

# 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

王永钦 徐鸿恂

(复旦大学经济学院, 上海 200433)

**摘要:** 杠杆周期理论表明, 杠杆周期会影响金融体系的稳定性, 资产的质押率(相应地, 杠杆率) 上升会提高资产价格; 由于杠杆率一般是内生的, 所以在实证上一直很难确立杠杆率与资产价格之间的因果关系。本文首次运用 2017 年 1 月到 8 月中国证券交易所债券市场和银行间债券市场的债券发行数据, 利用中国银行间债券市场和交易所债券市场对同类债券的不同质押率规定的自然实验, 对杠杆率与资产价格之间的因果关系进行了实证检验。结果表明, 债券的可质押属性可以提高债券的价值, 这验证了杠杆周期理论的预测, 即杠杆率上升会使得资产价格上升。因此, 杠杆率对资产价格有重要影响, 是宏观审慎监管的一种工具, 也应该成为货币政策的一种工具。

**关键词:** 债券质押; 杠杆率; 宏观审慎监管; 货币政策

**JEL 分类号:** E63, G12, G18 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-7246(2019)02-0020-20

## 一、引言

自 2008 年由美国房地产次级债券市场的次贷危机引发席卷全球的金融危机以来, 金融杠杆受到了学界广泛的关注。危机前的高杠杆和危机后的快速去杠杆, 往往伴随着资产价格的周期性上涨与下跌。在美国 Case-Shiller 房价指数于 2006 年达到峰值之前, 家庭部门的房贷余额始终在上涨, 次贷危机发生之后, 美国家庭部门房贷债务额和房价都经历了快速下跌。类似现象在中国的股票市场中也存在, 在中国股票市场允许“融

收稿日期: 2018-07-06

作者简介: 王永钦, 博士, 教授, 复旦大学经济学院, E-mail: yongqinwang@fudan.edu.cn.

徐鸿恂, 硕士研究生, 复旦大学经济学院, E-mail: xuhx15@fudan.edu.cn.

\* 本文感谢国家自然科学基金项目(71673058、71661137008、71572048)、国家社科重大项目(11&ZD018, 16ZDA043)、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和上海高校智库(复旦大学中国经济研究中心)的资助。作者感谢艾熊峰、何治国、李蔚和匿名审稿人的宝贵意见。文责自负。

资融券”购买股票之后,上证指数不断上涨,融资余额也不断增加,2015 年 6 月上证指数达到最高点,随后则出现了大幅下跌。相似的情形也可能发生在中国这样的新兴市场的债券市场中。

债券是信息敏感度最低的一种金融合约(Dang et al., 2015),在没有负面冲击时债券价格不会有明显波动。尽管如此,债券作为金融市场上最基本和最重要的工具之一,其价格在资源配置、风险管理等方面有着非常重要的作用。从债券定价模型来讲,债券价格取决于债券的票面利率和市场利率,但票面利率是债券的基本要素,与债券定价时的市场情况无关,真正决定债券价格的是市场利率。理论上,市场利率由与债券有关的所有基本面因素决定。但实际上,不可能所有市场参与人对这些基本面因素都有一个统一的观点,相反,正是由于所有人的观点都不同,才有市场存在的意义,不同观点的市场参与人通过买卖行为让自己的观点在市场上得到反映,市场也就有了价格发现与资源配置的功能。因此,有两种因素会对债券价格产生直接影响:一种是基本面因素,其变化对市场参与人的预期产生影响,进而影响债券价格,这种因素的影响路径相对比较明显;另一种因素是市场参与人预期的传递方式,这种因素的影响路径相对不太明显。如果交易制度、法规等对不同预期即不同观点的市场参与人的交易行为产生不对称的影响或限制,势必会造成某些特定类型的市场参与人的态度即观点在传递过程中受阻,这类态度就无法反映到价格中。比如,当乐观者做多不被限制,而悲观者做空受到限制时,债券价格就会因为只反映了乐观者的态度而比做多与做空均不受到限制时更高。

在债券市场上,如果投资人需要借入资金,可以将其持有的债券质押。如果质押的折扣率(Haircut)是 20%,意味着可以借到债券价格 80% 的资金,这里的 80% 即质押率(Loan-to-value) 杠杆率就是 5;也就是说,对于某种债券而言,其杠杆率 =  $(1 - \text{质押率})$  的倒数 = 折扣率的倒数。虽然经济学理论证明了金融资产的质押率(相应地,杠杆率)上升会提高资产价格,但由于质押率和杠杆率一般是内生的,所以在实证上一直很难确切检验杠杆率与资产价格之间的因果关系。

中国的债券市场在过去二十多年中取得了迅猛的发展,债券存量规模进入世界前列。与此同时,债券质押式回购的待购回债券余额月度同比不断增长,2017 年 6 月其规模已经接近 5 万亿元。本文利用中国证券登记结算有限责任公司(“中证登公司”)提高合格质押债券的准入门槛这个自然实验,检验债券的质押率(杠杆率)与债券价格之间的因果关系,对债券的质押价值进行估计,分析杠杆调控政策对债券市场产生的影响。本文将在以下三个方面做出贡献:第一,本文首次采用微观数据,从实证上检验金融杠杆与一级市场上资产价格之间的关系;第二,本文的研究有助于理解债券市场这种 OTC 市场的定价和微观结构;第三,本文讨论了金融杠杆对于中国宏观审慎监管和货币政策的重要性,有特别的政策意义。

本文其余部分的结构安排如下:第二部分介绍相关文献;第三部分建立理论模型阐述本文中的检验所基于的假说的逻辑;第四部分介绍政策背景、样本与模型设定;第五部分对债券的质押属性对债券价格的影响进行实证检验;第六部分总结全文,并讨论本文中的

理论模型在宏观审慎监管和货币政策方面的政策含义。

## 二、文献综述

经典债券定价模型的核心思想是现金流贴现,其中,假定由市场确定的折现系数是重要的价格决定因素,对于该折现系数是如何确定的却没有更多理论解释。Fostel and Geanakoplos(2012a)通过一般均衡的视角,从理论上给出了满足 Arrow-Debreu 均衡条件下债券价格的决定方式,即债券价格由边际购买人决定,该边际购买人对持有债券和持有无风险资产无差异。与边际购买人相比,更乐观的市场参与人为债券买方,更悲观的参与者则为债券卖方。

