

# 中国实际利率与通胀预期的期限结构

## 基于无套利宏观金融模型的研究

曾耿明 牛霖琳<sup>①</sup>

**摘要:** 国债市场中隐含的实际利率和通胀预期的信息对于指导我国的货币政策和投资者决策具有重要的参考价值。本文通过采用简约型无套利宏观金融模型,第一次从中国银行间国债收益率曲线中分解出债券市场实际利率和通胀预期的整个期限结构。从本文模型推断的结果发现在2005年1月到2012年4月的样本时间内银行间国债市场的实际利率长期处于负值,反映出近年来货币政策偏于宽松和利率市场化机制不完善的问题。通过对本文分解的通胀预期和其它同类通胀预期指标进行比较分析,发现通过本文方法获得的通胀预期很好地反映了债券市场通胀预期的水平和变化趋势,也吻合通货膨胀的周期变化。同时因本文方法能够推断不同期限的通胀预期,相比已有的单一期限通胀预期指标,能够为政策制定者和市场投资者提供更为丰富的决策信息。

**关键词:** 利率期限结构, 实际利率, 通胀预期

**JEL 分类号:** G12, E31, E43

### The Term Structures of Real Interest Rates and Expected Inflation in China: Analysis with a No-arbitrage Macro Finance Model

Gengming Zeng Linlin Niu

**Abstract:** The information of real interest rates and expected inflation is important to China's monetary policy and investors' decision. In this paper, we extract the term structure of real interest rates and expected inflation from the yield curve of China's Treasury bond market by constructing a no-arbitrage macro finance model. We find that China's real interest rates of various maturities from January 2005 to April 2012 have been persistently negative, reflecting the loose monetary policy and imperfection in the market mechanism of interest rates formation. When compared to existing indices of expected inflation, the expected inflation implied by our method is highly close in terms of level and variation. And the implied expected inflation also coincides with the business cycle of inflation fluctuation in China. The advantage of our method is that expected inflation of different future horizons can be constructed, which provides richer information than single index to policy makers and market participants.

**Key words:** Term structure of interest rates, Real interest rates, Expected inflation

**JEL Classification:** G12, E31, E43

---

<sup>①</sup>曾耿明,厦门大学王亚南经济研究院(WISE, Xiamen University), Email: gengming.zeng@gmail.com。牛霖琳,厦门大学王亚南经济研究院(WISE, Xiamen University); 通讯地址:福建省厦门市厦门大学经济楼 A301, 邮编:361005, Email: linlin.niu@gmail.com。

## 一、引言

在债券定价中,实际利率和通胀预期是两个非常重要的经济变量。实际利率反映了人们投资于国债市场后扣除物价贬值的真实收益,是宏观经济中反映资本的实际使用成本。而通胀预期反映了资本市场中人们对未来通胀水平和走势的平均预期。通胀预期对未来通货膨胀的形成也起到重要的决定作用。当一个经济体中的人们一致预期未来的物价将提升时,人们的理性投资消费决策均会受到影响,比如厂商倾向于提高定价,居民的一些消费决定提前,劳动力要求更高的工资水平等等,从而形成事实上的物价上涨。哪怕这种通胀预期是有偏误的,依然能对实体经济带来引致性的通货膨胀。我国“十二五”规划明确指出,要“更加积极稳妥地处理好保持经济平稳较快发展、调整经济结构、管理通胀预期的关系,实现经济增长速度和结构质量效益相统一”。如何“管理通胀预期”已经成为国务院和中国人民银行的重要任务和工作。

央行在制定货币政策时会根据当时的通胀形势不断调整基准利率。由于长期利率是对未来短期利率进行风险调整后的加权平均,因此对货币政策变动的预期能影响国债市场整条收益率曲线的变动。这也是为什么理性投资者对长期国债定价时,需对未来通胀走势做出预测,进而判断央行未来制定的基准利率的分布和走势,从而推测出未来国债收益率曲线的变动方向。除了对未来通胀做出预测外,投资者在选择自身的国债产品投资组合时还需考虑扣除货币贬值后的真实收益。尤其是像保险公司、养老基金等长期投资者,如何对自身资产保值增值是他们参与市场的根本动机,他们对未来实际收益率(扣除通胀后的收益率)的预期直接影响到他们的市场投资决策。因此,名义收益率曲线隐含着实际利率和通胀预期的重要信息。

遗憾的是这两个经济变量的动态特征很难通过数据直接观测到。大量的实证研究通过运用经济学模型去推断和还原出它们的动态信息。Fisher(1930)首先提出费雪效应,即名义利率等于实际利率与预期通货膨胀率之和。Fama(1975)和 Mishkin(1990a,1990b)等人通过对费雪效应的实证检验发现利率期限结构中包含着实际利率和通胀预期的信息。Mishkin(1990a,1990b)通过实证检验发现实际利率具有时变性的动态特征,并且短期期限的利率中包含着大量实际利率的信息。Hamilton(1985)估计发现实际利率服从均值回复过程,Ross(1988)估计发现实际利率服从单位根过程,而 Harvey(1988)通过从名义利率分离出来的实际利率实证发现实际利率对消费增长具有预测作用。关于名义收益率曲线中包含通胀预期信息的研究,文献中具有较多的成果。Mishkin(1990a, 1990b)发现名义收益率曲线中长端的长短利差对未来的通货膨胀具有较强的预测能力,Rudebusch 和 Wu(2008)发现收益率曲线水平因子的波动能够很好地拟合通胀预期的波动。基于诸多文献的发现,Ang, Bekaert 和 Wei(2008)通过选取收益率曲线中的两个潜变量和通货膨胀作为模型的三个状态因子,建立带机制转换的无套利高斯仿射期限结构模型,从名义收益率曲线中分解出美国国债市场实际利率和通胀预期的期限结构。近年来,随着美国通胀保护债券(TIPS)的发展,众多学者开始通过结合美国国债收益率曲线和 TIPS 收益率曲线的信息来提取通胀预期。例如,Gurkaynak, Sack 和 Wright(2010)利用 TIPS 价格数据和名义收益率曲线估计出了通胀补偿的期限结构;Christensen, Lopez 和 Rudebusch(2010)通过无套利 Nelson-Siegel 模型从 TIPS 收益率曲线和名义收益率曲线提取出通胀预期的信息。但是由于我国尚未发展 TIPS 市场,所以目前无法进行此类通胀预期的研究。

由于我国债券市场起步较晚、发展不成熟,以及债券市场拥有的历史数据不足等因素,国内对利率曲线结构与宏观经济之间的动态关系研究仍然相对较少,与本文研究相关的文献也较为有限。刘学燕和张敬庭(2008)采用 SVAR 方法将中国短期名义利率拆分成短期通胀预期和短期实际利率,但是目前我们还未发现有学者对我国名义收益率曲线所蕴含的实际利率的期限结构的进行研究。关于名义收益率曲线中包含通胀预期信息的研究,国内已有文献研

究。比如,李宏瑾、钟正生和李晓嘉(2010)通过运用 Mishkin(1990a)的回归模型检验发现我国利率期限结构中包含了未来通胀变动的信息,而且还检验发现实际利率并非是稳定的,名义利率期限结构中包含了实际利率变动的重要信息。但该文没有直接估计实际利率的期限结构和通胀预期的动态特征。姚余栋和谭海鸣(2011)参考 Rudebusch 和 Wu(2008)的方法估计两因子高斯仿射模型并运用卡尔曼滤波技术从收益率曲线中提取出水平因子,通过比较研究发现水平因子可以作为国债市场上长期通胀的预期指数;张燃、李宏瑾和崔兰清(2011)运用三因子仿射模型,发现无套利期限结构模型对宏观经济的预测能力好于简单的利差方法。但是他们都未对不同期限的收益率曲线所蕴含通胀预期的期限结构进行研究。孙浩和石柱鲜(2011)通过建立结构化宏观金融模型把我国利率期限结构分解成预期成分和风险溢价成分,但是未对收益率曲线的实际利率和通胀预期成分进行分解。

