

# 未预期货币政策与股票市场

## ——基于媒体数据的实证研究

朱小能 周 磊

(上海财经大学金融学院, 上海 200433)

**摘 要:** 经济理论和各国经验表明, 股票市场对货币政策操作的反应对货币政策的有效性以及金融稳定具有重要意义。本文基于媒体数据对货币政策预期和未预期部分进行了解, 应用事件研究法, 考察了未预期货币政策对股票市场的影响, 并探索了该影响的经济机制。分析表明: (1) 未预期货币政策对沪深股市有显著的负向影响, 1% 的未预期降准会引起上证综指上涨 0.806%, 深证成指上涨 0.831%。未预期基准利率调整的影响略大于准备金率调整; (2) 货币政策对股票市场的影响存在非对称性, 宽松货币政策对股市的影响大于紧缩货币政策; (3) 货币政策对股票市场的影响主要通过影响预期未来超额收益实现。

**关键词:** 未预期货币政策; 非对称性; 作用机制

JEL 分类号: E44 E52 E58 文献标识码: A 文章编号: 1002 - 7246(2018) 01 - 0102 - 19

## 一、引 言

进入新世纪的十几年, 世界金融市场经历了一系列的动荡, 并引发了严重的经济危机。反思危机, 各国宽松的货币政策被普遍认为是资产价格泡沫形成和金融危机爆发的重要原因之一。由此引发了政界和学界对各国央行宽松货币政策的口诛笔伐, “撼动了了虚幻、舒适的中央银行世界的根基”(Borio 2011)。然而, 危机爆发之后, 全球央行都试图利用货币政策来重振经济增长: 世界各国先后推出了一轮又一轮的量化宽松政策, 并导致各国短期利率长期徘徊在零下界附近。欧洲央行、日本央行和德国央行等甚至实行了负利率。时至今日, 量化宽松政策依然未完全退出市场, 各国加息的步伐依然缓慢。从这一系列的事件中, 即使是央行调控的怀疑者也明白, 货币政策攸关金融稳定, 对股票市场有重大影响。

收稿日期: 2017 - 04 - 17

作者简介: 朱小能, 经济学博士, 教授, 上海财经大学金融学院, Email: zhu.xiaoneng@shufe.edu.cn.

周 磊, 金融学博士生, 上海财经大学金融学院, Email: 2015311029@live.sufe.edu.cn.

\* 本文感谢国家自然科学基金面上项目(批准号: 71473281)和上海财经大学科研创新团队的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见。文责自负。

就国内情况而言,随着我国股票市场的迅速扩张,股票市场在国内经济的影响力迅速上升,股票价格波动的效应大大超出了对股票市场自身的影响,其在货币政策中起到的作用日益受到重视,近几年央行一系列的货币政策报告都在强调货币政策要抑制资产泡沫,防止股票市场大起大落,并牢牢守住不发生系统性金融风险的底线。在此背景下,货币政策与股票市场的关系重新成为当前货币理论研究中最前沿的问题之一。

鉴于货币政策和股票市场关系的重要性,国内学者对该问题进行了大量有意义的研究。但大多早期的研究都发现货币政策对股票市场影响较弱。钱小安(1999)指出沪指、深指与货币供应量的相关性较弱。易纲和王召(2002)构建了一个封闭经济下拥有完善资本市场的货币政策股市传导机制模型,发现无论长期和短期,扩张性货币政策都会导致股票价格上涨。孙华妤和马跃(2003)构建了包含广义货币供应量、央行利率、股市市值、股价、真实GDP、消费价格指数的动态滚动VAR模型对利率以及货币供应量与股票收益率之间的关系进行了实证分析,发现货币供应量对股票回报率没有显著影响,利率对股票回报率的影响则不稳定。郭金龙和李文军(2004)发现利率变动与股市价格的变动存在一定的负相关,但是短期效应较小。周晖(2010)发现货币供应量与股票价格联动不稳定,相互影响剧烈波动。从不对称性上看,国内研究主要集中于货币政策工具的选择以及货币政策操作方向。董直庆和王林辉(2008)发现相较于货币供应量冲击,实际利率冲击对股市的影响更大,持续时间更长。贺晓波和许晓帆(2009)发现在股市不同阶段,利率和货币供应量对股市的影响存在非对称性。方舟等(2011)利用马尔可夫区制转移模型验证了货币政策对股票收益率的非对称影响。陈继勇等(2013)发现利率、信贷增长率和货币供应总量对股票市场收益率的影响存在明显差异。然而上述模型都是在线性模型的基础上考察了货币政策与股票市场的关系,并没有考虑可能存在的非线性关系。张勇等(2015)指出市场主体预期形成方式具有时变性,会影响到未预期货币政策对资本市场影响的力度。张小宇等(2013)对股票收益率、货币政策以及产出之间的动态关系进行检验,发现三者动态调整过程存在明显的非线性特征,并利用ST-SVAR模型进行了广义脉冲响应分析,发现扩张性货币政策对股票市场的拉动效果大于紧缩性货币政策对市场的抑制效果。孙俊(2013)发现紧缩性和扩张性货币政策效果存在差异,同时还依赖于宏观经济所处的特定区制。

纵观国内已有文献,在货币政策影响股票市场方面,并没有得到一致性的结论,国内学者对于货币政策能否有效影响股票市场的问题仍旧存在着较大的争议,并且现有文献对于货币政策影响股票市场的渠道鲜有研究。对于货币政策影响股票市场效果和渠道没有定论的主要原因可能有以下几个方面:(1)股票市场等资本市场会对货币政策提前做出反应。由于预期的货币政策已经被市场提前消化,因此预期的货币政策变化对资本市场的影响和未预期货币政策对资本市场的影响是有区别的。如果我们不能有效区分货币政策预期与冲击,那么将很难得出关于货币政策和股票市场关系的正确结论;(2)内生性的存在。货币政策会影响资本市场,与此同时资本市场的波动也会影响货币政策的制定和实施,特别是在金融危机等市场大幅波动时期;(3)同步性的存在。货币政策和资本市

场会同时对实体经济波动做出反应,这进一步增加了货币政策与资本市场关系研究的难度。

通过有效地区分货币政策预期和冲击,并辅以事件窗口期的选择,能较好地解决内生性、同步性和市场提前反应等问题。通过分解货币政策,进而利用未预期货币政策进行研究,股票市场对货币政策提前反应的问题就能迎刃而解。同时,区分货币政策预期与冲击在很大程度上也能解决内生性问题。从事先的角度看,股票市场对货币政策的影响包含在货币政策预期中,因此利用未预期货币政策研究货币政策对股票市场影响就较少受内生性问题的干扰。此外,在事件研究法中,通过将样本窗口缩短为货币政策调整公告公布后一个交易日,可以避免其它经济信息发布时间,这就能在很大程度上解决货币政策与股票市场同时对其它经济因素做出反应的问题。为了有效区分货币政策预期和冲击, Bernanke and Kuttner(2005)利用联邦基金利率期货合约分解货币政策预期和冲击,较好的解决了内生性和同步性等问题。他们研究发现,未预期利率下降 25 个基点,股票市场上涨 1%。

