

# 货币政策公告、政策不确定性及 股票市场的預告溢价效应

——来自中国市场的证据

贾盾 孙溪 郭瑞

(中国人民大学汉青经济与金融高级研究院,北京 100872)

**摘要:** 中国人民银行周期性发布的货币政策相关公告为市场判断货币政策走向提供重要信息。较于实体经济反馈政策信息具有滞后性,股票市场是否在货币政策公告期内及时对政策消息做出反应,即存在公告效应? 股票价格是否体现预期货币政策调整带来的不确定性? 本文基于2011-2017年A股市场数据,研究我国股票市场在我国货币政策相关公告发布前后几日这一较短窗口区间内的市场反应。结果表明,股市指数在发布货币供应量指标的公告前几天内会出现显著为正的风险溢价,而在指标发布后溢价并不显著,这一现象我们称之为货币政策相关公告的“预告溢价效应”。本文发现,预告溢价的产生并非由于市场提前预期到货币政策的走向,而是来源于投资者预先获得了对政策不确定性的溢价补偿。本文进一步就防范系统性风险、从数量型货币政策工具向价格型转变等问题提出了相关政策建议。

**关键词:** 货币政策; 公告效应; 股票溢价

**JEL 分类号:** E44, E52, G14 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-7246(2019)07-0076-20

## 一、引言

“后危机”时代全球经济低迷,我国通过深化结构性改革推出一系列新的制度安排。其中,不断完善的货币政策框架有助于实体经济健康持续发展。传统文献多关注货币政策如何直接作用于实体经济,发现货币政策对于实体经济的影响存在滞后性

收稿日期:2018-05-31

作者简介:贾盾,经济学博士,助理教授,中国人民大学汉青经济与金融高级研究院,E-mail: dun.jia@ruc.edu.cn.

孙溪,博士研究生,中国人民大学汉青经济与金融高级研究院,E-mail: xi.sun@ruc.edu.cn.

郭瑞(通讯作者),金融学博士,助理教授,中国人民大学汉青经济与金融高级研究院,E-mail: rui.guo@ruc.edu.cn.

\* 本文系中国人民大学科学研究基金(中央高校基本科研业务费专项资金资助)项目成果17XNF013。感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

(Christiano et al., 2005; 王君斌等 2013)。本文则以我国股票市场为切入点,探究金融市场能否对货币政策相关信息及政策调整做出及时的反应。中国人民银行周期性发布的货币政策相关公告为市场判断货币政策走向提供了重要信息,本文研究以下重要问题:对于货币政策相关公告的发布,我国股市在发布窗口期内是否对政策消息做出反应,即存在公告效应?股票价格是否体现预期货币政策调整带来的不确定性?尽管我国股票市场成长迅速并在全球市场中日益占据重要的地位,但其依旧存在着诸多局限,如较多交易限制、交易以散户居多、较高的换手率和收益波动率以及系统性风险等(王咏梅和王亚平, 2011; 罗进辉等 2017; Carpenter et al., 2017)。因此,深入理解货币政策信息的发布如何影响市场机制尚未完全成熟的我国股市具有重要的意义。

本文选取了中国人民银行周期性发布的货币总供应量指标公告和我国货币政策执行报告这两类货币政策相关公告,研究 2011 至 2017 年我国股票市场对本国货币政策指标发布的反应。实证分析发现,我国股票市场在货币供应量指标公告发布前几天具有显著溢价,该溢价在指标发布的前一天达到峰值,而在指标发布之后并不显著,我们称这一现象为货币政策相关公告的“预告溢价效应”。本文进一步证明,此预告溢价的产生并非由于市场提前预期到货币政策的走向,而是来源于投资者预先获得了对政策变动不确定性的溢价补偿。对于按季度发布的我国货币政策执行报告,A 股市场的预告溢价效应依然存在但程度减弱。

本文的研究价值主要体现在三个方面。首先,我国货币政策相关公告对于股票市场的影响巨大。从货币供应量指标公告发布前三天起,日均预告溢价较非公告期高出约 40 个基点,在公告前一天溢价达到峰值。因而,探究“预告溢价效应”的特征及其产生原因对于理解我国金融市场运行和与实体经济、宏观调控政策的联动性具有非常重要的意义。第二,本文利用股票溢价产生的时间点来区别政策消息本身和政策不确定性对我国股市的不同影响。现有文献多为考察货币政策消息内容利好或利空如何影响股票市场收益(代冰彬和岳衡 2015)。而本文发现的“预告溢价效应”是在相关政策指标发布前作用于股票市场的,即便排除了市场可能提前预期到货币政策如何变化的“理性预期渠道”之后,该效应依然存在,说明预告溢价是由于即将到来的公告事件为投资者带来关于货币政策走向的不确定性,进而产生溢价补偿。换言之,本文关注重点是我国货币政策相关公告事件如何通过提前影响风险溢价补偿进而对股市产生的间接影响,而非货币政策消息内容对资产价格的直接影响。第三,本文基于我国货币政策相关公告周期性发布特性直接验证了利用非期望效用函数框架解释货币政策“预告溢价效应”的一般理论。Ai and Bansal (2018) 证明投资者如果具有对不确定性的厌恶性偏好,会对预期中货币政策不确定性要求正的溢价补偿。而消息发布前,市场对政策方向各类解读和分析等信息会降低政策不确定性,抬高股价,从而提早实现正的收益。探究预告溢价现象及其产生的原因有助于优化中央银行对金融市场的前瞻性指引、进一步使用价格型货币政策工具、深化利率市场化改革以及推进资本市场与宏观调控政策的良性互动。

本文进一步重点讨论了预告溢价的两个重要特征。首先,美联储最晚每年初会提

前公布当年八次的公开市场委员会会议日期,即 FOMC 决议报告发布日期,而我国的货币供应量指标发布日期并非由人民银行提前确认并告知市场,因而两国公告发布习惯的区别导致了中美股市预告溢价的一些特征差异。Lucca and Moench (2015) 发现美国股市对于美联储公开市场决议报告的发布表现出预告溢价,但溢价集中在公告前一天交易日午后至公告当天消息发布前的几个小时。而我国股市的预告溢价持续时间相对更长。本文利用我国市场的独特性——货币政策公告具体发布日期或早或晚带来的额外不确定性——进一步验证了用以解释预告溢价的 Ai and Bansal (2018) 理论的一般性。本文发现当我国货币供应量指标发布日期相对推迟时,若推迟期限越久,相应的预告溢价就会越大。依据 Ai and Bansal (2018) 指标发布的时间越延迟,投资者积累更大程度的政策不确定性并要求更高的风险补偿,因此预告溢价会受到发布时间早晚的进一步影响。因而,由于我国市场事先并不明晰公告具体发布的日期,在接近预期指标发布窗口期的一段时间内,市场信息的涌现有助于不断降低投资者有关政策变动的不确定性,从而提早实现持续时间较长的正收益。

其次,我国股市预告溢价的产生并非由于投资者事前对货币政策变化形成理性预期并提前反应所导致。本文发现,宽松或收紧的货币政策消息对于预告溢价的影响不存在显著不同。同时,货币供应量指标公告发布的前几天 A 股市场的收益波动率呈逐步下降趋势直至公告发布,即政策不确定性从高点不断下降,这也说明预告溢价的提前实现和政策不确定性的事前下降具有显著相关性。这些结果表明,我国的股票市场在货币政策相关公告发布前会将货币政策不确定性的变动而非投资者对货币政策走向的预期提前反映在股票价格上,因而预告溢价得以产生。

