

收益率曲线在货币政策传导中的作用

马骏 洪浩 贾彦东 张施杭胤 李宏瑾 安国俊¹

摘要：本文用各种计量分析方法对我国短期利率通过收益率曲线的传导效果进行了实证研究，并对债券市场的有效性和经济预测功能进行了检验。结果表明，我国短期利率变化对中长期收益率的影响程度比其他主要国家约低 25%左右；我国债券市场的部分功能可能存在一定的无效性；我国国债收益率曲线可以作为预测未来利率、经济增长率和通胀趋势的工具，有助于货币政策通过预期渠道实现对实体经济的传导。我们认为，我国短期利率通过债券市场的传导效率比许多国家偏弱的原因与国债发行结构的缺陷、对投资者准入的过度管制、衍生品市场不发达、商业银行市场化定价能力缺失等问题有关。针对这些问题，我们提出了相应的改革建议。

Abstract: This study employs various econometric approaches to empirically test the effectiveness of interest rate transmission via yield curves in China. Our results indicate that, (1) the transmission of short-term rate changes to medium- and long-term yields in China is around 25% weaker than in other major countries; (2) market efficiency tests suggest less than perfect functioning in certain aspects of the bond market; (3) bond yields in China could be used as a tool to forecast economic growth, inflation, and interest rates, which facilitates monetary policy transmission the expectation channel. We believe that the relatively weaker interest rate transmission in China (vs. some other countries) has to do with the issuance structure of treasuries, market access restrictions for investors, under-development of the derivatives market, and the pricing behavior of commercial banks. We propose several reforms to address these problems.

关键词：货币政策，收益率曲线，债券市场，传导效率

声明：中国人民银行工作论文发表人民银行系统工作人员的研究成果，以利于开展学术交流与研讨。论文内容仅代表作者个人学术观点，不代表人民银行。如需引用，请注明来源为《中国人民银行工作论文》。

Disclaimer: The Working Paper Series of the People's Bank of China (PBC) publishes research reports written by staff members of the PBC, in order to facilitate scholarly exchanges. The views of these reports are those of the authors and do not represent the PBC. For any quotations from these reports, please state that the source is PBC working paper series.

¹ 本文是中国人民银行研究局承担的“新货币政策框架下的利率传导机制”研究项目的一个子课题的报告。课题负责人马骏为中国人民银行研究局首席经济学家。课题组成员洪浩、贾彦东为人民银行研究局研究人员，李宏瑾为人民银行北京营管部研究人员，张施杭胤为清华大学博士生、刘立男为德意志银行债券分析师、安国俊为社科院金融所副研究员。本研究项目得到了中央国债登记结算有限责任公司和中国金融 40 人论坛的支持。人民银行市场司、财政部、中债登、德意志银行、平安证券、国家开发银行、人民大学等机构的专家提供了重要的素材和意见。贾彦东的电邮为 jyandong@pbc.gov.cn。本文的内容为作者个人观点，不代表中国人民银行或其他机构。

一、引言

在“十三五”期间，我国宏观调控体系改革的一个重要内容将是货币政策框架从数量型向价格型调控的转型，而这个转型的关键在于货币政策中介目标由货币供应量指标（如 M2）向政策利率的转变。从国际经验来看，所有的发达国家和绝大多数中等收入国家已经在过去几十年内完成了这项转型。实证经验表明，推动这个转型的主要动力和条件有三：第一，数量型指标（如 M2）与经济增长和物价涨幅的相关性显著弱化，因此无法继续保证对货币供应量的精准调控可以达到稳定经济和物价的目的；第二，由于金融创新使货币需求变得不稳定和难以预测，盯住货币供应量会人为导致市场利率的大幅波动；第三，政策利率能够有效地向中长期利率（包括债券收益率、存贷款利率）和实体经济传导。

从我国的情况来看，上述三个条件之一和之二已经基本满足。但是，第三个条件——即一旦货币政策中介目标改变为政策利率，该政策利率的变动能否带动中长期债券利率和存款、贷款利率的变动，并起到影响实体经济投资和消费的作用——还是一个有待深入分析的问题。回答这个问题，尤其是对其进行定量分析的重要性至少有二：第一，帮助判断我国货币政策框架的转型的条件是否成熟；第二，如果传导机制还有一定的缺陷，但如果不知道这些缺陷的程度如何，引起缺陷的体制和市场原因是什么，就难以对症下药地进行改革。从这几方面来看，都有必要加强对货币政策传导机制的研究。

本文重点研究我国货币政策通过债券市场的传导。关于货币政策通过银行体系向贷款和存款利率传导的理论与实证研究则是另外一个子课题研究的对象。图 1 显示了分析货币政策对收益率曲线的影响机理和收益率曲线对实体经济影响渠道的框架。从货币政策对收益率曲线的影响来看，第一，货币政策与其他宏观经济变量（如石油价格、外部需求冲击等）会影响收益率曲线的水平、斜率和曲率；第二，货币政策和其他宏观经济变量也会通过影响各种预期（如对短期实际利率的预期、通胀预期和期限溢价的变化）来影响收益率曲线。从收益率曲线对实体经济的影响来看，至少有两个渠道。一是融资成本渠道：货币政策的变化会影响债券收益率，通过改变当期的融资成本，来影响投资和消费等经济活动。比如，政策利率上调，会导致各类即期利率（包括短、中、长期债券收益率）上升，从而抑制投资和其他依赖融资的经济活动。二是预期渠道：货币政策变化通过收益率曲线的变化（如长短期债券收益率利差）可以影响市场对经济的预测，从而影响未来的投资和消费活动。比如，如果政策利率上升，导致长短期利差下降（收益率曲线变得平坦），而该利差的下降又能预测未来经济的减速，因此使得企业对未来经济前景变得更为谨慎，从而减少投资。上述分析框架为本研究提供了整理思路、方法和结论的基础。

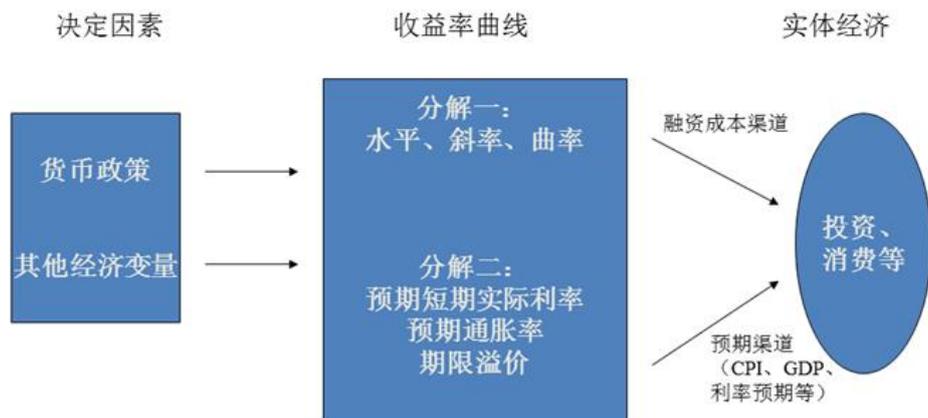


图 1 货币政策通过收益率曲线对实体经济的传导机理

从文献来看，国外已经有大量关于货币政策传导效果的定量分析，理论模型和实证方法都比较完善。而在国内，大量对货币政策传导机制的分析还停留在概念和定性的层面，对决策的参考价值有限。部分定量研究也多限于用一、两种方法来做判断，难免由于模型和数据的局限而产生误导性的结论。本研究试图用各种在国际上已经较为成熟的定量方法，较为全面地分析我国货币政策变化与其他经济变量对债券收益率曲线（及其各因子）的影响，对我国货币政策的传导效果与其他国家进行了比较，评估收益率曲线对经济变量（如 GDP 和 CPI）的预测功能，并提出通过完善债券市场来强化货币政策传导效果的政策建议。

本文其余部分的结构如下。第一节描述了我国债券收益率曲线的发展历程。第二节综述了关于收益率曲线的理论。第三节讨论收益率曲线与货币政策关联性的理论文献。第四节用各种计量分析方法对货币政策变化对收益率的影响和传导效果进行了实证研究。第五和第六节借鉴了国际上通行的对收益率曲线进行分解的各种方法，对债券市场的有效性和经济预测功能进行了检验。第七节针对导致传导机制的缺陷若的若干原因（如国债发行结构的缺陷、对投资者准入的过度管制、衍生品市场不发达、商业银行市场化定价能力缺失等）提出了一系列具体的改革建议，包括显著增加短期国债发行量和发行次数、允许银行参与国债期货市场、松动对投资者的准入限制、进一步提高商业银行资产负债的市场化水平等。

二、我国国债收益率曲线的发展历程

随着我国国债市场的发展，部分机构已编制并发布了中国国债收益率曲线，在这个领域做了大量有益的探索，并积累了一定的经验。1999 年，中央国债登记结算有限责任公司（简称：中央结算公司）在国内率先推出了第一条国债收益率曲线。此后，各类机构出于不同的需要也陆续开始编制。

目前，公开发布人民币国债收益率曲线的机构有两大类，一类是市场中介服务机构，包括中央结算公司、外汇交易中心、中证指数公司等，另一类是国内外

信息商等其他机构,如万得、新华 08、路透、彭博等。在这些机构编制的国债收益率曲线中,国际上主流的曲线构建模型都有所体现,但是,由于模型、数据源及日常维护工作上的差异,国债收益率曲线形状和质量也有所不同。经过较长时间的检验和不断完善,目前相对比较广泛被市场接受的是由中央结算公司编制并发布的**中债国债收益率曲线**。

(一) 中央结算公司与中债国债收益率曲线

1999 年,中央结算公司开始编制并发布国债收益率曲线,这是国内最早公开发布的国债收益率曲线。早期采用国外市场的做法,直接采集交易结算数据,用直线法将各样本债券的收益率连接起来。但由于国内市场条件所限,曲线的可靠性很差。

2002 年改进为二次多项式,数据源也扩大为包括交易结算数据、国债做市商双边报价数据及人工询价数据在内的比较广泛的价格信息,并在此基础上构建了银行间国债、交易所国债、中国国债(合成)、浮动利率国债四条国债收益率曲线。但还是由于市场条件差,曲线形态仍然不合理。

2006 年经充分论证后,改用了 Hermite 插值法和 Bootstrapping(拆鞋带法),并推出到期、即期和远期利率曲线。目前,构建国债收益率曲线的模型主要有两类:插值模型和拟合模型。通过理论与实证研究,Hermite 模型在光滑性、灵活性及稳定性三个方面具备相对最为均衡的特点,对市场情况的适应性也相对较强,从实践中看,既可适应发展中国家债券市场的情况,如中债收益率曲线的编制,也可以用于发达市场,如美国国债市场。也就是说,采用 Hermite 模型编制国债收益率曲线,既能适应我国国债市场的当前现状,也能兼顾到未来发展的需要。

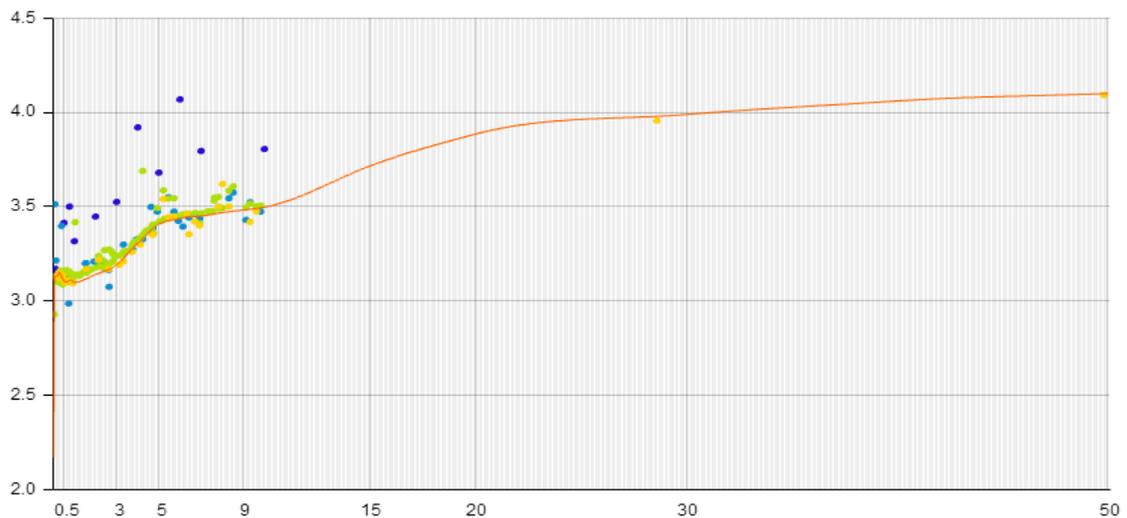


图 2 银行间固定利率国债收益率曲线

图 2 为中央结算公司 2015 年 1 月 29 日发布的银行间固定利率国债收益率曲线。中债收益率曲线编制使用的数据源包括银行间债券市场国债双边报价数据、商业银行国债柜台交易双边报价、银行间债券市场成交价、交易所债券市场国债收盘价、市场成员提供的关键期限国债收益率估值数据。中央结算公司陆续建立

了规范的维护操作流程，设立了中台并开发了质量检测系统。公开发布了计算公式，数据检验报告和每日的维护编制说明。

以中债收益率曲线为基础，中央结算公司进一步开发了中债估值与中债指数，形成了一个成套的指标系列。中债国债收益率曲线的期限结构非常完整，包括了从隔夜到 50 年期所有的期限点。

在财政政策方面，中债国债收益率曲线应经取得了广泛的应用。2009 年开始，财政部开始在代理招标发行地方政府债时，以中债银行间固定利率国债相应期限 5 日均值上下 15% 作为招标区间。2011 年起，财政部招标发行 30 年、50 年期固定利率记账式国债时，以招标日前 5 个工作日的中债银行间固定利率国债相应期限 5 日均值上下 10% 作为招标区间。2014 年 11 月 2 日，财政部首次发布关键期限国债收益率曲线，该收益率曲线由中央结算公司提供。

（二）外汇交易中心等中介机构的国债收益率曲线

近年来，外汇交易中心相继推出了债券实时收益率曲线和收盘收益率曲线。实时收益率曲线是在每个选样周期末筛选出各个券种的各关键期限点的基准债券，将各样本券报价收益率以直线相连形成的，分为买入价/卖出价/中间价收益率。收盘曲线以当日对应债券类型固定利率债券的双边报价和成交数据为样本，利用线性回归模型计算得到收盘到期收益率曲线，利用收盘到期收益率曲线推导出对应的即期和远期利率曲线。但由于目前中国债券市场报价质量不稳定、报价点差偏大，因此以报价作为主要数据源编制收益率曲线还有待推敲。

此外，中证指数公司采用多项式样条模型编制收益率曲线，每天向市场成员公布。

（三）信息商等其他机构的国债收益率曲线

路透、彭博公司每天通过其终端发布银行间固定利率国债到期收益率曲线。曲线构建方法采用的是折线法，数据源来自于境内十余家商业银行对关键期限债券的报价。万得 2013 年推出了 10 年期以内的实时国债收益率曲线，如图 3 所示，每五分钟更新一次。

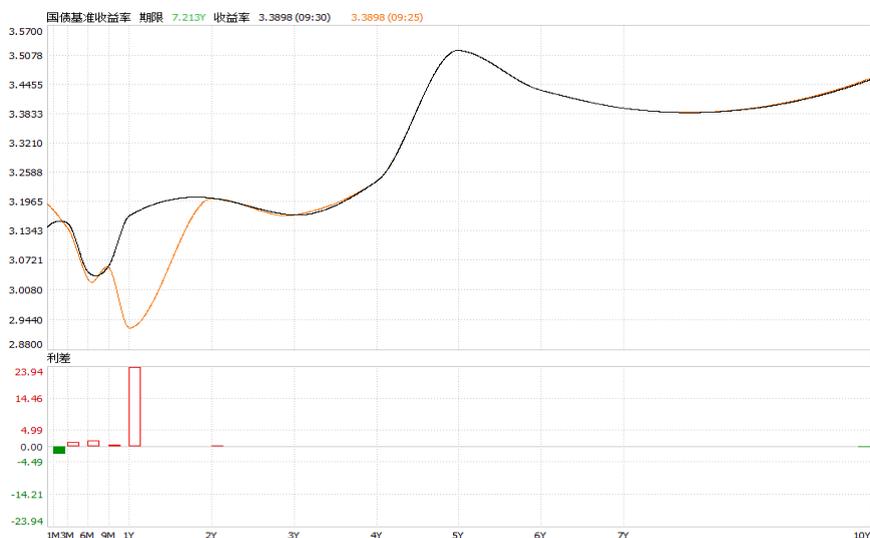


图 3 国债基准收益率曲线

数据来源：Wind 数据库

三、收益率曲线理论

国债收益率曲线的形态可以表现出为四种类型：上倾（Positive）、下倾（Inverted）、平坦（Flat）和驼峰形（Humped）。有关收益率曲线形态的形成原因主要有以下三种观点：

（一）纯预期理论（Pure Expectation Theory）

纯预期理论最初是由 Fisher（1896）提出，而后由 Lutz（1940）进行了进一步的发展。该理论的基本观点是：

第一，期限结构中隐含的远期利率是对未来即期利率的无偏差的估计。用 ${}_i f_j$ 表示从第 i 段单位时间期初开始到第 j 段时间期初结束这段时间的远期利率， r_n 表示距离现在 n 期的即期利率（即零息票利率），则

$$1+r_n = \sqrt[n]{(1+{}_0 f_1)(1+{}_1 f_2)(1+{}_2 f_3)\cdots(1+{}_{n-1} f_n)}$$

第二，特定的期限内，不同的期限策略产生的预期收益率相同。纯预期理论暗含着假设债券市场是高度有效的，有效的市场意味着消除了妨碍信息迅速扩散的市场缺陷和市场参与者能对这些信息迅速作出反应。

该理论认为，不论人们所投资的债券期限的长短，投资所取得的同一时间段的预期收益率都相同。也就是说，如果某个人的投资期限为一年，那么，他投资于一年的债券，或是投资于两年期债券并在一年末出售，或是投资于五年期债券并在一年末出售，收益率都不存在任何差别。在最初投资时，对于所有可行的期限策略来说，预期的持有期收益率都相同。

根据纯预期理论，当预期未来利率水平会上升时，收益率曲线会呈上倾形态，而预期未来利率水平下降时，收益率曲线会呈下倾形态。总之，曲线的不同形态完全取决于市场对未来利率的理性预期。

（二）流动性偏好理论（Liquidity Preference Theory）

流动性偏好理论认为，如果市场中存在完全确定性，很明显，远期利率就是未来短期利率的准确预测。套利活动会使所有期限的利率与预期值一致，从而使投资者不论投资的债券为何种期限，都会取得相同的收益率。远期利率中不包含任何风险补偿。然而，在现实当中，由于不确定性的存在，就出现了风险问题。因此，Hicks（1946）和其他一些经济学家认为，纯预期理论必须加以修正。

债券期限越长，投资者本金价值波动的风险越大。由于存在这种风险，因此投资者倾向于持有短期债券。但是，为了降低再融资的风险，融资者倾向于发行长期债券。为了使投资者愿意购买长期债券，融资者就必须提供流动性溢价，这

种溢价附加在当期平均短期利率和未来短期利率之上。因此，远期利率是对未来利率的有偏差的估算，比未来利率高出期限溢价额。流动性偏好理论认为投资者在决策时都偏好于流动性比较强的短期债券，所以长期利率必须含有流动性补偿，从而高于短期利率。即：

$$1+r_n > \sqrt[n]{(1+f_0)(1+f_1)(1+f_2)\cdots(1+f_{n-1})}$$
$$1+r_n = \sqrt[n]{(1+f_0)(1+f_1)(1+f_2)\cdots(1+f_{n-1})} + \text{流动性溢价}$$

由于流动性偏好理论认为长期利率必须包含有流动性溢价，所以，曲线的形态不仅取决于对未来利率水平的预期，而且同时取决于流动性溢价水平。由于是二者的共同作用，所以很难从形态上推断是哪一个因素起主导作用。

（三）市场分割理论（Market Segmentation Theory）

市场分割理论认为，贷款者和借款者分割的市场行为基本上决定了收益率曲线的形态。该理论的最早倡导者是 Culbertson（1957）。他认为，由于法律限制和行为方式限制，机构投资者对持有的证券的期限有特定的偏好。比如，商业银行受平均存款负债较短的特点和监管对流动性的要求，通常偏好中短期贷款，而拥有长期负债的保险公司则偏好持有较长期限的债券。

市场分割理论认为，在极端情况下，某种特定期限的利率完全取决于该期限的供求状况，与其他期限的供求状况毫不相关。换言之，发债者和投资者有固定的期限偏好。因此，债券市场在不同期限之间是完全分割化。例如，如果有四个分割的市场，就会有四组供求曲线，将这些分割市场的供求曲线交点连在一起，就形成了收益率曲线。

与市场分割理论较为相近的一种变相提法是 Modigliani 和 Sutch（1966）的优先置产理论（Preferred Habitat Theory）。他们认为，虽然不同类别的投资者具有期限偏好习惯，但是，如果出现重大收益率诱导因素，他们将抛弃原习惯，投资于其他期限的债券。然而，如果没有巨大的收益率诱导因素，投资者将保持其偏好的期限范围，从而导致债券市场局部分割，因此，跨期限套利不会完全消除各种不同期限的收益率的差异。

四、收益率曲线与货币政策的关联性的文献简述

货币政策的实施会直接影响短期利率。尽管短期利率无法影响消费、投资、进出口等重要部门，但是各种收益率曲线理论都认为，短期利率的变动会影响中长期利率的走势，改变整条收益率曲线的形态，从而通过中长期利率来影响消费、投资、进出口等重要部门，并进一步影响宏观经济走势。换句话说，央行可以通过对短期利率的调控，并利用有效的利率传导机制，影响长期利率及整条收益率曲线，最终使货币政策起到调控实体经济的目的。

（一）国外货币政策对国债收益率曲线影响的相关研究

国际上有大量理论和实证研究，分析了收益率曲线与货币政策的关系。一般认为，收益率曲线的斜率主要是由两部分组成的，一部分是实际利率的变化，另一部分是预期通货膨胀率的变化。当一国货币当局实施较为紧缩的货币政策时，往往会造成短期利率上升，同时也会改变市场参与者对未来利率的预期：一方面市场参与者预期未来短期利率会上升，因此由一系列短期利率所决定的长期利率也会上升；另一方面，在该国货币政策具有较高可信度的情况下，市场参与者认为货币当局实施该政策能够有效遏制物价上涨，因此对未来通货膨胀率的预期可能降低。在这两方面的作用下，长期利率将会上升，但是上升的幅度一般小于短期利率上升的幅度，因此长短期利差将会缩小，收益率曲线斜率减小，整条曲线将变得更加平坦。货币当局可以根据长短期利率指标的变化来判断市场参与者对于货币政策的看法，根据这些反馈来修正未来的货币政策。

Bernanke 等人（1992）的研究认为，收益率曲线的斜率可以作为预测货币政策是否发生变化的一个先行指标。Estella 和 Mishkin（1997）考察了欧洲和美国的收益率曲线与货币政策工具之间的关系，结果显示货币政策是收益率曲线斜率的一个重要的但不是唯一的决定因素。并且收益率曲线对真实的经济活动及通货膨胀率有显著的预测能力，将收益率曲线和其他信息有效结合起来可以指导货币当局的货币政策。Charles 和 Marshall（2001）研究了不同宏观变量对名义利率的冲击效果，发现宏观变量的冲击对所有期限的长期利率产生重要影响。相对于消费偏好的变化和技术水平的变动，货币政策的变化是唯一对收益率曲线斜率产生显著持续影响的宏观因素。Dewachter 和 Lyrio（2002）在进行主成份分析后发现，将收益率曲线分解为水平、斜率和曲率等三因素，分别代表了长期通货膨胀预期，经济周期和独立于货币政策的实际利率水平。Alicia 等人（2011）分析了金融危机期间，中国的收益率曲线在货币政策传导中的效果。结果发现，中国的收益率曲线对存款基准利率和存款准备金率比较敏感，受公开市场操作的影响不明显。

（二）国债收益率曲线对宏观经济的预测功能

收益率曲线的斜率，即长期利率和短期利率之间的差异是研究未来通货膨胀率和宏观经济走势的重要指标。同时长短期利差也在一定程度上反映了货币政策实施的效应，即货币政策是影响收益率曲线的一个重要变量。长短期利差一直以来是各国货币当局相当关注的一个问题。以美联储定期发布的反映未来经济变化的先行指数为例，利差指标在 10 个指标中权重为 33%，可见其在反映未来经济走势上的重要作用。

Mishkin（1988）对收益率曲线包含的有关未来通货膨胀路径的信息进行了研究，结果显示收益率曲线短端及中端部分包含着不同的未来通货膨胀路径信息。在小于 6 个月的期限内，期限结构几乎没有提供任何有关未来通胀路径的信息；但在 9 至 12 个月期限部分，名义收益率曲线包含了关于实际收益率曲线的信息。

