

中国借贷便利工具有效性研究

——来自银行信贷投放的证据

邓 伟 欧阳志刚 杨国超 肖 赛*

摘 要: 本文基于中国银行业数据, 利用双重差分法考察借贷便利工具对商业银行贷款投放的影响及其作用机制。研究发现: 借贷便利工具可以通过商业银行合格担保品渠道发挥作用, 显著提高了商业银行的贷款投放规模, 且这一作用随着时间的推移不断增强。本文的研究发现首次证实了我国借贷便利工具可以通过商业银行合格担保品渠道发挥信贷促进作用, 为我国借贷便利工具的有效性提供了全新的实证证据, 对于完善我国借贷便利操作具有重要启示。

关键词: 借贷便利; 合格担保品; 贷款规模

DOI: 10. 13821/j. cnki. ceq. 2022. 06. 07

一、引 言

在经济新常态背景下, 我国央行创设了以常备借贷便利 (SLF) 和中期借贷便利 (MLF) 为代表的一系列借贷便利工具, 以支持银行信贷合理增长 (邓伟和袁小惠, 2016)。作为一种创新型的货币政策工具, 与法定存款准备金率、存贷款基准利率等传统货币政策工具会对所有商业银行产生全局影响不同, 借贷便利工具的运用以商业银行等金融机构提供合格担保品为条件, 已经成为经济新常态下我国央行货币政策工具箱中的主流工具。以中期借贷便利为例, 2014 年和 2015 年创设初期, 中期借贷便利年末余额分别为 6 645 亿元和 6 658 亿元; 而在 2016—2018 年间, 中期借贷便利年末余额分别快速增长至 34 573 亿元、45 215 亿元和 49 315 亿元, 占央行对其他存款性公司债

* 邓伟、肖赛, 中南财经政法大学会计学院; 欧阳志刚, 中南财经政法大学金融学院; 杨国超, 中南财经政法大学会计学院、收入分配与现代财政学科创新引智基地。通信作者及地址: 杨国超, 湖北省武汉市东湖新技术开发区中南财经政法大学文泉楼, 430073, 电话: 17786555832; E-mail: yang.guochao@outlook.com。本文曾获得“第二届香樟金融学论坛”优秀论文三等奖, 同时作者感谢国家自然科学基金重点项目 (22AGL013)、国家自然科学基金 (71973044、71702192)、中央高校基本科研业务费优秀青年创新团队建设项目 (2722022BY015) 及高等学校学科创新引智基地项目 (B20084、B21038) 的支持。感谢“第十九届中国青年经济学者论坛”“第二届香樟金融学论坛”点评专家、晏超博士以及匿名审稿人的意见和建议, 文责自负。

权的比重超过40%。更为重要的是,2019年8月中国人民银行决定改革完善贷款市场报价利率(LPR)形成机制,明确指出LPR与中期借贷便利(MLF)利率直接挂钩,并要求各银行在新发放的贷款中主要参考LPR定价。因此,考察我国借贷便利工具的政策效果具有重大的现实意义。

作为一种创新型的货币政策工具,借贷便利工具是中央银行向商业银行等金融机构提供基础货币的重要方式,通过直接影响商业银行的资产负债表发挥政策调控作用(Adrian and Shin, 2009; 彭俞超和方意, 2016)。事实上,自20世纪八九十年代以来,尤其是在美国次贷危机和全球金融危机爆发以后,借贷便利工具被许多国家的中央银行所运用,但其往往被当作一种临时性的微调工具,主要发挥对金融机构的流动性救助作用。与美联储等中央银行在全球金融危机期间推出的借贷便利工具相比,我国在经济新常态背景下创设的借贷便利创新工具肩负着更重要的使命。我国创设的借贷便利工具并不是一种临时性的救助工具,而是被央行定位为正常的货币政策工具,已发展成为我国货币政策工具箱中的常化工具,承担着向商业银行等金融机构提供基础货币并支持信贷合理增长等重要任务。由此而提出的问题是:我国借贷便利创新工具能够发挥促进商业银行贷款投放的作用吗?

从国外的现实情况和研究结论来看,由于缺乏较好的因果关系识别策略,借贷便利工具能否对商业银行的贷款投放产生有效的影响仍然存在较大的争议。部分研究得出,借贷便利工具能够有效缓解商业银行的流动性并促进贷款投放(Covitz *et al.*, 2013; Berger *et al.*, 2017),但部分学者则认为,在危机的背景下,商业银行因担心使用借贷便利工具会释放财务脆弱的信号而避免使用借贷便利工具,即借贷便利的污名效应会使其失效(Bernanke, 2009; Armantier *et al.*, 2015)。

本文基于我国央行创设借贷便利工具这一准自然实验,手工搜集2009—2017年中国银行业100家商业银行的年报等数据,以借贷便利工具的运用需要提供合格担保品这一独特要求为切入点,通过构造对照组和实验组并借助双重差分法,对我国借贷便利工具能否对商业银行的贷款投放产生有效影响这一问题进行科学论证。本文的创新之处可以概括为:(1)利用双重差分法对我国借贷便利工具的政策效果进行了科学识别;(2)论证了借贷便利工具可以对商业银行贷款投放产生显著的促进作用,证实了孙国峰和段志明(2016)的理论推断;(3)从商业银行合格担保品的视角证实了央行借贷便利操作作用机制的有效性,丰富了王永钦和吴娴(2019)、侯成琪和黄彤彤(2020)、郭晔和房芳(2021)以及黄振和郭晔(2021)关于我国借贷便利工具传导机制的研究,为我国借贷便利工具的有效性及其作用机制提供了全新的实证证据。

二、制度背景、相关研究与研究假说

（一）制度背景

1. 国际经验

作为一种货币政策工具，借贷便利工具被全球大多数中央银行所使用，主要包括美联储、欧央行、英格兰银行、日本银行、加拿大央行、新加坡金管局以及新兴市场经济体中的俄罗斯央行、印度储备银行等，其中美联储和欧央行在借贷便利工具的运用方面最值得关注。