本文主要参考 Ang, Bekaert 和 Wei (2008)的研究方法,通过把收益率曲线的两个潜变量和 CPI 宏观变量组成联合状态因子,建立无套利高斯仿射期限模型,并利用该模型从银行间国债市场的名义收益率曲线分解出实际利率和通胀预期的整个期限结构。通过和同类指标的比较研究,本文所推断的通胀预期很好地反映了国债市场上投资者的通胀预期。本文其余部分结构安排如下:第二部分是介绍实证的方法和模型;第三部分介绍模型的识别和估计方法;第四部分描述样本数据和估计结果;第五部分给出了根据模型推断出的主要实证结果;第六部分是结论。

## 二、名义收益率曲线分解原理与模型

### (一) 名义收益率曲线分解原理

按照利率期限结构理论,期限为  $n$  的名义即期收益率是人们对未来  $n$  期内名义短期利率在风险中性概率密度下的平均预期,即

$$y_{t,t+n} = \frac{1}{n} E_t^Q (\sum_{i=1}^n r_{t+i}) \quad (1)$$

其中  $E_t^Q$  表示人们在风险中性概率下的预期。另一方面,根据费雪方程,名义短期利率  $r_t$  又可以分解为实际短期利率  $\hat{r}_t$  和通货膨胀  $\pi_t$ , 于是有如下的分解:

$$\begin{aligned} y_{t,t+n} &= \frac{1}{n} E_t^Q \left[ \sum_{i=1}^n (\hat{r}_{t+i} + \pi_{t+i}) \right] \\ &= \hat{y}_{t,t+n} + \pi_{t,t+n}^e \end{aligned} \quad (2)$$

等式的第一部分

$$\hat{y}_{t,t+n} = \frac{1}{n} E_t^Q \left( \sum_{i=1}^n \hat{r}_{t+i} \right)$$

是人们扣除通胀影响后对未来  $n$  期内实际短期利率的风险中性预期,称之为实际收益率曲线<sup>①</sup>。等式的第二部分

$$\pi_{t,t+n}^e = \frac{1}{n} E_t^Q (\sum_{i=1}^n \pi_{t+i})$$

是人们对未来通货膨胀的风险中性预期,称之为通胀补偿。人们在持有长期国债时需要面临由于未来通货膨胀带来实际购买力贬值的损失,而通胀补偿  $\pi_{t,t+n}^e$  则是市场对长期国债持有者所承担这个损失的利率补偿。

<sup>①</sup> 在本文中,我们也称之为实际利率,它是人们对未来实际利率的事前预期。

通胀补偿  $\pi_{t,t+n}^e$  又可以进一步分解为在真实概率密度下的通胀预期  $E_t(\pi_{t,t+n}) = \frac{1}{n} E_t(\sum_{i=1}^n \pi_{t,t+i})$  和通胀风险溢价  $\psi_{t,n}$  两部分。该通胀预期是人们对未来  $n$  期通货膨胀率分布的均值预期，在央行的货币政策决策中是一个重要的经济变量。而通胀风险溢价反映了人们面对未来通胀带来不确定性风险的厌恶程度。

综上所述，到期期限为  $n$  的名义收益率曲线  $y_t^n$  可以分解成实际收益率曲线  $\hat{y}_t^n$  和通胀补偿  $\pi_{t,t+n}^e$ ，其中通胀补偿又可分解为通胀预期  $E_t(\pi_{t,t+n})$  和通胀风险溢价  $\psi_{t,n}$ ，写成数学表达式为：

$$\begin{aligned} y_{t,t+n} &= \hat{y}_{t,t+n} + \pi_{t,t+n}^e \\ &= \hat{y}_{t,t+n} + E_t(\pi_{t,t+n}) + \psi_{t,n} \end{aligned} \quad (3)$$

其中  $\hat{y}_{t,t+n}$  反映的是实际收益率的期限结构， $E_t(\pi_{t,t+n})$  为通胀预期的期限结构。

本文接下来的部分就是根据上面的分解方法，通过采用利率期限结构模型把债券市场中的名义收益率曲线  $y_t^n$  分解成实际收益率曲线，通胀预期和通胀风险溢价三部分，并利用实证结果分析我国银行间国债市场的实际收益率曲线信息和通胀预期信息。

## (二) 模型

早期的短期利率模型依据 Fisher(1930)提出的费雪效应，将短期名义利率  $r_t$  记为实际利率与通胀预期之和。

$$r_t = \hat{r}_t + E_t \pi_{t,t+1}$$

这里， $r_t = y_{t,t+1}$ ， $\hat{r}_t = \hat{y}_{t,t+1}$ 。 $\hat{r}_t$  是事前对  $t$  到  $t+1$  时刻实际利率的预期，而  $E_t \pi_{t,t+1}$  是人们对  $t$  到  $t+1$  时刻的通胀预期。费雪效应指出了名义利率反映的是投资者对未来实际利率和通货膨胀的预期。

对于长期利率的决定，传统的利率期限结构模型是基于理性预期理论的预期模型，它指出期限为  $n$  的长期利率是对未来  $n$  期内短期利率的平均预期。

$$y_{t,t+n} = \frac{1}{n} E_t \left( \sum_{i=1}^n r_{t+i} \right)$$

广义的预期模型在上述等式的右边加入了常数风险溢价。

Fama(1975)和 Mishkin(1990a,1990b)根据费雪效应和预期模型，通过假设实际利率是平稳的，建立了如下计量模型来研究利率期限结构中是否包含未来通货膨胀和实际利率变动的信息。

$$\pi_{t,t+n} - \pi_{t,t+1} = \alpha_n + \beta_n [y_{t,t+n} - y_{t,t+1}] + \eta_{t,t+n}$$

方程中的  $\pi_{t,t+n}$  是未来  $n$  期的通货膨胀率。通过检验  $\beta_n$  是否等于零来推断收益率曲线中是否包含未来通胀的信息，通过检验  $\beta_n$  是否等于 1 来推断收益率曲线是否包含实际利率变动的信息。

然而上述模型都是基于传统利率期限结构理论的模型，它们没有考虑到市场中是否存在套利的可能性。Vasicek(1977)提出单因子仿射利率期限结构模型，开创了无套利利率期限结构的研究框架。Cox、Ingersoll 和 Ross(1985)，Ho 和 Lee(1986)和 Duffie 和 Kan(1996)等人沿着无套利定价的思想不断完善现代利率期限结构理论。这类模型通常采用潜变量作为状态变量，并假定它们在风险中性测度下服从某一随机过程，通过对未来短期利率的风险中性折现得到当期的债券价格。其中应用最为广泛的是由 Dai 和 Singleton(2000)标准化的三因素仿射期限结构模型。

