

多元调控、立场识别和货币政策传导机制*

刘红忠 童小龙 张卫平

摘要:在货币政策转型和调控工具多元化的背景下,研究中国货币政策传导机制面临的主要困境是货币政策立场识别和内生性问题。本文采用外部工具变量和事件研究法测算货币政策立场,然后研究货币政策对金融市场和实体经济的传导。考虑到转型时期内在的结构性特征显著,本文建立SV-TVP-SVAR模型进行参数估计和脉冲响应分析。结果表明:货币政策在金融市场中主要通过影响利率和房地产行业景气度传导,股市和信用利差传导受阻;存贷款基准利率对实体经济的影响最大,其次是准备金率,预期管理对实体经济的影响有限;准备金率和预期管理受货币政策转型的影响较小,货币政策转型主要体现在存贷款基准利率对实体经济的影响有所减弱,但仍发挥主导作用。总地来看,中国货币政策内含多重传导机制,“法定利率强,市场利率弱”格局有待进一步突破,货币政策转型之路任重道远。

关键词:货币政策传导 多元调控 立场识别 转型

一、引言

随着利率市场化改革和货币政策转型不断推进,如何理解新常态下中国货币政策传导机制成为当前政策制定者和学者们关注的焦点。以前,多数学者倾向于寻找最优拟合中国经济实际的某种“泰勒规则”(谢平、罗雄,2002)或者基于新凯恩斯主义框架探索福利最大化和外生冲击反应下的最优规则(王曦等,2017),本质上均是采用某种特定规则来抽象或简化中国货币政策传导机制。近年来,随着中国逐步取消存贷款利率管制,存贷款自主定价的权限不断扩大,央行亦通过构建市场化的政策利率加强利率调控,中国货币政策不断由数量型调控向价格型调控转型。尽管利率市场化改革和金融深化使利率调控日益显著,但银行仍主导金融体系,行政干预和信贷调控长期存在,且市场分割现象严重(如中国的债券市场包括银行间市场、交易所市场和柜台市场),对数量型调控的长期路径依赖使中国货币政策转型成为动态渐进的长期过程。

完整的货币政策框架包括货币政策工具、操作目标、中介目标、最终目标、传导机制和相关的制度设计等,其中核心是货币政策传导机制,它是串联货币政策工具和目标、金融和实体经济的桥梁。尽管古典货币模型表明在成熟和完善的金融市场中价格型调控和数量型调控的效果是等价的,但两者的传导机制并不能简单等价,尤其对以中国为代表的发展中国家来说,金融摩擦和利率双轨^①现象较为普遍,不同传导机制的货币政策调控效果更是千差万别(徐忠,2018)。基于市场化程度不同,货币政策传导机制通常被划分为两类:一类是信贷渠道(非古典主义传导),主要对应不完善市场,强调政府依托银行进行信贷调控,通常对应数量型货币政策^②;另一类是货币渠道(古典主义传导),是

* 刘红忠、童小龙、张卫平,复旦大学经济学院,邮政编码:200433,电子邮箱:hzliu@fudan.edu.cn,17110680036@fudan.edu.cn,zhangwp@fudan.edu.cn。本文受国家自然科学基金项目(71473041)的资助。感谢匿名审稿人的修改建议,文责自负。

① 中国人民银行行长易纲在博鳌亚洲论坛(2018)的讲话,表明中国仍存在利率双轨制问题,即存贷款基准利率和货币市场利率并存。

② 信贷渠道主导的数量型货币政策本质上是在市场不完善的条件下,通过银行信贷进行货币量调控,与弗里德曼主张的稳货币增速规则不同,后者的理论基础是有效市场和理性预期。

发达国家主流的货币政策传导渠道,强调利率在资源配置中的重要性,通常对应价格型货币政策(盛松成、谢洁玉,2016)。对市场化程度较高的国家,货币政策主要采用价格型调控,利率传导较为顺畅,多数学者采用类似泰勒规则来抽象和简化央行的行为特征可能是合适的。但对中国而言,市场化程度不高,货币政策处于转型进程中^①,货币政策目标和工具多元(郭红兵、陈平,2012)^②,单一的线性规则可能并不是中国货币政策传导机制的合意简化和抽象。

长期以来,中国金融改革主要采取“双轨制”的渐进模式:静态来看,管制利率和市场利率共存;动态来看,利率市场化改革使利率管制被逐步解除,这主要源于市场化利率定价的产品更具竞争力。如理财、同业和货币市场基金等快速发展不断冲击银行传统的存贷业务。伴随着利率市场化,中国货币政策持续处于转型进程之中。转型时期的中国货币政策工具是多元时变的:一方面,既有数量型工具,如准备金率、再贷款政策和窗口指导等,也有价格型工具,如存贷款基准利率、再贷款利率和政策利率等;另一方面,随着货币政策向价格型调控转型,央行货币政策工具日趋多元化^③。相比过去依靠外汇购买被动投放流动性,近年来央行强化了主动性调控,具体包括:2016年央行发布公告,宣布将过去每周二、周四开展公开市场操作,变更为允许每个工作日开展公开市场操作;创设SLF、MLF和PSL等流动性投放工具以熨平流动性波动和强化央行利率调控等。由于央行每季度的货币政策操作均会记录在货币政策执行报告中,将有关货币政策工具的词汇划分为两大类(数量型工具和价格型工具),进行词频统计,结果如图1所示^④。不难发现,数量型工具长期主导货币政策,但价格型工具的操作更为频繁。

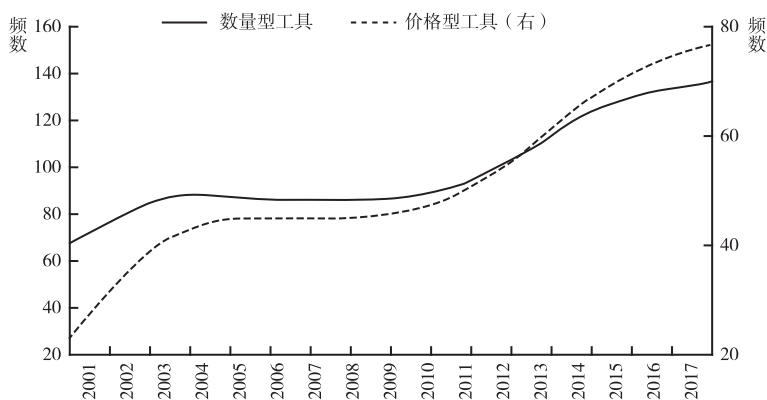


图1 货币政策工具词频统计

综上,基于中国货币政策转型和货币政策工具多元化的结构性特征,采用隐含简单规则的标准经济模型研究中国货币政策传导机制可能存在模型结构误设的风险。近年来,部分国内学者提出在研究中国货币政策传导时使用混合型规则代替简单规则以减少设定误差和更加贴近经济现实(王曦等,2017;伍戈、连飞,2016),强调混合型规则更加有效。这无疑是值得借鉴的,但具体采用何种货币量和利率作为代理指标则没有达成共识,且在混合型规则中,能否直接将不同类型的货币政策代理指标(数量指标和价格指标)纳入同一个方程中值得进一步探索。此外,已有的货币政策工具代理指

①2012年央行联合银监会等机构发布《金融业发展和改革“十二五”规划》,正式提出“货币政策从以数量型调控为主向以价格型调控为主转型”。

②中国人民银行货币政策司司长孙国峰在对外经济贸易大学召开的首届中国金融学术与政策国际论坛(2018)暨改革开放四十年金融发展论坛(简称CIFFP)上发表讲话,提到中国货币政策框架是多目标、多工具,长期以来信贷渠道主导货币政策传导,但价格型调控的作用不断改善。

③孙国峰在2018CIFFP论坛上提到当前货币政策转型的关键在于构建政策利率体系以强化价格型调控。

④考虑央行货币政策调控的季节性特征和词频统计存在主观因素扰动(如词频选取、归类和统计难以做到完全独立),对词频统计得到的数据进行季节性调整,并采用HP滤波剔除不必要的扰动,得到趋势项。

标(如 M2)具有内生性,央行会对经济发展和通胀等作出反应,而且货币政策立场的改变会影响微观主体对未来经济增长和通胀走势的预期。不解决货币政策内生性问题,研究货币政策传导机制或传导效率是没有意义的(Bernanke & Mihov, 1998)。故在研究中国货币政策传导机制时存在两大基本问题:一是多元货币政策工具下如何准确度量货币政策立场,具体来看:(1)同一时期不同货币政策工具可能会提供完全不同的政策立场信号,如 2003 年四季度上调存款准备金率,同时下调超额存款准备金利率;(2)同一时期不同货币政策工具变动不能直接比较,如 2008 年 12 月存款准备金率下调 50 个基点和贷款基准利率下调 27 个基点,无法比较两者的政策扩张效应孰大孰小;(3)同一货币政策工具在不同时期的政策立场亦难以直接比较,如 2008 年 10 月下调准备金率 50 个基点与 2015 年 8 月下调准备金率 50 个基点,两者的政策强度可能并不相同。二是如何缓解货币政策的内生性问题,内生性问题很大程度源于预期的影响,可预期的政策变动和不可预期的政策变动会产生截然不同的政策效果(郭晔等,2016),因此有必要将货币政策立场变动分解为预期成分和非预期成分。

基于此,本文采用事件研究法并借助外部工具变量构建货币政策立场指数,研究货币政策转型和多工具背景下中国货币政策的传导机制。首先借助外部工具变量(利率互换)构建货币政策立场的代理指标,无论是数量型工具还是价格型工具,其变动均会在利率衍生品上得到体现,因而我们可以对比同一时期不同货币政策工具及不同时期特定政策工具的货币政策松紧程度,以期解决多工具背景下中国货币政策立场的识别问题。为了缓解内生性,采用事件研究法和高频数据,以央行官网发布重要的货币政策调控文件当天为事件窗口期,计算对应的日度利率互换变动幅度。考虑到利率衍生品定价内含预期成分,故其变动可以计算非预期的货币政策冲击(Gertler & Karadi, 2015; Kamber & Mohanty, 2018),即采用较窄的时间窗口避开了其他经济信息发布的干扰,且分离出的货币政策的预期成分可以减少内生性问题的影响。

本文主要贡献体现在两个方面:一是为解决多工具下货币政策立场识别和内生性问题,本文采用事件研究法并借助外部工具变量(利率衍生品),基于高频数据构建反映货币政策立场变动的指标,为研究中国货币政策提供一个新的视角;二是通过分析货币政策如何影响金融市场和实体经济,全景式的展示中国货币政策的传导过程和传导机制,这对在理论模型中如何抽象央行行为和对中国货币政策进行实证分析均是非常重要的。分析货币政策如何影响金融市场,本文尝试打开中国货币政策传导“黑箱”的第一部分,在此基础上进一步分析不同货币政策工具调控的经济效应,有助于理解转型时期中国货币政策的多重传导机制,评价中国货币政策转型的成效和所处的阶段。