2007年美国次贷危机爆发以后，美国的银行系统出现了明显的流动性问题，为此美联储对以贴现窗（discount window）为代表的借贷便利工具进行了改革。在正常市场环境中，贴现窗工具的主要目的在于向出现流动性困难的银行提供短期融资，且创设之初的利率低于联邦基金利率。考虑到该补贴利率可能会导致银行等金融机构向央行过度负债，美联储于2003年对贴现窗工具进行了改革，将利率调整为高于联邦基金利率的惩罚利率，并要求申请贴现窗借款的银行必须满足无法从其他渠道获得融资的条件。但在次贷危机和全球金融危机爆发的背景下，银行担心申请这类借贷便利会释放出财务脆弱的信号，这使得贴现窗工具难以得到银行的响应，正如时任美联储主席本·伯南克（Ben Bernanke）指出，银行系统表现出了避免使用贴现窗工具的现象，即贴现窗污名效应（DW stigma）（Bernanke, 2009）。即使在美联储对贴现窗工具进行了一系列的改革后，如降低利率、延长期限等，也仍然难以消除这一污名效应，贴现窗工具因此被认为难以发挥作用。为此，美联储后续又推出了定期拍卖便利（TAF）、一级交易商信贷便利（PDCF）、定期证券借贷便利（TSLF）等多种借贷便利工具，这些借贷便利工具虽针对不同的金融市场，但仍然主要发挥临时性的救助作用，随着危机的好转均退出了市场。

除美联储推出的借贷便利工具外，欧央行也在全球金融危机的背景下推出了多种借贷便利工具，其中以长期再融资操作（LTRO）和定向长期再融资操作（TLTRO）最引人关注。2008年全球金融危机爆发后，金融机构长期流动性不足问题突显，商业银行的贷款投放面临较大约束。为此，欧央行先后实施了长期再融资操作（LTRO）和定向长期再融资操作（TLTRO），以此向金融机构提供中长期的低息资金，鼓励金融机构向实体经济提供贷款。与美联储在危机期间推出的贴现窗等借贷便利工具相比，尽管欧央行的借贷便利工具也是在全球金融危机爆发的背景下推出的，但欧央行的借贷便利期限更长，且被作为更为常规的货币政策工具长期使用，发挥着促进信贷增长

等多种重要作用。

2. 中国实践

我国正处于经济转型期,但由于多种原因货币政策的传导机制运行不畅,这导致许多传统的货币政策工具难以发挥预期的效果。进入经济新常态后,即使是在银行体系流动性总体宽裕的情况下,2013年我国银行体系仍然出现了“钱荒”事件和货币市场利率回滞现象,这表明公开市场操作和再贷款等货币政策工具已无法完全适应中央银行流动性管理的需要(孙国峰和蔡春春,2014)。因此,探索创新型的货币政策工具以更好地适应经济新常态背景下货币政策调控的需要和经济高质量发展显得十分紧迫。2013年以来,我国央行借鉴国际经验对货币政策工具进行了创新,最值得关注的是创设了一系列借贷便利工具,包括常备借贷便利(SLF)、中期借贷便利(MLF)、抵押补充贷款(PSL)以及定向中期借贷便利(TMLF)等。在央行网站上,借贷便利创新工具与公开市场操作、法定存款准备金等传统货币政策工具并排列示,定位于成为央行货币政策工具箱中的主流工具。

在我国多种借贷便利工具中,抵押补充贷款(PSL)的实施对象仅限于开发性金融机构和政策性银行,并不针对商业银行,而定向中期借贷便利(TMLF)的创设时间较晚(2018年12月),由于本文目的在于考察借贷便利工具对商业银行贷款投放的影响,因此我们仅需关注常备借贷便利和中期借贷便利。常备借贷便利工具(SLF)创设于2013年年初,是央行正常的流动性供给渠道,主要功能是满足金融机构期限较长的大额流动性需求,期限包括隔夜、7天、1个月、3个月等,对象基本覆盖所有存款金融机构。中国人民银行于2015年2月11日宣布在全国推广分支机构常备借贷便利,向符合条件的中小金融机构提供短期流动性支持。常备借贷便利以质押方式发放,合格担保品主要包括高信用评级的债券类资产及优质信贷资产。中期借贷便利(MLF)创设于2014年9月,是中央银行提供中期基础货币的货币政策工具,操作期限通常为3个月、6个月、12个月。中期借贷便利采取质押方式发放,对象为符合宏观审慎管理要求的商业银行与政策性银行,要求提供国债、央行票据、政策性金融债、高等级信用债等优质债券作为合格担保品。

总之,从创设背景来看,我国借贷便利工具是在经济新常态背景下创设的,是一种常态化的常规货币政策工具,并非危机下的临时性工具;从实施规模来看,借贷便利工具已经成为我国央行向商业银行提供基础货币的重要手段;从政策定位来看,不同于美联储的贴现窗等工具,我国借贷便利工具承担着支持货币信贷合理增长等更重要的使命。

(二) 相关研究

借贷便利工具在美国次贷危机以及全球金融危机爆发后被大量使用,但其能否有效影响商业银行的信贷规模仍然存在争议。次贷危机爆发后,美国

的资产支持商业票据市场 (ABCP) 出现了明显的挤兑现象, 美联储为此推出了资产支持商业票据货币市场共同基金流动性便利工具 (AMLF), 以缓解市场的恐慌情绪, 防止资金出逃 (Covitz *et al.*, 2013)。Duygan-Bump *et al.* (2013) 对 AMLF 的效果研究发现, 该借贷便利类工具可以改善资产支持商业票据市场的流动性, 对于防止货币市场共同基金的资金流出具有显著作用。Berger *et al.* (2017) 对美联储的贴现窗工具 (DW) 和定期拍卖便利 (TAF) 的效果研究后发现, 这两种工具对商业银行的贷款投放均具有正向促进作用。与美联储的借贷便利工具相比, 欧央行推出的长期再融资操作 (LTRO) 期限更长, LTRO 对银行贷款投放具有积极作用 (Andrade *et al.*, 2019)。然而也有研究认为, 由于银行可以通过其他渠道获得成本更低的资金, 美联储的定期拍卖便利工具 (TAF) 对于商业银行而言并没有吸引力 (Armantier *et al.*, 2008), 因此难以发挥改善银行流动性和促进贷款增长的作用。Armantier *et al.* (2015) 通过对金融危机期间美国商业银行定期贴现窗工具 (TDW) 和定期拍卖便利 (TAF) 的实施效果研究发现, 由于商业银行担心使用贴现窗工具会被外界认为是财务脆弱的表现从而避免使用贴现窗工具, 即贴现窗污名效应导致这类工具难以发挥改善商业银行流动性以及贷款投放的作用。此外, Helwege *et al.* (2017) 认为, 作为贴现窗工具的补充和改进, 美联储后续推出的定期拍卖便利 (TAF)、一级交易商信贷便利 (PDCF) 和定期证券借贷便利 (TSLF) 等工具对于商业银行贷款的促进作用也十分有限。

