

承销商一级市场参与度与债券市场定价效率

——基于金融去杠杆背景的分析

林晚发 赵仲匡 刘岩 方梅

武汉大学经济与管理学院

2022年10月

摘要：本文利用2015-2020年银行间债券市场中期票据债券数据，以“302”号文作为银行承销商投资资金充足的外生冲击，分析承销商一级市场参与度对债券市场定价效率的影响。结果发现：承销商一级市场参与度越小，债券一级市场发行信用利差越低，且存在显著的一二级市场正价差，经过一系列稳健性检验后上述结论仍然成立。上述结论表明银行承销商一级市场参与扭曲了债券定价效率。其次，机制检验发现，“302”号文颁布后，银行承销商的买断式回购交易量与交易额都有着显著的下降，同时这种债券定价扭曲效应在质量差的企业与债券组中更加显著。最后，对银行承销商参与动机的扩展性分析表明，银行承销商存在来自政治迎合与自身利益两方面的收益，可以弥补银行承销商一二级市场价差所带来的账面损失。本文的结论为规范承销商投资行为与推动债券的市场化发行提供了一定的经验证据。

关键词：银行承销商；债券信用利差；一二级市场价差；金融分权

一、引言

截止到2021年底，债券市场已有727支债券发生违约，涉及金额达到6170亿，并且还有持续扩大的趋势。随着债券违约数量剧增，承销商屡次被推上风口浪尖，其在债券市场中的角色受到了社会公众的广泛质疑，相关监管部门也加强了对承销商的关注。例如，作为五洋债承销商的德邦证券，因未按照规定对发行人的情况进行详细说明，被相关部门惩罚并承担违约连带责任。从理论上来说，债券承销商在债券承销发行过程中，主要起到了信息效应与担保效应两个方面的作用（林晚发等，2019）。信息效应是说承销商会在事前对企业进行调研，通过发布债券募集说明书来减小投资者与企业之间的信息不对称（何志刚等，2016），提高债券发行成功率；而担保效应主要体现为承销商事后的监督效应，即通过监督减小管理层的道德风险，进而降低债券信用风险。然而，现有研究忽略了承销商作为债券市场投资者角色的功能。从微观层面来说，债券只有合理定价，才能满足不同种类投资者的投资需要，从而实现资源的合理配置，进而在一定程度上保护投资者利益（王永钦等，2016）。因此，银行作为债券市场的主要投资者，并且主要将其资产配置于债券组合¹，其在债券市场中的交易行为值得我们进行深入的研究。

现有研究从银行信贷市场分析了银行投资者的角色，即主要研究了银行如何选择贷款企业对象、确定贷款规模与利率。一方面，在信息优势假说下，随着银行掌握了更多的企业私有信息，银行与企业之间的信息不对称有所减少，进而影响银行投资决策（Alessandrini et al., 2009; Knyazeva and Knyazeva, 2012）；另一方面，在绑定效应假说下，拥有私有信息的银行在借贷中掌握了话语权，进而向借款者索取更高利率以获得信息垄断租金（Hasan et al., 2019; 许和连等，2020）。与银行作为信贷市场中的投资者相比，银行在债券市场中既是投资者也是承销商，投资者角色一方面是为了赚取更多的利差，同时这个角色也是债券承销成功的必要保证措施²（王治国，2018；余峰燕等，2020；Ding et al., 2022）。换言之，承销商的投资角色与

¹ 根据中债登和上清所披露的债券投资者结构数据，截止到2020年10月末，商业银行合计持有债券投资超过54万亿元，在银行间债券市场的托管量占比约为55%。根据中国理财网提供的2020年中国银行业理财市场年度报告，截至2020年底，银行理财投向债券类资产余额为18.53万亿元，占总投资资产的64.26%。

² 在相关债券发行条例要求中，如果债券认购额不足本次发行数量的70%时，发行人及主承销商将协商采取中止发行措施。

承销角色可能存在天生的内在联系，即承销商投资角色可能会影响债券承销行为³。

从理论与实践上来看，银行承销商及其关联方的购买力决定了银行承销商一级市场竞价策略，即银行承销商一级市场的投资策略会受到银行资本是否充足的影响。资本充足的银行可以自己进行认购，或者要求与自身关联的基金、信贷以及影子银行加大对债券一级市场的认购比例，进而保证债券成功发行（Ding et al., 2022）。然而，对于资本不足的银行来说，银行自身及其关联方的购买能力并不能保证债券发行成功，因此需要更多的其他市场投资者参与到认购中。由于一级市场的簿记建档竞价机制的信息不公开以及推迟结束时间的不规则，使得承销商有能力操纵债券价格。同时，相比于美国债券市场，中国债券市场投资者异质性更加严重（吴晓求等，2018）。那么，信息劣势的投资者往往是债券价格的追寻者，他们越会购买价格高（即票面利率低）的债券（Grossman and Stiglitz, 1976; Grossman, 1976; Wang, 1993）。换言之，低票面利率债券往往被认为是一种“优质”资产。因此，投资资金不足的银行承销商采用压低票面利率的策略来发行债券（王治国，2018；余峰燕等，2020）。然而，一旦这种操纵的低票面利率不被二级市场认可，将导致债券一级市场价格存在高估现象（以下简称“溢价”）⁴。

进一步地，在这种溢价现象下，当银行承销商与其关联方进入一级市场，且在二级市场以较低的价格卖出债券，其损失是巨大的⁵。尽管在现实中，承销商损失可以通过承销费用，或者通过与企业签订一系列抽屉协议获得综合收入来弥补⁶。然而，一方面，在承销商面临激烈市场竞争时，承销商通过较低承销费用承销来获得他们更为在意的承销业务与份额；另一方面，事前的信息不对称较难确定具体的补偿金额，因而银行在二级市场交易的损失可能得不到弥补⁷。那么银行承销商的利益相关方参与一级市场的动机何在？基于上述分析，本文将重点研究以下两个问题：一是，承销商一级市场投资行为是否影响债券一级市场价格，进而影响债券市场定价效率。二是，如果债券价格在一级市场存在高估，导致债券一级市场投资者账面损失，那么银行承销商参与动机是什么。

为了回答上述问题，本文借鉴王永钦和徐鸿恂（2019）的方法，利用央行“302”号文对债券市场中的代持行为进行限制这一准自然实验，检验银行承销商一级市场参与度减小对于债券市场定价效率的影响。使用该自然实验进行研究有着如下优势：（1）在2016年金融去杠杆的大背景下，2017年底，央行等四部委发布《关于规范债券市场参与者债券交易业务的通知》（简称“302”号文），该文件是监管层推动金融去杠杆的重要举措。一方面，“302”号文对债券代持行为的限制降低了银行代持链条中的信用风险；另一方面，该文件通过改变对银行的监管约束条件从而影响银行的资金充足度。更为重要的是，这种金融去杠杆政策并不会影响债券市场的总供给与总需求，只对银行的表外资本金有着重要影响。因此，将“302”号文这一准自然实验作为一个外生冲击，可以帮助我们检验银行投资资金的减少如何影响债券市场定价效率，

³ 除承销商角色外，银行也会以投资者角色参与到债券一级市场中。一方面，中国债券市场普遍采用余额包销的承销方式，因此，除了承销角色外，银行承销商及其关联方也会以投资者的身份参与到债券一级市场认购之中，以确保债券的成功发行。另一方面，债券投资一直是商业银行除贷款等以外的主要资产配置渠道，银行可以依靠自身所掌握的基金、信托以及理财产品等资源，合理配置其所吸纳的资金，参与债券一级市场的认购，通过运作管理实现收益。坊间证据以及李田（2021）表明，当前债券存在非市场化发行的现象，债券发行人以及承销商会通过关联交易以及资管产品等方式间接认购自己发行或承销的债券，进而导致债券市场的异常交易现象，扭曲了价格信号，不利于投资者进行风险定价，给债券市场带来潜在风险。

⁴ Ding et al.（2022）首次发现债券市场存在一二级市场价差的存在，即债券一级市场定价高估，其原因是银行承销商存在迎合发债主体的需要，进而获得更多的承销业务。更为重要的是，Ding et al.（2022）认为债券二级市场价格比较真实，并以此为基准进行分析，因此本文也认为二级市场价格比较真实客观。

⁵ 如果债券发行规模是10亿，将会损失大概6000万。计算如下：本文样本的发行票面利率均值为5.44%，一二级价差的均值为0.34%。通过换算，一级市场价格100元，那么二级市场价格大概为94元，即损失6%。

⁶ 抽屉协议是指，银行承销商与企业私下对于承销商债券业务所达成的协议。尤其是当银行承销商与其关联方通过购买低利率债券参与到一级市场中，承诺对这些参与者二级市场交易损失进行补偿，这种发行方式被定义未外部综收发行，银行获得综合收入。2021年5月，坊间盛传一家企业债券发行利率是5.5%，然许诺保险公司投资者6.3%利率，这0.8%的价差的损失则由发行企业购买该保险公司产品进行弥补。

⁷ 从理论上来说，银行承销商可以做出持有债券到期的决定，继而减小二级市场交易损失。然而，一方面，承销商银行中的债券承销部与投资部是相对独立的两个部门，导致债券承销部门的资金有着一定的上限，在流动性约束下，银行承销商需要快速回笼资金参与到其他债券的承销过程中，尤其是在财政分权与金融分权下，银行成为地方政府债券承销与购买的主力，因此承销商需要在二级市场进行交易。

从而避免银行基本面以及货币政策所导致的内生性问题。(2) 对于不同规模的银行来说, 受到“302”号文冲击的程度也有着一定的差异, 其原因在于代持业务给银行提供了利润操纵的机会, 帮助银行掩盖债券投资的亏损。因此, 中小银行进行代持业务的动机更大。基于此, “302”号文件出台后, 与大型银行相比, 中小型银行可能受到的冲击更大。由于银行投资行为会受到资金是否充足的影响, 因此, 本文的自然实验将使用资本充足率这一指标将样本划分为处理组和控制组, 以考察银行承销商一级市场参与是否以及如何影响债券发行定价效率。

基于上述分析, 本文利用 2015-2020 年银行间债券市场中期票据样本数据对上述问题进行了实证检验, 研究发现: (1) “302”号文颁布后, 投资资金不足的银行承销商所承销的债券发行信用利差下降更多, 这个结果经过一系列稳健性检验(平行趋势检验、安慰剂检验、遗漏变量以及改变实验组度量)后, 结论仍然保持稳健。进一步研究发现, “302”号文颁布后, 投资资金不足的银行承销商所承销的债券在二级市场价格下降得更多, 这说明债券市场二级投资者并不认可这种低票面利率债券, 进而说明债券一级市场存在定价扭曲。(2) 在机制分析中, 本文发现“302”号文颁布后, 承销商银行买断式回购交易量与交易额有着显著下降, 这说明承销商银行在债券一级市场中的参与度的确存在下降; 同时本文也发现上述定价扭曲现象在风险高企业与债券组中更加显著。具体而言, 以行业与地区特征度量企业事前风险分布, 本文发现定价扭曲在高污染行业、行业违约比例大、地区风险大、地区违约比例大组中更加显著; 同时以企业与债券特征度量企业事后风险, 本文发现定价扭曲在企业杠杆率高、预警 Z 值小、利息保障倍数低的企业以及信用评级低、无担保、期限长的债券组中更加显著。(3) 扩展性分析表明, 与地方政府存在显著关系的银行, 其承销债券的发行信用利差更大, 以及银行压低票面利率能够提高其承销市场份额并减少贷款呆账比例。这个结论从银行-政府关系以及银行自身利益驱动两个方面解释了银行在一级市场中压低票面利率行为的动机。

