



No. 1918

Working Paper

前瞻性货币政策转型与 资产价格预期管理效果评估

张成思 计兴辰

【摘要】 “预期管理”逐渐成为全球央行进行货币政策调控的重要选项，中国央行也基于预期管理的理念进行货币政策转向。本文在回顾全球货币政策的变化与实践基础上，基于货币政策传导机制的信息沟通渠道和金融市场渠道理论，尝试构建央行信息、市场预期和资产价格的逻辑链条，并选取国债期货价格和沪深 300 指数数据，通过对市场预期与资产价格关系的研究来评估央行预期管理效果。我们通过未知断点结构性变化检验和递归回归方法确定转折时点，然后通过对比分析发现，与传统利率政策工具相比，在创新型公开市场操作工具背景下，市场预期显示出对资产价格更明显的引导作用，这暗示出，传统货币政策向前瞻性货币政策转型，可以获得更优的政策调控效果。

【关键词】 前瞻性货币政策；全球货币政策；预期管理；政策转型

【文章编号】 IMI Working Paper No.1918



微博·Weibo



微信·WeChat

更多精彩内容请登陆 国际货币网

<http://www.imi.org.cn/>

前瞻性货币政策转型与资产价格预期管理效果评估

张成思¹，计兴辰²

【摘要】“预期管理”逐渐成为全球央行进行货币政策调控的重要选项，中国央行也基于预期管理的理念进行货币政策转向。本文在回顾全球货币政策的变化与实践基础上，基于货币政策传导机制的信息沟通渠道和金融市场渠道理论，尝试构建央行信息、市场预期和资产价格的逻辑链条，并选取国债期货价格和沪深 300 指数数据，通过对市场预期与资产价格关系的研究来评估央行预期管理效果。我们通过未知断点结构性变化检验和递归回归方法确定转折时点，然后通过对比分析发现，与传统利率政策工具相比，在创新型公开市场操作工具背景下，市场预期显示出对资产价格更明显的引导作用，这暗示出，传统货币政策向前瞻性货币政策转型，可以获得更优的政策调控效果。

【关键词】前瞻性货币政策；全球货币政策；预期管理；政策转型

一、引言

随着经济理论与政策实践的不断完善和成熟，货币政策和财政政策已经成为宏观经济调控工具中最重要的两大支柱。相比于可较为直接“落地”并产生政策效力的财政政策，货币政策从宏观层面到微观主体的传导机制较为复杂，并存在一定时滞效应。而所谓货币政策传导机制，即指中央银行通过调整货币政策工具，并借助一系列中介目标和中间渠道，最终影响经济运行指标的这一过程。对其的早期研究要追溯到 20 世纪中叶，传导机制大致包含以下几种渠道：利率传导渠道(Hicks, 1937)、信贷传导渠道(Roosa, 1951)、财富传导渠道(Ando and Modigliani, 1963)、货币传导渠道(Friedman, 1956)以及央行信息沟通渠道(Svensson, 2003)。近年来，央行信息沟通渠道越来越显示出其在货币政策框架中的重要作用。

一直以来，传统理论界关注的更多是货币政策机制中央行的主导作用，而微观主体仅被视为当受到政策冲击时可做出当期理性行为的个体，对货币政策、央行信息沟通与市场预期之间的动态影响，以及市场预期与政策效用之间的关系考虑不够充分。近年来，随着央行信息沟通渠道的发现，更多学者表现出对相关领域理论研究的重视，具有代表性的如 Blinder

¹ 张成思，中国人民大学国际货币研究所学术委员、中国人民大学财政金融学院副院长

² 计兴辰，中国人民大学财政金融学院

等人（2008）将信息沟通划分为长期和短期，并认为中央银行的有效沟通在日益增强，以及在此基础上 Filardo 和 Hofmann（2014）发现，央行在远期政策上的沟通可降低市场远期利率波动，由此能够有效降低长期资产价格的风险溢价。

在货币政策传导机制中的信息沟通渠道不断被研究并证实之后，更多学者考虑建立一套完整的央行预期管理框架体系，央行通过主动引导市场预期，最大化发挥信息沟通渠道的效用，加强货币政策的前瞻性效果。Ullrich（2008）在研究欧洲央行信息披露对公众通货膨胀预期的影响后认为，央行信息披露因素能够解释预期的形成；Bernanke（2012）指出，在名义利率受到零下界约束时，预期管理能够有效推动经济复苏；Campbell et al（2012）通过更为严谨的实证分析，检验了金融市场对前瞻性指引政策的反应以及前瞻性指引政策对就业和通货膨胀的影响，进一步肯定了央行预期管理的积极作用。

虽然其他国家央行已实施的预期管理效果较为明显，但在很长一段时间，中国人民银行对预期管理政策工具并无迫切需求，所以在此方面的进展相对缓慢。但面对近年来宏观经济三期叠加、全社会杠杆高企、金融市场资金空转风险累积的现状，我国央行开始致力于提高货币政策预期管理水平，从央行领导的发言及向外界发布的文件中可窥知一二。在 2017 年 2 月，央行研究局局长徐忠发表署名文章称“货币政策在力度上要更为中性，既要保持流动性总量基本稳定，又要有一定的倒逼压力，在实施上要更加注重预期管理”；随后 3 月，央行行长周小川在记者会上表示“中央银行工具箱的工具比较多，工具的使用自然可能也带有引导市场价格、引导预期，同时传导货币政策的意图”；5 月，央行副行长、国家外汇管理局局长潘功胜刊文表示“下一步，要继续稳步推进人民币汇率形成机制改革，不断提高汇率政策的规则性、透明性，引导市场预期，保持人民币汇率在合理均衡水平下的基本稳定”。在 2017 上半年，央行的三位领导分别从货币政策宏观角度、公开市场操作角度以及外汇市场角度，强调了央行预期管理的重要性，密集的发声反映了央行对于引导市场预期的迫切要求。

尽管需求迫切，但目前我国在央行预期管理领域的理论研究相对有限，已有研究包括徐亚平（2006）关于增加货币政策透明度可较好引导市场预期，从而提升货币政策传导有效性的论证；李云峰和李仲飞（2011）通过构造央行沟通指示器变量，检验发现，央行沟通信息与利率变化显著相关，但相关性弱于宏观经济信息；卞志村和张义（2012）通过 SVAR 模型分析发现，央行信息披露比传统货币政策工具在引导预期方面时滞更短，但影响程度明显小于利率工具；汪莉和王先爽（2015）从银行风险承担角度论证预期管理对于维护金融稳定的作用；马理等（2016）通过构建多维变量自治系统，发现以存准率为代表的货币政策可通过

改变市场参与者的适应性预期，促进宏观经济发展；郭豫媚等（2016）研究表明，央行逆周期引导市场预期能够大幅减小经济波动，并使经济更快收敛至稳态等。总体而言，已有研究对于理解我国央行预期管理前提、分类和有效性大有裨益，但在数据选取、研究角度以及现实意义方面仍有提高创新的空间。在本文中，我们在已有研究的基础上做出了具有突破性的研究成果。

本文的研究贡献在于，以我国当下央行货币政策工具转型为研究背景，创新性地通过对国债期货价格与金融资产价格相关关系的研究，比较我国央行在传统利率政策操作与创新新型公开市场操作时期预期管理水平的差异，这样一方面避免了低频、可信度有限的预期调研数据对研究结果的影响，另一方面建立起从宏观政策预期管理到微观个体理性行为的完整逻辑框架。

