

# 预期和风险溢价的启示

## ——中国国债收益率曲线分解研究

卢霖 刘卓识\*

**〔摘要〕**虽然国内国债收益率曲线的研究在这些年已取得长足进展,但是关于估算和分解收益曲线中所隐含的政策预期和风险溢价成分方面的学术研究尚处于起步阶段。鉴于分解国债收益率的众多实际和理论上的意义,本文采用无套利期限结构模型框架来研究对收益率曲线分解,以期在此领域投石问路。我们的实证研究首先从利率预期角度解读中国式“格林斯潘之谜”(即我国中长端利率收益率长期偏低,且对短期利率反应不敏感);其次探讨了中长期利率波动之源——风险溢价。我们结果显示:第一,我国偏低的中长期国债利率主要反映了未来短期利率预期偏低;对短期利率反应不敏感主要反映了我国短期利率较强的均值回归特性。第二,我国中长期收益率波动性主要来自于风险溢价成分,短期利率预期成分一直相对稳定;而风险溢价不仅受到国内因素的影响(特别是国内CPI通货膨胀),也受到国际因素的影响(特别是美国债10年利率)。

**关键词:**国债收益率 利率预期 风险溢价 收益率分解型 期限模

**JEL 分类号:**C13 E13 G12

### 一、引言

近年来我国国债收益率曲线在金融市场的重要性日益突显:一方面,随着利率市场化改革的深入推进,国债收益率曲线所包涵的未来政策利率预期信息正被越来越多市场参与者所重视。另一方面,公司债/企业债市场的迅速壮大也进一步提升了国债收益率作为基准无风险折现率的重要地位。

国内学术界关于我国国债收益率曲线的研究在这些年也有长足进展,特别是对于货币政策对收益率曲线的影响,以及收益曲线对宏观经济的预测力方面的研究。马骏等(2016)研究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,但我国国债收益率曲线可以作为预测未来利、经济增长和通胀趋势工具。郭涛和宋德勇(2008)的研究结果显示中国利率期限结构能够为研究制定货币政策提供大量有用的信息。

然而学术界中关于如何分解我国收益曲线中的预期和风险溢价成分的相关研究仍然非常缺乏。大量国外相关研究显示收益曲线不仅包涵未来政策利率预期信息,也包括风险溢价(Duffee, 2002; Cuthbertson and Nitzsche, 2005; Adrian et al., 2013; Joyce et al., 2010)。风险溢价反映了债券投资者对承担市场回报不确定性风险而要求的回报。债券投资回报的不确定性并不是指未来现金流的不确定性(通常债券投资的现金流是完全确定的),其回报不确定性主要是相对于未来无风险短期利率的滚动回报。不论是预期短期利率还是风险溢价,两者均包含了大量有价值的前瞻性信息。

关于收益率曲线进行分解的相关研究有许多实际和理论意义。首先,通过分解我们可以了解

\* 卢霖,东北财经大学金融学院;刘卓识,平安养老保险股份有限公司中国人民大学国际货币研究所,研究员,经济学博士。

国债收益率变化背后的驱动原因是预期主导还是风险溢价主导,以协助货币政策制定者了解其政策效力。其次,风险溢价体现了市场参与者对利率/通货膨胀风险及其补偿态度,因此研究国债溢价变动有利于跟踪和理解市场对风险情绪的变化。另外,对于风险中性投资者而言,公允国债收益率应该只取决于未来短期利率预期,风险溢价过高意味着国债利率被严重高估,反之意味着被低估。政府可以通过评估风险溢价水平来优化发债期限结构,降低融资成本。

本文采用无套利率期限结构模型框架来研究对收益率曲线分解。期限结构模型最早发端于 Vasicek(1977),其中短期利率变化遵循 Ornstein-Uhlenbeck 过程。而 Cox et al.(1985)在其基础上引入平方根过程假设,克服了 Vasicek 模型中短期利率可能为负的缺陷<sup>①</sup>。然而上面两种模型都是单因子模型,Duffie and Kan(1996),Dai and Singleton(2000),Duffee(2002)等学者进一步拓展,开发出一系列多因子期限结构模型。然而这些模型的因子大多为潜在因子(Latent Factors),估算过程较为复杂,而且存在过度识别(Over Identification)问题。最新一代期限结构模型,比如 Joslin et al.(2011)(简称 JSZ),和 Adriann(2013)(简称 ACM),则致力于解决过度识别问题,并简化模型估算方法。

本文的模型估算采用 Adrian et al.(ACM)提出的分步回归估算法。和以往模型(包括 JSZ 模型)通过最大可能估计(Maximum Likelihood Estimation,MLE)的主流估算方法不同,ACM 通过普通最小二乘法(OLS)回归来估算模型参数。该方法的主要优势包括:(1)回归法估算有分析解,无需求助数值解,因此速度快捷、估算结果稳定;(2)ACM 估算法避免了最大可能估计法中有关利率曲线估计模型误差的不合适假设,即利率曲线估计模型中误差项之间不存在序列相关性的假设。但是为了确保估算结果的严谨性和稳定性,我们还进行了如下两种交叉比较分析:(1)与其他主流模型(如 JSZ)的结果比较;(2)与不同样本区间估算的结果比较。上述分析肯定了 ACM 模型估算结果的稳定性和严谨性。

我们通过 ACM 模型的利率分解结果来探讨当下我国国债市场的两个热点问题。第一,解读中国式“格林斯潘之谜”,即长端利率长期偏低,且对短期利率变化缺乏敏锐反应;第二,探索中长期利率波动之源——风险溢价,并分析国际国内宏观因素对其影响。我们结果显示:我国偏低的中长期国债利率主要反映了未来短期利率预期偏低;对短期利率反应不敏感主要反映了我国短期利率较强的均值回归特性。我国中长期收益率波动性主要来自于风险溢价成分,短期利率预期成分一直相对稳定;而风险溢价不仅受到国内因素的影响(特别是国内 CPI 通货膨胀),也受到国际因素的影响(特别是美国债 10 年利率)。

我们论文具体结构如下:第二节介绍了 ACM 模型框架,第三节讨论了本文所用数据以及模型估算细节(譬如所用因子数和模型稳定性分析),第四节对模型实证结果进行分析,第五节给出了论文结论。

## 二、模型框架

本文采用 Adrian et al.(2013)(ACM)所提出分步回归估算法来分解收益率曲线。ACM 模型基于标准的动态期限结构模型框架<sup>②</sup>,假设短期无风险利率  $r_t$  是  $K$ -维状态变量  $x_t$  的线性方程

$$r_t = j_0 + j_1 x_t. \quad (1)$$

<sup>①</sup> 2008 年全球金融危机后,各大央行大力推进宽松货币政策,一些欧洲国家的利率降至负数。在这种情况下,允许利率为负的模型特性反而成为优势。

