

# 中国创新型货币政策如何发挥作用：抵押品渠道<sup>\*</sup>

王永钦 吴 嫻

**内容提要：**2008 年全球性金融危机爆发以来，基于抵押品的创新型货币政策被各国央行广泛运用，但由于缺乏政策反事实分析，其作用机制和政策效果却一直亟待实证检验。本文利用 2018 年 6 月 1 日中国人民银行扩大中期借贷便利（MLF）担保品范围政策这一准自然实验和债券市场微观数据，采用三重差分法首次识别了基于抵押品的货币政策的作用机制和政策效果。研究发现，提高新增担保品债券的抵押率（杠杆率）显著降低了这些债券的平均利差，在二级市场达到 63—77 个基点，在一级市场达到 51 个基点，这一效应对于小微债的影响尤为显著；由于抵押品稀缺问题的缓解，银行间市场整体的公司信用类债券及金融债券利差也有所下降。这表明央行可以合理运用基于抵押品的货币政策来降低融资成本，调整金融结构 and 经济结构，优化配置资源，熨平经济周期，辅助实施政策目标，以促进经济高质量发展。

**关键词：**创新型货币政策 债券 抵押品 杠杆率 MLF

## 一、引言

抵押和杠杆在金融周期和经济周期中扮演着重要角色（Geanakoplos, 2010）。2008 年金融危机以来，由于短期利率接近零下界（zero lower bound），很多国家和经济体的央行开始重视以调控抵押和杠杆为主的创新型货币政策（如量化宽松，即 QE）。2008 年以来，宽松的货币政策也成为中国经济“稳增长”的主要政策工具，不断膨胀的影子银行体系导致杠杆上升、风险堆积，加剧了金融系统的脆弱性。在这一背景下，党的十九大报告正式将“防范化解重大风险”列为三大任务之一，出台了《国务院关于加强地方政府性债务管理的意见》（国发〔2014〕43 号）、《关于规范金融企业对地方政府和国有企业投融资行为有关问题的通知》（财金〔2018〕23 号）、《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》（银发〔2018〕106 号）等一系列去杠杆政策，着力化解政府、金融、企业等多领域的杠杆风险。

然而，去杠杆下的强监管措施也引发了新的结构性矛盾。这一矛盾主要表现为信贷渠道收紧情况下民营经济的持续下滑。尽管民营企业的杠杆率相对低于国有企业，但由于民营企业的信贷资质相对较差，在去杠杆和严监管下其融资能力严重受挫。许多民营企业贷不到款，现金流紧张，财务状况恶化，影响了企业的有效运营。也有许多上市民营企业以股权质押，在股市波动较大的情况下触发了一系列新的金融风险。

为了解决去杠杆过程中的结构性矛盾，扶持中小民营企业的发展，促进中国经济的高质量发展，2018 年 6 月 1 日中国人民银行扩大了在银行间市场的中期借贷便利（MLF）担保品范围，允许优质的公司信用类债券以及小微、绿色和“三农”金融债在银行间市场用作 MLF 的担保品，以进一步加大对中小企业、绿色经济等领域的支持力度。MLF 是中央银行提供中期基础货币的货币政策

<sup>\*</sup> 王永钦，复旦大学经济学院、复旦大学中国社会主义市场经济研究中心，邮政编码：200433，电子信箱：yongqinwang@fudan.edu.cn；吴嫻，复旦大学经济学院，邮政编码：200433，电子信箱：xiansiawu@gmail.com。作者感谢国家自然科学基金（71673058、7161101089）、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目（15JJD790008）、复旦大学经济学院高峰计划的资助，感谢何治国、李蔚、Gregory Phelan、张军和首届“中国宏观经济学家论坛”与会者的评论，感谢匿名审稿人的宝贵意见，文责自负。

工具,对象为符合宏观审慎管理要求的商业银行、政策性银行,采取质押方式发放。此前,MLF 仅接受国债、央行票据、国开行以及政策性金融债、地方政府债券、AAA 级公司信用类债券等作为合格担保品。此次新增的担保品主要包括:不低于 AA 级的小微、绿色和“三农”金融债券;AA+、AA 级公司信用类债券,包括公司债、企业债、中期票据、短期融资券等;优质的小微企业贷款和绿色贷款。该政策不采取新老划断原则,所有在银行间市场上流通并符合要求的债券均可用作担保品。

事实上,近年来央行的货币政策框架已经发生了很大的变化:随着外汇占款的下滑导致的流动性缺口问题越来越突出,基于外汇占款的货币发行方式的重要性下降,央行自 2013 年以来就开始寻求新的货币政策框架,频繁使用短期流动性调节工具(SLO)、常备借贷便利工具(SLF)、中期借贷便利(MLF)和抵押补充贷款(PSL)等创新型货币政策有针对性地市场投放流动性,以疏通货币政策传导机制,引导金融资源更多流入经济社会发展的重点领域和薄弱环节。这几种创新型货币政策工具允许合格的金融机构使用某些债券或者信贷资产作为抵押品向央行融资,表 1 总结了它们的区别。图 1 展示了 2013—2019 年央行创新型货币工具的规模。图 1 表明,央行以抵押品为基础的创新型货币工具的规模自 2014 年以来有显著增长,在 2017 年已经达到了基础货币余额的 20% 以上。

表 1 央行以抵押品为基础的创新型货币政策概览

名称	SLO	SLF	MLF	PSL
推出时间	2013 年初	2013 年初	2014 年 9 月	2014 年 4 月
发行对象	公开市场业务一级交易商中符合特定条件的部分金融机构	政策性银行和全国性商业银行	符合宏观审慎管理要求的商业银行、政策性银行	政策性银行
期限	<7D	1—3M	3M/6M/1Y	3—5Y
抵押方式	质押	抵押	质押	质押
抵押品	国债、央行票据、政策性金融债、政府支持机构债券、商业银行债券 <sup>①</sup>	高信用评级的债券类资产及优质信贷资产	国债、央行票据、政策性金融债、高等级信用债等优质债券	高等级债券资产和优质信贷资产
用途限定			“三农”、小微企业	特定政策或重点项目建设

注:资料来自 2018 年上海证券交易所研究报告。

基于抵押和杠杆的货币政策的有效性依赖于一个前提,即抵押率(杠杆率)能够影响资产价格。杠杆率 =  $1 / (1 - \text{抵押率}) = 1 / \text{折扣率}$ ,本文所研究的债券担保品中提到的“抵押”实际上是“杠杆”这一概念应用到债券这一类资产上的具体体现(Geanakoplos, 2010; Garleanu & Pedersen, 2011)。例如,在债券市场上,如果投资人需要借入资金,将其持有的债券抵押,如果债券的抵押率是 80%,相应的折扣率(Margin 或 Haircut)就是 20%,那么该投资人可以获得 5 倍杠杆融资。即债券的可抵押率越高,折扣率越低,那么其资产杠杆越高。在本文中,如果债券不可抵押,即抵押率为 0,折扣率为 1,杠杆为 1,换句话说,就是没有加杠杆。

一系列探讨融资约束与资产定价的文献对抵押率(杠杆率)能够影响资产价格这一前提提供了理论基础(Geanakoplos, 2010; Garleanu & Pedersen, 2011)。其中,以 Geanakoplos (2010)为代表的杠杆周期理论指出,由于存在信贷约束,在金融合约中人们需要提供抵押品来进行借贷。如果资

<sup>①</sup> 自 2016 年 1 月 28 日起,政府支持机构债券和商业银行债券被纳入公开市场操作和短期流动性调节工具质押品范围。

产持有者对资产的预期收益持有乐观态度,他们愿意以该资产作为抵押品不断进行借贷并重复购买该资产,即增加杠杆以扩大预期收益。高抵押率使得对于资产预期价格更高的购买者具有更强的借贷能力,也就能买到更多的资产,在资产供给不变的情况下,更为乐观的购买者成为边际购买者,他们对于资产有着更高的预期收益,也意味着他们对资产具有更高的支付意愿,因此资产价格会上升。最终的资产价格由边际购买者的乐观程度决定。资产由于具备抵押特征而带来的超出基本面的价值被称为“抵押价值”。资产价格上升,对于金融资产购买者意味着要求回报率的下降;对于金融资产发行者则意味着融资成本的下降。

