

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

吴吉林 金一清 张二华*

摘要: 本文从金融 - 宏观经济学视角出发,运用 DRA 模型研究了潜在变量、宏观变量与利率期限结构之间的动态关系。通过脉冲响应函数分析了潜在变量与宏观变量之间的相互冲击效应的大小,以及潜在变量、宏观变量对收益率曲线冲击的影响,借助于方差分解量化了潜在变量、宏观变量冲击对收益率曲线预测误差的贡献率,并利用似然比检验,发现中国的收益率曲线与宏观变量之间存在双向的互动关系,但收益率曲线对未来宏观变量的影响更强。

关键词: 潜在变量 宏观变量 利率期限结构 脉冲响应 方差分解

一、引言

利率期限结构一直是金融学 and 宏观经济学的主要研究领域之一,但在就如何构建计量模型来刻画利率期限结构方面,二者存在较大差异,后者主要关注通货膨胀、增长预期等经济因素对利率期限结构的决定作用;而前者则通常忽略这些宏观变量的影响,直接利用定价模型对利率期限结构展开经验研究。从金融视角看,利率期限结构是资产定价、风险管理和套期保值的基础,金融学者们在无套利、一般均衡和 Nelson - Siegel 模型等框架内用潜在变量来描述动态期限结构变化,并根据潜在变量发挥作用不同标注不同名称如“短期利率”和“通货膨胀率”(Pearson and Sun, 1994)、“水平因子”、“斜率因子”和“曲率因子”(Litterman and Scheinkman, 1991)。虽然在上述框架下,利率期限结构能得到较好的刻画(Duffie and Kan, 1996; Dai and Singleton, 2000),但由于这类模型没有直接考察潜在变量与宏观经济变量之间的关系,所以不能就潜在变量在利率期限结构的影响机制上提供有益的经济学洞见。从经济学视角看,利率期限结构包含重要的宏观经济信息,它与通货膨胀、实际经济活动密切相关,并且短期利率也是中央银行实施货币政策的重要传导工具。经济学者们用矢量自回归(VAR)方法直接在利率期限结构与经济增长、通货膨胀与银行间隔夜拆借利率等宏观变量之间建模,分析利率期限结构对宏观经济变量的影响(Estrella and Hardouvelis, 1991; Estrella and Mishkin, 1997),或者遵循相反思路,利用 VAR 模型研究宏观经济变量在利率期限结构决定中的作用(Evans and Marshall, 1998; Wu, 2002)。虽然 VAR 方法灵活,并能借助于脉冲响应函数与方差分解来研究收益率曲线与宏观变量之间的关系,但该方法只能考察被 VAR 模型包括在内的利率期限变化特点,而不能考察整个利率期限结构的运动规律(Ang and Piazzesi, 2003)。因此,如何将金融视角与经济视角相互结合,取长补短,既研究利率期限的微观变化机理又考察它与宏观变量之间的关系,在两者间架起桥梁将增进对利率期限结构运动规律的了解,有助于风险管理和经济政策的制定。

从金融 - 经济学视角出发研究利率期限结构的方法主要有两类,第一类为宏观无套利率期限模型。这类模型主要是在无套利假设下,将仿射利率期限模型与 VAR 模型相结合,研究潜在变量、宏观变量对收益率曲

* 吴吉林,厦门大学王亚南经济研究院,邮政编码:361005,电子信箱:rainforest1061@gmail.com;金一清,丽水学院人文学院,邮政编码:323000,电子信箱:jyqing00@sina.com;张二华,上海财经大学经济学院,邮政编码:200439,电子信箱:zhangerhua@163.com。

线的影响 (Ang and Piazzesi, 2003), 或者相反, 利用这一模型分析利率期限结构对经济增长、通货膨胀与利率的作用 (Ichiue, 2003)。而 Rudebusch 和 Wu (2008) 则进一步将理性预期引入无套利模型, 并且宏观变量由货币政策反应方程、产出欧拉方程和通货膨胀方程三者共同决定, 为收益率曲线中的潜在变量奠定宏观经济学基础。第二类主要以 Diebold, Rudebusch 和 Aruoba (2006) 提出的模型为代表 (以下简称 DRA 模型)。该模型是将 Nelson - Siegel 模型引入 VAR 模型的框架中, 分析利率期限结构与宏观变量之间的相互影响, DRA 模型虽没有无套利限定, 但对许多国家的国债数据拟合较好, 样本内和样本外预测表现均较佳。而且比起无套利模型, DRA 模型不仅能考察宏观经济变量对收益率曲线的单向关系, 而且还能考察收益率曲线对宏观经济变量的反向作用。

本文在上述学者特别是 Diebold 等 (2006) 的研究基础上, 将潜在变量、宏观变量和利率期限结构纳入到统一框架内, 研究中国国债动态利率期限结构特点及其同经济增长、短期利率与通货膨胀等宏观变量之间的双向关系。就我们所掌握的现有文献来看, 目前国内在 DRA 模型框架下研究这一问题的文献较为鲜见, 虽然石柱鲜等 (2008)、魏玺 (2008) 也考察了中国利率期限结构与宏观经济变量之间的关系, 但他们是从无套利假设出发, 分别在 Ichiue 模型框架、Rudebusch 和 Wu 模型框架内进行研究的。而本文主要在 DRA 模型框架内进行实证研究, 分析中国国债动态利率期限结构与宏观变量之间的双向关系。本文的实证结果表明, 该模型能够较好地反映中国动态利率期限结构变化与宏观经济变量之间的关系。文章余下部分安排为: 第二部分介绍 DRA 模型与计量方法; 第三部分为实证分析; 第四部分是结论。

