

# 仿射模型在银行间国债市场的价格预测研究

戴国强<sup>1</sup>, 王申<sup>2</sup>

(1. 上海财经大学 MBA 学院; 上海 200433; 2. 上海财经大学 金融学院, 上海 200433)

**摘要:**文章对两因子仿射模型在银行间国债市场的预测能力进行了实证检验, 结果表明, 模型对于 3—4 个月内剩余期限在 7 年期以下的品种预测误差较小, 可信度较高。利用该预测方法, 构建了基于极大似然框架的预测效果指标, 证实了模型参数的稳定性较好。在归因分析的基础上, 又构建了自适应的模型预测误差修正方法, 这一方法对于预测期在 4 个月以上的中短期国债的预测误差修正效果最为显著。

**关键词:**仿射模型; 预测检验; 银行间国债市场; 利率期限结构

**中图分类号:**F830.91 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2010)06-0026-10

## 一、引言

国债市场是资本市场的重要组成部分, 它提供了资本市场无风险收益率的信息。国内外就此产生了大量的研究国债市场利率期限结构的相关文献, 其中仿射期限结构模型(affine)由于具备良好的可推导性(tractability), 得到了广泛的研究和应用。

理论上, Duffie 和 Kan(1996)为多因子仿射模型的分析奠定了基础, 证明了仿射模型下国债价格满足指数仿射形式; Dai 和 Singleton(2000)给出了仿射模型的标准形式, 并进行了系统化的分类; Duffee(2002)和 Duarte(2004)则对仿射模型的风险价格设定进行扩展, 发展出了广义仿射模型和半仿射模型。仿射模型的实证方法, 则可参考 Piazzesi(2003)的讨论。

在国内学者中, 范龙振和张国庆(2005a, 2005b)采用卡尔曼滤波方法以二因子 CIR 模型、二因子仿射模型以及广义仿射模型对上交所利率进行了研究; 宋福铁和陈浪南(2006)采用卡尔曼滤波方法以多因子 CIR 模型对上交所利率进行了实证研究。在预测研究上, 国内主要集中于静态模型的分析。陈芳菲和沈长征(2006)假设 NS 模型的参数满足自回归模型, 并与随机游走模

收稿日期: 2010-03-08

基金项目: 教育部课题“中国利率期限结构模型在利率衍生品定价中的应用”(06JA790070)

作者简介: 戴国强(1952—), 男, 上海人, 上海财经大学 MBA 学院教授, 博士生导师;

王申(1980—), 男, 上海人, 上海财经大学金融学院博士研究生。

型比较,结果显示其构建的 NS 预测模型的预测效果较好。

从某种意义上说,相对于对历史数据的解释,利率期限结构模型的定价预测能力更具有研究价值。目前,国内对于收益率期限结构的研究大多集中在对历史收益率曲线的拟合上,对于收益率曲线的预测研究也主要集中在静态模型的扩展上,而对于动态期限结构模型的预测能力研究则较为欠缺,难以以为国债市场的价格预测提供有效工具,本文将对此作一探讨。

## 二、模型构建与预测方法说明

(一)仿射模型的基本设定。根据笔者 2009 年的相关研究,标准化两因子仿射模型对银行间国债市场的拟合度较好,定价误差较小,尤其是对于 7 年期以下的中短期国债。标准化两因子仿射模型的设定如下:

(1)在现实测度 P 下,假设两个状态因子 $(\chi_{1t}, \chi_{2t})$ 满足如下随机微分方程:

$$dX_t = K(\Theta - X_t)dt + \Sigma \sqrt{S(X_t)} dW_t \quad (1)$$

其中,  $X_t = \begin{pmatrix} \chi_{1t} \\ \chi_{2t} \end{pmatrix}$ ,  $K = \begin{pmatrix} \kappa_{11} & \kappa_{12} \\ \kappa_{21} & \kappa_{22} \end{pmatrix}$ ,  $\Theta = \begin{pmatrix} \theta_1 \\ \theta_2 \end{pmatrix}$ ,  $\Sigma = I$ ,  $S(X_t)$  是  $2 \times 2$  对角阵,

主对角线上的元素为  $S_i(X_t) = \chi_{it}$ ,  $i=1, 2$ ,  $W_t = \begin{pmatrix} W_{1t} \\ W_{2t} \end{pmatrix}$  为现实测度 P 下的 2 维标准布朗运动。

