

# 中国利率期限溢酬：后验信息法与先验信息法<sup>1</sup>

郑振龙 吴颖玲

Zhenlong ZHENG and Yingling WU

(厦门大学金融系)

Department of Finance, Xiamen University

---

<sup>1</sup>基金项目：国家自然科学基金面上项目：非完美信息下基于观点偏差调整的资产定价，项目号：70971114。  
教育部“国际金融危机应对研究”应急项目：金融市场的信息功能与金融危机预警，项目号：2009JYJR051。

# 中国利率期限溢酬：后验信息法与先验信息法

**【摘要】**本文使用利率仿射模型计算出先验的国债利率期限溢酬，并和后验信息法进行对比、分析，发现由于存在着较大的估计误差，传统使用的后验信息法只能得到超额收益率，而使用先验信息法计算出的才能代表投资者当期对国债投资风险的无偏估计。我们也发现，在2005年-2008年的不同时期，期限溢酬对长期利率变动的不同影响，而且交易所市场对银行间市场有引导作用。

**关键词** 期限溢酬、仿射模型、后验信息、先验信息

**JEL 分类：** G12

**中图分类号：** F830

**文献标识码：** A

## Interest Rate Risk Premium: Ex-post and Ex-ante Methods

**Abstract:** This paper uses a three-factor affine term structure model to estimate the ex-ante term premium. This shows that term premiums affect term structure variously at different periods. Comparing to ex-post premium, ex-ante premiums is the better proxy for interest rate risk premium due to estimating errors in ex-post method. This paper also shows inter-bank market investors' estimations are led by the latter' exchange market investors'.

**Keywords:** Interest Rate Risk Premium; Affine Term Structure model; Ex-ante method

### 1. 引言

研究利率的风险溢酬有着重要意义。我们通过分析风险溢酬，不仅能够判断长期利率的变动，更能够解读投资者对利率风险的预期、他们的风险承受程度。

不过，目前学界对利率风险溢酬的研究存在着分歧。除了溢酬的定义不同外，对溢酬的求取亦分歧较大。最主要使用的是两类方法，一类是将已实现的超额收益作为利率风险溢酬，而另一类方法是在当期就求出投资者对未来利率风险的预测，然后将长期利率减去未来短期利率的预测值来求得利率风险溢酬。两种方法的出发点不同，求得的利率风险溢酬就有不同的含义，即到底是以预期利率和现实利率的不同作为风险溢酬，还是以预期利率和长期利率的差异为风险溢酬？这给后续的研究带来了一定程度的混乱。因此，本文的第一个目的就是梳理出利率风险溢酬研究的理论体系，以及两种分类法的异同。

一般而言，对于一年期以上利率的研究集中于债券市场，其中国债又以其低风险、高流动性而受到人们更多的关注。国债利率基本排除了信用风险和流动性风险，它的风险溢价来源于长期投资的不确定性，因此，人们把国债的利率风险溢价称为利率期限溢价。

中国国债市场从 1981 年恢复之后，发展十分迅速，引起了学者们对这个市场的极大兴趣。其中有一部分研究涉及到国债的期限溢价，但迄今中国学者使用的基本都是后验信息法，虽然能够证明我国利率期限溢价的存在，却不能考察投资者对利率风险的判断，自然也无法较好地知道他们的风险偏好以及风险来源。因此，本文的第二个目的，就是以中国银行间和交易所两个市场的国债利率期限结构为研究对象，试图区别后验和先验的期限溢价，进而较为系统地分析中国国债利率风险溢价的变动情况。

本文的结构如下：在第二部分，我们梳理了利率期限溢价的理论体系，明确了利率期限溢价的定义，提出了后验信息法和先验信息法这两种分类方法。第三部分是实证分析。我们先证明了在中国市场上时变的国债期限溢价的存在性，再运用利率仿射模型计算出先验的国债期限溢价，发现在 2004-2008 这个升息周期中，投资者预先估计的期限溢价在长期利率的形成中起着重要作用。第四部分是全文总结。

## 2. 理论综述

### 2.1 利率期限溢价的理论基础

利率期限溢价的研究来源于利率期限结构理论的检验。Hicks 在 1939 年提出的纯预期理论 (Pure Expectations Hypothesis) 是最早的利率期限结构理论。该理论认为，投资者对长期利率的估计只来自于他们对未来短期利率的预期。

但是事实上，如果实际利率不等于投资者当初的预期，那么长期投资的收益也将不等于滚动的短期投资，长期投资者存在着风险，他们自然要求对之进行补偿。理性预期理论 (Rational Expectation Hypothesis) 也就相应出现了。它是流动性偏好理论 (Liquidity Premium Hypothesis) 等有偏预期理论的一个总结，它认为长期债券的收益率必然要在预期的利率基础上增加一个风险溢价：

$$r_t^n = \frac{1}{n} \sum_{i=0}^{n-1} E_t(r_{t+i}^1) + \phi_n^r \quad (1)$$

这里  $r_t^n$  是  $t$  时刻  $n$  年期零息票国债的利率， $r_{t+i}^1$  是  $t+i$  时刻 1 年期零息票国债利率， $E_t$  是  $t$  时刻的预期， $\phi_{n,t}^r$  包含了长期投资可能遇到的额外风险的溢价，我们称之为利率的期限溢价。期限越长，溢价越大，所以一般情况下，利率曲线都会向上倾斜。相应地，远期利率所包含的也就不仅是短期利率的预期，还有一个期限溢价。

## 2.2 利率期限溢酬的定义

根据我们的定义,利率期限溢酬其实就是投资者对未来真实短期利率不等于当前预期利率的风险所要求的溢酬。但因为预期理论本身就有几种不同的形式,利率的表示形式也多种多样(即期、远期、持有期等),这样利率期限溢酬自然也会有差异,最常见的有三种:

