

宏观因子与利率期限结构： 基于混频 Nelson-Siegel 模型

尚玉皇 郑挺国 夏 凯

(西南财经大学中国金融研究中心, 四川成都 611130;

厦门大学王亚南经济研究院, 福建厦门 361005)

摘要:大量经验研究发现宏观基本面显著影响收益率曲线及其期限结构特征。本文提出一种包含低频宏观因子的混频 Nelson-Siegel 模型并基于中国国债收益率及宏观经济变量展开讨论。研究结果表明:混频模型可以改进同频模型拟合效果并较好刻画出具有明确经济含义的期限结构水平、斜率和曲度因子,说明混频模型在拟合中国国债收益率曲线方面的适应性。此外,我们发现水平因子对通货膨胀有明显作用,尤为重要的是,曲度因子受到 GDP 潜在因子显著的正向影响;最后,基于方差分解可以发现通胀因子主要作用于水平因子及收益率曲线长端,而 GDP 潜在因子则对曲度因子及中期收益率的贡献较大。

关键词:收益率曲线;混频数据;期限结构;GDP 潜在因子

JEL 分类号: C32, E32, E52 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-7246(2015)06-0014-16

一、引言

利率尤其是国债收益率是衡量金融资产价格的重要指标,同时也是表征宏观经济的关键变量。国债收益率与实体经济、金融市场之间存在密切联系,各种期限国债收益率所呈现出的利率期限结构也包含了重要的宏观、金融信息。一方面,经典金融理论认为短期国债利率中包含了短期实际利率与通胀预期信息(费雪效应);另一方面,长期利率是未来一段时期内平均短期利率经风险调整后的预期,其与短期利率之差被视为衡量未来经济状况的重要指标(Stock and Watson, 2003)。此外,中央银行为实现货币政策目标,对短期利率进行

收稿日期:2014-07-10

作者简介:尚玉皇,经济学博士,讲师,西南财经大学中国金融研究中心,Email:jnyuhuang@163.com.

郑挺国,经济学博士,教授,厦门大学王亚南经济研究院,Email:zhengt@ gmail.com.

夏 凯,厦门大学王亚南经济研究院博士生,Email:xiakai1986@ gmail.com.

* 本研究得到国家自然科学基金项目(71371160)、教育部新世纪优秀人才支持计划(NCET-13-0509)、福建省教育厅项目(2009100074)、厦门大学创新基金项目(201422G010)资助。作者衷心感谢匿名审稿人的有益评论和宝贵建议,当然文责自负。

调整,而这种调整将向长期利率传导并最终影响总需求,这一过程也体现在利率期限结构的动态变化中。因此,如何刻画利率期限结构的动态变化特征,并及时准确地识别其与各类重要宏观指标间的协同运动关系,一直是宏观、金融领域关注的热点问题。

为分析利率期限结构特征进而利用其所包含的有效信息,国外学者展开了丰富的研究并构建出多种经典的期限结构模型。这些模型可分为以下三类:第一类是以 Duffie and Kan (1996) 等为代表的无套利模型,即先假定短期利率的随机过程,再通过无套利条件推演出整个利率期限结构,但该模型对收益率曲线的拟合效果较差;第二类是以 Ang and Piazzesi (2003)、Rudebusch and Wu (2008) 等为代表的宏观-金融模型,即基于经济理论框架,将宏观指标引入债券定价核,并施加无套利条件得到长期利率,因而该类模型包含了更多的经济含义;第三类模型以 Nelson and Siegel (1987)、Diebold and Li (2006) 为代表的简约 (Reduced Form) 模型,该模型利用因子模型方法从收益率数据中提取出“水平”、“斜率”和“曲度”三个期限结构特征因子。相比而言,因子模型拟合效果要显著好于前两类模型,此类文献也表明“水平”等因子与宏观指标高度相关。若将宏观指标引入动态因子模型,可以方便分析期限结构与宏观经济之间的相互影响 (Diebold et al., 2006)。

然而,以上研究均局限于相同观测频率下的经济金融数据,这与现实中可获得的数据并非一致。例如,宏观经济指标大多按月或季度发布,收益率则为月度或日度高频信息。传统处理方式是将高频的收益率数据转化为低频数据,并基于低频观测值讨论利率期限结构的拟合等问题。但是,类似的数据处理过程可能损失重要的高频信息 (Ghysels et al., 2004, 2007),而当我们对所关注的问题进行估计和(即时)预测时,损失的高频信息可能会起到关键性的作用 (Fuleky and Bonham, 2013)。在利率期限结构问题的研究中,多数学者在考察低频核心宏观指标与利率期限结构关联性时,以损失国债收益率的高频数据信息为代价,同时也会失去预测的时效性。如国内生产总值是代表宏观基本面的关键指标,考虑到其按季度频率发布,研究者往往基于同频季度数据(低频)建模 (Dewachter and Lyrio, 2006、Bekaert et al., 2010)。为提高模型估计的数据频率,部分学者采用工业增加值等指标代替宏观基本面的核心指标季度 GDP (Ang and Piazzesi, 2003、Diebold and Li, 2006)。显然,工业增加值等指标无法像 GDP 那样较为全面地反映宏观经济运行态势,这必将损失关联利率期限结构的重要宏观基本面信息,从而降低模型估计与预测的精确度及时效性。

与此同时,国内学者也注意到我国国债期限结构中包含的丰富信息,并就期限结构与宏观经济之间联系展开了研究。如刘金全等(2007)基于 VAR 模型发现宏观经济对于国债收益率的水平因子有显著影响;郭涛和宋德勇(2008)采用 Nelson-Siegel 模型估计出中国利率期限结构曲线并指出中国利率期限结构具有明显的货币政策含义;吴吉林等(2010)采用 DRA 模型研究发现中国国债收益率与宏观经济具有双向互动关系;基于传

统动态 Nelson - Siegel 模型¹,康书隆和王志强(2010)分析指出中国利率期限结构特征并认为长期利率和利差可以作为预测宏观经济的有效指标;潘敏等(2011)利用 Nelson - Siegel 及 MS - VAR 模型研究发现我国国债利率期限结构水平因子和倾斜度在汇改前后具有显著的结构变化。这些研究丰富了我国利率期限结构问题的研究,但与国外研究类似,同样面临关联核心宏观指标(如季度 GDP)与国债收益率的数据频率问题。显然,对季度 GDP 进行线性插值转化成月度数据将带来一定的误差影响,仅讨论低频数据建模将导致模型拟合与预测的时效性较差,同时使得其研究结果的实用性受到限制。因此,如何将核心宏观指标如 GDP 与高频期限结构信息直接关联以深入分析宏观基本面与国债收益率的相互作用是我们关心的问题。

