

利率期限结构形成的理论分析与实证检验*

胡海鹏,方兆本

(中国科学技术大学管理学院,安徽合肥 230026)

摘要:采用上海证券交易所债券市场 2001-09-01 到 2005-02-28 的每周国债收盘价格为研究样本,利用回归分析、单位根检验以及向量自回归这些现代金融计量方法对利率期限结构的形成假设理论进行验证和剖析,并提出了利用 EGARCH-M 模型来刻画某些长短期利率间期限溢价的动态变化特征.实证结果表明,上交所国债市场利率期限结构中,短期部分利率间的关系能够由市场预期假设来解释,长期部分对市场预期假设的支持能力较弱,而中短期利率间的相互影响则更多地支持了流动性偏好和优先置产理论.

关键词:利率期限结构;预期假设;向量自回归;EGARCH-M 模型

中图分类号:F823 **文献标识码:**A

Theoretical analysis and empirical test on the formation of term structure of interest rates

HU Hai-peng, FANG Zhao-ben

(School of Management, University of Science and Technology of China, Hefei 230026, China)

Abstract: Using the weekly data on the SSE (Shanghai Stock Exchange) bond market from 2001-09-01 to 2005-02-28, the expectations hypothesis of the term structure was tested and analyzed with the modern financial econometric methods of regressive analysis, unit root test and vector autoregressive. Then, the EGARCH-M model was introduced to describe the time-varying term premium. The results of empirical research appear to give more support to the expectations hypothesis at the short segment of the term structure but less at the longer part. Also the empirical results are favorable for the liquidity preference theory and the preferred habitat theory between the short and middle segments of the term structure.

Key words: term structure of interest rate; expectations hypothesis; vector autoregressive; EGARCH-M model

0 引言

利率期限结构是由各种期限不同的利率所构成的一条曲线,由于不同期限的利率之间存在着差异,从而使得利率期限结构呈现出多种形状.一般说来,

利率期限结构的形状大致有四种类型,即向上倾斜型的、向下倾斜型的、平坦直线型的以及拱形的(包括上凸或下凹).对于不同形状的利率期限结构,许多学者提出了各种不同的经济学解释,归纳起来主要有四种假设理论:市场预期假设、流动性偏好假

* 收稿日期:2006-09-06;修回日期:2006-12-06

基金项目:国家自然科学基金(70141015)资助.

作者简介:胡海鹏,男,1976年生,博士.研究方向:固定收益证券,金融工程. E-mail:hpengh@mail.ustc.edu.cn

通讯作者:方兆本,博士/教授. E-mail:zbfang@ustc.edu.cn

设、优先置产假设(preferred habitat hypothesis)以及市场分割假设。其中,前三种理论均建立在市场对未来利率变化预期的基础上,差别只在于对风险溢价(或称期限溢价)的解释不同,因此,市场预期假设有时也称为无偏预期理论,而流动性偏好假设和优先置产假设则称为有偏预期理论。由于不同的假设理论对于长短期利率之间的相互影响作出了不同的经济学解释,而长短期利率之间的相互作用对于资产投资组合构造、利率风险管理以及货币政策的利率传导机制是否顺畅均具有重大的影响,因此,正确地阐述和验证哪种假设理论能更加合理地解释某一金融市场利率期限结构形成的内在机理,无论对于金融投资者还是货币政策决策者均具有重要的现实意义。鉴于此,本文利用不同的金融计量方法对我国上海证券交易所(简称为上交所)国债市场利率期限结构的形成假设进行实证检验,在研究中主要进行了以下工作:根据假设理论推导了检验方程并利用回归分析和向量自回归(VAR)方法多方面、多角度地对利率期限结构的形成假设理论进行验证和剖析;根据优先置产理论以及利率期限结构数据特征,提出了利用 EGARCH-M 模型来刻画某些长短期利率间期限溢价的动态变化特征。

1 利率期限结构形成假设理论与国内外实证研究结果简述

关于利率期限结构形成假设的实证检验,国内外学者利用不同的计量方法,采用不同国别(或市场)的利率期限结构数据进行了多方面的研究,所得的结果也不全一致。在众多实证研究中,大多数聚焦于预期假设(包括无偏预期假设以及流动性偏好、优先置产等有偏预期假设),而对于市场分割理论的检验则较少。

1.1 市场预期假设理论及检验

市场预期假设是最早用来解释利率期限结构形状的理论。根据市场预期理论,利率期限结构的形状完全取决于市场对未来利率的预期,长期利率为其期限内当前和未来市场预期的短期利率的几何平均。这样,如果市场预期未来的短期利率将上升,则利率期限结构呈向上倾斜状;如果市场预期未来的短期利率将小于当前的短期利率,则利率期限结构呈向下倾斜状;如果市场预期当前和未来的短期利率保持不变或微小变化,则利率期限结构将变成平坦型的。

在实证中,市场预期假设是经常被用来检验利率期限结构形状的经济理论。Campbell 等^[1]利用期限为 1 个月到 10 年期间的利率数据对美国国债市场利率期限结构形成的预期假设进行验证,结果拒绝市场预期假设理论。Hassler 等^[2]检验了德国银行间货币市场利率数据,发现了支持市场预期假设理论的证据。Gerlach 等^[3]以及 Da Fonseca^[4]则分别对欧洲货币市场和葡萄牙短期国债市场的利率数据进行预期假设检验,他们也不不同程度地获得了支持市场预期理论的证据。此外,Bredin 等^[5]以及 Shivam 等^[6]则分别利用以色列和印度货币市场利率数据进行检验,同样地,他们的研究结果也支持市场预期假设理论对利率期限结构形成的经济学解释。在国内,由于中国国债市场真正发展起来的年限比较短,基于获得较长时间利率数据难度的考虑,对市场预期假设理论进行实证的研究相对较少。唐齐鸣等^[7]利用中国银行间同业拆借市场的利率数据对预期理论进行了检验,实证结果认为我国银行间同业拆借利率基本上符合市场预期假设,同时还发现了短期拆借利率存在着一些过度反应的现象。范龙振等^[8]利用 1996 年 1 月至 2002 年 5 月期间剩余期限为 1 到 5 年的利率数据实证检验了预期假设对中国上交所国债市场的解释能力,结果预期假设不成立。