本文潜在的贡献可能在于以下三个方面: (1) 现有文献主要从债券一级市场角度讨论银行承销商承销角色(Yasuda, 2005; Gande et al., 1999)。王治国(2018)则从理论模型角度指出银行承销商也存在债券一级市场投资者角色。本文在金融去杠杆大的背景下, 首次利用“302”号文对债券代持业务进行限制这一外生冲击, 实证检验了银行承销商一级市场投资者角色对于债券定价效率的影响, 从而在一定程度上丰富了银行承销商在债券一级市场中投资行为的研究。(2) 本文的研究有助于帮助理解债券一级市场的定价逻辑。债券发行定价会受到发行方盈余管理水平(杨大楷和王鹏, 2014)、公司治理状况(Bhojraj and Sengupta, 2003)、政府隐性担保(钟辉勇等, 2016)、政府审计(潘俊等, 2019)、税收补贴(Landoni, 2018)以及信息质量(方红星等, 2013; Yu, 2005)等因素的影响, 本文通过实证检验发现承销商的一级市场购买行为也会影响债券定价, 从而进一步丰富债券定价影响因素的研究。(3) 本文进一步丰富了债券市场一二级价差的研究。与股票一级市场“抑价”不同的是, 债券一级市场存在显著的“溢价”现象⁸(王治国, 2018; McKenzie and Takaoka, 2008; Ding et al., 2022)。比如, Ding et al. (2022)是第一篇分析中国债券市场溢价现象的文章, 发现中国债券市场溢价现象主要是由于承销商业务竞争所导致的, 承销商为了获得企业的承销业务进而采取压低票面利率发行, 以此来迎合发行人。在此过程中, 承销商对参与一级市场的投资者损失进行补偿。然而, 本文则直接从承销商一级市场投资参与视角对债券市场发行“溢价”现象进行了解释, 相关结论一方面支持了Ding et al. (2022)关于提高债券发行成功率的逻辑, 另一方面也进一步分析了如何提高债券发行成功率, 尤其是当承销商资金不足的情况下。

⁸ 股票一级市场抑价是指新股发行价低于上市首日收盘价、投资者从中获得超额收益的现象, 此现象在世界所有的股票市场几乎都存在, 但抑价的程度大不相同(刘煜辉和熊鹏, 2005; Ibbotson, 1975), 股票一级市场抑价的主要原因在于信息不对称(Rock, 1986; Allen and Faulhaber, 1989)、投资者非理性(Welch, 1992; Amihud et al., 2003)以及承销商声誉(Baron, 1982; Carter and Manaster, 1990)等; 而在债券市场中, 由于地方政府干预债券发行市场等原因, 可能出现“溢价”现象, 即一级市场发行价格高于二级市场交易价格。

二、政策背景、文献回顾与假设提出

（一）政策背景

近年来，我国经济发展高杠杆现象中所隐含的流动性和系统性风险受到了全社会的广泛关注。2015年年底，中央财经领导小组提出推进“供给侧结构性改革”，去杠杆作为改革五大经济政策任务的核心，逐渐成为我国宏观经济调控政策的重点。根据我国“去杠杆”的工作部署，金融去杠杆的一系列举措从2016年下半年就已开始实施，央行通过货币政策调控市场利率水平，提高资金链条成本从而倒逼金融机构去杠杆，以降低整个金融体系的杠杆率以及减少期限错配情况。在实施货币政策的基础上，央行通过将表外理财纳入信贷考核、控制银行信贷规模扩张等手段加强对金融机构的监管，与此同时，证监会、保监会以及银监会配套落实相应的去杠杆文件，2017年3月23日至4月10日，银监会连续下发八项文件，对银行业的风险防控提出了相应的要求，引导金融行业支持实体经济的发展。2018年7月31日召开的中共中央政治局会议进一步强调要“把防范化解金融风险和服务实体经济更好结合起来，坚定做好去杠杆工作，把握好力度和节奏，协调好各项政策出台时机”。

作为金融领域最为核心的行业，银行长期以来受到严格的监管和限制，大多数政策的作用机制都会从一定程度上影响银行主体的经营行为，金融去杠杆通过改变银行的监管约束条件必然会引起银行盈利模式以及行为的改变，而银行在资本市场中最有可能参与的就是债券市场，其在债券的发行、投资和承销等环节都处于主导地位，并且推动着债券市场的发展。2017年底，央行等四部委发布《关于规范债券市场参与者债券交易业务的通知》（简称“302”号文），该文件是监管层推动金融去杠杆的又一举措，对债券市场参与者的债券交易业务进行了规范，全文包括十三项内容，明确指出债券代持属于买断式回购，应纳入表内核算，并强调任何债券回购交易都需签订回购协议，严禁抽屉协议的存在，同时对各类债市参与机构的债券回购余额设置最高限额，超过限额需要及时上报。“302”号文的正式下发，意味着债券代持业务被正式纳入监管，机构债券交易的杠杆率受到了严格管控，限制了银行等债券市场参与者寻求债券代持的动机，在短期内影响银行盈利能力，继而出现短期资金来源短缺的情况。总体而言，债券代持限制是金融去杠杆政策在债券市场中的体现，对资本充足的大型银行影响较小，而中小型银行受到该政策的影响可能更大，这为本文运用双重差分方法识别政策效应提供了很好的研究素材，从而帮助我们更好地研究银行一级市场参与对债券市场定价效率的影响。

在中国债券市场中，余额包销是普遍采用的承销方式，对于债券认购不足的部分，承销机构需要按照事先约定的比例和协议价格承担对该债券余额的包销责任。因此，除了承销商角色外，银行承销商及其关联方也会以投资者的身份参与到债券一级市场认购之中，然后在发行期内将承销债券向其他结算成员进行分销，以确保债券的成功发行。同时，银行长期以来强调理财的高收益固收和类固收资产的配置，债券投资一直是商业银行除贷款等以外的主要资产配置渠道，而银行也是债券市场中的主要买方力量，是债券市场中最为重要的投资者，银行可以依靠自身上游的基金、信托以及理财产品等资源，利用客户渠道吸纳资金，然后将资金合理配置，如参与债券一级市场的认购等，通过运作管理从而实现收益，因此，其在债券一级市场中的交易行为值得我们进行深入的研究。

（二）文献回顾与假设提出

长期以来，银行在信贷市场中的作用受到了广泛的关注，现有研究主要分析了银行在信贷市场中的投资决策，如银行如何选择贷款企业对象、贷款规模与利率。相关研究认为银行与企业之间的信息不对称是影响银行投资最为重要的因素（Alessandrini et al., 2009; Knyazeva and Knyazeva, 2012）。具体地，随着银企关系的日益密切，银行掌握并垄断了更多的企业私有信息，事前信息不对称会有所下降，银行将在企业借贷过程中掌握绝对话语权，据此向借款者索取更高的贷款利率以获得信息垄断租金（Hasan et al., 2019; Rajan, 1992; Boot, 2000），这即是所谓的“套牢”风险（许和连等，2020）。在IPO市场中，发行人与投资者之间需要承销商来充当信息沟通中介，承销商不仅需要发挥其在发行程序方面的专业作用，也需要通过挖掘企业信息来降低企业与投资者之间的信息不对称（Erhemjamts and Raman, 2012; Peng and Brucato, 2004; 何平

等, 2014)。由于承销商收入往往与债券发行价格挂钩, 承销商在这种激励下, 有可能故意吸引无信息投资者以及情绪投资者参与询价过程, 最终推高发行价格 (Sherman, 2000; Derrien, 2005; Ljungqvist et al., 2006), 邵新建等 (2013) 通过进一步分析发现, 拥有定价权的承销商由于其谈判能力较强, 会选择利用投资者情绪抬高发行价格, 从而增加与融资金额成正比的承销保荐费用, 所以 IPO 定价与承销商权力相关。

在我国债券市场中, 承销商一般采用余额包销方式承销, 即银行在债券市场中既是承销商也是投资者 (吕怀立和杨聪慧, 2019), 因此承销商角色在债券市场中发挥着信息效应以及担保效应两个作用 (林晚发等, 2019; Booth and Smith, 1986)。投资者角色一方面是为了赚取更多的利差, 另一方面为了保证债券的成功发行, 承销商往往会购买自己所承销的债券, 这成为了债券承销的必要保证措施 (王治国, 2018; 余峰燕等, 2020; Ding et al., 2022)。换言之, 在债券一级市场中, 银行承销商的投资者角色更多的是为债券成功发行服务。然而, 鲜有文献讨论承销商一级市场购买行为如何影响债券发行定价。相关债券定价文献结果表明, 债券的发行定价受到无风险利率 (Longstaff and Schwartz, 1995)、宏观政策 (王雄元等, 2015)、信用评级 (Ziebart and Reiter, 1992)、信息不对称 (Yu, 2005; 周宏等, 2012) 以及分析师预测 (林晚发等, 2013) 等各种宏微观因素的影响。另外, 在承销商层面, Fang (2005) 以及林晚发等 (2019) 研究了承销商声誉对于债券定价的影响。

与银行在信贷市场中的作用类似, 银行承销商的购买力决定了其谈判能力, 从而会影响债券发行定价。一方面, 对于投资资金充足的银行来说, 可以要求与自身关联的各类投资者加大对债券一级市场的认购, 从而确保债券成功发行。而与关注发债成本相比, 发债企业更加关注债券是否能够成功发行, 因此投资资金充足的银行有着强大的购买力, 其在债券承销过程中有着更大的话语权。换言之, 谈判能力更强的银行可能会要求较高的发行利率来提高自身的投资收益⁹, 尽管这种高利率会损害发行人利益, 但对投资者利益起到了一定的保护作用。另一方面, 对于投资资金不足的银行, 银行自身及其关联方的购买能力可能并不能帮助债券成功发行, 此时, 银行承销商可能会压低票面利率, 吸引其他投资者参与认购过程, 帮助企业成功发债 (王治国, 2018; 余峰燕等, 2020; Ding et al., 2022)。其原因主要在于两个方面: 一是, 一级市场的簿记建档竞价机制。由于该竞价机制的信息不公开, 承销商对债券价格操纵的空间较大。二是, 尽管债券市场投资者以机构投资者为主, 但是由于债券市场信息披露规范不健全, 投资者与企业之间的信息不对称程度相比于股票市场更大。在债券发行时, 风险规避的债券市场投资者事前无法判断债券质量的高低, 他们通常是债券价格的追随者, 即根据知情交易者的报价来决定投资行为 (Grossman and Stiglitz, 1976; Grossman, 1976; Wang, 1993)。因此, 对于信息越不对称的投资者而言, 他们越会购买价格高 (即票面利率低) 的债券。基于上述分析, 债券市场中承销商一级市场投资参与角色受到其购买力的影响。尤其是对投资资金不足的银行来说, 压低发行票面利率能够把企业粉饰为业绩优良的企业, 释放出违约风险较低的信息, 通过提高一级市场投资者参与度从而提高债券发行成功率, 同时也降低了债券融资成本。由于这种低利率是银行承销商故意压低的结果, 一旦二级市场中精明的投资者对此不认可, 将会导致债券市场一二级价差 (Ding et al., 2022)。因此, 在竞价机制信息不透明以及债券市场异质性投资者的存在, 银行承销商为了保承销, 将会采用低利率发行策略, 从而导致债券市场定价扭曲。

由于代持业务给银行提供了利润操纵的机会, 帮助银行掩盖债券投资的亏损。因此, 中小银行进行代持业务的动机更大。而大型的银行投资资金比中小型银行更加充足, 可能并不在乎债券代持的有限利润, 并且业务流程相对规范、受到的监督和审查更加严格, 债券代持业务对他们的吸引力较小, 基于此, “302”号文出台后, 与大型银行相比, 投资资金不充足的中小型银行可能受到的冲击更大。结合上述银行承销商的购买力分析, 我们认为“302”号文使得投资资金不充足的银行承销商购买力下降, 从而减少在债券一级市场中的购买, 为了吸引其他投资者参与而压低票面利率, 继而保证债券的成功发行。因此, 本文提出了以下研究假设:

⁹ 当然在承销商资金充足时, 其存在两种竞价策略。一是一级市场高竞价, 提高债券发行成功率, 但是自己一级市场购买收益将会降低; 二是一级市场低竞价, 债券发行成功率有所下降, 但是自己一级市场购买收益将会提高。对于上述两种情况, 本文对此不展开分析。

