

# 未预期货币政策冲击与股票价格

程 超

**摘 要：**货币政策影响股票价格的理论机制清晰确凿，实证检验的主要挑战是资本市场对货币政策冲击可能存在事先预期。基于货币政策公告后的国债收益率变动，文章识别了未被市场充分预期的货币政策冲击，并实证考察了 2000 年以来历次法定存款准备金率调整和贷款基准利率调整，发现未预期货币政策冲击对股票市场价格产生显著影响，1% 的未预期“降准”会引起上证指数和深证综指上涨 1.39% 和 1.415%，1% 的未预期“降息”会引起上证指数和深证综指上涨 0.662% 和 1.01%。

**关键词：**未预期货币政策冲击；股票市场；事件研究法

DOI: 10.3773/j.issn.1006-4885.2022.04.114

中图分类号: F830.91 文献标识码: A 文章编码: 1002-9753 (2022) 04-0114-10

## 1 引 言

货币政策与资产价格之间的关系一直是货币政策传导机制研究中的重要课题。2008 年全球金融危机之后，为应对实体经济下行，各国货币当局纷纷实施了常规和非常规的宽松货币政策。时至今日，主要发达经济体仍未实现货币政策正常化。伴随着持续宽松的货币环境，以发达国家股票市场为代表的全球资本市场经历了十年以上的繁荣期。货币政策与权益资产价格的关系，以及给实体经济带来的影响和风险再次引起政策制定者和学者的广泛讨论。在这种背景下，本文考察国内货币政策对股票市场价格的影响。

股票资产收益率的预期外变化可以分解为股息、无风险利率和股权风险溢价的预期修正，Bernanke 和 Kuttner (2005) <sup>[1]</sup> 提出宽松的货币政策冲击会导致股息预期的增加、无风险利率预期的下降以及股权风险溢价预期的下降，从而推动股票收益率和股票价格的上涨。

实证研究中，早期海外文献通常基于 VAR 模型考察货币政策对股票价格的影响，不少国内的实证研究借鉴了这种方法。考虑到回归参数的时变性，方舟等 (2011) <sup>[2]</sup> 采用 Markov 区制转换 VAR 模型考察了 1997 年 1 月 -2010 年 6 月的数据，实证结果表明货币政策冲击对股票市场流动性产生显著影响，并且影响程度在股市繁荣时期最强。张小宇等 (2013) <sup>[3]</sup> 通过线性检验发现股市收益率、货币政策以及总产出之间的动态关系存在明显的非线性特征，据此构建了 ST-SVAR 模型，并对 1996 年 2 月 -2011 年 9 月的数据进行了实证研究，结果表明货币政策冲击对股票市场价格产生显著影响，且这种影响具有不对称性，宽松货币政策的拉动效应显著更强。李芳芳等 (2019) <sup>[4]</sup> 基于理性泡沫理论，利用 TVP-VAR 模型实证研究了中国市场 2005 年 3 月 -2014 年 12 月的数据，结果表明低利率使得沪深 300 指数、上证 180 指数、中小板指数和创业板指数价格升高，但对股票价格泡沫的影响方向不确定。

货币政策影响股票价格的理论机制清晰确凿，实证检验的主要挑战是资本市场对货币政策冲击可能存在

**作者简介：**程超 (1989-)，安徽怀宁人，北京大学经济学院博士研究生，研究方向：货币政策传导机制。

事先预期和提前反应,导致影响的时点难以把握。基于 VAR 模型的实证研究并未考虑资本市场的政策预期。除此之外,基于 VAR 模型的实证研究还存在两方面挑战。第一,双向因果:货币政策可能影响股票价格,股票市场波动也可能反过来影响货币政策决策,两者之间是相互影响的关系。第二,忽略变量:货币政策以及股票市场都受到实体经济景气程度等其他因素的影响,将这些影响因素考虑周全困难的。双向因果和忽略变量都可能导致内生性,使得参数估计结果存在偏误。