(2)风险的市场价格为:

$$\gamma(X_t) = \sqrt{S(X_t)} \lambda \quad (2)$$

其中  $\lambda = \begin{pmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \end{pmatrix}$ 。

(3)根据上述设定,在风险中性测度 Q 下,状态因子满足的随机微分方程为:

$$dX_t = \tilde{K}(\tilde{\Theta} - X_t)dt + \Sigma \sqrt{S(X_t)} d\tilde{W}_t \quad (3)$$

$\tilde{K} = K + \begin{pmatrix} \lambda_1 & \\ & \lambda_2 \end{pmatrix}$ ,  $\tilde{\Theta} = \tilde{K}^{-1} K \Theta$ ,  $d\tilde{W}_t = dW_t + \gamma(X_t)dt$  为 Q 下 2 维标准布朗运动。

根据 Duffie 和 Kan(1996),仿射模型中零息国债价格在风险中性测度下满足指数仿射:

$$P(X_t, \tau) = \exp(A(\tau) + B(\tau)^T X_t) \quad (\tau \text{ 为债券的剩余期限}) \quad (4)$$

其中  $A(\tau)$  和  $B(\tau)$  满足如下的常微分方程组:

$$A'(\tau) = -\alpha_0 + B(\tau)^T \tilde{K} \tilde{\Theta} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N [B(\tau)^T \Sigma]_i^2 S_{0i} \quad (5)$$

$$B'(\tau) = -\alpha - \tilde{K}^T B(\tau) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N [B(\tau)^T \Sigma]_i^2 S_{1i} \quad (6)$$

以及初始条件  $A(0)=0, B(0)=0$ 。

同时,根据(4)式,可以得到收益率:

$$Y(X_t, \tau) = -\frac{A(\tau)}{\tau} - \frac{B(\tau)^T}{\tau} X_t \quad (7)$$

(二)基于模型设定的 Monte Carlo 模拟预测方法

1. 在假设模型设定成立的条件下,根据(7)式,我们可以得到:

$$E(Y_s | f_t) = E\left(-\frac{A(\tau)}{\tau} - \frac{B(\tau)^T}{\tau} X_s | f_t\right) \quad (8)$$

其中,  $s$  表示未来某个预测时点,  $t$  表示当前时刻,  $s > t$ 。  $f_t$  表示当前时刻  $t$  所已知的信息。

2. 通过模型对  $t$  时刻之前的历史收益率数据的拟合,可以得到模型参数和状态因子的历史数值,即  $A(\tau)$ 、 $B(\tau)$  和  $\tau$  都能计算得到。这样(8)式就可简化为:

$$E(Y_s | f_t) = E\left(-\frac{A(\tau)}{\tau} - \frac{B(\tau)}{\tau} X_s | f_t\right) = -\frac{A(\tau)}{\tau} - \frac{B(\tau)}{\tau} E(X_s | f_s) \quad (9)$$

3. 由于状态因子满足(1)式至(3)式,据此采用 Monte Carlo 模拟方法,模拟状态因子在现实测度  $P$  下的路径,进而得到  $E(X_s | f_t)$ 。再根据(9)式得到  $E(Y_s | f_t)$ 。

### 三、两因子仿射模型预测性的实证检验

(一)历史期与预测期长度的选择。预测研究中的历史期若取得过短,则由于无法包含充足的历史信息,而在进行极大似然估计时容易产生极值点不稳定的现象;若历史期过长,则又会使模型比较僵化。通过比较分析,我们认为 150 周的历史期长度和 26 周的预测期长度较为适中。

(二)数据说明。本文数据来源于北方之星和红顶数据库,并进行了两期模型预测的实证检验。模型拟合和预测期均采用周数据,通过交易量加权平均可从日数据得到各交易品种的周数据。第 1 期(I 期)的历史期为 2004 年 12 月 20 日至 2007 年 12 月 9 日共 150 个周数据,预测期为其后 2007 年 12 月 10 日至 2008 年 6 月 8 日共 26 个周数据。第 2 期(II 期)的历史期为 2005 年 7 月 4 日至 2008 年 6 月 8 日,预测期为其后 2008 年 6 月 9 日至 2008 年 12 月 14 日。