尽管无套利模型可以取得良好的定价拟合效果，然而这些潜变量往往缺乏必要的经济学解释，也割断了金融市场和宏观经济变量之间的联系。现代宏观和金融理论认为，货币政策

制定者根据实体经济的状况和通胀率等指标调整短期利率以稳定经济周期，中长期利率则反映了市场对未来真实利率与通货膨胀走势的预期以及和宏观经济的动态风险相关的风险溢价。Ang 和 Piazzesi (2003)首次提出用宏观经济变量和国债市场的潜变量相结合作为模型状态变量的方法构造无套利仿射期限结构模型去研究国债市场和宏观经济之间的联系及相互影响，从而引领了宏观金融研究领域近十年来的蓬勃发展。朱波和文兴易(2010)系统地综述了宏观金融的主要文献并把它们分为两大类：一类是从仿射期限结构模型出发，在既有状态变量或潜因子的基础上简单地增加一些宏观经济变量，称之为简约型宏观金融模型，例如 Ang 和 Piazzesi(2003)的实证模型；另一类是把宏观经济结构与利率期限结构相结合进行建模，称之为结构化宏观金融模型，例如 Bekaert, Seonghoon 和 Moreno (2010)基于“新凯恩斯宏观经济模型”的利率期限结构模型。尽管结构化宏观金融模型有着更强的经济学背景，有利于研究债券市场和宏观经济之间的交互作用，但是也更容易产生模型的设定误差，所以本文主要选取由 Ang 和 Piazzesi (2003)奠定的简约型宏观金融利率期限结构模型作为研究框架。我们参考 Ang, Bekaert 和 Wei (2008)在两个收益率潜变量基础上引入通货膨胀变量的模型设定，针对中国收益率数据时间跨度较短的情况，简化了该文机制转换的模型假设，构造了本文的宏观金融模型，对中国的实际利率和通货膨胀预期进行估计。

下面是模型的三个基本假设（状态方程、实际短期利率和定价核的设定）以及由此可推导的名义和实际收益率曲线的定价形式。

### 1. 状态变量

记这三个状态变量为  $X_t = (q_t \ f_t \ \pi_t)'$ ，前面两个状态因子  $[q_t, f_t]$  是不可观测的潜变量，第三个状态因子为可观测的通货膨胀率  $\pi_t$ （即已实现的  $t-1$  到  $t$  期的通胀率  $\pi_{t-1,t}$ ），并假设它们服从向量自回归过程。

$$X_{t+1} = \mu + \Phi X_t + \Sigma \epsilon_{t+1} \quad (4)$$

其中，

$$\mu = \begin{bmatrix} \mu_q \\ \mu_f \\ \mu_\pi \end{bmatrix}, \quad \Phi = \begin{bmatrix} \Phi_{21} & 0 & 0 \\ \Phi_{21} & \Phi_{22} & 0 \\ \Phi_{31} & \Phi_{32} & \Phi_{33} \end{bmatrix}, \quad \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_q & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_f & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_\pi \end{bmatrix}。$$

方程中通货膨胀  $\pi_t$  的条件均值不仅依赖于其自身的滞后项  $\pi_{t-1}$ ，还依赖于另外两个收益率曲线潜变量  $(q_t \ f_t)$  的滞后项。这样国债市场的信息和通胀的历史信息都被充分地融入到通货膨胀的预期中。

### 2. 实际短期利率动态

和传统的仿射期限结构模型假设一样，我们设定实际短期利率是三个状态因子的仿射函数形式，即

$$\hat{r}_t = \delta_0 + \delta_q q_t + \delta_f f_t + \delta_\pi \pi_t \quad (5)$$

为了模型符号的方便，我们把实际短期利率对状态变量的依赖系数记为  $\delta_1 = (\delta_q \ \delta_f \ \delta_\pi)'$ 。我们不对  $\delta_\pi$  做零设定，以允许实际利率和通胀因子保持相关关系。

### 3. 风险价格和定价核

我们设定实际定价核为

$$\hat{m}_{t+1} = \log \hat{M}_{t+1} = -\hat{r}_t - \frac{1}{2} \lambda_t' \lambda_t - \lambda_t' \epsilon_{t+1} \quad (6)$$

这里  $\lambda_t$  为风险源  $\epsilon_{t+1}$  的实际风险价格， $\frac{1}{2} \lambda_t' \lambda_t$  是对实际定价核  $\hat{M}_{t+1}$  取对数函数产生的 Jensen 不等式调整项。进一步地，假设风险价格  $\lambda_t$  满足如下仿射形式

$$\lambda_t = \lambda_0 + \lambda_1 X_t$$

$$= \begin{pmatrix} Y_0 \\ \lambda_f \\ \lambda_\pi \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} Y_1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} X_t \quad (7)$$

我们限制第二个潜因子 $f_t$ 和通胀因子 $\pi_t$ 的风险价格为常数而只允许第一个潜因子 $q_t$ 的风险价格是时变的。这种单因子风险价格的设定不仅允许模型保留了时变的风险价格这一重要特征，又保持了模型的简约性。类似的单因子风险价格设定也被 Ang, Bekaert 和 Wei(2008), Cochrane 和 Piazzesi(2009)等所采用，并被实证经验证明是合适的。

有了对实际定价核的模型设定，再根据名义定价核的定义 $M_{t+1} = \widehat{M}_{t+1}P_t/P_{t+1}$ ，并对该定义等式的两边取对数函数得到名义对数定价核的数学表达式为

$$m_{t+1} = -\widehat{r}_t - \frac{1}{2}\lambda_t'\lambda_t - \lambda_t'\epsilon_{t+1} - e_3'X_{t+1} \quad (8)$$

其中 $e_3 = (0 \ 0 \ 1)'$ ，即在实际定价核之外增加了通货膨胀的影响。

#### 4. 实际利率定价

在上面的实际短期利率动态和实际定价核的模型设定下，可以计算得到实际零息无违约债券价格的解析解，进而求得实际收益率曲线。从上面的模型设定可知，实际债券模型符合一般的离散高斯仿射期限结构模型，其零息无违约债券实际价格的解为

$$\widehat{P}_{t,t+n} = \exp(\widehat{A}_n + \widehat{B}_n X_t) \quad (9)$$

与其对应的实际收益率曲线为

$$\widehat{y}_{t,t+n} = -\frac{\log(\widehat{P}_{t,t+n})}{n} = -\frac{1}{n}(\widehat{A}_n + \widehat{B}_n X_t) \quad (10)$$

其中 $\widehat{A}_n$ 和 $\widehat{B}_n$ 满足如下差分方程

$$\widehat{B}_{n+1} = \widehat{B}_n(\Phi - \Sigma\lambda_1) - \delta_1' \quad (11)$$

$$\widehat{A}_{n+1} = \widehat{A}_n + \widehat{B}_n(\mu - \Sigma\lambda_0) + \frac{1}{2}\widehat{B}_n\Sigma\Sigma'\widehat{B}_n' - \delta_0 \quad (12)$$

该差分初始值为 $\widehat{B}_1 = -\delta_1$ 和 $\widehat{A}_1 = -\delta_0$ 。

上述模型结果的具体证明和细节可参考 Ang 和 Piazzesi (2003)。

#### 5. 名义利率定价

类似地，有了名义定价核和状态变量的模型设定，可以通过递归的方法推导出名义零息无违约债券价格的解析解具有如下的仿射结构

$$P_{t,t+n} = \exp(A_n + B_n X_t) \quad (13)$$

其中 $A_n$ 和 $B_n$ 满足如下差分方程

$$B_{n+1} = (B_n - e_3')(\Phi - \Sigma\lambda_1) - \delta_1' \quad (14)$$

$$A_{n+1} = A_n + (B_n - e_3')(\mu - \Sigma\lambda_0) + \frac{1}{2}(B_n - e_3')\Sigma\Sigma'(B_n - e_3')' - \delta_0 \quad (15)$$

该差分初始值为

$$B_1 = -\delta_1' - e_3'\Phi + e_3'\Sigma\lambda_1$$

$$A_1 = -\delta_0 - e_3'\mu + \frac{1}{2}e_3'\Sigma\Sigma'e_3 + e_3'\Sigma\lambda_0$$

比较名义债券价格的因子载荷 $B_n$ 和实际债券价格的因子载荷 $\widehat{B}_n$ 的差分方程，它们之间的差别在于向量 $e_3$ 的引入，这是由于名义债券价格增加了通胀的部分，即 $\pi_t = e_3'X_t$ 。