二、全球货币政策的变化与实践

近年来，全球货币政策的指导理念都在发生微妙的变化。理论上央行预期管理主要包括语言与行为两种形式（汪莉和王先爽，2015），其中“语言”方式的预期管理体现为央行的各种沟通策略，如定期公布货币政策执行报告和货币政策委员会决议、召开新闻发布会、发表关于未来货币政策取向的相关申明、定期接受媒体采访等；而“行为”方式的预期管理政策主要以货币政策工具操作为核心，央行通过对货币政策的渐进变化和较少转变向外界释放政策信号，影响市场预期。（熊海芳和王志强，2012）。

可以观察到，近年来各国央行愈发重视信息沟通渠道在货币政策传导机制中的作用，强调预期管理的重要性，并且更多的通过“语言形式”直接管理市场预期。美联储在近20年间不断丰富央行预期管理的手段，其于1999年开始发布公开市场委员会对于经济前景的展望声明，2000年开始发表宏观经济风险评估，2003年开始采用“前瞻指引政策”引导市场预期，伯南克在其主席任期内又加大了预期管理的力度，自2012年起公开官方通胀目标，召开新闻发布会以及发布经济预测，及时公布议息会议决定，并公开货币政策委员发表的各种观点。

与美联储类似，英格兰银行同样推进与市场沟通的实践，以其定期向社会公布的关于国民生产总值（GDP）和价格水平（CPI）的扇形图为例，该图反映出其关于上述指标未来走势路径和对应概率的预测，央行通过公开展示政策意图来影响市场与公众对未来的预期。此外，欧央行及日本央行也在不同程度推进预期管理的实践，并取得较好政策效果。根据 Jeanneau（2009）和 Filardo、Guinigundo（2008）针对全球中央银行的调查显示，被调查

的近 7 成中央银行在政策决定中都披露了经济的短期展望和经济潜在风险估计，并通过预期管理手段提高政策的前瞻性水平。

除通过“语言”方式直接引导市场预期外，部分国家央行在采用创新型货币政策工具为市场提供流动性的同时，也发挥了此类工具“行为”方式预期管理的功能。例如英格兰银行在金融危机后采用借贷便利类货币政策工具，在紧急情况下提供流动性，援助陷入暂时性资金短缺的金融机构，以维持金融系统稳定（Eser 和 Schwaab, 2016），其采用的工具包括操作性常备便利（Operation Standing Facility, OSF）和特别流动计划（Special Liquidity Scheme, SLS）。

欧洲中央银行方面也有类似创新，创新工具主要包括边际贷款便利（Marginal Lending Facility）和存款便利（Deposit Facility），这实质上是欧洲央行系统向欧元区金融机构提供的资金拆借和储蓄的服务。在正常情况下，欧洲央行为边际贷款便利规定的利率决定着欧元区隔夜拆借市场利率的上限，存款便利的利率通常为隔夜市场利率提供一个利率下限，由此形成欧元区货币市场的“利率走廊”。因此，经常性融资便利成为欧洲央行控制欧元区隔夜拆借市场流动性大小和利率高低的重要手段，不仅反映当下欧洲央行货币政策的松紧程度，还是为市场提供一个货币政策远期走势的信号，因此也行使央行“行为方式”预期管理的职能，间接引导市场预期。

其他国家的央行为完成上述金融稳定和预期管理目标，也相继推出类似的创新型货币政策流动性工具，如日本央行的补充贷款便利（Complementary Lending Facility）、加拿大央行的常备流动性便利（Standing Liquidity Facility）、新加坡金管局的常备贷款便利（Standing Loan Facility）、俄罗斯央行的担保贷款（Secured Loans）、印度储备银行的边际常备便利（Marginal Standing Facility）、韩国央行的流动性调整贷款（Liquidity Adjustment Loans）以及马来西亚央行的抵押贷款（Collateralized Lending）等。

各国央行预期管理的效果在理论上也不断得到支持和验证，Dow et al（2005）从不完全信息与不确定性的角度，深入研究了货币政策的信号传导效应，他们认为由于经济主体对经济运行的判断存在不确定性，因此货币当局发布的货币政策信号对公众预期的形成起到关键作用，同时清晰的信号也是能够缓解不对称性的重要因素；Berkelmans（2011）依据不完全信息模型对货币政策信号传导进行研究，结果显示在多重冲击的情形下，货币政策信号的角色非常重要；而 Marzioni（2014）分析认为，经济主体是适应性学习者，会根据货币政策信号不断更新其预期的先验分布，公众预期主要是以可获得的相关数据和货币政策信号为基础形成的。

三、理论逻辑与我国预期管理货币政策实施背景

与发达国家央行相比，虽然我国央行正式提出“预期管理”概念时间较晚，但 Zhang 和 Clovis（2010）研究表明，中国人民银行在信息沟通有效性方面已经取得显著政策效应。甚至在较为前沿的货币政策的前瞻指引方面，政策也起到了平抑市场预期波动的作用（张成思和计兴辰，2017）。但不可否认的是，中国人民银行在信息沟通频率与信息清晰程度方面确实与发达国家央行的政策实践存在一定差距，尚未建立起长效沟通机制，沟通信号不够明确，因此仅通过“语言”方式管理市场预期存在难度。所以在实践中，市场预期更主要被央行预期管理的“行为”方式所影响，市场通过分析央行货币政策操作所隐含的信号预测未来货币政策变动路径。

宽松的货币政策信号会使市场主体产生未来一段时期内流动性充裕的预期，而紧缩的货币政策信号则会让市场主体预期到即将会面临资金面短缺的问题，而对货币供应量、信贷量和利率水平的市场预期是影响资产价格的重要因素，这一逻辑链条可通过微观和宏观两个角度进行解释。在微观层面，由于资产的价格是其预期收益的风险调整贴现值，以股利定价的“戈登方程”（Gordon Equation）为例，股票价格与市场无风险利率成反向关系，而与盈利增长呈正相关关系，在实际投资决策中是基于未来盈利和利率水平，因此市场对利率水平的预期对资产价格产生重要影响。而宏观层面可通过货币政策资产价格传导机制进行解释，Mishkin（1995）将其概括为四种渠道，每种渠道均反映了货币政策对资产价格的作用机制。其一为 Tobin（1969）在其“q 理论”中阐释的货币政策通过影响资产价格，改变企业市值与重置成本比值进而作用于实体经济投资额的传导渠道；其二为 Modigliani（1976）提出的货币政策通过影响资产价格，改变个人财富价值进而作用于实体经济消费额的传导渠道；其三为 Mishkin（1978）阐释的扩张型货币政策通过影响资产价格，改变公众持有的资产价值进而作用于实体经济耐用消费品支出的传导渠道；其四为 Bernanke 和 Gertler（1995）年提出的“金融加速器”效应，基于债权人和债务人之间信息的不对称，紧缩性货币政策降低资产价格，减少企业净资产，增加企业逆向选择和道德风险，社会总需求随之下降。不难看出，任何一个渠道成立的前提都需要货币政策对资产价格的有效引导，因此可知两者的相关关系已被主流学界认可。

在我国对于这一问题的研究中，何国华和黄明皓（2009）认为我国的资产价格泡沫与信贷扩张有高度相关性。易纲和王召（2002）通过构建封闭模型也证明了货币政策对金融资产价格（尤其是股票价格）的影响。基于上述对货币政策与资产价格关系的分析，我们可知，

当货币当局发布有效政策信号时，市场主体产生的对于货币政策方向的预期会影响其对未来资产价格走势的理论和经验判断，这一判断被纳入微观投资决策函数进而影响整体资产价格水平。