在资产的抵押、杠杆和价格决定方面,Geanakoplos 及其合作者的一系列研究提供了一个较为完整的理论框架。在这个理论框架中,较为早期的研究主要聚焦于抵押在金融合约中的作用,如 Geanakoplos(1996, 2003)指出,金融合约引入抵押品的约定可以增加资金供给方提供借贷的激励,但由于抵押品是稀缺的,提供抵押品数量不同的金融合约并不等价,只有提供充足抵押品的金融合约才会被交易,Geanakoplos and Zame(2014)对此进行了一般化;Fostel and Geanakoplos(2012a, 2015)则证明,任何一种金融合约都可以用 Arrow U 证券(Arrow U security)<sup>1</sup>与无风险资产进行复制,因此 Arrow U 证券是市场中除了无风险资产外唯一会被进行交易的证券。如果市场参与人的效用函数是 von Neumann-Morgenstern 期望效用函数,那么预期 Arrow U 证券能够取得的收益大于无风险收益的乐观的参与者会仅仅持有 Arrow U 证券,而预期 Arrow U 证券可以取得的收益小于无风险收益的悲观的参与者会仅仅持有无风险资产。把这一思想应用到债券市场可以推出:如果债券在交易过程中可以被进行质押,对债券到期偿还持有乐观态度的投资者可以选择将持有的债券质押,并用质押获得的借款购买更多的债券,即增加杠杆,扩大自己的预期收益,以此循环往复直至达到质押上限,最后持有 Arrow U 证券。在不停的买入与质押资产过程中,乐观的参与者通过加杠杆的行为将自己对资产未来收益的乐观态度反映到了价格中,因此资产价格会上涨。类似地,引入信用违约互换(CDS)则可以让市场获得悲观者的态度,所以引入 CDS 会导致资产价格的下降(Geanakoplos, 2010)。Fostel and Geanakoplos(2008, 2012b)还认为,金融杠杆除了在资产价格上涨中能使乐观的参与者通过抵押获取更多借款从而购买更多资产以提高资产价格,在危机发生时也会引发挤兑,从而增大资产价格下跌的幅度。

在实证研究方面,Mian and Sufi(2009, 2011)利用美国居民住宅的微观数据对美国住宅市场、居民债务杠杆等因素进行研究后认为,抵押支持证券的易获得性是家庭部门杠杆率快速上升的原因,这种杠杆率的上升带来住房需求和房价的快速上升,为房价下跌导致

<sup>1</sup> Arrow U 证券:一种收益取决于下一期状态的证券,即当下一期状态为好时,其获得正的收益;当下一期状态为差时,其获得零收益。

违约率上升和进一步的金融危机埋下了隐患。另外, Mian and Sufi(2010) 对美国县级数据进行研究并指出, 家庭部门的杠杆率增加较快的地区, 耐用品消费下降显著, 杠杆率可以作为经济衰退的统计意义上的先行指标 (Statistical predictor)。这些实证研究是 Geanakoplos 的杠杆周期理论在美国住宅市场上的一个验证, 也反映出金融杠杆可以对实体经济产生重大影响。

关于杠杆率上升对金融市场带来的不良后果, Adrian and Shin(2008, 2010) 认为金融杠杆具有顺周期性并会导致金融体系不稳定。Gorton and Metrick(2012) 对美国的回购市场进行研究后得出结论, 不受监管的回购市场发生的挤兑是金融危机发生的深层次原因, 这种挤兑伴随着市场对抵押品价值可能下跌的恐慌。

除了对金融市场本身的影响之外, 由于经济危机可能由金融危机引发, 金融杠杆对实体经济的影响及其对杠杆的监管也是近年研究的热点。Dabla - Norris and Srivisai(2013) 与 Manganelli and Popov(2015) 等基于国别数据的研究表明, 金融杠杆水平过高会导致宏观经济波动增加。马勇等(2016) 对 91 个国家的面板数据的研究表明, 金融杠杆水平波动程度的加大会对经济增长和金融稳定带来负面影响。Cecchetti and Kharroubi(2012) 以及马勇和陈雨露(2017) 表明, 金融杠杆与经济增长有“倒 U 型”关系: 在杠杆水平较低时增加杠杆会提高经济增长水平, 而杠杆水平较高时增加杠杆则会拖累经济增长。由于过高的金融杠杆对金融市场和实体经济有负的边际贡献, 因此对金融杠杆水平需要进行监管。Gorton and Metrick(2013) 认为, 美联储在金融危机之后开始实施的宏观审慎监管, 可以达到保证整个金融市场稳定的目标。Korinek and Simsek(2016) 的研究认为, 当金融杠杆水平过高时, 宏观审慎监管比直接实施紧缩性货币政策要更好。近年来国内也已经有大量关于宏观审慎政策的研究。马勇和陈雨露(2013) 最早用 DSGE 模型框架分析宏观审慎监管政策, 认为基于宏观审慎监管的政策组合可以更好地稳定金融体系。王爱俭和王璟怡(2014) 使用 DSGE 模型分析货币政策和宏观审慎政策之间的关系, 认为宏观审慎政策与货币政策配合可以发挥协同效应, 稳定金融波动, 提高经济福利。童中文等(2017) 引入时变系统性风险构建 DSGE 模型, 分析逆周期宏观审慎政策带来的福利效应, 并得到了类似的结论。

总体上看, 国内外现有的文献主要集中在资产杠杆与资产价格关系的理论研究上。在实证研究方面, 有部分文献实证研究了资产杠杆对宏观经济的影响, 但有关资产杠杆对资产价格影响的微观实证研究还比较欠缺。最近有少数论文开始实证研究资产杠杆对资产价格的影响。Hansman et al.(2018) 和 Bian et al.(2018) 从不同的角度实证研究了中国股票的资产杠杆 (“融资”) 对股票价格的影响, 前者发现股票杠杆提高带来了股票市场的泡沫, 后者发现 2015 年中国股市大幅下跌就是由过高的杠杆率造成的。Chen et al.(2018) 研究了债券可质押性对二级市场价格的影响, 本文则研究了债券可质押性对一级市场债券价格的影响。

### 三、理论模型

本部分在 Fostel and Geanakoplos(2012a, 2015) 等理论研究的基础上, 构建了一个包含不同态度的市场参与人的资产选择模型, 采用一般均衡的视角研究限制杠杆率对于债券价格的影响。在 Fostel and Geanakoplos(2012a, 2015) 的模型中, 风险资产到期时的价格下限是共同知识, 其质押率(即借款额/资产价格)上限由这一假定内生决定, 而本文假定投资者可以进行债券质押的最高比例是外生给定的, 并且这一外生最高债券质押比例的变化会带来债券价格的相应变化, 这一假定更加符合中国债券市场对债券质押比例的限定的背景。事实上, 按照当前市场的实际情况, AA 级债券的违约率远低于 10%, 如果按照 AA 级债券违约率 10%、回收率 0% 的最悲观情况计算, 在 Fostel and Geanakoplos(2012a, 2015) 框架下内生的质押折扣系数为  $\frac{1-10\%}{1+r_f}$ , 系数远大于规定的 AA 级债券 0.5 的折扣系数, 因此, 根据国内具体的监管背景, 质押率上限外生给定的约束对于市场参与人来说是紧约束。

#### (一) 模型设定

假设市场上有两种资产, 分别是货币资产(无风险)和信用债券(有风险), 持有货币资产的收益率为无风险收益率  $r_f$ , 债券为只存在一期的无息债券, 一份债券约定归还的本金为 1, 但实际归还的本金金额存在不确定性, 取决于外生的市场环境。假设归还本金时市场环境有两种状态  $U$  和  $D$ , 前者表示能收回全部本金 1, 后者表示只能收回部分本金  $p^D$ 。