1.2 流动性偏好假设理论及检验

流动性偏好理论接受了市场预期假设关于未来短期利率的预期对利率期限结构形状有很大影响的观点,但同时认为,在一个不确定性的世界里,不同期限的债券流动性是不一样的。一般说来,短期债券的流动性要好于长期债券,为了吸引风险规避型的投资者持有期限较长的债券,必须向他们支付流动性补偿,且该溢价补偿随期限差的扩大而增加。

由于流动性偏好理论只是在市场预期假设的基础上进一步考虑了流动性溢价,这在实证中表现为多了一个仅与期限差有关的常数项(这里之所以称为常数项是因为一旦期限差确定,这两个不同期限利率间的流动性溢价则表现为常数),而常数项在统计分析上的处理较为容易,因而,对流动性偏好假设的检验一般融合于市场预期假设之中,这两个理论在实证研究方法上的区别也越来越被忽视。

1.3 优先置产假设理论及检验

优先置产理论和流动性偏好假设较为接近,也认为利率期限结构的形成主要取决于市场对未来短期利率的预期和期限溢价,但前者认为风险溢价可

正可负,甚至会随着时间不断变化,这主要是由改变投资者偏离其配置资产的期限偏好所需的代价来决定的。

对于优先置产理论的检验一般是在否定市场预期假设和流动性偏好假设的解释能力后对利率期限结构形状特征所作的进一步实证研究. Engle 等^[9]在否定了市场预期假设对美国短期国债利率形成机制的解释能力后利用 ARCH 模型成功地刻画了期限溢价的变化特征. Cuthbertson 等^[10]则利用英国 2 年至 25 年期限范围的利率数据并结合过度持有期收益对优先置产假设进行实证检验,结果在一定程度上解释了英国中长期利率期限结构的形状. Jongen 等^[11]采集了 20 个国家的短期存款利率进行研究,结果证明了波动较强烈的风险溢价的存在性,并表明 ARMA 模型能在很大程度上解释风险溢价的变化特征。

1.4 市场分割假设理论及检验

市场分割理论认为,利率期限结构不取决于市场对未来短期利率的预期,而是由彼此互相分割的长中短期债券市场根据各自的供求状况来确定的. 随着金融市场的发展和技术进步以及市场交易规模的持续扩大,长短期债券市场的一体化趋势已大大加强,而市场分割假设由于完全割裂了不同期限债券市场的联系,因此其对市场利率期限结构形成假设的解释已逐渐脱离现实,对该理论的实证检验也较少。

2 利率期限结构预期假设检验模型探讨

由以上对利率期限结构形成理论的介绍可知,市场分割假设由于较大程度地偏离了金融市场的发展现状而使其对利率期限结构形状的解释能力较弱,因而该理论已逐渐被人们所淡忘. 鉴于此,本文主要检验利率期限结构形成假设的预期理论,包括市场预期理论以及流动性偏好、优先置产等有偏预期理论. 根据预期假设理论,长短期即期利率间的关系满足

$$R_t^n = \frac{1}{k} \sum_{i=0}^{k-1} E_t[R_{t+im}^m] + \Lambda_t^{(n,m)}. \quad (1)$$

其中, R_t^n 表示 t 时刻市场 n 年期即期利率,代表相对长期利率; R_{t+im}^m 表示 $t+im$ 时刻 m 年期即期利

率,表示相对短期利率且 $k = \frac{n}{m}$ 为正整数; $\Lambda_t^{(n,m)}$ 表示期限溢价且序列 $\{\Lambda_t^{(n,m)}\}$ 是平稳的. 当 $\Lambda_t^{(n,m)} = 0$ 时,式(1)为市场预期假设的量化表示;当 $\Lambda_t^{(n,m)} = \Lambda^{n-m}$,即期限溢价只跟长短期期限差有关且一旦期限差确定, Λ^{n-m} 为常数时,式(1)则变为流动性偏好假设的数量表达式;而当期限溢价 $\Lambda_t^{(n,m)}$ 既与期限差有关并随时间不断平稳变化时,式(1)则成为优先置产理论的表述式。

2.1 预期假设理论的回归检验法

在预期假设理论下,式(1)对任何的长短期即期利率组合均成立. 设 $S_t^{(n,m)} = R_t^n - R_t^m$ 为长短期即期利率差,则由式(1)两边同时减去 R_t^m 可得

$$S_t^{(n,m)} = \frac{1}{k} \sum_{i=0}^{k-1} E_t[R_{t+im}^m] + \Lambda_t^{(n,m)} - R_t^m = \sum_{i=1}^{k-1} \left(1 - \frac{i}{k}\right) E_t[\Delta^m R_{t+im}^m] + \Lambda_t^{(n,m)}. \quad (2)$$