二、文献综述

货币政策传导机制是货币政策框架的关键和核心,货币政策传导机制的改变通常意味着货币政策框架的调整。根据《货币经济学手册》(*Handbook of Monetary Economics*), Mishkin et al (2010)对货币政策传导机制进行了详细的梳理,将货币政策传导机制分为两类:一类是金融市场完善的新古典主义传导,包括投资渠道、消费渠道和国际贸易渠道;另一类是金融市场不完善的非新古典主义传导,包括政府信贷渠道、银行信贷渠道和资产负债表渠道。不同的货币政策传导机制很好地揭示了货币政策转型的根源。一旦非新古典主义货币政策传导机制的制度性因素发生改变,市场化程度提高,将推动货币政策传导机制向新古典主义货币政策传导机制转变,引发货币政策转型。

新古典货币政策传导建立在经典的消费、投资和国际贸易理论基础之上。从投资来看,关键渠道是利率效应,通过利率影响资本使用者的成本和“托宾 Q 理论”;从消费来看,主要渠道是财富效应和跨期替代效应;从国际贸易来看,主要渠道是汇率效应。非新古典货币政策传导主要源于政府对市场的干预和市场自身的不完善,主要体现在信贷层面。从政府来看,主要渠道是政府通过影响信贷供给进而干预信贷市场,如房地产信贷。从银行来看,主要包括银行信贷渠道和银行资本渠道,银行信贷渠道强调银行有助于解决信贷市场信息不对称问题,因此货币政策对小企业的影响更大,因为大企业更容易进行直接融资;银行资本渠道强调银行等金融中介机构的资产负债表对信贷的重要

作用,资产价格的下降会引发银行信贷损失和资产质量下降,银行资产下降会导致银行资本受损,进而收紧银行信贷。资产负债表渠道与银行信贷渠道相似,源于信贷市场的信息不对称问题,当个人净资产下降时,逆向选择和道德风险问题会更加严重,因为这意味着借款人的抵押资产更少,会有更大的激励去冒险,导致银行不愿意放贷(Mishkin et al, 2010)。

货币政策传导机制较为复杂,研究时通常需要将货币政策传导机制简化和抽象为货币政策方程,这是合理的,但这种简化和抽象应符合货币政策传导机制的基本内核。对金融市场完善的新古典主义传导,对应价格型调控,主要通过调控短期名义利率影响实际利率,进而传导到长期利率、汇率和资产价格等,最终影响消费、投资和经济增长。自 Taylor(1993)以来,研究货币政策的主要范式是将复杂的货币政策传导机制简化和抽象为简单货币方程(如泰勒规则及其衍生形式),多数国内外学者认可这一范式,并用以研究以美国为代表的发达国家的货币政策传导机制,主要因为其金融市场较为成熟和完善,利率传导较为顺畅,所以这一简化和抽象是合适的(Clarida et al, 2000)^①。对金融市场不完善的非古典主义传导,广大发展中国家存在信息不对称、市场分割和进入壁垒等问题,主要对应信贷管理等数量型调控,以 McCallum Rules 及其衍生形式为基础的数量型方程可能是更好的选择(Chen et al, 2018;韩雍、刘生福,2017;Meinusch & Tillmann, 2016)。

关于采用何种模式可以更好抽象中国货币政策传导机制,国内外学者均进行了大量的研究,主要有三种范式:第一种认为价格型方程对中国经济的影响越发显著,支持采用价格型方程(Kong, 2008;陆军、钟丹,2003;王建国,2006;郑挺国、王霞,2011;Zhang,2009;庄子罐等,2016);第二种认为数量型方程更符合中国的货币政策实践(Chen et al, 2018;韩雍、刘生福,2017;吴吉林、张二华,2015;江曙霞等,2008);第三种认为在经济转型阶段,混合型方程要优于单一的数量或价格型方程,因为前者对改善社会福利的效果更明显(伍戈、连飞,2016;王曦等,2017;刘金全、张龙,2018)。除了数量型方程和价格型方程的讨论外,近年来部分学者认为中国货币政策传导机制较为复杂,结构性特征显著,线性方程的简化模式并不适合中国。Chen et al(2018)认为应建立非线性的数量型方程:一方面,中国是一个转型国家,政府更重视经济增长;另一方面,中国金融市场发展不完全,利率并不是货币政策的主要工具,主要通过调节 M2 来维持经济的快速增长。

中国货币政策方程范式的讨论和研究充分反映了中国货币政策传导机制的复杂性,每一种货币政策方程的设定背后都对应了对中国货币政策传导机制和金融市场发展的不同理解。充分理解中国货币政策传导机制对在模型中抽象货币当局行为和对中国货币政策进行实证分析均是必要的,因为无论是对货币政策进行系统性分析还是实证研究,必须对中国货币政策传导机制进行合理的抽象和简化,得到反映其内核的货币政策方程。事实上,货币政策传导机制并非是一成不变的,以美国为代表的发达经济体通过利率市场化改革逐渐从数量型调控转向价格型调控,采用以稳定通货膨胀为最主要目标并在一定规则指导下(隐含地遵循泰勒规则)仅调节短期市场利率的货币政策框架。因此,一国货币调控方式的选择与其金融市场发育程度和货币政策传导机制密切相关(徐忠,2018)。

在具体研究货币政策传导时,面临的一个重要困境是内生性问题。国外学者广泛使用利率衍生品。如联邦基金利率期货合约,分解货币政策预期成分和不可预期的外生冲击(Gürkaynak et al, 2005;Gertler & Karadi,2015),研究表明美联储更加注重通过前瞻指引(forward guidance)来影响短期基准利率的路径选择。Gertler & Karadi(2015)构造 Proxy SVAR 的研究框架,发现信贷成本是影响美国货币政策传导机制的重要因素。长期以来,国内利率衍生品种类稀缺,流动性不足,分解中国货币政策中非预期的外生冲击主要有三种方法:(1)ARIMA 预测方法,邹文理、王曦(2011)用货币量 M2 度量货币政策立场,采用时间序列计量方法(ARIMA)将货币政策变化拆分为预期和未预期两部分,分别考察预期与未预期的货币政策冲击对股票市场的影响;(2)郭晔等(2016)采用固息

^①关于泰勒规则是否适用于描述美联储的货币政策操作是存在争议的,Taylor(2014)认为 2003 年以后美联储的货币政策实施方式已不适合用泰勒规则描述。

债与以 Shibor 为基础利率的浮息债的利差度量未来货币政策的变动预期,研究未预期的货币政策立场改变对信用利差的影响;(3)朱小能、周磊(2018)提出以一年期存款基准利率和准备金率为货币政策代理变量,考虑到央行发布降准和降息文件前,市场机构和学者会进行定量和定性预测,通过统计主流媒体的预测数据计算货币政策预期。以上三种方法均在一定程度上得到了大家的认可,但各自都有局限性。第一种方法简单易操作,但采用纯粹的计量模型来构建货币政策预期存在计量模型选择、预期同质等问题,故近年来该方法已较少使用。第二种方法在国内实务界经常使用,但以 Shibor 为定价基础的债券品种较少,流动性不高。第三种方法以主流媒体的预测计算货币政策预期值得借鉴,但不同货币政策工具不具可比性,且预测数据的选取和搜寻存在一定的主观偏误。

三、货币政策立场识别和传导机制

长期以来,中国货币政策既有数量型调控又有价格型调控,研究中国货币政策传导机制所面临的首要问题是如何准确度量中国货币政策立场。货币政策立场是指央行货币政策调控的方向和强度,即货币政策是宽松还是紧缩。如果是宽松,这种强度有多大,这决定着如何设定货币政策反应函数,进而影响对中国货币政策有效性的判断。一般而言,货币政策调控主要分为两大类:一是日常的流动性调控,主要缓解季节性因素引发的流动性冲击,如春节、IPO、缴税和国债发行等,并不反映央行货币政策立场的调整;二是重要的货币政策调整,如准备金率或存贷款基准利率的调整,这类工具对实体经济影响较大,央行使用较为谨慎,故这类工具的调整通常内含央行货币政策立场的变动,如何通过这些重要货币政策工具的调整提取央行货币政策立场便成为货币政策研究的关键。传统货币政策研究通常将重要货币政策工具调整直接作为货币政策立场的代理指标,如央行降息意味着货币政策宽松,但这存在两个问题:一是市场预期的存在使货币政策工具调整的政策效应发生改变(内生性问题),市场会提前对已预期的货币政策工具调整进行反应和定价,当货币政策工具调整发生时只有非预期的成分才会对市场和经济产生影响,因而直接将货币政策工具调整作为央行货币政策立场的代理指标是不准确的;二是中国货币政策调控是多元的,既有数量型工具又有价格型工具,但不同工具不可直接比较,如降息和降准可能都代表货币政策宽松,但两者宽松的程度是不一致的,对经济的影响也不同。考虑到利率衍生品价格反映市场的利率预期路径,本文通过测算央行发布重要的货币政策调控文件时利率衍生品的价格变动度量货币政策的非预期成分,即货币政策立场指数,数值的正负反映货币政策立场调整的方向,数值的大小反映货币政策立场调整的幅度。

与美国利率衍生品市场不同,中国国债期货起步较晚,较为成熟的利率衍生品是利率互换(IRS)^①。目前利率互换的参考利率分为四类:银行间回购定盘利率(FR007)、上海银行间同业拆借利率(Shibor)、法定存贷款利率和贷款基础利率(LPR)。特定参考利率定价的利率互换中又包含不同期限的利率互换。其中,法定存贷款利率和贷款基础利率对应的利率互换占比较小,利率互换的主要参考利率为 FR007、Shibor O/N(隔夜)和 Shibor 3m(3个月),其中成交量最高的利率互换品种分别为 1 年期 FR007-IRS、1 年期 Shibor 3m-IRS 和 7 天 Shibor O/N-IRS。在这三个品种中,1 年期 FR007-IRS 的成交量最高,流动性最好,故本文以 1 年期 FR007-IRS 作为测算货币政策立场的基准指标。考虑到我国利率互换开始于 2006 年 2 月,起步阶段交易量较小,本文将研究的时间范围界定为 2006 年 6 月—2017 年 12 月。