近年来，有关市场预期与资产价格关系的研究不断涌现，Neuhierl 和 Weber（2016）发现市场关于短期利率的远期路径预期是股票收益率的重要影响因素，Gilbert（2011）研究发现标普 500 指数对于公告意外的反应与理性预期交易模型的预测一致。根据对其他国家金融市场现实情况的研究表明，理论上资产价格对市场预期的相关性变动是实际存在的，更为重要的是，通过对前者关于后者反应程度的度量，可检验央行预期管理的有效性以及信息沟通渠道的畅通程度。

根据货币政策传导机制的信息沟通渠道和金融市场渠道理论，上述货币政策工具操作的完整传导渠道如下：在理性人假设成立的前提下，市场主体根据央行释放的信息形成预期，根据这一预期，理性人在实体经济中进行消费，或在金融市场中完成投资行为，进而间接促成货币政策最终目标的实现。在这一传导渠道内，金融产品资产价格可作为检验市场预期有效性的指标。以上所描述的央行预期管理、市场预期与资产价格传导逻辑可用图 1 刻画。

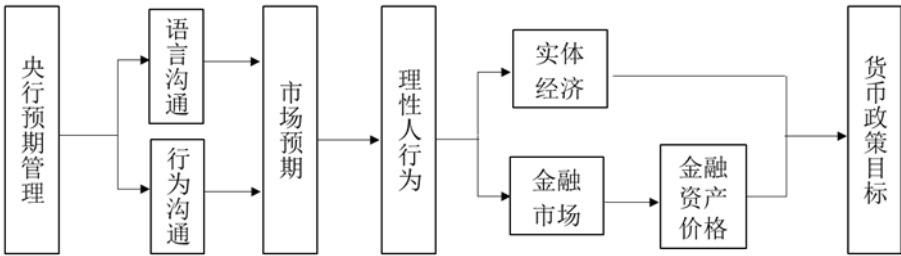


图 1：央行预期管理、市场预期与资产价格传导关系图

一直以来，我国传统货币政策工具主要以对利率工具和存款准备金工具的调整为主，配合采用公开市场操作。基于我国以商业银行为主导的金融体系，中国人民银行所设定的基准利率成为金融市场中最重要锚定货币价格，历次基准利率调整不仅改变当下货币市场供求状况，还影响市场对未来一段时间政策方向的预期。然而，中国人民银行在近年来对传统货币政策工具进行改革，在其 2015 年 10 月 23 日将金融机构一年期贷款基准利率下调 0.25 个百分点至 4.35%，一年期存款基准利率下调 0.25 个百分点至 1.5% 之后，已经持续 18 个月没有对基准利率进行调整，转而采用更加密集化、常态化的新型公开市场操作工具对市场中的货币量和利率水平进行调控，如图 5.2 所示。



图 2：人民币基准利率走势图

数据来源：Wind 资讯数据库

事实上，自 2003 年《中国人民银行法》正式修订完成之后，我国央行便开始规范化使用公开市场操作工具，其中央行票据、正回购和逆回购是其经常用的三种工具。据统计，截止 2011 年第四季度，央行共发行票据 698 次，进行正回购 356 次，逆回购操作 7 次，显然前两者是中国人民银行在这十年间最倚重的两种公开市场操作工具（汪莉和王先爽，2015）。但尽管操作次数较多，由于在这一期间内央行每次公开市场操作中投放和回笼的货币量均较小，且操作方式僵化（规律性很强），所以在欠发达的金融市场中，公开市场操作工具难以发挥更多功能，只能充当传统利率和存款准备金率政策的补充工具职能。然而近年来，随着我国金融市场功能的不断增强，直接融资占比不断扩大，面对国内较重债务负担导致的潜在系统性风险威胁，央行开始逐渐重视金融稳定和风险防治任务。在此背景下，中国人民银行加大对传统货币政策工具的转型力度，逐步开始通过公开市场操作工具对货币量和利率水平进行灵活性、连续性微调。尤其在 2015 年 11 月至 2017 年 5 月这一期间内，央行将基准利率和存款准备金率水平维持在原有水平的同时，把公开市场逆回购、常备借贷便利（SLF）、短期流动性调节工具（SLO）、中期借贷便利（MLF）、抵押补充贷款（PSL）等创新型工具作为其主要调控手段，中国人民银行公开市场操作情况如图 5.3 所示。

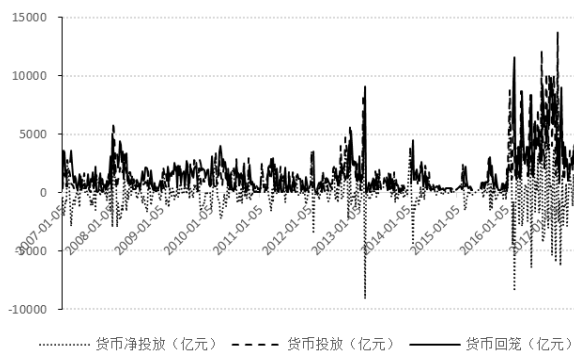


图 3：中国人民银行公开市场操作情况

数据来源：Wind 资讯数据库

鉴于我国央行与公众之间尚不具备成熟的信息长效沟通机制，难以仅通过“语言”方式直接控制市场预期，因此央行的“行为”方式预期管理，即货币政策操作是影响市场预期的重要手段。随着近年来央行货币政策的转型，市场预期的信息集和形成机制也随之发生改变。在基准利率和存款准备金率水平保持不变的条件下，市场难以根据传统政策变动方向形成预期，创新型公开市场操作工具的“行为”方式因此成为影响市场预期的重要变量。

公开市场操作工具调整的是货币的净投放数量和不同期限的利率水平，前者仅能反映当期市场中货币量的宽松或紧缩程度，但后者在一定程度上还能预示未来一段时期内货币政策的趋势方向，因此与前者相比对市场预期的形成起着更为重要的影响作用。以中国人民银行经常操作的常备借贷便利（SLF）和中期借贷便利（MLF）两种工具为例，我们发现，自 2015 年 3 月至 2017 年 5 月（考虑到十年期国债的发行日期），央行对包括隔夜、七天和一个月期常备借贷便利以及三个月、六个月和一年期中期借贷便利在内的利率一共进行了 14 次不同方向的调整，在调整公告日，除 2015 年 3 月 4 日（当日不在十年期国债期货发行期内）之外，其余 13 次以国债期货价格为代表的反映市场对货币政策预期的指标均出现与利率调整方向相异变动的情况（期货价格与预期利率变化方向相反）。这一数据统计结果表明，样本期间内，反映市场预期的国债期货价格当日变化有 93% 的概率与央行“行为”方式信号发布方向一致，相关性极强。因此可以判断中国人民银行近年来创新采用的公开市场操作工具，尤其是其利率水平的调整，是引导市场预期变动的重要影响因素。综上，货币政策传导机制的信息沟通渠道和金融市场渠道中“央行信息—市场预期—资产价格”逻辑链条中的第一链条检验成立，在此基础上，我们下文将会对资产价格关于市场预期的反应程度进行度量，由此检验新型货币政策工具的前瞻性和预期管理水平。

通过以上理论和实践经验可知，若在某一期间内资产价格关于市场预期波动持续存在同向显著变动，则反映出这一期间央行向市场所释放出的信息具有较高可信度和有效性，并且市场个体对央行所释放信号有较高掌握程度，据此判断央行具备较强的预期管理能力。本文试图比较中国人民银行在创新型公开市场操作工具和传统货币两种政策背景下市场预期对资产价格的引导能力，通过考察我国金融市场资产价格对市场预期的反应程度研究中国人民银行不同时期货币政策的预期管理水平。