为解决这些问题,学者们在实证研究方法上进行了创新。Rigobon 和 Sack (2004)<sup>[5]</sup>利用资本市场中的异方差性识别货币政策冲击对股票市场的影响,结果表明短期利率上升对股票价格有显著的负向影响,3个月利率上升 25bps 将导致标普 500 指数和纳斯达克指数分别下跌 1.7% 和 2.4%。Bernanke 和 Kuttner (2005)<sup>[1]</sup>基于美联储宣布决议前联邦基金期货合约的价格量化了资本市场的利率预期,并考察了 1989 年至 2002 年美联储目标利率调整对美国股市的影响,发现股票价格仅对货币政策变化中未被提前预期的部分做出显著反应,若联邦基金目标利率在未被预期的情况下下调 25 个基点,CRSP 美国全市场指数平均会上涨 1%。Basistha 和 Kurov (2008)<sup>[6]</sup>借鉴 Bernanke 和 Kuttner (2005)<sup>[1]</sup>的研究方法,但对影响的非对称性做了拆解,发现在经济增长缓慢时期以及信贷紧缩时期,未预期的联邦基金目标利率变化对股票市场的影响幅度显著更强。朱小能和周磊 (2018)<sup>[7]</sup>也借鉴了 Bernanke 和 Kuttner (2005)<sup>[1]</sup>的事件研究法。由于我国缺乏成熟的短期利率期货产品,文章基于主流财经媒体刊载的货币政策预测衡量资本市场的货币政策预期,实证研究表明未预期的政策利率变化和存款准备金率变化对 A 股价格产生显著负向影响,且宽松货币政策冲击的影响显著大于紧缩货币政策。

本文也采用事件研究法考察国内未预期货币政策冲击对股票价格的影响。与现有文献相比,本文的创新之处包括:第一,大部分国内实证研究基于 VAR 模型,该方法没有考虑资本市场对货币政策的事先预期,且可能存在内生性问题。本文采用事件研究法,如下文所述,事件研究法能够更有效地解决双向因果和忽略变量导致的内生性问题。第二,本文创新性地基于国债收益率对货币政策冲击的反应衡量资本市场的货币政策预期,如下文所述,与现有方法相比,这种方法能更有效地反映资本市场的真实政策预期。

本文的主要结论包括:第一,资本市场对大部分货币政策操作已有事先预期;第二,未预期货币政策冲击对政策公告之后首个交易日的股市价格产生显著影响。1% 未预期“降准”导致上证指数和深证综指分别上涨 1.39% 和 1.415%,1% 未预期“降息”导致上证指数和深证综指分别上涨 0.662% 和 1.01%。

本文其余部分安排如下:第二部分阐述区分未预期货币政策冲击的方法,第三部分是实证研究设计,第四部分是实证研究结果,第五部分是结论。

## 2 未预期货币政策冲击的识别方法

### 2.1 现有文献的方法

国外文献普遍基于联邦基金利率期货的远期利率计算资本市场对于政策利率的预期,再将其与实际政策利率变动的差额作为未预期货币政策冲击,这一方法最早由 Kuttner (2001)<sup>[8]</sup>提出。

美国联邦基金期货合约自 1989 年起在芝加哥期货交易所交易,其价格反映了市场对期货合约月的日均联邦基金有效利率水平的预期。因为期货合约价格反映的是月内日均利率水平,而非某一特定交易日的利率,因此为了计算政策公告前一天的市场预期,需要对此进行调整,具体计算公式如式(1)和(2)。在 m 月的 d 日,美联储宣布关于联邦基金目标利率的决定,D 代表 m 月的天数, $f_{m,d-1}^0$  和  $f_{m,d}^0$  分别代表 m 月联邦基金期货在 d 日和 d-1 日的合约利率, $\Delta i$  是政策利率的实际变动, $\Delta i^e$  和  $\Delta i^u$  分别代表政策利率变动中市场已有预期的部分和未预期的部分。

$$\Delta i^u = (f_{m,d}^0 - f_{m,d-1}^0) \cdot D / (D - d) \quad (1)$$

$$\Delta i^e = \Delta i - \Delta i^u \quad (2)$$

这种方法能够比较可靠地反映资本市场的利率预期,但在国内并不适用。一方面,我国利率期货市场仍处于发展早期,交易品种少、流动性较差,难以充分反映投资者预期。另一方面,在货币政策工具的选择上,中美货币当局存在差异。美联储的政策工具相对单一,除了金融危机期间的量化宽松工具,美联储主要通过

公开市场操作调控联邦基金利率。联邦基金利率是一种短期市场利率，其变动能够影响资本市场对中长期资产的定价，进而将货币政策操作传导到实体经济。相比之下，中国人民银行使用的货币政策工具更加多样，除了通过公开市场操作影响货币市场短期利率之外，存款准备金率和中长期的存贷款基准利率都是非常重要的政策工具。