二、DRA 模型与计量方法

DRA 模型由 Nelson - Siegel 模型和 VAR 模型组合而成。自从 Nelson 和 Siegel (1987) 的文章发表以来, Nelson - Siegel 模型一直被广泛应用于国债利率期限结构的估计。该模型参数少, 计算结果比较稳健, 而且能拟合不同的利率曲线形态, 其具体形式如下:

$$y_t(\tau) = \alpha_1 + \alpha_2 \left(\frac{1 - e^{-\beta\tau}}{\beta} \right) + \alpha_3 \left(\frac{1 - e^{-\beta\tau}}{\beta} - e^{-\beta\tau} \right) \quad (1)$$

由于参数 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \beta$ 不可观测, 在本文中称为潜在变量。参数 β 规定了指数衰减速率, β 越小, 指数衰减越慢, 这时 Nelson - Siegel 模型能较好地拟合长期收益率曲线; 而 β 越大, 指数衰减越快, 这时 Nelson - Siegel 模型能较好地拟合短期收益率曲线。

为了考察利率期限结构与宏观变量之间的关系, DRA 模型假设潜在变量 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ 和待考察的宏观变量服从一阶矢量自回归 VAR 过程, 本文中的宏观变量为经济增长率 g_t 、银行间隔夜拆借平均利率 r_t 和通货膨胀率 i_t 。令 $x_t = (\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, g_t, r_t, i_t)$, 因此 VAR 模型可表示为:

$$\begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \\ g_t \\ r_t \\ i_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} C_1 \\ C_2 \\ C_3 \\ C_4 \\ C_5 \\ C_6 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 11 & 12 & 13 & 14 & 15 & 16 \\ 21 & 22 & 23 & 24 & 25 & 26 \\ 31 & 32 & 33 & 34 & 35 & 36 \\ 41 & 42 & 43 & 44 & 45 & 46 \\ 51 & 52 & 53 & 54 & 55 & 56 \\ 61 & 62 & 63 & 64 & 65 & 66 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_{t-1} \\ \alpha_{t-2} \\ \alpha_{t-3} \\ g_{t-1} \\ r_{t-1} \\ i_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_t(\alpha_1) \\ \epsilon_t(\alpha_2) \\ \epsilon_t(\alpha_3) \\ \epsilon_t(g_t) \\ \epsilon_t(r_t) \\ \epsilon_t(i_t) \end{pmatrix}$$

即:

$$x_t = c + \Phi x_{t-1} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim N(0, R) \quad (2)$$

其中 ϵ_t 为误差项, 服从均值为 0, 方差为一对角矩阵 R 的正态分布。对于一组期限 $\tau = 1, 2, \dots, N$ 的收益率曲线, 令 $y_t = (y_t(\tau_1), y_t(\tau_2), \dots, y_t(\tau_N))$, (1) 式可写成矩阵形式:

$$y_t = X_t \alpha \quad (3)$$

其中:

本文最初曾考虑过把 R 设为非对角矩阵, 但在本文的样本数据中, 似然比检验在 5% 的显著性水平上不能拒绝 R 为一对角矩阵。因此, 为了简洁, 本文略去这一过程, 直接设其为对角矩阵。

$$= \begin{pmatrix} 1 & \frac{1-e^{-1}}{1} & \frac{1-e^{-1}}{1} - e^{-1} & 0 & 0 & 0 \\ 1 & \frac{1-e^{-2}}{2} & \frac{1-e^{-2}}{2} - e^{-2} & 0 & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & \frac{1-e^{-N}}{N} & \frac{1-e^{-N}}{N} - e^{-N} & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

(2)式和(3)式构成了完整的DRA模型。DRA模型的估计方法较多,如卡尔曼滤子法(KF)、有效矩方法(EMM)和极大似然法(MLE)等。本文将使用极大似然法来估计,但VAR模型中既存在可观测变量又存在潜在变量,这对模型估计造成一定困难。为了便于运算,依据Ang和Piazzesi(2003),假设收益率曲线中部分存在测量误差,并且该误差服从正态分布。另外,假设没有测量误差的收益率曲线个数和潜在变量个数相等为 3×1 的矢量 y_{1t} ,而存在测量误差的收益率曲线为 $(N-3) \times 1$ 的矢量 y_{2t} ,并且 $y_t = (y_{1t}, y_{2t})$ 。令 $z_t = (y_{1t}, g_t, r_t, i_t)$,由(3)式可知它和 x_t 之间存在下列关系:

$$z_t = Px_t, P = \begin{pmatrix} A_1 & (0_{3 \times 3} & I_{3 \times 3}) \end{pmatrix} \quad (4)$$

(4)式中, A_1 为前三行组成的矩阵, $0_{3 \times 3}$ 为 3×3 的零矩阵,而 $I_{3 \times 3}$ 为 3×3 的单位矩阵。对(4)式求逆 $x_t = P^{-1}z_t$ 代入(2)式得:

$$z_t = A_2 z_{t-1} + P \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, V) \quad (5)$$

含测量误差的收益率曲线 y_{2t} 为:

$$y_{2t} = A_2 x_t + \varepsilon_t = A_2 P^{-1} z_t + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, V) \quad (6)$$

A_2 为第四行到最后一行组成的矩阵, ε_t 为测量误差,其方差 V 为 $(N-3) \times (N-3)$ 的对角矩阵,并且假设 ε_t 与 z_{t-1} 不相关。令 I_{t-1} 为所有可观测变量在 t 期前的观测值信息集,可得如下极大似然函数表达式:

$$L = \prod_{t=2}^T f(y_{1t}, g_t, r_t, i_t | I_{t-1}) = \prod_{t=2}^T f(z_t | I_{t-1}) f(y_{2t} | z_t, I_{t-1}) \quad (7)$$