针对这一问题,本文考虑对 Diebold et al. (2006) 的 Nelson - Siegel 模型进行扩展,构建一种混频 Nelson - Siegel 模型。近年来,混频数据建模引起了学者们的普遍关注,部分学者将混频模型应用于宏观经济分析与预测(Clements and Galvão, 2009、郑挺国和尚玉皇,2013、郑挺国和王霞,2013)及金融市场波动率的预测(Engle et al., 2013)。本文对于混频数据²的处理参照 Schorfheide and Song(2014)、郑挺国和王霞(2013)的做法,利用状态空间模型从宏观指标混频数据中提取高频潜在因子,并实现高频潜在因子与期限结构因子的关联。该混频模型主要优势为:更大限度的利用不同混频变量的有效信息,弥补同频(低频)数据模型在损失高频信息及预测时效性方面的不足。

本文的主要工作如下:首先,在 Nelson - Siegel 利率期限结构模型框架下,提出一种混频 Nelson - Siegel 模型,使用贝叶斯方法进行估计,并给出混频数据信息情况下 MCMC 算法的具体实现过程。其次,本文结合中国季度 GDP、工业增加值、通货膨胀指标以及国债收益率数据,分析该模型在拟合中国国债收益率及期限结构动态因子方面的表现,并将该模型的拟合效果与同频 Nelson - Siegel 模型进行比较。再次,基于混频模型的估计结果分析核心宏观经济指标与国债收益率期限结构因子的相互影响关系,并采用脉冲响应和方差分解说明宏观经济变量对利率期限结构因子及国债收益率本身的影响。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分介绍传统及混频期限结构模型;第三部分对宏观指标和收益率数据予以说明;第四部分为实证分析;最后是本文的主要结论及启示。

二、模型构建及其估计

(一)传统方法

Nelson and Siegel (1987) 提出如下方程刻画收益率曲线:

$$y(\tau) = \beta_1 + \beta_2 \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right) + \beta_3 \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau} \right) \quad (1)$$

1 康书隆和王志强(2010)将其表述为 Diebold and Li(2006)的方法,该方法在利率期限结构文献中属于动态的 Nelson - Siegel 模型。

2 文献中常见的混频数据处理方法包括 MIDAS 模型(Ghysels et al., 2004)和状态空间混频模型。

其中 β_1 、 β_2 、 β_3 和 λ 为参数, $y(\tau)$ 代表期限为 τ 的国债收益率。进一步地, (1) 式中的 β_1 、 β_2 和 β_3 一般视为时变的潜变量(动态因子), 利用线性高斯状态空间方法进行估计(Diebold and Li, 2006), 参数 λ 对不同期限结构的因子载荷具有重要作用。同时包含多个期限国债收益率的 Nelson - Siegel 模型可表示为如下形式:

$$\begin{pmatrix} y_t(\tau_1) \\ y_t(\tau_2) \\ \vdots \\ y_t(\tau_N) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \frac{1 - e^{-\tau_1\lambda}}{\tau_1\lambda} & \frac{1 - e^{-\tau_1\lambda}}{\tau_1\lambda} - e^{-\tau_1\lambda} \\ 1 & \frac{1 - e^{-\tau_2\lambda}}{\tau_2\lambda} & \frac{1 - e^{-\tau_2\lambda}}{\tau_2\lambda} - e^{-\tau_2\lambda} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & \frac{1 - e^{-\tau_N\lambda}}{\tau_N\lambda} & \frac{1 - e^{-\tau_N\lambda}}{\tau_N\lambda} - e^{-\tau_N\lambda} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_t \\ S_t \\ C_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t(\tau_1) \\ \varepsilon_t(\tau_2) \\ \vdots \\ \varepsilon_t(\tau_N) \end{pmatrix} \quad (2)$$

$$\begin{pmatrix} L_t - \mu_L \\ S_t - \mu_S \\ C_t - \mu_C \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_{t-1} - \mu_L \\ S_{t-1} - \mu_S \\ C_{t-1} - \mu_C \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_t(L) \\ \eta_t(S) \\ \eta_t(C) \end{pmatrix} \quad (3)$$

以上(2)和(3)式可以重新表示为如下状态空间模型:

$$y_t = \Lambda f_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$f_t - \mu = A_1(f_{t-1} - \mu) + \eta_t \quad (5)$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix} \sim WN\left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} H & 0 \\ 0 & Q \end{pmatrix}\right] \quad (6)$$

其中 $y_t = [y_t(\tau_1), \dots, y_t(\tau_N)]'$ 代表期限为 τ_1, \dots, τ_N 的国债在 t 时刻的收益率, 状态变量 $f_t = [L_t \ S_t \ C_t]'$ 表示期限结构因子, L_t 、 S_t 和 C_t 分别用来刻画 t 时刻收益率的水平、斜率和曲度因子。 μ 、 Λ 和 A_1 分别表示测量方程和转移方程中的系数向量矩阵。

Nelson - Siegel 模型能很好地拟合国债收益率, 但是该模型提取的潜变量 L_t 、 S_t 和 C_t 并无直接的经济含义。有些学者试图将期限结构因子和经济指标联系起来, 例如, 水平因子 L_t 与通货膨胀的关联(Rudebusch and Wu, 2008), 或者斜率因子 S_t 与宏观基本面的联系(Diebold et al., 2006)。然而曲度因子 C_t , 并没有合适的经济指标与之关联。

Diebold et al. (2006) 给出包含宏观经济指标的动态因子 Nelson - Siegel 模型。令 $x_t^{(m)}$ 代表月度宏观经济指标如工业增加值、通货膨胀率等, 其中 t 代表月度时刻, 假设宏观指标不直接影响国债收益率 $y_t^{(m)}$, 则该模型可表示为:

$$y_t^{(m)} = \Lambda f_t^{(m)} + \varepsilon_t^{(m)} \quad (7)$$

$$\begin{pmatrix} f_t^{(m)} - \mu_f \\ x_t^{(m)} - \mu_x \end{pmatrix} = A_2 \begin{pmatrix} f_{t-1}^{(m)} - \mu_f \\ x_{t-1}^{(m)} - \mu_x \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_{f,t}^{(m)} \\ \eta_{x,t}^{(m)} \end{pmatrix} \quad (8)$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t^{(m)} \\ \eta_t^{(m)} \end{pmatrix} \sim WN\left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} H & 0 \\ 0 & \Omega \end{pmatrix}\right] \quad (9)$$

其中, (8) 式为期限结构因子和可观测的月度宏观指标构成的 VAR(1) 模型, 通过脉冲响应等方法, 可以揭示宏观变量与期限结构因子及国债收益率之间的影响关系。

(二) 混频利率期限结构模型

然而, 上述模型存在一定的局限性, (8) 式中仅考虑同频的宏观变量, 从而损失了重要的混频数据信息。为此, 本文结合混频计量方法和因子 Nelson - Siegel 模型的各自特征, 构建一种混频利率期限结构模型。