在具体测算中国货币政策立场指数前,首先需要选定能反映中国货币政策立场调整的货币政策工具。在众多货币政策工具中,反映货币政策立场变动的工具主要是存贷款基准利率和法定准备金率。此外,央行会在每季度发布货币政策执行报告,其中蕴含央行与市场沟通和进行预期引导的丰

^①尽管 1992 年上交所曾推出国债期货品种,但因“327 国债事件”而被暂停交易,直到 2013 年 9 月正式在中金所上市交易,且当年仅有 5 年期国债合约;利率互换是指交易双方约定在未来一定期限内,根据约定的人民币本金和利率计算利息并进行利息交换的金融合约,2006 年 2 月完成首笔人民币利率互换交易。

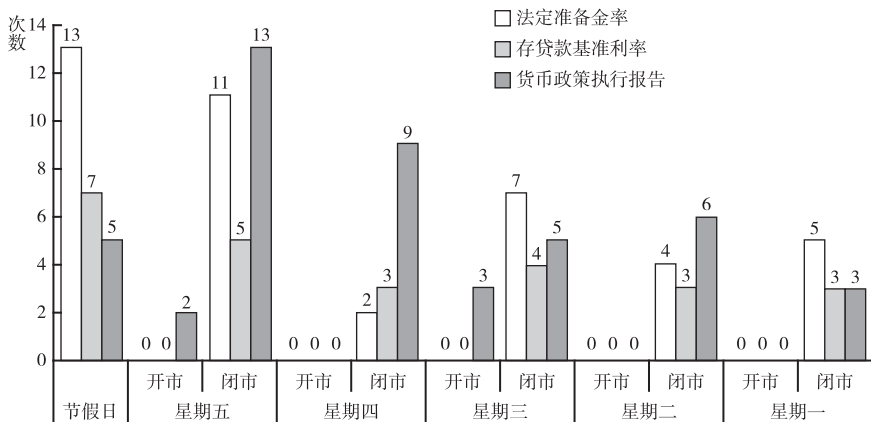


图2 央行发布重要货币政策调控文件的日期

注:数据来自中国人民银行官网。

富信息^①(张成思、计兴辰,2017),是央行进行预期管理和政策微调的重要工具,故本文选择存贷款基准利率、法定准备金率和货币政策执行报告作为反映央行货币政策立场的政策工具。

测算货币政策立场指数分为三步:第一步,分别统计央行官网发布调整存贷款基准利率、法定准备金率和货币政策执行报告的具体公告日期,精确到具体时点,并进行整理和归纳。如图2所示,从2006年6月—2017年12月,法定准备金率调整42次,存贷款基准利率调整25次,发布46篇货币政策执行报告;从时间维度看,几乎所有(约96%)重要的货币政策调控文件在节假日或工作日的非交易时间(闭市)发布,仅有5次货币政策执行报告在工作日的交易时间(开市)发布^②。央行选择避开市场交易时间段,主要是为了减轻对市场的短期冲击,进一步表明上述货币政策立场的调整并不是为了进行短期的流动性调节,而是经济基本面改变引发货币当局调整货币政策立场。第二步,分别计算上述日期对应的日度利率互换变动,以此分别衡量央行调整存贷款基准利率、法定准备金率和发布货币政策执行报告背后对应的货币政策立场指数。考虑到多数货币政策调控文件在节假日或工作日的非交易时间发布,具体的测算方法如下:

$$MPS_{k,t} = IRS_{k,t+i} - IRS_{k,t-j} \tag{1}$$

其中, MPS_k 表示特定货币政策工具调控暗含的货币政策立场指数, k 表示特定的货币政策工具, IRS 表示1年期FR007- IRS 价格。如果货币政策调控文件在节假日发布,采用节假日结束后第一天收盘价减去节假日开始的前一天收盘价;如果货币政策调控文件在工作日的非交易时间发布,采用第二天利率互换收盘价减去文件发布当天的收盘价;如果货币政策调控文件在工作日的交易时间发布,采用文件发布当天的利率互换收盘价减去文件发布前一天的收盘价。基于该计算方法,分别构建法定准备金率(rrr)、存贷款基准利率(br)和发布货币政策执行报告(mrp)对应的货币政策立场指数,分别记为 MPS_rrr 、 MPS_br 和 MPS_mrp ,用以比较不同货币政策工具调控的影响;第三步,将央行调整存贷款基准利率、法定准备金率和发布货币政策执行报告对应的公告日期进行汇总,计算所有日期的利率互换变动,构建总体货币政策立场指数($TMPS$),用以考察货币政策整体的政策效应。如图3所示,不同时期货币政策的调整幅度大致相同,如准备金率调整幅度通常为50个基点或100个基点,存贷款基准利率调整幅度通常是25个基点左右(除在2008年11月26日

①货币政策执行报告中第五部分为《货币政策趋势》,包含央行对宏观经济的展望和下一阶段货币政策思路。

②考虑到主要业务(如同业拆借、利率互换、回购等)在银行间市场的交易时间为:上午9:00~12:00,下午13:30~17:00,故本文将这一时间范围定为开市,其他时间为闭市;如果将股市交易时间定为开市(上午9:30~11:30,下午13:00~15:00),那么所有的货币政策文件均在工作日的闭市或节假日发布。

下调存贷款基准利率 108 个基点外),但对应货币政策立场的变动幅度通常差异较大(即 MPS 不同)^①。分别计算法定准备金率和存贷款基准利率自身变动与对应的货币政策立场指数的相关性 MPS_{rrr} 和 MPS_{br} ,分别为 0.69 和 0.65,大于 0 但小于 1,表明当央行提高准备金率和存贷款基准利率时,货币政策立场紧缩,但不同时期紧缩的效果不同^②。

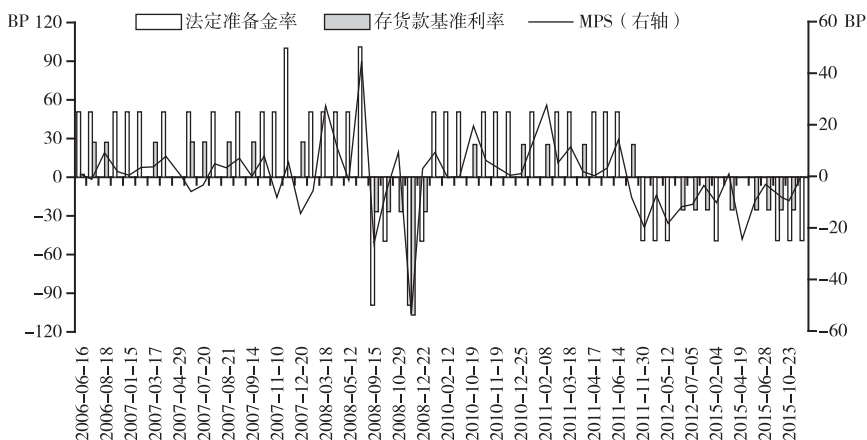


图3 重要货币政策工具变动和货币政策立场调整

数据来源: Bloomberg 和 Wind 数据库。

一般而言,货币政策立场调整会产生两种效应:一是货币政策调控的高频效应,即货币政策调控对金融市场的影响;二是货币政策调控的长期效应,即货币政策调控对实体经济的影响。过去,有关中国货币政策的研究侧重于第二种效应的分析,近年来关于第一种效应的研究开始逐渐增加,但同时研究这两种效应的文献较少,而完整的货币政策传导机制是这两种效应的有机结合。将货币政策调控的影响划分为这两种效应,并不是说中国货币政策调控一定会先传导到金融市场再作用于实体经济,事实上中国货币政策传导机制既有直接的信贷调控也有间接的价格型调控,还包括隐性的预期管理。研究货币政策在金融市场中的传导有助于我们更加全面深入地理解中国货币政策的传导机制。具体来说,过去很长时期中国货币政策以数量型调控为主,直接作用于实体经济,金融市场作用不显著,直接研究前端货币政策调控对终端实体经济的影响可能是合适的,但随着中国利率市场化和货币政策转型持续推进,价格型调控的作用逐步提升。相比数量型调控,价格型调控需经过金融市场间接影响实体经济,金融市场在中国货币政策传导中的作用不容忽视。如果是经过金融市场传导到实体经济,那么是通过股市、利率和信用溢价还是房地产市场传导?另外,价格型调控是未来货币政策转型的方向,研究货币政策在金融市场中的传导有助于理解转型阶段下中国复杂多元的货币政策传导机制和评价中国货币政策转型的成效和转型所处的阶段。

以美国为代表的发达经济体的货币政策传导机制主要是先通过短期利率向金融市场传导,进而影响长期利率和信用利差,或通过股市调整引发财富效应,进而影响实体经济。近年来,中国的利率市场化改革不断推进,社会融资中市场化金融产品比例不断提升,利率的杠杆作用日益显著,但存在利率双轨问题,存贷款基准利率发挥重要作用,法定准备金率和信贷调控长期扮演重要角色。此外,长期以来,房地产市场是影响经济的重要因素,货币当局十分重视对房地产的引导和调控。总的来看,数量型调控可能仍占重要地位,货币政策转型和多元调控使中国货币政策传导机制显得更为复

①不同时期央行调整特定货币政策工具的幅度虽然基本相同,但由于市场提前预期的程度不同,所以最终引发市场的反应是不同的。如在央行正式降准前,如果市场已经完全预期到了,那么当央行正式发布降准的文件时,对市场的影响将很小,反之如果央行降准前未与市场充分沟通,将可能引发市场较大的调整。

②虽然可以计算货币政策执行报告对应的货币政策立场指数(MPS_{mrrp}),但货币政策执行报告自身无法量化,故无法求相关性。

杂。如图4所示,从静态来看,同时存在三种货币政策传导机制,分别是:(1)价格型传导,包括股市的财富效应、利率的杠杆效应与融资效应和房地产的景气效应(影响房地产行业未来的发展前景);(2)数量型传导,主要是法定准备金率调整和信贷调控,信贷调控包含与房地产行业相关的融资和住房抵押贷款等的管理;(3)预期管理。从动态来看,过去传统的信贷调控正在不断向价格型调控和预期管理转型。