(7)式中两条件概率密度函数分别为:

$$f(z_t | I_{t-1}) = |PRP|^{-\frac{1}{2}} \exp \left[-\frac{1}{2} (z_t - z_{t-1})' (|PRP|)^{-1} (z_t - z_{t-1}) \right] \quad (8)$$

$$f(y_{2t} | z_t, I_{t-1}) = |V|^{-\frac{1}{2}} \exp \left[-\frac{1}{2} (y_{2t} - A_2 P^{-1} z_{t-1})' (|V|)^{-1} (y_{2t} - A_2 P^{-1} z_{t-1}) \right] \quad (9)$$

因此,对数极大似然函数可写为:

$$\begin{aligned} \log L = & -0.5(T-1) \left[\det(PR P) \right]^{-\frac{1}{2}} \prod_{t=2}^T \left[-\frac{1}{2} (z_t - z_{t-1})' (|PR P|)^{-1} (z_t - z_{t-1}) \right] \\ & - \frac{1}{2} (T-1) \left[\det(V) \right]^{-\frac{1}{2}} \prod_{t=2}^T \left[-\frac{1}{2} (y_{2t} - A_2 P^{-1} z_{t-1})' (|V|)^{-1} (y_{2t} - A_2 P^{-1} z_{t-1}) \right] \end{aligned} \quad (10)$$

三、实证分析

本文所有数据以月为单位,区间从2005年1月至2008年9月。使用三次样条法获取期限分别为12、24、36、48和60个月的银行间固定利息国债收益率曲线,所用收益率曲线数据来源于wind资讯金融终端。使用银行间固定利息国债的好处是它比交易所国债更加市场化,能更加准确地反映经济环境变化,其对宏观经济政策反应也极为迅速。本文宏观经济变量中,用GDP增长率代表经济增长率,该数据是通过使用线性函数插值法对季度数据进行了月度分解而得到的(刘金全等,2007);用银行间隔夜拆借平均利率来反映货币政策变化;最后,我们用居民消费价格指数来衡量通货膨胀率。这三种数据均来源于中经网宏观数据库。

(一)参数估计

表1给出了VAR模型的参数估计值和标准差。矩阵的特征根都位于单位圆内,所以VAR模型是稳

本文所有运算均在matlab中自我编程实现,并使用最陡下降法来搜索极大似然值。

定的,这也表明银行间利率期限结构存在均值回归现象。另外, 对角线元素都很显著,除 β_{33} 和 β_{55} 较小外,其余各对角线系数都较大,因此 β_{11} 、 β_{22} 、 β_{44} 和 β_{66} 的自回归效应都较持久;而 β_{ij} 的许多非对角线元素在 5%水平上不显著,因此潜在变量、宏观变量内部以及它们间的交叉效应不强。 R 为对角矩阵, R_{ii} 表示对角线上元素,它们在 5%水平上都显著。

表 1 VAR模型参数估计

	c	1_{t-1}	2_{t-1}	3_{t-1}	g_{t-1}	r_{t-1}	i_{t-1}	R_{ii}
1_t	-0.0320 (0.0278)	0.8372** (0.3012)	-0.0292 (0.2269)	0.3897** (0.0150)	0.0508** (0.0245)	0.0605 (0.1810)	0.0844** (0.0396)	0.1544** (0.0418)
2_t	0.0688** (0.0311)	0.0084 (0.2877)	0.8139** (0.1647)	-0.4639** (0.1202)	-0.0522** (0.0167)	-0.0195 (0.2604)	-0.0698 (0.0605)	0.3245** (0.0655)
3_t	0.1066 (0.0884)	-0.0044 (0.5044)	-0.0589 (0.4003)	0.0654** (0.0222)	-0.0534 (0.2048)	-0.1118 (0.3723)	-0.0759 (0.1227)	0.8691** (0.2614)
g_t	0.0366** (0.0180)	-0.1630** (0.0227)	-0.1416** (0.0300)	-0.0204 (0.0259)	0.9698** (0.0073)	-0.0134 (0.0605)	0.0025 (0.0123)	0.0180** (0.0038)
r_t	0.0510** (0.0203)	-0.0700 (0.2183)	0.0134 (0.1529)	-0.0884 (0.0705)	0.0880** (0.0142)	0.4658** (0.1274)	0.0651 (0.0579)	0.1067** (0.0233)
i_t	0.0202 (0.0580)	-0.0078 (0.4884)	0.1105 (0.3731)	-0.2938** (0.1231)	0.0249** (0.0114)	-0.0390 (0.2837)	0.9531** (0.1222)	0.4190** (0.1063)

注: **表示在 5%水平上显著。

图 1给出了实际利率与模型隐含利率拟合图。从下往上依次是期限为 12、24、36、48和 60个月的收益率曲线图,其中实线部分为实际利率,点线部分为拟合利率。总体来说,除 12个月到期的收益率曲线由于存在较多的跳跃,拟合得稍差外,其余拟合得都较好,特别是 24、36和 48个月到期的收益率曲线表现更佳。