基于我国资本市场发展的实际情况，国内学者对拆解货币政策冲击中的未预期成分也做了一些尝试。

郭晔等（2016）<sup>[9]</sup>提出使用固息债和以上海银行间同业拆放利率（SHIBOR）为基础利率的浮息债的到期收益率之差（固浮利差）衡量货币政策预期，进而识别未预期货币政策冲击。这种方法的依据是，浮息债的票面利率随着基础利率（3个月期限的SHIBOR）的变化而做出调整，其现金流和贴现率同步变动，因此浮息债的市场价格受定价基准利率的影响很小；而固息债的票面利率固定，其市场价格会随着SHIBOR的上行而下跌。因此，如果市场预期人民银行将收紧银根，那么会导致固息债价格下跌和到期收益率上行，而浮息债的价格和到期收益率则保持稳定，固浮利差因此扩大。相反地，如果市场预期银根放松，那么固浮利差将缩小。因此，使用相同发行主体和相同期限债券的固浮利差，就可以计算出市场对于货币政策冲击的预期。然而，由于目前我国浮息债市场规模仍较小、流动性较差、价格波动低，浮息债到期收益率水平很难作为有效的参考基准。

此外，郭晔等（2016）<sup>[9]</sup>还尝试使用月度金融统计数据的平均预测值代表政策预期。通过收集国内主流证券公司分析师的预测，Wind金融数据库提供对每月M2同比增速、人民币贷款同比增速和人民币贷款月度新增等指标的预测平均值，预测值与实际公布数据之间的差额反映了预期外的货币供给增长。这种方法的局限性在于，M2和人民币贷款增长都是反映过去的货币供给结果，而资本市场关心的是未来的货币环境，这类回溯性的数据对资本市场价格影响有限。

朱小能和周磊（2018）<sup>[7]</sup>通过手工搜集10家国内主流财经媒体对基准利率和法定存款准备金率的预测，以量化资本市场的政策预期。这种方法的不足是财经媒体的预测往往和资本市场参与者的真实预期存在差异，样本的真实性和全面性可能存在疑问。

## 2.2 本文的方法

现有国内学者的识别方法均未以被有效定价的资产价格为基础，对货币政策预期的衡量可能存在偏误。本文选择借鉴国内债券实务界的识别方法。

由于缺乏流动性足够好的利率衍生品，对于如何衡量当下时点资本市场的货币政策预期，国内债券实务界也缺乏可靠的工具。然而，如果从回溯的角度看这个问题，实务界则有比较一致的标准：如果无风险利率在货币政策公告之后出现了显著的波动，那么这次政策冲击通常未被充分地预期；反之，如果无风险利率波动较小，那么市场很可能事先已经有了充分的预期。无风险利率通常指国债收益率。

这种方法能够更有效地反映资本市场的货币政策预期。第一，如下文所述，国债收益率作为无风险利率，其定价主要受当下货币政策和未来货币政策预期的影响。第二，我国国债市场流动性强，定价相对充分，国债收益率能够有效反映市场参与者的普遍预期。

因此，本文将借鉴这种方法，即基于货币政策公告后国债收益率的变动，筛选出未被市场充分预期的货币政策操作，然后再考察这部分政策冲击对股票市场价格的影响。

目前，国债收益率是国内市场唯一严格意义上的无风险利率。1981年，我国国债恢复发行，起初国债发行规模小、券种单一，发行采取行政分配认购的方式，不能自由流通转让，投资人购买国债之后必须持有至到期兑付。当时的国债收益率难以公允地反映市场无风险利率。1990年之后，国债市场规模快速扩大，2020年国债发行量达到7万亿元，国债期限结构也日益完善，涵盖3个月到50年的短期、中期、长期和超长期期限，二级市场交易非常活跃，已经成为反映市场无风险利率的可靠指标。

关于具体期限的选择，首先，我们将选择范围聚焦于关键期限国债。国债发行中，财政部指定的关键期限国债包括1年、2年、3年、5年、7年、10年、30年和50年期国债。关键期限国债在国债类别划分和收益率曲线计算中具有重要作用，也是财政部发行国债的重点，每年年初财政部会公布当年关键期限国债的发



