

□财经前沿

利率期限结构与宏观经济

——基于动态潜在因子模型的研究

陈守东 王 妍

[摘要] 基于2002年1月至2013年5月的我国国债收益率和宏观经济月度数据,建立并估计了包含宏观经济变量的利率期限结构动态潜在因子模型,得到了收益率曲线的水平、倾斜和曲度因子,并对收益率曲线因子与宏观经济之间的动态关联以及不同期限的国债收益率受到冲击后的反应进行了分析。结果表明:利率期限结构与宏观经济之间具有双向的动态影响关系;同时,不同期限的收益率对于收益率曲线因子和宏观经济变量的冲击反应呈现较大的差异性。

[关键词] 利率期限结构;宏观经济;收益率曲线因子;动态潜在因子模型

[基金项目] 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(08JJD790153, 2009JJD790015), 国家社会科学基金重大项目(10ZD&010, 10ZD&006); 国家社会科学基金项目(12BJY158)

[收稿日期] 2013-06-16

[作者简介] 陈守东, 吉林大学数量经济研究中心暨商学院教授; 王妍, 吉林大学商学院数量经济专业博士研究生。(长春 130012)

一、引言

利率期限结构对于利率的模拟和预测、金融资产定价以及金融稳定性的监管非常重要。从金融角度来看,短期利率是其他期限利率的基础变量,长期利率是预期未来短期利率的经过风险调整的平均。从宏观经济角度来看,短期利率是中央银行直接控制的重要政策工具,央行调整短期利率以达到稳定经济、控制通胀等货币政策目标。金融领域和宏观经济领域对于利率的研究角度以及研究目的具有差异性,宏观经济领域主要关注利率、货币政策以及宏观经济之间的关系,而金融领域主要关注与利率相关的金融资产定价和预测。然而,近期的研究表明,宏观经济变量的加入能够提高利率期限结构模型的有效性,并且利率期限结构中也包含着宏观经济的重要信息。

由于利率期限结构与宏观经济之间可能具有重要的影响关系,本文通过建立并估计包含宏观经济变量的利率期限结构的动态潜在因子模型,得到收益率曲线的水平、倾斜和曲度因子,研究宏观经济与利率期限结构或者说收益率曲线之间的动态关联影响,进一步地,本文还对宏观经济和收益率曲线因子冲击下不同期限的国债收益率变动的差异性进行了分析。文章余下的安排如下:第二部分对利率期限结构及其与宏观经济关联方面的文章进行综述;第三部分介绍了包含宏观经济变量的利率期限结构的动态潜在因子模型;第四部分实证分析部分对模型进行了估计,并

研究宏观经济与收益率曲线因子之间的关联影响以及不同期限收益率受到冲击后反应的差异性;第五部分是本文的结论。

二、文献综述

早期金融领域关于利率期限结构的研究大多基于无套利的假设建立因子模型,代表性的文章有 Duffie & Kan 和 Dai & Singleton^[1-2], 这些研究将收益率视为状态变量向量的仿射函数,但研究一般没有给出利率期限结构潜在因子的宏观经济解释或者忽略了利率期限结构与宏观经济之间的关联。近期的研究将这两方面的研究结合起来,将宏观经济变量包含到收益率曲线模型中,研究利率期限结构与宏观经济之间的关联影响,这类文章主要有:Ang *et al.* 对 GDP 增长率和收益率联合建立无套利的动态模型,研究发现对于 GDP 增长率短期利率比期限利差更具有预测能力。^[3] Hordahl *et al.* 将宏观经济的结构化模型与债券收益率的无套利模型相结合,使用联合的模型研究发现宏观经济变量以不同的方式影响利率期限结构。^[4] 货币政策冲击对于短期收益率具有明显的影响,而对长期收益率影响较小;通货膨胀和产出冲击大多对收益率曲线曲度有影响,对中期收益率影响更大。Dewachter & Lyrio 使用宏观经济变量和他们的长期预期建立利率期限结构的仿射模型,研究表明长期通货膨胀预期对长期债券收益率的建模具有重要作用。^[5] 文章同样给出了仿射模型中收益率曲线潜在因子的宏观经济解释:水平因子代表长期通货膨胀的预期;倾斜因子捕捉了经济周期的状态;曲度因子是一个独立的货币政策因子。不同于基于无套利的潜在因子模型,Diebold *et al.* 使用 Nelson & Siegel 的期限结构三因子模型,即使用水平、倾斜和曲度三个因子刻画利率期限结构,并且通过在模型中包含宏观经济变量,研究了宏观经济与收益率之间的关联影响以及预期假说是否成立。^[6-7] Rudebusch & Wu 建立并估计了一个宏观—金融模型,该模型将利率期限结构的仿射无套利模型和描述通胀与产出关系的宏观经济模型相结合。^[8] 研究发现利率期限结构的潜在因子具有重要的宏观经济和货币政策解释。Moench 同样使用宏观经济和利率期限结构的联合模型分析了期限因子的预测能力,并分析了他们的宏观经济含义。^[9]