所有市场参与人的集合为一个 Lebesgue 测度下长度为 1 的连续统  $[0, 1]$ ,  $i \in [0, 1]$  表示市场参与人所处在的位置, 市场参与人的位置代表其对于债券收回本金的态度, 位于  $i$  的市场参与人认为下一期市场环境为  $U$  的概率为连续函数  $\theta(i)$ , 且满足:

$$\theta(1) \leq 1, \theta(0) \geq 0, \frac{d\theta(i)}{di} > 0 \quad (1)$$

即位于 0 的市场参与人是态度最悲观的, 位于 1 的市场参与人是态度最乐观的, 所有市场参与人按态度的升序排列。

假设一共有两期, 市场参与人  $i$  在第 1 期选择持有的资产, 第 2 期用货币资产和债券偿还的本金进行消费。如果市场参与人为风险中性且效用函数为线性的形式, 其 von-Neumann-Morgenstern 期望效用为:

$$E(U_i) = m_i(1+r_f) + b_i E(p_2) = m_i(1+r_f) + b_i[\theta(i) + (1-\theta(i))p^D] \quad (2)$$

其中  $m_i$  为第 1 期该市场参与人购买货币资产的总金额,  $b_i$  为第 1 期该市场参与人购买债券的数量,  $p_2$  为第 2 期的债券价格, 即第 2 期到期时债券偿还的金额。每个市场参与人在第 1 期以均衡价格将自己持有的禀赋资产与其他市场参与人进行交换, 达到自己的期望效用最大。

## (二) 无杠杆市场的均衡

引理 1: 在不能抵押的情况下, 市场参与者只会选择一种资产进行投资, 且乐观的市场参与者会购买债券, 悲观的市场参与者会购买货币资产<sup>1</sup>。

定理 1 (无杠杆市场均衡的唯一性): 在不能抵押的情况下, 存在唯一的均衡  $(p_1^*, i^*)$ , 使得第 1 期债券的均衡价格为  $p_1^*$ , 并且此时比  $i^*$  乐观的市场参与者只持有债券, 比  $i^*$  悲观的市场参与者只持有货币资产。

## (三) 存在杠杆市场的均衡

根据交易所的规定, 能够设定质押的合格质押券评级至少是 AA 级, 并且存在折扣系数, 例如债项与主体评级均为 AAA 级的公司债折扣系数为 0.9, 而债项与主体评级均为 AA 级的公司债折扣系数仅为 0.5<sup>2</sup>, 可以认为该折现系数明显小于债券信用评级反映的期望本金回收率, 因此在较大程度上可以认为债券质押式回购是无风险资产, 其收益率与其他无风险资产相同。

与没有杠杆的市场相比, 存在杠杆的市场中, 债券持有人可以选择是否将债券进行质押, 并用获得的借款购买更多债券, 而货币资产持有人也会持有无风险的债券质押式回购债权<sup>3</sup>。为了显示区别, 存在杠杆市场中的变量用增加上标  $L$  的符号表示。

引理 2: 当  $\theta(i^L)$  足够大时, 市场参与者只会购买债券, 并且他会循环加杠杆购买债券直到在允许的质押比例范围内将其持有债券全部质押。

定理 2 (存在杠杆市场均衡的唯一性): 在可以进行债券质押的市场上, 且债券的信用风险达到一定水平时, 存在唯一的均衡  $(p_1^{L*}, i^{L*})$ , 使得第 1 期债券的均衡价格为  $p_1^{L*}$ , 并且此时比  $i^{L*}$  乐观的市场参与者只持有债券且会将杠杆比例提到最高, 比  $i^{L*}$  悲观的市场参与者不会持有债券且会在债券质押式回购市场上将资金借给乐观的市场参与者。

定理 3: 在存在杠杆的市场上, 债券价格更高, 且该价格随着允许的杠杆率增大而增大。

根据前述定理, 我们有如下两个可以验证的假说:

假说 1: 当债券杠杆率受到外生因素影响下降后, 债券价格会下降, 表现为债券利差的上升。

假说 2: 对于杠杆率不受到外生因素影响的债券, 债券价格不会发生显著变化。

本文后续的实证研究部分, 即根据前述定理, 利用合格质押券准入条件的改变, 使得一部分债券的质押率  $\gamma$  由正数变成 0, 据此验证前述假说是否成立。

1 由于篇幅限制, 本文的所有引理与定理的证明可以参阅本文的长版本。

2 具体折扣系数规定参见《关于发布〈质押式回购资格准入标准及标准券折扣系数取值业务指引〉(2017 年修订版) 有关事项的通知》(中国结算发字〔2017〕47 号) 内的附件。

3 事实上, 为了保证后文的市场出清条件成立, 可以使债券质押式回购的要求回报率比外部的无风险收益率高一个微小的量  $\varepsilon$ , 使所有持有货币资金的参与者愿意将钱借给债券质押人。

## 四、政策背景与研究框架

### (一) 政策背景

中国债券市场由交易所债券市场和银行间债券市场组成,其中,交易所债券市场包括上海证券交易所和深圳证券交易所两个市场。交易所债券市场由中国证监会监管,其公司债的登记、托管和结算业务由中证登公司实施。银行间债券市场由中国人民银行进行监管,其公司债的登记、托管和结算业务由银行间债券市场股份有限公司(“上海清算所”)实施。从两个债券市场的功能与架构来说,交易所债券市场上发行、流通的公司债与银行间债券市场的中期票据(“MTN”)类似,但监管和清算使用的是不同的体系。

2017年4月7日,中证登公司对交易所债券市场上流通的信用债券质押入库资格进行了调整<sup>1</sup>,将之前的“信用债券入库开展回购,需满足债项和主体评级均为AA级(含)以上要求”改成了“需满足债项评级为AAA级、主体评级为AA级(含)以上要求”,另外制定了新老划断原则,在2017年4月7日(不含)前公布募集说明书的债券采用旧规定,2017年4月7日及以后公布募集说明书的债券采用新规定。

### (二) 实证模型设计

与第三部分的假设对应,本文的实证部分主要验证两个假说:

假说1:中证登公司出台新规之后,交易所债券市场发行的AA级债券的利差变化,要显著大于银行间债券市场发行的AA级债券的利差变化。

假说2:AAA级债券的利差变化在两个债券市场之间的差异不显著。

中证登公司新出台的规定,可以看作一个自然实验,在交易所挂牌的AA级债券是实验组,在银行间债券市场挂牌的AA级债券是对照组。由于该规定采用新老划断原则,对于新规实施前已经上市的债券不受影响,因此不能通过债券交易的数据识别政策的影响,而是要通过债券发行数据进行识别。本文核心思想是,借鉴双重差分(Difference-in-difference)的思路,检验新规实施前后,交易所债券市场和银行间债券市场的AA级债券发行价格利差的变化是否具有显著差异,基础模型如下:

$$spread_i = \beta_0 + \beta_1 ex_i + \beta_2 time_i + \delta ex_i * time_i + \beta_3 CONTROLS_i + \mu_i \quad (3)$$