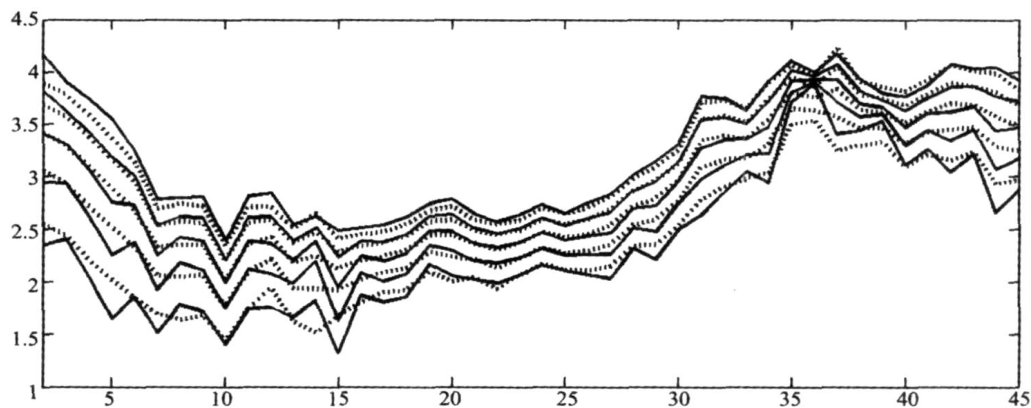


图 1 实际利率与模型隐含利率拟合图

β_{11} 、 β_{22} 、 β_{33} 的系数 $(1, \frac{1-e^{-\beta_1 t}}{\beta_1}, \frac{1-e^{-\beta_2 t}}{\beta_2} - e^{-\beta_1 t})$ 称为载荷,主要用来考察潜在变量对收益率曲线的影响效果。 β_{11} 系数为常数 1,对于不同期限的收益率曲线影响都一样。特别是对于长期收益率曲线,其主要由 β_{11} 决定,因为当 $t \rightarrow \infty$ 时, $y_t(\infty) = \beta_{11}$ 。 β_{22} 系数随着期限的增加从 1开始逐渐衰减,极限为 0,期限越短, β_{22} 对收益率曲线的贡献越大,当 $t=0$ 时, $y_t(0) = \beta_{11} + \beta_{22}$,因此 $\beta_{22} = y_t(0) - y_t(\infty)$,即为短长期利率差。而 β_{33} 随着期限从 0开始逐渐增加到最大值然后衰减,其极限为 0,因此它在刻画中期收益率曲线的形状中发挥重要作用。由极大似然法估计得 $\beta_{33} = 0.0546$,图 2给出了 β_{11} 、 β_{22} 、 β_{33} 的 60期载荷图。

β_{11} 、 β_{22} 、 β_{33} 在收益率曲线中发挥的作用不同,Litteman和 Scheinkman(1991)把它们分别命名为“水平因子”、“斜率因子”与“曲率因子”。水平因子表示对收益率曲线的影响具有水平效应,对各个期限不等的收益率在水平移动上作用相同;斜率因子是指对各收益率曲线的波动方向具有冲击效应;而曲率因子决定了各收益率曲线波动方向的改变程度。与 Ang和 Piazzesi(2003)定义相似,本文定义 $(y_t^{12} + y_t^{24} + y_t^{60})/3$ 为水平实证代理变量, $(y_t^{12} - y_t^{60})$ 为斜率实证代理变量, $(2y_t^{24} - y_t^{12} - y_t^{60})$ 为曲率实证代理变量。图 3给出了各因子与实证代理变量图,对比发现各图中相对应曲线形状基本相似,并且水平因子与 $(y_t^{12} + y_t^{24} + y_t^{60})/3$ 、斜率因子

上述斜率、曲率实证代理变量来自于离散时间下一阶导数和二阶导数的定义。

与 $(y_i^{12} - y_i^{60})$ 、曲率因子与 $(2y_i^{24} - y_i^{12} - y_i^{60})$ 的相关系数分别为 0.737、0.987、-0.644,这也解释了各潜在变量被称作水平因子、斜率因子和曲率因子的原因。