(三)两因子仿射模型预测效果实证检验的具体步骤为:第 1 步,通过 NS 方法构造出历史期各周的静态收益率曲线,并采用 Fisher 和 Gilles(1996)的 QMLE 方法估计出模型的 11 个参数。I 期和 II 期的模型拟合参数如表 1 所示。第 2 步,分别考察剩余期限在 1 年期以下、1—2 年期、2—3 期、3—4 期、4—5 期、5—6 期、6—7 期、7—8 期、8—9 期、9—10 年期、10—15 年期以及 15—

30 年期 12 个组别。为了避免银行间市场交易量波动带来的干扰,我们选取了在这 26 周预测期内每周相应剩余期限的周累积交易量最大的国债,作为该期限在该预测点时这一国债组别的代表,其对应的交易价格为市场成交价格加权平均,权重为交易量。第 3 步,利用第 1 步得到的模型参数和状态因子的历史取值,通过(9)式得到在该预测周上各个期限的预测收益率。采用的步长设定为 1 周,模拟运算次数 20000 次。第 4 步,运用得到的各个预测时点的预测

预测收益率对各组别的代表国债进行预测定价:  $F_s^p(\tau) = \sum_{i=1}^N C_i \exp(-Y_s^p(\tau_i)\tau_i)$ , 其中  $F_s^p(\tau)$  代表  $s$  时点上剩余期限为  $\tau$  的国债预测价格,  $Y_s^p(\tau_i)$  是预测到期的收益率。第 5 步,得到各预测时点各组别的预测误差,  $\epsilon_{s,i}^{abs} = |(F_{s,i}^p - F_{s,i})/F_{s,i}| \times 100\%$ 。

表 1 I 期和 II 期历史期两因子仿射模型参数估计值( $10^{-3}$ )(括号内为  $t$  值)

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\kappa_{11}$	$\kappa_{12}$	$\kappa_{21}$	$\kappa_{22}$	$\theta_1$	$\theta_2$	$\lambda_1$	$\lambda_2$
I 期	-6.2 (0.64)	7.4 (1.05)	129.7 (3.41)	131.0 (20.0)	-0.17 (83.2)	-136.2 (14.9)	316.9 (58.7)	93.9 (33.5)	222.9 (39.2)	-421.5 (13.7)	390.7 (77.6)
II 期	-6.3 (1.09)	6.2 (1.01)	133.9 (2.92)	136.6 (25.0)	-0.16 (80.2)	-125.0 (16.9)	336.1 (60.5)	98.5 (23.0)	227.4 (19.4)	-478.4 (19.7)	396.3 (56.4)

#### (四) 预测检验结果分析

1. 不同剩余期限组别的预测误差分析。我们考察各个不同组别的国债各自的预测误差均值情况,结果如表 2 所示。

表 2 不同期限组别的预测误差均值情况

	1	12	23	34	45	56
I 期	0.0033	0.0116	0.0123	0.0133	0.0221	0.0299
II 期	0.0052	0.0087	0.0134	0.0163	0.0175	0.0297
	67	78	89	910	1015	1530
I 期	0.0433	0.0601	0.0685	0.0637	0.0513	0.0966
II 期	0.0295	0.0821	0.0296	0.0473	0.0543	0.1462

由表 2 可知,随着剩余期限的增加,模型预测的误差也逐渐增大,且增大的速度加快。其中,I 期里前 6 个组别的绝对预测误差均值都在 3% 以下,从第 7 个组别开始,误差级别上升至 4% 以上,并在 15—30 年期组别达到 9.66% 的最高值。II 期的误差情况也较类似。我们得出这样的结论:对于剩余期限在 7 年期以下的中短期国债,模型的预测能力较强;而对于 7 年期以上的长期国债,模型的预测误差明显升高,预测能力开始下降。

2. 不同预测期长度的预测误差分析。在 I 期和 II 期,各预测时点上,只计算 7 年期及以下的预测误差均值,基本在 3% 和 2% 以内,而包含 7 年期以上品种的整体误差均值水平却相对高得多,说明模型对 7 年期以上长期国债的预测能力较差,而对 7 年期以下的中短期国债的预测能力较好。此外,在 II