本文其他部分安排如下:第二部分是文献综述,第三部分是样本选取与研究设计,第四部分是实证结果与分析,最后是研究结论和政策建议。

## 二、文献综述

本文和三个方面的文献紧密相关。首先是关于宏观经济或政策消息如何影响金融市场和资产定价的研究。Bernanke and Kuttner (2005) 发现美联储 FOMC 决议日当天未预期到的利率变动对股票收益影响巨大。Savor and Wilson (2013) 发现美国股市在通货膨胀率、失业率和利率等重要宏观经济指标发布当天有相对更高的超额收益和夏普比率。Lucca and Moench (2015) 发现美国股市对于美联储公开市场委员会货币政策决议报告发布有正的公告溢价,但溢价集中在公告前一天交易日午后和公告当天消息发布前的几个小时,对于其它宏观经济消息的发布并没有显著的预告溢价。Ai and Bansal (2018) 从理论层面解释股票市场对于货币政策公告发布的预告溢价,论证满足一定条件的非期望效用函数可以对政策不确定性产生正的超额收益。张韵等(2017) 发现我国宏观信息公告本身对股票收益无显著影响,公告日与非公告日的股票超额收益无显著差异。陆蓉和徐龙炳(2004) 用 EGARCH 模型研究我国股票市场对于政策信息利好利空的非对称性反

应。综上,文献中基于美国市场的研究居多,关于我国市场对本国宏观经济和政策消息发布的事前预告效应研究十分有限,而本文则首次提供中国股票市场对货币政策相关消息的预告溢价证据,并将该溢价与政策不确定性联系起来。

第二,微观层面,大量文献研究个股对于公司盈余报告的公告效应,这与宏观层面研究货币政策等宏观消息的公告溢价效应相呼应。已有文献表明,美国上市公司在发布盈余公告时会产生显著为正的超额收益,并且在公告前后均有盈余公告价格漂移(Bernard and Thomas, 1989; Barber et al., 2013)。谭伟强(2008)发现我国盈余公告存在显著的“周历效应”和“集中公告效应”。付雷鸣等(2010)研究公司在发行公司债时对公司股价产生的公告效应。陈晓莉和樊庆红(2012)研究了在香港发行离岸人民币债券的公告效应。本文是在宏观层面发现了股票指数在货币政策指标公告之前有显著的预告效应。

第三,政策不确定性对实体经济和金融市场具有显著影响。大量文献讨论了在货币政策、财政政策和贸易政策执行过程中关于利息波动、政府融资支出变动、关税变化、零利率持续期等不确定性变化对于实体经济的影响(Piazzesi and Swanson, 2008; Davig et al. 2010; Handley and Limao, 2015; Bianchi and Melosi, 2017)。Baker et al. (2016)基于文本分析方法对一国经济政策整体不确定性程度进行度量产生EPU指数(Economic Policy Uncertainty Index)。利用该指数,较多文献分析了政策不确定性对金融市场的影响。Brogaard and Detzel (2015)发现美国EPU指数升高一个标准差可以实现年化6.1%的股票超额收益。张浩等(2015)发现我国EPU指数的上升会带来房价下挫。李凤羽和杨墨竹(2014)的研究表明我国EPU指数上升会抑制企业投资率。本文则弥补了文献中的一个重要空白,即通过观测货币政策公告到来前的窗口期,直接考察金融市场存在预期政策方向不确定的阶段,进而讨论我国股票市场表现与货币政策不确定性的联系,从而有效避免使用非金融数据对金融市场预期不确定性进行度量的误差。

### 三、样本选取与研究设计

#### (一) 样本选择与数据来源

本文选取从2011年到2017年6月的A股指数和货币政策相关指标的发布事件。样本选择主要考虑到我国股票市场经过几轮重大市场化改革之后才不断成熟,且此区间不包含2007-2009年的全球金融危机及2008-2010年四万亿经济计划对股市的影响。由于金融危机、经济增长放缓和刺激政策都会对股票市场产生直接影响,去除这些时间段有助于更加准确地衡量股价对货币政策指标公告的短期反应。本文通过考察以下两类公告研究股票市场对货币政策相关公告发布的市场反应:

(1) 货币供应量指标发布公告(M2公告)。中国人民银行每月会同时发布上一月货币总量M0、M1、M2数据以及相关金融统计数据,如信贷规模等。由于广义货币供应量M2的变动为货币政策中介目标中较为重要的指标之一,本文将货币供应量指标发布的月

度公告简称为 M2 公告<sup>1</sup>。

(2) 中国货币政策执行报告(MPR 公告)。中国人民银行每个季度发布一次中国货币政策执行报告,内容包括央行对我国信贷市场、宏观经济和金融市场稳定性的讨论。本文将该报告的发布简称为 MPR 公告。

本文通过彭博经济日历数据库获得 M2 公告的发布时间,而 MPR 报告的发布时间从中国人民银行的官网上直接下载获取。相较而言,我国货币政策执行报告并非直接给出货币供应量指标或利率指标的具体目标值,更多的篇幅在于分析并讨论宏观经济整体运行状况、货币政策执行状况和金融市场表现等方面现状。由于 M2 公告发布是与货币政策数量工具直接相关的统计数据,本文将 M2 公告作为分析我国货币政策公告效应的基准公告类型。在实证分析中,本文同时考察了月度公告实际发布的 M2 同比增速数据以及市场有关 M2 同比增速的预测值对预告溢价大小的影响。市场预测值数据由彭博每月采集并从彭博数据库获得。

为了计算股票市场在货币政策相关公告发布前后的风险溢价,本文从万得数据库中获取 2011 年 1 月至 2017 年 6 月股票指数每日的开盘价格和收盘价格并计算日均收益。我们选取公司覆盖面相对广泛的万得全 A 指数,并用上证综指和深证成指分别做稳健性检验。基准日均收益率基于前一日收盘到次日收盘的收益进行计算,我们也利用每日开盘到收盘的收益做了稳健性检验。风险溢价等于股票指数的日均收益率减去无风险收益率。回归分析中,我们使用十年期国债收益率作为基准无风险收益率,由于并不存在绝对意义上的无风险收益率,本文同时利用金融机构一年期存款基准利率和一个月期银行间质押式回购利率进行稳健性检验,数据来源均为国泰安数据库。同时,本文基于 RESSET 高频交易数据库,利用以五分钟为单位的上证综指和深证成指计算日内累计收益率和日收益波动率,进一步验证基于日度数据的回归分析结果。由于可获得的高频交易数据样本不包含 2017 年,本文基于高频数据的实证分析止于 2016 年 12 月最后一个交易日。

本文选取的样本区间总共记录了 1577 个交易日,其中有 102 个交易日对应货币政策相关公告的发布。图 1 展示了 M2 公告和 MPR 公告日期的月内分布。75% 的 M2 公告发布在自然月的 8 号到 14 号,其中以 11 号至 14 号这一区间发布最为频繁。50% 的 MPR 公告日期是在自然月的第一周,以 5 号至 6 号发布最为频繁。可以看出,我国 M2 公告和 MPR 公告的发布时间对于市场而言事先并非完全确定。然而,从发布频率上来看,我国两类货币政策相关公告的发布依然是有规律可循的,投资者可以大致对公告日期的窗口形成相应的预期。

<sup>1</sup> 严格意义上讲,当前我国货币政策已放弃紧盯货币总量而通过对短期利率等价格型工具进行调控。然而,考虑我们的样本区间,M2 变动对于货币政策操作意义依然重要。另一方面,人民银行对于存贷款基准利率、准备金率等工具的操作和调控时间不具有周期规律性,对于资本市场而言具有“不可预期”的属性,而货币供应数据月度发布的周期性具有“可预期”属性。因此,有关利率变动的政策公告对于股票市场的影响无法进一步区分为政策内容带来的直接影响和市场对货币政策调整不确定性预期的间接影响,后者为本文研究重点。