然而,这些研究利率期限结构与宏观经济之间影响的文章,对影响的方向作出了不同的假设。Ang *et al.* 假设宏观经济变量会对收益率曲线具有决定性,但收益率曲线对宏观经济的变动不具有解释能力。^[3] 而 Hordahl *et al.*, Dewachter & Lyrio, Diebold *et al.*, Rudebusch & Wu 以及 Moench 的研究假设收益率曲线与宏观经济间具有双向的关联影响。^[4-6,8-9]

国内对利率期限结构及其与宏观经济关联方面的代表性研究主要有:朱世武和陈健恒比较了多项式样条法和 Nelson-Siegel 的扩展模型对我国国债利率期限结构的拟合效果,结果表明 Nelson-Siegel 的扩展模型更适合拟合我国交易所国债的利率期限结构。^[10] 杨东亮和赵振全对我国利率期限结构的特征进行了识别,并发现利率期限结构的预期理论在我国成立。^[11] 刘金全等通过对收益率曲线的二次逼近,得到收益率曲线的水平、倾斜和曲度因子,并通过结构 VAR 模型对利率期限结构与宏观经济之间的关系进行了研究。^[12] 石柱鲜等使用 VAR-ATSM 模型对中国利率期限结构与宏观经济之间的关系进行了分析,发现中国经济增长、通货膨胀和短期利率与利率期限结构有不同程度的相互影响关系。^[13] 胡永宏等同样通过包含宏观经济变量的利率期限结构模型研究了利率期限结构与宏观经济变量之间的关系。^[14] 目前国内对利率期限结构拟合方面的研究较多,虽然包含宏观经济变量的仿射无套利模型以及 Nelson-Siegel 的因子模型已经被应用,但利率期限结构与宏观经济关联,特别是两者之间的动态影响关系方面,有待深入研究。

三、模型方法与数据处理

1. 引入宏观经济变量的动态潜在因子模型

本文使用 Nelson & Siegel 因子模型^[7]的一个变形, 其中不同期限的收益率被刻画成一些不可观测的共同因子的函数, 即

$$y_t(v) = L_t + S_t \left(\frac{1 - e^{-\lambda v}}{\lambda v} \right) + C_t \left(\frac{1 - e^{-\lambda v}}{\lambda v} - e^{-\lambda v} \right) + \varepsilon_t^v \quad (1)$$

正如 Nelson & Siegel 指出的, L_t 、 S_t 、 C_t 是分别被称为水平、倾斜和曲度的收益率曲线因子。第一个因子 L_t 的载荷是不随期限变化的常数, 被看成水平因子; 第二个因子的载荷对于成熟期是单调减少的, S_t 的冲击对于短期收益率的影响较长期要更强烈, 因此可以解释成负的收益率曲线斜率; 而第三个因子 C_t 的载荷是一个驼峰的形式, 并且对于短期和长期的收益率接近于零, 但是对于中期的收益率却很大, 因此被解释成曲度因子。 λ 为参数, 它决定了曲度因子载荷项的最大值。 $y_t(v)$ 为期限为 v 的收益率, 将不同期限的收益率的因子模型写成矩阵形式为

$$Y_t = \Lambda_y F_t + E_t \quad (2)$$

其中 Y_t 为 N 个不同期限的收益率组成的 $N \times 1$ 维的列向量, F_t 为 3×1 维的因子向量即 $F_t = [L_t S_t C_t]'$, Λ_y 为 $N \times 3$ 维的载荷矩阵, 其第 v 行元素为 $\lambda_y^v = \left[1 \left(\frac{1 - e^{-\lambda v}}{\lambda v} \right) \left(\frac{1 - e^{-\lambda v}}{\lambda v} - e^{-\lambda v} \right) \right]$, E_t 为特

有因子或定价误差 ε_t^v 组成的 $N \times 1$ 维向量且 $\varepsilon_t^v \sim N(0, \sigma_v^2)$, 并且 ε_t^v 之间不相关。参考 Diebold et al. 的研究^[6], 我们对因子向量 F_t 设定为下面的一阶 VAR 形式, 即

$$(F_t - \mu_f) = A_{ff}(F_{t-1} - \mu_f) + W_t \quad (3)$$

其中 μ_f 为三个潜在因子的均值向量, A_{ff} 为 3×3 维的系数矩阵, W_t 为简约化的残差项矩阵。

由于本文将研究宏观经济变量与收益率曲线因子之间的动态影响, 因此将公式 (3) 扩展为包含宏观经济变量的形式, 即

$$\begin{pmatrix} F_t - \mu_f \\ X_t - \mu_x \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A_{ff} & A_{fx} \\ A_{xf} & A_{xx} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} F_{t-1} - \mu_f \\ X_{t-1} - \mu_x \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} W_t \\ V_t \end{pmatrix} \quad (4)$$

其中 X_t 为 3×1 维的宏观经济变量组成的向量, 即 $X_t = [x_{1t}, x_{2t}, x_{3t}]'$, 且 x_{1t} 、 x_{2t} 和 x_{3t} 为代表经济增长、通货膨胀和实际利率的三个宏观经济变量, μ_x 为均值向量, V_t 为宏观经济变量的 3×1 维的残差项向量, $\begin{pmatrix} W_t \\ V_t \end{pmatrix} \sim WN(0, Q)$, 本文将对扰动项 $\begin{pmatrix} W_t \\ V_t \end{pmatrix}$ 之间的相关性, 即对方差矩阵 Q 的

