

数字金融、严重负向冲击与非常规货币政策

战明华，李帅，吴周恒

[摘要] 21世纪以来,较为频繁地遭受外部负向重大冲击的时代背景催生了对中国非常规货币政策理论体系构建与实践指引的双重需求。基于非常规货币政策效果取决于金融市场摩擦程度的理论逻辑,从近年来给中国金融结构和金融运行机制带来颠覆性影响的数字金融出发,本文尝试从理论上回应上述问题。研究发现,常规与非常规货币政策的区别可归结为中央银行资产总量和结构调整的差异,前者调控货币市场利率水平,后者调控不同金融资产市场间的利差。在经济遭受严重负向冲击时期,基准利率调控受到有效利率下限的限制,而冲击会放大利差水平,因而非常规货币政策更为有效。数字金融影响非常规货币政策的相对效果,是基于利率和利差变动对企业投资影响的相对大小实现的,数字金融发展水平越高,影响效果越大。本文将中国特色经济发展与传统理论逻辑纳入统一的框架,并提出中国常规与非常规货币政策选择不仅是经济波动的函数,还是金融发展水平的函数。本文对于新时期如何根据经济冲击特征创新和健全货币政策调控方式,以实现党的二十大报告提出的经济高质量发展具有重要的政策启示。

[关键词] 严重负向冲击；央行资产总量与结构；非常规货币政策

[中图分类号] F123 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1006-480X(2023)11-0024-19

一、引言

健全宏观经济治理体系,是党的二十大报告中强调的构建高水平社会主义市场经济体制的核心内容之一。从货币政策的角度看,这意味着必须考虑国内外经济冲击和金融结构的新变化,并据此对货币政策的调控机制进行创新。回顾近年来的政策实践,在短短的十几年内,世界经济连续遭受美国次贷危机和重大公共卫生安全事件引发的两次全球性危机的巨大冲击,这在现代经济发展史上是极为罕见的,危机催生了宏观分析范式的理论创新和政策创新(张晓晶和刘磊,2020)。在处理危机的过程中,欧美日各国在零利率甚至负利率有效下限(Effective Lower Bound)背景下实施“量

[收稿日期] 2023-03-05

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“数字金融有效支持实体经济高质量发展研究”(批准号21AZD113);国家社会科学基金重点项目“数字金融、传导效应变异与新时期价格型货币政策调控体系健全”(批准号20AZD026);广东省基础与应用基础研究基金项目“新冠疫情背景下新兴市场经济体非常规货币政策设计与金融发展之间的理论与实证联系机制”(批准号2022A1515010953)。

[作者简介] 战明华,广东外语外贸大学金融学院教授,广州市人文社科重点研究基地华南财富研究中心基地研究员,博士生导师,经济学博士;李帅,广东外语外贸大学金融学院讲师,经济学博士;吴周恒,广东外语外贸大学金融学院副教授,广州市人文社科重点研究基地华南财富研究中心研究员,经济学博士。通讯作者:吴周恒,电子邮箱:wuzhouheng1984@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

化宽松”等非常规货币政策,及其在阻止金融危机蔓延和维持金融稳定等方面发挥的作用受到广泛关注。在实践基础上,以发达经济体为对象的非常规货币政策的研究迅速兴起,初步形成了一个衍生自常规货币政策逻辑的较完整的理论体系(Krugman, 1998; Gertler and Karadi, 2011; Del Negro et al., 2016)。与其他国家一样,中国也受到了两次危机的重大影响,在应对危机的过程中,通过创新使用常备借贷便利、中期借贷便利和定向降准等货币政策工具,中央银行(简称央行)实施了不同于常规时期的中国非常规货币政策,取得了应对外部冲击和维护金融稳定的良好效果,但关于中国非常规货币政策的理论总结与构建付之阙如。

经济理论不仅应关注均衡的常态,还应关注严重失衡的“病态”。非常规货币政策的理论缺失使得中国在面临严重负向冲击时,所用货币政策操作缺少系统的理论参考。当前,中国经济正遭受世界地缘政治变化和国内新旧动能转换阵痛的冲击,进一步增加了这一理论构建的紧迫性。然而,中国的经济波动和稳定政策在基础环境方面均与发达国家有较大差异(中国经济增长与宏观稳定课题组,2010;庄子罐等,2018;易纲,2023),那么构建中国非常规货币政策理论框架的逻辑切入点在哪里?中国的特殊经济环境如何内生地规定了非常规货币政策的理论特色?其能否自治于传统非常规货币政策的理论逻辑?这些正是本文研究的主要问题。

本文首先明确了常规与非常规货币政策的定义和经济含义,区分了二者在使用背景、工具、传导路径、调控逻辑和目标等方面的差异。二者关键区别在于常规货币政策以利率为中间目标,非常规货币政策以利差为中间目标;前者调控央行资产负债表的资产总量,而后者调控资产结构。在此基础上,本文使用动态面板模型和普通最小二乘法(OLS)技术,从数字金融角度探讨两类政策的传导效果,得出两个经验性证据,并通过动态随机一般均衡(DSGE)模型做了解释。具体地,本文构建了解释信贷市场利差形成机制及其对实体经济影响的理论模型,模型特别考虑了中国非常规货币政策执行情况和信贷市场结构特征,引入了不同风险类型的企业和银行。研究发现,中小企业和中小银行受到更严重的融资溢价和存贷利差影响。与 Gertler and Karadi(2011)的研究不同,本文的模型侧重于引入中国信贷市场上的异质性企业、异质性银行及其结构与摩擦特征,揭示了中小银行受利差传导的非对称影响,并构建了中国非常规货币政策规则。

与本文最相关的文献是国外关于非常规货币政策的研究,主要分为两类:第一类是在零利率下限条件下,通过改变通胀预期来扩展利率的传导机制。Krugman(1998)基于现金先行约束,提出了名义利率接近零时经济会陷入流动性陷阱的观点,并被 Benhabib et al.(2001)所论证。McCallum(2000)则提出了通过本币贬值提高预期通胀的非常规政策操作方式。但更多研究表明,可信的前瞻性指引政策具有强大的影响效应,是零利率下限条件下的更优选择(McKay et al., 2016)。第二类研究关注央行资产负债表的调整。Wallace(1981)认为,如果金融市场中的不同资产完全可替代,那么央行无论是改变资产负债表的总量还是结构,均无法影响资产价格。但 Chen et al.(2012)、Curdia and Woodford(2011)、Gertler and Kiyotaki(2013)研究表明,由于不同金融市场的非完全可替代性,央行可以通过调控资产负债表结构来改变相对利差,进而影响家庭和企业的消费和投资决策。与这些研究相比,本文的模型构建融入了中国金融结构变迁和非常规货币政策执行特征,构建了中国非常规货币政策传导的底层逻辑和执行规则,并在中国数字金融引起的金融结构变化背景下,讨论了常规与非常规货币政策的边际传导效应变化。

关于中国结构性货币政策的文献是与本文相关的另一研究领域。现有研究主要聚焦特定功能或工具的直接效果,例如,彭俞超和方意(2016)关注了产业定向支持的结构性货币政策,基于带有负外部性的经济模型解释其产业结构升级效果。朱民和彭道菊(2022)总结了现有绿色定向支持的

结构性货币政策工具,并讨论了构建与碳中和一致的政策框架所面临的挑战。冯明和伍戈(2018)、刘冲等(2022)分别考察了定向降准工具与中期借贷便利的传导与绩效。殷兴山等(2020)则在企业产权异质背景下研究了多种结构性货币政策工具的绩效。现有研究暂未将结构性货币政策分析框架一般化并内嵌于主流货币政策理论,本文在此方向进行拓展,构建了包含结构性货币政策关键特征的一般性非常规货币政策分析框架。

总体看,本文的贡献主要体现在以下三个方面:①拓展了中国非常规货币政策的分析框架,不再将非常规货币政策的研究局限于结构性货币政策,构建了一个既能包含中国结构性货币政策的关键特征,又能在逻辑上内嵌于主流传统货币政策理论的非常规货币政策的新框架体系。②提出了以利率和利差调控机制的差异区分常规与非常规货币政策的新观点,并创新性地将二者调控方式的区别,从传统的工具差异性归结为央行资产总量和资产结构调整的差异性。这一提炼明晰了非常规货币政策的传导特点,并使政策操作具有了明确的目标和现实可行性。③从数字经济时代中国金融发展的特色出发,提出了在经济下行较严重时期,货币政策选择应坚持随金融发展水平和结构变化,采取利率和利差混合调控组合模式的政策创新路径新观点。

余文结构安排如下:第二部分在传统金融发展视角下构建中国非常规货币政策的经济逻辑;第三部分在数字金融背景下进行实证研究并总结经验证据;第四部分基于数字金融发展背景构建中国非常规货币政策的规范理论模型,并对经验证据进行解释;第五部分为主要结论与政策启示。