1) 即期利率的期限溢酬  $\phi_{n,t}^r$ : 它来源于时变的理性预期理论,是零息票债券的利率减一系列短期利率预期的平均。

$$\phi_{n,t}^r = r_t^n - \frac{1}{n} \sum_{i=0}^{n-1} E_t(r_{t+i}^1) \quad (2)$$

虽然这个定义很直观,但因为涉及到一系列短期利率的预期,在实证上的难度较大。

2) 远期利率的期限溢酬  $\phi_{n,t}^f$ : 它是远期利率减预期短期利率。

$$\phi_{n,t}^f = f_t^{n-1 \rightarrow n} - E_t(r_{t+n-1}^1) \quad (3)$$

其中,  $f_t^{n-1 \rightarrow n}$  是 t 时刻的 n-1 年至 n 年的远期利率。这种期限溢酬只需用到一个短期利率预期,因此更为常见,尤其受到美联储的青睐,被用于研究较短时间长度的利率变动和货币政策的关系。

3) 持有期收益率的期限溢酬  $\phi_{n,t}^h$ : 它是 n 期零息票债券的 1 期预期持有期收益率和当期的短期利率之差。

$$\phi_{n,t}^h = E_t(h_{n,t+1}) - r_t^1 \quad (4)$$

其中,  $h_{n,t+1}$  是一个 n 年期债券 1 期的持有期收益率。它的预期等于:

$$E_t(h_{n,t+1}) = nr_t^n - (n-1)E_t(r_{t+1}^{n-1}) \quad (5)$$

以上三种衡量方法得出的利率风险溢酬在数值上不同,但基本同向变动,具有相似的政策意义,而且是可以互相转换的(Kim (2007))。比如,一个 n 期利率可以看作是 n-1 个远期利率之和加上即期利率的平均:

$$r_t^n = \frac{1}{n} (r_t^1 + \sum_{i=2}^n f_t^{i-1 \rightarrow i}) = \frac{1}{n} (r_t^1 + \sum_{i=2}^n (E_t(r_{t+i-1}^1) + \phi_{i,t}^f)) \quad (6)$$

结合 (2), 得到

$$\phi_{n,t}^r = \frac{1}{n} \sum_{i=2}^n \phi_{i,t}^f \quad (7)$$

本文中,我们使用的是  $\phi_{n,t}^f$ , 它构造简单,含义也容易理解,代表着投资者为了补偿  $n-1 \rightarrow n$  年期间未预料的风险所索取的额外报酬,对它的研究也更有意义<sup>1</sup>。

<sup>1</sup> 许多中央银行都很关注  $\phi_{n,t}^f$

## 2.3 期限溢酬的估计

国外的学者倾向于按计算方法，把期限溢酬的估计分为回归法和无套利法（如 Kim (2007), Cochrane 和 Piazzesi (2006) 等）。但不论哪一种期限溢酬，求解的过程中都必须先得到未来利率的预期。从这个角度来看，我们可以把它分为后验信息法和先验信息法。

### 2.3.1 后验信息法

理性预期理论其实隐含着，市场投资者是理性的，他们的预期利率是未来实际利率的无偏估计：

$$r_{t+i}^1 = E_t(r_{t+i}^1) + e_{t+i} \quad (8)$$

$e_{t+i}$  被认为是标准正态分布的白噪声，和  $t$  时刻及以前的信息是正交的。在这种理性预期假设下可以用已实现的利率代替预期利率：

$$E_t(r_{t+i}^1) = r_{t+i}^1 \quad (9)$$

后验信息法操作起来非常简便，而且国外的利率数据样本期较长，获得相对容易，因此在早期被学者们大量使用。

### 2.3.2 先验信息法

先验信息法是近些年发展起来的估计方法，它依赖利率预期技术，通过模拟未来利率变动作为利率的预期，再从长期利率或远期利率中扣除，让得到的期限溢酬更能够代表投资者对风险的事前估计。

利率预期方法可以有很多种，较简单的有 VAR 预测法，较复杂的则使用了利率仿射模型。

仿射模型，也被称为动态利率期限结构模型，是近几年较为流行的一种期限结构拟合模型。它认为，几个隐含的风险因子造成了期限结构的变动。此类模型并不深究风险因子的具体内容，因此带有很大的灵活性。模型设定瞬时利率是这些风险因子的线性组合，通过推导参数，拟合风险因子的变动就可以推出未来一系列短期利率预期，再从当前的长期利率中减去，得到期限溢酬。风险因子是不可观测的，一般设定为 2-3 个。这一领域最经典的是 Duffee (2002), Dai 和 Singleton (2002) 等，他们的研究构成了动态利率期限结构体系。

### 2.3.3 两种方法的区别与联系

后验信息法和先验信息法求得的期限溢酬并不相同。现实世界中，预期是有偏差的。后验信息法得到的期限溢酬，除了包含有  $t$  时刻所要求的溢酬外，还包含着式 (8) 中的估计误差  $e_{t+i}$ ，也就是说，

$$\phi_n^{post} = \phi_n^{ante} + e_{t+i} \quad (10)$$

$\phi_{n,t}^{post}$  指用后验信息法得到的期限溢酬,  $\phi_{n,t}^{ante}$  指用先验信息法得到的溢酬,  $e_{t+i}$  并不一定是预期理论所设定的白噪声。从某个角度来说,  $\phi_n^{post}$  表明的是事前估计的远期利率和真实短期利率的差异, 代表着债券投资的超额收益, 无法由投资者完全决定。而  $\phi_{n,t}^{ante}$  则是事前估计的远期利率和事前预测的短期利率的差异, 代表着投资者自身对利率风险的一个要求, 由投资者决定(估计)。不过总的来说, 这两种期限溢酬有很大的相关性, Kim 和 Wright(2005) 证明了它们存在着一个 0.83 的相关度。