对角性进行检验。将扰动项方差矩阵 Q 写成分块矩阵形式, 即 $Q = \begin{pmatrix} Q_{11} & Q_{21}^T \\ Q_{21} & Q_{22} \end{pmatrix}$ 。这样收益率曲线三个因子与宏观经济之间的关联影响由分块矩阵 A_{ff} 、 A_{fx} 、 A_{xf} 、 A_{xx} 以及 Q_{21} 刻画, A_{ff} 和 A_{xx} 分别代表因子和宏观经济变量受自身滞后的影响, A_{fx} 描述了收益率曲线因子受宏观经济变量滞后的影响, 而 A_{xf} 描述了宏观经济变量受收益率曲线因子滞后的影响, 因此对 A_{fx} 、 A_{xf} 以及 Q_{21} 零假设的检验可以分析宏观经济变量和因子变量之间的影响关系^①。将由公式 (2) 和公式 (4) 刻画的包

① 虽然本文中没有对宏观经济变量和收益率曲线因子变量之间的影响方向进行限制, 即没有对这四个矩阵施加限制, 但是将宏观经济变量置于收益率曲线因子之后, 这意味着假设因子变量不受当期宏观经济变量影响。

含宏观经济变量的收益率潜在因子模型写成状态空间形式为：

量测方程

$$\begin{pmatrix} y_t(v_1) \\ y_t(v_2) \\ \vdots \\ y_t(v_N) \\ x_{1t} \\ x_{2t} \\ x_{3t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \frac{1-e^{-\lambda v_1}}{\lambda v_1} & \frac{1-e^{-\lambda v_1}}{\lambda v_1} - e^{-\lambda v_1} & 0 & 0 & 0 \\ 1 & \frac{1-e^{-\lambda v_2}}{\lambda v_2} & \frac{1-e^{-\lambda v_2}}{\lambda v_2} - e^{-\lambda v_2} & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & \frac{1-e^{-\lambda v_N}}{\lambda v_N} & \frac{1-e^{-\lambda v_N}}{\lambda v_N} - e^{-\lambda v_N} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_t \\ S_t \\ C_t \\ x_{1t} \\ x_{2t} \\ x_{3t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t^1 \\ \varepsilon_t^2 \\ \vdots \\ \varepsilon_t^N \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \quad (5)$$

状态方程

$$\begin{pmatrix} L_t - \mu_l \\ S_t - \mu_s \\ C_t - \mu_c \\ x_{1t} - \mu_1 \\ x_{2t} - \mu_2 \\ x_{3t} - \mu_3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{14} & a_{15} & a_{16} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} & a_{25} & a_{26} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & a_{34} & a_{35} & a_{36} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} & a_{45} & a_{46} \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & a_{55} & a_{56} \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & a_{66} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_{t-1} - \mu_l \\ S_{t-1} - \mu_s \\ C_{t-1} - \mu_c \\ x_{1t-1} - \mu_1 \\ x_{2t-1} - \mu_2 \\ x_{3t-1} - \mu_3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} w_{1t} \\ w_{2t} \\ w_{3t} \\ v_{1t} \\ v_{2t} \\ v_{3t} \end{pmatrix} \quad (6)$$

2. 冲击反应模型

非对角扰动项方差矩阵 Q 的乔纳斯基分解矩阵为 P , 且 $Q = PP'$, 定义 $\begin{pmatrix} W_t \\ V_t \end{pmatrix} = Pe_t$, e_t 为正交

化的冲击向量, $\begin{pmatrix} F_t \\ X_t \end{pmatrix}$ 关于一个单位的第 j 个正交化冲击 e_{t-k}^j 的第 k 期反应为

$$\frac{\partial \begin{pmatrix} F_t \\ X_t \end{pmatrix}}{\partial e_{t-k}^j} = \Psi^k P_j \quad (7)$$

其中 P_j 为矩阵 P 的第 j 列, 且由于本文使用的是一阶的 VAR 形式, 因此 $\Psi^k = \begin{pmatrix} A_{ff} & A_{fs} \\ A_{sf} & A_{ss} \end{pmatrix}^k$ 。由于公式 (4) 中的残差扰动项与公式 (2) 的残差扰动项不相关, 因此根据公式 (2), Y_t 关于一个单位的第 j 个正交化冲击 e_{t-k}^j 的第 k 期反应为

$$\frac{\partial Y_t}{\partial e_{t-k}^j} = \frac{\partial Y_t}{\partial F_t} \frac{\partial F_t}{\partial e_{t-k}^j} = \Lambda_y \Psi_1^k P_j \quad (8)$$

其中 Ψ_1^k 为 Ψ^k 前三行元素组成的矩阵。这样我们可以得到一个正交化的冲击下, 各收益率曲线因子变量和宏观经济变量的反应, 并且进一步地还可以得到作为可观测变量的不同期限国债收益率的冲击反应, 对于冲击反应的置信区间, 本文通过蒙特卡洛模拟得到。

