

## 债券市场信息披露与行业信息溢出\*

张晓晨 阴慧芳<sup>1</sup>

投稿日：2021年2月23日 录用日：2021年9月19日

©作者 2022。本文由香港理工大学以开放取用(open access)方式出版。

### 摘要

我国债券市场已成为全球第二大市场，债券发行主体较股票市场异质程度更高，以非上市公司为主。本文通过债券发行人发行债券这一信息披露的契机，研究了债券市场非上市公司信息披露对股票市场同行业公司信息溢出效应。本文构建了同行业非上市公司发债信息披露指标，实证结果发现债券市场中非上市公司信息披露对同行业上市公司股票定价效率有提升作用，进一步研究发现在债券市场非上市公司信息披露对解读行业共性信息及企业竞争格局影响更大时，当跨市场中介更多时，上述影响更为明显。本文证实了债券市场非上市公司信息披露具有正面的溢出效应，为监管机构加强债券市场信息披露质量提供了依据。

关键词：债券市场、信息披露、溢出效应、定价效率

\* 本文得到国家自然科学基金资助项目（No. 71772110）、教育部人文社会科学研究一般项目（No. JJD790010）、上海财经大学创新基金资助项目（No. CXJJ-2019-304）的资助。

<sup>1</sup> 张晓晨，上海财经大学会计学院博士研究生。电邮：zhangxiaochen\_sufe@126.com。阴慧芳，上海财经大学会计学院教授。电邮：yin.huifang@mail.shufe.edu.cn。

## 一、引言

我国债券市场已经成为了全球第二大债券市场,2018年底我国债市总存量达85.73万亿元。不同于西方国家,我国债券发行主体的异质程度较高,绝大部分为非上市公司(Allen *et al.*, 2015)。2019年发行的企业债中非上市公司贡献了97.8%的发行额,发行的公司债中非上市公司贡献了84.6%的发行额。作为国民经济的重要组成部分,非上市公司对于股票市场投资者了解行业环境,预测同行业上市公司未来业绩有积极效应(Bernard, 2016)。然而,股票市场投资者难以系统性地获得同行业非上市公司信息,而非上市公司发行债券时所进行的信息披露,为资本市场参与者了解同行业非上市公司提供了途径。本文通过考察非上市公司发行债券时的信息披露对股票市场同行业公司股价信息含量的影响,旨在研究非上市公司对上市公司的信息溢出效应。“十四五”时期证监会的改革重点包括“推进债券市场创新发展”及“推动上市公司提高质量、提高直接融资比重”。本文不仅为监管部门规范债券市场信息披露制度提供了理论依据,还有助于股票市场投资者利用债券市场信息披露,识别上市公司特质信息,从而提高市场效率。

现有研究证实了在发达国家市场中,债券信息披露可以帮助投资者发挥有效监督机制(Dhaliwal *et al.*, 2011)。但是我国资本市场仍处于发展阶段,监管制度、信息披露环境与成熟的西方市场差异明显(Allen *et al.*, 2005)。在较为完善的法律保护下,信息披露不足可能会导致公司诉讼风险增加(Skinner, 1994),而我国法制环境对投资者保护较弱,即使公司面临信息披露的要求,可能仍存在披露不足的现象(Piotroski and Wong, 2012)。因此在中国这样的新兴市场上,债券市场信息披露是否影响股票市场定价亟待研究。另外,2020年3月证监会、发改委宣布我国公司债及企业债实行“注册制”,使得债券市场成为先于股票市场实施注册制的资本市场。在“注册制”下,信息披露成为了债券市场监管部门关注的重点(姚颐和赵梅, 2016)。2020年4月27日,证监会副主席李超在介绍注册制改革时指出,坚持以信息披露为核心的注册制,是注册制改革需要坚持的“主线”。虽然债券市场信息披露的重要性引起了监管者的广泛关注,但是学术界的实证研究并不充分。在有关我国债券市场信息披露的研究中,绝大部分文献考察的是债券信息披露对本公司融资过程的影响以及对本公司在股票市场的效应。例如周宏等(2012)发现债券发行人的信息披露降低了本公司债券融资成本。武恒光和王守海(2016)发现债券市场上信息披露水平较高的公司信用评级较高。Bittlingmayer and Moser(2014)发现债券-股票市场价格存在联动性。Guan *et al.*(2019)关注了公司债券市场信息披露与股价崩盘风险之间的关系。然而债券市场信息披露不止会影响本公司债务融资活动,还可能在股票市场上对其他公司产生信息溢出。目前我们对债券市场信息披露如何影响股票市场其他公司的认知还相当有限。为此,我们以非上市公司这一债券市场信息披露的重要主体作为切入点,考察了债券市场发行人信息披露对股票市场同行业公司的溢出效应。

具体而言,本文使用同行业非上市公司发行债券这一事件度量同行业非上市公司的信息披露。根据证监会的要求,当企业发行债券时,债券市场发行人需要披露债券募集说明书、三年财务报表、信用评级报告等一系列文件。其中债券募集说明书包含

企业未来成长机会、运营、绩效、及产业政策、行业前景的信息。除此之外，募集说明书中还会披露债券担保人情况、偿债计划及保障措施、募集资金用途等。这些信息可以帮助投资者了解、预测行业发展，也可以增进对行业竞争格局以及上市公司在行业中地位的理解，从而提高股票交易中的信息含量。本文使用 2007–2018 年样本为上海和深圳证券交易所的 A 股上市公司，考察非上市公司在债券市场上信息披露对同行业上市公司股票定价效率的影响。本文实证检验发现：（1）债券市场中非上市公司信息披露显著提高了同行业上市公司股票定价效率；（2）分组检验的结果表明：当债券市场非上市公司信息披露对解读行业共性信息（如行业垄断程度高、宏观不确定性高、行业信息透明度低）及行业竞争格局影响更大时（发债企业在行业中较为重要、发债企业与上市公司产品竞争关系较为相关、发债企业为大型国有集团时）、当跨市场信息中介更多（如跨市场投资的机构投资者更多、行业卖方分析师更多）时，上述影响更为明显；（3）进一步研究表明，当债券募集说明书文本信息含量较高时，债券市场中同行业非上市公司信息披露对上市公司股票定价效率的影响更大。说明上市企业定价效率上升的信息感知的确来自于发债企业。此外，通过将股价中的信息拆分为行业信息和公司特质信息的部分，本文发现债券市场信息披露对同行业公司定价效率的提升，是通过促进行业信息及公司特质信息融入股价实现。

本文以中国为背景，研究债券市场中非上市公司信息披露对同行业上市公司股票定价效率的影响。原因主要有以下两点。首先，我们的研究为投资者了解非上市公司这一中国经济重要组成部分提供了可能的途径。根据中国国家统计局的数据，截至 2020 年底，我国共 38.3 万家规模以上工业企业。而同期 A 股上市公司仅为 4,140 家。此外根据国际统计年鉴的数据，中国 2000 年上市公司总市值占国内生产总值的比重仅为 48.2%，2017 年为 71.2%，远远低于同期其他国家。由于市场由上市公司和非上市公司共同构成，可见我国绝大部分的国内生产总值都是由非上市公司提供的。在非上市公司为我国国内生产总值贡献较大的背景下，增进对非上市公司的了解十分必要。但是，由于非上市公司不受股票市场强制披露要求的限制，投资者对非上市公司了解较少。我们通过研究中国债券市场发行债券时的信息披露，为投资者了解中国非上市公司这一经济重要组成部分提供了可能的途径。其次，新兴国家资本市场法治环境对投资者保护能力较弱（Allen *et al.*, 2005），资本市场可能存在披露不足的现象（Piotroski and Wong, 2012）。作为新兴市场的重要主体，以中国为研究对象对债券市场信息披露问题进行研究十分重要。

本研究主要贡献在于：第一，现有关于债券信息披露的文献中，更多的是关注债券信息披露对本公司债务融资活动及本公司股票市场的影响（周宏等，2012；武恒光和王守海，2016；Bittlingmayer and Moser, 2014），较少考察信息披露对其他公司跨市场信息环境效应。文章考察了债券市场对股票市场同行业的信息溢出效应，补充了债券信息披露的研究。第二，本文丰富了非上市公司信息披露对资本市场影响的研究。尽管我国非上市公司对经济扮演着重要的作用，但以往学者对非上市公司的关注十分缺乏。本文填补了有关非上市公司信息如何影响我国资本市场投资者行为的研究，研究结果有助于增进我们对非上市公司信息披露后果的了解。第三，本文拓展了有关行

业溢出效应的文献，基于信息流动的视角检验了债券-股票市场同行业公司间的信息传递，并分析了具体作用路径，丰富了现有研究。第四，本文对债券市场进一步提高信息披露要求、识别上市公司特质信息提供了理论指导。2020年3月1日，国家发改委及证监会发布了关于企业债、公司债发行实施注册制的通知，特别强调了以信息披露为中心的监管理念。此外，本文对完善我国债券市场信息披露制度、帮助投资者识别上市公司特质信息、提高市场效率提供了理论帮助。

## 二、文献综述与研究假设

### （一）股价同步性

Roll (1988) 指出，股价波动性可以由市场信息、行业层面信息和公司特质信息解释。Morck *et al.* (2000) 提出信息定价效率这一概念，认为股价同步性越低，其定价效率越高。沿袭 Morck *et al.* (2000) 的研究，Durnev *et al.* (2003) 指出较低的股价同步性反映了股票价格中包含较多的公司特质信息和行业信息。当大部分股价波动由公司特质信息及行业信息驱动时，股票价格与市场因素之间的同步性降低。Bris *et al.* (2007) 在前人基础上提出用当期及滞后一期个股收益与市场收益回归的  $R^2$  度量个股定价效率。较高的股价同步性对企业的决策有负面的影响，具体表现为公司更换业绩较差高管的可能性降低 (DeFond and Hung, 2004)、公司投资效率下降 (Bennett *et al.*, 2019)、损害资本配置效率 (Wurgler, 2000) 等。