Ang、Bekaert 和 Wei (2008)给出了上述模型的更一般形式，具体模型细节可以参考该文。

### (三) 通胀预期和通胀风险溢价

根据模型的状态方程(4)和通胀预期的定义，对未来第  $n$  期的通货膨胀预期可以表示为

$$\begin{aligned} E_t(\pi_{t,t+n}) &= \frac{1}{n} E_t(\sum_{i=1}^n \pi_{t+i}) \\ &= \frac{1}{n} e_3' (\sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^{i-1} \Phi^j \mu + \sum_{i=1}^n \Phi^i X_t) \end{aligned} \quad (16)$$

而在名义收益率曲线中扣除实际收益率曲线和通胀预期后剩余的部分即为通胀风险溢价  $\psi_{t,n}$ 。

### 三、模型的识别与估计方法

#### (一) 模型的识别限制

由于模型存在着潜变量，一些参数不能通过名义收益率曲线数据被同时识别出来，因此需要对其中的一些不能被识别的参数进行限制。根据 Dai 和 Singleton(2000)的研究，因为状态方程中潜变量的漂移项  $(\mu_q, \mu_f)$  和短期利率的常数项  $\delta_0$  可以通过潜变量的平移来相互调整而不影响到模型中名义收益率曲线的概率分布，所以它们不能通过名义收益率曲线数据被同时识别出来，需要对它们进行一些零设定。这里我们限制潜变量的漂移项  $(\mu_q, \mu_f)$  为零，而让短期利率的常数项  $\delta_0$  自由。

Dai 和 Singleton(2000)还指出由于状态变量  $(q_t, f_t)'$  可以按比例放大或缩小，所以在实际短期利率方程(5)的潜变量参数  $(\delta_q, \delta_f)'$  和状态方程扰动项的协方差矩阵  $\Sigma$  之间需要选择一组参数进行单位标准化。本文采用将  $(\delta_q, \delta_f)'$  标准化为单位向量  $(1, 1)'$  的限制。

对于风险价格参数的常数项  $\lambda_0$ ，尽管理论上可以识别出，但在实际应用中一些参数很难被估计。Dai 和 Singleton(2000)根据实证经验指出一般情况下很难同时识别风险价格中超过一个以上的常数项参数，所以我们这里限制第一个潜变量的风险价格常数  $\gamma_0$  为零，而让第二个潜变量的风险价格常数项  $\lambda_f$  自由。这样的限制既可以保证风险价格时变性这个特征，又能从数据中充分识别出风险价格参数。此时潜变量  $q_t$  的风险价格是时变的，即  $q_t$  是刻画时变风险价格特征的状态变量，而另外一个潜变量  $f_t$  的风险价格就简化为常数。

#### (二) 模型的似然函数

本文参考 Chen 和 Scott(1993)的估计方法，假设部分具有代表性的名义收益率曲线不存在着测量误差，而对于别的期限的名义收益率曲线允许其存在测量误差，并采用最大似然估计方法估计该模型。具体的概率似然函数形式可参见 Ang、Bekaert 和 Wei (2008)。依据该似然函数，通过 Matlab 软件的数值最优化方法搜索计算该概率似然函数的极大值，并用该极大值点的海塞矩阵计算估计参数的标准误差。

### 四、数据与模型的估计

#### (一) 数据

目前，我国债券市场仍然处于分割状态，主要由 90 年代初成立的交易所国债市场和 1997 年建立的银行间国债市场组成。虽然交易所市场建立较早，但其资金交易量、广度和深度远远不如银行间市场。由于我国国债市场起步晚，2003 年以前交易数据较为有限。2004 年以来，债券市场获得了快速发展，数据也较为完整。本文采用 Wind 数据库提供的一年期、三年期、五年期、七年期和十年期银行间国债即期收益率的月末数据作为名义收益率曲线的样本，样本时间从 2005 年 1 月到 2012 年 4 月。由于本文选取月度为时间单位，故这里需要对

年化的收益率曲线数据通过除以 12 转化为月度的收益率曲线，以符合无套利模型的限制条件。对于通货膨胀指标，本文选取 Wind 数据库提供的 CPI 月度环比数据，并用 Eviews 6.0 中的 Census X12 方法对其进行季节调整<sup>①</sup>。同样本文模型中通货膨胀变量的时间单位为月度，对应 CPI 月度环比的概念，故而这里无需再对 CPI 月度环比数据进行年化处理。

## (二) 估计结果

依据第二部分讨论的最大似然估计方法，本文选取一年期和五年期的即期收益率曲线作为假设不存在测量误差的名义收益率，设测量误差的标准差为 $\sigma_u$ ，并最大化条件似然函数获得参数估计。表 1 报告了模型估计的结果。从系数矩阵 $\Phi$ 可以看到，两个潜变量的自回归系数分别为 0.99 和 0.960，都接近于 1，说明名义收益率曲线的两个潜变量具有较强的惯性。潜变量 $q_t$ 对下一期的通货膨胀 $\pi_{t+1}$ 的影响系数为 0.59，在 95%的置信度下是显著的，说明收益率曲线的第一个潜变量蕴含着未来通货膨胀预期的信息。

表 1 模型的参数估计结果

$\delta_0$	$\delta_q$	$\delta_f$	$\delta_\pi$
-0.15 (0.11)	1 -	1 -	-0.02 (0.03)
$\Phi$	q	f	$\pi$
q	0.99* (0.0008)	0 -	0 -
f	0 -	0.96* (0.003)	0 -
$\pi$	0.59* (0.30)	3.58 (5.02)	-0.02* (0.003)
$\mu_\pi$	$\sigma_q$	$\sigma_f$	$\sigma_\pi$
-0.09* (0.02)	$1.81 \times 10^{-4}$ * ( $0.51 \times 10^{-4}$ )	$1.22 \times 10^{-4}$ * ( $0.14 \times 10^{-4}$ )	$4.41 \times 10^{-3}$ * ( $0.43 \times 10^{-3}$ )
$\lambda_f$	$\lambda_\pi$	$\gamma_{1q}$	$\sigma_u$
$-9.68 \times 10^{-3}$ ( $6.74 \times 10^{-3}$ )	$1.07 \times 10^{-3}$ ( $5.31 \times 10^{-3}$ )	-0.65 (4.23)	$5.61 \times 10^{-5}$ * ( $0.46 \times 10^{-5}$ )

注释：括号里的数值表示参数估计的标准误差，标有\*号的数值表示在 95%的置信度下是显著不为零。

表 2 给出了该模型对年名义收益率曲线的拟合误差。这里我们采用两种常用度量模型拟合误差的方法来检验本文模型对数据的拟合效果。第一种是平均绝对值误差，简记为 MAE，即

$$MAE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |y_{t,t+n} - y_{t,t+n}^{\text{model}}|$$

其中 T 表示选取样本的数量， $y_{t,t+n}^{\text{model}}$  表示模型推断的名义收益率曲线。第二种度量方式为均值误差平方根，简记为 RMSE，即

<sup>①</sup>这里我们还尝试了采用 Eviews6.0 中的 Tramo/Seats 方法进行季节调整，和 Census X12 调整的结果基本无差别，故本文报告数据经 Census X12 季节调整的结果。



$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_{t,t+n} - y_{t,t+n}^{\text{model}})^2}$$

表 2 的结果表明本文的模型较好地拟合了名义收益率曲线的数据。因为在估计时设定一年期和五年期的收益率曲线不存在着测量误差, 所以其拟合误差自动为零。对于其它期限的收益率, 模型的平均绝对值误差(MAE)均小于 10 个基点(basis points, 简记为 bps), 而均值误差平方根(RMSE)除了十年期收益率曲线为 10.54 个基点以外, 在其它收益率上也均小于 10 个基点。因此, 本文的模型对于实际数据具有良好的拟合效果。

