

结构性货币政策冲击、股票超额收益 与政策有效性评估*

卢 焱 战明华

内容提要:结构性货币政策是中国转型时期货币政策实践的一项重要创新,但其理论和实施效果仍存在争议。由于货币政策具有扩散特征与时滞性,有效评估其效应成为一大挑战。本文在传统DSGE和单方程模型存在缺陷的背景下,创新性地采用事件分析法测算股票市场结构性货币政策实施的响应。研究表明:(1)受益对象的股票价格在多数情况下显示出显著的超额正向收益,支持了结构性货币政策总体有效的观点;(2)这种政策的有效性取决于所采用的工具类型,尤其是具备弥补信贷市场“代理成本”功能的政策最为有效;(3)结构性货币政策的操作目标、支持力度、扶持产业差异等因素,通过影响预期形成机制和信贷市场的边际代理成本,进一步影响政策效果。本文为评估结构性货币政策的有效性提供了新的视角,并对政策工具的选择、总量与结构性货币政策的功能边界划定提供了重要启示。

关键词:结构性货币政策 股票超额收益 信贷市场 市场失灵

作者简介:卢 焱,广东外语外贸大学金融学院讲师,广州华南财富管理中心研究基地研究员,510006;

战明华(通讯作者),广东外语外贸大学金融开放发展研究院院长、博士生导师,510006。

中图分类号:F831.5 文献标识码:A 文章编号:1002-8102(2025)03-0041-17

一、引言

尽管发达国家在应对2008年国际金融危机和2020年新冠疫情冲击时普遍采取了非常规货币政策,其核心目标依然是维持产出和金融稳定。与之不同,中国在应对外部冲击和支持供给侧结构性改革时,采用了以经济结构调整为最终目标的结构性货币政策。近年来,我国结构性货币政策持

* 基金项目:国家自然科学基金青年科学基金项目“市场结构变迁视域下数字经济对货币政策传导的影响研究:效应、机理与政策优化路径”(72403057);广东省哲学社会科学规划一般项目“数字经济、货币政策传导与广东省民营中小企业融资研究:市场结构变迁视域”(GD24CLJ02)。作者感谢匿名审稿专家的宝贵意见和建议,文责自负。战明华电子邮箱:zhanmhco@163.com。

续加大对小微企业、科技创新、绿色发展等领域的支持力度,激励和引导金融机构优化信贷资源配置。^①然而,这一具有中国特色的政策创新在理论上仍存在争议:传统货币政策理论主要以发达国家为研究对象,认为货币政策应调控总量波动,对结构性问题的调控无效。在西方主流经济理论中,结构问题通常归因于价格信号的扭曲,理性经济人假定认为这种扭曲是暂时的,因此通过价格机制可以自我纠正,无须政策干预(Cravino等,2020)。那么,将结构调整作为货币政策目标是否有效,传统货币政策理论是否忽视了发展中国家的某些关键特征?本文将从实证角度探讨上述问题。

然而,实证检验结构性货币政策的有效性却存在以下难点。首先,结构性货币政策工具多样,支持对象具有针对性和异质性,难以像总量货币政策那样通过VAR技术识别,因为其行为难以用结构方程描述。其次,尽管结构性货币政策冲击通常被认为具有较强的外生性,但由于存在政策时滞效应,很难从众多影响支持对象产出的因素中分离出其独立效应。例如,即使观察到某类企业在获得结构性政策支持后出现了显著的产出增长,这种增长可能也受到市场需求异常上升或其他政策支持的影响。对此,已有研究采用的评估方法主要包括两类:一是单方程结构模型,其主要用于评估对企业融资约束或某一特定产出部分(如消费和投资)的影响,而非总量效应(李佳等,2024;朱新蓉、刘银双,2023;刘冲等,2022);二是采用DSGE模型(王朝阳等,2024;李建强、高宏,2019;冯明、伍戈,2018),但其有效性取决于对中国特有的结构性或市场分割性特征的模拟能力以及参数校准的准确性。所以,评估结构性货币政策的有效性需要采用更加创新的方法。

针对上述难题,本文提出一个解决问题的新逻辑思路:在股票市场有效或弱有效的条件下,如果结构性货币政策的效果是有效且未被预期,并且在事件窗口期内受政策支持的公司股票价格不受其他事件干扰,那么投资者对股票的估值将因政策实施而变化,进而导致公司股票出现异常收益。技术上,这一思路可以通过事件研究法(ESM)来实现,该方法已广泛应用于评估企业市场价值对信息冲击的响应(Miller,2023;邹文理等,2020;王永钦等,2018)。鉴于中国股票市场在21世纪早期被认为已达到弱有效市场(张兵、李晓明,2003),本文利用事件分析法重新评估了我国结构性货币政策的有效性,研究主要发现如下:首先,在控制产权结构特征、股票市场发展水平、监管制度和投资者行为特征后,整体而言,中国的结构性货币政策是有效的,但并非所有政策都具有效力,其有效性主要取决于政策是否能够“补贴”代理成本;其次,不同政策对同一支持对象,或相同政策对不同支持对象的效果存在明显差异。进一步分析还发现,在弱有效市场条件下,同一政策不同的操作目标、不同的政策力度或同一政策支持产业不同,效果也存在差异。而产生以上结果的主要原因在于政策实施时,企业面临的金融摩擦程度是否与政策“补贴”代理成本的强度相匹配。

本文对中国结构性货币政策有效的解释是,结构性货币政策主要承担了弥补信贷市场失灵的功能。这类似于发达国家在2008年金融危机期间,当商业银行因为信用市场失灵严重而不愿向私人部门提供信贷时,中央银行通过买卖私人部门的证券承担了向私人部门提供信用的功能。这一政策在中国的合理性可能源于以下原因:与发达国家不同,中国作为转型经济体,金融摩擦主要来自政府过度干预造成的不同企业信贷资金获取能力差异、地区间经济发展水平不同引起的金融体系发展水平不同,以及金融工具和金融机构种类较少导致通过金融发展减小金融摩擦的能力有限(Levine,1997)。^②这种常态性的严重金融摩擦差异问题使得即便央行在平时采取弥补市场失灵的

^① 见中国人民银行《2023年第二季度中国货币政策执行报告》。

^② 比如,在中国,因为受到政府的隐性担保,国有企业和民营企业获得银行资金的能力是有巨大差异的,国有企业更容易获得上市批准和发行债券。此外,统计数据表明(见《2021中国统计年鉴》),中国东部地区的人均收入是西部的2.2倍,东部地区经济发展水平明显高于西部地区,因此金融发展水平也更高,按照Levine(1997),这意味着金融市场摩擦也更小。

具备结构性定向特征的货币政策,政策依然有效。

本文首先与探讨货币政策异质性冲击效应的文献相关。基于货币长期中性的观点,在市场完善的情况下,结构性问题通常被认为是对需求偏好差异的内生响应。因此,已有文献普遍认为,货币政策冲击的异质效应主要源于微观经济主体的结构差异。Auclert (2019)通过消费理论分析了货币政策变化对不同群体的影响,发现这一影响并不一致,而是通过三种再分配渠道(收益异质性渠道、费雪渠道和利率敞口渠道)实现。类似地,Di Maggio等(2017)认为,家庭资产负债表的差异以及住房抵押贷款契约导致了货币政策对利率的不同反应,从而引发消费增长差异。Hurst等(2016)也指出,不同地区家庭资产负债表的差异影响了当地的私人市场利率,最终导致国家利率政策产生了区域间的资源再分配。杨继生和向镜洁(2020)也针对我国货币政策传导的异质性进行探讨,认为货币政策传导过程中出现了实体经济流动性配置的“马太效应”,对于资金越充裕的企业货币政策传导效果越佳。而针对如何更好地应对可能存在的异质性影响,Choi等(2016)指出,由于微观主体的投资效率不同,无针对性的常规货币政策虽能刺激总投资,但可能导致低效资源囤积,因此,采用针对性的事后货币政策将更为有效。