这就说明，可以通过研究可观测到的名义期限结构来获得实际期限结构的信息。名义期限结构除去实际期限结构的部分即是收益率曲线所包含的通胀预期。

Browne 和 Manasse（1990）使用月度数据对六个 OECD 国家的期限结构的预测通胀能力进行了实证研究。结果表明，收益率曲线尤其是其短端的利率期限结构确实具有较强的预测能力。Estrella 和 Hardouvelis（1991）指出，收益率曲线的斜率与未来实体经济的增长（消费及投资）具有相关性，相对于实际短期利率、经济增长率和通货膨胀率，收益率曲线斜率能够有更强的预测能力。从历史上看，收益率曲线斜率反映出了独立于货币政策的因素，因此为政策制定者提供了有用的信息。Frankel 和 Lown（1994）通过估计收益率曲线具体的非线性变换的斜度来预期通货膨胀率，而不是仅仅局限于某两时点利率之差，结果证明能够更好地预测通货膨胀率。Harvey（1988）认为国债收益率曲线包含着丰富的宏观经济信息，并研究了收益率曲线对未来消费的预测作用，此后，他又对收益率曲线与经济增长的数据进行研究，在突发性的衰退来到之前的四个季度，国债收益率曲线具有极强的预测效果。此外，Dewachter 和 Lyrio（2006）的研究认为，收益率曲线的水平因素与长期通货膨胀预期联系紧密，斜率因素与经济周期相关而曲率因素则与中央银行的货币政策相关。

（三）国内相关研究

1. 货币政策对国债收益率曲线的影响

纪志宏（2003）分析了宏观经济政策变动和国债收益率曲线之间的一般理论联系，剖析了宏观经济政策变动对国债收益率曲线的影响机制，他认为中央银行应该把国债收益率曲线作为货币政策制定和执行的重要中介。刘海东（2006）研究表明，我国货币政策的实施会对国债收益率曲线产生显著的影响，但是货币政策对不同期限的利率的影响是不同的，对短中期利率的影响要显著大于对长期利率的影响。以受货币政策直接影响的银行间 7 天回购利率为代表，其变动对 3 年、4 年期利率的影响，要大于对 9 年、10 年期利率的影响。何运信（2008）通过实证分析，认为货币供给量变动会对收益率曲线的动态特征产生影响，主要影响的是收益率曲线的斜率，而且货币政策变动持续的时间越长，影响效果越明显。作者认为，货币政策的不同模式导致了不同国家在执行货币政策时会产生不一样的效应。杜金岷和郭红兵（2008）的实证检验表明，超额存款准备金利率对较短期限收益率曲线斜度有较小的反向影响，对较长期收益率曲线斜度有较大的反向影响。当央行实施紧缩的货币政策（提高超额存款准备金利率）时，其结果是使长短期即期利率之差变小，基准收益率曲线变得平坦。

2. 国债收益率曲线对宏观经济的预测能力

马明和向桢（2002）认为，我国的真实收益率曲线是具有一定的市场化特征的，但是不同于西方国家通过主动的市场预期形成，我国的收益率曲线更多地受滞后和被动的政策操作来的影响。他们指出，我国的收益率曲线中并没有包含足够多的预期信息，在经济调节中缺乏一定的预见性。纪志宏（2003）指出国债收

益率曲线是货币政策态势的重要体现，同时也提到，现阶段我国的国债收益率曲线变动范围受到利率管制的影响，尚未充分反应货币政策的执行效果。上述判断是在十几年之前的研究结果，反映了当时我国债券市场规模较小、流动性、衍生工具市场尚未启动，宏观调控的行政色彩较浓的背景。

从 2004 年开始，学者们逐步发现了我国收益率曲线的预测功能。王媛等人（2004）研究得出，收益率曲线对未来的经济增长有显著的预测能力，长短期利差扩大一个百分点，意味着未来 GDP 增长会加速一个百分点。宋福铁和陈浪南（2004）运用 Granger 因果检验证实收益率曲线斜率和央行的基准利率在预测经济增长时有较多的独立信息。同央行基准利率相比，收益率曲线的斜率在预测产出增长和通货膨胀时显然均具有较强的预测能力。脉冲响应函数结果表明，收益率曲线斜率能够早于央行基准利率 1 个月体现出产出的增长变动，能够早于央行基准利率 6 个月反映出通胀率的变动。

谢赤和董华香（2005）在研究中，首先构建利率期限结构模型，再将货币政策变量作为影响收益率曲线的重要变量引入模型中。研究剖析了收益率曲线中蕴含的大量宏观经济信息，如未来通货膨胀、产出增长、货币信息和未来利率走势等。徐小华和何佳（2007）一方面分析了利率的期限结构变动中包含的宏观经济信息；另一方面检验了货币政策对收益率曲线的影响。结果表明，收益率曲线可以预测未来通货膨胀率，在受到货币政策影响的同时，还可以为制定货币政策提供预期信息。因此中央银行在制定货币政策时可以参考美联储的做法，将长短利差作为经济先行指数定期公布，充分发挥收益率曲线的预期功能。

郭涛和宋德勇（2008）的研究认为，收益率曲线所隐含的远期利率可用于预测未来利率；收益率曲线的水平因子与未来 6 个月的通货膨胀率具有长期协整的关系，可作为预测未来通货膨胀的有用指标，为制定货币政策提供有价值的未来宏观经济信息。李彪和杨宝臣（2006）分析认为，货币政策对收益率曲线的长、短端的影响不同，对短端的影响比较显著，对长短影响相对较小。究其原因，我国的货币政策传导机制存在传导不畅的问题，需要进一步完善。中国人民银行调查统计司（2012）研究认为，收益率曲线中包含了市场主体对未来的预期信息，对宏观经济波动具有先行性，可为货币当局实施前瞻性货币政策提供有价值的参考。

综合以上文献来看，国外已经有大量关于货币政策传导效果的定量分析，理论模型和实证方法都比较完善。而在国内，大量对货币政策传导机制的分析还停留在概念和定性的层面，对决策的参考价值有限。多数定量研究也多限于用一两种方法来做判断，综合来看结论很有价值，但每项研究难免受模型和数据的局限。本研究试图用各种在国际上已经较为成熟的定量方法，较为全面地分析我国货币政策变化与其他经济变量对债券收益率曲线（及其各因子）的影响，对我国货币政策的传导效果与其他国家进行比较，评估收益率曲线对经济变量（如 GDP、CPI 和利率）的预测功能。在详细评估我国货币政策通过债券市场的传导能力的基础上，我们提出了若干通过完善债券市场来强化货币政策传导效果的政策建议。

五、我国货币政策对收益率曲线的影响

本节主要运用事件分析、回归分析以及 SVAR 等实证方法，对货币政策传导的效率及其对收益率曲线（主要是国债收益率曲线）的影响进行了数量分析，以试图考虑货币政策冲击是否会通过短期市场利率影响整个收益率曲线的变化，从而为新货币政策框架下政策利率向债券收益率传导的判断提供依据。我们首先对货币政策调整冲击开展事件研究，并分别考虑法定存款准备金率和存贷款基准利率变化对收益率曲线产生的影响；接下来则将通过一个简单的回归分析，对短期利率变化对各期限收益率传导的效率进行初步衡量，并进行国际比较；最后，我们通过 SVAR 模型，在不同的时间区间上详细刻画货币政策冲击对不同期限债券收益率的动态影响进行分析。

（一）事件分析

1. 法定存款准备金率调整对国债收益率曲线的影响

我们通过观察调整公告日与后一个交易日各档期国债收益率及其点差的变动幅度（见图 4），来验证法定存款准备金率调整对整条国债收益率曲线的影响。由图 4 可知，2015 年 2 月 4 日，当中国人民银行公告将下调法定存款准备金后，2 月 5 日，国债收益率曲线出现大幅向下移动的现象。且通过观察可知，短期利率受法定存款准备金率调整的影响最大，随着期限的延长，货币政策调整对中长期利率的影响逐渐下降。

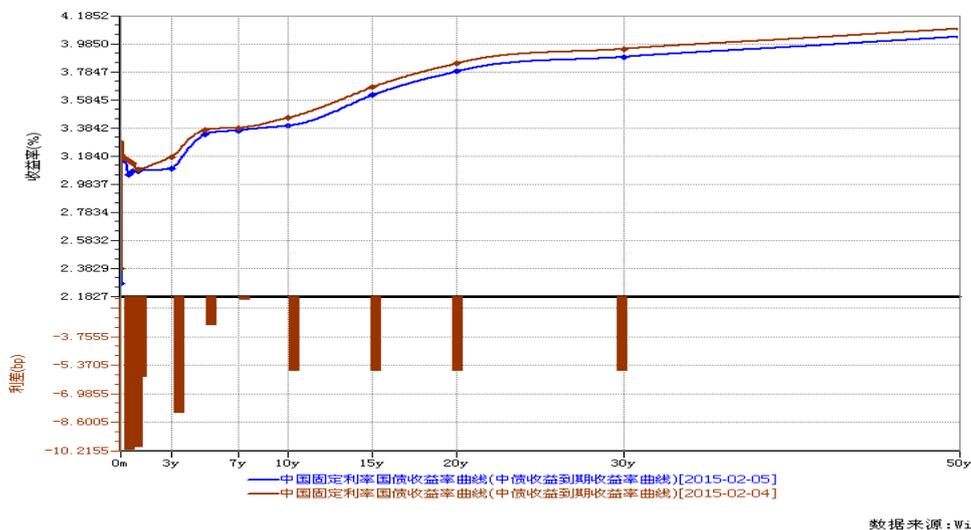


图 4 2015 年 2 月 4 日央行降低法定存款准备金率对各期限国债收益率的影响

由于一次性的事件分析并不能排除事件发生的偶然性，我们进一步通过分析 2002 年 1 月至 2015 年 3 月，中国人民银行先后 39 次调整大型存款性金融机构人民币存款准备金率，（其中，下调 7 次，上调 32 次）对国债收益率曲线所产生的平均影响来验证货币政策工具调整会导致国债收益率曲线整体发生变动的事实。观察调整公告日与后一个交易日各档期国债收益率及点差的平均变动幅度

(见图 5)。

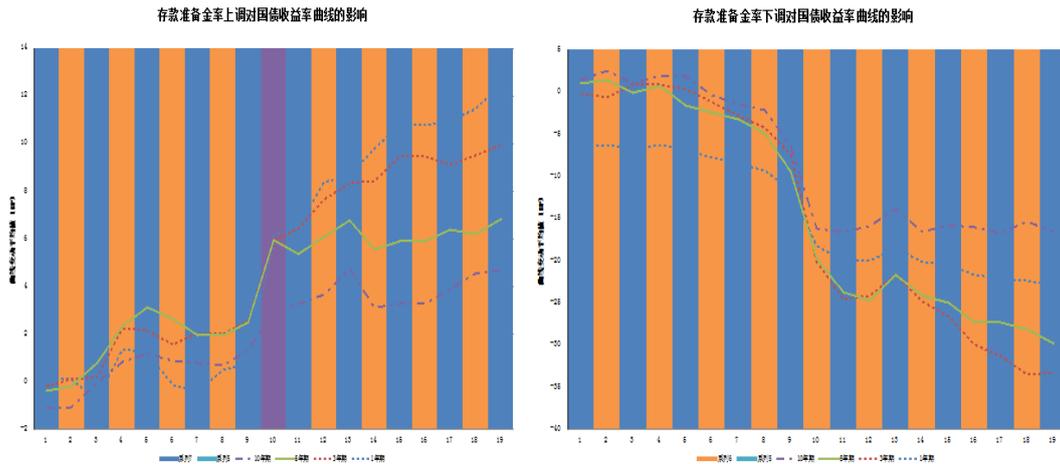
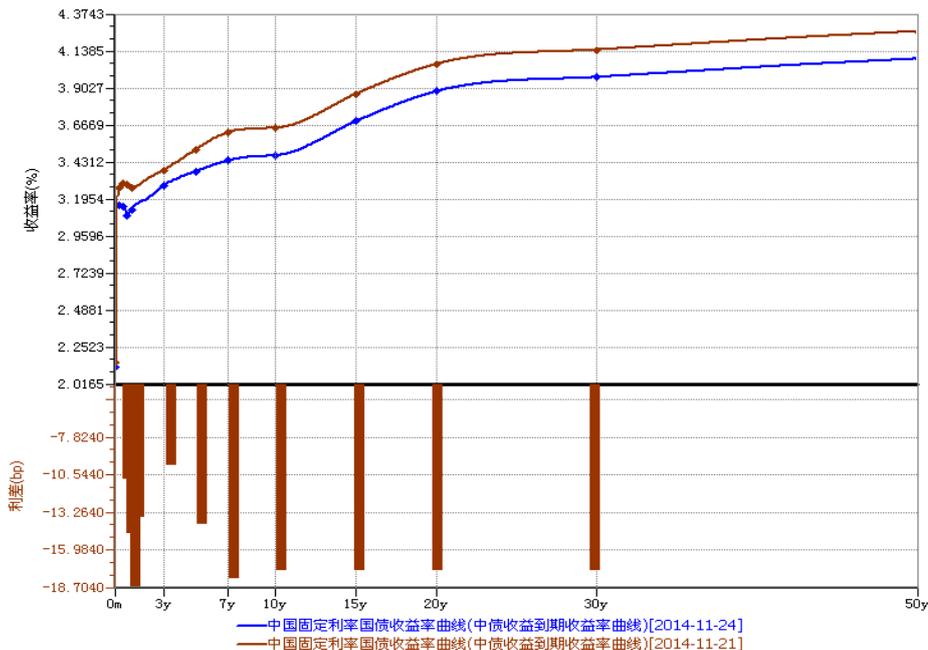


图 5 存款准备金率调整对国债收益率曲线的影响

平均来看，存款准备金率上调或下调，会引起各档期国债收益率的上升或下降。同时，存款准备金率上调和下调对收益率曲线的影响并不具备对称性，存款准备金率下调对收益率曲线水平和斜率的影响，都明显超过存款准备金率的上调。

2. 存贷款基准利率调整对国债收益率曲线的影响

下面我们通过观察 2014 年 11 月 22 日，中国人民银行公告下调存贷款基准利率后，各档期国债收益率及其点差的变动，来验证存贷款基准利率调整对国债收益率曲线的影响。由图 6 可知，存贷款基准利率的调整会对整条国债收益率曲线产生显著影响，下调存贷款基准利率会导致整条国债收益率曲线向下发生移动。同时，我们所选取的这一事件结果显示，存贷款基准利率的调整对长短期利率的影响基本一致，并不存在显著差别。



数据来源:Wind资讯

图6 2014年11月22日央行降低存贷款基准利率对各期限国债收益率的影响

同样，一次性的事件分析并不能排除事件发生的偶然性，我们进一步通过分析2002年1月至2015年3月，中国人民银行共进行的24次存贷款基准利率调整（其中，下调10次，上调14次），对国债收益率曲线产生的平均影响，来验证货币政策调整对国债收益率曲线影响的有效性。通过观察人民币存贷款基准利率调整日与前一个交易日各档期国债收益率及点差的平均变动幅度（见图7），发现国债收益率曲线会跟随人民币存贷款基准利率的上升而上移，会跟随人民币存贷款基准利率的下降而下移。平均来看，存贷款基准利率的上调或下调，会引起各档国债收益率的同向变动。

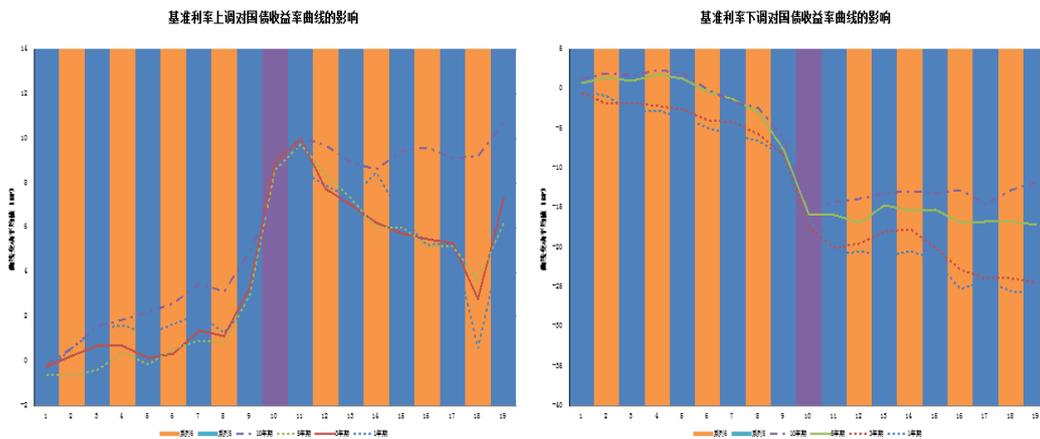


图7 存贷款基准利率调整对国债收益率曲线的影响

事件分析结果表明：货币政策的调整（法定存款准备金率、基准存贷款利率），通过货币政策传导机制，可以对整条国债收益率曲线产生一定的影响。

（二）短期利率对中长期利率的影响：基于 Beta 值的分析

一般来讲，货币政策利率对短期利率传导效率最高，随曲线延伸，传导的直接影响逐步减弱，其他因素如期限溢价，长期通胀预期等对长期利率的影响较为明显。我们可以通过一个简单的回归分析，研究短期利率变化对国债债券收益率所产生的影响：

$$R_t^B = \alpha + \beta R_t^S + \varepsilon_t$$

其中， R_t^B 分别代表 6 个月、2 年、5 年和 10 年期的中债国债到期收益率； R_t^S 分别代表隔夜 SHIBOR 和 7 天加权拆借回购利率。数据样本期是 2006 年 1 月至 2015 年 4 月。数据来源是 Wind 数据库。表 1 和图 5 总结了通过回归方程估计的不同国家（包括中国、美国、韩国、英国和印度）的短期利率变化对各期限国债收益率影响的 Beta 值。

由表 1 和图 8 可以得到两个结论：一是我国短期利率变化会对各期限国债收益率产生显著影响，且长短期国债对基准利率的敏感性不同，短期利率变化对各期限国债收益率变化的传导效果随着期限的延长而减弱。二是与其他国家（美国、韩国、英国和印度）进行比较后发现，我国短期利率变化对中长期收益率的影响

程度相对较弱。从与其他四国的平均值相比，我国各期限的 Beta 平均值（国债收益率对短期利率的敏感性）约低 30%。

表 1 短期利率对各期限国债收益率的影响（Beta 值）

	短期利率对各期限国债收益率的影响（Beta 值）			
	6 个月	2 年	5 年	10 年
隔夜 SHIBOR	0.65	0.55	0.30	0.16
7 天回购利率	0.55	0.49	0.32	0.19
美国	0.83	0.64	0.46	0.26
韩国	0.73	0.64	0.61	0.47
英国	0.82	0.72	0.69	0.45
印度	0.75	0.40	0.43	0.36

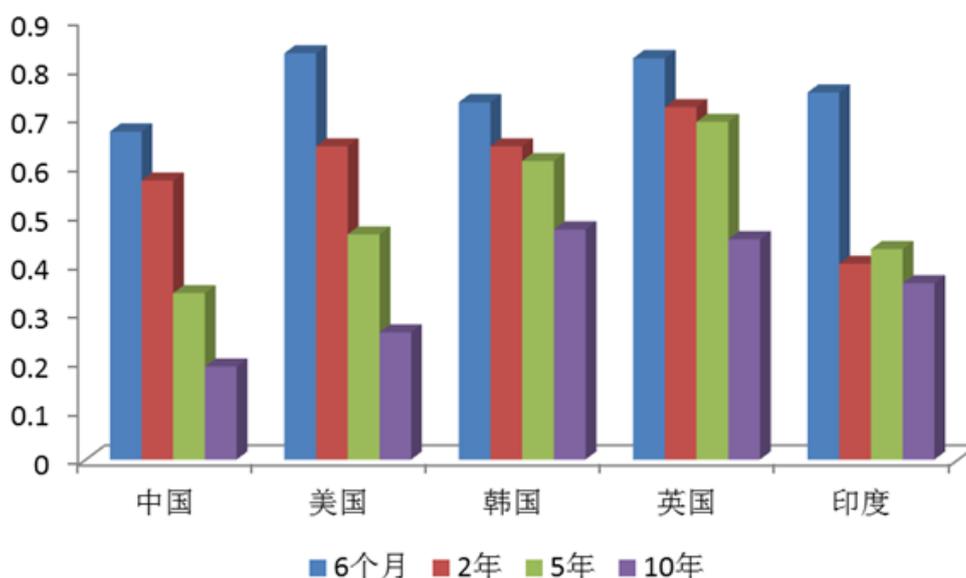


图 8 短期利率对各期限国债利率的 Beta 值

（三）基准利率对各期限利率的影响：基于 SVAR 的分析

从已有研究文献看，准确识别货币政策对中、长期收益率产生的影响是较为困难的。依据预期理论和期限溢价理论，中长期债券的利率应当主要决定于未来短期利率预期的平均值以及流动性溢价（或期限溢价）等因素。而且，无论是短期利率预期还是流动性溢价因素均将由整个系统内生决定，并同时受到多种因素的影响。因此，对利率期限结构的刻画应纳入一般均衡框架，并应清晰刻画长期利率的形成机制以及与短期利率的关系。

为了分析衡量货币政策基准利率的变化对短期利率和中长期利率的动态影响，本节将主要采用结构向量自回归（SVAR）模型分别对中、美两国的货币政策冲击对收益率曲线产生的影响效果进行简单估计和识别，以试图更全面地描述和对比我国货币政策的债券市场传导效果及其与美国市场的差别。

1. 模型设定

参考 Bernanke 和 Mihov (1995) 的货币政策立场识别思路, 我们设定一个简单的实证模型:

$$A_0 Z_t = A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \cdots + A_q Z_{t-q} + e_t$$

中国模型中的变量分块如下:

$$Z_t = \begin{bmatrix} X_{1t} \\ S_t \\ X_{2t} \end{bmatrix}, \quad X_{1t} = \begin{bmatrix} Gap_t \\ CPI_t \end{bmatrix}, \quad S_t = [R_t], \quad X_{2t} = \begin{bmatrix} M2_t \\ R7_t \\ YearX_t \end{bmatrix}$$

美国模型中的变量分块如下:

$$Z_t = \begin{bmatrix} X_{1t} \\ S_t \\ X_{2t} \end{bmatrix}, \quad X_{1t} = \begin{bmatrix} Gap_t \\ CPI_t \end{bmatrix}, \quad S_t = [R_t], \quad X_{2t} = [YearX_t]$$

其中, GAP_t 为产出缺口, CPI_t 为物价指数同比增速, $M2_t$ 为广义货币量增速, $R7_t$ 为银行间利率, $YearX_t$ 为各期限的债券收益率, R_t 为央行基准利率。我们将在不同的时间区间以及不同的识别条件下分别进行估计。需要说明的是美国的模型设定中我们并未选择 $M2_t$ 与 $R7_t$ 两个变量。结构识别上我们采用下三角矩阵对基准利率冲击的影响进行识别。同时分别在 2002 年 1 月至 2007 年 12 月以及 2008 年 1 月份至 2015 年 6 月份两个时段上进行估计。

变量间的同期关系 A_0 满足以下关系:

$$A_0 = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{12} & a_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & a_{55} & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & a_{66} \end{bmatrix} \quad \text{及} \quad A_0 = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} \end{bmatrix}$$

2. 数据说明

我们分别选取了 2002 年 1 月至 2015 年 6 月期间中国与美国的物价指数(中国为平滑后的月度 CPI 同比增速, 美国为核心 CPI 同比增速)、央行基准利率(中国为一年期存款利率, 美国为联邦基金利率)、中国银行间资金利率(银行间市场 7 天加权回购利率开盘价)、中国货币供应量 ($M2_t$) 以及中国和美国 1 年、3 年、5 年、7 年、10 年和 20 年的国债到期收益率数据。中国产出缺口来自于人民银行预测小组开发的宏观计量经济模型中的相关估计结果, 并进行了月度平滑处理。美国产出缺口数据来自于 Oxford Economics 研究报告。

3. 2002 年至 2015 年估计结果

依据中美两国数据，并对物价等变量剔除趋势项之后，依据 AIC、LR 及 SC 准则选择合适的滞后阶数后，我们对 VAR 模型进行估计，然后进行结构冲击识别和冲击响应分析。

(1) 2002 年至 2015 年：中国

在 2002 年至 2015 年的时间段内，我们分析了短期利率变化对各期限债券收益率的影响。即假设短期利率受到一个标准差的冲击时，计算各期限收益率变化（基点数）对短期利率变化（基点数）的比例（下称为反应程度）。如 1 年期债券收益率对政策利率的瞬时反应程度为 16%。而随着时间的推移，1 年期收益率受到的影响逐步增大，最大反应程度达 25%，如图 9 所示。