### 3. 中国利率期限溢酬的估计及检验

#### 3.1 数据描述

我国的国债市场主要分为银行间和交易所两个市场。银行间债券市场的组织成员基本覆盖了我国的金融体系, 以商业银行为主。交易所国债市场的成员主要是证券公司、保险公司和基金管理公司。两个市场的投资主体有所不同, 造成了投资行为和预期的差异。因此我们将同时分析两个市场的情况并进行对比。数据来源于红顶数据库, 选取了银行间和交易所市场1到20年共20个期限的零息票利率作为研究对象, 数据期为2004年3月到2008年5月, 以周为单位。

我们对几个代表性期限(1年, 3年, 7年, 10年, 20年)的国债利率进行的统计分析发现, 两个市场的5个期限利率都不符合正态分布, 也非平稳<sup>1</sup>。而相关性分析发现, 两个市场对应利率关联性都很大<sup>2</sup>。

#### 3.2 后验信息法

##### 3.2.1 期限溢酬的计算

在这一部分, 我们先用后验信息法来证明我国国债期限溢酬的存在性。根据后验信息法, 用已实现利率  $r_{t+n-1}^1$  来代表预期利率  $E_t(r_{t+n-1}^1)$ 。则远期期限溢酬为:

$$\phi_{n,t}^f = f_t^{n-1 \rightarrow n} - E_t(r_{t+n-1}^1) = f_t^{n-1 \rightarrow n} - r_{t+n-1}^1 \quad (11)$$

我们采用的是滚动取样法, 即  $r_{t+n-1}^1$  是 t 时刻往后  $52 \times (n-1)$  周的已实现利率。然而, 因为国债期限是以年计量, 为保留足够的数, 只能取  $n=2$ , 得到 1 年后的 1 年期远期期限溢酬:

<sup>1</sup> 除了银行间市场的 7 年期利率在 1% 的置信水平下是二阶单整 I(2) 外, 其他所有的利率都服从一阶单整 I(1)。

<sup>2</sup> 分别达到了 0.7655, 0.9682, 0.9636, 0.9562, 0.9363。

$$\phi_{2,t}^{post} = f_t^{1 \rightarrow 2} - r_{t+1}^1 \quad (12)$$

扣除了后面 52 周的数据，我们的样本期只包括 2004 年 3 月-2007 年 5 月共 149 周的数据。

两市的  $\phi_{2,t}^{post}$  走势如图 1 所示。

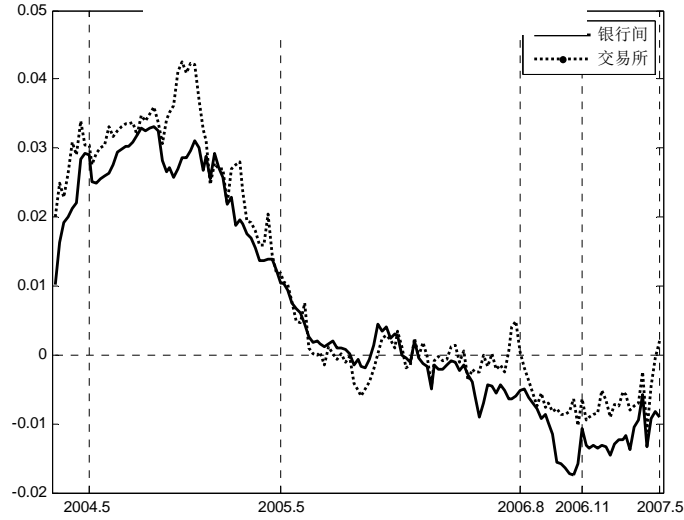


图 1  $\phi_{2,t}^f$  的趋势图

### 3.2.2 期限溢酬的检验

为验证期限溢酬的存在，我们将检验  $f_t^{1 \rightarrow 2}$  是否等于  $E_t(r_{t+1}^1)$ （即  $r_{t+1}^1$ ），但两个数列本身为一阶单整，减去  $r_t^1$  之后，才会平稳：

$$f_t^{1 \rightarrow 2} - r_t^1 = \alpha + \beta(r_{t+1}^1 - r_t^1) + \varepsilon_t \quad (13)$$

我们使用 OLS 回归来检验，并用 Newey-West 方法进行自回归矫正。结果见表 1。

表 1 使用后验信息法对期限溢酬的检验

	银行间市场	交易所市场
$\alpha$	0.008800	0.018033
	(0.0000)	(0.0000)
$\beta$	-0.242356	-1.158229
P 值: $H_0: \beta = 0$	(0.0000)	(0.0000)
P 值: $H_0: \beta = 1$	(0.0000)	(0.0000)
$\bar{R}^2$	0.663653	0.522915

残差均值	-1.92E-18	-3.57E-18
残差的 ADF 检验值	-2.507904**	-4.274633

注：括号内的是系数检验的 p 值。\*\*表示在 5%水平显著

两个系数都显著不为零，说明期限溢酬确实存在，纯预期理论在两个市场都不成立。但是  $\beta$  经过检验并不为 1，而且为负数，说明预期利率和远期利率并不是同向变动。

$\alpha$  代表了期限溢酬中的固定部分，或者说是其均值。两个市场的  $\alpha$  都是正数，说明溢酬的均值是正数，且交易所市场的溢酬会大于银行间市场的溢酬。 $\beta$  显著不为 1，表明两个市场都未能实现完美预期，偏差部分（包含着期限溢酬和估计偏误等，即  $\phi_{2,t}^{post}$  的非固定部分）都归到残差项中（陈蓉、郑振龙（2009））。经检验，残差项显著不为零，其中银行间市场的残差项非平稳，说明其期限溢酬呈现出时变性。但交易所市场的时变性还有待考察。

为了检验  $\phi_{2,t}^{post}$  时变性的强弱，我们改用式（3.4）进行检验：

$$f_t^{1 \rightarrow 2} - r_{t+1}^1 = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t \quad (14)$$

左边部分其实就是期限溢酬，右边的  $X_t$  是解释变量，这里选择利差  $r_t^2 - r_t^1$ 。因为  $\phi_{2,t}^{post}$  是在  $t+1$  期观测到，如果可以用当期的利差预测到  $\phi_{2,t}^{post}$ ，则说明  $\phi_{2,t}^{post}$  受时变的利差影响， $\phi_{2,t}^{post}$  本身也是时变的。