与本文最相关的文献则集中在对结构性货币政策效果或机制的探讨上。一部分研究聚焦结构性货币政策的总体效果,此类研究主要采用DSGE模型进行分析。如彭俞超和方意(2016)在一个存在负外部性的经济中构建了一个DSGE模型,解释了结构性货币政策通过影响银行经营成本来促进产业结构升级的机制。马勇和陈点点(2021)通过构建DSGE模型,发现包含状态转换的三种结构性货币政策能够更迅速地平抑经济波动。殷兴山等(2020)考察了在信贷偏向导致不同产权企业杠杆率异质性,并且这种异质性随经济周期波动而变化的情况下,结构性货币政策如何校正这些差异。李建强和高宏(2019)则分析了央行同时实施总量和结构性货币政策时,结构性货币政策在放松中小企业融资约束方面的作用。另一部分研究关注某一特定的结构性货币政策工具的作用机制和效果。如王曦等(2017)采用双重差分方法评估了定向降准对汽车消费和汽车企业投资的影响。冯明和伍戈(2018)基于两部门异质性商业银行模型,研究了定向降准这一政策工具的绩效。刘冲和刘莉亚(2022)探讨了中期借贷便利(MLF)如何影响货币市场向债券市场的利率传导效率,并发现MLF有效对冲了资管新规对利率传导的不利影响。朱民和彭道菊(2022)采用定性分析探讨了构建与碳中和目标一致的结构性货币政策的必要性及路径。可见,已有研究多集中在评估结构性货币政策特定功能或工具的直接效果上,涉及较全面的效果评估,主要是通过DSGE模拟来实现的。

而如前所述,DSGE类模型较难适配中国明显的结构性差异问题,即便采用引入微观主体异质性的HANK模型等,也难以准确评估多种不同类型结构性货币政策工具的实施效果。另外,近年来涌现多种宏观政策评估方法,如局部投影法(张翠燕、曹廷求,2023;Plagborg和Wolf,2021)、高频数据分析(陈贞竹等,2023;Bianchi等,2023)、合成控制法(郭峰等,2024;Jardim等,2022)、Proxy-SVAR模型(Herwartz等,2022)等。虽然以上方法在分析长期动态效应、市场即时反应、区域性政策评估以及复杂政策传导机制等方面各具优势,但事件分析法具有干扰因素少、对数据需求较低、适用范围广等优点,并且可以迅速准确地捕捉特定事件发生后的短期市场反应,尤其是金融市场反应。除此以外,关于结构性货币政策效果的评估,本文拓展后的事件研究法还具备如下适配性。第一,借助有效市场假说,能够识别出结构性货币政策的长期总效应。这种方法通过引入控制变量保证在事件窗口期内不发生其他事件,以及通过选择事件窗口期的长度来防止政策冲击效应的遗漏,同时在不存在错误定价的条件下,股价的超额变动可以反映政策冲击带来的支持对象未来

现金流贴现值的增加。^①据此,股票超额收益反映的正是政策冲击的总效果。第二,此方法可以通过比较同一政策在不同时期的实施效果,来判断是否存在错误定价。如果存在错误定价,那么根据有效市场及理性预期假说,股票超额收益现象只会在前期政策实施时才会出现,而随着政策实施次数的增多,市场会逐步纠正这种错误,由此错误定价而产生的股票超额收益也将消失。

二、研究设计

本文研究设计的基本思想是:在股票市场有效或弱有效的条件下,如果结构性货币政策能给特定类型的企业带来正的未来收益流,那么在政策信息冲击的窗口期内,这类企业的股票价格将有一个显著的异常表现,且这一效应不会随着政策实施次数增加而迅速消失。显然,这一分析需要首先界定结构性货币政策冲击影响股票市场的时点。不过,我国的结构性货币政策具有目标对象和工具多样的特点,并非所有的结构性货币政策冲击影响都会在股票市场上被明显观察到。为此,本部分包括如下三方面内容。

(一)事件分析法判别结构性货币政策有效性的标准

在股票市场上,事件研究法关注的是消息(例如银行贷款公告或银行危机公告等)冲击如何影响某类企业的股价波动。这一方法用于判断结构性货币政策是否有效,它的适用性取决于如下几个方面。第一,股票市场是有效或弱有效的。有效或弱有效市场意味着市场中所有可用信息会迅速地被人们用于预测股票的价格,因此市场中的套利者会使市场中的实际价格很快趋向均衡价格。第二,结构性货币政策须具有较强的外生性。如果结构性货币政策是内生的,那么市场参与者可根据市场或经济本身的状态,推断出政策何时实施,这一信息有助于更准确地判断股价。因此,在有效或弱有效市场条件下,在政策未出台前,人们就会利用这一信息来预测股价并通过套利实现预期股价,这意味着政策出台后的消息对股价变动是没有显著影响的,因此事件研究法将无法观测到股价的超额收益变动,这一方法就会失效。第三,不存在错误定价。即便上面的两个条件得到满足,但在结构性货币政策实际是无效的情况下,我们仍可能通过事件研究法观察到特定股价的波动。这是因为市场可能存在错误定价的问题,也就是股价波动部分并不反映其基本价值的变化。由于股价的基本价值是未来收益流贴现值的理性预期,只要金融市场中有小部分套利者就可消除错误定价,而如果金融市场存在噪声交易者,那么即便套利者是理性的,价格偏离基本面的自我强化也会导致错误定价(DeLong等,1990)。而结构性货币政策最可能导致错误定价的原因是,目前没有一种模型可有效描述结构性货币政策的运行机制,因此从理性预期的角度来看,人们最可能利用的信息是将结构性货币政策当作常规货币政策来处理。但是,由于结构性货币政策的外生性,这一政策冲击会对股价产生显著的影响。不过,如果结构性货币政策是无效的,那么人们迟早会在政策实施以后的时段观察到这个结果,因此随着时间的推移,理性预期要求人们把结构性货币政策无效的信息纳入对股价的预测信息集合中。这意味着随着结构性货币政策实施次数的增多,错误定价所引起的股价的异常波动会消失。据此,我们提出结构性货币政策有效的两个判定条件。

第一,事件研究法表明结构性货币政策能引起特定股票价格的超额收益。

^① 在有效市场和理性预期情况下,当市场参与者对结构性货币政策的影响进行预期时,既会考虑企业未来现金流的变化,也会考虑贴现率的影响。无论是与现在还是未来有关的所有影响因素,理性预期都会考虑其变动的的影响。所以,此股价超额收益的变化同时包括了预期未来企业现金流和贴现率因子的影响。

第二,随着政策实施次数的增多,结构性货币政策引起的特定股票超额收益的变动不会变得不显著。

(二)结构性货币政策类型选择

根据研究目的,本文对结构性货币政策工具的选择遵循如下两个原则:一是政策冲击须具备对实体经济潜在的结构性影响,二是政策受益对象的资产价格变化能够在股票市场被实际观测。具体政策工具时点选择,需要解决如下问题。其一,不同的货币政策工具发布的时点,以及创设后实施的频率存在较大差异,如何才能选择更具代表性的政策,同时最大限度保证政策实施效果评估的有效性。其二,从上文的总结中可以看出,我国实行结构性货币政策的时间较长,不同时期经济周期特征、央行的功能变化以及政策的结构性特点均不相同,对此应如何做出选择。其三,结构性货币政策种类繁多,如何才能既全面又集中地对政策的总体效果进行衡量,并通过不同特征政策的效果对比,提高分析结果的实践价值。