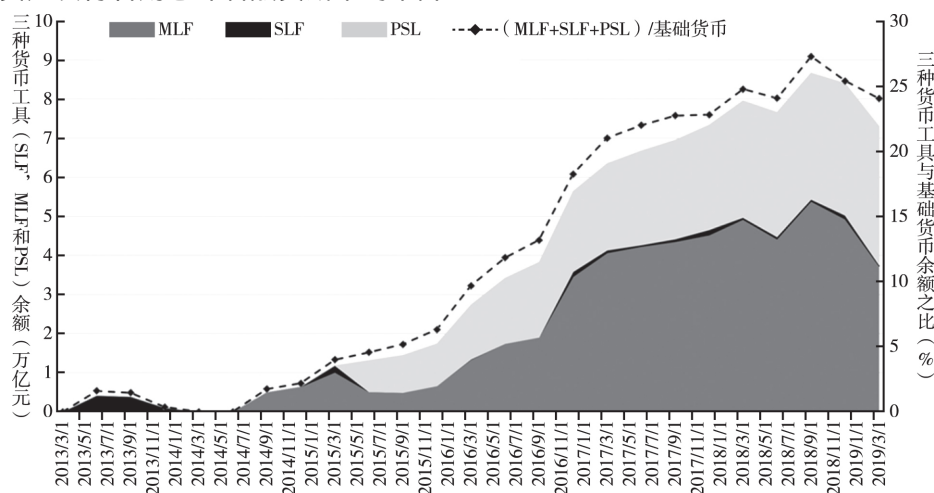


图1 央行以抵押品为基础的创新型货币工具的规模

注: 作者基于 Wind 金融数据库计算。

不仅在中国,以抵押和杠杆为基础的创新型货币政策也已经在世界范围内被广泛使用。例如,2008 年美联储推出的调节抵押品杠杆率的定期资产支持证券贷款工具(TALF),欧洲央行围绕抵押品的多轮长期再融资计划(LTROs)等。事实上,除以上直接调节资产抵押率的货币政策之外,其他创新型货币政策,如QE也与抵押和杠杆密切相关。<sup>①</sup>在QE中,央行通过购买一定数量的抵押资产来减少经济体中抵押品的供给,直接提升抵押资产的价格,进而提高抵押资产的流动性,降低金融机构资产负债表的脆弱性,来缓解经济中的融资问题(Araújo et al., 2015)。

虽然现有文献在理论上证明了金融资产的抵押率上升会提高资产价格,但由于抵押率一般是内生的,在实证上一直很难检验两者之间的因果关系。较为清晰地识别了抵押与资产价格的因果关系的文献中,<sup>②</sup>与本文最为相关的两篇也采用了中国债券市场为背景:Chen et al. (2018)发现降低债券的可抵押性会降低债券在二级市场的价格,提高债券的二级市场的要求回报率(利差),王永钦和徐鸿恂(2019)发现降低债券的可抵押性则会提高债券的一级市场利差。本文则首次同时检验了债券可抵押性对于债券一级和二级市场利差的影响。

如果抵押率(杠杆率)能够影响资产价格与要求回报率,一个随之而来的命题是,是否可以通过货币政策外生调节抵押率(杠杆率)来影响市场利率,从而影响实体经济。一系列重要文献对以抵押品和杠杆为调节手段的创新型货币政策提供了理论支撑(Ashcraft et al., 2011; Gertler & Karadi, 2011; Joyce et al., 2012; Maggio et al., 2016; Geanakoplos & Wang, 2018)。关于调节抵押

① Chailloux et al. (2008) 对央行的抵押品货币政策框架做了系统的介绍。

② 识别抵押与资产价格的因果关系的文献中,还有一些文献基于中国股票市场探究了股权质押对股票价格的影响(Bian et al., 2018; Hansman et al., 2018)。此外,也有一些文献发现金融机构的杠杆水平对于资产价格波动有着很强的解释力(Adrian et al., 2014)。

品杠杆率的货币政策的理论研究中, Ashcraft et al. (2011) 最早比较了调节抵押品杠杆率的创新型货币政策与调节利率的传统货币政策, 指出在金融机构具有融资约束的情况下, 调节杠杆率比调节利率更有效。降低利率的货币政策可能会降低高抵押率的安全资产的利差, 但可能会提高低抵押率的风险资产的利差, 降低风险资产的价格, 反而导致大量持有风险资产的金融机构融资困难。相比之下, 提高风险资产抵押率的货币政策能够提高风险资产的价格, 降低这些资产的要求回报率, 缓解持有这些资产的金融机构的信贷约束。如果经济体能够提供足够多的抵押品, 放松市场的信贷约束, 整体融资成本也会下降。

已有实证文献尝试对上述理论以及基于抵押品的货币政策的有效性做出检验 (Ashcraft et al., 2011; Nyborg, 2017; van Bakkum et al., 2017; Krishnamurthy et al., 2017; Benetton & Fantino, 2018)。<sup>①</sup> 然而, 由于缺乏较好的政策反事实和因果识别策略, 现有实证研究尚不能将创新型货币政策与同期出台的其他宏观调控政策的作用分离开来。

有鉴于此, 本文利用中国债券市场的特殊结构, 在构建理论模型的基础上, 采取三重差分 (difference-in-difference-in-difference, DDD) 方法的实证设计来解决困扰现有文献的因果识别难题。中国债券市场的独特结构为检验基于抵押品的货币政策的有效性提供了一个理想的研究环境。中国债券市场由银行间市场和交易所市场构成。两个债券市场发行、流通的产品类似, 有大量在两个市场同时上市的债券 (即跨市场债券), 主要包括国债、地方政府债和企业债。但两个市场监管和清算的体系不同, 银行间市场由中国人民银行监管, 主要由上海清算所和中央结算公司实施债券的登记、托管和结算业务; 交易所市场由中国证监会监管, 由中证登公司实施债券的登记、托管和结算业务。由于两个市场依托的监管、清算机构不同, 两个市场上的交易很难套利, 在不同市场上的同一债券或者同类债券会存在价格差异。而此次扩大 MLF 担保品范围政策只适用于银行间市场, 不适用于交易所市场, 这为我们提供了一个非常难得的、理想的自然实验。具体而言, 我们将银行间市场新增担保品看作实验组, 交易所市场满足担保品要求的债券看作控制组。根据理论预测, 前者在 2018 年 6 月 1 日以后具备抵押品价值, 而后者不具备抵押品价值, 在其他条件不变的情况下, 新政策使得前者对后者的相对价格会上升, 相对利差会下降。同样地, 将银行间市场新增担保品看作实验组, 银行间市场不受新政策影响的债券看作控制组, 由于后者不具备抵押品价值, 在其他条件不变的情况下, 新政策使得前者相对后者的价格会上升, 相对利差会下降。

本文采用 2018 年 1—9 月债券发行与交易数据对 2018 年 6 月央行扩大 MLF 担保品范围政策的有效性进行了实证检验。结果发现, 在二级市场上, 将银行间市场的 AA+ 及 AA 级公司信用类债券、AA 级以上的小微、绿色和“三农”债券纳入 MLF 担保品范围, 使得这些债券相对交易所市场同类债券的利差平均下降了 63—77 个基点, 其中小微债券的利差下降更为显著, 同时银行间市场 AAA 级公司信用类债券及金融债券利差也有所下降。这也表明, 抵押品供给增加缓解了抵押品稀缺问题, 降低了资产的要求回报率, 进而也降低了整体市场的融资成本。更重要的是, 二级市场的