3. 变量选取和数据说明

本文的数据来源为 WIND 万得数据库, 使用样本区间为 2002 年 1 月至 2013 年 5 月的月度数据, 共 137 个观测变量。使用期限为 6、12、24、36、48、60、72、84、96、120、150 个月的固定利率国债到期收益率作为分析收益率曲线的变量。本文选取工业增加值、通货膨胀率和实际利率作为代表宏观经济的变量, 其中工业增加值为按照 2005 年为基期的 CPI 数据调整后的实际值, 本文将实际工业增加值取对数然后进行 H-P 滤波, 得到周期性成分近似代表我国宏观经济增长^①; 通货膨胀率由定基 CPI 数据的同比增长率代表; 实际利率用 6 个月的短期贷款利率减去通货膨胀率计算, 使用实际利率数据代表我国的货币政策。

四、利率期限结构的动态潜在因子模型实证分析

本部分通过包含宏观经济变量的动态潜在因子模型得到收益率曲线水平、倾斜和曲度的三个共同因子, 进一步分析收益率曲线因子与宏观经济变量之间的动态影响关系以及收益率曲线因子冲击下不同期限的收益率的变化情况。

1. 收益率曲线因子

首先对公式 (5) 和公式 (6) 的动态潜在因子模型的状态空间形式运用卡尔曼滤波, 然后进行极大似然估计, 本部分通过 RATS 8.0 软件编程实现, 模型的参数估计结果见表 1。

表 1 模型参数估计结果

	L_{t-1}	S_{t-1}	C_{t-1}	x_{1t-1}	x_{2t-1}	x_{3t-1}	μ
L_t	0.891 (0.017)	0.004 (0.014)	-0.005 (0.011)	-3.070 (0.893)	-3.409 (2.528)	3.328 (0.590)	4.553 (0.083)
S_t	-0.045 (0.030)	0.809 (0.024)	0.002 (0.019)	7.262 (1.390)	5.986 (4.438)	-0.407 (0.741)	-2.356 (0.104)
C_t	-0.141 (0.052)	-0.131 (0.042)	0.869 (0.034)	3.248 (2.408)	-3.556 (2.636)	1.431 (0.866)	-0.988 (0.170)
x_{1t}	0.003 (0.001)	0.003 (0.001)	0.004 (0.001)	0.205 (0.065)	-0.234 (0.131)	0.062 (0.048)	0.000 (0.001)
x_{2t}	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.000)	0.075 (0.028)	0.432 (0.054)	0.095 (0.020)	0.057 (0.001)
x_{3t}	0.000 (0.001)	0.000 (0.000)	0.002 (0.000)	0.014 (0.023)	-0.083 (0.045)	0.927 (0.016)	0.026 (0.003)
λ	0.027 (0.001)						

参数 λ 的估计值为 0.027, 水平、倾斜和曲度因子的均值分别为 4.553、-2.356 和 -0.988, 三个收益率曲线因子自身滞后项对变量本身的影响高度显著, 估计值分别是 0.891、0.809 和 0.869, 可见这三个因子具有较强的持续性, 同时实际利率变量的持续性也很强, 受自身滞后影响系数为 0.927。曲度因子除受自身滞后影响外, 受水平因子和倾斜因子的影响同样比较显著,

^① 由于 GDP 增长率没有月度数据, 因此本文使用这种近似, 并且研究发现本文使用的实际工业增加值周期性成分与工业增加值增长率有较高的同步性, 能够近似代表我国宏观经济增长水平。

但是影响为负。工业增加值的周期性成分对水平因子和倾斜因子具有显著的影响,影响系数分别为 -3.070 和 7.262 , 实际利率对水平因子和曲度因子具有显著影响,影响系数分别为 3.328 和 1.431 。工业增加值周期性成分受倾斜因子和曲度因子影响显著,而实际利率受曲度的影响显著。

对于扰动项方差矩阵 Q 的估计结果见表 2,三个收益率曲线因子的方差较大,而三个宏观经济变量的方差较小,矩阵 Q 的对角元素都比较显著,并且三个收益率曲线因子扰动项之间具有显著的相关性。为了检验矩阵 Q 的对角性即扰动项之间的相关关系,本文分别使用似然比 LR 检验和 Wald 检验, $\chi^2(15)$ 分别为 219.092 和 123.700 ,均在 1% 的显著性水平下拒绝了非对角元素为零的原假设,即扰动项之间具有相关关系。表 1 和表 2 中模型的参数估计结果说明,收益率曲线水平、倾斜和曲度因子具有较强的持续性和波动性。

表 2 扰动项方差矩阵 Q 估计值

	w_{1t}	w_{2t}	w_{3t}	v_{1t}	v_{2t}	v_{3t}
w_{1t}	0.0808 (0.0031)					
w_{2t}	-0.1019 (0.0029)	0.1970 (0.0084)				
w_{3t}	-0.0735 (0.0065)	0.0833 (0.0116)	0.3089 (0.0324)			
v_{1t}	0.0002 (0.0002)	-0.0001 (0.0003)	0.0001 (0.0006)	0.0002 (0.0000)		
v_{2t}	-0.0004 (0.0001)	0.0003 (0.0001)	0.0006 (0.0003)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	
v_{3t}	0.0000 (0.0001)	0.0003 (0.0001)	-0.0001 (0.0002)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)