其中, $\Delta^m R_{t+im}^m = R_{t+im}^m - R_{t+(i-1)m}^m$. 根据国内外学者对利率进行实证研究所归纳的一些利率变化特征,利率时间序列数据一般是不稳定的且普遍为一阶单整(即 $I(1)$ 过程)^①,进而可知

$$E_t[\Delta^m R_{t+im}^m] = E_t[R_{t+im}^m - R_{t+(i-1)m}^m]$$

是平稳的. 此外,根据预期假设理论, $\{\Lambda_t^{(n,m)}\}$ 也满足平稳过程. 因此,如果一组长短期即期利率满足预期假设,则其利率差应是平稳变化的,或者说这组利率存在着协整关系且协整向量和为零,这是预期假设的一个必要条件。

在预期假设中,预期一般指的是理性预期,即 R_{t+im}^m 满足 $R_{t+im}^m = E_t[R_{t+im}^m] + \varepsilon_{t+im}$ 进而有

$$\Delta^m R_{t+im}^m = E_t[\Delta^m R_{t+im}^m] + (\varepsilon_{t+im} - \varepsilon_{t+(i-1)m}). \quad (3)$$

现设

$$\Psi_t^{(n,m)} = \sum_{i=1}^{k-1} \left(1 - \frac{i}{k}\right) \Delta^m R_{t+im}^m, \quad (4)$$

则由式(2)~(4)可得

$$\Psi_t^{(n,m)} = S_t^{(n,m)} + \xi_t. \quad (5)$$

其中,

$$\xi_t = \sum_{i=1}^{k-1} \left[\left(1 - \frac{i}{k}\right) (\varepsilon_{t+im} - \varepsilon_{t+(i-1)m}) \right] - \Lambda_t^{(n,m)}.$$

这样,就可得到预期假设理论的一元回归检验方程:

$$\Psi_t^{(n,m)} = \alpha_1 + \beta_1 (R_t^n - R_t^m) + \gamma_1 H_t + \zeta_t. \quad (6)$$

其中, $\xi_t = \alpha_1 + \zeta_t$. 当实证结果不能拒绝零假设 H_0 :

① 本文实证部分的单位根检验证实了该特征,详细结果见后面的实证分析。

$\alpha_1 = \gamma_1 = 0, \beta_1 = 1$, 则可认为市场预期假设成立; 当检验结果不能拒绝零假设 $H_0: \alpha_1 \neq 0, \gamma_1 = 0, \beta_1 = 1$, 则可判断流动性偏好理论能够很好地解释长短期即期利率间的相互关系, 而当实证检验结果都拒绝上面两个零假设时, 则有必要考虑对期限溢价 $\Delta_t^{(n,m)}$ 进行动态建模。

2.2 市场预期假设理论的 VAR 检验法

从上面的单回归检验方程可看出, 当期限差 $n-m$ 或 m 太大时, 由于样本利率数据时间长度的限制(我国国债市场只在最近几年才取得快速发展, 因此能获取的有效数据其时间跨度并不长), 使得一些利率组合无法利用式(6)进行统计检验. 由此, 我们需要引入能克服样本长度问题、在预期假设检验中经常被用到的 VAR 方法^①。

令 $\mathbf{X}_t = (S_t^{(n,m)}, \Delta R_t^m)^T$, 由上面的介绍可知, 如果利率组合满足预期假设理论, 则 \mathbf{X}_t 是稳定的. 根据文献[12], 平稳过程 \mathbf{X}_t 能由 p 阶向量自回归 $\text{Var}(p)$ 来刻画, 其伴随形式的表述为

$$\mathbf{Y}_t = \Theta \mathbf{Y}_{t-1} + \Phi_t. \quad (7)$$

其中, $\mathbf{Y}_t = (\mathbf{X}_t^T, \dots, \mathbf{X}_{t-p+1}^T)^T$ 为 $2p \times 1$ 向量, Θ 是由 $\text{Var}(p)$ 估计系数所组成的 $2p \times 2p$ 系数矩阵, 而 Φ_t 则为 $2p \times 1$ 随机误差向量。

由式(7)可推得

$$E_t[\mathbf{Y}_{t+i}] = \Theta^i \mathbf{Y}_t. \quad (8)$$

令 $\mathbf{U}_1 = (1, 0, 0, \dots, 0)^T, \mathbf{U}_2 = (0, 1, 0, \dots, 0)^T, \mathbf{U}_1, \mathbf{U}_2$ 都是 $2p \times 1$ 向量, 则有

$$\left. \begin{aligned} S_t^{(n,m)} &= \mathbf{U}_1^T \mathbf{Y}_t, \\ \Delta R_t^m &= \mathbf{U}_2^T \mathbf{Y}_t. \end{aligned} \right\} \quad (9)$$

进而由式(8)、式(9)可算出

$$E_t[\Delta R_{t+i}^m] = E_t[\mathbf{U}_2^T \mathbf{Y}_{t+i}] = \mathbf{U}_2^T \Theta^i \mathbf{Y}_t,$$

因此有

$$E_t[\Delta^m R_{t+i}^m] = E_t \left[\sum_{j=1}^m (R_{t+i}^{m+(i-1)m+j} - R_{t+i}^{m+(i-1)m+(j-1)}) \right] = \mathbf{U}_2^T \left(\sum_{j=(i-1)m+1}^{im} \Theta^j \mathbf{Y}_t \right). \quad (10)$$

把式(9)和式(10)代入式(2)^②可得

$$\mathbf{U}_1^T \mathbf{Y}_t = S_t^{(n,m)} = \mathbf{U}_2^T \left(\sum_{i=1}^{k-1} \left[\left(1 - \frac{i}{k} \right) \left(\sum_{j=(i-1)m+1}^{im} \Theta^j \mathbf{Y}_t \right) \right] \right). \quad (11)$$

上式即为市场预期假设成立所需满足的限制. 根据

文献[5], 式(11)的等价表达式为

$$\mathbf{U}_1^T = \mathbf{U}_2^T \Theta \left[\mathbf{I} - \frac{m}{n} (\mathbf{I} - \Theta^n) (\mathbf{I} - \Theta^m)^{-1} \right] (\mathbf{I} - \Theta)^{-1}. \quad (12)$$