Morck *et al.* (2000) 发现，与成熟的资本市场相比，中国等新兴市场国家的股价同步性较高。许多学者尝试解释我国高股价同步性的原因。李增泉等 (2011) 认为关系型交易模式降低了公司信息披露的动机，导致了我国较高的股价同步性。许年行 (2011、2013)、陈冬华和姚振晔 (2018) 则分别以机构投资者羊群效应、投资者心理偏差、政府行为角度解释了我国高股价同步性的形成机制。另一批学者研究了如何降低我国高股价同步性的现象。王亚平等 (2009)、黄俊和郭照蕊 (2014)、谭松涛等 (2016) 发现，机构投资者持有、新闻媒体报道、互联网沟通促进了股票信息含量的提高，从而降低了股价同步性。王艳艳等 (2014)、李丹和王丹 (2016)、陈康和刘琦 (2018) 则发现社会责任报告披露、供应商信息环境、融资融券政策分别与股价同步性存在负相关关系。综上所述，现有研究主要解释了我国高股价同步性的形成机制以及如何通过改善上市公司信息环境降低股价同步性。但少有文献从债券市场的角度出发，探讨跨市场信息披露对上市公司股价同步性的影响。本文研究了债券市场信息披露对股票市场股价同步性的作用。

### （二）债券市场信息披露研究

债券市场信息披露对提高债券定价效率起到重要作用 (王博森和施丹, 2014)。一类文献关注了债券发行人的信息披露是否提供了有用信息。施丹和姜国华 (2013) 指出，债券发行人通过披露信息，向投资者提供有用信息。具体表现为，信息质量较高的公司债券发行人融资成本较低、债券评级较高。方红星等 (2013) 发现企业信息披露可以降低代理成本、提升公司价值，这说明债券发行人信息披露中包含价值。另一

类文献则关注了投资者是否关注和使用债券发行人所披露的信息。Akerlof (1970) 认为, 公司内部与外部存在信息不对称问题, 外部利益相关者存在了解内部信息的需求。陈超和李熔伊 (2014) 发现投资者和信用评级机构都会关注公司的信息披露质量。Wei and Zhou (2016) 发现, 盈余公告时债券的交易方向与盈余收益未预期部分相关, 这说明债券市场投资者使用了债券发行人披露的信息进行交易。

债券市场信息同样会影响股票市场。Even-Tov (2017) 指出盈余公告后债券价格对股票收益有预测作用, 并且这一现象在机构投资者比例较低和债券流动性更高时更显著。Bittlingmayer and Moser (2014) 发现当流动性较强的债券出现较大的异常下跌后, 对应的股票价格也会出现平均 1.42% 的异常下跌, 这说明了债券市场信息会传递到股票市场, 引起债券-股票市场的联动效应。De Franco *et al.* (2009) 认为债券市场信息传递到股票市场的原因是债券市场机构投资者比例较高。机构投资者有更强的信息收集和解读能力, 从而更快地将公司信息传递到股票市场个人投资者, 影响股票市场的价格。

上述研究主要集中于探讨债券市场信息披露对本公司债券及股票定价效率的影响, 并证实了债券市场信息披露会影响同公司股票定价效率。然而这类文献并未研究债券市场信息披露对同行业其他公司股票定价效率的影响。本文试图从债券发行人信息披露的角度探究债券市场信息披露对同行业股票的信息溢出效应。

### (三) 理论分析与研究假设

现有文献已证实同行业信息共享可以使投资者和公司受益, 同行业其他公司信息对本公司信息有补充作用 (Badertscher *et al.*, 2013)。Badertscher *et al.* (2013) 发现上市公司信息披露可以降低行业不确定性。行业中上市公司比例越高, 行业不确定性越低, 该行业非上市公司的投资效率越高。Lang and Lundholm (1996) 使用模型证实, 同行业其他公司的盈利对本公司业绩具有额外的解释力。

本文旨在研究行业非上市公司发行债券时的信息披露对上市公司的溢出效应。本文认为, 非上市发债企业为上市公司提供了增量信息。与上市公司相比, 非上市公司一般不需要向公众披露信息, 投资者对非上市公司的运营和业绩等信息了解较少 (Asker *et al.*, 2011)。但是, 一个行业由上市公司和非上市公司构成, 发债公司是上市公司同行业的企业。一个行业的上市公司和非上市公司的运营及绩效共同影响了行业的发展前景, 共同构成了行业的竞争格局。这些同业企业的公司特质信息也会增进投资者对整体行业的了解。例如, 上市公司财报中对本公司经营状况及行业整体状况进行了描述。然而基于这些信息, 投资者对该行业及该公司的了解是不全面的。这些信息仅提高了投资者对本公司经营状况的了解, 以及对行业层面经营状况的部分了解, 投资者无法清晰得知其非上市竞争对手的经营状况。然而, 非上市竞争对手的经营状况也会对公司未来经营产生影响。通过债券市场信息披露这一契机, 投资者可以增进对上市公司的非上市竞争对手的了解, 并完善对整体行业的理解。并且, 投资者通过获取本公司非上市竞争对手的经营状况, 可以印证本公司 MD&A 中有关公司未来经营状况的叙述是否准确。除了发行主体的财务、经营状况等信息, 非上市公司发行债券时还披露了与债券相关的风险、债券担保人情况、偿债计划及保障措施、募集资金

用途等信息。这些信息也是股票市场中未曾披露过的。我们认为这些新信息可以分为以下两类：一是提供行业未来平均价值的信息，从而促进上市公司投资者对行业未来前景的理解；二是通过提供同行业其他公司在未来价值中的竞争份额的信息，促进投资者了解本公司在行业中所处的竞争地位。

第一，同行业非上市公司信息披露可以使上市公司投资者获取行业共性信息。同一行业的不同企业会受到相似宏观经济因素与行业政策的影响。Foster（1981）提出，信息传递出现的一个可能原因是公司发布的收益传递了涉及行业范围的共性信息，这些共性信息对行业内其他公司也存在影响。Durnev and Mangen（2009）发现行业内公司财务重述中包含该行业未来需求的信息，这些信息会改变同行业其他公司对投资项目的估值。这说明公司信息披露中包含新的行业层面信息。Kim *et al.*（2008）证实了正向的行业内信息转移是由行业共性信息引起的。Lang and Lundholm（1996）发现在未来竞争格局明确但行业整体前景不明确的行业中，行业内存在正向的信息流动。这说明当行业前景不确定性较高时，同行业其他公司信息披露补充了本公司对行业前景的认知。当非上市公司发行债券、披露募集说明书时，会系统披露关于行业运营、产业政策、行业前景的信息。这些行业共性信息可以降低投资者预测的不确定性，使投资者对行业整体有更好的把握（Bonsall *et al.*, 2013）。当更多行业信息融入股票价格时，股价同步性下降（Durnev *et al.*, 2003）。

第二，同行业非上市公司信息披露可以增加投资者对本公司在行业中所处竞争地位的了解程度。公司与同行业其他公司通过产品市场竞争相互联系。首先，同行业竞争对手信息披露可以帮助公司预测未来市场份额。当行业的一家公司发布销售和收入的报告对该公司传递了正面信息时，该报告对该行业的其他公司传递了负面信息（Foster, 1981），从而减少了行业内竞争对手的市场份额，降低了行业其他公司的股票价格。Lang and Lundholm（1996）通过对本公司收益和行业其他公司收益的回归证实了行业内整体存在负向的信息流动。他们发现样本中其他公司收益的系数总体为负，并且这一现象在未来竞争格局较不明晰的行业中更加显著。他们的结果说明行业其他公司的盈利公告提供了公司在行业中未来竞争力的信息。基于相似的逻辑，Bernard（2016）发现当德国强制小型非上市企业公开财务数据后，公司的竞争者可以利用这些信息提升自身市场份额，加大了小型非上市企业的破产概率。因此当非上市公司在债券市场进行信息披露时，非上市公司的产品经营状况可以帮助同行业上市公司对未来产品需求进行预测。此外，同行业竞争对手的经营业绩除了会影响公司未来市场份额，其规模、杠杆率、流动性、经营绩效及投融资决策的信息对公司未来运作也有着至关重要的影响。缺乏有关竞争对手的财务状况、产品政策、投融资决策等信息会使本公司未来决策的结果不确定性上升（Dixit and Pindyck, 1994）。同行业竞争对手通过披露财务状况、产品经营状况的信息，可以减少行业需求、供给、支出不确定性，从而更好地指导本公司的未来价格制定、融资策略及产品市场战略决策的选择（Badertscher *et al.*, 2013）。当投资者可以更好地评价公司在所在行业中的竞争力时，信息不对称程度下降，投资者可以更好地掌握本公司特质信息，从而降低股价同步性。

基于以上论述，本文提出假设如下：

### H1: 债券市场中非上市公司信息披露会提升同行业公司股票定价效率。

然而，目前学术界对同行业公司信息披露的有用性未能达成一致。债券市场中非上市公司信息披露可能对同行业公司股票定价效率并无影响。同行业公司信息披露的有用性取决于同行业公司的信息与本公司信息是完全替代还是补充关系。一方面，行业其他公司的信息可能只是本公司信息的“噪音”版本。在这种情况下，如果同行业其他公司在本公司披露收益之前就披露收益，这会影响本公司的股票回报，但是，如果同行业其他公司披露收益时本公司已经披露了收益，则对本公司的股票回报的影响有限。因为对本公司而言，其他公司的信息是冗余的，不会为本公司带来更多信息，也不会影响本公司的估值及股票信息含量。例如 Frost (1995) 调查了同行业其他公司发布收益公告前后三天时的信息转移情况。她发现在 22 个行业中，只有 4 个行业存在信息转移。Pownall and Waymire (1989) 研究了同一行业内某一特定公司在年度财务报表公告前一天和公告当天的异常收益。他们发现，对于那些没有发布业绩预测的公司，同行业信息披露对该公司股票价格存在显著影响。但当本公司已发布业绩预测时，同行业信息披露对该公司股票价格的影响不显著。这说明同行业公司的披露的信息可以与本公司的信息形成部分替代。因此同行业非上市公司信息披露对上市公司信息含量的影响可能有限。本文对非上市公司信息披露与上市公司信息含量的关系做了具体检验。