其中, $ex_i$ 为虚拟变量,如果债券*i*在交易所债券市场发行,那么 $ex_i$ 取1,否则取0; $time_i$ 为虚拟变量,如果债券*i*的募集说明书日期在4月7日及以后,那么 $time_i$ 取1,否则取0; $ex_i * time_i$ 是两个虚拟变量的交叉项,即本文关注的核心变量,反应了新规实施前后实验组和对照组利差变化的差异; $CONTROLS_i$ 是一系列控制变量,包括债券要素、发行主体偿债能力、发行主体规模、宏观因素等。被解释变量 $spread_i$ 为债券*i*发行

<sup>1</sup> 具体政策变化参见《关于发布〈质押式回购资格准入标准及标准券折扣系数取值业务指引〉(2017年修订版)》有关事项的通知》(中国结算发字(2017)47号)。

价格利差。

如果要把人为的规定视作自然实验,那么影响估计准确性的很重要的因素是实验对象是否是外生的,如果影响因变量的因素同时影响样本是否会进入实验组,那会产生内生性问题,估计的结果就会是有偏的。在本文中,由于采用的是发行数据,因此最可能影响估计准确性的因素是,企业在新规实施后,受到新规影响,从而对债券的发行市场进行选择。事实上,由于债券发行从开始准备到公告募集说明书,中间需要一段时间,通常这个时间段长达 4-6 个月,而本文采用的样本截止到 8 月,距新规实施不到 5 个月,因此可以认为该期间已经发行的债券,其选择上市地点并开始准备发行的时间点,早于新规开始实施的时间,即不会产生新规出台之后发行人进行发行地选择的问题。另外,在实证检验部分,本文还使用期限更短的数据,对结论的稳健性进行检验,虽然减少了数据量,但也缩短了新规实施后的时间跨度,进一步确保实证结果不受人为选择的影响。

### (三) 变量与数据

本文采用的样本为 2017 年 1 月到 8 月在上海证券交易所、深圳证券交易所、银行间债券市场发行的主体评级和债券评级均为 AA 级的债券。由于 AA 级信用债不属于中央银行合格抵押品,按照上海清算所规定,要作为合格质押券入库需要满足单一证券发行总面额不小于 5 亿元且不含有可赎回或回售、可转股或转债、可提前或分期偿还等含权条款<sup>1</sup>,因此银行间债券市场的样本,均为发行量不少于 5 亿元且不含有期权类特殊条款的债券。

在控制变量的选择方面,本文参考 Collin - Dufresne et al. (2001)、Chen et al. (2007)、汪莉和陈诗一(2015)、王永钦等(2016)等文献对债券利率影响因素的研究,债券要素方面选取债券的发行规模、期限、企业属性、担保措施、含权条款变量;发行主体偿债能力方面选取资产负债率、流动比率、现金利息保障倍数变量;发行主体规模方面选取企业总资产和净资产规模变量;宏观因素选取 GDP 增速和 M2 同比增速变量。

上述债券的数据取自 Wind 数据库,剔除数据不完整和异常值后一共有 113 个观察值。宏观数据包括省 GDP 增速、M2 同比增速,省 GDP 数据取自国家统计局,M2 数据取自中国人民银行。另外,作为实证结果的进一步验证,本文还利用 AAA 级债券做了相同的实证检验,该检验一共有 233 个有效观察值。表 1 列出了模型中变量的定义。

<sup>1</sup> 参见上海清算所《债券交易净额清算业务质押式回购质押券管理规程》。



表 1 变量含义

变量类型	变量名	含义
被解释变量	<i>spread</i>	债券发行利差, 等于债券发行利率减同期限国债收益率
债券基本要素	<i>qty</i>	债券发行量(亿元)
	<i>period</i>	债券期限(年)
	<i>soe</i>	债券发行主体企业属性, 1 代表国企 0 代表非国企
	<i>guarantee</i>	债券是否有担保措施, 1 代表有担保措施 0 代表没有担保措施
	<i>call</i>	债券是否有可赎回条款, 1 代表有 0 代表没有
	<i>put</i>	债券是否有可回售条款, 1 代表有 0 代表没有
偿债能力指标	<i>d2a</i>	债券发行主体 2016 年年底的资产负债率
	<i>lqdratio</i>	债券发行主体 2016 年年底的流动比率
	<i>cashint</i>	债券发行主体 2016 年的现金利息保障倍数
企业规模	<i>lnasset</i>	债券发行主体 2016 年年底总资产的自然对数
	<i>lnncasset</i>	债券发行主体 2016 年年底非流动资产的自然对数
宏观指标	<i>gdp</i>	债券发行主体所在省份上一季度的 GDP 同比增速
	<i>m2</i>	债券发行前一月份的 M2 同比增速

表 2 给出了变量的描述性统计结果。

表 2 描述性统计量

变量	AA 级债券					AAA 级债券				
	样本数	均值	标准差	最小值	最大值	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>spread</i>	113	3.015	0.801	1.685	4.612	233	1.52	0.486	0.649	3.904
<i>time</i>	113	0.593	0.493	0	1	233	0.85	0.358	0	1
<i>ex</i>	113	0.549	0.5	0	1	233	0.541	0.499	0	1
<i>qty</i>	113	6.383	3.062	1	20	233	16.984	11.067	2	82
<i>period</i>	113	3.991	1.081	2	7	233	4.33	1.47	2	10
<i>soe</i>	113	0.159	0.368	0	1	233	0.502	0.501	0	1
<i>guarantee</i>	113	0.027	0.161	0	1	233	0	0	0	0
<i>call</i>	113	0.044	0.207	0	1	233	0.034	0.182	0	1
<i>put</i>	113	0.504	0.502	0	1	233	0.373	0.485	0	1
<i>d2a</i>	113	58.89	11.051	25.068	82.656	233	68.128	11.734	23.188	85.894

续表

变量	AA 级债券					AAA 级债券				
	样本数	均值	标准差	最小值	最大值	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>lqdratio</i>	113	2.084	1.578	0.034	11.407	233	1.027	0.596	0.146	4.476
<i>cashint</i>	113	1.186	3.76	-8.913	9.552	233	2.292	3.06	-8.955	9.912
<i>lnasset</i>	113	5.118	0.675	3.7	6.777	233	7.549	0.964	5.013	10.049
<i>lnncasset</i>	113	4.031	0.986	1.119	5.998	233	6.955	1.122	4.776	9.431
<i>gdp</i>	113	7.719	1.142	2.4	10.7	233	7.104	1.351	-2.5	9.9
<i>m2</i>	113	10.286	0.805	9.2	11.3	233	9.938	0.732	9.2	11.3

## 五、实证分析与检验

基于前文的背景与模型设定,本部分首先检验中证登公司新规的实施对 AA 级债券利差的影响,然后用对 AAA 级债券利差的检验进行对比,进一步说明结果的稳健性。

### (一) AA 级债券检验结果

表 3 给出了回归分析结果,其中第(1)列给出了仅仅包含市场虚拟变量、时间虚拟变量、交叉项的回归结果。由于债券的利差会受到其他因素影响,因此在后几列分别纳入了其他可能影响利差的因素的代理变量作为控制变量,包括债券要素、发债主体偿债能力、发债主体规模、宏观经济等方面。