<sup>①</sup> 关于调节抵押品杠杆率的货币政策的实证研究, 一些文献支持调节抵押品杠杆率的创新型货币政策的有效性。Ashcraft et al. (2011) 使用问卷调查数据发现美国 2008 年 11 月 25 日出台的 TALF 提高了人们对商业地产抵押贷款支持证券 (commercial mortgage-backed security, CMBS) 的定价, 降低了利差。Benetton & Fantino (2018) 使用双重差分方法检验了欧洲央行的定向长期再融资操作 (TLTROs) 对于意大利企业融资成本的影响, 发现接受 TLTROs 的银行对相同企业的贷款利率下降了 20 个基点。另一些文献则对创新型货币政策持有怀疑态度。Nyborg (2017) 指出欧洲央行降低合格抵押品评级要求的创新型货币政策形成了反向激励, 使得经济体过度生产了低质量资产。van Bakkum et al. (2017) 使用荷兰数据检验了欧洲央行的创新型货币政策效果, 发现在欧洲央行将可作为抵押品的住房抵押贷款支持证券 (RMBS) 的评级要求放松为 BBB- 后, 银行会发行更多的低评级 RMBS, 增加信贷供给, 降低贷款利率, 然而这些低利率贷款也出现了更高的不良率, 意味着银行可能放松了信贷要求。还有一些文献发现该类货币政策的效果存在异质性。比如 Krishnamurthy et al. (2017) 发现欧洲央行的 LTROs 降低了西班牙主权债利差, 对于其他欧元区国家主权债利差的影响很小。

效应会传递 (pass-through) 到一级市场 (即债券发行市场), 从而直接降低了企业的融资成本 (债券发行成本)。在一级市场上, 符合担保品要求的银行间市场债券发行利差相比在交易所市场上的同类债券利差平均下降了 51 个基点。

本文的创新和贡献主要体现在以下三个方面: 第一, 较早识别了抵押率 (杠杆率) 与资产价格之间的因果关系, 为理解货币政策的微观传导机制奠定了研究基础。在文献上本文首次同时检验了债券可抵押性对于债券一级和二级市场利差的影响。第二, 在文献上从因果关系上识别了基于抵押品的货币政策的作用机制和有效性。本文基于中国债券市场微观数据, 采用 DDD 方法很好地解决了内生性问题。第三, 分析了货币政策对企业融资成本的影响, 为后续进一步研究货币政策对实体经济的影响提供了初步证据。从本文的实证结果来看, 此次央行扩大 MLF 担保品的措施有效且精准地调节了杠杆结构, 降低了中小企业的融资成本, 鼓励了小微企业的发展。

本文其余部分的结构安排如下: 第二部分构建了一个基于抵押品渠道的货币政策传导机制的理论模型, 并推出了实证检验的主要假说; 第三部分研究基于抵押品渠道的货币政策对二级市场的影响; 第四部分研究其对一级市场的影响; 第五部分总结全文, 并提出相应的政策建议。

## 二、理论模型

本部分在 Ashcraft et al. (2011) 的基础上, 构建了一个包含不同风险偏好的投资者的叠代 (OLG) 模型。

### (一) 模型设定

#### 1. 企业部门

假设每个企业存活两期。在每一期  $t$ , 产生  $J$  个具备不同生产技术的代表性新企业, 同时存在  $J$  个在  $t-1$  期产生的旧企业。企业在第一期做出投资决策, 在第二期进行生产。

在第二期  $j$  企业在  $t$  时刻的产出为  $Y_t^j = A_t^j (K_t^j)^{\alpha_j} (L_t^j)^{\beta_j}$ ,  $\alpha_j + \beta_j \leq 1$ , 其中  $K_t^j$  为资本,  $L_t^j$  为劳动,  $A_t^j$  为技术。在第二期  $j$  企业在给定工资  $w_t^j$  下最大化利润  $P(K_t^j, A_t^j, w_t^j) = \max_{L_t^j} A_t^j (K_t^j)^{\alpha_j} (L_t^j)^{\beta_j} - w_t^j L_t^j$ 。容易得到, 最优的劳动投入满足  $\beta_j A_t^j (K_t^j)^{\alpha_j} (L_t^j)^{\beta_j-1} = w_t^j$ 。

在第一期  $j$  企业投入  $I_t^j$  单位的产出, 成为下一期的资本  $K_{t+1}^j = I_t^j$ 。资本  $K_t^j$  仅能被用于  $j$  企业的生产。一旦产出实现, 资本不能被再次使用。企业选择投资  $I_t^j$  来最大化两期的现值  $\max_{I_t^j} E[\xi_{t+1} \bar{P}(I_t^j, A_{t+1}^j, w_{t+1}^j)] - I_t^j$ 。

在第一期  $j$  企业可以通过发行  $\theta_t^j$  单位债券进行融资, 此处标准化为  $\theta_t^j = 1$ 。1 单位债券代表了对于  $t+1$  期  $j$  企业价值  $P_{t+1}^j$  的追索权。债券发行价为  $P_t^j = E[\xi_{t+1} \bar{P}(I_t^j, A_{t+1}^j, w_{t+1}^j)]$ 。  $P_t^j - I_t^j$  代表了生产技术拥有者的利润。

#### 2. 家庭部门

假设每一个投资者存在两期。存在两种类型的投资者  $n \in \{a, b\}$ , 分别具有不同的风险厌恶水平  $\gamma^a$  和  $\gamma^b$ ,  $\gamma^a > \gamma^b > 0$ 。每种类型的投资者在第一期对每一企业  $j$  可以提供固定数量的劳动和技术。具体而言,  $n$  类型的投资者对于每个企业固定提供  $\eta^n$  单位的劳动,  $\eta^a + \eta^b = 1$ , 同时拥有  $\omega^n$  份额的新企业。在时刻  $t$ , 处于第一期的  $n$  类型投资者拥有财富  $W_t = \sum_j w_t^j \eta^n + \sum_j (P_t^j - I_t^j) \omega^n$ 。

投资者在第一期有两种投资方式, 可以选择净利率为  $r^f$  的无风险储蓄, 也可以选择购买  $\theta^j$  单位的  $j$  企业债券,  $\theta^j \geq 0$ 。企业债券具备抵押品特征, 其抵押率为  $d_t^j$ , 相应的折扣率为  $m_t^j = 1 - d_t^j$ 。给定信贷约束  $\sum_j m_t^j \theta^j P_t^j \leq W_t$  下, 投资者最大化期望效用  $\max_{\theta} E_t(W_{t+1}) - \frac{\gamma^n}{2} \text{Var}_t(W_{t+1})$ , 其中  $W_{t+1}$  为投资者在第二期的财富,  $W_{t+1} = W_t(1 + r^f) + \sum_j \theta^j [\bar{P}_{t+1}^j - P_t^j(1 + r^f)]$ 。

容易得到,对于  $n$  类型投资者来说,其最优的资产组合是  $\theta_t^n = \frac{1}{\gamma^n} (Var(\bar{P}_{t+1}))^{-1} [E_t(\bar{P}_{t+1}) - P_t (1+r^f) - \phi_t^n D(m_t) P_t]$ 。其中  $\phi_t^n$  为信贷约束前的拉格朗日乘子,  $D(m_t)$  为以  $m_t^i$  为对角线元素的对角矩阵。假设  $\gamma^a$  满足一定条件,使得  $a$  类型投资者不对债券进行任何抵押(无杠杆)  $\phi_t^a = 0$ , 进行抵押的  $b$  类型投资者的信贷约束的拉格朗日乘子  $\phi_t^b$  即为信贷约束的影子成本(Ashcraft et al., 2011; Garleanu & Pedersen, 2011)。

### 3. 市场出清

债券市场出清的条件为:  $\theta^j = 1 = \theta_t^{ja} + \theta_t^{jb}, \forall j$ 。劳动力市场出清的条件为:  $L_t^j = 1, \forall j$ 。

#### (二) 可检验假说

根据以上模型,本文提出以下假说:<sup>①</sup>

假说 1: 如果资产的抵押率上升,那么资产的要求回报率会下降。

假说 2: 如果通过货币政策外生地提高足够多资产(抵押品)的抵押率,那么资本市场的要求回报率会下降。

本文后续的实证部分,即利用 2018 年 6 月 1 日央行扩大 MLF 担保品范围、使得部分债券作为 MLF 担保品的抵押率从 0 变为正数的政策为自然实验,来检验上述命题。