## 三、研究数据与研究设计

### (一) 数据来源与样本分析

本文的研究样本为上海和深圳证券交易所的 A 股上市公司，本文的数据来源为 CSMAR 和 WIND 数据库。本文选取的样本区间为 2007 年至 2018 年，并按照如下标准对数据进行了筛选：(1) 删除金融类行业公司；(2) 删除 ST 样本；(3) 删除上市当年样本；(4) 删除年交易日少于 30 周的样本；(5) 删除相关变量缺失的样本。最终样本为 18,063 个公司年度观测值。为避免极端值的影响，本文对连续型变量进行了首尾 1% 的 Winsorize 处理。

### (二) 变量定义

#### (1) 股价同步性 (Synch)

借鉴 Durnev *et al.* (2003) 的方法，使用如下模型 (1) 估计个股的  $R^2$ ，并进一步使用模型 (2) 将  $R^2$  对数化处理，得到的  $Synch_i$  即为股价同步性变量。

$$Ret_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \times Market_t + \alpha_2 \times Market_{t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$Synch_i = Ln\left(\frac{R_i^2}{1-R_i^2}\right) \quad (2)$$

其中， $Ret_{i,t}$  为每年第  $t$  个交易日公司  $i$  的股票收益率； $Market_t$  为第  $t$  个交易日市场收益率； $Market_{t-1}$  为第  $t-1$  个交易日市场收益率； $R_i^2$  为模型 (1) 的年度回归拟合优度。

### (2) 行业非上市公司发行债券的信息披露 (*PeerDebtIssue*)

$PeerDebtIssue_{i,t}$  度量行业非上市公司发行债券的信息披露。关于  $PeerDebtIssue_{i,t}$  的度量, 我们参考 Badertscher *et al.* (2013) 的文章, 使用每个行业当年非上市公司发行债券的企业数量除以行业上市公司数量进行度量。由于缺乏各行业公司总数量的数据, 我们使用行业上市公司数量而非各行业公司总数量将行业非上市公司债券信息披

### (3) 上市公司及债券市场发债公司行业的界定

本文对于上市公司及债券市场发债的公司均根据证监会行业分类指引 (2012 版) 划分其行业。其中, 除制造业使用次类行业外, 其他行业均使用门类行业。有关上市公司及债券市场发债公司的行业数据均来源于 WIND 数据库。

### (4) 控制变量

控制变量的选择借鉴侯宇和叶冬艳 (2008)、Hutton *et al.* (2009) 及陈冬华和姚振晔 (2018) 等文献, 具体的定义见表 1。

表 1 变量定义

变量符号	定义
<i>Synch</i>	股价同步性的度量, 依据模型 (1) 中公司股票收益与市场收益回归的 $R^2$ 经模型 (2) 对数化处理后得到。
<i>PeerDebtIssue</i>	每个行业当年发行债券的非上市公司数量除以行业上市公司数量。
<i>Size</i>	公司年末总资产的对数。
<i>Turnover</i>	公司年平均换手率除以 100。
<i>BMRatio</i>	公司账面市值比。
<i>ROE</i>	公司净资产报酬率。
<i>Leverage</i>	公司总资产负债率。
<i>Separation</i>	两权分离度 (%), 即控制权与所有权之间的差值。
<i>InSize</i>	行业总规模, 用行业内企业总资产之和取自然对数。
<i>EarnVol</i>	盈余波动性, 先用每家企业净利润减去所在行业净利润的平均值得到经过调整的净利润, 再用经过调整的净利润计算 3 年滚动标准差。
<i>Policy</i>	产业政策是否支持, 筛选五年计划文件, 存在“支持”“鼓励”等关键词的行业为支持性行业, 取 1, 否则为 0。
<i>Opaque</i>	信息不透明程度, 用修正 Jones 模型估计出的可操纵性应计利润取绝对值。

### (三) 回归模型

为检验假设 1, 本文构建如下模型:



$$Synch_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PeerDebtIssue_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Turnover_{i,t} + \beta_4 BMRatio_{i,t} + \beta_5 ROE_{i,t} + \beta_6 Leverage_{i,t} + \beta_7 Separation_{i,t} + \beta_8 InSize_{i,t} + \beta_9 EarnVol_{i,t} + \beta_{10} Policy_{i,t} + \beta_{11} Opaque_{i,t} + Firm\ Fixed\ Effects + Year\ Fixed\ Effects + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

为了控制公司自身信息披露以及宏观层面的因素对定价效率的影响，模型中加入了公司及年度固定效应。

#### (四) 样本描述性统计

表 2 报告了本文所有样本的描述性统计结果。描述性统计结果显示，股价同步性变量 *Synch* 的均值为-0.614，标准差为 0.741。同行业其他公司发行债券的信息披露变量 *PeerDebtIssue* 的均值为 0.830，标准差为 1.745。总资产 (*Size*) 的均值为 22.166，年平均换手率 (*Turnover*) 的均值为 3.764，账面市值比 (*BMRatio*) 的均值为 0.628，净资产报酬率 (*ROE*) 的均值为 0.089，杠杆率 (*Leverage*) 的均值为 0.428，两权分离度 (*Separation*) 的均值为 5.147，行业总规模 (*InSize*) 的均值为 30.937，盈余波动性 (*EarnVol*) 的均值为 2.017，产业政策是否支持 (*Policy*) 的均值为 0.580，信息不透明程度 (*Opaque*) 的均值为 0.061。

表 2 变量描述性统计

变量	N	mean	sd	p25	p50	p75
<i>Synch</i>	18063	-0.614	0.741	-1.098	-0.579	-0.086
<i>PeerDebtIssue</i>	18063	0.830	1.745	0.203	0.314	0.503
<i>Size</i>	18063	22.166	1.281	21.226	21.985	22.916
<i>Turnover</i>	18063	3.764	2.618	1.814	3.067	5.034
<i>BMRatio</i>	18063	0.628	0.234	0.449	0.632	0.807
<i>ROE</i>	18063	0.089	0.063	0.042	0.077	0.120
<i>Leverage</i>	18063	0.428	0.202	0.266	0.426	0.586
<i>Separation</i>	18063	5.147	7.799	0.000	0.000	9.245
<i>InSize</i>	18063	30.937	1.147	30.166	30.819	32.031
<i>EarnVol</i>	18063	2.017	4.550	0.203	0.542	1.597
<i>Policy</i>	18063	0.580	0.494	0.000	1.000	1.000
<i>Opaque</i>	18063	0.061	0.066	0.018	0.041	0.078

## 四、实证分析结果

### (一) 债券市场中公司信息披露对同行业上市公司股票定价效率的影响

表 3 给出了债券市场中非上市公司信息披露对同行业上市公司股票定价效率的影响。第 (1) 列为仅加入个股固定效应和年度固定效应的回归结果。第 (2) 列为加入个股固定效应、年度固定效应及控制变量的回归结果。<sup>2</sup> 从结果可知，*PeerDebtIssue*

<sup>2</sup> 为了尽量控制上市公司自身披露所带来的影响，本文在所有回归中均使用公司层面固定效应模型，从而将公司层面固定的部分进行控制。本文的结果不是由于公司自身层面信息披露所导致的。

均在 1%水平上显著为负。这说明债券市场中非上市公司信息披露会提升同行业上市公司股票定价效率，验证了 H1。

表 3 债券市场中非上市公司信息披露与同行业上市公司股票定价效率

变量	(1) <i>Synch</i>	(2) <i>Synch</i>
<i>PeerDebtIssue</i>	-0.017*** (-2.96)	-0.027*** (-4.70)
<i>Size</i>		-0.058*** (-3.66)
<i>Turnover</i>		-0.051*** (-20.42)
<i>BMRatio</i>		0.906*** (21.30)
<i>ROE</i>		-0.115 (-1.20)
<i>Leverage</i>		-0.062 (-1.19)
<i>Separation</i>		-0.002 (-1.39)
<i>InSize</i>		-0.002 (-0.23)
<i>EarnVol</i>		-0.011*** (-7.20)
<i>Policy</i>		0.019 (1.04)
<i>Opaque</i>		-0.397*** (-6.45)
公司效应	Yes	Yes
年度效应	Yes	Yes
样本量	18063	18063
调整的 R <sup>2</sup>	0.575	0.626

注：括号里的数字为稳健 t 值，\*、\*\*、\*\*\*分别代表在 10%、5%、1%水平上显著。

## （二）债券市场中非上市公司信息披露与同行业上市公司股票定价效率：机制分析

本文认为债券市场非上市公司信息披露对同行业上市公司股票定价效率的影响通过以下两种渠道实现：通过披露行业共性信息，以及促进投资者对企业行业中竞争地位的理解。此外，信息中介也对跨市场信息传递起着至关重要的作用。在这一部分我们对以上影响渠道进行机制检验。

### 1. 行业共性信息的机制检验

#### （1）行业垄断程度

Foster（1981）指出，导致公司信息披露在行业内其他公司产生溢出效应的其中一个原因是公司披露的信息中包含行业层面信息。Joe and Lee（1992）认为，当行业为垄断行业时，公司的销售信息属于行业共性信息。因为垄断行业公司生产同类产品对

行业总需求的冲击是以相同的方式影响同行业所有其他公司。行业垄断程度越高，公司对行业总需求的冲击对同行业其他公司的影响程度越大。因此，投资者对行业共性信息的需求与行业垄断程度正相关。我们预期，在行业垄断程度更高时，债券市场的信息溢出效应更强。本文使用行业勒纳指数度量行业整体的垄断程度。<sup>3</sup> 行业勒纳指数 (*Lerner*) 越高，行业垄断程度越高。本文参考 Gaspar and Massa (2006)，使用模型 (4) 计算个股勒纳指数：

行业勒纳指数 (*Lerner*) 度量了行业整体的垄断程度。行业勒纳指数越高，行业垄断程度越高。本文参考 Gaspar and Massa (2006)，使用模型 (4) 计算勒纳指数：

$$L_{i,t} = \text{Sales}_i / \sum_i^n \text{Sales}_i \left( \frac{\text{Profit}_{i,t} - \text{Finance}_{i,t}}{\text{Sales}_{i,t}} \right) \quad (4)$$