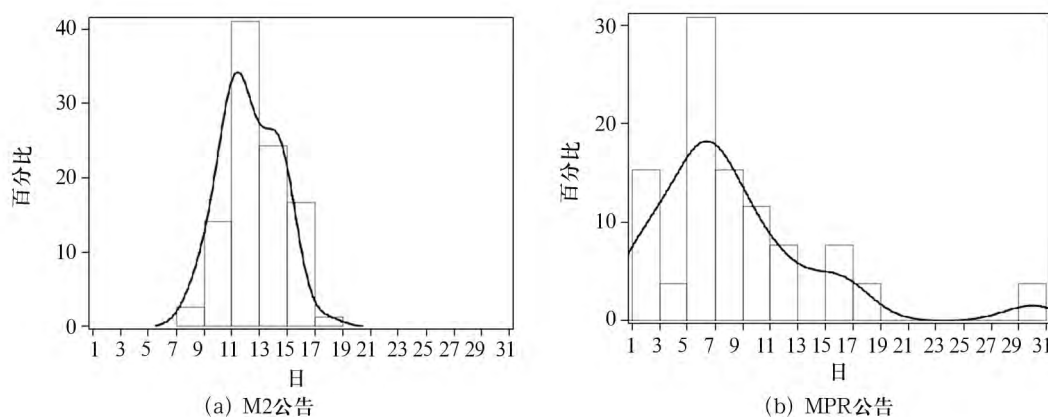


图1 货币政策相关公告日期:自然月内自然日分布

## (二) 研究模型

### 1. 理论分析和研究假设

本文研究假设基于 Ai and Bansal (2018) 的非期望效用函数理论框架。他们证明若基于理性预期的假定,传统的期望效用函数下货币政策不确定性并不会产生任何超额收益,即公告事件本身产生的股票溢价为零。而若投资者的效用函数具有不确定性厌恶的偏好特征,他们对于未来效用的概率加权会使其偏离理性预期,从而赋予未来的低效用情形更高的概率权重,这一概率偏差会反映在定价的随机贴现因子当中,从而风险资产的均衡价格中同时包含风险溢价和不确定性溢价,即投资者会对政策不确定性额外要求正的溢价补偿。所以,在政策调整对股价的直接影响之外,公告发布时政策不确定性的消失会推动股指上升。进一步,对于“预告溢价”的解释,该理论指出,某项政策消息正式发布前,投资者可以通过不同渠道持续获取政策变化的相关信息,随着各类信息的积累和获得,市场对于政策不确定性逐步降低,进而提前实现正收益。在公告发布时,不确定性降为低点,股价不再攀升。值得强调的是,事先信息的获得只是降低期望中有关政策变动的不确定性,并不等同于政策调整方向和调整力度提前泄露。

Ai and Bansal (2018) 的理论有助于解释货币政策预告溢价效应,但是由于美国市场预告溢价持续时间过短,该理论暂未在美国数据中得到直接的验证。本文则基于中国市场的独特性——货币政策相关公告实际发布日期的相对随机性,通过考量发布日期早晚带来的额外不确定性变化,分析发布日期早晚是否会对预告溢价的大小产生额外影响。实证分析不仅对 Ai and Bansal (2018) 理论中的不确定性溢价渠道进行了直接检验,也确认了我国股票市场针对我国货币政策相关消息的预告溢价效应的形成机制。

基于以上理论分析,本文提出以下几个假说:

首先,有关我国货币政策相关公告预告溢价的存在性,本文认为我国货币政策指标

发布前市场存在政策不确定性,投资者的不确定性厌恶偏好会要求正的溢价补偿。而相关的各类信息在公告前的持续积累逐步降低不确定性,从而使溢价在公告前就开始显现。由此提出假说 H1:

H1. 在货币政策相关指标发布之前,股票市场会对货币政策公告产生显著为正的预告公告溢价。

第二,我国的货币政策指标公告日期并非提前确定并告知市场,投资者可能从预期要发布公告的窗口开始到实际发布日之间一直关注并搜集相关的政策信息进而减少对于货币政策变动的不确定性,因而本文预期中国股票市场的货币政策的预告公告效应会有持续性。由此提出假说 H2:

H2. 我国的货币政策预告公告溢价并非只在公告前一天产生。

第三,同样由于公告日期的不确定,我们假设市场投资者可以根据历史经验形成发布日期的预期,发布日期相对于预期的早晚将进一步影响政策不确定性的程度。如果公告发布晚于预期,会带来更高的政策不确定性累积,投资者也会要求更高的风险补偿。因此我们预期公告时间相较于预期的推迟会增加政策不确定性的程度,进而产生额外的预告公告溢价。由此提出假说 H3:

H3. 公告时间相较于预期推迟越久,相应的预告公告溢价越高。

第四,本文进一步探讨预告公告溢价产生的其它解释,其中一种可能的解释是“理性预期渠道”,即货币政策公告前,股票市场会提前对预期到的货币政策变动做出反应。由于样本区间 2011 至 2017 年我国的货币政策操作大致宽松,因此预告公告溢价也有可能是投资者预期到货币政策会放宽而提前买入股票,进而推升了股价。为排除这一理性预期渠道,首先,本文考察月度公告实际发布的货币供应量增速变化对应的政策宽松或收紧是否对预告公告溢价具有不同的影响。若理性预期渠道成立,即投资者事前预期到货币政策会发生变动,则相对宽松的货币政策公告应带来更高的预告公告溢价,而紧缩的政策公告对应的预告公告溢价应该较小或者不显著。反之,如果是投资者获取政策相关消息逐步降低了预期货币政策的不确定性而产生的股票溢价,则有关货币量变动的公告内容本身对预告公告溢价的大小应无显著影响。由此提出假说 H4:

H4. 实际发布的货币供应量变化对应的货币政策宽松还是紧缩对预告公告溢价的大小无显著影响。

第五,为进一步排除预告公告溢价效应的产生来自于预期变动的可能性,本文将公告发布的实际货币供应量变化拆分为事前可预期部分与事后冲击部分,我们假设投资者可能只针对事前可预期到的货币政策变化部分做出提前反应,而并非对最终实际发布的货币增速整体变动做出反应。我们进而考察月度公告发布前预期到的货币供应量同比增速变化对应的政策宽松或收紧是否对预告公告溢价具有不同的影响。如果理性预期渠道成立,则投资者预期到货币政策的宽松还是紧缩会对预告公告溢价有显著不同影响。由此提出假说 H5:

H5. 投资者预期到的货币供应量变化对应的预期货币政策宽松还是紧缩对预告公告溢

价的大小无显著影响。

## 2. 实证模型

首先,为了研究A股指数在货币政策公告窗口期内的市场反应,本文对两种不同类型的公告分别做如下回归,以M2公告为例,检验假说H1的实证模型为式(1):

$$\text{Exret}_t = \alpha + \sum_{i=-T}^T \beta_i 1_{t_{M2-i}} + \beta_x X_t + v_t \quad (1)$$

其中被解释变量  $\text{Exret}_t$  为  $t$  当天的股票指数日均风险溢价,即  $\text{Exret}_t = R_t - R_{f,t}$ 。日均收益率  $R_t$  用两种方法计算,第一种以每日收盘价计算,即  $R_t = \ln \frac{P_{t, \text{close}}}{P_{t-1, \text{close}}}$ ,第二种是用当天的开盘价和收盘价计算,即  $R_t = \ln \frac{P_{t, \text{close}}}{P_{t, \text{open}}}$ 。  $R_{f,t}$  为无风险利率。解释变量  $1_{t_{M2-i}}$  为 M2 公告发布前后窗口期的虚拟变量。如果第  $t$  天在 M2 公告发布的前  $i$  天 ( $i$  为负则是发布之后第  $|i|$  天) 则  $1_{t_{M2-i}} = 1$ , 否则  $1_{t_{M2-i}} = 0$ 。  $i=0$  对应某 M2 公告发布的当天,考虑到 M2 公告可能是在闭市时间发布,本文以公告后第一个交易日作为 M2 公告日,因而,如第  $t$  天被识别为 M2 公告日,则公告实际发布是在第  $t-1$  天闭市后至第  $t$  天闭市前的时间内发布的。本文考察的是 M2 公告前后共  $2T+1$  天窗口的风险溢价,所以回归公式中包含  $2T+1$  个虚拟变量,在回归中我们分别选取  $T=3$  和  $T=5$ ,即公告窗口期分别为 7 天和 11 天。 $\beta_i$  表示 M2 公告前(或后)第  $|i|$  天的股票指数日均风险溢价和除  $2T+1$  天的公告窗口期外的其它日期日均溢价之差。回归控制了周内日度固定效应即“星期效应”,  $X_t$  对应该控制变量。