<sup>②</sup> 即指 Gaussian dynamic term structure model(GDTSM)。

其中  $x_t$  在真实概率测度(P)下遵循以下随机仿射结构方程

$$x_t = \mu + \Phi x_{t-1} + v_t, v_t \sim N(0, \Sigma). \quad (2)$$

根据期限结构模型的无套利假设,  $n$  期零息债券  $P_{n,t}$  在  $t$  时刻的价格等于  $n-1$  期债券  $P_{n-1,t+1}$  在  $t+1$  时刻价格的折现预期:

$$P_{n,t} = E_t(M_{t+1} P_{n-1,t+1}). \quad (3)$$

其中  $M_{t+1}$  是随机折现因子,其定义如下:

$$M_{t+1} = \exp\left(-\frac{1}{2} \lambda'_t \lambda_t - r_t - \lambda'_t \Sigma^{-1/2} v_{t+1}\right). \quad (4)$$

我们设定  $t$  时刻的风险价格  $\lambda_t$  是状态变量  $x_t$  的一个线性方程:

$$\lambda_t = \Sigma^{-1/2}(\lambda_0 + \Lambda_1 x_t).$$

投资者如果持有  $n$  期零息债券一个时期,他在  $t$  至  $t+1$  时刻获得的超额收益如下:

$$rx_{n-1,t+1} = \log P_{n+1,t+1} - \log P_{n,t} - r_t.$$

根据 ACM,我们最终可以把上述超额收益公式转化成下面的模型

$$rx_{n-1,t+1} = E_t(rx_{n-1,t+1}) + \beta'_{n-1,t} v_{t+1} + e_{n-1,t+1}.$$

其中  $\beta'_{n-1,t} = Cov_t(rx_{n-1,t+1}, v'_{t+1}) \Sigma^{-1}$ , 而误差项  $e_{n-1,t+1}$  满足独立同分布(i. i. d),  $e_{n-1,t+1} \sim N(0, \sigma^2)$ 。另外在利率水平和因素呈线性关系的假设下,ACM 指出  $\beta'_{n-1,t}$  其实是一个常数  $\beta'_{n-1}$ 。上述债券当期超额收益公式可以写成下面的线性方程:

$$rx_{n-1,t+1} = \beta'_{n-1}(\lambda_0 + \Lambda_1 x_t) - \frac{1}{2}(\beta'_{n-1} \Sigma \beta_{n-1} + \sigma^2) + \beta'_{n-1} v_{t+1} + e_{n-1,t+1} \quad (5)$$

我们可以把不同期限和时期的上述超额收益公式整合成一个系统方程

$$rx = \beta'(\lambda_0 \iota'_T + \Lambda_1 X_-) - \frac{1}{2}(B^* vec(\Sigma) + \sigma^2 \iota'_N) \iota'_T + \beta V + E \quad (6)$$

其中  $rx$  是一个  $N \times T$  的债券当期超额收益矩阵,  $\beta = [\beta_1 \beta_2 \cdots \beta_N]$  是一个  $K \times N$  因素负荷矩阵,  $\iota_T$  和  $\iota_N$  分别是  $T \times 1$  和  $N \times 1$  的只包含 1 的向量,  $X_- = [x_0 x_1 x_2 \cdots x_{T-1}]$  是一个  $K \times T$  的状态因子矩阵,  $B^* = [vec(\beta_1 \beta_1) \cdots vec(\beta_N \beta_N)]'$  是一个  $N \times K^2$  矩阵,  $V = [v_1 v_2 v_3 \cdots v_T]$  是个  $K \times T$  矩阵,  $E$  是误差项  $e_{n,t}$  组成的  $N \times T$  矩阵。

和标准期限结构模型一样,在 ACM 模型框架下我们也可以将  $n$  期即期利率  $y_{n,t}$  表达成状态变量的线性方程<sup>①</sup>:

$$y_{n,t} = -\log P_{n,t}/n = (c_n + d_n x_t)/n \quad (7)$$

其中  $c_n, d_n$  的解如下:

$$\begin{aligned} d_n &= j_1 + d_{n-1}(\Phi - \Lambda_1) \\ c_n &= j_0 + c_{n-1} + d_{n-1}(\mu - \lambda_0) - 0.5(d_{n-1} \Sigma d_{n-1} + \sigma^2) \end{aligned}$$

上述解的初始条件为:  $d_1 = j_1; c_1 = 0$ 。

根据上述零息债券公式(3)和(4)以及递归演算,我们可以将零息债券重新表述为

$$\begin{aligned} \log P_{n,t} &= -E_t\left(\sum_{i=0}^{i=n-1} r_{t+i}\right) - E_t\left(\sum_{i=0}^{i=n-1} E_{t+i}\left(\frac{1}{2} \lambda'_{t+i} \lambda_{t+i}\right)\right) \\ &\quad + E_t\left(\sum_{i=0}^{i=n-1} COV_{t+i}(\log M_{t+i+1}, \log P_{n-1-i,t+i+1})\right) \end{aligned} \quad (8)$$

所以即期利率可写成:

① 具体推导细节不再赘述,请参考 Adrian et al.(2013)。

$$y_{n,t} = \frac{1}{n} E_t \left( \sum_{i=0}^{i=n-1} r_{t+i} \right) + \frac{1}{n} E_t \left( \sum_{i=0}^{i=n-1} E_{t+i} \left( \frac{1}{2} \lambda'_{t+i} \lambda_{t+i} \right) \right) - \frac{1}{n} E_t \left( \sum_{i=0}^{i=n-1} COV_{t+i} (\log M_{t+1+i}, \log P_{n-1-i,t+1+i}) \right)$$

上述方程等号右边第一部分反映了短期利率预期,而第二加第三项反映了风险溢价。所以我们可以将即期利率分解成预期和风险溢价两部分:

$$y_{n,t} = \text{短期利率预期}(n \text{ 期, 时间 } t) + \text{风险溢价}(n \text{ 期, 时间 } t)$$