四、数据与实证模型

（一）数据选择依据及处理方法

1. 股票收益率

为研究资产价格对市场预期的反应程度，我们首先要选取我国最具有代表性的金融资产价格变量。根据广义口径定义，我国的金融资产包括企业库存现金、银行存款、应收账款、应收票据、贷款、其他应收款、股权投资、债权投资和衍生金融工具形成的资产等，由于股权投资和债权投资之外的其他金融资产缺少统一的价格指数，难以进行度量，所以不予考虑。

在筛选最具代表性的价格指数时，我们对股票市场和债券市场进行了比较，有以下几个方面的差异：首先，在交易方式方面，所有股票均通过交易所集中竞价方式进行交易，而占债券市场主体的银行间交易市场采取的则是线下询价交易方式，相对而言前者的价格发现功能更强，价格的市场化程度更高，因此可更准确反映市场预期。其次，在投资者数量方面，虽然近年来债券市场投资者数量迅速增加，但与股票市场投资者数量相比仍有相当大差距。债券交易场所分为银行间市场、交易所市场和银行柜台。其中银行间市场只对机构开放，交易所市场对个人投资者开放，但根据《证券交易所债券市场投资者适当性管理办法》规定，只有高净值客户（资产在 300 万人民币以上）有资格在证券公司开立帐户购买企业债券或者可转券。普通投资者能参与的债券投资机会较少，仅限于购买记账式国债、政策性银行债券，以及参与国债逆回购等等。更多的股票投资人可更全面客观反映市场预期，减少极值对研究的影响，保证研究结果的准确性。最后是流动性水平方面，尽管我国债券流动性水平逐年提高，但由于标的性质、市场产品构成和制度原因，与股票市场存在一定差距。综上所述，选取股票市场价格指数作为本文研究的资产价格指标更为合适。

在我国股票市场中有多个价格指数，如上证指数、深证成指、上证 50、上证 180、沪深 300、中证 500 等。上海证券交易所和深圳证券交易所为我国仅有的两家股票交易所，考虑到单独选取一家交易所股指难以全面反映我国股票市场价格，所以本文选取覆盖沪深两市六成左右市值且极具代表性的沪深 300 指数，作为研究中反映我国金融资产价格水平的变量。股票市场日收益率（变化率）则处理成当日沪深 300 指数与前一日的差值，再与前一日指数值做比。

2. 国债期货价格变化率

其次，我们要选取我国具有代表性的反映市场对利率水平及货币政策预期的变量，用于研究资产价格对市场预期的反应程度。长期以来，由于各国宏观经济学者均十分重视对预期

的研究，尤其是欧美各国近年来加大对公众预测数据收集整理的力度。例如在美国，相关数据库有密歇根大学调查研究中心收集的公众对宏观变量的预期集（*Surveys of Consumers*）、世界大型企业联合会数据库（*The Conference Board*）以及专业预测者调查（*SPF*）等等。然而在我国，数据数量的不足在一定程度上制约了学界在市场预期领域的实证研究。

事实上，获得我国市场预期数据主要通过两个主体，一方面是通过政府，我们可以通过中国人民银行获得储户调查数据，主要包括储户对未来物价、收入、就业的预期，但其并不涉及对利率水平的预期，难以反映市场对央行货币政策趋势的感知能力；另一方面是通过社会机构，我们可获得《证券市场周刊》组织的“远见杯”中国宏观经济预测的季度预测数据（张成思和芦哲，2014）以及北京大学中国经济研究中心的“朗润预测”数据（何运信等，2014）。但这两个机构仅提供季度数据，由于中国人民银行实施创新型公开市场操作时间较短，较少的季度数据难以度量市场预期的结构性变化，而我们的研究需要更高频的可反映市场预期的变量，因此以上两方面的市场预期数据难以满足研究要求。

虽然我国缺少直接反映市场预期的高频指标，但受到 Neuhierl 和 Weber（2016）将美国联邦基金期货价格作为反映预期变量的启示，我们同样考虑是否我国金融市场衍生工具的价格也可以承担此职能。经研究比较，我们发现我国国债期货价格是最适合的反映市场预期的高频指标。原因在于，一方面，虽然金融市场中影响衍生品价格的因素繁多，但不同于其他大宗商品衍生工具，国债期货价格的核心影响因素为市场对央行货币政策的预期；另一方面，由于产品本身设计的定位就是利率衍生品工具，因此国债期货价格反映出不同市场投资主体对利率水平预期的加总，这一价格不仅是市场对某一特定期限利率水平的研判，而且是对整个市场利率中枢的估计和预测。根据以上分析可知，国债期货价格可全面准确地反映市场对利率水平和货币政策的预期，因此本文选取现有五年期和十年期国债期货作为研究数据。

值得注意的是，根据产品发行规则安排，在任一交易日，市场上至少存在两个国债期货价格（产品发行的前两个季度），多数时间存在三个价格，中国金融期货交易所为投资者提供分别在未来三个季度到期的国债期货的报价供投资人选择。若交易日在季度 s 内，市场中存在分别在 $s+1$ 、 $s+2$ 与 $s+3$ 季度到期的国债期货价格，为避免数据混乱，则需获得研究所需的统一指标，因此在本文中取 $s+1$ 、 $s+2$ 与 $s+3$ 三个季度价格算术平均数作为可反映当日国债期货价格水平的指标。与资产价格收益率处理方法相同，国债期货日变化率处理成当日国债期货价格与前一日的差值，再与前一日指数值做比。

3. 其他数据及样本区间选取

为更准确度量资产价格关于市场预期的反应程度，需排除其他金融数据变量，如货币供

给量、市场利率水平对资产价格的影响。本文选取广义货币供给量（M2）的初值以及银行间质押式 7 天回购加权利率（R007）作为控制变量引入模型，并按照上文股票收益率和国债期货价格处理方法，处理成广义货币供给量日变化率和银行间质押式 7 天回购加权利率日变化率。

考虑到 10 年期国债期货批准交易的时间为 2015 年 3 月 20 日，所以本文样本区间选定为 2015 年 3 月 20 日至 2017 年 5 月 5 日，数据频率为日度数据，并且可以注意到这一样本区间涵盖了中国人民银行由传统货币政策向创新型公开市场操作转型的时间节点，因此样本区间适用于本文的研究需要。

4. 描述性统计及单位根结果

表 1 报告了沪深 300 指数变化率序列、5 年期和 10 年期国债期货价格变化率序列，以及广义货币供给量（M2）变化率和银行间质押式 7 天回购加权利率（R007）变化率序列的描述性统计特征以及单位根检验的结果。本研究所采用的变量均为数值变化率，数值标准差较小，最大值和最小值差异同样不明显，表中统计结果证明其序列平稳性。（为节省篇幅，表中将“沪深 300 指数变化率”简称为“沪深变化率”，将“5 年期国债期货价格变化率”和“10 年期国债期货价格变化率”简称为“5 年期变化率”和“10 年期变化率”）

表 1：变量描述性统计及单位根检验结果

	样本量	均值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	ADF	平稳性
沪深变化率	519	0	0.067	-0.088	0.019	-0.956	7.701	0	平稳
5 年期变化率	519	0	0.011	-0.012	0.002	-0.044	7.271	0	平稳
10 年期变化率	519	0	0.016	-0.019	0.003	-0.129	8.975	0	平稳
R007 变化率	519	0.001	0.352	-0.412	0.057	0.476	15.354	0	平稳
M2 变化率 (同比)	519	0.009	0.021	-0.002	0.007	0.017	1.736	0.010	平稳