系数限制式(12)可利用 Wald 检验方法来验证, 但由文献[1,4]可知, 即使从经济学角度看, 一些很微小的偏差都极易导致式(12)被拒绝, 因而不建议直接进行 Wald 系数检验, 而提出把对式(12)的检验转化为比较 $S_t^{(n,m)}$ 和其预测值 $\hat{S}_t^{(n,m)}$ 的相关程度, 其中, $\hat{S}_t^{(n,m)}$ 根据文献[12]可表达为

$$\hat{S}_t^{(n,m)} = \mathbf{U}_2^T \Theta \left[\mathbf{I} - \frac{m}{n} (\mathbf{I} - \Theta^n) (\mathbf{I} - \Theta^m)^{-1} \right] \cdot (\mathbf{I} - \Theta)^{-1} \mathbf{Y}_t. \quad (13)$$

这样, 如果市场预期假设成立, 则 $S_t^{(n,m)}$ 和其预测值 $\hat{S}_t^{(n,m)}$ 之间的标准偏差比率 $\frac{\text{std}(\hat{S}_t^{(n,m)})}{\text{std}(S_t^{(n,m)})}$ 以及相关系数 $\text{Corr}(\hat{S}_t^{(n,m)}, S_t^{(n,m)})$ 均应较接近于 1. 为了能从统计上更好地证明 $S_t^{(n,m)}$ 和它的理论值 $\hat{S}_t^{(n,m)}$ 之间的一致性, 本文增加了两个统计检验来证明, 先利用 Brown-Forsythe 检验法(即修正的 Levene 方法)来验证这两者之间的方差是否相等, 然后采用回归方程来作假设检验, 即估计方程

$$\hat{S}_t^{(n,m)} = \alpha_2 + \beta_2 S_t^{(n,m)} + \eta_t, \quad (14)$$

并检验零假设 $H_0: \alpha_2 = 0, \beta_2 = 1$ 是否成立. 如果 $S_t^{(n,m)}$ 和 $\hat{S}_t^{(n,m)}$ 两者的方差检验是相等的且不能拒绝零假设 $H_0: \alpha_2 = 0, \beta_2 = 1$, 则我们认为市场预期假设是成立的, 否则该假设不获支持。

2.3 优先置产理论的检验方法

当有些利率系统服从预期假设的必要条件, 但不能用市场预期假设和流动性偏好理论来解释时, 就需要考虑变化的期限溢价, 即检验优先置产理论是否成立. 通过对回归后的残差进行分析, 我们发现有些回归方程的残差表现出较明显的异方差现象. 由此, 本文提出了利用异方差模型来刻画期限溢价的变化特征. 在时间序列领域, 用来描述异方差现象较好的模型是 ARCH 类模型. 此外, 从金融投资学的角度看, 利好消息与利空消息对利率进而对期限溢价的影响是不对称的, 且期限溢价应与其条件方

① 根据文献[2,4,5,10], VAR 方法一般只用来检验市场预期假设, 而对于有偏预期假设由于 VAR 方法验证的效力不高, 因而更多的是从单方程回归方法的角度来进行实证研究。

② VAR 方法主要应用于检验市场预期假设理论, 即令式(2)中的 $\Delta_t^{(n,m)}$ 为零。

差同向变动. 因此, 本文利用 EGARCH-M 模型来对期限溢价进行建模, 模型如下所示:

$$\Psi_t^{(n,m)} = \alpha_3 + \beta_3 (R_t^n - R_t^m) + \theta \sigma_t + \gamma_2 H_t + \varepsilon_t, \quad (15)$$

$$\varepsilon_t | \Phi_{t-1} \sim t \text{ 分布} = \frac{\Gamma\left(\frac{K+1}{2}\right)}{\sqrt{\pi} \Gamma\left(\frac{K}{2}\right)} \frac{1}{\sigma_t \sqrt{K-2}} \cdot \left[1 + \frac{\varepsilon_t^2}{\sigma_t^2 (K-2)} \right]^{-\frac{K+1}{2}},$$

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{i=1}^p \phi_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{j=1}^q \varphi_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{\kappa=1}^r \lambda_{\kappa} \frac{\varepsilon_{t-\kappa}}{\sigma_{t-\kappa}}.$$

其中, Φ_{t-1} 为基于 $t-1$ 时刻的信息集, $\Gamma(\cdot)$ 为 Gamma 函数, K 为 t 分布的自由度, r 为非对称性阶数. 在利用最大似然估计法得到上述模型参数后再利用 Wald 检验法来验证零假设 $H_0: \gamma_2 = 0$ 和 $H_0: \beta_3 = 1$ 是否成立, 以此来推断优先置产理论是否能解释利率组合的形成原因.

3 实证结果分析

目前, 中国国债市场主要由证券交易所国债市场、银行间债券市场以及商业银行柜台国债市场组成, 其中证券交易所国债市场以上交所国债交易市场为主. 由于银行间债券市场只在最近一两年里才获得实质性发展, 其能够较好反映市场利率预期的

国债价格数据的有效范围较短, 不符合预期假设检验需要较长时间数据的要求; 商业银行柜台国债市场更因为交易的国债品种较少, 交易清淡, 其国债交易价格对市场利率的敏感性不强; 而上交所国债交易以对市场利率较为敏感的证券公司、基金管理公司等机构投资者为主, 国债现券交易较为活跃, 其形成的利率期限结构更能反映出市场的即期及远期利率走势, 且上交所国债市场可获得的债券价格其时间跨度远比其他两个债券市场要长得多. 因此, 本文以上交所债券市场的国债价格为研究样本, 其时间跨度和频率为 2001-09-01 到 2005-02-28 的每周数据(每周收盘价格以周三为准, 如果周三的数据缺失, 则以周四的数据代替, 其他依此类推).