## 三、二级市场的影响: 方法、数据与实证结果

### (一) 实证方法

针对命题 1,本文采取 DDD 方法检验扩大担保品范围的货币政策是否降低了在银行间市场上可作为新增担保品的债券二级市场利差。基准回归如下:

$$Spread_{ijt} = \beta_1 Post_t \times IB_j \times Treat_i + \beta_2 \Delta GDP_{it} + \delta_{ij} + \eta_{it} + \theta_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中,下标  $i$  代表债券,  $j$  代表所在市场,  $t$  代表日期。被解释变量  $Spread_{ijt}$  为债券的二级利差,其计算方法为债券当日到期收益率减去同期限国债的当日到期收益率。 $Post_t$  为时间虚拟变量,若交易日期在 2018 年 6 月 1 日以后,则取 1,否则取 0;  $IB_j$  为市场虚拟变量,若债券  $i$  在银行间债券市场发行,则取 1,否则取 0;  $Treat_i$  为新增担保品债券虚拟变量,若该债券为不低于 AA 级的小微、绿色和“三农”金融债券,或者为 AA+ 或 AA 级公司信用类债券,则取 1,否则取 0。我们关注的核心变量是  $Post_t \times IB_j \times Treat_i$ ,该变量的系数  $\beta_1$  反映了银行间市场受到新政策影响的债券相对于其他债券在 2018 年 6 月 1 日以后的平均利差变化。

控制变量包含如下变量: (1) 债券  $i$  发行主体所在省份的上一季度的 GDP 同比增速  $\Delta GDP_{it}$ 。(2)  $\delta_{ij}$  为债券的固定效应,捕捉了债券  $i$  的特征,如债券发行量、偿还期、付息期、票面利率、是否有担保措施、是否有可赎回/可回售条款、发行主体属性对利差的影响。这里需要注意的是,不同市场上的同一支债券被赋予了不同的固定效应,意味着债券不随时间变化、仅由于在不同市场发行与交易而在两个市场出现的价格差异被这一固定效应吸收了,同时,这一固定效应也吸收了  $IB_j$ 、 $Treat_i$  和  $IB_j \times Treat_i$  这些不随时间变化的变量。(3)  $\eta_{it}$  为债券类型  $\times$  评级  $\times$  日期的固定效应,其中债券类型分为企业债、公司债、金融债和中期票据四类,评级为 AA、AA+ 与 AAA 三类。这一固定效应捕捉的是日层面宏观经济的波动对于同一类型、同一评级的债券利差的影响,包括当日的降准、公开市场操作、某一评级某一类型债券违约等同时影响到银行间市场和交易所市场的经济冲击,同时也吸收了  $Post_t \times Treat_i$ 。(4)  $\theta_{jt}$  为市场  $\times$  日期的固定效应,捕捉的是每一天银行间市场和交易所市场的交易模式、定价模式等对于相应市场上所有债券利差的影响,同时也吸收了  $Post_t \times IB_j$ 。

<sup>①</sup> 由于篇幅限制,本文命题的详细证明请与作者索取。

针对命题 2，本文采取了以下回归来识别银行间市场所有债券的利差相对交易所市场所有债券利差的变化：

$$Spread_{ijt} = \beta_1 Post_t \times IB_j + \beta_2 Post_t \times IB_j \times Treat_i + \beta_3 \Delta GDP_{it} + \delta_{ij} + \eta_{it} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

由于  $Post_t \times IB_j$  与控制变量  $\theta_{jt}$  存在共线性，为了识别出政策效果  $\beta_1$ ，此处并没有控制市场  $\times$  日期的固定效应  $\theta_{jt}$ 。

## (二) 数据来源

本文采用的二级市场数据为 2018 年 1 月 1 日—2018 年 9 月 30 日评级不低于 AA 级的公司信用类债券和金融债的日交易数据。本文的债券交易数据主要来自万得数据库 (Wind)，包括债券到期收益率、债券发行地点、债项评级等，我们还使用国泰安数据库 (CSMAR) 的债券评级变动记录对债券评级数据进行了补充。本文控制变量  $\Delta GDP_{it}$  的数据来自《中国统计年鉴》。

为了使识别更为准确，本文参考文献的最新做法 (Schwert, 2017) 对样本进行了如下调整：(1) 由于信息不完整，当日没有发生交易的债券样本被剔除；(2) 由于距离到期日较近时，价格波动导致的到期收益率的变动会很剧烈，在样本期内所有距离到期日不足 1 年的债券样本被剔除；(3) 由于新发行债券会有较高的溢价，并且价格波动更大，距离 2018 年 1 月 1 日发行不满三个月，即在 2017 年 9 月 30 日以后发行的债券样本被剔除。

此外，参考 Chen et al. (2018)，在原有样本基础上继续筛选出了同时可以在银行间市场和交易所市场交易的债券 (跨市场债券)。这些跨市场债券具有相同的基本面信息，因此，这些债券更具有可比性。利用这些债券能够排除不同债券的基本面差异带来的干扰，从而更好地识别货币政策对于债券利差的影响。由于在银行间市场上市的金融债不能同时在交易所市场上市，因此可以检验的跨市场债券仅局限于公司信用类债券。

表 2 提供了本文使用的债券二级市场数据的描述性统计。

表 2 描述性统计：二级市场数据

样本		所有债券					跨市场债券				
变量		观测值	均值	标准差	最小值	最大值	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
利差 (0.01%)	<i>Spread</i>	78714	3.162	2.307	0.264	15.52	27279	3.281	1.945	0.264	15.52
违约利差 (0.01%)	<i>dspread</i>	78562	3.135	2.292	-13.79	15.52	27218	3.257	1.942	-13.79	15.52
流动性利差 (0.01%)	<i>lsread</i>	78562	0.029	0.227	0	17.18	27218	0.0254	0.221	0	17.18
是否在 2018/6/1 之后	<i>Post</i>	78714	0.419	0.493	0	1	27279	0.417	0.493	0	1
是否在银行间市场	<i>IB</i>	78714	0.449	0.497	0	1	27279	0.405	0.491	0	1
是否为符合要求债券	<i>Treat</i>	78714	0.650	0.477	0	1	27279	0.797	0.403	0	1
债券发行量 (亿元)	<i>qty</i>	78714	2.079	2.677	0.06	50	27279	1.498	1.352	0.2	20
债券期限 (年)	<i>term</i>	78714	2.946	1.611	1	17.87	27279	3.397	1.946	1	15.58
债券当日交易量 (百万元)	<i>vol</i>	78714	56.50	141.3	0.0001	6000	27279	32.67	60.32	0.0001	1200
债券当日收盘价 (元)	<i>cleanprice</i>	78714	90.37	16.81	3.989	122	27279	77.32	21.95	19.30	122
AMIHU 测度 (% / 百万元)	<i>amihud</i>	78562	0.483	3.710	0	248.4	27218	0.453	3.978	0	248.4
所在省份前一季度 GDP 增速 (%)	$\Delta GDP$	78183	10.03	4.022	-12.07	20.30	27236	9.982	4.069	-12.07	20.30

续表 2

样本		所有债券		跨市场债券	
变量		观测值	比例	观测值	比例
债券评级	AA	28989	36.83	13695	50.20
	AA +	22833	29.01	8036	29.46
	AAA	26892	34.16	5548	20.34
	合计	78714	100	27279	100

### (三) 实证结果

#### 1. 基准回归

表 3 展示了 (1) 式的回归结果, 其中, 第 (1) 列—(2) 列为所有 AA 级及以上金融债和公司信用类债券的回归结果, 第 (3) 列—(4) 列为跨市场债券的回归结果。可以看出, 在扩大银行间市场 MLF 担保品范围后, 受影响的债券相对其他债券的二级利差下降, 并在不同控制变量下保持 1% 水平的显著性。使用全样本回归的第 (2) 列表明, 新政策使得可作为担保品的债券相对不可作为担保品的债券的利差下降了 63 个基点。使用可比性更强的跨市场债券进行回归的第 (4) 列显示, 创新型货币政策使得在银行间市场的债券利差相比交易所市场的债券利差下降了 77 个基点。