二、传统金融发展内涵下非常规货币政策的基本逻辑

1. 传统理论中非常规货币政策的经济逻辑

(1) 理论分类与核心逻辑。标准理论中非常规货币政策的实施条件是利率规则的失效,其经济动因是利率达到了政策有效性下限:在一个家庭跨期效用最大化的经济中,如果不存在其他的持币成本,名义利率为负意味着持有货币有正收益,这会导致家庭消费可以永远通过借新还旧来实现而不受家庭资产和收入的约束,因而此时零名义利率是政策利率的下限。但如果持有高能货币需要支付风险成本,那么有效的名义利率下限甚至可以为负。政策存在一个有效利率下限的原因是:在有效利率临界点之下,经济会进入流动性陷阱,政策将不再影响消费的跨期最优配置。在一个货币与债券可随时转换但消费受到现金先行约束且商品当期出清的简单两期模型中,Krugman(1998)通过消费的跨期最优欧拉方程和现金先行约束条件,提出现金先行约束隐含持有现金可带来交易的便利效用,因此当名义利率为零时,持有货币的机会成本为负,扩张性货币政策所增加的货币将被家庭全部以货币形式持有而对名义利率没有影响,从而使得家庭的均衡跨期最优消费选择不变,总需求也不变。

非常规货币政策包括两类:一是预期管理或可信承诺,二是资产负债表政策。理论上,预期管理政策仍是基于名义利率是唯一货币政策工具的假定,这一政策的经济逻辑是:在一个存在总需求冲击和通胀冲击且考虑未来预期作用的新凯恩斯主义经济中,如果货币政策目标是通过调整利率以对冲总需求冲击和实现通胀目标,那么在有效利率下限时,当期总需求取决于未来通胀与利率的路径,因此央行通过可信的承诺对未来的利率或通胀的预期进行管理,仍可影响总需求。资产负债表政策的理论基础打破了Wallace(1981)提出的央行资产负债表与经济均衡无关性理论的前提假定。这一理论的基本思想是:在各种不同资产间不存在买卖交易成本、供给约束和完全可替代的条件下,一种金融资产的现值仅与其未来所处状态的收益有关,而且未来现值的贴现率仅取决于消费

的跨期偏好,资产价格与资产的数量与不同资产的结构比例无关。也就是说,在无供给约束和无交易成本的条件下,经济主体充分的套利将使得资产定价趋于一致。在这种情况下,央行通过调整资产负债表的数量与结构,显然无法对金融市场的定价也就是利率结构产生任何影响,因而也就无法影响经济均衡。因此,问题的关键在于,当利率趋近有效下限时,货币政策有无影响不同资产相对价格的能力?现有文献中存在四种理论为不同金融资产由于具有不完全替代性而存在定价偏差提供了解释。

金融市场分割产生的交易成本导致不同资产间非完全替代理论。Chen et al.(2012)在假定持有长期债券需要支付一个费用且该费用是长期债券占比的减函数,以及部分家庭在购买长期资产受到限制的条件下,构建一个DSGE模型框架分析了央行资产负债表政策的影响。根据他们的逻辑,央行可以通过卖出短期债券买入长期债券来有效降低持有长期债券的成本,从而改变受限家庭跨期消费的欧拉方程条件。这将促使家庭增加相对于未来消费的当前消费,从而达到增加产出的政策目标。

央行和商业银行向私人部门发放信贷非完全替代性理论。Curdia and Woodford(2011)假定因市场中存在两类消费跨时效用偏好不同的消费者和存在一个借贷市场,央行和商业银行都可以向私人部门发放信贷,虽然二者放贷均会产生贷款损失,但这种损失对央行不构成预算约束。央行资产负债表政策影响产出的逻辑如下:①消费者的跨期最优欧拉方程与存贷款利率差有关;②商业银行最优贷款一阶条件决定了存贷款利率差是贷款损失的函数;③外部负向冲击会放大贷款损失,从而通过影响消费的跨期最优决策而影响经济。此时,由于央行不受贷款损失的影响,且其向私人部门发放的贷款由商业银行在央行的存款准备金和央行持有的政府债券所决定,因此,通过减少对政府债券的购买(长期证券)和增加持有准备金(短期证券),央行可以增加贷款供给以弥补商业银行贷款的减少,稳定存贷款利率差进而实现稳定消费变动的政策目标。

家庭在不同金融资产间的非完全套利和商业银行转移不同类型资产的道德风险程度差异,产生了不同金融资产间的非完全替代理论。Gertler and Karadi(2011)构建了一个家庭非完全套利和银行存在道德风险的理论模型,以解释不同金融资产之间具有非完全替代性。这一模型的关键逻辑在于:①假定经济中存在政府短期债券和长期债券、银行贷款或企业证券、银行存款。家庭不能持有长期政府债券和企业证券,因而长期政府债券、贷款或企业证券的收益率与短期利率之间存在差异。②商业银行有转移贷款资产、企业证券或政府长期债券资产而不支付存款的道德风险,并因此面临着外部杠杆融资约束,导致其信贷供给能力是有限的。但转移政府长期债券的成本更高,因而贷款、企业证券和政府长期债券之间均存在利差。③央行可通过无限发行短期债券来购买企业证券与政府长期债券,或通过出售政府长期债券购买企业证券,这些操作均能够放松企业外部融资约束。并且,由于央行不存在道德风险问题,因此其长期资产购买行为不受融资约束的限制。不过,相对于商业银行,央行购买资产会产生效率成本。④央行在市场上购买各类长期证券会改变商业银行的外部融资约束,从而改变其对私人部门的放贷能力,进而影响经济。

转售约束异质导致不同金融资产间非完全替代理论。在假定家庭成员由企业家和工人构成、家庭效用是企业家项目投资收益最大化和工人效用最大化、金融市场中包括政府债券和企业证券、企业证券在转售时面临约束而政府债券可以无约束转售、企业家投资预算受证券转售比例约束的条件下,Del Negro et al.(2016)构建了一个政府债券和企业证券存在边际价差的模型。政府债券由于没有转售约束,持有企业证券相对政府债券有一个风险溢价,因此,央行通过购买企业证券而出售政府债券就会放松企业的外部融资约束,从而达到增加总需求和产出增长的政策目标。

总体看,各种理论有如下几个共性:①实施的背景均是政策利率再无调整空间之时,政策利率没有调整空间既可能源自外部重大负向冲击,也可能仅是流动性陷阱使然;②均假定货币政策是通过利率渠道起作用的,遵循的都是利率规则;③均假定各类金融资产之间不具有完全的替代性,以及金融资产相对价格变化会影响家庭的最优消费决策或企业的投资决策;④基本的政策机理都是央行通过调整资产负债表结构,影响金融市场中不同金融资产的相对价格。

(2)常规与非常规货币政策的区别:一个新视角。传统理论对常规与非常规货币政策的区分主要从两个方面进行:一是政策的实施背景,非常规货币政策一般在经济遭受严重负向冲击时实施;二是政策利率已无调控空间,非常规货币政策实施时经济已处于利率有效下限。这种区分方法虽然简单易行,但忽略了政策操作过程和传导机制的内涵,因此缺乏一般性。例如,如果一个国家的金融市场很不健全,那么即便利率远没有触及下限,该国也无法有效实施常规货币政策。

据此,基于常规与非常规货币政策的作用机理不同,本文从如下新的视角提出二者的区别:①一般利率与相对利率调控的差异。常规货币政策调控的是一般利率水平,非常规货币政策调控的是不同资产之间的相对利率差异水平。常规货币政策取决于一般利率水平是否尚有可调空间,非常规货币政策则取决于不同金融资产之间是否存在利率偏差。按照 Gertler and Kiyotaki(2013),在经济平稳时期,不同金融资产之间的利率偏差很小,因而此时调控不同金融资产之间的利率偏差对经济的影响有限。但是,严重负向经济冲击会对利率偏差产生一个信息不对称加速效应,此时非常规政策是有效的。②央行资产负债表资产数量调控还是结构调整的差异。由于常规货币政策调控的是一般利率水平,因此央行只需调控货币市场的供需总量即可达到目的,而这只需变动央行的资产总量。但是,非常规货币政策需要调控的是不同金融资产之间的利率差异,而这需要央行通过变动不同期限类型或风险类型的资产结构才能实现。这种新的区分方法,有利于本文从机理和央行一般操作意义上分析常规与非常规政策的选择时机和操作方式。

2. 金融发展内涵下非常规货币政策的基本经济逻辑

结合上述标准理论体系中非常规货币政策的作用机理,下面从金融发展的角度出发,尝试构建严重负向冲击情景下中国非常规货币政策的新的分析逻辑。

中国货币政策的调控可从央行资产负债表角度总结为“三种传导机制”和“三类政策工具”。第一种传导机制是通过总量利率水平的传导,具体机理是:央行根据一定的利率规则在货币市场上改变货币供给达到目标利率水平,企业根据资金成本收益分析决定投资水平。也就是说,这种情况下企业的均衡外部融资水平取决于其对资金的需求而与供给无关。显然,央行此时只要通过公开市场业务或再贷款增加货币供应总量即可达到目的,而这在央行资产负债表上体现的是资产总量的扩张。第二种传导机制是相对利率偏差。这种传导机制对应的是标准理论中非常规货币政策所强调的不同资产之间的非完全替代性,由于家庭是在消费和持有不同资产之间进行跨期最优选择,因此家庭动态效用最大化的一阶欧拉条件是不同资产利率水平差异的函数,央行通过对不同类型金融资产的购买即可实现影响总需求的目的,而这改变的是央行资产负债表的结构。第三种传导机制是金融加速器效应。这一机制来自 BGG 模型(Bernanke et al., 1996),强调的是货币政策冲击引起企业资产负债表变化,并由此改变企业的抵押能力进而引起外部贷款人对借款人的信贷配给。这一机制对央行资产负债表的影响是不确定的。