针对以上问题,我们的选择主要基于以下几点考量。一是,时间区间方面,选取2018年1月至2021年12月作为政策样本期。^①从政策历史回溯可知,这段时期的结构性货币政策概念较为清晰,工具种类丰富;对样本区间较为集中的政策展开比较分析,也可以排除不同时期宏观因素差异造成的系统性干扰。此外,选取金融市场发展更为成熟完善的时间段,也更符合预期和市场有效性假说的前提。二是,政策工具方面,围绕研究目标,为更好地从不同特征结构性货币政策实施效果的对比中得出评估结果、有效条件和影响因素,我们从支持对象、支持路径和投放方式三个角度对政策进行划分归类,所选政策工具尽量覆盖所有特征类别。三是,为了更准确地识别政策效果,对于相同的政策操作,我们通过查阅政策发布时的相关新闻内容,选取在信号意义、操作力度、市场反响、执行时点等方面特征识别度较高的政策事件。此外,对于部分实施时间较长的货币政策,例如长期性的再贷款政策,考虑到其实施频率较高、创设时间较长的特点,为更准确评估政策实施效果以及提高政策分析的实践价值,我们选取样本期内最后实施的长期性再贷款政策进行分析。^②综上考虑,本文选取2018—2021年的8项结构性货币政策实施事件。^③

(三)样本选择与实证设计

1.样本选择与分布情况

基于以上对结构性货币政策工具选择及其支持对象的类别,本文选取2018年1月至2021年12月与所选政策支持对象相关的A股上市公司作为研究对象。鉴于研究需要,本文参考韩浩等(2017)、严佳佳等(2015)等,对样本进行如下筛选:(1)在结构性货币政策推出前有交易记录;(2)在政策公布后的所有事件窗口期有交易数据;(3)排除ST股票;(4)剔除在事件窗口期内受其他重大事件影响的样本,包括其他政策利好事件、诉讼事件、增发新股或停牌等;(5)剔除在估计窗口期过少交易的股票(在估计期内交易日少于60天的股票)。经过筛选并根据政策支持对象进行分类后的样本分布情况如表1所示。所有涉及的上市公司样本相关股价数据来源于Wind数据库和同花顺交易软件。

^① 本文所选择的结构性货币政策围绕“精准直达”实现“结构性调整”的特征,不仅基本覆盖了中国人民银行公布的结构性货币政策工具箱内的工具(包括民营企业债券融资支持工具、普惠小微企业贷款延期工具和信贷支持计划、碳减排支持工具、支农支小再贷款降息等),也包括了已有研究普遍选择的具有结构性调整作用的货币政策工具(如降准置换MLF、MLF担保品扩容、定向中期借贷便利和定向降准)。

^② 一是为了保证时效性,二是为下文进一步的分析中可以采用此类政策实施次数多、时间长、不同周期阶段分布较广的特点,对问题进行拓展分析。

^③ 限于篇幅,具体结构性货币政策实施事件的情况说明请见线上附录附表1。

表 1 各代表性结构性货币政策事件的样本分布情况 单位:个

发布日期	政策工具	政策对象	样本公司数量
2018年4月25日	降准置换 MLF	小微企业	57
2018年6月1日	MLF担保品扩容	小微企业	149
		绿色企业	44
2018年10月22日	民营企业债券融资支持工具(CRMW)	民营企业	336
2019年1月23日	定向中期借贷便利(TMLF)	小微企业	66
		民营企业	347
2019年5月6日	定向降准	小微企业	66
		民营企业	352
2020年6月1日	普惠小微企业贷款延期工具和信贷支持计划	小微企业	65
2021年11月8日	碳减排支持工具	绿色企业	78
2021年12月7日	支农支小再贷款降息	小微企业	64
		涉农企业	42

注:根据2011年6月18日国务院四部门联合制定的《中小企业划型标准规定》,选取不同行业中符合小型企业划分标准的上市公司作为小微企业样本;MLF担保品扩容工具根据中国金融信息网公布的2018年6月1日前绿色债券发行情况选择绿色企业样本;碳减排支持工具公司样本根据国家统计局公布的《节能环保清洁产业统计分类(2021)》进行筛选;涉农企业采用证监会行业分类中的农、林、牧、渔业行业企业作为研究对象。

资料来源:中国人民银行官网。

2. 实证设计

(1) 基准模型

相对于其他方法,事件研究法能够有效避免内生性问题(Kurov, 2010)。这一方法的基本思想是:如果结构性货币政策对特定对象企业的经营有正的影响,那么这些企业未来收益的现金流贴现值就会增加,其结果是这些企业的股票会在市场政策信息吸收期内出现一个显著的收益率溢价。这种分析法有效的前提如下。第一,事件窗口的选择须包含政策信息在市场上扩散的整个主要过程。由于人们可能会对政策实施有一个事前预期,因此窗口期应包括事件发生的前后时段。第二,样本期的选择应不包含政策信息发酵期并尽可能减少包含其他事件,这是因为样本期的作用是提供与窗口期的收益率对比情况。第三,股票市场是有效或弱有效的,也就是不存在系统性的定价错误。对于第三点,已有研究大多支持我国股票市场是一个弱有效市场的观点。其他两个问题我们将在下面的模型设计或进一步分析中予以关注。

已有文献对收益率的测算主要有两类模型:一是统计模型,包括市场模型、历史平均模型和市场调整模型三种;二是基于经济理论的结构计量模型,如CAPM模型、APT模型、Fama三因子模型和Carhart四因子模型等。鉴于我国股票市场已达到弱势有效,市场对信息冲击的吸收需要一个时长,因此我们在考虑中国特定经济环境的基础上,参考Degryse等(2018),将模型^①设定如下:

$$R_{jt} = \alpha_1 + \beta_1 R_{mt} + \sum_{i=T_2}^{T_3} \gamma_{jk} \delta_{jkt} + \theta_1 ES_t + \theta_2 MI_t + \theta_3 FMS_t + \theta_4 INT_t + \varepsilon_{jt} \quad (1)$$

其中,被解释变量 R_{jt} 为第 j 个公司股票在 t 期的实际日收益率。假设公司 j 的股票价格为 $P_j, j=1, 2, 3, \dots, J$,考虑到分发股利和拆分股票等可能产生的调整,日股票收益率 R_{jt} 为:

^① 本文事件分析法本质上的统计学思想是观察受到结构性货币政策冲击的同类上市公司的股票价格变动,在平均意义上是否出现了与股票市场一般价格变动显著的不同。这类似于特定条件下的两样本均值无差异性检验。而由于结构性货币政策是分类的,对整体效果进行推断的逻辑是:通过对历史上不同时点、不同类型的结构性货币政策有效性的评估,来对结构性货币政策有效性做总体判断,并对未来新的结构性货币政策有效性做预测。

$$R_{jt} = \frac{P_{jt} - P_{j(t-1)}}{P_{j(t-1)}} \quad (2)$$

解释变量 R_{mt} 为该股票所属证券市场指数在 t 期的日收益率; δ_{jkt} 为一组每日事件虚拟变量, 当 t 包含在事件窗口期 (T_2, T_3) 中时赋值为 1, 反之则为 0, 事件窗口日期编码为 k ; ε_{jt} 为误差项。此外, 为避免内生性问题加入控制变量: 产权结构变量 ES_t , 以国有工业总产值与工业总产值的比例表示; 代表股票市场发展水平的变量 MI_t , 以沪深证券交易所总交易额与名义 GDP 之比表示; 代表监管制度的变量 FMS_t , 以信托贷款、委托贷款和未贴现银行承兑汇票总额与名义 GDP 的比例作为代理变量; 代表投资者行为特征的变量 INT_t , 以机构交易总额占总交易额的比例表示。特别地, 从对被解释变量 R_{jt} 的影响来看, 结构性货币政策与其他总量政策并不属于同类影响因素, 因此控制总量政策与否对估计结果不会产生显著影响, 故在此没有引入其他宏观因素控制变量。