表 3 央行扩大担保品范围对债券二级利差的影响

变量	所有债券		跨市场债券	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
$Post \times IB \times Treat$	-0.630 *** (0.167)	-0.633 *** (0.166)	-0.760 *** (0.209)	-0.772 *** (0.207)
债券类型 × 评级 × 日期固定效应	YES	YES	YES	YES
市场 × 日期固定效应	YES	YES	YES	YES
债券固定效应	YES	YES	YES	YES
ΔGDP	NO	YES	NO	YES
观测值	77888	77361	26988	26945
R <sup>2</sup>	0.873	0.872	0.826	0.826

注: \*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平, 括号中为债券层面的聚类标准误。下表同。

表 4 展示了使用所有 AA 级及以上金融债和公司信用类债券样本对 (2) 式的回归结果。结果显示, 央行扩大担保品范围的政策不但降低了此次新增担保品的利差, 而且显著降低了银行间市场其他债券的利差。

表 4 央行扩大担保品范围对银行间市场所有债券利差的影响

变量	(1)	(2)
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
$Post \times IB$	-0.177 * (0.105)	-0.177 * (0.105)
$Post \times IB \times Treat$	-0.625 *** (0.167)	-0.627 *** (0.166)
债券类型 × 评级 × 日期固定效应	YES	YES
债券固定效应	YES	YES



续表 4

变量	(1)	(2)
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
$\Delta GDP$	NO	YES
观测值	77888	77361
$R^2$	0.872	0.871

## 2. 平行趋势检验

使用 DDD 方法的一个前提是控制组与实验组在事件发生前具有平行趋势。本文使用以下回归进行平行趋势检验：

$$Spread_{ijt} = \sum_{k=-20, k \neq 0}^{17} \alpha_k D_t^k \times IB_j \times Treat_i + \beta_2 \Delta GDP_{it} + \delta_{ij} + \eta_{it} + \theta_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

其中  $D_t^k$  为时间段虚拟变量，以 5 个交易日为一个区间，本文样本时间段共包括 183 个交易日，在政策实施前的交易日共 100 天，20 个时间段；在政策实施后的交易日共 83 天，17 个时间段。记政策实施的交易日 2018 年 6 月 1 日为  $t$ ，将政策实施前 5 天的时间段  $[t-5, t]$  作为对照组。对于  $k = -20, \dots, -1, 1, \dots, 17$ ，若交易日落在  $[t-5+5k, t+5k]$  时间段，则  $D_k$  为 1，否则为 0。我们关注的系数是  $\alpha_k$ ，其含义是在  $D_t^k$  时间段内，控制其他相关变量，由于该时间段的外生冲击，银行间市场符合 MLF 新增担保品条件的债券相对其他债券的利差变化。如果满足平行趋势假设，那么在  $t$  时刻前， $\alpha_k$  应该不显著异于 0。

图 2 给出了分别使用全样本和跨市场债券样本对式 (3) 回归得到的系数  $\alpha_k$  及 95% 的置信区间范围。线上每一个点表示对应时间段的  $\alpha_k$ ，可以看出，在 2018 年 6 月 1 日以前， $\alpha_k$  不显著异于 0；在 2018 年 6 月 1 日以后， $\alpha_k$  显著为负，且该效应持续超过 60 个交易日。

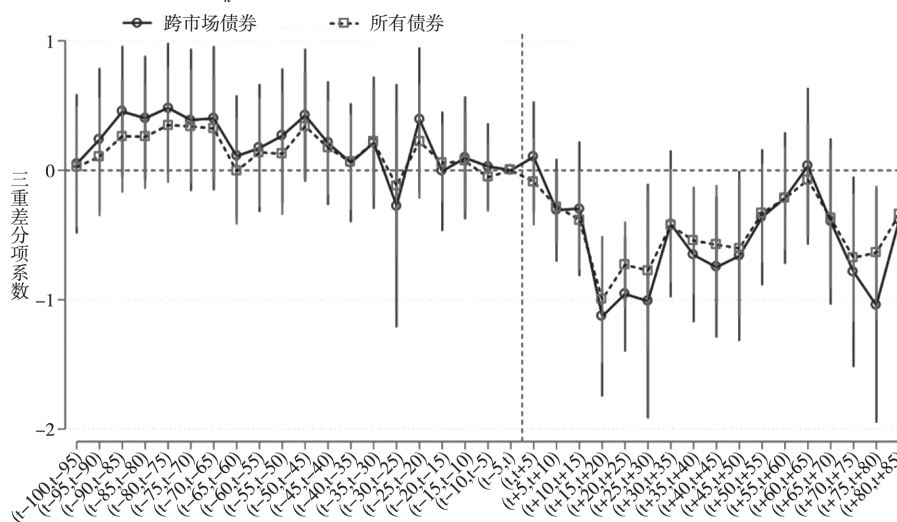


图 2 政策实施前后银行间市场符合担保品要求的债券的二级市场利差变化

## 3. 异质性分析

此次央行的货币政策的目标之一是通过调节杠杆结构来调整金融结构和经济结构，并着重强调了向小微企业以及对绿色经济输送金融资源。为了探究央行的货币政策是否体现了对小微、绿色和“三农”债券的倾斜，本文还进行了异质性分析，回归结果如表 5 所示。结果显示，在银行间市场的小微债相对其他符合要求的债券的利差下降更为明显，其净利差下降为 106.5 个基点；绿色债券受到的影响比其他新增担保品要弱，其净利差下降为 12 个基点。

表 5 异质性分析: 小微、绿色和三农债券

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
$Post \times IB \times Treat$	-0.691*** (0.177)	-0.620*** (0.166)	-0.634*** (0.167)
$Post \times IB \times Treat \times Green$	0.571*** (0.206)		
$Post \times IB \times Treat \times Xiaowei$		-0.445*** (0.073)	
$Post \times IB \times Treat \times Sannong$			0.233 (0.241)
债券类型 × 评级 × 日期固定效应	YES	YES	YES
市场 × 日期固定效应	YES	YES	YES
债券固定效应	YES	YES	YES
ΔGDP	YES	YES	YES
观测值	77361	77361	77361
R <sup>2</sup>	0.872	0.872	0.872

#### 四、一级市场的影响: 方法、数据与实证结果

##### (一) 实证方法

到目前为止, 本文探究了央行扩大担保品对于二级市场的交易价格的影响, 发现该政策显著降低了在银行间市场流通的 AA 级以及 AA+ 级公司信用类债券、AA 级以上小微、绿色、“三农”金融债的利差。但由于二级市场不涉及直接融资, 货币政策是否能够有效降低小微企业的融资成本, 鼓励促进绿色经济的发展, 还需要探究该政策对债券发行市场的影响。

从传导机制上来看, 央行扩大 MLF 担保品的政策可能影响到一级市场的债券利差。我国债券一级市场的发行利率由金融机构投标决定, 因此其利率与二级市场可比债券的利率是可比的, 二级市场上的债券利差下降可能会使得一级市场债券的利差下降, 从而使得发行主体的融资成本下降。

基于上述机制, 本文进一步检验了新政策对于债券发行利差的影响。对于一级市场数据的回归方程如下:

$$Spread_i = \beta_1 Post_i + \beta_2 IB_i + \beta_3 Treat_i + \beta_4 Treat_i \times IB_i + \beta_5 Post_i \times Treat_i + \beta_6 Post_i \times IB_i + \beta_7 Post_i \times IB_i \times Treat_i + X \cdot \gamma + \varepsilon_i \quad (4)$$