行计划,而其他期限国债的发行则视乎市场情况而定。此外,关键期限国债在二级市场的流动性相对更好,更能真实和公允地反映市场利率水平。

在国债的若干关键期限之中,本文选择对货币政策冲击最为敏感的期限,才能可靠地反映资本市场的货币政策预期。

理论上,短期国债收益率主要受货币政策和其他短期资金面因素的影响,而长期国债收益率的决定因素则更加复杂,这是利率期限结构理论研究的问题:(1)利率期限结构的预期理论认为,长期利率反映了市场对未来短期利率的预期路径。从无套利原则的角度出发,投资者投资长期国债的收益率应该等于滚动投资未来短期国债收益率的累计值。而滚动投资未来短期国债的累计收益率又取决于当期短期国债收益率和对未来短期国债收益率的预期值,即远期收益率。短期国债的远期收益率包含了投资者对未来经济增长、通货膨胀率和政策制定者的政策应对等变量的预期。(2)利率期限结构的流动性偏好理论认为除了对未来短期收益率的预期之外,长期收益率之中还包含流动性溢价。流动性偏好的理论基础是,远期利率受到很多因素的影响,不确定性较大,因此持有长期国债需要承担更大的利率风险,相比之下,滚动投资短期国债的利率风险更小,操作更为灵活,因此在预期收益率相同的情况下,投资者更偏好滚动投资短期国债。为弥补这种流动性偏好,长期收益率通常大于未来短期收益率的几何平均值,差额部分即为流动性溢价。流动性溢价的大小并非固定,受到投资者风险偏好等因素的影响。

因此,货币政策冲击对短期收益率的影响通常大于长期收益率。当银根放松时,短期收益率随之下行。长期收益率所受影响更加复杂:一方面,当期的短期收益率下行推动长期收益率随之下降;另一方面,更宽松的货币政策对经济增长和通货膨胀率产生滞后的正向影响,使得对未来短期收益率的预期提高,推动长期收益率上升或者降幅收窄。因此,当银根放松时,收益率曲线短端的降幅通常大于长端,使得收益率曲线变得更为陡峭。当银根收紧时,由于对未来经济增长和通货膨胀率预期的下调,短期收益率上升幅度通常大于长期收益率,使得收益率曲线更加平坦。

基于上述理论分析,短期利率对货币政策冲击更加敏感,更能可靠地反映资本市场的货币政策预期。

然而,我国国债市场的实际情况与理论分析存在显著差异:当发生货币政策冲击时,各期限的国债收益率往往同步变化,有时中长期国债收益率的敏感程度甚至高于短期国债收益率,充当领涨和领跌的角色。这与我国国债市场的市场结构有关。长期以来,我国国债市场交易性资金多,投机性较强,投资人看重低买高卖的资本利得而非票息收益,“长债短炒”的现象普遍存在。同时,以10年期国债为代表的中长期国债在二级市场的交易流动性最好,往往被投资者作为“长债短炒”的标的,其价格和收益率波动对货币政策冲击非常敏感。

因此,考虑到我国国债市场的现状,本文选择10年期国债收益率作为筛选标准:如果10年期国债收益率对货币政策冲击做出“合理和显著的反应”,那么这次货币政策冲击就是未预期到的。

接下来,关于如何定义“合理和显著的反应”。首先,国债收益率变化的方向需要与货币政策调整的方向一致,才是“合理”的反应。如果银根放松,那么国债收益率应下行,反之,如果银根收紧,国债收益率则应该走高。其次,关于多大的变动幅度才是“显著”的,本文借鉴国内债券市场实务界的做法,以过去12个月日涨跌幅的一倍标准差为标准,如果国债收益率变动大于这一标准,那么就定义为“显著”的。

综上所述,本文对货币政策调整是否被资本市场提前预期到的识别标准是:在货币政策调整公告后的首个交易日,如果10年期国债收益率的变动方向与货币政策冲击相一致,并且变动幅度大于过去12个月日涨跌幅的一倍标准差,那么这次货币政策操作就是没有被提前预期到的;若不符合该标准,那么认为该次货币政策调整已在资本市场的预期之内。

### 3 实证研究设计

#### 3.1 事件研究法

本文借鉴 Bernanke 和 Kuttner (2005)<sup>[1]</sup> 的事件研究法,将样本期间收窄至货币政策公告后的首个交易日。

如果政策公告在交易日盘前或者盘中公布,那么样本日就是公告当天;如果公告在交易日收盘后或者周末公布,那么样本日则是公告之后的下一个交易日。

与国内学者普遍采用的基于 VAR 模型的实证方法相比,事件研究法的优点包括:(1)排除双向因果:样本日是货币政策公告后的首个交易日,货币政策调整不会对公布后的股市价格波动做出反应;(2)有效地应对忽略变量问题:在样本日,货币政策冲击通常是驱动股价变动的最重要因素,因此,忽略变量的后果并不严重。不可否认,在部分样本日,股市价格波动受到其他因素的主导,例如金融危机期间的外部市场冲击等。作为应对,本文将排除这些样本日,减少忽略变量问题对回归结果的干扰。此外,如上文所述,考虑到资本市场会对货币政策操作做出预期和提前反应,本文将识别和筛选出未被预期的货币政策调整,单独进行实证研究,以更有效地识别货币政策冲击对股票价格的影响。