短期利率对 1 年期债券收益率的影响

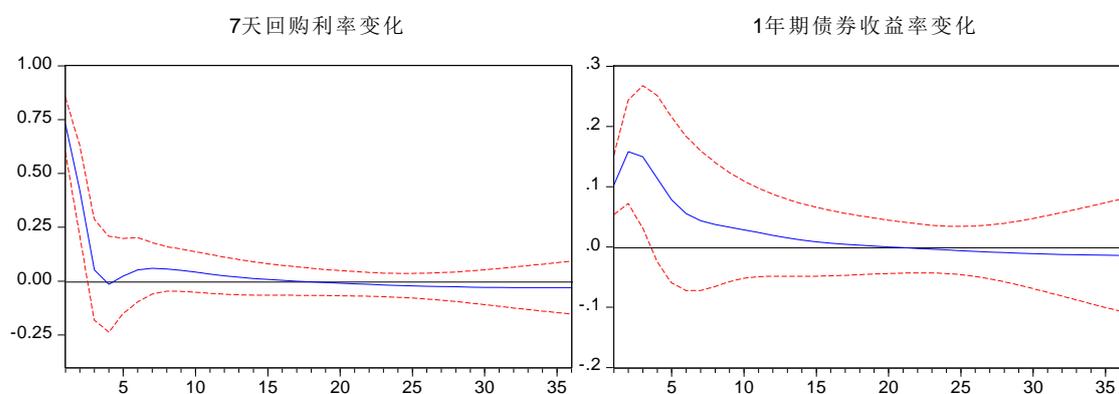


图 9 1 年期债券收益率对我国短期利率冲击的脉冲响应

3 年、5 年、7 年、10 年以及 20 年对短期利率变动的脉冲响应见图 10-图 14。其当期反应程度分别为 10%、7%、7.2%、6%以及 5%。最大反应程度分别为 18%、23%、21%、18%以及 16%。可见，随着期限的拉长，短期利率变动的影响逐步减弱。

短期利率对 3 年期债券收益率的影响

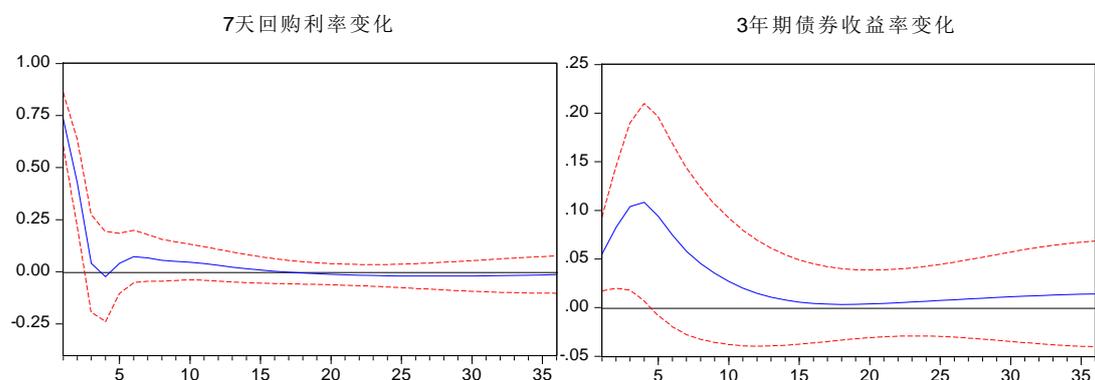


图 10 3 年期债券收益率对我国短期利率冲击的脉冲响应

短期利率对5年期债券收益率的影响

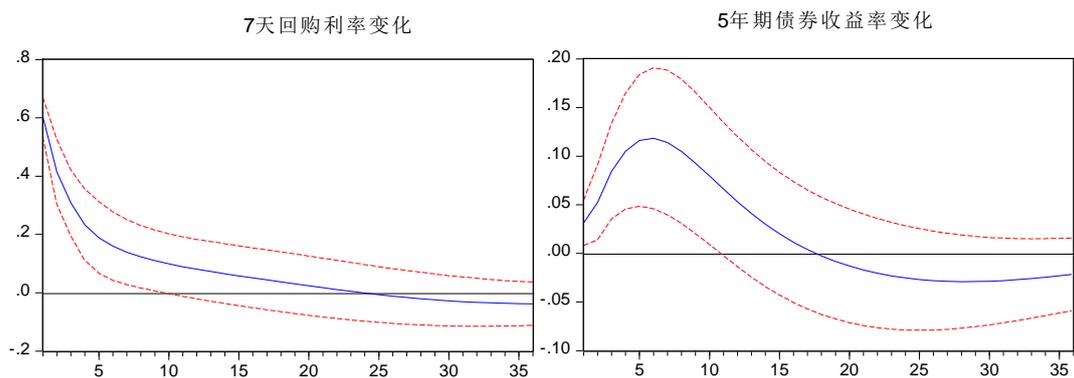


图 11 5 年期债券收益率对我国短期利率冲击的脉冲响应

短期利率对7年期债券收益率的影响

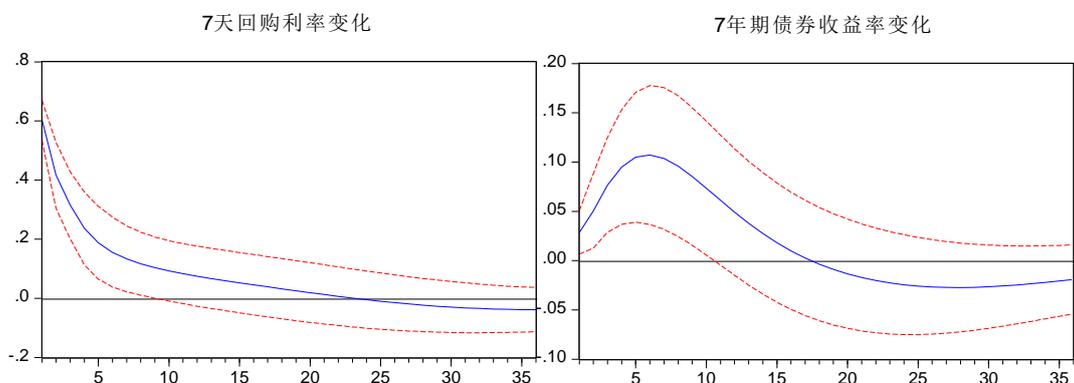


图 12 7 年期债券收益率对我国短期利率冲击的脉冲响应

短期利率对10年期债券收益率的影响

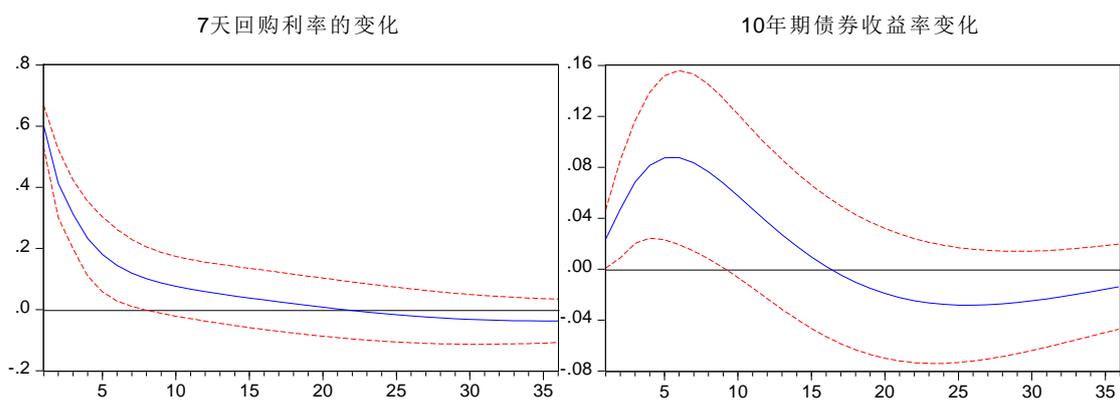


图 13 10 年期债券收益率对我国短期利率冲击的脉冲响应

短期利率对20年期债券收益率的影响

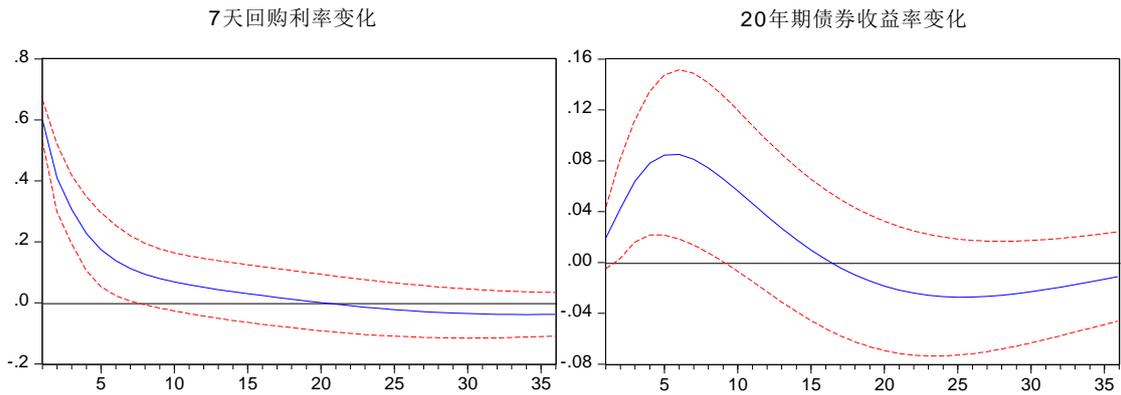


图 14 20 年期债券收益率对我国短期利率冲击的脉冲响应

总体来看，短期利率的冲击对个期限债券利率的影响基本都在 3-6 个月左右达到最大，且随着期限的拉长，影响逐步减弱。根据 2002-2015 年的数据，在基准利率不变的条件下，对短期利率的正向冲击会先导致收益率曲线平坦化，之后再逐步陡峭化。

(2) 2002 年至 2015 年：美国

用美国 2002 年至 2015 年数据的进行估计，得到基准利率上升 1 个标准差时，其对 1 年期债券收益率的影响，详细结果见图 15。具体而言，1 年期债券收益率对政策利率的当期反应为 35%。随着时间的推移，影响逐步上升，反应最大值达 65%。

政策利率对1年期债券收益率的影响

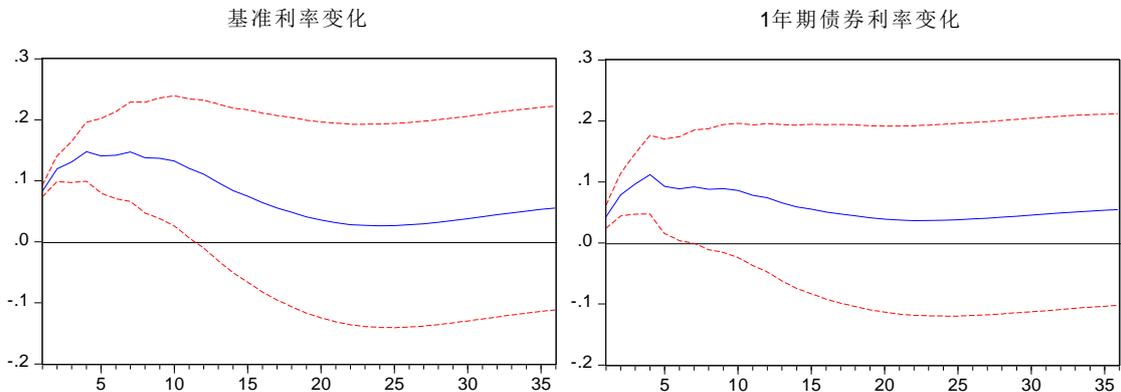


图 15 1 年期债券收益率对美国政策利率冲击的脉冲响应

我们还估计了美国 3 年、5 年、7 年、10 年以及 20 年收益率对政策利率的脉冲响应。各期限收益率的当期反应程度则分别为 21%、12%、11%、8%、9%，最大反应分别为 46%、53%、47%、43%、35%。同样表现出随着期限的拉长，政策利率的影响逐步减弱的特点。

政策利率对3年期债券收益率的影响

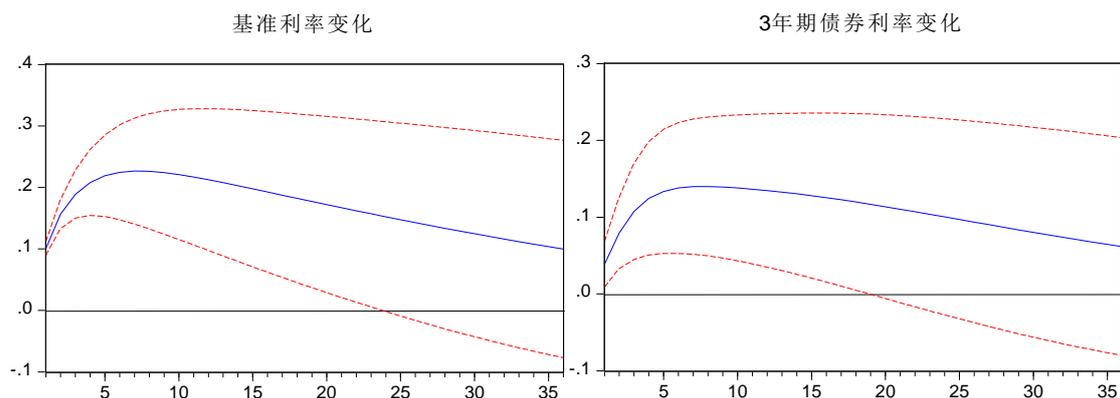


图 16 3 年期债券收益率对美国政策利率冲击的脉冲响应

政策利率对5年期债券收益率的影响

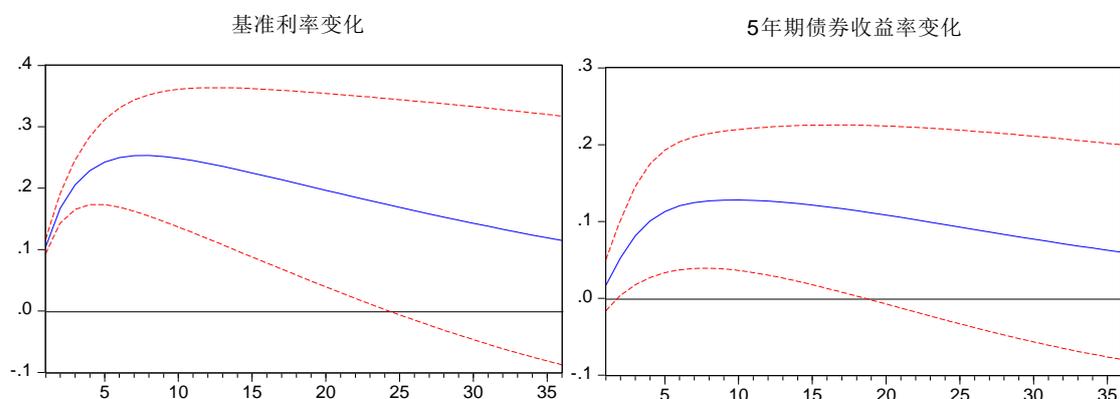


图 17 5 年期债券收益率对美国政策利率冲击的脉冲响应

美国基准利率对其他收益率的影响分析表明，面对政策利率的冲击，所有债券利率受到的影响基本都在 5-10 个月内达到峰值，且随着期限的拉长，影响逐步减弱。同样说明货币政策正向冲击会导致收益率曲线在短期内平坦化，之后逐步陡峭化。

与美国相比，我国各期限债券收益率对短期利率的脉冲响应程度较低，即利率传导的效果相对较弱（见表 2）。从最大反应程度来比较，我国在 2002-2015 年间的各期限平均传导效率仅为美国的 42%。

表 2 中美传导效率差异情况

2002-2015 年	中国		美国	
	当期反应	最大反应	当期反应	最大反应
1 年	16%	25%	35%	65%
3 年	10%	18%	21%	46%
5 年	7%	23%	12%	53%
7 年	7%	21%	11%	47%

10年	6%	18%	8%	43%
20年	5%	16%	9%	35%

4. 2010年至2015年估计情况

为了分析最近几年传导效率的情况，我们依据中美两国从2010年1月至2015年6月间的数据，对VAR模型进行估计，并进行了冲击识别和响应分析。

(1) 2010年至2015年：中国

用我国2010年至2015年间的的数据，得到基准利率上升1个标准差时，其对1年期债券收益率的影响。具体而言，1年期债券收益率对政策利率的瞬时反应程度为39%。而在随着时间的推移，影响的最大值达65%。这些传导效率的估计值明显高于2002-2015年间的平均值，表明最近五年来的市场发展改善了传导效率。

政策利率对1年期债券收益率的影响

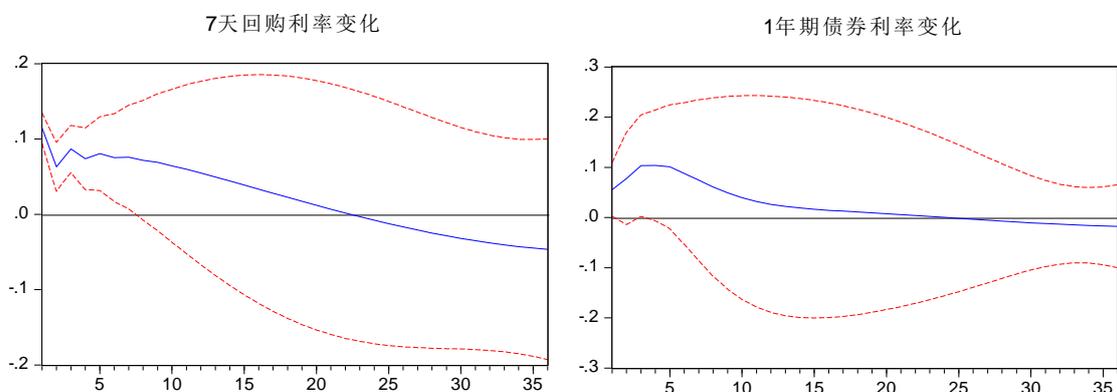


图 18 1 年期债券收益率对中国政策利率冲击的脉冲响应

对3年、5年、7年、10年以及20年的影响情况分别为26%、14%、6%、3%、2%。最大反应效果则分别为49%、41%、31%、28%、15%。与2002-2015年的平均相比，这些数据也证实了最近五年的传导效果有所改善。

(2) 2010年至2015年：美国

用美国2010年至2015年数据估计发现，1年期债券收益率对政策利率的当期反应为48%。随着时间的推移，反应的最大值达74%。美国3年、5年、7年、10年以及20年收益率对政策利率的当期反应程度分别为32%、19%、8%、5%、4%，最大反应分别为60.7%、59%、49%、40%、22%。同样表现出随着期限的拉长，政策利率影响逐步减弱的特点。

政策利率对债券收益率的影响

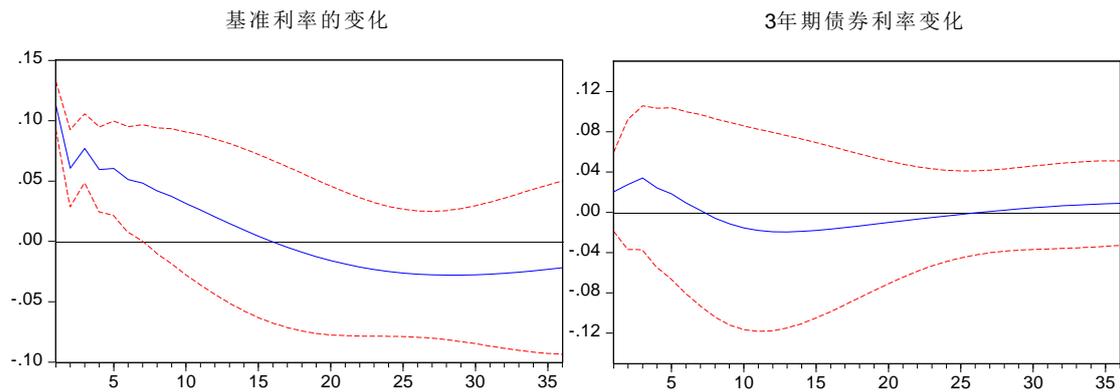


图 19 1 年期债券收益率对美国政策利率冲击的脉冲响应

与美国相比，我国各期限债券收益率对短期利率的反应程度都较弱，具体见表 3。从最大反应程度来比较，我国在 2002-15 年间的各期限平均传导效率为美国的 77%。

表 3 中美传导效率差异情况

2010-2015 年	中国		美国	
	当期反应	最大反应	当期反应	最大反应
1 年	39%	65%	48%	74%
3 年	26%	49%	32%	61%
5 年	14%	41%	19%	59%
7 年	6%	37%	8%	49%
10 年	3%	28%	5%	40%
20 年	2%	15%	4%	22%

六、收益率曲线的有效性：基于 N-S 分解及有效性检验的分析

(一) 理论模型综述

本节利用 Nelson-Siegel 模型，对债券市场的收益率曲线进行长、中、短期分解，并通过无套利约束下的有效性检验以及回归分析等方法，通过实证的方法验证了我国债券市场的有效性。研究结果初步表明，我国债券市场内部从短期向长期的传导基本有效，市场上不存在明显的套利机会，另外，通过对从债券市场提取出的 N-S 因子以及各短期利率、政策工具的 VAR/SVAR 回归分析，发现我国目前政策利率对“曲率因子”的传导还受到一定的阻滞。

国外关于债券市场利率期限结构的研究，主要基于两个关键模型，一个是 Nelson-Siegel 模型，它将债券的收益率表示为 3 个主要因子 Level, Slope 以及 Curvature 的线性函数关系，每个因子分别代表短期、中期以及长期效应，与实际数据有非常好的契合；另一个是 No-arbitrage 的 VAR 模型，它首先通过定

价核心 (Pricing Kernel) 的理论推导, 给出了无套利条件下利率期限结构所应满足的条件, 再用实际数据加以检验, 观察是否能通过无套利检验。详细的模型介绍将会在后文中展开。

在 N-S 模型方面, Diebold 和 Li (2006) 对模型的参数分解进行了一定的改进, 并利用该模型对美国的政府债券进行了回归分析以及预测, 取得了比较好的拟合及预测效果, 其精确程度超过了采用其他 VAR 时间序列模型以及无套利模型的结果。该方法的成功也为本文的模型估计提供了较好的理论基础。在 No-Arbitrage 模型方面, Ang 和 Piazzesi (2003) 对债券收益率以及一些宏观经济变量进行基于无套利假设的动态分析, 以观察各宏观变量对债券收益率的影响, 取得了比较好的预测效果 (优于没有无套利假设的情况), 也从另一方面给出了债券期限结构无套利的模型逼近; Ang 等人 (2006) 则提供了一种类似于 GMM 的方法来估计非套利 (No-Arbitrage) 模型, 利用所选定的因子来搜寻参数使得模型拟合的收益率与数据收益率的均方差和最小。这类方法在之后学者做相关研究中有非常广泛的运用, 本文也采用该方法来估计模型参数。

对于两个模型的结合, Coroneo (2008) 对于美国国债的数据采用了一种 N-S 模型和 No-Arbitrage 模型联合估计对比的方式来检验美国债券市场是否存在套利机会。他首先利用 N-S 模型和数据估计出三个关键因子变量 Level, Slope 和 Curvature, 并把这三个因子作为 No-Arbitrage 模型的潜在因子, 自身满足一个一阶的 VAR 过程, 同时也符合无套利条件的约束。之后再利用 Ang 等人 (2006) 的方法进行参数估计, 可以获得一组 No-Arbitrage 模型的对应因子系数, 与 N-S 模型的因子系数 (理论计算得出) 对比即可检验对应债券市场的有效程度。在之后的工作中, Cassola 和 Porter (2011) 利用相似的方法对中国银行间各债券市场做了无套利检验, 发现中国债券市场的价格并不是完全有效的, 主要反应在规范化, 流动性与市场分割, 并指出进一步的市场开放可以促进有效性和市场传导通畅程度。

本文节主要运用 Cassola 和 Porter (2011) 的方法, 同样对中国银行间各债券市场进行分析和检验, 所不同的地方在于: (1) 采用的期限结构更丰富, 时间跨度更长; (2) 更加侧重点在于研究政策利率的传导, 旨在发现影响政策利率传导效果的因素, 以及收益率曲线在货币政策传导中的作用。

(二) 理论与实证模型设定

1. N-S 模型

目前主流的 Nelson-Siegel 模型由 Nelson 和 Siegel (1987) 提出, 并由 Diebold 和 Li (2006) 重新定义了参数, 使得各因子能够更好地被识别和分解。其主要模型如下:

$$y_t = a^{NS} + b^{NS}X_t + \epsilon_t$$

其中,

$$a^{NS} = 0, b^{NS} = [1 \frac{1 - \exp(-\lambda\tau)}{\lambda\tau} \frac{1 - \exp(-\lambda\tau)}{\lambda\tau} - \exp(-\lambda\tau)]$$

公式中 λ 为衰减因子， τ 为债券的到期期限。该模型即把债券的收益率分为 3 个部分（因子），包含在 X_t 中：代表长期收益率水平的 Level，代表短期收益率水平的 Slope，以及代表中期收益率水平的 Curvature。