表 2 对期限溢酬时变性的检验

	银行间市场	交易所市场
$\alpha$	-0.024746 (0.0000)	-0.009105 (0.0000)
$\beta$	7.476665	2.884241
$H_0: \beta=0$	(0.0000)	(0.0000)
$\bar{R}^2$	0.786204	0.913694

注：括号内是 p 值

$\alpha$  和  $\beta$  都显著不为零，理性预期理论在两个市场都不成立，而且利差能够很好得预测期限溢酬（超过 0.7 的解释力），交易所市场的  $\bar{R}^2$  更大， $\phi_{2,t}^{post}$  的时变性更强。

后验信息法证明了，远期利率并不是未来即期利率的无偏估计。陈蓉、郑振龙（2008）指出，无论无套利条件是否成立，在一个有效市场中，均衡状态下远期价格与即期利率预期之间的差额，都应该是标的资产的系统性风险溢酬。只有在投资者为风险中性或资产系统性风险为零这两种情形下，远期价格才能等于即期利率预期。在其他情况下，当前远期价格绝



不会是未来现货价格的无偏估计。

### 3.3 先验信息法

#### 3.3.1 三因子利率仿射模型介绍

利率的因子仿射模型有许多种形式，这里我们选择 Cochrane 和 Piazzesi (2008)，Wright (2007) 使用的一种较为简化的仿射模型。

假设影响利率的状态变量有三个：

$$X_t = [X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}]' \quad (15)$$

其中  $X_t$  遵从离散时间指数仿射结构

$$X_{t+1} = \mu + \phi X_t + v_{t+1} \quad (16)$$

且  $v_{t+1} = \sum u_{t+1}$ 。  $u_{t+1}$  是对状态变量的外生冲击，设定为标准正态分布。  $\Sigma$  是外生冲击的协方差矩阵。

当期  $n$  年期债券的对数价格  $p_t^n$  由下一期债券价格贴现回来：

$$p_t^n = \log E_t(M_{t+1} \exp(p_{t+1}^{n-1})) \quad (17)$$

其中，对数正态的贴现因子  $M_{t+1}$  为状态变量的线性函数：

$$M_{t+1} = \exp(-\delta_0 - \delta_1' X_t - \frac{1}{2} \lambda_t' \Sigma \lambda_t - \lambda_t' v_{t+1}) \quad (18)$$

这里，风险的市场价格  $\lambda_t$  被设定为时变的，包含  $\lambda_0$ 、 $\lambda_1$  两个参数。

$$\lambda_t = \lambda_0 + \lambda_1 X_t \quad (19)$$

到期日价格为 1 的 1 年期零息票债券的利率为：

$$r_t^1 = -\log E_t(M_{t+1}) = \delta_0 + \delta_1' X_t$$

$n$  年期零息票债券的利率为：

$$r_t^n = -\frac{1}{n} \log E_t[M_{t+1} \exp(p_{t+1}^{n-1})] \quad (20)$$

计算结果证明， $r_t^n$  也是状态变量的线性函数

$$r_t^n = -\frac{1}{n} (A_n + B_n' X_t) \quad (21)$$

参数  $A_n$ 、 $B_n$  的求取可用迭代过程：

$$\begin{aligned} A_1 &= -\delta_0, \quad B_1' = -\delta_1' \\ A_{n+1} &= -\delta_0 + A_n + B_n' \mu^* + \frac{1}{2} B_n' \Sigma' \Sigma B_n \\ B_{n+1}' &= -\delta_1' + B_n' \phi^* \end{aligned} \quad (22)$$

这里， $\mu^*$  和  $\phi^*$  是经风险中性调整的参数，

$$\begin{aligned}\mu^* &= \mu - \sum \lambda_0 \\ \phi^* &= \phi - \sum \lambda_1\end{aligned}\quad (23)$$

各类仿射模型基本延续这个框架，即认为  $X_t$  遵循一定的过程，并由它驱动了风险价格  $\lambda_t$ ，因此会反映到贴现因子  $M_{t+1}$  中。经过迭代后， $r_t^n$  也成为了状态变量的线性函数，所谓的仿射模型的含义就在此——利率是状态变量的线性投影仿射。但在具体设定上，各类模型会有很大的不同。

仿射模型并没有对  $X_t$  进行限定。本文在模型拟合的过程中，使用传统的主成分分析法求出对期限结构影响最大的三个因子。

本文使用的模型有  $\mu$ 、 $\phi$ 、 $\sum$ 、 $\lambda_0$ 、 $\lambda_1$ 、 $\delta_0$  和  $\delta_1$  共七个参数需要求解，其中  $\delta_0$  是个单量， $\mu$ 、 $\lambda_0$ 、 $\delta_1$  是  $K \times 1$  的矢量， $K$  是状态变量个数。 $\phi$ 、 $\sum$ 、 $\lambda_1$  是  $K \times K$  的矩阵。因为风险因子一般都遵从零均值，这里就将  $\mu$  设为 0，并把  $\sum$  设为下三角阵。后验信息法中已经证明了国债风险溢酬的存在和时变性，而且过去的研究也得到了相似的结论，因此这里就直接设  $\lambda_0 \neq 0$ ， $\lambda_1 \neq 0$ 。

在估计方法上，本文采用 Cochrane 和 Piazzesi (2008) 的方法，先通过建立期限结构主成分的 VAR 模型，求出  $\phi$ 、 $\sum$ ，然后代入模型中，令求出的参数满足：

$$\{\tilde{\lambda}_0, \tilde{\lambda}_1, \tilde{\delta}_1\} = \arg \min_{\tilde{\lambda}_0, \tilde{\lambda}_1, \tilde{\delta}_1} \sum_t \sum_n (r_t^n - \tilde{r}_t^n)^2 \quad (24)$$