期后半期,预测误差出现了明显的升高,其中的原因将在后文探讨。

#### 四、模型参数的稳定性检验

模型的稳定性,是指模型的参数估计值对未来市场的适用性。我们运用的极大似然估计是对 11 元目标函数进行带约束的非线性优化。由于函数性质不明确,无法判断所得极值点是否全局最优,只有通过大量随机化参数初始值的方法来增强结果的稳定性。但即使选取了超过 10 万个随机初始点,也无法做到全面覆盖,因此有必要检验参数估计值的稳定性。

(一)稳定性检验的思路与构建方法。模型的参数估计值是根据对数似然函数最优化得到的。如果假设这些参数的估计值比较稳定,那么在预测期内,预测值所对应的对数似然值越高,则该预测值的预测效果就越好。具体的构建步骤为(以 I 期为例):第 1 步:根据 I 期历史期的模型拟合参数,对状态因子在 I 期预测期内进行路径模拟,并得到各模拟路径上各时点的对数似然值。第 2 步:在各个预测时点上,把 20000 个不同的预测对数似然值分为两部分,取值较低的 10000 个称为 A 组,较高的 10000 个称为 B 组。第 3 步:在每个预测时点上分别计算 A 组和 B 组的状态因子预测值,并据此计算两个组预测值相对应的国债价格与预测误差(用  $\epsilon_i^{AP}$  和  $\epsilon_i^{BP}$  表示)。第 4 步:在每个预测时点比较 A 组和 B 组的预测定价误差,具体为:  $R_i = \left| \frac{\epsilon_i^{AP}}{\epsilon_i^{BP}} \right|$ 。当  $R_i > 1$ ,说明 B 组预测效果好;反之,则说明 A 组预测效果好。A 组代表了预测对数似然值较低的后 50% 路径,如果 A 组预测效果总体好于 B 组,那么就代表模型参数不够稳定,对于未来市场的符合性较低;反之则认为模型参数的稳定性较好。

(二)模型参数稳定性的检验结果分析。我们同样把各个预测时点上的国债品种分为相同的 12 个组别,并分别对 I 期和 II 期进行了检验,结果如表 3 所示(限于篇幅,仅给出 II 期 17 周到 26 周的指标,I 期与之相似)。

表 3 II 期模型参数稳定性检验结果表

预测期	1 年以下	1—2 年	2—3 年	3—4 年	4—5 年	5—6 年	6—7 年
17	1.88	0.75	2.06	0.06	3.04	0.50	2.10
18	5.96	0.79	138.62	1.02	1.62	8.36	7.49
19	6.22	0.91	16.82	1.29	1.78	35.04	3.96
20	0.29	21.70	14.57	1.12	1.76	9.17	6.57
21	14.95	30.33	10.20	15.70	1.81	13.02	10.93
22	7.93	5.45	0.65	2.19	2.40	8.37	9.50
23	5.35	1.27	2.41	1.59	3.74	1.99	7.31
24	5.29	6.19	0.83	10.21	3.38	5.00	5.19
25	4.16	2.09	3.88	45.81	3.17	5.66	5.66
26	3.19	2.94	2.61	1.75	13.13	3.59	6.42

由表 3 可知,预测比较指标的大多数都大于 1,说明 A 组预测定价效果在

大多数情况下不如 B 组。这表明从极大似然估计的角度而言,根据 I 期和 II 期历史期拟合出的模型参数比较符合其预测期的市场表现,这两个时期模型的参数估计值都较为稳定。

## 五、两因子仿射模型的预测误差归因分析及自适应预测修正方法

(一)对模型预测误差可能产生影响的因素选择。我们认为影响模型价格预测能力的可能因素主要有:(1)预测期的长度。(2)国债的流动性。我们把绝对交易量和换手率作为流动性指标分别考察。(3)剩余期限指标。我们分别采用剩余期限和修正久期作为剩余期限指标进行考察。(4)已上市时间。在银行间市场,存在着较明显的“新券优于老券”的现象,即新上市的国债品种,与已交易一段时间的类似条件的其他国债品种相比,更受机构的关注,流动性更充分。根据这一现象,本文对这一指标也加以考察。(5)息票率。在实际中,交易方往往很少持债到期,更注重持有期收益率,而息票率是决定持有期收益率的一个比较显著的因素;此外,国债品种同质性较高,息票率较能体现国债品种的个性特征。因此,我们决定对此也加以考察。