之所以用这三个因子分别代表长期、短期与中期利率水平，可以从其定义的系数上加以阐述。第一个因子的系数为常数 1，表示其存在于所有到期期限中的影响，也是当到期期限趋于正无穷时收益率曲线的渐进值，可以理解为一个长期效应；第二个因子的系数随着到期期限的增加而从 1 减少到 0（固定衰减因子的情况下），即在短期存在较大影响，而对于长期期限的影响几乎为 0，可以理解为短期效应，其实际值为无穷期到期收益率与隔夜收益率之差；最后一个因子的系数随着到期期限的增加逐渐从 0 开始先增长后衰减到 0，其峰值所处的到期期限受衰减因子影响，一般情况下普遍所设的衰减因子为 0.0609 (Diebold 和 Li, 2006)，此时该系数在 30 个月到 3 年左右达到峰值水平。因此可以看作是一个主要影响中期收益率水平的因子。

本文之所以选取 N-S 模型的原因，主要为以下三个方面：

第一，在本文所参考的文献中，欧洲中央银行 (ECB) 的 Coroneo (2008) 是以美国的国债市场收益率曲线利用 N-S 模型以及 No-Arbitrage 模型进行对照分析来验证市场的有效性，IMF 的 Cassola 和 Porter (2011) 利用同样的方法对中国的债券市场进行分析。而我们采用类似的方法，利用 N-S 模型对我国国债以及政策性金融债市场收益率曲线进行因子分解，再通过无套利模型对分解后的因子进行有效性检验，其方法的权威性可以从之前的相关文献中得到支持，并且其结果可以方便与之前文献的结果进行对照，从而看出我国债券市场目前主要存在的问题和需要改进的地方。

第二，N-S 模型与中国的债券市场收益率曲线吻合较好，且其模型结构较为简单直观，分解出来的三个因子又具有非常明显的表征意义（分别代表市场的长期、短期、中期），易于进行更新和计算，也可以较为便捷地发现问题所在以及进行后续研究分析。

第三，N-S 模型所需要的数据仅为债券市场收益率曲线本身的数据，其本质是对整条收益率曲线的时间序列数据进行降维，抽象成三个因子。因此其能更本质地反映债券市场自身的情况，而非像其他模型一般需要掺和其他诸如 GDP、CPI 等宏观变量。图 20 展示了 3 个因子的系数随着到期期限变化而变化的情况。

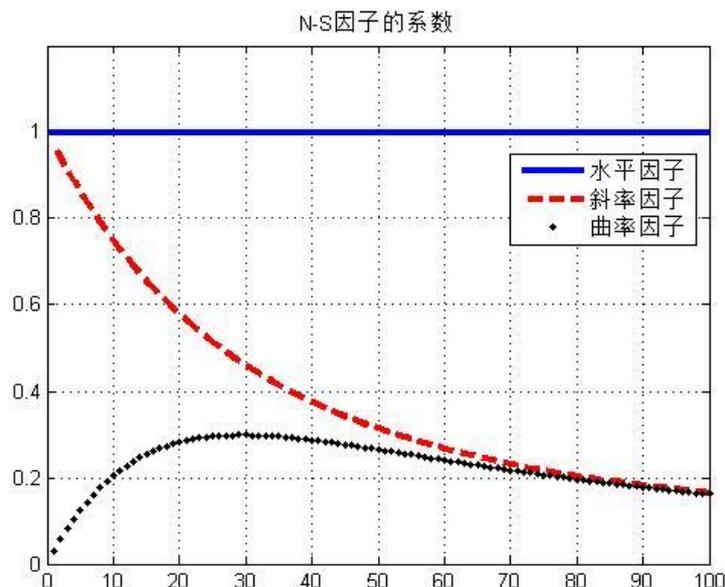


图 20 lambda=0.0609 时各因子系数变化

由于截距项为零, 因此在该模型中债券的收益率完全由三个因子以及随机扰动项决定:

$$y_t = b^{NS} X_t^{NS} + \epsilon_t$$

其中 $X_t^{NS} = [L_t, S_t, C_t]$ 代表 3 个因子在每一个观测时间点的值。该模型已经被之前的学者所验证对于实际数据拟合的较好并且具有较强的预测能力, 但是并没有加入无套利的条件。实证估计中可以利用简单的 OLS 回归模型对数据进行因子提取。

2. 无套利模型

无套利模型全称 Gaussian Discrete-time Arbitrage-free Affine Term Structure Model, 模型主要由两个方程 (组) 构成, 分别为一个观测方程 (Observation Equation):

$$y_t = a^{NA} + b^{NA} X_t^{NA} + \epsilon_t^{NA}$$

以及因子满足的一个状态方程 (State Equation, VAR (1) 过程):

$$X_t^{NA} = \mu + \Phi X_{t-1}^{NA} + u_t$$

其中 $u_t \sim N(0, \Sigma \Sigma')$ 是一个 $K \times 1$ 的残差向量 (K 为因子个数, 在本文中为 3), μ 是一个 $K \times 1$ 的非条件均值向量, Φ 是 $K \times K$ 的自回归系数矩阵。在观测方程中 a^{NA} 以及 b^{NA} 的系数定义如下:

$$a_t^{NA} = -\frac{A_t}{\tau}, \quad b_t^{NA} = -\frac{B_t}{\tau}$$

其中 A_t 与 B_t 满组如下的无套利条件公式 (Ang 和 Piazzesi, 2003):

$$A_{\tau+1} = A_{\tau} + B_{\tau}'(\mu - \Sigma\lambda_0) + \frac{1}{2}B_{\tau}'\Sigma\Sigma'B_{\tau} + A_1$$

$$B_{\tau+1}' = B_{\tau}'(\Phi - \Sigma\lambda_1) + B_1'$$

满足边界条件 $A_0 = 0$ 以及 $B_0 = 0$ 。式中参数 λ_0 以及 λ_1 表示随时间变化的市场风险价格，可以表示成收益率因子的函数形式：

$$\lambda_t = \lambda_0 + \lambda_1 X_t^{NA}$$

参数 $A_1 = -a_1^{NA}$ 以及 $B_1 = -b_1^{NA}$ 可以从短期（1 个月）债券收益率获得：

$$r_t = a_1^{NA} + b_1^{NA} X_t^{NA} + v_t$$

如果收益率因子 X_t^{NA} 是无法观测到的，那么该模型需要利用卡尔曼滤波对观测方程以及状态方程进行联合估计，提取因子并进一步估计参数。这样将需要非常大量的计算。为了简化起见，并且可以和之前的 N-S 模型进行比照，我们采用另一方法对该模型进行估计。

3. 实证计量方法

本节所采用的模型估计方法主要沿用了 Coroneo (2008) 以及 Cassola 和 Porter (2011) 的估计方法，即 N-S 模型与 No-Arbitrage 模型联合估计比较的方法。由于美国的债券市场数据表明 N-S 模型与实际数据拟合得较好，但是并没有表现出是否存在套利机会，因此在估计 N-S 模型的同时，再利用非套利模型进行检验，可以在一定程度上反映出市场的有效性程度。具体估计步骤如下：

首先，计算出各到期期限的 N-S 模型系数，再利用 N-S 模型对数据进行简单的 OLS 回归，提取出对应的 3 个因子 $X_t^{NS} = [L_t, S_t, C_t]$ ；

其次，利用所得的 N-S 因子作为无套利模型中的收益率因子，估计无套利模型的状态方程 (State Equation)，得到估计参数 μ ， Φ ， Σ ；

再次，利用短期（1 个月）债券收益率的时间序列数据对所提取出的 N-S 模型因子进行 OLS 回归，得到 a_1^{NA} 以及 b_1^{NA} 的参数估计值；

最后：利用估计所得的上述参数，求解如下残差平方和最小化问题来估计 λ_0 以及 λ_1 ：

$$\min_{\lambda_0, \lambda_1} \sum_{t=1}^{\tau} \sum_{\tau=1}^{\tau} (y_{t,\tau} - \hat{y}_{t,\tau})^2$$

式中 $y_{t,\tau}$ 表示原始的收益率数据， $\hat{y}_{t,\tau}$ 表示模型拟合出的收益率估计值。由 a_1^{NA} ， b_1^{NA} 以及状态方程中各参数可以用无套利条件递推公式递推出任一到期限的对应系数，从而拟合出所有的收益率估计值。所有模型系数的估计到此全部完成。

系数估计完成后就是做相应的无套利检验。由于两个模型所用的因子都是 N-S 模型的因子，因此如果市场中不存在套利机会，那么两个模型的参数估计应当在统计意义上一致，即原假设：

$$H_0^1: a_\tau^{NA} = a_\tau^{NS} \equiv 0$$

$$H_0^2: b_\tau^{NA}(1) = b_\tau^{NS}(1)$$

$$H_0^3: b_\tau^{NA}(2) = b_\tau^{NS}(2)$$

$$H_0^4: b_\tau^{NA}(3) = b_\tau^{NS}(3)$$

不能在一定的显著程度下被拒绝。由于 N-S 模型的各系数是直接计算出来的，我们只需要得到 No-Arbitrage 模型各系数的分布情况，就可以对该假设作出检验。

为了得到 No-Arbitrage 模型各系数的分布，一种方法是将 Step 4 的估计过程看作一种 GMM 的方法，并且利用 GMM 进行渐进分布的计算。另一种就是采用 Bootstrap 重抽样的方法来得到一个实证的近似分布。我们采用后一种方法，具体步骤如下：

(1) 构造一个债券收益率比的矩阵 $G = \{y_{t,\tau}/y_{t-1,\tau}\}$ ，其中 $t=2, \dots, T$ 为数据的时间跨度， $\tau=1, \dots, N$ 为各到期期限。

(2) 从 $[1, 2, \dots, T]$ 中等概率随机抽取一个时间节点 k 作为新样本的开始日期数据。

(3) 对收益率比矩阵 G 进行重抽样。选定某一抽样模块长度 w ，每次随机抽取 G 中连续的 w 行构成一个模块，亦即从 $[2, \dots, T-w+1]$ 中等概率抽取 z ，并把 G 的第 z 行到 $z+w-1$ 行作为一个模块抽取出来。如此抽取 I 次， I 为样本所允许的最大抽取次数。将所抽取的 I 个模块纵向拼接成一个新的收益率比矩阵 \tilde{G} 。

(4) 利用新的收益率比矩阵 \tilde{G} 构造新的重抽样样本收益率数据。具体构造方法如下：

$$\begin{cases} \tilde{y}_1 = y_k \\ \tilde{y}_s = \tilde{y}_{s-1} \odot \{\tilde{G}\}_s \end{cases} \quad s = 2, \dots, S$$

其中 $\{\tilde{G}\}_s$ 表示新的收益率比矩阵的第 s 行， \odot 符号表示元素对元素的矩阵相乘。

(5) 对新抽样样本进行 Step 1 至 Step 4 的处理，得到一组无套利模型参数估计。

(6) 重复进行 M 次重抽样，可以得出各参数的实证近似分布并与 N-S 模型所计算的参数相互比较。

至于为什么选用这样的抽样方式，Coroneo (2008) 给出如下两个原因：一是可以保证收益率数据的正值特性；二是收益率数据有较强的自相关性，其一阶差分也具有较高的自相关系数并且非平稳，而收益率比的数据则相对而言表现出较好的统计性质，更适合于进行 Bootstrap 重抽样。

4. 回归分析以及 VAR/SVAR 模型

为了估计货币政策利率变动对债券市场的动态影响，VAR/SVAR 估计是一种较为直观有效的研究方法。但是如果直接将债券市场的收益率曲线以及政策变量

放入 VAR 模型中进行估计，将会由于所估系数的数量非常庞大而丧失估计精度，同时也会带来非常大的多重共线问题以及协整关系问题。而如果将各个期限结构的收益率分别放入模型中计算，则可能捕捉不到债券市场内不同期限之间的关系。

N-S 模型的因子分解为我们提供了一种非常好的解决方法。该模型将整个债券市场收益率曲线分解为 Level、Slope、Curvature 三个因子，不仅成功地刻画了整条收益率曲线的大部分信息，而且这三个因子也具有一定的经济学含义，其分别指代的长期、短期和中期成分可以帮助我们理解政策利率工具对于债券市场不同期限的影响效果。Diebold 和 Li (2006)，Coroneo (2008) 以及 Cassola 和 Porter (2011) 都指出了三个因子对于长、短、中期收益率曲线的代表作用，前者还利用美国的数据，通过三个因子与不同到期期限结构的对比，进一步支持了这一观点。在确定模型结构前，我们首先将各个债券市场的 3 个因子分别对一系列宏观以及政策变量进行回归分析，以观察各变量之间的长期稳定相关性，同时也为 SVAR 模型中确定结构提供一定的证据支持。回归分析的基础结构如下：

$$y = \alpha + \beta_1 * CPI + \beta_2 * GDP + \beta_3 * M2 + \beta_4 * SHIBOR + \beta_5 * Reserve + \beta_6 * ldratio$$

其中， y 为债券市场的各个因子，CPI 为消费价格指数增长率，GDP 为国内生产总值增长率（由于没有月度数据，用工业增加值代替），M2 为广义货币增长率，SHIBOR 为上海银行间拆借市场七天利率，Reserve 为存款准备金率，ldratio 为银行总体存贷比。由于部分时间序列数据存在单位根以及协整关系，我们采用 DOLS 的方法进行修正。

我们的 VAR/SVAR 模型主要基于研究 N-S 分解后的各个债券市场三因子与货币政策表征工具变量（M2 增长率，SHIBOR 利率等）之间的关系，来观察货币政策向债券市场方向传导的效果。其一般 VAR 模型如下所示：

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \Omega)$$

其中 $Y_t = [L_t, C_t, S_t, I_t]'$ 分别代表债券市场的 Level、Curvature、Slope 因子以及政策利率代理变量。对于一般 VAR 模型的估计，我们简单假设扰动项的协方差矩阵 Ω 为对角阵，亦即各残差项互不相关。而对于后续的 SVAR 模型，我们则会假设模型中存在一定的结构来进一步识别残差项，通过对扰动项协方差矩阵的分解以及添加适当的约束估计模型。具体的分解形式会在后文中提及。

5. 数据描述

我们采用的中债国债市场以及政策性金融债（国开债）市场各到期收益率数据来自中央国债登记结算有限公司，时间跨度为 2006 年 4 月至 2014 年 12 月，数据频率为月度。参照国外其他文献，选取的债券期限结构为隔夜、1 个月、2 个月、3 个月、6 个月、9 个月、1 年、2 年、3 年、4 年、5 年、6 年、7 年、8 年、9 年、10 年共计 16 个到期期限。政策工具代理变量方面，选取的变量为 M2 增长率（同比）以及 SHIBOR 隔夜和七天利率。时间跨度为 2006 年 9 月至 2014 年 12 月，数据频率为月度，数据来源于 Wind 资讯。宏观变量方面，在回归分析

部分采用了CPI（同比），工业增加值（当月同比），大型存款类金融机构人民币存款准备金率，金融机构人民币存贷比（由贷款除以存款得出）。数据频率均为月度。

需要进一步说明的是，在政策性金融债中，国家开发银行所占有的发行量占九成以上。本文用国家开发银行的政策性金融债数据作为代表，可以较为全面地反映该债券市场的特征。我们也用中国农业发展银行和中国进出口银行的数据进行了稳健性检验，发现差别不大，由于篇幅原因略去。

6. 实证结果

(1) 各债券市场 N-S 因子分解

通过预设的 Nelson-Siegel 模型系数，我们可以通过简单的 OLS 方法利用各个债券市场的收益率曲线将 Level, Slope, Curvature 三个因子反解出来。如图 21 所示：

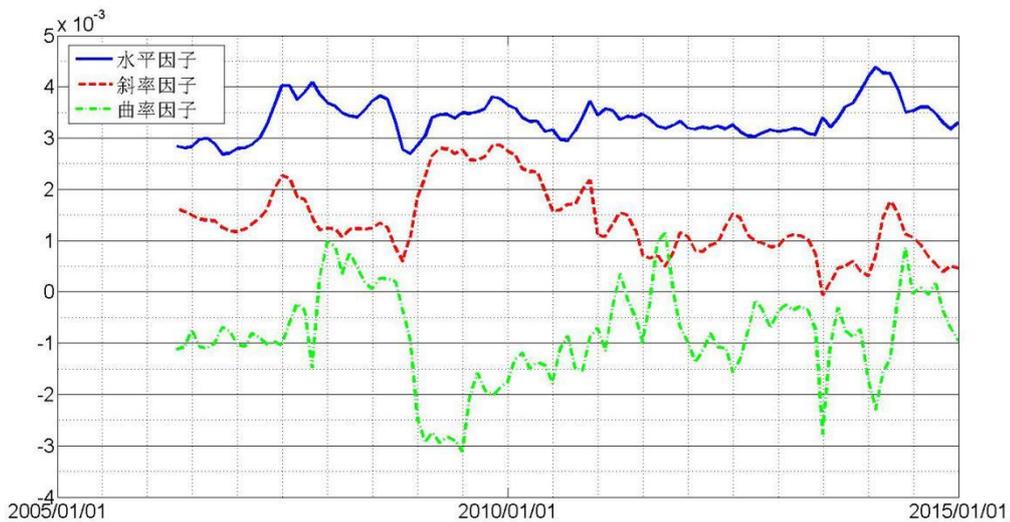


图 21 银行间固定利率国债到期收益率 N-S 模型三因子

由图 21 中可以看出，Level 因子的波动率明显小于其余两个因子，代表的是市场的潜在收益率水平；Slope 与 Curvature 因子波动较为剧烈，尤其在 2008 年金融危机后，有非常明显的跳变。值得注意的是，Curvature 因子近年来的波动幅度明显增加。

为了验证三个因子对于债券市场长期、中期和短期的表征能力，将其分别与 1 个月、3 年以及 10 年债券收益率作比较，可以得到表 4 中的相关系数矩阵：

表 4 银行间国债市场各因子与关键期限相关性系数矩阵

Correlation (t-statistics)	Slope -Treasury	Curvature -Treasury	Level -Treasury	1 个月	36 个月	120 个月
Slope -Treasury	1					

Curvature	0.5215					
-Treasury	(6.204)	1				
Level	-0.1475	0.0001				
-Treasury	(-1.513)	(0.001)	1			
1 个月	0.8338	0.3774	0.3927			
	(15.327)	(4.136)	(4.333)	1		
36 个月	0.6356	0.6903	0.5783	0.8499		
	(8.356)	(9.685)	(7.194)	(16.369)	1	
120 个月	0.2707	0.5091	0.8419	0.6454	0.9025	
	(2.854)	(6.003)	(15.835)	(8.576)	(21.273)	1

注：括号中的数据为 T 检验值。

不难发现，3 个因子中 Slope 因子与 1 个月的到期收益率相关性最高，Curvature 因子与 36 个月的到期收益率相关性最高，Level 因子与 120 个月的到期收益率相关性最高。这一结果从数据的角度支持了对于 N-S 三因子分别代表解释了债券市场长期、中期、短期行为这一结论。银行间政策性金融债市场的分解结果如图 22 所示：

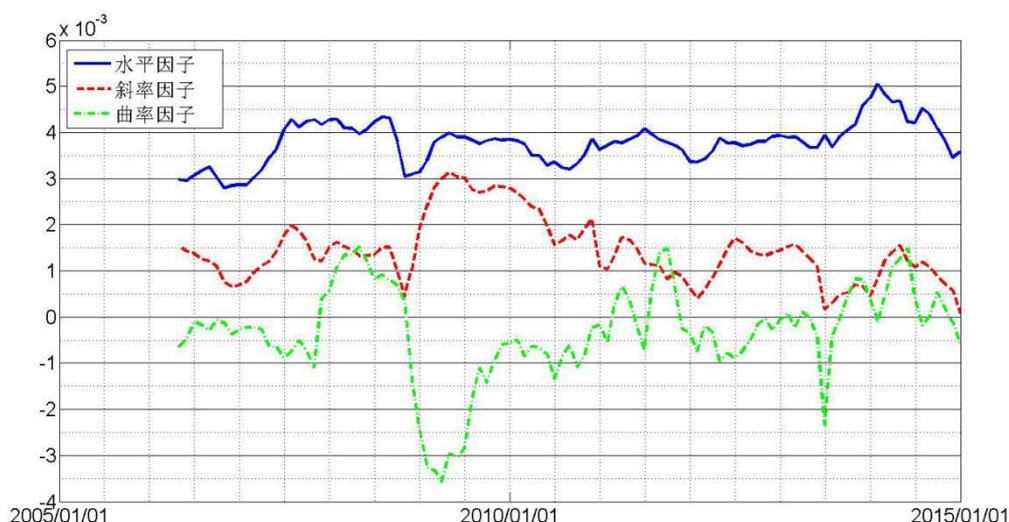


图 22 银行间政策性金融债到期收益率 N-S 模型三因子

可以看到，政策性金融债市场的三个因子与银行间国债市场的对应因子走势非常相似，充分体现出了不同债券市场间的联动性，以及对于宏观经济波动的相似反应。

同样地，我们也可以将政策性金融债的三个因子分别与短、中、长期的到期收益率进行比较（见表 5）。数据的结果也进一步支持了三因子分别解释债券市场长、中、短期这一结论。

表 5 银行间国债市场各因子与关键期限相关性系数矩阵

Correlation	Slope	Curvature	Level	1 个月	36 个月	120 个月
-------------	-------	-----------	-------	------	-------	--------

(t-statistics)	-Policy	-Policy	-Policy			
Slope	1					
-Policy						
Curvature	0.5220	1				
-Policy	(6.211)					
Level	-0.0750	0.2833	1			
-Policy	(-0.763)	(2.998)				
1 个月	0.8031 (13.681)	0.5516 (6.712)	0.5118 (6.046)	1		
36 个月	0.5624 (6.903)	0.7846 (12.842)	0.7216 (10.579)	0.8734 (18.204)	1	
120 个月	0.2574 (2.703)	0.6208 (8.036)	0.9125 (22.640)	0.7205 (10.545)	0.9307 (25.832)	1

因此，通过观察 3 个因子对于政策利率变动的不同反应，可以在较大程度上体现债券市场的整体反应结果，同时也可以避免一些多重共线和协整问题。

(2) 债券市场无套利检验与模型因子比较

如前文所述，通过比较无套利模型的系数估计结果以及构造的置信区间与 N-S 模型的系数，我们可以对各个债券市场的有效性程度进行检验。银行间国债市场的无套利检验结果如图 23 所示：

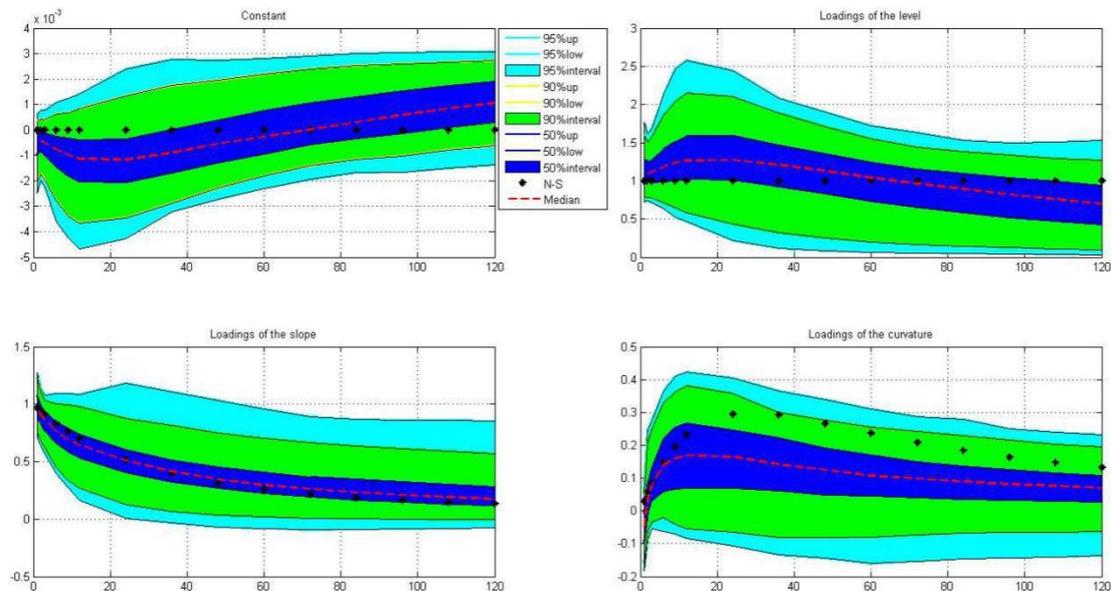


图 23 银行间固定利率国债无套利模型与 N-S 模型因子系数比较²

不难发现，N-S 因子各系数基本都在无套利模型因子参数的 90%置信区间内，level 和 slope，亦即长期和短期因子基本都在 50%的置信区间内，无套利假设基本不能被拒绝。换言之，从检验结果来看，我国银行间国债市场基本有效（在 90%置信度下），尤其是在市场的短期端，无套利模型的因子估计与 N-S 模型基