H1: 限制债券代持业务后, 相比于投资资金充足的银行承销商而言, 投资资金不充足的银行承销商所承销的债券发行信用利差显著下降。

三、实证研究设计

(一) 样本与数据来源

为了验证银行承销商一级市场参与度与债券市场定价效率之间的关系, 本文在金融去杠杆背景下, 以“302”号文发布对不同银行现金流的影响程度差异构建相应的实证模型进行检验分析。由于“302”号文于2017年12月29日正式发布, 故本文选择2015-2020年作为相应的时间区间。另外, 一方面, 银行是债券市场的主要投资者, 研究银行承销商的投资角色意义重大, 另一方面, “302”号文主要影响的对象是银行, 同时银行间短融券的发行目的、期限与中期票据有着明显差异, 因此本文以银行承销的中期票据作为实证研究样本。

本文相关数据来源如下: 发债企业特征与债券市场相关数据来源于 Wind 数据库, 银行财务特征以及买断式回购交易等相关数据来源于 CSMAR 数据库。同时, 本文的样本也按照如下过程进行筛选: 删除金融行业公司、ST 公司以及财务数据存在缺失的样本, 并且仅保留承销商为银行的样本, 由于可能存在多个银行承销同一债券的情况, 我们将每个承销商承销的债券作为不同的观察值, 最终得到了 75557 个承销商-债券-年度观测值。最后, 为了避免极端值的影响, 本文对公司财务数据等连续变量进行了上下 1% 的缩尾处理。

(二) 变量定义

为了衡量债券市场定价效率, 本文使用中期票据发行时的票面利率与相同剩余期限的国债收益率的差 (CS) 作为被解释变量。 CS 越大, 债券信用风险越大, 即溢价越大。同时, 为了检验二级市场对金融去杠杆政策的反应, 本文定义一二级价差 (OP) 变量, 即发行票面利率与发行首日到期收益率的差, 如果 $OP < 0$, 则说明债券一级市场价格存在高估现象, 即定价效率较低。

解释变量为 $Treat * Post$ 交乘项, 对于 $Treat$ 变量, 本文按照承销商资本充足率进行分组。本文认为“302”号文的颁布对资本充足率低的银行承销商影响更大。具体地, 《商业银行资本管理办法 (试行)》¹⁰ 对商业银行资本充足率提出了相应的监管要求, 我们将银行资本充足率与资本充足率监管要求作差得到资本充足率差异, 然后按照事前 2017 年的资本充足率差异的中位数把银行定义为资本充足率低与高两组 (实验组与对照组), 即当资本充足率小于中位数时, $Treat=1$, 反之 $Treat=0$ 。换言之, 当“302”号文颁布后, 资本充足率低的银行受到金融去杠杆的影响更大, 即这些银行的投资资金受到的影响更大。同时, 以 2018 年为时间节点, 构建 $Post$ 变量, 即当时间大于等于 2018 时, $Post=1$, 反之 $Post=0$ 。

参照孟庆斌等 (2018) 与吴育辉等 (2020) 的研究, 本文对企业层面与债券层面相关变量进行了控制。首先, 企业层面变量包括: 企业规模 ($Size$), 企业期末总资产的对数; 企业杠杆率 (Lev), 企业期末总负债除以期末总资产; 企业盈利能力 (Roe), 即净资产收益率, 净利润除以净资产; 企业成长能力 ($Growth$), 企业营业收入增长率; 流动资产比例 (Cur_asset), 企业期末流动资产除以期末总资产; 产权性质 (Soe), 发债主体为国有企业取 1, 否则为 0。债券层面变量包括: 债券发行规模 ($Fsize$), 债券计划发行规模 (亿元) 的对数; 债券担保 ($Guarantee$), 存在担保时取 1, 否则为 0; 城投债 ($Municipal$), 城投债取值为 1, 否则为 0; 债券评级 ($Rating$), 当债券评级为 AA 时, $Rating=1$, 依次向上赋值, 当债券评级为 AAA 时, $Rating=4$; 债券特殊条款 ($Special$), 存在特殊条款时取 1, 否则为 0。最后, 为了控制行业以及地区等因素的影响, 本文也对年度固定效应 ($Year_FE$)、行业固定效应 ($Industry_FE$) 以及城市固定效应 ($Country_FE$)

¹⁰ 2012 年 6 月 7 日颁布的《商业银行资本管理办法 (试行)》对 2014-2018 年的资本充足率提出了监管要求。具体地, 五年间非系统重要性银行资本充足率不得低于 8.9%、9.3%、9.7%、10.1% 以及 10.5%, 系统重要性银行资本充足率则在非系统重要性要求的基础上增加 1%。对于系统重要性银行的认定, 我们参照 2021 年中国人民银行、中国银行保险监督管理委员会发布的名单, 共包括 19 家银行。基于本文的样本区间为 2015-2020 年, 对于 2019-2020 年银行资本充足率的监管要求, 我们继续沿用 2018 年的数据。

进行了控制。具体的变量定义见表 1。

表 1 变量定义表

变量类型	变量名	含义
被解释变量	<i>CS</i>	债券发行时的票面利率与相同剩余期限的国债收益率的差
	<i>OP</i>	债券一二级市场价差，即发行票面利率与发行首日到期收益率的差
解释变量	<i>Treat*Post</i>	定义为实验组为资本充足率差异低于中位数组，对照组为资本充足率高于中位数组，实验组 <i>Treat</i> =1，对照组 <i>Treat</i> =0；时间大于等于 2018 年时， <i>Post</i> =1，反之 <i>Post</i> =0
发债企业特征	<i>Size</i>	企业规模，即企业期末总资产的对数
	<i>Lev</i>	企业杠杆率，企业期末总负债与期末总资产的比率
	<i>Roe</i>	企业盈利能力指标，净利润与净资产的比率
	<i>Growth</i>	企业成长性指标，(本期营业收入-上期营业收入)/上期营业收入
	<i>Cur_asset</i>	流动资产比例，即流动资产与总资产的比率
	<i>Soe</i>	当企业为国有企业时，取值为 1，否则为 0
债券特征	<i>Fsize</i>	债券发行规模，即债券计划发行规模的对数
	<i>Guarantee</i>	债券是否存在担保，存在担保时取值为 1，否则为 0
	<i>Municipal</i>	债券是否为城投债，城投债取值为 1，否则为 0
	<i>Rating</i>	债券评级，当债券评级为 AA-时， <i>Rating</i> =1，依次向上赋值，当债券评级为 AAA 时， <i>Rating</i> =4
	<i>Special</i>	当债券存在特殊条款时，取值为 1，否则为 0
虚拟变量	<i>Year_FE</i>	年度虚拟变量
	<i>Industry_FE</i>	行业虚拟变量，按照 2012 证监会行业代码构建
	<i>Country_FE</i>	城市虚拟变量

(三) 回归模型

模型 (1) 检验了银行承销商一级市场参与对债券发行定价以及定价效率的影响。具体模型如下：

$$CS/OP_{ijpt} = \alpha + \beta_1 Treat_i + \beta_2 Post_t + \beta_3 Treat_i * Post_t + Controls_{it} + \delta_t + \gamma_j + \lambda_p + \varepsilon_{ijpt} \quad (1)$$

在模型 (1) 中，*i* 表示债券，*j* 表示行业，*p* 表示城市，*t* 表示年度，被解释变量 *CS/OP_{ijpt}* 为债券发行时的信用利差与一二级市场价差，*Treat_i * Post_t* 是最为主要解释的变量，为了减少遗漏变量的影响，本文在模型中控制了年度固定效应 δ_t 、行业固定效应 γ_j 以及城市固定效应 λ_p 。我们主要关注 *Treat_i * Post_t* 变量系数 β_3 的符号，当因变量为 *CS* 时， β_3 系数为负，则说明假设 H1 成立。

(四) 变量描述性统计分析

表 2 给出了变量的描述性统计分析结果。从结果中我们可以看出，债券发行信用利差变量 (*CS*) 的均值为 3%，一二级价差 (*OP*) 变量的均值为 1.83%，并且债券发行信用利差和一二级价差的最大值与最小值差异较大，这为我们的实证分析提供了差异性来源。*Treat * Post* 变量的均值是 0.232，这说明样本中，2018 年以后债券承销银行资本充足率较低的观测值约有 17529 个。对于企业层面控制变量，企业规模变量 (*Size*) 的均值为 26，资产负债率变量的均值为 63.3%，净资产收益率变量的均值为 4.18%，营业收入增长率变量的均值为 14.8%，流动资产比例变量的均值为 46.6%，国有企业变量占比 88.4%。对于债券层面控制变量，债券发行规模变量的均值为 2.29，大约为 10 亿元；债券担保变量的均值为 0.035，即 3.5% 的债券存在担保；城投债变量的均值为 0.38，即 38% 的债券为城投债；债券评级变量的均值为 3.26，即集中在 AA+ 级；特殊条款变量的均值为 0.42，即 42% 的债券存在特殊条款。

表 2 变量描述性统计

变量	样本量	均值	中位数	标准差	最大值	最小值
<i>CS</i>	75557	3.000	2.900	1.160	5.950	0.770
<i>OP</i>	75557	1.830	0.990	14.10	48.40	-44.50
<i>Treat*Post</i>	75557	0.232	0	0.422	1	0
<i>Treat</i>	75557	0.476	0	0.499	1	0
<i>Post</i>	75557	0.489	0	0.500	1	0
<i>Size</i>	75557	26	25.70	1.600	31.70	23.40
<i>Lev</i>	75557	0.633	0.649	0.126	0.880	0.191
<i>Roe</i>	75557	4.180	2.760	6.950	32.90	-22.30
<i>Growth</i>	75557	0.148	0.0813	0.389	3.710	-0.492
<i>Cur_asset</i>	75557	0.466	0.443	0.245	0.978	0.0559
<i>Soe</i>	75557	0.884	1	0.320	1	0
<i>Fsize</i>	75557	2.290	2.300	0.772	4.610	0.693
<i>Guarantee</i>	75557	0.0350	0	0.184	1	0
<i>Municipal</i>	75557	0.380	0	0.485	1	0
<i>Rating</i>	75557	3.260	3	0.825	4	1
<i>Special</i>	75557	0.420	0	0.494	1	0

四、主要回归结果

(一) 银行承销商一级市场参与度与债券发行信用利差

为了检验银行承销商一级市场参与度与债券发行信用利差之间的关系，本文按照模型(1)进行回归分析，相应结果如表3所示。具体地，表3第(1)列是加入企业层面控制变量的结果，第(2)列是加入企业和债券层面控制变量的结果，第(3)列是在第(2)列的基础上加入年度、行业以及城市固定效应之后的结果。在这三列结果中，*Treat*Post*变量的系数都显著为负，这个结果说明在2018年“302”号文颁布后，投资资金不足的银行承销商受到了更大的冲击，其所承销的债券发行信用利差有着显著下降。表3的结果证实了我们的假设H1，即金融去杠杆下，银行承销商债券一级市场投资资金受到限制，减小了债券一级市场投资规模，进而降低了债券发行信用利差。

表 3 银行承销商一级市场参与度与债券发行信用利差

变量	被解释变量： <i>CS</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>Treat*Post</i>	-0.013** (-2.00)	-0.014*** (-3.00)	-0.009** (-2.26)
<i>Treat</i>	0.189*** (6.66)	0.078*** (3.08)	0.023 (1.00)
<i>Post</i>	-0.015** (-1.97)	-0.007 (-1.34)	-0.040*** (-4.02)
<i>Size</i>	0.012 (1.49)	0.010 (1.40)	0.020*** (2.96)
<i>Lev</i>	0.112 (0.63)	1.081*** (7.61)	0.822*** (6.51)
<i>Roe</i>	-0.023***	-0.010***	-0.002