(二)两因子仿射模型的预测误差归因分析。(1)数据说明。这里不进行组别区分,只计算出每个国债品种在每周的加权交易记录,作为预测误差比对基准,误差的符号需要保留。(2)预测误差归因研究的检验结果分析。我们分别对 I 期和 II 期的预测期进行了面板数据回归分析(见表 4)。在每期数据中进行 2 次回归:第 1 次针对总体数据,第 2 次则剔除 7 年期以上的长期品种。统一采用 5% 的显著性水平。

表 4 国债交易数据预测误差的归因分析结果(括号内为 t 值)

解释变量	I 期		II 期	
	回归系数 (全体)	回归系数 (只包含中短期)	回归系数 (全体)	回归系数 (只包含中短期)
预测期长度	-2.942(-4.14)	-3.2849(-11.25)	-15.703(-15.78)	-9.9407(-24.82)
交易量	1.354(2.97)	-0.1987(-1.13)	2.940(2.81)	-0.9868(-2.47)
已上市时间	0.192(3.63)	0.0329(1.52)	0.189(2.43)	0.0360(1.12)
修正久期	-0.090(-2.26)	-0.6515(-22.71)	0.529(11.53)	-0.4186(-10.13)
息票率	-47.430(-3.88)	0.1521(0.03)	-60.495(-3.60)	0.7474(0.12)
常数项	-0.0053(-0.01)	0.8564(4.97)	2.607(3.86)	2.7696(10.75)
修正后的 R <sup>2</sup>	0.1056	0.5707	0.2674	0.5186

注:把换手率替换交易量作为流动性的指标以及剩余期限代替修正久期做了回归分析,得出的回归结果类似。

由表 4 可知:第一,I 期和 II 期中短期回归的修正 R 平方值分别为 0.5707 和 0.5186,远高于全体回归,说明所选取的因素对于中短期国债的预测误差解释力远好于长期国债。第二,对于中短期部分而言,在 I 期和 II 期中预测期长度与剩余期限指标都非常显著,而流动性指标只在 I 期显著。第三,

在中短期部分,已上市时间与息票率对模型的预测误差都没有显著影响。这说明在交易量大、价格连续性相对较好的中短期国债市场,“新券优于老券”现象的持续性较短,对于市场定价干扰较低;而息票率指标的不显著,则反映出在价格发现功能较充分的中短期国债市场,国债的个性特征对于价格的影响力有限,这从一个侧面反映出中短期国债市场的有效性强于长期国债市场。

(三)基于归因分析的自适应预测误差修正方法。两因子仿射模型对于7年期以下的中短期国债市场具有更高的解释性和预测能力,而对于长期国债的适用性明显下降。因此,这里的讨论集中于中短期国债市场。

1. 自适应修正方法的基本思路。这一方法的基本思路是,在运用模型对预测期进行定价预测后,通过对前一预测期的预测误差归因分析,得出后一个预测期内预测误差的拟合值,进而进行预测修正。由上文可见,在I期和II期模型的参数拟合结果较稳定,预测误差水平较类似,影响预测误差的因素也较一致,使该方法具有可行性。

2. 自适应的预测误差修正方法的具体实现。假设当前时刻为II期历史期的最后一个时点,我们的目标是运用该方法对II期的预测期预测误差进行修正。具体实现过程为:第1步:根据已知的I期模型拟合参数进行定价预测,得到I期预测误差并进行归因分析。I期预测期内对预测误差产生显著影响的是预测期长度和修正久期,并得到其边际系数。第2步:利用已知信息和第1步中所得系数,得到II期预测期内的预测误差拟合值。具体公式为: $\hat{\Delta} = \text{term}\beta_1 + \text{duration}\beta_2 + \text{inpt}\beta_3$ ,其中, $\hat{\Delta}$ 为未来预测误差指标的拟合值,term为预测期长度,duration为在未来预测时点上国债的修正久期,inpt为常数项, $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 和 $\beta_3$ 分别为I期预测期内这三者的系数。第3步:对II期数据进行模型拟合和预测,得到其预测期内各记录的预测定价及预测误差。第4步:利用第2步中得到的预测误差拟合值,对第3步中的预测定价进行修正。具体公式为: $\hat{\Delta} = (F_{s,i}^p - F_{s,i}^{p*}) / F_{s,i}^{p*} \Rightarrow F_{s,i}^{p*} = F_{s,i}^p / (1 + \hat{\Delta})$ ,其中, $F_{s,i}^p$ 为II期预测期内s时点上第i条记录的预测定价, $F_{s,i}^{p*}$ 为对该记录的修正预测定价。第5步:计算II期预测期内各记录修正后预测定价的预测误差。第6步:对II期预测期内的各条交易记录进行预测和预测修正,比较第3步和第5步中得到的修正前后的预测误差,修正效果的衡量指标定义为: $c_{s,i} = \left| \frac{\epsilon_{s,i}^*}{\epsilon_{s,i}} \right|$ 。 $c_{s,i} > 1$ ,表明修正效果不理想,预测误差增大; $c_{s,i} < 1$ ,表明修正效果理想,预测误差变小。