对于假说 H2 的检验,本文做了回归式(2)的估计来测算公告前  $j \geq 1$  天窗口期内的日平均预告溢价。其中如果第  $t$  天在 M2 公告前  $j$  天窗口期内则虚拟变量  $1_{t_{M2-1j}} = 1$ , 否则  $1_{t_{M2-1j}} = 0$ 。如果市场在 M2 公告前  $j$  天窗口内作出反应,我们预期回归系数  $\beta_j$  显著为正,即预告溢价在  $j$  天窗口期显著。

$$\text{Exret}_t = \alpha + \beta_j 1_{t_{M2-1j}} + \beta_x X_t + v_t \quad (2)$$

假说 H3 的检验模型为式(3):

$$\text{Exret}_t = \alpha + \beta_1 1_{t_{M2-1}} + \beta_2 (Day_t - \bar{t}) + \beta_3 1_{t_{M2-1}} \cdot (Day_t - \bar{t}) + \beta_x X_t + v_t \quad (3)$$

其中,如果第  $t$  天是 M2 公告的前一天,则虚拟变量  $1_{t_{M2-1}} = 1$ , 否则  $1_{t_{M2-1}} = 0$ 。  $Day_t$  衡量第  $t$  天在自然月中具体是几号。交乘项  $1_{t_{M2-1}} \cdot (Day_t - \bar{t})$  的回归系数  $\beta_3$  是我们关注的估计值,它衡量了比预期时间  $\bar{t}$  推迟 ( $Day_t - \bar{t}$ ) 天会额外产生的预告溢价,  $\bar{t}$  是投资者预期公告发布的日期,我们选取基准  $\bar{t} = 12$ , 因为描述性统计结果显示, 12 号为 M2 公告发布日期的中位数,即一半的 M2 公告发布时间都不早于每月 12 号。假设市场投资者预期每个月 M2 的发布在 12 号,推迟发布会进一步增加政策不确定性。根据假设我们预期  $\beta_3$  应显著为正,表示公告比预期推迟会产生额外的正溢价,而比预期提前发布会相应降低预告溢价效应。

同时,由于无法确定市场每月预期的 M2 公告发布日即是发布日分布中位数,本文进



一步做分样本回归的稳健性检验。根据图 1 显示, 每个月的 11 号至 14 号为 M2 公告的高概率发布窗口期, 我们于是选取这四天作为预期公告的可能发布日, 将公告按照实际发布日期早于或晚于某一预期日期分为提前发布组和推迟发布组, 分样本做(1)式回归并度量预告溢价大小。根据假说 H3, 提前发布组的公告时间由于早于投资者预期, 不确定性并未及时累积, 因此提前组的预告溢价应当较低或不显著; 而推迟发布组有足够的政策不确定性累积, 并且随着投资者信息不断获取逐步降低, 应当产生显著的预告溢价。并且, 公告越往后推迟发布, 累积的政策不确定性和相应事前不确定性下降程度应当越高, 溢价补偿也应当越高。

假说 H4 的检验模型为公式(4):

$$\text{Exret}_t = \alpha + \beta_1 1_{t_{M2-1j}} + \beta_2 \text{Content}_{t_{M2}} + \beta_3 1_{t_{M2-1j}} \cdot \text{Content}_{t_{M2}} + \beta_x X_t + v_t \quad (4)$$

我们分别考察一天和三天窗口期, 即  $j=1$  和  $j=3$ 。 $\text{Content}_{t_{M2}}$  衡量的是 M2 公告实际发布的货币供应量数据对应的货币政策相对紧缩或是宽松程度, 以  $g_{M2m}$  表示 M2 总量相较于去年同月的增长率, 本文以  $g_{M2m}$  实际的月度变动来度量  $\text{Content}_{t_{M2}}$ , 即  $\text{Content}_{t_{M2}} = g_{M2m} - g_{M2m-1}$ 。 $\text{Content}_{t_{M2}} \geq 0$  代表相对宽松的货币政策变动, 其为负对应相对紧缩的政策变动。如果假说 H4 成立, 即预告溢价并非是由于投资者事先预期到即将发布的货币政策程度变化而做出的提前反应, 因而在控制住货币政策内容发布本身对当日股票溢价的直接影响之后, 交乘项系数  $\beta_3$  应不显著, 即公告前  $j$  天窗口期股票日均溢价不因实际发布的公告内容有显著不同。

假说 H5 的检验模型为式(5):

$$\begin{aligned} \text{Exret}_t = & \alpha + \beta_1 1_{t_{M2-1j}} + \beta_2 \text{Expectation}_{t_{M2}} + \beta_3 1_{t_{M2-1j}} \cdot \text{Expectation}_{t_{M2}} \\ & + \beta_4 \text{Shock}_{t_{M2}} + \beta_5 1_{t_{M2-1j}} \cdot \text{Shock}_{t_{M2}} + \beta_x X_t + v_t \end{aligned} \quad (5)$$

式(5)是对式(4)的进一步细化, M2 同比增速的月度变动可以拆分为事前预期部分和事后冲击两部分, 即  $\text{Content}_{t_{M2}} = g_{M2m} - g_{M2m-1} = (\bar{g}_{M2m} - g_{M2m-1}) + (g_{M2m} - \bar{g}_{M2m}) = \text{Expectation}_{t_{M2}} + \text{Shock}_{t_{M2}}$ , 其中  $\bar{g}_{M2m}$  为基于彭博抽样调查得到的针对当月即将发布的 M2 同比增速的市场预测值。 $\text{Expectation}_{t_{M2}}$  衡量的是市场对货币政策的预期变化, 即本月货币供应量增速预测值与上月实际值的差值。 $\text{Shock}_{t_{M2}}$  度量市场预期之外的当月 M2 增速实现值相对于预期的偏差部分, 即事后冲击部分。如果理性预期渠道成立, 那么市场预期部分会显著影响预告溢价大小, 即  $\beta_3$  交乘项系数应显著为正。而如果是政策不确定性产生的风险溢价, 那么预告溢价大小应不受市场预期的政策宽松或紧缩的影响, 即  $\beta_3$  应不显著。