在获得国债价格数据后, 还需要利用统计方法来估计其对应的利率期限结构样本数据. 当前, 用来估计静态利率期限结构的方法主要有参数法和样条法, 其中, 参数法包括 Nelson-Siegel 方法及其扩展模型, 即 Svensson 方法^[13], 参数方法由于能较好地拟合出利率走势特征, 因而在利率期限结构的形成分析研究中较为常用; 而样条法由于拟合出的远期利率曲线时常会出现大幅震荡的缺点, 因而在利率期限结构形成理论的实证检验中较少使用. 由此, 本文采用参数方法中 Svensson 所提出的扩展型 Nelson-Siegel 方法来获得国债价格样本数据所对应的利率期限结构. 图 1 为拟合所得的期限为 3 个月、12 个月、84 个月以及 120 个月等四个比较重要的市场利率的周走势图^①.

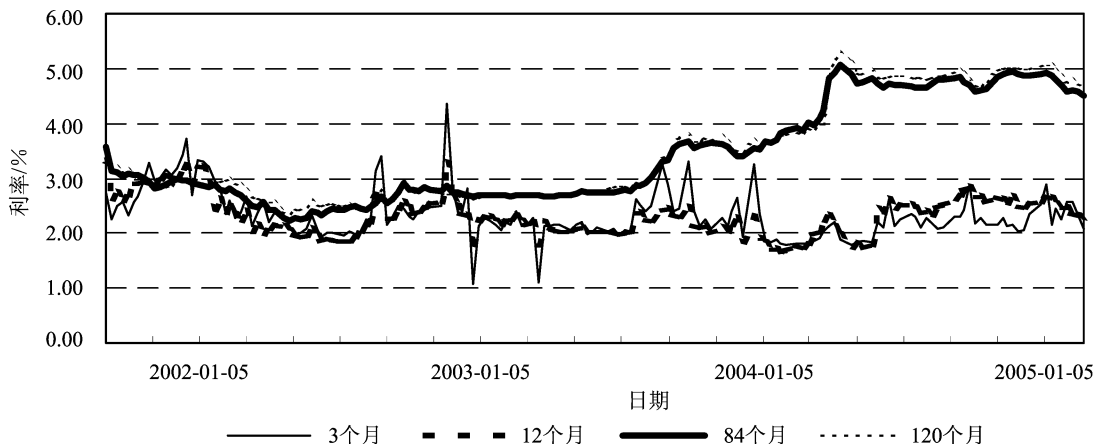


图 1 期限为 3 个月、12 个月、84 个月和 120 个月的利率周走势图

Fig. 1 The weekly trend chart for 3-month, 12-month, 84-month and 120-month spot rates

① 本文计算利率期限结构数据通过 Matlab6. 5. 1 软件来进行, 而其他的实证研究则采用计量经济学软件 Eviews5. 0 来执行.

从图 1 可看出,3 个月和 1 年期的利率走势比较接近,而 7 年和 10 年期利率的走势则较为相似,但长短期利率的走势看起来关联度并不是很大。

3.1 单位根检验结果与分析

在对预期假设理论进行实证研究之前需要对利率的稳定性进行检验.本文主要利用 ADF(augmented Dickey-Fuller)方法和 PP(Phillips-Perron)方法来作单位根检验,验证结果如表 1 所示。

表 1 各主要利率单位根检验结果

Tab. 1 The empirical results of unit root tests for various key spot rates

期限	ADF		PP	
	水平 (p 值)	一阶差分 (p 值)	水平 (p 值)	一阶差分 (p 值)
3 个月	-1.404 758 (0.578 9)	-14.624 11 (0.000 0)	-1.967 654 (0.301 0)	-21.918 17 (0.000 0)
6 个月	-0.739 719 (0.832 6)	-13.289 27 (0.000 0)	-1.119 791 (0.707 5)	-19.790 85 (0.000 0)
9 个月	-0.950 116 (0.770 0)	-11.747 81 (0.0000)	-0.848 891 (0.802 0)	-19.442 32 (0.000 0)
12 个月	-0.687 226 (0.845 9)	-17.575 20 (0.000 0)	-0.666 930 (0.850 8)	-17.760 59 (0.000 0)
24 个月	-0.320 704 (0.918 0)	-14.187 45 (0.000 0)	-0.467 704 (0.893 1)	-14.274 74 (0.000 0)
36 个月	-0.635 160 (0.858 3)	-12.967 64 (0.000 0)	-1.149 848 (0.695 3)	-12.930 02 (0.000 0)
48 个月	-0.301 274 (0.920 9)	-12.457 52 (0.000 0)	-0.678 428 (0.848 0)	-12.375 39 (0.000 0)
60 个月	-0.220 611 (0.932 1)	-12.176 17 (0.000 0)	-0.462 647 (0.894 1)	-12.122 49 (0.000 0)
72 个月	-0.225 570 (0.931 5)	-11.908 40 (0.000 0)	-0.385 971 (0.907 6)	-11.895 29 (0.000 0)
84 个月	-0.284 523 (0.923 3)	-11.263 72 (0.000 0)	-0.359 083 (0.912 0)	-11.306 92 (0.000 0)
96 个月	-0.355 363 (0.912 6)	-10.600 71 (0.000 0)	-0.338 020 (0.915 3)	-10.636 35 (0.000 0)
108 个月	-0.390 264 (0.906 8)	-10.373 21 (0.000 0)	-0.308 449 (0.919 8)	-10.351 68 (0.000 0)
120 个月	-0.403 501 (0.904 6)	-10.494 89 (0.000 0)	-0.240 449 (0.929 5)	-10.540 38 (0.000 0)