其中, 被解释变量  $Spread_i$  为债券  $i$  的发行利差, 计算方法为发行利率减去同期限国债到期收益率。解释变量  $Post_i$  为债券  $i$  的发行时间虚拟变量, 若发行日期在 2018 年 6 月 1 日以后, 则取 1, 否则取 0;  $IB_i$  为债券  $i$  所在的发行市场, 若为银行间市场, 则取 1, 否则取 0;  $Treat_i$  的定义与二级市场基准回归中的定义相同。本文关注的主要解释变量为  $Post_i \times IB_i \times Treat_i$ , 其系数  $\beta_7$  捕捉了新政策对于在银行间市场上市的、符合担保品条件的债券的发行利差的影响。

控制变量  $X$  包括了 (1) 债券基本要素: 债券发行量、偿还期限、主体企业性质、是否有担保措施、是否有可赎回条款以及是否有可回售条款。(2) 偿债能力指标: 债券发行主体 2017 年底的资产负债率、流动比率和现金保障倍数。(3) 企业规模: 债券发行主体 2017 年底总资产的自然对数和净资产的自然对数。(4) 宏观指标: 债券发行主体所在省份上一季度的 GDP 同比增速以及债券

发行前一月份的 M2 同比增速。(5) 该债券发行当月同类债券供给冲击：同类别、同评级、同市场发行的债券发行量  $CBissuance_i$  (即当日可比债券发行量)，当日国债发行量  $CGBissuance_i$ ，以及当日地方政府债发行量  $CTBissuance_i$ 。(6) 央行定向降准冲击：中国人民银行在 2018 年 4 月 25 日采取了针对 MLF 的定向降准政策，降准释放了 1.3 万亿元资金，除 0.9 万亿元用于偿还 MLF，还释放增量资金 0.4 万亿元。考虑到此次定向降准会大量释放出用于 MLF 的担保品债券，可能会对可抵押债券价格产生影响，同时还有可能释放扶持小微企业的信号，因此，我们进一步控制了以下 5 个捕捉央行定向降准对银行间市场和交易所市场不同评级债券影响的虚拟变量： $RRRcut_i \times IB_i$ ， $RRRcut_i \times AAA_i$ ， $RRRcut_i \times AA+_i$ ， $RRRcut_i \times IB_i \times AAA_i$  和  $RRRcut_i \times IB_i \times AA+_i$ 。其中  $RRRcut_i$  为关于时间的虚拟变量，若债券发行日期在 2018 年 4 月 25 日之后，则取 1，否则取 0； $IB_i$  为银行间市场的虚拟变量； $AAA_i$  与  $AA+_i$  分别为评级 AAA 与 AA+ 的债券的虚拟变量。

## (二) 数据来源

本文选取了 2018 年 1 月 1 日—2018 年 9 月 30 日在银行间市场或者交易所市场发行、发行评级 AA 级及以上的公司信用类债券和金融债，发行数据以及发行主体财务数据来自万得数据库 (Wind)，共含有 2188 个观测值。债券发行主体所在省份的 GDP 数据来自《中国统计年鉴》，M2 同比增速来自中国人民银行。表 6 展示了样本的描述性统计。

表 6 描述性统计：一级市场数据

样本		一级市场债券				
变量		观测值	均值	标准差	最小值	最大值
利差	<i>Spread</i>	2188	2.556	1.062	0.326	5.889
是否在 2018/6/1 之后	<i>Post</i>	2188	0.453	0.498	0	1
是否在银行间市场	<i>IB</i>	2188	0.575	0.494	0	1
是否为符合要求债券	<i>Treat</i>	2188	0.438	0.496	0	1
债券发行量(亿元)	<i>qty</i>	2188	1.413	2.323	0.03	43
债券期限(年)	<i>term</i>	2188	4.487	1.988	0.917	15
是否有担保措施	<i>guarantee</i>	2188	0.138	0.345	0	1
发行主体是否国有企业	<i>soe</i>	2188	0.803	0.397	0	1
是否有可回售条款	<i>put</i>	2188	0.327	0.469	0	1
是否有可赎回条款	<i>call</i>	2188	0.0873	0.282	0	1
发行主体 2017 年底资产负债率	<i>d2a</i>	2188	61.52	18.16	0	95.59
发行主体 2017 年底流动比率	<i>lqdratio</i>	2188	4.074	63.73	0	2887
发行主体 2017 年底现金利息保障倍数	<i>cashint</i>	2188	-76.07	1646	-41051	20601
总资产自然对数	<i>lasset</i>	2163	24.91	1.431	19.16	30.73
净资产自然对数	<i>lequity</i>	2163	23.81	1.278	16.09	29.00
所在省份发行前一季度 GDP 增速(%)	$\Delta GDP$	2169	11.57	2.897	-13.58	20.30
发行前一月份 M2 增速(%)	$\Delta M2$	2188	8.846	0.266	8.174	9.233
当日可比债券发行量	<i>CBissuance</i>	2188	4.680	5.026	0.03	43
当日地方政府债发行量	<i>CTBissuance</i>	2188	29.14	43.08	0	259.0
当日国债发行量	<i>CGBissuance</i>	2188	15.44	60.17	0	500.2

续表 6

样本		一级市场债券				
变量		观测值	均值	标准差	最小值	最大值
定向降准虚拟变量	$RRRcut \times IB$	2188	0.340	0.474	0	1
	$RRRcut \times AA +$	2188	0.144	0.351	0	1
	$RRRcut \times AAA$	2188	0.323	0.468	0	1
	$RRRcut \times IB \times AA +$	2188	0.0937	0.291	0	1
	$RRRcut \times IB \times AAA$	2188	0.150	0.358	0	1
变量			观测值		比例	
债券评级	AA	413		18.88		
	AA +	610		27.88		
	AAA	1165		53.24		
	合计	2188		100		

### (三) 实证结果

#### 1. 基准回归

表 7 给出了债券发行数据的回归分析结果,  $Post_i \times IB_i \times Treat_i$  的回归系数在不同控制变量下保持稳健。控制变量最多的第 (9) 列表明, 新政策使得符合在银行间市场此次新增担保品条件的债券的发行利差下降了 51 个基点。

表 7 央行扩大担保品范围对债券发行利差的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
<i>Post</i>	-0.0455 (0.0855)	-0.0663 (0.0739)	-0.0504 (0.0855)	0.0148 (0.0810)	0.0249 (0.0807)	-0.0432 (0.0861)	-0.0242 (0.0747)	-0.0458 (0.0781)	-0.0972 (0.0810)
<i>Treat</i>	0.938 *** (0.103)	0.863 *** (0.108)	0.891 *** (0.103)	0.767 *** (0.100)	0.759 *** (0.0951)	0.944 *** (0.103)	0.811 *** (0.0997)	0.813 *** (0.0999)	0.540 *** (0.103)
<i>IB</i>	-0.0909 (0.0594)	-0.0109 (0.0520)	-0.0861 (0.0591)	0.0334 (0.0536)	0.0592 (0.0542)	-0.0943 (0.0606)	0.0449 (0.0519)	0.0681 (0.0524)	-0.939 *** (0.128)
<i>IB × Treat</i>	-0.175 ** (0.0849)	-0.117 (0.0734)	-0.178 ** (0.0848)	-0.222 *** (0.0820)	-0.257 *** (0.0831)	-0.176 ** (0.0857)	-0.167 ** (0.0745)	-0.180 ** (0.0749)	0.674 *** (0.141)
<i>Post × Treat</i>	0.754 *** (0.110)	0.765 *** (0.0975)	0.764 *** (0.111)	0.768 *** (0.112)	0.759 *** (0.112)	0.746 *** (0.110)	0.736 *** (0.0995)	0.730 *** (0.0995)	0.756 *** (0.108)
<i>Post × IB</i>	0.0468 (0.0959)	-0.0200 (0.0793)	0.0508 (0.0957)	0.000912 (0.0855)	-0.00700 (0.0852)	0.0452 (0.0971)	-0.0497 (0.0789)	-0.0624 (0.0803)	-0.0572 (0.0980)
<i>Post × IB × Treat</i>	-0.543 *** (0.149)	-0.484 *** (0.130)	-0.544 *** (0.149)	-0.559 *** (0.148)	-0.546 *** (0.148)	-0.538 *** (0.149)	-0.449 *** (0.130)	-0.444 *** (0.131)	-0.510 *** (0.153)
债券评级	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