## 四、实证结果与分析

### (一) M2 公告的预告溢价效应

#### 1. 预告溢价的存在和大小

表 1 报告了关于假说 H1 的检验结果。第(1)列和第(2)列给出了关于公式(1)的基

准回归结果,其中第(2)列结果基于控制工作日虚拟变量“星期效应”的回归。第一列回归结果显示,在M2公告前后7天的窗口期内公告前一天的虚拟变量 $1_{t,M2-i}$ 的回归系数在1%水平上显著为正,M2公告前一天的日均风险溢价要比公告前后7天窗口期外的其它时间日均风险溢价高出44个基点,公告前三天的日均溢价也在10%水平上显著为正,而公告当天的风险溢价却并不显著,同时公告发布后几日对应的系数估计接近于零。这说明市场提前而非事后对M2公告作出反应,我们将这一现象称为关于货币总供应量指标发布公告的“预告溢价效应”。控制星期效应后,第(2)列回归结果显示公告前一天的溢价依然显著为正。第(3)列至(7)列给出了稳健性检验结果。其中,考虑到如果存在系统性超额回报,残差项不再服从渐进正态分布,因此第(3)列汇报基于bootstrap估计得到的回归系数和偏误调整标准误来证实基准结果的稳健性。第(4)列使用开盘到收盘价来计算日均风险溢价,第(5)列和第(6)列分别使用金融机构一年期存款基准利率和一个月期银行间质押式回购利率作为无风险利率的度量,这些结果显示公告前一天均有显著为正的溢价。当选取11天作为观测窗口时,第(7)列结果显示预告溢价效应依然存在且系数估计值与基准回归结果一致。

## 2. 预告溢价的持续时间

根据表1的回归结果,预告溢价不仅出现在公告前一天,公告前三天的溢价和非公告日相比也较为显著,因此我们进一步考察预告风险溢价的持续时间,即对H2假设进行检验。表2报告了相关检验结果。第(1)列展示了仅用公告前一天窗口的虚拟变量 $1_{t,M2-1,t}$ 作为解释变量的基于(2)式的回归结果,结果和表1的第(1)列和第(2)列结果几乎一致,公告前一日预告溢价约为40个基点。第(2)(3)(4)列把预告溢价的公告前窗口期长度j分别放宽至2天、3天和5天并列系数估计值。结果显示回归系数均显著为正,这说明我国股市在公告发布前的几天内就开始出现预告溢价,此溢价并不局限在公告的前一天。其中公告前三天的日均溢价最高,为33个基点。

表1 M2公告前后万得全A指数溢价

变量	(1) 收盘-收盘	(2) 收盘-收盘	(3) Bootstrap S.E.	(4) 开盘-收盘	(5) 存款基准利率	(6) 质押回购利率	(7) 收盘-收盘
$1_{t,M2-5}$							0.19 (0.20)
$1_{t,M2-4}$							-0.15 (0.22)
$1_{t,M2-3}$	0.34* (0.21)	0.33 (0.21)	0.33 (0.21)	0.36* (0.21)	0.33 (0.21)	0.33 (0.21)	0.35* (0.21)
$1_{t,M2-2}$	0.20 (0.18)	0.23 (0.18)	0.23 (0.18)	0.21 (0.16)	0.23 (0.18)	0.23 (0.18)	0.25 (0.18)

续表							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$I_{t,M2-1}$	0.44 <sup>***</sup> (0.16)	0.44 <sup>**</sup> (0.17)	0.44 <sup>***</sup> (0.16)	0.44 <sup>***</sup> (0.17)	0.44 <sup>**</sup> (0.17)	0.44 <sup>**</sup> (0.17)	0.45 <sup>***</sup> (0.17)
$I_{t,M2}$	0.15 (0.18)	0.16 (0.18)	0.16 (0.17)	0.08 (0.16)	0.16 (0.18)	0.16 (0.18)	0.17 (0.18)
$I_{t,M2+1}$	-0.13 (0.17)	-0.16 (0.17)	-0.16 (0.16)	-0.08 (0.17)	-0.16 (0.17)	-0.16 (0.17)	-0.14 (0.18)
$I_{t,M2+2}$	0.05 (0.20)	0.04 (0.21)	0.04 (0.21)	0.04 (0.19)	0.04 (0.21)	0.04 (0.21)	0.05 (0.21)
$I_{t,M2+3}$	-0.01 (0.19)	0.02 (0.19)	0.02 (0.18)	-0.04 (0.17)	0.02 (0.19)	0.02 (0.19)	0.03 (0.19)
$I_{t,M2+4}$							0.13 (0.19)
$I_{t,M2+5}$							0.00 (0.22)
星期效应	否	是	是	是	是	是	是
样本量	1 577	1 577	1 577	1 577	1 577	1 577	1 577
R <sup>2</sup> (%)	0.57	1.03	1.03	1.30	1.03	1.03	1.16

注: 括号内为 t 统计量, <sup>\*\*\*</sup>, <sup>\*\*</sup>以及<sup>\*</sup> 分别表示在 1%、5% 以及 10% 水平上显著。除第三列为 bias - corrected and accelerated bootstrap 调整的标准误差外, 其它标准误差系异方差 - 稳健性标准误差。下同。

表 2 M2 发布前窗口万得全 A 指数溢价

变量	(1) 全样本	(2) 全样本	(3) 全样本	(4) 全样本
$I_{t,M2-1,1}$	0.40 <sup>**</sup> (0.17)			
$I_{t,M2-1,2}$		0.31 <sup>**</sup> (0.12)		
$I_{t,M2-1,3}$			0.33 <sup>***</sup> (0.11)	
$I_{t,M2-1,5}$				0.20 <sup>**</sup> (0.10)
星期效应	是	是	是	是
样本量	1 577	1 577	1 577	1 577
R <sup>2</sup> (%)	0.70	0.74	0.91	0.69

为进一步验证针对货币供应量指标发布的预告溢价是在公告前几天开始逐渐积累直至公告发布当天达到峰值,本文使用高频数据对假说 H1 和 H2 同时进行检验。图 2 分别展示了上证综指和深证成指在 M2 公告前后共七个交易日窗口期内的累计收益,即日度收益率的累积加总。 $t=0$  对应的是 M2 公告发布当天,以发布日为中心我们计算当天及其前后三个交易日的七天累计收益。同时,我们画出该累计收益率一个标准差的置信区间。底部的虚线部分是使用样本中所有交易日计算的七天平均累计收益,以此作为对比基准。图 2 显示,M2 公告前三天上证和深证指数均有显著高于基准的累计收益,直到公告日趋于平缓,上证综指和深证成指在公告前三天的累计收益率分别达到 0.76% 和 0.88%,而公告当天的收益率并不显著,这与之前基于(1)式的回归结果一致。

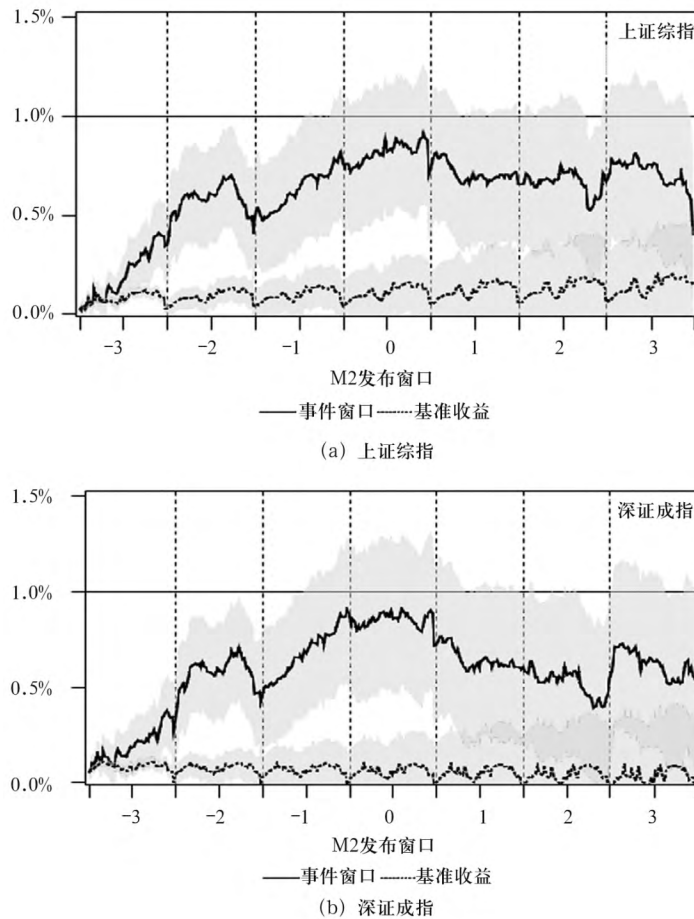


图 2 M2 公告窗口累计收益

综上所述,假说 H1 和 H2 得到数据支持,本文发现我国 A 股市场存在显著的有关货币供应量指标发布公告的预告溢价效应。另外,我国股市关于 M2 公告的溢价在公告发布