其中 *Profit* 表示营业利润，*Finance* 表示财务成本，*Sales* 表示销售额。n 为行业内上市公司数和当年发债公司数之和。如果 t 年某行业勒纳指数大于样本中位数，则 *Lerner* 取 1，否则取 0。表 4 结果显示，在行业垄断程度较高的企业，债券市场中非上市公司信息披露对同行业上市公司股票定价效率的提升作用更明显。

表 4 债券市场中非上市公司信息披露与同行业上市公司股票定价效率—行业共性信息的机制检验

变量	(1) <i>Lerner</i> =1 <i>Synch</i>	(2) <i>Lerner</i> =0 <i>Synch</i>	(3) <i>MacroUn</i> =1 <i>Synch</i>	(4) <i>MacroUn</i> =0 <i>Synch</i>	(5) <i>Trans</i> =1 <i>Synch</i>	(6) <i>Trans</i> =0 <i>Synch</i>
<i>PeerDebtIssue</i>	-0.068*** (-5.52)	-0.008 (-1.11)	-0.013* (-1.96)	-0.002 (-0.26)	-0.014 (-1.53)	-0.043*** (-5.01)
<i>Size</i>	-0.078*** (-2.97)	-0.045** (-2.08)	-0.075*** (-3.83)	-0.045* (-1.91)	-0.080*** (-3.47)	-0.044* (-1.85)
<i>Turnover</i>	-0.059*** (-14.24)	-0.048*** (-14.87)	-0.064*** (-20.06)	-0.033*** (-8.47)	-0.065*** (-18.29)	-0.043*** (-10.07)
<i>BMRatio</i>	0.954*** (13.76)	0.898*** (16.18)	0.770*** (14.18)	1.148*** (19.99)	0.901*** (15.52)	1.008*** (14.10)
<i>ROE</i>	0.116 (0.72)	-0.194 (-1.63)	-0.088 (-0.70)	-0.049 (-0.36)	0.065 (0.45)	-0.218 (-1.42)
<i>Leverage</i>	-0.200** (-2.29)	-0.018 (-0.26)	0.021 (0.30)	-0.330*** (-4.24)	-0.021 (-0.29)	-0.108 (-1.24)
<i>Separation</i>	0.001 (0.51)	-0.003* (-1.73)	-0.002 (-1.10)	-0.001 (-0.36)	-0.003** (-2.05)	-0.000 (-0.06)
<i>InSize</i>	0.015 (0.51)	0.023* (1.69)	0.015 (1.11)	-0.003 (-0.21)	0.025 (1.16)	-0.033** (-2.44)
<i>EarnVol</i>	-0.010*** (-4.92)	-0.012*** (-5.19)	-0.008*** (-4.30)	-0.011*** (-4.23)	-0.009*** (-4.13)	-0.017*** (-6.84)
<i>Policy</i>	0.035 (1.25)	-0.096*** (-3.35)	-0.006 (-0.26)	0.013 (0.55)	-0.031 (-1.18)	0.087*** (2.81)
<i>Opaque</i>	-0.396*** (-4.26)	-0.400*** (-4.93)	-0.423*** (-4.22)	-0.399*** (-4.62)		
公司效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	8000	9905	10559	7504	10209	6859
调整的 R <sup>2</sup>	0.628	0.636	0.656	0.497	0.590	0.639

注：括号里的数字为稳健 t 值，\*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5%、1% 水平上显著。

<sup>3</sup> 此外，本文还使用了 HHI 指数作为其他的垄断指标进行度量，得到了稳健的结果。

## (2) 宏观不确定性

企业在宏观不确定性高的环境中所面临的不确定性较大，行业前景更难以预测 (Pandit *et al.*, 2011)。在行业前景较为不确定的情况下，同行业公司通过披露行业运营、产业政策、行业前景的信息，使投资者对行业前景更加明晰，部分抵消了宏观不确定性较高对投资者对行业前景预测准确度的不利影响。因此，宏观不确定性越高，投资者对行业共性信息的需求越高。本文预测，在宏观不确定性更高时，债券市场的信息溢出效应更强。本文基于宏观不确定性进行了分组检验。参考饶品贵和徐子慧 (2017)，采用了 Baker *et al.* (2016) 开发的中国经济政策不确定性指数。由于原始数据为月度数据，本文采用一年内 12 个月的算数平均数作为年度变量并除以 100 (孟庆斌和师倩, 2017) 计算年度不确定性指数。本文按照宏观不确定性的中位数把样本分为宏观不确定性高与宏观不确定性低的两组进行回归分析。从表 4 的第 (3)、(4) 列结果显示，处于宏观不确定性高的环境中的企业 ( $MacroUn=1$ )，债券市场中非上市公司信息披露对同行业上市公司股票定价效率的提升作用更明显。

## (3) 行业信息透明度

行业信息透明度反映了投资者对行业层面信息的了解程度。当行业信息透明度较高时，投资者与行业未来前景的信息不对称程度较低，同行业非上市公司在债券市场进行信息披露带来的行业共性的额外信息有限。反之，当行业信息透明度较低时，同行业非上市公司在债券市场信息披露可以更好地帮助投资者增进对行业共性信息的了解。我们预测，在行业信息透明度较低时，债券市场的信息溢出效应更强。本文使用应计盈余管理对信息透明度在债券-股票市场的信息溢出效应中的作用进行考察。应计盈余管理越大，信息不透明度越高 (Hutton *et al.*, 2009)。参考 Dechow *et al.* (1995)，用修正 Jones 模型估计出的可操纵性应计利润取绝对值度量应计盈余管理。如果公司  $i$  所在行业在  $t$  年应计盈余管理小于所有行业的中位数，则  $Trans=1$ ，否则  $Trans=0$ 。表 4 的第 (5)、(6) 列结果显示，信息透明度较低的企业，债券市场中非上市公司信息披露对同行业上市公司股票定价效率的影响更大。

## 2. 企业竞争格局信息的机制检验

在有关企业竞争格局信息的机制检验中，我们分别对发债公司在行业中的重要程度、发债企业与上市公司产品竞争关系、及当发债企业是否为大型国有集团三个方面进行了截面检验。检验结果发现当发债公司在行业中的重要程度较高时，当发债公司与上市公司的经营相似程度较高时，以及当大型国有集团发债较多时，发债公司信息披露对同行业上市公司股票定价效率的影响较大。有关企业竞争格局信息的机制检验结果证明了非上市发债公司信息披露增加了上市公司投资者对企业竞争地位的理解。

### (1) 发债公司在行业中的重要程度

发债公司在行业中重要程度会影响到投资者对企业竞争格局的理解。当同行业非上市公司在行业竞争格局中起主导地位时，其信息披露可以更好地帮助上市公司理解自身在行业竞争格局中的地位，非上市公司信息披露对上市公司的影响较大。基于相

似的逻辑, Shroff *et al.* (2017) 发现, 当行业中市场领导者披露非预期的盈余信息时, 该行业其他公司对市场领导者市场反应较大。当披露公司规模较大时, 该公司对行业其他公司的经营影响较大, 此时信息披露对行业其他公司理解自身在行业竞争中地位的信息有用性较高。我们预计当发债公司在行业中重要程度较高时, 发债公司的信息披露可以更好地帮助行业其他公司理解企业竞争格局, 从而使债券信息披露的溢出效应更加显著。

本文使用非上市发债公司与上市公司的相对规模进行分组检验, 非上市发债公司与上市公司的相对规模越大时, 非上市发债公司在行业中重要程度越高。发债公司与上市公司的相对规模使用行业发行债券的非上市公司平均总资产除以该行业上市公司平均总资产度量。本文根据非上市发债公司与上市公司的相对规模分为两组。表 5 第 (1)、(2) 列报告了非上市发债公司与上市公司的相对规模的分组检验结果。结果显示, 在非上市发债公司与上市公司相对规模较大的行业中, 债券市场中同行业非上市公司信息披露对上市公司股票定价效率的影响更大, 符合我们的预期。

表 5 债券市场中非上市公司信息披露与同行业上市公司股票定价效率—企业竞争格局信息的机制检验

变量	(1) <i>RSize</i> =1 <i>Synch</i>	(2) <i>RSize</i> =0 <i>Synch</i>	(3) <i>OpSimil</i> =1 <i>Synch</i>	(4) <i>OpSimil</i> =0 <i>Synch</i>	(5) <i>BigGroup</i> =1 <i>Synch</i>	(6) <i>BigGroup</i> =0 <i>Synch</i>
<i>PeerDebtIssue</i>	-0.065*** (-3.58)	-0.024*** (-3.32)	-0.075*** (-5.32)	-0.019*** (-2.59)	-0.028** (-2.50)	-0.007 (-1.05)
<i>Size</i>	-0.069** (-2.40)	-0.085*** (-4.11)	-0.045** (-2.16)	-0.066** (-2.44)	-0.130*** (-5.10)	-0.031 (-1.38)
<i>Turnover</i>	-0.069*** (-15.93)	-0.049*** (-15.48)	-0.047*** (-13.56)	-0.065*** (-16.91)	-0.068*** (-18.03)	-0.046*** (-12.96)
<i>BMRatio</i>	1.035*** (14.63)	0.986*** (19.02)	0.943*** (16.83)	0.827*** (12.53)	0.961*** (15.10)	0.897*** (15.47)
<i>ROE</i>	0.031 (0.16)	-0.086 (-0.73)	-0.068 (-0.52)	-0.177 (-1.19)	0.151 (0.91)	-0.140 (-1.14)
<i>Leverage</i>	0.054 (0.56)	-0.130* (-1.90)	-0.194*** (-2.82)	0.046 (0.55)	0.134 (1.60)	-0.221*** (-2.93)
<i>Separation</i>	-0.004 (-1.64)	0.000 (0.06)	0.000 (0.18)	-0.003 (-1.29)	-0.003 (-1.54)	0.001 (0.52)
<i>InSize</i>	0.038* (1.85)	0.005 (0.31)	-0.007 (-0.47)	0.005 (0.31)	0.000 (0.01)	0.005 (0.36)
<i>EarnVol</i>	-0.011*** (-3.97)	-0.012*** (-5.69)	-0.009*** (-3.81)	-0.012*** (-5.27)	-0.009*** (-3.51)	-0.011*** (-4.89)
<i>Policy</i>	-0.126*** (-3.39)	0.059** (2.44)	0.027 (1.11)	-0.004 (-0.12)	-0.140*** (-3.92)	0.048** (2.16)
<i>Opaque</i>	-0.235** (-2.01)	-0.423*** (-5.41)	-0.398*** (-4.71)	-0.400*** (-3.80)	-0.542*** (-4.58)	-0.345*** (-4.49)
公司效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	6465	11581	8945	8960	8546	9517
调整的 R <sup>2</sup>	0.670	0.633	0.662	0.622	0.660	0.579