在经济遭受严重外部负向冲击的条件下,三种传导机制所受的影响及其功能地位会发生不同的变化。严重外部负向冲击会降低产出并使金融市场摩擦程度提高,这会带来几个后果:①为了稳定经济,央行会将利率下调并使之接近有效利率下限;②对不同资产利率差异产生一个金融摩擦放

大效应,扩大利率偏差;③在一个金融摩擦更为严重的市场中,金融加速器的效应会更强。在其他条件不变的情况下,金融发展对不同传导机制也产生了不同的影响。金融发展会减少套利机会和金融市场摩擦,利率会趋于单一化且金融市场的利率资源配置功能会强化,因此总量利率水平传导机制会被强化,而相对利率偏差机制和金融加速器机制会被弱化。

然而,本文聚焦的是随着金融发展水平的提高,当经济面临严重外部负向冲击时货币政策不同传导机制的作用效果。对此,基本的结论是相对利率偏差作用机制会更有效,其他作用机制则会被弱化。也就是说,此时非常规货币政策的资产负债表作用机制会更加有效:①随着金融发展水平提高,金融摩擦减小,因此金融加速器传导机制将会弱化;②在经济面临严重外部负向冲击时,即便金融发展提高了总量利率水平传导机制的作用效果,但是这一利率为应对负向冲击也会被很快降低至接近有效利率下限;③金融发展水平的提高减小了经济处于正常状态的利率定价偏差,但这使得外部冲击导致的金融摩擦利率偏差放大效应增加,从而增加了严重负向冲击时期相对于正常时期的利率定价偏差大小,这使得标准的非常规资产负债表作用机制更加有效。

至此,本文提出一个“中国非常规货币政策”的概念:当基于利率渠道的常规货币政策未能实现既定政策目标时,央行将采用以利差为主要传导机制,以央行资产负债表资产结构调整为主要手段的货币政策。这一定义与中国非常规货币政策调控逻辑基本吻合,同时也与国际上非常规货币政策的基本内涵保持一致。具体地,中国的货币政策目标与发达经济体存在明显区别,不仅需要满足政府的短期年度增长目标(Chen et al., 2018),还须承载政府的长期结构性战略调整目标,并应对各类外部冲击。例如,随着国家供给侧结构性改革战略的提出,央行须承担这一战略任务。为此,央行运用了一系列独特的结构性货币政策工具来实现这一目标,这些工具正是通过提供结构性补贴,来缩小受支持与未受支持行业之间的贷款利率差距。

三、数字金融对非常规货币政策影响的经验证据

前面的内容提炼总结了非常规货币政策的基本经济逻辑,以及金融发展对非常规货币政策的一般意义上的影响。然而,对于中国,近年来金融发展的一个重要表现是数字金融的飞速增长。作为一种特殊的金融发展形式,数字金融在金融功能、作用对象和作用路径等方面均与传统理论中的金融发展存在一定差异。那么,在数字金融发展的背景下,传统理论中的金融发展对非常规货币政策传导的影响逻辑是否适用于数字金融?数字金融发展是否会给非常规货币政策的传导效果带来特殊的影响?本文通过两个实证分析来回答上述问题:①在经济面临严重负向冲击时期和正常时期,央行变动资产结构的非常规货币政策相对于变动资产总量的常规货币政策是否更为有效?②在两个不同时期,数字金融对非常规货币政策效果存在怎样的影响,与对常规货币政策的影响有何区别?由于解释这些实证结果所发现的经验证据将是后续 DSGE 模型构建的出发点,因而这部分的实证研究为后面 DSGE 模型的构建奠定了基础。

1. 研究设计

(1)模型设计。为实证探究上述问题,在战明华等(2020)、Sakai(2020)考虑调整成本的欧拉方程投资函数的基础之上,构建如下动态面板模型:

$$(I/K)_t = c + \phi_1(I/K)_{t-1} + \beta_{11}mp_t + \beta_{12}df_t + \beta_{13}mp_t \times df_t + \omega_k Z^k + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$(I/K)_t = c + \phi_1(I/K)_{t-1} + \beta_{21}ump_t + \beta_{22}df_t + \beta_{23}ump_t \times df_t + \omega_k Z^k + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,被解释变量 I/K 为企业投资与总资产之比; mp 为常规货币政策; ump 为非常规货币政策;

df 为数字金融发展; Z^k 为控制变量组成的向量,包括企业层面的资产规模(si)、营业收入(in)、股权结构(es)、管理费用(mc)、托宾Q(tq)和现金流(cf),以及宏观层面的宏观经济状况(ESI)和影子银行(SB); γ_i 为企业个体效应; ε 为随机扰动项。模型中引入被解释变量的滞后项,反映企业因存在调整成本而对投资逐步调整的过程。这里使用OLS方法估计。

(2)变量定义与样本数据说明。由于实证需要识别在遭受严重负向冲击和正常经济时期,两类货币政策的相对作用效果以及数字金融的影响,因而首先需要界定负向冲击时期以及正常时期。考虑到中国的经济周期波动特征,本文将严重负向冲击时期的区间界定为2008年和2009年、2013—2015年、2020年,这三个时段分别与2008年国际金融危机、2013年国际资本流动不确定性以及2020年重大公共卫生安全事件这三次严重负向冲击事件相对应,其余时间则定义为正常时期。这里使用的样本为季度面板数据,样本截面为沪深两市包括中小企业板的部分A股上市公司。所用数据包括宏观经济指标与微观经济指标,其中,宏观经济数据来自中国人民银行网站和Wind数据库,企业层次微观数据来自Wind数据库。为保证企业层次微观数据的有效性,这里对样本主要做了如下处理:①剔除所有的金融类、PT和连续出现ST、当年IPO和主营业务利润率持续为负的公司;②对于主要解释变量进行了头尾缩减1%的Winsorize处理;③对部分少量缺失数据采用了平滑移动平均法予以补齐。变量定义如表1所示。

表1 变量定义

变量符号	变量定义
I/K	企业投资/总资产,以“(购买和建造固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金-处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额)/总资产”来测度
si	企业规模,以“企业总资产的对数值”来测度
in	企业营业收入,以“主营业务收入/总资产”来测度
es	企业股权结构,以“前十大股东持股比例”来测度
mc	企业管理费用,以“企业管理费用/总资产”来测度
tq	托宾Q值,以“(流通市值+非流通市值+总负债)/总资产”来测度
cf	企业现金流,以“经营活动产生的现金流量净额/总资产”来测度
ump	非常规货币政策,以央行资产负债表中的“对其他存款性公司债权/总资产”来测度
mp	常规货币政策,以央行资产负债表中的“总资产增长率”来测度
df	数字金融,以“对数形式计算的第三方在线支付规模”来测度
ESI	宏观经济运行情况,以“GDP同比增长率”来测度
SB	影子银行,以“(信托贷款+委托贷款+未贴现银行承兑汇票)/GDP”来测度

注:详细的变量定义说明参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

2.经验结果

表2给出了式(1)和式(2)的实证结果,可以得到如下结论:

(1)在经济遭受严重负向冲击时期,通过资产总量调控的常规货币政策作用效果相对较弱,而在正常时期这一效果则更为强烈,这回答了前面所提出的第一个问题。具体地,由表中第(2)、(4)列结果可知,变量 mp 的系数估计值分别为0.1031和0.6818,但前者在5%的水平上显著而后者在1%的水平上显著。虽然与理论预期不同,此处实证结果显示常规货币政策在两个不同时期的效果差异并不明显,但这可能是由如下现实因素所导致:①与发达国家在严重负向冲击时期经常会面临利率有效下限约束不同,中国的利率调控空间相对较大,这使得即便在负向冲击时期,中国的常规货币政策仍然能有效降低利率水平从而刺激经济;②中国的非常规货币政策实际上是从2013年开

始逐渐大规模实施的,这使得中国在应对早期的一些严重负向冲击事件时主要仍是依靠降准降息等常规货币政策操作,而不是非常规货币政策。

(2)在经济遭受严重负向冲击时期,通过资产结构调整的非常规货币政策作用效果是显著的,而在正常时期作用效果则不显著,这进一步回答了上述问题1。具体地,由表中第(3)、(5)列可知,变量 ump 的系数估计值分别为 0.1892 和 0.3780,但前者在 1% 的水平上显著而后者仅在 10% 的水平上显著。除了支持了问题 1 的判断,这里的结果还为当前实行的一些非常规货币政策操作的合理性与必要性提供了实证支持。

(3)在经济遭受严重负向冲击时期,数字金融对常规货币政策作用效果的影响不大,但在正常时期提高了常规货币政策的作用效果,这回答了前面的第二个问题。具体地,由表中第(2)、(4)列结果可知,交互项 $mp \times df$ 的系数估计值分别为 0.6967 和 0.7706,但前者不显著而后者在 1% 的水平上显著。这与 Gertler and Kiyotaki(2013)的负向冲击时期利率政策效果很小的观点基本相符。

(4)在经济遭受严重负向冲击时期,数字金融显著强化了非常规货币政策的作用效果,但在正常时期对非常规货币政策的影响不显著,这进一步回答了上述问题 2。具体地,由表中第(3)、(5)列可知, $ump \times df$ 的系数估计值分别为 1.7117 和 0.2870,但前者在 1% 的水平上显著而后者不显著。这意味着,随着数字金融的发展,正常时期相对遭受严重冲击时期,金融摩擦的相对差异在增大,即两种状态下金融摩擦的变异度在提高,这与经济负向冲击改变金融摩擦的边际效应成反比的预期一致。^①