	(-8.64)	(-4.40)	(-1.36)
<i>Growth</i>	0.004	-0.034*	-0.033**
	(0.20)	(-1.88)	(-2.37)
<i>Cur_asset</i>	0.739***	-0.072	-0.078
	(8.43)	(-0.94)	(-0.90)
<i>Soe</i>	-0.973***	-0.619***	-0.680***
	(-11.19)	(-9.25)	(-9.64)
<i>Fsize</i>		0.061***	0.079***
		(2.68)	(3.30)
<i>Guarantee</i>		0.499***	0.476***
		(6.03)	(6.61)
<i>Municipal</i>		0.050	0.093**
		(1.38)	(2.15)
<i>Rating</i>		-0.704***	-0.681***
		(-28.97)	(-26.38)
<i>Special</i>		0.263***	0.235***
		(8.60)	(8.07)
年度	不控制	不控制	控制
行业	不控制	不控制	控制
城市	不控制	不控制	控制
Constant	3.142***	4.665***	4.129***
	(13.48)	(23.75)	(17.54)
Observations	75,557	75,557	75,557
Adj_R ²	0.105	0.290	0.368

注：***, **, *分别表示系数在 1%, 5%与 10%水平上显著，且标准误在企业个体层面进行聚类调整，下同。

(二) 银行承销商一级市场参与度与债券市场一二级价差

银行承销商一级市场投资参与度减小将会导致债券发行信用利差降低，由理论分析可知，这种低票面利率是银行承销商投资故意压低的结果。因此，如果二级市场精明的投资者能够识别，那么他们将不认可这个低利率，进而使得二级市场债券价格下降，造成债券市场一二级价差的存在。为此，本文使用债券市场一二级价差 (*OP*) 为因变量，按照模型 (1) 进行回归，结果如表 4 所示。

表 4 第 (1) 列加入了企业特征变量，第 (2) 列在第 (1) 列的基础上加入了债券层面控制变量，第 (3) 列在第 (2) 列的基础上加入了行业、年度、城市以及承销商固定效应。从结果得到，第 (1) 与 (2) 列中 *Treat*Post* 系数都在 5% 水平上显著为负，而第 (3) 列中系数在 10% 水平上显著为负。这些结果表明银行承销商一级市场参与度下降将会提高一二级市场价差。由于二级市场价格比较真实客观 (Ding et al., 2022)，所以银行承销商参与一级市场投资将会导致一级市场定价扭曲。

表 4 银行承销商一级市场参与度与债券市场一二级价差

变量	被解释变量: <i>OP</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>Treat*Post</i>	-0.138**	-0.128**	-0.079*
	(-2.45)	(-2.31)	(-1.66)
<i>Treat</i>	0.529*	0.393	-0.054
	(1.74)	(1.29)	(-0.01)

<i>Post</i>	0.019 (0.32)	0.055 (0.97)	-0.008 (-0.13)
<i>Size</i>	-0.042 (-0.53)	-0.049 (-0.63)	-0.009 (-0.43)
<i>Lev</i>	5.561*** (3.77)	7.150*** (4.71)	5.959*** (4.12)
<i>Roe</i>	-0.100*** (-3.87)	-0.075*** (-2.81)	-0.024 (-1.12)
<i>Growth</i>	-0.257 (-0.99)	-0.181 (-0.70)	-0.138 (-0.66)
<i>Cur_asset</i>	0.757 (1.00)	-0.700 (-0.87)	-1.342 (-1.28)
<i>Soe</i>	-0.192 (-0.25)	1.126 (1.31)	1.432 (1.60)
<i>Fsize</i>		1.052*** (3.56)	1.137*** (4.00)
<i>Guarantee</i>		2.477*** (2.94)	2.622*** (3.59)
<i>Municipal</i>		-0.809* (-1.75)	-0.163 (-0.30)
<i>Rating</i>		-2.333*** (-8.24)	-2.398*** (-8.08)
<i>Special</i>		0.407 (1.03)	0.597 (1.51)
年度	不控制	不控制	控制
行业	不控制	不控制	控制
城市	不控制	不控制	控制
承销商	不控制	不控制	控制
Constant	-0.542 (-0.23)	3.303 (1.38)	-0.421 (-0.12)
Observations	75,557	75,557	75,557
Adj_R ²	0.00532	0.0160	0.0808

五、稳健性检验

(一) 平行趋势检验

采用双重差分法需要满足政策外生性以及平行趋势假设的前提条件。本文进行平行趋势检验以验证双重差分方法的适用性。在检验过程中，选取 2017 年底事件发生的前两年以及后三年作为考察周期。图 1 是平行趋势检验图，结果显示，在“302”号文实施后，债券发行信用利差有着显著性的下降，这种下降趋势在 2019-2020 年也有所体现，说明该政策对债券发行信用利差存在一定的长期影响。

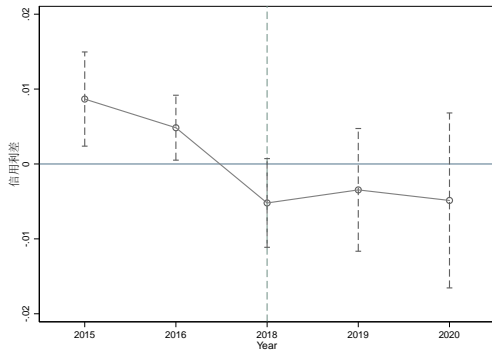


图1 平行趋势检验

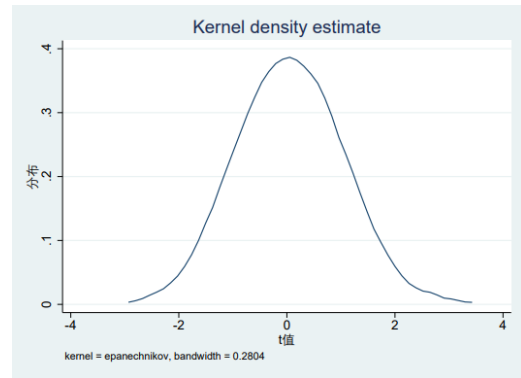


图2 安慰剂检验

(二) 安慰剂检验

对本文结果另外一种合理的质疑是，计量模型无法控制一些不可观测且随时间变化的其他特征。鉴于此，本文将参照 Li et al. (2016) 进行安慰剂检验，以间接检验是否存在这种遗漏变量问题。具体地，我们随机选取个体作为实验组，重复随机实验 300 次。结果如图 2 所示，其服从正态分布并且均值接近为 0，因而表明其他特征遗漏变量不对本文结论产生影响。

在以上安慰剂检验的基础上，本文进一步利用反事实方法（范子英和田彬彬，2013），通过人为设定一个金融去杠杆政策时间点，检验其对债券市场定价的影响。具体地，我们将政策颁布时间提前一年，即 2017 年。如果对应的系数不显著，则表明债券发行信用利差的降低是由“302”号文发布引起的，而不是其他因素，反之，结论不稳健。如表 5 第（1）列所示，结果表明通过设置不同的政策时点， $Treat*Year_{2017}$ 交乘项系数不再显著，表明发行信用利差的降低确实是由金融去杠杆“302”号文带来的，从而使得我们结果更加稳健。

(三) 遗漏变量的考虑

银行承销商层面的因素可能会对我们的主要结果产生影响，为了保证结果的稳健性，我们在模型（1）的基础上进一步控制了银行财务特征变量。其中， Lev_Bank 变量代表了银行的资产负债率，用银行承销商期末总负债除以期末总资产； $Size_Bank$ 变量指的是银行规模，即银行期末总资产的对数； Roe_Bank 变量指的是银行净资产收益率，即银行净利润除以期末净资产。考虑遗漏变量后的结果如表 5 后三列所示，第（2）列是加入银行承销商财务特征变量的结果，第（3）列中未加入银行财务特征，但控制了银行承销商固定效应，第（4）列是同时控制银行特征以及固定效应的结果。从结果中可知， $Treat*Post$ 交乘项系数都至少在 10%水平上显著为负，从而进一步地证明了我们结果的稳健性。

表 5 考虑遗漏变量与安慰剂检验

变量	被解释变量：CS			
	安慰剂（政策提前一年）	考虑遗漏变量		
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat*Year_{2017}$	-0.001 (-0.06)			
$Treat*Post$		-0.032*** (-4.28)	-0.006* (-1.70)	-0.008** (-2.06)
$Treat$	0.019 (0.80)	0.057** (2.16)	0.557** (2.35)	0.563** (2.34)
$Year_{2017}$	-0.022*** (-2.63)			

<i>Post</i>		-0.122***	-0.013**	-0.019
		(-4.86)	(-2.44)	(-1.53)
<i>Size</i>	0.020***	0.010	-0.001	0.001
	(2.95)	(1.29)	(-0.17)	(0.14)
<i>Lev</i>	0.822***	0.818***	0.824***	0.824***
	(6.50)	(6.47)	(6.68)	(6.68)
<i>Roe</i>	-0.002	-0.003	-0.002	-0.002
	(-1.36)	(-1.45)	(-1.35)	(-1.35)
<i>Growth</i>	-0.033**	-0.033**	-0.034**	-0.033**
	(-2.37)	(-2.34)	(-2.44)	(-2.44)
<i>Cur_asset</i>	-0.078	-0.073	-0.087	-0.087
	(-0.90)	(-0.83)	(-1.03)	(-1.03)
<i>Soe</i>	-0.680***	-0.680***	-0.671***	-0.671***
	(-9.64)	(-9.67)	(-9.88)	(-9.88)
<i>Fsize</i>	0.079***	0.077***	0.079***	0.079***
	(3.30)	(3.22)	(3.38)	(3.38)
<i>Guarantee</i>	0.476***	0.480***	0.467***	0.467***
	(6.61)	(6.67)	(6.64)	(6.64)
<i>Municipal</i>	0.093**	0.094**	0.089**	0.089**
	(2.15)	(2.16)	(2.08)	(2.08)
<i>Rating</i>	-0.681***	-0.681***	-0.677***	-0.677***
	(-26.38)	(-26.37)	(-26.55)	(-26.55)
<i>Special</i>	0.236***	0.241***	0.246***	0.246***
	(8.07)	(8.24)	(8.53)	(8.53)
<i>Lev_Bank</i>		-3.602**		-0.284
		(-2.14)		(-0.98)
<i>Size_Bank</i>		0.002		-0.002
		(0.10)		(-0.08)
<i>Roe_Bank</i>		-1.339*		-0.069
		(-1.96)		(-0.50)
年度	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制
承销商	不控制	不控制	控制	控制
Constant	4.132***	7.875***	4.580***	4.887***
	(17.58)	(4.41)	(25.09)	(9.00)
Observations	75,557	75,557	75,557	75,557
Adj_R ²	0.368	0.368	0.378	0.378

(四) 排除资管新规的影响

2018年4月27日，中国人民银行联合中国银行保险监督管理委员会、中国证券监督管理委员会以及国家外汇管理局正式发布《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》（以下简称资管新规），资管新规在认定合格投资者、打破刚性兑付、去除资金池运作、解决多层嵌套、抑制通道业务等方面制定了明确要求，这些要求加强了对银行理财业务等交易性金融负债的监管。该政策与“302”号文发布时间相近，因此，

我们的主要结果也可能是资管新规政策而非“302”号文所导致的。

为了排除资管新规政策的影响，我们在模型（1）中加入了银行交易性金融负债比例（*TFL*）变量¹¹以及 *TFL*Post* 交乘项。表 6 第（1）列结果显示，在加入了资管新规政策的影响后，*Treat*Post* 变量系数在 1%水平上显著为负，而 *TFL*Post* 交乘项系数不显著。另外，在第（2）列中，我们进一步构建虚拟变量 *D_TFL*¹²以及 *D_TFL*Post* 交乘项来进一步地检验资管新规对本文的主要结论是否有影响，与第（1）列结果类似，*Treat*Post* 变量系数仍在 1%水平上显著为负，而 *D_TFL*Post* 交乘项系数不显著。上述两个结果说明债券发行信用利差的下降的确是“302”号文发布所导致的。在第（3）列中，我们在模型（1）的基础上加入了行业-年度交乘固定效应，加入该固定效应可以尽可能地减少行业层面逐年变化的不可观测因素对债券信用利差的影响，可以有效地控制行业中包括资管新规在内的相关政策的影响，从结果中可知，*Treat*Post* 变量系数在 10%水平上显著为负，这与主要结果一致，进一步说明了本文的主要结论不受行业内其他相关政策的影响。