由表 1 可知,各主要利率的水平过程均不能拒绝单位根零假设,但其一阶差分则拒绝单位根假设,由此可推断,上表中的各种不同期限的利率在 5% 的置信水平上均可认为满足一阶单整过程,即 $I(1)$ 过程,这个结果与国内外的实证发现是相吻合的。

预期假设的一个必要条件是,满足该理论的长

短期利率差应是符合平稳过程的.根据原命题与其逆否命题等价原理,如果一个利率组合不满足预期假设的必要条件,则该利率组合就不支持预期假设理论.这样,通过检验利率差价的平稳性就可以把不符合稳定性的利率组合排除掉,以减少后面一些不必要的实证工作量.作者在计算利率差价时,先排除了那些相对长期期限不为相对短期期限整数倍的利率组合,然后利用 ADF 和 PP 方法对 42 个利率组合内的利率差价进行单位根检验,由于篇幅限制,这 42 个检验的详细结果没有列出,感兴趣的读者可向作者索取.结果发现 1 年期以内的短期限利率之间的差价均表现出稳定性,而 5 年至 10 年这些长期利率虽然有一个组合的利率差价(60 个月和 120 个月)满足平稳过程,但这些长期利率与 1 年以下的短期限利率间的差价均表现出不稳定状态.而对于 2 年、3 年和 4 年这些中短期利率,其变化更倾向于与短期限利率有更紧密的联系.最终,本文在 5% 置信水平下共选出了 10 个满足预期假设必要条件的利率组合,以进一步考察预期假设理论是否能较好地解释这些利率之间的联系,这 10 个利率组合分别是 3 个月与 6 个月、3 个月与 9 个月、3 个月与 12 个月、3 个月与 24 个月、3 个月与 36 个月、6 个月与 12 个月、6 个月与 24 个月、6 个月与 36 个月、12 个月与 24 个月以及 60 个月与 120 个月。

3.2 预期假设理论的回归检验结果与分析

本节对选出的 10 个利率组合内短期利率变化和长短期利率差价的关系作进一步的考察,即估计式(6)并对估计系数作假设检验.其中,式(6)的系数估计是利用广义矩估计法(GMM)来进行的,并在系数估计过程中采用 Newey-West 下降权重以对可能存在的异方差和移动平均现象加以修正;同时,式(6)中表示基于时刻 t 信息集的 H_t ,则取短期利率变化和利率差价的四阶滞后值.实证结果如表 2 所示.表 2 中第 5 列和第 6 列的检验 $H_0: \beta_1 = 1$ 和 $H_0: \alpha_1 = 0, \beta_1 = 1$ 是以 $\gamma_1 = 0$ 为条件的;(3,6)表示 3 个月与 6 个月的利率组合,其他类推;Na 表示由于数据的限制,对该利率组合的检验不能进行。

从表 2 可看出,1 年期及其以下的短期限利率间的组合都支持市场预期假设理论,而利率组合(6,24)则更倾向于满足流动性偏好假设,但利率组合(3,24)之间的变化关系则很难用市场预期假设和流动性偏好理论来解释.此外,由于样本数的限制,对利率组合(3,36),(6,36)和(60,120)是否符合预

表 2 式(6)的回归系数检验结果

Tab. 2 The coefficient-testing results of the regressive Eq. (6)

利率组合	α_1 (标准误差) (<i>t</i> 统计量)	β_1 (标准误差) (<i>t</i> 统计量)	$H_0: \gamma_1=0$ (<i>p</i> 值)	$H_0: \beta_1=1$ (<i>p</i> 值)	$H_0: \alpha_1=0, \beta_1=1$ (<i>p</i> 值)
(3,6)	-4.54E-05 (0.000 397) (-0.114 372)	1.039 380 (0.201 657) (5.154 205)	5.228 228 (0.732 9)	0.075 052 (0.784 1)	0.106 520 (0.948 1)
(3,9)	8.63E-05 (0.000 576) (0.149 778)	1.056 050 (0.144 622) (7.302 137)	5.266 959 (0.728 7)	2.52E-05 (0.996 0)	0.007 553 (0.996 2)
(3,12)	5.12E-05 (0.000 643) (0.079 651)	0.994 645 (0.110 273) (9.019 822)	5.767 978 (0.673 2)	0.744 574 (0.388 2)	0.744 758 (0.689 1)
(3,24)	-0.001 392 (0.000 796) (-1.748 838)	0.818 875 (0.114 988) (7.121 399)	5.525 635 (0.700 2)	3.009 288 (0.082 8)	7.458 064 (0.024 0)
(3,36)	Na	Na	Na	Na	Na
(6,12)	-0.000 139 (0.000 515) (-0.269 712)	0.941 359 (0.169 646) (5.548 961)	9.304 808 (0.317 2)	1.174 441 (0.278 5)	1.739 710 (0.419 0)
(6,24)	-0.001 017 (0.000 681) (-1.492 249)	0.843 757 (0.153 994) (5.479 147)	6.542 709 (0.586 7)	2.051 678 (0.152 0)	5.753 014 (0.056 3)
(6,36)	Na	Na	Na	Na	Na
(12,24)	-6.92E-05 (0.000 474) (-0.145 982)	0.872 679 (0.155 047) (5.628 491)	10.598 05 (0.225 5)	2.215 210 (0.136 7)	2.307 119 (0.315 5)
(60,120)	Na	Na	Na	Na	Na