其中,

$$\text{短期利率预期}(n \text{ 期, 时间 } t) = \frac{1}{n} E_t \left( \sum_{i=0}^{i=n-1} r_{t+i} \right) = \frac{1}{n} (\bar{c}_n + \bar{d}_n x_t)$$

$$\begin{aligned} \text{风险溢价}(n \text{ 期, 时间 } t) &= \frac{1}{n} E_t \left( \sum_{i=0}^{i=n-1} E_{t+i} \left( \frac{1}{2} \lambda'_{t+i} \lambda_{t+i} \right) \right) \\ &\quad - \frac{1}{n} E_t \left( \sum_{i=0}^{i=n-1} COV_{t+i} (\log M_{t+1+i}, \log P_{n-1-i,t+1+i}) \right) \\ &= y_{n,t} - \text{短期利率预期}(n \text{ 期, 时间 } t) \end{aligned}$$

其中 短期利率预期公式里  $\bar{c}_n = j_0 + \bar{c}_{n-1} + \bar{d}_{n-1} \mu$ ,  $\bar{d}_n = j_1 + \bar{d}_{n-1} \Phi$ , 初始条件是  $\bar{c}_1 = 0, \bar{d}_1 = j_1$ 。

### 三、数据与模型估算

#### (一) 数据

本文使用的国债利率数据来自中债公司估算的即期国债收益率,样本为月度(月末)数据,其区间从 2002 年 1 月至 2015 年 12 月,包括 168 个月份。国债利率包括 1 个月、1 年、2 年、3 年、4 年、直至 10 年,共 11 个期限。图 1 显示了 1 年、5 年和 10 年的即期收益率。我们可以看到,自 2002 年以来,国债收益率大致已经走过了 4 个小周期,分别是 2002-2006 年,2006-2009 年,2009-2013 年,2013-2015 年(样本结束之年)。表 1 显示了国债收益率的统计摘要,其中 2 年、5 年和 10 年利率曲线的均值分别为 2.71%、3.17% 和 3.62%,标准差为 0.72%、0.60%、和 0.57%。

表 1 中国国债即期收益率统计摘要

美国国债即期利率(%) 期限(月)	均值	标准差	最大值	最小值
1	2.24	0.81	4.77	0.73
12	2.51	0.75	4.22	0.96
24	2.71	0.72	4.34	1.17
36	2.89	0.67	4.42	1.32
48	3.05	0.63	4.51	1.56
60	3.17	0.60	4.46	1.81
72	3.31	0.60	4.66	2.00
84	3.40	0.58	4.74	2.17
96	3.49	0.58	4.96	2.28
108	3.56	0.57	5.16	2.33
120	3.62	0.57	5.34	2.38

资料来源: Wind, 作者计算。

注: 样本区间从 2002 年 1 月至 2015 年 12 月。

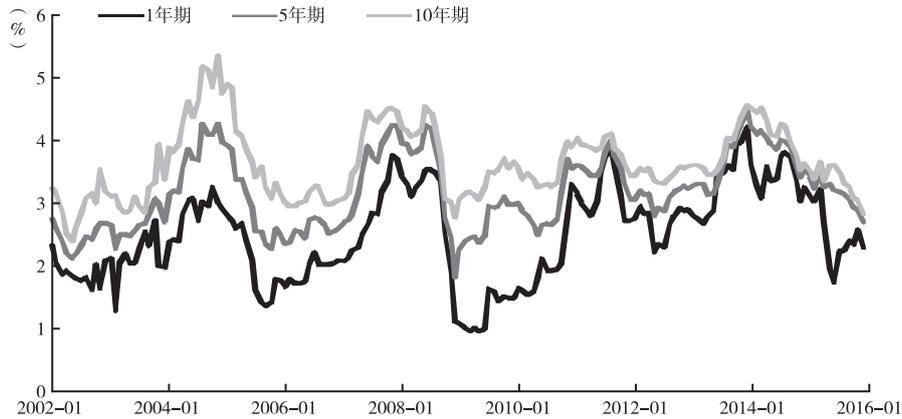


图1 中国国债即期收益率:1年、5年和10年(2002年1月-2015年12月)

资料来源:Wind。

### (二) 模型估算方法

本文的模型估算采用Adrian et al.(ACM)提出的分步回归估算法。和以往通过最大可能估计(Maximum Likelihood Estimation, MLE)的主流估算方法不同,ACM通过普通最小二乘法(OLS)回归来估算模型参数。该方法的主要优势包括:(1)回归法估算有分析解,无需求助数值解,因此速度快捷、估算结果稳定;(2)ACM估算法避免了最大可能估计法中有关利率曲线估计模型误差的不合适假设,即利率曲线估计模型中误差项之间不存在序列相关性的假设。ACM分析表明在此假设条件下,对债券超额收益的预测将受到负面影响。

我们将在下面简单介绍一下ACM模型具体估算方法,更多技术细节请参考Adrian et al.(2013)。

第一步:通过普通最小二乘法(OLS)估算状态变量动态方程(即公式(2))。我们用主成分分析(Principal components analysis, PCA)方法从所有不同期限利率中提取出K个主成分以代表状态变量。在本步骤中,我们将估算出 $\hat{\Phi}$ ,  $\hat{\Sigma}$ , 以及误差项 $\hat{v}_t$ 。

第二步:我们将超额收益系统方程(6)重新写成下面的简约形式模型

$$rx = a \iota_T' + \beta' \hat{V} + cX_- + E \quad (9)$$

其中模型里的 $\hat{V} = [\hat{v}_1 \hat{v}_2 \hat{v}_3 \cdots \hat{v}_T]$ 可以通过第一步的回归估算获得。在本步,我们通过回归法估算出 $[\hat{a} \hat{\beta}' \hat{c}]$ , 以及 $\hat{\sigma}^2 = \text{trace}(\hat{E} \hat{E}')/NT$ , 并通过 $\hat{\beta}$ 来构建公式(6)里的 $B^*$ 。

第三步:我们在这一步通过横截面回归估算出风险价格参数 $\lambda_0$ 和 $\Lambda_1$ 。根据公式(6)和(9), 我们可知 $a = \beta' \lambda_0 - (B^* \text{vec}(\Sigma) + \sigma^2 \iota_N')/2$ ,  $c = \beta' \Lambda_1$ 。通过回归分析得到

$$\hat{\lambda}_0 = (\hat{\beta} \hat{\beta}')^{-1} \hat{\beta} (\hat{a} + (B^* \text{vec}(\Sigma) + \sigma^2 \iota_N')/2) \quad (10)$$

$$\hat{\Lambda}_1 = (\hat{\beta} \hat{\beta}')^{-1} \hat{\beta} c \quad (11)$$

第四步:通过回归法估算短期无风险利率模型(公式(1), 加上误差项得到下面模型)的参数 $j_0$ 和 $j_1$ 。

$$r_t = j_0 + j_1 x_t + \epsilon_t \quad (12)$$

### (三) 确定主成分因素个数

在ACM模型中,状态变量(即因子)是根据主成分分析法从所有不同期限利率数据中提取出来的。表2显示前五个主成分对总方差贡献率分别达到88.5%、9.4%、1.4%、0.4%和0.1%,这5