3. 自适应预测误差修正方法的实证分析。我们对II期预测期内所有交易记录进行了预测修正,并运用百分位数方法进行分析,结果如表5所示。由表5可知:第一,从总体上看,尽管修正效果指标的均值为10.74,但是其中位数和75%位数都很低,说明修正效果指标的分布极不均匀,小部分非常大的

取值直接抬高了总体均值。第二,把预测期的长度分为 1—17 周和 18—26 周分别考察,得出的结论迥然相异。在 1—17 周内,修正效果指标极不理想,绝大多数的记录在修正后增大了预测误差;而在后一个区间,情况正好相反:75%位数在 0.79,中位数为 0.42。需要说明的是,在这两个区间内,记录数量分别为 419 和 315,这一结论并不是由于记录数量的不均衡所引起的偏差。

在 1—17 周的预测期内,模型的预测效果较好,提高预测精度的难度很大。而预测期长度和修正久期这两个因素对于模型

表 5 II 期预测期内不同预测时点内的  $c_{s,t}$  百分位数据表

预测期长度	均值	25%	50%	75%
总体	10.74	0.39	1.64	3.66
1—17	17.64	1.68	2.76	6.21
18—26	1.56	0.23	0.42	0.79

预测误差的解释能力是逐渐累积的,在较短期内,其作用并不明显,只有在较长期内,其作用才逐渐显现,从而使得修正方法能够取得较理想的效果。据此我们认为,自适应预测修正方法并不适用于所有的预测期误差修正,在较短的预测期内,由于模型本身的预测能力较强,预测误差较小,提高预测精度比较困难,无甚必要。自适应的修正方法主要适用于较长预测期的预测误差修正。我们建议的步骤是:其一,应用上文所述方法对 6 个月内的中短期国债品种做出预测,得到预测价格;其二,对 4 个月以上的预测定价,采用上述方法进行预测定价修正;其三,结合上述两步得到的预测价格,即得到运用模型进行预测定价的最终结果。

## 六、结论与启示

本文对两因子仿射模型在中国银行间国债市场的预测能力进行了实证检验,并基于归因分析提出了自适应的预测误差修正方法。我们的主要结论为:第一,两因子仿射模型比较适用的预测范围是中短期国债市场,而对于剩余期限在 7 年期以上的长期国债,其预测能力下降较为显著。第二,两因子仿射模型在 3—4 个月内的预测误差水平控制较好,在 4 个月后预测的精度开始下降。第三,预测期长度和剩余期限指标是对模型的预测误差产生重要影响的两个因素,而息票率、流动性指标以及已上市时间的作用并不显著。第四,自适应预测误差修正方法的适用范围是预测期长度在 4 个月以上的中短期国债品种。结合 4 个月以内的模型预测和 4 个月以上的预测修正,就能够得到精度较高的价格预测值。第五,动态模型的预测具有重要的现实意义。在我国渐进式利率市场化的环境下,仿射模型预测的适用性较强。本文的研究反映出我国银行间国债市场中短期国债发展得较为成熟、而长期国债发展不足的现实,由此来看,丰富长期国债品种以及交易主体的多层次化应该是解决该问题的有效途径之一。