如果结构性货币政策是有效的, 那么 γ_{jk} 应显著为正, 并且不因事件窗口期的延长而减弱。我们对每家公司 j 的每日异常收益率的估计值 $\hat{\gamma}_{jkt}$ 加总后平均到个体, 可获得平均累计异常收益率:

$$CAAR_j(T_2, T_3) = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \sum_{t=T_2}^{T_3} \hat{\gamma}_{jkt} \quad (3)$$

参考 Favato 等 (2015), 我们首先采用 t 检验对 CAAR 进行显著性检验。假设 $H_0: CAAR_j = 0$; $H_1: CAAR_j \neq 0$ 。由此构造 t 统计量:

$$t_{CAAR_j} = \frac{CAAR_j}{s/\sqrt{J-1}} \quad (4)$$

$$\text{其中, } s^2 = \frac{\sum_{j=1}^J (CAAR_{jt} - \overline{CAAR}_{jt})^2}{J-1}。$$

此外, Corrado 和 Zivney (1992) 提出, 秩检验和符号检验的有效性要强于 t 检验, 因此, 本文还将采用符号检验法 (GenSign test) 以及秩检验法 (Wilcoxon test) 对样本的显著性进行检验。^①

(2) 估计窗口期与事件窗口期

对于第 j 家待检验的上市公司, 假设 T_0 为估计窗口期的开始, T_1 为估计窗口期结束, T_2 为事件窗口期起始日, T_3 为事件窗口期结束, 则关于日收益率的样本时间序列数据为 $\{R_{jt}\}_{t=T_0}^{T_3}$ 。结合已有事件分析法相关研究文献对窗口期的设定, 在估计窗口期选择方面, 本文主要基于如下考虑: 一是由于上市公司在一段时期内有较多重大事件发生, 因此选择较小的事件窗口可以较大限度排除噪声; 二是统一设定估计窗口可以避免模型对短期窗口的敏感性; 三是靠近事件窗口可以避免股票价格波动系统性变化产生的偏差; 四是减少事件交叉影响, 在估计窗口期与事件窗口期之间保留一定时间间隔。综合以上各点, 参考李敬强和刘凤军 (2010)、严佳佳等 (2015), 我们将估计窗口期设定为政策实施前 100 天至前 1 天, 即 $(-100, -1)$ 。对于事件窗口期的选择, 本文主要基于如下考虑: 一是鉴于我国结构性货币政策实施的不可预知性, 我们将事件窗口期的起点设定为政策发布日当天; 二是根据结构性货币政策实施的频率, 结合我国证券市场弱有效性的现实、其他学者的研究 (Zhu, 2014), 以及最大限度降低其他政策的实施可能产生的噪声问题并对样本上市公司股票溢价的变化加以动态分析。我们将总样本设定四个事件窗口期, 即 (T_2, T_3) 分别为 $(0, 3)$ 、 $(0, 7)$ 、 $(0, 14)$ 、 $(0, 30)$ 。下文也将通过改变事件窗口期进行稳健性检验。

^① 受篇幅限制, 各回归表格的符号检验和秩检验结果请见线上附录附表 2~附表 5。

三、实证分析

(一) 基准回归结果

表2显示各类各时期结构性货币政策推出后,代表性政策工具的支持对象在不同事件窗口期的平均累计异常收益率的变动情况。从表2可以得到如下结论。

第一,结构性货币政策总体上是有效的。由表2可见,8项结构性货币政策中,只有2项结构性货币政策[普惠小微企业贷款延期工具和信贷支持计划、定向中期借贷便利(TMLF)]的支持对象的平均累计异常收益率不显著或显著为负,其余6项政策支持对象的股票在政策公布后的四个事件窗口期,平均累计异常收益率总体上显著为正,说明从市场反应来看,这些结构性货币政策可以使其实施对象显著受益,政策总体是有效的。例如,在2018年6月1日推出的MLF担保品扩容政策旨在通过提高流动性支持小微企业和绿色企业,在政策公布后两类企业的四个事件窗口期平均累计异常收益率均在1%的水平下显著为正,并且呈现逐期上升的趋势,至(0,30)平均累计异常收益率已高达29.79%和32.40%;同样的政策支持路径,对于定向降准政策,公布后3天内小微企业和民营企业都呈现显著的超额收益,接续的三个窗口期平均累计异常收益率均在1%的水平下显著为正,30天的平均累计异常收益率分别达25.49%和28.72%。此外,通过增强信用度缓解民营企业融资约束的债券融资支持工具(CRMW),在四个事件窗口期平均累计异常收益率均在1%的水平下显著为正,随着事件窗口期的延长,平均累计异常收益率也逐步增加,至(0,30)窗口期达16.87%。此外,碳减排支持工具、支农支小再贷款降息等资产购买工具在四个窗口期内基本呈现显著为正的超额收益。

第二,结构性货币政策具备有效性的条件是政策具备弥补代理成本的功能,检验结果支持了理论推论的判断。按功能不同,结构性货币政策工具可以分为两类。第一类为可以对弱势对象提供贷款的银行或提供资金支持的其他外部投资者提供“补贴”,具有“先贷后借”特点的政策工具,如再贷款再贴现、碳减排支持工具、支农支小再贷款降息类资产购买工具,以及MLF担保品扩容、CRMW等增信类工具。另一类则不具备此功能,主要为“有潜力”或“有意向”为弱势对象提供贷款的银行提供资金供给,此类配备资金申请条件宽松,一则对于资金去向无约束,二则需要贷后风险自担,并不具有“补贴”信息挖掘成本的性质,这类政策以MLF、TMLF为代表。对于两种不同功能的政策工具,表2的检验结果显示,对于第一类结构性货币政策工具,除2020年6月1日的普惠小微企业贷款延期工具和信贷支持计划外,其余总体上使得政策支持对象行业的股票产生显著的超额收益,但是对于第二类结构性货币政策工具——定向中期借贷便利(TMLF),2019年1月23日政策公布后的四个事件窗口期,无论是对小微企业还是对民营企业的股票,不仅没有产生超额收益,反而引发显著为负的平均累计异常收益率,而且随着窗口期的延长收益率呈现不断下降的趋势。以上结果从实证的角度证实,是否能“补贴”金融机构为弱势群体投资项目提供贷款而进行信息挖掘等导致的“高”代理成本,弥补市场失灵,是结构性货币政策是否有效的重要条件。

第三,对同一行业类型的企业,不同类型政策工具的有效性存在差异,说明结构性货币政策有效程度对不同行业类型的企业具有敏感性。一是,对于小微企业而言,从(0,30)事件窗口期看,MLF担保品扩容政策的正向影响最为强烈,平均累计异常收益率达到29.79%;其次是定向降准,政策推出后30天平均累计异常收益率也达到25.49%;正向影响最弱的工具是降准置换MLF政策,达8.96%。但是,普惠小微企业贷款延期工具和信贷支持计划对小微企业的影响却相反,平均累计异常收益率为-8.92%且在1%的水平下显著。以上结果说明,不同政策工具的“补贴”功能不同,导致

未来收益流贴现也不同,MLF担保品扩容相当于降低了为小微企业贷款的商业银行向中央银行融资的成本;而定向降准要求商业银行将所获资金全部用于弱势行业的贷款,相当于直接为弱势行业提供了低成本的“补贴”资金,但降准置换MLF政策仅有部分中小银行获得“降准”的低成本“补贴”,大型银行主要将降准资金用于置换到期的MLF,对弱势行业“补贴”功能较弱。此外,普惠小微企业贷款延期工具和信贷支持计划发生在疫情重大负向冲击之后,主要目的在于弥补疫情导致的严重损失,股票市场反应较弱,可能说明政策“补贴”力度不足以弥补冲击的严重影响。二是,对于民营企业,定向降准工具的影响最为迅速且强烈,在(0,3)的窗口期就达到1.48%的平均累计异常收益率,至(0,30)的窗口期已经达到28.72%的平均累计异常收益率,CRMW在四个窗口期均呈现显著的正向影响,但TMLF的影响反而显著为负。此结果也说明定向降准提供的“补贴”具有“直达”的特征,但TMLF并没有为银行对弱势企业的贷款提供直接的成本补贴,仅是提供一种较低资金来源渠道,无法提高银行为弱势行业企业提供信息生产的积极性,难以弥补市场失灵,政策效果有限。