基于上述实证设计与分析,可得到数字金融背景下非常规货币政策的两个经验证据:①在经济面临严重负向冲击时期,央行变动资产结构的非常规货币政策相对于变动资产总量的常规货币政策将更为有效。②在经济遭受严重负向冲击时期,数字金融发展水平越高,非常规货币政策影响企业投资的效果越好,而常规货币政策影响企业投资的效果则不受数字金融发展的显著影响。

表2 两类货币政策传导的实证结果

变量	负向冲击时期		正常时期	
mp	0.1031** (0.0425)		0.6818*** (0.2252)	
df	0.1361 (1.5551)		-0.1282 (0.3131)	
$mp \times df$	0.6967 (0.5323)		0.7706*** (0.2261)	
ump		0.1892*** (0.0482)		0.3780* (0.2157)
df		-0.5170 (0.4452)		0.3431 (0.4033)
$ump \times df$		1.7117*** (0.4400)		0.2870 (0.2143)
其他变量	控制	控制	控制	控制
R ²	0.7873	0.7875	0.3818	0.3832

注:括号内为稳健标准误,***、**和*分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

^① 异质性分析等参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

四、数字金融背景下非常规货币政策的理论模型构建

为了解释前面发现的经验证据,本部分构建了一个包含异质性企业与银行特征、双重金融加速器机制与内生性非常规货币政策规则的理论模型,以阐释非常规货币政策通过企业资产负债表与银行资产负债表渠道的作用机制,进而在数字金融发展背景下比较中国非常规货币政策与常规货币政策规则传导效应的差异与变化。模型的总体特征如下:①刻画了大型企业与中小微企业、大型银行与中小银行的异质性资产负债表特征;②引入了企业与银行之间的抵押贷款约束与银行外部融资的杠杆约束两类金融摩擦,在此结构下探究经济总体严重负向冲击对大型企业与中小企业的外部融资与生产的系统性边际非对称影响;③构建了针对由外部融资溢价与存贷利差的两类利差所构成的企业实际外部融资成本进行调控的非常规货币政策规则,并论证了中国非常规货币政策与常规货币政策效果受到数字金融发展的边际影响。

基于模型分析,当经济体面临严重负向冲击时,企业与银行的资产负债表效应均会使得企业杠杆与银行杠杆迅速恶化,企业外部融资溢价、银行存贷利差对其自身杠杆率变动作出反应,对企业实体投资与消费产生严重的紧缩性影响。金融摩擦越严重,企业外部融资溢价与银行存贷利差的反应越灵敏,同时中小企业相对于大型企业受到更为严重的边际影响。在此背景下,基于利差进行内生调节的非常规货币政策规则对利差高企的中小企业提供更多的信贷支持,非常规货币政策传导效果优于常规货币政策的效果,同时,数字金融的发展进一步强化了非常规货币政策的相对效果。

1. 模型构建

模型由家庭部门、生产部门与政府部门构成,其中,家庭部门进行银行存款,选择消费与劳动供给进行效用最大化,由消费者效用最大化可得到关于消费的欧拉方程与劳动供给方程;生产部门分为中间品生产商(企业家)和最终产品零售商,其中,企业家为信贷市场资金需求方,企业家通过物理资本投资与贷款进行消费平滑,并使用劳动力与资本生产中间产品,最终产品零售商进行黏性定价,得到新凯恩斯主义菲利普斯曲线。最后,政府部门根据常规货币政策规则与非常规货币政策规则执行两类货币政策,并保持政府预算平衡。由于两类货币政策规则的传导与数字金融的边际作用主要在信贷市场均衡中体现,因此,本文模型着重对信贷市场双重金融摩擦与信贷市场结构特征进行数理描述与推导,并基于这些特征分析两类货币政策的传导机制与数字金融的边际作用。

(1)企业家(可贷资金需求)。本文对中间品生产商引入金融摩擦影响与异质性特征。企业家为经济体中的可贷资金需求方。最终产品零售商购买中间产品生产最终产品,在垄断竞争结构下进行粘性定价。假设存在两类企业:小企业(Medium, Small and Micro Enterprise,简称S类)以及国有企业和大型企业(State-owned and Large Enterprise,简称L类),即企业类型 $j \in [S, L]$,设 θ 与 $1 - \theta$ 分别为小企业和大型企业在经济体中的比重。不同规模的中间品生产商存在资产负债表特征异质性,通过假设不同规模的企业存在项目投资多样化能力差异,得到企业稳态杠杆率差异与抵押贷款约束程度差异(Hann et al., 2013),异质性企业因此而受到抵押贷款约束的边际非对称影响^①。

^① 需要说明的是,大型企业与中小微企业之间的异质性特征是多维度的,且多种特征的形成存在内生关系。

为了保持模型中关于企业异质性假设的简洁与模型逻辑链条的清晰,本文仅假设两类企业的差异在于其投资项目多样化的差异,进而基于该假设可证明投资项目多样性与企业资产系统性风险之间的关系,以及在此条件下企业债务投资人(银行)对持有异质性企业债务资产的偏好差异(Hann et al., 2013)。

假设企业家贴现率 β_E 小于家庭部门耐心消费者的贴现率,从而保证资金流向为耐心消费者净借出而企业家净借入,但企业家需通过金融中介进行外部融资。企业家通过实体经营获得收入,从而进行消费。企业家的效用最大化问题表示如下:

$$\max_{C_{t,j}^E, B_{t,j}^l, L_{t,j}, K_{t,j}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_E^t \log(C_{t,j}^E) \quad (3)$$

$$\text{s.t. } C_{t,j}^E + (1 + R_t^l)B_{t-1,j}^l + W_t L_{t,j} + I_{t,j} \leq \frac{Y_{t,j}}{X_{t,j}} + B_{t,j}^l \quad (4)$$

$$B_{t,j}^l \leq \frac{m_t E_t (Q_{t+1,j} K_{t,j} (1 - \delta))}{1 + R_t^l} \quad (5)$$

$$K_{t,j} = (1 - \delta) K_{t-1,j} + \left[1 - \frac{\xi}{2} \left(\frac{I_{t,j}}{I_{t-1,j}} - 1 \right)^2 \right] I_{t,j} \quad (6)$$

其中,企业家 j 选择消费 $C_{t,j}^E$ 、贷款 $B_{t-1,j}^l$ 、劳动需求 $L_{t,j}$ 和资本需求 $K_{t,j}$ 以实现效用最大化,企业家进行资本积累,同时受到预算约束和抵押贷款约束的限制。式(4)为企业家预算约束, R_t^l 为贷款利率, W_t 为实际工资率, X_t 为零售商品的平均价格加成。假设柯布一道格拉斯生产函数 $Y_{t,j} = A_{t,j} K_{t-1,j}^\alpha L_{t,j}^{1-\alpha}$ 。式(5)为抵押贷款约束,其中, m_t 为负债价值比,反映经济体中金融摩擦程度, m_t 越大,金融摩擦程度越小。数字金融发展减少了企业外部融资过程中所面对的信息摩擦,可能减小企业抵押贷款约束,增大负债价值比 m_t 。企业家可获得的贷款受到企业资本品价值的影响,即存在企业资产负债表效应, Q_t 为企业实际资本价格。式(6)为资本积累方程,其中, ξ 为企业投资调整成本参数, δ 为折旧率。求解企业净值最大化问题得到关于企业家消费与投资的欧拉方程表示如下:

$$\frac{1}{C_{t,j}^E} = \beta_E E_t \left(\frac{1 + R_t^l}{C_{t+1,j}^E} \right) + s_{t,j}^E \quad (7)$$

$$Q_{t,j} = \beta_E E_t \left(\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left[\frac{\alpha Y_{t+1,j}}{K_{t,j} X_{t+1,j}} + Q_{t+1,j} (1 - \delta) \right] + \frac{s_{t,j}^E m_{t,j} Q_{t+1,j} (1 - \delta)}{1 + R_t^l} \right) \quad (8)$$

其中, $s_{t,j}^E$ 为抵押贷款约束的拉格朗日乘数。企业抵押贷款约束改变了企业家消费的跨期替代率与企业家投资的相对价格。根据式(7),企业家消费的跨期替代成本高于贷款利率。同样,根据式(8),企业投资的相对成本亦高于实际资本回报率,均额外受到抵押贷款约束所产生的影子成本的影响。因此,企业抵押贷款约束将资产价格变动与实体消费、投资联系起来,其约束程度越高,影子成本越高,企业家消费与投资均受到更严重的负面影响。令 $\chi_{t,j}^E \equiv B_{t,j}^l / K_{t,j} = m_t (1 - \delta) E_t Q_{t+1,j} / (1 + R_t^l)$ 为企业的总负债与总资产的比率,反映了企业的杠杆水平。定义企业净值 $NW_{t,j}$ 等于企业资产价值加上企业资产回报减去企业外部融资本息支出,表示如下:

$$NW_{t,j} \equiv Q_{t,j} (1 - \delta) K_{t-1,j} - (1 + R_{t-1,j}^l) B_{t-1,j}^l + \frac{\alpha Y_{t,j}}{X_t} = [Q_{t,j} (1 - \delta) - (1 + R_{t-1}^l) \chi_{t-1,j}^E + r_{t,j}^K] K_{t-1,j} \quad (9)$$