表 3 新规对 AA 级债券利差影响检验结果

变量	(7)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>spread</i>	<i>spread</i>	<i>spread</i>	<i>spread</i>	<i>spread</i>	<i>spread</i>	<i>spread</i>
<i>time</i>	-1.522*** (-3.740)	-1.094*** (-2.832)	-1.440*** (-3.565)	-1.461*** (-3.622)	-1.314*** (-3.368)	-1.633*** (-3.823)	-1.069*** (-2.674)
<i>ex</i>	0.173 (0.774)	0.345 (0.957)	0.078 (0.350)	0.042 (0.179)	-0.109 (-0.481)	0.192 (0.858)	0.106 (0.293)
<i>time* ex</i>	0.639** (2.278)	0.730*** (2.756)	0.581** (2.110)	0.724** (2.589)	0.671** (2.521)	0.587** (2.066)	0.730*** (2.834)
<i>qty</i>		-0.043* (-1.894)					-0.053** (-2.009)
<i>period</i>		-0.051 (-0.797)					-0.012 (-0.183)

续表							
变量	( 7 ) <i>spread</i>	( 1 ) <i>spread</i>	( 2 ) <i>spread</i>	( 3 ) <i>spread</i>	( 4 ) <i>spread</i>	( 5 ) <i>spread</i>	( 6 ) <i>spread</i>
<i>soe</i>		-0.811 *** ( -4.154)					-0.747 *** ( -3.722)
<i>guarantee</i>		0.307 ( 0.687)					0.316 ( 0.641)
<i>call</i>		-0.360 ( -0.998)					-0.312 ( -0.863)
<i>put</i>		0.003 ( 0.008)					0.049 ( 0.154)
<i>d2a</i>			0.008 ( 1.201)		0.006 ( 0.819)		0.010 ( 1.444)
<i>lqdratio</i>			-0.082 ( -1.588)		-0.138 ** ( -2.404)		-0.070 ( -1.199)
<i>cashint</i>			0.012 ( 0.640)		0.018 ( 1.021)		0.022 ( 1.249)
<i>lnasset</i>				0.145 ( 1.021)	0.319 ** ( 2.002)		0.303 * ( 1.759)
<i>lnncasset</i>				-0.214 ** ( -2.171)	-0.334 *** ( -3.277)		-0.231 ** ( -2.204)
<i>gdp</i>						-0.089 ( -1.536)	-0.033 ( -0.507)
<i>m2</i>						-0.153 ( -0.666)	-0.185 ( -0.849)
常数项	4.006 *** ( 9.618)	4.117 *** ( 9.325)	3.709 *** ( 5.811)	4.075 *** ( 6.020)	3.605 *** ( 5.087)	6.254 *** ( 2.649)	5.008 ** ( 2.193)
季度效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
样本数	113	113	113	113	113	113	113
调整 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.263	0.396	0.296	0.283	0.352	0.268	0.442

注: \*\*\*、\*\*和\* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平,括号中是估计参数的 t 统计量。

从表 3 的回归结果可以看出,债券质押新规实施前后,交易所债券市场 AA 级债券和银行间债券市场 AA 级债券的发行利差变动有着较为显著的差异,并且基本在 5% 的显著性水平上为正。交易所债券市场的 AA 级债券,在新规实施前后发行的债券,其利差的变化相对于银行间债券市场的 AA 级债券,平均大约有 60 - 70 个基点的正向变

动。这意味着,新规实施之后,交易所债券市场上市的 AA 级债券由于不能质押,其利差水平相对于新规实施后依然可以质押的银行间债券市场 AA 级债券,有着较为显著的上升。

从上述结论的稳定性来看,控制变量的加入并没有改变关键变量的参数估计值符号,显著性水平也没有受到明显影响,说明实证检验的主要结论是稳定的。从控制变量的附带结果来看,国企发行的债券利差显著低于民企,并且在同时控制了企业偿债能力、企业规模等指标后依然显著,说明当债券评级为 AA 级时,中国债券市场对于发债主体的企业属性还是比较关注的,同样是 AA 级债券,国企的债券更加受到青睐。反映企业规模的非流动资产(Non-current asset)水平的估计值显著为负,显示市场对于规模较大的企业,特别是可以用来抵押和偿债的非流动资产规模较大的企业,有着一定的偏好。另外,部分模型中反映偿债能力的流动比率估计值也显著为负,这与直觉也是一致的。

## (二) AAA 级债券检验结果比较

作为对比,本文对 AAA 级债券做了同样的检验。这一检验的逻辑是,如果前一部分检验的结果并非由中证登公司的新规引起,而是由其他与交易所债券市场或者银行间债券市场有关的未能识别的因素引起,那么这个因素同样会影响 AAA 级债券的利差。如果 AAA 级债券检验的结果显示交叉项不显著,那么就可以更加确信地认为,债券的可质押属性会降低债券的利差,提高债券价格。表 4 给出了这个对比检验的结果。

表 4 新规前后 AAA 级债券利差变化比较检验

变量	(7) <i>spread</i>	(1) <i>spread</i>	(2) <i>spread</i>	(3) <i>spread</i>	(4) <i>spread</i>	(5) <i>spread</i>	(6) <i>spread</i>
<i>time</i>	-0.366*** (-3.364)	-0.394*** (-3.669)	-0.371*** (-3.477)	-0.355*** (-3.278)	-0.376*** (-3.546)	-0.055 (-0.239)	-0.055 (-0.253)
<i>ex</i>	-0.462*** (-3.186)	-0.171 (-0.815)	-0.419*** (-2.923)	-0.488*** (-3.327)	-0.481*** (-3.352)	-0.454*** (-3.149)	0.004 (0.018)
<i>time* ex</i>	0.097 (0.614)	0.110 (0.714)	0.079 (0.513)	0.129 (0.813)	0.139 (0.899)	0.079 (0.507)	0.125 (0.847)
债券条款	N	Y	N	N	N	N	Y
偿债能力	N	N	Y	N	Y	N	Y
规模	N	N	N	Y	Y	N	Y
宏观变量	N	N	N	N	N	Y	Y
季度效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
样本数	233	233	233	233	233	233	233
调整 $R^2$	0.238	0.283	0.264	0.245	0.281	0.247	0.361

注:\*\*\*、\*\*和\* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平,括号中是估计参数的 t 统计量。

从表 4 的回归结果可以看出,AAA 级债券在中证登公司出台新规后,交易所债券市场和银行间债券市场上的发行利差变化并没有显著差异,因此可以排除 AA 级债券体现出的差异是由其他市场总体的因素造成的。这进一步验证了 AA 级债券利差变化的差异,是由中证登公司出台的新规造成的,强化了前述检验的因果关系。对这一对比的实证分析,同样可以看控制变量的附带结果。在这个结果中,内含可回售条款的债券由于给了债券持有人一个提前回售的权利,因此提高了债券的价值,降低了利差。AAA 级国企债券与非国企债券相比,平均利差也较低,但差异程度低于 AA 级债券的差异,反映出评级较高的债券,市场对于企业属性的敏感度比评级较低的债券更弱,这可能是由于市场对国企发行的债券有着更高的隐性担保预期引起的。另外,作为(反向的)偿债能力指标的资产负债率,与利差有着显著的正相关关系,债券发行人所在省份 GDP 增长率与利差有负相关关系,这和直觉是一致的。另外,本文将两组数据结合,用三重差分的方式将 AA 级和 AAA 级债券放在一起进行了考察,结果显示三重交叉项的参数估计值在 10% 水平上显著,这一结果与前述 AA 级债券和 AAA 级债券比较的结果是一致的<sup>1</sup>。