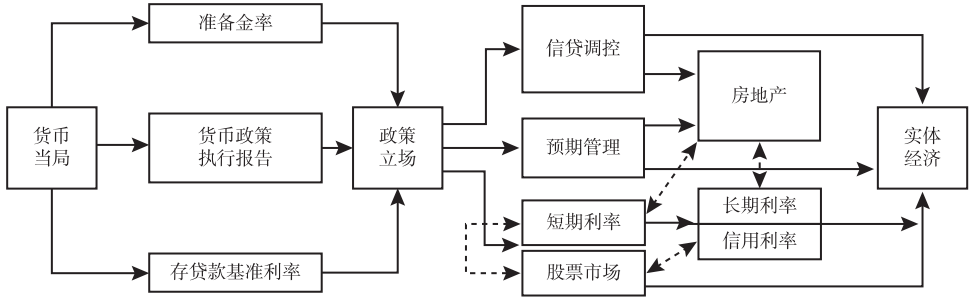


图4 货币政策传导机制^①

四、货币政策立场调整的高频效应

国内金融市场主要包括股票市场、债券市场和房地产市场。一方面,中国利率体系较为复杂,短期利率市场包括银行间拆借、债券回购和票据等,长期利率市场包括长期国债、政策金融债和企业债等,因此可分解为短期利率、长期利率和信用利差;另一方面,中国没有直接反映房地产市场波动的高频指标,为了考察货币政策立场调整对房地产市场的高频效应,采用房地产行业的股票指数变动衡量(简称房地产指数)。为了避免不同金融市场和同一金融市场不同类型或期限的指标之间相互影响,本文主要借鉴国外学者的研究成果(Gürkaynak et al, 2005; Gertler & Karadi, 2015; Kamber & Mohanty, 2018)^②,基于中国金融市场的发展实践,分别构造多个简单的二元回归模型,考察和对比不同类型的货币政策工具对特定金融资产的影响,具体如下:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta MPS_t + \epsilon_t \quad (2)$$

其中, Δy_t 表示金融资产的变动,包括股票市场收益率变动 Δs_t 、债券市场的利率变动 Δi_t 和信用利差变动 Δcs_t 以及房地产指数变动 Δest_t , 分别代入模型中进行回归; MPS_t 为本文构建的货币政策立场的代理指标,包括总体货币政策立场指数 ($TMPS_t$) 和特定类型的货币政策调整所对应的货币政策立场指数 (MPS_rrr_t 、 MPS_br_t 、 MPS_mrp_t); 若将不同的货币政策立场指数同时代入,彼此会相互干扰,且本文的研究目的之一是对比不同货币政策工具的效果,故进行回归时分别将不同的货币政策立场指数代入模型进行研究,比较特定货币政策工具调整对特定金融资产的影响。数据来源于 Bloomberg 和 Wind 数据库。

货币政策传导是十分复杂的,预期的存在使研究存在严重的内生性。尤其是在过去很长时期,中国宏观层面的经济金融数据以月度或季度以上的低频数据为主,这使货币政策和金融市场参与者预期交织在一起,难以区分。为了缓解内生性,本文借鉴国内外研究成果,采用利率衍生品和事件研究法。具体来说,利率衍生品反映了市场对未来的预期,当重要货币政策工具调整时,利率衍生品价格的变动反映了市场对货币政策的非预期成分;为了避免其他因素影响利率衍生品价格及时间跨度过长导致利率衍生品价格与其他金融变量相互影响,采用高频数据,即采用货币政策工具调整前后

①双向的虚线箭头表示货币政策在不同金融资产之间传导,本文不涉及这方面,所以用虚线表示。

②采用利率衍生品和高频数据研究货币政策在国外已经比较成熟,国内利率衍生品市场发展迅速为采用利率衍生品研究中国货币政策奠定了基础。

较短时期的利率衍生品价格变动来度量。相比在月度及以上的低频数据中,变量之间的关系更加复杂,需要采用更加复杂的模型刻画变量之间的非线性关系,但采用事件研究法和高频数据,借助数学中的“切点思维”和“偏导思维”,可以弱化其他变量的影响,变量间的联系可以简化为线性关系,即建立简单线性模型进行研究^①。最后,简单线性估计的基本前提是误差项(error term)与解释变量正交,但影响金融市场的因素除了货币政策还可能源于宏观经济变动,而长期来看货币政策亦会受宏观经济的影响,故难以保证误差项与解释变量正交这一基本前提成立。当使用低频数据时(如月度)我们确实无法忽视上述问题,但当使用高频数据(如日度)并采用事件研究法时,上述问题可以在很大程度上得到缓和(Kuttner,2001;Gürkaynak et al, 2005)。

(一)货币政策立场调整对股票市场的高频效应

为了更加全面地反映货币政策立场调整对股市的影响,本文选取上海证券综合指数(S_SH)、深圳证券综合指数(S_SZ)、中小板指数(S_SME)和恒生 AH 股溢价指数(S_AH)^②衡量中国股票市场,既反映不同市场的股价波动(上海、深圳和香港),又反映不同企业规模的股价波动(综合指数和中小板指数)。与货币政策立场指数 MPS 的计算方法一致,计算货币政策文件发布当天的股票市场收益率,具体计算公式如下:

$$\Delta s_t = (s_t - s_{t-1})/s_{t-1} \quad (3)$$

其中, s_t 表示不同类型的股票指数收盘价。回归结果如表1所示。比较不同股票市场收益率对货币政策立场调整的反应,不难发现:(1)货币政策立场调整对股市影响不大,多数反应不显著;(2)准备金率和存贷款基准利率调整对股市主要是负向影响,但几乎不显著;货币政策执行报告发布对股市有一定的正向影响,但影响较小。

表1 货币政策立场调整对不同股票市场收益率的影响

股票市场	MPS_rrr	MPS_br	MPS_mrp	$TMPS$
S_SH	-0.026	0.007	0.155**	-0.013
S_SZ	-0.039	-0.019	0.137*	-0.027
S_SME	-0.045*	-0.025	0.116	-0.031
S_AH	-0.004	-0.001	0.111*	-0.001

注:*、**和***分别表在10%、5%和1%的水平上显著。以下各表同。

(二)货币政策立场调整对债券市场的高频效应

货币政策的利率传导主要体现在两个方面:一是短期利率向国债利率传导(期限效应),二是国债利率向企业债利率传导(信用效应)。在经典的新凯恩斯主义框架下,长期利率主要取决于当前和预期的未来短期利率路径,在名义价格粘性的假定下,控制短期名义利率可以影响当前和未来实际利率的走势,进而影响实体经济。但传统的新凯恩斯主义并没有考虑信用效应,即假定不存在金融摩擦,私人部门的利率和政府部门的利率相同(信用利差为0)。这明显与实际不符。Gertler & Karadi(2015)证明了信用利差对以美国为代表的发达经济体的货币政策传导至关重要。以中国为代表的发展中国家,金融摩擦更为严重。故货币政策对债券市场的影响包括两部分:一是对利率的影响(长期利率和短期利率),二是对信用利差的影响。具体定义如下:

$$\Delta i_t = i_t - i_{t-1} \quad (4)$$

$$cs_t = ei_t - gi_t \quad (5)$$

$$\Delta cs_t = cs_t - cs_{t-1} = \Delta(ei_t - gi_t) \quad (6)$$

^①详见 Gürkaynak et al(2005)和 Gertler & Karadi(2015)的研究成果和证明。

^②恒生 AH 股溢价指数是由香港恒生指数服务公司于 2007 年 7 月 9 日正式对外发布,该指数追踪在内地和香港两地同时上市的股票(内地称 A 股,香港称 H 股)的价格差异。

其中, i 表示利率, 包括短期利率和长期利率(将期限不足一年的利率定义为短期利率, 大于一年的定义为长期利率); ei 表示企业债利率, gi 表示对应期限的国债利率, cs 为信用利差。考虑到中国债券市场的利率品种较多, 在兼顾不同品种和不同期限的基础上, 本文选择了市场较为关注和流动性较高的债券品种。

1. 货币政策立场调整对短期利率的影响。在利率市场化和货币政策转型的背景下, 短期利率产品较为丰富, 包括回购、同业拆借、中短期票据、短期国债和信用债等。本文分别选取 7 天回购利率($R007$)、7 天和 3 个月银行间拆借利率($Shibor1w$ 、 $Shibor3m$)、6 个月票据利率($note6m$)和 1 年期国债和 AAA 企业债利率(gil_y 、 eil_y)。货币政策立场调整对短期利率的影响如表 2 所示: 总体来看, 短期利率对货币政策立场调整($TMPS$)有正向显著反应; 从工具类型看, 准备金率和存贷款基准利率调整对短期利率影响较大, 货币政策执行报告影响较小。

表 2 货币政策立场调整对短期利率的影响

短期利率	MPS_rrr	MPS_br	MPS_mrp	$TMPS$
$R007$	1.887***	1.348**	0.386	1.883***
$Shibor1w$	1.900***	1.365**	0.322	1.875***
$Shibor3m$	0.500***	0.733***	0.011	0.458***
$note6m$	0.391***	0.383***	0.038	0.357***
gil_y	0.393***	0.406***	0.158*	0.371***
eil_y	0.368***	0.402***	0.271*	0.379***

2. 货币政策立场调整对长期利率和信用利差的影响。货币政策立场调整对长期债市的影响, 主要有三个渠道, 分别是: 长期利率债(主要是国债)、长期信用债和信用利差。本文选取不同期限(3 年、5 年和 10 年)的国债利率(gi)、AAA 企业债利率(ei)^①和对应期限的信用利差(cs)进行检验。回归结果如表 3 所示: (1) 长期利率均对货币政策立场调整反应显著; (2) 尽管货币政策执行报告发布对短期利率影响较弱, 但对长期利率影响较大, 主要是因为货币政策执行报告侧重于中长期的预期引导, 有关预期引导的词汇频繁出现在货币政策执行报告中, 表明央行已经实施隐性的预期管理(张成思、计兴辰, 2017); (3) 货币政策立场调整对信用利差影响较小, 其中, 信用利差对准备金率和存贷款基准利率调整反应不敏感, 货币政策执行报告对信用利差(3 年、5 年)有一定的影响。这并不一定反映了中国金融摩擦较小, 可能源于两个因素: 一是中国信用债市场不发达, 信用债定价更多采取盯住国债的策略, 如表 4 所示, 国债利率与信用债利率和信用利差构成单向的格兰杰因果关系, 即国债利率变动是信用债利率和信用利差调整的格兰杰原因, 反之均不成立; 二是中国主要的信用市场是贷款, 贷款利率是受管制的。

表 3 货币政策立场调整对长期利率和信用利差的影响

长期利率	MPS_rrr	MPS_br	MPS_mrp	$TMPS$
$gi3y$	0.357***	0.478***	0.264***	0.353***
$gi5y$	0.261***	0.360**	0.477***	0.298***
$gi10y$	0.285**	0.410***	0.267***	0.302***
$ei3y$	0.346***	0.378***	0.473***	0.351***
$ei5y$	0.288***	0.368***	0.310***	0.330***
$ei10y$	0.298***	0.377***	0.227***	0.296***
信用利差	MPS_rrr	MPS_br	MPS_mrp	$TMPS$
$cs3y$	-0.010	-0.100**	0.209*	-0.002
$cs5y$	0.027	0.008	-0.167**	0.031
$cs10y$	0.013	-0.033	-0.040	-0.006