表 2 模型的拟合误差

到期期限	三年期	七年期	十年期
MAE (bps)	3.00	3.33	8.13
RMSE (bps)	3.75	4.23	10.54

注释: MAE 表示平均绝对值误差, RMSE 表示均值误差平方根, bps 表示基点, 一个基点等于万分之一。

## 五、中国实际利率和通胀预期的期限结构

在这部分我们主要通过上述的模型及其估计的结果来研究中国实际利率和通胀预期的期限结构, 以及通胀溢价的特征。

### (一) 实际利率的期限结构

通过第二部分的实际收益率曲线模型的定价公式(10), 可以计算出扣除通货膨胀预期和通胀风险溢价后的实际利率期限结构。图 1 给出了本文模型推断的年化实际利率的期限结构, 为了图表的简洁, 这里只给出到期期限为一年期、五年期和十年期的实际收益率, 其它期限的动态特征和它们类似。

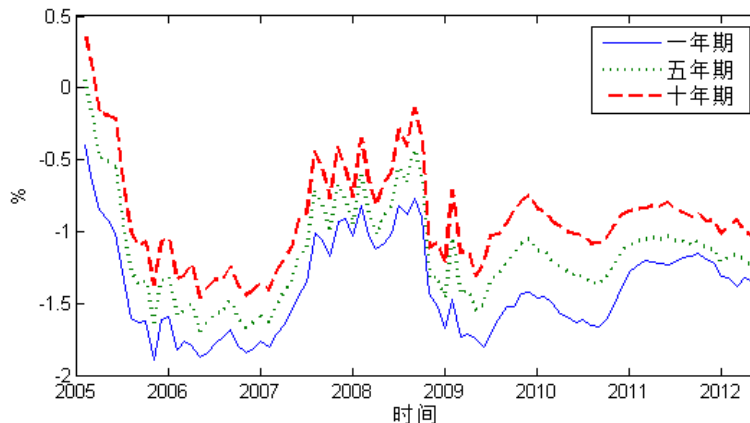


图 1 模型推断的实际利率期限结构

观察图 1 可以发现, 在 2005 年 1 月到 2012 年 4 月之间, 本文模型推断的债券市场实际收益率曲线大部分处于负实际利率的状态。在这段时间内, 一年期短期债券的实际利率平均只有 -1.40%, 而即便是 10 年期的长期债券实际利率均值也只有 -0.90%。

表 3 进一步给出了模型推断的实际利率期限结构的基本统计特征。观察各个期限债券的

平均实际利率可以发现，整个曲线呈现均值为负；实际收益率曲线和名义收益率曲线一样也显现出正的长短利差，十年期债券的平均年化实际利率要比一年期的增加 0.50%。可见市场对长期债券要求的实际利率高于短期债券。从表 3 各个期限的实际利率标准差可以发现期限越长实际利率的标准差越大。说明和名义利率相反，长期实际利率的波动要大于短期实际利率的波动。表 3 还显示各个期限实际利率的一阶自回归系数 $\hat{\rho}(1)$ 接近于 1，说明各个不同期限的实际利率具有较强的时间惯性。

表 3 模型推断的实际利率统计特征

到期期限	均值(%)	标准差(%)	最大值(%)	最小值(%)	$\hat{\rho}(1)$
1 年	-1.40	0.33	-0.40	-1.90	0.99
3 年	-1.29	0.34	-0.16	-1.81	0.99
5 年	-1.16	0.35	0.05	-1.69	0.99
7 年	-1.04	0.35	0.21	-1.59	0.99
10 年	-0.90	0.36	0.39	-1.46	0.98

注释：该表是模型推断的各个期限实际收益率的基本样本统计特征， $\hat{\rho}(1)$  表示滞后一阶的自回归系数。

图 1 和表 3 突出体现了我国实际收益率曲线长期为负这一特征。该结果与我国近几年来宽松的货币政策以及利率市场仍然处于非完全市场化状态密切相关。

首先，在货币政策层面，央行为了维持经济的高速增长、抑制因人民币升值预期涌入的热钱和鼓励居民把储蓄转移到消费来拉动内需等原因，有意压低官方利率，使得居民的储蓄存款利率近几年来经常低于居民消费物价指数的增长速度，导致居民储蓄的实际利率持续为负值。而这种官方利率的行为直接带动了债券市场上的低利率，进而出现负的实际收益率曲线。李宏瑾（2012）基于标准泰勒规则对中国货币市场利率的测算也印证了近年来我国货币市场利率存在长期负的利率缺口。

其次，在市场机制方面我国仍未实现利率的市场化，央行虽然以货币供应量为操作手段和中介目标，但是它却规定了对整个债券市场定价影响很大的储蓄存款和商业贷款利率(也称为官方利率)。由于官方利率尤其是存款利率的调整未实现市场化，在受到 2008 年全球金融海啸冲击的背景下，央行近几年来实行较为宽松的货币政策，使得银行体系大量剩余资金聚集在银行间市场，形成了低效率的资金配置，进一步压低了长期收益率。

## （二）通胀预期的期限结构

### 1. 通胀预期期限结构特征

本文的第二部分阐述了名义收益率曲线可分解为实际利率和通胀补偿两部分，而通胀补偿又可以分解为通胀预期和通胀风险溢价两部分。图 2 给出了本文模型推断的年化通胀预期部分，即 $12 \times E_t(\pi_{t,t+n})$ ，其中 $E_t(\pi_{t,t+n})$ 可由公式(16)直接计算得到。和实际利率的报告做相似处理，在图 2 中我们只给出模型推断的期限为一年期、五年期和十年期的通胀预期。从图中可以发现，尽管实际 CPI 的月度数据波动较大，但反映在名义收益率曲线中的通胀预期部分则较为光滑。对不同期限的通胀预期比较分析可以发现，短期通胀预期的波动要大于长期通胀预期的波动。这主要是由于短期的预期容易受到当时政策周期和经济周期的影响，而长期的通胀预期对于这些周期的变化相对短期比较不敏感。另外，通过比较长短期通胀预期可以发现在 2005 年和 2009 年上半年等低通胀时期一年期的通胀预期要比十年期的通胀预期低得多，说明长期的通胀预期在经济处于低通胀周期时比短期的通胀预期高。反之，当经济处在高通胀周期时，短期的通胀预期会接近甚至高于长期的通胀预期，例如在 2008 年上半

年和 2011 年的高通胀时期，一年期的通胀预期水平接近十年期的通胀预期。

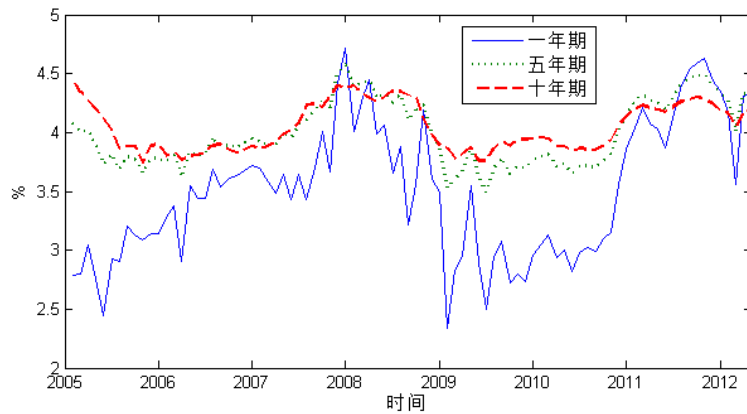


图 2 模型推断的通胀预期

## 2. 与储户通胀预期指数和朗润通胀预测指数的比较分析

为了检验上述模型推断出来的通胀预期的合理性，本文将模型推断的通胀预期和其他一些常见的通胀预期指标进行比较分析。目前我国比较常用的度量通胀预期的指标是中国人民银行每季度公布的储户通胀预期指数和北京大学中国经济研究中心编制的朗润季度 CPI 预测指数。