令 $f_t^{(m)}$ 和 $x_t^{(m)}$ 分别表示月度期限结构因子和宏观经济指标, $z_t^{(q)}$ 代表某个季度宏观经济指标, 季度指标对应的潜在月度指标为 $z_t^{(m)}$ 。其中, $f_t^{(m)}$ 和 $x_t^{(m)}$ 与 Diebold et al. (2006) 包含宏观变量 Nelson - Siegel 模型中的状态变量类似, 但由于增加了不可观测的月度宏观指标 $z_t^{(m)}$, 我们需要建立季度指标和月度指标间的换算关系。令 $z_t^{(q)} = \Pi(L)z_t^{(m)}$, 其中 L 为滞后算子, $\Pi(\cdot)$ 为 P 阶多项式³。一般化的混频 Nelson - Siegel 模型可表示为如下状态空间形式:

$$\begin{pmatrix} y_{t,N}^{(m)} \\ x_{t,R}^{(m)} \\ z_{t,S}^{(q)} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Lambda_{(N \times 3)} & \mathbf{0}_{(N \times R)} & \mathbf{0}_{(N \times SP)} \\ \mathbf{0}_{(R \times 3)} & I_{(R \times R)} & \mathbf{0}_{(R \times SP)} \\ \mathbf{0}_{(S \times 3)} & \mathbf{0}_{(S \times R)} & \Pi_{(S \times SP)} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} f_t^{(m)} \\ x_{t,R}^{(m)} \\ z_{t,S,P}^{(m)} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{y,t}^{(m)} \\ \mathbf{0} \\ \mathbf{0} \end{pmatrix} \quad (10)$$

$$\begin{pmatrix} f_t^{(m)} - \mu_f \\ x_{t,R}^{(m)} - \mu_x \\ z_{t,S,P}^{(m)} - \mu_z \end{pmatrix} = \Phi^{(m)} \begin{pmatrix} f_{t-1}^{(m)} - \mu_f \\ x_{t-1,R}^{(m)} - \mu_x \\ z_{t-1,S,P}^{(m)} - \mu_z \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_{f,t}^{(m)} \\ \eta_{x,t,R}^{(m)} \\ \eta_{z,t,S,P}^{(m)} \end{pmatrix} \quad (11)$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{y,t}^{(m)} \\ \eta_t^{(m)} \end{pmatrix} \sim WN \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} H & 0 \\ 0 & \Omega \end{pmatrix} \right] \quad (12)$$

其中, N, R 和 S 分别表示国债收益率, 月度宏观指标, 季度宏观指标的变量个数, 国债收益率 $y_{t,N}^{(m)}$ 为 $N \times 1$ 维向量, $R \times 1$ 维向量 $x_{t,R}^{(m)}$ 表示月度宏观指标, 季度宏观指标 $z_{t,S}^{(q)}$ 为 $S \times 1$ 维向量。令 $SP = \sum_{i=1}^S p_i$, p_i 表示第 i 个季度宏观指标中对应的潜在月度指标个数, 则 SP 为所有季度指标对应的月度指标数目总和。 $1 \times p_i$ 维向量 $z_{t,i,p_i}^{(m)}$ 为第 i 个季度指标对应的月度指标, $SP \times 1$ 维向量 $z_{t,S,P}^{(m)} = [z_{t,1,p_1}^{(m)}, z_{t,2,p_2}^{(m)}, \dots, z_{t,S,p_S}^{(m)}]'$ 表示季度指标对应的所有潜在月度指标。 $\Pi_{(S \times SP)}$ 表示季度指标与相应月度指标的换算关系, 具体表示如下:

$$\Pi_{(S \times SP)} = \begin{bmatrix} \Pi_{1 \times p_1} & \mathbf{0}_{1 \times p_2} & \dots & \mathbf{0}_{1 \times p_S} \\ \mathbf{0}_{1 \times p_1} & \Pi_{1 \times p_2} & \dots & \mathbf{0}_{1 \times p_S} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \mathbf{0}_{1 \times p_1} & \mathbf{0}_{1 \times p_2} & \dots & \Pi_{1 \times p_S} \end{bmatrix}$$

3 P 的取值表示换算关系中季度指标对应的月度指标的个数, 当季度指标为存量数据时, P 的取值为 1, 对于流量数据而言, 同一季度指标的同比增长率和环比增长率, P 的取值也会有所不同。

宏观经济指标可以分为存量和流量指标,季度指标与月度指标的换算关系需要区别对待。季度存量指标可以由该季度内最后一个月份的月度存量指标换算,而流量指标的换算关系略显复杂,当季度指标为增长率数据时,还需区别同比与环比增长率的情况。本文以季度 GDP 为例,参照郑挺国和王霞(2013),假设季度 GDP 为对应月度 GDP 的几何平均数,便可推导出季度 GDP 同比增长率和月度 GDP 同比增长率存在以下关系:

$$z_t^{(q)} = \frac{1}{3}z_t^{(m)} + \frac{1}{3}z_{t-1}^{(m)} + \frac{1}{3}z_{t-2}^{(m)}$$

混频 Nelson - Siegel 模型则有如下状态空间形式:

$$\begin{pmatrix} y_t^{(m)} \\ x_t^{(m)} \\ z_t^{(q)} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Lambda_{N \times 3} & 0_{N \times 1} & 0_{N \times 3} \\ 0_{1 \times 3} & 1 & 0_{1 \times 3} \\ 0_{1 \times 3} & 0 & \Pi_{1 \times 3} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} f_t^{(m)} \\ x_t^{(m)} \\ z_t^{(m)} \\ z_{t-1}^{(m)} \\ z_{t-2}^{(m)} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{y,t}^{(m)} \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \quad (13)$$

$$\begin{pmatrix} f_t^{(m)} \\ x_t^{(m)} \\ z_t^{(m)} \\ z_{t-1}^{(m)} \\ z_{t-2}^{(m)} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_f \\ \mu_x \\ \mu_z \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Phi_{5 \times 5} & 0_{5 \times 2} \\ 0_{1 \times 3} & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0_{1 \times 3} & 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} f_{t-1}^{(m)} \\ x_{t-1}^{(m)} \\ z_{t-1}^{(m)} \\ z_{t-2}^{(m)} \\ z_{t-3}^{(m)} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_{f,t}^{(m)} \\ \eta_{x,t}^{(m)} \\ \eta_{z,t}^{(m)} \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \quad (14)$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{y,t}^{(m)} \\ \eta_t^{(m)} \end{pmatrix} \sim WN \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} H & 0 \\ 0 & \Omega \end{pmatrix} \right] \quad (15)$$