对于我国借贷便利工具, 现有研究大多处于理论探索阶段。孙国峰和蔡春春 (2014) 认为, 当货币市场利率上升突破合理水平时, 中央银行可通过常备借贷便利工具投放流动性, 改善融资的可获得性。通过构建商业银行两部门决策的理论模型, 孙国峰和段志明 (2016) 对央行政策利率的传导机制进行理论分析得出, 央行的借贷便利政策利率可以对商业银行的贷款规模产生有效的影响。余振等 (2016) 运用事件分析法考察抵押补充贷款的实施效果得出, 抵押补充贷款在部分实施阶段能有效降低中期利率水平, 但在个别阶段效果相对较小且不稳定。欧阳志刚和薛龙 (2017) 使用面板数据货币组合 FAVAR 模型, 研究了多种货币政策工具对微观企业的定向调节效应得出, 常备借贷便利和中期借贷便利均能对微观企业产生一定的影响, 且效果依赖于企业的特征。元惠萍等 (2018) 基于变系数随机波动 VAR 模型研究了常备借贷便利对货币市场利率的影响, 发现常备借贷便利对货币市场利率的影响具有时变性, 当市场流动性问题是由流动性传导不畅导致的局部流动性问题时, 调整常备借贷便利利率能对流动性起到引导作用。潘敏和刘姗 (2018) 运用 EGARCH 模型检验了借贷便利工具操作对短期货币市场利率走势及其波动率的影响后发现, 常备借贷便利工具能较好地引导货币市场利率走势、平抑市场利率波动, 而中期借贷便利有助于减小市场利率波动, 但并未有效地引导市场利率下降。王永钦和吴娴 (2019) 基于 2018 年 6 月 1 日中国人民

银行扩大中期借贷便利担保品范围这一准自然实验,从债券定价的角度考察了中期借贷便利的作用机制,研究发现提高新增担保品债券的抵押率可以显著降低这些债券的平均利差,这表明中期借贷便利可以通过债券市场担保品渠道发挥作用。侯成琪和黄彤彤(2020)构建包含银行间市场的DSGE模型对借贷便利工具的传导机制和传导效果研究发现,借贷便利工具可以通过引导贷款市场定价和流动性效应两个渠道影响商业银行融资的可获得性。郭晔和房芳(2021)以及黄振和郭晔(2021)则分别利用央行扩大中期借贷便利担保品范围和创设货币政策担保品管理框架这两个准自然实验,从企业的视角研究了借贷便利工具对企业融资成本的影响,研究发现基于借贷便利工具的央行担保品政策有助于降低企业的融资成本。

从以上的研究结论可以看出,尽管国外借贷便利工具的推出时间较早,但借贷便利工具能否对商业银行的贷款投放产生有效的促进作用尚无定论,且国外的借贷便利工具在实施背景、政策定位等方面与我国存在较大的差异,国外相关研究结论缺乏借鉴作用。国内对于借贷便利工具能否有效促进商业银行的贷款投放尚无实证研究。因此,本文对我国借贷便利工具能否有效促进商业银行的贷款投放进行科学的论证,并分析和检验其中的作用机制。

(三) 研究假说

与我国传统的货币政策工具相比,借贷便利工具属于一种基于担保品的创新工具,商业银行借贷便利的获取需要向中央银行质押合格担保品。概括而言,我国借贷便利工具在实施背景、政策定位、利率设定等多方面均具有优势,这有利于其政策效果的有效发挥,可以有效扩大商业银行的贷款投放规模,具体分析如下。

第一,从作用机制来看,借贷便利工具的创设使得商业银行可以通过质押合格担保品的方式从央行获得大规模的基础货币,因此,借贷便利工具发挥了类似定向降准的作用,有利于商业银行增加贷款投放。借贷便利工具创设前,尽管商业银行可以通过再贷款等方式从央行借款,但是再贷款往往采取信用贷款的方式发放(黄振和郭晔,2021),带有流动性救助甚至贴现窗污名的属性,因此实施频率低、规模小,难以对商业银行的贷款投放产生实质性的影响(孙国峰和段志明,2016)。而借贷便利工具的创设使得商业银行可以通过质押合格担保品的方式从央行获得大规模的基础货币,直接增加了商业银行的可贷资金,发挥类似降准的作用,促进其贷款的发放。从我国商业银行的贷款决策来看,央行向商业银行提供期限较长的中期借贷便利,这部分资金直接进入商业银行的资产负债部用于发放贷款,从而对商业银行的贷款投放起到直接的促进作用(孙国峰和段志明,2016)。

第二,从合格担保品规模来看,我国商业银行持有大量合格担保品,这保证了借贷便利的大规模实施,从而发挥对商业银行贷款投放的促进作用。

借贷便利的实施需要商业银行提供合格担保品作为质押，因此合格担保品的规模直接影响着借贷便利的实施规模及政策效果。我国借贷便利的合格担保品主要是国债及地方政府债券、央行票据、政策性金融债券等高信用等级的债券，而我国商业银行持有大量债券，且其中合格担保品的占比较高。商业银行不仅是我国债券市场上的第一大机构投资者，同时债券资产也是我国商业银行仅次于贷款的第二大资产。债券投资占商业银行总资产的平均比重接近20%，且呈现出持续增长的趋势。就本文样本而言，商业银行的债券资产中属于合格担保品的比重较高，2011—2013年间，国债及地方政府债券的平均占比接近40%，政策性金融债券的平均占比也有13.04%。

第三，从借贷便利的利率来看，我国央行的借贷便利利率较低，有利于吸引商业银行主动获取借贷便利从而增加贷款投放。为了防止商业银行等金融机构过度负债，美联储在次贷危机和金融危机期间推出的借贷便利利率高于市场利率，这在很大程度上削弱了借贷便利工具的吸引力（Armantier *et al.*, 2008）；而我国央行的借贷便利利率体现央行合意的利率水平，承担着降低社会融资成本的任务。研究表明，中期借贷便利对于降低债券市场利差具有显著的促进作用（王永钦和吴娴，2019），借贷便利工具可以通过引导贷款市场定价和流动性效应两个渠道影响商业银行融资的可获得性（侯成琪和黄彤彤，2020）。与同业拆借利率相比，向央行申请借贷便利的期限较长，且具有一定的成本优势，这有助于吸引商业银行使用借贷便利工具从而促进贷款投放。