其中, $r_{t,j}^K = \alpha Y_{t,j} / (K_{t-1,j} X_t)$ 为资本边际回报。根据式(9),当期资产价格升高产生的正估价效应与当期企业资产回报提高均会使得企业净值增加,而贷款利率的上升则会减少企业净值。在模型均衡状态下,企业家消费与投资是企业净值的线性函数。企业家消费是企业净值的固定部分 $C_{t,j}^E = (1 - \beta_E) NW_{t,j}$ 。企业家投资与企业净值之间的正相关关系存在一个乘数效应 $K_{t,j} = \beta_E NW_{t,j} / (Q_{t,j} - \chi_{t,j}^E)$,该乘数随企业杠杆上升而增大。本文进一步推导贷款需求函数并进行对数线性化,表示如下:

$$\hat{B}_{t,j}^l = \frac{-1}{(1 - \chi_j^E)} \left[\hat{R}_{t,j}^l + \widehat{\text{spr}}_{t,j}^E \right] \quad (10)$$

式(10)为向下倾斜的贷款需求函数,其中, $\widehat{\text{spr}}_{t,j}^E = -\text{E}_t[\hat{Q}_{t+1,j} - \hat{Q}_{t,j}] - \beta_E \text{NW}_j \widehat{\text{NW}}_{t,j}$ 为企业外部融资溢价,受到企业预期资产价格变动与资产净值变动的影响。因此,企业实际融资成本由贷款利率与企业外部融资溢价两个部分组成,企业贷款需求对企业实际融资成本的反应弹性为 $1/(1 - \chi_j^E)$, χ_j^E 为企业稳态杠杆率,企业稳态杠杆率越高,贷款需求对企业实际融资成本的反应越灵敏。根据上述特征,当经济体受到严重负向冲击时,不仅银行收取的贷款利率升高,同时企业资产价格下降与企业资本价值下降导致企业外部融资溢价高企,二者皆使得企业实际融资成本提高,企业贷款量减少,对企业投资与产出产生负面影响,导致实体经济进一步衰退。若无有效的政策干预,实体经济将陷入恶性循环。

与此同时,企业异质性引起的金融加速器效应的边际非对称性,体现在企业贷款需求弹性异质性,由于大型企业与国有企业的稳态杠杆率通常高于中小企业 $\chi_L^E > \chi_S^E$ (中国人民银行营业管理部课题组,2017),企业实际外部融资成本变动对企业贷款需求量存在不同的边际影响,中小企业的贷款受到企业实际融资成本高企更强的边际影响。

(2)金融中介(可贷资金供给)。假设银行业为垄断竞争市场,银行部门从家庭部门获得存款并给企业提供贷款。银行对异质性企业的利率定价存在价格歧视,根据各类企业的贷款需求函数进行贷款利率定价。考虑到大型企业通常从大型银行获得信贷,而中小微企业主要从中小银行获得信贷的经济事实,本文引入银行异质性以体现异质性企业的外部融资成本受到信贷市场供需双方金融摩擦的共同影响。假设存在大型银行(Large Bank,简称LB类)与中小银行(Medium and Small Bank,简称SB类)两类银行, $b \in [SB, LB]$ 。银行部门追求银行净值最大化并积累银行资本,银行实际净值表示为银行实际现金流量净现值。银行部门在资产负债表约束下进行银行净值最大化,最优化问题表示如下:

$$\begin{aligned} \max \text{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} & A_{0,t} [(1 - \theta)(1 + R_{t,L,b}^l(B_{t,L,b}^l)) B_{t,L,b}^l + \theta(1 + R_{t,S,b}^l(B_{t,S,b}^l)) B_{t,S,b}^l \\ & - (1 + R_{t,b}^D) D_{t,b} - \frac{\theta_b^B}{2} \left(\frac{K_{t,b}^B}{B_{t,b}^l} - \kappa_b^B \right)^2 K_{t,b}^B] \end{aligned} \quad (11)$$

$$\text{s.t. } B_{t,B}^l = D_{t,B} + K_{t,B}^B \quad (12)$$

其中, $B_{t,b}^l = (1 - \theta)B_{t,L,b}^l + \theta B_{t,S,b}^l$ 为银行资产,等于银行对两类企业贷款的总和。 $R_{t,L}^l(B_{t,L}^l)$ 与 $R_{t,S}^l(B_{t,S}^l)$ 分别为两类企业的贷款需求函数。银行持有资产的边际回报来自对两类企业收取的存贷利差 $(R_{t,L}^l - R_t^D)$ 与 $(R_{t,S}^l - R_t^D)$ 。同时,银行持有的资产数量越多,银行资产总回报越高,因此,有动机增加杠杆以获得更高的利润。 $K_{t,b}^B$ 为银行资本。 κ_b^B 为银行的稳态杠杆率的倒数。当银行的杠杆水平偏离稳态杠杆率时,将产生二次运营成本,该设定保障银行不能无限增加杠杆以获得无限扩大的资产规模与无限资产回报。银行稳态杠杆率体现了银行的潜在风险承担能力,亦可看作是银行资产负债表质量的衡量,因此,大型银行的稳态杠杆率通常高于中小银行(Bhagat et al., 2015),即 $\kappa_{LB}^B < \kappa_{SB}^B$ 。 θ_b^B 为二次运营成本参数,反映了银行运营效率水平,运营效率越高, θ_b^B 取值越小。互联网技术、云计算、区块链、大数据技术等金融科技在中国商业银行的应用,显著提高了银行运营效率与银行服务质量,并且降低了中国商业银行的信用风险(张一林等,2021;李逸飞等,2022)。因此,本文认为,数字金融发展能够提高银行有效运营的目标杠杆率水平,由此设定 κ_b^B 为数字金融发展的

减函数。此外,数字金融的发展提高了中国商业银行的全要素生产率,改善了银行成本效率,由此假设 θ_b^p 为数字金融发展水平的减函数。

式(12)为银行资产负债表。定义银行杠杆为 $\chi_{t,b}^B \equiv B_{t,b}^l/K_{t,b}^B$,银行存贷利差为 $spr_{t,j,b}^B \equiv R_{t,j,b}^l - R_t^D$ 。根据银行部门利润最大化问题的一阶最优条件得到银行存贷利差的对数线性化形式表示如下:

$$\widehat{spr}_{t,b}^B = \hat{R}_{t,j,b}^l - \hat{R}_t^D = \frac{\theta_b^p (\kappa_b^B)^3}{(1 + \chi_j^E) R^D} \hat{\chi}_{t,b}^B \quad (13)$$

式(13)为银行贷款供给曲线,银行存贷款利差为关于银行杠杆水平的非线性函数,反映了资金供给方的金融风险。银行杠杆上升会引起银行利差上升,反应弹性为 $\theta_b^p (\kappa_b^B)^3 / (1 + \chi_j^E) R^D$ 。一方面,银行运营效率越低(θ_b^p 越大)或银行杠杆约束越大(银行稳态杠杆率的倒数 κ_b^B 越大),风险资产利差对银行杠杆变动的反应越大。另一方面,银行的垄断定价加成越高(企业贷款需求弹性越小),银行存贷利差越高。当经济面临严重负向冲击时,银行资产损失造成银行杠杆被迫上升,银行各类资产风险利差亦上升,金融摩擦越严重,银行存贷利差上升越多。银行杠杆约束形成信贷供给方的金融加速器机制,与企业部门外部融资溢价相互作用,对实体经济与金融市场状况形成恶性循环。

在异质性银行假设下,大型企业与中小企业面对的银行存贷利差存在差异,受到两方面因素的影响:一方面,由于银行贷款利率定价价格加成与企业贷款需求弹性负相关,根据前文,大型企业与国有企业的稳态杠杆水平通常高于中小微企业,企业贷款需求弹性更大,受到的贷款利率价格加成相对较低,其面对的存贷利差受到银行杠杆的边际影响相对较小。另一方面,由于大型企业与国有企业通常从大型银行获得信贷,而中小微企业主要从中小银行获得信贷,因此大型银行的稳态杠杆率通常高于中小银行,使得中小银行的存贷利差对银行杠杆变化的反应弹性更大。换言之,大型企业与中小企业的存贷利差对银行杠杆变化的反应弹性分别为 $\theta_{LB}^p (\kappa_{LB}^B)^3 / (1 + \chi_L^E) R^D$ 和 $\theta_{SB}^p (\kappa_{SB}^B)^3 / (1 + \chi_S^E) R^D$,由于 $\kappa_{LB}^B < \kappa_{SB}^B$ 、 $\chi_L^E > \chi_S^E$,即企业资产负债表质量异质性与银行资产负债表质量异质性均使得中小企业在严重负向冲击下的存贷利差大幅上升,中小企业外部融资情况迅速恶化。

(3)货币政策规则与市场出清。假设货币市场为完全竞争,因此,货币市场利率等于存款利率。央行的常规货币政策采用利率作为(价格型)货币政策工具,货币政策利率服从泰勒规则,其对数线性化形式表示如下:

$$\hat{R}_t^D = \rho \hat{R}_{t-1}^D + (1 - \rho) [\mu_\pi (\pi_t - \pi^*) + \mu_Y (Y_t - Y^*)] + \varepsilon_t \quad (14)$$

其中, π^* 为通胀目标, $Y_t - Y^*$ 为产出缺口, ε_t 为货币政策冲击, μ_π 和 μ_Y 分别为通胀目标和产出目标的政策权重参数。常规货币政策通过调节货币供应量降低货币政策利率,通过信贷市场供需双方的价格发现过程,使得货币市场利率传导至贷款利率,均衡贷款利率既影响银行业利润水平亦影响实体经济中企业净值、企业投资与企业家消费。