### 3.3.2 模型的估计结果

为提高精度，我们的估计采用全样本数据，即从 2004 年 3 月到 2008 年 5 月，共 201 个周的期限数据，并把两个市场上质押式国债七日回购利率作为模型的初始利率  $r_t^{1/52}$ 。以下的估计和检验所使用的软件包括 EVIEWS，SPSS 和 Matlab。

我们使用的仿射模型是由期限结构的三个主成分作为状态变量，这里的期限结构是由各市场的质押式国债 7 日回购利率加上 20 个期限利率组成。我们发现，两个市场的第一主成分都可以解释大部分利率变动，但在交易所市场，第二主成分的作用也不容忽视。

人们常将利率曲线的前三个主成分作为其水平因素、斜率因素和凸性因素，但我们对比了中国国债期限结构的这三个因素和三个主成分的相关性，却发现，虽然两个市场的前两个主成分与水平因子和斜率因子的匹配度较高，但是第三个因子还很难用凸性解释（见表 3）。这可能因为交易所七日国债回购利率从 2007 年起受市场资金面影响较大，波动剧烈，使整个期限结构的主成分变动异常。

表3 三个主成分和期限结构三因素的相关性

	第一主成分 VS 水平因素 $(r_t^1 + r_t^{10} + r_t^{20})/3$	第二主成分 VS 斜率因素 $r_t^{20} - r_t^1$	第三主成分 VS 凸性因素 $r_t^{20} + r_t^1 - 2 \times r_t^{10}$
银行间市场	0.9930**	0.7927**	0.2200**
交易所市场	0.6812**	-0.5527** <sup>1</sup>	0.0195

注：经过 Pearson 相关检验，\*\*表示在 5%水平显著，\*表示在 1%水平显著  
得到主成分后进行 VAR 建模，求出  $\mu$ 、 $\phi$ 、 $\Sigma$ 。表 4 是估计结果，两个 VAR 模型的根都在单位圆内，说明模型稳定。

表4 VAR 估计结果

	$\phi$	$\Sigma$
银行间市场	$\begin{bmatrix} 0.9783 & 0 & -0.1110 \\ 0 & 0.7819 & 0.1114 \\ 0 & 0.0469 & 0.8942 \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} 0.0068 & 0 & 0 \\ -0.0007 & 0.0064 & 0 \\ -0.0020 & -0.0013 & 0.0023 \end{bmatrix}$
交易所市场	$\begin{bmatrix} 0.6981 & -0.2697 & 0 \\ -0.1897 & 0.7902 & 0 \\ -0.0284 & -0.0276 & 0.9218 \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} 0.0260 & 0 & 0 \\ 0.0149 & 0.0081 & 0 \\ 0.0020 & -0.0002 & 0.0019 \end{bmatrix}$

我们将 7 日国债回购利率作为  $r_t^{1/52}$ ，以它的均值作为  $\delta_0$ 。解出式 (24)，得到最优参数  $\lambda_0$ ， $\lambda_1$ ， $\delta_1$ （结果见表 5）。我们还使用拟合值对真实值回归来判断拟合的效果，发现几个代表性期限的利率拟合近似程度基本上都达到 93%以上，说明仿射模型对利率的拟合度较好。

表5  $\lambda_0$ ， $\lambda_1$ ， $\delta_1$  的拟合值

参数	$\lambda_0$	$\lambda_1$	$\delta_1$
	-0.0546	-3.4981	-2.0649
银行间市场	0.0195	0.2796	-32.0282
	0.0687	3.3437	5.7328
交易所市场	0.4913	-4.3152	-38.2509
	0.1242	-2.358	-12.3312

<sup>1</sup>交易所市场的第二主成分和斜率因子呈现负相关，这也可能是因为主成分计算方法的误差。

0.5102	-3.5322	-41.6686	50.8846	0.0014
--------	---------	----------	---------	--------

### 3.3.3 模型的结论分析

我们计算出了几个代表期限的远期期限溢酬  $\phi_{n,t}^{ante}$ 。其描述性统计量见表 6:

表 6 两个市场  $\phi_{n,t}^{ante}$  的描述性统计量

		n=2	n=3	n=7	n=10	n=20
银行间市场	均值	0.006734	0.012035	0.020193	0.022250	0.026312
	标准差	0.007378	0.009888	0.006608	0.005894	0.006571
交易所市场	均值	0.011028	0.017412	0.026161	0.026991	0.020004
	标准差	0.008582	0.011325	0.007623	0.005919	0.002493

正如我们所预想的,  $\phi_{n,t}^{ante}$  显然不为零, 随着n的增大,  $\phi_{n,t}^{ante}$  也在增加。交易所市场的期限溢酬在中短期要比银行间市场的大得多。波动性方面, 中期(5-10年)的期限溢酬的波动性会普遍大于短期和长期。

图 2 是四个期限的  $\phi_{n,t}^{ante}$  的时间序列对比。从图 2 可以看出: 除了 20 年期, 交易所市场的溢酬都会大于银行间市场; 和后验信息法得出的结论相同, 期限溢酬在 2005-2007 年降到底部; 中长期的期限溢酬波动比较剧烈; 在 2004 年市场异象时<sup>1</sup>, 银行间市场的 7 年以上的利率溢酬竟出现一次急剧的下降, 形成了一个很大的缺口, 而交易所市场的溢酬变动则略为平缓些。

<sup>1</sup> 2004 年 4 月开始到 2005 年初, 在证监会清理券商挪用客户债券回购问题、交易所公布并降低现券折现比例、央行提高准备金等多重利空影响下, 两市的国债都经历了大幅度的下跌, 极大地推高了利率。