第四,同一类型政策工具对不同类型行业的企业的有效性存在差异。由表2结果可见,虽然小微企业、绿色企业的累计异常收益率受MLF担保品扩容政策的影响无显著差异,小微企业和民营企业的平均累计异常收益率受定向降准或TMLF的影响也无显著差异。但是,支农支小再贷款降息工具的实施,表明小微企业超额收益率的系数却显著大于涉农企业。在(0,7)和(0,14)两个事件窗口期,小微企业的平均累计异常收益率均为涉农企业的2倍以上,而(0,30)事件窗口期,小微企业已达到14.91%的平均累计异常收益率,但涉农企业却转向显著为负,平均累计异常收益率降低了9.24%。可见,由于不同行业企业面临的金融摩擦具有相对差异,股票市场具备“补贴”功能的同类型政策工具的反应也存在异质效应,涉农企业作为传统弱势产业,银行付出的代理成本更高,因此相对于小微企业,同样的“补贴”工具对弥补涉农行业金融市场失灵的功能较弱,从而减弱了对涉农企业未来投资水平的积极影响,即同样的政策有效性被弱化。

(二)稳健性检验^①

1. 改变事件窗口期

由于基准回归所选取的样本期内各类政策发布较为频繁,其他政策的发布也可能对结果造成干扰,出于稳健性的考虑,我们将窗口期调整为(-30,-20)、(-20,-14)、(14,20)和(20,30),重新对相应政策的股票平均累计异常收益率进行相关估计。检验结果显示,更换事件窗口期后,整体而言,本文所研究的政策对象极少出现显著为正的超额收益或显著性相对于政策事件窗口期明显降低。这一方面意味着结构性货币政策确实具有较强的外生性;另一方面也说明本文采用的事件分析法准确地识别了特定政策的效果,没有受到其他政策的干扰,基准回归部分的实证结果稳健有效。

2. 安慰剂检验

考虑到结构性货币政策具有指向性强、精准和直达性较强的特点,因此从逻辑上而言,其他企业股票的市场价格应不受此政策的影响。对此,我们采用新冠疫情期间的抗疫保供结构性货币政策事件进行安慰剂检验。2020年1月31日,中国人民银行发布了《关于发放专项再贷款支持防控新型冠状病毒感染的肺炎疫情有关事项的通知》,要求获得再贷款资金的银行向应对疫情的重要医用、生活物资生产企业提供优惠利率的信贷支持。如果结构性货币政策具备定向补贴功能,那么此政策对应支持的抗疫保供企业应存在显著的超额收益,而对其他时间段的政策,或对于其他企业,股价波动应不显著。检验结果印证了本文采用事件研究法估计结果的稳健性。

^① 稳健性检验结果请见线上附录附表6-附表9。

表 2 各项结构性货币政策与支持对象的股票异常收益

政策事件	MLF担保扩容(2018年6月1日)											
	降准置换MLF(2018年4月25日)						小微企业					
政策对象	小微企业						绿色企业					
事件窗口	(0,3)	(0,7)	(0,14)	(0,30)	(0,3)	(0,7)	(0,14)	(0,30)	(0,3)	(0,7)	(0,14)	(0,30)
CAAR	-0.0381***	0.0121	0.0404***	0.0896***	0.0352**	0.0598***	0.1159***	0.2979***	0.0520***	0.0919***	0.1606***	0.3240***
t统计量	-5.7149	1.3003	3.1194	4.4813	8.7880	10.5526	14.8627	26.6491	6.9137	8.6440	10.9860	15.4311
样本量	57	57	57	57	149	149	149	149	44	44	44	44
政策事件	定向中期借贷便利(TMLF)(2019年1月23日)											
政策对象	民营企业						小微企业					
事件窗口	(0,3)	(0,7)	(0,14)	(0,30)	(0,3)	(0,7)	(0,14)	(0,30)	(0,3)	(0,7)	(0,14)	(0,30)
CAAR	0.0161***	0.0404***	0.0858***	0.1687***	-0.0261***	-0.0742***	-0.1231***	-0.4276***	-0.0205***	-0.0585***	-0.1299***	-0.5811***
t统计量	5.7594	10.1891	15.8014	21.0417	-9.8860	-19.6248	-23.2055	-41.9430	-3.5380	-7.0683	-11.2093	-26.4876
样本量	336	336	336	336	347	347	347	347	66	66	66	66
政策事件	普惠小微企业贷款延期工具和信贷支持计划(2020年6月1日)											
政策对象	小微企业						民营企业					
事件窗口	(0,3)	(0,7)	(0,14)	(0,30)	(0,3)	(0,7)	(0,14)	(0,30)	(0,3)	(0,7)	(0,14)	(0,30)
CAAR	-0.0005	-0.0180*	-0.0495***	-0.0892***	0.0115*	0.0498***	0.0935***	0.2549***	0.0148***	0.0635***	0.1222***	0.2872***
t统计量	-0.0753	-1.8186	-3.4937	-2.9171	1.8598	5.6468	6.4791	4.7821	4.9733	14.9402	17.3710	10.8566
样本量	65	65	65	65	66	66	66	66	352	352	352	352
政策事件	碳减排支持工具(2021年11月8日)											
政策对象	绿色企业						涉农企业					
事件窗口	(0,3)	(0,7)	(0,14)	(0,30)	(0,3)	(0,7)	(0,14)	(0,30)	(0,3)	(0,7)	(0,14)	(0,30)
CAAR	0.0490***	0.0715***	0.1275***	0.8773***	0.0256***	0.0862***	0.0940***	0.1491***	0.0296***	0.0321**	0.0462***	-0.0924***
t统计量	4.7576	4.8236	5.2469	20.2420	3.9030	9.3554	7.4537	8.1986	3.2594	2.5221	2.6453	-3.6728
样本量	78	78	78	78	64	64	64	64	42	42	42	42

注:本表主要按照政策公布的时间顺序进行排序,其中除TMLF外,其余政策工具均为具备“先借后贷”功能的政策工具。在以上具备“先借后贷”功能的工具中,普惠小微企业贷款延期工具和信贷支持计划为疫情纾困措施。***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著,下同。

3. 替换政策支持对象为贷款银行

结构性货币政策有效的机理是它可以弥补银行的贷款风险溢价(代理成本),那么当这类政策实施后,对于贷款风险溢价更高的银行而言,将是一个更大的利好,因此其股价在股票市场上会相对于其他银行出现超额变动。对此,我们按照是否具备降低银行代理成本的功能,并结合政策支持对象和指标可得性,挑选出两类结构性货币政策:2018年6月1日的MLF担保品扩容和2018年10月15日推出的降准置换MLF,对这两项政策关于涉农贷款占比更大的银行股市平均累计异常收益率的影响进行检验。检验结果显示,股价的变化确实是由结构性货币政策实施所导致的,由此可见结构性货币政策主要通过降低银行代理成本对政策支持的企业产生积极影响。