第四，从商业银行的参与意愿来看，我国商业银行对借贷便利的参与度较高，有效避免了贴现窗污名效应。与美联储推出的贴现窗、定期拍卖便利等定位于危机期间的临时性、救助性功能不同，我国借贷便利工具是在经济新常态背景下创设的，是央行正常的流动性供给渠道，有利于提高商业银行对该工具的使用意愿，有效避免了贴现窗污名效应。由于借贷便利的申请由商业银行主动发起，危机背景下商业银行因担心这一行为会释放财务脆弱的信号而避免使用该工具（Armantier *et al.*, 2015）。而在我国经济新常态背景下，央行将借贷便利工具定位于正常的流动性供给渠道，是货币政策工具箱中的常态化工具，这一定位消除了借贷便利工具可能带来的贴现窗污名效应，提高了商业银行的使用意愿。对于本文研究的商业银行样本，在借贷便利工具创设后，2014—2017年间，商业银行向中央银行的借款规模增长了近3倍，且其中大部分是借贷便利，因此借贷便利工具可以有效地促进商业银行贷款投放。基于此，本文提出如下研究假说。

研究假说 借贷便利创新工具可以显著促进商业银行贷款投放。

三、研究数据与研究设计

(一) 数据样本

本文选取2009—2017年中国银行业数据进行研究,通过手工搜集银行年报的方法获取商业银行持有的合格担保品以及贷款发放等数据,宏观经济指标以及银行层面的其他指标主要来源于中国人民银行、BankScope数据库和CSMAR数据库等。本文选取可以获取年报的样本银行100家,其中大型商业银行6家、股份制商业银行12家、城市商业银行53家、农村商业银行19家以及外资银行10家。为消除极端值影响,回归前对所有连续变量进行上下1%分位数的缩尾处理。

(二) 研究设计

1. 研究模型

本文利用借贷便利工具创新这一准自然实验,使用双重差分法(DID)对我国借贷便利工具的作用进行识别和研究。需要指出的是,以中期借贷便利为代表的借贷便利创新工具,是中国人民银行根据国内外经济与金融发展形势并借鉴国际经验创设的。货币政策创新工具的创设取决于央行,其政策制定具有很强的独立性,对于本文的商业银行样本而言,借贷便利创新工具的创设是外生事件。因此,借贷便利创新工具的创设是一个难得的准自然实验。本文的计量模型(1)如下,且回归标准误在银行层面进行了聚类调整:

$$Bank_{it} = \alpha + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \beta_2 X_{it} + YearFE + FirmFE + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

其中, i 表示商业银行个体, t 表示年份, $Bank_{it}$ 是待研究的银行变量,主要包括商业银行贷款规模等指标。 $Treat_i$ 是银行分组虚拟变量,当银行处于实验组时该变量取值为1,而当银行处于对照组时该变量取值为0。 $Post_t$ 是政策实施年份虚拟变量,当样本观测值处于借贷便利工具创设起始年及以后,取值为1,否则取值为0。 X_{it} 为相关的控制变量, $FirmFE$ 表示银行个体固定效应, $YearFE$ 表示年份固定效应, ϵ_{it} 为随机扰动项。

2. 识别策略

为了识别出借贷便利工具的作用,本文以2014年作为政策起始年。这是因为2014年是我国借贷便利工具集中实施的起始年。我国借贷便利工具包括常备借贷便利、中期借贷便利、抵押补充贷款以及定向中期借贷便利四种,但抵押补充贷款的实施对象仅限于开发性金融机构和政策性银行,商业银行被排除在外,而定向中期借贷便利于2019年才首次实施,不在本文研究的样本期间之内,因此本文的借贷便利工具实质上只包含常备借贷便利和中期借贷便利。对于中期借贷便利,其创设和实施起始年为2014年,而对于常备借

贷便利而言，其首次实施于2013年下半年，但该年的实施规模和范围较小、期限较短、对象较少，对该年造成的影响较小。

本文以商业银行持有合格担保品的占比构造实验组和对照组。从国外的研究来看，利用商业银行个体层面的借贷便利数据可以较好地识别借贷便利对个体商业银行的影响（Duygan-Bump *et al.*, 2013），但我国央行并没有对个体商业银行使用借贷便利的数据进行公布，商业银行个体层面也只有少数在年报里披露该信息。这一关键数据的不可获得使得我们需要借助其他方法来识别借贷便利工具对商业银行的影响程度。由于常备借贷便利和中期借贷便利的使用均需要商业银行提供合格担保品，因此我们基于这一前提，以商业银行持有的合格担保品占比高低作为划分实验组和对照组的依据。这一识别策略的优势在于，与传统的存贷款基准利率等货币政策工具以及定向降准等结构性货币政策工具不同，我国央行利用借贷便利创新工具向商业银行提供贷款时，需要以商业银行提供合格担保品为条件，基于这种独特要求设计的实验组和对照组具有针对性，可以准确地衡量借贷便利工具的作用。此外，对于再贷款、再贴现、公开市场操作等可能造成效果干扰的货币政策工具，虽然也与商业银行持有的合格担保品相关，但通过双重差分可以消除其影响。¹这是因为，再贷款往往采取信用贷款的方式发放（黄振和郭晔，2021），带有流动性救助的性质，因此实施频率低、规模小，难以对商业银行的贷款投放产生实质性的影响（孙国峰和段志明，2016）。而再贴现是中央银行通过买进在央行开立账户的银行业金融机构持有的已贴现但尚未到期的商业票据，向银行业金融机构提供融资支持的行为。因此，根据商业银行持有合格担保品的占比多少构造实验组和对照组，利用双重差分可以较好地消除存贷款基准利率、法定存款准备金、再贷款、再贴现、公开市场操作等货币政策工具的干扰，可以准确地对借贷便利工具的政策作用进行识别。

具体而言，我们先计算出样本银行在借贷便利工具创设年度前三年内，即2011—2013年，持有的合格担保品占总资产比例的平均值，然后根据该占比按中位数将样本分为高低两组，并将较低组界定为对照组，较高组界定为实验组。

本文基于商业银行的年报信息，通过手工搜集各家商业银行的债券投资信息以得出各家银行的合格担保品规模。对于商业银行的债券投资信息，本文通过整理银行年报披露的债券投资信息将其分为国债及地方政府债券、央行票据、政策性金融债券、企业债券及其他债券、同业及其他金融机构债券五类（表1）。其中，国债及地方政府债券、央行票据、政策性金融债券均属

