirdly, the spillover effects are more significant when firms are financial constrained, which means financial demands may be the main driver of spillover effects. Lastly, the spillover effects reduce firms’ operational risk significantly. This study provides empirical evidence on the mechanism and constraints of deterrent effect of non-administrative supervision measure, which means non-administrative supervision in China can improve the efficiency of securities law enforcement and quality of listed firms in Chinese stock market.

**Keywords：**Comment Letters, Internal Control, Spillover Effects

1. \* 万华林、胡浔，上海立信会计金融学院会计学院；方宇，立信会计师事务所（特殊普通合伙）。通讯作者胡浔电子邮箱：hx\_forward@foxmail.com。基金项目：国家自然科学基金重点项目（71632006）；国家自然科学基金面上项目（71972134和71602118）。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，但文责自负。 [↑](#footnote-ref-1)
2. 本文借鉴以往文献(翟淑萍等, 2020)，根据行文环境，将被问询公司称为“收函公司”或“发讯公司”。受溢出效应影响企业，如为行文简洁而未具体指出溢出途径，则统称“受讯公司”。 [↑](#footnote-ref-2)
3. 本文将制度溢出效应界定为制度改进的正向溢出效应，即基于公开信息或私有信息传递，受讯公司与发讯公司表现出的同向制度改进行为。 [↑](#footnote-ref-3)
4. 国务院2020年印发《关于进一步提高上市公司质量的意见》，明确要求强化持续监管，提高上市公司治理水平，加快推行内控规范体系。 [↑](#footnote-ref-4)
5. 以年报问询函为例，对公司内部控制的监管问询超过20%(聂萍等, 2020)。 [↑](#footnote-ref-5)
6. 本文仅回顾资本市场信息溢出效应，对技术溢出效应、风险溢出等与其他文献不予关注。 [↑](#footnote-ref-6)
7. 参见《上市公司股权激励管理办法》《深圳证券交易所上市公司信息披露工作考核办法》《上海证券交易所上市公司信息披露工作评价办法》《深圳证券交易所上市公司风险分类管理办法》《上海证券交易所上市公司自律监管规则适用指引第3号——信息披露分类监管》等相关文件。 [↑](#footnote-ref-7)
8. 据本文统计，在出具内部控制鉴证报告的样本中，70%的公司年度观测值的内控审计与年报审计为同一家机构。即使不对内部控制发表审计意见，审计师也必须高度关注企业内部控制。 [↑](#footnote-ref-8)
9. 在本文样本中，约90%的观测样本需要审计师发表意见。 [↑](#footnote-ref-9)
10. 因这些公司有较强的退市风险，纳入研究样本会对实证结果的可靠性产生影响。 [↑](#footnote-ref-10)
11. 为检验上市公司被问询后，相比对照样本，受讯公司的内部控制是否有显著提高，本文构建多期DID模型检验的实证结果见附录1。结果表明，上市公司被问询后，内部控制质量显著提高，这与以往文献(聂萍等,2020)相一致。这表明本文基于此前提进行研究是恰当的。 [↑](#footnote-ref-11)
12. 基于本文样本，同样发现监管问询函对内部控制具有提升作用。 [↑](#footnote-ref-12)
13. 限于论文篇幅，部分表格留存备索，后同不赘。 [↑](#footnote-ref-13)
14. 本文也用另一种方法做了安慰剂检验。由于本文自变量由交易所监管问询时间来定义，本文通过改变事件发生时间来进行安慰剂检验，即提前监管问询函时间1期进行检验。在提前监管问询函年度1期后，与原样本交乘项回归系数均在5%或10%水平上显著为正相比，提前1期的样本交乘项回归系数均不显著，这也表明本文结果通过了安慰剂检验。 [↑](#footnote-ref-14)
15. 第二章第六条第二款明确要求：“公司内部控制制度健全，能够有效保证公司运行的效率、合法合规性和财务报告的可靠性;内部控制制度的完整性、合理性、有效性不存在重大缺陷”。 [↑](#footnote-ref-15)
16. 进一步，本文结果是否在再融资问询函样本中更强？本文依据问询函是否与再融资相关进行分组，该样本结果仅略强于对照组，但两组结果无系统性差异。由于内部控制完善是融资的重要前提，而与内部控制是否涉及融资无关，上述结果是合理的。 [↑](#footnote-ref-16)
17. 本文未检验制度溢出效应对企业违规行为的影响，是因为违规从发生到发现和处罚往往需要较长时间，在本文窗口期内，尚难以观察监管问询后企业违规行为的变化。 [↑](#footnote-ref-17)