

# 通胀预期：金融市场隐含信息的视角

郑振龙 黄珊珊 史若燃  
(厦门大学经济学院金融系, 福建省厦门市, 361005)

## 作者简介:

郑振龙 (1966-), 男, 汉族, 籍贯福建, 金融学博士, 厦门大学金融学国家重点学科学术带头人、国务院学科评议组成员, 国务院政府特殊津贴专家, 闽江学者教授、博导。研究方向为资产定价、金融工程和风险管理。

电话: 13906038903

Email: [z Zheng@xmu.edu.cn](mailto:z Zheng@xmu.edu.cn)。

通讯地址: 厦门大学经济学院金融系, 361005

黄珊珊 (1991-), 女, 汉族, 籍贯福建, 厦门大学金融系在读博士生。电话: 18959205376,

Email: [450665443@qq.com](mailto:450665443@qq.com)

史若燃 (1987-), 男, 汉族, 籍贯湖南, 厦门大学金融工程博士。电话: 18618428420, Email:

[shiruoran@gmail.com](mailto:shiruoran@gmail.com)

基金项目: 国家自然科学基金面上项目, 项目号: 71371161、71301137。

# 通胀预期：金融市场隐含信息的视角

**摘要：**通胀预期在宏观经济政策的制订和执行中具有重要作用。相较传统的通胀信息提取方法，从金融资产价格中提取隐含的通胀信息具有即时性、前瞻性、真实性等优点。本文从普通国债的资产价格空间的角度出发，设定均值回归的高斯仿射因子形式，组织构建了三因子动态利率期限结构模型：名义-真实利率期限结构模型。通过对名义-真实利率期限结构模型进行推导，本文成功地获得了名义债和真实债的解析定价公式，以及名义收益率、真实收益率、通货膨胀预期、通货膨胀风险溢酬和凸性调整Jensen项的解析表达与实证解读。

**关键词：**通货膨胀预期；通货膨胀风险溢酬；动态利率期限结构

中图分类号：F83

文献标识码：

文章编号：

## 一、引言

通货膨胀是经济和金融研究中的传统课题，一直以来都受到世界的广泛关注。温和的通货膨胀伴随着有效的货币政策刺激总是成为各国政府经济发展目标下的有力工具。我国在人口老龄化的大趋势下，劳动力价格的不断上涨正在成为接下来几个十年我国成本推动型通胀的重要来源。在“一带一路”的战略构想和亚投行大图景规划体现的进一步开放国策之下，人民币国际化的姿态和前景史无前例地具体起来。如何有效调整和控制通货膨胀进而支持有效率的货币政策制定已成为了我国货币政策当局、乃至国家经济管理者需要面对的最为重要的问题之一。

早期传统的文献研究通货膨胀预测的方法视角包括基于通胀历史数据的外推法（基于时间序列）和基于宏观指标的间接推断方法（如基于菲利普斯曲线的衍生方法），如Fama（1975），Huizinga和Mishkin（1986），Hamilton（1985）以及Burmeister, Wall和Hamilton（1986）等。前者通过简单的时间序列模型进行建模与估计，从简化角度对通货膨胀的时间序列特征进行总结与规律提取，并不能做到充分有效，也无法对通胀预期以及通胀风险溢酬的分离起到帮助；后者主要考虑通货膨胀率与失业率之间跨期的动态相关关系，仍属于用历史预测未来的历史外推范畴，且计量模型对宏观指标的选取与依赖缺乏结构性建模的理论支撑，故在宏观指标的取舍方面受到质疑。

事实上，金融资产价格中隐含了很多重要变量的预期（郑振龙，2012）。因此从通胀相关的金融产品的市场价格中提取其所隐含的通胀预期是一个崭新的角度。这个研究视角具有如下优点：1. 从资产价格中提取出来的通胀预期，其本身就代表着市场的预测，具有代表性。2. 资产价格的信息是可以实时获取的，因此这种方法提取出来的通胀预期具有及时性、高频性的优点。3. 资产价格数据是市场交易的真实结果，不会被人为修改，因此这种方法具有真实性的优点。基于上述理由，本文就从这个独特的角度来研究通胀预期。

可以提取通胀预期的资产价格很多，如利率（即资金的价格）、债券价格、通货膨胀保护债券、通货膨胀顶和底、通货膨胀互换的等。但除了通胀保护债券可以直接提取出通胀预期之外，其他只能提取出通胀预期和其他因子的混合物，需要研究者通过各种办法剥离。以

---

名义利率为例，著名的费雪（Fisher，1896）方程式就给出了可名义利率和通胀的关系：

$$\text{名义利率} = \text{真实利率} + \text{通胀预期} \quad (1)$$

需要注意的是，通过资产价格（包括名义利率）提取出来的预期其实并不是在现实世界中的预期，而是在风险中性世界中的预期。在风险中性世界中，人们只关心收益，对风险无所谓，因此在这个世界中任何风险都不需要风险补偿。但在现实世界中，人们通常是风险厌恶的，因此对于任何系统性风险，都要求有相应的风险补偿。鉴于此，Cox, Ingersoll和Ross（1985）以及Benninga和Protopapadakis（1983）在费雪方程式中加入了通胀风险溢价：

$$\text{名义利率} = \text{真实利率} + \text{通胀预期} + \text{通胀风险溢价} \quad (2)$$

显然，公式（1）中的通胀预期指的是风险中性世界中的预期，而公式（2）中的通胀预期指的是现实世界中的预期。

在此基础上，Cox, Ingersoll和Ross（1985）发展了一套均衡无套利债券定价模型，并详细讨论了通货膨胀对利率期限结构的影响，为大量后继实证研究提供了理论框架。

真实利率与通货膨胀预期是两个关键经济变量，当我们将通胀风险溢价纳入视野，三者的动态特征相互杂糅不可观测。理论研究经常假设真实利率是常数，而经验研究对真实利率的假设却在不停地变化。Fama（1975）假设真实利率是常数，Hamilton（1985）认为利率服从均值回归过程，而Rose（1988）则将利率设定为服从单位根过程。尽管学者们对真实利率的判断并不一致，但他们比较能达成共识的一点是：若真实利率存在，它将只会影响期限溢酬的短端，期限溢酬的长端将主要受到通货膨胀预期的冲击。另外一个受到广泛关注的现象是Mundell（1963）和Tobin（1965）提出的蒙代尔——托宾效应：真实利率与通货膨胀预期呈现负相关关系。