储户通胀预期指数是通过对 2 万个城镇储户进行居民消费情况调查，并根据储户对下一季度物价的定性预期（包括“上涨”、“持平”和“下降”三类答案）编制居民未来通胀预期指数。储户通胀预期指数反映的是储户对未来通胀走势预期的变化，它并没有直接地度量储户通胀预期的水平，所以我们主要和它的变化趋势进行比较分析。由于储户通胀预期指数反映的是下一季度通胀相对上一个季度的变化预期，所以我们选取本文模型推断的季度环比通胀预期和其比较，即  $3 \times E_t(\pi_{t,t+3})$ <sup>①</sup>。因为储户通胀预期指数只有季度数据，所以我们选取季度环比通胀预期的每季度最后一个月的数值和它比较。图 3 给出了模型推断的季度环比通胀预期与储户通胀预期指数的比较，储户通胀预期指数的数据来源于中国人民银行网站。图 3 的比较结果表明，本文模型推断的通胀预期与储户通胀预期指数的变化步调和趋势基本一致，尤其是在图形的主要拐点处两者的步调相互吻合。表 4 给出了两者的相关性分析，它们之间的相关性系数为 0.52，对两者进行简单的回归分析发现回归系数  $\beta$  也是较为显著的，说明两者具有较强的相关性。

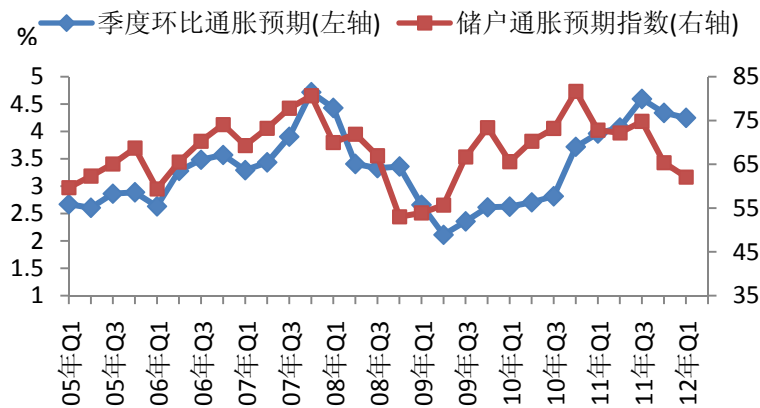


图 3 模型推断的季度环比通胀预期与储户通胀预期指数的比较

<sup>①</sup> 由于  $n \times E_t(\pi_{t,t+n}) = E_t(\pi_{t+1} + \pi_{t+2} + \dots + \pi_{t+n})$ ，所以  $n \times E_t(\pi_{t,t+n})$  可以看作是未来 n 期的环比通胀预期。

表 4 模型推断的季度环比通胀预期与储户通胀预期指数的相关性分析

	相关系数	回归分析		
		$\alpha$	$\beta$	R-squared
储户通胀预期指数	0.52	50.73* (5.71)	5.22* (1.67)	0.27

注释：该表给出了模型推断的季度环比通胀预期与储户通胀预期指数相关性分析。回归方程左边的被解释变量为储户通胀预期指数，右边的解释变量为本文推断的季度环比通胀预期， $\alpha$ 表示回归方程的常数系数， $\beta$ 表示解释变量的回归系数，括号里的数值表示系数的估计标准差，\*表示在 95%的置信度下是显著的。

朗润季度 CPI 预测指数是在每季度初对 15 家机构的经济学家进行问卷调查后编制出的他们对该季度 CPI 同比增长率预测的汇总平均值，反映的是经济学家对该季度 CPI 的平均预期。由于朗润季度 CPI 预测指数是对该季度 CPI 同比的预测值，我们同样采用本文模型推断的季度同比通胀预期与其比较。季度同比通胀预期等于前三个季度的 CPI 月度数据加上最后一个季度的环比通胀预期，即

$$E_t(\sum_{i=-8}^3 \pi_{t+i}) = \sum_{i=-8}^0 \pi_{t+i} + E_t(\sum_{i=1}^3 \pi_{t+i}) = \sum_{i=-8}^0 \pi_{t+i} + 3 \times E_t(\pi_{t+3}) \quad (17)$$

同样，由于朗润季度 CPI 预测指数为季度数据，我们选取由上式(17)计算的同比通胀预期的每季度最后一个月的数值和其进行比较。图 4 给出了模型推断的季度环比通胀预期与朗润季度 CPI 预测指数的比较，朗润季度 CPI 预测指数数据于来源于北京大学国家发展研究院网站的朗润预测报告。图 4 的比较结果表明本文模型推断的季度同比通胀预期和朗润季度 CPI 预测值不管在水平还是在变化趋势上都高度吻合。表 5 同样给出了两者的回归分析，它们之间的相关性达到 0.98，回归分析中的回归系数 $\beta$ 也是高度显著的，回归的 $R^2$ 达到 0.97，说明两者高度一致。

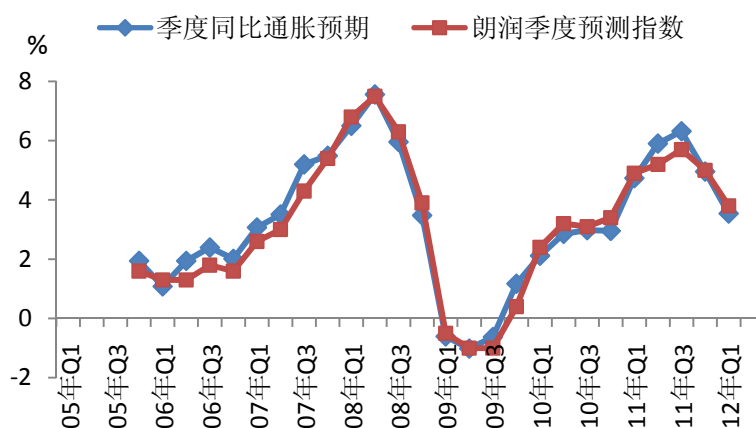


图 4 模型推断的季度同比通胀预期与朗润季度同比通胀预测指数的比较

表 5 模型推断的季度同比通胀预期与朗润季度同比通胀预测指数的相关性分析

	相关系数	回归分析		
		$\alpha$	$\beta$	R-squared
朗润季度预测指数	0.98	-0.13 (0.15)	1.00* (0.04)	0.97

注释：该表出了模型推断的季度同比通胀预期与朗润季度预测指数的相关性分析。回归方程左边的被解释变量朗润季度预测指数，右边的解释变量为本文推断的季度同比通胀预期， $\alpha$ 表示回归方程的常数系数， $\beta$ 表示解释变量的回归系数，括号里的数值表示系数的估计标准差，\*表示在 95%的置信度下是显著的。

从上面的比较分析结果表明，本文模型从名义收益率曲线推断的季度通胀预期很好地反映了经济中人们对季度通胀预期的水平和变化趋势。此外，和这些单一期限（如季度、一年期）的同类预期指标相比，使用名义收益率曲线可以灵活地推断出各种不同期限的通胀预期，具有其它同类指标不可比拟的优势。

### 3. 通胀预期与 CPI 的相互关系

通胀预期反映的是市场投资者对未来通胀形势的预期，而 CPI 反映的是已实现的通胀形势。由于人们经常根据当前的通胀形势来判断未来的通胀走势，所以两者之间存在着密切的相关关系。