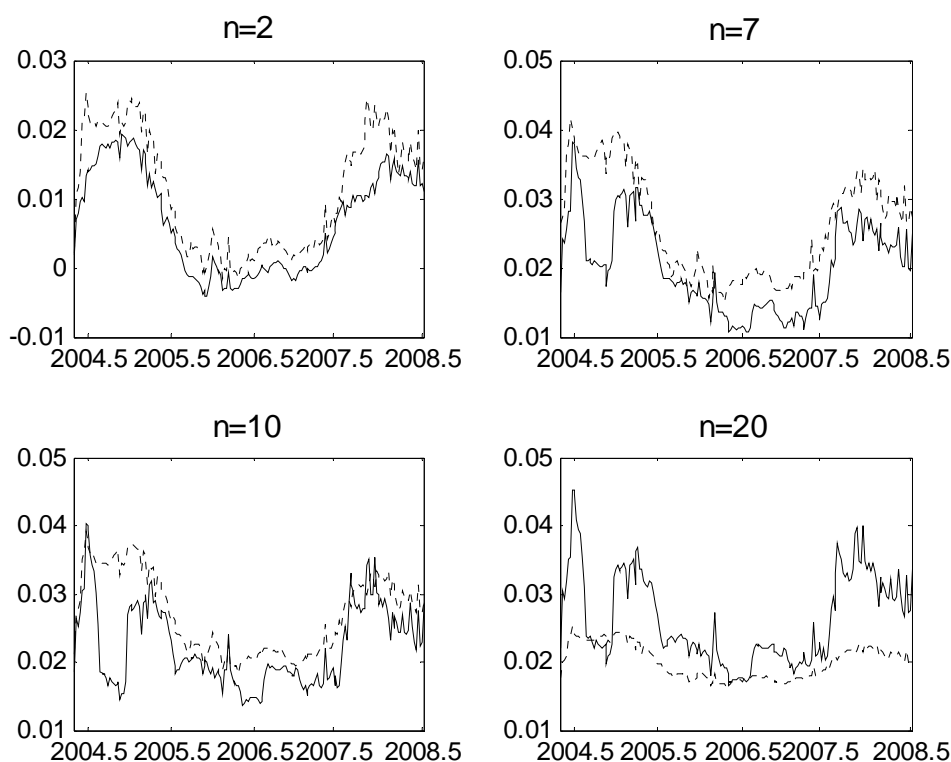


图 2 四个期限的  $\phi_{n,t}^{ante}$  的时间序列对比

注：其中实线为银行间市场期限溢酬，虚线为交易所市场期限溢酬

### 3.3.4 两个市场 $\phi_{n,t}^{ante}$ 的关系

在对两个市场  $\phi_{n,t}^{ante}$  的格兰杰检验发现，在 0.05 的显著性水平下，交易所市场的溢酬基本都能够格兰杰引致银行间市场的溢酬，而银行间市场的溢酬不能引致交易所市场，即在两个市场，交易所市场的  $\phi_{n,t}^{ante}$  是先导。

银行间市场主体大多为国有商业银行，已持有中长期债券做为头寸，债券投资的收益是以面值计算的，所以对消息反应不太灵敏。而证券公司、基金公司等是交易所市场的主要参与者，债券市值是考核其债券投资业绩的重要指标，因此他们对消息有比较早的提前反应。而且国债在交易所市场上的交易较为活跃。一部分交易所市场投资者同时也参与银行间市场，加上某些国债跨市场交易也使交易所市场的提前反应必然传递到银行间市场。总的来说，证券交易所国债的价格发现功能会高于银行间国债（徐小华（2006））。

## 3.4 后验信息法和先验信息法的对比

同时得到  $\phi_{n,t}^{ante}$  和  $\phi_{n,t}^{post}$  后，我们就能比较出二者的不同，并能更准确地知道，真正的期限溢酬是如何变动的，又是如何反映投资者对于风险的预期的。

### 3.4.1 两种期限溢酬的对比

从图 3 可以发现，虽然大体的走势相似，但  $\phi_{2,t}^{ante}$  和  $\phi_{2,t}^{post}$  在数值上存在一定程度的偏差，并且在 2005 年 8 月的前后期，偏差的方向不同。

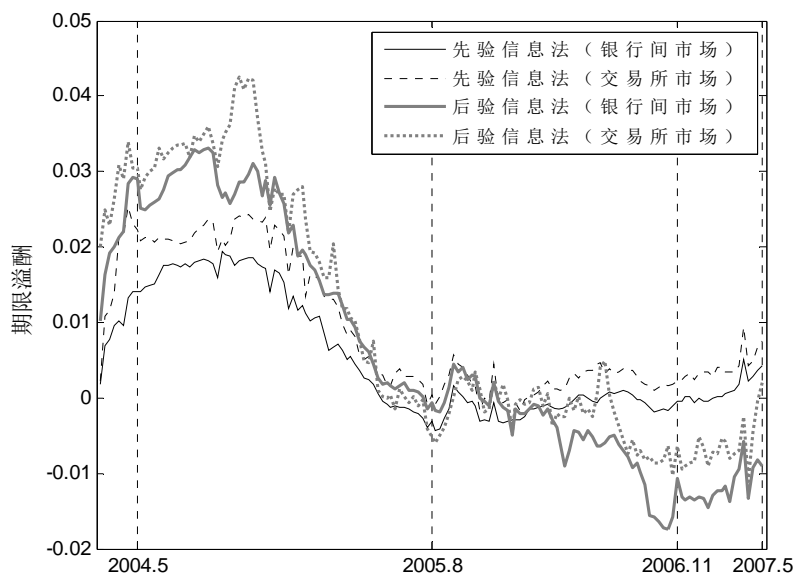


图 3 两个市场  $\phi_{2,t}^{ante}$  和  $\phi_{2,t}^{post}$  的对比

根据  $\phi_{2,t}^{post} = \phi_{2,t}^{ante} + e_{t+1}$ ， $\phi_{2,t}^{ante}$  和  $\phi_{2,t}^{post}$  的差异就是式中的  $e_{t+1}$ ，见图 4。