① 相比其他级别的次级债, AAA 级企业债的流动性较好。

表4 格兰杰因果关系检验

原假设	P 值	原假设	P 值
$gi1y$ 不是 $ei1y$ 的格兰杰原因	0.0237	$ei1y$ 不是 $gi1y$ 的格兰杰原因	0.2110
$gi1y$ 不是 $cs1y$ 的格兰杰原因	0.0024	$cs1y$ 不是 $gi1y$ 的格兰杰原因	0.2013
$gi3y$ 不是 $ei3y$ 的格兰杰原因	0.1064	$ei3y$ 不是 $gi3y$ 的格兰杰原因	0.8662
$gi3y$ 不是 $cs3y$ 的格兰杰原因	0.0330	$cs3y$ 不是 $gi3y$ 的格兰杰原因	0.8808
$gi5y$ 不是 $ei5y$ 的格兰杰原因	0.0176	$ei5y$ 不是 $gi5y$ 的格兰杰原因	0.8675
$gi5y$ 不是 $cs5y$ 的格兰杰原因	0.0120	$cs5y$ 不是 $gi5y$ 的格兰杰原因	0.8521
$gi10y$ 不是 $ei10y$ 的格兰杰原因	0.0000	$ei10y$ 不是 $gi10y$ 的格兰杰原因	0.2480
$gi10y$ 不是 $cs10y$ 的格兰杰原因	0.0001	$cs10y$ 不是 $gi10y$ 的格兰杰原因	0.2593

(三) 货币政策立场调整对房地产市场的高频效应

房地产市场对中国经济有着至关重要的影响,货币政策通过房地产进而影响宏观经济是中国货币政策很重要的一条传导路径。与其他金融资产不同,没有直接的高频指标可以对房地产市场进行观测。事实上,考虑到房地产从拿地、开工、施工到销售是一个相对漫长的周期,当天的货币政策立场调整不可能对房地产造成即时效应,而是先影响房地产行业未来发展的预期(即房地产行业的景气度, est),进而影响房地产开发商和购房者的投资和购买行为,改变房地产市场的供给和需求,最终影响房价和房地产的销售。

表5 货币政策立场调整对房地产市场的影响

股票市场	MPS_rrr	MPS_br	MPS_mrp	$TMPS$
est	-0.066**	-0.053	0.212**	-0.052*
R^2	0.11	0.09	0.12	0.01
N	43	25	48	109

为了检验上述逻辑是否成立,本文首先考察货币政策立场调整是否影响房地产行业的景气度。如表5所示,货币当局调整法定准备金率和发布货币政策执行报告进行预期管理对房地产行业指数有显著性影响。即降低法定准备金率会促使房地产行业指数上升,而发布货币政策执行报告通常也会利好房地产市场,这与过去很长时间内政府鼓励和扶持房地产业的发展是相符合的,但存贷款基准利率调控对房地产行业指数没有显著性影响。这可能源于过去很长时间内住房贷款利率调控与存贷款基准利率调控是分离的(“利率双轨”)。其次,房地产行业的景气度是否影响未来房价走势?如图5所示,房地产行业指数与房价走势高度一致,且领先房价;格兰杰因果关系也进一步证明了房地产行业指数对房价走势的领先关系。

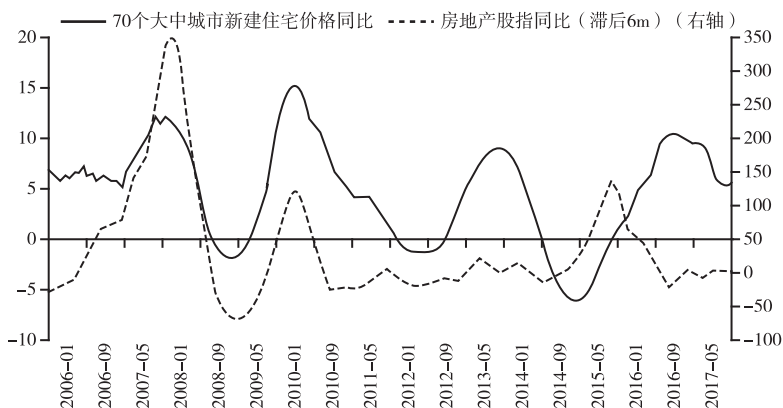


图5 房地产行业指数与房价走势(%)

(四) 稳健性检验

当出现央行同时调整两种及两种以上的政策工具时,难以区分单一政策工具导致的利率互换变动的方向和大小。为了研究这一问题是否会影响本文的研究结论,对央行调整存贷款基准利率、法定准备金率和发布货币政策执行报告的公告日期进行汇总统计,发现其中有7个日期会重复,即央行在同一天发布了调整存贷款基准利率和法定准备金率的官方文件^①,其中有4次发生在2008年,主要是为了应对金融危机的影响;重复的日期数在总日期数中占比约为6%,影响较小;对于总体货币政策立场指数(TMPS)而言,不需要区分单一政策工具的利率互换变动,因为当出现央行同时调整两种及两种以上的政策工具时,利率互换变动本身反映的是市场对多个政策工具的综合效应。因此,当出现两种及两种以上的政策工具同时调整时,本文采用利率互换变动度量货币政策立场的方法只会对分析具体类型的货币政策工具有影响。基于此,本文剔除重复日期,将实证结果与上述没有剔除重复日期的实证结果进行比较。回归结果如表6所示。对比表1、2、3、5的实证结果,不难发现结论是相似的,且对房地产市场的影响更加显著。

综上,本文分别检验了货币政策调整对不同金融资产的高频效应,主要发现如下:股市对货币政策立场调整反应不敏感;准备金率和存贷款基准利率调整对不同期限和不同类型的利率均影响较大,表明不同期限和品种的利率之间传导较为顺畅;货币政策执行报告发布对短期利率无明显影响,但对长期利率影响显著,央行预期管理主要影响长期利率;信用利差对货币政策立场调整的反应不敏感,主要源于中国信用债券市场发展不成熟,定价策略主要采取锚定国债利率,以及中国最大的信用市场(贷款)的定价是管制的;货币政策调整会首先影响房地产行业的景气度,进而影响房地产市场。

表6 货币政策立场调整对金融市场的影响(剔除重复日期)

2006/06-2017/12	MPS_rrr	MPS_br	MPS_mrp	TMPS
股票市场				
S_SH	-0.052	-0.018	0.155**	-0.025
S_SZ	-0.058*	-0.035	0.137*	-0.034
S_SME	-0.059*	-0.024	0.116	-0.035
S_AH	-0.016	-0.027	0.111*	-0.001
短期利率				
R007	2.225**	2.647**	0.386	2.252***
Shibor1w	2.216**	2.475**	0.322	2.227***
Shibor3m	0.196***	0.265	0.011	0.199
note6m	0.398***	0.296**	0.038	0.328***
gi1y	0.357***	0.340**	0.158*	0.337***
ei1y	0.399***	0.450***	0.271*	0.391***
长期利率				
gi3y	0.241***	0.354**	0.264***	0.270***
gi5y	0.226***	0.389**	0.477***	0.289***
gi10y	0.212***	0.374**	0.267***	0.253***
ei3y	0.317***	0.318**	0.473***	0.328***
ei5y	0.319***	0.520***	0.310***	0.363***
ei10y	0.234***	0.304*	0.227***	0.246***
信用利差				
cs3y	0.076	-0.036	0.209*	0.059
cs5y	0.093*	0.131	-0.167**	0.074*
cs10y	0.022	-0.069	-0.040	-0.008
房地产指数				
est	-0.084**	-0.081	0.212**	-0.058**

^①货币政策执行报告的日期与其他两个政策工具的日期不一致,因此不存在这一问题。

五、货币政策立场调整的长期效应

研究不同货币政策工具对经济的影响机制和路径选择有助于探索中国货币政策传导机制的内核,比较不同货币政策工具的有效性。近年来,关于中国货币政策与经济的简单线性研究备受质疑(Klingelhöfer & Sun, 2018; Chen et al, 2018),这既源于经济转型时期外部冲击的异质性,又源于货币政策转型时期传导机制的改变(即货币政策应对冲击方式的改变),分别对应模型中外部冲击的协方差矩阵和待估参数是时变的(Primiceri, 2005),因此建立时变的结构性模型逐渐受到重视。此外,相比单方程研究,以SVAR(structural vector autoregression)为代表的联立方程组更适合研究经济内部的复杂关系,在经济学研究中得到了广泛运用,但其参数通常被假定是不变的,难以捕捉经济潜在的结构变化。综上,本文在传统的SVAR模型基础上,引入参数时变(time-varying parameter)和随机过程(stochastic volatility),建立SV-TVP-SVAR模型(Primiceri, 2005; Nakajima, 2011; 林峰、赵焱, 2018),以期更加灵活和稳健地刻画转型时期经济的动态结构性变化。

本文在研究货币政策的经济效应时,没有涉及货币政策是如何通过金融市场传导到实体经济的,主要基于以下两点考虑:一是货币政策通过金融市场向实体经济传导的过程较为复杂,彼此相互作用,一般实证研究很难着手,多数学者主要采用在模型中引入金融部门进行分析,因篇幅所限本文很难完全进行展开^①。另外,本文主要的研究目的在于尝试将高频的利率衍生品引入到货币政策研究中,缓解内生性对货币政策的影响,从一个新的视角全景式地展示中国货币政策复杂的传导过程,以期对中国货币政策有一个全局性、系统性的认识,这对在理论模型中如何抽象央行行为和对中国货币政策进行实证分析均是必要的^②。二是与货币政策向金融市场传导不同,通过金融市场再传导到实体经济本身就是一个相对缓慢的过程,彼此相互作用和交织,较长的传导链条使货币政策的传导成为“黑箱”,且经济数据主要是月度以上的低频数据为主,这使我们很难通过事件研究法和高频数据锁定金融市场对经济的传导路径。考虑到金融市场的传导并不影响本文的研究目的,借鉴多数学者的研究思路,将货币政策的传导进行一定程度的简化,通过改良的SVAR研究货币政策最终如何影响实体经济。相比过去的实证研究,借助于高频的利率衍生品和事件研究法,本文尝试打开货币政策传导“黑箱”的第一部分,即货币政策如何影响金融市场,以及为了缓解内生性而构建新的货币政策指标(MPS)考察货币政策对经济的影响,而货币政策通过金融市场如何影响实体经济有待进一步深入研究和考察。