注：数据均来源于 WIND 数据库，ADF 检验的滞后阶数由 SIC 确定（最大阶数 18），各检验回归等式均含截距项。

（二）模型设定

本文主要研究我国不同时期货币政策背景下，市场预期对资产价格的影响作用。用国债期货价格水平反映市场预期，作为解释变量；沪深 300 指数反映资产价格，作为被解释变量。考虑到金融市场中市场预期与资产价格之间的传导渠道中时滞效应不明显，且高频数据更利于研究其相互关系，所以我们将以上变量处理成日度变化率，由此我们设立回归模型：

$$SI_t = \alpha + \beta TF_t + \gamma X_t + \varepsilon_t$$

其中， SI_t 为 t 日沪深 300 指数变化率， TF_t 为 t 日国债期货价格变化率， X 为包括广义货币供给量（M2）变化率和银行间质押式 7 天回购加权利率（R007）变化率在内的控制变量，对模型采用 LS 回归分析。同时我们也考虑了解释变量是否与扰动项相关，即内生性问题，于是采用 Hausman 检验方法，将滞后 1、2 期的解释变量设为工具变量，检验结果显示 p 值均大于 0.1，不存在内生性问题，所以使用 LS 回归方式，标准误用 White 异方差修正。

五、实证结果

（一）全样本估计结果及分析

对模型用 2015 年 3 月 20 日至 2017 年 5 月 5 日时间序列数据进行估计，回归结果报告在表 2 和表 3 中。从结果中我们注意到以下几点：首先，研究最主要考察的是市场预期对资产价格的影响，我们发现模型中反映市场预期的 5 年期和 10 年期国债期货价格的回归系数均为正值。由于国债期货价格与市场对利率水平的预期成反比，所以表明当市场预期利率水平降低时，资产价格上涨。这一实证结果符合经济学理论逻辑，并且和 Neuhierl 和 Weber（2016）关于美国金融市场的研究结果契合。其次，虽然解释变量回归系数显示正值，但结果不显著，这一现象在模型分别和同时加入“ $t-1$ 日沪深 300 指数变化率”、“ t 日广义货币供给量变化率”和“银行间质押式 7 天回购加权利率”作为解释变量之后并无改变。最后，我们通过 Breusch-Godfrey 的 LM 检验结果可知，模型 a（1）至 a（5）及 b（1）至 b（5）均存在序列相关性，结果不理想。所以，我们可以进一步考虑调整变量阶数是否可以得出显著性结果。

表 2：市场预期与资产价格模型回归结果（1）（2015.3.20 - 2017.5.5）

解释变量	被解释变量：沪深 300 指数变化率				
	模型 a(1)	模型 a(2)	模型 a(3)	模型 a(4)	模型 a(5)
5 年期国债期货 价格变化率	0.347 (0.446)	0.394 (0.439)	0.326 (0.448)	0.342 (0.452)	0.368 (0.442)
沪深 300 指数变 化率 (-1)		0.065 (0.072)			0.062 (0.072)
M2 变化率			-0.104 (0.131)		-0.090 (0.138)
R007 变化率				-0.047 (0.084)	-0.040 (0.092)

常数 C	0	0	0	0	0
R^2	0.158	0.595	0.293	0.235	0.771
DW 值	1.870	1.983	1.875	1.876	1.993
LM 检验	0.025**	0.078*	0.025**	0.023***	0.041**
样本量	519	519	519	519	519

注：小括号内报告的是 white 异方差修正标准差，*、**、***分别表示该系数估计值在 10%、5%和 1%的水平下显著；下同。

表 3：市场预期与资产价格模型回归结果（2）（2015.3.20 - 2017.5.5）

解释变量	被解释变量：沪深 300 指数变化率				
	模型 b(1)	模型 b(2)	模型 b(3)	模型 b(4)	模型 b(5)
10 年期国债期货	0.169	0.198	0.153	0.168	0.181
价格变化率	(0.254)	(0.251)	(0.253)	(0.245)	(0.251)
沪深 300 指数变		0.064			0.061
化率 (-1)		(0.073)			(0.073)
M2 变化率			-0.105		-0.091
			(0.131)		(0.138)
R007 变化率				-0.057	-0.042
				(0.091)	(0.092)
常数 C	0	0	0	0	0
R^2	0.074	0.493	0.214	0.197	0.680
DW 值	1.870	1.986	1.875	1.879	1.990
LM 检验	0.021**	0.071*	0.023**	0.020***	0.047**
样本量	519	519	519	519	519

在上述分析的基础上，我们继续将“t 日 5 年期国债期货价格变化率”作为解释变量，将模型 a（1）及 b（1）中的被解释变量调整为 t+1 日、t+2 日和 t+3 日沪深 300 指数变化率，回归结果报告在表 4、表 5 中。表 4、表 5 的结果显示，即使我们调整被解释变量滞后期，a（1）、b（1）模型结果也同样不显著，实证结果显示市场预期无法对资产价格产生影响，这一结果说明，在全样本期间内市场预期难以影响个体决策进而影响资产价格。从货币政策角度考虑，全样本区间内，货币政策传导机制的信息沟通渠道总体并不畅通，央行预期管理的整体水平有待提高。但考虑到在全样本期间内，如上文所述中国人民银行进行了较为明显的货币政策工具转型，减少传统利率政策工具操作的同时提升了创新型公开市场操作工具的使用频率，基于此我们考虑，这样一次政策工具转型是否会影响央行对市场预期的管理水平，以及是否会影响市场预期对资产价格的引导作用，这便成为本文进一步研究的方向。

表 4：模型不同滞后期的实证研究结果（1）（2015.3.20 - 2017.5.5）

解释变量	被解释变量：沪深 300 指数变化率
------	--------------------

	SI(t,t+1)	SI(t,t+2)	SI(t,t+3)
5 年期国债期货	0.270	-0.072	0.339
价格变化率	(0.405)	(0.484)	(0.421)
常数 C	0	0	0
R^2	0.096	0.007	0.150
DW 值	1.877	1.873	1.882
LM 检验	0.024**	0.024**	0.026**
样本量	518	517	516

表 5：模型不同滞后期的实证研究结果（2）（2015.3.20 - 2017.5.5）

解释变量	被解释变量：沪深 300 指数变化率		
	SI(t,t+1)	SI(t,t+2)	SI(t,t+3)
10 年期国债期货	-0.026	0.102	0.321
价格变化率	(0.230)	(0.276)	(0.238)
常数 C	0	0	0
R^2	0.021	0.027	0.026
DW 值	1.874	1.876	1.883
LM 检验	0.023**	0.022**	0.030**
样本量	518	517	516

虽然我们从中国人民银行对各品种货币政策工具的操作实践中观察到了转型的发生，但其并没有对转型时间发出明确的公告，所以很难确定传统利率政策被逐渐淡化和创新型公开市场操作工具被投入使用的时间节点。根据已有信息可知，央行距今最近一次基准利率水平调整日期为 2015 年 10 月 23 日，而央行对诸如公开市场逆回购、常备借贷便利（SLF）、短期流动性调节工具（SLO）、中期借贷便利（MLF）、抵押补充贷款（PSL）等创新型公开市场操作工具的使用情况各不相同。根据我国上述工具创立时间及央行实际操作情况，可将所有工具分为三类：第一类工具创立时间较长，创立以来操作次数较少，但在 2015 年 6 月之后成为央行经常性操作工具，这类产品包括“抵押补充贷款”（PSL）和“公开市场逆回购”；第二类工具创立时间较短，基本介于 2015 年第二季度至 2016 年第一季度之间，创立以来便成为央行日常操作工具，这类产品包括常备借贷便利（SLF）和中期借贷便利（MLF）；第三类工具创立时间介于前两类工具之间，但自创立以来被央行间歇性操作，成为央行紧急情况下的备用工具，这类工具包括短期流动性调节工具（SLO）。根据以上对各创新型工具的分析，我们大致可以判断中国人民银行货币政策操作工具转型的区间范围，转型时间应在 2015 年第二季度至 2016 年第一季度内。