图 1—图 3 分别给出了收益率曲线水平因子、倾斜因子和曲度因子的滤波和平滑估计,并且通常作为这三个因子实证代理变量的指标也分别绘于图中,实线、短虚线和长短虚线分别为因子的滤波估计、平滑估计和实证代理变量。本文用 $(m6 + m48 + m180)/3$, 即短期、中期和长期收益率(6、48 和 180 个月收益率)的平均作为水平因子的代理变量;使用 $m6 - m180$ 即短期减去长期收益率作为倾斜因子的代理变量;使用 $2 * m48 - m6 - m180$, 即两倍的中期收益率减去短期和长期收益率作为曲度因子的代理变量。由图中可见,通过动态潜在因子模型得到的三个潜在

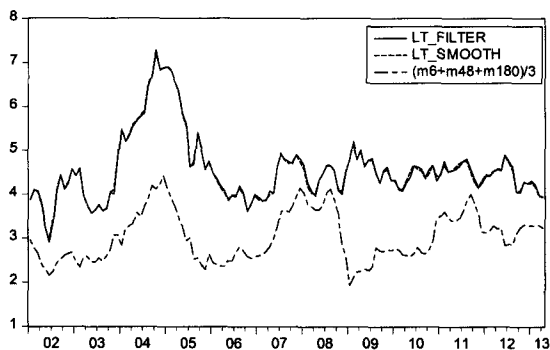


图 1 水平因子滤波、平滑估计及代理变量

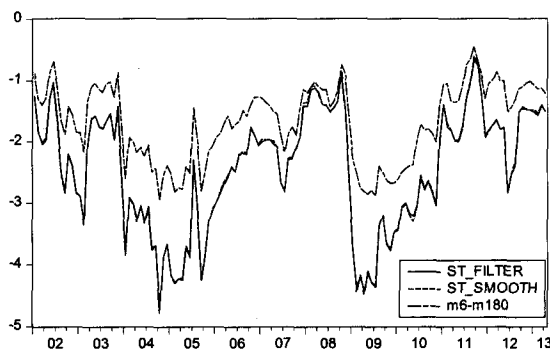


图 2 倾斜因子滤波、平滑估计及代理变量

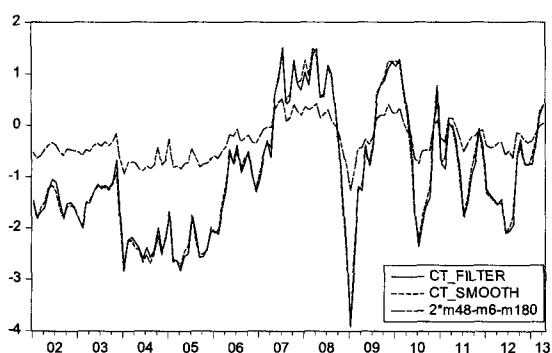


图 3 曲度因子滤波、平滑估计及代理变量

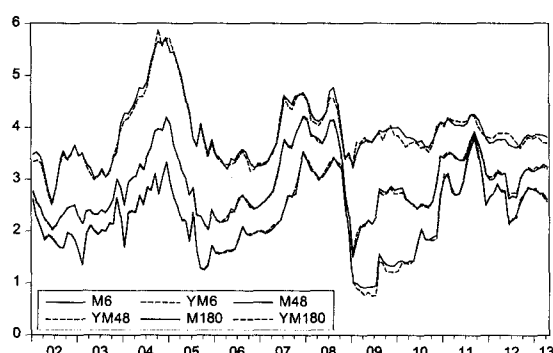


图 4 180、48、6 个月收益率的实际值和拟合值

共同因子与实证的代理变量有着相近的变化趋势，得到的因子变量能够较好地捕捉收益率曲线的特征。为了说明模型的拟合效果，图 4 的上、中、下部分给出了 180 个月、48 个月和 6 个月国债收益率的实际值和动态潜在因子模型的拟合值的对比，其中实线为实际值而虚线为拟合值。由图 4 可见，动态潜在因子模型可以较好地拟合包括短期、中期和长期等的不同期限的国债收益率。

2. 收益率曲线因子与宏观经济变量的关联

对 A_{fx} 、 A_{yf} 以及 Q_{21} 零假设的检验可以分析宏观经济变量和因子变量之间的影响关系， A_{fx} 描述了收益率曲线因子受宏观经济变量滞后的影响，而 A_{yf} 描述了宏观经济变量受收益率曲线因子滞后的影响，同时矩阵 Q_{21} 描述了收益率曲线因子扰动项对宏观经济扰动项的影响。本文通过对 A_{fx} 、 A_{yf} 以及 Q_{21} 零假设使用似然比 LR 检验和 Wald 检验来分析收益率曲线因子与宏观经济变量之间的影响关系，检验结果见表 3。可见，似然比 LR 检验和 Wald 检验均在 1% 的显著性水平下拒绝了无关联、无宏观经济对收益率曲线因子影响以及无收益率曲线因子对宏观经济影响的三个原假设，因此可以得出收益率曲线因子与宏观经济之间具有双向关联影响的结论。进一步地，本文通过变量之间的冲击反应图来分析收益率曲线因子与宏观经济之间的动态影响关系，这里给出了各变量一个单位冲击下其他变量的反应，并且通过蒙特卡洛模拟得到 16%—84% 的置信区间。