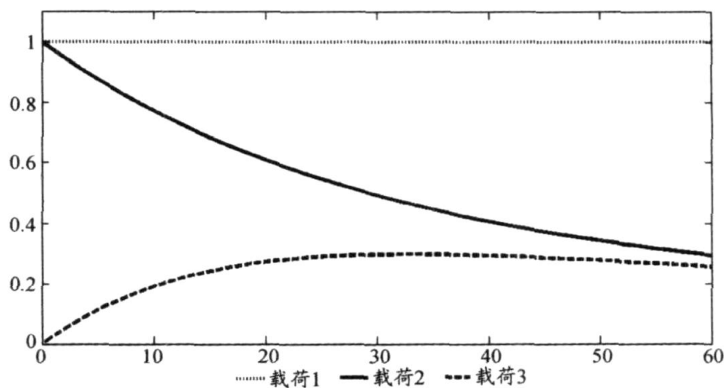


图 2 潜在变量载荷图

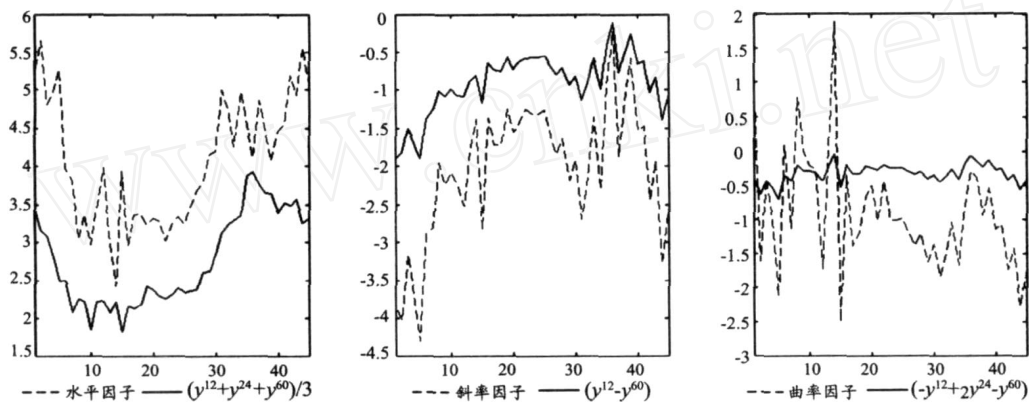


图 3 各因子与实证代理变量图

进一步研究发现潜在变量与宏观变量之间存在一定关系,表 2 中的相关系数显示水平因子与通货膨胀率关系最强,相关系数达到了 0.5883,斜率因子与经济增长率之间相关性最强,达到了 0.5658,而曲率因子与宏观变量之间的相关系数都较弱。前面分析指出水平因子 λ_1 主要决定长期收益率,根据 Fisher 方程式,长期收益率为实际真实利率与预期通货膨胀率之和,它含有预期通货膨胀预期的重要信息。因此,水平因子反映了市场参与者对中央银行中长期通货膨胀目标的预期。前面分析也指出斜率因子为短长期收益率之差,而短长期利率差含有重要货币政策,例如,当中央银行采取紧缩货币政策时会引起短期利率较快上升,但市场参与者对通货膨胀的预期下降,此时长期利率上升幅度小于短期利率,因此短长期利率差变大;而当中央银行采取宽松货币政策时,短期利率降低,但市场参与者对通货膨胀的预期上升,此时长期利率下降幅度小于短期利率,短长期利率差变小。因此斜率因子含有实际经济活动信息,体现了中央银行对经济周期的调整。

表 2 潜在变量与宏观变量之间的相关系数

	经济增长率	隔夜利率	通货膨胀率
水平因子	-0.2190	0.4371	0.5883
斜率因子	0.5658	0.2164	0.2404
曲率因子	-0.1711	-0.3139	-0.2087

(二)脉冲响应

在 VAR 模型基础上,我们使用脉冲响应函数来考察潜在变量和宏观变量之间的关系(见图 4)。在潜在变量与宏观变量系统中,共存在四组脉冲响应关系:潜在变量脉冲 - 潜在变量响应,宏观变量脉冲 - 潜在变量响应,潜在变量脉冲 - 宏观变量响应和宏观变量脉冲 - 宏观变量响应。

第一组脉冲响应中,水平因子与斜率因子的自我冲击影响较持久,而曲率因子的自我冲击影响很快衰减到 0。许多非对角线的脉冲响应也都衰减很快,水平因子对斜率因子、曲率因子的冲击虽影响较小,但衰减

较慢。

第二组脉冲响应中,水平因子在宏观变量冲击下,响应都为正,而曲率因子在宏观变量冲击下响应较小且都为负。正的经济增长冲击将提高预期通货膨胀率,致使水平因子上升。预期通货膨胀率的上升也会使短长期利率差变小,从而使斜率因子响应为负。隔夜拆借利率在冲击下上升意味着将来紧的货币政策,因此,预期通货膨胀率开始下降,水平因子也开始下降。而紧的货币政策意味着短长期利率差变大,斜率因子将上升。另外,通货膨胀冲击会直接提高水平因子,减少短长期利率差,使斜率因子下降。

第三组脉冲响应中,宏观变量在水平因子冲击下响应都为负。这里可能原因是,正的水平因子冲击意味着预期通货膨胀率上升,但国家为了降低未来通货膨胀率,实施了紧的财政政策与货币政策,从而降低了通货膨胀率,也降低了经济增长速度。而隔夜拆借利率在水平因子冲击下先下降,但随着紧缩性经济政策的见效开始上升。当斜率因子在冲击下增加时,短长期利率差上升,意味着将来紧的货币政策,但国家为了保持一定的经济增长率,实施了松的财政政策与货币政策,因此,未来经济增长率先较快下降,但随着刺激经济的政策见效,下降幅度开始减少。经济增长的响应虽为负,但冲击在逐渐减小。而短期利率在紧的货币政策下,先开始上升,随着刺激经济政策的见效而开始下降,并从正变为负。自从刺激经济政策公布时起,人们预期到未来通货膨胀率将上升,因此,通货膨胀的响应为正。

第四组脉冲响应中,经济增长与通货膨胀的自我冲击影响较持久,而隔夜拆借利率自我冲击衰减较快。经济增长冲击会引起未来隔夜拆借利率的提高以及通货膨胀率的上升;隔夜拆借利率冲击会提高融资、借贷成本,因此暂时降低了经济增长率和通货膨胀率,但随着时间的推移,冲击效应变小,经济增长开始上升,通货膨胀率也开始逐渐上升。在通货膨胀冲击下,未来经济不确定性增加,经济增长率开始下降,隔夜拆借利率也暂时上升随后下降。