表 6 资管新规的影响

变量	被解释变量: <i>CS</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>Treat*Post</i>	-0.031*** (-2.90)	-0.031*** (-3.63)	-0.008* (-1.91)
<i>Treat</i>	0.032 (1.22)	0.038 (1.52)	0.022 (0.97)
<i>Post</i>	-0.034** (-2.23)	-0.031** (-2.12)	-0.037*** (-3.14)
<i>TFL*Post</i>	0.211 (0.18)		
<i>D_TFL*Post</i>		-0.005 (-0.37)	
<i>TFL</i>	1.484 (1.06)		
<i>D_TFL</i>		0.049** (2.32)	
<i>Size</i>	0.026*** (3.65)	0.027*** (3.81)	0.020*** (2.95)
<i>Lev</i>	0.816*** (6.34)	0.818*** (6.35)	0.828*** (6.52)
<i>Roe</i>	-0.003 (-1.35)	-0.003 (-1.36)	-0.003 (-1.44)
<i>Growth</i>	-0.034** (-2.31)	-0.034** (-2.33)	-0.034** (-2.45)
<i>Cur_asset</i>	-0.054 (-0.61)	-0.054 (-0.61)	-0.080 (-0.92)

¹¹ 资管新规明确指出资产管理业务是金融机构的表外业务，金融机构开展资产管理业务时不得承诺保本保收益，这一政策实施后，银行业保本理财向存款转化，理财规模整体大幅下降，而银行卖出的理财产品计入交易性金融负债科目，因此，该科目在资管新规后存在减少的趋势。本文使用银行交易性金融负债比例（即交易性金融负债÷总负债）这一指标来构建双重差分模型，从而排除资管新规的影响。

¹² 当银行交易性金融负债比例的值高于样本中位数时，*D_TFL* 取值为 1，否则为 0。

<i>Soe</i>	-0.689*** (-9.68)	-0.689*** (-9.69)	-0.681*** (-9.65)
<i>Fsize</i>	0.077*** (3.19)	0.077*** (3.20)	0.079*** (3.29)
<i>Guarantee</i>	0.478*** (6.41)	0.477*** (6.40)	0.476*** (6.61)
<i>Municipal</i>	0.097** (2.20)	0.098** (2.21)	0.093** (2.13)
<i>Rating</i>	-0.677*** (-25.83)	-0.677*** (-25.84)	-0.681*** (-26.36)
<i>Special</i>	0.221*** (7.47)	0.222*** (7.48)	0.235*** (8.06)
年度	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制
行业&年度	不控制	不控制	控制
Constant	3.917*** (15.65)	3.864*** (15.27)	4.121*** (17.32)
Observations	67,411	67,411	75,557
Adj_ R ²	0.369	0.369	0.367

(五) 改变实验组与对照组的检验

本文需要考虑实验组与对照组之间在债券发行定价方面的差异完全是由于“302”号文的颁布所导致的，而不是受其他因素的影响。尽管我们在模型中加入了一系列可能影响债券发行的企业层面和债券层面的控制变量，但仍然无法排除其他因素的影响。为了检验本文实证结果的可靠性，本文从以下两个方面构建实验组与对照组进行稳健性检验。

(1) 基于四大行的分析

首先，使用银行承销商是否非四大国有商业银行以及是否城商行来替换现有的资本充足率指标将样本分为实验组和控制组。与非四大银行相比，四大国有商业银行创造的净利润十分丰厚，不良贷款率亦处于较低的良性水平。所以我们认为，非四大银行由于资产规模小、抗风险能力差等特点，受到“302”号文的冲击可能更大。具体地，将 *Treat1* 变量定义为当银行承销商为非四大银行时，取值为 1，否则为 0。相应的回归结果如表 7 第 (1) 列所示，结果显示，*Treat1*Post* 交乘项系数在 5% 水平上显著为负，这与我们的猜想一致，即“302”号文对债券代持行为进行限制后，原本资产规模小的非四大银行承销商投资资金减少，从而减少了债券一级市场参与度。因此，非四大银行承销商为了吸引其他投资者购买，从而压低了债券发行票面利率。

(2) 基于城商行的分析

作为银行业新生力量的城商行，近几年发展迅猛。截止到 2020 年底，我国共有城市商业银行 133 家，省份辖内的中小机构改革重组使得城商行整体经营指标得到了改善，但是大部分城商行被地方政府控制，丧失了独立性和自主性，并且在追求规模扩张的过程中，内部管理较为混乱，风险意识较为薄弱，风险较大（王秀丽等，2014）。因此，与非城商行相比，城商行受到“302”号文的影响可能更大，我们定义 *Treat2* 变量为承销商是否是城商行，当银行承销商为城商行时，*Treat2* 取值为 1，否则为 0。相应的回归结果如表 7 第 (2) 列所示，结果显示，*Treat2*Post* 交乘项系数在 5% 水平上显著为负，这与我们的预测一致。

表 7 非四大银行与城商行

变量	被解释变量: CS	
	以非四大为 treat	以城商行为 treat
	(1)	(2)
<i>Treat1*Post</i>	-0.009** (-2.02)	
<i>Treat2*Post</i>		-0.015** (-1.99)
<i>Treat1</i>	0.008 (0.32)	
<i>Treat2</i>		-0.104*** (-2.76)
<i>Post</i>	-0.041*** (-3.87)	-0.053*** (-5.34)
<i>Size</i>	0.022*** (3.34)	0.027*** (4.18)
<i>Lev</i>	0.822*** (6.51)	0.819*** (6.49)
<i>Roe</i>	-0.002 (-1.37)	-0.003 (-1.43)
<i>Growth</i>	-0.033** (-2.36)	-0.033** (-2.37)
<i>Cur_asset</i>	-0.077 (-0.88)	-0.068 (-0.78)
<i>Soe</i>	-0.681*** (-9.64)	-0.679*** (-9.68)
<i>Fsize</i>	0.079*** (3.27)	0.075*** (3.11)
<i>Guarantee</i>	0.476*** (6.60)	0.483*** (6.69)
<i>Municipal</i>	0.094** (2.17)	0.097** (2.22)
<i>Rating</i>	-0.682*** (-26.36)	-0.683*** (-26.48)
<i>Special</i>	0.236*** (8.07)	0.241*** (8.22)
年度	控制	控制
行业	控制	控制
城市	控制	控制
Constant	4.093*** (17.59)	3.969*** (17.02)
Observations	75,557	75,557
Adj_R ²	0.368	0.368

六、机制分析

（一）基于买断式回购交易量的分析

“302”号文进一步规范回购及远期交易，从源头上禁止债券代持，并对金融机构和资管产品设定相应的正回购和逆回购限额，意味着债券代持业务被正式纳入监管，监管门槛提高，债券市场参与者寻求代持的动机受限，较难从中获利，因此我们认为限制债券代持后，银行承销商回购交易量会有所减少。为了更加直观地反映出“302”号文对银行债券代持行为的影响，我们将买断式回购年度总成交额以及年度平均成交额（年度总成交额/成交笔数）作为被解释变量进行回归，买断式回购交易数据来源于CSMAR数据库，回归结果见表8，第（1）列是以年度总成交额作为被解释变量的回归结果，第（2）列是以平均成交额作为被解释变量的回归结果，从结果中可知， $Treat*Post$ 交乘项系数均在1%水平下显著为负，说明对于投资资金不充足的银行承销商来说，禁止债券代持使得买断式回购交易的规模有所减少。

表8 买断式回购交易

变量	被解释变量：年总成交额	被解释变量：平均成交额
	(1)	(2)
$Treat*Post$	-0.547*** (-7.79)	-0.547*** (-7.79)
$Treat$	0.837*** (14.39)	0.838*** (14.40)
$Post$	-24.123*** (-61.43)	-24.115*** (-61.41)
$Size$	0.951*** (19.07)	0.952*** (19.11)
Lev	-0.704 (-1.44)	-0.703 (-1.43)
Roe	0.012 (1.33)	0.012 (1.33)
$Growth$	-0.202* (-1.83)	-0.203* (-1.84)
Cur_asset	-0.907*** (-3.06)	-0.907*** (-3.06)
Soe	-0.188 (-1.05)	-0.188 (-1.05)
$Fsize$	-0.004 (-0.07)	-0.004 (-0.07)
$Guarantee$	0.206 (0.83)	0.205 (0.83)
$Municipal$	0.096 (0.69)	0.096 (0.70)
$Rating$	0.070 (0.97)	0.070 (0.97)
$Special$	0.138 (1.52)	0.138 (1.52)

年度	控制	控制
行业	控制	控制
城市	控制	控制
Constant	-1.960 (-1.31)	-2.008 (-1.34)
Observations	63,910	63,910
Adj_R ²	0.671	0.671

(二) 横截面检验

1、基于企业质量事前分布的分析

一旦先验企业质量较差，那么银行承销商更有可能会压低处于事前质量较差分布中的企业所发行债券的票面利率，以此吸引更多的市场投资者。为此，本文将从行业和地区两个角度来定义事前企业质量分布。

(1) 基于行业特征的分析

2014年“超日债”违约以来，“刚性”兑付被打破，信用风险逐渐显露。为了防范市场风险，相较于其他行业来说，产能过剩、高耗能和高污染的企业受到了更加严格的监管，发债难度更大，融资成本较高。同时，在一般情况下，行业债券违约比例越高，这个行业中债券发行主体的质量越低。因此不同行业中企业发行债券压低票面利率的动机也存在不同。基于此，本文以行业是否为高污染行业以及行业违约率高低进行分组回归，相应的回归结果如表9所示。表9中第(1)列和第(2)列是高低污染行业分组的回归结果，第(3)列和第(4)列是以行业违约比例中位数分组的回归结果，从结果中可知，第(1)列和第(3)列中 $Treat*Post$ 变量系数都在5%水平下显著为负，该结果说明在高污染行业以及高违约比例的行业中，承销商债券一级市场参与度与债券发行信用利差的关系更加显著。

表9 基于行业特征的分析

变量	被解释变量：CS			
	高污染 (1)	低污染 (2)	行业违约比例大 (3)	行业违约比例小 (4)
$Treat*Post$	-0.012** (-2.07)	0.001 (0.05)	-0.011** (-1.98)	-0.007 (-1.20)
$Treat$	0.021 (0.62)	0.040 (1.32)	0.021 (0.55)	0.014 (0.49)
$Post$	-0.020 (-1.33)	-0.079*** (-5.33)	-0.024 (-1.42)	-0.048*** (-3.92)
$Size$	0.017* (1.76)	0.020** (2.36)	0.013 (1.07)	0.024*** (2.87)
Lev	0.804*** (3.97)	0.543*** (3.41)	0.694*** (3.14)	0.737*** (4.91)
Roe	-0.005** (-2.25)	-0.002 (-0.51)	-0.001 (-0.20)	-0.003 (-1.50)
$Growth$	-0.034 (-1.49)	-0.059*** (-3.63)	-0.076*** (-3.19)	-0.015 (-0.91)
Cur_asset	0.126 (1.01)	0.044 (0.47)	0.007 (0.05)	-0.185 (-1.55)
Soe	-0.611*** (-6.41)	-0.826*** (-8.31)	-0.623*** (-3.66)	-0.698*** (-8.83)

<i>Fsize</i>	0.048 (1.37)	0.132*** (4.41)	0.059 (1.48)	0.095*** (3.03)
<i>Guarantee</i>	0.515*** (5.75)	0.424*** (4.62)	0.757*** (6.96)	0.253*** (2.79)
<i>Municipal</i>	0.001 (0.01)	0.068 (1.33)	0.074 (0.86)	0.116** (2.11)
<i>Rating</i>	-0.673*** (-17.98)	-0.688*** (-21.84)	-0.721*** (-16.59)	-0.674*** (-20.48)
<i>Special</i>	0.194*** (4.49)	0.259*** (6.79)	0.181*** (3.71)	0.255*** (6.83)
年度	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制
Constant	4.529*** (15.07)	4.643*** (18.35)	4.848*** (7.50)	4.135*** (14.85)
Observations	38,251	42,984	26,612	48,347
Adj_R ²	0.394	0.375	0.398	0.380