续表 7

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
季度固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
债券基本要素	NO	YES	NO	NO	NO	NO	YES	YES	YES
偿债能力指标	NO	NO	YES	NO	YES	NO	YES	YES	YES
企业规模	NO	NO	NO	YES	YES	NO	YES	YES	YES
宏观指标	NO	NO	NO	NO	NO	YES	YES	YES	YES
各类债券发行量	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	YES	YES
定向降准	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	YES
样本数	2187	2187	2187	2162	2162	2168	2151	2151	2151
R <sup>2</sup>	0.412	0.576	0.415	0.465	0.469	0.410	0.583	0.584	0.602

## 2. 平行趋势检验

使用 DDD 方法的一个前提是实验组与对照组在政策冲击前具有可比性。本文使用以下回归进行了平行趋势检验：

$$\begin{aligned}
 Spread_i = & \beta_1 Post_i + \beta_2 IB_i + \beta_3 Treat_i + \beta_4 Treat_i \times IB_i + \beta_5 Post_i \times Treat_i + \beta_6 Post_i \times IB_i \\
 & + \sum_{k=-4, k \neq 0}^{k=4} \alpha_k Month_i^k \times IB_i \times Treat_i + X \cdot \gamma + \varepsilon_i
 \end{aligned} \quad (5)$$

其中  $Month_i^k$  为月份虚拟变量，选取新政策实施前一个月发行的债券为对照组， $Month_i^0 = 0$ 。对于  $k = -4, \dots, -1, 1, \dots, 4$ ，若债券发行时间落在  $[t+k-1, t+k]$  时间段，则  $Month_i^k = 1$ ，否则取 0。如果满足平行趋势，那么  $\alpha_k$  在 2018 年 6 月 1 日以前应该不显著异于 0。

图 3 给出了 (5) 式中  $\alpha_k$  的回归系数及 95% 的置信区间范围。这表明在创新型货币政策实施前，银行间市场符合新增担保品要求的债券的发行利差相比其他债券没有出现显著差异，而在政策实施后，该类债券的发行利差出现显著下降。

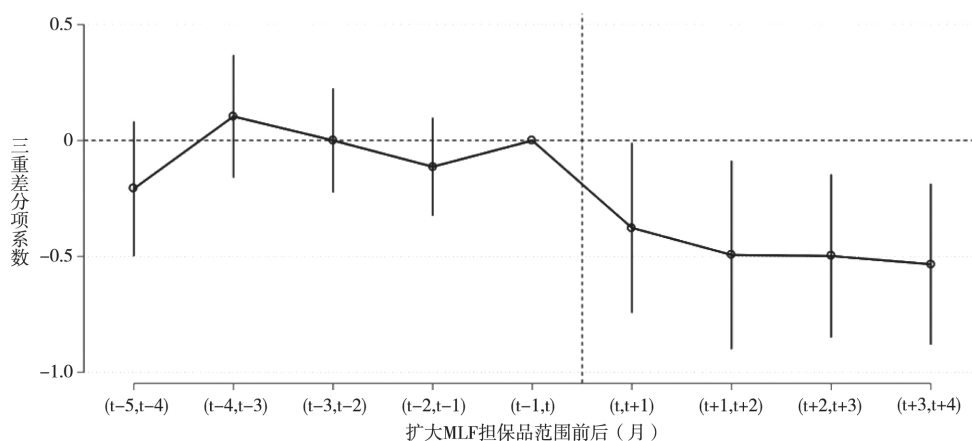


图 3 政策实施前后银行间市场符合担保品要求的债券的一级市场利差变化

## 3. 缩短样本时间窗口

一个可能的内生性威胁是，利差的下降可能是由于政策实施后，更多的优质债券选择在银行间

市场发行导致的。因此我们缩短了样本时间段,对一级市场的回归进行了稳健性检验。结果显示,我们关注的交叉项系数基本保持稳健,这表明前述结果不是由于企业根据政策选择债券发行地点引起的。因此,由政策引起的发行利差下降的结论是稳健的。<sup>①</sup>

#### 4. 安慰剂检验

本文结论的另一个潜在威胁在于,债券利差的下降可能是由市场的周期性变化而非政策导致的。为了证明前文回归结果的稳健性,本文设定了2015年6月1日为虚拟的货币政策实施时间,使用了2015年1月1日—2015年9月30日发行的AA级以上公司信用类债券和金融债数据进行了安慰剂检验。回归结果表明,虚拟政策不对利差产生影响,这证明了上述回归结果不是由于周期性的利差变化引起的。<sup>②</sup>

### 五、结论和政策建议

本文基于2018年1—9月的债券交易和发行数据,利用了中国银行间市场和交易所市场特有的债券跨市场、但监管机构不同、相对分割(交易难以套利)的特征,以央行扩大银行间市场MLF担保品范围政策为自然实验,运用DDD方法解决了杠杆周期理论和非常规货币政策中的两个实证难题:第一,抵押率(杠杆率)对资产价格的影响;第二,抵押品供给对资产要求回报率 and 融资成本的影响。研究结论与理论预期一致,即一方面,提高抵押率会提高资产价格,对于金融产品而言,相当于降低了利差;另一方面,(央行)增加抵押品供给降低了资本市场整体的融资成本。

在本文的政策背景下,提高AA及AA+级的公司信用类债券以及小微金融债的可抵押性(杠杆率)可以有针对性地缓解中小企业的融资约束,降低中小企业的融资成本。这表明,央行通过调节抵押资产的抵押率(杠杆率)来实施货币政策是灵活且有效的手段。

本文的研究具有重要的政策含义。第一,本文的研究表明,基于抵押和杠杆结构的新型货币政策有助于调整经济结构,让更需要金融资源的部门得到更好的发展。在这一目标下,以调节利率为主要手段的“一刀切”的货币政策往往无能为力,还会导致银行体系资金空转、使金融资源“脱实向虚”。而央行基于抵押的新型货币政策,可以直接调控相关部门资产的杠杆,让政策更为精准有效地助力目标部门。从经济周期的角度来看,历史上的经济周期多是杠杆周期。由于传统上央行只关注利率维度而忽略了(更重要的)杠杆维度,从而使得经济周期和金融危机反复出现,影响了经济发展。中国经济正处在防范经济风险、调整经济结构和促进经济高质量发展的关键时期,这种新型的货币政策应该发挥更重要的作用。

第二,本文的研究结论为中国构建新的货币政策基础框架提供了学术基础。随着外汇占款货币发行框架(外汇主要是以美元为抵押品)日渐式微,央行必须构建新的货币政策框架。从国际范围的货币政策框架来看,不同央行采取的基础抵押品不同:美国等大国多以国债为抵押品;中国2013年之前的抵押品为外汇,2013年后开始基于私人部门资产的新型货币政策。

本文发现,提高经济体中抵押品的供给能够降低市场利差和融资成本,这对于抵押品供给总量的管理也提供了一定的启示。除本文所研究的公司信用类债券和金融债券之外,央行还可以进一步扩大国债和地方政府债券作为抵押品的功能。相对于私人部门的债券,国债是更安全的抵押品;适度增加国债的供给,会缓解经济和金融体系中的抵押品稀缺问题,减少私人部门的融资成本。从

① 由于篇幅限制,本文在此处略去了一些相关的表格,具体回归结果请与作者索取。

② 由于篇幅限制,本文在此处略去了一些相关的表格,具体回归结果请与作者索取。

国际范围看，中国目前的国债发行量较低，2018 年末中国国债约占国内债券市场的 17.3%<sup>①</sup>，而且发行频率低、期限结构不健全（Rodlauer et al., 2019），没有充分发挥抵押品的功能，更好的国债发行管理势在必行。从长远来看，国债在国际金融体系中成为安全的抵押品，会加快人民币的国际化过程。此外，央行还可以适当提高地方债的抵押率，这样既可以缓解地方政府的融资成本和偿付负担，还向金融体系提供了相对安全的抵押品，是一举两得之策。