### 3.2 数据

债券市场投资者普遍使用的国债收益率指标是由中央国债登记结算有限责任公司编制的国债收益率曲线(中债国债收益率曲线)。该曲线自 1999 年开始编制,目前每个工作日发布,涵盖各个关键期限的国债收益率数据,数据来源丰富,不仅包括交易所市场的成交价格,还涵盖完整的银行间市场结算价格以及市场成员的收益率估值数据等。中债国债收益率曲线还对市场价格数据中的失真成分做了较为充分的处理,其可靠性受到债券实务界的广泛认可。因此,本文使用 10 年期中债国债收益率数据。

关于货币政策冲击变量的选择,由于我国金融市场和货币政策传导机制仍处于不断改革和完善的过程中,货币政策工具相比发达市场更加多样,目前主要包括公开市场操作、存款准备金、再贷款、再贴现、利率政策、常备借贷便利、中期借贷便利、抵押补充贷款和定向中期借贷便利。这些政策工具在作用期限、作用范围和作用方式上都存在区别,人民银行通常通过配合使用多种政策工具以实现调控目标。与其他货币政策工具相比,法定存款准备金率和贷款基准利率的可追溯数据更久,政策影响范围广且力度大,在人民银行的工具体系中一直占据非常重要的位置,受到资本市场的普遍关注。因此,本文选择法定存款准备金率和一年期贷款基准利率作为研究对象,考察货币政策冲击对股票市场价格的影响。考虑到人民币贷款市场报价利率(LPR)自 2019 年 8 月起逐步替代贷款基准利率的作用,而 LPR 的变动又包含中期借贷便利利率调整以及报价行平均加点的变动,本文也将 2019 年 8 月及之后中期借贷便利利率的调整以及 LPR 报价行平均加点的调整纳入研究样本。

此外,本文选择上证综合指数(上证指数)和深证综合指数(深证综指)代表国内股票市场价格。

综上,本文实证研究使用的样本数据包括:10 年期中债国债收益率、法定存款准备金率、一年期贷款基准利率(2019 年 8 月 20 日之前指一年期贷款基准利率,2019 年 8 月 20 日及之后指一年期中期借贷便利利率以及 LPR 报价行平均加点)、上证指数、深证综指。数据来源于 Wind 金融数据库、Bloomberg 和中国人民银行公告。

由于中债国债收益率曲线自 1999 年开始发布,本文的样本期间为 2000 年 1 月 1 日至 2020 年 2 月 29 日。

### 3.3 未预期货币政策冲击的识别

本文的第一个样本事件是 2002 年 2 月 20 日人民银行宣布将一年期贷款基准利率降低 0.54 个百分点,最后一个样本事件是 2020 年 2 月 17 日人民银行公告一年期中期借贷便利操作中标利率降低 0.10 个百分点。样本期内,人民银行共公告调整法定存款准备金率 34 次,贷款基准利率 26 次(包括 4 次调整 LPR),其中同时公告调整法定存款准备金率和贷款基准利率 5 次,因此共计 55 个样本事件。

如 2.2 节所述,本文以“10 年期国债收益率对货币政策公告做出方向一致且幅度大于过去 12 个月日涨跌幅一倍标准差的反应”为标准,对样本事件进行筛选。样本期间内,共发生 21 次未预期货币政策冲击。

此外,如 3.1 节所述,为应对忽略变量问题,本文将排除 2008 年 9 月到 12 月期间的 3 个样本事件:2008 年 9 月 16 日、2008 年 10 月 9 日和 2008 年 12 月 23 日。2008 年 9 月 15 日,美国雷曼兄弟宣布破产,全球金

融危机进一步深化，当天美股标普 500 指数大幅下跌 4.7%，9 月 16 日亚太股市普遍随之下跌，A 股上证指数下跌 4.5%。2008 年 10 月 9 日和 2008 年 12 月 23 日也处于金融危机引发的全球股市下行期间内。其中，10 月 9 日当周美股标普 500 指数跌幅达到 18.2%，是金融危机期间单周跌幅最大的一周，期间 A 股上证指数跌幅也达到 12.8%。2008 年 12 月，全球资本市场仍处于弱势调整阶段，虽然人民银行在 12 月 22 日盘后宣布“降息”和“降准”，12 月 23 日 A 股上证指数仍下跌 4.6%。在上述三个样本日，除了国内货币政策调整，金融危机对全球资本市场的冲击以及导致的投资者恐慌情绪，也对 A 股市场价格波动产生了重要影响，如果将这 3 个样本日纳入回归分析，可能导致忽略变量和内生性问题。