其中,状态变量 $f_t^{(m)} = [L_t^{(m)} \ S_t^{(m)} \ C_t^{(m)}]'$ 表示期限结构因子, $\eta_t^{(m)} = [\eta_{f,t}^{(m)} \ \eta_{x,t}^{(m)} \ \eta_{z,t}^{(m)}]'$ 表示潜在因子的扰动项。该混频状态空间模型的测量方程中,矩阵 Λ 由参数 λ 决定, $\Pi = [1/3 \ 1/3 \ 1/3]$ 为已知向量表示季度指标与月度指标之间的换算关系。为简化估计过程,参照 Diebold et al. (2006) 的做法,假设方差协方差矩阵为对角阵,并且 $H = \sigma^2 I$, I 为单位矩阵,因此,测量方程需要估计参数 λ 、 σ^2 。状态方程(14)式中的常数项 $\mu = [\mu_f \ \mu_x \ \mu_z]$, 系数矩阵 Φ , 方差协方差矩阵 Ω 均需估计,同时还需利用线性高斯状态空间方法提取潜变量 $\{L_t^{(m)}, S_t^{(m)}, C_t^{(m)}, z_t^{(m)}\}_{t=1}^T$ 。

考虑到待估参数的维度,本文使用贝叶斯方法估计。在线性高斯假设下,给定其他参数和潜变量, μ 、 Φ 与 Ω 的条件分布是已知的,但参数 λ 以非线性的形式出现在测量方程中,我们无法直接假定其先验分布的形式,故文中对该系数的估计需要采用 Metropolis - Hasting - within - Gibbs 抽样的马尔科夫链蒙特卡洛算法 (MCMC) 加以实现,需要特别指出的是,在估计过程中需要注意包含混频数据信息指标的处理。季度指标 z_t^q 仅在季度末月份存在,参考 Schorfheide and Song (2014),我们引入时变的矩阵 M_t , 令 $M_t z_t^{(q)} = M_t \Pi(L) z_t^{(m)}$ 即在季度指标不存在的月份,季度指标不能为状态变量的更新 (Update) 提

供信息,该月份潜在因子的提取中会忽略季度指标所在的方程,而在季度末的月份 M_t 取单位矩阵,意味着新增的季度指标信息可用于修正状态变量的更新过程。

具体的 MCMC 算法按如下步骤实现:(1)给定所有待估参数,从线性高斯状态空间模型中提取潜变量 $\{L_t^{(m)}, S_t^{(m)}, C_t^{(m)}, z_t^{(m)}\}_{t=1}^T$; (2)给定参数 λ 、 σ^2 及潜变量,从多维正态 - 逆威尔 (Multiple Normal Inverse Wishart) 分布中抽取参数矩阵 μ 、 Φ 和 Ω ; (3)给定参数 λ 、 μ 、 Φ 、 Ω 及潜变量,从逆伽马 (Inverted Gamma) 分布中抽取参数 σ^2 ; (4)给定参数 σ^2 、 μ 、 Φ 、 Ω 以及潜变量,利用随机游走 (Random Walk - Metropolis - Hasting) 算法,抽取参数 λ 。以上抽样中参数的后验分布计算过程详见 Negro and Schorfheide(2011)等。

三、数据说明

本文主要使用的数据包括中国国债收益率和宏观经济指标,其中收益率为高频月度指标。宏观经济指标主要包括月度通货膨胀率、季度国内生产总值及月度工业增加值。

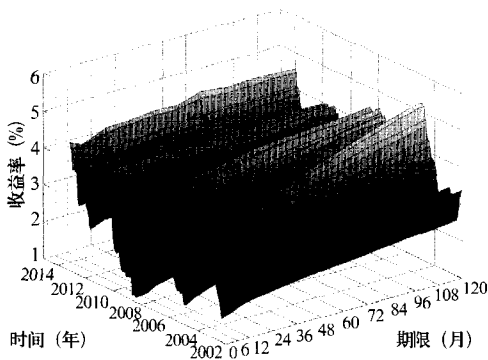


图 1 中国国债收益率曲线

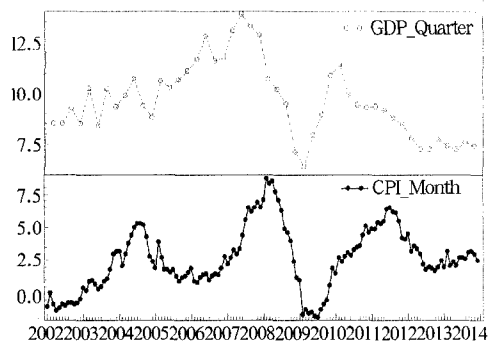


图 2 中国季度 GDP 和月度 CPI 同比增长率

我们选取国债收益率的期限分别为 6、12、24、36、48、60、72、84、96、108、120 个月,共计十一类期限。数据类型为中国银行间市场国债到期收益率,数据样本区间为 2002 年 1 月 2 日至 2013 年 12 月 31 日,数据来源于 Wind 金融资讯数据库。图 1 描述了各期中国国债收益率的期限结构信息。

本文选取反映经济增长和物价水平的宏观经济指标,如图 2 所示。国民生产总值是反映中国经济增长的重要指标,其刻画中国实体经济规模及周期性的变化趋势,本文使用季度 GDP 的同比增长率作为经济增长的代理变量⁴,样本区间为 2002 年第 1 季度 - 2013 年第 4 季度。通货膨胀是代表物价水平的宏观经济核心指标,其反映出宏观经济的价格变动信息,该指标与国债收益率之间的关系早为经济金融理论界所熟知并被大量的实证研究文献(如: Diebold et al., 2006、Rudebusch and Wu 2008、吴吉林等 2010)所证实。我

4 本文还采用工业增加值作为经济增长的代理变量进行实证分析,限于篇幅及重要性这里不再赘述。

们选取 CPI 的月度同比变化率作为通货膨胀的代理变量,样本区间为 2002 年 1 月—2013 年 12 月。宏观经济指标数据均来源于国家统计局网站,中国经济景气月报。

四、实证分析

(一) 国债收益率及期限结构因子拟合

为说明混频模型对中国国债收益率的拟合效果,本文首先给出同频期限结构模型及混频 Nelson - Siegel 模型对国债收益率的样本内拟合结果。其中,同频模型分别为基本的 Nelson - Siegel 模型(B - N - S)和包含宏观指标的期限结构模型(M - N - S)。表 1 给出基于同频和混频模型,各期国债收益率 RMSE 和 MAE⁵ 的计算结果。从表 1 中可以发现,相对于基本的 Nelson - Siegel 模型而言,混频利率期限结构模型对短期、中期和长期收益率拟合均有明显改进,并且改进的幅度大于 M - N - S 模型。由此可知混频 Nelson - Siegel 期限结构模型的拟合效果整体上好于同频期限结构模型,充分说明使用混频宏观金融利率期限结构模型拟合中国国债收益率的合理性。由于混频模型引入了重要的 GDP 指标,而同频 M - N - S 模型仅包含反映工业收入情况的工业增加值指标,相对于工业增加值而言,GDP 指标更能反映宏观经济的运行态势同时也包含更多地改进国债收益率拟合效果的有效信息。总之,引入 GDP 等宏观变量的混频 Nelson - Siegel 模型能够更加精准地刻画中国国债收益率曲线。