(2) 基于地区特征的分析

如果地方政府财政健康度较好，那么企业获得的财政补贴与银行贷款形式的输血则更多，自然会较少地发行债券，换言之，对于财政健康度差的省份来说，企业可能更需要发行债券来进行融资。因此，在财政健康度差的地区中，债券市场定价扭曲的现象可能更加严重。与行业特征分组检验类似，我们按照发债企业所在省份的财政健康度以及省份违约比例中位数进行分组，回归结果见表 10。第（1）列和第（2）列是财政健康度分组回归结果，第（3）列和第（4）列是地区违约比例分组回归结果，我们发现第（1）列和第（3）列中 *Treat*Post* 变量系数都在 5% 水平下显著为负，该结果说明在财政健康度低以及违约比例大的地区中，承销商债券一级市场参与度与债券发行信用利差的关系更加显著。

表 10 基于地区特征的分析

变量	被解释变量: CS			
	财政健康度低 (1)	财政健康度高 (2)	地区违约比例大 (3)	地区违约比例小 (4)
<i>Treat*Post</i>	-0.014** (-2.27)	-0.006 (-1.09)	-0.017** (-2.56)	0.001 (0.11)
<i>Treat</i>	0.027 (0.70)	0.022 (0.80)	0.025 (0.66)	0.022 (0.76)
<i>Post</i>	-0.038*** (-2.62)	-0.040*** (-2.92)	-0.033** (-2.12)	-0.043*** (-3.08)
<i>Size</i>	0.021** (2.00)	0.019** (2.16)	0.024** (2.33)	0.017* (1.79)
<i>Lev</i>	0.707*** (4.01)	0.831*** (4.86)	0.891*** (4.60)	0.666*** (4.11)
<i>Roe</i>	-0.002 (-0.82)	-0.004 (-1.45)	-0.004 (-1.44)	-0.002 (-0.75)
<i>Growth</i>	-0.028	-0.037**	-0.048	-0.026*

	(-1.33)	(-2.08)	(-1.57)	(-1.65)
<i>Cur_asset</i>	-0.180	-0.008	0.101	-0.136
	(-1.30)	(-0.07)	(0.64)	(-1.31)
<i>Soe</i>	-0.533***	-0.776***	-0.635***	-0.723***
	(-4.41)	(-9.32)	(-5.15)	(-8.47)
<i>Fsize</i>	0.066*	0.093***	0.080**	0.091***
	(1.92)	(2.87)	(2.46)	(2.64)
<i>Guarantee</i>	0.662***	0.363***	0.488***	0.489***
	(5.78)	(3.93)	(4.24)	(5.10)
<i>Municipal</i>	0.082	0.110*	0.118*	0.089*
	(1.34)	(1.76)	(1.68)	(1.65)
<i>Rating</i>	-0.684***	-0.688***	-0.634***	-0.718***
	(-17.08)	(-20.79)	(-14.78)	(-21.91)
<i>Special</i>	0.208***	0.264***	0.200***	0.262***
	(4.69)	(6.88)	(4.30)	(6.89)
年度	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制
Constant	4.184***	4.116***	3.675***	4.433***
	(11.76)	(11.52)	(10.23)	(10.74)
Observations	33,473	42,060	32,317	41,071
Adj_R ²	0.358	0.370	0.356	0.353

2、基于企业事后风险的分析

对于违约风险高以及债券质量差的企业来说，一旦这些企业发行债券，可能更加需要银行承销商压低票面利率来帮助其成功发债。为此，本文将从企业特征和债券特征两个角度来定义企业事后风险水平，具体分析如下：

(1) 基于企业未来风险指标的分析

在金融去杠杆背景下，企业的融资环境偏紧、信用风险事件频发。因此，对于风险高的企业，他们更需要债券融资机会。然而，对于违约风险大的企业而言，在银行承销商参与一级市场投资资金受限的情况下，如果没有任何的包装，其发行成功率将会较低。因此，对于风险大的企业，金融去杠杆政策将会导致债券票面利率压低更多。基于此，我们使用杠杆率、预警 Z 值以及利息保障倍数三个指标来度量企业风险，用指标的中位数进行分组，相应的分组回归结果如表 11 所示，第（1）列和第（2）列是以杠杆率指标度量企业风险的分组回归结果，第（3）列和第（4）列是以预警 Z 值指标度量企业风险的分组回归结果，第（5）列和第（6）列是以利息保障倍数指标度量企业风险的分组回归结果，从结果中我们可知，在高杠杆、预警 Z 值小以及利息保障倍数低组中，*Treat*Post* 交乘项的系数至少在 5%水平下显著为负，而在其他组中，*Treat*Post* 交乘项的系数都不显著。上述结论说明，相较于风险低的企业，风险高的企业更有可能要求投资资金不足的承销商压低票面利率从而帮助自己成功发债。

表 11 基于企业未来风险的分析

变量	被解释变量：CS					
	高杠杆	低杠杆	Z 值小	Z 值大	利息保障倍数低	利息保障倍数高
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Treat*Post</i>	-0.025**	0.008	-0.029**	0.001	-0.042***	0.007

	(-2.01)	(0.60)	(-2.10)	(0.09)	(-2.75)	(0.42)
<i>Treat</i>	0.009	0.030	0.024	0.026	0.060*	-0.004
	(0.28)	(0.99)	(0.78)	(0.87)	(1.89)	(-0.12)
<i>Post</i>	0.010	-0.071***	-0.006	-0.072***	0.004	-0.029
	(0.53)	(-3.50)	(-0.31)	(-3.87)	(0.22)	(-1.32)
<i>Size</i>	0.013	0.027***	0.025***	0.018**	0.021**	0.018*
	(1.48)	(2.93)	(2.95)	(2.04)	(2.50)	(1.87)
<i>Lev</i>			0.639***	1.035***	1.003***	0.648***
			(2.89)	(6.40)	(5.55)	(4.09)
<i>Roe</i>	-0.002	-0.001	-0.002	-0.002	0.002	0.003
	(-1.00)	(-0.22)	(-0.93)	(-1.01)	(1.09)	(1.08)
<i>Growth</i>	-0.027	-0.036**	-0.046**	-0.012	-0.042**	-0.010
	(-1.14)	(-2.29)	(-2.30)	(-0.65)	(-2.02)	(-0.45)
<i>Cur_asset</i>	0.124	-0.215**	-0.107	-0.143	-0.149	0.073
	(1.01)	(-1.98)	(-0.85)	(-1.18)	(-1.27)	(0.64)
<i>Soe</i>	-0.741***	-0.665***	-0.816***	-0.636***	-0.859***	-0.655***
	(-7.69)	(-7.68)	(-7.69)	(-8.41)	(-8.96)	(-8.31)
<i>Fsize</i>	0.098***	0.064**	0.112***	0.028	0.116***	0.057**
	(3.28)	(2.08)	(3.54)	(0.94)	(3.33)	(1.98)
<i>Guarantee</i>	0.428***	0.520***	0.448***	0.484***	0.340***	0.516***
	(4.49)	(4.92)	(4.70)	(5.17)	(3.51)	(5.53)
<i>Municipal</i>	0.080	0.140**	0.150***	0.060	0.157**	0.088
	(1.34)	(2.53)	(2.59)	(0.94)	(2.42)	(1.51)
<i>Rating</i>	-0.654***	-0.709***	-0.685***	-0.679***	-0.676***	-0.671***
	(-18.27)	(-23.03)	(-19.06)	(-21.70)	(-19.23)	(-20.38)
<i>Special</i>	0.327***	0.140***	0.232***	0.237***	0.247***	0.211***
	(8.68)	(3.58)	(6.12)	(6.19)	(6.42)	(5.26)
年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	4.760***	4.518***	4.159***	4.075***	4.168***	4.135***
	(16.23)	(12.80)	(10.91)	(14.04)	(11.78)	(13.64)
Observations	38,314	37,243	37,628	37,827	34,604	34,030
Adj_R ²	0.375	0.394	0.360	0.397	0.378	0.389

(2) 基于债券违约风险指标的分析

相似地，风险更高的债券更有可能压低票面利率，抬高价格从而吸引信息缺乏的投资者购买，为了证实这一点，本文将检验金融去杠杆与债券发行定价的关系是否在债券更差的组中更显著。我们使用债券评级、是否有担保以及债券期限作为分组的依据。低评级、无担保以及期限长的债券意味着债券违约风险更大，相应的分组回归结果如表 12 所示，我们发现，在第 (1)、(3)、(5) 列中 *Treat*Post* 变量的系数显著为负，而在第 (2)、(4)、(6) 列中 *Treat*Post* 变量的系数不显著，这与我们的预测一致，即与风险低的债券相比，风险高的债券更有可能要求投资资金不足的承销商压低票面利率、抬高债券价格，吸引其他投资者参与认购，这一结论也进一步验证了我们的假设。

表 12 基于债券违约风险的分析

变量	被解释变量: CS					
	低评级	高评级	无担保	有担保	债券期限长	债券期限短
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Treat*Post</i>	-0.014*	0.001	-0.011***	-0.017	-0.015***	-0.004
	(-1.80)	(0.22)	(-2.68)	(-0.71)	(-3.07)	(-0.79)
<i>Treat</i>	0.079**	0.036	0.013	0.250**	0.016	0.021
	(2.08)	(0.85)	(0.58)	(2.35)	(0.51)	(0.69)
<i>Post</i>	-0.087***	0.010	-0.041***	0.098**	-0.062***	-0.012
	(-4.86)	(0.54)	(-4.00)	(2.25)	(-4.98)	(-0.84)
<i>Size</i>	0.022*	0.005	0.022***	-0.069**	0.033***	0.003
	(1.82)	(0.46)	(3.18)	(-2.32)	(3.88)	(0.30)
<i>Lev</i>	0.700***	1.095***	0.848***	0.112	0.601***	0.873***
	(4.60)	(4.84)	(6.55)	(0.27)	(3.80)	(4.89)
<i>Roe</i>	-0.006***	-0.012***	-0.003	0.010**	-0.002	-0.003
	(-2.86)	(-3.44)	(-1.62)	(2.00)	(-0.89)	(-1.40)
<i>Growth</i>	-0.064***	-0.016	-0.033**	-0.010	-0.050***	0.003
	(-3.03)	(-0.54)	(-2.29)	(-0.23)	(-3.26)	(0.16)
<i>Cur_asset</i>	-0.154	0.027	-0.077	-0.227	-0.225**	-0.002
	(-1.53)	(0.21)	(-0.86)	(-0.73)	(-2.12)	(-0.02)
<i>Soe</i>	-0.840***	-0.316**	-0.687***	-0.507*	-0.597***	-0.751***
	(-12.72)	(-2.38)	(-9.63)	(-1.95)	(-4.42)	(-9.93)
<i>Fsize</i>	-0.142***	0.040	0.090***	-0.135	0.102***	0.022
	(-4.26)	(1.19)	(3.65)	(-1.31)	(3.38)	(0.61)
<i>Guarantee</i>	0.209*	0.464***			0.523***	0.363***
	(1.71)	(5.04)			(5.21)	(3.67)
<i>Municipal</i>	0.076	0.131**	0.098**	0.450**	0.063	0.114*
	(1.26)	(2.16)	(2.19)	(1.99)	(1.14)	(1.71)
<i>Rating</i>			-0.695***	-0.624***	-0.684***	-0.681***
			(-26.06)	(-5.26)	(-21.29)	(-19.24)
<i>Special</i>	0.156***	0.220***	0.246***	0.117	0.021	0.462***
	(3.55)	(5.17)	(8.24)	(0.85)	(0.54)	(11.53)
年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	3.102***	1.408***	4.139***	7.770***	4.372***	4.641***
	(7.57)	(3.78)	(16.61)	(6.79)	(10.85)	(14.65)
Observations	38,526	37,031	72,909	2,648	36,982	38,575
Adj_R ²	0.108	0.118	0.376	0.520	0.336	0.463