### (三) 缩小时间段的检验结果

根据前文所述,降低发行地点选择的外生性与充足的样本量之间存在权衡取舍。前一部分的实证分析使用的数据样本量较多,但覆盖的时间段达到了新规实施后的 5 个月,不能排除少部分债券的发行人在准备发行时已经根据该规定选择了发行地点。为了降低来自这一因素对结果的干扰,本文进行了稳健性检验,即剔除了 8 月发行的债券后做了与前文相同的实证分析。这部分实证分析一共有 96 个 AA 级债券样本。表 5 给出了这个对比检验的结果。

表 5 1-7 月 AA 级债券利差变化稳健性检验

变量	(7) <i>spread</i>	(1) <i>spread</i>	(2) <i>spread</i>	(3) <i>spread</i>	(4) <i>spread</i>	(5) <i>spread</i>	(6) <i>spread</i>
<i>time</i>	-1.586 *** (-3.782)	-1.163 *** (-2.909)	-1.506 *** (-3.535)	-1.538 *** (-3.717)	-1.400 *** (-3.413)	-1.693 *** (-3.854)	-1.143 *** (-2.678)
<i>ex</i>	0.173 (0.758)	0.349 (0.926)	0.043 (0.185)	0.040 (0.166)	-0.161 (-0.671)	0.190 (0.829)	0.050 (0.129)
<i>time* ex</i>	0.760 ** (2.498)	0.847 *** (2.972)	0.671 ** (2.189)	0.878 *** (2.903)	0.789 *** (2.675)	0.694 ** (2.245)	0.834 *** (2.935)
债券条款	N	Y	N	N	N	N	Y
偿债能力	N	N	Y	N	Y	N	Y
规模	N	N	N	Y	Y	N	Y

<sup>1</sup> 限于篇幅,此处的回归结果没有放进正文,具体结果可以参阅本文的长版本。

							续表
变量	( 7 )	( 1 )	( 2 )	( 3 )	( 4 )	( 5 )	( 6 )
	<i>spread</i>	<i>spread</i>	<i>spread</i>	<i>spread</i>	<i>spread</i>	<i>spread</i>	<i>spread</i>
宏观变量	N	N	N	N	N	Y	Y
季度效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
样本数	96	96	96	96	96	96	96
调整 $R^2$	0.262	0.398	0.278	0.290	0.341	0.265	0.427

注: \*\*\*、\*\*和\* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平, 括号中是估计参数的 t 统计量。

同时, 本文在这一结果的基础之上, 继续缩小政策实施的时间窗口, 分别将样本区间设定在 1-4 月、1-5 月和 1-6 月进行实证分析。限于篇幅, 表 6 仅仅罗列在回归方程中加入所有控制变量的结果。

表 6 进一步缩短时间窗口的 AA 级债券利差变化稳健性检验

时间段 变量	1-6 月 <i>spread</i>	1-5 月 <i>spread</i>	1-4 月 <i>spread</i>
<i>time</i>	-1.213 ** (-2.630)	-1.234 ** (-2.580)	-1.571 *** (-2.993)
<i>ex</i>	0.264 (0.494)	-0.212 (-0.305)	-0.477 (-0.699)
<i>time* ex</i>	0.888 *** (2.778)	0.626 (1.516)	1.224 ** (2.429)
债券条款	Y	Y	Y
偿债能力	Y	Y	Y
规模	Y	Y	Y
宏观变量	Y	Y	Y
季度效应	Y	Y	Y
样本数	82	65	57
调整 $R^2$	0.401	0.452	0.522

注: \*\*\*、\*\*和\* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平, 括号中是估计参数的 t 统计量。

这一结果表明, 在缩小了样本时间段之后, 交叉项仍然为正, 虽然由于 5 月份在银行间债券市场发行的一支债券利差明显高于其他债券导致使用 1-5 月的样本估计的交叉项系数不显著, 但使用 1-4 月的样本估计的交叉项系数显著大于零且差异超过了 100 个基点, 显示出在新规实施后, 在交易所上市的 AA 级债券利差受到了明显的冲击, 这表明

了前述的结果并不是由新规实施后发债主体人为选择发行地点引起的,由新规本身导致债券利差增加的结论是稳健的。

#### (四) 新规实施后的平行趋势检验

前文指出,交叉项估计值无偏的前提条件是发行人不能在新规实施后策略性地改变其债券发行地。虽然本文已经将新规实施后的时间窗口进行了缩短,但为了进一步降低这一问题对结论稳健型的潜在影响,本文对新规实施后两个市场上发行的 AA 级债券利差进行了平行趋势检验。

具体而言,我们假定 4 月 7 日新规实施后,在 4 月 30 日前发行的债券,发行人完全没有临时改变发行市场的客观条件,因此 4 月的样本不存在策略性选择问题。我们引入表示新规实施前的时间段的虚拟变量 *pre* 和月份虚拟变量,以新规实施后到 4 月底之间这部分不存在策略性选择的样本为参照,将原来时间维度由单一的 *time* 变量进行区分,进一步分成由 *pre* 和一系列月份虚拟变量划分开的时间段,检验 5-8 月 AA 级债券在两个市场上发行的利差变化趋势是否有显著差异,如果没有显著差异,那么可以认为,债券发行人对发行市场的策略性选择没有对本文的结论产生显著影响。表 7 给出了平行趋势检验的结果。

表 7 平行趋势检验结果

变量	<i>spread</i>
<i>ex</i>	0.851 <sup>**</sup> (2.060)
<i>pre</i>	1.082 <sup>**</sup> (2.472)
<i>may</i>	0.162 (0.377)
<i>jun</i>	-1.337 <sup>**</sup> (-2.031)
<i>jul</i>	-1.698 <sup>**</sup> (-2.344)
<i>aug</i>	-1.818 <sup>**</sup> (-2.195)
<i>pre_ex</i>	-0.840 <sup>*</sup> (-1.973)
<i>may_ex</i>	-0.626 (-1.125)
<i>jun_ex</i>	0.380 (0.880)

续表

变量	<i>spread</i>
<i>jul_ex</i>	0.047 (0.111)
<i>aug_ex</i>	-0.659 (-1.496)
债券条款	Y
偿债能力	Y
规模	Y
宏观变量	Y
样本数	113
调整 $R^2$	0.438

注: \*\*、\*和\* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平,括号中是使用异方差稳健标准误计算的估计参数的 t 统计量。

从该结果上看,5-8 月虚拟变量与交易所虚拟变量的交叉项均不显著,说明在两个市场上发行的 AA 级债券的利差变化程度并没有随着时间的推移产生显著差异,在一定程度上降低了潜在的策略性选择对估计结果产生的偏差。