个主成分对总方差的累计贡献率已经达到 99.9%。因此我们认为模型中合理的因子个数最多不会超过 5 个。同时主流利率期限结构文献认为拟合利率曲线常常需要 3 个因子,比如水平因子、斜率因子和曲度因子。为了确定具体的因子个数,我们比较了 3、4、和 5 个因子模型的拟合度,以及利率分解结果。首先,从模型拟合利率数据的角度来看 3 因子模型明显不如 4 因子和 5 因子模型(主要根据均方差评估,具体见表 3),但是 4 因子和 5 因子模型对利率数据拟合度较为相似,对于不同期限利率的拟合度互有高下。其次,通过比较 4 因子和 5 因子模型的利率分解结果(图 2),我们发现这两个模型所分解的 5 年和 10 年利率的预期成分和风险溢价非常类似,几无分别。根据上述分析,我们选择 4 因子模型(ie  $K=4$ )为默认模型,这是因为在拟合数据,分解结果非常类似的条件下,我们优先考虑因子更少(即更简化)的模型。

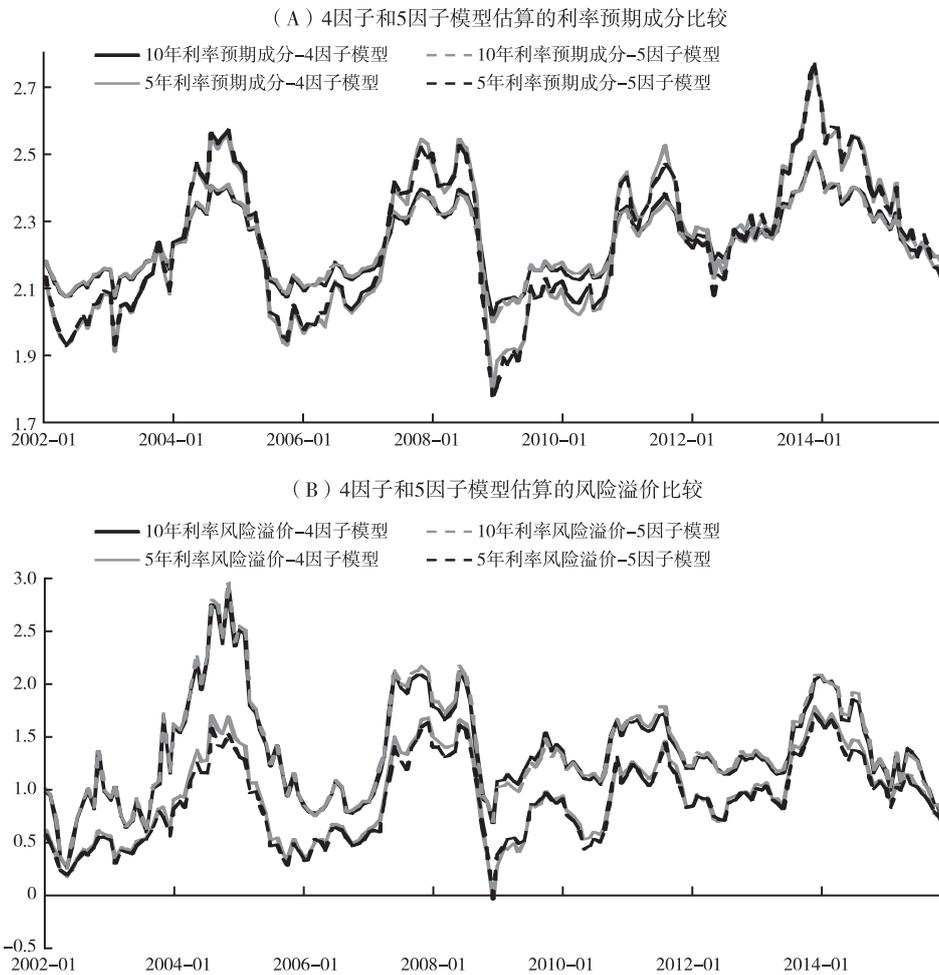


图 2 不同因子模型国债收益率分解比较

(四)交叉比较分析

但是为了确保估算结果的严谨性和稳定性,我们还进行了如下两种交叉比较分析:(1)与其他主流模型(如 JSZ)的结果比较;(2)与不同样本区间估算的结果比较。

1. 不同模型估算比较：我们通过 JSZ 模型<sup>①</sup>重新对中国收益率曲线进行分解，并将其和 ACM 进行比较。图 3 显示了这两个模型所分解的 5 年和 10 年利率的预期成分和风险溢价。我们发现两者结果差别微乎其微。

2. 不同样本估算比较：我们比较了全样本（从 2002 年 1 月至 2015 年 12 月）和部分样本（即全球金融危机后，从 2008 年 9 月至 2015 年 12 月）的模型估算结果（见图 4）。我们发现虽然全样本和部分样本的模型分解结果有一定温和分歧，但是差别主要体现在预期或风险溢价的绝对水平，而他们的趋势走向则非常类似。

总体来看，上述两种交叉比较分析显示了 ACM 模型估算结果的稳定性和严谨性。

表 2 国债收益率曲线主成分对总方差贡献

第 k 个主成分	第 k 个主成分对总方差贡献	前 k 个主成分对总方差累计贡献
1	88.539%	88.539%
2	9.399%	97.939%
3	1.441%	99.380%
4	0.440%	99.820%
5	0.088%	99.908%
6	0.037%	99.945%
7	0.024%	99.968%
8	0.019%	99.987%
9	0.007%	99.994%
10	0.005%	99.999%
11	0.001%	100.000%

注：样本区间从 2002 年 1 月至 2015 年 12 月。

表 3 国债即期利率拟合优度测试—不同因子个数 ACM 模型的均方根

	3 个因子模型	4 个因子模型	5 个因子模型
10 年期利率	0.095	0.039	0.034
5 年期利率	0.118	0.040	0.056
2 年期利率	0.105	0.028	0.057

注：样本区间从 2002 年 1 月至 2015 年 12 月。

## 四、实证结果与分析

在本节，我们通过 4 因子 ACM 模型（基准模型）的利率分解结果来探讨当下我国国债市场的两个热点问题。第一，解读中国式“格林斯潘之谜”，即长端利率长期偏低，且对短期利率变化缺乏敏锐反应；第二，探索中长期利率波动之源——风险溢价，并分析国际国内宏观因素对其影响。