¹ 2013年1月中国人民银行还创设了短期流动性调节工具（SLO），但该工具本质上属于一种超短期的公开市场操作工具，在政策定位等方面与借贷便利差异较大，且实施规模小、频率低，对借贷便利工具作用的干扰可以忽略。

于借贷便利的合格担保品。对于企业债券及其他债券而言,虽然中期借贷便利的合格担保品包含 AAA 级公司信用类债券²,但银行年报大多没有对债券的信用等级信息进行披露,导致我们无法完全剥离出其中的 AAA 级公司信用类债券金额。考虑到商业银行企业债券及其他债券的持有规模较大,且其中 AAA 级债券的占比较高,因此本文将所有企业债券及其他债券纳入合格担保品范围。而对于同业及其他金融机构债券,由于其并未包含在央行规定的合格担保品范围内,因此本文不纳入这类债券。综上所述,本文将国债及地方政府债券、央行票据、政策性金融债券、企业债券及其他债券视为合格担保品。

表 1 商业银行债券投资分类统计信息

| 债券种类 | 占比最小值 | 占比最大值 | 占比平均值 | 占总资产比例的平均值 |
|-------------|-------|-------|-------|------------|
| 国债及地方政府债券 | 0 | 100 | 39.57 | 4.85 |
| 央行票据 | 0 | 19.37 | 1.29 | 0.19 |
| 政策性金融债券 | 0 | 78.61 | 13.04 | 1.56 |
| 企业债券及其他债券 | 0 | 100 | 24.93 | 2.93 |
| 同业及其他金融机构债券 | 0 | 100 | 21.17 | 2.70 |

注:前三列中“占比”是指占债券投资总额的比例。

为直观论证识别策略的合理性,本文基于部分银行所披露的中期借贷便利信息,对实验组和对照组的借贷便利规模进行对比论证。尽管我国央行并没有公布对各个商业银行的借贷便利信息,但部分商业银行在年报里披露了借贷便利余额信息。基于本文的假设,实验组的借贷便利规模应高于对照组。根据按本文方法划分的实验组和对照组来看,在可以获得借贷便利信息的个体商业银行中,中国农业银行、平安银行、北京银行、宁波银行、南京银行、天津银行、广州银行、大连银行、重庆农村商业银行被划分为实验组,而华夏银行、渤海银行、洛阳银行、顺德农村商业银行被划分为对照组。而从上述样本的中期借贷便利规模来看,2014—2017 年间各年年末实验组和对照组的中期借贷便利余额与贷款余额比值的平均值分别为 3.68% 和 2.66%,这表明实验组获得的中期借贷便利规模确实明显高于对照组。因此,基于少数银行披露的小样本中期借贷便利信息可以验证,本文划分的实验组的中期借贷便利规模确实高于对照组。

(三) 变量定义

本文的主要因变量为商业银行的贷款规模,采用贷款占资产比 (*LoanAs-*

² 2018 年 6 月 1 日,央行扩大了中期借贷便利担保品范围,进一步将不低于 AA 级的公司信用类债券纳入担保品范围,但本文的样本截止到 2017 年,因此只需要考虑 AAA 级债券。

set) 和贷款余额的对数值 ($\ln Loan$) 两种指标度量。本文关注的自变量为模型 (1) 中交乘项 $Treat \times Post$, 其中 $Treat$ 表示实验组, 当商业银行合格担保品占总资产比高于样本中中位数时取值为 1, $Post$ 为时间变量, 当借贷便利工具创设后即 2014 年及以后取值为 1。为了尽量减少遗漏变量的可能性, 本文回归模型中纳入了多种控制变量, 包括银行规模、资产收益率、权益资产比、资本充足率、不良贷款率、存款比率、成本收入比、非利息收入资产比、流动性资产比率等银行层面的控制变量。变量的具体含义与计算方法如表 2 所示, 除合格担保品 ($Collate$) 外, 所有百分比变量在回归前均乘以 100, 不一一解释。

表 2 变量定义

| 变量类型 | 变量名称 | 变量符号 | 变量含义 | 变量定义与计算 |
|-------|----------|---------------------|----------------|-------------------------------|
| 因变量 | 贷款规模 | $LoanAsset$ | 商业银行贷款资产比 | 贷款额/资产 |
| | | $\ln Loan$ | 商业银行贷款对数值 | 贷款额对数值 |
| | 向中央银行借款 | $FCBAsset$ | 商业银行向中央银行借款资产比 | 向中央银行借款/资产 |
| | | $FCBLia$ | 商业银行向中央银行借款负债比 | 向中央银行借款/负债 |
| 自变量 | 实验组 | $Treat$ | 商业银行合格担保品占总资产比 | 较高组为实验组, 取值为 1; 反之为对照组, 取值为 0 |
| | 借贷便利工具创设 | $Post$ | 中央银行的借贷便利工具创设 | 创设后, 即 2014 年及以后取值为 1, 否则为 0 |
| | 交乘项 | $Treat \times Post$ | 借贷便利的净效应 | $Treat$ 与 $Post$ 的取值相乘 |
| | 合格担保品 | $Collate$ | 商业银行的合格担保品占比 | 合格担保品/资产 |
| | 借贷便利规模 | $SMLF$ | 借贷便利年累计操作规模对数值 | SLF 与 MLF 年累计操作规模的自然对数 |
| 控制变量 | 控制变量 | $Size$ | 银行规模 | 银行资产的自然对数 |
| | | ROA | 资产收益率 | 净利润/总资产 |
| | | $Equi$ | 权益资产比 | 所有者权益/资产 |
| | | CAR | 资本充足率 | 银行资本充足率 |
| | | $NPLR$ | 不良贷款率 | 银行不良贷款率 |
| | | CS | 存款比率 | 存款总额/总资产 |
| | | CIN | 成本收入比 | 营业费用/利息收入 |
| | | $NIRDR$ | 非利息收入资产比 | 非利息收入/总资产 |
| LIR | 流动性资产比率 | 流动性资产/总资产 | | |

四、实证研究与分析

(一) 借贷便利工具对商业银行贷款规模的影响检验

使用双重差分模型(1)检验借贷便利工具对商业银行贷款规模的影响,其结果如表3所示。从表3的列(1)与列(3)可以看出,反映借贷便利工具净效应的交乘项 $Treat \times Post$ 的回归系数显著为正。这表明无论从贷款占资产比 ($LoanAsset$) 还是贷款的绝对规模 ($\ln Loan$) 来看,借贷便利工具都显著地促进了商业银行贷款投放规模的增长。