通过上述方法我们只能得到当前时刻为止的通胀预期，未来通胀预期将如何变动仍不得而知。当市场上存在含权利率衍生品如通货膨胀保护债券、通货膨胀顶和底、通货膨胀互换等产品时，该资产的定价不仅包含了通胀预期的期限结构信息，还包含了通胀预期的波动率信息。因此，动态利率期限结构模型作为目前比较成熟而科学的利率研究方法，由于其能够同时刻画现在与未来利率期限结构信息，开始被学者们用来研究通胀预期的变动特征，并进一步发展出了宏观—金融模型。

宏观—金融模型的目标是将国债收益率信息与宏观变量结合在一起，具有一系列拓展结合的方法。如Diebold和Li（2006）将静态Nelson-Siegel模型的因子载荷设置成服从VAR的时间序列，动态化拓展构造了DNS模型；Christensen, Diebold和Rudebusch（2011）基于DNS，推导了满足无套利框架的DNS模型，获得了AFNS模型等。

在动态利率期限结构模型研究中引入通货膨胀信息的途径有三个。一是引入通货膨胀预期调查数据，二是引入消费价格指数，三是与通货膨胀指数挂钩的连结债券交易数据。相比之下，第一种调研数据主要扮演对模型结果进行对比分析的角色，后两种是引入期限结构模型最为常见的方法。

2003年开始，美国通货膨胀保护债券TIPS的流动性上升，其发展引领了一系列基于国债收益率期限结构和通胀连结收益率曲线的通胀信息研究。如Gurkaynak, Sack和Wright（2010）利用国债数据与TIPS数据得到并分析了通胀补偿的期限结构；Christensen, Lopez和Rudebusch（2010）通过构建四因子无套利动态NS模型分别拟合TIPS收益率期限结构与国债名义期限结构数据，提取并分析了通胀预期的信息。

---

当市场上不存在通货膨胀连结债券之时,通货膨胀信息仅有一种稳健获取的来源,即物价指数。然而,学者们将物价指数作为宏观因子引入期限结构时,经常忽略宏观因子的测量误差。如Diebold, Rudebusch和Aruoba(2006)构造的六因子利率期限结构模型中,引入了三个最具有代表性的宏观数据作为宏观因子,构建宏观—金融利率期限结构模型对收益率曲线进行刻画拟合;Ang, Bekaert和Wei(2008)构建机制转换三因子模型将CPI数据直接引入作为第三个因子,用极大似然法进行通货膨胀预期和通胀风险溢酬的分解分析。相比利率数据的拟合方式,这些利率期限结构模型对宏观因子的引入并未体现对宏观因子测量误差的描述。对此,已有学者提出需要将核心通货膨胀(Core Inflation)区别于观测通货膨胀(CPI)来考虑针对宏观因子的研究或者引入(Quah和Vahey, 1995),或是利用Kalman滤波的逻辑将通胀因子的观测误差作为Kalman增益的组成部分在模型中体现出来(Joyce, Lildholdt和Sorensen, 2010)。

相比于西方国家,国内运用动态利率期限结构模型综合考察真实利率与通胀预期的关系的研究略显单薄。石柱鲜(2008)利用VAR—ATSM模型分析了经济增长、通货膨胀和中国利率期限结构之间的相互关系,总结了一系列经济增长、短期利率冲击和通货膨胀冲击对不同期限利差产生的各种影响。刘雪燕和张敬庭(2008)实用SVAR方法对我国短期名义利率进行拆分,获得了通货膨胀预期和Ex-ante真实利率两部分,却并没有给出Ex-ante实际利率和通胀预期的期限结构。李宏瑾,钟正生和李晓嘉(2010)认为我国期限结构的中短端包含了未来通货膨胀变动的信息,因而可以作为判断未来通货膨胀走势的预测变量。同样的,该文并没有给出实际利率和通胀预期的期限结构。因子模型方面,范龙振和张国庆(2005)构建两因子仿射、广义高斯仿射利率模型并利用Kalman滤波法进行估计,发现利率期限结构形状一般上斜,而短期利率的基本趋势下降。姚余栋和谭海鸣(2011)采用卡尔曼滤波法将两因子高斯仿射模型,从我国银行间国债收益率曲线中分解出水平因子并将其解释为我国中长期通胀预期。曾耿明和牛霖琳(2013)借鉴Ang, Bekaert和Wei(2008)的方法,简化构建两因子高斯仿射模型估计了真实利率和通胀预期的期限结构。但该文并未讨论各种因子选取、结构设定、经济含义等框架问题,且忽略了宏观因子的测量误差。张燃,李宏瑾和崔兰清(2011)构建了三因子仿射模型并推导出预期宏观经济变化和利率期限结构的仿射关系。孙皓和石柱鲜(2011)建立结构化宏观金融模型,将我国利率期限结构分解为预期成分和风险溢价成分。但他们仍旧未能对通货膨胀因子的经济意义与解析体现进行定义,没有对通胀预期的动态特征做进一步研究。

本文对金融资产价格隐含通货膨胀信息的提取进行了一系列理论模型上的创新,从普通国债资产价格空间的角度出发,利用Kalman滤波方法中观测方程的构建逻辑,将CPI数据作为通货膨胀因子的“有误差观测”引入模型而非作为宏观因子直接使用,通过设定均值回归的高斯仿射因子形式,组织构建了三因子动态利率期限结构模型:名义-真实利率期限结构模型。通过模型推导,本文成功地获得了名义债和真实债的解析定价公式,并将名义利率分解为真实利率、通胀预期、通胀风险溢酬和Jensen调整项,得到相应的解析表达与实证解读,得出了通货膨胀信息的提取与分解方面的一系列结论,为利用金融资产价格来提取通胀预期的隐含信息提供一定的借鉴意义。本文后文结构安排如下:第二部分是对名义-真实利率期限结构模型构建的介绍和讨论;第三部分是对模型的估计方法与数据选取的讨论,以及真实利率、通胀预期与名义利率分解的实证结果分析;第四部分则是本文的结论。

## 二、名义-真实利率期限结构模型

这里考虑一个同时包含名义和真实债券的资产价格空间,与Ang, Bekaert和Wei (2008)以及Cochrane和Piazzesi (2009)等文献的不同在于本文设置状态变量服从均值回归过程,且额外考虑了 $\pi_t$ 对风险溢酬的时变影响,进而构建出可以同时刻画名义和真实动态利率期限结构的模型框架,并创造性的将名义利率进一步分解为真实利率、通胀预期、通胀风险溢酬和Jensen调整项。

### (一) 模型设定

依据Dai和Singleton (2000),我们选取三个因子同时对名义和真实利率进行刻画。在这三个因子中,通货膨胀因子由不可观测状态变量 $\pi_t$ 表示。另外两个不可观测变量状态变量设定为: $q_t$ 对风险价格进行时变的影响,而 $f_t$ 对风险价格不造成时变影响。