前几日就开始出现,这与美国股市对 FOMC 公告发布前几个小时才出现的短暂预告溢价有所不同 (Lucca and Moench, 2015)。由于我国的 M2 公告发布时间不确定,投资者更可能是在进入预计的高概率发布窗口期之时就开始收集相关政策变动信息,导致不确定性提前下降,因此我国的货币政策预告溢价持续时间也较长。

### (二) 预告溢价与发布日期的关系

本部分检验假说 H3。假说 H3 的实证检验模型为 (3) 式,其中交乘项  $1_{t_{M2-1}} \cdot (Day_t - \bar{t})$  的系数  $\beta_3$  衡量了相对于基准预期公告时间多推迟一天发布所产生的额外溢价。表 3 的第 (3) 列结果显示, M2 公告前一日的溢价依然显著,同时交乘项系数  $\beta_3$  为正, M2 公告比预期发布日期每延迟一天,日均预告溢价会额外高出 16 个基点。第 (4) 列进一步在回归中加上了包含公告日和公告前后各三天的七天窗口期内其它六日的虚拟变量作为控制变量,结果显示交乘项系数大小不变且依然显著为正。

表 3 预告溢价与发布时间

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$1_{t_{M2-1}}$	0.40 ** (0.17)	0.36 ** (0.17)	0.37 ** (0.16)	0.41 ** (0.17)
$1_{t_{M2-1}} \cdot (Day_t - 12)$			0.16 ** (0.07)	0.16 ** (0.07)
$Day_t - 12$		-0.01 * (0.01)	-0.01 ** (0.01)	-0.01 (0.01)
Win_dum Ctrl	否	否	否	是
星期效应	是	是	是	是
样本量	1 577	1 577	1 577	1 577
R <sup>2</sup> (%)	0.70	0.95	1.14	1.36

注:“Win\_dum Ctrl”表示回归控制了七日公告窗口期中除公告前一天外其它日期的虚拟变量。下同。

表 4 进一步给出稳健性检验结果,将公告事件以发布日期早于或晚于某一预计日期分为提前发布组和推迟发布组之后,我们考察分样本的公告前一天溢价。结果显示,第 (1) - (4) 列有关提前发布组的预告溢价均不显著,而 (5) - (8) 列的推迟发布组的预告溢价均显著为正,且高于全样本回归估计的 40 个基点的溢价。同时,在推迟发布组中预计发布日期越晚,即分样本的公告发布时间推迟越久,对应的预告溢价也越高。这说明投资者在推迟发布的公告事前累积了更大程度的政策不确定性,而早于投资者预期发布的公告事件则使得不确定性尚未充分累积。综上,依据表 3 和 4 的结果,假说 H3 得到了实证结果的支持。

表 4 万得全 A 指数预告溢价与提前或推迟发布

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Day <sub>M2</sub> < 11	Day <sub>M2</sub> < 12	Day <sub>M2</sub> < 13	Day <sub>M2</sub> < 14
I <sub>t,M2-1</sub>	-0.04 (0.36)	0.10 (0.28)	0.23 (0.21)	0.21 (0.19)
星期效应	是	是	是	是
样本量	1,122	1,241	1,346	1,388
R <sup>2</sup> (%)	1.00	0.88	0.87	0.83
变量	(5)	(6)	(7)	(8)
	Day <sub>M2</sub> > = 11	Day <sub>M2</sub> > = 12	Day <sub>M2</sub> > = 13	Day <sub>M2</sub> > = 14
I <sub>t,M2-1</sub>	0.50 *** (0.18)	0.62 *** (0.20)	0.70 *** (0.26)	0.83 *** (0.31)
星期效应	是	是	是	是
样本量	1,486	1,367	1,262	1,220
R <sup>2</sup> (%)	0.79	0.91	1.05	1.13

### (三) 预告溢价产生的原因

本部分首先排除“理性预期渠道”作为预告溢价效应的主要解释,即投资者针对货币政策变动预期进行提前反应而导致预告溢价产生。进一步,我们考察 M2 公告发布前后股票指数的日内收益波动率变化论证 Ai and Bansal (2018) 的不确定性溢价理论对于我国股票市场的解释力,即货币政策不确定性在公告发布前随着投资者掌握的信息不断累积而下降,使得股票价格在公告发布前不断攀升,从而提早实现正的预告溢价。

首先,对假说 H4 和 H5 的实证分析在于检验预告溢价是否来源于理性预期渠道,结果如表 5 显示,其中第(1)-(3)列和第(4)-(6)列分别是有关公告前一天和三天窗口期的预告回归结果。第(1)列汇报 H4 假说检验的结果,交乘项系数衡量的是公告消息实际发布的货币增速变化即公告内容对于公告前一天溢价的影响,可以看到交乘项  $\beta_3$  并不显著。而第(2)列展示针对 H5 假说的检验结果,即考察本月 M2 同比增速相较于上一月的预期变动对于预告溢价的影响,交乘项依旧不显著,说明投资者预期到的政策变动并未显著影响预告溢价的大小,第(3)列是同时控制了公告内容的事前预期部分和事后冲击部分及其与公告前一日虚拟变量的交乘项,可以看到两个交乘项系数也均不显著。同时,第(1)-(3)列对于公告前一日的溢价大小估计均大约为 40 个基点,和基准回归估计结果一致。这些结果说明预告溢价并非由理性预期渠道产生。第(4)-(6)列的预告三天窗口期回归也得到类似的结果。以上结果证明,货币供应量实际增长率如果被市场事前预期到,其对应的货币政策宽松还是紧缩并不会显著影响预告溢价的大小,即假说 H4 成立。另一方面,实证证据并不支持投资者提前对于可预期到的政策变动部分进行反应,即投资者预期到的货币政策松紧变化不会显著影响预告溢价大小, H5 成立。

综上,理性预期渠道解释力有限。

我们进而直接考察预告溢价的形成和市场有关政策不确定性之间的关系。本文使用沪深两市 5 分钟高频收益率计算的日度收益波动率来度量市场对于政策变动的不确定性,考察了全样本 M2 公告事件前后五个交易日内的收益波动率变动,检验相关政策不确定性是否在公告前几天内逐步下降从而带来较高收益。结果如图 3 所示,实线和虚线分别刻画了上证综指和深证成指的相对波动率,即绝对收益波动率除以剔除掉所有 M2 公告事件窗口之外的日度平均收益波动率,相对波动率为 1 即代表无公告事件的平均收益波动率水平,其中  $t=0$  对应的是 M2 公告发布日。如图 3 所示,股票指数的收益波动率在公告发布前四天已经达到比较高的水平,并且高于无公告事件的日均波动率水平,但随着日期逐渐接近实际公告日期,收益波动率逐步下降,直到公告发布之后趋稳。这一证据说明货币政策的不确定性确实在公告之前几天就从高点开始不断下降,从而逐步实现正的预告溢价,公告发布前一日,政策不确定性已经降为最低,且低于无公告事件的日均水平,而公告日当天不再存在不确定性溢价继续推动股价上涨的动力。