国内学者也注意到了在货币政策和股票市场关系研究中区分政策预期和冲击的重要性。易纲和王召(2002)在模型中就使用了未预期的货币政策变动来衡量其对股票市场的影响。王曦等(2016)在其研究中也区分了货币政策预期与冲击对通货膨胀影响的差异。现有研究中,区分货币政策预期与冲击的方法主要是各类计量模型,这些模型普遍引入了理性预期、无遗漏变量、同质预期、线性关系以及正态分布等假设,因此方法上有一定的局限。Bernanke and Kuttner(2005)的方法虽然有效,但由于我国目前缺乏货币政策相关的利率衍生品,利用利率衍生品的交易数据来计算未预期货币政策的方法在我国并不可行。

在缺乏利率衍生品的情况下,如何能有效分解货币政策预期和冲击呢?本文的方法是利用媒体数据。货币政策被认为是影响股票市场最重要的因素之一,市场参与者往往会对货币政策进行大量预测,这些预测被各种财经媒体记录在案。我们翻阅过去 23 年的主流财经媒体,收集了公开发表的量化货币政策预测来计算货币政策预期,以此构建未预期货币政策指标。然后从未预期货币政策的视角分析了货币政策对股票市场的影响。分析表明,1% 未预期的降息会使上证综指上涨 1.152%,深证成指上涨 1.187%,未预期降准的影响略低于降息。本文还进一步分析了货币政策对股市影响的不对称性,结果表明,“宽松”货币政策对股票市场的影响要大于“紧缩”货币政策。

本文研究的另一个重点是货币政策对股票市场影响的传导路径。Campbell(1990)和 Campbell and Ammer(1993)利用对数线性化的方法将股票超额收益率分解为预期未来股利、预期未来实际利率以及预期未来超额收益三部分,并构建了 VAR 模型用于分解股票收益率。Bernanke and Kuttner(2005)在此基础上,引入了外生的未预期货币政策,并发现未预期货币政策对股票市场的影响主要通过预期超额收益和预期股利传导。目前国内学者大多研究货币政策如何通过股票市场实体经济产生影响,而关于货币政策对股票市场影响的机理研究则相对匮乏。本文利用 Bernanke and Kuttner 的方法,将未预期货币政

策引入 VAR 模型,发现我国货币政策对股票市场的影响主要通过预期未来超额收益率实现,预期股利贡献较小。

本文的具体结构如下,第二部分详述未预期货币政策分解方法。第三部分通过实证分析研究未预期货币政策对股票市场的影响及影响的不对称性。第四部分通过 VAR 模型的方差分解以及外生变量对各部分影响,分析未预期货币政策对股票市场影响的传导路径。第五部分为总结。

## 二、未预期货币政策的分解方法

### (一)传统方法

第一种方法是早期西方学者常用的方法,这一阶段的学者大多利用货币供应总量来衡量货币政策,在实证中利用 ARIMA 模型预测货币供应增长率作为货币政策预期,进而利用实际的货币增长率减去预测值来构造未预期货币政策。ARIMA 模型的核心思想是将预测对象的时间序列视为一个随机序列,并通过一定的数学模型来近似估计这个序列,利用预测对象的时间序列数据便可以得到其未来的预测值。例如,Urich and Wachtel (1981)利用 AR(2)模型预测货币供应增长率,Grossman (1981)则选择了 AR(1,2,3,52,53)模型,而 Cornell(1983)则选用了 ARIMA(1,1)及 ARIMA(0,2)模型。通过不同模型构建的货币政策预期存在明显的差异,学界也一直没有明确界定何种模型能够最优的衡量货币政策预期。因此,早期的这种方法虽然能够在一定程度上预测货币供应增长率,但是通过计量模型来构建货币政策预期存在一定天然的缺陷,比如模型的选择和理性预期、同质预期等假设。

20 世纪 80 年代以后利率逐渐取代货币供应量成为货币政策的主要中介目标。在货币政策的实施中,央行往往通过公开市场操作影响目标利率,通过利率的传导影响金融资产价格,然后通过托宾 Q 渠道和财富效应渠道等作用于实体经济。因为要具备可控性、可预测性等性质,目标利率基本上是短期的市场利率。各类研究也基本用短期利率作为货币政策的代理变量,因此第一种方法逐渐退出主流研究,近期货币政策的分解主要围绕短期利率展开。

第二种方法则是 Kuttner(2001)提出的,利用联邦基金利率期货合约来计算未预期货币政策。联邦基金期货市场于 1989 年创立,交易品种为 1-5 个月的联邦基金期货,以及现货月联邦基金利率期货合约。Krueger and Kuttner(1996)发现联邦基金利率期货能够有效的预测利率的变动。

联邦基金利率期货合约的价格通过交易日前当月隔夜联邦基金利率的平均值以及未来预期隔夜联邦基金利率加权平均得到。因此,前一天和当天期货价格的变动反映的就是未预期货币政策。为反映在不同交易日当月剩余时间的不同,期货价格变动需要进行一定的调整,具体定义如下:

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

其中  $\Delta i^u$  为未预期联邦基金利率变动  $f_{m,d}^0$  为当月的期货合约远期利率  $D$  为当月天数  $d$  为货币政策公告日的后一个交易日。而货币政策预期则表达为

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

其中  $\Delta i$  为实际货币政策变动  $\Delta i^e$  为货币政策预期。Bernanke and Blinder(1992) 提出联邦基金利率是货币政策的合意度量指标后,国外大多数学者都采用这种方法分解未预期货币政策(Zhu, 2013)。

第三种分解方法则是国内实务界常用的方法。由于国内市场缺乏相应的短期利率期货产品,因此第二种方法在中国并不可行。为了从市场数据中提取出中国货币政策预期,郭晔等(2016)提出运用银行间债券市场固息债与以 SHIBOR 为基础利率的浮息债的到期收益率的利差作为未来货币政策的变动预期。浮息债券的票面利率由基础利率和利差两部分组成,随基准利率浮动,当货币政策做出调整时,浮息债券未来的现金流和折现率同向变动,因此基准利率调整对浮息债券价格影响较小。固定息票债券未来现金流固定,折现率随基准利率变动,基准利率调整对其影响较大。因此固息债与浮息债的到期收益率的利差能在一定程度上反映市场对货币政策的预期。此方法综合考虑了我国现状,运用了实务界常用的方法来分解未预期货币政策,但比较遗憾的是我国债券市场起步较晚,目前以 SHIBOR 为基础利率的浮息债无论从品种还是规模来看都偏小,交易量偏低,流动性较差,价格的波动幅度较小,因此有效数据的长度较短,仅能利用 2008 年下半年开始的数据进行研究。

## (二) 本文所用的方法:基于媒体数据的未预期货币政策衡量

利率政策是我国货币政策的重要组成部分,也是货币政策实施的主要手段之一。中国人民银行根据货币政策实施的需要,适时的运用利率工具,对利率水平和利率结构进行调整,进而影响社会资金供求状况,最终实现促进经济增长和抑制通货膨胀等目标。1993 年的十四届三中全会上,国家正式确立了利率市场化的改革目标,利率水平成为货币政策的调控目标。在各种利率指标中,一年期存款基准利率是央行利率政策的一个重要指标,因此本文选择该利率进行研究。