² 这里的重抽样次数经试验超过 100 次后已经趋于稳定收敛，结果无太大差异，因此没有进一步增加抽样次数。

本一致。相比较而言，虽然中期因子在 90%的置信度下可以通过有效性检验，但是相比于其他 2 个因子，其有效性程度最低，意味着市场中端可能存在一定的无效性。

政策性金融债的无套利检验结果如图 24 所示：

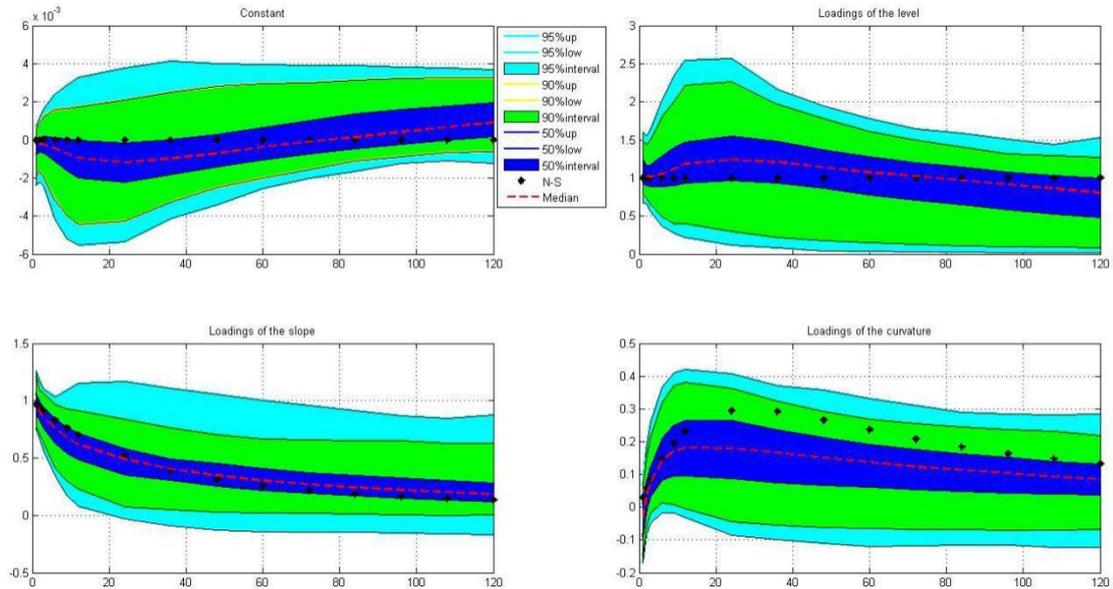


图 24 银行间政策性金融债无套利模型与 N-S 模型因子系数比较

可以看到，政策性金融债市场的检验结果基本与银行间国债市场类似，Level 和 Slope 因子的检验结果基本能通过 50%的置信度，而相比较而言，Curvature 因子的检验结果只能通过 90%的置信度。但是总体而言，我国债券市场基本有效。

(3) 回归分析³

为了观察各个债券市场 N-S 三因子与宏观变量以及政策变量的联动关系，我们将各因子对以上变量进行回归分析。由于许多宏观与政策变量之间存在协整关系，直接用 OLS 进行估计会存在一定的偏差。Stock 和 Watson (1993) 利用美国的数据证明了 DOLS 的参数估计值相较于其他渐进有效的参数估计具有更好的表现。因此，我们采用 DOLS 方法进行修正，以捕捉各变量之间的长期稳定关系。对于残差的检验表明修正后的模型可以通过平稳性检验。

银行间国债市场的回归结果如表 6 所示：

表 6 银行间国债市场三因子 DOLS 分析结果 (lead=1, lag=1)

自变量	国债：Level	国债：Slope	国债：Curvature
常数项	-0.010699** [-2.347]	0.000588 [0.119017]	-0.010673 [-1.176]
CPI	3.56E-05 [0.607]	2.49E-05 [0.391]	0.000282** [2.413]

³ 由于所采用数据的量纲并非一致，因此系数的估计相对大小不能反映其影响程度的大小，但是符号和 t 统计量可以反映出其影响方向和显著程度。

GDP	8.74E-06 [0.329]	-3.82E-05 [-1.328]	-1.99E-05 [-0.376]
M2	9.22E-05*** [3.171]	-6.39E-05** [-2.027]	-3.29E-05 [-0.568]
SHIBOR	0.000286** [2.447]	0.000343*** [2.706]	-0.000150 [-0.643]
Reserve	-8.62E-06 [-0.332]	-2.53E-05 [-0.900]	4.67E-05 [0.904]
Ldratio	0.017113*** [2.811]	-0.001639 [-0.249]	0.013736 [1.133]
Adj-R2	0.3302	0.8070	0.5929

由回归结果可以看出，债券市场三个因子中，Level 和 Slope 因子与政策工具代理变量（M2 增长率，SHIBOR 利率）具有较大的相关性，回归系数均显著，但是与 CPI 和工业增加值同比增长率却没有明显的相互关系；而 Curvature 因子则在统计意义上表现出与这两个政策变量的关系，但是却与 CPI 在当期存在一定的影响关系。政策性金融债的回归结果如表 7 所示：

表 7 政策性金融债市场三因子 DOLS 分析结果 (lead=1, lag=1)

自变量	金融债：Level	金融债：Slope	金融债：Curvature
常数项	-0.013503** [-2.634]	0.001803 [0.420]	-0.017738* [-1.762]
CPI	6.24E-05 [0.945]	-1.98E-05 [-0.358]	0.000278** [2.148]
GDP	-1.46E-05 [-0.490]	-8.84E-06 [-0.354]	-5.17E-05 [-0.881]
M2	9.89E-05*** [3.023]	-8.40E-05*** [-3.070]	3.75E-05 [0.583]
SHIBOR	0.000302** [2.296]	0.000416*** [3.780]	0.000238 [0.922]
Reserve	1.64E-05 [0.560]	-8.32E-05*** [-3.401]	1.51E-05 [0.264]
Ldratio	0.021265*** [3.105]	-0.002133 [-0.372]	0.022832* [1.70]
Adj-R2	0.3502	0.8305	0.6452

政策性金融债市场的三因子回归结果与银行间国债市场的基本相同，也是长期因子与 Level 和 Slope 因子与货币政策变量相关性较高，而 Curvature 因子与之无显著相关性。纵观两个债券市场，在其他变量方面，商业银行人民币总体存贷比对 Level 因子有较为显著的影响。这也比较容易理解，当存贷比较高的时候，说明市场上流动性趋紧，而债券市场上的对应反应就是长期债券收益率（或者债券市场的潜在收益率）上升。DOLS 的回归结果不仅能够帮助我们了解债券市场

各个因子与宏观和政策变量的相互关系，更可以在后续的 SVAR 中为构建模型结构提供一定的实证支持。

(4) VAR 模型识别与分析

VAR 回归分析可以告诉我们各个变量之间的动态影响关系，但是一般的 VAR 模型不能较好地识别具体的政策冲击。尽管如此，观察一般形式的 VAR 模型仍旧能够提供一些对于政策利率向债券市场传导的初步了解。一般形式 VAR 回归模型的脉冲反应结果如表 8、表 9 所示。

表 8 银行间国债市场三因子对政策变量的脉冲响应结果⁴

		银行间国债市场		
		Level	Slope	Curvature
M2 (L=2)	Max impact	15.57%(5)*	-14.22%(6)*	-11.98%(2)*
	Granger Causality	0.0450**	0.0097***	0.0905*
SHIBOR(O/ N) (L=1)	Max impact	-8.74%(4)	11.03%(5)*	11.98%(3)*
	Granger Causality	0.1233	0.0344**	0.0230**
SHIBOR(7d) (L=1)	Max impact	-9.86%(5)	13.79%(5)	18.51%(3)*
	Granger Causality	0.3380	0.1693	0.0370**
Repo(7d) (L=2)	Max impact	-15.85%(5)	15.97%(7)	29.41%(4)*
	Granger Causality	0.3399	0.9606	0.0051***
Interbank(7d) (L=2)	Max impact	-15.03%(5)	18.87%(7)	34.86%(4)*
	Granger Causality	0.3524	0.9874	0.0007***

表 9 政策性金融债市场三因子对政策变量的脉冲响应结果

		政策性金融债市场		
		Level	Slope	Curvature
M2 (L=2)	Max impact	9.35%(5)	-11.62%(5)*	5.73%(5)
	Granger Causality	0.2214	0.0090***	0.1077
SHIBOR(O/N) (L=1)	Max impact	-14.70%(5)*	22.96%(5)*	23.88%(3)*
	Granger Causality	0.0149**	0.0174**	0.0004***
SHIBOR(7d) (L=1)	Max impact	-15.00%(5)	18.65%(6)*	24.83%(3)*
	Granger Causality	0.1379	0.1997	0.0009***
Repo(7d) (L=1)	Max impact	-14.35%(6)	18.65%(6)*	21.97%(3)*
	Granger Causality	0.2082	0.2467	0.0036***
Interbank(7d) (L=1)	Max impact	14.78%(6)	20.09%(7)*	25.79%(3)*
	Granger Causality	0.1979	0.2385	0.0006***

由表中不难发现，5 种选取的政策工具代理变量在 2 种债券市场中的影响大致可以分为 2 类：主要影响短期的政策变量，包括 M2 增长率以及 SHIBOR 隔夜利

⁴ 表格中 max impact 代表一个标准差单位的脉冲源（政策变量）变动所带来的标准差百分比变动，括号内为最大脉冲反应所在的滞后期。L 代表滞后期，由 LagLength Criteria 决定，下同。

率；主要影响中期的政策变量，包括 SHIBOR、回购以及银行间拆借七天利率。后三种的影响机制基本相同，时间序列的走势相关性也非常强，因此可以作为同一种政策变量对待。除此以外，M2 增长率对于国债市场的长、中、短期均有较为显著的影响，而 SHIBOR 隔夜拆借利率则对政策性金融债市场的长、中、短期均有显著影响。总体来看，货币政策代理变量对于债券市场的最大影响大致发生在 3 至 6 个月，不同变量的影响滞后期略有不同。

作为央行公开市场操作的主要平台，国债市场的交易与我国货币政策有很大的关系，因此 M2 增长率作为我国长期以来数量型货币政策的指标之一，对国债市场的收益率曲线会有重要的影响；而在政策性金融债市场，交易主体为各方金融机构，因此货币市场利率会对该债券市场有较大的作用。

一般 VAR 模型的估计仅能观察各变量间的相互关系，但并不能确信究竟是什么变量（或者因素）是造成债券市场收益率曲线变动的原因。两个变量之间的因果关系很有可能受到其他因素的影响，要做更可靠的判断，就需要尽可能剔除其他因素的干扰。通过 SVAR 模型，添加合适的约束以及结构，是识别波动来源和准确理解货币政策对债券市场影响的途径之一。

(5) SVAR 分析

结合之前的债券市场有效性检验以及 DOLS 回归分析，我们不难发现，债券市场的中端，也就是 Curvature 因子，可能是妨碍政策利率传导的因素之一。基于以上观察，本文设置了如下 VAR 模型的短期约束。

$$\begin{bmatrix} C_1 & C_2 & C_3 & C_4 \\ 0 & C_5 & 0 & 0 \\ 0 & C_6 & C_7 & C_8 \\ 0 & 0 & 0 & C_9 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{level} \\ \text{curvature} \\ \text{slope} \\ \text{policy ins.} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{long run} \\ \text{mid run} \\ \text{short run} \\ \text{policy shock} \end{bmatrix}$$

其中 level, curvature, slope 以及 policy ins. 分别代表债券市场的长期、中期、短期因子以及政策工具代理变量，而 long run, mid run, short run 和 policy shock 分别代表债券市场的长端、中端、短端和货币政策波动。右侧的变量为识别出的变量，其理论上不存在任何相互之间的相关性。

由等式左边的矩阵不难看出，被添加的约束有以下三条：

(1) 央行无法对当期的债券市场收益率曲线变动做出反应，只能根据之前的债券市场信息制定政策。对应方程组的最后一行。

(2) 债券市场短端不受长端收益率的影响，但会受到中端收益率和货币政策工具的影响。对应方程组的第三行。

(3) 中期因子不对当期政策利率变动以及市场的长短端变化做出反应。对应方程组的第二行。

这 3 条约束中，前两条为西方货币政策方面文献所常用的短期约束，也符合政策利率制定与传导的方向。最后一条约束为本文所特有，乃通过前文的实证分

析所假定。添加约束前后，各个债券市场对各政策变量的脉冲反应对比如图 25 和图 26 所示。

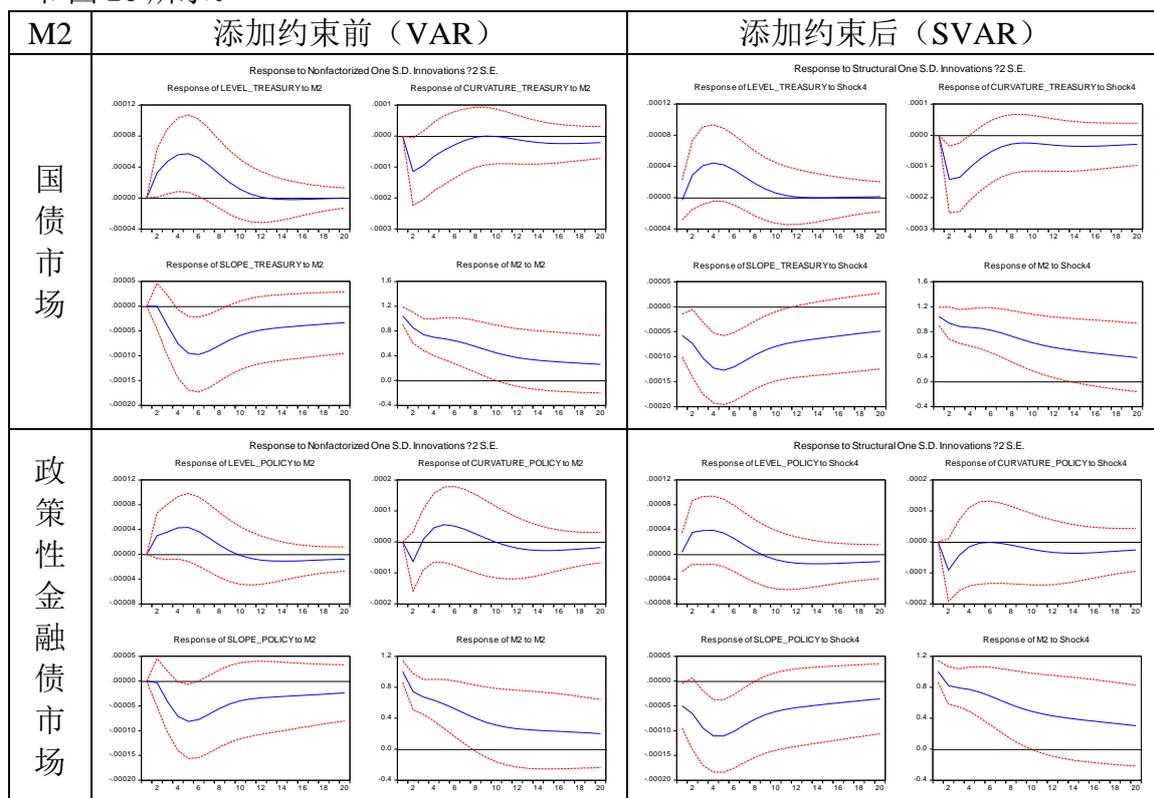


图 25 添加约束前后 M2 增长率对各债券市场脉冲响应

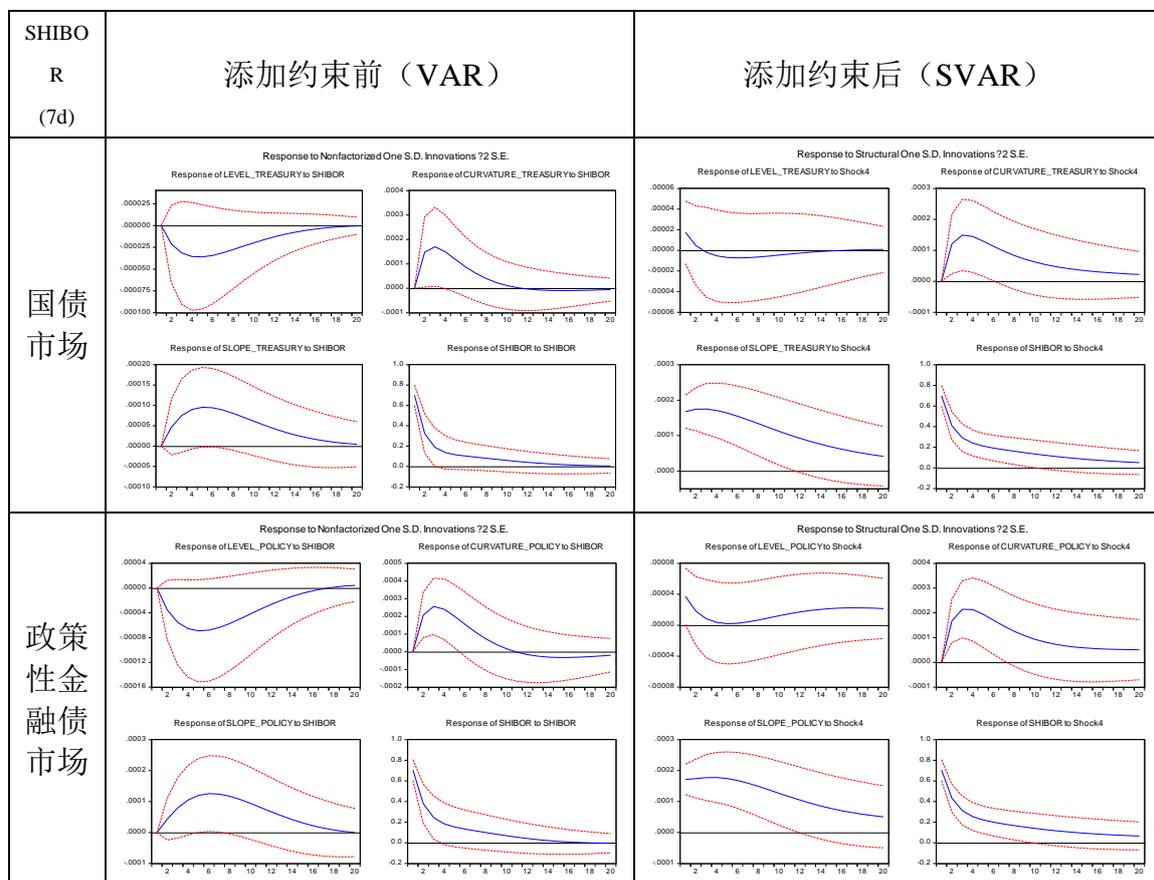


图 26 添加约束前后 SHIBOR 七天利率对各债券市场脉冲响应

对照左右两列的脉冲反应，可以看到，主要的变化有以下两点：第一，短期因子和中期因子对政策变量的反应增强了，且在统计上更为显著；第二，之前的 VAR 回归分析显示出长期因子对政策变量的变化出现反向波动，这与直觉以及市场真实行为是相违背的。这个问题在利用 SVAR 模型进行修正后得以解决。在添加模型结构约束后，原本出现在债券市场长端的反直观现象，即长期收益率与政策松紧变动相反的现象明显减弱（反向脉冲结果不显著）。这两点均说明所添加的约束能够改善模型的估计，更好地识别波动来源。另外，脉冲响应分析也显示，中期因子尽管在短期内对政策变化的反应较弱，但经过 3 个月的时滞之后也能有较大幅度的脉冲反应，且非常显著。

（三）结论性评述

通过 Nelson-Siegel 模型，本文将银行间国债市场以及政策性金融债市场的收益率曲线分解为 Level、Curvature、Slope 三个因子，并通过使用无套利模型进行有效性检验，得出了我国债券市场基本有效的结论。但是相比其他因子而言，债券市场的 Curvature 因子的有效性偏低。利用 DOLS 修正模型探究了债券市场各因子与宏观变量以及政策工具代理变量之间的长期关系，发现 Level 和 Slope 因子与政策变量之间有较为显著的关系，但是 Curvature 因子却没有。换句话说，收益率曲线的水平和斜率对货币政策的反应较为敏感，但曲率对货币政策的反应相对较不敏感。我们利用 SVAR 模型的结果也显示，添加了曲率因子不对当期政策反应的假设之后，使得各个市场因子对政策变量的脉冲反应变得更为显著，且克服了原有 VAR 模型中市场长期变动与政策利率变动反向的问题，这也从另一个侧面支持了上述观点。脉冲响应分析显示，曲率因子对政策冲击的当期反应较弱，但在一定滞后期后会有反应。这表明我国收益率曲线中受曲率因素影响的部分对货币政策变动的反应存在但较为迟缓。

我们认为，上述现象在一定程度上反映了我国债券市场的套利机制仍然有待改善。如果有较为发达的衍生工具市场（国债期货、掉期等），并不对参与主体进行过度限制，则套利活动会在非常短的时间内将期限套利机会消除，即实现债券市场的“无套利性”。但是，如果许多市场参与主体只能通过持有到期后重新配置资产，或通过增减持现券等手段来进行，则市场消除套利机会所需的时间就会较长，受曲率因子影响的各种期限收益率对货币政策的反应速度也会比较慢，从而影响货币政策向债券市场的传导效率。

七、国债收益率的经济预测功能

我们在本文引言中指出，如果收益率曲线有对经济的预测能力，就可以通过影响预期来影响实体经济。换句话说，该预测能力可以强化和加速货币政策向实体经济的传导。比如，如果政策利率上升，导致长短期利差下降（收益率曲线变

得平坦)，而该利差的下降又能预测未来经济的减速，因此使得企业对未来经济前景变得更为谨慎，从而减少投资。

国际上的许多研究指出，在大部分情况下，当国债收益率曲线变得平坦时，说明经济即将进入衰退和萧条阶段；反之，当国债收益率曲线变得陡峭时，说明经济即将进入复苏和繁荣阶段。总体来说，长短期国债之间的利差在一定程度上能预示宏观经济发展周期的变化趋势。也有许多文献指出，收益率曲线也包含了未来通胀和利率走势的信息：收益率可以用来预测未来通胀率；远期利率可以由已知的即期利率期限结构推导而得，这种隐含的远期利率可以用来预测未来的即期利率。

本节对我国国债收益率曲线的经济预测功能进行了定量分析。具体分析包括三个方面：收益率曲线对 GDP 增长率的预测能力、收益率曲线对通货膨胀率的预测能力、远期利率对未来短期利率的预测能力。

（一）利率期限结构对经济增长的预测

对于为什么利率期限结构会拥有预测经济波动（增长）的能力，现阶段有五种不同的解释。

一种解释是利率期限结构反映当前货币政策，从而在利率期限结构中反映未来经济形势。Estrella 和 Hardouvelis (1991) 指出，一些学者认为利率期限结构的斜率反映了当前的货币政策的大量信息，当前短期的货币紧缩政策将会增加短期的实际和名义利率水平，由于价格存在刚性，长期利率水平在短期内不会发生太大变化，以致利率曲线的整体变化趋势变平，收益率曲线斜率变小。短期名义和实际利率水平的增加也会打击当前投资者的积极性，因为投资成本跟随上升，致使当前投资机会减少，将来的经济增长也会变缓，减少未来的产出水平。利率曲线的斜率和未来经济增长的这种相同方向的变化，就使得这两个变量之间呈正向相关关系。

另外一种解释是，利率期限结构反映的是预期未来货币政策信息，而非当前货币政策信息的反馈。因此，收益率曲线是通过未来货币政策反馈的信息来预测将来产出的变化。短期内，价格存在刚性，而未来长期的价格是可变的。如果人们预期未来货币供应量扩张，那么未来实际利率会下降，并且未来的经济产出会增加。但同时如果人们预期通货膨胀升水增加的幅度超过将来实际利率下降的绝对值，那么长期名义利率仍然呈现出上升的趋势，利率期限结构曲线也会变陡，即长短期利差变大，而之前已经说明将来经济产出会增加，这样通过预期的未来货币政策作用的渠道，也可以解释利率期限结构和未来经济增长的正向关系了。

Estrella 和 Hardouvelis (1991) 还提出了另外一种解释这种预测能力的 IS-LM 模型。其认为 IS 和 LM 两条曲线的相交点就代表着货币市场和商品市场达到的均衡点，如果人们预期未来宏观经济上的冲击主要来自于实体部门，IS 曲线移动的幅度就会大于 LM 曲线移动的幅度，并导致宏观经济产出的变化与利率水平同向变化，而纵轴的利率水平正好体现的就是人们现在对将来长期利率水平的预期（所以它的变化趋势也体现了长短期利差的变化方向）。因此，上述逻辑

就可以简单概括成为利率期限结构的长短期利率差和宏观经济增长的变动方向是一致的。

第四个可供解释这种预测作用的理论,涉及到研究投资者跨期的债券购买选择问题(Pennacchi, 2008)。该理论认为大多数投资者偏好稳定的收入,如果预期将来经济即将面临衰退,所得收入减少,那么他们将会购买长期债券并持有到期以增加未来收入,这样的做法加大了对长期债券的需求,价格上涨,进而使其收益率下降,收益率曲线变平坦。此外,一些投资者为平均各期收入,甚至出售手中短期债券来购买长期债券,从而进一步加大了收益率曲线变平的力度。