状态变量为 $3 \times 1$ 的列向量 $X_t = (q_t f_t \pi_t)'$ ,并设置状态变量服从均值回归的递推(如Hamilton (1985))形式如下:

$$(X_{t+1} - \mu) = \Phi \cdot (X_t - \mu) + \Sigma \cdot \varepsilon_{t+1} \quad (3)$$

亦可等价改写为VAR(1)的形式:

$$X_{t+1} = (I - \Phi) \cdot \mu + \Phi \cdot X_t + \Sigma \cdot \varepsilon_{t+1}$$

其中:

$$\mu = \begin{bmatrix} \mu_q \\ \mu_f \\ \mu_\pi \end{bmatrix}, \Phi = \begin{bmatrix} \Phi_{qq} & & \\ \Phi_{qf} & \Phi_{ff} & \\ \Phi_{q\pi} & \Phi_{f\pi} & \Phi_{\pi\pi} \end{bmatrix}, \varepsilon_{t+1} \sim N(0, I_3), \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_q & & \\ & \sigma_f & \\ & & \sigma_\pi \end{bmatrix} \quad (4)$$

式(3)将均值回归的状态变量演进模式表示为状态变量减去长期均值的推进方程,均值 $\mu$ 直接表示因子均值。在式(4)中,因前两个变量是未定经济意义的自由变量,可以通过变量代换实现前两个变量系数矩阵的下三角形式。由于大量文献表明具有经济特征的变量 $\pi_t$ 无法摒弃其他因子对它的影响,系数矩阵 $\Phi$ 的第三行不能为空,故此处 $\Phi$ 的合理化约束以下三角的形式建模。而 $\Sigma$ 设置为对角阵,从冲击源相关性上遵循最为简单的设定,依据依然是两因子 $q$ 与 $f$ 的任意性,用变量代换的形式可保证设定的合理性。

假设即期真实利率 $\hat{r}_t$ 为三个状态变量的线性组合:

$$\hat{r}_t = \delta_0 + \delta_1' \cdot (X_t - \mu) \quad (5)$$

其中 $\delta_1 = (\delta_q \delta_f \delta_\pi)'$ 度量 $\hat{r}_t$ 的因子系数,是其依赖三个状态变量时变性的体现。若 $\delta_1 = (0 \ 0 \ 0)$ , $\hat{r}_t$ 即退化为常数,本模型退化成Fama (1975)所刻画的情况。

由于隐含状态变量 $q_t, f_t$ 的自由性,进一步对两个状态变量进行约束。首先,令 $\mu = (0 \ 0 \ \mu_\pi)'$ ,将 $\hat{r}_t$ 的非时变决定系数都约束到 $\delta_0$ 一个参数上;其次,令 $\delta_1 = (1 \ 1 \ \delta_\pi)'$ ,令 $q_t, f_t$ 的波动幅度标准化,减少待估参数数量。由于隐含通胀因子 $\pi_t$ 具有具体的经济意义,故 $\delta_\pi$ 也无法标准化为常数1。

注意我们没有断绝 $\pi_t$ 对 $\hat{r}_t$ 的影响(否则将令 $\delta_\pi = 0$ )。 $\delta_\pi \neq 0$ 表明即期真实利率将会受到通货膨胀因子的影响,货币中性假设将被拒绝。事实上,学者们对通货膨胀和真实利率之间相关性的存在具有一定共识,分歧主要集中在该相关性的方向上。在式(5)的设定形式下,我们可得真实利率与现实通胀的协方差为 $\text{cov}_t(\hat{r}_{t+1}, \pi_{t+1}) = \delta_\pi \cdot \sigma_\pi^2$ ,通胀因子风险价格系数

$\delta_\pi$  直接决定该协方差的符号。而真实利率与通货膨胀预期的协方差为：

$$cov_t(\hat{r}_{t+1}, E_{t+1}(\pi_{t+2})) = \Phi_{q\pi} \cdot \sigma_q^2 + \Phi_{f\pi} \cdot \sigma_f^2 + \delta_\pi \cdot \Phi_{\pi\pi} \cdot \sigma_\pi^2 \quad (6)$$

(式(6)中 $\delta_q$ 与 $\delta_f$ 已取值为1。)通过观察式(6)我们能直观发现, 真实利率与通胀预期的协方差的符号不再仅取决于通胀因子的风险价格 $\delta_\pi$ 的符号。由于长久以来真实利率与通胀预期混杂共存在名义利率当中, 两者相关性的符号决定着两个经济变量间定性分析截然不同的两个方向。蒙代尔——托宾效应意味着式(6)该取负值, 然而泰勒准则意味着此处该取正值。蒙代尔——托宾效应认为: 当宏观经济发生一个负面的冲击时, 真实利率会上升, 同时名义债券的持有者将获得一个补偿效应(因通货膨胀预期降低而导致的名义债券价格上升)。而泰勒准则认为: 货币政策制定者面对高通胀预期时将提高真实利率(如Clarida, Gali和Gertler, 2000)。

假设真实定价核设定如下:

$$d\widehat{M}_t/\widehat{M}_t = -\hat{r}_t \cdot dt - \Sigma \cdot \lambda_t dW(t) \quad (7)$$

其中<sup>1</sup>:

$$\lambda_t = \lambda_0 + \lambda_1 \cdot (X_t - \mu), \lambda_0 = \begin{bmatrix} \lambda_q \\ \lambda_f \\ \lambda_\pi \end{bmatrix}, \lambda_1 = \begin{bmatrix} \gamma_q & & \\ & 0 & \\ & & \gamma_\pi \end{bmatrix} \quad (8)$$

此处依照Duffee(2002)实质仿射模型的设定, 令两个时变状态变量 $q_t$ 和 $\pi_t$ 进入风险价格: 由于 $f_t$ 对风险价格不造成时变影响, 故 $\lambda_1$ 中存在0因子系数。该设定与Ang, Bekaert和Wei(2008)以及Cochrane和Piazzesi(2009)等文献的不同在于本文额外考虑了 $\pi_t$ 对风险溢酬的时变影响。

获得真实定价核如下:

$$\widehat{m}_{t+1} = \ln \widehat{M}_{t+1} = -\hat{r}_t - \frac{1}{2} \cdot \lambda_t' \cdot \Sigma \cdot \Sigma \cdot \lambda_t - \lambda_t' \cdot \Sigma \cdot \varepsilon_{t+1} \quad (9)$$