表 3 收益率曲线因子与宏观经济变量关系检验

	无关联 $A_{fx} = 0, A_{yf} = 0$ 且 $Q_{21} = 0$	无宏观经济对收益率 曲线因子影响 $A_{fx} = 0$	无收益率曲线因子对 宏观经济影响 $A_{yf} = 0$ 且 $Q_{21} = 0$
似然比 LR 检验	$\chi^2(27) = 59.388$ (0.000)	$\chi^2(9) = 23.228$ (0.006)	$\chi^2(18) = 36.452$ (0.006)
Wald 检验	$\chi^2(27) = 69.464$ (0.000)	$\chi^2(9) = 26.089$ (0.002)	$\chi^2(18) = 43.711$ (0.001)

图 5 右上角为收益率曲线因子受宏观经济变量冲击的反应图。水平因子受宏观经济冲击影响比较大，短期利率的增加对水平因子有较大的负向作用，而通货膨胀的增加有较大的正向作用。水平因子对通货膨胀冲击反应的原因可能在于，通货膨胀的增加提高了未来通货膨胀的预期，因此使得水平因子提高。水平因子对短期实际利率即货币政策的负向反应意味着，紧缩的货币政策降低了未来通货膨胀的预期，使得水平因子下降，这同样意味着我国货币政策的可靠性和有效

性。倾斜因子受经济增长和货币政策的影响短期较显著,正向的经济增长和实际利率冲击短期对倾斜因子具有正向影响,冲击影响下短期收益率的增加幅度大于长期收益率。虽然经济增长和货币政策冲击对曲度因子具有短期影响,但长期来看曲度因子受宏观经济变量影响不显著。