最后,解释理论中还有一种涉及到了真实经济周期理论模型(Cochrane, 2005)。该理论中,预期未来经济高速增长就意味着未来实际利率的增加,也就是当前的长短期利率差变大,收益率曲线变陡峭;如果预期将来经济放缓,那么未来实际利率预期将会下降,收益率曲线变平。这也意味着长短期利率差是可以先行预测到非货币冲击因素引致的宏观经济变化。

(二) 利率期限结构对通货膨胀的预测模型

在理论上,收益率曲线的两个主要特征——收益率差和收益率水平都包含着通胀与通胀预期的内容。收益率差反映了未来短期利率的变化,未来的短期利率包含着未来真实利率和未来通胀的内容。由于真实利率在长期中的波动是比较小的,未来短期利率的上升主要反映了通胀预期的上升,在较长的预测时期尤其如此。收益率曲线的水平也包含着通胀与通胀预期的信息。短期利率除了反映货币政策态度之外,也反映了当前通胀水平和货币市场的供求。中长期利率反映了资本市场的供求,也反映了预期的未来通胀水平。

对于利率期限结构对通货膨胀预测能力的解释,最基本的就是 Mishkin 从 Fisher 方程的角度展开通过实证检验方法来说明是否收益率曲线包含通胀的信息。该模型将 m 期的名义利率分为两个部分,一个为 m 期的实际利率,一个为接下来 m 期的预期通胀率,于是就得到:

$$R_t^m = E_t r_{t+1}^m + E_t \pi_{t+1}^m \quad (1)$$

如果预期是理性的,那么现实的通胀率可以写成预期的通胀率加上一个误差项:

$$\pi_t^m = E_t \pi_{t+1}^m + \varepsilon_{t+m}^m \quad (2)$$

将等式(1)中的通胀预期代入到等式(2)后,

$$\pi_t^m = R_t^m - E_t r_{t+1}^m + \varepsilon_{t+m}^m$$

因此,接下来 m 年和 n 年 ($m > n$) 的预期通胀率之差可以写成:

$$\pi_t^m - \pi_t^n = a_t^{m,n} + b_t^{m,n}(R_t^m - R_t^n) + \eta_{t+m}^{m,n}$$

其中 $a_t^{m,n} = -(E_t r_{t+1}^m - E_t r_{t+1}^n)$, 而 $\eta_{t+m}^{m,n} = \varepsilon_{t+m}^m - \varepsilon_{t+n}^n$ 是误差项。现在要分析利率期限结构包含的信息,就要通过检验是否 $b_t^{m,n} = 0$ 。如果可以拒绝这个假设,那么

利率差就显然可以预测通胀情况。 R^2 越大，那么利率期限结构所包含的通胀信息就越多。

站在预期的角度, 我们也可以解释这种预测效力。当短期通胀异常低（当前短期利率也相对较低）的时候，人们就会预期长期通胀会增加, 并要求长期债券具有更高的收益率；同样地，当短期通胀异常高的时候，市场参与者会预期通胀将会降低，便愿意以低于短期债券的收益率来持有长期债券。因此，利率差也包含了人们对未来通胀的预期。但是这种关系从理论上讲也不是完全没有缺陷，因为长期限的收益水平高或低，也可能是因为蕴含了未来实际利率（或回报）的信息，一个上扬的利率曲线亦有可能说明未来实际利率的增加，它并不一定代表未来通胀的增加。

（三）我国国债收益率曲线对 GDP 和 CPI 的预测作用

根据 Estrella 和 Hardouvelis (1991) 的研究，回归分析模型的基本形式如下：

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t$$

其中， Y_t 分别表示 GDP 增速和通胀预期； Z_t 是控制变量，分别表示 GDP 增速滞后一期和短期实际利率； X_t 是长短期利差，即收益率曲线的斜率和中长期国债收益率（5 年期和 10 年期）。需要说明的是，在国际研究中，长、短期期限通常分别选取 10 年期和 3 个月期。但根据中国数据的特点和实际情况，我们将长、短期期限分别选取为 10 年期和 2 年期。数据样本期是 2006 年 1 月至 2015 年 4 月。数据来源是 Wind 数据库。

表 8 国债收益率和长短期利差对 GDP 增速和通胀预期的预测作用

	GDP 增速	通胀预期	
常数项	0.38 (0.652232)	-0.88 (0.573310)	-1.44 (0.954388)
GDP 增速 (-1)	0.88*** (0.065744)		
5 年期收益率		1.03*** (0.171310)	
10 年期收益率			1.07*** (0.257806)
短期实际利率		-0.88*** (0.045009)	-0.88*** (0.049998)
利差(10 年期-2 年期)	0.83** (0.311153)		
Adjust- R^2	0.786770	0.863132	0.837795

表 8 总结了长短期利差和中长期国债收益率对 GDP 增速和通胀预期的影响。回归结果显示：

第一，长、短期利差对未来经济增长以及中长期国债收益率对通胀预期分别在统计上具有显著的预测能力；第二，在一定预测期内，长、短期利差和中长期国债收益率的回归系数不仅在统计上显著，而且方程整体的拟合度也较高，大多在 0.78-0.86 之间，意味着预测精度也较高。

根据回归结果，国债收益率的长、短期利差和中长期利率分别对我国宏观经济增长率和通胀预期具有明显的先行作用，可用于对宏观经济未来变动方向的定性和定量预测。

图 27 和图 28 分别描绘了长短期利差（10 期利率减去 2 年期利率）与 GDP 增速的变化情况。由图可知，长短期利差的变化与 GDP 增速的变化基本一致，且长短期利差对向前一个季度的 GDP 增速预测效果最佳。

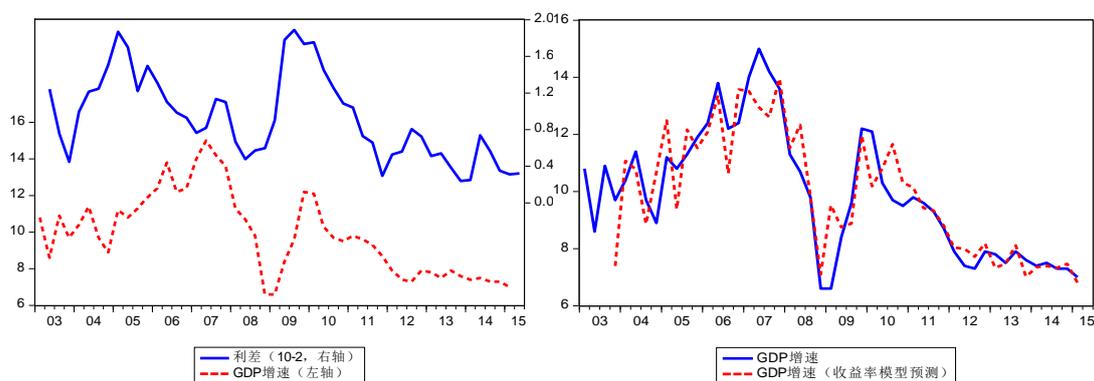


图 27 长短期利差与 GDP 增速 (%) 图 28 GDP 增速与模型预测 GDP 增速 (%)

图 29 描绘了市场的 CPI 预期以及中长期国债收益率所包含的市场对 CPI 预期。由图可知，除特别时期以外（如 2013 年），中长期（5 和 10 期）国债收益率可以解释市场 CPI 预期的变化。其变化包含了市场对 CPI 的预期。

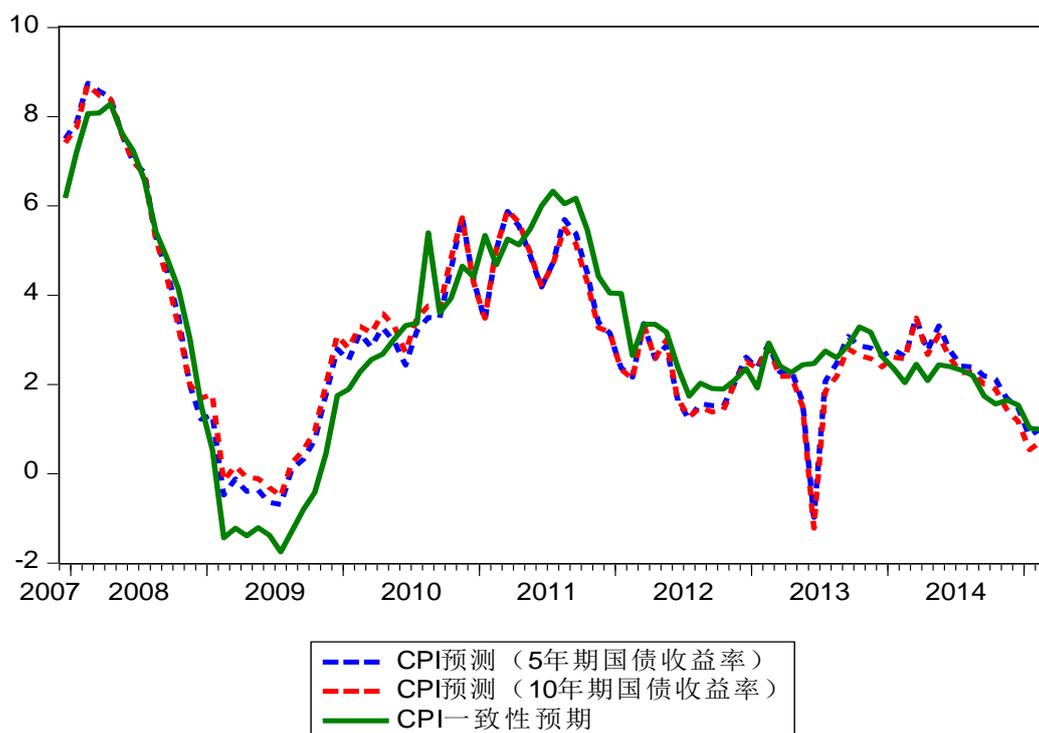


图 29 CPI 预期与 CPI 预测（5 年、10 年期国债到期收益率）

（四）利率期限结构对远期利率预测作用

本节对基于预期假说的我国利率期限结构的远期利率预测作用进行了经验分析，结果表明我国利率期限结构存在明显的时变溢价特征，这可以解释利率期限结构中的“预期之谜”。经期限溢价修正后，利率期限结构所隐含的远期利率包含了大量未来即期利率变化的信息，即表明利率期限结构所包含的信息可以用来预测未来利率走势。

1. 利率期限结构所隐含的远期利率

远期利率就是投资者在未来特定时期投资于一定期限债券的收益率。在理性预期和无套利条件下，远期利率可以由已知的即期利率期限结构推导而得，这也称为隐含的远期利率（Implied Forward Rates）。

Shiller (1979)、Shiller, Campbell 和 Schoenholtz 等人 (1983) 给出了远期利率的推导公式。在连续复利下，远期利率与未来即期利率关系满足 $e^{R_t^n n} = e^{R_t^m m} e^{f_t^{m,n}(n-m)}$ ，从而可得， $f_t^{m,n} = \frac{R_t^n n - R_t^m m}{n-m}$ ，其中， $m < n$ 。 R_t^n 代表 t 时刻持有期为 n 的债券收益率， $f_t^{m,n}$ 代表由利率期限结构所隐含的持有期为 $n-m$ 的债券 t 时刻 m 期远期利率。

这里，远期利率的得出完全是基于无套利条件，因而实际上就是市场对未来利率的预期，因而市场未来即期利率应与隐含的远期利率具有很强的相关性，我们可以通过简单回归方程来考察远期利率与未来即期利率的相关关系：

$$R_{t+m}^{n-m} = \alpha + \beta f_t^{m,n} + \varepsilon_{t+m} \quad (3)$$

2. 数据和计量说明

受数据可得性的限制，目前针对我国利率期限结构的研究，大多采用交易所数据。尽管我国债券市场仍然处于事实上的分割状态，但行间债券市场已经成为我国债券融资的主要渠道，而且银行间市场也是中央银行开展公开市场操作进行间接货币政策调控的主要场所，因而我们采用由中央国债登记结算有限责任公司提供的银行间固定收益国债收益率曲线月度数据作为研究样本，样本期为 2002 年 1 月至 2014 年 12 月。我们将主要考察 1 年内远期利率的预测效果， m 分别选择为 1 月、3 月、6 月、9 月和 12 月的远期利率，出于方便的考虑持有期方面仅报告持有期为 1 个月的远期利率回归结果（我们分别计算了持有期分别为 1 月、3 月、6 月、9 月和 1 年的远期利率，发现同期限远期的各持有期收益率的回归方程显著性都是一样的）。我们借鉴 Mishkin(1988)的做法，采用 Newey-West (1987)提出的异方差自相关一致性协方差矩阵估计量来克服由于时间序列自相关所带来的 t 检验失效问题。

在线性回归分析中，一般用 R^2 来作为评判模型估计值对实际值拟合的好坏程度，而事实上在无套利理性预期下得到的远期利率实际上就是对未来即期利率的预期或估计，因而我们可以借鉴 R^2 的方法，得到真实的拟合优度，用以评价

远期利率（即对未来即期利率）与未来实际利率的预测精度。真实 R^2 计算公式为：

$$True R^2 = 1 - \frac{\sum (R_{t+m}^{n-m} - f_t^{m,n})^2}{\sum (R_{t+m}^{n-m} - \overline{R_{t+m}^{n-m}})^2}$$

显然，如果远期利率与未来即期利率完全一致（也即纯理性预期成立），真实 R^2 应该等于 1，而其越小则说明远期利率对未来即期利率预测效果越差，且预期理论可能不成立。另外，如果纯预期理论成立，那么理论上应该有 $\beta=1$ 且 $\alpha=0$ ，我们通过 Wald 系数检验对 $\beta=1$ 的原假设进行检验。

3. 检验结果

通过 PP 检验可以发现，由即期利率期限结构所得到的远期利率与各期限即期利率曲线都是 $I(1)$ 序列，且存在协整关系，限于篇幅不报告平稳性和协整关系检验结果。对公式（1）的回归结果如下。

表 9 远期利率与未来即期利率的简单线性回归结果

M	α	β	R^2	S.E.	F	True R^2	$\beta=1$ Wald 检验 χ^2 统计量
1	0.2643 (0.2007)	0.8006 (0.1019) ^{***}	0.681	0.460	326.5 ^{***}	0.547	3.83 [*]
3	0.3177 (0.1915) [*]	0.7851 (0.0964) ^{***}	0.537	0.558	175.3 ^{***}	0.140	4.964 ^{**}
6	0.7452 (0.2652) ^{***}	0.5918 (0.1304) ^{***}	0.285	0.698	59.05 ^{***}	-0.749	9.799 ^{***}
9	1.406 (0.395) ^{***}	0.318 (0.173) [*]	0.085	0.794	13.42	-1.947	15.59 ^{***}
12	1.995 (0.492) ^{***}	0.0926 (0.2011)	0.007	0.833	0.986	-3.099	20.37 ^{***}

注：括号内为 Newey-West 标准差，***, **, * 分别代表显著性水平 1%，5% 和 10%。

由表 9 可知，远期利率与未来即期利率仅在短端（主要是 6 个月以下）存在显著的相关关系，而且这一相关性随着期限的变长而下降，并在长端（12 月远期）不显著。回归方程（1）的 R^2 在 $m=1$ 时最大也仅为 0.681，而代表预测精度的真实 R^2 则更低，仅为 0.547。无论是通过预测精度，还是对 $\beta=1$ 的检验都表明，理性预期并不成立。由此，我们通过对远期利率与未来即期利率的简单线性分析表明，远期利率对未来即期利率仅在短端具有较好的预测作用，而且预测能力随着期限的变长而下降，而且纯预期理论并不成立。

通过公式（3）对远期利率预测及理性预期理论的检验毕竟仅是通过简单回归分析得到，其中利率期限结构的含义并不明显。大多数回归方法的经验研究之所以不采用公式（3）的形式，主要是由于即期利率及远期利率数据并不是平稳的，因而对水平序列直接进行回归容易出现伪回归问题。直至 1980 年代协整理论的发展表明，长短期利率间存在着长期均衡的协整关系，预期理论是成立的。

对公式（3）即期利率与远期利率的检验也表明其存在协整关系，说明预期理论应该也是成立的，这与 Campbell 和 Shiller（1987）、Engle 和 Granger（1987）等的研究相一致。为避免伪回归问题，利用回归方法对预期理论进行检验的经验研究主要采用长短期利差数据，因为这样可以得到平稳序列，并与协整理论所揭示的含义相吻合。因此，我们将采用 Fama（1984）的分析框架，对此问题进行进一步的考察。

4. 远期利率预测及预期理论检验的基础模型

由于远期利率是根据无套利条件得到的，而理性预期假说又认为远期利率包含了未来即期利率变化的信息，因而对理性预期理论的检验可以通过远期利率与当期即期利率溢价（也即远期利率与当期即期利率之差）与即期利率的实际变化进行回归的方法，来检验远期利率对即期利率的预测作用及预期理论，这也是 Fama（1984）模型的基本思路。尽管对于预期理论有着不同的表达形式，但 Campbell（1986）表明不同形式的预期理论实际上是等价的，Kim 和 Orphanides（2007）通过推导表明，不同预期理论所包含的期限溢价实际上是可以互相转换的。因而，我们采用 Dziwura 和 Green（1996）对预期理论的定义，仅考虑债券的持有期为 1 期情况，则： $f_t^m = E(R_{t+m}) + \theta_t^m$ 。期限溢价 θ_t^m 就是 t 时刻的远期利率 f_t^m 与未来即期利率的预期 $E(R_{t+m})$ 之差，即：

$$\theta_t^m = f_t^m - E(R_{t+m}) \quad (4)$$

对（2）式两边同时减去 t 时刻的即期利率 R_t ，整理可得

$$E(R_{t+m}) - R_t = f_t^m - R_t - \theta_t^m$$

而在理性预期假设下，有 $R_{t+m} = E(R_{t+m}) + \varepsilon_{t+m}$ ， ε_{t+m} 为预测误差的无偏扰动项。由此，我们可以得到回归的基础模型如下：

$$R_{t+m} - R_t = \alpha + \beta(f_t^m - R_t) + \phi_t^m \quad (5)$$

其中， $\phi_t^m = \varepsilon_{t+m} - \theta_t^m$ 。在纯理性预期假设下，期限溢价为零，即 $\phi_t^m = \varepsilon_{t+m}$ ，这也是 Fama（1984）的情形，或者稍微放松一下预期理论条件，假设期限溢价是不随期限 m 变动的一个常数，那么在这两种条件下，都不会影响公式（5）中对系数 β 的估计。如果预期理论成立的话，理论上应该有 $\beta = 1$ ，说明远期利率与即期利率之差完全反映了实际利率的变化情况。反之，如果 $\beta \neq 1$ ，那么说明期限溢价为零或不变的假设不成立，而且如果无法拒绝 $\beta = 0$ 的原假设的话，则说明远期利率无法有效预测未来即期利率。相应地，如果 $0 < \beta < 1$ ，则表明利率期限结构所隐含的远期利率对未来即期利率具有一定的预测作用，但由于 $\beta \neq 1$ 而拒绝纯预期理论，表明存在着“期望之谜”。

我们首先假定我国利率期限溢价为零或者不变，对公式（5）进行回归。通过 PP 检验可以发现，在 10% 显著性水平下，各变量都是平稳的，我们可以直接进行回归。不同时期即期利率及远期利率与即期利率之差是平稳的，这与 Campbell 和 Shiller（1987）等利用协整方法检验预期理论的理论背景所揭示的

是一样的，即不同期限利率存在共同的长期关系，而这也在一定程度上说明我国利率期限结构预期理论很可能是成立的。在期限溢价为零或不变假设下，对模型（5）进行回归，得到如下结果：

表 6.10 远期利率预测和预期理论检验结果

m	α	β	R ²	S.E.	F	$\beta=1$ Wald 检验 χ^2 统计量
1	-0.0018 (0.032)	0.1198 (0.0892)	0.0269	0.3103	4.2314*	97.20***
3	-0.0598 (0.1031)	0.4306 (0.3047)	0.0516	0.6167	8.1533***	3.4933**
6	-0.0033 (0.1461)	0.2182 (0.3217)	0.0123	0.7555	1.8322	5.9082**
9	0.0490 (0.2019)	0.1046 (0.4392)	0.0022	0.9222	0.3232	4.1555**
12	0.3192 (0.2704)	-0.2753 (0.4791)	0.0117	0.9924	1.6676	7.0852***

注：括号内为 Newey-West 标准差，***、**、*分别代表显著性水平 1%，5%和 10%。

表 10 结果显示，所有方程 β 均未通过显著性检验，而且有的方程的系数方向都与 Shiller, Campbell 和 Schoenholtz(1983), Mankiw 和 Summers(1984), Compbell 和 Shiller (1991) 等的研究结果类似，系数 β 的方向是与理论假设相反的，这表明要么是理性预期理论不成立，要么期限溢价并不为零且不是一个常数，而是随期限的变化而变化，即时变期限溢价。正如 Smant (2010) 指出的，由于时变期限溢价的存在导致对 β 系数估计的偏误。因而，对公式（5）的检验可以得到利率期限结构存在时变期限溢价，但无法完全拒绝远期利率的预测作用和预期理论。

5. 经期限溢价修正后的模型

由于期限溢价是时变的，而这在事前是不可观测的，这给经验分析带来了困难。为此，Tzavalis 和 Wickens (1997) 提出在回归中可以引入一个期限溢价的代理变量，从而解决由期限溢价带来的估计偏误问题，假设不同期限的期限溢价是密切相关的，也就是说期限溢价可以由单因子表示，这样可用得到期限分别为 m 和 n 的期限溢价关系如下：

$$\theta_t^m = \gamma^{m,n} \theta_t^n \quad (6)$$

如果 $\gamma^{m,n}$ 仅取决于期限因素，那么对于固定的 n 期和 m 期， $\gamma^{m,n}$ 应该是一个大于零的常数。因此将公式（4）与（6）代入公式（5）中，可得：

$$R_{t+m} - R_t = \alpha^* + \beta^* (f_t^m - R_t) + \eta^{m,n} T_t^n + \varepsilon_{t+m}^* \quad (7)$$

其中， $\eta^{m,n} = -\gamma^{m,n}$ ， $T_t^n = f_t^n - R_{t+n}$ ， ε_{t+m}^* 为均值为零的无偏误差变量，而在理性预期成立时，应有 $\beta^* = 1$ 。

这样，我们可以通过对（7）式进行回归，对远期利率的预测能力及预期理论进行检验。我们分别选择 T1, T3, T6, T9, T12 作为期限溢价因子进行检验，得到结果如表 11 所示：

表 11 经期限溢价修正后的远期利率预测和预期理论检验结果（OLS）

m	α	β	η	R ²	S.E.	F	$\beta=1$ Wald 检验 χ^2 统计量
T_t^1							
3	-0.0467 (0.0889)	0.9850 (0.2540) ^{***}	-0.6457 (0.1760) ^{***}	0.2072	0.5658	19.47 ^{***}	0.0035
6	-0.0094 (0.1435)	0.6029 (0.2361) ^{**}	-0.5549 (0.2486) ^{**}	0.0988	0.7241	8.0032 ^{***}	2.8300
9	-0.0065 (0.1926)	0.4898 (0.3568)	-0.3587 (0.3011) [*]	0.0531	0.9016	4.0074 ^{**}	2.0443
12	0.2223 (0.2539)	0.1088 (0.3663)	-0.5446 (0.3254) [*]	0.0594	0.9716	4.4170 ^{**}	5.9209 ^{**}
T_t^3							
1	0.0063 (0.0203)	0.2438 (0.0722) ^{***}	-0.2704 (0.0410) ^{***}	0.2455	0.2745	24.40 ^{***}	109.7 ^{***}
6	0.0345 (0.1181)	0.5456 (0.1661) ^{**}	-0.7437 (0.1721) ^{***}	0.3097	0.6337	32.78 ^{***}	3.0180
9	0.0489 (0.1843)	0.4869 (0.3341)	-0.8622 (0.1554) ^{***}	0.2737	0.7896	26.94 ^{***}	2.3592
12	0.2456 (0.2741)	0.0617 (0.4099)	-0.6514 (0.1723) ^{***}	0.1404	0.9289	11.43 ^{***}	5.2402 ^{***}
T_t^6							
1	-0.0070 (0.0288)	0.1873 (0.0906) ^{**}	-0.1048 (0.0443) ^{**}	0.0823	0.3053	6.5982 ^{***}	80.49 ^{***}
3	0.0049 (0.0524)	0.9098 (0.1761) ^{***}	-0.6340 (0.0709) ^{***}	0.5600	0.4243	93.55 ^{***}	0.2625
9	0.0125 (0.1587)	0.7450 (0.2786) ^{***}	-0.9162 (0.1036) ^{***}	0.4937	0.6592	69.73 ^{***}	0.8249
12	0.1615 (0.2272)	0.4080 (0.4133)	-0.8719 (0.1171) ^{***}	0.3927	0.7807	45.26 ^{***}	2.0513
T_t^9							
1	-0.0020 (0.0299)	0.1914 (0.0880) ^{**}	-0.1007 (0.0309) ^{***}	0.1080	0.3028	8.7139 ^{***}	84.44 ^{***}
3	0.0033 (0.0829)	0.7962 (0.2292) ^{***}	-0.4216 (0.0859) ^{***}	0.4001	0.4980	48.02 ^{***}	0.7259
6	0.0709 (0.0867)	0.7627 (0.2029) ^{***}	-0.7057 (0.0626) ^{***}	0.6956	0.4227	164.5 ^{***}	1.3675
12	0.1798 (0.1422)	0.4931 (0.2415) [*]	-0.8490 (0.0988) ^{***}	0.5858	0.6447	98.99 ^{***}	4.4077 ^{**}
T_t^{12}							
1	0.0216 (0.0268)	0.0741 (0.0767)	-0.0453 (0.0212) ^{**}	0.0233	0.2977	1.6823	145.7 ^{***}
3	0.0356 (0.0843)	0.6231 (0.2191) ^{***}	-0.3089 (0.0747) ^{***}	0.2644	0.5310	25.61 ^{***}	1.9601
6	0.0683 (0.1258)	0.6890 (0.2668) ^{**}	-0.5290 (0.0903) ^{***}	0.4863	0.5457	66.73 ^{***}	1.3582
9	0.0450 (0.1235)	0.8926 (0.1175) ^{***}	-0.8063 (0.0614) ^{***}	0.7399	0.4684	200.6 ^{***}	0.8357