为进一步精确货币政策转型时间，我们运用安德鲁斯和普罗伯格（Andrews and Ploberger）提出的存在干扰系数情况下的未知断点结构性变化检验方法，并利用汉森

(Hansen)提出的非标准分布条件下的渐近伴随概率分布函数,来计算干扰参数检验统计量对应的 p 值,从而确定国债期货价格和沪深 300 指数的关系发生结构性转变的具体时点。安德鲁斯和普罗伯格指出, SupW 统计量对应的时刻即为发生结构性变化的转变时点,依据 SupW 统计量可以进一步计算具有统计最优特性的指数—Wald (ExpW) 和均值—Wald (AveW) 统计量,我们在实践中也根据这两个统计量各自的定义进行了计算。在实际计算过程中,考虑到可能存在的异方差性,我们使用无约束条件下模型的异方差修正矩阵结合汉森的非标准分布函数来计算对应的 p 值;断点检验的搜索域设定为标准的有效样本中间 70%,以保证左右端样本各有 $0.15 \times T$ 个观测值,表 6 报告了未知断点检验的结果。

表 6: 模型未知断点检验 (2015.3.20 - 2017.5.5)

	$p\text{-sup}$	$p\text{-exp}$	$p\text{-ave}$	断点时间
5 年期国债期货价格变化率	0.051*	0.094*	0.402	9/15/2015
10 年期国债期货价格变化率	0.052*	0.095*	0.364	9/15/2015

注: 检验时对样本两端各 15%数据做截尾处理。

模型未知断点的检验结果显示,无论是 5 年期或 10 年期国债期货价格变化率的 $p\text{-sup}$ 和 $p\text{-exp}$ 统计量均具有显著性,对应的断点时刻为 2015 年 9 月中旬,这一转折点与前文由政策工具操作实际情况分析得出的我国央行货币政策操作工具转型时间基本吻合。另外,我们在实践中还以 2015 年 9 月 15 日作为断点进行邹氏 (Chow) 断点检验,检验统计量对应的 p 值小于 5%,从而进一步说明结构性变化断点识别的稳健性。以上分析结果说明,中国人民银行货币政策的转型确实给市场预期与资产价格的相关关系带来显著的结构性转变,而发生转变的时间节点是 2015 年 9 月中旬。

(二) 子样本估计结果及分析

在模型断点检验结果的基础上,我们考虑对全样本数据选取子样本进行研究,初步考虑样本区间为 2015 年 9 月 15 日至 2017 年 5 月 5 日。实证结果显示,调整样本区间后的 $a(1)$ 和 $b(1)$ 模型虽然解释变量回归系数为正值,但结果依然不显著。考虑其原因一方面货币政策虽然已发生转型,但市场主体需要时间对政策的变动调整适应,从而形成理性预期,因此资产价格与市场预期相关关系的重塑仍需时间;另一方面,在 2015 年下半年,虽然创新型货币政策工具已被央行采纳并操作,但传统利率政策尚未推出,这一过渡期内,央行向市场传递出的两类政策信号极易导致个体预期的混乱。也就是说,在较短样本区间内,可能

出现不止一个断点。因此，我们试图探究在何时，市场对利率水平的预期能够显著地影响资产价格的变动，央行预期管理的信息沟通渠道能够变得通畅。我们以月份为单位，在 2015 年 9 月的基础上不断延后子样本区间的起点，递归回归至 2016 年 4 月，模型实证结果显著。除此之外，Dummy test 结果也进一步确定了断点的存在，回归结果报告在表 7、表 8 中。

表 7：市场预期与资产价格模型回归结果（1）（2016.4.1 - 2017.5.5）

解释变量	被解释变量：沪深 300 指数变化率				
	模型 a(1)	模型 a(2)	模型 a(3)	模型 a(4)	模型 a(5)
5 年期国债期货	0.730***	0.750***	0.746***	0.735***	0.769***
价格变化率	(0.221)	(0.217)	(0.221)	(0.226)	(0.219)
沪深 300 指数变		0.045			0.037
化率 (-1)		(0.067)			(0.063)
M2 变化率			0.009		0.007
			(0.008)		(0.006)
R007 变化率				-0.017	-0.011
				(0.079)	(0.071)
常数 C	0	0	0	0	0
R^2	0.332	0.352	0.386	0.341	0.413
DW 值	1.918	2.001	1.933	1.876	2.008
LM 检验	0.329	0.382	0.295	0.388	0.294
样本量	266	266	266	266	266

表 8：市场预期与资产价格模型回归结果（2）（2016.4.1 - 2017.5.5）

解释变量	被解释变量：沪深 300 指数变化率				
	模型 a(1)	模型 a(2)	模型 a(3)	模型 a(4)	模型 a(5)
10 年期国债期货	0.406***	0.417***	0.417***	0.418***	0.428***
价格变化率	(0.138)	(0.135)	(0.138)	(0.134)	(0.139)
沪深 300 指数变		0.043			0.035
化率 (-1)		(0.068)			(0.063)
M2 变化率			0.009		0.011
			(0.008)		(0.009)
R007 变化率				-0.007	-0.017
				(0.073)	(0.075)
常数 C	0	0	0	0	0
R^2	0.296	0.314	0.352	0.298	0.369
DW 值	1.915	1.994	1.930	1.909	2.001
LM 检验	0.337	0.420	0.301	0.339	0.332
样本量	266	266	266	266	266

在与全样本估计结果的对比中，我们注意到以下几点：首先，经过样本区间调整后的基

准模型 a (1) 和 b (1) 中的 5 年期和 10 年期国债期货价格变化率的回归系数均为正值，且在 1% 的水平下显著。所以，正如上文所分析，这一结果表明当市场预期利率水平降低时，资产价格上涨。这一实证结论符合经济学理论逻辑，且与发达国家金融市场研究结论大致相同。显示出我国央行在这一期间较高的预期管理水平以及较强的与市场信息沟通的能力，也从侧面验证货币政策传导机制中信息沟通渠道的作用。

其次，为排除其他经济因素对被解释变量的影响，与全样本模型相同，我们在基准模型的基础上分别和同时加入“t-1 日沪深 300 指数变化率”、“t 日广义货币供给量变化率”和“上海银行间同业拆放利率变化率”作为解释变量。我们看到，后加入的这些控制变量的回归系数本身不显著，且没有对 5 年期和 10 年期国债期货价格变化率的参数估计值及显著性造成影响，不影响其解释能力，说明了模型的稳健性。

另外，根据 R^2 统计量结果我们可知，国债期货因素对资产价格日变化率的解释能力可达 30% 左右，证实了市场预期对资产价格的影响作用，并且这一统计量不会因控制变量的加入有显著改变，说明其他控制变量对资产价格的影响程度有限。

最后，通过对比我们发现，全样本实证结果中模型 a (1) 至 a (5) 及 b (1) 至 b (5) 存在的序列相关性在子样本中消失，Breusch-Godfrey 的 LM 检验结果均不显著。但为确保模型稳健，仍可进一步考虑调整变量阶数以确定最优模型形式。