### （一）从利率预期角度解读中国式“格林斯潘之谜”

我国中长端利率收益率长期偏低，且对短期利率反应不敏感，被称为中国式“格林斯潘之谜”。

<sup>①</sup> 我们在估算 JSZ 模型时，同样采用 4 个因子，以便于和默认 4 因子 ACM 模型比较。另外，估算 JSZ 模型不需要采用所用期限的利率（这一点和 ACM 模型有所区别），我们最后采用的期限包括 1 个月、1 年、2 年、3 年、5 年、7 年、10 年。

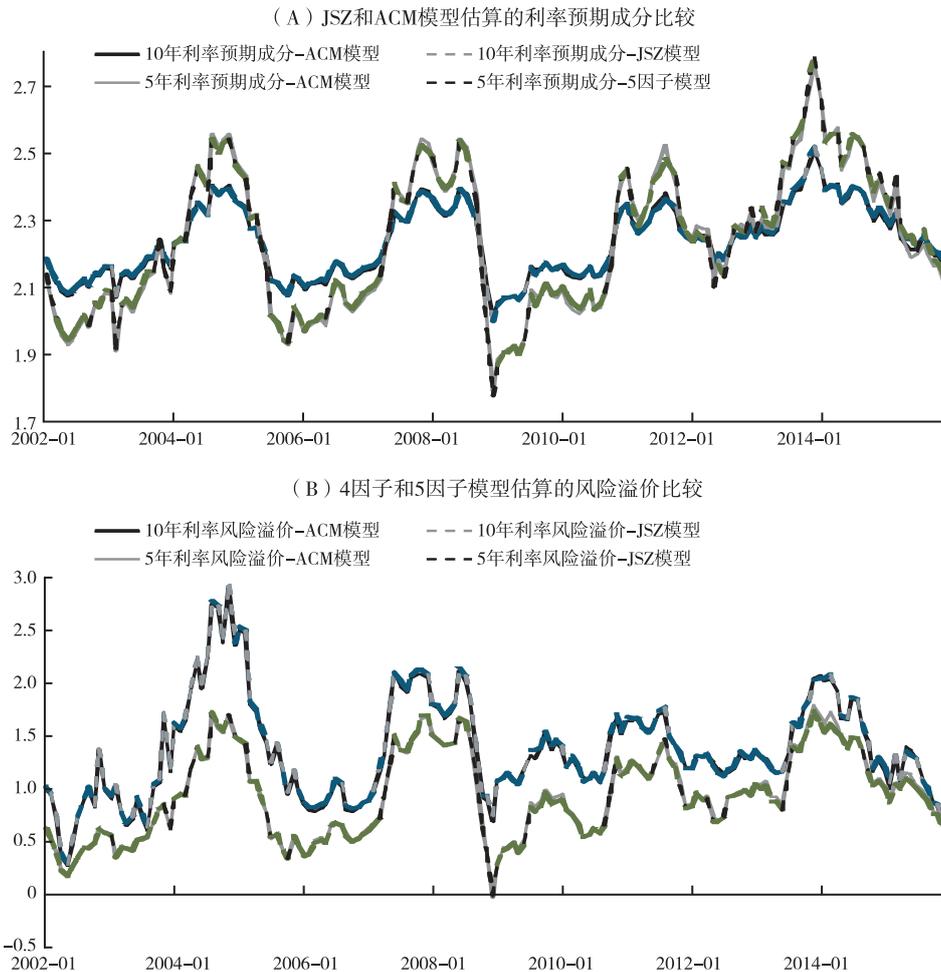


图3 不同大类模型国债收益率分解比较

最初“格林斯潘利率之谜”指的是当时美联储主席格林斯潘主导的2004—2006年的美元加息周期中,美国出现了短期利率上升,长期无风险利率却下降的情况。

我国中长期利率水平明显偏低主要是相对于经济实际增长速度和净资产回报率而言。样本区间内,我国10年期利率平均值只有3.62%,而最高也不过5.34%,而同期我国实际GDP年化增速和税后净资产回报的均值都处在10%左右。然而,样本内短期国债利率更低,1年期即期利率平均只有2.51%,略低于同期1年期存款基准利率和7天回购利率的均值(前者为2.64%,后者为2.76%)。由此来看,我国长期利率虽然绝对水平偏低,但是依然显著高于短期利率。因此,我们认为我国长期利率偏低可能更多反映了未来短期利率持续走低的预期。为了证实上述猜想,我们将5年和10年期利率分解成未来短期利率预期和风险溢价部分(图5)。我们发现5年和10年期利率其实还要显著高于其相关期限未来短期利率预期的均值。图中未来短期利率预期部分走势非常稳定,围绕在2.24%水平附近波动。这一结果确认了中长期利率绝对水平偏低主要反映了未来短期利率持续走低的预期。

我们的结论有别于过去一些文献(如姚余栋和李宏瑾,2011;张雪莹,2014),这些过往研究将长期利率低迷归因于长期经济增长率下降、通货膨胀稳定、人口老龄化等长期宏观因素,以及长期债券供给不足等市场结构性原因。我们认为这些原因不能完全解释长期利率偏低,一是上述