由标准的名义定价核公式我们有:  $M_{t+1} = \widehat{M}_{t+1} \cdot Q_t/Q_{t+1}$  ( $Q_t$ 为价格水平), 且有:

$$\pi_{t+1} = \ln(Q_{t+1}/Q_t) \quad (10)$$

通过真实定价核直接减去通货膨胀率可得到名义定价核:

$$m_{t+1} = \ln M_{t+1} = -\hat{r}_t - \frac{1}{2} \cdot \lambda_t' \cdot \Sigma \cdot \Sigma \cdot \lambda_t - \lambda_t' \cdot \Sigma \cdot \varepsilon_{t+1} - \pi_{t+1} \quad (11)$$

比较式(11)和式(9), 在名义和真实定价核的决定式中直接体现了 $\pi_t$ 的经济意义, 并将进一步体现在名义与真实零息债的理论定价方程之中, 从而区别于隐含因子 $q_t$ 和 $f_t$ 。

## (二) 债券价格与通胀补偿分解

给定真实定价核前提下,  $t$ 时刻的 $n$ 期真实零息债价格可以表达成状态变量的仿射形式:

$$\widehat{p}_t^n = e^{\widehat{A}_n + \widehat{B}_n \cdot (X_t - \mu)} \quad (12)$$

其中 $\widehat{A}_n$ 是标量,  $\widehat{B}_n$ 是 $3 \times 1$ 的列向量, 递推关系与初值如下:

<sup>1</sup>另外,  $-\Sigma \cdot \lambda_t dW(t)$ 若改写形式为 $-\Sigma \cdot \Lambda_t dW(t)$ 且记 $\Lambda_t = \Sigma^{-1} \cdot \lambda_t$ , 便得到了实质仿射模型(Essential Affine Model), 这是更为学者们所熟悉的风险价格设定形式。本文为计量方便运用简约设定, 那么 $\lambda_t$ 中暗含左乘的 $\Sigma^{-1}$ 矩阵。因此, 可以注意到在定价核的推导中将会出现的 $\Sigma \cdot \Sigma$ , 仅为保证形式上的一致性。

$$\begin{cases} \hat{A}_{n+1} = -\delta_0 + \hat{A}_n - \hat{B}_n \cdot \Sigma \cdot \Sigma \cdot \lambda_0 + \frac{1}{2} \cdot \hat{B}_n \cdot \Sigma \cdot \Sigma \cdot \hat{B}_n' \\ \hat{B}_{n+1} = -\delta_1' + \hat{B}_n \cdot (\Phi - \Sigma \cdot \Sigma \cdot \lambda_1) \end{cases} \quad (13)$$

$$\begin{cases} \hat{A}_0 = 0 \\ \hat{B}_0 = 0_{1 \times 3} \end{cases}$$

则有真实利率 $\hat{R}_t^n$ 可表示成状态变量 $(X_t - \mu)$ 的仿射形式可以得到:

$$\hat{R}_t^n = -\frac{\ln(\hat{P}_t^n)}{n} = -\frac{1}{n} \cdot [\hat{A}_n + \hat{B}_n \cdot (X_t - \mu)] \quad (14)$$

同理,  $t$ 时刻的 $n$ 期名义零息债价格可表示为:

$$P_t^n = e^{A_n + B_n \cdot (X_t - \mu)} \quad (15)$$

其中 $A_n$ 是标量,  $B_n$ 是 $3 \times 1$ 的列向量, 递推关系与初值如下:

$$\begin{cases} A_{n+1} = -\delta_0 + A_n - e_3' \cdot \mu - (B_n - e_3') \cdot \Sigma \cdot \Sigma \cdot \lambda_0 + \frac{1}{2} \cdot (B_n - e_3') \cdot \Sigma \cdot \Sigma \cdot (B_n - e_3')' \\ B_{n+1} = -\delta_1' + (B_n - e_3') \cdot (\Phi - \Sigma \cdot \Sigma \cdot \lambda_1) \end{cases} \quad (16)$$

$$\begin{cases} A_0 = 0 \\ B_0 = 0_{1 \times 3} \end{cases}$$

相应的, 名义利率 $R_t^n$ 也可表示成状态变量 $(X_t - \mu)$ 的仿射形式:

$$R_t^n = -\frac{\ln(P_t^n)}{n} = -\frac{1}{n} \cdot [A_n + B_n \cdot (X_t - \mu)] \quad (17)$$

将利率决定式(14)(17)与式(3)相结合, 可见债券利率与通货膨胀具有稳定的自回归关系, 但漂移项具有时变特征且各因子的冲击也是异方差的。此种设定比较经典, 许多文献都采用时变漂移项结合异方差因子冲击的模型设定形式。

单期通胀补偿 $\pi_{t,1}^{compensation}$ 具有如下形式:

$$\begin{aligned} \pi_{t,1}^{compensation} &= R_t^1 - \hat{r}_t = \mu_\pi - \frac{1}{2} \cdot \sigma_\pi^2 - \sigma_\pi^2 \cdot \lambda_\pi + e_3' \cdot (\Phi - \Sigma \cdot \Sigma \cdot \lambda_1) \cdot (X_t - \mu) \\ &= \mu_\pi - \frac{1}{2} \cdot \sigma_\pi^2 - e_3' \cdot \Sigma \cdot \Sigma \cdot [\lambda_0 + \lambda_1 \cdot (X_t - \mu)] + e_3' \cdot \Phi \cdot (X_t - \mu) \end{aligned} \quad (18)$$

观察式(18), 式中四项分别为长期通货膨胀率(通货膨胀预期的常数项), Jensen项, 通货膨胀风险溢酬和短期通货膨胀波动(通货膨胀预期时变项)。长期通货膨胀率与短期通货膨胀波动相加, 组成了单期通货膨胀预期 $E_t[\pi_{t+1}]$ 。单期通货膨胀预期 $E_t[\pi_{t+1}]$ 与单期通货膨胀风险溢酬 $\varphi_{t,1}$ 分别为:

$$E_t[\pi_{t+1}] = e_3' \cdot [\mu + \Phi \cdot (X_t - \mu)] = \mu_\pi + e_3' \cdot \Phi \cdot (X_t - \mu) \quad (19)$$

$$\varphi_{t,1} = -e_3' \cdot \Sigma \cdot \Sigma \cdot [\lambda_0 + \lambda_1 \cdot (X_t - \mu)] = -\sigma_\pi^2 \cdot [\lambda_\pi + \gamma_\pi \cdot (\pi_t - \mu_\pi)] \quad (20)$$

下面考虑 $n$ 期通胀补偿 $\pi_{t,n}^{compensation}$ 。 $n$ 期名义与真实风险溢酬如下:

$$\begin{cases} R_t^n - R_t^n|_{\lambda=0} = \varphi_{t,n}^N \\ \hat{R}_t^n - \hat{R}_t^n|_{\lambda=0} = \hat{\varphi}_{t,n}^R \end{cases} \quad (21)$$