排除上述 3 个样本事件，剩余 18 次未预期货币政策冲击，其中包括 8 次贷款基准利率调整和 11 次法定存款准备金率调整（包括 1 次同时公告调整贷款基准利率和法定存款准备金率）。

表 1 和表 2 分别列示了全部样本事件和经过筛选的样本事件的部分统计数据。其中， $\Delta LR$  和  $\Delta RRR$  分别代表贷款基准利率的变动和法定存款准备金率的变动，包含了所有 55 个样本事件； $\Delta LR^u$  和  $\Delta RRR^u$  也代表贷款基准利率和法定存款准备金率的变动，但只包含了未被预期到的 18 次货币政策公告。 $shcomp$  和  $szcomp$  分别代表上证指数和深证综指在样本日  $t$  的收益率。

表 1 主要变量的描述性统计（全部样本）

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
$\Delta LR$	55	-0.0005	0.0021	-0.0090	0.0027
$\Delta RRR$	55	-0.0004	0.0049	-0.0100	0.0100
$shcomp$	55	-0.0008	0.0173	-0.0455	0.0304
$szcomp$	55	0.0001	0.0204	-0.0605	0.0448

表 2 主要变量的描述性统计（未预期货币政策冲击）

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
$\Delta LR^u$	18	-0.0002	0.0026	-0.0090	0.0027
$\Delta RRR^u$	18	0.0003	0.0050	-0.0100	0.0050
$shcomp$	18	-0.0027	0.0147	-0.0309	0.0229
$szcomp$	18	-0.0019	0.0156	-0.0425	0.0203

#### 4 实证研究结果

首先，本文考察全部样本，即在不区分货币政策冲击是否已被提前预期的情况下，量化其对股市收益率的影响。然后，更进一步地，使用上文识别出的未预期政策冲击，研究其对股票市场收益率的影响。

为此，本文建立了以下实证模型。（3）和（4）没有区分货币政策调整是否被提前预期，（5）和（6）筛选出了未被预期的政策冲击。其中， $t$  是货币政策调整公告后的首个交易日， $\varepsilon_t$  是残差项。

$$shcomp_t = \alpha_1 + \beta_1 \Delta LR_t + \gamma_1 \Delta RRR_t + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

$$szcomp_t = \alpha_2 + \beta_2 \Delta LR_t + \gamma_2 \Delta RRR_t + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

$$shcomp_t = \alpha_3 + \beta_3 \Delta LR_t^u + \gamma_3 \Delta RRR_t^u + \varepsilon_{3t} \quad (5)$$

$$szcomp_t = \alpha_4 + \beta_4 \Delta LR_t^u + \gamma_4 \Delta RRR_t^u + \varepsilon_{4t} \quad (6)$$

考虑到时间序列数据可能存在的异方差问题，本文使用一般最小二乘法加异方差稳健标准误的方法。回归结果列示如表 3。其中，（1）至（4）列依次是式（3）至（6）的参数估计结果。

表 3

	(1)	(2)	(3)	(4)
	shcomp	szcomp	shcomp	szcomp
$\Delta RRR / \Delta RRR^u$	0.243	0.185	-1.390*	-1.415*
	(0.493)	(0.570)	(0.667)	(0.687)
$\Delta LR / \Delta LR^u$	-0.690	-1.077	-0.662	-1.010
	(1.093)	(1.237)	(0.994)	(1.005)
Constant	-0.001	0.000	-0.003	-0.002
	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
Observations	55	55	18	18
R-squared	0.009	0.012	0.282	0.299

注：括号内为异方差稳健标准误；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示参数估计值在 1%、5%、10% 的显著水平上显著。

由（1）和（2）列可知，在不考虑资本市场政策预期的情况下，法定存款准备金率和贷款基准利率变动对上证指数和深证综指收益率的影响均不显著。同时，（1）和（2）的决定系数（ $R^2$ ）都小于 2%，表明模型对股票市场价格波动的解释能力非常弱。

（3）和（4）的回归样本仅包含未预期的货币政策冲击，模型的解释能力显著提升。此外，回归结果表明，1% 未预期的“降准”会引起上证指数和深证综指分别上涨 1.39% 和 1.415%，1% 未预期的“降息”会引起上证指数和深证综指分别上涨 0.662% 和 1.01%，其中，法定准备金率变动的参数估计值是显著的。

以上回归结果表明：第一，未预期的货币政策放松对股票市场收益率产生显著的正影响，与理论预期一致；第二，“降准”对股市价格的影响大于“降息”，其参数估计值在统计上的显著性也更强。