表3 借贷便利工具对商业银行贷款规模的影响检验

| 变量符号 | $LoanAsset$ | $LoanAsset$ | $\ln Loan$ | $\ln Loan$ |
|----------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| $Treat \times Post$ | 3.143*** (3.05) | | 0.070*** (2.74) | |
| $Treat \times Year_{2014}$ | | 1.782** (2.25) | | 0.034* (1.76) |
| $Treat \times Year_{2015}$ | | 3.702*** (3.97) | | 0.080*** (3.05) |
| $Treat \times Year_{2016}$ | | 3.309*** (3.24) | | 0.079*** (3.03) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 个体固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 770 | 770 | 770 | 770 |
| R^2 (within) | 0.542 | 0.541 | 0.942 | 0.942 |

注:(1)***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;(2)标准误经银行个体层面聚类处理得到稳健标准误,括号中显示的为 t 值。后文含义相同,不再一一说明。

进一步地,表3还就借贷便利工具对商业银行贷款规模影响的动态效应进行了考察。具体地,本文引入政策实施后三年的交乘变量 $Treat \times Year_{2014}$ 、 $Treat \times Year_{2015}$ 、 $Treat \times Year_{2016}$,考察借贷便利工具对商业银行贷款投放的动态影响效应,其中虚拟变量 $Year_{2014}$ 、 $Year_{2015}$ 、 $Year_{2016}$ 表示分别在2014年、2015年、2016年取1,其他年份取0。表3第(2)列显示,对商业银行贷款资产比指标而言,交乘变量 $Treat \times Year_{2014}$ 、 $Treat \times Year_{2015}$ 、 $Treat \times$

$Year_{2016}$ 的回归系数均显著为正，且随着时间的推移，交乘项的回归系数有所增加。类似地，第（4）列显示，对贷款规模的对数值而言，交乘项的回归系数也呈上升态势。这表明随着时间的推移，借贷便利工具对商业银行贷款投放规模增长的促进作用在不断增强。

我国借贷便利工具作用的不断增强与其实施规模、操作期限呈现上升趋势，以及操作利率总体呈现下降趋势有关。以中期借贷便利（MLF）为例，从实施规模来看，2014—2017年间，中期借贷便利（MLF）分别累计实施11 400亿元、21 948亿元、55 235亿元、53 295亿元，呈现出明显的增长趋势，借贷便利实施规模的增加无疑有助于商业银行增加贷款投放；从操作期限来看，2014年创设之初，MLF的期限仅为3个月，2015年6月央行推出了期限为6个月的MLF，2016年1月又首次推出了期限为1年的MLF，且此后MLF的操作期限均以1年期为主。MLF操作期限的延长对于促进商业银行的贷款投放具有积极作用，如Andrade *et al.* (2019)对欧央行推出的长期再融资操作（LTRO）的效果研究发现，期限较长的LTRO对银行贷款投放的促进作用效果更好。而从借贷便利的操作利率来看，2014—2017年间，MLF的平均利率分别为3.5%、3.41%、2.94%、3.17%³，总体呈现明显的下降趋势，这为促进商业银行贷款投放创造了成本优势。

（二）央行借贷便利操作的作用机制检验

前文的模型（1）中以商业银行持有的合格担保品占比高低作为虚拟变量进行分组，此处我们参考Berger *et al.* (2020)的模型，直接用商业银行的合格担保品占比替代该分组虚拟变量，利用如下的模型（2）检验借贷便利工具对商业银行贷款规模的影响：

$$Bank_{it} = \alpha + \beta_1 Collate_{it} \times Post_t + \beta_2 Collate_{it} + YearFE + FirmFE + \beta_3 X_{it} + \epsilon_{it}, \quad (2)$$

其中， $Collate_{it}$ 表示商业银行*i*在第*t*年所持有的合格担保品占比，其他变量的含义与前文模型（1）一致。从回归结果表4可以看出，无论是 $LoanAsset$ 还是 $\ln Loan$ ，交乘项的回归系数均显著为正，这与前文表3的结果一致。

表4 以商业银行的合格担保品占比替代原银行分组虚拟变量

| 变量符号 | $LoanAsset$ | $\ln Loan$ |
|-----------|-------------|------------|
| $Collate$ | -18.356*** | -0.502*** |
| | (-3.07) | (-3.20) |

³ 该期间我国央行推出了3个月、6个月、12个月三种期限的MLF，且一年内多次进行期限、利率不同的借贷便利操作。因此，MLF的平均利率根据手工搜集的MLF操作的月度数据，基于操作期限、操作规模、操作利率的加权平均值计算得出。

(续表)

| 变量符号 | <i>LoanAsset</i> | <i>lnLoan</i> |
|------------------------------|---------------------|-------------------|
| <i>Collate</i> × <i>Post</i> | 22.008*** (2.63) | 0.511** (2.42) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 |
| 个体固定效应 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 770 | 770 |
| R^2 (within) | 0.537 | 0.942 |

央行借贷便利操作对商业贷款促进作用的影响机制可以表达为：中央银行的借贷便利操作↑→商业银行质押合格担保品获得借贷便利↑→商业银行向中央银行借款规模↑→商业银行贷款投放规模↑。为了对这一作用机制进行论证，我们利用回归模型(3)考察央行的借贷便利操作(*SMLF*)和商业银行合格担保品占比(*Collate*)对商业银行向中央银行借款和商业银行贷款规模的影响：

$$Bank_{it} = \alpha + \beta_1 SMLF_t \times Collate_{it} + \beta_2 SMLF_t + \beta_3 Collate_{it} + \beta_4 X_{it} + FirmFE + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

其中，*SMLF_t*表示第*t*年我国央行借贷便利的累计操作规模，*Collate_{it}*表示商业银行*i*在第*t*年所持有的合格担保品占比。该模型中因变量为商业银行*i*在第*t*年向中央银行借款，具体而言，用向中央银行借款占资产比(*FCBAsset*)和向中央银行借款占负债比(*FCBLia*)两种指标衡量。由于商业银行获得的借贷便利体现在向中央银行借款这一科目中，且近年来我国商业银行向中央银行借款主要是借贷便利，因此此处向中央银行借款可以看作是商业银行获得的借贷便利的替代指标。