四、进一步的分析

(一)政策操作目标的差异

从直接操作目标来看,结构性货币政策也有数量与价格之分。基于本文以上分析可知,具有定向和直达特点的结构性货币政策更为有效。但以定向和直达的方式实现信贷结构调整有两种形式:一种为通过央行定向释放基础货币,但利率不变,仅为特定领域增加信贷供给,如再贷款增额、定向降准等;另一种为通过调整利率降低特定领域或行业的融资成本,如再贷款降息、再贴现降息等。两种方式都可以实现结构性货币政策支持弱势行业的精准性,但在有效性方面可能有差别。例如,同样的增加信贷供给的方式,对于面临严重信贷配给的行业效果更好,而同时增加信贷供给并降低融资成本相对于仅降息或仅增额对于这类长期弱势行业可能更为有效。为了准确识别两种不同政策的效果差异,我们对样本期结构性货币政策工具进行梳理,发现新冠疫情发生后,中国人民银行在2020年2月26日发布了增加再贷款再贴现专用额度5000亿元并下调再贷款利率25bp的通知,而同年4月3日再次发布了增加面向中小银行再贷款再贴现额度10000亿元,但并未对再贷款再贴现利率进行调整。两项政策的实施为我们检验数量型工具和价格型工具的政策效果提供了自然实验条件。本部分我们将以这两项再贷款再贴现政策为例,通过对中型企业和小微企业进行分组,对这两类政策工具的实施效果进行检验。

检验结果如表3所示,从表中可以看出,再贷款再贴现增额降息相对于再贷款再贴现增额对中型企业和小微企业都更为有效,两类企业股票的平均累计异常收益率在政策实施后的四个事件窗口期均在1%的水平下显著为正,其中中型企业在(0,30)窗口期的平均累计异常收益率为7.96%,超过了小微企业的4.30%。但是,再贷款再贴现增额政策对中型企业和小微企业却仅在(0,3)的事件窗口期出现显著为正的超额收益,而随后的三个事件窗口期股票价格总体上逐渐下跌。出现此结果的原因可能在于公众修正了对于政策效果的错误预期,也说明仅增加信贷供给的数量型政策工具效果弱于同时增加信贷供给并降低融资成本的混合型政策工具效果,并且兼具价格型和数量型支持工具的政策对于信贷市场相对优势的企业更为有效。

(二)政策支持力度的差异

金融摩擦会导致货币政策效果与政策实施力度相关,金融摩擦程度越大,货币政策就要越积极。为此,我们选取了2018年4月25日、2018年10月15日和2019年1月15日三次降准置换MLF政策作为研究对象。选择降准置换MLF政策的原因在于,此政策除置换到期的MLF外,还通过降准为弱势企业释放一定规模的低成本资金,而这三次降准置换MLF政策释放的低成本资金规模分别为4000亿元、7500亿元和2765亿元,我们试图通过比较这三次政策实施后小微企业和民营企业股票超额溢价变动情况,考察政策实施力度与政策效果之间的关系。

表 3 再贷款再贴现实施模式与股票异常收益

政策事件	再贷款再贴现增额降息							
发布时间	2020年2月26日							
政策对象	中型企业				小微企业			
事件窗口	(0,3)	(0,7)	(0,14)	(0,30)	(0,3)	(0,7)	(0,14)	(0,30)
CAAR	0.0222***	0.0509***	0.0529***	0.0796***	0.0230***	0.0423***	0.0398***	0.0430***
t统计量	6.0489	9.7358	7.3936	7.0589	3.9595	5.1169	3.5228	2.6282
样本量	165	165	165	165	65	65	65	65
政策事件	再贷款再贴现增额							
发布时间	2020年4月3日							
政策对象	中型企业				小微企业			
事件窗口	(0,3)	(0,7)	(0,14)	(0,30)	(0,3)	(0,7)	(0,14)	(0,30)
CAAR	0.0280***	-0.0010	-0.0225***	-0.0952***	0.0270***	0.0038	-0.0227*	-0.0356
t统计量	7.3681	-0.1835	-2.8628	-6.6344	4.3642	0.4296	-1.7830	-1.5664
样本量	165	165	165	165	65	65	65	65

从表 4 中的检验结果可以看出,政策支持力度不同政策效果确实存在差异。2018 年 4 月 25 日的降准置换 MLF 政策(释放资金规模 4000 亿元)实施后,小微企业在(0,14)、(0,30)窗口期均出现 1% 水平下显著为正的超额收益,最高平均累计异常收益率为 8.96%。^①而 2018 年 10 月 15 日释放资金规模最大(7500 亿元)的政策实施后,小微企业的超额收益逐步增加,除(0,3)窗口期以外,小微企业和民营企业都呈现显著的超额收益,平均累计异常收益率最高达 24.05%。对于释放资金规模最少(2765 亿元)的降准置换 MLF 政策事件,2019 年 1 月 15 日政策实施后,小微企业和民营企业在四个窗口期均呈现显著为负的超额收益,股票价格在政策实施后反而下跌,表明此项政策并没有为两类企业长期发展产生正向的推动作用。总的来看,释放资金规模为 7500 亿元的降准置换 MLF 政策效果明显胜过 4000 亿元资金规模的政策效果,释放资金规模最小的政策效果最差,以上结果证实了我们对于政策力度与政策效果的猜想,适度把握政策力度对于实现最优的结构性货币政策效果具有重要意义。

表 4 降准置换 MLF 政策力度与股票异常收益

政策事件	降准置换 MLF							
发布时间	2018年4月25日							
政策对象	小微企业				民营企业			
事件窗口	(0,3)	(0,7)	(0,14)	(0,30)	(0,3)	(0,7)	(0,14)	(0,30)
CAAR	-0.0381***	0.0121	0.0404***	0.0896***	-0.0166***	0.0127***	0.0031	-0.1702***
t统计量	-5.7859	1.3003	3.1194	4.4813	-4.9624	2.6808	0.4725	-15.4220
样本量	57	57	57	57	328	328	328	328

① 2018 年 4 月 25 日的降准置换 MLF 支持对象不包括民营企业,此后两次实施事件均包括民营企业。加入此政策事件的民营企业样本可以对比说明没有得到政策工具支持的股票平均累计异常收益率波动频繁,没有形成稳定的市场预期。

续表 4

发布时间	2018年10月15日							
政策对象	小微企业				民营企业			
事件窗口	(0,3)	(0,7)	(0,14)	(0,30)	(0,3)	(0,7)	(0,14)	(0,30)
CAAR	0.0071	0.0646***	0.1166***	0.2405***	0.0024	0.0355***	0.0584***	0.1397***
t统计量	1.1916	7.6818	10.0124	14.3895	0.8718	9.0213	10.6883	17.2802
样本量	59	59	59	59	336	336	336	336
发布时间	2019年1月15日							
政策对象	小微企业				民营企业			
事件窗口	(0,3)	(0,7)	(0,14)	(0,30)	(0,3)	(0,7)	(0,14)	(0,30)
CAAR	-0.0289***	-0.0390***	-0.1179***	-0.4140***	-0.0402***	-0.0492***	-0.1329***	-0.2991***
t统计量	-4.8346	-4.6097	-9.8122	-19.0292	-13.4405	-11.6327	-22.1024	-27.3461
样本量	66	66	66	66	258	258	258	258

(三)政策扶持对象的差异

还有一个可能导致结构性货币政策效果差异的因素,是政策支持对象所属产业的异质性。产业异质诱致政策效果差异的逻辑如下:所属不同产业类型企业的抵押能力与未来收益率是不一致的,这会使得它们在信贷市场上面临的相对摩擦程度不同,因而同一政策对所属不同产业类型企业的“补贴”效果会存在差异,即政策效果关于产业类型具有敏感性。例如,无论抵押能力还是项目未来收益率,制造业都可能超过农业,因而制造企业与农业企业会面临不同的均衡信贷配给约束。为此,我们选择2019年5月6日公布的定向降准政策作为研究对象,此次定向降准仅针对县域农商行,释放长期资金约2800亿元,要求全部用于民营企业和小微企业贷款。进一步地,我们将民营企业和小微企业按照三大产业进行划分,通过对比三大产业股票收益率的波动情况对产业异质性造成的政策效果差异进行识别。