#### (五) 假定虚拟新规实施时间的安慰剂检验

为了进一步证明前文结果的稳健性,可以设定虚拟的新规实施时间窗口,并使用与前文一样的方法,检验在虚拟的新规实施时间窗口内,在交易所债券市场和银行间债券市场发行的 AA 级债券利差是否有显著差异,如果没有显著差异,则可以进一步确认前文实证分析结果的稳健性。

本文设定的虚拟时间窗口为 2015 年 4 月 7 日和 2016 年 4 月 7 日,选取的债券发行时间在 2015 年 1-8 月和 2016 年 1-8 月,分析方法与前文分析方法相同。结果表明,如果随机选择其他时间作为虚拟新规实施窗口期,并不能得到与前文相同的结果,因此前文结果通过了安慰剂检验,即在交易所债券市场和银行间债券市场上的债券发行利差变化差异是由中证登公司改变债券质押规则引起的<sup>1</sup>。

## 六、结论与政策建议

由于杠杆和价格的内生性,金融杠杆和资产价格之间的关系在实证上一直是一个难以回答的问题。本文基于 2017 年 1 月到 8 月证券交易所债券市场和银行间债券市场的

<sup>1</sup> 限于篇幅,此处的回归结果没有放进正文,具体结果可以参阅本文的长版本。



债券发行数据,对债券的可质押性与债券价格之间的关系进行了实证研究。实证结果表明,债券的可质押性对债券价格有显著影响,交易所债券市场在新规实施之后发行的 AA 级债券不能进入质押库进行质押,其平均的发行利差变化相对于依旧可以质押的银行间债券市场的 AA 级债券,差异有大约 60-70 个基点。

本文的政策含义非常明显。在 2008 年金融危机之后,各国金融监管机构都开始重视宏观审慎监管,其目的就在于防止风险在金融体系中过度积累。历史经验也表明,人类历史上大的金融危机(不论是 1929-1933 年的大萧条,还是 2008 年的金融危机)都是杠杆周期引起的,繁荣期的杠杆率上升往往会带来资产的泡沫,埋下金融危机和经济危机的种子。因此,杠杆率应该作为宏观审慎监管政策的核心工具。具体而言,政府应该实施反周期的杠杆率监控,在经济繁荣期要限制杠杆率的上升,在经济下行期则要防止杠杆率的过度下降,以防资产价格的暴跌和经济的紧缩。中证登公司对债券进入质押库资格的管理,实际上是控制债券市场杠杆的一种手段,从本文的实证结果来看,这一手段能够有效地影响债券价格,对防止杠杆率的增加带来债券价格的虚高有着重要的作用。

本文的研究对于货币政策也有重要的含义,由于资产合约实际上有两个维度:收益率(利率)和质押率,因此,理想的货币政策应该能够调节这两个维度。而各国的货币政策长期以来只关注利率,而忽略了质押率的调节,这导致了资产泡沫的产生。实际上,在 2008 年金融危机之前的杠杆周期中,利率基本上没有大的变化,资产价格的波动基本上是由杠杆率的变化导致的。货币政策中如何纳入资产杠杆率方面的考虑是一个前沿的研究课题(Ashcraft et al. 2011)。

中国金融市场近三年来已经发生过两次资产杠杆引发的问题:2015 年的股市大幅下跌和 2018 年的股权质押问题,这充分说明了杠杆在金融稳定和宏观审慎监管中的重要性;因此,监控杠杆(资产杠杆、金融机构的杠杆和金融体系的杠杆)应该成为中国宏观审慎监管和货币政策的重要工具。

## 参考文献

- [1] 马勇和陈雨露 2013,《宏观审慎政策的协调与搭配:基于中国的模拟分析》,《金融研究》第 8 期,第 57-69 页。
- [2] 马勇和陈雨露 2017,《金融杠杆、杠杆波动与经济增长》,《经济研究》第 6 期,第 31-45 页。
- [3] 马勇、田拓、阮卓阳和朱军军 2016,《金融杠杆、经济增长与金融稳定》,《金融研究》第 6 期,第 37-51 页。
- [4] 董中文、范从来、朱辰和张炜 2017,《金融审慎监管与货币政策的协同效应——考虑金融系统性风险防范》,《金融研究》第 3 期,第 16-32 页。
- [5] 王爱俭和王璟怡 2014,《宏观审慎政策效应及其与货币政策关系研究》,《经济研究》第 4 期,第 17-31 页。
- [6] 汪莉和陈诗一 2015,《政府隐性担保、债务违约与利率决定》,《金融研究》第 9 期,第 66-81 页。
- [7] 王永钦、陈映辉和杜巨澜 2016,《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》,《经济研究》第 11 期,第 96-109 页。
- [8] Adrian, T. and H. Shin, 2008, "Liquidity and Financial Cycles", BIS Working Paper, No. 256.
- [9] Adrian, T. and H. Shin, 2010, "Liquidity and Leverage", *Journal of Financial Intermediation*, 19(3): 418-437.
- [10] Ashcraft, A., Garleanu, N. and L. Pedersen, 2011, "Two Monetary Tools: Interest Rates and Haircuts", *NBER*