该处列出的是名义与真实两种利率的全部风险溢酬, 而通胀风险溢酬为名义风险溢酬所特有。故 $n$ 期的通货膨胀风险溢酬 $\varphi_{t,n}$ 为两者之差:

$$\varphi_{t,n} = \varphi_{t,n}^N - \hat{\varphi}_{t,n}^R = (R_t^n - \hat{R}_t^n) - (R_t^n|_{\lambda=0} - \hat{R}_t^n|_{\lambda=0}) \quad (22)$$

等式右边第一项表示现实世界的通胀补偿： $R_t^n - \hat{R}_t^n = \pi_{t,n}^{compensation} = -\frac{1}{n} \cdot [(A_n - \hat{A}_n) + (B_n - \hat{B}_n) \cdot (X_t - \mu)]$ ；右边第二项( $R_t^n|_{\lambda=0} - \hat{R}_t^n|_{\lambda=0}$ )为风险中性世界的通胀补偿，是通货膨胀预期与通货膨胀凸度（Jensen项）之和。

经推导，n期通货膨胀预期 $E_t[\pi_{t+n,n}]$ 与通货膨胀风险溢价 $\varphi_{t,n}$ 具有以下形式：

$$E_t[\pi_{t+n,n}] = e'_3 \cdot \mu + e'_3 \cdot \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \Phi^i \cdot (X_t - \mu) \quad (23)$$

$$\varphi_{t,n} = e'_3 \cdot \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \left[ (\Phi - \Sigma \cdot \Sigma \cdot \lambda_1)^{i-1} - \sum_{j=1}^{\text{MAX}(i-2,0)} (\Phi - \Sigma \cdot \Sigma \cdot \lambda_1)^j - I \right] \cdot \Sigma \cdot \Sigma \cdot \lambda_0 - e'_3 \cdot \frac{1}{n} \cdot \left\{ (\Phi - \Sigma \cdot \Sigma \cdot \lambda_1)^n - \Phi^n - \sum_{i=1}^{n-1} [(\Phi - \Sigma \cdot \Sigma \cdot \lambda_1)^i - \Phi^i] \right\} \cdot (X_t - \mu) \quad (24)$$

观察式（23）与式（19），可见n期通货膨胀预期与单期预期具有相似的组成结构：通货膨胀预期由长期通货膨胀预期与短期通货膨胀波动组成，其中短期通货膨胀波动项 $e'_3 \cdot \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \Phi^i \cdot (X_t - \mu)$ 在0时期的条件期望取值为0。观察式（24）中n期的通货膨胀风险溢价，此处并不能直观地观察其经济意义组成。究其原因，一方面是因为各期递归的风险溢价项累加增添了解析式复杂性；另一方面是由于证明过程中为方便推导，对Jensen凸性调整项采取了近似忽略的处理方法，得到的风险溢价表达式存在一定的迭代误差。

### 三、模型估计与结果分析

#### （一）估计方法与数据选取

本文用Kalman滤波方法估计模型参数。Kalman滤波要求模型用状态空间建模并构造状态方程和观测方程。我们已经获得VAR(1)形式的状态方程式（4），那么现在需要对观测方程形式作出设定，用以体现通货膨胀因子的观测误差。

观测方程构造如下：

$$Y_t = \begin{bmatrix} R_t \\ \hat{\pi}_t \end{bmatrix} = -[A + B \cdot (X_t - \mu)] + H \cdot \epsilon_{t,n+1} \quad (25)$$

式（25）中的 $R_t$ 是市场上名义债券收益率数据， $\hat{\pi}_t$ 是存在观测误差的通货膨胀率观测值（用CPI月度环比数据的对数刻画），系数A,B分别为：

$$A = \begin{bmatrix} A_1 \\ \frac{1}{2}A_2 \\ \vdots \\ \frac{1}{n}A_n \\ -\mu_\pi \end{bmatrix}, B = \begin{bmatrix} B_1 \\ \frac{1}{2}B_2 \\ \vdots \\ \frac{1}{n}B_n \\ [0,0,-1] \end{bmatrix} \quad (26)$$

其中 $A_i, B_i$ 由名义债系数式（15）给定。而观测误差刻画如下：

$$\epsilon_{t,n+1} \sim N(0, I_{n+1}), H = \sigma_H \cdot \begin{bmatrix} 1 & & & \\ & \ddots & & \\ & & 1 & \\ & & & 0 \end{bmatrix} + \sigma_\pi \cdot \begin{bmatrix} 0 & & & \\ & \ddots & & \\ & & 0 & \\ & & & 1 \end{bmatrix} \quad (27)$$

从式（27）中我们可以看到，观测误差的设定将利率拟合观测误差与通货膨胀因子观测误差这两者区别开来。考虑到宏观数据的收集与编制过程和可能产生的误差类型区别于市场观测的利率数据的误差，分别取 $\sigma_H$ 和 $\sigma_\pi$ 衡量名义利率观测误差程度和通货膨胀观测误差



程度。

利率数据选取的是Wind万德数据库2006年3月到2014年10月期限为1、3、5、7、10年的银行间国债即期利率期限结构月频数据，CPI数据取中国国家统计局公布的月度环比数据。依据Kalman滤波的方法和最大化似然函数，获得参数估计。

表1和表2给出了模型参数的估计结果。其中风险价格参数 $\lambda$ 的一系列结果单独列出在表2中。

表 1 中国市场模型参数的估计结果

$\mu_\pi$			
0.482%			
$\Phi$	$q$	$f$	$\pi$
$q$	0.974	0	0
$f$	0.004	1.004	0
$\pi$	0.985	-0.724	-0.040
$\Sigma$			
	0.000191	0	0
	0	0.000145	0
	0	0	0.001032
$\sigma_H$	$\sigma_\pi$	$\delta_0$	$\delta_\pi$
6.60778E-05	0.006189	-0.002	-0.585

观察表1， $\mu_\pi$ 代表长期月度通胀率，表明我国2006年以来的年通胀率大约保持在5.78%。从系数矩阵 $\Phi$ 可以看到，潜在因子 $q$ 和 $f$ 的自回归系数均围绕在1周围，说明其惯性都很强；因子 $q$ 对因子 $f$ 的影响系数 $\Phi_{qf}$ 很小，只有0.004，从实证结果印证了这两个因子相互独立的建模设定。 $\delta_\pi$ 的估计值为-0.585，可见隐含通货膨胀对即期真实利率的影响关系是负相关的；结合后文我们将看到的，通货膨胀因子将持续处于大于0的水平，表明了正的通胀水平会对即期真实利率产生持续的负向影响。这一方面否定了货币中性效应，另一方面为蒙代尔——托宾效应给予了一定程度上的支持。 $\sigma_H$ 和 $\sigma_\pi$ 分别度量利率期限结构的测量误差和通货膨胀因子的观测误差。比较两者我们可以很直观地发现后者比前者高了两个数量级。对两类指标观测误差的区别性刻画的意义在这里得到直观体现：极大化似然值的估计结果放松了模型对高波动的CPI观测数据的强拟合目标，拟合误差数量级并不会与利率期限结构数据的拟合误差保持在同一个量级。在之后，我们还将看到隐含通胀因子与基于CPI的通货膨胀观测值之间的显著差别。