七、扩展性分析

(一) 基于银行承销商参与动机的分析

债券二级市场的价差将会导致一级市场投资者财富受损,那么作为主动压低票面利率的银行投资者

将面临着一定的账面财富损失。因此，银行这样做的动机值得我们深入思考。

1、基于银行与地方政府关系的分析

现有研究已经对“承销商独立性”或“关系型承销”问题开展了广泛的研究（余峰燕等，2020；梁琪和余峰燕，2014），与信息效应不同的是，他们发现承销商若利用私有信息谋求私利，将引致道德风险（Puri, 1996）和逆向选择问题（Kang and Liu, 2007），损害市场效率，即产生利益冲突问题。中国地方政府以多重身份介入市场，从而产生了一种特殊的关系承销形式——地方关系承销，地方政府的干预不可避免地影响着银行的经营行为和经营绩效，为了促进本地区经济发展和社会稳定，地方政府需要控制一定的金融资源来建设地方基础设施，往往会利用银行改革中的漏洞，不断改变对银行金融资源的争夺方式，创造地方经济良好的发展环境（黄建军，2010；巴曙松等，2005）。所以，在《预算法》实施后，地方政府有较强的动机进行债务置换来减少隐性债务与融资成本，发行债券是其中一个重要的方式。因此，与地方政府存在关系的银行承销商会通过自身努力保证债券发行成功，继而导致这些银行会尽可能的压低票面利率。

为此，本文以银行承销商与债券发行方是否属于同一城市政府管辖进行分组回归，当发行人和承销商注册地位于同一地方政府管辖区内时，地方政府有很大的可能性会对债券的承销发行进行干预，增强地方关系承销净效应，相应的回归结果见表 13。从结果中可以看出，第（1）列中 *Treat*Post* 系数显著为负，而第（2）列中不显著，说明银行承销商与债券发行方属于同一地方政府辖区时，银行承销商更倾向于压低票面利率。以上结论表明，在金融分权的大背景下，地方政府通过掌握大量的财政存款以及经济资源，形成了与当地金融机构的关系型承销，从而影响债券的发行定价。同时，随着金融体制改革的推进以及金融体系的不断完善，地方政府干预的成本显著上升，因此，地方政府往往会转向间接渠道进行干预，这种通过“政银关联”来促进债券成功发行的方式可以有效地帮助解决地方政府债务的增量需求问题以及减少融资成本。

表 13 银行政府关联分组检验

变量	被解释变量：CS	
	同一地方政府辖区	非同一地方政府辖区
	(1)	(2)
<i>Treat*Post</i>	-0.017* (-1.81)	-0.007 (-1.50)
<i>Treat</i>	-0.015 (-0.27)	0.020 (0.82)
<i>Post</i>	-0.055** (-2.30)	-0.042*** (-3.84)
<i>Size</i>	0.049*** (2.98)	0.018** (2.43)
<i>Lev</i>	0.830*** (3.39)	0.722*** (5.66)
<i>Roe</i>	0.002 (0.60)	-0.004* (-1.76)
<i>Growth</i>	-0.068* (-1.72)	-0.029** (-2.05)
<i>Cur_asset</i>	0.058 (0.28)	-0.106 (-1.15)
<i>Soe</i>	-0.742*** (-4.76)	-0.680*** (-9.43)

<i>Fsize</i>	0.062 (1.43)	0.088*** (3.36)
<i>Guarantee</i>	0.232* (1.68)	0.533*** (6.91)
<i>Municipal</i>	0.130 (1.44)	0.080* (1.66)
<i>Rating</i>	-0.570*** (-8.66)	-0.705*** (-26.16)
<i>Special</i>	0.175*** (2.88)	0.249*** (7.88)
年度	控制	控制
行业	控制	控制
城市	控制	控制
Constant	2.863*** (5.21)	4.268*** (15.34)
Observations	12,673	62,884
Adj_R ²	0.252	0.364

2、基于银行自身收益的考虑

尽管承销商银行在一级投资市场可能存在一定的损失，然而银行承销商可能存在其他方面的收益。具体地，本文使用银行承销商的市场份额以及贷款呆账准备比例作为因变量，定义 *Average_CS* 变量为各个承销商所承销债券的年度平均票面利率，并构建交乘项 *Treat*Post*Average_CS* 进行检验。表 14 中第(1)列是以银行承销商在承销市场中的份额作为因变量的回归结果，我们发现交乘项 *Treat*Post*Average_CS* 的系数在 1%水平上显著为正，第(2)列是以贷款呆账准备比例作为因变量的回归结果，交乘项 *Treat*Post*Average_CS* 的系数在 1%水平上显著为负，说明银行压低票面利率可以提高其承销市场份额并减少贷款呆账比例，即政策冲击后，银行压低票面利率的行为能够获得其他方面的收益。

表 14 银行自身利益驱动

变量	被解释变量：市场份额		被解释变量：贷款呆账准备比例	
	(1)	(2)	(1)	(2)
<i>Treat*Post</i>	-1.999*** (-7.76)	0.168*** (21.36)		
<i>Treat</i>	4.008*** (17.86)	-0.088*** (-24.98)		
<i>Post</i>	-0.951*** (-9.94)	-0.156*** (-21.59)		
<i>Average_CS</i>	-0.451*** (-16.18)	-0.021*** (-20.13)		
<i>Treat*Average_CS</i>	-1.326*** (-18.20)	0.026*** (23.45)		
<i>Post*Average_CS</i>	0.107*** (3.34)	0.054*** (22.73)		
<i>Treat*Post*Average_CS</i>	0.708*** (8.52)	-0.062*** (-22.51)		

<i>Lev_Bank</i>	-40.823*** (-40.43)	0.883*** (28.72)
<i>Size_Bank</i>	1.549*** (157.48)	0.012*** (25.93)
<i>Roe_Bank</i>	15.896*** (63.13)	-0.255*** (-20.31)
<i>First_Share</i>	-0.005*** (-23.06)	-0.001*** (-19.13)
<i>NPL</i>	-0.049*** (-2.93)	-0.002*** (-4.70)
<i>Loan_Growth</i>	0.253*** (3.22)	-0.077*** (-24.11)
<i>Deposit_Growth</i>	1.169*** (20.77)	0.117*** (28.46)
<i>Big4</i>	0.996*** (40.01)	-0.018*** (-29.32)
<i>NIM</i>	-1.059*** (-79.41)	-0.002*** (-4.45)
<i>DLR</i>	-1.084*** (-12.11)	0.019*** (10.80)
年度	控制	控制
Constant	-1.715* (-1.67)	-1.066*** (-28.29)
Observations	73,821	73,817
Adj_R ²	0.941	0.210

注：*Lev_Bank* 为银行资产负债率；*Size_Bank* 为银行规模；*Roe_Bank* 指的是银行净资产收益率；*First_Share* 是第一大股东持股比例；*NPL* 为银行不良贷款率，*Loan_Growth* 为银行贷款增长率；*Deposit_Growth* 是银行存款增长率；*Big4* 定义为四大银行，即当银行为工农建交行时，*Big4* 取值为 1，否则为 0；*NIM* 为净利差，即银行平均生息资产收益率与平均计息负债成本率之差；*DLR* 为存贷比，即银行贷款总额与存款总额之比。

（二）承销商类型的外延性分析

本文主要以银行承销商作为研究对象，其原因是银行是债券市场最重要的投资者。为了验证结论的一般性，本文使用 2015-2020 年券商承销商承销的公司债和企业债作为样本分析本文主要结论的外延性。具体地，通过数据处理，总计得到 113954 个承销商-债券-年度观测值。同时，本文按照券商规模中位数进行分组¹³，当券商规模小时，*Treat3* 变量取值为 1，否则为 0。在此基础上，构建 *Treat3*Post* 变量按照模型（1）进行回归分析，结果见表 15，第（1）列未加入控制变量，第（2）列在第（1）列的基础上加入了企业层面控制变量，第（3）列在第（2）列基础上加入了债券层面控制变量以及年度、行业和城市固定效应，在这三列中 *Treat3*Post* 交乘项的系数都在 1%水平上显著为负，这与银行承销商样本的回归结果相一致。

¹³ 根据 2017 年中报数据的测算，全部上市券商均符合监管要求，其中大券商正回购与净资产的比率较低，不到 20%，而对于部分小券商来说比率相对较高，超过 70%。规模大的券商由于受到强监管以及不在乎从代持中获得的收益等原因，较少进行债券代持业务，然而，小券商代持业务较多，正、逆回购比例较大，需要在过渡期逐步整改，业务需要调整，存在一定的监管压力。基于上述分析，本文使用券商规模这一指标将样本划分为处理组和控制组，以考察券商承销商一级市场参与度是否以及如何影响债券发行定价。

结论表明，在券商样本中，规模小的券商更易受到债券代持限制政策的冲击，其所承销的债券发行信用利差也存在显著下降的趋势。

表 15 券商样本的进一步分析

变量	被解释变量: <i>CS</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>Treat3*Post</i>	-0.074*** (-6.49)	-0.058*** (-4.58)	-0.023*** (-3.52)
<i>Treat</i>	0.640*** (14.62)	0.341*** (10.36)	0.125*** (4.76)
<i>Post</i>	-0.034*** (-5.75)	0.084*** (4.15)	-0.074*** (-4.81)
<i>Size</i>		-0.277*** (-7.69)	0.083*** (3.48)
<i>Lev</i>		-0.133 (-0.48)	0.337** (2.07)
<i>Roe</i>		-0.045*** (-13.92)	-0.012*** (-4.63)
<i>Growth</i>		0.024 (0.85)	-0.001 (-0.07)
<i>Cur_asset</i>		1.066*** (10.69)	0.206** (2.32)
<i>Soe</i>		-1.104*** (-13.63)	-0.895*** (-11.89)
<i>Fsize</i>			-0.039 (-1.48)
<i>Guarantee</i>			0.691*** (15.09)
<i>Municipal</i>			0.120** (2.48)
<i>Rating</i>			-0.863*** (-27.23)
<i>Special</i>			0.358*** (11.15)
年度	不控制	不控制	控制
行业	不控制	不控制	控制
城市	不控制	不控制	控制
Constant	2.847*** (65.34)	10.621*** (13.99)	4.678*** (8.97)
Observations	113,954	113,954	113,954
Adj_R ²	0.0432	0.303	0.568

八、研究结论与政策启示

2017 年底，央行等四部委发布《关于规范债券市场参与者债券交易业务的通知》（简称“302”号文）通过限制债券代持业务来对债券市场进行规范，以此来提高债券市场定价效率，从而促进债券市场的高质量发展。基于这一政策的重要性，本文利用 2015-2020 年银行间债券市场中期票据数据分析了“302”号文对债券市场定价效率的影响，实证检验发现：第一，“302”号文颁布后，承销商银行代持业务限制导致投资资金减少，从而引起其承销的债券信用利差下降，这个结果经过一系列稳健性检验（平行趋势检验、安慰剂检验、遗漏变量以及改变实验组度量）后，结论仍然保持稳健。进一步研究发现，“302”号文颁布后，债券市场二级市场价格下降得更多，从而说明债券市场二级投资者并不认可这种情况下的低票面利率。同时，这种债券定价效应也存在于券商所承销的债券中。第二，在机制分析中，本文发现“302”号文颁布后，承销商银行买断式回购交易量与交易额有着显著下降，这说明承销商银行参与一级市场的角色在下降；同时我们进一步按照企业与债券特征进行分组回归检验发现，由于资金限制，银行承销商承销债券的发行信用利差在质量差的企业与债券组（具体表现为：企业杠杆率高、预警 Z 值小、利息保障倍数低、债券评级低、无担保以及期限长的组）中更低，这个结论侧面说明质量差的企业更需要银行承销商采用低票面利率发债方式以保证债券发行成功。进一步地，本文也进一步从行业与省份层面度量企业与债券质量高低，发现低票面利率发行现象在高污染行业、行业违约比例大、地区风险大以及地区违约比例大中更加显著。第三，由于银行承销商参与一级市场将会损失一定的财富，扩展性分析表明，银行承销商存在来自政治迎合与自身利益两方面收益，可以弥补银行承销商一二级市场价差所带来的账面损失。这个结论从金融分权和政治迎合以及银行自身利益驱动两个方面分析了银行在一级市场中压低票面利率行为的动机。