(一)SV-TVP-SVAR模型构建

VAR模型由Sims(1980)提出,早期VAR模型没有考虑变量的同期关系,后被逐步完善,提出SVAR模型,基本形式如下:

$$Ay_t = \Gamma_1 y_{t-1} + \Gamma_2 y_{t-2} + \dots + \Gamma_s y_{t-s} + \epsilon_t, t = s+1, \dots, n \quad (7)$$

其中, y_t 表示由内生变量组成的 k 维列向量, s 表示滞后阶数, Γ_i 表示估计的滞后项系数矩阵; A 通常被假定为下三角矩阵, ϵ_t 表示 k 维随机扰动项, $\epsilon_t \sim N(0, \Sigma)$, A 与 Σ 表示为:

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ a_{21} & 1 & \ddots & 0 \\ \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ a_{k1} & \dots & a_{kk-1} & 1 \end{pmatrix} \quad \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & 0 \\ \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & 0 & \sigma_k \end{pmatrix} \quad (8)$$

^①关于中国货币政策更加详细和深入的研究,我们课题组做了很多相关的工作,撰写了多篇论文,感兴趣的读者可以跟我们索取。

^②近年来,已经有越来越多的学者认识到简单地将中国货币政策抽象为泰勒规则或者其他简单规则并不适合,中国货币政策是相对多元和复杂的,如何正确认识中国货币政策并进行合理的量化和抽象是非常重要的,而这首先需要从不同层面进行经验性分析和实证研究,有助于我们对中国货币政策有一个更加全局和清晰的理解。

对式(7)进行变形,可得:

$$y_t = b_1 y_{t-1} + b_2 y_{t-2} + \dots + b_s y_{t-s} + A^{-1} \sum u_t \quad (9)$$

其中, $b_i = A^{-1} \Gamma_i$, $u_t \sim N(0, I_k)$, 将式(9)简化为:

$$\begin{aligned} y_t &= X_t b + A^{-1} \sum u_t \\ X_t &= I_k \otimes (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-s}) \end{aligned} \quad (10)$$

其中, \otimes 表示 Kronecker 乘积。SVAR 模型假定相关参数 (b 、 A 和 Σ) 不变, 本文放松该假设, 假定其均是时变的随机过程 (b_t 、 A_t 和 Σ_t), 得到 SV-TVP-SVAR 模型:

$$\begin{aligned} y_t &= X_t b_t + A_t^{-1} \sum u_t \\ b_t &= b_{t-1} + e_{b,t} \\ \alpha_t &= \alpha_t + e_{a,t} \\ \sigma_t^2 &= \exp(h_t) \\ h_{t+1} &= h_t + e_{h,t} \end{aligned} \quad (11)$$

式(11)中, a_t 表示矩阵 A 中元素 a_{ij} 的动态过程, 上述动态过程均服从一阶随机游走过程, 可以同时刻画暂时性变化和永久性变化, 有助于捕捉现实经济中出现的渐变过程和突变过程。最后, 假定外部冲击服从联合正态分布, 具体如下:

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} u_t \\ e_{bt} \\ e_{at} \\ e_{ht} \end{pmatrix} &= N \left(0, \begin{pmatrix} I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_b & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_a & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{pmatrix} \right) \\ b_{s+1} &\sim N(e_{b0}, \Sigma_{b0}), \alpha_{s+1} \sim N(e_{a0}, \Sigma_{a0}), h_{s+1} \sim N(e_{h0}, \Sigma_{h0}) \end{aligned} \quad (12)$$

参考 Nakajima(2011)等学者的研究成果, 假定 Σ_b 、 Σ_a 和 Σ_h 为对角矩阵(现有的经验性分析表明最终结果对是否采用对角矩阵不敏感)。

(二) 变量选取和数据来源

一般而言, 货币政策研究通常以泰勒规则为出发点, 基本形式如式(13)所示。长期以来, 国内外经济形势瞬息万变, 产业结构持续升级, 货币政策亦处于转型阶段(徐忠, 2018; 孙国峰, 2016), 内在的结构性变化使采用简单规则来抽象和简化中国货币政策的传导机制可能存在不足。此外, 中国货币政策虽然以数量型调控为主(信贷渠道), 但利率市场化不断推进, 利率调控越发显著, 且央行近年来不断强化预期引导^①, 货币政策调控工具的多元性使泰勒规则的使用往往争议较大。

$$i_t = r^* + \pi_t + \beta(\pi_t - \pi^*) + \gamma y_t \quad (13)$$

考虑到经济变量主要以月度、季度和年度为主, 采用季度或年度数据会使样本量较小(本文研究起点是 2006 年 6 月), 且日度数据(IRS)转换为季度数据或年度数据时, 容易造成数据失真, 故本文选取月度数据进行研究。如前所述, 借助利率互换(IRS)构建的货币政策立场指数(MPS)为日度数据, 采用加总法将日度数据转换为月度数据。具体方法是: 以央行官方文件的发布时间为准, 统计发布货币政策文件的具体年月, 若货币政策调控文件在下半月发布, 则将货币政策调控顺延计入下一个月, 然后将对应月内的日度 IRS 变动加总, 构造月度的货币政策立场指数(MPS)。

^① 中国人民银行的预期引导虽不如美联储明显, 但依旧可以在货币政策执行报告和对外讲话中找到踪迹。

关于货币政策目标,多数学者认为央行目标是多重的(郭红兵、陈平,2012;陈雨露等,2016),包括经济增长、通胀和金融因素(如房地产价格)等。其中,经济增长和通胀是首要目标^①。以房地产价格为代表的资产价格较为复杂,既受总量型货币政策影响(如降准),又有专门的房地产调控机制(如房贷利率和宏观审慎^②),同时也有行政调控(如首付比例、限购和限价),还与财政政策和地方政府行为密不可分。重要的是,货币政策目标是否纳入资产价格是存在争议的,而央行更倾向于采用宏观审慎应对顺周期性较强的金融因素^③,而将经济增长和通胀视为货币政策主要目标的争议较小。为简化分析,本文仅将经济增长和通胀纳入模型中。相关的内生变量为:

$$y_t = (Y_t, P_t, MPS_t) \quad (14)$$

其中, MPS 表示货币政策立场, Y_t 表示产出缺口, P_t 表示通货膨胀缺口,分别采用HP滤波对实际GDP同比增速和通货膨胀进行去势处理得到;考虑到经济增长是季度数据,借鉴Zha et al (2016)的研究方法,将季度数据转换为月度数据。

(三)实证分析

1. 参数估计。考虑到OLS估计容易引发参数过度识别问题,借鉴Primiceri(2005)和Nakajima(2011)的做法,本文采取MCMC(Markov chain Monte Carlo)方法估计,进行了10000次抽样,时变参数和扰动项的先验分布设定为:

$$\begin{aligned} (\sum_b)_i^{-2} &\sim \text{Gamma}(40, 0.02) \\ (\sum_a)_i^{-2} &\sim \text{Gamma}(4, 0.02) \\ (\sum_h)_i^{-2} &\sim \text{Gamma}(4, 0.02) \\ e_{b0} = e_{a0} = e_{h0} = 0, \sum_{b0} = \sum_{a0} = \sum_{h0} &= 10 \times I \end{aligned} \quad (15)$$

其中, $(\sum b)_i$ 、 $(\sum a)_i$ 和 $(\sum h)_i$ 为对角矩阵 $\sum b$ 、 $\sum a$ 和 $\sum h$ 上第*i*个元素。

参数估计结果如表7所示:各参数的CD值均较高,原假设(收敛于后验分布)无法被拒绝,MCMC抽样是收敛的;无效因子(inefficiency)数值较小,说明MCMC算法对参数的后验分布进行了有效抽样。图6展示了抽样的自相关系数(第一行)、运动路径(第二行)和参数的后验分布(第三行)。抽样的自相关系数迅速衰减,并稳定在0附近,有效消除了抽样可能产生的自相关性,参数围绕在均值附近上下波动(“白噪音”),彼此之间独立性较强。总的来看,本文的MCMC抽样方法对时变参数的后验分布进行了有效抽样,适合采用SV-TVP-SVAR模型进行分析。

表7 SV-TVP-SVAR模型的参数估计结果^④

参数	均值	标准差	置信区间(95%)	收敛性诊断(CD)	无效因子
$(\sum_b)_1$	0.0023	0.0003	(0.0018, 0.0029)	0.443	3.42
$(\sum_b)_2$	0.0023	0.0003	(0.0018, 0.0029)	0.929	4.43
$(\sum_a)_1$	0.0058	0.0020	(0.0034, 0.0110)	0.907	30.77
$(\sum_a)_2$	0.0056	0.0015	(0.0034, 0.0093)	0.255	21.33
$(\sum_h)_1$	0.0057	0.0017	(0.0034, 0.0101)	0.095	29.05
$(\sum_h)_2$	0.3548	0.1169	(0.1794, 0.6288)	0.840	34.64