表 2 中国市场模型参数的估计结果（续）

$\lambda_q$	$\lambda_f$	$\lambda_\pi$
0.007	-0.018	0.002
$\lambda_1$		

1.117	0	0
0	0	0
0	0	-2.049

表2给出了风险价格设定式中的参数组估计结果。值得注意的是通货膨胀因子 $\pi$ 对风险价格的因子系数为-2.049，而因子 $\pi$ 对应的常风险价格为0.002。结合前文已提到因子 $\pi$ 将保持在长期均值为0.482%的水平附近波动，我们可以算出通货膨胀因子 $\pi$ 的风险价格为负，大约保持在-0.008的水平。负的通货膨胀风险价格代表着负的通胀风险溢酬，表明中国市场对通货膨胀风险具有正向的偏好，与蒙代尔——托宾效应所包含的思想相一致。

表3给出了本模型估计两个模型拟合程度的度量，计算了平均绝对值误差和均值误差平方根两个指标：

$$MAE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |y_{t,t+n} - y_{t,t+n}^{model}| \quad (28)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_{t,t+n} - y_{t,t+n}^{model})^2} \quad (29)$$

表3 模型拟合程度的度量

	MAE (bps)	RMSE (bps)
1年名义	0.394917066	0.508900709
3年名义	0.503789854	0.684819128
5年名义	0.457061902	0.547743937
7年名义	0.324239309	0.398548482
10年名义	0.427483994	0.582154044
通货膨胀因子	45.79739567	58.7570474

从表3中我们可以看到模型拟合在利率期限结构的部分均有非常好的表现，两种拟合指标在所有期限的数据拟合方面都小于1个基点。而通货膨胀因子对CPI通胀数据的拟合误差比较显著，RMSE达到了58.76个基点。虽然依然属于可以接受的模型拟合误差范围之内，但相比起模型对利率期限结构数据的高拟合程度，本文所强调的放松通胀因子对CPI通胀指标的误差的创新得到了十分鲜明的体现。图1更加直观地表现了这个观点的意义。

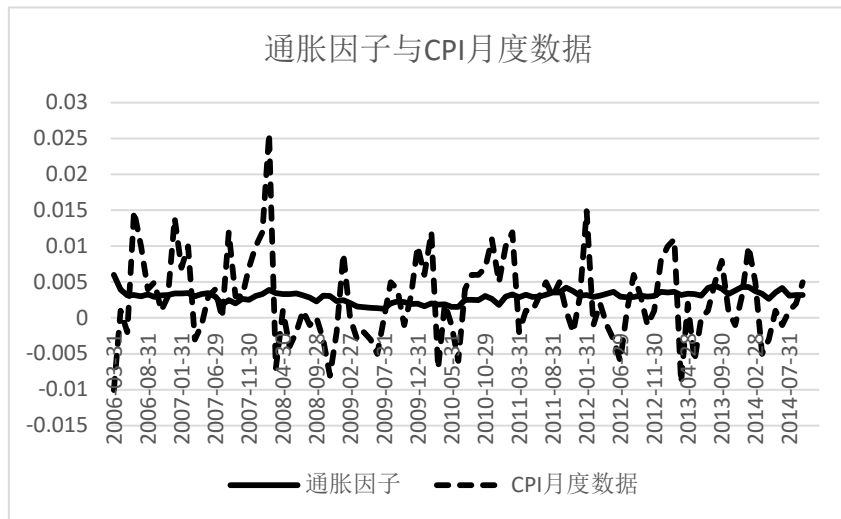


图1 通胀因子与CPI月度数据

从图1中我们可以看到，隐含通货膨胀因子的波动幅度远小于基于CPI的通货膨胀观测指标，通胀因子也一致保持在大于0的水平。在2009年初到2010年底这两年，通胀因子接近略低的水平，而总体上的通货膨胀率比较稳定。至此，我们获得了真正符合通货膨胀应该具有的经济含义属性的隐含通胀因子，成功地在中国债券市场上提取了隐含通货膨胀信息。通过银行间国债交易数据，将基于月度CPI数据的通货膨胀率中的噪音与指数编制误差去掉，提取了真正的隐含通货膨胀率。

### (二) 真实利率、通胀预期与名义利率的分解

中国的银行间国债市场只为我们提供了名义利率的期限结构，通过引入基于CPI数据的通货膨胀观测，我们完成了模型模拟，进而可以拟合出真实利率的期限结构。

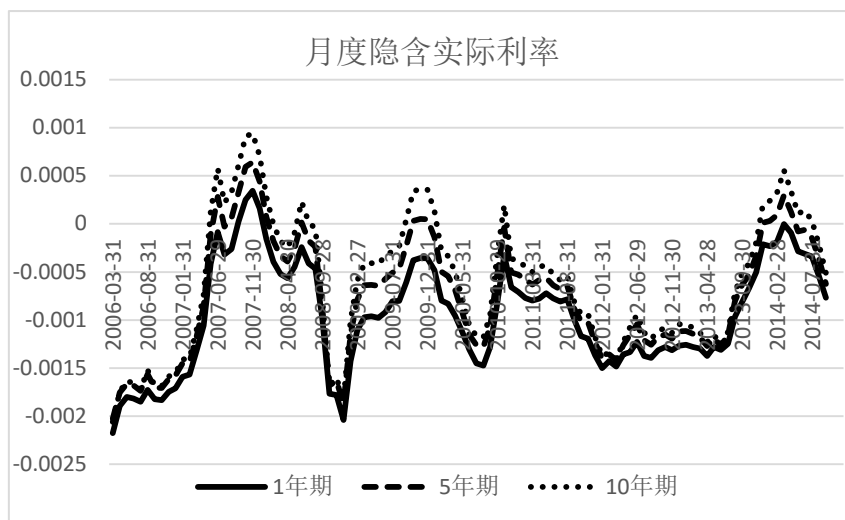


图2 月度隐含真实利率

图2给出了1、5、10年固定期限的月度隐含真实利率的走势，可以看出无论是在哪一

个期限长度类型之下，真实利率在绝大多数时间都取值为负。刨去了通货膨胀的因素之后，长期为负的真实利率赤裸裸地展现在我们面前。最为严重的低收益率时期出现在2011年底到2013年中的阶段。