央行的另一种重要货币政策工具是存款准备金率。中央银行通过调整存款准备金率,可以影响金融机构的信贷扩张能力,从而间接调控货币供应量。1993 年,中国人民银行首次向社会公布货币供应量指标。1996 年起,人民银行采用货币供应量作为货币政策的调控目标。1998 年人民银行取消了信贷规模控制,进一步确立了货币供应量作为中间目标的地位。因此本文同时选择了存款准备金率进行研究。根据我国货币政策的实际情况,我们的样本开始时间选为 1993 年。

基准利率和存款准备金率影响股票市场的机理稍有不同。利率对股票价格的影响主要通过 3 种渠道实现:(1) 资产替代效应:利率下降会导致投资者持有的安全资产过高,因此会更加倾向于高风险高收益的股票,在供给一定的情况下,需求的增加必然导致股票

价格的上涨。(2)成本效应:对企业而言,利率下降会引起企业融资成本的下降,导致企业利润增加,具体表现为企业股票价格的上涨;对投资者而言,利率下降将对依靠银行信贷进行股票抵押买卖和实行保证金交易的短期股票交易产生较大影响,减少交易成本,增加股票需求,从而使股价上升。(3)股票定价效应:股票的定价公式为其预期收益现金流的风险调整贴现值,该原理要求股票价格等于股票预期收益的折现值。下调基准利率,无风险利率会随之降低,股票的内在价值上升推动股价上涨。股价的上涨使投资者获得更多的投资收益,会降低投资者的风险厌恶程度,使得风险溢价降低,进一步推动股票价格上涨。

货币供应总量对股票价格的影响通过影响资产结构实现。一般认为,货币供给的增加会使个人和企业的货币持有量增加,导致其资产结构由原来的均衡状态变为非均衡状态。资产结构的非均衡会引发新一轮的资产调整,减少货币持有量,增加非货币资产。如果货币供应量增加,引起股票与货币之间发生替代关系,将导致股票价格上升;相反,如果货币供应量减少,将导致股票价格下跌。

本文选取准备金率和基准利率作为货币政策代理变量,用于衡量货币政策的变化。在每次中国人民银行公布准备金率和基准利率调整前,都会有大量的投资机构和经济学家对货币政策变化进行预测。这些事先的预测被各种媒体以书面的形式记录下来,通过统计这些定量的预测我们便能够计算货币政策预期。通过国家新闻出版广电总局在 2015 年公布的中国“百强报刊”排名以及 2007 - 2008 年中国报纸出版行业研究年度报告中的十大主流财经类报纸排行,我们最终选定了《中国经济时报》、《中国财经报》、《证券时报》、《经济观察报》、《中国经营报》、《上海证券报》、《第一财经日报》、《21 世纪经济报道》、《中国证券报》以及《金融时报》十大主流媒体进行研究。通过对这些影响力较大的主流媒体的统计,我们翻阅了近万份经济类报纸和杂志,查找了历年来货币政策公布前七天市场上关于货币政策变动的量化预测,并用这些定量的预测来计算货币政策预期。未预期货币政策为实际政策变动与预期部分的差值。由于货币政策调整的时间具有不确定性,本文采用事件分析的方法,选取历次一年期存款基准利率以及存款准备金率公告调整后一个交易日作为事件窗口,分析货币政策对股票市场的影响。

### 三、股票市场对货币政策反应的实证分析

#### (一)数据说明

1. 股票市场收益率。本文选取上海证券综合指数和深圳证券交易所成分股价指数这两大最具有代表性的指数来衡量股票市场。上海证券综合指数以上交所挂牌上市的全部股票为计算范围,以发行量为权数的加权综合股价指数,以 1990 年 12 月 19 日为基日,基日指数定为 100,反映了上海证券交易所上市股票变动的综合情况。深圳证券交易所成分股价指数以 500 家代表性的上市公司作为样本股,以自由流通股本为权数,以加权平均



法计算,以 1994 年 7 月 20 日为基日,基日指数定为 1000 点,反映了深圳市场的运行特征。上海证券综合指数和深圳证券交易所成分股价指数数据来自 WIND 数据库。本文选取货币政策公布日之后的首个交易日作为衡量股市反应的事件窗口,股市收益率的计算公式为:

$$return_t = (P_t - P_{t-1}) / P_{t-1} \quad (3)$$

其中  $P_t$  为货币政策公告日后首个交易日的指数收盘价; $P_{t-1}$  为货币政策公布日前一个交易日的指数收盘价。

2. 未预期货币政策。本文选取存款准备金率和基准利率作为货币政策的代理变量,构建了我国未预期货币政策  $\Delta DR^u$ 、 $\Delta RR^u$ ,分别表示未预期存款准备金率冲击和未预期基准利率冲击。未预期货币政策的计算公式为:

$$\text{未预期货币政策} = \text{货币政策实际变化} - \text{货币政策预期}$$

其中,货币政策预期为货币政策变动公告前 7 天主流财经媒体上发表的对于货币政策变动的量化预测,通过手工搜集获得。货币政策的实际变化为货币政策变动公告的实际值,来自人民银行公告。在样本选择上,本文以 1993 年 5 月中国人民银行上调存款基准利率作为第一个事件样本,2016 年 3 月中国人民银行普遍下调金融机构存款准备金率 0.5 个百分点作为最后一个事件样本,在样本期间,共发生一年期存款基准利率调整 35 次,存款准备金率调整 46 次,最终得到一个包含 81 个事件的样本。具体的变量符号及定义见表 1。

表 1 变量定义

名 称	符号	定 义
上证指数收益率	sh_return	货币政策调整后上海证券综合指数首个交易日的收益率
深证成份指数收益率	sz_return	货币政策调整后深圳证券交易所成分股价指数首个交易日的收益率
存款基准利率实际变化	$\Delta DR$	1 年期存款基准利率的实际变化值
存款准备金率实际变化	$\Delta RR$	1 年期存款准备金率的实际变化值
存款基准利率预期	$\Delta DR^e$	十大主流媒体在存款基准利率变动公告前七天预测值的加权平均
存款准备金率预期	$\Delta RR^e$	十大主流媒体在存款准备金率变动公告前七天预测值的加权平均
未预期存款基准利率	$\Delta DR^u$	实际存款基准利率变动减去预期
未预期存款准备金率	$\Delta RR^u$	实际存款准备金率变动减去预期

基于上述各主要变量的解释与描述,本文对相关数据进行了分解与计算,描述性统计见表 2。在样本中,共发生一年期存款基准利率调整 35 次,存款准备金率调整 46 次。其中共发生 47 次加息、加准事件,34 次降息、降准事件。

表 2 变量描述性统计

(单位:%)

变量	均值	标准差	中位数	最大值	最小值	观测数
sh_return	-0.25	1.97	0.01	3.81	-7.73	81
sz_return	-0.17	2.22	0.01	5.38	-8.25	81
$\Delta DR$	-0.18	0.78	-0.25	1.8	-1.8	35
$\Delta RR$	0.09	0.97	0.5	1	-5	46
$\Delta DR^e$	0.02	0.94	-0.18	3.7	-1.08	35
$\Delta RR^e$	0.07	0.80	0.29	1.1	-3.1	46
$\Delta DR^u$	-0.20	0.71	-0.07	1.7	-1.9	35
$\Delta RR^u$	0.01	1.07	0	3.6	-5	46