①多数国内外学者均将经济增长和通胀作为货币政策的重要目标,是否纳入其他目标存在争议;对央行货币政策执行报告进行词频统计,有关经济增长和通胀的词汇出现频率最高。

②2016年四季度货币政策执行报告中提及“进一步完善适合我国国情的宏观审慎政策框架……按照“因城施策”原则对房地产信贷市场实施调控,强化住房金融宏观审慎管理”。

③详见2017年第三季度货币政策执行报告,明确提到“针对日益重要的金融周期问题,需要引入宏观审慎政策加以应对”。

④CD统计量和无效因子是判断收敛的统计量,采用MCMC抽样计算。

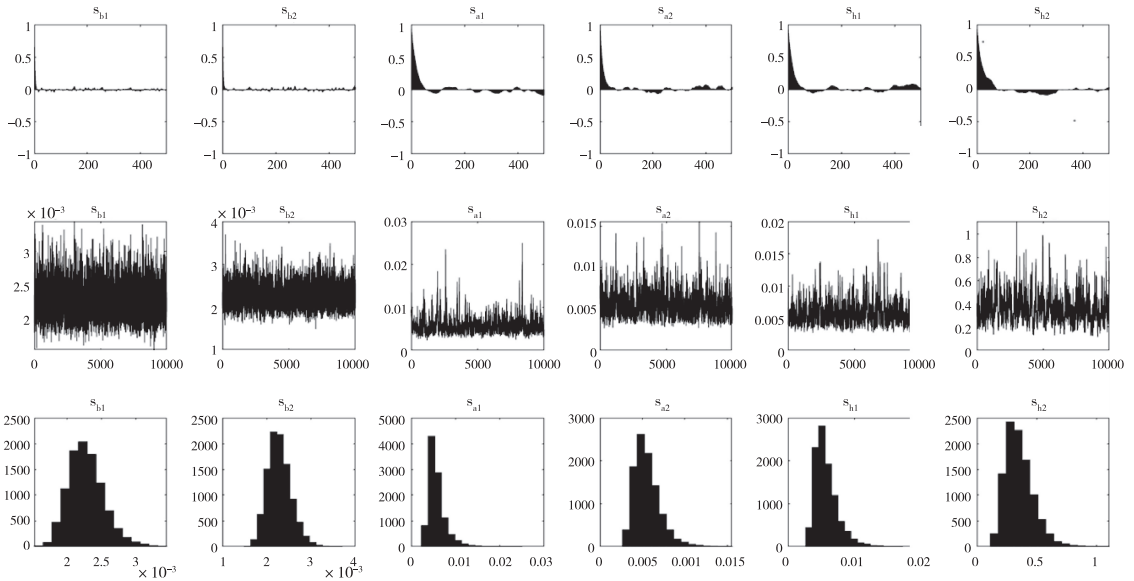


图6 SV-TVP-SVAR模型的估计结果

2. 脉冲响应。本文的重点在于分析货币政策立场调整对经济的脉冲响应。当前中国货币政策正处于转型时期,这对货币政策传导机制是否会产生影响?传统的简单线性回归难以回答经济发生的结构性变革。对此,本文选取两个货币政策转型进程中的重要时点:一个时点是2007年10月,该时点前后央行频繁调整货币政策立场,且避免了金融危机和“四万亿元”信贷投放的干扰(时点1);另一个时点是2012年6月,选择在央行引入社会融资指标和货币政策由宽松重回常态化^①之后,使货币政策转型更有说服力(时点2)。这两个时点分别对应货币政策转型时点^②前后两个阶段,采用时点脉冲响应图进行分析,以比较货币政策转型的影响。

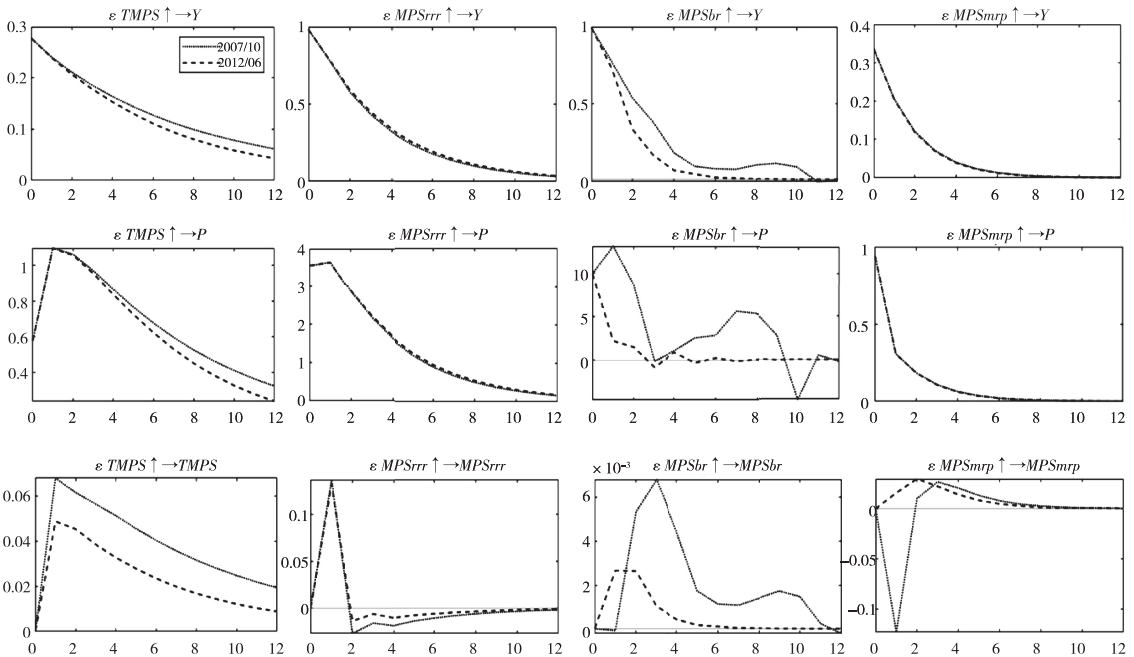


图7 货币政策冲击的脉冲响应图

①2011年1月发布2010年四季度货币政策执行报告,宣告货币政策由适度宽松回归稳健(至今都是稳健的)。

②经过结构性断点检验发现货币政策转型时点主要集中在2010年前后。

如图 7 所示,对总体货币政策立场而言(TMPS),转型前后经济增速和通胀对货币政策冲击的响应轨迹基本一致,但响应强度有所不同。对比货币政策转型前后不同类型货币政策调整的影响,结果表明,转型前后,法定准备金率调整和发布货币政策执行报告对经济增速和通胀的影响路径几乎相同,表明货币政策转型对数量型调控和预期管理的传导影响较小;随着货币政策转型,经济增速和通胀对存贷款基准利率调整的响应强度有所下降,且更快收敛,存贷款基准利率的传导机制发生小幅改变;对比经济增速和通胀对不同货币政策工具的响应强度,就经济增速而言,存贷款基准利率和准备金率调整均有较大影响;就通胀而言,存贷款基准利率影响更大,其次是准备金率;货币政策执行报告对实体经济有一定影响,但相对偏弱。

总的来说,不同货币政策工具调整均会对经济增速和通胀产生一定影响,存贷款基准利率对实体经济的影响最大,其次是准备金率,预期管理对实体经济发挥一定的作用,但影响有限;准备金率和预期管理受货币政策转型的影响较小,不同时期的政策传导效应基本一致;货币政策转型主要体现在存贷款基准利率的传导发生改变,利率市场化使存贷款基准利率对实体经济的影响有所减弱,但仍发挥主导作用,表明货币政策转型和利率市场化尚未结束。

3. 机制分析。为何存贷款基准利率在货币政策传导中发挥主导作用?以银行贷款利率定价为例^①,尽管央行在 2013 年放开了贷款利率的上下限管制,但官定的贷款基准利率并没有取消,贷款基准利率仍是贷款定价的“锚”,意味着贷款基准利率不取消,市场化的利率调控和传导机制就难以建立起来(郭豫媚等,2018)。长期以来,中国社会融资仍是银行贷款主导,如图 8 所示,人民币贷款在社会融资中占比超过 65%，“类贷款”的非标准债券融资主要是银行贷款在表外的信用派生(主要为了规避监管),这部分定价主要是以贷款基准利率为基准,2010 年以后非标准债券融资约为 15%，这意味着高达 80% 的社会融资主要以贷款基准利率为定价基准,直接融资占比不足 20%，市场化利率影响有限。

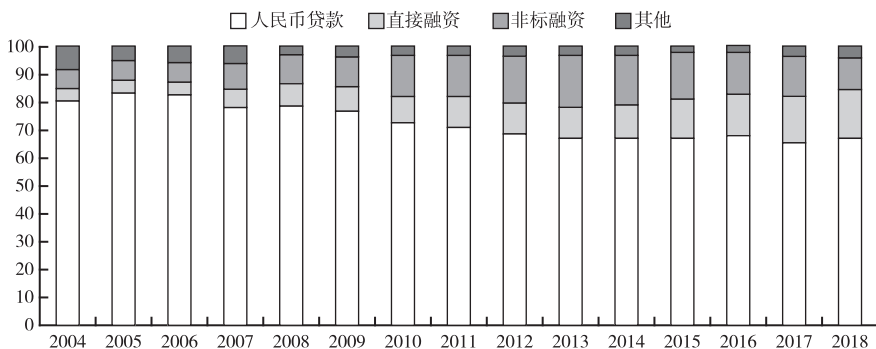


图 8 社会融资结构(%)

注:数据来自中国人民银行;非标融资包括委托贷款、信托贷款和未贴现银行承兑汇票;直接融资包括企业债券、股票融资和专项债,其中专项债从 2017 年开始。

另外,近年来存贷款基准利率对实体经济的影响有所减弱,主要原因是:2004 年央行放开贷款利率的上限管制,银行贷款利率以贷款基准利率为锚,实行管住利率下限的政策措施,随着利率市场化改革不断推进,贷款利率定价逐渐脱离贷款基准利率。如表 8 所示,2009 年大约 37% 的银行贷款定价高于基准利率,2018 年这一比例为 65%,贷款利率下限管制约约束逐渐弱化,到 2013 年央行顺势取消贷款利率下限管制,允许银行贷款利率围绕贷款基准利率自由浮动;国有商业银行和部分股份制银行逐渐将短期贷款的基准利率设定为市场化利率 Shibor,贷款定价的市场化程度提升,这些均

^①2004 年放开金融机构贷款利率上限,允许下浮的幅度为基准利率的 0.9 倍;2012 年将贷款利率浮动区间的下限调整为基准利率的 0.7 倍;2013 年取消金融机构除商业性个人住房贷款以外的贷款利率下限。

使贷款基准利率调整对实体经济影响有所减弱。如图9所示,贷款利率与市场利率(1年期Shibor)走势基本一致。

表8 金融机构贷款定价结构

年份	金融机构贷款定价占比(%)						
	基准利率下浮合计	基准利率	基准利率上浮合计	基准利率上浮30%以内	基准利率上浮30%到50%	基准利率上浮50%到100%	基准利率上浮100%以上
2008	25.56	30.13	44.31	27.81	5.75	7.27	3.49
2009	33.19	30.26	36.55	21.38	5.13	6.64	3.40
2010	27.80	29.16	43.04	25.69	5.66	8.18	3.51
2011	7.02	26.96	66.02	45.71	8.26	8.98	3.08
2012	14.16	26.10	59.74	41.28	7.58	7.84	3.04
2013	12.48	24.12	63.40	42.55	9.64	8.55	2.66
2014	13.10	19.64	67.26	43.76	11.26	9.22	3.02
2015	21.45	18.60	59.95	31.24	9.89	11.77	7.05
2016	28.22	19.05	52.73	27.97	8.44	10.02	6.29
2017	14.28	21.31	64.41	32.57	11.33	12.68	7.84
2018	16.27	18.47	65.26	31.40	11.52	13.89	8.45