注: 括号里的数字为稳健 t 值, \*, \*\*, \*\*\* 分别代表在 10%、5%、1% 水平上显著。

## (2) 发债企业与上市公司产品经营相似度

为了了解发债企业与上市公司之间是否存在直接的竞争关系, 我们考察了发债公

司与上市公司的经营相似程度。经营相似程度越高，发债企业与上市公司之间的竞争关系越为直接。我们预计，发债企业与上市公司相似程度越高，发债企业所披露的信息对上市公司有用性越高。

Mackey and Phillips (2005) 和 Haushalter *et al.* (2007) 使用自然边界 (*NH*) 度量公司与所在行业的经营相似程度。我们在 Mackey and Phillips (2005) 和 Haushalter *et al.* (2007) 的基础上，对自然边界 (*NH*) 这一指标稍作改进，以便度量发债公司与上市公司之间的经营相似程度。其计算公式为：

$$NH = \frac{|(K/L)_{f,j,t} - \text{median}_{g,j,t}(K/L)|}{\text{range}\{|(K/L)_{f,j,t} - \text{median}_{g,j,t}(K/L)| \forall f \in j, t\}} \quad (5)$$

其中，*K/L* 为资本-劳动化比率，*f* 为上市公司，*g* 为发债公司，*j* 代表行业，*t* 代表年度。*NH* 越大，发债公司与上市公司之间的经营相似程度越低。本文根据发债公司与上市公司的经营相似程度分为两组。表 5 的第 (3)、(4) 列报告了分组检验的结果。结果显示，当发债公司与上市公司的经营相似程度越高时，发债公司信息披露对同行业上市公司股票定价效率的影响越大。表 5 的结果证明了同行业公司披露与上市公司股价同步性之间的关系是由同行业上市公司在行业中竞争地位的信息数量的增加而引起的。因为发债企业与上市公司经营相似程度越高，发债企业与上市公司之间的竞争关系越为直接，发债企业所披露的信息越能促进上市公司投资者对该公司在竞争者中的地位的理解。

### (3) 发债企业为大型国有集团

本文还进行了当债券市场中发债企业为大型国有集团的截面检验。本文预期，当发债公司为大型国有集团时，债券市场信息披露对同行业上市公司股票定价效率的影响更为显著。原因是大型国有集团在行业中扮演着重要的角色，对上市公司竞争格局的影响程度较高。同时，大型国有集团的关联交易程度较高，内部运营较为复杂。投资者对这些大型国有集团公司层面的特质信息了解较少，市场上的投资者对大型国有集团有较高的信息需求。已有关于企业集团的文献指出，企业集团内部的金字塔所有制结构和公司间的交叉持股允许控股股东控制拥有相对较小所有权的子公司。所有权和控制权的差异使得控股股东能够通过关联方交易从小股东那里获取私人利益，因此企业集团内部可能存在掏空行为 (La Porta *et al.*, 1999, 2000; Bae *et al.*, 2002; Bertrand *et al.*, 2002; Baek *et al.*, 2006; Claessens *et al.*, 2006)。为了向外部股东隐瞒这种行为，集团的控股股东可能会选择性地披露信息 (Fan and Wong, 2005; Kim and Yi, 2006)，导致市场中这些公司的特质信息较少。大型国有集团债券市场信息披露可以填补上市公司投资者对这些企业认知的空白。由于一个行业由上市公司和非上市公司构成，一个行业的上市公司和非上市公司的运营及绩效共同影响了行业的发展前景，共同构成了行业的竞争格局。上市公司的同业企业发行债券时披露的特质信息会增进投资者对整体行业的了解，为本行业提供额外的信息 (Badertscher *et al.*, 2013)，并且这一现象在内部运营较为复杂的大型国有企业发债较多的行业尤为明显。

本文判断大型国有集团的标准为，如果发债公司为中央企业集团，则是大型国有

集团。表 5 的第 (5) 列报告了在大型国有集团发债数量占该行业发行债券总数的比例较高的行业中，债券发行时的信息披露对股票定价效率的溢出效应。第 (6) 列报告了在大型国有集团发债数量占该行业发行债券总数的比例较低的行业中，债券发行信息披露对股票定价效率的溢出效应。如果  $t$  年某行业发债国有企业的数量占该行业所有发债企业数量的比例大于所有行业中位数，则 *BigGroup* 取 1，否则取 0。表 5 结果显示，大型国有集团发债数量占该行业发行债券总数的比例较多的行业，债券市场中非上市公司信息披露对同行业上市公司股票定价效率的提升作用更明显。

以上三种有关企业竞争格局信息的机制检验结果证明了债券市场信息披露通过促进投资者增加对企业竞争格局的了解降低了同行业公司股价同步性。此外，以上三种机制检验结果还在一定程度上减轻了对于本文内生性的担忧，即一系列不可观测的行业状况与同行业债券发行相关，并导致了同行业债券发行与上市公司股价同步性的相关关系。通过以上三种有关企业竞争格局信息的截面检验，我们发现了公司层面的异质性对上市公司定价效率的降低作用存在不同的影响。本文结果一定程度上减轻了同行业不可观测的因素同时影响了债券信息披露和定价效率的担忧。因为如果行业状况解释了本文的结果，那么我们将观察到，当发债企业与上市公司经营相似程度不同时，同行业债券发行时的信息披露与上市公司股价同步性之间会存在相似的关系。

### 3. 信息中介机制检验

本节研究了信息中介在非上市公司债券信息披露对上市公司股票定价效率影响中的作用机制。机构投资者和分析师是资本市场中重要的信息中介。首先，机构投资者拥有更多的信息渠道和更强的信息搜集分析能力。作为市场中的“知情人” (Grossman and Stiglitz, 1980)，通过交易客观上增加了股票价格中的公司特质信息含量。当同行业公司发行债券进行信息披露时，相比仅持股的机构投资者，持股同时且持债的机构投资者有更强动机搜集并分析相关债券信息，通过自身交易行为，不仅将新增信息融入债券市场中，还会增加股票价格的特质信息含量，从而实现债券披露-股票市场的信息溢出效应。其次，分析师是资本市场中重要的信息传递渠道。研究通常认为分析师的信息搜寻活动能够提高股票价格的信息含量，从而增进资本市场运行效率 (Schutte and Unlu, 2009)。当跟踪上市公司的分析师人数较多时，为了能够提供区别于同行分析师的增量信息以更好服务于买方客户，分析师更有动机扩展信息搜集范围至同行业其他公司债券发行情况并密切跟踪其信息披露，促进行业、公司特质信息融入股价，从而增加股票价格的特质信息含量。因此预测，当机构投资者同时持有公司股权与同行业公司债券时、当上市公司受到更多分析师关注时，债券披露-股票市场的信息溢出效应更强。

表 6 的第 (1)、(2) 列报告了机构投资者在债券发行信息披露对股票定价效率的溢出效应中的作用。本文按照机构投资者是否同时持有公司股权与同行业公司债券将样本分为两组进行回归分析。回归结果表明当机构投资者同时持有公司股权与同行业公司债券时，债券披露-股票市场的信息溢出效应更强。表 6 的第 (3)、(4) 列报告了分析师在债券披露-股票市场的行业信息溢出效应中的作用。本文按照分析师跟踪人数的中位数把样本分为分析师跟踪人数多与分析师跟踪人数少的两组进行回归分析。结果

表明，分析师促进了同行业公司债券发行中信息披露的传递，验证了我们的假说。

表 6 债券市场中非上市公司信息披露与同行业上市公司股票定价效率—信息中介机构检验

变量	(1) <i>Inst</i> =1	(2) <i>Inst</i> =0	(3) <i>Analyst</i> =1	(4) <i>Analyst</i> =0
	<i>Synch</i>	<i>Synch</i>	<i>Synch</i>	<i>Synch</i>
<i>PeerDebtIssue</i>	-0.034*** (-3.79)	-0.014 (-0.90)	-0.037*** (-3.71)	-0.010 (-1.50)
<i>Size</i>	0.067** (2.11)	-0.176*** (-5.10)	0.178*** (6.11)	-0.203*** (-9.69)
<i>Turnover</i>	-0.055*** (-12.32)	-0.056*** (-12.98)	-0.035*** (-8.25)	-0.068*** (-20.63)
<i>BMRatio</i>	0.760*** (10.48)	1.056*** (13.62)	0.776*** (12.11)	1.065*** (17.80)
<i>ROE</i>	0.069 (0.41)	0.001 (0.00)	-0.172 (-1.20)	0.226 (1.61)
<i>Leverage</i>	-0.209** (-2.19)	0.198* (1.96)	-0.442*** (-5.13)	0.135* (1.90)
<i>Separation</i>	-0.003 (-1.28)	-0.000 (-0.17)	-0.002 (-0.93)	-0.000 (-0.30)
<i>InSize</i>	-0.046 (-1.60)	-0.004 (-0.23)	0.002 (0.08)	-0.016 (-1.16)
<i>EarnVol</i>	-0.010*** (-4.80)	-0.011*** (-3.09)	-0.012*** (-6.21)	-0.011*** (-4.02)
<i>Policy</i>	-0.018 (-0.55)	0.058* (1.93)	0.009 (0.33)	0.038 (1.51)
<i>Opaque</i>	-0.539*** (-4.72)	-0.302*** (-2.80)	-0.486*** (-4.70)	-0.295*** (-3.63)
公司效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年度效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	8368	6591	8664	9399
调整的R <sup>2</sup>	0.673	0.606	0.637	0.648