## (二) 基本结果

为了研究货币政策对股票市场的影响,本文选取货币政策调整公告公布后一天作为窗口期<sup>1</sup>,计算股票市场对于未预期货币政策的反应。本文通过事件研究法来分析货币政策变化对股票市场的影响。首先,以存款基准利率和准备金率的实际变动作为研究对象,在不分解货币政策的前提下,分析其对股市的影响。其次,为进一步研究货币政策的影响,利用前文已分解的货币政策预期和未预期部分对股票回报率变化进行分析。因此,我们构建了实证模型(4)(5)和(6)(7),其中(4)(5)没有区分未预期货币政策与货币政策预期,(6)(7)区分了未预期货币政策与货币政策预期。

$$H_t = a + b\Delta RR_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$H_t = a + b\Delta DR_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中  $H_t$  为股市收益率,  $\Delta RR_t$ 、 $\Delta DR_t$  分别为实际存款准备金率和存款基准利率变动。

$$H_t = a + b^e \Delta RR_t^e + b^u \Delta RR_t^u + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$H_t = a + b^e \Delta DR_t^e + b^u \Delta DR_t^u + \varepsilon_t \quad (7)$$

其中  $\Delta RR_t^e$  和  $\Delta DR_t^e$  分别为存款准备金率预期和存款基准利率预期,  $\Delta RR_t^u$  和  $\Delta DR_t^u$  则分别为未预期存款准备金率和未预期存款基准利率。 $\varepsilon_t$  表示回归模型的残差项。

1 由于货币政策公告通常在股票市场收盘以后发布,因此我们利用公告后一个交易日的股票回报率进行研究。



表 3 基本回归结果

	sh_return		sz_return	
	(a)	(b)	(c)	(d)
constant	-0.167 (0.352)	-0.285 (0.114)	-0.246 (0.257)	-0.252 (0.240)
$\Delta RR$	0.084 (0.475)		-0.029 (0.483)	
$\Delta RR^e$	-	0.614 (0.143)	-	0.548* (0.097)
$\Delta RR^u$	-	-0.806** (0.059)	-	-0.831*** (0.010)
$R^2$	0.0026	0.2573	0.0032	0.1947
	sh_return		sz_return	
	(a)	(b)	(c)	(d)
constant	-0.317 (0.183)	-0.295* (0.098)	-0.217 (0.169)	-0.251 (0.179)
$\Delta DR$	0.160 (0.276)		-0.152 (0.237)	
$\Delta DR^e$	-	0.758 (0.146)	-	0.746 (0.135)
$\Delta DR^u$	-	-1.152*** (0.002)	-	-1.187*** (0.003)
$R^2$	0.0068	0.3095	0.0034	0.2586

注：\*\*\*, \*\*, \* 分别代表在 1% 5% 10% 显著性水平下显著。括号内数值表示对应系数 p 值。

具体的回归结果如表 3, 其中 (a) 和 (c) 列为回归 (4) (5) 分别采用上海证券综合指数和深圳证券交易所成分股价指数得出的结果, (b) 和 (d) 列则为回归 (6) (7) 采用上述两个指数得到的结果。

回归 (4) (5) 的结果计算了货币政策总体变动对股票市场的影响。首先检查上证指数对货币政策的反应。从 (a) 列中我们发现准备金率变动的系数为 0.084, 基准利率变动的系数为 0.160。从传统的货币理论来看, 加息或者上调存款准备金率应该引起股票下跌, 即回归系数应为负。在未区分货币政策预期与冲击的情况下, 得到的结果似乎与理论相悖, 虽然该回归系数的 p 值表明其在统计上并不显著。这一结果与我国早期学者的一些研究结论相似。例如, 许均华和李启亚 (2001) 也发现 M1 增加对沪市有负面影响。从 (c) 列深市的结果来看, 准备金率变动的系数为 -0.029, 基准利率变动的系数为 -0.152, 这一结果与经济理论的预测相一致, 但该结果统计上不显著。事实上, 回归的

$R^2$  都小于 1% ,说明在未区分未预期货币政策和预期的情况下 ,货币政策对股票市场基本没有解释能力。

从(b)列的结果中可以发现 ,在区分货币政策预期和未预期货币政策之后 ,与经济理论预测相一致 ,我们发现 1% 未预期的降准或是降息会引起上海证券综合指数上涨 0.806% 和 1.152% ,且结果分别在 5% 和 1% 统计水平上显著。相比之下 ,预期到的货币政策变化对股票市场没有显著的影响。深市的结果与沪市基本一致 ,从(d)列中我们可以看出未预期货币政策的系数同样显著为负 ,1% 未预期到的降准或降息会导致深证成份指数上涨 0.831% 和 1.187% 。这些结果与预期理论相符 ,由于预期到的货币政策变化会被前瞻性金融市场提前消化 ,这一部分无法对股票市场造成影响 ,而未预期货币政策则会对股票市场造成较大的影响。总体而言 ,我们的结果表明了区分未预期和预期的货币政策对研究货币政策如何影响股票市场的重要性。此外 ,从(b)(d)列的结果中我们还可以发现 ,未预期基准利率变动对股市的影响大于未预期准备金率变动。事实上 ,利率变动对股票市场有双重影响 ,它既影响股票市场的流动性 ,也影响折现率和未来现金流 ,而且这些影响对股价的作用是同方向的 ,因此有叠加效应。存款准备金率主要影响股票市场的流动性 ,但不直接影响折现率和未来现金流。因此 ,利率变动对股票市场影响较存款准备金率的影响大是符合预期的。

### (三) 货币政策对股市影响的非对称性

货币政策对股票市场影响研究的另一个重点是非对称性 ,主要体现在货币政策工具的选择以及货币政策的操作方向。上文的基本回归中我们已经分析了不同货币政策工具对股市影响的非对称性 ,这一部分主要研究货币政策操作方向对股市影响的非对称性。近年来大量学者指出由于市场主体预期形成具有时变性 ,货币政策与股票市场之间存在非线性关系(周晖 2010;张勇等 2015) ,因此我们参照张小宇等(2013)提出的非线性 ST-SVAR 模型 ,通过 LM 检验及脉冲响应函数分析了股市收益率对不同方向的货币政策冲击的反应。本文采用 ST-SVAR 模型的原因有二:一是股票市场对货币政策变动反应较为迅速 ,ST-SVAR 模型允许变量当期值对股市收益率造成影响。二是 ST-SVAR 模型可以选择不同的转移变量和转移函数形式 ,能够更好的识别变量间的非线性动态调整机制。

首先 ,构建包含未预期货币政策冲击和股市收益率的  $p$  阶二元 VAR 和 SVAR 模型:

$$x_t = c + \Phi_1 x_{t-1} + \Phi_2 x_{t-2} + \dots + \Phi_p x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$Bx_t = c + \Phi_1 x_{t-1} + \Phi_2 x_{t-2} + \dots + \Phi_p x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$B = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ \delta & 1 \end{pmatrix} \quad (10)$$

其中  $x_t = (\Delta MP^u, return)^T$  ,其中  $\Delta MP^u$  为未预期货币政策冲击 ,分别为  $\Delta RR^u$  和