T_t^{10} ,12	0.0628 (0.0920)	0.7467 (0.1563)***	-0.9133 (0.0583)***	0.7513	0.4903	212.9***	2.6248
T_t^{11} 12	0.0504 (0.461)	0.8394 (0.0747)***	-0.9585 (0.0307)***	0.8925	0.3223	585.3***	0.8182

注：括号内为 Newey-West 标准差，***,**,*分别代表显著性水平 1%，5%和 10%。

由表 11 可知，经期限溢价修正后模型效果得到了非常明显的改善，与表 10 相比，不仅回归方程的 R^2 有明显的提高，而且绝大部分方程的 β 都通过了显著性检验并且常数项不显著，说明远期利率对未来利率具有较好的预测作用。特别是，3 月、6 月和 9 月远期方程的 Wald 系数检验都表明无法拒绝 $\beta=1$ 的原假设，说明预期理论是成立的。虽然 1 年远期回归效果并不很理想，但这可能是由于期限溢价因子选择的问题。如果选择 T_t^{10} 和 T_t^{11} ，1 年远期利率同样具有良好的预测功能，而且也无法拒绝预期理论。另外，所有的回归结果都表明， $\gamma^{m,n} = -\eta^{m,n} > 0$ ，且都通过了显著性检验，这与之前对我国利率期限结构期限溢价的理论分析是一致的，再次说明经期限溢价修正的模型（7）是可靠的。

6. 广义矩估计结果

由于模型（7）中所包含的期限溢价代理变量 $T_t^n = f_t^n - R_{t+n}$ ，而这很可能由于预期误差而存在由期限而带来的自相关问题，因而采用广义矩估计方法(GMM) 要比 OLS 估计方法更可靠。因为 GMM 不要求扰动项的准确分布信息，允许随机误差项存在异方差和自相关，所以得到的参数估计量要比 OLS 更合乎实际，是一个稳健估计量，而且可以证明 OLS 实际上是 GMM 的特例。Tzavalis 和 Wickens(1997) 就是利用 GMM 进行分析。在利用 GMM 估计时，需要选择工具变量(IV)，而 Tzavalis 和 Wickens（1997）根据 Campbell（1987）对超额收益率预测能力的分析，分别选择滞后一月的持有期为 1 月债券利率变化（ ΔR_{t-1}^1 ）、持有期为 1 年的债券利率变化（ ΔR_t^{12} ）、1 年期与 1 月期债券利率之差（ $R_t^{12} - R_t^1$ ）以及常数项和时间趋势项作为工具变量。由于工具变量个数比方程的要估计的参数个数多，因而对参数估计的过度识别检验可以用来判断单因子期限溢价修正的理性预期模型的正确性。因而，我们进一步采用 Tzavalis 和 Wickens（1997）的工具变量，对模型（7）进行 GMM 估计，结果如表 12 所示：

表 12 经期限溢价修正后的远期利率预测和预期理论检验结果（GMM）

m	α	β	η	J(2)	$\beta=1$ Wald 检验 χ^2 统计量
T_t^1					
3	-0.0779 (0.0671)	1.1498 (0.3763)***	-0.9787 (0.3512)***	3.5091	0.3029
6	-0.0757 (0.1268)	0.8945 (0.3125)***	-0.8251 (0.3510)***	0.8124	0.1139
9	-0.1636 (0.1585)	1.0450 (0.3354)***	-1.1457 (0.3201)***	2.3889	0.0180

12	0.1197 (0.2451)	0.3533 (0.3966)	-0.6386* (0.3740)	3.2532	2.6584
T_t^3					
1	0.0499 (0.0379)	0.5934 (0.16451)***	-0.7660 (0.2482)**	2.0490	6.1084**
6	0.0293 (0.1046)	0.6132 (0.2163)***	-0.9039 (0.3474)***	0.2003	3.1968*
9	-0.0166 (0.1700)	0.8381 (0.3671)**	-1.3712 (0.4485)***	0.5497	0.1946
12	0.0725 (0.2548)	0.4828 (0.4267)	-1.0095 (0.4780)**	1.2478	1.4724
T_t^6					
1	0.1387 (0.1635)	1.0396 (0.5427)*	-1.1965 (0.8208)	1.6814	0.0053
3	0.0424 (0.0983)	1.4455 (0.4857)***	-1.1656 (0.5665)**	1.1507	0.8416
9	0.0884 (0.1686)	1.1793 (0.7207)*	-1.8002 (0.2644)***	2.0951	0.0619
12	0.2427 (0.2404)	0.4755 (0.6715)	-1.1438 (0.8328)	3.8042	0.6101
T_t^9					
1	0.1583 (0.1244)	0.9594 (0.3538)***	-0.9325 (0.3259)	4.4644	0.0131
3	0.1035 (0.314)	1.4032 (0.3797)***	-1.0110 (0.3280)***	0.4060	1.1276
6	0.0663 (0.0695)	1.0094 (0.2380)***	-0.9164 (0.2101)***	0.1565	0.0015
12	0.0867 (0.1372)	0.6990 (0.2851)**	-0.8988 (0.2580)***	1.8681	1.1147
T_t^{12}					
1	0.0568 (0.0637)	0.3486 (0.2564)	-0.2388 (0.2083)	7.1742**	6.4549**
3	0.0775 (0.1457)	1.4476 (0.5266)***	-0.8238 (0.3516)**	0.6437	0.7226
6	0.0289 (0.1090)	0.7540 (0.3543)**	-0.4548 (0.1225)***	2.0680	0.4821
9	-0.0092 (0.1285)	1.4845 (0.3837)***	-1.3096 (0.2999)***	1.8596	1.5948

工具变量：常数项、时间趋势项、 ΔR_{t-1}^1 、 ΔR_t^{12} 和 $R_t^{12} - R_t^1$

注：括号内为标准差，***，**，*分别代表显著性水平 1%，5%和 10%。J(2)为 GMM 的 J 统计量与观测值 N 之积，且 $J(2) \sim \chi_2^2$ （自由度为 2，即工具变量个数减估计参数个数）。

广义矩估计方法得到的结果也很理想，虽然在全部显著的方程中，有一个方程表明 1 月远期利率存在过度识别问题，但这个方程 β 的 Wald 系数检验拒绝其不等于 1 的原假设，这可能与期限溢价修正因子的选择有关。除此之外，所有方程都在 10%水平下无法拒绝过度识别约束成立的零假设，这表明单因子期限溢价模型是合理的。而且只要有适当的期限溢价因子修正，各期远期利率方程的 Wald 系数检验都表明无法拒绝 $\beta=1$ 的原假设，说明远期利率确实对未来利率具有预测能力，而且也无法拒绝纯预期理论。

需要指出的一点是，从表 11 和表 12 的结果来看，虽然经过期限溢价修正后，大部分方程的 β 都通过了显著性检验且无法拒绝理性预期假设，但期限溢价对模型的修正效果与期限选择密切相关。可以发现，与远期期限较接近的期限溢价代理变量的修正效果较好，而如果与远期期限相差很大，则有的方程并未通过检验。结合第二部分对远期利率与未来即期利率简单相关关系的回归结果（表 12），仅短期的短端具有显著的相关关系，这说明我国金融市场可能并不一定是理性预

期，很可能适应性预期过程更符合市场预期的现实，即市场对未来变量的预期更受最近的短期信息的影响并不断进行预期修正过程，而无法通过完全的历史信息进行准确的判断，而这也可能更符合我国当前特定阶段金融市场发展的实际。当然，对我国固定收益市场预期性质的判断需要更严格的理论和经验分析。

八、提升债券市场传导效率的改革

上文的事件分析、Beta 和 SVAR 分析、有效性检验和对收益率曲线的预测功能分析等结果表明，我国货币政策通过债券市场的传导基本功能已经具备。但是，与美国、英国、韩国、印度等国家在正常宏观条件下的利率传导相比，我国短期利率向债券收益率的传导效率仍然偏弱（Beta 值偏低，脉冲响应较弱），不同期限之间的套利机会仍然存在，收益率曲线的有效性还不十分完整。我国国债收益率曲线已经显示了对经济的预测功能，但政府和市场机构对此预测功能的分析和使用还不多，预测功能的发挥还缺乏高频数据的支持。导致上述现象的原因很多，包括债券发行期限结构不合理、债券市场的流动性不足、衍生工具市场不发达、某些金融机构的市场准入受限等。这些因素从多种渠道弱化或扭曲了利率传导效率，也容易产生套利机会。另外，商业银行产品定价的市场化程度较低，也使得市场利率向存贷款利率和实体经济的传导受阻。为了进一步改善货币政策通过债券市场的传导效果，我们认为有必要在如下几个方面加快相关改革：完善国债发行结构、方式和品种，提高国债二级市场流动性，进一步发展国债期货和衍生工具市场，进一步提高商业银行市场化程度。

（一）完善国债发行结构、方式和品种

1. 完善国债发行结构

很多发达国家的国债管理目标是在可以接受的风险范围内，以最小的成本满足政府的融资需求，同时考虑到国债市场的金融功能和为央行的公开市场操作提供工具等需要。目前我国的国债管理目标还需要进一步明确其对金融市场发展和货币政策调控作用的支持。财政部门在制定发债计划时，应在保证满足政府财政赤字融资的前提下，同时考虑央行公开市场操作对国债的需求，合理安排国债发行的期限结构、频率和数量，保证国债市场的流动性，提升国债收益率曲线的完整性和基准作用，进而帮助改善国债收益率曲线在货币政策传导中的作用。

完善的国债发行结构可以为货币政策提供较为充足的操作工具，使货币政策的操作空间更大、操作更为有效。以美国的公开市场操作为例，美国国债完善的发行结构使得公开市场操作能够按照操作目标自主进行，在一般情况下，公开市场操作通过操作短期国债达到调控短期利率的目标。比如，在较为正常的宏观环境下，美联储公开市场账户中持有的国债的 70% 为三年期以下的短期债券。在特殊情况下，也可以通过买卖中长期国债来调控中长期利率，以此达到影响中长期融资成本和通胀预期等目标。例如，美联储始于 2011 年 9 月的“扭曲操作”是

主要通过购买 6670 亿美元 6 年期至 30 年期国债，同时出售相同规模的 3 年期或更短期的国债来进行的。

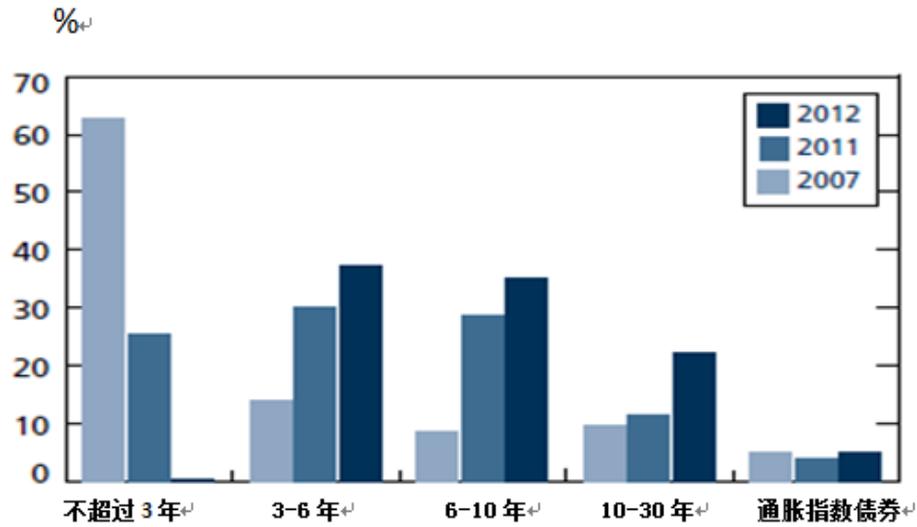


图30 美国公开市场账户持有国债的期限结构

资料来源：纽约联邦储备银行

与美国、英国、日本和澳大利亚等国家相比，我国 2 年以内及 10 年以上的国债发行次数偏少，尤其是 2 年以内的短期国债年度发行次数仅为美国的十分之一。2 年期以下和 10 年期以上国债发行偏少，频率偏低，限制了这些期限的国债的供给和市场的流动性。短期国债供给不足（我国 1 年以下国债发行量从 1999 年以来占总发行量的 12%，1-3 年期国债占比 14%，美国 1 年以内国债发行量占比接近 70%，2-3 年期国债发行量占比接近 10%），使得央行难以充分利用短期国债作为公开市场操作的工具。而流动性不足，则会影响货币政策对国债收益率曲线的影响的有效性和可靠性。

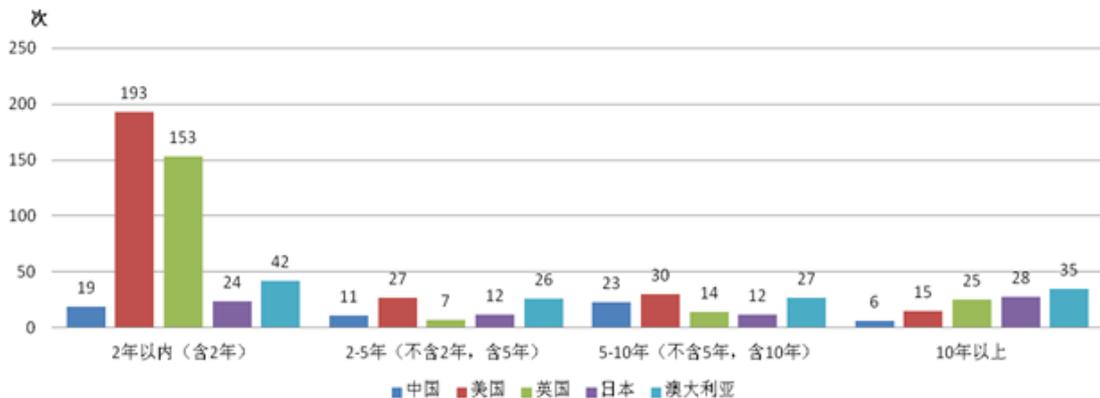


图 31 2014 年中国、美国、英国、日本、澳大利亚国债发行次数对比

我们建议，在保证国债年度发行总量的基础上，适当提高国债发行频率，降低单次国债发行规模，并增加短期（2 年及 2 年以内）国债发行量和发行次数。

建议短期国债发行与央行公开市场操作相配合,使得在短期国债存量不足的情况下,央行通过影响一级市场定价而引导市场的利率预期,加强央行对短期债券利率和货币市场利率的引导。

增加短期国债的发行可以为公开市场操作提供更加充足的工具,有利于在市场需求不旺的时期适当降低配置型需求的比例,也有助于进一步活跃国债市场,使得国债收益率曲线对货币政策的反应更加灵敏、可靠。最近,财政部已经从今年4季度开始,按周滚动发行3个月记账式贴现国债。这有利于完善国债收益率曲线,并为人民币加入SDR提供IMF所需的数据基础(目前SDR利率以篮子中各国三个月国债利率为基础来计算)。此外,建立短期国债收益率也将为银行间市场短期货币工具的发行(如同业存单、短融和超短融,甚至银行理财产品、承兑汇票等)提供定价基础。

有的业界人士担心短期国债的需求不足会制约发行。但是,需求不足的原因之一就是短债发行量小,二级市场流动性差。另外,历史上我国短期利率波幅较大,使得持有短债面临较大风险;但短期利率的稳定性正在提高,将会逐步提升短期国债需求。从发行方面看,在降息或稳定的货币周期,滚动发行短期国债还有利于降低国债融资成本。

随着我国保险行业“第二代偿付能力监管体系”的实施,保险机构将更加强调资产与负债久期匹配。目前保险机构资产久期普遍较短,为落实监管要求,将对长期国债尤其是超长期(20年期及以上)国债产生较大的需求。并且,随着资产管理行业的崛起,灵活调整资产池久期的需求快速增长,对超长期国债的投资需求越发旺盛,投资者多元化趋势已经出现。在此需求引导下,财政部门也可适当增加长期和超长期国债的发行量和发行次数。同时可为长期国债收益率曲线的形成提供更丰富的价格信号,提高国债收益率曲线从短期向长期的传导效率。

在国库现金管理方面,财政和央行之间也有加强协调的空间。比如,在短期国债的发行方面,应该建立财政部与央行定期沟通与交流机制,使短期国债发行充分发挥财政政策和货币政策的双重实施效果。另外,财政部作为货币市场上具有特殊身份的投资者与融资者,根据库款资金情况开展国库现金运作,其操作将对市场资金供求和流动性产生影响。对于现金管理操作的交易方式、工具、对象、时点及金额等方面,有必要加强财政部与中央银行的沟通,使国库现金管理与公开市场操作互相协调,在市场资金供求波动较大的时候熨平利率波动。

2. 研究开发与通胀指数挂钩的国债产品

从全球来看,主要发达国家国债市场都发行了与通胀挂钩的国债,新兴市场经济体中的巴西、土耳其、韩国、泰国和中国等国家和地区近年来也开始发展与通胀指数挂钩的国债产品。发行与通胀指数挂钩的国债产品有三个好处:一是直接体现和观察债券市场的通胀预期,为通胀预期提供高频的数据,有助于强化收益率曲线通过预期引导的政策传导作用;二是为投资者提供通胀补偿,为市场提供了多样化的投资机会,促进了流动性和市场效率的提高;三是在政府的资产比

例和现金流和通货膨胀相连的情况下，可以提供内部资产的对冲工具，和普通债券相比，付息成本的波动性较小，从而有助于平抑预算赢余或赤字的规模。

（二）提高国债二级市场流动性

流动性充足的国债市场有利于构建充分反映市场供求关系的国债收益率曲线，提升国债收益率曲线在货币政策传导中的效率。目前，我国国债二级市场的流动性水平偏低。以换手率等多项指标衡量，虽然近年来我国国债流动性有所提高，但与发达国家相比，差距还很大。目前，我国国债全年换手率在 130%左右，与美国证券业及金融市场协会（SIFMA）的统计数据相比，美国国债换手率超过中国的 20 倍，英国、日本等国也高于我国数倍。根据亚行统计，我国与亚洲邻国相比，国债换手率处于中等水平。建议从以下几个方面着手，提高国债二级市场流动性。

1. 放宽对境外机构进入银行间债券市场的限制

目前国债市场的投资者以商业银行为主导，其次为保险，其他投资者的比例占比相对较小。一方面商业银行和保险机构的投资以配置型为主，限制了国债的流动性，另一方面也导致投资风格趋同，影响了国债收益率曲线的价格发现功能，使国债收益率曲线仅能反映部分投资者的预期，影响了国债收益率曲线在货币政策传导中的效率。

在人民币国际化进程中，对境外投资者入市的限制逐步放开。2015 年 6 月，进入银行间市场的境外清算行获准参与债券回购业务，进一步提高了境外机构参与我国债券市场的积极性。但是从整体上看，境外投资者进入的速度与市场的实际需求之前还存在差距。

建议加快对境外投资者开放我国债券市场的步伐，提高 QFII、RQFII 的额度、放松审批条件和投资约束（如 QFII/RQFII 投资人必须在 6 个月内用完额度的要求，就制约了部分投资人的申请意愿），进一步放松对人民币清算行、跨境贸易人民币结算境外参加银行等机构的准入要求，允许境外资产管理公司、保险公司、养老金管理机构等投资机构进入银行间债券市场。今年 7 月，人民银行已经允许境外央行、国际金融组织、主权财富基金运用人民币投资银行间市场的各类固定收益产品，在这个改革方向迈出了重要的一步。

2. 进一步扩大国债担保品应用

国债成为多种金融业务的担保品，可以明显加大对国债的投资和交易需求，从而提高国债市场的流动性，不仅改善货币政策通过国债市场的传导效果，也促进货币政策对有质押担保融资的短期融资成本的传导。在发达国家债券市场，中央托管结算机构已经发展了多种担保品管理业务，一些创新业务如三方回购、三方证券借贷等均在担保品管理业务的支持下获得了令人鼓舞的发展。在国内，担保品也得到了越来越广泛的运用，比如在回购、证券借贷中作为质押品，在国债期货等衍生品交易中作为保证金等。在这些交易中，国债等债券担保品起到了覆盖风险敞口、防范风险、降低现金占用和资金成本的作用，同时还使担保品的提

供者获得了再次使用该担保品的可能，使得担保品有了更大的需求，可提高担保品的流动性。未来，我国应进一步推动担保品管理业务的发展，比如允许国债充当商品期货保证金，推动保险机构通过债券借贷盘活存量资产。同时还应解决国债在某些业务（如国库现金管理）中质押比例过高的问题，提高国债资产使用效率，促进二级市场流动性的提高。

3. 完善国债二级市场做市机制

发达国家国债管理部门普遍采取了对国债做市行为的市场化支持机制，例如欧美主要国家的国债承销团成员，往往也是一级交易商，拥有与货币当局进行回购操作等多项权利，这些权利促进了国债在一二级市场的流动性，特别是在利率大幅波动时有助于稳定市场。综合国际经验和国内做市商的具体需求，可以考虑从以下几个方面建立做市商支持机制：

一是开展针对国债做市商的随卖等常规市场化操作工具，保障做市商头寸。做市商在做市过程中面临着成本与收益权衡的问题，在债券持有收益率明显低于持有成本的情况下，部分做市商为了避免持有债券带来的亏损，同时为了履行其做市义务，就会采用“空仓报价”的策略。即交易账户本身不持有该只债券或对该只债券的持有量小于报价量，但仍然报出足量的双边报价，此时，若双边报价的卖盘被点，做市商再临时在市场上购买对应债券，完成交割。但很多情况下，做市商可能会一时无法在市场上买到对应债券。此时，做市商保护自己的最佳方法就是转而点击另一家做市商的双边报价，从别的做市商手中获得支持。这样的自我保护行为会像多米诺骨牌一样，引发一连串的连锁点击成交，直到某个做市商持有对应债券，多米诺骨牌才会停止下来。但此时，对应债券的市场价格已经反应过度，这种价格并不是最真实的国债价格，而是在机制不完善的情况下表现出来的扭曲价格。因此建议对国债做市商建立随卖制度，即做市商出现部分国债头寸短缺时，可以较为便利地从财政部以市场价格或中债估值获得相应债券头寸，满足做市需要。财政部可设立专门的债务管理办公室，并开设专门的债券交易账户，一旦出现做市商请求做市支持，即以较为公允的价格将对应国债卖给对应做市商。同时也相当于完成了一次对应债券的小范围增发过程。这对于提高债券现货市场的流动性，同时保护做市商的利益，有着较为明显的促进作用。

二是在国库现金管理招标过程中优先考虑国债做市商的需求，以保障国债做市商的流动性，提高其做市积极性。

三是考虑公开市场一级交易商、国债承销团、二级做市商等多项牌照资格重新整合，统一发放，这样将提高国债承销团参与国债市场的积极性，做到资源、权利的有效利用。

四是在完善国债期货制度的基础上，允许国债承销团和国债做市商业银行进入国债期货市场，为国债承销团成员锁定利率风险，提高国债承销团成员的积极性，提高国债发行价格的有效性，也可以保障做市商的头寸，对冲做市商的风险，鼓励国债做市商做市。

4. 完善国债市场的相关税收和会计制度

目前，各地区在国债相关的税收制度执行过程中，由于具体执行人的理解不同而产生了偏差，不同交易场所在国债交易环节收取的费用标准也不统一，这些都不利于国债市场的长远健康发展，在一定程度上影响了国债市场的定价和流动性，不利于国债收益率曲线对货币政策的传导。因此，要进一步明确国债相关税收中的税基，例如国债的利息收入在转让时是否征收营业税，以及进一步明确税收中各要素项的计算标准，例如利息收入的确认时点，转让收益、取得成本、持有期间利息收入的计算标准等。

此外，企业所得税方面，国债利息免税而投资收益缴税，使得国债定价受到税收因素影响而产生“税收效应”，增加了国债定价难度，一定程度上降低了二级市场流动性。为解决该问题，建议对国债利息收入、持有过程中的折溢价摊销、交易过程中的资本利得采取相同的税收政策。