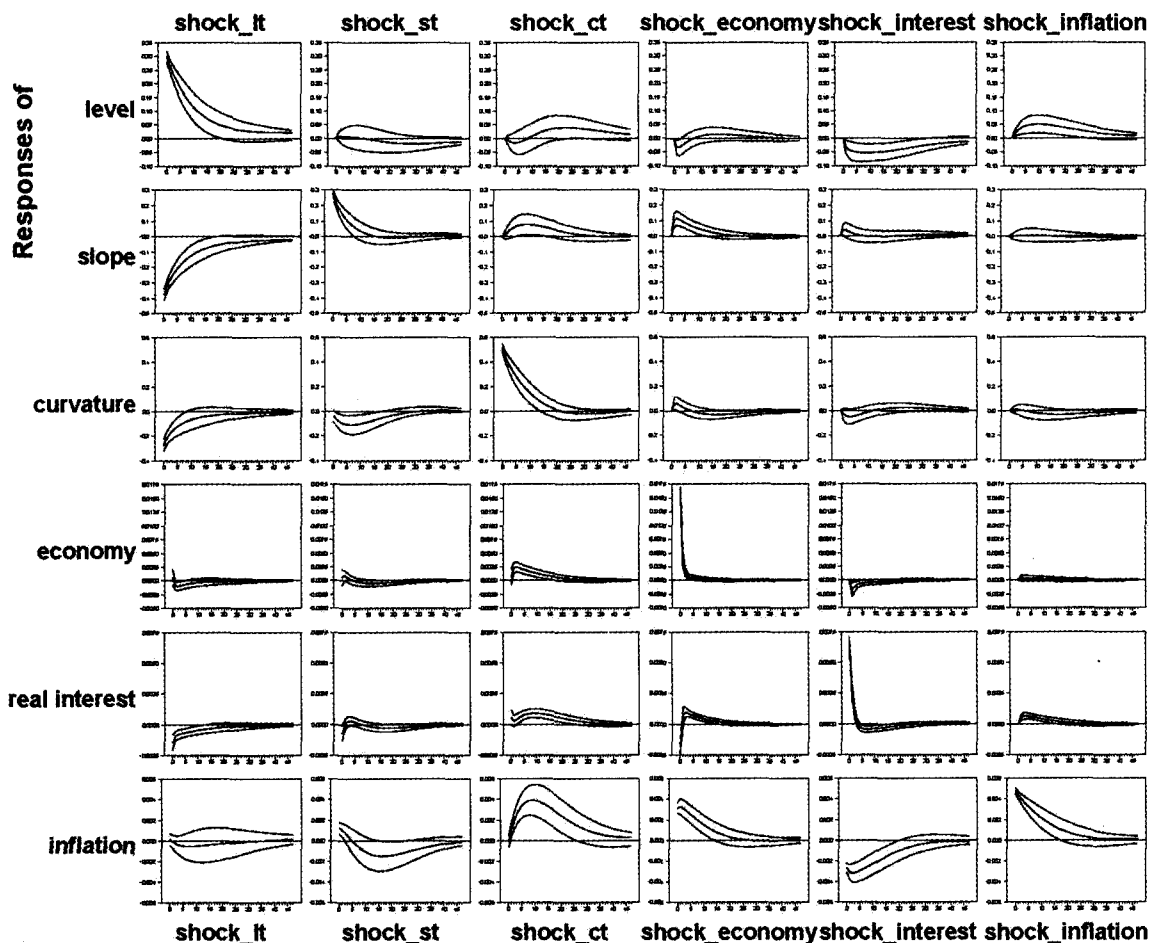


图5 收益率曲线因子变量和宏观经济变量冲击反应图

图5左下角给出了宏观经济变量在收益率曲线因子冲击下的反应。经济增长对于倾斜因子正向冲击短期为正向反应,而长期具有较弱的负向反应,可见倾斜因子的增加即长短期利差的减少在一定程度上降低了经济增长,而经济增长对于曲度因子的正向冲击在12个月内的反应为正,即曲度因子的增加对经济增长具有促进作用。同样,实际利率短期受到曲度因子的正向冲击呈现正向反应,而对于水平因子正向冲击短期反应为负,即未来通货膨胀预期的提高短期降低了实际利率。通货膨胀在倾斜因子和曲度因子的正向冲击下具有较强烈的反应,对于倾斜因子冲击短期为正向反应,6个月后逐渐变为负向反应,而对于曲度因子冲击为比较强烈的正向反应。可见,与倾斜因子的正向冲击相关的紧缩货币政策,带来了通货膨胀的下降,而曲度因子在短期促进经济增长的同时,也带来了较高的通货膨胀。

3. 不同期限国债收益率的冲击反应

本部分通过考察收益率曲线因子变量和宏观经济变量正向冲击下,不同期限包括6、12、24、36、120和180个月的国债收益率的反应,研究不同期限国债收益率受这些变量影响的差异性。

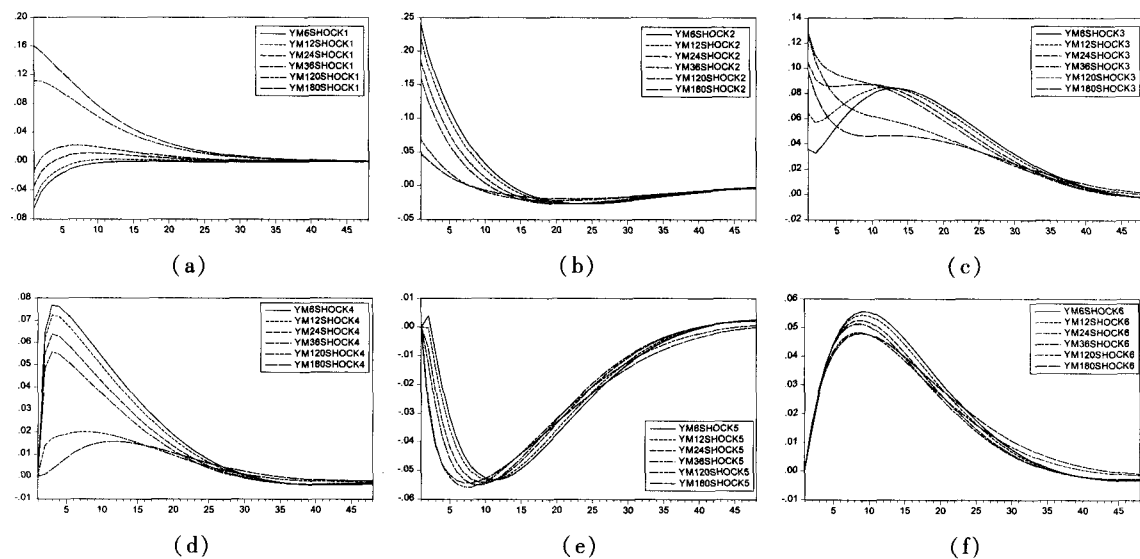


图 6 不同期限收益率受收益率曲线因子和宏观经济冲击反应

图 6(a)一(f)分别给出了不同期限国债收益率受水平因子、倾斜因子、曲度因子、经济增长、实际利率以及通货膨胀正向冲击的反应。由图 6(a)可见,短期国债收益率(6 和 12 个月)受水平因子冲击影响短期为负并逐渐减弱,中期收益率(24 和 36 个月)反应短期为负之后为正最后逐渐消失,而长期收益率(120 和 180 个月)具有较大的正向反应,这说明以水平因子的正向冲击为代表的未来通货膨胀预期的上升对期限长的国债收益率具有更显著的正向影响。图 6(b)说明不同期限的收益率对于倾斜因子正向冲击的反应为正,且期限越短,影响越强烈,这也反映出了本文得到的倾斜因子的合理性,确实代表了收益率曲线负的斜率。图 6(c)显示虽然曲度因子对不同期限国债收益率的影响均为正,但影响的方式具有较大差异性。图 6(d)说明经济增长对不同期限国债收益率具有正向影响,并且期限越短的收益率受到的影响越大。图 6(e)中,在实际利率冲击下,不同期限的国债收益率的反应相近,在 10 个月内负向影响逐渐增强,之后缓慢消失。在图 6(f)中,不同期限的国债收益率在通货膨胀正向冲击下具有相近的正向反应,但是在大约前 24 个月内期限短的收益率受到的影响更强烈,而 24 个月后期限长的收益率受到的影响更强烈。