上述第二个结论可能与自变量之间的多重共线性有关：为实现政策目标，人民银行有时会同时调整法定存款准备金率和贷款基准利率，使得两者存在较强的正相关性，导致其中一个变量的参数估计值在统计上不显著。为解决这一问题，本文设置以下实证模型，以分别考察两类政策工具对股票市场价格的影响。

$$shcomp_t = \alpha_5 + \gamma_5 \Delta RRR_t + \varepsilon_{5t} \tag{7}$$

$$szcomp_t = \alpha_6 + \gamma_6 \Delta RRR_t + \varepsilon_{6t} \tag{8}$$

$$shcomp_t = \alpha_7 + \gamma_7 \Delta RRR_t^u + \varepsilon_{7t} \tag{9}$$

$$szcomp_t = \alpha_8 + \gamma_8 \Delta RRR_t^u + \varepsilon_{8t} \tag{10}$$

$$shcomp_t = \alpha_9 + \beta_9 \Delta LR_t + \varepsilon_{9t} \tag{11}$$

$$szcomp_t = \alpha_{10} + \beta_{10} \Delta LR_t + \varepsilon_{10t} \tag{12}$$

$$shcomp_t = \alpha_{11} + \beta_{11} \Delta LR_t^u + \varepsilon_{11t} \tag{13}$$

$$szcomp_t = \alpha_{12} + \beta_{12} \Delta LR_t^u + \varepsilon_{12t} \tag{14}$$

表 4 的列（5）-（12）依次列示了式（7）-（14）的参数估计结果。如（11）和（12）列所示，未预期的贷款基准利率变动对上证指数和深证综指收益率都产生负向影响，且参数估计值分别在 10% 和 5% 的统计水平上显著。其他方程的参数估计结果与表 3 列（1）-（4）基本一致。



表 4

	(5)	(6)	(7)	(8)
$\Delta RRR / \Delta RRR^u$	shcomp 0.150 (0.471)	szcomp 0.049 (0.553)	shcomp -1.522** (0.546)	szcomp -1.631** (0.564)
Constant	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.003 (0.004)	-0.002 (0.004)
Observations	34	34	11	11
R-squared	0.003	0.000	0.348	0.356
$\Delta LR / \Delta LR^u$	(9)	(10)	(11)	(12)
	shcomp -0.566 (0.962)	szcomp -1.144 (1.064)	shcomp -1.629* (0.696)	szcomp -2.013** (0.783)
Constant	-0.001 (0.004)	-0.002 (0.004)	0.000 (0.004)	0.000 (0.004)
Observations	26	26	8	8
R-squared	0.007	0.020	0.328	0.382

注：括号内为异方差稳健标准误；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示参数估计值在 1%、5%、10% 的显著水平上显著。

## 5 结论

货币政策影响股票价格的理论机制是清晰的，实证检验的主要挑战是资本市场对货币政策冲击可能存在事先预期和反应，导致影响的时点难以把握。基于货币政策公告后国债收益率的变动方向和幅度，本文对未被充分预期的货币政策冲击进行了识别和实证分析，结果表明：第一，资本市场对大部分货币政策操作已有事先预期；第二，未预期的货币政策冲击对政策公告之后首个交易日的股市价格产生显著影响。1% 的未预期“降准”会引起上证指数和深证综指分别上涨 1.39% 和 1.415%，1% 的未预期“降息”会引起上证指数和深证综指分别上涨 0.662% 和 1.01%。由此可见，货币政策操作能有效地传导至股票市场。随着股票市场规模的扩大和结构的优化，以及其与居民消费和企业投融资之间的联系日益紧密，股票市场的价格变动应该引起货币政策制定者的关注和重视。然而，这并不意味着货币当局必须通过政策调整对股票价格波动进行干预。国民经济和资本市场的影响因素非常复杂，存在很多内生的作用机制，货币政策决策是多方面因素综合权衡的结果。如果仅因为股票市场是货币政策的有效传导渠道就对股票交易进行干预的话，可能导致资产价格泡沫以及道德风险问题。

## 参考文献：

## References:

- [1] Bernanke, B. S., Kuttner, K. N. What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy? [J]. Journal of Finance, 2005, 60(3): 1221-1257.
- [2] 方舟, 倪玉娟, 庄金良. 货币政策冲击对股票市场流动性的影响——基于 Markov 区制转换 VAR 模型的实证研究 [J]. 金融研究, 2011, 7: 43-56.  
Fang Z, Ni Y J, Zhuang J L. The Impacts of Monetary Policy Shock on Stock Market Liquidity: An Empirical Study Based on Markov Switching Vector Autoregression [J]. Journal of Financial Research, 2011, 7: 43-56.
- [3] 张小宇, 刘金全, 刘慧悦. 货币政策与股票收益率的非线性影响机制研究 [J]. 金融研究, 2013, 1: 38-52.