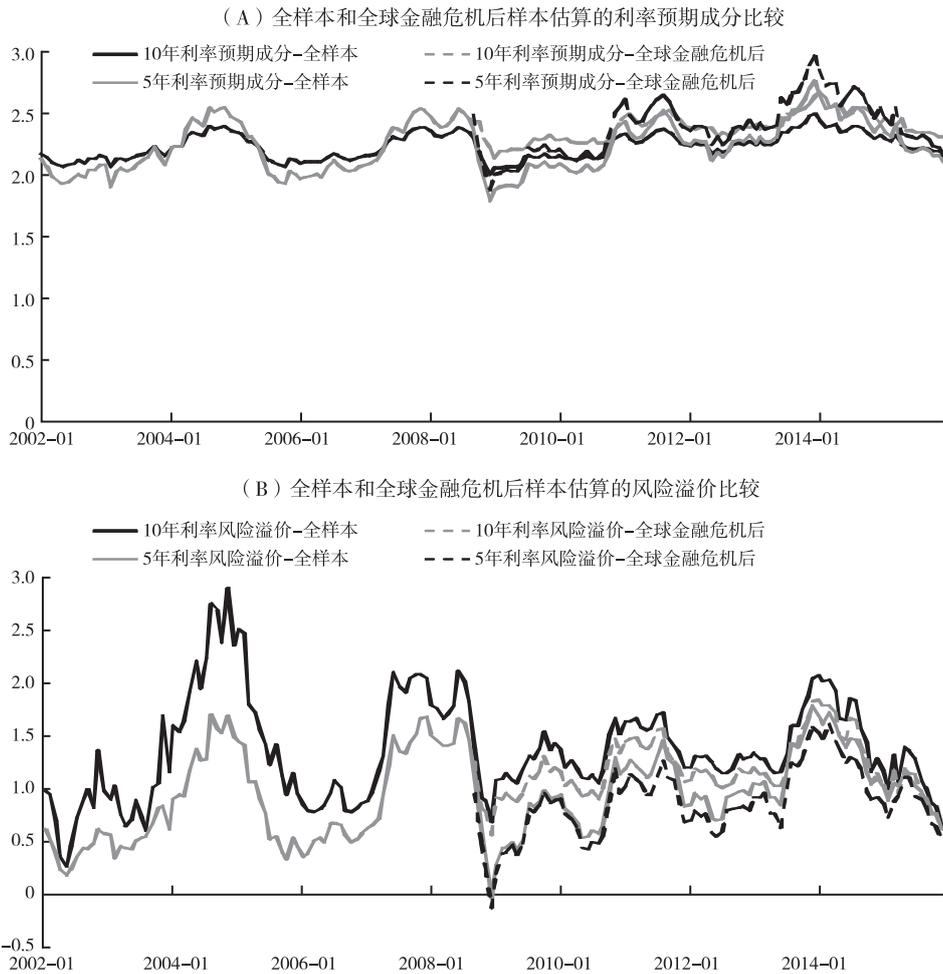


图4 不同样本估算的国债收益率分解比较

宏观因素也适用于金融危机前一些国外发达国家,但他们的长期利率在金融危机前相当长时间内高于我国;二是长期债券规模偏小导致的供给不足虽然会一定程度压低长期利率水平,但恐怕也不是主导因素,否则在国债发行量激增的某些时段(例如2015年),长期利率也不会出现不涨反跌的现象。

我国长期利率对短期利率亦缺乏敏锐的反映。马骏等(2016)认为这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。上述原因固然重要,但是我们认为更关键的因素恐怕和我国短期利率较强的均值回归特性有关。图6比较了我国7天回购利率与国外(美国、日本、欧元区)主要短期利率,可以看到我国短期利率均值回归特性显著强于国外。样本内美日欧短期利率的均值回归速度(基于AR(1)模型)<sup>①</sup>分别为0.002,0.045,0.004,远低于我国7天回购的0.215。由于我国短期利率回归均值偏快,所以当前短期利率变化对未来利率预期的影响较为有限,对于长期利率的传导因此也较弱。

<sup>①</sup> 均值回归速度计算基于如下AR(1)模型: $y(t) = a + b * y(t-1) + err$ ,其中 $y(t)$ 是一国的短期利率。均值回归速度即等于 $(1-b)$ 。均值回归速度越高,时间序列 $y(t)$ 越快回归均值。

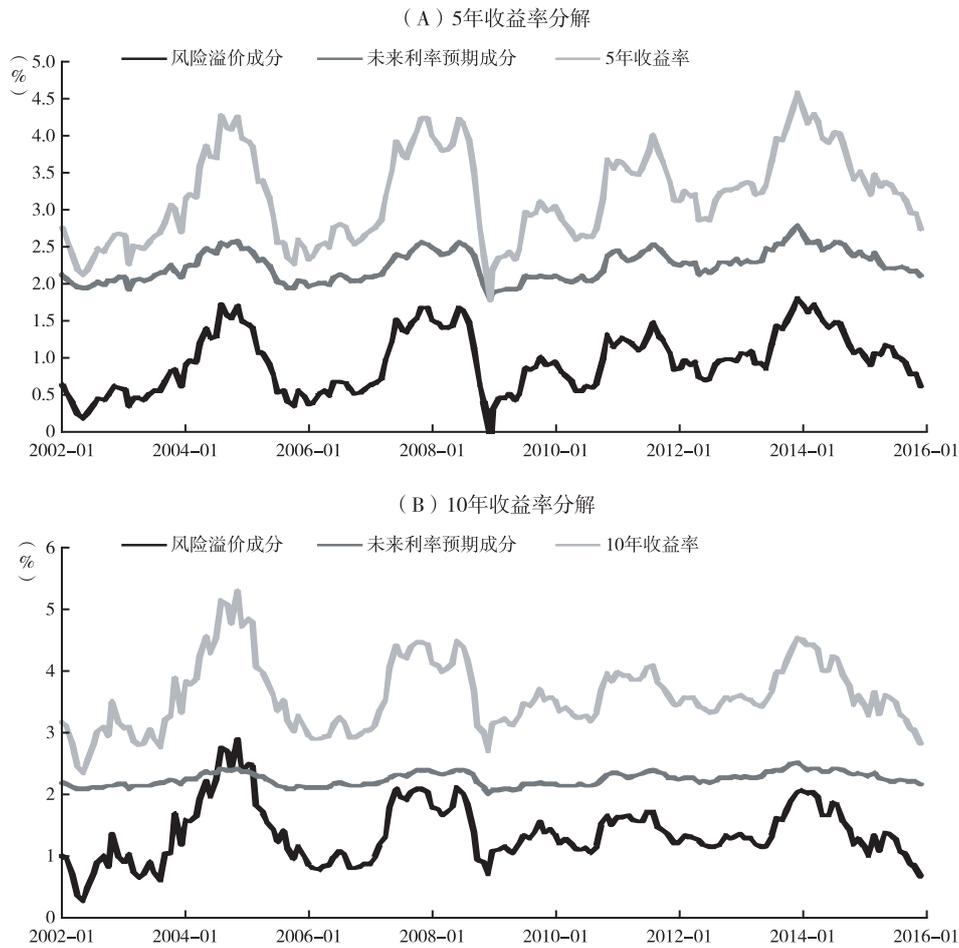


图5 中国国债即期收益率分解图

## (二) 探索中长期利率波动之源——风险溢价

由于短期利率预期成分一直相对稳定,我国中长期利率波动性的主要来源是风险溢价成分,这一点在图5中有清晰的反映。事实上,风险溢价也是影响美国国债收益率的一个重要因素。其实最初美国“格林斯潘之谜”的来源正是因为美联储于2004年升息后,风险溢价回落抵消了升息预期影响,导致其对长期利率的压制。因此研究哪些因素影响风险溢价对于判断中长期利率的短期走势具有重要意义。