五、结论和政策建议

本文通过建立包含宏观经济变量的动态潜在因子模型,得到我国国债收益率曲线的水平因子、倾斜因子和曲度因子,通过对模型参数估计结果的检验以及脉冲响应函数,分析了收益率曲线因子变量与宏观经济变量之间的动态影响关系,并且本文还对不同期限国债收益率受收益率曲线因子变量和宏观经济变量冲击影响的差异性进行了分析。本文得到的主要结论有:

1. 收益率曲线水平、倾斜和曲度因子具有较强的持续性和波动性,并且这三个因子变量能够较好地捕捉收益率曲线的特征;动态潜在因子模型可以很好地拟合不同期限的国债收益率。
2. 收益率曲线因子与宏观经济之间具有双向的关联影响;通货膨胀正向冲击提高了未来通货膨胀的预期,因此提高了水平因子;短期实际利率对水平因子的负向影响说明了我国货币政策的可靠性和有效性;正向的经济增长和实际利率冲击影响使得短期收益率的增加幅度大于长期收

益率；宏观经济变量对曲度因子影响不显著。

3. 倾斜因子的增加即长短期利差的减少在一定程度上降低了经济增长；而曲度因子的增加对经济增长和实际利率具有正向影响；水平因子正向冲击即未来通货膨胀预期的提高短期降低了实际利率；与倾斜因子的正向冲击相关的紧缩货币政策，带来了通货膨胀的下降；曲度因子在短期促进经济增长的同时，也带来了较高的通货膨胀。

4. 以水平因子的正向冲击为代表的未来通货膨胀预期的上升对期限长的国债收益率具有更显著的正向影响；倾斜因子对期限短的国债收益率的影响更强烈；曲度因子对不同期限国债收益率的正向影响的方式具有较大差异性；经济增长对不同期限国债收益率具有正向影响，并且期限越短的收益率受到的影响越大；实际利率短期的提高对不同期限国债收益率具有负向影响；不同期限的国债收益率在通货膨胀正向冲击下具有相近的正向反应。

政策建议方面，本文认为，考虑到我国利率期限结构与宏观经济之间的双向动态影响关系，可以将利率的期限结构作为宏观经济运行以及金融稳定性的先行监管指标，并且还可以作为辅助的宏观调控工具，提高传统货币政策工具的实施效果。

[参考文献]

- [1] Duffie D, Kan R. A yield-factor model of interest rates. *Mathematical Finance*, 1996, 6 (4): 379 - 406.
- [2] Dai Q, Singleton K J. Specification analysis of affine term structure models. *Journal of Finance*, 2000, 55 (5): 1943 - 1978.
- [3] Ang A, Piazzesi M, Wei M. What does the yield curve tell us about GDP growth? *Journal of Econometrics*, 2006, 131 (1): 359 - 403.
- [4] Hordahl P, Tristani O, Vestin D. A joint econometric model of macroeconomic and term-structure dynamics. *Journal of Econometrics*, 2006, 131 (1): 405 - 444.
- [5] Dewachter H, Lyrio M. Macro factors and the term structure of interest rates. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2006, 38 (1): 119 - 140.
- [6] Diebold F X, Rudebusch G D, Boragan Aruoba S. The macroeconomy and the yield curve: A dynamic latent factor approach. *Journal of Econometrics*, 2006, 131 (1): 309 - 338.
- [7] Nelson C R, Siegel A F. Parsimonious modeling of yield curves. *Journal of Business*, 1987, 60 (4): 473 - 489.
- [8] Rudebusch G D, Wu T. A macro-finance model of the term structure, monetary policy and the economy. *Economic Journal*, 2008, 118 (530): 906 - 926.
- [9] Moench E. Term structure surprises: The predictive content of curvature, level, and slope. *Journal of Applied Econometrics*, 2012, 27 (4): 574 - 602.
- [10] 朱世武、陈健恒：《交易所国债利率期限结构实证研究》，《金融研究》，2003年10期。
- [11] 杨东亮、赵振全：《我国利率期限结构特征识别与启示》，《吉林大学社会科学学报》，2011年4期。
- [12] 刘金全、王勇、张鹤：《利率期限结构与宏观经济因素的动态相依性——基于VAR模型的经验研究》，《财经研究》，2007年5期。
- [13] 石柱鲜、孙皓、邓创：《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》，《世界经济》，2008年3期。
- [14] 胡永宏、李丽、常红旭：《利率期限结构与宏观经济变量的相互关系研究》，《数理统计与管理》，2012年9期。

[责任编辑：赵东奎]