- Macroeconomics Annual* ,25( 1) : 143 ~ 180.
- [11] Bian , J. , Z. He , K. Shue and H. Zhou , 2018 , “Leverage – induced Fire Sales and Stock Market Crashes” , NBER Working Paper , No. 25040.
- [12] Cecchetti S. and E. Kharroubi , 2012 , “Reassessing the Impact of Finance on Growth” , *BIS Working Papers* , No. 381.
- [13] Chen , L. , D. Lesmond and J. Wei , 2007 , “Corporate Yield Spreads and Bond Liquidity” , *Journal of Finance* , 62 ( 1) : 119 – 149.
- [14] Chen , H. , Z. Chen , Z. He , J. Liu and M. Xie , 2018 , “Pledgeability and Asset Prices: Evidence From the Chinese Corporate Bond Markets” , MIT , Working paper.
- [15] Collin – Dufresne , P. and R. Goldstein , and J. Martin , 2001 , “The Determinants of Credit Spread Changes” , *Journal of Finance* , 56( 6) : 2177 ~ 2207.
- [16] Dable – Norris , E. and N. Srivisal , 2013 , “Revisiting the Link Between Finance and Macroeconomic Volatility” , IMF Working Papers , 13( 29) .
- [17] Dang , T. V. , G. Gorton and B. Holmström , 2015 , “The Information Sensitivity of a Security” , Working Paper , Yale University.
- [18] Fostel , A. and J. Geanakoplos , 2008 , “Leverage Cycles and the Anxious Economy” , *American Economic Review* , 98 ( 4) : 1211 ~ 1244.
- [19] Fostel , A. and J. Geanakoplos , 2012a , “Tranching , CDS and Asset Prices: How Financial Innovation Can Cause Bubbles and Crashes” , *American Economic Journal: Macroeconomics* , 4( 1) : 190 ~ 225.
- [20] Fostel , A. and J. Geanakoplos , 2012b , “Why Does Bad News Increase Volatility and Decrease Leverage?” *Journal of Economic Theory* , 147( 2) : 501 ~ 525.
- [21] Fostel , A. and J. Geanakoplos , 2015 , “Leverage and Default in Binomial Economies: A Complete Characterization” , *Econometrica* , 83( 6) : 2191 ~ 2229.
- [22] Garleanu , N. and Pedersen , L. H. , 2011. Margin – based Asset Pricing and Deviations from the Law of One Price. *Review of Financial Studies* , 24( 6) : 1980 ~ 2022.
- [23] Geanakoplos , J. , 1996 , “Promises , Promises” Cowles Foundation Discussion Paper , No. 1143.
- [24] Geanakoplos , J. , 2003 , “Liquidity , Default , and Crashes , Endogenous Contracts in General Equilibrium” in *Advances in Economics and Econometrics: Theory and Applications II* , Published by Cambridge University Press , pp. 170 ~ 205.
- [25] Geanakoplos , J. , 2010 , “The Leverage Cycle” in *NBER Macroeconomics Annual* , Eds. by Acemoglu , D. , Kenneth Rogoff and Michael Woodford , University of Chicago Press , pp. 1 ~ 65.
- [26] Geanakoplos , J. and W. Zame , 2014 , “Collateral Equilibrium I: a Basic Framework” , *Economic Theory* , 56( 3) , pp. 443 ~ 492.
- [27] Gorton , G. and A. Metrick , 2012 , “Securitized Banking and the Run on Repo” , *Journal of Financial Economics* , 104 ( 3) : 25 ~ 451.
- [28] Gorton , G. and A. Metrick , 2013 , “The Federal Reserve and Panic Prevention: the Roles of Financial Regulation and Lender of Last Resort” , *Journal of Economic Perspectives* , 27( 4) pp. 45 ~ 64.
- [29] Hansman , C. , H. Hong , W. Jiang , Y. Liu and J. Meng , 2018 , “Riding the Credit Boom” , Working Paper.
- [30] Korinek , A. and A. Simsek , 2016 , “Liquidity Trap and Excessive Leverage” , *American Economic Review* , 106( 3) : 699 ~ 738.
- [31] Manganelli , S. and A. Popov , 2015 , “Financial Development , Sectoral Reallocation , and Volatility: International Evidence” , *Journal of International Economics* , 96( 2) : 323 ~ 337.
- [32] Mian , A. and A. Sufi , 2009 , “The Consequences of Mortgage credit Expansion: Evidence from the US. Mortgage Default Crisis” , *Quarterly Journal of Economics* , 124( 4) : 1449 ~ 1496.

- [33] Mian, A. and A. Sufi, 2010, "Household Leverage and the Recession of 2007 – 09", *IMF Economic Review*, 58(1): 74 ~ 117.
- [34] Mian, A. and A. Sufi, 2011, "House Prices, Home Equity – based Borrowing, and the US Household Leverage Crisis", *American Economic Review*, 101(5): 2132 ~ 2156.

## How Leverage Affects Asset Prices: Evidence from a Natural Experiment in China's Bond Markets

WANG Yongqin XU Hongxun

(School of Economics, Fudan University)

**Summary:** Asset leverage has been the focus of academic research since the recent global financial crisis, and deleveraging has been at the heart of policy discussion. Leveraging and deleveraging are associated with the rise and fall of asset prices.

In the modern financial system, collateral – based financial markets and monetary markets have become increasingly important. Investors can use their assets as collateral to borrow money. For instance, if a haircut is 20%, they can borrow an amount equal to 80% of the asset value (here  $\text{Loan} = \text{Value} \times (1 - \text{Haircut})$ , or  $\text{LTV} = 80\%$ ). Generally, for an asset, the following holds:  $\text{leverage} = 1 / (1 - \text{LTV}) = 1 / \text{haircut}$ . The haircut reflects the lender's fear that the value of the collateral will fall in the future. The greater the fear, the higher the haircut, hence the leverage will be lower.

Leverage theory à la Geanakoplos shows that an increase in leverage will increase the asset price, because higher leverage better reflects optimism about the price; while due to short – sale constraints, the pessimistic view cannot be incorporated in the price. Leverage – induced boom – bust cycles lead to a fragile financial system and a volatile economy. Leverage cycles are a recurring historical phenomenon. Margin finance in the stock and housing markets is related to the Great Depression of 1929 – 1933 and the Great Recession following the 2008 financial crisis, respectively. China's stock market crash of 2015 is also related to margin finance.

Although theory and history both have shown the importance of the leverage cycle, due to the endogeneity of leverage and asset prices in the financial system, it is notoriously hard to establish the causal effect of leverage on asset prices. This study is the first to exploit a natural experiment in China's bond markets in which the same type of bonds traded in both the inter – bank market and the exchange has differential regulatory margin requirements. It exploits this experiment to identify the causal effect of leverage by using data on bonds issued from January 2017 to August 2017 in these two markets.

The study makes the following contributions. First, it is among the first to use a natural experiment to identify the causal effects of leverage on asset prices. Second, it sheds light on the market microstructure in the bond market; third, it sheds light on macro – prudential regulation and monetary policy.

The natural experiment is as follows. The China Securities Depository and Clearing Corporation Limited (CSDC) is in charge of the registration, depository, and clearing of bonds listed on the exchange, while the Shanghai Clearing House is in charge of those listed in the inter – bank market. On April 7<sup>th</sup>, 2017, the CSDC

adjusted the pledging qualification for corporate bonds and removed from the collateral basket all corporate bonds listed on the exchange with a rating below AAA. This change only affected bonds issued after April 7<sup>th</sup>, 2017.

In this context, this paper tries to show that the change in spreads of AA bonds listed on the exchange is significantly larger than those listed on the inter-bank bond market.

The main idea is to exploit this new regulation as a natural experiment, thus the AA bonds listed on the exchange are taken as the treatment group and those in the inter-bank bond market as the control group. Using a difference-in-differences methodology, we test whether the collateral requirement (hence leverage) caused a change in price. The sample is the AA bonds issued on the exchange (including both the Shanghai and Shenzhen Stock Exchanges) between January and August 2017.

The paper finds that leverage can increase the price of a bond by as much as 70 basis points. This finding is consistent with theoretical predictions, and is robust to tests with different time windows for the new regulation and to placebo tests. This paper also tests for parallel trends to see whether companies in the sample strategically choose the venue of issuance, and finds that potential strategic shopping does not affect the results.

The paper thus establishes the causal effect of leverage on asset prices. It has important implications for financial markets and monetary policy. For a long time, economists and central bankers have regarded interest rates as the most important variable in the economy. However, in the modern collateral-based financial system, leverage is sometimes more important. In terms of monetary policy, central banks have never regarded leverage as a tool, and this neglect has caused the failure of interest rate-based monetary policy and the recurrence of leverage cycles. An ideal monetary policy should take both leverage and interest rates into account.

**Keywords:** Collateral, Leverage, Macro-prudential Policy, Monetary Policy

**JEL Classification:** E63, G12, G18

(责任编辑: 王 鹏) (校对: WH)