注：括号里的数字为稳健 t 值，\*、\*\*、\*\*\*分别代表在 10%、5%、1%水平上显著。

## 五、稳健性检验

### (一) 内生性问题

本文的内生性主要来源于，一些不可观测的特征可能会同时影响行业公司发债和股价同步性。为了减少内生性的影响，本文进行了工具变量分析。<sup>4</sup> 有关工具变量的要求是，工具变量需要满足相关性与外生性两个条件。本文选取了两个工具变量，分

<sup>4</sup> 如前文所示，本文关于公司层面异质性的机制检验结果也在一定程度上缓解了本文内生性的担忧。



别是“前一年同行业债券是否违约”和“行业债券发行规模均值”。

首先，对于“前一年同行业债券是否违约”这一工具变量，满足相关性条件。因为同行业公司债券违约会导致承销商和信用评级机构等主体更谨慎地进行风险控制（马榕和石晓军，2016），从而提升债券发行的难度。因此，预期同行业债券违约会导致 *PeerDebtIssue* 下降，满足相关性条件。外生性方面，同行业债券违约可能会对该行业其他企业股票价格产生影响，但不会影响该行业单个企业股票价格中所包含信息含量的多少。因为影响股价同步性的因素不会因同行业债券违约这一事件的发生而在短时间内发生较大变化。因此满足外生性条件。我们设置变量 *IndDefault*。当前一年该行业违约个数大于 0，则 *IndDefault* 等于 1，否则为 0。

其次，本文借鉴 Xia（2014）的研究，还选择了“行业经公司规模调整后的债券发行规模均值”（*BondScale*）作为工具变量进行回归。行业经公司规模调整后的债券发行规模均值越大，说明该行业公司平均对通过债券市场进行融资的资金需求越大，*PeerDebtIssue* 越大，满足相关性原则。对于外生性的要求，行业非上市公司债券发行的规模不会影响该行业上市公司股价同步性。行业债券发行的平均规模只反映了募集资金规模，与债券发行时的信息披露无关。因此该工具变量满足外生性原则。具体地，如果某行业当年经公司规模调整后的债券发行规模均值大于当年所有行业的中位数，则 *BondScale* 等于 1，否则为 0。

工具变量的实证结果如表 7 所示。表 7 中 Cragg-Donald Wald F Statistic 为 500.23，说明不存在弱工具变量问题。第（1）列中 *IndDefault* 系数显著为负，说明同行业债券违约降低了 *PeerDebtIssue*。*BondScale* 系数显著为正，说明该行业平均对通过债券市场进行融资的资金需求越大，*PeerDebtIssue* 越大，与预期一致。第（2）列中 *Pre\_PeerDebtIssue* 系数显著为负，说明非上市公司债券信息披露确实提升了同行业上市公司的股票定价效率。

表 7 内生性分析—工具变量法

变量	(1) <i>PeerDebtIssue</i>	(2) <i>Synch</i>
<i>IndDefault</i>	-0.287*** (-9.85)	
<i>BondScale</i>	0.002*** (28.57)	
<i>Pre_PeerDebtIssue</i>		-0.116*** (-7.06)
<i>Size</i>	-0.015 (-0.68)	-0.057*** (-4.97)
<i>Turnover</i>	-0.001 (-0.22)	-0.051*** (-23.18)
<i>BMRatio</i>	0.455*** (7.11)	0.953*** (27.74)
<i>ROE</i>	0.688*** (4.32)	-0.044 (-0.53)

<i>Leverage</i>	0.086 (1.04)	-0.055 (-1.28)
<i>Separation</i>	0.004** (2.06)	-0.001 (-1.28)
<i>InSize</i>	-0.054*** (-2.77)	-0.007 (-0.70)
<i>EarnVol</i>	-0.012*** (-4.90)	-0.012*** (-8.90)
<i>Policy</i>	0.059** (2.09)	0.015 (1.03)
<i>Opaque</i>	0.372*** (3.18)	-0.371*** (-6.10)
公司效应	Yes	Yes
年度效应	Yes	Yes
样本量	17551	17551
Cragg-Donald Wald F statistic		500.23***

注：括号里的数字为稳健 t 值，\*、\*\*、\*\*\*分别代表在 10%、5%、1%水平上显著。

## （二）替代变量回归

本文使用了同行业信息披露的替代变量回归。在主回归中，本文使用每个行业当年发行债券的非上市公司数量除以行业上市公司数量进行度量。在稳健性检验中，本文分别使用以下三个替代变量进行回归：1. 每个行业当年发行债券的非上市公司数量除以行业公众公司数量（行业上市公司数量和行业发债非上市公司数量）（*PeerDebtIssue2*）；2. 行业非上市公司募集资金规模除以行业股票总市值（*PeerDebtIssue3*）；3. 行业非上市公司募集资金规模除以行业股票流通市值（*PeerDebtIssue4*）。表 8 第（1）-（3）列给出了替代变量回归结果。结果显示使用三种同行业信息披露的替代变量回归时，*PeerDebtIssue* 变量都在 1%水平上显著为负。进一步证实了债券信息披露的行业溢出效应。

## （三）每年首次发债子样本

本文进一步使用每年首次发行债券的子样本进行分析，以保证结论的稳健性。首次发债提供了每年该行业更多的增量信息。表 8 第（4）列报告了每年首次发行债券子样本的回归结果。结果显示 *PeerDebtIssue-Initial* 变量在 1%水平上显著为负。上述结论进一步支持了本文的研究假设。

## （四）上半年发债子样本

为了更好地描述发债企业信息披露时间和计算股价同步性的时间先后顺序，本文进行了如下的稳健性检验。我们将发债企业信息披露时间限制在一月至六月，计算股价同步性的时间限制在七月至十二月。考察上半年非上市发债公司信息披露对同年下半年股价同步性的影响。通过以上的稳健性检验，本文确认了发债企业信息披露时间与计算股价同步性的时间的先后顺序。表 8 第（5）列关于上半年发行债券子样本的回

归结果显示 *PeerDebtIssue-FH* 变量在 1%水平上显著为负, 从而进一步证实了债券信息披露的行业溢出效应结果的稳健性。

表 8 替代变量及子样本回归结果

变量	(1) <i>Synch</i>	(2) <i>Synch</i>	(3) <i>Synch</i>	(4) <i>Synch</i>	(5) <i>SynchFH</i>
<i>PeerDebtIssue2</i>	-0.350*** (-7.14)				
<i>PeerDebtIssue3</i>		-0.252*** (-4.51)			
<i>PeerDebtIssue4</i>			-0.177*** (-4.25)		
<i>PeerDebtIssue-Initial</i>				-2.224** (-2.02)	
<i>PeerDebtIssue-FH</i>					-0.036*** (-5.18)
<i>Size</i>	-0.058*** (-3.70)	-0.057*** (-3.63)	-0.058*** (-3.63)	-0.079*** (-4.70)	-0.032* (-1.69)
<i>Turnover</i>	-0.052*** (-20.66)	-0.051*** (-20.49)	-0.051*** (-20.48)	-0.057*** (-21.61)	-0.019*** (-6.16)
<i>BMRatio</i>	0.904*** (21.08)	0.893*** (21.01)	0.892*** (20.97)	0.908*** (20.14)	1.086*** (22.08)
<i>ROE</i>	-0.112 (-1.17)	-0.126 (-1.32)	-0.126 (-1.31)	-0.075 (-0.73)	0.423*** (3.69)
<i>Leverage</i>	-0.062 (-1.18)	-0.054 (-1.03)	-0.055 (-1.05)	-0.044 (-0.79)	-0.163** (-2.51)
<i>Separation</i>	-0.002 (-1.26)	-0.002 (-1.46)	-0.002 (-1.47)	-0.002 (-1.21)	-0.002 (-1.21)
<i>InSize</i>	-0.012 (-1.17)	-0.004 (-0.41)	-0.005 (-0.50)	-0.002 (-0.13)	-0.009 (-0.68)
<i>EarnVol</i>	-0.011*** (-7.03)	-0.011*** (-7.03)	-0.011*** (-7.01)	-0.010*** (-6.41)	-0.013*** (-6.68)
<i>Policy</i>	0.012 (0.68)	0.025 (1.34)	0.025 (1.34)	-0.014 (-0.67)	-0.025 (-1.15)
<i>Opaque</i>	-0.381*** (-6.24)	-0.399*** (-6.49)	-0.397*** (-6.46)	-0.448*** (-6.55)	-0.314*** (-4.04)
公司效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	18063	18063	18063	15860	18063
调整的 R <sup>2</sup>	0.627	0.625	0.625	0.632	0.574

注: 括号里的数字为稳健 t 值, \*、\*\*、\*\*\*分别代表在 10%、5%、1%水平上显著。

## 六、 进一步研究

### (一) 债券募集说明书信息含量的文本分析

前述分析表明, 债券市场信息披露通过促进投资者了解行业信息和公司特质信息, 增进了同行业上市公司的股票定价效率。本节在前述分析的基础上增加了相关文本指标, 以更好地描述非上市公司债券公告信息的异质性对同行业上市公司信息溢出的影

响。本节关注了募集说明书文本信息含量的指标。如果上市企业定价效率上升的信息感知来自于发债企业，那么将会发现非上市发债公司募集说明书文本信息含量越多，债券市场中同行业非上市公司信息披露对上市公司股票定价效率的影响越大。