2 采用单位根检验对序列的平稳性进行检验 ,检验结果表明两个序列均为平稳序列 ,检验结果略。

$\Delta DR^u$ <sup>3</sup> 测度货币政策的未预期松紧;  $return$  为股市收益率, 分别为  $sh\_return$  和  $sz\_return$ 。 $c$  为  $2 \times 1$  的截距向量, 扰动项  $\varepsilon_t \sim i. i. d. N(0, \Omega)$ ,  $\Omega$  为  $\varepsilon_t$  的方差协方差矩阵, 表示股票收益率受当期的未预期货币政策影响, 而货币政策不受股票收益率的当期影响。在此基础上构建 ST-SVAR 模型

$$\Delta MP_t^u = (\alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_{1j} \Delta MP_{t-j}^u + \sum_{j=1}^p \alpha_{2j} return_{t-j}) (1 - F(s_{1t-d}; \lambda_1, c_1)) +$$

$$(\alpha_0^* + \sum_{j=1}^p \alpha_{1j}^* \Delta MP_{t-j}^u + \sum_{j=1}^p \alpha_{2j}^* return_{t-j}) F(s_{1t-d}; \lambda_1, c_1) + \varepsilon_{1t}$$

$$return_t = (\beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_{1j} \Delta MP_{t-j}^u + \sum_{j=1}^p \beta_{2j} return_{t-j}) (1 - F(s_{2t-d}; \lambda_2, c_2)) +$$

$$(\beta_0^* + \sum_{j=0}^p \beta_{2j}^* \Delta MP_{t-j}^u + \sum_{j=0}^p \beta_{2j}^* return_{t-j}) F(s_{2t-d}; \lambda_2, c_2) + \varepsilon_{2t}$$

其中  $F(s_{1t-d}; \lambda, c)$ <sup>4</sup> 为转移函数,  $s_{1t-d}$  为转移变量,  $d$  为滞后参数,  $\lambda$  为斜率参数, 测度变量由一个区制向另一个区制转换的平滑程度,  $\lambda$  越大表明区制转换速度越快。

本文将未预期货币政策拆分为未预期准备金率变动及未预期基准利率变动, 股市收益率也选取了沪市和深市两个指数, 因此本文得到了四组结果, 下文以未预期存款基准利率变动和上证指数收益率的结果为例, 由于其他三组数据的结果没有显著差异, 故略。

根据常用的 ST-SVAR 建模步骤, 我们通过 AIC 以及 SC 信息准则, 确定 VAR 模型的最优滞后阶数为 3 阶。理论上讲, VAR 模型的最优滞后阶数并不一定是非线性 ST-SVAR 模型的最优滞后阶数, 但可以做为选择的参考。张小宇等 (2013) 等大多数学者都采用了这种方法, 因此本文将 ST-SVAR 模型的滞后阶数也设定为 3 阶。分别将式 (11) 和式 (12) 中包含的解释变量作为转移变量, 进行标准的 LM 线性检验, 沿用张小宇等 (2013) 的方法, 对 (12) 式在  $\lambda = 0$  处进行三阶泰勒近似:

$$return_t = \theta_0 X + \theta_1 X_{3t-d} + \theta_2 X_{3t-d}^2 + \theta_3 X_{3t-d}^3 + v_t \quad (13)$$

其中  $X = (1, \Delta MP_t^u, \Delta MP_{t-1}^u, \dots, \Delta MP_{t-p}^u, return_{t-1}, \dots, return_{t-p})'$ , 随机误差项  $v$  包含 (12) 式中的随机误差项以及泰勒展开余项。

对应的原假设为:

$$H_0: \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = 0 \quad (14)$$

检验结果如表 4。对于股票收益率方程,  $sh\_return_{t-3}$  作为转移变量时, 标准 LM 线性检验以 10% 的显著性水平拒绝模型为线性的原假设, 因此我们将  $sh\_return_{t-3}$  作为股票收益率方程的转移变量。类似的, 按照最小显著性概率原则, 将  $sh\_return_{t-3}$  作为未预期存款基准利率变动方程的转移变量。

3 因为 VAR 需要时间序列数据, 因此此处及第四部分所用未预期货币政策均为月度数据。

4 本文直接采用了逻辑函数的形式。

表 4 LM 检验结果

转移变量	未预期存款基准利率变动方程	股票收益率方程
	LM_S	LM_S
$\Delta DR_t^u$		1.8704 <sup>**</sup> (0.0214)
$\Delta DR_{t-1}^u$	0.9135 (0.6075)	1.2729 (0.2154)
$\Delta DR_{t-2}^u$	1.1133 (0.3603)	0.9516 (0.5568)
$\Delta DR_{t-3}^u$	0.5602 (0.9637)	0.9675 (0.536)
$sh\_return_{t-1}$	1.3632 (0.1567)	1.0799 (0.3973)
$sh\_return_{t-2}$	0.9871 (0.5105)	1.6073 <sup>*</sup> (0.0621)
$sh\_return_{t-3}$	1.5022 <sup>*</sup> (0.0934)	2.2811 <sup>***</sup> (0.0039)

注:LM\_S 表示标准 LM 检验,对于每个转移变量,第一行的数字为对应检验的 F 分布的拉格朗日乘子检验统计量,括号中的数字为 P 值。\*\*\*, \*\*, \* 分别代表在 1%, 5%, 10% 显著性水平下显著。

由于非线性模型的估计结果对初值依赖较大,通过格点搜索的方法,我们确定股票收益率方程中斜率参数的初值约为 0.15,位置参数  $c$  的初值约为 -10,并在此基础上对 ST-SVAR 模型进行了参数估计,并计算了脉冲响应函数。利用 bootstrap 抽样方法分别计算了股票收益率对正向未预期货币政策冲击和反向冲击的累积脉冲响应函数,抽样次数为 1000 次,并利用中位数绘制了相应的冲击反应曲线。图 1 为上证综指收益率对未预期存款基准利率冲击的脉冲响应函数,其中实线为未预期货币政策负向冲击,虚线为未预期货币政策正向冲击,为了能够更清晰的呈现正向与负向冲击的关系,我们对未预期正向冲击的影响取相反数。未预期货币政策为货币政策变动实际值与预期的差异,因此未预期货币政策的正负向冲击可以表述为未预期“紧缩”货币政策和未预期“宽松”货币政策,低于市场预期的降息也可以将其定义为紧缩性未预期货币政策,而低于市场预期的加息则属于扩张性未预期货币政策。从图中可以明显的发现,未预期“宽松”货币政策对股市的影响大于未预期“紧缩”货币政策。未预期货币政策对股市收益率在前五期的影响较大,随后逐渐降低逐渐趋于 0。