央行的非常规货币政策是通过改变央行资产负债表中的资产结构对经济体中的利差产生影响。例如,中国在稳健货币政策基调下采用的各类定向的非常规货币政策,通过改变央行资产负债表中资产结构,对经济体中的利差产生影响,包括定向信贷配给、定向降准、定向支农支小的再贷款与再贴现等政策。央行通过调节非常规货币政策工具的额度并为银行执行非常规货币政策提供100%的本金支持,起到了降低中小企业实际外部融资成本、支撑中小企业资产价格、增加投资与产出的作用。因此,本文模型借鉴Gertler and Karadi(2011)中关于非常规货币政策的设定,并基于中国定向非常规货币政策的实践特点进行深化,尝试构建中国非常规货币政策的作用渠道以及政策规则。

本文假设央行通过银行系统定向为特定行业、领域提供外部融资支持 $Q_{t,j}K_{gt,j} = \psi_{t,j}Q_{t,j}K_{t,j}$, $\psi_j \in [0, 1]$, 表示非常规货币政策执行力度, 即央行所确定的再贷款、再贴现等非常规货币政策工具的执行总额度。央行按照一定的政策利率 R_t^D 向银行提供资金, 而银行向实体经济特定部门定向贷出资金。银行可获得收益等于 $(\tilde{R}_{t,j,b}^I - R_t^D)\psi_{t,j}Q_{t,j}K_{t,j}$, 因此, 银行存在激励执行非常规货币政策。企业获得的总外部融资额为: $Q_{t,j}K_{t,j} = \chi_{t,j,b}^B K_{t,j,b}^B + \psi_{t,j}Q_{t,j}K_{t,j} = \phi_{t,j,b} K_{t,j,b}^B$, $\phi_{t,j,b}$ 表示非常规货币政策执行后的总杠杆率, $\phi_{t,j,b} = \chi_{t,b}^B / (1 - \psi_{t,j})$ 与非常规货币政策的强度 $\psi_{t,j}$ 正相关。根据前文对于严重负向冲击传导机制的分析, 本文设计内生性非常规货币政策执行规则。由于在严重负向冲击下企业实际融资成本高企的直接表征为两类利差的大幅上升, 这也是大型企业与中小企业在负向冲击下实际融资成本恶化程度差异的直接体现, 因此, 央行根据利差变动情况确定非常规货币政策的执行力度 $\psi_{t,j}$, 非常规货币政策规则的对数线性化形式表示如下:

$$\hat{\psi}_{t,j} = \rho_U \hat{\psi}_{t-1,j} + (1 - \rho_U) v_j E_i \left[\omega_E \widehat{spr}_{t+1,j}^E + \omega_B \widehat{spr}_{t+1,j,b}^B \right] \quad (15)$$

式(15)表示对实体经济特定部门定向资金支持的非常规货币政策工具执行力度的调整规则, 根据不同企业类型 j 面对的实际外部融资成本与存款利率之间的利差执行定向非常规货币政策。若经济体中不存在双重金融摩擦与金融中介, 则该利差等于 0。其中, ρ_U 为非常规货币政策持续性参数, v_j 为政策执行力度参数, v_j 取值越大表示对企业类型 j 的非常规货币政策执行力度越大。 ω_E 和 ω_B 分别为对企业外部融资溢价利差与银行存贷利差的政策权重参数。具体执行可根据实体经济特定部门获得信贷的实际情况进行设计, 例如, 中小微企业主要从中小银行获得信贷, 那么对其的定向资金支持则可根据中小微企业的实际外部融资利差 $\widehat{spr}_{t+1,S}^E$ 与中小银行对中小微企业的信贷利差 $\widehat{spr}_{t+1,S,SB}^B$ 的实际情况来确定适宜的政策权重, 以及对于中小微企业的政策支撑力度 v_S 来最终确定适宜的资金支持规模。非常规货币政策的作用机制体现在两个方面: 一是缓解银行在负向冲击下受到杠杆率约束而减少信贷供给与提高存贷利差, 同时有助于修复银行资产负债表; 二是增加企业信贷可获得性, 可缓解负向冲击下企业资产价格下降而引起的降杠杆, 有助于修复企业资产负债表。

最后, 考虑到央行干预中介服务所可能产生的道德风险、金融风险与效率损失, 假设非常规货币政策存在执行成本, 与其执行规模正相关, 该设定避免了在经济体处于正常情况下央行滥用非常规货币政策操作的可能性。假设政府部门每一期财政预算平衡。在模型均衡, 产品市场、信贷市场、资本市场与劳动力市场出清。

2. 关于经验证据的机制解析

(1) 常规与非常规货币政策传导。当经济面临负向冲击时, 常规货币政策根据泰勒规则, 通过扩大央行资产规模降低货币市场利率。常规货币政策通过利率渠道与信贷渠道对实体经济产生影响。对于利率渠道而言, 根据式(13), 货币市场利率首先影响金融中介机构贷款利率定价, 继而根据式(10), 贷款利率下降能够降低企业实际外部融资成本, 从而对企业家消费与投资产生刺激, 缓解负向冲击带来的影响。对于信贷渠道而言, 根据式(13), 若宽松货币政策使得银行利润与银行资产价格所受到的负面影响得以改善, 则存贷利差的缩小亦会使得贷款利率下降。对于企业而言, 根据式(10), 企业资产价格与企业净值所受到的负面影响得以改善, 亦会通过缓解抵押贷款约束而降低企业实际融资成本。

然而, 当经济面临严重负向冲击时, 常规货币政策的传导效应可能被严重弱化或失效。由于严

重负向冲击下需要政策利率大幅下降,而当政策利率达到零下限(Zero Lower Bound)或有效下限时,货币市场利率无法继续下降,利率渠道失效。同时,金融摩擦对信贷渠道的影响也在严重负向冲击时被放大,由于资产价格的大幅下降,银行资产价值与企业净值下降,使得金融中介与企业均被迫去杠杆,信贷利差与企业外部融资实际成本增加,常规利率调控对信贷渠道的影响途径有限。对于发达经济体,由于名义利率水平通常较低,大规模的货币宽松时容易触及零利率下限,使得常规货币政策失效,而对于发展中或新兴市场经济体,由于金融摩擦产生的利差相对较高,名义利率水平通常较高,在大规模宽松货币政策的情况下,虽然不会触及零利率下限,但常规货币政策对资产负债表约束的缓解能力有限,各类利差是实体经济融资成本高企的主要影响因素,常规货币政策无法有效降低各类利差。此时,常规货币政策的传导效率取决于企业的贷款需求弹性,当政策利率下降1%,银行贷款利率下降1%,企业可获贷款增加 $1/(1 - \chi_j^E)\%$,贷款需求弹性是企业稳态杠杆率 χ_j^E 的增函数,贷款需求弹性越小的企业受到常规货币政策的刺激作用越小。中小企业、民营企业的企业稳态杠杆率水平较低,当经济体受到严重负向冲击时,中小企业、民营企业获得外部融资相对下降更多,然而常规货币政策对中小企业、民营企业的扩张作用也更加受限。

非常规货币政策则通过调节市场中各类资产的相对需求量达到调节期限利差或信用利差的效果。对于利率期限结构传导较为完善的发达经济体,通过出售短期政府债券购买长期政府债券,可提高短期利率降低长期利率,从而避免零利率下限的制约同时提高对投资产生影响的长期利率水平。发达经济体也有通过出售短期政府债券购买抵押贷款支持证券(MBS)等风险资产达到提高短期利率、支撑MBS资产价格、降低信用利差的作用。相较之下,对于利率期限结构传导尚未完善或信贷市场摩擦较为严重的发展中或新兴市场经济体,应针对金融摩擦产生的负面后果实施非常规货币政策,即为实体企业提供额外融资资金供给的非常规货币政策操作,该操作能够降低利差对实体企业外部融资的影响,对于外部融资受到严重制约的实体企业可以采用定向的非常规货币政策操作。式(15)描述了此类非常规货币政策的执行规则,当央行执行非常规货币政策时,企业获得的外部融资额由 $\chi_{t,j,b}^B K_{t,j,b}^B$ 上升至 $\chi_{t,j,b}^B K_{t,j,b}^B / (1 - \psi_{t,j})$ 。央行根据经济体中有效利差($\widehat{spr}_{t,j}^E + \widehat{spr}_{t,j,b}^B$)的变动调整非常规货币政策的规模 $\hat{\psi}_{t,j}$ 。当有效利差预期上升1%时,非常规货币政策规模 $\hat{\psi}_{t,j}$ 上升 $v_j\%$,企业可获贷款上升 $v_j \psi_j / (1 - \psi_j)\%$ 。企业可获融资额上升将进一步通过改善的有效利差产生金融放大器效应,从而缓解实体经济受到的负向冲击。