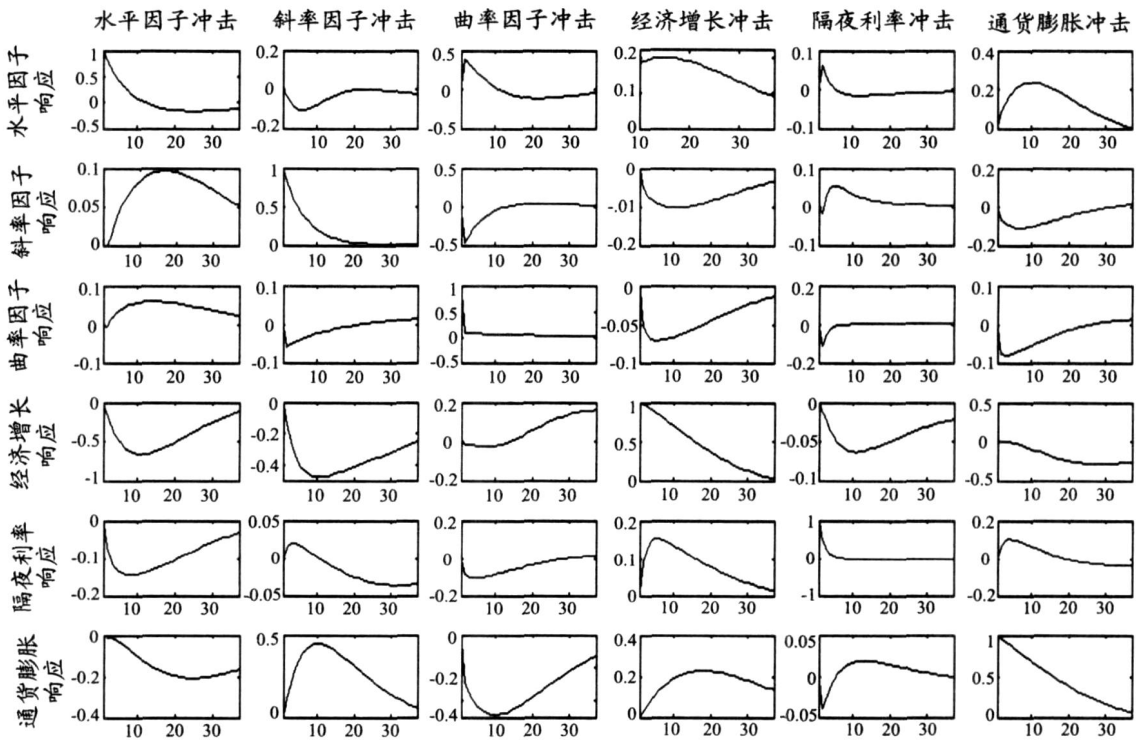


图 4 潜在变量和宏观变量脉冲响应图

图 5 给出了潜在变量、宏观变量与利率期限结构之间的脉冲响应关系。水平因子冲击对各收益率曲线影响大小几乎一样,并从 1 开始逐渐衰减到 0 附近。在短期内,斜率因子冲击对 12 个月收益率曲线影响最大,而对 60 个月收益率曲线影响最小,这是因为利率期限越短越易受货币政策影响;但在长期内,对各收益率曲线影响基本趋于一致。曲率因子对收益率曲线影响在 10 期时基本衰减到 0,持续时间较短。经济增长冲击对各收益率曲线的影响是先逐渐增加,在 15 期时达到最大值,然后又逐渐变小,但响应值始终为正,并且利率期限越长,所受影响越大。隔夜拆借利率对各收益率曲线的影响较小,在 5 期前达到最大值,然后逐渐衰减。在短期内,不同期限利率反应具有一定程度的差别,期限越短,所受影响越大,而长期响应基本一致

并都趋于零。通货膨胀对利率期限的冲击基本与经济增长的冲击一样,但不同的是,在通货膨胀冲击下,各收益率曲线响应更早到达最大值,然后逐渐趋于一致。

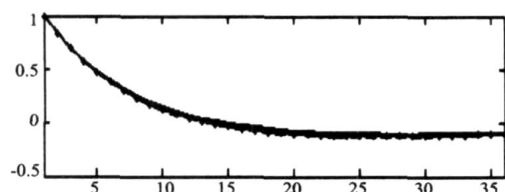


图5-1 水平因子对不同期限利率的冲击

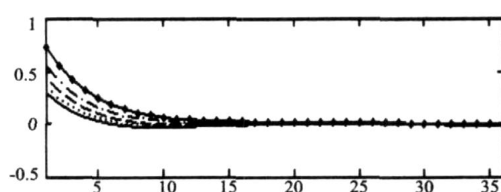


图5-2 斜率因子对不同期限利率的冲击

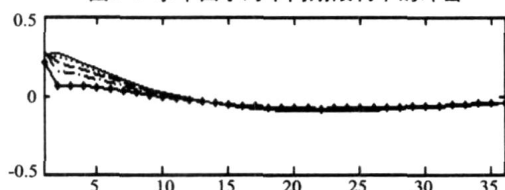


图5-3 曲率因子对不同期限利率的冲击

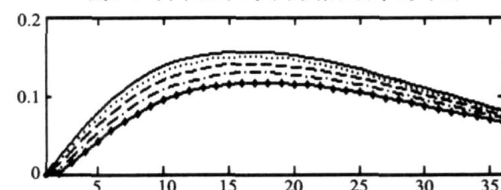


图5-4 经济增长对不同期限利率的冲击

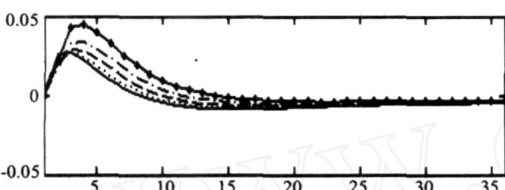


图5-5 隔夜拆借平均利率对不同期限利率的冲击

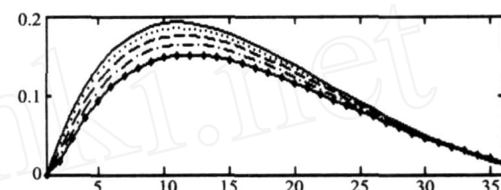


图5-6 通货膨胀对不同期限利率的冲击

— y^{12} - - - y^{24} - - - y^{36} y^{48} — y^{60}

图 5 潜在变量、宏观变量对利率期限结构的冲击

(三)方差分解

方差分解是通过分析潜在变量、宏观变量所受的外来冲击对收益率曲线的预测误差带来的影响,进一步评价不同冲击的重要程度。因此,方差分解可以给出对收益率曲线产生影响的每个随机扰动的相对重要信息(见表3)。