#### 四、货币政策对股市影响传导机制的实证研究

上述回归结果表明未预期货币政策确实会对股票市场造成影响。本部分我们将进一步研究货币政策影响股票市场的传导机制。通常来讲,未预期货币政策通过三种渠道影

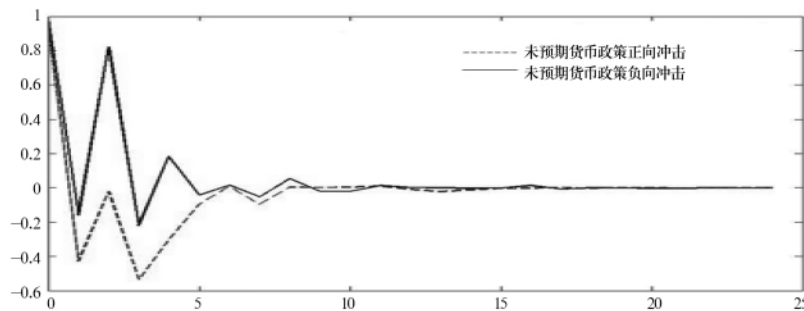


图 1 对未预期基准利率冲击的脉冲响应函数

响股票市场。一是通过影响预期未来股利,未预期到的降息或降准会导致预期未来股利的增加,从而导致收益率提高。二是通过影响未来预期实际利率,未预期到的降息或降准会导致预期未来实际利率下降,贴现率的降低也会导致收益率提高。三则是通过影响预期持有股票的超额收益。简单的将未预期货币政策与股市收益率进行回归并不能研究传导机制,因此在这一部分采取了新的研究方法,参考 Campbell (1990) 提出的方法,将股票超额收益率分解为与未来股利、未来利率以及未来超额收益率相关的三部分进行研究,具体分解方式如下:

首先定义股票收益率为  $H_{t+1}$ :

$$1 + H_{t+1} = (P_{t+1} + D_t) / P_t \quad (15)$$

其中  $P$  为股票价格,  $D$  为股利。两边取对数,并令  $h_{t+1} = \ln(1 + H_{t+1})$  得到:

$$h_{t+1} = \ln(P_{t+1} + D_t) - \ln(P_t) \quad (16)$$

接着对  $\ln(P_{t+1} + D_t)$  做一阶泰勒展开得到:

$$\Delta \ln(P_{t+1} + D_t) \approx \rho \Delta p_{t+1} + (1 - \rho) \Delta d_t \quad (17)$$

其中  $\rho$  为稳态下的  $P/(P + D)$ , 将 (17) 式加总我们可以得到:

$$\ln(P_{t+1} + D_t) \approx k + \rho p_{t+1} + (1 - \rho) d_t \quad (18)$$

将 (18) 式代回  $h_{t+1}$ , 并令  $\delta_t = d_{t-1} - p_t$ , 然后递推可得:

$$h_{t+1} \approx k - \rho \delta_{t+1} + \delta_t + \Delta d_t \approx k + (1 - \rho L^{-1}) \delta_t + \Delta d_t \quad (19)$$

$$\delta_t = (1 - \rho L^{-1})^{-1} (h_{t+1} - \Delta d_t - k) = \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i (h_{t+1+i} - \Delta d_{t+i}) - k / (1 - \rho) \quad (20)$$

将  $\delta_t$ 、 $\delta_{t+1}$  代回公式 (20), 我们可以得到:

$$h_{t+1} - E_t h_{t+1} = - \sum_{i=1}^{\infty} \rho^i (E_{t+1} - E_t) h_{t+1+i} + \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i (E_{t+1} - E_t) \Delta d_{t+1+i} \quad (21)$$

我们的研究对象是股票的超额收益率,因此需要进行进一步的分解。假定  $r$  为无风险利率的对数  $r = \ln(1 + R_f)$ ,  $y$  为超额收益率的对数  $y = \ln(1 + R_e)$ , 则  $h_{t+1} = r_{t+1} + y_{t+1}$ 。根据无风险利率的定义  $r_{t+1} = E_t r_{t+1}$ , 我们可以得到  $y_{t+1} - E_t y_{t+1} = h_{t+1} - E_t h_{t+1}$ , 因此 (21) 式又可以表达为:

$$y_{t+1} - E_t y_{t+1} = - \sum_{i=1}^{\infty} \rho^i (E_{t+1} - E_t) (y_{t+1+i} + r_{t+1+i}) + \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i (E_{t+1} - E_t) \Delta d_{t+1+i} \quad (22)$$

$$y_{t+1} - E_t y_{t+1} = - \sum_{i=1}^{\infty} \rho^i (E_{t+1} - E_t) y_{t+1+i} - \sum_{i=1}^{\infty} \rho^i (E_{t+1} - E_t) r_{t+1+i} + \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i (E_{t+1} - E_t) \Delta d_{t+1+i} \quad (23)$$

其中  $E_t$  为  $t$  期形成的预期,  $\Delta$  为一阶差分。 $\rho$  为贴现因子, Campbell and Ammer (1991) 指出  $\rho$  是超额收益率和预期修正之间的会计恒等式, 并没有实际的经济含义, 因此本文沿用了 Campbell and Ammer (1993) 的做法, 将  $\rho$  设定为 0.9962。并将其简化为

$$e_{t+1}^y = \tilde{e}_{t+1}^d - \tilde{e}_{t+1}^r - \tilde{e}_{t+1}^y \quad (24)$$

其中,  $e_{t+1}^y$ ,  $\tilde{e}_{t+1}^d$ ,  $\tilde{e}_{t+1}^r$ ,  $\tilde{e}_{t+1}^y$  分别表示股市未预期超额收益率  $y_{t+1} - E_t y_{t+1}$ , 股利加权预期误差 ( $\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i (E_{t+1} - E_t) \Delta d_{t+1+i}$ ), 实际利率加权预期误差 ( $\sum_{i=1}^{\infty} \rho^i (E_{t+1} - E_t) r_{t+1+i}$ ) 和超额收益率加权预期误差 ( $\sum_{i=1}^{\infty} \rho^i (E_{t+1} - E_t) y_{t+1+i}$ )。 (23) 式需要用到超额收益率、真实利率、股息率未来的预测值, 因此我们选用 Sim (1980) 提出的向量自回归模型 (VAR) 来估计各变量未来的预测值, 此模型将系统中每一个内生变量作为系统中所有内生变量的滞后值来构建模型, 主要用于预测和分析随机扰动对系统的动态冲击。在构建 VAR 模型时, 我们需要加入超额收益率、实际利率、股息率以及其他能够预测它们的变量。具体变量选择参照 Campbell and Ammer (1993), 在模型中纳入了六个变量: 股市超额收益率 EER (经过 CPI 调整的沪深 300 指数的收益率减去实际利率)、实际利率 RIR (经过 CPI 调整的海银行间 1 月期同业拆借利率)、相对票据利率 RBR (6 月期的票据利率减去 12 个月的移动平均值)、票据利率变化 CIBR (6 月期票据利率的月度变化值)、股息率 DPR 以及长短期国债利差 SP (10 年期和 1 月期国债收益率之差)。以上数据均为月度数据, 时间区间从 2008 年 3 月至 2016 年 3 月, 最终得到包含 107 个样本的时间序列数据。

从 AIC, HQ, SC 和对数似然估计值规则来看, VAR (2) 的拟合效果最优, 因此我们构建一个滞后两阶, 包含上述六个变量的 VAR (2) 模型, Campbell and Ammer (1993) 指出滞后  $p$  阶的 VAR ( $p$ ) 模型都可以简化为 (25) 式, 因此出于表述方便, 下文直接用 (25) 式进行分析。

$$Z_{t+1} = AZ_t + \omega_{t+1} \quad (25)$$

其中  $Z_t$  是包含以上 6 个变量的  $6p \times 1$  的向量, 其中  $p$  为滞后阶数。 $Z_{t+1}$  用上式表示时, 预期未来各变量可表述为:

$$\begin{aligned} e_{t+1}^y &= s_y \omega_{t+1} \\ \tilde{e}_{t+1}^y &= s_y \rho A (1 - \rho A)^{-1} \omega_{t+1} \\ \tilde{e}_{t+1}^r &= s_r (1 - \rho A)^{-1} \omega_{t+1} \end{aligned} \quad (26)$$