第三，本文的研究表明，基于抵押品的货币政策是一种结构性的、灵活的货币政策，不仅可以用来实现经济发展的目标，也可以用来实现更多的社会发展目标，如绿色发展、应对气候变化风险、平衡区域发展、降低收入差距等。通过结构性货币政策来实现社会目标目前也是政策和学术讨论的前沿话题，本文的研究为理解这个问题提供了初步的证据。中国在经济转型的过程中，结构性的货币政策可以在解决更多社会问题方面发挥更大的作用。

### 参考文献

- 王永钦、徐鸿恂，2019，《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》，《金融研究》第 2 期。
- Adrian, T., E. Etula, and T. Muir, 2014, “Financial Intermediaries and the Cross-section of Asset Returns”, *Journal of Finance*, 69 (6), 2557—2596.
- Araújo, A., S. Schommer, and M. Woodford, 2015, “Conventional and Unconventional Monetary Policy with Endogenous Collateral Constraints”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1), 1—43.
- Ashcraft, A., N. Garleanu, and L. H. Pedersen, 2011, “Two Monetary Tools: Interest Rates and Haircuts”, *NBER Macroeconomics Annual*, 25(1), 143—180.
- Benetton, M., and D. Fantino, 2018, “Competition and the Pass-through of Unconventional Monetary Policy: Evidence from TLTROs”, *Economic Working Papers*, No. 1187.
- Bian, J., Z. He, K. Shue, and H. Zhou, 2018, “Leverage-induced Fire Sales and Stock Market Crashes”, *NBER Working Paper* No. 25040.
- Chailoux, A., S. Gray, and R. McCaughrin, 2008, “Central Bank Collateral Frameworks, Principles and Policies”, *IMF Working Papers*, No. 222.
- Chen, H., Z. Chen, Z. He, J. Liu, and R. Xie, 2018, “Pledgeability and Asset Prices: Evidence from the Chinese Corporate Bond Markets”, *Booth School, University of Chicago, Working Paper*, No. 82.
- Garleanu, N., and L. H. Pedersen, 2011, “Margin-based Asset Pricing and Deviations from the Law of One Price”, *Review of Financial Studies*, 24(6), 1980—2022.
- Geanakoplos, J., 2010, “The Leverage Cycle”, *NBER Macroeconomics Annual*, 24(1), 1—66.
- Geanakoplos, J., and H. Wang, 2018, “Quantitative Easing, Collateral Constraints, and Financial Spillovers”, *Cowles Foundation Discussion Paper*, No. 2154.
- Gertler, M., and P. Karadi, 2011, “A Model of Unconventional Monetary Policy”, *Journal of Monetary Economics*, 58(1), 17—34.
- Hansman, C., H. Hong, W. Jiang, Y. J. Liu, and J. J. Meng, 2018, “Riding the Credit Boom”, *NBER Working Paper*, No. 24586.
- Joyce, M., D. Miles, A. Scott, and D. Vayanos, 2012, “Quantitative Easing and Unconventional Monetary Policy—An Introduction”, *Economic Journal*, 122(564), F271—F288.
- Krishnamurthy, A., S. Nagel, and A. Vissing-Jørgensen, 2017, “ECB Policies Involving Government Bond Purchases: Impact and Channels”, *Review of Finance*, 22(1), 1—44.
- Maggio, M. D., A. Kermani, and C. Palmer, 2016, “How Quantitative Easing Works: Evidence on the Refinancing Channel”, *NBER Working Paper* No. 22638.
- Nyborg, K. G., 2017, *Collateral Frameworks: The Open Secret of Central Banks*, Cambridge University Press.
- Rodlauer, M., L. Zhang, and A. Schipke, 2019, *The Future of China's Bond Market*, 3—31, IMF.
- Schwert, M., 2017, “Municipal Bond Liquidity and Default Risk”, *Journal of Finance*, 72(4), 1683—1722.
- van Bakkum, S., M. Gabarro, and R. M. Irani, 2017, “Does a Larger Menu Increase Appetite? Collateral Eligibility and Credit Supply”, *Review of Financial Studies*, 31(3), 943—979.

① 相关数据来自 Wind 数据库。

## How Unconventional Monetary Policy Works in China: The Collateral Channel

WANG Yongqin and WU Xian

( School of Economics , Fudan University )

**Summary:** Collateral-based monetary policy ( including quantitative easing , ( QE ) ) has been widely used by central banks ( including the People's Bank of China ( PBC ) ) to inject liquidity into targeted sectors since the 2008 global financial crisis. Although theoretical research shows that collateral-based monetary policy can ( 1 ) increase the prices of collateral assets and reduce financing cost and ( 2 ) increase the supply of collateral and ease financial constraints on financial institutions , it is difficult to empirically identify the causal effects of collateral-based monetary policy on the financial system and the economy due to the lack of policy counterfactuals.

This study is the first to examine the effectiveness of collateral-based monetary policy using a clean triple-difference ( DDD ) identification method , and is among the first to establish a causal relationship between collateral and asset prices.

In this study , we exploit a quasi-natural experiment in China to address the lack of counterfactuals. In China , there are two bond trading platforms , the interbank market and the exchange-based market. Although most corporate bonds are dual-listed in both markets , there is a limit to arbitrage across markets , as the two markets are subject to different regulations and therefore are mostly segmented. Consequently , same bonds may have different prices in the two markets on the same day. On June 1 , 2018 , the PBC for the first time allowed ( 1 ) corporate bonds , ( 2 ) bonds issued by small and micro firms ( *Xiaowei* Bonds ) , ( 3 ) bonds to support the green economy ( Green Bonds ) , and ( 4 ) financial bonds serving agriculture and rural areas ( *Sannong* Bonds ) that were rated AA and AA + eligible ( those with an AAA rating have always been eligible ) to be used as collateral for a medium-term lending facility ( MLF ) . An MLF is a monetary policy tool that allows eligible commercial banks and policy banks to borrow from the PBC with collateral. The policy only applies to targeted bonds in the interbank market and not to the same dual-listed bonds in the exchange market. This enables us to take a DDD approach to identify the effects of the policy. By comparing the change in the difference in the spreads between the newly eligible bonds and other bonds in the interbank market before and after the shock , with the difference in the spreads of the dual-listed eligible bonds and other bonds in the exchange market as counterfactuals , we can identify the causal relationship between the collateral-based policy and bond prices.

We use bond transaction data at the day level from 2018. 1. 1 to 2018. 9. 30 obtained from WIND to identify the effect of the expansion of MLF collateral in the secondary market. We find that the policy reduced the spreads of the eligible bonds by 63—77 bps in the secondary market. Further , we find that spreads of other corporate bonds and financial bonds other than the eligible bonds also declined in the interbank market compared with the same bonds in the exchange market. This may be due to by the increase in available collateral in the interbank market and a decrease in financing cost due to the new monetary policy. A heterogeneous analysis suggests that the policy is indeed , as the PBC intended , more effective for bonds issued by small firms. We further use bond issuance data in the same period to examine the effectiveness of the policy in the primary market. The results suggest that the policy effect passed through from the secondary market to the primary market , decreasing the spreads of the eligible bonds at issuance by 51 bps.

Our study has important policy implications. The findings suggest that a collateral-based monetary policy tool is effective. This new tool can flexibly target specific collateral , thus helping specific sectors. The PBC can establish a collateral framework to reduce financing costs , moderate financial and economic cycles , improve the financial and economic structure , improve resource allocation , and help implement desirable policies such as policies to help small firms or protect the environment.

The study also suggests directions for future research. We focus on the short-term impact of the policy on collateral price , but the long-term impact is also a topic of interest. Whether the new monetary policy has changed incentives in the private sector to create collateral remains to be explored.

**Keywords:** New Monetary Policy; Bonds; Collateral; Leverage; MLF

**JEL Classification:** E52 , E58 , G12

( 责任编辑: 冀 木 ) ( 校对: 曹 帅 )