表 5 万得全 A 指数预告溢价与公告内容

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$I_{tM2-1}$	0.45*** (0.17)	0.43** (0.17)	0.44*** (0.17)			
$I_{tM2-1} \cdot Content_{tM2}$	0.38 (0.24)					
$I_{tM2-1} \cdot Expectation_{tM2}$		-0.40 (0.52)	-0.20 (0.55)			
$I_{tM2-1} \cdot Shock_{tM2}$			0.41 (0.27)			
$I_{tM2-1,3}$				0.35*** (0.12)	0.35*** (0.12)	0.36*** (0.12)
$I_{tM2-1,3} \cdot Content_{tM2}$				0.13 (0.16)		
$I_{tM2-1,3} \cdot Expectation_{tM2}$					-0.41 (0.38)	-0.37 (0.37)
$I_{tM2-1,3} \cdot Shock_{tM2}$						0.09 (0.17)
控制相应内容变量	是	是	是	是	是	是
星期效应	是	是	是	是	是	是
样本量	1 577	1 577	1 577	1 577	1 577	1 577
$R^2(\%)$	0.94	0.72	1.00	1.05	0.97	1.24

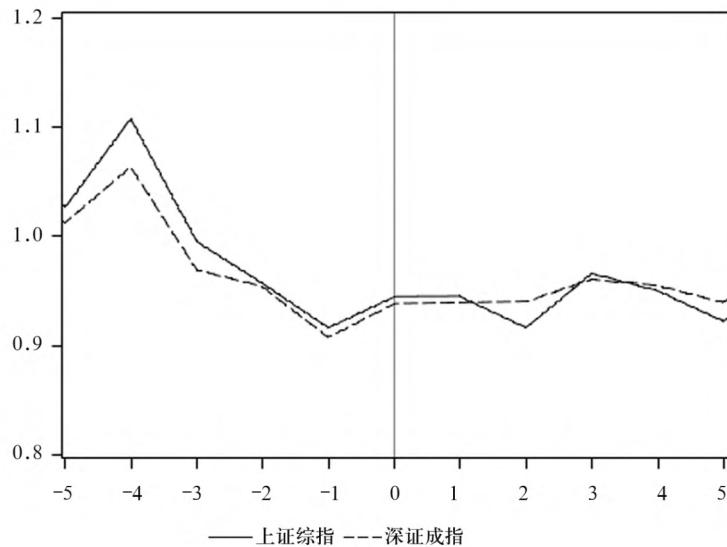


图3 公告窗口指数日内波动率

#### (四) MPR 公告的预告溢价效应

本文同时考虑我国股市对于我国货币政策执行报告(MPR公告)是否有类似M2公告的预告溢价效应。这里基于(1)式对MPR公告事件交易日窗口虚拟变量做回归,结果如表6所示。第(1)列和第(4)列分别是表1和表2中万得全A指数溢价在M2公告的七日窗口期和前三天窗口期的回归结果,我们将这些结果作为横向比较的基准。第(2)列可以发现MPR报告发布前的第二天有显著的正的风险溢价,高出非公告期日均溢价55个基点。第(3)列同时考虑M2公告和MPR公告作为货币政策消息发布的事件做回归,发现我国货币政策公告前的两天均有显著的预告溢价,回归系数无论是统计意义还是经济意义均非常显著。第(5)列中,考虑公告前三天窗口的日均溢价,相较于窗口期外的日均溢价,MPR公告前三天的日均溢价要高出28个基点。回归系数在10%的水平上显著,尽管显著性有所下降,我们依然发现了的预告溢价效应。第(6)列中同时考虑M2公告和MPR公告,相较于窗口期外的日均溢价,货币政策公告前三天的日均溢价要高出34个基点。

表6 M2和MPR公告前(后)万得全A指数溢价

变量	(1) M2公告	(2) MPR公告	(3) M2或MPR公告	(4) M2公告	(5) MPR公告	(6) M2或MPR公告
$I_{Annst-1}$	0.44** (0.17)	0.28 (0.30)	0.41*** (0.15)			
$I_{Annst-1,3}$				0.33*** (0.11)	0.28* (0.16)	0.34*** (0.10)



续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$I_{t,Anns-3}$	0.33 (0.21)	0.06 (0.27)	0.28 (0.17)			
$I_{t,Anns-2}$	0.23 (0.18)	0.55** (0.22)	0.30** (0.15)			
$I_{t,Anns}$	0.16 (0.18)	0.57 (0.37)	0.24 (0.17)			
$I_{t,Anns+1}$	-0.16 (0.17)	0.49** (0.23)	-0.01 (0.15)			
$I_{t,Anns+2}$	0.04 (0.21)	-0.23 (0.17)	-0.04 (0.17)			
$I_{t,Anns+3}$	0.02 (0.19)	0.17 (0.24)	0.06 (0.16)			
星期效应	是	是	是	是	是	是
样本量	1 577	1 577	1 577	1 577	1 577	1 577
$R^2$ (%)	1.03	0.98	1.18	0.91	0.57	1.05

我们在变量描述中讨论过,由于货币政策执行报告的探讨范围不局限于货币政策和目标中介,而 M2 公告给出了货币政策宽松程度更直接的度量。另外,月度发布的 M2 公告相较于季度发布的货币政策报告或许对于投资者而言可以提供更为及时的政策信息,这些可能是关于 MPR 公告回归系数估计出来的标准误较大的原因。另外,注意到在第二(2)列中,MPR 公告在公告发布后第一天存在显著为正的日均溢价,需要强调的是此溢价不应与“预告公告溢价”相混淆。在 MPR 公告发布后,公告消息的具体内容开始影响股票市场表现,此效应并不是通过影响市场预期和政策不确定性大小产生的溢价补偿。

## 五、结论与政策建议

本文研究了我国股票市场对于货币政策指标或政策报告发布前后的市场反应,考虑了我国的货币供应量指标公告(M2 公告)和货币政策执行报告(MPR 公告)。通过分析发现与货币政策相关的 M2 公告和 MPR 公告均存在显著的“预告公告溢价效应”。对于 M2 公告,从公告前三天起日均预告公告溢价较非公告期高出 40 个基点,在公告前一天溢价达到峰值,而在公告之后该溢价消失。我们进一步通过排除“理性预期渠道”,证明我国股票市场由于提前实现了投资者对于公告发布带来的政策不确定性预期所要求的风险补偿,因而产生溢价。并且,由于我国的货币供应量公告时间每月并不固定,预告公告溢价大小会受实际公告日期早晚的影响,发布日期推迟越久,政策不确定性越大,预告公告溢价也越大。

党的十九大以来,我国在深化利率市场化改革和防控系统性风险方面提出了关于市

场和制度建设的新要求,本文的研究结论也具有重要的政策和现实意义。第一,建议继续推进货币政策工具从数量型到价格型转变。本文发现我国股票市场由于货币供应量数据周期性发布产生预告溢价,并带来资本市场的周期波动。若基于价格型工具用于货币政策操作,市场由于可以实时观测到利率水平的变化,得以规避因为等待货币总量数据发布产生的周期性政策不确定性。第二,中央银行可以推进系统性的前瞻性指引制度设计,加强与市场的有效沟通,管理和稳定市场预期,减少政策执行过程中带来的不确定性风险。