根据中国信贷市场金融摩擦与中国非常规货币政策的特点,本文区分了异质性企业与异质性银行。具体地,中国信贷市场存在大型企业主要从大型银行获得信贷,而中小企业主要从中小银行获得信贷的特征,同时中国的非常规货币政策长期性工具(如再贴现)也是由中小银行执行对民营企业、涉农领域的信贷支持。一方面,由于中小微企业的资产系统性风险更大,银行持有中小微企业债务需要承受更高的系统性风险,因此,银行更加偏好优先为大型企业提供信贷,而对中小企业提出更高的抵押贷款要求,这使得中小企业的稳态杠杆率水平通常低于大型企业, $\chi_s^E < \chi_L^E$ 。在模型中,根据从信贷需求方的最优化问题得到的企业贷款需求函数式(10)可见,企业贷款需求弹性是企业稳态杠杆率 χ_j^E 的增函数,因而中小微企业的贷款需求弹性相对较低。因此,异质性企业贷款需求量对其实际外部融资成本的边际反应不同。换言之,企业在投资生产特征上的异质性内生决定了企业资产负债表质量的异质性,使得信贷供给方为不同部门的企业提供贷款具有前置偏好,即存在系统性的信贷配给效应,因此,不同部门的企业面对的信贷市场金融摩擦程度是存在系统性差异的。另一方面,由于存在银行外部融资金融摩擦,银行边际成本与银行杠杆风险正相关,银行杠

杆风险由银行杠杆偏离稳态杠杆率的水平衡量。根据从信贷供给方最优化问题得到的银行贷款利率定价函数式(13),由于中小银行的稳态杠杆率通常低于大型银行,中小银行的银行杠杆风险对其贷款利率定价存在更大的边际影响。同时,由于银行贷款利率定价的价格加成,银行存贷利差对银行杠杆风险的边际反应也受到企业贷款需求弹性(企业稳态杠杆率)的影响,由于中小银行更多吸纳了贷款需求弹性更小(稳态杠杆率水平较低)的中小微企业的贷款,中小微企业的贷款利率定价价格加成更高。基于此,对于从中小银行获得贷款的中小微企业而言,在受到负向冲击时,其面对的贷款利率同时受到异质性企业资产负债表与异质性银行资产负债表质量的非对称影响,相对于大型企业,面对的贷款利率存在更大幅度的上涨。中小企业部门在经济体中的占比越大,经济总体受到越强的冲击,整体陷入恶性循环。

针对双重金融加速器机制下产生的对异质性企业外部融资过程的两类边际非对称影响,本文假设央行可定向执行非常规货币政策,即根据不同类型的企业 j 外部融资利差的变动情况 $\widehat{spr}_{t+1,j}^E + \widehat{spr}_{t+1,b,j}^B$ 调整对该类企业执行非常规货币政策的规模。该定向操作并非必须要求对不同类型的企业采用不同取值的政策参数 v_j ,即使取相同的政策权重参数值,企业在经济体遭受严重负向冲击时,其外部融资利差变化具有内生的异质性,企业外部融资情况恶化越严重、外部融资利差上升越多的企业将获得规模更大的非常规货币政策支持。此外,如何适时退出非常规货币政策也是非常规货币政策执行中的关键问题,根据式(15)的非常规货币政策规则,当经济状况好转,企业外部融资有效利差下降,非常规货币政策执行规模根据规则下降,即央行进行反向操作退出央行对于金融中介服务的指导。

综上,当经济体受到严重负向冲击时,即使货币政策利率未达到零利率下限,常规货币政策传导也受到金融摩擦的影响,越是外部融资情况严重恶化而受损的企业得到常规货币宽松的外部融资支持越是受限,不利于经济体逃脱资产价格下降与被迫降杠杆的恶性循环,实体经济仍然深陷信贷紧缩的“泥沼”。然而,对有效利差作出反应的非常规货币政策则能够定向为外部融资情况严重恶化的企业(如中小企业、民营企业)提供更多的外部融资支持,企业资产价格上升提升企业净值与银行资产价值,支撑银行杠杆与信贷,进而刺激投资与消费,达到修复实体经济的目的。上述分析解释了本文实证研究所总结的经验证据1。

(2)数字金融发展对常规与非常规货币政策传导的影响。现有关于中国数字金融发展对银行业与企业融资影响的相关实证研究发现,中国数字金融发展通过有效矫正传统金融中存在的各类金融摩擦,能够解决企业融资难、融资贵问题(宋敏等,2021),并且数字金融发展对银行业的影响主要体现在提高银行运营效率、成本效率和资本充足率,降低银行信用风险,提高银行业竞争力(谢绚丽和王诗卉,2022)等方面。

基于以上中国数字金融发展对微观主体的影响,本文将讨论在经济体遭受严重负向冲击时,数字金融对非常规货币政策相对于常规货币政策效果的影响及其传导途径。一是数字金融发展对银行运行效率的提高与对银行杠杆率约束的缓解弱化了信贷渠道的传导。根据式(13),银行运营效率的提高与银行杠杆率约束的缓解增强了存贷利差对银行杠杆的影响。换言之,该效应通过利差变动传导,而对利率变动传导不存在影响。因此,该效应增强非常规货币政策效果,而对常规货币政策效果并无影响,即增强非常规货币政策相对效果。二是根据式(10)和式(13),数字金融发展对企业抵押贷款约束的缓解通过两个路径对货币政策效果产生影响:一方面,企业抵押贷款约束的缓解增强了企业净值与企业外部融资利差之间的联系,降低企业外部融资溢价,从而增大企业投资乘

数。换言之,该效应通过利差变动传导,常规货币政策效果不受影响,但会增强非常规货币政策效果,即增强非常规货币政策的相对效果。另一方面,数字金融发展使得企业稳态杠杆率上升,贷款需求弹性上升,此效应以相同比例作用于贷款利率与企业外部融资利差的传导,常规货币政策与非常规货币政策效果均能提高。总体而言,企业抵押贷款约束的缓解对非常规货币政策效果的改善程度更大。然而,需要指出的是,就中国数字金融发展情况而言,数字金融发展对企业抵押贷款约束的缓解效果有限^①,且对不同类型企业的抵押贷款约束的影响存在较大差异。上述分析解释了本文实证研究所总结的经验证据2。

五、结论与政策启示

虽然非常规货币政策的概念未被明确提出,但中国同样面临严重负向经济冲击时货币政策如何实施的问题。与经济平稳时期不同,严重负向冲击会导致金融市场不确定性大增和信息不对称问题愈发严重,这破坏了常规货币政策传导机制的逻辑,并使发达国家的货币政策选择由一般利率水平调控转向利差调控。显然,货币政策选择与金融市场状态有着天然的内在逻辑联系。与发达国家不同,中国的金融市场状态变化不仅与短期的经济冲击相关,还因高频率的金融发展而处于长期的动态内生变化过程当中,近年来数字金融的迅速兴起更是赋予了这一变化以新的内涵。这决定了面临严重负向冲击时,中国非常规货币政策有着自身特殊的逻辑。从数字经济时代的数字金融发展出发,本文将严重负向冲击条件下的中国货币政策选择内嵌于传统理论的逻辑框架内,构建了中国非常规货币政策的新逻辑体系。研究发现:①常规与非常规货币政策区别的关键表征可以归结为央行资产总量还是资产结构的变化,资产总量变动目的是调控一般利率水平,而资产结构变动则是为了调控不同资产的利差;②随着数字金融的发展,在经济面临严重负向冲击时期,央行变动资产结构的非常规货币政策相对变动资产总量的常规货币政策将更为有效。

在当前世界地缘政治和产业链重构以及重大公共卫生安全事件滞后影响和人口老龄化等结构变化的百年未有之大变局背景下,本文对于如何贯彻党的二十大报告提出的通过健全宏观经济治理体系促进经济高质量发展具有以下重要的政策启示:

(1)构建基于不同经济波动特征的常规与非常规货币政策调控体系。本文研究显示,金融市场作为货币政策传导的“介质”,其特性受到经济波动的显著影响。经济波动会改变金融市场的不确定性和信息不对称程度,进而影响市场摩擦水平,并因此影响货币政策的传导。与以往相比,当前和未来一段时间,中国面临经济波动冲击的背景发生了很大变化,冲击在经济中传播的路径和时间动态将具有新的特征。面对新波动冲击背景下的逆周期和跨周期调控任务,政策调控不应仅囿于传统工具和中介目标所构成的政策体系,还须依据非常规货币政策的传导机理,创新非常规货币政策体系,通过评估不同政策工具冲击的动态轨迹和效应,确定各类工具的实施时机和实施力度。对于常规货币政策,应制定灵活的利率政策和储备金调整机制。这些政策在经济平稳时期可以有效控制货币供应和信贷成本,保持金融市场的稳定性和可预测性。对于非常规货币政策,特别是在面对较大经济下行压力或金融市场流动性紧张时,政策制定应考虑采取更为积极的非常规措施,包括

^① 战明华等(2020)指出,中国数字金融发展对信贷渠道的弱化作用主要体现在完善了银行外部融资市场方面,但对企业外部融资市场的完善影响不大。

定向量化宽松、信贷便利提供和特定市场干预等。这些措施旨在降低金融市场的摩擦,提高信贷流动性,从而缓解经济下行压力。

(2)为了应对经济领域的严重负向冲击,随着数字金融的发展,应不断提高以央行资产负债表结构变化为表征的非常规货币政策实施比重。这种策略调整是基于当前金融环境的迅速变化和数字化趋势,以及传统货币政策工具在面对严重经济冲击时的局限性。首先,央行应加强对数字金融市场的监测和分析,确保其在制定和实施非常规货币政策时能充分理解和预测数字金融市场的动态。随着技术进步和金融市场数字化,金融资产的种类和交易方式日益多样化,这要求央行在实施政策时需要有更高的灵活性和适应性。其次,非常规货币政策的实施应注重通过信贷便利措施和直接市场操作等手段,强化资产负债表结构的调整,这些措施可以直接影响金融市场的流动性和利率水平,对抗较严重经济衰退的负面影响。与此同时,要注重非常规货币政策实施的精确性和针对性,避免可能引起的资产泡沫和市场对非常规货币政策的长期依赖。