表 1 各期中国国债收益率估计的 RMSE 和 MAE

国债期限(月)	RMSE			MAE		
	B - N - S	M - N - S	MF - N - S	B - N - S	M - N - S	MF - N - S
6	4.68	4.87	4.54	4.01	4.20	3.88
12	5.99	6.91	5.67	5.14	5.94	4.84
24	7.04	6.57	6.98	6.32	5.82	6.24
36	2.53	3.35	2.56	1.64	2.68	1.76
48	5.18	7.24	4.86	4.55	6.38	4.26
60	7.27	9.14	6.97	6.39	8.10	6.12
72	5.71	7.06	5.52	4.78	5.88	4.61
84	3.45	4.34	3.41	2.92	3.65	2.88
96	1.94	1.93	1.94	1.26	1.29	1.23

5 以期限为 τ_n 的收益率为例, $RMSE = (T^{-1} \sum_{i=1}^T (\hat{y}_i(\tau_n) - y_i(\tau_n))^2)^{1/2}$, $MAE = T^{-1} \sum_{i=1}^T |\hat{y}_i(\tau_n) - y_i(\tau_n)|$ 。其中, $\hat{y}_i(\tau_n)$ 表示模型估计的收益率, $y_i(\tau_n)$ 表示实际国债收益率。

(续表)

国债期限(月)	RMSE			MAE		
	B-N-S	M-N-S	MF-N-S	B-N-S	M-N-S	MF-N-S
108	4.34	4.34	4.14	3.62	3.62	3.44
120	8.23	8.55	7.91	6.67	6.90	6.42

注:表中 RMSE 和 MAE 的单位为基点即万分之一, B-N-S 表示基本的 Nelson-Siegel 模型, M-N-S 表示同频宏观 Nelson-Siegel 模型, 宏观变量为工业增加值和通货膨胀率, MF-N-S 表示混频 Nelson-Siegel 模型, 黑体表明同频或者混频期限结构模型的拟合效果最优。

为进一步说明混频期限结构模型对国债收益率样本内拟合情况, 本文给出四个不同期限的收益曲线的拟合结果。图 2 描述了基于混频 Nelson-Siegel 利率期限结构模型估计的期限为 6、24、60、120 个月的国债收益率的拟合结果。我们可以发现各期国债收益率实际值和拟合值的吻合度极高, 短期收益率曲线的拟合精度略好于长期收益率曲线。

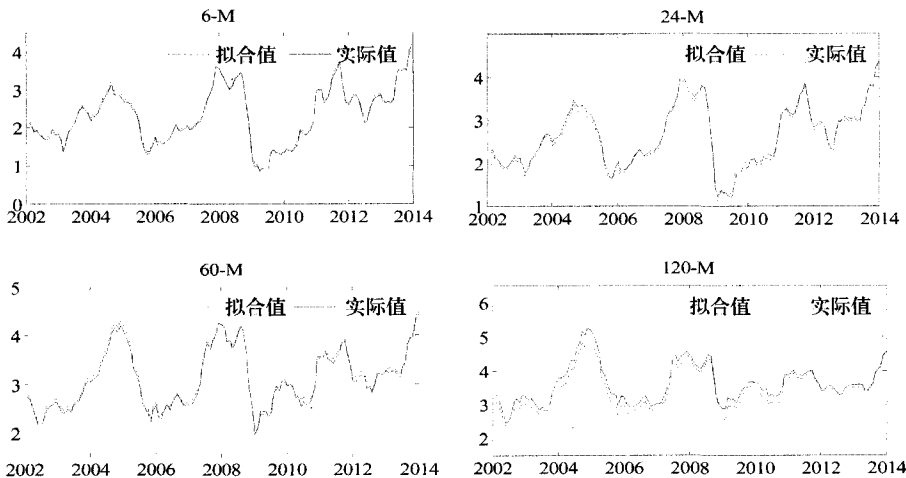


图 3 混频利率期限结构模型对国债收益率的拟合结果

为说明混频期限结构模型在刻画中国国债收益率曲线方面的优势, 还需详细分析期限结构因子及其因子载荷的估计结果。在 Nelson-Siegel 模型框架下, 水平、斜率、曲度三个期限结构因子有着特定的含义。水平、斜率、曲度因子的拟合效果是衡量混频 Nelson-Siegel 模型设定优劣的重要方面。文献中依据因子载荷(见 Diebold and Li, 2006)通常将水平因子 L_t 称作长期因子, 斜率因子 S_t 称之为短期因子, 曲度因子 C_t 表示中期因子。

如图4所示,我们可知:首先,各个期限的中国国债收益率水平因子载荷值始终为1即不会表现出衰减特征,意味着水平因子对各期收益率的影响相同;其次,斜率因子载荷随着期限的增加呈现单调指数衰减特征,其衰减程度受到参数 λ 的显著影响,参数 λ 越大其衰减速度越快;最后,曲率因子载荷随着期限的增加则呈现出先上升后下降的运动趋势,而且其最大值同样受到参数 λ 的影响,意味着曲率因子对中短期国债收益率作用明显。期限结构因子载荷说明动态因子对中国国债收益率不同期限结构影响,这一结果与 Diebold and Li (2006) 对美国国债收益率期限结构因子载荷的描述相似。