根据中国证监会令第 37 号《证券发行承销管理办法》，债券市场发行人需要披露债券募集说明书、三年财务报表、信用评级报告、主承销商的审核意见、发行人律师的法律意见、担保人最近一年度财务报告及融资等相关文件。在这一系列文件中，募集说明书是债券投资者了解发债企业最重要的渠道。目前关于债券募集说明书研究主要集中于财务信息，有关非结构化信息的研究十分有限。本节则从募集说明书文本信息含量的角度对债券市场的行业溢出效应进行研究。考虑了对于募集说明书文本披露质量不同的债券发行公司对同行业股票定价效率影响的异质性。本文认为，债券信息披露帮助同行业上市公司投资者提升对行业未来前景的理解，并促进投资者了解本公司在行业中所处的竞争地位。如果以上路径成立，那么，债券信息披露对同行业上市公司定价效率的提升作用会在债券募集说明书文本信息含量较高时更加显著。因此，本文预期募集说明书文本信息含量越高，债券市场中非上市公司信息披露对同行业上市公司股票定价效率的影响越大。

本文使用 *InfoContent* 度量行业非上市公司发行债券时募集说明书的文本信息含量。参考 Loughran and McDonald (2014) 的研究，本文采用 TXT 格式的募集说明书文件大小来衡量募集说明书文本的信息含量。为了去图片、字体对文件大小造成的影响，本文通过 Python 编程的方法，将募集说明书从 PDF 格式转换为 TXT 格式的文件，并计算 TXT 文件的大小。TXT 文件越大，募集说明书文本的信息含量越高。具体地，使用如下公式进行计算：

$$InfoContent = \frac{\sum_{i=1}^n Text}{m} \quad (6)$$

其中，*Text* 为公司募集说明书 TXT 文件的大小，*n* 为当年该行业发行债券的非上市公司总数。*m* 为该行所有上市公司总数。由于缺乏各行业公司总数量的数据，本文使用行业上市公司数量 *m* 而非各同行业公司总数量进行标准化。表 9 报告了募集说明书文本信息含量对同行业股票定价效率的溢出效应。为了度量募集说明书文本信息含量，本文构建了新的指标。结果显示，非上市发债公司募集说明书文本信息含量越高，债券市场中同行业非上市公司信息披露对上市公司股票定价效率的影响越大，符合我们的预期。有关债券募集说明书文本信息含量的检验，进一步证实了本文的假说，即上市公司定价效率的提升作用来自于同行业公司信息披露。

表 9 债券募集说明书信息含量的文本分析

变量	(1) <i>Synch</i>
<i>InfoContent</i>	-0.127*** (-6.48)
<i>Size</i>	-0.073*** (-4.18)
<i>Turnover</i>	-0.056***

	(-21.41)
<i>BMRatio</i>	0.926***
	(20.18)
<i>ROE</i>	-0.047
	(-0.44)
<i>Lev</i>	0.035
	(0.61)
<i>Separation</i>	-0.002
	(-1.55)
<i>InSize</i>	-0.017
	(-1.33)
<i>EarnVol</i>	-0.011***
	(-7.03)
<i>Policy</i>	0.021
	(1.06)
<i>Opaque</i>	-0.397***
	(-5.98)
公司效应	Yes
年度效应	Yes
样本量	16642
调整的 R <sup>2</sup>	0.618

注：括号里的数字为稳健 t 值，\*、\*\*、\*\*\*分别代表在 10%、5%、1%水平上显著。

## （二）债券市场信息披露与同行业公司股票价格中行业及公司特质信息含量

本文发现债券市场信息披露降低了同行业公司股价同步性。但是股价同步性的降低可能是因为行业信息或者公司特质信息融入股价。那么，债券市场信息披露导致的股价同步性的降低究竟是通过促进行业还是公司特质信息的融入来实现的呢？

为了研究这一问题，我们将股价中的信息拆分为行业信息和公司特质信息的部分。参考 Piotroski and Roulstone（2004）的研究方法，我们采用下述模型（7）和模型（8）的 R<sup>2</sup>之差（即 *IndInfo*）来衡量股价中包含行业信息的程度。*IndInfo* 的绝对值衡量了同行业股票价格中行业信息的含量。因此 *IndInfo* 越大，同行业股票价格中行业信息的含量越多。如果债券市场信息披露可以增加同行业公司股票价格中行业信息的含量，则二者应当正相关。由于股票价格中的信息含量包括市场信息、行业信息和公司特质信息，因此模型（7）中 1 与 R<sup>2</sup>之差（即：1-R<sup>2</sup>）度量了股价中能被公司特质信息解释的部分。我们采用模型（7）中 1 与 R<sup>2</sup>之差作为 *FirmInfo*。*FirmInfo* 越大，同行业股票价格中公司特质信息的含量越多。表 10 报告了具体的回归结果。第（1）列的因变量为 *IndInfo*，第（2）列的因变量为 *FirmInfo*。从结果可知，*PeerDebtIssue* 均显著为正，说明债券市场信息披露是通过增加行业信息及公司特质信息两种类型的信息降低同行业上市公司股价同步性的。

$$Ret_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \times Market_t + \alpha_2 \times Market_{t-1} + \alpha_3 \times Industry_t + \alpha_4 \times Industry_{t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$$Ret_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \times Market_t + \alpha_2 \times Market_{t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

表 10 债券市场信息披露与同行业公司股票价格中行业及公司特质信息含量

变量	(1) <i>IndInfo</i>	(2) <i>FirmInfo</i>
<i>PeerDebtIssue</i>	0.003** (2.52)	0.003** (2.39)
<i>Size</i>	0.003* (1.68)	0.008** (2.28)
<i>Turnover</i>	0.002*** (7.74)	0.009*** (15.49)
<i>BMRatio</i>	-0.022*** (-5.29)	-0.161*** (-17.74)
<i>ROE</i>	0.035*** (3.87)	-0.002 (-0.11)
<i>Leverage</i>	-0.006 (-1.32)	0.025** (2.26)
<i>Separation</i>	-0.000 (-1.02)	0.000 (1.56)
<i>InSize</i>	-0.002 (-1.35)	0.003 (1.08)
<i>EarnVol</i>	0.000 (1.60)	0.002*** (4.99)
<i>Policy</i>	0.006*** (2.87)	-0.008** (-2.06)
<i>Opaque</i>	-0.017** (-2.52)	0.094*** (6.79)
公司效应	Yes	Yes
年度效应	Yes	Yes
样本量	18063	18063
调整的 R <sup>2</sup>	0.218	0.554

注：括号里的数字为稳健 t 值，\*、\*\*、\*\*\*分别代表在 10%、5%、1%水平上显著。

## 七、结论与政策建议

本文使用 2007–2018 年上海和深圳证券交易所的 A 股上市公司为样本，考察同行业非上市公司在债券市场上信息披露对上市公司股票定价效率的影响。当债券市场非上市公司信息披露对解读行业共性信息（如行业垄断程度高、宏观不确定性高、行业信息透明度低）及行业竞争格局影响更大时（发债企业在行业中较为重要、发债企业与上市公司产品竞争关系较为相关、发债企业为大型国有集团时）、当跨市场信息中介更多（如跨市场投资的机构投资者更多、行业卖方分析师更多）时，上述影响更为明显。进一步研究表明，当债券募集说明书文本信息含量较高时，债券市场中同行业非上市公司信息披露对上市公司股票定价效率的影响更大。说明上市企业定价效率上升的信息感知的确来自于发债企业。此外，通过将股价中的信息拆分为行业信息和公司特质信息的部分，本文发现债券市场信息披露对同行业公司定价效率的提升，是通过促进行业信息及公司特质信息融入股价实现。本文结论在一系列稳健性检验后保持不变。

2020 年 3 月发改委、证监会宣布我国企业债及公司债实行“注册制”，这使得债券

市场成为先于股票市场推行注册制的资本市场。这一改变降低了企业债和公司债的发债门槛，提升了企业发行债券的积极性。在注册制的背景下，信息披露成为了监管部门关注的重点。此外，十四五规划也将“债券市场创新发展”、“资本市场信息披露高质量要求”作为改革重点。本文通过考察非上市公司发行债券信息披露在股票市场上对同行业上市公司股票定价效率的影响，进一步证实了债券市场信息披露的价值，对我国债券领域信息披露的制度完善提供了理论指导。

“Open Access. This article is distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License which permits any use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author(s) and the source are credited.”

## 参考文献

- 陈超、李熔伊，2014，“债券融资成本与债券契约条款设计”，《金融研究》第1期，44-57。
- 陈冬华、姚振晔，2018，“政府行为必然会提高股价同步性吗？—基于我国产业政策的实证研究”，《经济研究》第12期，112-128。
- 陈康、刘琦，2018，“股价信息含量与投资-股价敏感性—基于融资融券的准自然实验”，《金融研究》第9期，126-142。
- 方红星、施继坤、张广宝，2013，“产权性质、信息质量与公司债定价—来自中国资本市场的经验证据”，《金融研究》第4期，170-182。
- 侯宇、叶冬艳，2008，“机构投资者、知情人交易和市场效率—来自中国资本市场的实证证据”，《金融研究》第4期，131-145。
- 黄俊、郭照蕊，2014，“新闻媒体报道与资本市场定价效率—基于股价同步性的分析”，《管理世界》第5期，121-130。
- 李丹、王丹，2016，“供应链客户信息对公司信息环境的影响研究—基于股价同步性的分析”，《金融研究》第12期，191-206。
- 李增泉、叶青、贺卉，2011，“企业关联、信息透明度与股价特征”，《会计研究》第1期，44-51。
- 马榕、石晓军，2016，“中国债券信用评级结果具有甄别能力吗？—基于盈余管理敏感性的视角”，《经济学（季刊）》第1期，197-216。
- 孟庆斌、师倩，2017，“宏观经济政策不确定性对企业研发的影响：理论与经验研究”，《世界经济》第9期，75-98。
- 饶品贵、徐子慧，2017，“经济政策不确定性影响了企业高管变更吗？”，《管理世界》第1期，145-157。
- 施丹、姜国华，2013，“会计信息在公司债信用等级迁移中的预测作用研究”，《会计研究》第3期，43-50。
- 谭松涛、阚铎、崔小勇，2016，“互联网沟通能够改善市场信息效率吗？—基于深交所