本文从银行承销商在债券一级市场中的购买行为作为出发点，研究“302”号文政策的影响，说明了承销商在债券市场中的重要性，本文的研究结论也从市场中介角度为促进债券市场发展提供了一些政策启示：（1）当下相关政策正在积极推行金融去杠杆，相关部门在看到金融去杠杆能够降低银行信贷风险，提高企业资源配置积极效应的同时，也应该看到金融去杠杆可能会给债券市场定价效率带来一定的负面效应。具体地，当银行承销商投资资金不足时，他们经常通过压低票面利率来提高企业发债成功率，极大地损害债券市场定价效率、扰乱市场秩序、损害市场主体合法权益，影响承销机构执业质量，这一问题需要得到关注。因此，监管者应该进一步规范银行间市场债券承销业务，限制承销商及其关联方的行为，推动银行间债券市场主承销商成员多样化，完善主承销商的考核机制。通过对承销商行为的限制，减小金融去杠杆对于债券市场的负面影响（2）从银行承销商参与动机与金融分权的角度来看，地方政府会以多重市场参与者身份渗透到债券市场之中，加强对关系性承销债券的定价干预、削弱了地方承销商的独立性，这不但没有限制承销商的行为，反而进一步扭曲了债券市场的定价效率，本文对上述问题的探讨有助于监管部门从市场角度客观评估与正确疏导地方政府债务问题，减少政府干预，从而推动债券的市场化发行。（3）从投资者保护视角来看，监管当局要激励承销商等金融中介生产信息的动机，不断完善信息披露制度，提高信息披露质量，严格进行风险管控，以有效缓解债券市场中的信息不对称，从而保护投资者利益，同时也要致力于营造良好的环境来提高市场中其他投资者的谈判能力以及投资素养。

参考文献

- [1]巴曙松,刘孝红,牛播坤.转型时期中国金融体系中的地方治理与银行改革的互动研究[J].金融研究,2005(05):25-37.
- [2]范子英,田彬彬.税收竞争、税收执法与企业避税[J].经济研究,2013,48(09):99-111.
- [3]方红星,施继坤,张广宝.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[J].金融研究,2013(04):170-182.
- [4]何平,李瑞鹏,吴边.机构投资者询价制下主承销商声誉能帮助公司降低 IPO 抑价吗?[J].投资研

究,2014,33(03):35-53.

[5]何志刚,周泉,陆奕雯.金融认证对债券融资成本的影响分析——以我国城投债为例[J].证券市场导报,2016(02):63-71.

[6]黄建军.我国城市商业银行与地方政府关系[J].财经科学,2010(05):24-30.

[7]李田.债券异常交易与非市场化发行初探[J].债券,2021(11):43-50.

[8]梁琪,余峰燕.商业银行混业经营、承销商独立性与 IPO 质量[J].世界经济,2014(1):81-105.

[9]林晚发,刘颖斐,赵仲匡.承销商评级与债券信用利差——来自《证券公司分类监管规定》的经验证据[J].中国工业经济,2019(01):174-192.

[10]林晚发,李国平,王海妹,刘蕾.分析师预测与企业债券信用利差——基于 2008-2012 年中国企业债券数据[J].会计研究,2013(08):69-75+97.

[11]刘煜辉,熊鹏.股权分置、政府管制和中国 IPO 抑价[J].经济研究,2005(05):85-95.

[12]吕怀立,杨聪慧.承销商与审计师合谋对债券发行定价的影响——基于个人层面的经验数据[J].审计研究,2019,(03):111-119.

[13]孟庆斌,张强,吴卫星,王宇西.中立评级机构对发行人付费评级体系的影响[J].财贸经济,2018,39(05):53-70.

[14]潘俊,王禹,景雪峰,余一品.政府审计与地方政府债券发行定价[J].审计研究,2019(03):44-50.

[15]邵新建,薛熠,江萍,赵映雪,郑文才.投资者情绪、承销商定价与 IPO 新股回报率[J].金融研究,2013(04):127-141.

[16]王雄元,张春强,何捷.宏观经济波动性与短期融资券风险溢价[J].金融研究,2015(01):68-83.

[17]王秀丽,鲍明明,张龙天.金融发展、信贷行为与信贷效率——基于我国城市商业银行的实证研究[J].金融研究,2014(07):94-108.

[18]王永钦,徐鸿恂.杠杆率如何影响资产价格?——来自中国债券市场自然实验的证据[J].金融研究,2019(02):20-39.

[19]王永钦,陈映辉,杜巨澜.软预算约束与中国地方政府债务违约风险:来自金融市场的证据[J].经济研究,2016,51(11):96-109.

[20]王治国.政府干预与地方政府债券发行中的“利率倒挂”[J].管理世界,2018,34(11):25-35.

[21]吴晓求,陶晓红,张焯.发展中国债券市场需要重点思考的几个问题[J].财贸经济,2018,39(03):5-16.

[22]吴育辉,翟玲玲,张润楠,魏志华.“投资人付费” vs. “发行人付费”:谁的信用评级质量更高?[J].金融研究,2020(01):130-149.

[23]许和连,金友森,王海成.银企距离与出口贸易转型升级[J].经济研究,2020,55(11):174-190.

[24]杨大楷,王鹏.盈余管理与公司债券定价——来自中国债券市场的经验证据[J].国际金融研究,2014(04):86-96.

[25]余峰燕,李温玉,梁琪.中国城投债市场制度环境与地方关系承销研究[J].管理科学学报,2020,23(08):78-100.

[26]钟辉勇,钟宁桦,朱小能.城投债的担保可信吗?——来自债券评级和发行定价的证据[J].金融研究,2016(04):66-82.

[27]周宏,林晚发,李国平,王海妹.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[J].会计研究,2012(12):36-42+94.

[28] Alessandrini P., A. F. Presbitero, and A. Zazzaro, Banks, Distances and Firms' Financing Constraints[J]. Review of Finance, 2009, 13(2): 261-307.

[29] Allen F., and G. R. Faulhaber, Signalling by Underpricing in the IPO Market[J]. Journal of Financial Economics, 1989, 23(2): 303-323.

[30] Amihud Y., S. Hauser, and A. Kirsh, Allocations, Adverse Selection and Cascades in IPOs: Evidence from

the Tel Aviv Stock Exchange[J]. *Journal of Financial Economics*, 2003, 68(1): 137-158.

[31] Baron D. P., A Model of the Demand for Investment Banking Advising and Distribution Services for New Issues[J]. *The Journal of Finance*, 1982, 37(4): 955-976.

[32] Berger A. N., and G. F. Udell, Relationship Lending and Lines of Credit in Small Firm Finance[J]. *Journal of Business*, 1995, 68: 351-381.

[33] Boot A., Relationship Banking: What Do We Know?[J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2000, 9(1): 7-25.

[34] Booth J. R., and R. L. Smith, Capital Raising, Underwriting and the Certification Hypothesis[J]. *Journal of Financial Economics*, 1986, 15(1-2): 261-281.

[35] Carter R., and S. Manaster, Initial Public Offerings and Underwriter Reputation[J]. *The Journal of Finance*, 1990, 45(4): 1045-1067.

[36] Derrien F., IPO Pricing in 'Hot' Market Conditions: Who Leaves Money on the Table?[J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 98(2): 177-194.

[37] Ding Y., W. Xiong, and J. Zhang, Issuance Overpricing of China's Corporate Debt Securities[J]. *Journal of Financial Economics*, 2022, 144(1): 328-346.

[38] Erhemjamts O., and K. Raman, The Role of Investment Bank Reputation and Relationships in Equity Private Placements[J]. *Journal of Financial Research*, 2012, 35(2): 183-210.

[39] Fang L. H., Investment Bank Reputation and the Price and Quality of Underwriting Services[J]. *The Journal of Finance*, 2005, 60(6): 2729-2761.

[40] Gande A., M. Puri, and A. Saunders, Bank Entry, Competition, and the Market for Corporate Securities Underwriting[J]. *Journal of Financial Economics*, 1999, 54(2): 165-195.

[41] Grossman S., On the Efficiency of Competitive Stock Markets Where Trades Have Diverse Information[J]. *The Journal of Finance*, 1976, 31(2): 573-585.

[42] Grossman S. J., and J. E. Stiglitz, Information and Competitive Price Systems[J]. *The American Economic Review*, 1976, 66(2): 246-253.

[43] Hasan I., G. G. Ramirez, and G. Zhang, Lock-In Effects in Relationship Lending: Evidence from DIP Loans[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2019, 51(4): 1021-1043.

[44] Ibbotson R. G., Price Performance of Common Stock New Issues[J]. *Journal of Financial Economics*, 1975, 2(3): 235-272.

[45] Kang J., and W. Liu, Is Universal Banking Justified? Evidence from Bank Underwriting of Corporate Bonds in Japan[J]. *Journal of Financial Economics*, 2007, 84(1): 142-186.

[46] Knyazeva A., and D. Knyazeva, Does Being Your Bank's Neighbor Matter?[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2012, 36(4): 1194-1209.

[47] Landoni M., Tax Distortions and Bond Issue Pricing[J]. *Journal of Financial Economics*, 2018, 129(2): 382-393.

[48] Li, P., Y. Lu, and J. Wang, Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 123: 18-37.

[49] Ljungqvist A., V. Nanda, and R. Singh. Hot Markets, Investor Sentiment, and IPO Pricing[J]. *The Journal of Business*, 2006, 79(4): 1667-1702.

[50] Longstaff F. A. and E. S. Schwartz, A Simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt[J]. *The Journal of Finance*, 1995, 50(3), 789-819.

[51] McKenzie, C. R., and S. Takaoka, Mispricing in the Japanese Corporate Bond Market[J]. Working paper, 2008.

- [52] Peng, J., and P. F. Brucato. An Empirical Analysis of Market and Institutional Mechanisms for Alleviating Information Asymmetry in the Municipal Bond Market[J]. *Journal of Economics and Finance*, 2004, 28(2): 226-238.
- [53] Pertersen, M. A., and R. G. Rajan, The Benefits of Lending Relationships: Evidence from Small Business Data[J]. *The Journal of Finance*, 1995, 49(1): 3-37.
- [54] Puri M., Commercial Banks in Investment Banking Conflict of Interest or Certification Role? [J]. *Journal of Financial Economics*, 1996, 40(3): 373-401.
- [55] Rajan, R. G., Insiders and Outsiders: The Choice Between Informed and Arm's-length Debt[J]. *The Journal of Finance*, 1992, 47(4): 1367-1399.
- [56] Rock K., Why New Issues are Underpriced[J]. *Journal of Financial Economics*, 1986, 15(1): 187-212.
- [57] Bhojraj S., and P. Sengupta, Effect of Corporate Governance on Bond Ratings and Yields: The Role of Institutional Investors and Outside Directors[J]. *The Journal of Business*, 2003, 76(3): 455-475.
- [58] Sherman A. E., IPOs and Long-Term Relationships; An Advantage of Book Building[J]. *The Review of Financial Studies*, 2000, 13(3): 697-714.
- [59] Wang J., A Model of Intertemporal Asset Prices Under Asymmetric Information[J]. *The Review of Economic Studies*, 1993, 60(2): 249-282.
- [60] Welch I., Sequential Sales, Learning, and Cascades[J]. *Journal of Finance*, 1992, 47(2): 695-732.
- [61] Yasuda A., Do Bank Relationships Affect the Firm's Underwriter Choice in the Corporate-bond Underwriting Market? [J]. *The Journal of Finance*, 2005, 60(3): 1259-1292.
- [62] Yu F., Accounting Transparency and the Term Structure of Credit Spreads[J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 75(1): 53-84.
- [63] Ziebart D. A. and S. A. Reiter, Bond Ratings, Bond Yields and Financial Information[J]. *Contemporary Accounting Research*, 1992, 9(1): 252-282.