图 5 给出了一年期通胀预期和现实中 CPI 月度同比数据<sup>①</sup>的相关关系，表 6 给出了两者的相关系数和回归分析。图 5 的结果表明债券市场的通胀预期和 CPI 的周期变化相互吻合；表 6 的结果表明当期 CPI 和通胀预期的相关系数为 0.67，回归系数 $\beta$ 的显著性和 $R^2$ 系数都说明当期 CPI 对于未来一年的 CPI 预期有着非常重要的影响。从 2005 年初到 2006 年第二季度，通胀水平维持在较低的水平，图中的一年期通胀预期也一直维持在较低的水平。2006 年下半年我国新一轮通胀周期上行压力形成，CPI 开始快速上升并在 2008 年第一季度达到峰值。此时人们对通胀的预期也在快速上升，从图中可以发现一年期通胀预期在这段时间内不断上升并在 2008 年初达到峰值。2008 年 9 月全球金融危机爆发，先前的通胀压力被迅速化解，物价水平开始迅速回落，到 2009 年 7 月 CPI 同比跌到-1.8%，是近年来的历史低点。图中一年期通胀预期也迅速从 2008 年的第二季度开始急剧下跌，并在 2009 年第一季度降到谷底，可见此次全球性的金融危机使得人们因担忧经济衰退而降低了对未来通胀的预期。为了避免国民经济由于此次金融海啸而进入衰退，中国政府和央行在 2009 年启动了大规模经济刺激计划和四万亿的巨额信贷投放。在这样宽松的货币政策下，物价水平在 2009 年下半年直线上升，到 2011 年的第三季度达到了顶点。图中可以看到一年期通胀预期在这一时期也相应地快速上升，反映了这个时期投资者在宽松货币政策的刺激下对未来的通胀预期在不断加强。2011 年上半年，由于高通胀的压力，央行又开始了新一轮的紧缩政策。图中显示从 2011 年的下半年开始，CPI 和通胀预期都出现回调状况，但回调幅度不是很大，说明人们受到货币政策紧缩信号的影响开始减弱了高通胀的预期，但是此时对未来高通胀的预期还仍然较强。

<sup>①</sup> 该 CPI 月度同比数据来自 Wind 数据库。

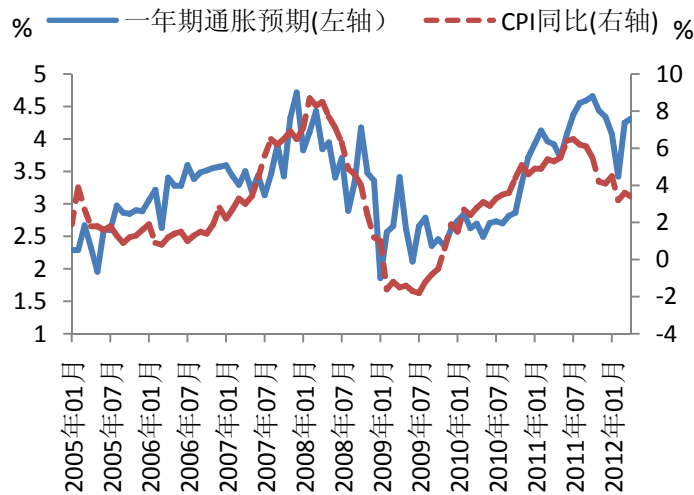


图 5 通胀预期与 CPI 的关系图

表 6 模型推断的一年期通胀预期与 CPI 同比的相关性分析

	CPI 同比			
	相关系数	回归分析		
		$\alpha$	$\beta$	R-squared
一年期通胀预期	0.67	2.72* (0.08)	0.18* (0.02)	0.45

注：该表给出了模型推断的通胀预期与 CPI 同比的相关性分析。回归方程左边的被解释变量为一年期通胀预期，右边的解释变量为 CPI 同比， $\alpha$ 表示回归方程的常数系数， $\beta$ 表示解释变量的回归系数，括号里的数值表示系数的估计标准差，\*表示在 95%的置信度下是显著的。

上面的分析表明本文模型度量的国债市场上通胀预期和目前国内经济的通胀周期相互吻合，通胀预期和真实的通胀周期密切相关。这种从收益率曲线分解出来的通胀预期代表了债券市场上的投资者对未来通胀走势的预期，对于央行制定货币政策时及时了解金融市场通胀预期的变动状况具有参考价值。

### (三) 名义收益率曲线的水平分解

本文第二部分介绍了名义收益率曲线可以分解为实际收益率曲线、通胀预期和通胀风险溢价三部分。由于数据和模型存在着拟合误差，在实际应用中还会有模型拟合误差的部分。表 7 给出了名义即期收益率曲线分解为实际收益率曲线、通胀预期、通胀风险溢价以及模型拟合误差的样本平均值。从表中的分析结果，可以发现通胀预期的绝对值要大于其他部分的绝对值，可见构成样本内名义收益率曲线的最大组成部分是通胀预期，通胀预期主导着我国国债市场的债券价格。类似地，实际利率的绝对值大小说明组成名义收益率曲线的第二大部分是实际利率，而通胀风险溢价在整个名义收益率曲线内的绝对值相对较小。另外，从通胀风险溢价的历史均值来看，一年期的通胀溢价为 21 个基点，而 10 年期的通胀风险溢价达到 62 个基点。这是由于期限较短的国债产品，通胀不确定较小，投资者要求的风险溢价也较小；但当期限增加时，通胀风险增加，投资者要求的风险溢价也相应增加。而正的通胀风险溢价的结果表明在长期利率的定价上投资者因对通胀风险的厌恶而要求市场补偿一部分正

的利率溢价。

表 7 名义即期收益率曲线分解

到期期限	名义利率平 均值(%)	实际利率平 均值(%)	通胀预期平 均值(%)	通胀风险溢 价平均值 (%)	模型拟合误 差平均值 (%)
一年期	2.32	-1.40	3.51	0.21	0.00
三年期	2.82	-1.29	3.84	0.26	0.01
五年期	3.21	-1.16	3.99	0.37	0.00
七年期	3.50	-1.04	4.05	0.48	0.01
十年期	3.75	-0.90	4.04	0.62	-0.01

图 6 给出了模型推断的一年期名义收益率曲线的水平分解结果。从图中可以发现通胀补偿<sup>①</sup>、通胀预期都和名义收益率曲线具有很强的相关性，对决定一年期名义收益率曲线的形状和走势起着最主要的作用。另外，图中的一年期实际收益率围绕着-1%的值较为平滑地变化，说明一年期实际利率的波动相对于一年期通胀预期更加平稳、光滑，波幅更小。

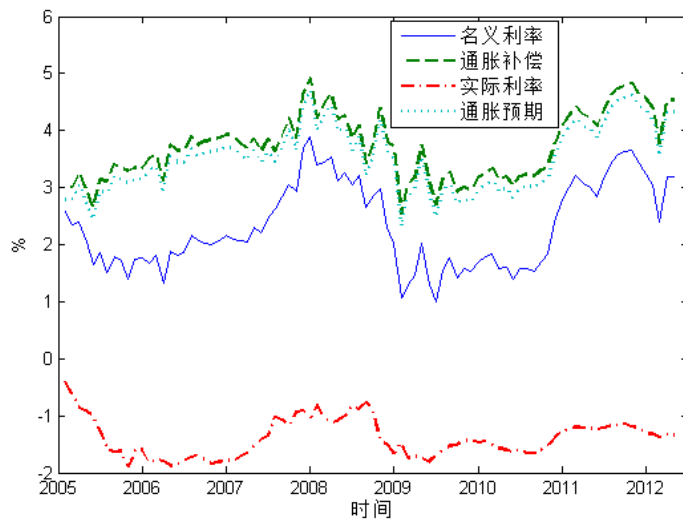


图 6 一年期收益率曲线分解

#### (四) 名义收益率曲线的方差分解

前面分析了实际利率、通胀预期和通胀风险溢价三个部分在收益率曲线定价中的水平分解。我们还可以通过对名义收益率曲线的无条件方差进行分解，以便观察不同组成部分对收益率曲线波动的影响比重。由水平分解公式(3)，可以得到

$$\begin{aligned}
 1 &= \frac{\text{cov}(y_{t,t+n}, y_{t,t+n})}{\text{var}(y_{t,t+n})} \\
 &= \frac{\text{cov}(y_{t,t+n}, \hat{y}_{t,t+n}) + \text{cov}(y_{t,t+n}, E_t(\pi_{t+n,n})) + \text{cov}(y_{t,t+n}, \psi_{t,n})}{\text{var}(y_{t,t+n})} \quad (18)
 \end{aligned}$$