表 3

方差分解

h	12	24	36	48	60
y^{12}					
水平因子	0.4795	0.4287	0.4206	0.4186	0.4178
斜率因子	0.4016	0.3560	0.3365	0.3332	0.3330
曲率因子	0.0566	0.0918	0.1150	0.1209	0.1210
经济增长率	0.0010	0.0032	0.0043	0.0027	0.0033
隔夜拆借利率	0.0009	0.0008	0.0007	0.0007	0.0007
通货膨胀率	0.0606	0.1196	0.1229	0.1239	0.1242
y^{36}					
水平因子	0.5254	0.4595	0.4464	0.4456	0.4439
斜率因子	0.1240	0.1145	0.1042	0.1039	0.1033
曲率因子	0.2079	0.2452	0.2683	0.2691	0.2697
经济增长率	0.0018	0.0053	0.0048	0.0040	0.0051
隔夜拆借利率	0.0004	0.0003	0.0003	0.0003	0.0004
通货膨胀率	0.1405	0.1752	0.1760	0.1771	0.1776
y^{60}					
水平因子	0.4853	0.4429	0.4291	0.4107	0.4020
斜率因子	0.0529	0.0434	0.0425	0.0411	0.0404
曲率因子	0.2935	0.3107	0.3185	0.3304	0.3373
经济增长率	0.0025	0.0065	0.0081	0.0085	0.0085
隔夜拆借利率	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003
通货膨胀率	0.1655	0.1962	0.2015	0.2090	0.2115

表 3给出了具有代表性的 y^{12} 、 y^{36} 、 y^{60} 的到期收益率曲线方差分解结果,其中自左向右 12、24、36、48和 60表示超前预测时间 h ,单位为月。对于各收益率曲线,无论预测时间 h 取何值,经济增长率和隔夜拆借利率对方差的贡献率几乎为 0,因此可以省去。对于 y^{12} 的收益率曲线,随着预测时间 h 的增加,水平因子、斜率因子贡献率在下降,曲率因子和通货膨胀率对方差的贡献在上升,但水平因子、斜率因子一直起主导作用。

对于 y^{36} , 水平因子对方差的贡献一直占主导地位, 曲率因子的贡献紧随其后, 然后依次为通货膨胀率和斜率因子。但随预测时间 h 的增加, 水平因子和斜率因子贡献有所下降, 曲率因子和通货膨胀率的贡献略有上升。而对于 y^{60} , 各变量对方差贡献率与 y^{36} 相比变化不大, 但斜率因子的贡献比起 y^{36} 中进一步下降, 而曲率因子和通货膨胀率的贡献率仍在缓慢上升。从上述分析可知, 随着预测时间 h 的变长, 水平因子和斜率因子的贡献下降, 曲率因子和通货膨胀率的作用在上升, 而经济增长率和隔夜拆借利率对方差的贡献率几乎为 0。对于期限较短的利率, 水平因子和斜率因子在方差中占主导作用, 对于期限稍长的利率, 水平因子在方差中占主导作用, 但曲率因子的贡献开始增强。

(四) 宏观变量与收益率曲线之间关系的检验

在 DRA 模型中, 不同期限的收益率曲线完全由潜在变量决定, 而宏观变量通过潜在变量与收益率曲线产生联系, 因此考察 能够揭示收益率曲线和宏观变量间双向互动关系是否明显。和潜在变量与宏观变量间的脉冲响应分组相似, 把 6×6 的矩阵 的分成 4 块 3×3 矩阵:
$$= \begin{pmatrix} 1 & 2 \\ 3 & 4 \end{pmatrix}$$
, 其中 $_2$ 表示滞后一阶宏观变量对收益率曲线的影响, 而 $_3$ 表示滞后一阶收益率曲线对宏观变量的影响。 $_2 = 0$ 或 $_3 = 0$ 表示宏观变量与收益率曲线不存在任何关系, $_2 = 0$ 意味着宏观变量对未来收益率曲线不存在影响, 而 $_3 = 0$ 意味着收益率曲线对未来宏观变量不存在影响。所用方法为似然比检验 $LR = 2 \times (\log L - \log L^*) \sim \chi^2(m)$, 其中 $\log L$ 与 $\log L^*$ 分别表示不受约束与受约束的极大似然函数值, m 为自由度。表 4 给出了检验结果, 似然比统计量在 5% 水平上拒绝了宏观变量与收益率曲线不存在任何关系的假设。进一步检验发现我国的收益率曲线和宏观变量间存在双向的影响关系, 但宏观变量对未来收益率曲线的作用更强。因为在 10% 水平上拒绝了收益率曲线对未来宏观变量不存在影响的假设, 而在 5% 水平上拒绝了宏观变量对未来收益率曲线不存在影响的假设。一方面, 收益率曲线含有重要经济信息从而被经济决策者吸收并影响各宏观变量; 另一方面, 国债的定价也充分利用了宏观经济信息, 从而形成了收益率曲线与宏观变量间的双向互动关系。但由于我国债券市场仍处于市场化的初级阶段, 不能完全反映经济环境的风险变化, 从而使得其对未来宏观变量的影响较小。而国债收益率的价格变化更多的是受宏观政策的影响而发生变化, 所以相对来说宏观变量对未来收益率曲线的影响更大。