从表5的检验结果可以看出,定向降准政策公布后,不同产业企业股票超额收益存在明显差异。从农业企业看,小微企业在各窗口期超额收益显著性较低,而民营企业在所有事件窗口期都没有出现显著的平均累计超额收益率异常波动。但对于制造业和服务业,小微企业和民营企业在四个窗口期均呈现显著为正的超额收益^①,且制造业的超额收益总体上超过了服务业。以上结果说明,不同产业企业股票超额收益确实在同一政策公布后发生了不同水平的波动,金融摩擦程度越高的产业,股票超额收益水平越低,政策效果越弱,所以结构性货币政策的实施力度还应关注产业异质性,提高政策的精准性。

表 5 定向降准政策与不同产业股票的异常收益

政策事件	定向降准							
发布时间	2019年5月6日							
产业类型	农业							
政策对象	小微企业				民营企业			
事件窗口	(0,3)	(0,7)	(0,14)	(0,30)	(0,3)	(0,7)	(0,14)	(0,30)
CAAR	0.0596**	0.0659*	0.0956*	0.3213*	0.0073	0.0235	0.0049	0.0757
t统计量	2.5558	1.9773	1.7867	1.6941	0.4978	1.1185	0.1360	0.5265
样本量	6	6	6	6	21	21	21	21

① 两类企业(0,3)窗口期的t统计量虽然不显著,但是有效性更高的秩检验和符号检验均显示统计显著。

续表 5

产业类型	制造业							
政策对象	小微企业				民营企业			
事件窗口	(0,3)	(0,7)	(0,14)	(0,30)	(0,3)	(0,7)	(0,14)	(0,30)
CAAR	0.0192	0.0681***	0.0935**	0.2712**	0.0125***	0.0626***	0.1226***	0.3123***
t统计量	1.1943	2.9579	2.5051	2.0093	2.7623	9.6548	11.4404	7.7589
样本量	11	11	11	11	154	154	154	154
产业类型	服务业							
政策对象	小微企业				民营企业			
事件窗口	(0,3)	(0,7)	(0,14)	(0,30)	(0,3)	(0,7)	(0,14)	(0,30)
CAAR	0.0098	0.0468***	0.0975***	0.2555***	0.0121***	0.0607***	0.1154***	0.2793***
t统计量	1.3883	4.6147	5.8756	4.1742	2.8427	9.9750	11.4820	7.4232
样本量	49	49	49	49	177	177	177	177

五、结论与政策启示

结构性货币政策是否有效是理论和实践中均存在争议的重大问题,央行近几年来加大了结构性货币政策的实施频率与力度,但传统理论都是在总量调控的框架内构建货币政策理论体系,结构性货币政策缺乏有效的理论架构支撑。为此,基于有效政策应当是对市场失灵的弥补,以及股票价格是公司未来收益流贴现的逻辑,本文运用事件分析法测算股票超额收益变动对政策冲击的响应特征,对这一难题的解决进行了新的尝试。

第一,实证结果支持中国的结构性货币政策在大多数情况下有效的判断。事件分析法的结果显示,除了定向中期借贷便利(TMLF)、普惠小微企业贷款延期工具和信贷支持计划外,降准置换MLF、定向降准、MLF担保品扩容、支农支小再贷款降息以及碳减排支持工具等结构性货币政策实施后,其支持对象的企业股票价格均出现了显著的超额收益变动,而且这些发现在各种情况下均是稳健的。

第二,实证结果还支持结构性货币政策如果要有效,则须具有弥补信贷市场摩擦代理成本功能的观点。对政策类型按是否具有直接补贴效果的分类实证结果显示,定向降准、MLF担保品扩容、支农支小再贷款降息以及碳减排支持工具等具有弥补银行代理成本的政策,对股价波动的影响具有显著的超调特征。与之相比,定向中期借贷便利(TMLF)只是增加银行资金来源但并不具有银行贷款补贴性质,对股价波动影响不显著。

第三,结构性货币政策的实施效果还受到了政策本身操作目标、支持力度和扶持产业类型异质性因素的影响。其中,兼具价格型和数量型支持工具的政策相对于单纯采用数量型支持工具的政策更为有效;释放资金规模越大的政策效果越明显;金融摩擦程度越高的产业,同样力度的政策效果越弱。

本文的研究为有效市场与有为政府结合以解决转型时期中国经济问题的重要原则提供了新的依据,尤其是在货币政策具体实施方面,研究具有如下重要的政策启示。

首先,中国金融市场摩擦的严重异质性是转型时期与成熟市场经济体的重要区别,这意味着仅依赖传统的总量货币政策难以有效应对复杂的经济形势。因此,实行总量与结构相耦合的货币

政策具有现实的合理性。在具体操作上,结构性货币政策应当根据不同地区、产业和金融机构的具体需求,设计有针对性的流动性支持计划,避免“一刀切”式的政策措施。

其次,结构性货币政策的实施不仅要增加特定金融机构的流动性,更应具备弥补金融机构代理成本的功能。这意味着政策应当关注金融机构如何将获得的流动性有效传导至实体经济,特别是小微企业和创新企业。对此,监管部门可以考虑设置绩效考核机制,评估金融机构在获得政策支持后的信贷投放效果。对那些能够有效降低代理成本、将资金精准传导至目标企业的金融机构,可以给予进一步的政策优惠,反之则应减少对其的支持。

再次,金融市场的异质性以及结构性货币政策的复杂性,要求政策制定者在设计和实施结构性货币政策时,必须充分考虑政策预期形成机制的变化、监管环境以及不同类型冲击对政策效果的影响。具体而言,央行应加强与市场的沟通,通过发布政策指引和预期管理,减少政策的不确定性,避免市场对政策意图的误解和误判。与此同时,监管机构应加强对金融市场和金融机构的动态监测,及时识别和应对可能对政策传导机制产生负面影响的因素。

最后,在结构性货币政策的实施中,需要在工具类型、政策力度和产业类型之间寻求最佳的政策组合。在设计政策时,应考虑到不同产业的融资需求差异,并根据实际情况调整政策工具的配置。例如,针对制造业和高新技术产业的不同特点,可以分别设计短期流动性支持和长期低息贷款的组合,以支持这些行业的长期发展。政策力度应针对不同的经济周期和产业生命周期,灵活调整政策的强度和方向,以确保政策既不过度刺激导致泡沫,也不过于保守影响经济活力。

参考文献:

1. 陈贞竹、李力、余昌华:《我国货币政策传导效率及信号效应研究——基于金融市场高频识别的视角》,《经济学(季刊)》2023年第1期。
2. 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》,《财贸经济》2018年第12期。
3. 郭峰、吕斌、熊云军、陶旭辉:《大小城市合并与行政边界地区经济增长:基于机器学习算法的合成控制评估》,《数量经济技术经济研究》2024年第9期。
4. 韩浩、宋亚轩、刘璐:《险资举牌对被举牌公司股价波动的影响研究——基于事件研究法的实证分析》,《保险研究》2017年第8期。
5. 李佳、徐一博、卞泽阳:《货币政策支持对公司债信用利差的影响》,《改革》2024年第5期。
6. 李建强、高宏:《结构性货币政策能降低中小企业融资约束吗?——基于异质性动态随机一般均衡模型的分析》,《经济科学》2019年第6期。
7. 李敬强、刘凤军:《企业慈善捐赠对市场影响的实证研究——以“5·12”地震慈善捐赠为例》,《中国软科学》2010年第6期。
8. 刘冲、刘莉亚:《财政金融政策的协同效应——基于小微贷款利息收入增值税减免的研究》,《中国社会科学》2022年第9期。
9. 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》,《经济研究》2022年第1期。
10. 马勇、陈点点:《经济转型升级与中央银行的多种政策工具研究》,《世界经济》2021年第7期。
11. 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。
12. 王朝阳、闵逸杰、代伟:《结构性货币政策如何缓解中小企业融资困境——基于异质性银行视角的解释》,《数量经济技术经济研究》2024年第9期。
13. 王曦、李丽玲、王茜:《定向降准政策的有效性:基于消费与投资刺激效应的评估》,《中国工业经济》2017年第11期。
14. 王永钦、陈映辉、熊雅文:《存款保险制度如何影响公众对不同银行的信心?——来自中国的证据》,《金融研究》2018年第6期。
15. 严佳佳、郭玮、黄文彬:《“沪港通”公告效应比较研究》,《经济学动态》2015年第12期。
16. 杨继生、向镜洁:《货币传导异质性与实体经济流动性配置的“马太效应”》,《金融研究》2020年第11期。