在向金融机构提供多样化的套期保值衍生工具的同时，应完善我国的套期会计制度。目前我国的套期会计制度存在应用门槛较高、无具体操作指南、可执行性差等问题，建议在与国际套期会计准则趋同的基本原则下，尽快完善套期会计准则、出台执行细则、强化套期会计报表列报和信息披露。

（三）进一步发展国债期货和衍生工具市场

1. 进一步发展国债期货市场

国债期货和利率期货为国债市场投资者提供套期保值功能。因此有较好流动性的国债期货和利率期货市场有利于提高货币政策传导的速度和效果。重启国债期货市场之后，已经对提供利率风险对冲工具、提升国债市场的流动性起到了积极的作用，未来应继续加大改革力度。

为了进一步发挥国债期货在风险对冲和提升债券市场的有效性，我们建议考虑允许银行这一国债现货市场最主要的投资群体参与国债期货市场，以进一步改善市场的流动性。首先银行持有超过国债市场 60% 的现券，银行进入国债市场有助于降低国债期货定价与现货定价的背离，提高期货市场价格发现的有效性。其次，银行参与期货市场对冲利率风险，可以避免现货市场抛压过重，节省交易成本，尤其是在利率上行周期。第三，银行参与期货市场，多元的交易主体有助于帮助分散市场风险，稳定市场价格，避免国债期货市场过度投机，价格波动过于剧烈，阻碍货币政策信号的正常传导。

另外，还应考虑发展以 3 个月 SHIBOR 和 7 天回购为基础的利率期货产品，提高这两类短期利率的活跃度，为市场提供多元化的利率风险对冲工具。

应考虑增加 30 年国债期货。随着我国养老金，保险的长期资产负债管理需求的逐步提高，长期国债供应量会逐步上升，由于长期固息债的久期风险高（Duration Risk），长期国债期货的推出会有效帮助解决利率风险的管理与对冲。

2. 进一步发展利率掉期产品

随着利率逐步市场化企业、金融机构、投资者等市场主体出于对稳定融资成本及资产负债管理等目的对利率风险管理的需求将逐步提高。因此，利率掉期产品市场的发展将越来越重要。目前我国利率掉期市场存在的主要问题是利率对冲有效性低。原因包括：第一，在某些阶段货币市场利率波动率过高；第二，贷款利率的市场基准还在探索中，以贷款利率为标的的利率掉期业务尚待发展，这导致了利率互换市场客盘较少，企业很难通过利率掉期管理利率风险敞口；第三，SHIBOR 利率掉期业务流动性低，这也与 SHIBOR 定价与企业融资成本相关性较低有关；第四，长端利率掉期流动性最低，表明市场对利率市场化后长期基准利率走势预期不确定性，风险溢价高。人民币利率掉期流动性低，阻碍了人民币与国际主要货币的货币利率掉期曲线的定价和市场发展。缺乏利率风险的有效对冲造成的后果包括：（1）对国债、企业债等固定收益产品投资需求不足；（2）企业、机构等市场发行主体中长期融资成本风险难以对冲；（3）部分资产负债管理不得不转向其他货币和利率市场（如美元），不利于人民币国际化水平的提高。

培育市场基准利率，发展利率掉期市场，不仅能帮助市场主体管理利率风险，也能有效反映市场对短期利率在中长期走势的预期。一旦与国债收益率曲线之间出现明显的偏差，利率掉期与现券之间的交易也可以帮助管理预期，提高货币政策传导效率。

（四）进一步提高商业银行市场化程度

货币政策传导的一个重要渠道是通过货币与债券市场收益率的变化影响银行的存贷款定价，并通过存贷款成本影响实体经济。在美国，贷款利率一般用 LIBOR 加点或国债收益率加点的方式确定，因此（受利率影响）的市场利率对贷款利率的作用十分直接和显著。在我国，商业银行的现行的产品定价模式以及负债和资产的市场化程度较低等问题，都在一定程度上阻滞了传导。

大部分商业银行仍然以央行公布的存贷款基准利率为定价基础，而非市场利率作为定价基础。这些银行仍倾向于按央行的存贷款基准利率定价的理由包括：（1）目前短期市场利率波动太大，不能代表央行的政策利率的意图，货币政策意图更多地还是体现在存贷款基准利率中；（2）利率风险的对冲工具市场不发达，阻碍了使用市场化利率作为基准的动力；（3）银行的资产和负债中市场化定价的比例不高，使得银行没有足够的冲动和压力采取市场化定价。比如，市场化定价的大额存单占大银行全部负债的比重不到 1%（美国为 17.8%），证券化的信贷资产占全部银行资产的比例不到 1%（美国为 57%左右），企业债融资与全年贷款的比例约为 10%（而美国为 20%左右）。

以上这些问题的存在使得债券市场反映出来的市场化融资成本信号难以通过商业银行较好地传导到实体经济，影响了债券市场传导货币政策的有效性。我们建议从以下几方面着手，进一步提高商业银行的市场化程度：

一是建立利率走廊制度，稳定短期利率，逐步将某种短期利率打造为被市场

接受的“政策利率”。我国商业银行不愿意用短期市场利率最为定价基础的一个主要理由是过去市场化利率波动较大。我们的数据分析表明，在2012年1月-2015年6月间，如果用变异系数（标准差除以平均利率）来衡量，我国隔夜SHIBOR的波幅是美元、日元、韩币和印度卢比隔夜利率波幅的约2-4倍。市场利率波动过大，无法代表货币政策的基调和趋势，就无法承担起“政策利率”的职责。为了逐步将某种短期利率（如七天回购利率）打造成有可信度的政策利率，为未来取消央行存贷款基准利率做准备，有必要建立一个利率走廊制度，用公开市场操作将短期利率控制在一个较小的区间内，并用法定的常备借贷便利（SLF）利率作为上限、超储利率作为下限。最近几个月来，7天回购利率的平稳性有了明显改善，市场也开始注意到SLF利率作为未来利率走廊上限的可能性，这些变化都有助于逐步形成市场对未来政策利率和利率走廊的认知度和接受度。

未来，在取消存贷款利率基准指导后，由于存量贷款重新签订贷款合同在操作方面不可行，因此建议部分市场化程度较高的商业银行从增量贷款开始，试行以政策利率为基准加点为部分浮动利率产品定价，以国债收益率曲线以及债券市场各信用等级企业债收益率曲线为基准加点为中长期固定利率和浮动利率产品定价。

二是进一步发展同业和大量存单，提高银行负债方的市场化水平。同业和大量存单市场扩容，争取5年内将同业和大量存单占银行负债比率提高到10%，逐步替代理财产品。同业与大量存单的发行有利于开发标准度高、定价透明度高、二级市场流动性强的货币市场产品，帮助银行负债端的利率市场化水平，提高货币政策对货币市场利率传导。具体改进的方法包括：（1）扩大发行主体，涵盖各种银行主体，包括外资银行和中小银行；（2）提高各发行主体的市场发行频率；（3）允许大量存单灵活交易，考虑作为抵押品参与短期市场回购交易；（4）逐步建立以大量存单为基准的市场利率，鼓励存单定价反映银行信用而有所差异。

三是进一步推动资产证券化的发展，提高银行资产方的市场化水平。如果证券化的资产达到一定比重，或者资产证券化成为商业银行贷款业务的趋势，那么为使贷款资产能够实现证券化，在债券市场上转让并获取一定收益，商业银行在发放贷款时，将会更多地考虑债券市场的利率水平，因此发展资产证券化可以倒逼商业银行提高贷款利率的市场化水平。目前资产证券化已经改为注册制，发展的阻力主要来自于商业银行内部，流动性充裕、优质贷款稀缺、资产证券化对于释放资本影响有限等因素使得商业银行资产证券化动力不足。同时，资产支持证券信息披露水平有待进一步提高，信息披露规范化、标准化程度有待增强，应引导受托机构、发起机构根据市场投资人需要披露更多的信息，以提升资产支持证券市场的投资需求。⁵。

⁵美国在次贷危机前，出于投资者的压力，部分资产支持证券已经逐项披露资产信息，次贷危机后，为进一步增强资产支持证券的透明度，美国已在法律中明确要求逐项披露资产信息，同时美国证监会已推动实施。

四是进一步发展信用债券市场，通过债券市场与贷款市场的相互替代性推动贷款定价更加市场化。重点应规范信用债券市场的信用评级制度，打破信用评级体系由发行人选择评级公司的评级方式。改为由相关主管部门和市场中介机构建立评级公司考核制度，依据定期考核制度对评级公司进行排名，并依据排名由相关市场中介机构分配评级市场份额。考核指标基于相关债券投资人投票，并建立信用债券网上路演制度，由投资人对信用评级结果进行审核和质疑。相应地，发行人将评级费用统一交由相关市场中介机构管理，并由中介机构按照评级份额支付给各评级公司。此制度可在一定程度上提高信用评级公允性，提高信用债市场的定价质量和规范性。

参考文献

- [1] 杜金岷, 郭红兵, 2008, 《我国货币政策对基准收益率曲线影响的实证研究》, 《理论月刊》第 9 期 5-11 页。
- [2] 范龙振, 王晓丽, 2004, 《上交所国债市场利率期限结构及其信息价值》, 《管理工程学报》第 1 期 72-75 页。
- [3] 范龙振, 施婷, 2006, 《上海证券交易所回购利率期限结构的风险溢酬》, 《系统工程理论方法应用》第 4 期 359-363 页。
- [4] 郭涛, 李俊霖, 2007, 《利率期限结构曲线的估计方法》, 《南方经济》第 12 期 63-72 页。
- [5] 郭涛, 宋德勇, 2008, 《中国利率期限结构的货币政策含义》, 《经济研究》第 1 期 39-47 页。
- [7] 何运信, 2008, 《货币政策的利率期限结构效应的理论解释及其经验证据》, 《财经论丛》第 5 期 42-48 页。
- [7] 惠恩才, 2007, 《国债收益率曲线与宏观经济相关性的实证研究》, 《经济社会体制比较》第 6 期 52-56 页。
- [8] 纪志宏, 2003, 《货币政策与国债收益率曲线》, 《中国社会科学院研究生院学报》第 3 期 42-46 页。
- [9] 康书隆, 王志强, 2010, 《中国国债利率期限结构的风险特征及其内含信息研究》, 《世界经济》第 7 期 121-143 页。
- [10] 李彪, 杨宝臣, 2006, 《我国货币政策对收益率曲线效应关系的实证研究》, 《上海金融》第 4 期 36-39 页。
- [11] 林海, 郑振龙, 2007, 《利率期限结构研究述评》, 《管理科学学报》第 1 期 79-93 页。
- [12] 刘海东, 2006, 《货币政策对国债利率期限结构的影响分析》, 《山西财经大学学报》第 3 期 117-119 页。
- [13] 刘金全, 王勇, 张鹤, 2007, 《利率期限结构与宏观经济因素的动态相依性》, 《财经研究》第 5 期 126-133 页。
- [14] 马骏, 王红林, 2014, 《政策利率传导机制的理论模型》, 中国人民银行工作论文, No. 2014/1.
- [15] 马明, 向祯, 2002, 《中国利率期限结构分析》, 《经济学(季刊)》第 2 期 699-714 页。
- [16] 石柱鲜, 孙皓, 邓创, 2008, 《中国主要宏观经济变量与利率期限结构的关系》, 《世界经济》第 3 期 53-59 页。
- [17] 史敏, 汪寿阳, 徐山鹰, 陶钰, 2005, 《银行同业拆借市场利率期限结构实证研究》, 《管理科学学报》第 5 期 43-49 页。
- [18] 宋福铁, 陈浪南, 2004 《国债收益率曲线坡度的货币政策含义》, 《上海金融》第 5 期 13-16 页。

- [19] 唐齐鸣, 高翔, 2002, 《我国同业拆借市场利率期限结构的实证研究》, 《统计研究》第 5 期 28-37 页。
- [20] 吴丹、谢赤, 2005, 《中国银行间国债利率期限结构的预期理论检验》, 《管理学报》第 5 期 536-541 页。
- [21] 谢赤, 陈晖, 何源, 2008, 《基于理性期望的利率期限结构预期假设与风险溢酬》, 《系统管理学报》第 3 期 283-289 页。
- [22] 谢赤, 董华香, 2005, 《论货币政策对利率期限结构的影响》, 《湖南社会科学》, 第 3 期 80-83 页。
- [23] 徐小华、何佳, 2007, 《利率期限结构中的货币政策信息》, 《上海金融》第 1 期 32-38 页。
- [24] 于鑫, 2008, 《利率期限结构对宏观经济变化的预测性研究》, 《证券市场导报》第 10 期 43-47 页。
- [25] 余文龙, 王安兴, 2010, 《中国货币市场利率的期限风险溢价》, 《证券市场导报》第 9 期 34-40 页。
- [26] 张雪莹, 2006, 《交易所国债期限风险溢价的实证研究》, 《证券市场导报》第 8 期 69-73 页。
- [27] 郑振龙, 吴颖玲, 2009, 《中国利率期限溢酬: 后验信息法与先验信息法》, 《金融研究》第 10 期 68-82 页。
- [28] 周子康, 王宁, 杨衡, 2008, 《中国国债利率期限结构模型研究与实证分析》, 《金融研究》第 3 期 131-150 页。
- [29] 中国人民银行调查统计司, 2013, 《我国国债收益率曲线与宏观经济的先行关系及货币政策传导研究》, 《金融监管研究》第 1 期 27-44 页。
- [30] 朱世武, 陈建恒, 2003, 《交易所国债利率期限结构实证研究》, 《金融研究》第 10 期 63-73 页。
- [31] 朱世武, 陈建恒, 2004, 《利率期限结构理论检验与与期限风险溢价研究》, 《金融研究》第 5 期 78-88 页。
- [32] Ang A., Piazzesi M., 2003, "A No-Arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables," *Journal of Monetary Economics*, 50(4), pp. 745-787.
- [33] Ang A., Piazzesi M., Wei M., 2006, "What Does the Yield Curve Tell Us about GDP Growth," *Journal of Econometrics*, 131(1-2), 359-403.
- [34] Bernanke B. S., 2002, "Asset Price 'Bubbles' and Monetary Policy," speech delivered at the New York Chapter of the National Association for Business Economics, New York, October 15.
- [35] BIS, 2002, "Market Functioning and Central Bank Policy," BIS Monetary and Economic Department Working Paper, No. 12.
- [36] Blundell A., Browne F., Manasse P., 1990, "Monetary Policy in the Wake of Financial Liberalization," OECD Working Paper, No. 77.

- [37] Boero G., Torricelli C., 2002, "The Information in the Term Structure of German Interest Rates," *The European Journal of Finance*, 8(1), pp. 21-45.
- [38] Campbell J., 1986, "A Defense of Traditional Hypotheses about the Term Structure of Interest Rates," *The Journal of Finance*, 41(1), pp. 183-193.
- [39] Cassola N., Porter N., 2011, "Understanding Chinese Bond Yields and their Role in Monetary Policy," IMF Working Paper, No. 11/225.
- [40] Christiano L. J., Eichenbaum M., Evans C., 1997, "Modeling Money," NBER Working Paper, No. 6371.
- [41] Christiano L. J., Eichenbaum M., Evans C., 1999, "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?" in *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1A. John B. Taylor and Michael Woodford, eds.
- [42] Cochrane J., Piazzesi M., 2005, "Bond Risk Premia," *American Economic Review*, 95(1), pp. 138-160.
- [43] Cochrane J., 2005 "Asset Pricing," New Jersey: Princeton University Press.
- [44] Campbell J., Shiller R., 1991, "Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View," *Review of Economic Studies*, 58(3), pp. 495-514.
- [45] Campbell J., Shiller R., 1987, "Co-integration and Tests of Present Value Models," *Journal of Political Economy*, 95(5), pp. 1063-1088.
- [46] Coroneo L., Nyholm K., Vidova-Koleva R., 2008, "How Arbitrage-Free is the Nelson-Siegel Model?" ECB Working Paper, No. 874.
- [47] Culbertson J. M., 1957, "The Term Structure of Interest Rates," *Quarterly Journal of Economics*, 71(4), pp. 485-517.
- [48] Dewachter M., Lyrio M., 2006, "Macro Factors and the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(1), pp. 119-140
- [49] Diebold F. X., Rudebusch G. D., Aruoba S. B., 2006, "The Macroeconomy and the Yield Curve: A Dynamic Latent Factor Approach," *Journal of Econometrics*, 131(1-2), pp. 309-338.
- [50] Diebold F. X., Li C., 2006, "Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields," *Journal of Econometrics*, 130(2), pp. 337-364.
- [51] Dziwura J., Green E., 1996, "Interest Rate Expectations and the Shape of the Yield Curve," Federal Reserve Bank of New York, Working Paper, No. 9631.
- [52] Engle R., Granger C., 1987, "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55(2), pp. 251-276.
- [53] Engle R., Lilien D., Robins R., 1987, "Estimating Time-Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model," *Econometrica*, 55(2), pp. 391-408.
- [54] Estrella A., Hardouvelis G. A., 1991, "The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity," *The Journal of Finance*, 46(2), pp. 555-576.

- [55] Estrella A., Mishkin F., 1997, "The Predictive Power of the Term Structure of Interest Rates in Europe and in the United States: Implications for the European Central Bank," *European Economic Review*, 41(7), pp. 1375-1402.
- [56] Fama E., Bliss R., 1987, "The Information in Long Maturity Forward Rates," *American Economic Review*, 77(4), pp. 680-692.
- [57] Fama E., 1984, "The Information in the Term Structure," *Journal of Financial Economics*, 13(4), pp. 509-528.
- [58] Fama E., 1990, "Term-Structure Forecasts of Interest Rates, Inflation and Real Returns," *Journal of Monetary Economics*, 25(1), pp. 59-76.
- [59] Fisher I., 1986, "Appreciation and Interest: A Study of the Influence of Monetary Appreciation and Depreciation on the Rate of Interest with Applications to the Bimetallic Controversy and the Theory of Interest", American Economic Association, Macmillan Company.
- [60] Frankel J., Lown C., 1994, "An Indicator of Future Inflation Extracted from the Steepness of the Interest Rate Yield Curve along Its Entire Length," *Quarterly Journal of Economics*, 59(2), pp. 517-530.
- [61] Gerlach S., Smets F., 1997, "The Term Structure of Euro-rates: Some Evidence in Support of the Expectations Hypothesis," *Journal of International Money and Finance*, 16(2), pp. 305-321.
- [62] Hall A., Anderson H., Granger C., 1992, "Treasury Bill Yield Curves and Co-integration," *Review of Economics and Statistics*, 74(1), pp. 116-126.
- [63] Hardouvelis G., 1988, "The Predictive Power of the Term Structure during Recent Monetary Regimes," *The Journal of Finance*, 43(2), pp. 339-356.
- [64] Hardouvelis G., 1994, "The Term Structure Spread and Future Changes in Long and Short Rates in the G7 Countries: Is There a Puzzle?" *Journal of Monetary Economics*, 33(2), pp. 255-283.
- [65] Harvey C., 1988, "The Real Term Structure and Consumption Growth," *Journal of Financial Economics*, 22(2), pp. 305-333
- [66] Hicks J. R., 1946, "Value and Capital," Oxford: Clarendon Press.
- [67] Jongen R., Verschoor W., Wolff C., 2005, "Time Variation in Term Premia: International Evidence," CEPR Working Paper, No. 4959.
- [68] Jorion P., Mishkin F., 1991, "A Multi-Country Comparison of Term-Structure Forecasts at Long Horizons," *Journal of Financial Economics*, 29(1), pp. 59-80.
- [69] Kim D., Orphanides A., 2007, "The Bond Market Term Premium: What is It, and How Can We Measure It," *BIS Quarterly Review*, June, pp. 27-40.
- [70] Longstaff F., 2000, "The Term Structure of Very Short-term Rates: New Evidence for the Expectations Hypothesis," *Journal of Financial Economics*, 58(3), pp. 397-415.
- [71] Lown C., 1989, "Interest rate Spreads, Commodity Prices, and the Dollar: A New Strategy for Monetary Policy?" *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, July, pp. 13-26.

- [72] Lutz F., 1940, "The Structure of Interest Rates," *Quarterly Journal of Economics*, 55(1), pp. 36-63.
- [73] Ma J., 2014, "China: Moving Towards Interest Rate Targeting," paper presented at PBC-IMF Joint Conference on Monetary Policy Issues.
- [74] Malkiel B., 1987, "Term Structure of Interest Rates," *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, Eatwell J., Milgate M., Newman P. (ed.), London and New York: Macmillan and Stockton.
- [75] Mankiw G., Miron J., 1986, "The Changing Behavior of the Term Structure of Interest Rates," *Quarterly Journal of Economics*, 101(2), pp. 211-228.
- [76] Mankiw G., Summers L., 1984, "Do Long-term Interest Rates Overreact to Short-term Interest Rates?" *Brookings Papers on Economic Activity*, 1984(1), pp. 223-242.
- [77] Mankiw G., 1986, "The Term Structure of Interest Rates Revisited," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1986(1), pp. 61-110.
- [78] Mishkin F., 1988, "The Information in the Term Structure: Some Further Results," *Journal of Econometrics*, 3(4), pp. 307-314.
- [79] Mishkin F., 1990, "What Does the Term Structure Tell Us about Future Inflation?" *Journal of Monetary Economics*, 25(1), pp. 77-95.
- [80] Modigliani F., Sutch R. C., 1966, "Innovations in Interest Rate Policy," *American Economic Review*, 56(1-2), pp. 178-197.
- [81] Pennacchi G., 2008, "Theory of Asset Pricing," Wesley Boston: Pearson/Addison.
- [82] Shiller R., McCulloch J. H., 1990, "The Term Structure of Interest Rates", in *Handbook of Monetary Economics*, Vol.1, Friedman B., Hahn F., (ed.), pp. 627-722.
- [83] Shiller R., Campbell J., Schoenholtz K., 1983, "Forward Rates and Future Policy: Interpreting the Term Structure of Interest Rates," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1983(1), pp. 173-217.
- [84] Stock J., Watson M., 1993, "A Simple Estimator of Co-integrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, 61(4), pp. 783-820.

《工作论文》目录

序号	标题	作者
2014 年第 1 号	政策利率传导机制的理论模型	马骏、王红林
2014 年第 2 号	中国的结构性通货膨胀研究——基于 CPI 与 PPI 的相对变化	伍戈、曹红钢
2014 年第 3 号	人民币均衡实际有效汇率与汇率失衡的测度	王彬
2014 年第 4 号	系统重要性金融机构监管国际改革：路径探微及启示	钟震
2014 年第 5 号	我国包容性金融统计指标体系研究	曾省晖、吴霞、李伟、廖燕平、刘茜
2014 年第 6 号	我国全要素生产率对经济增长的贡献	吴国培、王伟斌、张习宁
2014 年第 7 号	绿色金融政策及在中国的应用	马骏、施娱、姚斌
2014 年第 8 号	离岸市场发展对本国货币政策的影响：文献综述	伍戈、杨凝
2014 年第 9 号	特征价格法编制我国新建住宅价格指数的应用研究	王毅、翟春
2014 年第 10 号	2015 年中国宏观经济预测	马骏、刘斌、贾彦东、洪浩、李建强、姚斌、张翔
2015 年第 1 号	核心通货膨胀测度与应用	王毅、石春华、叶欢
2015 年第 2 号	中国普惠金融发展进程及实证研究	焦瑾璞、黄亭亭、汪天都、张韶华、王瑛
2015 年第 3 号	移动货币：非洲案例及启示	温信祥、叶晓璐
2015 年第 4 号	我国理财产品收益率曲线构建及实证研究	吴国培、王德惠、付志祥、梁垂芳
2015 年第 5 号	对中国基础通货膨胀指标的研究	Marlene Amstad、叶欢、马国南
2015 年第 6 号	结构时间序列模型的预测原理及应用研究	朱苏荣、郇志坚
2015 年第 7 号	构建中国绿色金融体系	绿色金融工作小组
2015 年第 8 号	关于国际金融基准改革的政策讨论	雷曜
2015 年第 9 号	2015 年中国宏观经济预测(年中更新)	马骏、刘斌、贾彦东、李建强、洪浩、熊鹭
2015 年第 10 号	城投债发行定价、预算约束与利率市场化	杨娉
2015 年第 11 号	利率传导机制的动态研究	马骏、施康、王红林、王立升
2015 年第 12 号	利率走廊、利率稳定性和调控成本	牛慕鸿、张黎娜、张翔、

		宋雪涛、马骏
2015 年第 13 号	对当前工业企业产能过剩情况的调查 研究——基于江苏省 696 户工业企业的 实证分析	王海慧、孙小光
2015 年第 14 号	“营改增”对中小微企业税负影响的 实证研究——来自浙江省湖州市抽样 调查的分析	吴明
2015 年第 15 号	2016 年中国宏观经济预测	马骏、刘斌、贾彦东、李 建强、陈辉、熊鹭
2016 年第 1 号	收益率曲线在货币政策传导中的作用	马骏、洪浩、贾彦东、张 施杭胤、李宏瑾、安国俊