总体来看,可能影响风险溢价的因素众多,包括基本面因素(比如通货膨胀、经济增长),货币政策因素(比如降息、准备金率调整和货币供给),和国际因素(比如美元走势、美国国债市场)等。接下来本文会通过回归量化分析,着重研究上述因素对我国国债利率隐含风险溢价的影响。表4和表5显示了回归量化分析的具体解释标量和估算结果,通过分析我们发现:

(1)我国中长期国债收益率风险溢价不仅受到国内因素的影响,也受到国际因素的影响。显著的国内因素包括:CPI通货膨胀、基准利率、和M1货币供给;而显著的国际因素包括美国联邦基金利率、美国长期国债收益率、非农就业、和美国CPI通货膨胀。一个有趣的现象是具有显著解释力的国际变量甚至多于国内变量。譬如在全样本分析中,能显著影响我国5年期国债收益率风险溢价的国内变量有两个:国内CPI通货膨胀和一年期存款基准利率,而国际变量有三个:美国10年利率、联储基金利率、和非农就业(见表4)。对于我国10年期国债收益率风险溢价,显著的国内变

量也是两个:国内 CPI 通货膨胀和 M1 货币供给,国际变量也是三个:美国 10 年利率、联储基金利率、和美国通货膨胀(见表 5)。上述结果显示,CPI 通货膨胀是最重要国内因素,美国联邦基金利率和美国长期国债收益率则是最重要的国际因素,此三个变量对我国 5 年和 10 年期国债收益率风险溢价均有显著解释力。

表 4 中国 5 年期国债收益率风险溢价模型

	全样本		全球金融危机前 2002 年 1 月-2008 年 9 月		全球金融危机后 2008 年 10 月-2015 年 12 月	
	估算系数	t-value	估算系数	t-value	估算系数	t-value
常数	2.574	1.092	-21.621**	-6.915	5.365**	2.456
中国 CPI 通货膨胀(同比)	0.118**	5.325	0.066**	3.496	0.012	0.306
中国 PPI 通货膨胀(同比)	-0.014	-1.095	0.012	0.85	-0.006	-0.302
中国工业产出(同比)	0.005	0.422	0.004	0.51	0.018	0.987
中国 1 年期存款基准利率	0.180**	2.237	0.327**	2.353	-0.12	-0.899
中国人民银行存款准备金率	-0.035	-0.858	0.274**	5.202	0.085	1.506
中国新增贷款	0.038	0.414	0.039	0.333	-0.024	-0.33
中国货币供给 m2(同比)	-0.012	-0.981	-0.054**	-4.296	-0.007	-0.31
中国货币供给 m1(同比)	-0.003	-0.455	0.031**	3.966	-0.002	-0.187
美元/人民币汇率	-0.313	-1.229	2.373**	7.155	-1.022**	-3.905
美国 10 年利率	0.204**	3.898	0.084	1.409	0.347**	5.436
美联储基金利率	-0.093**	-4.045	0.007	0.348	0.099	0.272
美国 CPI 通货膨胀(同比)	-0.03	-0.847	0.063*	1.875	-0.015	-0.372
美国工业产出(同比)	0.049	1.335	0.042	1.437	0.121**	2.736
美国非农就业数据	0.343**	2.419	-0.077	-0.455	-0.161	-0.911

注:\*\*指 5% 显著性水平;\* 指 10% 显著性水平。

表 5 中国 10 年期国债收益率风险溢价模型

	全样本		全球金融危机前 2002 年 1 月-2008 年 9 月		全球金融危机后 2008 年 10 月-2015 年 12 月	
	估算系数	t-value	估算系数	t-value	估算系数	t-value
常数	-2.513	-0.757	-35.058**	-7.001	4.964**	2.225
中国 CPI 通货膨胀(同比)	0.145**	4.65	0.109**	3.593	-0.006	-0.156
中国 PPI 通货膨胀(同比)	0.002	0.107	0.022	0.941	0.013	0.708
中国工业产出(同比)	0.009	0.624	0.009	0.813	0.03*	1.627
中国 1 年期存款基准利率	0.076	0.667	0.313	1.407	-0.005	-0.034
中国人民银行存款准备金率	0.043	0.749	0.431**	5.121	0.033	0.574
中国新增贷款	0.095	0.741	-0.017	-0.09	0.027	0.351
中国货币供给 m2(同比)	0.011	0.606	-0.083**	-4.142	0.012	0.528
中国货币供给 m1(同比)	-0.017*	-1.821	0.034**	2.679	-0.016*	-1.676
美元/人民币汇率	0.318	0.887	3.98**	7.494	-0.809**	-3.029
美国 10 年利率	0.181**	2.457	0.037	0.388	0.324**	4.961
美联储基金利率	-0.076**	-2.332	0.059*	1.803	-0.345	-0.93
美国 CPI 通货膨胀(同比)	-0.089*	-1.78	0.105*	1.957	-0.029	-0.729
美国工业产出(同比)	0.066	1.265	0.056	1.215	0.097**	2.151
美国非农就业数据	0.201	1.009	-0.231	-0.857	-0.152	-0.842

注:\*\*指 5% 显著性水平;\* 指 10% 显著性水平。

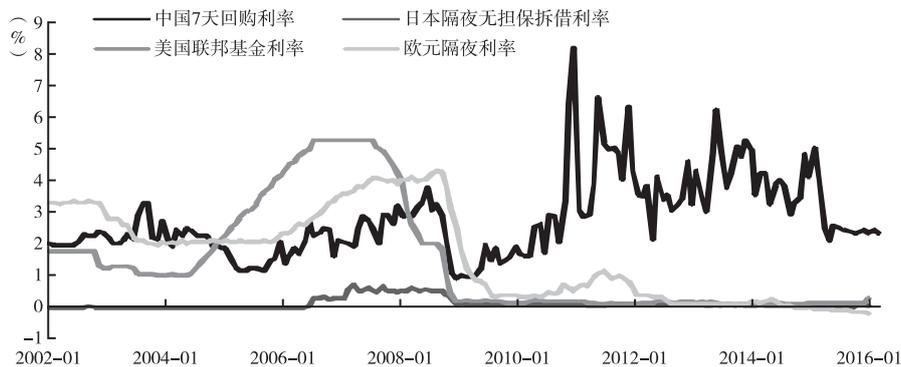


图6 中外短期利率

(2) 在2008年全球金融危机之前,影响我国中长期收益率风险溢价的主要是国内因素。比如对于5年期风险溢价,有显著影响力的因子有7个,其中国内因素占5个(包括CPI通货膨胀、PPI通货膨胀、一年期存款基准利率、存款准备金、M1货币供给和M2货币供给),而国际因素只占两个(美元人民币汇率、和美国CPI通货膨胀)。对于10年期风险溢价,尽管国内因素数据有所减弱。但是在2008年全球金融危机之后,国内因素让步于国际因素。影响我国中长期收益率溢价的主要是三个国际因素,即中美汇率、美国10年期国债利率、和美国工业产出。比如对于5年期风险溢价,有显著影响力的因子有3个,而且全部是上述国际因素。对于10年期风险溢价,国内因素数据上升至两个(中国工业产出、和M1货币供给),但上述三个国际因素依然保持显著解释力。