从回归结果表5可以看出，列(1)与列(2)中交乘项*SMLF* × *Collate*的回归系数显著为正。这说明当中央银行实施的借贷便利操作规模越大时，持有越高比例合格担保品的商业银行从中央银行获得的借贷便利规模越大，这论证了识别策略中的假设，即商业银行持有的合格担保品占比越大，则其获得的借贷便利规模越大，因此受借贷便利工具的影响越大。可见，商业银行持有的合格担保品规模能够显著增加其获得的借贷便利，这也表明我国央行创设的借贷便利工具有效避免了贴现窗污名。

表 5 央行借贷便利操作对商业银行的作用机制检验

| 变量名称 | 向中央银行 借款资产比 | 向中央银行 借款负债比 | 贷款规模 | 贷款规模 | 贷款规模 | 贷款规模 |
|--------------------------------|-------------------|-------------------|--------------------|--------------------|-----------------------|----------------------|
| 变量符号 | <i>FCBAsset</i> | <i>FCBLia</i> | <i>LoanAsset</i> | <i>lnLoan</i> | <i>LoanAsset</i> | <i>lnLoan</i> |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>SMLF</i> × <i>Collate</i> | 0.488** (2.51) | 0.522** (2.52) | 2.577*** (3.18) | 0.066*** (2.96) | | |
| <i>SLF</i> × <i>Collate</i> | | | | | 1.414 (1.59) | 0.030 (1.16) |
| <i>MLF</i> × <i>Collate</i> | | | | | 1.557** (2.26) | 0.041** (2.12) |
| <i>SMLF</i> | -0.019 (-0.86) | -0.020 (-0.83) | 0.140** (2.25) | 0.005*** (3.22) | | |
| <i>SLF</i> | | | | | 0.040 (0.35) | 0.004 (1.18) |
| <i>MLF</i> | | | | | -0.049 (-0.64) | -0.001 (-0.48) |
| <i>Collate</i> | 0.737 (0.55) | 0.763 (0.53) | -4.069 (-0.69) | -0.134 (-0.77) | -19.326*** (-2.90) | -0.508*** (-2.78) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 个体固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 770 | 770 | 770 | 770 | 770 | 770 |
| <i>R</i> ² (within) | 0.228 | 0.228 | 0.503 | 0.935 | 0.517 | 0.938 |

进一步地，表 5 中还利用模型 (3) 考察了中央银行的借贷便利操作和商业银行合格担保品规模对其贷款规模的影响，结果如列 (3) 和列 (4) 所示。可以看出，无论是 *LoanAsset* 还是 *lnLoan*，交乘项 *SMLF* × *Collate* 的回归系数均显著为正，这充分表明中央银行实施的借贷便利操作可以通过合格担保品渠道促进商业银行的贷款投放。

此外，本文在模型中同时纳入自变量 *SLF* 和 *MLF*，以考察两种借贷便利工具效果的差异，其中 *SLF* 和 *MLF* 分别用常备借贷便利和中期借贷便利

的年累计操作规模的对数值度量,该模型的回归结果如表5的第(5)、(6)列所示。可以看出,对于SLF而言,交乘项的回归系数为正,但并不显著;而对于MLF而言,交乘项的回归系数显著为正。由此可见,SLF和MLF均能发挥促进银行信贷投放的作用,且MLF的作用更强,这与MLF的投放规模较大、操作频率较高、操作期限较长有关。

(三) 稳健性检验

为了保证结论的可靠性,我们基于前文表3的回归结果,从如下几方面进行稳健性检验:(1)平行趋势检验;(2)调整实验组和对照组的分组标准,利用各个商业银行向中央银行借款占比重新划分实验组和对照组;(3)删除大型国有商业银行样本;(4)进行随机分组检验。多种稳健性检验均表明本文的结果是可信的⁴。

1. 平行趋势检验

本文通过设置年份虚拟变量与组别虚拟变量的交乘项(以样本第一年为基期)⁵,对政策发生前后的参数进行相应估计。结果表明,2014年以前交乘项的回归系数均在0附近波动且与0没有显著差异,这表明借贷便利创新工具创设前,实验组和对照组银行的贷款规模并没有显著差异;而2014年以后交乘项的系数呈现出明显的上升趋势,并逐渐变化为显著大于0,这表明2014年创设的借贷便利工具对扩大银行贷款规模起到了显著的促进作用。因此,实验组和对照组的平行趋势成立,且借贷便利工具的创设对扩大银行贷款规模发挥了显著的促进作用。

2. 调整实验组和对照组的分组标准

划分实验组和对照组最理想的分组指标是商业银行是否持有合格担保品,但实际中几乎不存在完全没有合格担保品的商业银行,因此前文使用商业银行合格担保品占比作为虚拟变量来分组。此处,我们利用各个商业银行向中央银行借款占比重新划分实验组和对照组。对于商业银行而言,其借贷便利虽然没有单独列示,但被包含在向中央银行借款这一科目里,且前文已经论证借贷便利占向中央银行借款的比例较大。考虑到数据的可获得性,用向中央银行借款代替商业银行从央行获得的借贷便利具有较强的合理性。因此,我们基于向中央银行借款占资产比设置虚拟变量,重新划分实验组和对照组,按照前文模型(1)的方法进行回归分析,结论保持不变。

⁴ 篇幅限制,未展示稳健性检验的回归结果。

⁵ 本文还考虑了删除政策实施前一年的情形,结论保持不变。

3. 删除大型国有商业银行样本

与其他商业银行相比，大型国有商业银行的规模较大且持有合格担保品的比重较大，这可能对实验组和对照组的划分产生一定的干扰。除此之外，央行的借贷便利操作需要大型国有商业银行配合，以引导利率走势和贷款投放，因此排除大型国有商业银行的检验结果更能体现个体商业银行的自主行为决策。为此，我们删除大型国有商业银行样本，重新回归的结果与前文一致。

4. 随机分组检验

为了进一步验证借贷便利工具通过商业银行的合格担保品渠道发挥作用，本文以因变量 *LoanAsset* 为代表，通过对实验组和对照组进行随机分组，并基于随机分组利用模型（1）重新回归和检验。从交乘项的回归系数来看，回归系数大体位于0附近；从该回归系数 *t* 值的分布来看，也主要位于0附近，500次重复回归中 *t* 值大于2的次数为7，即本随机分组检验犯第二类错误的概率仅为1.4%。由此可见，本文基于商业银行合格担保品分组的检验结果是可信的。