<sup>①</sup> 通胀补偿等于通胀预期和通胀风险溢价的总和，由于一年期的通胀溢价很小且较为稳定，所以通胀预期占据了通胀补偿的大部分比重，表现为图中的通胀预期和通胀补偿曲线非常靠近。

这里  $\frac{\text{cov}(y_{t,t+n}, \hat{y}_{t,t+n})}{\text{var}(y_{t,t+n})}$  的经济学含义是，由于实际利率波动而引起的名义利率波动占名义利率总波动的比例，同样  $\frac{\text{cov}(y_{t,t+n}, E_t(\pi_{t,t+n}))}{\text{var}(y_{t,t+n})}$  和  $\frac{\text{cov}(y_{t,t+n}, \psi_{t,n})}{\text{var}(y_{t,t+n})}$  分别为由通胀预期和通胀溢价的波动引起的名义利率波动占总波动的比率。

表 8 报告了名义收益率曲线基于公式(18)的无条件方差分解结果。表中的结果表明通胀预期对于一年期和三年期的名义收益率曲线波动影响最大。一年期收益率曲线的通胀预期解释了该收益率曲线 70% 的波动。而对于期限为五年及五年以上的收益率曲线，实际利率是影响整个收益率曲线波动的主要因素。表中结果显示，实际利率解释了十年期收益率曲线 65% 的波动。最后，从表五我们发现通胀溢价对于解释名义利率的波动比例较小，通胀溢价波动对期限较短的收益率曲线波动的解释力几乎为零。从表 7 分解的通胀溢价大小和表 8 的通胀溢价波动，说明通胀风险溢价对名义收益率曲线的影响有限，这是由于我国存款利率还未完全市场化，银行体系大量的剩余资金聚集在银行间市场，压低了国债的收益率，使得投资者对通胀风险补偿的要求变低。

表 8 名义收益率曲线的方差分解

期限	实际利率	通胀预期	通胀溢价
一年期	0.30	0.70	0.00
三年期	0.46	0.53	0.01
五年期	0.57	0.42	0.01
七年期	0.63	0.36	0.01
十年期	0.65	0.33	0.02

## 五、结论

本文通过选取通胀变量与名义收益率曲线潜变量相结合的方法，建立无套利仿射利率期限结构模型，并用它来分解和提取中国银行间名义收益率曲线中所蕴含的实际利率和通胀预期的整个期限结构信息。模型分析结果表明中国银行间市场的实际收益率曲线在 2005 年 1 月到 2012 年 4 月的样本期间持续处于负利率状态，反映了我国货币政策长期偏于宽松及利率市场化有待完善的机制问题。从通胀预期的分解结果及其与类似指标的比较来看，本文提取的通胀预期较好地反映了经济中人们通胀预期的水平和变化走势，不仅可以将其作为代表金融市场上投资者的通胀预期指标，而且可以提供各个不同期限的通胀预期指标，弥补已有单一期限指标的不足。从通胀预期和 CPI 的比较分析结果，发现国债市场上的通胀预期和宏观经济的通胀周期紧密相关。最后，通过对名义收益率曲线的历史均值分解发现近年来的通胀预期是我国国债市场定价的最主要因素，其次是实际利率。通过对名义收益率曲线的方差分解发现期限较短的收益率曲线波动主要受通胀预期波动影响，期限较长的主要受实际利率影响。而通胀风险溢价不管是对名义收益率曲线的定价还是波动，影响都较为有限。

## 参考文献

- [1]李宏瑾，钟正生和李晓嘉，2010，《利率期限结构，通货膨胀预测与实际利率》，《世界经济》第 10 期。
- [2]李宏瑾，2011，《我国中期通胀压力预测—基于银行间市场国债收益率曲线的经验研究》，《经济评论》第 1 期。
- [3]李宏瑾，2012，《基于标准泰勒规则的我国货币市场利率偏离估算》，《金融评论》第 2 期。



- [4]刘雪燕和张敬庭, 2008,《中国通货膨胀预期和 Ex-ante 实际利率的测度》,《数量经济技术经济研究》第 7 期。
- [5]姚余栋和谭海鸣, 2011,《中国金融市场通胀预期—基于利率期限结构的量度》,《金融研究》第 6 期。
- [6]朱波和文兴易, 2010,《利率期限结构宏观金融模型研究新进展》,《经济学动态》第 7 期。
- [7]张燃, 李宏瑾和崔兰清, 2011,《仿射利率期限结构模型与中国宏观经济预期》,《金融与经济》第 4 期。
- [8]孙浩和石柱鲜, 2011,《中国利率期限结构中的宏观经济风险因素分析—基于宏观-金融模型的研究途径》,《经济评论》第 3 期。
- [9]Ang A., G. Bekaert and M. Wei, 2008, “The term structure of real rates and expected inflation.”, *Journal of Finance*, 63 ,797-849.
- [10]Ang A, and M. Piazzesi, 2003,“A No-Arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variable”, *Journal of Monetary Economics*, 50,745-787.
- [11]Bekaert G., C. Seonghoon and A. Moreno, 2010, “New Keynesian macroeconomics and the term structure”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 42, 33-62.
- [12]Chen R and L. Scott,1993, “Maximum likelihood estimation for a multi-factor equilibrium model of the term structure of interest rates”, *Journal of Fixed Income*, 3, 14-31.
- [13]Christensen J., J. Lopez and G. Rudebusch, 2010, “Inflation expectation and risk premiums in an arbitrage-free model of nominal and real bond yields”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 42, 143-178.
- [14]Cochrane J.H. and M. Piazzesi, 2008, “Decomposing the yield curve”, Working Paper, Chicago Booth.
- [15]Cox J., J. Ingersoll and S. Ross, 1985, “A theory of the term structure of interest rates”, *Econometrica*, 53, 385-407.
- [16]Dai Q. and K. Singleton, 2000, “Specification analysis of affine term structure models”, *Journal of Finance*,55,1943-1978.
- [17]Duffie D. and R. Kan, 1996, “A yield-factor model of interest rates”, *Mathematical Finance*, 6 ,379-406.
- [18]Fama E, 1975, “Short-term interest rates as predictors of inflation”, *American Economic Review*, 65,345-389.
- [19]Fisher I., 1930, “The Theory of Interest”, New York: Macmillan.
- [20]Hamilton J., 1985, “Uncovering financial market expectation of inflation”, *Journal of Political Economy*, 93, 1224-1241.
- [21]Harvey C., 1988, “The real term structure and consumption growth”, *Journal of Financial Economics*, 22,305-333.
- [22]Ho T. and S. Lee, 1986, “Term structure movements and pricing interest rate contingent claims.”, *Journal of Finance*,41,1011-1029.
- [23]Gurkaynak R., B. Sack and J. Wright, 2010, “The TIPS yield curve and inflation compensation”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(1), 2291-2304.
- [24]Mishkin F., 1990a, “What does the term structure tell us about future inflation”, *Journal of Monetary Economics*, 25, 77-95.
- [25]Mishkin F., 1990b, “The information in the longer maturity term structure about future inflation”, *The Quarterly Journal of Economics*,105,815-828.
- [26]Rose A., 1988, “Is the real interest rate stables?” *Journal of Finance*, 43, 1095-1112.
- [27]Rudebusch G., and T. Wu, 2008, “A macro-finance model of the term structure monetary policy and the economy”, *Economic Journal*, 118, 906-926.
- [28]Vasicek O., 1977, “An equilibrium characterization of the term structure”, *Journal of Financial Economics*, 5, 177-188.