在上述分析的基础上，我们继续将“t 日 5 年期国债期货价格变化率”作为解释变量，将模型 a (1) 及 b (1) 中的被解释变量调整为 t+1 日、t+2 日和 t+3 日沪深 300 指数变化率，回归结果报告在表 9、表 10 中。表 9、表 10 的结果显示，除了当沪深 300 指数变化率滞后 3 期 (SI(t,t+3)) 时，10 年期国债期货价格变化率回归系数在 5% 水平下显著之外，其他情况下解释变量参数检验均不显著，由此可知调整被解释变量滞后期无法使解释变量更具备解释能力，基准模型对被解释变量与解释变量的同期变量设定应是最优模型形式。

表 9：模型不同滞后期的实证研究结果 (1) (2016.4.1 - 2017.5.5)

解释变量	被解释变量：沪深 300 指数变化率		
	SI(t,t+1)	SI(t,t+2)	SI(t,t+3)
5 年期国债期货	0.053	0.325	0.345
价格变化率	(0.165)	(0.247)	(0.176)
常数 C	0	0	0
R^2	0.018	0.065	0.074
DW 值	1.96	1.965	1.965
LM 检验	0.555	0.421	0.572
样本量	266	266	266

表 10：模型不同滞后期的实证研究结果（2）（2016.4.1 - 2017.5.5）

解释变量	被解释变量：沪深 300 指数变化率		
	SI(t,t+1)	SI(t,t+2)	SI(t,t+3)
10 年期国债期货	0.166	0.171	0.237**
价格变化率	(0.101)	(0.137)	(0.099)
常数 C	0	0	0
R^2	0.051	0.052	0.010
DW 值	1.967	1.964	1.959
LM 检验	0.585	0.463	0.604
样本量	266	266	266

通过对以上全样本、子样本实证回归结果的对比及对断点检验结果的分析，我们得出结论：全样本期间内（即 2015.3.20-2017.5.5），市场对利率水平的预期与以沪深 300 指数为代表的资产价格水平并无显著相关关系，由此判断央行难以通过信息沟通渠道影响市场预期进而引导资产价格走势，反映出我国央行较低的预期管理水平。但安德鲁斯和普罗伯格（Andrews and Ploberger）的未知断点检验以及邹氏（Chow）断点检验的结论证实，市场预期与资产价格的关系在 2015 年 9 月出现显著的结构性转变；在全样本期间截取的子样本回归结果显示，市场对利率水平的预期与资产价格的关系在 2016 年 4 月至 2017 年 5 月间呈显著反比关系，且不受控制变量影响。断点的出现以及子样本回归的显著性均显示出，央行货币政策操作工具的变革显著提升其预期管理能力，央行实施的创新型公开市场操作工具作为预期管理“行为形式”的一种，较传统利率工具相比，向市场传递更加清晰、可信的政策信号，由此市场个体形成预期并完成对金融资产的交易行为。

关于断点检验与子样本模型回归显示出时间节点差异的问题，通过对中国人民银行在此期间对各种货币政策工具操作的梳理便易于理解。一方面，央行部分创新型公开市场操作工具于 2015 年 6 月创立，至 9 月已有较大规模和较高频次的操作，新型货币政策工具开始受到市场主体关注，并开始影响预期与资产价格的关系，所以不难理解断点检验显示的时间节点。但另一方面，央行在 2015 年下半年依旧较为频繁地采用传统利率政策影响市场预期，创新型工具仍被央行用作辅助性政策工具。两类货币政策工具并行难以向市场传递清晰信息，极易导致信号的混乱，市场预期与资产价格的新型关系在短期内难以真正建立。所以，实证结果显示，在传统利率政策于 2015 年末“退出”后，市场经历了一个季度的“学习过程”，逐渐理解并掌握了新型工具所隐含的政策意图与方向，于 2016 年 4 月建立起新型市场预期与资产价格的关系，并一直持续至今。

六、稳健性检验

在上文的模型变量选取中,我们采用平均加权的方法处理各交易日存在的三个国债期货价格数据,该方法虽然可以避免数据混乱,并得到方便研究的统一指标,但也会在一定程度上弱化原始数据的特征,可能会降低实证结果的说服力。考虑到这一点,我们将会在这一部分改变数据处理方式,通过保留数据原始特征的方式,得出更为稳健的实证结论。

根据国债期货产品设计特点,对于 5 年期或 10 年期任一种国债期货产品而言,每一交易年度均发行分别在 3 月、6 月、9 月、12 月到期的产品,缩写的字母 TF 和 T 分别代表 5 年期和 10 年期,前两个数字对应到期年份,后两个数字对应到期月份,以 2016 年为例,国债期货产品缩写分别表示为 TF1603、TF1606、TF1609、TF1612 和 T1603、T1606、T1609、T1612。而在每个交易日,市场均提供以当日日期为基准,向后递延三个月的交易对应价格,所以在任意交易日内,当日可交易产品的到期日分别在“0-3 个月”、“3-6 个月”和“6-9 个月”之后。

在基准模型 a (1) 和 b (1) 基础上,分别用到期日距交易日最近的产品价格(到期日在 0-3 个月后)、到期日距交易日次近的产品价格(到期日在 3-6 个月后)以及到期日距交易日最远的产品价格(到期日在 6-9 个月后)这三个指标替换平均加权法表示的国债期货价格,以观察三组原始国债期货价格时间序列与资产价格的相关关系,回归结果报告在表 11、表 12 中。

表 11: 模型稳健性检验结果 (1) (2016.4.1 - 2017.5.5)

解释变量	被解释变量: 沪深 300 指数变化率 (2016.4.1-2017.5.5)			
	加权平均处理	距到期日 0-3 个月	距到期日 3-6 个月	距到期日 6-9 个月
5 年期国债期货价	0.730***	0.565**	0.562***	0.453**
格变化率	(0.221)	(0.193)	(0.155)	(0.191)
常数 C	0	0	0	0
R^2	0.332	0.202	0.203	0.061
DW 值	1.918	1.851	1.954	2.18
LM 检验	0.329	0.592	0.459	0.024**
样本量	266	266	266	266

表 12: 模型稳健性检验结果 (2) (2016.4.1 - 2017.5.5)

解释变量	被解释变量: 沪深 300 指数变化率 (2016.4.1-2017.5.5)			
	加权平均处理	距到期日 0-3 个月	距到期日 3-6 个月	距到期日 6-9 个月
10 年期国债期货	0.406***	0.290**	0.278***	0.245**

价格变化率	(0.138)	(0.117)	(0.094)	(0.116)
常数 C	0	0	0	0
R^2	0.296	0.158	0.161	0.052
DW 值	1.915	1.861	1.978	2.18
LM 检验	0.337	0.553	0.385	0.025**
样本量	266	266	266	266

在调整基准模型解释变量的数据处理方法之后，检验结果表明本文结论是稳健的，其模型显著性水平不受数据处理方法的影响，依然保持较强解释能力。参数估计和 R^2 统计量的结果显示，加权平均处理后的数据与被解释变量的相关性最大，在同等显著性水平的前提下，解释能力最强；而对于其他三组时间序列，与被解释变量的相关性随着距到期日时间的增加而减弱。显然，由于加权平均处理后的国债期货价格反映的是市场对不同期限利率水平的整体预期，所以表现出对资产价格更明显的引导作用。而市场预期对资产价格的引导作用随着到期日时间增加而减弱这一现象，一方面说明央行创新型货币政策工具对短期市场预期的引导能力强于中长期，因为市场在短期内易于形成较为清晰可信的预期引导资产价格，而中长期内影响预期的不确定因素增加，预期对价格的引导作用出现减弱趋势；另外，也从某种程度上反映出我国金融市场，尤其是股票市场的投资者更倾向于短期投资和交易，所以在投资过程中，更倾向于考虑短周期的利率水平和资金面因素，因此短期预期在决策中发挥较大作用。