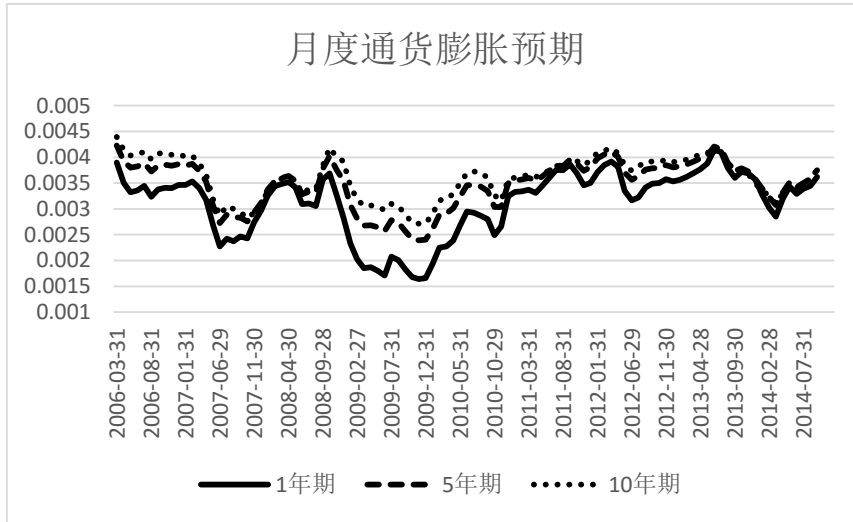


图3 月度通货膨胀预期

图3绘出的是模型估计的1、5、10年期限通货膨胀预期。从图中我们可以看到，更长的预期期限将会伴随着更高的通货膨胀预期，这个结论无论是在理论上还是实证上都能体现。观察图3我们发现在2007年下半年以及2009年初到2010年初这两个时间段里中国的通货膨胀预期水平落入了波谷，分别对应次贷金融危机时段和中国经济较为低落的时期。

从图3中我们可以看出中国的通货膨胀预期具有这样一个现象：不同期限的通货膨胀预期水平之间的距离或者空隙将在预期值高的时候收窄，而在预期值低的时候变宽。这说明：消极的经济环境会导致通胀预期降低，但人们对危机将会过去的信心会随着所考虑期限越长而更加坚定，这时不同期限的通胀预期将在市场悲观时拉大差距。反之，在经济环境积极的时期，投资者反映在国债市场上的对不同期限通胀水平的预期判断趋向于收窄。从这个角度看，不同期限长度的通胀预期之间的缝隙相对大小某种程度上可以作为市场情绪指标的一个体现变量。

表4给出了样本内各期限名义即期利率的分解报告，名义利率、真实利率、通胀预期以及通胀风险溢酬的均值均在表中给出。

表 4 各期限月度名义即期利率分解

期限	名义利率均值	真实利率均值	通胀预期均值	通胀风险溢酬均值
1	2.616%	-1.133%	3.747%	-1.520E-07
5	3.269%	-0.891%	4.166%	-3.019E-06
10	3.695%	-0.730%	4.324%	-1.150E-05

观察表4，发现由于真实利率均值为负（回顾图2，各期限真实利率也在大部分时间为

负), 通胀预期均值高于名义利率均值, 且在绝对值水平上也是通胀预期占据第一。这说明通胀预期主导着我国银行间市场国债价格的主要变化。观察通胀风险溢酬水平, 发现我国通胀风险溢酬为负, 其绝对值水平随着到期期限的增加而增加。表2中负的风险价格已体现了我国市场对通货膨胀风险具有正向的偏好。由于我国的资本市场表现出一种政策导向型而非基本面导向型的特征: 宏观经济萧条的预期以及数次全球经济危机的背景下, 负面的市场表现预示着宽松的财政及货币政策, 而我国资本市场对后者的反应又十分灵敏。这体现为投资拉动型经济大环境对宽松货币政策刺激的强依赖, 进而以偏好通胀的实证姿态出现在本文的估计结论当中。

图4中我们给出较具代表性的10年期即期利率的水平分解示意图。

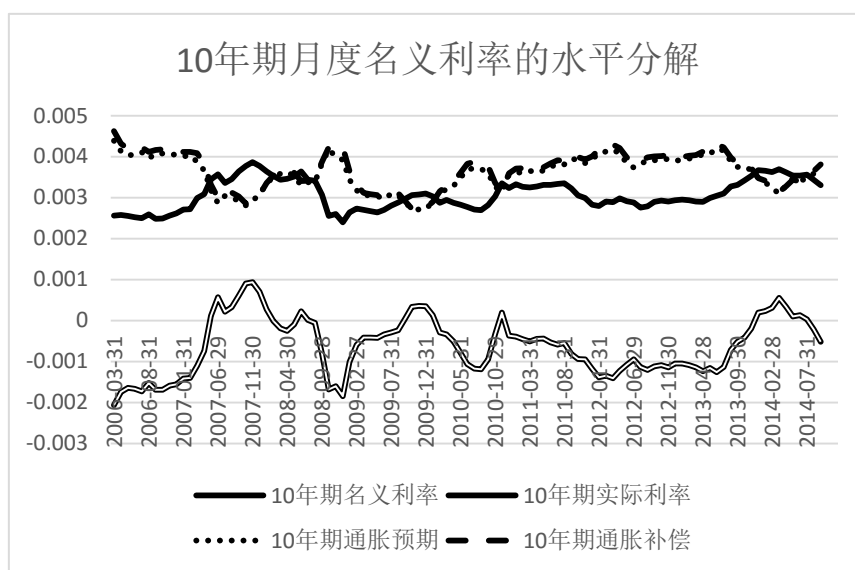


图4 10年期月度名义利率的分解

观察图4我们发现, 名义利率和真实利率具有比较强的相关关系, 变动的方向改变相当一致。对这两种利率之间作差可以得到通胀补偿。由于通货膨胀风险溢酬的绝对水平很小, 绝大部分通胀补偿体现为通胀预期部分。

#### 四、 结论

本文对金融资产价格隐含通货膨胀信息的提取进行了一系列理论模型上的创新, 对动态利率期限结构模型的相关问题都进行了讨论, 得出了利率期限结构和通货膨胀信息的提取与分解方面的一系列结论。

模型构建方面, 本文构建了名义-真实利率期限结构三因子模型的框架, 讨论了各种因子选取、结构设定、经济含义等框架问题。在该三因子模型框架下设定风险价格形式与定价核的形式, 通过对名义和真实定价核的设定对通货膨胀因子的经济意义与解析体现进行了准确定义。然后, 在动态利率期限结构的三因子设定基础之上, 对普通零息债券的债券价格和利率函数进行了解析推导, 给出相应的理论定价公式。最终, 基于债券利率的解析表达, 进一步展开了单期以及多期通胀补偿的分解, 将名义利率分解成为了真实利率、通胀预期、通

---

胀风险溢酬和Jensen调整项。

从实证结果来看,我们认为在CPI数据中蕴含的通货膨胀指标体现了过高的波动率,月度通胀水平反复切换通缩与通胀状态不符合传统的经济直觉。参数估计结果发现模型估计出来的隐含因子的确较基于CPI数据的通货膨胀水平的波动更低,且能稳定地体现样本期内的通货膨胀情况。

## 参考文献

[1] 范龙振和张国庆. 仿射模型, 广义仿射模型与上交所利率期限结构[J]. 管理工程学报, 2005, 19 (3): 97-101.