期假设理论的检验因调整后样本数据个数太少(少于 60 个)而无法进行,这将由下节的 VAR 方法来补充验证。

3.3 市场预期假设的 VAR 检验结果与分析

本节利用 VAR 方法来检验市场预期假设理论,即在建立 VAR 模型后,利用式(13)估计出利率差价,然后对估计值和实际值进行统计计算和检验。在建立 VAR 模型时,其滞后阶数的选择主要是依据 AIC 准则同时兼顾到避免出现残差序列的相关性。检验结果如表 3 所示,表中第 2 列的检验统计量为 Brown-Forsythe 统计量,而第 3 列的回归方程为式(14)。

表 3 中 VAR 检验的实证结果表明,利率差价的实际值与估计值两者间的标准偏差比率以及相关系数均较接近于 1。第三列的等方差检验结果表明,在 5%置信水平下,除了(3,24)外,其他的利率组合均不能拒绝等方差零假设。从表 3 的第四列可看出,利率差价估计值的变化很大程度上能够由其实际值

来解释。表中的最后两列表明,1 年期以下的利率组合几乎都提供了支持市场预期假设理论的证据,这与第一列的计算结果是相吻合的。但当组合里含有中长期利率时,实证结果显示了一些混合特征:利率组合(12,24),(60,120)各自组合内利率之间的关系能够得到市场预期假设的解释,不过解释能力较弱(由于中国国债市场长期品种出现的历史还较短,能够获得的样本数据其时间跨度也不长,因此,对于检验市场预期假设理论在多大程度上能够解释(60,120)等长期利率组合的形成机制还缺少足够多的数据支持,其检验效力的提高还有待于以后样本数据的进一步扩展);流动性偏好理论则能从利率组合(3,36),(6,36)获得相对较强的支持;但利率组合(3,24),(6,24)的实证结果既不能较好地支持市场预期假设,也无法得到流动性偏好理论的很好解释,因此可进一步考虑优先置产理论对其的解释能力。

3.4 优先置产理论的检验结果与分析

在优先置产假设中,期限溢价是不断变化的。根

表 3 预期假设的 VAR 检验结果
Tab. 3 The VAR test results of the expectations hypothesis

利率组合	$\frac{\text{std}(\hat{S}_t^{(n,m)})}{\text{std}(S_t^{(n,m)})}$	$\text{Corr}(\hat{S}_t^{(n,m)}, S_t^{(n,m)})$	$H_0: \text{Var}(\hat{S}_t^{(n,m)}) =$	β_2	$H_0: \beta_2 = 1$	α_2	$H_0: \alpha_2 = 0, \beta_2 = 1$
			$\text{Var}(S_t^{(n,m)})$		(p 值)		(p 值)
(3,6)	0.954 992	0.947 686	0.058 202 (0.809 5)	0.904 960 (0.897 471)	0.437 159 (0.508 5)	-0.000 012	0.735 183 (0.692 4)
(3,9)	1.084 135	0.935 038	2.279 985 (0.132 0)	1.013 464 (0.873 510)	0.045 053 (0.831 9)	-0.000 047	3.797 931 (0.149 7)
(3,12)	0.948 465	0.943 340	0.064 522 (0.799 6)	0.894 659 (0.889 202)	1.614 796 (0.203 8)	-0.000 098	4.959 957 (0.083 7)
(3,24)	1.178 958	0.967 578	4.713 721 (0.030 7)	1.140 776 (0.935 809)	4.339 951 (0.037 2)	0.000 251	9.330 012 (0.009 4)
(3,36)	0.870 940	0.885 405	1.718 353 (0.190 8)	0.771 135 (0.759 592)	2.824 964 (0.092 8)	0.000 948	22.789 00 (0.000 0)
(6,12)	1.061 889	0.961 795	1.636 259 (0.201 8)	1.021 596 (0.924 581)	0.209 592 (0.646 8)	0.000 003	0.254 697 (0.880 4)
(6,24)	0.828 859	0.868 403	2.285 013 (0.131 6)	0.719 784 (0.684 426)	3.500 27 (0.061 4)	0.000 464	28.621 14 (0.000 0)
(6,36)	0.916 523	0.897 194	0.882 905 (0.348 1)	0.822 30 (0.838 991)	2.025 359 (0.154 7)	0.000 612	18.188 03 (0.000 1)
(12,24)	1.148 177	0.992 163	1.579 795 (0.209 7)	1.139 179 (0.918 290)	1.697 281 (0.192 6)	0.000 081	4.536 37 (0.103 5)
(60,120)	1.092 155	0.947 538	1.136 687 (0.287 2)	1.034 855 (0.897 190)	0.690 901 (0.405 9)	0.000 136	4.785 02 (0.091 4)

据 3.3 节的检验结果, 本节主要利用利率组合 (3,24), (6,24) 来验证优先置产理论的解释能力. 首先对这两个利率组合在拟合回归方程 (6) 后的残差进行异方差检验, 结果如表 4 所示.