表 4 宏观变量与收益率曲线之间关系的检验结果

	$_2 = 0, _3 = 0$	$_2 = 0$	$_3 = 0$
自由度	18	9	9
似然比统计量	30.935**	18.242**	15.726*

注: *, ** 分别表示在 10%、5% 的水平上显著。

四、结论

本文从金融 - 宏观经济学视角出发, 运用 DRA 模型研究了潜在变量、宏观变量与利率期限结构间的动态关系。实证结果如下: (1) 水平因子含有预期通货膨胀信息; 斜率因子反映货币政策变化, 从而含有实际经济活动信息; 而曲率因子的经济学含义不明显。(2) 脉冲响应分析发现潜在变量与宏观变量之间的冲击相互交错, 不同变量的冲击影响存在一定的差别。而潜在变量、宏观变量对不同期限利率的冲击中, 水平因子的冲击影响在同一时间点基本等同。其他各变量对不同期限利率的冲击在短期内存在差别, 而在长期内基本趋于一致: 对于斜率因子冲击与隔夜拆借利率冲击, 利率期限越短, 所受冲击影响越大; 对于曲率因子冲击、经济增长冲击与通货膨胀冲击, 情况则相反, 短期内, 利率期限越长, 所受冲击越大。(3) 方差分解显示对于不同期限利率, 随着预测时间 h 的推延, 水平因子的贡献下降较慢, 斜率因子的贡献下降较快, 曲率因子和通货膨胀率的贡献一直在上升, 而经济增长率和隔夜拆借利率对方差的贡献率几乎为零。对于期限较短的利率, 水平因子和斜率因子在方差中起主导作用, 对于期限稍长的利率, 水平因子在方差中起唯一主导作用。(4) 似然比检验发现我国的收益率曲线与宏观变量之间存在双向因果关系, 但宏观变量对未来收益率曲线的影响更大。

我国的债券市场与其他金融市场长期处于分割状态, 这不利于资本的合理流动和资源的有效配置, 容易形成市场泡沫, 将增加整个金融市场风险, 有可能引起经济的大起大落, 对我国的经济长期发展很不利。而

且,利率期限结构也是货币政策的传导工具,完善和成熟的债券市场有利于货币政策的有效实施。因此,推进债券的市场化是我国刻不容缓的任务。本文的实证结果不仅有助于我们进一步了解利率期限结构的微观机理,而且把利率期限与宏观变量联系在一起将增进我们对利率期限结构本身以及实际经济活动、货币政策等的认识。这些无论是对风险管理、资产定价还是宏观经济决策都具有重要意义。

参考文献:

1. 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。
2. 石柱鲜、孙皓、邓创, 2008:《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》第 3 期。
3. 魏玺, 2008:《引入货币政策变量的中国利率期限结构模型实证研究》,《世界经济情况》第 8 期。
4. 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: 745 - 787.
5. Dai, Q., and K Singleton 2000. "Specification Analysis of Affine Term Structure Models" *Journal of Finance*, 55: 1943 - 1978
6. Diebold, F. X., G D. Rudebusch, and S B. Aruoba 2006 "The Macroeconomy and the Yield Curve: a Dynamic Latent Factor Approach" *Journal of Econometrics*, 131: 309 - 338
7. Duffie, D., and R. Kan 1996 "A Yield - factor Model of Interest Rates" *Mathematical Finance*, 6: 379 - 406
8. Estrella, A., and G A. Hardouvelis 1991. "The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity" *Journal of Finance*, 46: 555 - 576
9. Estrella, A., and F S Mishkin 1997. "The Predictive Power of the Term Structure of Interest Rates in Europe and the United States: Implications for the European Central Bank" *European Economic Review*, 41: 1375 - 1401.
10. Evans, C. L., and D. Marshall 1998. "Monetary Policy and the Term Structure of Nominal Interest Rates: Evidence and Theory" *Carnegie - Rochester Conference Series on Public Policy*, 49: 53 - 111.
11. Hamilton 1994. *Time series Analysis* Princeton: Princeton University Press
12. Ichiue, Hibiki 2003. "Why Can the Yield Curve Predict Output Growth, Inflation, and Interest Rates? An Analysis with Affine Term Structure Model" Department of Economics, University of California, San Diego, Working Paper
13. Litterman, R., and J. Scheinkman 1991. "Common Factors Affecting Bond Returns" *Journal of Fixed Income*, 1: 51 - 61.
14. Nelson, C. R., and A. F. Siegel 1987. "Parsimonious Modeling of Yield Curve" *Journal of Business*, 60: 473 - 489
15. Pearson, N., and T S Sun 1994. "Exploiting the Conditional Density in Estimating the Term Structure: an Application to the Cox, Ingersoll, and Ross Model" *Journal of Finance*, 49: 1279 - 1304
16. Rudebusch, G D., and Tao Wu 2008 "A Macro - Finance Model of the Term Structure, Monetary Policy, and the Economy" *The Economic Journal*, 118: 906 - 926
17. Woodford, Michael 2003. *Interest and Prices: Foundation of a Theory of Monetary Policy*. Princeton: Princeton University Press
18. Wu, T 2002. "Monetary Policy and the Slope Factors in Empirical Term Structure Estimations" Federal Reserve Bank of San Francisco, Working Paper 02 - 07.

Latent Variables, Macroeconomic Variables and the Dynamic Term Structure of Interest Rate: An Empirical Analysis Based on DRA Model

Wu Jilin Jin Yiqing Zhang Erhua
(Xiamen University) (Lishui University) (Shanghai University of Finance and Economics)

Abstract: From the financial and macroeconomic perspective, this paper employs DRA model to study on the relationship between latent variables, macroeconomic variables and the term structure of interest rates. The impulse - response function is used to show the mutual shock effects between latent variables and macroeconomic variables as well as the shocks to yield curves. We also use variance decomposition to analyze the contributions of latent variables and macroeconomic variables to the proportions of yield forecasting variance. LR test shows there exists dynamic interactions between the macroeconomy and the yield curves, however, the influence of the yield curve is much stronger.

Key Words: Latent Variables; Macroeconomic Variables; Term Structure of Interest Rates; Impulse - response Function; Variance Decomposition

JEL Classification: E43, G12

(责任编辑:刘明宇)