- ‘互动易’网络平台的研究”,《金融研究》第3期,174-188。
- 王博森、施丹,2014,“市场特征下会计信息对债券定价的作用研究”,《会计研究》第4期,19-26。
- 王亚平、刘慧龙、吴联生,2009,“信息透明度、机构投资者与股价同步性”,《金融研究》第12期,162-174。
- 王艳艳、于李胜、安然,2014,“非财务信息披露是否能够改善资本市场信息环境?—基于社会责任报告披露的研究”,《金融研究》第8期,178-191。
- 武恒光、王守海,2016,“债券市场参与者关注公司环境信息吗?—来自中国重污染上市公司的经验证据”,《会计研究》第9期,68-74。
- 许年行、洪涛、吴世农、徐信忠,2011,“信息传递模式、投资者心理偏差与股价‘同涨同跌’现象”,《经济研究》第4期,135-146。
- 许年行、于上尧、伊志宏,2013,“机构投资者羊群行为与股价崩盘风险”,《管理世界》第7期,31-43。
- 姚颐、赵梅,2016,“中国式风险披露、披露水平与市场反应”,《经济研究》第7期,158-172。
- 周宏、林晚发、李国平、王海妹,2012,“信息不对称与企业债券信用风险估价—基于2008-2011年中国企业债券数据”,《会计研究》第12期,36-42。
- Akerlof, G. A. (1970), ‘The market for “lemons”: Quality uncertainty and the market mechanism’, *The Quarterly Journal of Economics* 84 (3): 488-500.
- Allen, F., Qian, J., and Qian, M. (2005), ‘Law, finance, and economic growth in China’, *Journal of Financial Economics* 77 (1): 57-116.
- Allen, F., Qian, J., Shan, S., and Zhu, J. (2015), ‘Explaining the disconnection between China’s economic growth and stock market performance’, China International Conference in Finance, 9-12 July 2015.
- Asker, J., Farre-Mensa, J., and Ljungqvist, A. (2011), ‘Comparing the investment behavior of public and private firms’, Working Paper.
- Badertscher, B., Shroff, N., and White, H. (2013), ‘Externalities of public firm presence: Evidence from private firms’ investment decisions’, *Journal of Financial Economics* 109 (3): 682-706.
- Bae, K. H., Kang, J. K., and Kim, J. M. (2002), ‘Tunneling or value added? Evidence from mergers by Korean business groups’, *The Journal of Finance* 57 (6): 2695-2740.
- Baek, J. S., Kang, J. K., and Lee, I. (2006), ‘Business groups and tunneling: Evidence from private securities offerings by Korean chaebols’, *The Journal of Finance* 61 (5): 2415-2449.
- Baker, S. R., Bloom, N., and Davis, S. J. (2016), ‘Measuring economic policy uncertainty’, *The Quarterly Journal of Economics* 131 (4): 1593-1636.
- Bennett, B., Stulz, R., and Wang, Z. (2020), ‘Does the stock market make firms more productive’, *Journal of Financial Economics* 136 (2): 281-306.



- Bernard, D. (2016), 'Is the risk of product market predation a cost of disclosure?', *Journal of Accounting and Economics* 62 (2-3): 305–325.
- Bertrand, M. and Mullainathan, S. (2003), 'Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences', *Journal of Political Economy* 111 (5): 1043–1075.
- Bittlingmayer, G. and Moser, S. M. (2014), 'What does the corporate bond market know?', *The Financial Review* 49 (1): 1–19.
- Bonsall, S. B., Bozanic, Z., and Fischer, P. E. (2013), 'What do management earnings forecasts convey about the macroeconomy?', *Journal of Accounting Research* 51 (2): 225–266.
- Bris, A., Goetzmann, W. N., and Zhu, N. (2007), 'Efficiency and the bear: Short sales and markets around the world', *The Journal of Finance* 62 (3): 1029–1079.
- Claessens, S., Fan, J. P. H., and Lang, L. H. P. (2006), 'The benefits and costs of group affiliation: Evidence from East Asia', *Emerging Markets Review* 7 (1): 1–26.
- De Franco, G., Vasvari, F. P., and Wittenberg-Moerman, R. (2009), 'The informational role of bond analysts', *Journal of Accounting Research* 47 (5): 1201–1248.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., and Sweeney, A. P. (1995), 'Detecting earnings management', *The Accounting Review* 70 (2): 193–225.
- DeFond, M. L. and Hung, M. (2004), 'Investor protection and corporate governance: Evidence from worldwide CEO turnover', *Journal of Accounting Research* 42 (2): 269–312.
- Dhaliwal, D., Hogan, C., Trezevant, R., and Wilkins, M. (2011), 'Internal control disclosures, monitoring, and the cost of debt', *The Accounting Review* 86 (4): 1131–1156.
- Dixit, A. K. and Pindyck, R. S. (1994), *Investment under Uncertainty*, Princeton: Princeton University Press.
- Durnev, A. and Mangen, C. (2009), 'Corporate investments: Learning from restatements', *Journal of Accounting Research* 47 (3): 679–720.
- Durnev, A., Morck, R., Yeung, B., and Zarowin, P. (2003), 'Does greater firm-specific return variation mean more or less informed stock pricing?', *Journal of Accounting Research* 41 (5): 797–836.
- Even-Tov, O. (2017), 'When does the bond price reaction to earnings announcements predict future stock returns?', *Journal of Accounting and Economics* 64 (1): 167–182.
- Fan, J. P. H. and Wong, T. J. (2005), 'Do external auditors perform a corporate governance role in emerging markets? Evidence from East Asia', *Journal of Accounting Research* 43 (1): 35–72.
- Foster, G. (1981), 'Intra-industry information transfers associated with earnings releases', *Journal of Accounting and Economics* 3 (3): 201–232.
- Frost, C. (1995), 'Intra-industry information transfer: An analysis of research methods and additional evidence', *Review of Quantitative Finance and Accounting* 5 (2): 111–126.

- Gaspar, J. and Massa, M. (2006), 'Idiosyncratic volatility and product market competition', *Journal of Business* 79 (6): 3125–3152.
- Grossman, S. J. and Stiglitz, J. E. (1980), 'On the impossibility of informationally efficient markets', *The American Economic Review* 70 (3): 393–408.
- Guan, Y., Kim, J. B., Xin, X., and Liu, B. (2019), 'Bond market transparency and stock price crash risk: Evidence from a natural experiment', paper presented at 42nd Annual Conference of the Canadian Academic Accounting Association.
- Haushalter, D., Klasa, S., and Maxwell, W. F. (2007), 'The influence of product market dynamics on a firm's cash holdings and hedging behavior', *Journal of Financial Economics* 84 (3): 797–825.
- Hutton, A. P., Marcus, A. J., and Tehranian, H. (2009), 'Opaque financial reports,  $R^2$ , and crash risk', *Journal of Financial Economics* 94 (1): 67–86.
- Joh, G. and Lee, J. (1992), 'Stock price response to accounting information in oligopoly', *The Journal of Business* 65 (3): 451–472.
- Kim, Y., Lacina, M., and Park, M. S. (2008), 'Positive and negative information transfers from management forecasts', *Journal of Accounting Research* 46 (4): 885–908.
- Kim, J. B. and Yi, C. H. (2006), 'Ownership structure, business group affiliation, listing status, and earnings management: Evidence from Korea', *Contemporary Accounting Research* 23 (2): 427–464.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., and Shleifer, A. (1999), 'Corporate ownership around the world', *The Journal of Finance* 54 (2): 471–517.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., and Vishny, R. (2000), 'Investor protection and corporate governance', *Journal of Financial Economics* 58 (1-2): 3–27.
- Lang, M. and Lundholm, R. (1996), 'The relation between security returns, firm earnings, and industry earnings', *Contemporary Accounting Research* 13 (2): 607–629.
- Loughran, T. and McDonald, B. (2014), 'Measuring readability in financial disclosures', *The Journal of Finance* 69 (4): 1643–1671.
- MacKay, P. and Phillips, G. M. (2005), 'How does industry affect firm financial structure?', *The Review of Financial Studies* 18 (4): 1433–1466.
- Morck, R., Yeung, B., and Yu, W. (2000), 'The information content of stock markets: Why do emerging markets have synchronous stock price movements?', *Journal of Financial Economics* 58 (1-2): 215–260.
- Pandit, S., Wasley, C. E., and Zach, T. (2011), 'The effect of research and development (R&D) inputs and outputs on the relation between the uncertainty of future operating performance and R&D expenditures', *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 26 (1): 121–144.
- Piotroski, J. D. and Roulstone, D. T. (2004), 'The influence of analysts, institutional investors, and insiders on the incorporation of market, industry, and firm-specific

- information into stock prices', *The Accounting Review* 79 (4): 1119–1151.
- Piotroski, J. D. and Wong, T. J. (2012), 'Institutions and Information Environment of Chinese Listed Firms', in Fan, J. P. H. and Morck, R. (eds), *Capitalizing China*, Chicago: University of Chicago Press, pp. 201–246.
- Pownall, G. and Waymire, G. (1989), 'Voluntary disclosure choice and earnings information transfer', *Journal of Accounting Research* 27 (3): 85–105.
- Roll, R. (1988), ' $R^2$ ', *The Journal of Finance* 43 (3): 541–566.
- Schutte, M. and Unlu, E. (2009), 'Do security analysts reduce noise?', *Financial Analysts Journal* 65 (3): 40–54.
- Shroff, N., Verdi, R., and Yost, B. (2017), 'When does the peer information environment matter?', *Journal of Accounting and Economics* 64 (2-3): 183–214.
- Skinner, D. J. (1994), 'Why firms voluntarily disclose bad news?', *Journal of Accounting Research* 32 (1): 38–60.
- Wei, J. and Zhou, X. (2016), 'Informed trading in corporate bonds prior to earnings announcements', *Financial Management* 45 (3): 641–674.
- Wurgler, J. (2000), 'Financial markets and the allocation of capital', *Journal of Financial Economics* 58 (1-2): 187–214.
- Xia, H. (2014), 'Can investor-paid credit rating agencies improve the information quality of issuer-paid rating agencies?', *Journal of Financial Economics* 111 (2): 450–468.