(3) 中国CPI通货膨胀和美国10年利率是影响我国中长期风险溢价最重要的两个经济变量。图7和图8分别比较了我国10年期风险溢价与国内CPI通货膨胀和美国10年利率,显示出风险溢价和这两个变量较强的相关性。表3和表4的分析结果也显示这两个变量的显著性明显高于其他变量。首先,在5年和10年期国债风险溢价的3个不同样本回归分析中,只有这两个变量在至少两个回归模型中达到5%显著性水平,并且回归结果符号一致。其次,我们将3个样本回归结果中的T-value(衡量变量显著性的参数)取均值,其中排在前两名的就是中国CPI通货膨胀和美国10年利(注:前者在10年期风险溢价模型中排第一,后者在5年期模型中排第一)。具体来看,CPI上涨会提升中长期风险溢价,这意味着风险溢价的一部分其实反映了通货膨胀风险。另外,美国10年利率上涨也会引发我国中长期风险溢价上涨,因此美国量化宽松通过压低美国国债收益率也间接压低了我国利率曲线,特别是长期利率。

(4) 虽然人民币/美元汇率因素在全样本回归分析中对中长期风险溢价解释力并不显著,但是在金融危机前后两个子样本中,汇率的影响却非常显著。这其实是由于全球金融危机前后汇率对风险溢价影响的方向正好相反。危机前,人民币升值大致对应风险溢价下跌,而危机后人民币贬值则对应风险溢价下跌。具体来看(见图9),我国21世纪的汇改始于2005年7月21日,在“721汇改”后,人民币汇率不再完全盯住美元,此后人民币对美元平稳升值,于是引发热钱涌入,迅速压低风险溢价,令利率下滑。2008年金融危机爆发后,为了稳定国内市场,人民币兑美元汇率在两年内保持不变。直到2010年6月19日宣布重启汇率改革以及同年7月开启离岸人民币市场后,人民币汇率的双向波动机制才初步形成。“619汇改”后,人民币重新启动平稳升值,此后风险溢价波动较大,缺乏清晰相关性。不过2014年年中后,汇率和风险溢价相关性大幅升高,反映了人民币汇率贬值和实体经济走弱引发央行释放大量流动性,国债风险溢价因此被压制,国债利率也随之下跌。



图7 比较中国国债(10年)风险溢价成分与通货膨胀



图8 比较中国国债(10年)风险溢价成分与美国10年国债利率



图9 比较中国国债风险溢价与中美汇率

## 五、结 论

大量国外相关研究显示收益曲线不仅包涵未来政策利率预期信息,也包括风险溢价。然而学术界关于如何分解我国收益率曲线中的预期和风险溢价成分的相关研究仍然非常缺乏。本文采用

Adrian et al.(2013)提出的最新无套利期限结构模型框架对我国国债收益率曲线进行分解,并通过相关实证结果来探讨当下我国国债市场热点问题。首先,我国中长端利率收益率长期偏低,且对短期利率反应不敏感,被称为中国式“格林斯潘之谜”。我们结果显示,我国偏低的中长期国债利率主要反映了未来短期利率预期偏低;对短期利率反应不敏感主要反映了我国短期利率较强的均值回归特性。其次,根据利率分解结果,我国中长期收益率波动性主要来自于风险溢价成分,而短期利率预期成分一直相对稳定。进一步通过回归分析,我们发现风险溢价不仅受到国内因素的影响(特别是国内CPI通货膨胀),也受到国际因素的影响(特别是美国债10年利率)。而且,在2008年全球金融危机之前,影响我国中长期收益率风险溢价的主要是国内因素,但是在危机之后,国内因素让步于国际因素。我们还发现全球金融危机前后汇率对风险溢价影响的方向正好相反。危机前,人民币升值大致对应风险溢价下跌,而危机后人民币贬值则对应风险溢价下跌。

### 参考文献

- 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3期。
- 马骏、洪浩、贾彦东、张施杭胤、李宏瑾、安国俊(2014),《收益率曲线在货币政策传导中的作用》,中国人民银行工作论文, No. 2016/1。
- 姚余栋、李宏瑾(2011):《中国式“格林斯潘之谜”》,《财经》,第12期。
- 张雪莹(2014):《国债期限溢价的影响因素研究——兼论中国式“格林斯潘之谜”》,《债券》,第10期。
- Adrian, T., R. Crump and E. Moench(2013):“Pricing the Term Structure with Linear Regressions”, *Journal of Financial Economics*, 110, 110–138.
- Cox, J., J. Ingersoll and S. Ross(1985):“A Theory of the Term Structure of Interest Rates”, *Econometrica*, 53, 385–407.
- Cuthbertson, K. and D. Nitzsche(2005): *Quantitative Financial Economics*, Wiley.
- Dai, Q. and K. Singleton(2000):“Specification Analysis of Affine Term Structure Models”, *Journal of Finance*, 55, 415–41.
- Dai, Q. and K. Singleton(2002):“Expectation Puzzles, Time – varying Risk Premia, and Affine Models of the Term Structure”, *Journal of Financial Economics*, 63, 415–441.
- Duffie, D. and R. Kan(1996):“A Yield – Factor Model of Interest Rates”, *Mathematical Finance*, 6, 379–406.
- Duffee, G.(2002):“Term Premia and Interest Rate Forecasts in Affine Models”, *Journal of Finance*, 57, 405–443
- Joslin, S., K. Singleton and H. Zhu(2011):“A New Perspective on Gaussian Dynamic Term Structure Models”, *Review of Financial Studies*, 24, 926–970
- Joyce, M., P. Lildholdt and S. Sorensen(2010):“Extracting Inflation Expectations and Inflation Risk Premia from the Term Structure: a Joint Model of the UK Nominal and Real Yieldcurves”, *Journal of Banking and Finance*, 34, 281–294
- Vasicek, O.(1977):“An Equilibrium Characterisation of the Term Structure”, *Journal of Financial Economics*, 5, 177–188.

(责任编辑:罗 滢)