五、结论与启示

基于手工搜集的2009—2017年中国银行业数据，本文利用我国借贷便利工具创新这一准自然实验，借助双重差分法考察了借贷便利工具对商业银行贷款投放的影响及其作用机制。研究发现，借贷便利工具可以通过商业银行担保品渠道发挥作用，显著提高了商业银行贷款规模，且这一作用随着时间的推移逐渐增强。本文的研究发现为我国借贷便利工具的有效性及其传导机制提供了全新的实证证据，对于借贷便利工具的实施和完善具有重要意义。

第一，央行可以利用借贷便利工具实现对商业银行贷款规模的有效调控，但应把握好借贷便利的投放总量、投放结构与操作期限。第二，央行应根据商业银行资产负债表的变化和货币政策调控需要，加强货币政策担保品管理框架建设，特别是合格担保品范围这一核心内容。第三，央行应进一步探索借贷便利工具的投放规模和操作利率在作用机制和政策效果方面的差异，以及多种借贷便利工具之间的差异。

参考文献

- [1] Adrian, T., and H. S. Shin, "Prices and Quantities in the Monetary Policy Transmission Mechanism", *Federal Reserve Bank of New York Staff Report*, 2009 (396).
- [2] Andrade, P., C. Cahn, H. Fraise, J. S. Ephane, and M. Esonnier, "Can the Provision of Long-

- term Liquidity Help to Avoid a Credit Crunch? Evidence from the Eurosystem's LTRO", *Journal of the European Economic Association*, 2019, 17 (4), 1070-1106.
- [3] Armantier, O., E. Ghysels, A. Sarkar, and J. Shrader, "Discount Window Stigma during the 2007-2008 Financial Crisis", *Journal of Financial Economics*, 2015, 118 (2), 317-335.
- [4] Armantier, O., S. C. Krieger, and J. J. McAndrews, "The Federal Reserve's Term Auction Facility", *Current Issues in Economics and Finance*, 2008, 14 (5), 1-10.
- [5] Berger, A. N., R. A. Roman, and J. Sedunov, "Did TARP Reduce or Increase Systemic Risk? The Effects of Government Aid on Financial System Stability", *Journal of Financial Intermediation*, 2020, 43 (7), 100810.
- [6] Berger, A. N., L. K. Black, S. Bouwman, and L. Dlugosz, "Bank Loan Supply Responses to Federal Reserve Emergency Liquidity Facilities", *Journal of Financial Intermediation*, 2017, 32 (10), 1-15.
- [7] Bernanke, B., "The Federal Reserve's Balance Sheet: An Update", A Speech at the Federal Reserve Board Conference on Key Developments in Monetary Policy, Washington, DC., October 8, 2009.
- [8] Covitz, D., N. Liang, and G. A. Suarez, "The Evolution of a Financial Crisis: Collapse of the Asset-Backed Commercial Paper Market", *The Journal of Finance*, 2013, 68 (3), 815-848.
- [9] 邓伟、袁小惠, "中国货币政策创新工具: 产生、比较与效果分析", 《江西财经大学学报》, 2016年第4期, 第23—30页。
- [10] Duygan-Bump, B., P. Parkinson, E. Rosengren, G. A. Suarez, and P. Willen, "How Effective Were the Federal Reserve Emergency Liquidity Facilities? Evidence from the Asset-Backed Commercial Paper Money Market Mutual Fund Liquidity Facility", *The Journal of Finance*, 2013, 68 (2), 715-737.
- [11] 郭晔、房芳, "新型货币政策担保品框架的绿色效应", 《金融研究》, 2021年第1期, 第91—110页。
- [12] 黄振、郭晔, "央行担保品框架、债券信用利差与企业融资成本", 《经济研究》, 2021年第1期, 第105—121页。
- [13] Helwege, J., N. M. Boyson, and J. Jindra, "Thawing Frozen Capital Markets and Backdoor Bailouts: Evidence from the Fed's Liquidity Programs", *Journal of Banking & Finance*, 2017, 76 (3), 92-119.
- [14] 侯成琪、黄彤彤, "流动性、银行间市场摩擦与借贷便利类货币政策工具", 《金融研究》, 2020年第9期, 第78—96页。
- [15] 欧阳志刚、薛龙, "新常态下多种货币政策工具对特征企业的定向调节效应", 《管理世界》, 2017年第2期, 第53—66页。
- [16] 潘敏、刘姝, "中央银行借贷便利货币政策工具操作与货币市场利率", 《经济学动态》, 2018年第3期, 第48—62页。
- [17] 彭俞超、方意, "结构性货币政策、产业结构升级与经济稳定", 《经济研究》, 2016年第7期, 第29—42+86页。
- [18] 孙国峰、蔡春春, "货币市场利率、流动性供求与中央银行流动性管理——对货币市场利率波动的新分析框架", 《经济研究》, 2014年第12期, 第33—44+59页。

-
- [19] 孙国峰、段志明，“中期政策利率传导机制研究——基于商业银行两部门决策模型的分析”，《经济学》（季刊），2016年第16卷第1期，第349—370页。
- [20] 王永钦、吴炯，“中国创新型货币政策如何发挥作用：抵押品渠道”，《经济研究》，2019年第12期，第86—101页。
- [21] 余振、顾浩、吴莹，“结构性货币政策工具的作用机理与实施效果——以中国央行PSL操作为例”，《世界经济研究》，2016年第3期，第36—44+69+134页。
- [22] 元惠萍、吴明州、刘堂勇，“常备借贷便利与逆回购操作对货币市场利率的影响”，《财贸经济》，2018年第7期，第65—80页。

A Study on the Effectiveness of Lending Facilities in China

—Evidence from Bank Lending

DENG Wei OUYANG Zhigang YANG Guochao* XIAO Sai
(Zhongnan University of Economics and Law)

Abstract: Using China's banking industry data, we investigate the impact of lending facilities on the loan supply and the mechanism of commercial banks with a Difference-in-Differences approach. Our results show that lending facilities function through the banking lending channel via the eligible collaterals, and significantly promote the loan supply of commercial banks with an increasing effect. These results provide original empirical evidence for the effectiveness of China's lending facilities through the banking lending channel via the eligible collateral, which has important policy implications for the implement of China's lending facility operations.

Keywords: lending facility; eligible collateral; loan supply

JEL Classification: E42, E52, G21

* Corresponding Author: Yang Guochao, School of Accounting, Zhongnan University of Economics and Law, No. 182 Nanhu Avenue, East Lake High-tech Development Zone, Wuhan, Hubei 430073, China; Tel: 86-17786555832; E-mail: yang.guochao@outlook.com.