## 参考文献

- [1]陈晓莉和樊庆红 2012,《香港人民币债券发行的公告效应及其影响因素研究》,《国际金融研究》第4期,第42~53页。
- [2]代冰彬和岳衡 2015,《货币政策、流动性不足与个股暴跌风险》,《金融研究》第7期,第135~151页。
- [3]付雷鸣、万迪昉和张雅慧 2010,《中国上市公司公司债发行公告效应的实证研究》,《金融研究》第3期,第130~143页。
- [4]李凤羽和杨墨竹 2015,《经济政策不确定性会抑制企业投资吗?——基于中国经济政策不确定指数的实证研究》,《金融研究》第4期,第115~129页。
- [5]陆蓉和徐龙炳 2004,《中国股票市场对政策信息的不平衡性反应研究》,《经济学(季刊)》第2期,第319~330页。
- [6]罗进辉、向元高和金思静 2017,《中国资本市场低价股的溢价之谜》,《金融研究》第1期,第191~206页。
- [7]王君斌、郭新强和王宇 2013,《中国货币政策的工具选取、宏观效应与规则设计》,《金融研究》第8期,第1~14页。
- [8]王咏梅和王亚平 2011,《机构投资者如何影响市场的信息效率——来自中国的经验证据》,《金融研究》第10期,第112~126页。
- [9]谭伟强 2008,《我国股市盈余公告的“周历效应”与“集中公告效应”研究》,《金融研究》第2期,第152~168页。
- [10]张浩、李仲飞和邓柏峻 2015,《政策不确定、宏观冲击与房价波动——基于LSTVAR模型的实证分析》,《金融研究》第10期,第32~47页。
- [11]张韵、谭华清和包锋 2017,《宏观信息公告与股票市场回报率》,《现代管理科学》第1期,第72~75页。
- [12] Ai, Hengjie and Ravi Bansal. 2018. “Risk Preferences and the Macroeconomic Announcement Premium”. *Econometrica*, 86(4): 1383~1430.
- [13] Baker, Scott R., Nicholas Bloom, and Steven J. Davis. 2016. “Measuring Economic Policy Uncertainty” *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4): 1593~1636.
- [14] Barber, Brad M., Emmanuel T. D. George, Reuven Lehavy, and Brett Trueman. 2013. “The Earnings Announcement Premium Around the Globe” *Journal of Financial Economics*, 108: 118~138.
- [15] Bernanke, Ben S., and Kenneth N. Kuttner. 2005. “What Explains the Stock Market’s Reaction to Federal Reserve Policy?” *Journal of Finance*, 60(3): 1221~56.
- [16] Bernard, Victor L. and Jacob K. Thomas. 1989. “Post - Earnings - Announcement Drift: Delayed Price Response or Risk Premium?” *Journal of Accounting Research*, 27: 1~36.
- [17] Bianchi, F. and L. Melosi, 2017. “Escaping the Great Recession,” *American Economic Review*, 107(4), 1030~1058.
- [18] Brogaard, Jonathan and Andrew L. Detzel. 2015. “The Asset Pricing Implications of Government Economic Policy Uncertainty” *Management Science*, 61(1): 3~18
- [19] Carpenter, Jennifer N., Fangzhou Lu, and Robert F. Whitelaw. 2017. “The Real Value of China’s Stock Market”

- NBER working paper , No. 20957.
- [20] Christiano , Lawrence J. , Martin Eichenbaum and Charles L. Evans. 2005. “Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy” *Journal of Political Economy* , 113( 1) : 1 ~ 45.
- [21] Davig , Troy , Eric M. Leeper and Todd B. Walker. 2010. “ ‘Unfunded Liabilities’ and Uncertain Fiscal Financing” *Journal of Monetary Economics* , 57( 5) : 600 ~ 619.
- [22] Handley , Kyle and Nuno Limao. 2015. “Trade and Investment Under Policy Uncertainty: Theory and Firm Evidence” *American Economic Journal: Economic Policy* , 7( 4) : 189 ~ 222.
- [23] Lucca , David O. and Emanuel Moench. 2015. “The Pre – FOMC Announcement Drift” *The Journal of Finance* , 70( 1) : 329 ~ 371.
- [24] Piazzesi , Monika and Eric T. Swanson. 2008. “Futures Prices as Risk – Adjusted Forecasts of Monetary Policy” *Journal of Monetary Economics* , 55( 4) : 677 ~ 691.
- [25] Savor , Pavel and Mungo Wilson. 2013. “How Much Do Investors Care About Macroeconomic Risk? Evidence from Scheduled Economic Announcements” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* , 48( 02) : 343 ~ 375.

## Monetary Announcements , Policy Uncertainty , and Equity Premium in China

JIA Dun SUN Xi GUO Rui

( Hanqing Advanced Institute of Economics and Finance , Renmin University of China)

**Summary:** Since the 2007 – 2009 global financial crisis and the ensuing worldwide economic downturn , China has implemented a series of policy maneuvers including monetary stimulus to revitalize its financial markets and the economy. Our study examines the performance of China’s stock market in the short windows around the central bank PBOC’s related announcements. We delve into two important questions. Is the Chinese stock market responsive to announcements of possible changes in monetary policy? Do equity prices reflect any uncertainty variation associated with potential policy shifts? The results of this study not only provide additional rationale for PBOC policies that substitute away from quantity – based instruments but also point to a better scheme for providing forward guidance that will stabilize the financial markets without weakening the transmission of China’s monetary policy.

Previous research has focused on the ex-post impacts of unexpected monetary policy changes on the real economy and financial markets. Particularly for China , few studies have examined the ex-ante reactions of stock markets to potential changes to monetary policy before the PBOC has announced an updated policy stance. Our study specifically evaluates the performance of China’s stock market a few days prior to such announcements , when investors’ uncertainty about policy changes is high.

For our sample period from January 2011 to June 2017 , we identify 78 PBOC’s monthly announcement events during which monetary aggregates data are released. For a window of three days before and after a monetary announcement , we use a dummy regression framework and examine the excess returns of China’s stock market constructed from Wind A Share Index , a comprehensive index that covers all of the A shares traded on the Shanghai and Shenzhen exchanges. We are able to document a statistically and economically significant pre-

announcement equity premium for China. That is, China's stock market cumulatively builds up gains over a three-day period that reaches its peak on the day of announcement; subsequently, the market flattens out. By looking into the cumulative returns aggregated from the high frequency returns of five-minutes trading blocks, we detect a pre-announcement drift of returns, which is consistent with our regression results.

We then provide evidence that squares well with the implications derived from uncertainty-reduction based theory, which associates equity premium with policy uncertainty. First, our regression analysis shows that equity premium is largely associated with more delayed announcements when greater uncertainty has been accumulated among investors. Second, stock return volatility declines from its peak three days before an announcement. Our results suggest that ex-ante reduction of accumulated uncertainty about policy changes leads to the accumulation of excess returns prior to an announcement. For robustness, we further run estimations of alternative specifications and rule out the channel of "news-effect" as the main explanation. That is, as stock prices jump only upon policy stimulus, equity premium can be realized because investors are informed of good data ahead of time or they simply expect the stimulus ex-ante. The results based on the regression of interaction terms show that the magnitude of M2 growth changes, regardless of whether it is indicative of policy tightening or laxness, does not affect our baseline-estimated size of the pre-announcement premium.

The main contributions of our study are as follows. (1) We are the first to document the pre-announcement reactions of China's stock markets to incoming PBOC's announcements of monetary aggregates data. (2) Our study finds that the size of the pre-announcement premium depends on the relative timeliness of the arrival of public announcements. (3) Exploiting the variation in timeliness across announcement events, we provide empirical evidence of a more general theory that helps rationalize the pre-announcement premium found both in China and the U. S.

Our findings have important policy implications. (1) PBOC should quickly adopt price-based policy instruments. We show that announcements of monetary aggregates data, the key quantity-based instruments, destabilize the financial markets by triggering cyclical fluctuations between months. In contrast, real-time information about interest rates should be readily accessible to the financial market, which would help to prevent investors from building up too much policy uncertainty, which may lead to financial turmoil. (2) PBOC could design a better scheme for its forward guidance and communications with the market. For example, it can largely mitigate the extra market volatilities driven by unexpected delays of data release by pre-fixing and pre-informing the market of announcement dates.

**Keywords:** Monetary Policy, Announcement Effects, Equity Premium

**JEL Classification:** E44, E52, G14

(责任编辑: 王 鹏)(校对: WH)