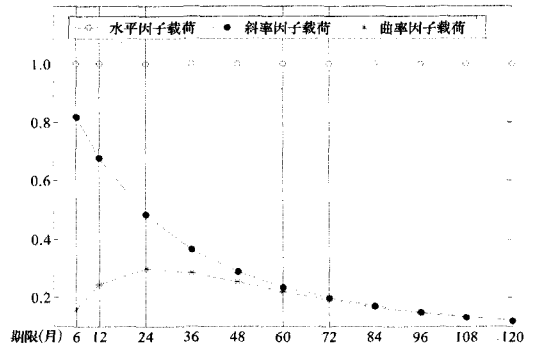


图4 中国国债收益率期限结构因子载荷

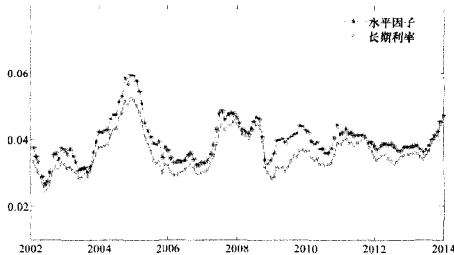


图5 水平因子与长期收益率

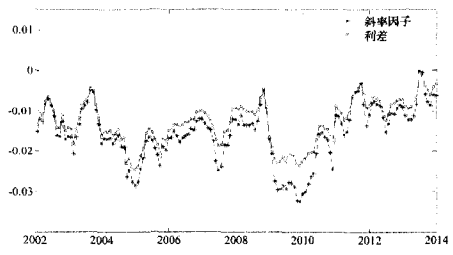


图6 斜率因子与期限结构利差

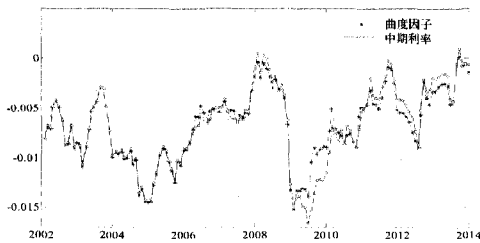


图7 曲度因子与中期收益率

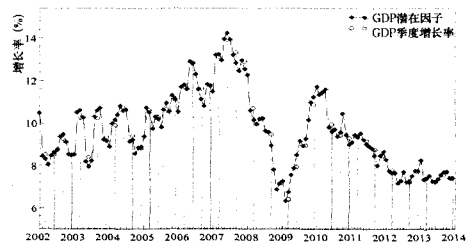


图8 月度GDP潜在因子与季度GDP增长率

为进一步说明水平、斜率、曲度因子拟合效果及其所表征的经济含义。本文参照 Diebold and Li (2006), 分别给出水平、斜率和曲度因子的经验值并与混频 Nelson - Siegel 模型估计的水平、斜率、曲度因子拟合值进行比较, 如图5、图6、图7所示。其中, 水平因子的经验值采用期限为10年的中国国债收益率; 取期限结构利差即期限为10年与6个月的中国国债收益率之差作为斜率因子的经验值之代理变量; 两倍的2年期中国国债收益率减去10年与6个月的中国国债收益率代表曲度因子的经验值。

从图5、图6、图7中, 我们发现中国国债收益率水平、斜率、曲度因子的经验值及拟合值高度吻合, 这说明混频 Nelson - Siegel 模型拟合的水平、斜率、曲度因子具有明显的期限结

构特征,符合经验事实。对比吴吉林等(2010)、康书隆和王志强(2010)等学者对中国期限结构因子的拟合结果,可知本文提取的期限结构因子与经验值的相似度更高,进一步反映出混频 Nelson - Siegel 模型在刻画中国国债收益率方面的合理性。此外,准确拟合收益率曲线的期限结构因子有助于我们深入理解国债收益率曲线的期限结构特征及其经济含义。

除描述期限结构因子之外,本文还给出月度 GDP 潜在因子的估计结果,如图 8 所示。我们发现月度 GDP 潜在因子与季度 GDP 增长率的运动趋势高度吻合,说明混频期限结构模型可以较好地提取月度 GDP 潜在因子。由于月度潜在因子可以表征宏观经济的基本运动态势,这为我们进一步地分析宏观经济与期限结构的关联性提供了可靠保障。

(二)宏观因子(经济)与收益率曲线

本文将进一步基于混频模型的参数估计、脉冲响应及方差分解等方面考察宏观经济指标(国内生产总值和通货膨胀)对国债收益率及期限结构水平、斜率、曲度因子的影响。

表 2 混频 Nelson - Siegel 模型参数估计结果

	λ	0.07297 [0.07, 0.08]		$\sigma^2 (\times 10^{-10})$	1.3356 [1.17, 3.37]
	L_{t-1}	S_{t-1}	C_{t-1}	CPI_{t-1}	GDP_{t-1}^*
L_t	0.9107 [0.81, 1.02]	0.0132 [-0.09, 0.11]	-0.0234 [-0.07, 0.03]	0.0161 [-0.01, 0.04]	-0.0016 [-0.03, 0.03]
S_t	0.0610 [-0.08, 0.20]	0.8485 [0.72, 0.98]	0.0877 [0.02, 0.16]	-0.0117 [-0.05, 0.03]	0.0067 [-0.03, 0.04]
C_t	0.1487 [-0.08, 0.37]	0.1300 [-0.08, 0.34]	0.9234 [0.81, 1.04]	-0.0355 [-0.10, 0.03]	0.0556 [0.00, 0.11]
CPI_t	0.3438 [0.05, 0.64]	0.0070 [-0.27, 0.28]	0.2113 [0.07, 0.35]	0.8346 [0.76, 0.91]	0.1545 [0.08, 0.23]
GDP_t^*	-0.2033 [-0.68, 0.28]	-0.3372 [-0.79, 0.11]	0.0324 [-0.19, 0.26]	0.0097 [-0.12, 0.14]	0.8693 [0.73, 1.01]
Ω	$L_t (\times 10^{-6})$	$S_t (\times 10^{-6})$	$C_t (\times 10^{-6})$	$CPI_t (\times 10^{-6})$	$GDP_t^* (\times 10^{-6})$
L_t	4.4888 [3.27, 5.71]	-3.8293 [-5.13, -2.53]	-3.4782 [-5.36, -1.60]	1.0583 [-1.21, 3.33]	3.7544 [-5.23, 8.03]
S_t		8.4914 [6.34, 10.64]	5.0411 [2.46, 7.63]	1.8198 [-1.28, 4.92]	-4.1720 [-9.77, 1.42]
C_t			22.5057 [17.01, 28.03]	2.0098 [-3.16, 7.19]	-1.9927 [-1.20, 8.00]
CPI_t				36.6355 [27.41, 45.90]	2.9092 [-1.08, 1.66]
GDP_t^*					57.0056 [27.48, 90.31]

注:参数 λ 、 σ^2 为测量方程的待估参数, L_t , S_t , C_t 分别表示水平、斜率、曲度因子, CPI_t 表示通货膨胀率, GDP_t^* 表示月度 GDP 潜在因子, Ω 表示状态方程中待估的协方差矩阵。表中估计结果为贝叶斯后验分布的中位数,中括号内的值为 95% 的置信区间,粗体表示参数在 5% 的显著性水平上是显著不为零的,受篇幅所限,中括号内的值为小数点后两位近似。

表2总结了混频期限结构模型参数估计结果。首先,大部分参数具有统计意义上的显著性,特别地,参数 λ 在5%的显著性水平上显著不为零,该参数是刻画期限结构因子及因子载荷的关键参数,这表明上述期限结构因子及因子载荷的相关分析是合理可靠的。其次,期限结构水平、斜率、曲度因子本身具有很强的持续性,在5%的显著性水平上,水平和曲度因子对通胀均有正向边际贡献。最后,月度GDP潜在因子对水平因子没有显著影响,但值得关注的是,GDP对曲度因子的边际影响在5%的显著性水平上显著不为零,说明宏观变量GDP对于曲度因子有重要影响,这进一步体现出包含季度GDP变量构建混频期限结构模型的重要意义。对比图7和图8,我们发现GDP与曲度因子的变动趋势大体相同,尤其在2008年金融危机期间,中国GDP和期限结构曲度因子表现出了共同的下降趋势,说明宏观经济及其周期性的行为通过曲度因子对期限结构产生影响。这一发现为我们深入认识宏观基本面与利率期限结构的关联性提供了新的经验支持。