七、结论与政策含义

在金融危机之后，世界主要发达经济体陷于零利率下界、经济低迷、金融市场无序波动等困境，发达经济体中央银行愈发重视预期管理对提高货币政策有效性、降低市场噪音以及减少金融市场不确定性的重要作用。而我国虽然在央行层面提出“政策前瞻性”和“预期管理”概念较迟，可重视程度绝不逊于其他国家，进入 2017 年后多名领导频繁发声，可理解为其内部已对此形成共识。

本文通过对比中国人民银行货币政策工具调整前后，国债期货价格对金融资产价格的影响情况，以度量央行在不同货币政策背景下对资产价格预期管理水平的差异。由于中国人民银行没有明确新型政策操作工具被引入和传统利率政策工具被淡化的具体时间，且这两种政策工具经历了并行和过渡的阶段，所以只能大致分析出此次政策调整发生于 2015 年第二季度与 2016 年第一季度期间内。考虑到存在多种影响资产价格变化的因素，我们控制并排除

了其余因素对研究的干扰，最终得出结论，在创新型公开市场政策工具背景下，市场预期对资产价格的解释能力明显提升，与传统利率政策背景相比，央行对资产价格预期管理水平显著提升。并且，在对多个样本区间、多个产品价格以及多种数据处理方法进行稳健性检验之后，上述结论依然成立，证明了结论的稳健性。

鉴于中国人民银行在信息沟通频率与信息清晰程度方面确与发达国家央行的政策实践存在一定差距，通过“语言形式”精准调控管理市场预期的能力有限。所以在实践中，“行为形式”，即央行货币政策工具操作，可以成为其预期管理的辅助手段。而本文得出的结论说明，创新型公开市场操作工具较之传统利率政策工具，在资产价格预期管理方面体现出更强的前瞻性，更有益于实现货币政策效力的提升，减小金融市场的波动性，这一结论也在一定程度上佐证我国央行货币政策工具调整和改革的必要性，并增强中国人民银行对货币政策继续改革创新坚定信心。

参考文献：

- [1]. 卞志村, 张义. 央行信息披露、实际干预与通胀预期管理. 经济研究, 2012 (12): 15-28.
- [2]. 何国华, 黄明皓. 开放条件下货币政策传导机制研究. 世界经济研究, 2009 (2): 12-18.
- [3]. 何运信. 中央银行货币政策透明性的作用与边界. 经济社会体制比较, 2014 (1): 52-66.
- [4]. 汪莉, 王先爽. 央行预期管理、通胀波动与银行风险承担. 经济研究, 2015 (10): 34-48.
- [5]. 熊海芳, 王志强. 货币政策意外、利率期限结构与通货膨胀预期管理. 世界经济, 2012 (6): 30-55.
- [6]. 徐亚平. 货币政策有效性与货币政策透明制度的兴起. 经济研究, 2006 (8): 24-34.
- [7]. 易纲, 王召. 货币政策与金融资产价格. 经济研究, 2002 (3): 13-20.
- [8]. 张成思, 计兴辰. 善言为贤: 货币政策前瞻性指引的中国实践. 国际金融研究, 2017(12): 3-16.
- [9]. 张成思, 芦哲. 媒体舆论、公众预期与通货膨胀. 金融研究, 2014 (1): 29-43.
- [10]. Ando, A., Modigliani, F. The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests. *American Economic Review*, 1963, 53, 55-84.
- [11]. Berkelmans, L. Imperfect Information, Multiple Shocks and Policy's Signaling Role. *Journal of Monetary Economics*, 2011, 58(4), 373-386.
- [12]. Bernanke, B. S. The Federal Reserve and the Financial Crisis, Princeton University Press, 2012.
- [13]. Bernanke, B. S., Gertler, M. Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4), 27-48.
- [14]. Blinder, A., Ehrmann, M., Fratzscher, M., Haan, J., Jansen, D. Central Bank Communication and Monetary Policy: A Survey of Theory and Evidence. *Journal of Economic Literature*, 2008, 46, 910-945.
- [15]. Campbell, J., Evans, C., Fisher, J., Justiniano, A. Macroeconomic Effects of FOMC Forward Guidance. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2012, 44(1), 1-80.
- [16]. Dow, S., Klaes, M., Montagnoli, A. Monetary Policy by Signal. SUERF and Bank of Finland joint Conference Open Market Operations and the Financial Markets, revised paper submitted to conference proceedings, 2005.
- [17]. Eser, F., Schwaab, B. Evaluating the Impact of Unconventional Monetary Policy Measures: Empirical Evidence from the ECB's Securities Markets Programme. *Journal of Financial Economics*, 2016, 119(1), 147-167.
- [18]. Filardo, A., Guinigundo, D. Transparency and Communication in Monetary Policy: A Survey of Asian Central Banks. BSP-BIS High-Level Conference on Transparency and Communication in Monetary Policy, Manila, 2008.
- [19]. Filardo, A., Hofmann, B. Forward Guidance at the Zero Lower Bound. *BIS Quarterly Review*, 2014, 3, 37-53.
- [20]. Friedman, M. The Quantity Theory of Money: A restatement, *Studies in the Quantity Theory of Money*, University of Chicago Press, 1956.
- [21]. Gilbert, T. Information aggregation around macroeconomic announcements: Revisions matter. *Journal of Financial Economics*, 2011, 101(1), 114-131.
- [22]. Hicks, J. Mr Keynes and the Classics: A suggested interpretation. *Econometrica*, 1937, 5, 147-159.
- [23]. Jeanneau, S. Communication of monetary policy decisions by central banks: what is revealed and why. *BIS Papers*, 2009, No 47.
- [24]. Marzioni, S. Signals and Learning in a New Keynesian Economy. *Journal of Macroeconomics*, 2014, 40, 114-131.
- [25]. Mishkin, F. S. The Household Balance Sheet and the Great Depression. *Journal of Economic History*, 1978, 38(4), 18-37.

- [26]. Mishkin, F. S. Symposium on the Monetary Transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4), 3-10.
- [27]. Modigliani, F. *Some Economic Implications of the Indexing of Financial Assets with Special Reference to Mortgages*, Palgrave Macmillan UK, 1976.
- [28]. Neuhierl, A., Weber, M. Monetary policy and the stock market: Time-series evidence. *National Bureau of Economic Research*, 2016, No. w22831.
- [29]. Rossa, R. Interest Rates and the Central Bank, in *Money, Trade, and Economic Growth: in Honor of John Henry Williams*. New York, Macmillan, 1951.
- [30]. Svensson, L. What Is Wrong with Taylor Rules? Using Judgment in Monetary Policy through Targeting Rules. *Journal of Economic Literature*, 2003, 41, 426-477.
- [31]. Tobin, J. A General Equilibrium Approach to Monetary Theory. *Journal of Money Credit & Banking*, 1969, 1(1), 15-29.
- [32]. Ullrich, K. Inflation Expectations of Experts and ECB Communication. *North American Journal of Economics and Finance*, 2008, 19, 93-108.
- [33]. Zhang, C., Clovis, J. China Inflation Dynamics: Persistence and Policy Regimes. *Journal of Policy Modelling*, 2010, 32, 373-388.



中国人民大学国际货币研究所

INTERNATIONAL MONETARY INSTITUTE OF RUC

地址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室，100872 电话：010-62516755 邮箱：imi@ruc.edu.cn