其中  $s_y, s_r$  为  $1 \times np$  的选择矩阵。

#### (一) 数据平稳性检验

我们首先要对股市超额收益率、真实利率、相对贴现率、贴现率变化、股息率以及 10



年期和 1 月期国债收益率之差的序列平稳性进行检验,表 5 为单位根检验结果。模型的前五个变量均为平稳序列,10 年期与 1 月期国债收益率之差 SP 只在 10% 的水平下显著平稳。因此进一步考虑整个 VAR 模型的平稳性,若原数据未经处理直接进行 VAR 分析,所得模型的特征根有两个落在了单位圆之外,若将 10 年期与 1 月期国债收益率之差序列进行一阶差分,所得模型的特征根均落在单位圆内,VAR 模型平稳。

表 5 变量的平稳性检验

变量	t 统计量
EER	-8.51 ***
RIR	-3.21 **
RBR	-2.06 **
CIBR	-8.00 ***
DPR	-9.59 ***
SP	-3.31 *

注:\*\*\*, \*\*, \* 分别代表在 1% ,5% ,10% 显著性水平下显著。

## (二) 股市收益率的方差分解

(24) 式将当月的股市超额收益率分解为股利加权预期误差、实际利率加权误差以及超额收益率加权误差三部分,三者可能存在相关性,因此当月股市超额收益率的方差可以分解为三者方差以及协方差。

$$\begin{aligned} Var(e_{t+1}^y) = & Var(\tilde{e}_{t+1}^d) + Var(\tilde{e}_{t+1}^r) + Var(\tilde{e}_{t+1}^y) - 2Cov(\tilde{e}_{t+1}^d, \tilde{e}_{t+1}^r) - \\ & 2Cov(\tilde{e}_{t+1}^d, \tilde{e}_{t+1}^y) + 2Cov(\tilde{e}_{t+1}^r, \tilde{e}_{t+1}^y) \end{aligned} \quad (27)$$

通过方差分解,我们可以分析股利加权预期误差、实际利率加权误差以及超额收益率加权误差对于当月股市超额收益率波动的相对贡献。具体结果见表 6,本文的结果与 Bernanke and Kuttner(2005)的结果差异较大。从各因素的贡献份额来看,股利加权预期误差和超额收益率加权误差的贡献分别为 28.7% 和 50.8%,超额收益率加权误差的贡献远超股利加权预期误差。而 Bernanke and Kuttner(2005)用美国 1989-2002 年的数据发现,股利加权预期误差和超额收益率加权误差的贡献分别为 31.9% 和 38%。比较两国可以发现我国超额收益率加权误差的贡献大于美国,股利加权预期误差的贡献略低于美国,主要的原因应该在于美国股市超额收益率更难预测,体现在美国的  $R^2$  几乎为 0,由于超额收益率更难预测,Campbell-Ammer 的方法会赋予股利加权预期误差更大的贡献。此外实际利率加权误差的贡献值非常小,仅为 2.2 并且不显著。

表 6 VAR 方差分解结果

	Total	Share
Var(excess return)	29.3	
Var(dividends)	8.4	0.287(2.01)
Var(real rate)	2.2	0.075(0.57)
Var(future excess returns)	14.9	0.508(2.536)
-2Cov(dividends, real rate)	-0.7	-0.024(0.39)
-2Cov(dividends, future excess return)	3.7	0.126(1.48)
2Cov(future excess return, real rate)	0.8	0.027(0.72)
R <sup>2</sup> from excess return equation	0.03	

### (三) 未预期货币政策的影响

为了分析货币政策预期偏差的影响,最直接的方法是将未预期货币政策以外生变量的形式纳入分析框架,构建以下模型:

$$Z_{t+1} = AZ_t + \phi \Delta MP_{t+1}^u + \omega_{t+1}^\perp \quad (28)$$

其中是一个  $1 \times n$  的向量,反应了  $Z_t$  中的变量对未预期货币政策的即期反应,新的扰动项  $\omega_{t+1}^\perp$  与未预期货币政策正交。这样做可以将 VAR 模型中  $t+1$  期的残差分解为与货币政策相关的部分  $\phi \Delta MP_{t+1}^u$  以及其他影响因素。 $\Delta MP_{t+1}^u$  为市场在  $t$  期做出预测的误差,它应该与  $Z_t$  不相关。因此,通过 VAR 估计变量,然后将未预期货币政策变动与 VAR 前一期的预测误差回归就可以计算出  $A$  和  $\phi$ 。通过 (28) 式我们可以计算出未预期货币政策对股利加权预期误差、实际利率加权误差以及超额收益率加权误差的影响。由 (24) 式已知超额收益率受三者影响,因此我们可以分析未预期货币政策变动通过何种渠道影响超额收益率。

沿用 Bernanke and Kuttner(2005)的方法,我们通过公式直接计算了股利加权预期误差、实际利率加权误差以及超额收益率加权误差和未预期货币政策的相关系数,以  $\tilde{e}_{t+1}^y$  为例:

$$\tilde{e}_{t+1}^y = s_y \rho A (1 - \rho A)^{-1} \omega_{t+1} = s_y \rho A (1 - \rho A)^{-1} (\phi \Delta MP_{t+1}^u + \omega_{t+1}^\perp) \quad (29)$$

超额收益率加权误差对未预期货币政策变动的系数为:  $s_y \rho A (1 - \rho A)^{-1} \phi$ 。类似的,实际利率加权误差对未预期货币政策变动的系数为  $s_r \rho A (1 - \rho A)^{-1} \phi$ ,股利加权预期误差对未预期货币政策变动的系数为  $(s_y + s_r) (1 - \rho A)^{-1} \phi$ 。通过 VAR 模型对各变量预期未来值的估计以及  $A$  和  $\phi$  就可以计算出三者与未预期货币政策的相关系数,具体的结果见表 7。未预期货币政策对超额收益率加权误差有显著影响,几乎占对当期超额收益率影响的绝大部分,对股利加权预期误差的影响相对较小。而实际利率加权误差占比小于

1% 且结果不显著。由此可见,我国未预期货币政策对股市的影响主要通过影响未来超额收益实现,预期未来股利有一定影响但相对较小。也就是说紧缩货币政策主要通过提高预期股权溢价来降低股票收益率,可能的解释有两种:一是紧缩货币政策会通过增加利息费用等直接增加企业风险;二是紧缩货币政策会降低投资者承担风险的意愿。

表 7 未预期货币政策对股利加权预期误差、实际利率加权误差以及超额收益率加权误差的影响

	$\Delta RR^u$	$\Delta DR^u$
Current excess return	-12.18 (2.77)	-11.60 (2.58)
Future excess returns	9.20 (2.15)	8.62 (2.12)
Real interest rate	0.63 (1.12)	0.64 (0.81)
Dividends	-2.20 (1.90)	-2.36 (1.97)

## 五、总 结

本文利用媒体数据衡量了市场投资主体对于未来货币政策变动走向的预期,在此基础上分解出了未预期货币政策,研究其对股票市场收益率的影响以及影响的非对称性。实证结果表明:

第一,未预期货币政策对沪深股市有显著的负向影响,1% 的未预期降准会引起上证综指上涨 0.806%,深证成指上涨 0.831%;1% 的未预期降息会引起上证综指上涨 1.152%,深证成指上涨 1.187%。而预期到的货币政策变动对股市不存在显著影响,该结论与经济理论相符。

第二,货币政策对股票市场影响的非对称性体现在政策工具的选择以及松紧程度。由于利率变动同时影响市场流动性、折现率和未来现金流,而存款准备金率只影响市场流动性,因此利率变动对股票市场造成的影响显著大于存款准备金率变动。此外,我们也发现未预期“宽松”货币政策对股票市场的影响大于未预期“紧缩”货币政策对市场的影响。

第三,进一步在 VAR 模型的框架下研究了货币政策对股票市场影响的具体传导机制。本文发现货币政策主要通过预期未来超额收益率影响股市,预期未来股利影响相对较小。

基于上述结论,本文认为,在利率市场化的背景下,我国货币政策对于股票市场的影响将日趋突出。为了更加有效完善对股市调控职能,货币政策可以关注两方面:

首先,考虑适当引入货币政策规则,加强预期管理。货币政策规则更加透明,利率更容易预测,造成的未预期货币政策也较小。因此,央行可考虑适当引入货币政策规则,辅之以加强货币政策的透明度,通过舆论和窗口指导引导市场预期,就能更好地引导股票市场预期,防止股市暴涨暴跌,防范金融风险。

其次,合理制定经济周期不同阶段的调控政策,促进股票市场健康发展。我们的研究表明,扩张性货币政策是相对有效的,而紧缩性货币政策效果较弱。因此,在该非对称性存在的情况下,应建立健全不同阶段的调控政策,避免股票市场不必要的波动,促进股票市场健康平稳发展。

综上所述,本文提出了基于媒体预测分解货币政策的方法,并收集了相关数据,解决了国内缺乏相关利率衍生品无法构建未预期货币政策的问题,对于进一步认识未预期货币政策提供了一条有效途径。同时,本文对解释货币政策影响股票市场的渠道进行了探索,对于理解货币政策传导机制有一定的帮助,也对完善货币政策操作手段具有一定的借鉴意义。基于媒体预测数据,未来还可以研究未预期货币政策对公司债和企业债收益率的影响,这有助于我们进一步理解货币政策的传导机制。

## 参考文献

- [1]陈继勇、袁威和肖卫国 2013,《流动性、资产价格波动的隐含信息和货币政策选择——基于中国股票市场与房地产市场的实证分析》,《经济研究》第11期,第43~55页。
- [2]董直庆和王林辉 2008,《财政货币政策和我国股市关联性:基于脉冲响应函数和方差分解的对比检验》,《税务与经济》第5期,第17~22页。
- [3]方舟、倪玉娟和庄金良 2011,《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》,《金融研究》第7期,第43~56页。
- [4]郭金龙和李文军 2004,《我国股票市场发展与货币政策互动关系的实证分析》,《数量经济技术经济研究》第6期,第18~27页。
- [5]郭晔、黄振和王蕴 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,第67~80页。
- [6]贺晓波和许晓帆 2009,《货币政策对资产价格冲击效果透视》,《财经科学》第10期,第27~34页。
- [7]钱小安 1999,《通货紧缩的原因、危害与对策》,《金融研究》第9期,第28~33页。
- [8]孙华妤和马跃 2003,《中国货币政策与股票市场的关系》,《经济研究》第7期,第44~53页。
- [9]孙俊 2013,《货币政策转向与非对称效应研究》,《金融研究》第6期,第60~73页。
- [10]王曦、王茜和陈中飞 2016,《货币政策预期与通货膨胀管理——基于消息冲击的 DSGE 分析》,《经济研究》第2期,第16~29页。
- [11]许均华和李启亚 2001,《宏观政策对我国股市影响的实证研究》,《经济研究》第9期,第12~21页。
- [12]易纲和王召 2002,《货币政策与金融资产价格》,《经济研究》第3期,第13~20页。
- [13]张小宇、刘金全和刘慧悦 2013,《货币政策与股票收益率的非线性影响机制研究》,《金融研究》第1期,第38~52页。
- [14]张勇、涂雪梅和周浩 2015,《货币政策、时变预期与融资成本》,《统计研究》第5期,第32~39页。
- [15]周晖 2010,《货币政策、股票资产价格与经济增长》,《金融研究》第2期,第91~101页。
- [16]Bernanke Ben S. and Blinder Alan S. 1992. "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission" *The American Economic Review*, 82(4): 901~921.
- [17]Bernanke Ben S. and Kuttner Kenneth N. 2005. "What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve policy?" *The Journal of Finance*, 60(3): 1221~1257.
- [18]Cornell Bradford. 1983. "Money Supply Announcements and Interest Rates: Another View" *The Journal of Business*, 56(1): 1~23.

- [19]Campbell John Y. 1990. "A Variance Decomposition for Stock Returns" *Economic Journal* , 101(405) :157 ~ 179.
- [20]Campbell John Y. and Ammer John. 1993. "What Moves the Stock and Bond Markets? A Variance Decomposition for long term Asset Returns" *The Journal of Finance* , 48(1) :3 ~ 37.
- [21]Grossman Jacob. 1981. "The" Rationality" of Money Supply Expectations and the Short – run Response of Interest Rates to Monetary Surprises" *Journal of Money , Credit and Banking* , 13(4) :409 ~ 424.
- [22]Krueger Joel T. and Kuttner Kenneth N. 1996. "The Fed Funds Futures Rate as a Predictor of Federal Reserve policy" *Journal of Futures Markets* , 16(8) :865 ~ 879.
- [23]Sims Christopher A. 1980. "Macroeconomics and Reality" *Econometrica* , 48(1) :1 ~ 48.
- [24]Urich Thomas and Wachtel Paul. 1981. "Market Response to the Weekly Money Supply Announcements in the 1970s" *The Journal of Finance* , 36(5) :1063 ~ 1072.
- [25]Zhu Xiaoneng. 2013. "Credit Spread Changes and Monetary Policy Surprises: the Evidence from the Fed Funds Futures Market" *Journal of Futures Markets* , 33(2) :103 ~ 128.

## Monetary Policy Surprises and Stock Returns: Evidence from Media Forecasts

ZHU Xiaoneng ZHOU Lei

(School of Finance ,Shanghai University of Finance and Economics)

**Abstract:** This paper uses media data to decompose monetary policy changes into expected and unexpected components. We then analyze the impact of changes in monetary policy on equity returns. Furthermore ,we also explore the economic mechanism through which monetary policy affects the stock market. We have some interesting findings: (1) on average , a hypothetical unanticipated 1% cut in the required reserve rate is associated with about 0.806% increase in the Shanghai composite index , and 0.831% increase in the Shenzhen composite index ,and the effects of change in deposit rate is even larger. (2) we categorize monetary policy into different types regarding the sign of surprise and investigate the asymmetric effects on stock market. (3) The effects of unanticipated monetary policy actions on expected future excess return account for the largest part of the response of stock prices.

**Key words:** Unanticipated Monetary Policy , Asymmetric Effects , Economic Mechanism

( 责任编辑: 王 鹏) ( 校对: WH)