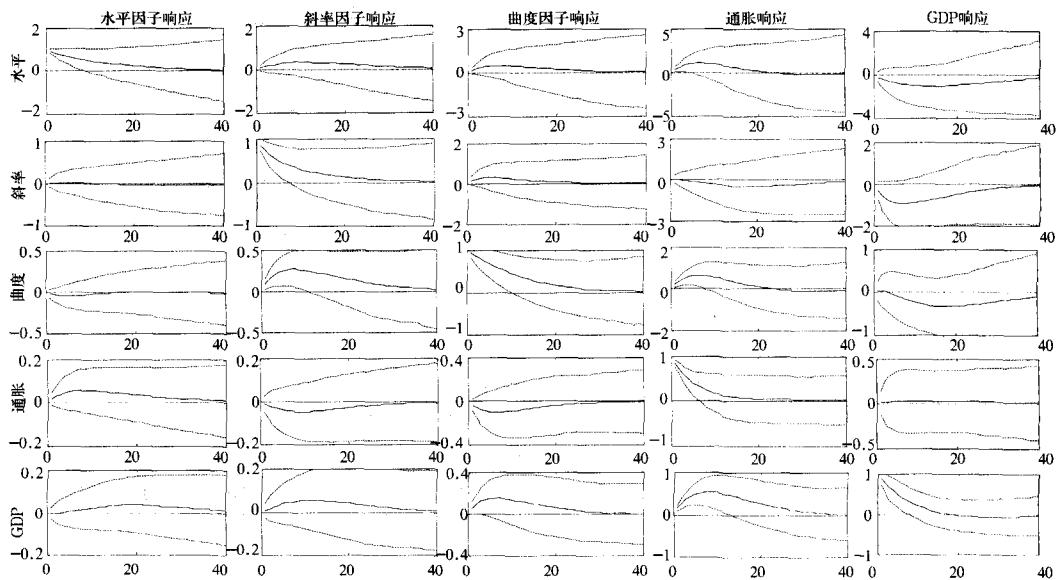


图9 混频期限结构模型脉冲响应估计结果

进一步地,图9描述了宏观经济基本面(国内生产总值和通货膨胀)与水平、斜率、曲度因子之间的冲击影响⁶。一方面,GDP潜在因子对曲度因子有显著的正向冲击,充分说明GDP对利率期限结构有重要影响。尤为重要的是,混频模型可以在月度频率上发现这一冲击影响,保证了分析结论的时效性,进而满足市场参与者高频实时决策的迫切要求。另一方面,期限结构因子对通货膨胀的冲击方向具有不确定性,水平因子对通胀具有显著的正向冲击而且持续性较强,说明通胀指标具有一定的滞后性,可以将水平因子视作债券

⁶ 脉冲响应图共由25个小图组成,其中第一行的5个小图分别表示水平因子对水平、斜率、曲度因子及宏观经济变量的影响,其他图例的具体含义以此类推。

市场对长期通胀的预期,这意味着增加水平因子会增加未来通胀水平的预期。

此外,方差分解也是考察国债收益率与宏观基本面关联性的经典方法。表 3 报告了在预测步长分别为 2、5、15、30 个月情况下,水平、斜率和曲度因子方差分解的结果。首先,就水平因子而言,通货膨胀对其预测方差的贡献总体上大于 GDP 潜在因子;其次,斜率因子自身的预测能力较弱,在预测步长较短时通货膨胀的贡献程度和 GDP 潜在因子大体相当,当预测步长增加时 GDP 潜在因子的贡献越来越大;最后, GDP 潜在因子对曲度因子的贡献明显高于通货膨胀,当预测步长为 30 个月时, GDP 潜在因子的方差预测贡献约为 9%。综合期限结构因子本身所暗示的经济意义,我们可知,通货膨胀对长期利率影响较大;由于 GDP 潜在因子主要贡献于曲度因子⁷进而对中期利率水平有明显影响。

表 3 期限结构水平、斜率、曲度因子方差分解

	Horizon	L_t	S_t	C_t	CPI_t	GDP_t^*
L_t	2	0.9948	0.0005	0.0013	0.0011	0.0005
	5	0.9605	0.0041	0.0083	0.0093	0.0037
	15	0.8343	0.0207	0.0257	0.0358	0.0215
	30	0.7210	0.0471	0.0471	0.0448	0.0463
S_t	2	0.3797	0.6063	0.0094	0.0005	0.0005
	5	0.3249	0.5676	0.0757	0.0042	0.0047
	15	0.2064	0.4420	0.2353	0.0171	0.0296
	30	0.1980	0.3806	0.2527	0.0260	0.0530
C_t	2	0.1101	0.0475	0.8284	0.0008	0.0037
	5	0.0818	0.0694	0.7914	0.0063	0.0258
	15	0.0670	0.0851	0.6834	0.0209	0.0714
	30	0.0844	0.1010	0.6023	0.0278	0.0859

本文进一步给出中国国债收益率方差⁸分解情况,表 4 报告了期限为 6、24、60、120 个月的国债收益率的方差分解结果。首先,随着国债收益率期限的增加水平因子的贡献越来越大,斜率因子的贡献表现为递减特征,而曲度因子的贡献则先增后减,从侧面反映出期限结构因子的经济含义;其次,在给定预测步长不变的条件下,作为宏观经济变量,通货膨胀的贡献随着收益率期限的增加越来越大,在收益率期限的增加时, GDP 潜在因子的

⁷ 月度 GDP 潜在因子对曲度因子具有重要影响的货币政策含义,有助于我们基于货币政策规则揭示货币政策作用与传导机制。

⁸ 关于收益率曲线方差分解的具体实现方法可参考 Ang and Piazzesi(2003)。

贡献表现出先升后降的趋势特征。因此,国债收益率的方差分解结果也可得出与表3中相一致的结论即通货膨胀主要贡献于收益率曲线长端,GDP潜在因子对中短期国债收益率有明显影响。

表4 各期国债收益率方差分解情况

Term	Horizon	L_t	S_t	C_t	CPI_t	GDP_t^*
6 - M	2	0.0399	0.8167	0.1343	0.0004	0.0010
	5	0.0714	0.6785	0.2129	0.0029	0.0109
	15	0.1447	0.4056	0.2873	0.0125	0.0659
	30	0.1825	0.3083	0.2556	0.0218	0.1043
24 - M	2	0.1456	0.4394	0.4040	0.0003	0.0020
	5	0.1697	0.3859	0.4006	0.0029	0.0170
	15	0.2200	0.2515	0.3508	0.0130	0.0767
	30	0.2383	0.2070	0.2933	0.0225	0.1113
60 - M	2	0.5520	0.1718	0.2675	0.0005	0.0012
	5	0.5444	0.1724	0.2405	0.0040	0.0113
	15	0.5041	0.1275	0.1981	0.0168	0.0607
	30	0.4585	0.1258	0.1721	0.0269	0.0972
84 - M	2	0.7437	0.0965	0.1531	0.0006	0.0008
	5	0.7250	0.1033	0.1326	0.0051	0.0076
	15	0.6410	0.0857	0.1114	0.0210	0.0484
	30	0.5611	0.0971	0.1122	0.0307	0.0843
120 - M	2	0.8757	0.0475	0.0711	0.0008	0.0006
	5	0.8524	0.0546	0.0563	0.0065	0.0054
	15	0.7436	0.0543	0.0541	0.0255	0.0376
	30	0.6370	0.0756	0.0709	0.0346	0.0700