注:数据来自中国人民银行。

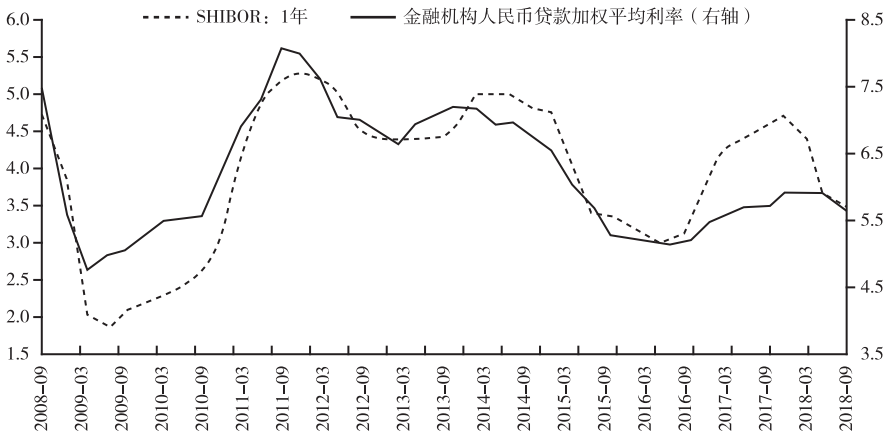


图9 人民币贷款加权平均利率和国债利率(%)

六、结论

中国货币政策框架与发达经济体的价格型调控存在较大差异:一方面,中国货币政策正处于转型阶段,潜在的结构变化使货币政策传导机制更为复杂;另一方面,中国货币政策调控工具多元化,长期以来以数量型调控为主导,近年来利率市场化改革使向价格型调控转型成为可能,且央行实行隐性的预期管理。所以,多元调控之下,中国货币政策立场的识别和度量成为探索中国货币政策传导机制的关键问题。此外,因为预期效应使传统的货币政策研究面临内生性问题,如何分解货币政策中的预期成分和未预期成分成为货币政策传导机制研究的着力点。

本文的研究主要分为两步:第一步,为解决多工具下货币政策立场识别问题和内生性问题,采用外部工具变量和事件研究法,通过计算央行发布货币政策调控文件当日利率互换价格的变动来度量货币政策立场指数;第二步,基于构建的货币政策立场指数,研究中国货币政策传导机制。货币政策传导机制主要包含两个维度:一是货币政策立场调整对金融市场的影响,主要包括股票市场、不同期限与信用等级的债券市场和房地产;二是货币政策立场调整对实体经济的影响。考虑中国经济和货币政策正处于转型时期,内在的结构特征显著,本文建立参数时变的结构性模型进行研究。

研究发现:(1)货币政策在金融市场中主要通过影响利率和房地产行业景气度传导,股市和信用利差传导相对受阻;(2)存贷款基准利率对实体经济的影响最大,其次是准备金率,预期管理对实体经济的影响相对偏弱;(3)准备金率和预期管理受货币政策转型的影响较小,不同时期的政策传导效应基本一致,货币政策转型主要体现为存贷款基准利率的传导发生改变,利率市场化使存贷款基准利率对实体经济的影响有所减弱,但仍发挥主导作用。

总的来看,不同的货币政策工具调整会通过不同的渠道对实体经济产生影响。存贷款基准利率仍对货币政策传导发挥主导作用,意味着未来利率市场化改革和强化市场化的利率调控必然要求取消存贷款基准利率,但需把握好改革的节奏,加快培育市场化的基准利率;准备金率调控是重要的货币政策调控工具,应根据经济形势把握好数量型调控的时机和力度;央行应继续完善预期管理机制,以最小的成本实现货币政策目标。因此,中国货币政策内含多重传导机制,“法定利率强,市场利率弱”格局有待进一步突破,货币政策转型之路任重道远。

参考文献:

- 陈雨露 马勇 阮卓阳,2016:《金融周期和金融波动如何影响经济增长与金融稳定?》,《金融研究》第2期。
- 郭红兵 陈平,2012:《中国货币政策的工具规则和目标规则——“多工具,多目标”背景下的一个比较实证研究》,《金融研究》第8期。
- 郭晔 黄振 王蕴,2016:《未预期货币政策与企业债券信用利差——基于固浮利差分解的研究》,《金融研究》第6期。
- 韩雍 刘生福,2017:《利率市场化与中国货币政策调控方式转变》,《世界经济研究》第2期。
- 江曙霞 江日初 吉鹏,2008:《麦克勒姆规则及其中国货币政策检验》,《金融研究》第5期。
- 林峰 赵焱,2018:《财政支出、实际汇率与中国净出口波动——基于SV-TVP-SVAR模型的动态识别》,《国际金融研究》第4期。
- 刘金全 张龙,2018:《新常态下我国货币政策框架体系选择:单一型规则抑或混合型规则》,《改革》第9期。
- 陆军 钟丹,2003:《泰勒规则在中国的协整检验》,《经济研究》第8期。
- 盛松成 谢洁玉,2016:《社会融资规模与货币政策传导——基于信用渠道的中介目标选择》,《中国社会科学》第12期。
- 孙国峰,2016:《货币政策框架转型与中国金融市场发展》,《清华金融评论》第1期。
- 王建国,2006:《泰勒规则与我国货币政策反应函数的实证研究》,《数量经济技术经济研究》第1期。
- 王曦 汪玲 彭玉磊,2017:《中国货币政策规则的比较分析——基于DSGE模型的三规则视角》,《经济研究》第9期。
- 伍戈 连飞,2016:《中国货币政策转型研究:基于数量与价格混合规则的探索》,《世界经济》第3期。
- 吴吉林 张二华,2015:《我国货币政策操作中的数量规则无效吗?》,《经济学(季刊)》第2期。
- 谢平 罗雄,2002:《泰勒规则及其在中国货币政策中的检验》,《经济研究》第3期。
- 徐忠,2018:《经济高质量发展阶段的中国货币调控方式转型》,《金融研究》第4期。
- 张成思 计兴辰,2017:《善言为贤:货币政策前瞻性指引的中国实践》,《国际金融研究》第12期。
- 郑挺国 王霞,2011:《泰勒规则的实时分析及其在我国货币政策中的适用性》,《金融研究》第8期。
- 庄子罐 崔小勇 赵晓军,2016:《不确定性、宏观经济波动与中国货币政策规则选择——基于贝叶斯DSGE模型的数量分析》,《管理世界》第11期。
- 朱小能 周磊,2018:《未预期货币政策与股票市场——基于媒体数据的实证研究》,《金融研究》第1期。
- 邹文理 王曦,2011:《预期与未预期的货币政策对股票市场的影响》,《国际金融研究》第11期。
- Bernanke, B. S. & I. Mihov(1998), “The liquidity effect and long-run neutrality”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 49(1):149-194.
- Chen, K. et al(2018), “The nexus of monetary policy and shadow banking in China”, *American Economic Review* 108(12):3891-3936.
- Clarida, R. et al(2000), “Monetary policy rules and macroeconomic stability: Evidence and some theory”, *Quarterly Journal of Economics* 115(1):147-180.
- Cuche, N. A. (2000), “Monetary policy with forward-looking rules: The Swiss case”, Working Papers from Swiss National Bank, No. 10.
- Gertler, M. & P. Karadi(2015), “Monetary policy surprises, credit costs, and economic activity”, *American Economic Journal: Macroeconomics* 7(1):44-76.

- Gürkaynak, R. S. et al(2005), "Do actions speak louder than words? The response of asset prices to monetary policy actions and statements", *International Journal of Central Banking* 1(1):55-93.
- Kamber, G. & M. S. Mohanty(2018), "Do interest rates play a major role in monetary policy transmission in China?", BIS Working Paper, No. 714.
- Klingelhöfer, J. & R. Sun(2018), "China's regime-switching monetary policy", *Economic Modelling* 68:32-40.
- Kong, D. (2008), "Monetary policy rule for China: 1994-2006", EAERG Discussion Paper, No. 59.
- Kuttner, K. N. (2001), "Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market", *Journal of Monetary Economics* 47(3):523-44.
- Meinusch, A. & P. Tillmann(2016), "The macroeconomic impact of unconventional monetary policy shocks", *Journal of Macroeconomics* 47(A):58-67.
- Mishkin, F. S. et al(2010), "How has the monetary transmission mechanism evolved over time?", in: B. M. Friedman & M. Woodford(eds), *Handbook of Monetary Economics*, Elsevier.
- Nakajima, J. (2011), "Time-varying parameter VAR model with stochastic volatility: An overview of methodology and empirical applications", *Monetary and Economic Studies* 29:107-142.
- Primiceri, G. E. (2005), "Time varying structural vector autoregressions and monetary policy", *Review of Economic Studies* 72(3):821-852.
- Sims, C. A. (1980), "Macroeconomics and reality", *Econometrica* 48(1):1-48.
- Taylor, J. B. (1993), "Discretion versus policy rules in practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39:195-214.
- Taylor, J. B. (2014), "The role of policy in the Great Recession and the Weak Recovery", *American Economic Review* 104(5):61-66.
- Zha, T. et al(2016), "Forecasting China's economic growth and inflation", *China Economic Review* 41:46-61.
- Zhang, W. (2009), "China's monetary policy: Quantity versus price rules", *Journal of Macroeconomics* 31(3):473-484.

Multi-regulation, Stance Identification and Monetary Policy Transmission Mechanism

LIU Hongzhong TONG Xiaolong ZHANG Weiping
(Fudan University, Shanghai, China)

Abstract: In the context of monetary policy transformation and the diversification of policy tools, the main dilemma facing the study of China's monetary policy transmission mechanism is the identification of monetary policy stance and endogeneity. This article uses the external instrumental variable and event study to measure the monetary policy stance, and then analyze the impact of monetary policy on financial market and real economy. Considering the significant structural characteristics in the transition period, this article establishes an SV-TVP-SVAR model for parameter estimation and impulse response analysis. We conclude that monetary policy is mainly transmitted through affecting interest rates and the real estate boom in the financial market, while the transmission in the stock market and credit market is blocked; The benchmark interest rate of deposit and loan has the largest influence on the real economy, followed by the reserve ratio, and the influence from expected management is rather limited. Reserve ratio and expected management are less affected by monetary policy transformation, and the transformation of monetary policy is mainly reflected by the weakening of the impact of the benchmark interest rate on deposits and loans on the real economy, but the benchmark interest rate still plays a leading role. In sum, China's monetary policy contains multiple transmission mechanisms, the pattern of "strong official interest rate, weak market interest rate" needs to be broken, so the transformation of monetary policy has still a long way to go.

Keywords: Monetary Policy Transmission; Multi-regulation; Stance Identification; Transition

(责任编辑:陈建青)

(校对:孙志超)