图 4 两个市场  $e_{t+1}$  序列

$e_{t+1}$  是预期短期利率和真实利率的偏差。和理性预期理论所假设的不同,  $e_{t+1}$  明显不是一个白噪声序列, 它从 2004 年到 2007 年呈现下降趋势。因此,  $r_{t+1}^1$  并不是  $E_t(r_{t+1}^1)$  的无偏估计,  $\phi_{2,t}^{post}$  作为风险的真实回报, 它同时包含了估计误差, 因此不能代表投资者预先对风险索取的补偿。

### 3.4.2 对期限溢酬更深入的讨论

#### 3.4.2.1 期限溢酬为负的原因

很明显的, 两市的  $\phi_{2,t}^{post}$  在 2005 年 8 月之后长期为负。尽管  $\phi_{2,t}^{ante}$  出现负值的次数远小于  $\phi_{2,t}^{post}$ , 在绝对值上也不如  $\phi_{2,t}^{post}$ , 但已经可以说明, 2005 年-2007 年期间, 两个市场 (尤其是银行间市场) 的远期期限溢酬确实存在负值。这个结论尽管违背常理, 但也并非不可能。如果经济走出衰退, 通货膨胀预期稳定时, 长期债券将是一个很好的长期投资工具, 滚动投资相对于长期债券来说反而有更大的利率变动风险, 在这种情况下, 就会出现负的期限溢酬 (Cochrane (2006))。从 2005 年 8 月起, 通货膨胀降到了低点, 并持续了接近 2 年, 这段时期两个市场都对通胀有非常稳定的预期。而且在 2004 年-2006 年期间, 央行的举动较少, 基准利率维持不变长达 30 个月, 也让利率变动的不确定性大大下降。因此, 债券交易者对于把资金投资于短期限 (2 年期) 债券所要求的风险溢酬逐渐减少, 导致了负溢酬的出现。

#### 3.4.2.2 偏差的来源

把  $r_{t+1}^1$  和由先验信息法得到的  $E_t(r_{t+1}^1)$  进行比较 (图 5), 可以发现, 已实现利率不仅严重偏离一年前的预期, 而且在 2005 年 5 月之前连走势都是相反的, 也就是说,  $e_{t+1}$  的影响力其实不容忽视。

为何会出现这样的偏差呢? 结合溢酬变动可以看到, 在 2005 年 8 月之前, 即远期利率的下降阶段, 两市的投资者认为一年后短期利率将会反弹, 同时因为经济和通货膨胀的稳定, 他们要求的溢酬相对较小。然而, 一年后的利率未能升高到他们预期的水平, 长期投资者获得了额外的收益, 因此, 后验信息法的超额溢酬会大于先验信息法的预期溢酬, 投资者存在着正的预计偏差。而在 2005 年-2006 年“稳健”的货币政策期间, 两市投资者都预料今后一年的利率也会维持在当前水平,  $\phi_{2,t}^{ante}$  非常小。但实际上, 央行从 2007 年开始的连续、急速的升息大大出乎投资者的预料, 滚动投资反而获得更多的收益, 因此, 长期投资已实现的超额收益小于当初预期的期限溢酬,  $e_{t+1}$  小于零。

不过, 两个市场投资者的估计水平相差不大,  $e_{t+1}$  较为接近。事实上, 国债交易以机构投资者为主, 随着两个市场的逐渐融合, 投资限制逐渐放开, 越来越多的机构投资者能够同时进入两个市场, 他们在短期利率的判断上就会越发趋于一致。

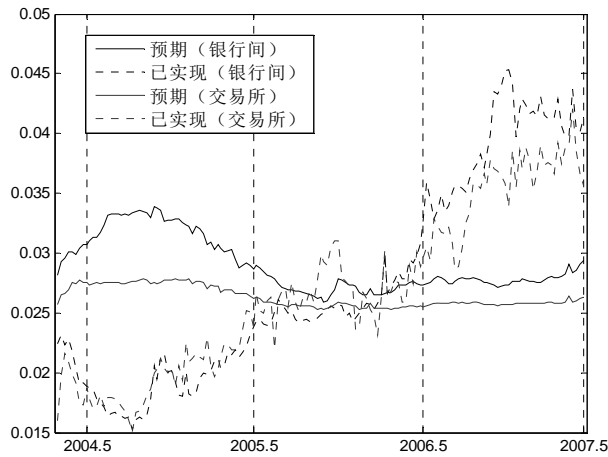


图 5 利率预期与已实现的利率

### 3.4.2.3 期限溢酬在远期利率决定中的作用

最后一个问题是，在 2004 年-2007 年这段时间内，远期利率到底是由什么主导的？

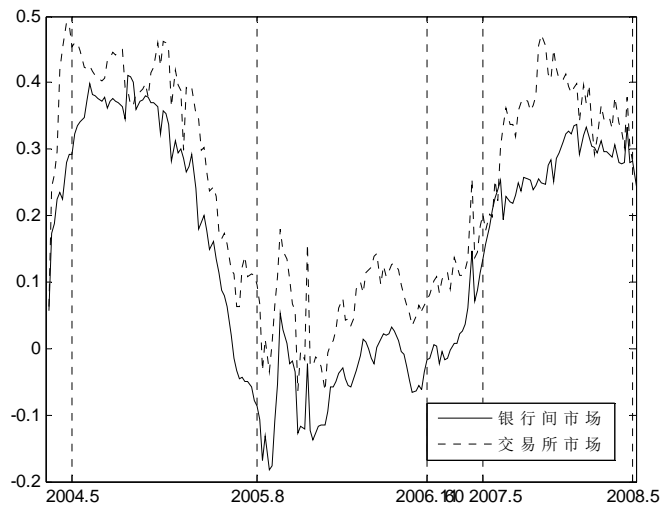


图 6  $\phi_{2,t}^{ante}$  在远期利率中的比重<sup>1</sup>

从图 6 可以看到，2005 年 5 月之前， $\phi_{2,t}^{ante}$  一度在远期利率中占有很大比重，在银行间市场甚至达到了 50%，交易所市场也达到了 30%，远期利率在那时受期限溢酬的影响很显著。但在 2005 年 5 月之后， $\phi_{2,t}^{ante}$  的作用开始下降。