五、结论与启示

采用利率期限结构模型准确拟合与预测国债收益率具有重要意义。一方面,国债收益率作为无风险利率或者基准利率对金融资产价格具有向导性的影响,其关系到整个资

本市场金融资产定价的合理性和有效性。另一方面,中央银行的货币政策调整也日趋重视价量结合的方法,合理预测国债收益率可为宏观经济政策前瞻性调整提供重要的参考依据。

为充分利用金融经济指标的各类有效信息,本文构建了一种混频期限结构模型并使用中国宏观经济变量和国债收益率进行实证研究。文章主要结论如下:

首先,混频 Nelson - Siegel 期限结构模型很好地拟合了中国国债收益率,同时拟合效果好于同频 Nelson - Siegel 期限结构模型;其次,混频利率期限结构模型可以精准捕捉中国国债收益率曲线的期限结构因子,反映出混频 Nelson - Siegel 模型在刻画中国国债收益率方面的适用性;再次,宏观经济对国债收益率动态因子有明显相互影响,水平因子对通货膨胀有明显影响,尤为重要的是,曲度因子受到 GDP 潜在因子显著影响,这为我们深入认识宏观基本面与利率期限结构提供了新的经验支持;最后,本文基于方差分解方法考察宏观基本面对国债收益率及其动态因子的贡献,结果表明宏观经济变量对中长期国债收益率的影响较大,并进一步说明 GDP 和通货膨胀对期限结构因子的不同影响。

参 考 文 献

- [1] 郭涛和宋德勇,2008,《中国利率期限结构的货币政策含义》,《经济研究》第3期,第39~47页。
- [2] 康书隆和王志强,2010,《中国国债利率期限结构的风险特征及其内含信息研究》,《世界经济》第7期,第121~143页。
- [3] 潘敏、夏庆、刘小燕、张华华,2011,《汇率制度改革、货币政策与国债利率期限结构》,《金融研究》第11期,第18~31页。
- [4] 刘金全、王勇、张鹤,2007,《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》第5期,第126~133页。
- [5] 吴吉林、金一清、张东华,2010,《潜在变量、宏观变量与动态利率期限结构——基于 DRA 模型的实证分析》,《经济评论》第1期,第80~88页。
- [6] 郑挺国和尚玉皇,2013,《金融指标对中国 GDP 混频预测分析》,《金融研究》第5期,第16~29页。
- [7] 郑挺国和王霞,2013,《中国经济周期的混频数据测度及实时分析》,《经济研究》第6期,第58~70页。
- [8] Ang, A., and M. Piazzesi. 2003. "A no - arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables." *Journal of Monetary Economics*, 50(4):745~787.
- [9] Bekaert, G., S. Cho, and A. Moreno. 2010. "New Keynesian macroeconomics and the term structure." *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(1):33~62.
- [10] Clements, M. P., and Galvão A. B. 2009. "Forecasting US Output Growth Using Leading Indicators: An Appraisal Using MIDAS Models." *Journal of Applied Econometrics*, 24(7):1187~1206.
- [11] Dewachter, H., and M. Lyrio. 2006. "Macro factors and the term structure of interest rates." *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(1):119~140.
- [12] Diebold, F. X., and Canlin Li. 2006. "Forecasting the term structure of government bond yields." *Journal of Econometrics*, 130(2):337~364.
- [13] Diebold, F. X., G. D. Rudebusch, and S. Boragan Aruoba. 2006. "The macroeconomy and the yield curve: a dynamic latent factor approach." *Journal of Econometrics*, 131(1 - 2):309~338.
- [14] Duffie, D., and Kan, R. 1996. "A yield - factor model of interest rates." *Mathematical Finance*, 6(4):379~406.

- [15] Engle R. F., Ghysels E., and Sohn B. 2013. "Stock Market Volatility and Macroeconomic Fundamentals." *Review of Economics and Statistics*, 95(3):776 ~ 797.
- [16] Fuleky P., and Bonham C. S. 2013. "Forecasting with Mixed Frequency Samples; the Case of Common Trends." *Working Papers*, 201316.
- [17] Ghysels, E., Santa - Clara, P., and Valkanov R. 2004. "The MIDAS Touch: Mixed Data Sampling Regressions." *Mimeo, Chapel Hill, N. C.*
- [18] Ghysels, E., Sinko A., and Valkanov R. 2007. "MIDAS Regressions: Further Results and New Directions." *Econometric Reviews*, 26(1):53 ~ 90.
- [19] Nelson C. R., and Siegel A. F. 1987. "Parsimonious modeling of yield curves." *The Journal of Business*, 60(4): 473 ~ 489.
- [20] Negro M. D., and Schorfheide F. 2011. "Bayesian Macroeconometrics In J. Geweke, G. Koop, and H. van Dijk (eds.)." *The Oxford Handbook of Bayesian Econometrics*, 293 ~ 389.
- [21] Rudebusch, G. D., and T. Wu. 2008. "A Macro - Finance Model of the Term Structure, Monetary Policy and the Economy." *The Economic Journal*, 118(530):906 ~ 926.
- [22] Schorfheide F., and D. Song. 2014. "Real - Time Forecasting with a Mixed - Frequency VAR." *Journal of Business and Economic Statistics, in Press.*
- [23] Stock, J. H., and Watson, M. W. 2003. "How Did Leading Indicator Forecasts Perform During the 2001 Recession?" *Federal Reserve Bank of Richmond: Economic Quarterly*, 89(3):71 ~ 90.

Macroeconomic Factor and Interest Rate Term Structure: Based on Mixed Frequency Nelson - Siegel Model

SHANG Yuhuang ZHENG Tingguo XIA Kai

(Institute of Chinese Financial Studies, Southwestern University of Finance and Economics;
The Wang Yanan Institute for Studies in Economics, Xiamen University)

Abstract: Many empirical studies find that macroeconomic fundamentals have also significant influence in the yield curve. This paper proposes and estimates a mixed - frequency Nelson - Siegel term structure model with the Chinese Treasury yields and macroeconomic data. The results show that the mixed - frequency model can improve the in - sample fit of the yield curve compared with the basic Nelson - Siegel model. The term structural (the level, slope and curvature) factor implied the clear economic implications can be extracted by the model. In addition, the model can identify that the levels factor significantly affect the inflation. More importantly, the curvature factor is affected by and GDP latent factor. Finally, according to the variance decomposition, we find that the inflation plays important rule in level factor and long term yield curve. The latent factor of GDP mainly contribution to curvature factor and short or middle term yield curve.

Key words: Yield curve, Mixed - frequency, Term structure, GDP latent factor

(责任编辑:王鹏)(校对:WH)