- Zhang X Y, Liu J Q, Liu H Y. Studies on the Nonlinear Relationships between Stock Returns and Monetary Policy [J]. Journal of Financial Research, 2013, 1: 38-52.
- [4] 李芳芳, 张定法, 郭涵. 低利率政策是资产价格泡沫的元凶吗——基于中国股票市场的再检验 [J]. 宏观经济研究, 2019, 3: 27-46.
- Li F F, Zhang D F, Guo H. Is Low Interest Rate Policy the Culprit of the Asset Price Bubble: A Retest based on the China's Stock Market [J]. Macroeconomics, 2019, 3: 27-46.
- [5] Rigobon, R., Sack, B. The Impact of Monetary Policy on Asset Prices [J]. Journal of Monetary Economics, 2004, 51(8): 1553-1575.
- [6] Basistha, A., Kurov, A. Macroeconomic Cycles and the Stock Market's Reaction to Monetary Policy [J]. Journal of Banking & Finance, 2008, 32(12): 2606-2616.
- [7] 朱小能, 周磊. 未预期货币政策与股票市场——基于媒体数据的实证研究 [J]. 国际货币评论, 2018, 5: 35-56.
- Zhu X N, Zhou L. Monetary Policy Surprises and Stock Returns: Evidence from Media Forecasts [J]. International Economic Review, 2018, 5: 35-56.
- [8] Kuttner, K. N. Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market [J]. Journal of Monetary Economics, 2001, 47(3): 523-544.
- [9] 郭晔, 黄振, 王蕴. 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 [J]. 金融研究, 2016, 6: 67-80.
- Guo Y, Huang Z, Wang Y. Unexpected Monetary Policy and Credit Spreads of Corporate Bonds in China: An Empirical Analysis Using Spreads of Fixed and Floating Rate Bonds [J]. Journal of Financial Research, 2016, 6: 67-80.
- [10] 伍戈, 李斌. 货币数量、利率调控与政策转型 [M]. 北京: 中国金融出版社, 2016.
- Wu G, Li B. Money, Interest Rate and Policy Transition [M]. Beijing: China Financial Publishing House, 2016.
- [11] 肖争艳, 黄源, 王兆瑞. 央行沟通的股票市场稳定效应研究——基于事件研究法的分析 [J]. 经济学动态, 2019, 7: 80-93.
- Xiao Z Y, Huang Y, Wang Z R. The Effects of China's Central Bank Communication on Stock Market Volatility [J]. Economic Perspectives, 2019, 7: 80-93.
- [12] Chiang, T. C. Spillovers of US Market Volatility and Monetary Policy Uncertainty to Global Stock Markets [J]. North American Journal of Economics and Finance, 2021, 58: 101523.
- [13] Chebbi, T. What does Unconventional Monetary Policy Do to Stock Markets in the Euro Area? [J]. International Journal of Finance & Economics, 2019, 24(1): 391-411.
- [14] Galí, J., Gambetti, L. The Effects of Monetary Policy on Stock Market Bubbles: Some Evidence [J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2015, 7(1): 233-57.
- [15] Galí, J. Monetary Policy and Rational Asset Price Bubbles [J]. American Economic Review, 2014, 104(3): 721-52.
- [16] Neuhierl, A., Weber, M. Monetary Policy Communication, Policy Slope, and the Stock Market [J]. Journal of Monetary Economics, 2019, 108: 140-155.

( 本文责编: 孙小葵 )

## Unexpected Monetary Policy Shocks and Stock Prices

CHENG Chao

*Abstract: The theoretical mechanism of how monetary policy affects stock prices is clear and conclusive. However, empirical studies' main challenge is that the capital market may have pre-anticipated monetary policy changes and already responded before the announcements. This paper has identified and conducted empirical analysis on monetary policy shocks that the capital market has not fully anticipated based on the government bond yield movements. The conclusions are: unexpected monetary policy shocks significantly impacted the first trading day's stock prices after the announcement. An unexpected 1-percentage-point cut in the Required Reserve Ratio is associated with a 1.39% increase in Shanghai Stock Exchange Composite Index and a 1.415% increase in Shenzhen Stock Exchange Composite Index, while an unexpected 1-percentage-point cut in the benchmark loan interest rate is associated with a 0.662% increase in Shanghai Stock Exchange Composite Index and a 1.01% increase in Shenzhen Stock Exchange Composite Index.*

*Key words: unexpected monetary policy shocks; stock market; event-study approach*