17. 殷兴山、易振华、项燕彪：《总量型和结构性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》，《金融研究》2020年第6期。
18. 张兵、李晓明：《中国股票市场的渐进有效性研究》，《经济研究》2003年第1期。
19. 张翠燕、曹廷求：《宏观审慎沟通效果的区域非对称性研究——基于金融周期视角的考察》，《国际金融研究》2023年第12期。
20. 朱民、彭道菊：《创新内含碳中和目标的结构性货币政策》，《金融研究》2022年第6期。
21. 朱新蓉、刘银双：《金融科技与结构性货币政策选择——基于定向降准政策的研究》，《财经研究》2023年第10期。
22. 邹文理、王曦、谢小平：《中央银行沟通的金融市场响应——基于股票市场的事件研究》，《金融研究》2020年第2期。
23. Auclert, A., Monetary Policy and the Redistribution Channel. *American Economic Review*, Vol.109, No.6, 2019, pp.2333-2367.
24. Bianchi, F., Gómez-Cram, R., Kind, T., & Kung, H., Threats to Central Bank Independence: High-frequency Identification with Twitter. *Journal of Monetary Economics*, Vol.135, No. 4, 2023, pp. 37-54.
25. Choi, D. B., Eisenbach, T.M., & Yorulmazer, T., Sooner or Later: Timing of Monetary Policy with Heterogeneous Risk-Taking. *American Economic Review*, Vol.106, No.5, 2016, pp.490-495.
26. Corrado, C. J., & Zivney, T. L., The Specification and Power of the Sign Test in Event Study Hypothesis Tests Using Daily Stock Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.27, No.3, 1992, pp.465-478.
27. Cravino, J., Lan, T., & Levchenko, A., Price Stickiness Along the Income Distribution and the Effects of Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, Vol.110, No. 4, 2020, pp.19-32.
28. Degryse, H., Kim, M., & Ongena, S., *Microeconometrics of Banking: Methods, Applications, and Results*. Oxford: Oxford University Press, 2018.
29. DeLong, J. B., Andrei, S., Lawrence, H. S., & Robert, J. W., Noise Trader Risk in Financial Markets. *Journal of Political Economy*, Vol.108, No.8, 1990, pp.703-738.
30. Di Maggio, M., Kermani, A., Keys, B. J., Piskorski, T., Ramcharan, R., Seru, A., & Yao, V., Interest Rate Pass-through: “Mortgage Rates, Household Consumption, and Voluntary Deleveraging”. *American Economic Review*, Vol.107, No.11, 2017, pp.3550-3588.
31. Favato, G., Nurullah, M., & Cottingham, J. A., Impact of Domestic Acquisition on Acquirer Shareholders’ Equity: An Empirical Study on the US Market. *Journal of Applied Finance and Banking*, Vol.5, No.4, 2015, pp.33-51.
32. Herwartz, H., Rohloff, H., & Wang, S., Proxy SVAR Identification of Monetary Policy Shocks—Monte Carlo Evidence and Insights for the US. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.139, No. 6, 2022, 104457.
33. Hurst, E., Keys, B. J., Seru, A., & Vavra, J., Regional Redistribution through the US Mortgage Market. *American Economic Review*, Vol.106, No.10, 2016, pp. 2982-3028.
34. Jardim, E., Long, M. C., Plotnick, R., Van Inwegen, E., Vigdor, J., & Wething, H., Minimum-wage Increases and Low-wage Employment: Evidence from Seattle. *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol.14, No.2, 2022, pp. 263-314.
35. Kurov, A., Investor Entiment and the Stock Market’s Reaction to Monetary Policy. *Journal of Banking & Finance*, Vol.34, No.1, 2010, pp.139-149.
36. Levine, R., Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda. *Journal of Economic Literature*, Vol.35, No. 6, 1997, pp.688-726.
37. Miller, D. L., An Introductory Guide to Event Study Models. *Journal of Economic Perspectives*, Vol.37, No.2, 2023, pp.203-230.
38. Plagborg, M. M., & Wolf, C. K., Local Projections and VARs Estimate the Same Impulse Responses. *Econometrica*, Vol.89, No.2, 2021, pp. 955-980.
39. Zhu, H., Implications of Limited Investor Attention to Customer-Supplier Information Transfers. *Quarterly Review of Economics & Finance*, Vol.54, No.3, 2014, pp.405-416.

Structural Monetary Policy Shocks, Excess Stock Returns, and Policy Effectiveness Evaluation

LU Yao, ZHAN Minghua (Guangdong University of Foreign Studies, 510006)

Summary: In response to the 2008 global financial crisis and the 2020 COVID-19 pandemic, developed countries widely adopted unconventional monetary policies aimed at maintaining output and financial stability. In contrast, China implemented structural monetary policies with the ultimate goal of economic restructuring to address external shocks and support supply-side reforms. These policies targeted areas such as small and micro enterprises, technological innovation, and green development, guiding financial institutions to optimize credit allocation. However, this policy innovation with Chinese characteristics remains controversial. Western economic theory typically attributes structural issues to distortions in price signals, assuming that these distortions are temporary and can self-correct through the price mechanism without policy intervention. This raises the question: Is structural adjustment an effective monetary policy goal? Has traditional monetary policy theory overlooked key features of developing countries? This paper uses empirical methods to explore these issues.

Testing the effectiveness of structural monetary policy tools with empirical methods faces several challenges. First, these tools are diverse, target-specific, and heterogeneous, which makes them difficult to identify through traditional methods like VAR. Second, due to policy lags, it's hard to isolate the independent effects of the policy. To address this, this paper uses event study methodology, which differs from common single-equation models and DSGE models. The rationale is that, in China's weak-form efficient stock market, if structural monetary policy is effective, it will lead to changes in stock valuations and abnormal returns.

Based on this logic, this paper examines eight structural monetary policy events from January 2018 to December 2021. The findings show that while China's structural monetary policy is effective, its success depends on whether it can reduce agency costs. The effects vary across policies and targets, with differences reflected in policy intensity, operational targets, or industries. The key factor influencing effectiveness is whether the level of financial friction faced by enterprises aligns with the policy's ability to reduce agency costs.

This study has several policy implications: First, given China's heterogeneous financial market frictions, combining aggregate and structural monetary policies is both practical and necessary. Second, structural monetary policy should focus not only on increasing liquidity but also on addressing agency costs in financial institutions. Third, the central bank should improve market communication to prevent misinterpretations of policy intentions. Fourth, it must find the optimal combination of tools, intensity, and targeted industries. While this research primarily assesses the effectiveness of structural monetary policy, further investigation into the underlying mechanisms is needed.

Keywords: Structural Monetary Policy, Excess Stock Returns, Credit Market, Market Failure

JEL: E52, G12, E44

责任编辑:诗 华