<sup>1</sup> 为了方便分析，这里使用全样本数据：2004 年 3 月到 2008 年 5 月



从2005年8月开始，远期利率已经触底反弹了，可是 $\phi_{2,t}^{ante}$ 还徘徊在零附近，直到2006年11月才开始小幅上升。对比图7，从2005年8月起，投资者对短期利率的预期就已经开始上升，所以这段时期，是预期的上升幅度，提升了远期利率。

因此，我们可以认为，在2005年5月前，期限溢价对长期利率变动的作用很大，而在2005年8月之后，短期利率的预期是远期利率的决定因素。

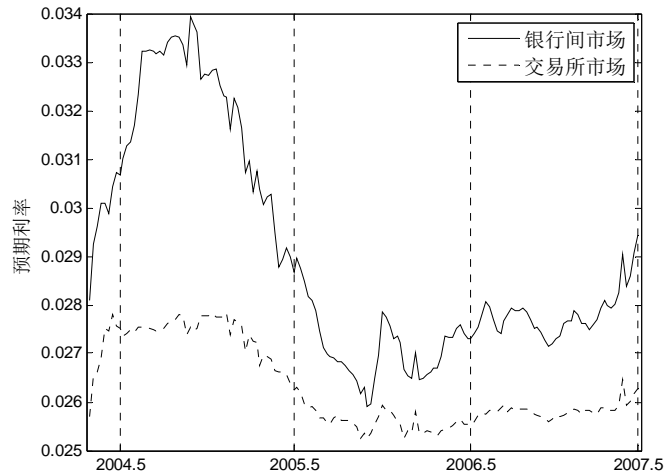


图7 由先验信息法得到的 $E_t(r_{t+1}^1)$

#### 4. 本文结论

以上我们梳理了期限溢价的概念和理论框架，分析、比较了用后验信息法和先验信息法估计的国债利率期限溢价，得到了几个结论：

- 1) 预期理论认为 $f_t^{n-1 \rightarrow n}$ 是 $r_{t+n-1}^1$ 的无偏估计，期限溢价的存在已经否定了这一点。
- 2) 由于存在着较大的估计误差，传统使用的后验信息法并不能很好得计算出期限溢价，它得到的是超额收益率。而使用先验信息法计算出的才是最原始的期限溢价，代表投资者当期对国债投资风险在无偏估计。

3) 银行间和交易所两个市场的短期限国债利率都存在时变的期限溢价。在2005年5月前，期限溢价对长期利率的下降有很大作用。当投资者对利率和通货膨胀波动的预期非常稳定时，期限溢价甚至出现了负值，导致长期利率下降更加迅速。而在2005年8月之后，短期利率的预期是远期利率的决定因素。

4) 在两个市场的关系方面，交易所市场对银行间市场有引导作用。但银行间市场投资者的风险承受度更大，所要求的风险溢价较小。这也许和银行间投资者（以商业银行，保险

公司为主)的性质有关。他们能够选择的投资工具较少,除了信贷投放以外,只能被动持有国债,而且投资期限也较长,因此对风险的忍受度更高。虽然两个市场投资者在短期利率的预测值上存在着不同,但在预测的准确性上却没有优劣之分。这又反映了两市机构投资者的趋同性。

不过,要指出的是,本文使用的模型尽管能够不受数据长度的限制,给出各期限的溢酬水平,构造出期限溢酬的期限结构,但由于它是由隐含因子驱动,当  $n$  较大时,该模型预测的利率就逐渐稳定于一个常数,远期利率的变动只来源于期限溢酬的变动。这个现象是所有带有平稳状态因子的无套利模型共有的特点。长时期利率的预期将会因为这种模型设定的问题而出现较大的偏误。

尽管如此,本文在对期限溢酬的研究上进行了一个有益的尝试,在得到了投资者事前估计的期限溢酬后,我们就可以探讨影响利率定价的风险源。

## 参考文献

- [1] Cochrane, J. H: Comments on “Macroeconomic implications of changes in the term premium” by Glenn Rudebusch, Brian Sack and Eric Swanson, Comments given at the conference “Frontiers in Monetary Policy Research” at the St. Louis Federal Reserve[Z], 2006.
- [2] Cochrane, J. H., and M. Piazzesi: Bond risk premia, *American Economic Review*[J], 2005(3).
- Kim, D. H: The bond market term premium: what is it, and how can we measure it?, *BIS Quarterly Review*[R], 2007(6).
- [3] Cochrane, J. H., and M. Piazzesi: Decomposing the yield curve, *working paper*[Z], 2008.
- [4] Dai, Q., and L. J. Singleton: Specification analysis of affine term structure models, *Journal of Finance*[J], 2000(LV).
- [5] Duffee, G. R: Term premia and interest rate forecasts in affine models, *Journal of Finance*[J], 2002(57).
- [6] Kim, D. H: The bond market term premium: what is it, and how can we measure it?, *BIS Quarterly Review*[R], 2007(6).
- [7] Kim, D.H., and J. H. Wright: An arbitrage-free three-factor term structure model and the recent behavior of long-term yields and distant-horizon forward rates, *working paper*[Z], 2005.
- [8] Wright, J. H: Term premiums and inflation uncertainty: empirical evidence from an international panel dataset, *working paper*[Z], 2008.
- [9] 陈蓉, 郑振龙: 《无偏估计、价格发现与期货市场效率——期货与现货价格关系研究》, *系统工程理论与实践*[J], 2008年第8期。

[10] 陈蓉, 郑振龙:《结构突变、推定预期与风险溢酬:美元/人民币远期汇率定价偏差的信息含量》, 世界经济[J], 2009年第6期。

[11] 徐小华:《市场分割与国债市场的价格反应差异》, 上海经济研究[J], 2006年第10期。