(3)以系统论的观点逐步完善非常规货币政策的传导机制。在这一过程中,重要的是将非常规货币政策的实施和传导机制的优化置于金融市场和实体市场整体的市场化改革框架之中。非常规货币政策的有效性高度依赖于其能否通过影响利差作用于实体经济,这又与金融市场和商品市场的市场化程度密切相关。因此,金融市场和商品市场的市场化改革进程对非常规货币政策的传导具有重大影响。首先,需要加强金融市场的监管和改革,提升其透明度和效率。这包括优化金融市场的结构,提高其对非常规政策反应的敏感性和灵活性。同时,要确保金融市场的稳定性,减少市场的过度波动,使之能够更有效地传导货币政策的影响。其次,推进实体市场的市场化改革同样重要。这意味着,需要在保证竞争公平的同时,创造一个有利于创新和高效运作的市场环境。这有助于非常规货币政策通过改变利差影响的经济冲击,能更直接、更有效地传递到实体经济中。

需要说明的是,本文只是在数字金融背景下构建中国非常规货币政策整体理论框架体系的尝试。限于研究目的有限性和中国市场结构特征及运行机制的复杂性,理论架构中对冲击扰动的描述、总需求和总供给曲线分别关于产出和价格动态的刻画,以及非常规货币政策规则函数的设定,在反映中国经济实际方面仍存在不足。因此,如何进一步提炼中国经济环境的关键特征,构建更能反映负向冲击对中国经济影响的一般均衡框架,仍是一个未来值得深入研究的问题。

[参考文献]

- [1]冯明,伍戈.定向降准政策的结构性效果研究——基于两部门异质性商业银行模型的理论分析[J].财贸经济,2018,(12):62-79.
- [2]李逸飞,李茂林,李静.银行金融科技、信贷配置与企业短债长用[J].中国工业经济,2022,(10):137-154.
- [3]刘冲,庞元晨,刘莉亚.结构性货币政策、金融监管与利率传导效率——来自中国债券市场的证据[J].经济研究,2022,(1):122-136.
- [4]彭俞超,方意.结构性货币政策、产业结构升级与经济稳定[J].经济研究,2016,(7):29-42.
- [5]宋敏,周鹏,司海涛.金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角[J].中国工业经济,2021,(4):138-155.
- [6]谢绚丽,王诗卉.中国商业银行数字化转型:测度、进程及影响[J].经济学(季刊),2022,(6):1937-1956.
- [7]易纲.货币政策的自主性、有效性与经济金融稳定[J].经济研究,2023,(6):19-29.
- [8]殷兴山,易振华,项燕彪.总量型和结构型货币政策工具的选择与搭配——基于结构性去杠杆视角下的分析[J].金融研究,2020,(6):60-77.

- [9] 战明华, 汤颜菲, 李帅. 数字金融发展、渠道效应差异和货币政策传导效果[J]. 经济研究, 2020, (6):22-38.
- [10] 张晓晶, 刘磊. 宏观分析新范式下的金融风险与经济增长[J]. 经济研究, 2020, (6):4-21.
- [11] 张一林, 郁芸君, 陈珠明. 人工智能、中小企业融资与银行数字化转型[J]. 中国工业经济, 2021, (12):69-87.
- [12] 中国经济增长与宏观稳定课题组. 后危机时代的中国宏观调控[J]. 经济研究, 2010, (11):4-20.
- [13] 中国人民银行营业管理部课题组. 预算软约束、融资溢价与杠杆率——供给侧结构性改革的微观机理与经济效应研究[J]. 经济研究, 2017, (10):53-66.
- [14] 朱民, 彭道菊. 创新内含碳中和目标的结构性货币政策[J]. 金融研究, 2022, (6):1-15.
- [15] 庄子罐, 贾红静, 刘鼎铭. 货币政策的宏观经济效应研究: 预期与未预期冲击视角[J]. 中国工业经济, 2018, (7): 80-97.
- [16] Benhabib, J., S. Schmitt-Grohe, and M. Uribe. Monetary Policy and Multiple Equilibria[J]. American Economic Review, 2001, 91(1): 167-186.
- [17] Bernanke, B. S., M. Gertler, and S. Gilchrist. The Financial Accelerator and the Flight to Quality[J]. Review of Economics and Statistics, 1996, 78(1): 1-15.
- [18] Bhagat, S., B. Bolton, and J. Lu. Size, Leverage, and Risk-Taking of Financial Institutions[J]. Journal of Banking and Finance, 2015, 59: 520-537.
- [19] Chen, H., V. Curdia, and A. Ferrero. The Macroeconomic Effects of Large-Scale Asset Purchase Programmes[J]. Economic Journal, 2012, 122(9): F289-F315.
- [20] Chen, K., J. Ren, and T. Zha. The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China[J]. American Economic Review, 2018, 108(12): 3891-3936.
- [21] Curdia, V., and M. Woodford. The Central-Bank Balance Sheet as an Instrument of Monetary Policy[J]. Journal of Monetary Economics, 2011, 58(1): 54-79.
- [22] Del Negro, M., G. Eggertsson, A. Ferrero, and N. Kiyotaki. The Great Escape? A Quantitative Evaluation of the Fed's Liquidity Facilities[R]. NBER Working Paper, 2016.
- [23] Gertler, M., and P. Kiyotaki. QE 1 vs. 2 vs. 3…: A Framework for Analyzing Large-Scale Asset Purchases as a Monetary Policy Tool[J]. International Journal of Central Banking, 2013, 9(s1): 5-53.
- [24] Gertler, M., and P. Karadi. A Model of Unconventional Monetary Policy[J]. Journal of Monetary Economics, 2011, 58(1): 17-34.
- [25] Hann, N., O. Ogneva, and O. Oguzhan. Corporate Diversification and the Cost of Capital[J]. Journal of Finance, 2013, 68(5): 1961-1999.
- [26] Krugman, P. R. It's Baaack: Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1998, 2: 137-205.
- [27] McCallum, B. Theoretical Analysis Regarding a Zero Lower Bound on Nominal Interest Rates[J]. Journal of Money, Credit, and Banking, 2000, 32(4): 870-904.
- [28] McKay, A., E. Nakamura, and J. Steinsson. The Power of Forward Guidance Revisited[J]. American Economic Review, 2016, 106(10): 3133-3158.
- [29] Sakai, H. Did Financing Constraints Cause Investment Stagnation in Japan after the 1990s[J]. Journal of Corporate Finance, 2020, 64: 101-673.
- [30] Wallace, N. A Modigliani-Miller Theorem for Open-Market Operations[J]. American Economic Review, 1981, 71(3): 267-274.

Digital Finance, Severe Negative Shock and Unconventional Monetary Policy

ZHAN Ming-hua^{1,2}, LI Shuai¹, WU Zhou-heng^{1,2}

(1. School of Finance, Guangdong University of Foreign Studies;

2. Guangzhou Humanities and Social Sciences Key Research Base

Southern China Institute of Fortune Management)

Abstract: China has frequently suffered from negative external shocks after entering the 21st century, which has given rise to the use of unconventional monetary policy and the demand for building a theoretical system to guide the practice in a large transitional economy with unique characteristics like China. We attempt to explain the theoretical logic that the effect of unconventional monetary policy depends on the degree of financial market friction, and explore how digital finance affects the effectiveness of China's unconventional monetary policy transmission against the background that digital finance has caused disruptive impacts on China's financial structure and financial operation mechanism in recent years. We investigate the empirical evidence using the OLS method and explain them by constructing a theoretical model with dual financial frictions and heterogeneous firms and banks.

The findings of this paper are as follows. First, the conventional monetary policies affect central bank's asset size, while the unconventional monetary policies affect central bank's asset composition. The former influences the interest rate in the money market, while the latter affects the spread between different financial asset markets. Under severe negative shocks, the money market interest rate may approach the effective lower limit of interest rate and cannot be reduced further, so the conventional monetary policy cannot stimulate the economy and achieve recovery. Meanwhile, the negative shock widens the interest rate spread caused by financial frictions, while the unconventional monetary policy can mitigate financial frictions and narrow the interest rate spread, so it is more effective than conventional monetary practices. Second, digital finance has marginal effects on both conventional monetary policy and unconventional monetary policy. The impacts of digital finance on the relative of effectiveness of unconventional monetary policy to conventional monetary policy depend on how it relatively influences interest rate spread and the money market rate and how they stimulate firm investment. Third, the marginal impact of digital finance on the investment stimulating effect of unconventional monetary policy is heterogeneous across firms, which depends on how digital finance improves financial frictions in the credit market and the completeness of interest rate corridor.

This paper unifies unique characteristics of Chinese financial market and the theoretical logic. The choice between conventional and unconventional monetary policies in China depends on not only the features of business cycle fluctuation but also characteristics of financial development. It provides important policy implications for how to achieve the combination of efficient market and active governance in the new era, as well as improve the market-oriented equilibrium interest rate formation and transmission.

Keywords: severe negative shock; central bank assets size and composition; unconventional monetary policy

JEL Classification: E32 E52 O31

[责任编辑:李鹏]