本文预测研究的结果还带给我们一些对中国银行间国债市场的思考。第



一,模型的预测精度在中短期国债市场较为良好,而在7年期以上的长期国债市场则出现较大的预测误差。这从一个侧面说明中短期银行间国债市场的市场效率更高,更符合模型的理论定价。其原因在于银行间国债市场在券种期限和交易主体分布上极不均衡。从2004年到2009年,记账式国债发行的中短期品种无论在发行数量还是规模上,都远远超出长期品种,导致中短期市场交易品种丰富而长期市场交易品种匮乏。同时,中短期国债市场交易需求占比很高,交易活跃,定价效率较高;而在长期市场,配置需求占据绝对的主导地位,极大地限制了市场的流动性。正是银行间市场缺乏多层次的需求主体,导致在相近期限内市场需求取向单一。所幸的是,相关部门也逐步意识到这一问题。2008年以来,长期国债品种的发行比例在逐步提高,2009年更发行了50年期超长期国债。此外,2009年起政府已经开始着手进行银行重返交易所市场的尝试,此亦可视为交易主体多层次化的开端。第二,在II期预测期的21—26周,误差水平上升较快,这段时期内全球金融危机由于雷曼兄弟破产而全面升级,在极端避险情绪的主导下,全球流动性疯狂地涌向国债市场,导致国债价格飙升,收益率下降得极快。市场的这一突变导致了模型预测误差的迅速上升。这说明仿射模型对于连续性数据的预测能力较强,而对于突变的市场环境预测能力较弱。从理论上说,由于仿射模型在采用的模型假设中没有引入跳跃项,单纯依靠布朗运动的连续特性必然决定了仿射模型对于非连续性变化解释力的下降。第三,模型稳定性检验的结果显示历史期的参数在预测期内较为稳定,这从一个侧面表明在我国渐进式的利率市场化进程中,银行间国债市场环境的连续性保持较好。仿射模型的连续性假设能够比较好地符合这一市场实际,从而为其预测的应用构筑了市场基础。

参考文献:

- [1]陈芳菲,沈长征. Nelson-Siegel 模型与国债收益率曲线的预测[J]. 统计与决策,2006, (4):133—135.
- [2]范龙振、张国庆. 两因子 CIR 模型对上交所利率期限结构的实证研究[J]. 系统工程学报,2005, (5):447—453.
- [3]范龙振,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, (3):97—101.
- [4]宋福铁,陈浪南. 卡尔曼滤波法模拟和预测沪市国债期限结构[J]. 管理科学,2006, (6):81—88.
- [5]Dai Qiang, Kenneth Singleton. Specification analysis of affine term structure models [J]. Journal of Finance,2000, 55: 1943—1978.
- [6]Duarte J. Evaluating alternative risk preferences in affine term structure models [J]. The Review of Financial Studies,2004, 17(2): 379—404.
- [7]Duffee G R. Term premia and interest rate forecasts in affine models [J]. Journal of

Finance, 2002, 57: 405—443.

[8]Duffie Darrell, Rui Kan. A yield-factor model of interest rates [J]. Mathematical Finance, 1996, 6: 379—406.

[9]Fisher Mark, Christian Gilles. Estimating exponential-affine models of the term structure[R]. Federal Reserve Atlanta, Working Paper, 1996.

[10]Piazzesi Monika. Affine term structure models[M]. Handbook of Financial Econometrics, 2003.

## Research on the Price Prediction Ability of Affine Model on Chinese Inter-bank Treasury Bond Market

DAI Guo-qiang<sup>1</sup>, WANG Shen<sup>2</sup>

(1. School of MBA, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China;

2. School of Finance, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

**Abstract:** The paper makes an empirical study on the prediction ability of two-factor affine model on Chinese inter-bank Treasury bond market. The results indicate that, as for Treasury bonds with the middle-short term of 3 or 4 months, the model possesses smaller prediction error and higher reliability. Furthermore, it establishes an index of prediction results based on the MLE framework, and confirms that the model's parameters are featured by better stability. Then, it provides a self-correction method which can reduce the prediction error, especially for Treasury bonds with the prediction term longer than 4 months.

**Key words:** affine model; prediction analysis; inter-bank treasury bond market; term structure of interest rates (责任编辑 喜 雯)

---

(上接第 25 页)

duration, the paper analyzes the effects of financial development and other economic variables on interest rate, individual behavior and welfare. The results show that less developed financial market will result in the increase in precautionary savings and consumption volatility, and the decrease in interest rate and individual welfare.

**Key words:** incomplete financial market; precautionary savings; individual welfare (责任编辑 喜 雯)