表 4 的结果显示了两个回归方程的残差序列均

呈现出较强的异方差性. 根据本文第二部分的介绍, 作者依据 MSE, Ln(L), AIC, SBC 等模型选择准则, 利用利率组合 (3,24), (6,24) 的数据对式 (15) 进行不断的拟合尝试, 最终发现能够获得很好拟合效果的模型分别是 EGARCH(1,2)-M 和 EGARCH

表 4 残差异方差检验结果

Tab. 4 The empirical test results of heteroscedasticity of residuals

滞后阶数	Q 统计量(p 值)		LM 统计量(p 值)	
	(3,24)	(6,24)	(3,24)	(6,24)
1	18.268(0.000)	24.035(0.000)	17.516 25(0.000 028)	23.257 99(0.000 001)
2	25.274(0.000)	36.797(0.000)	18.266 63(0.000 108)	24.324 83(0.000 005)
3	35.638(0.000)	50.628(0.000)	21.700 88(0.000 075)	26.907 45(0.000 006)
4	36.985(0.000)	55.282(0.000)	23.235 40(0.000 114)	26.977 58(0.000 020)
5	37.011(0.000)	55.441(0.000)	23.501 86(0.000 271)	28.415 59(0.000 030)
6	37.696(0.000)	57.171(0.000)	24.027 82(0.000 516)	29.436 62(0.000 050)
7	38.331(0.000)	59.058(0.000)	23.796 20(0.001 237)	29.361 39(0.000 124)
8	38.822(0.000)	63.267(0.000)	23.506 13(0.002 772)	31.370 78(0.000 121)
9	39.578(0.000)	66.214(0.000)	25.117 95(0.002 843)	33.795 85(0.000 097)
10	39.620(0.000)	67.766(0.000)	25.317 24(0.004 776)	34.255 81(0.000 167)
11	39.703(0.000)	71.650(0.000)	26.445 03(0.005 569)	34.994 75(0.000 248)
12	39.925(0.000)	73.892(0.000)	26.497 11(0.009 122)	35.676 09(0.000 365)

表 5 式(15)的系数检验结果

Tab. 5 The coefficient-testing results of the model (15)

利率组合	α_3 (标准误差) (z 统计量)	β_3 (标准误差) (z 统计量)	$H_0: \gamma_2=0$ (p 值)	$H_0: \beta_3=1$ (p 值)	$H_0: \alpha_3=0, \beta_3=1$ (p 值)
(3,24)	0.008 168 (0.001 981) (4.122 919)	0.910 738 (0.134 154) (16.263 59)	10.468 025 (0.233 7)	1.793 502 (0.180 5)	18.653 748 (0.000 1)
(6,24)	0.007 295 (0.001 996) (3.153 599)	0.972 185 (0.055 119) (14.372 14)	9.950 618 (0.268 5)	1.664 157 (0.197 0)	21.742 143 (0.000 0)

(2,2)-M. 进而,对估计的模型系数进行系数检验,结果如表 5 所示.

表 5 中的系数检验结果表明,EGARCH-M 模型能够很好地描述利率组合(3,24),(6,24)所隐含的期限溢价的动态变化特征,且在 5%置信水平下不能拒绝 $\gamma_2=0$ 和 $\beta_3=1$ 的系数限制,从而获得了优先置产理论的支持证据.

4 结论

综合以上的实证研究结果,本文得出了 4 点结论:

(I) 上交所利率期限结构中,1 年以下的利率与 5 年以上的中长期利率间的相互影响关系并不是很明显,而 2 到 5 年间的利率则与短期利率间的联系要强于其与长期利率间的关系.由此可见,上交所长短期利率之间的传导机制并不顺畅,短期利率的变化不能很好地传导到长期利率.

(II) 1 年及其以下的短期利率,其相互间的变化关系能够有效地支持市场预期假设,即短期利率组合(3,6),(3,9),(3,12),(6,12)中,每个组合内的相对长短期利率差价能够很好地解释和预测组合内相对短期利率的未来变化.

(III) 中短期利率组合中,组合(12,24)能够支持市场预期假设,但支持程度较低;期限差较大的利率组合(3,36),(6,36)则获得了流动性偏好理论较强的支持;而利率组合(3,24),(6,24)各自所隐含的期限溢价的动态变化特征能够很好地由 EGARCH-M 模型来刻画,因而支持了优先置产理论的解释能力.总之,可以认为上交所利率期限结构中,短期部分与中期部分之间的联系更倾向于由有偏市场预期假设来解释.

(IV) 中长期利率组合中,只有(60,120)之间的相互关系能够由市场预期理论来解释,但解释能力

并不强,同时,该检验效力的提高还有待于长期国债价格样本数据的扩展.而利率组合(36,72),(36,108),(48,96)各自组合内长短期利率之间的联系明显地偏离于预期假设理论.可见,上交所利率期限结构中,其中期段与长期段之间的相互作用较弱,这给短期利率的变化向长期利率传导带来了很大的负面影响.

参考文献(References)

- [1] Campbell J Y, Shiller R J. Yield spreads and interest rates movements: A bird's eye view[J]. Review of Economic Studies, 1991, 58: 495-514.
- [2] Hassler U, Wolters J. Forecasting money market rates in the unified Germany [J]. Econometric Studies, 2001, 8: 185-201.
- [3] Gerlach S, Smets F. The term structure of Euro-rates: Some evidence in support of the expectations hypothesis[J]. Journal of International Money and Finance, 1997, 16(2): 305-321.
- [4] Da Fonseca J S. The risk premiums in the Portuguese treasury bills interest rates[J]. European Review of Economics and Finance, 2002, 1: 69-82.
- [5] Bredin D, Cuthbertson K. The expectation hypothesis of the term structure: The case of Ireland[J]. The Economic and Social Review, 2000, 31(3): 267-281.
- [6] Shivam M, Jayadev M. The interest rate term structure in the Indian money market[C]//The Sixth Annual Conference on Money and Finance in the Indian Economy. Mumbai, India: the Indira Gandhi Institute of Development Research (IGIDR), 2004.
- [7] TANG Qi-ming, GAO Xiang. The experimental research of the maturing period structure of inter-bank operation market rate of China [J]. Statistical Research, 2002, (5): 33-36.

唐齐鸣,高翔.我国同业拆借市场利率期限结构的实证研究[J].统计研究,2002,(5):33-36.

(下转第 1 280 页)