[2] 李宏瑾, 钟正生和李晓嘉. 利率期限结构, 通货膨胀预测与实际利率[J]. 世界经济, 2010, 10:120-138.

[3] 刘雪燕和张敬庭. 中国通货膨胀预期和Ex-ante实际利率的测度[J]. 数量经济技术经济研究, 2008, 25:128-137.

[4] 石柱鲜. 中国主要宏观经济变量与利率期限结构的关系:基于VAR—ATSM模型的分析[J]. 世界经济, 2008, (3): 53-59.

[5] 孙皓和石柱鲜. 中国利率期限结构中的宏观经济风险因素分析[J]. 经济评论, 2011, (3). 36-42.

[6] 姚余栋和谭海鸣. 中国金融市场通胀预期——基于利率期限结构的量度[J]. 金融研究, 2011, (6): 61-70.

[7] 曾耿明和牛霖琳. 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[J]. 2013. (01):24-37.

[8] 张燃, 李宏瑾和崔兰清. 仿射利率期限结构模型与中国宏观经济预期[J]. 金融与经济, 2011, (4): 10-14.

[9] 郑振龙. 资产价格隐含信息分析框架: 目标、方法与应用[J]. 经济学动态, 2012, (3):33-40

[10]Ang, A., Bekaert, G. and Wei, M. The term structure of real rates and expected inflation [J]. The Journal of Finance, 2008, 63 (2): 797-849.

[11]Ang, A. and Piazzesi, M. A no-arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables [J]. Journal of Monetary economics, 2003, 50 (4): 745-787.

[12]Benninga, S. and Protopapadakis, A. Real and nominal interest rates under uncertainty: The Fisher theorem and the term structure[J]. The Journal of Political Economy, 1983, 856-867.

[13] Burmeister, E., Wall, K. D. and Hamilton, J. D. Estimation of unobserved expected monthly inflation using Kalman filtering[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 1986, 4 (2): 147-160.

[14] Christensen, J. H., Lopez, J. A. and Rudebusch, G. D. Inflation Expectations and Risk Premiums in an Arbitrage - Free Model of Nominal and Real Bond Yields[J].

---

Journal of Money, Credit and Banking, 2010, 42 (s1): 143–178.

[15] Christensen, J. H., Diebold, F. X. and Rudebusch, G. D. The affine arbitrage-free class of Nelson–Siegel term structure models[J]. Journal of Econometrics, 2011, 164 (1): 4–20.

[16] Clarida, R., Gali, J. and Gertler, M. Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory[J]. Quarterly Journal of Economics, 2000, 147–180.

[17] Cochrane, J. and Piazzesi, M. Decomposing the yield curve[A]. In AFA 2010 Atlanta Meetings Paper[C], 2009.

[18] Cox, J. C., Ingersoll Jr, J. E. and Ross, S. A. A theory of the term structure of interest rates[J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1985, 385–407.

[19] Dai, Q. and Singleton, K. J. Specification analysis of affine term structure models[J]. The Journal of Finance, 2000, 55 (5): 1943–1978.

[20] Diebold, F. X., Rudebusch, G. D. and Boragan Aruoba, S. The macroeconomy and the yield curve: a dynamic latent factor approach[J]. Journal of econometrics, 2006, 131 (1): 309–338.

[21] Duffee, G. R. Term premia and interest rate forecasts in affine models[J]. The Journal of Finance, 2002, 57 (1): 405–443.

[22] Fama, E. F. Short-term interest rates as predictors of inflation[J]. The American Economic Review, 1975, 269–282.

[23] Fisher, I. Appreciation and Interest[M]. American economic association, 1896.

[24] Hamilton, J. D. Uncovering financial market expectations of inflation[J]. The Journal of Political Economy, 1985, 1224–1241.

[25] Huizinga, J. and Mishkin, F. S. Monetary policy regime shifts and the unusual behavior of real interest rates[A]. In Carnegie–Rochester Conference Series on Public Policy[C], 1986:231–274.

[26] Joslin, S., Pribsch, M. and Singleton, K. J. Risk Premiums in Dynamic Term Structure Models with Unspanned Macro Risks[J]. The Journal of Finance, 2014, 69 (3): 1197–1233

[27] Joyce, M. A., Lildholdt, P. and Sorensen, S. Extracting inflation expectations and inflation risk premia from the term structure: a joint model of the UK nominal and real yield curves[J]. Journal of Banking & Finance, 2010, 34 (2): 281–294.

[28] Mundell, R. A. Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates[J]. Canadian Journal of Economics and Political Science, 1963, 475–485.

[29] Quah, D. and Vahey, S. P. Measuring core inflation[J]. The Economic Journal,

---

1995, 1130-1144.

[30]Rose, A. K. Is the real interest rate stable?[J]. The Journal of Finance, 1988, 43 (5): 1095-1112.

[31]Tobin, J. Money and economic growth[J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1965, 671-684.

## **Inflation Expectation: an Implied Information perspective**

Zheng Zhen-long, Huang Shan-shan, Shi Ruo-ran

(Department of Finance, Xiamen University)

Inflation expectation performs a significant role in macro-economic policy making and operability. Compared with the inflation information got by traditional methods, the inflation information implied in financial asset price possesses many good qualities such as instantaneity, forward looking, accuracy and higher frequency. The paper established an asset price space of treasury bond. We use CPI data to calibrate the inherent inflation factor of the three hidden factors and construct a mean reversion form Gaussian model- Real-Nominal Term Structure Model. Under the No-arbitrage condition, the form of pricing kernel and risk price were set and analysis formulas of nominal and real bonds are deduced. Based on such assumption of the model, the decomposition work of inflation compensation are finished. Guided by Fisher Equation, we obtained the Real Rate, Inflation Expectation, Inflation Risk Premium and Jensen Term analytically.

Key words: Inflation Expectation, Inflation Risk Premium, Dynamic Term Structure Model