

# 基于 Nelson - Siegel模型的 国债利率期限结构预测

胡志强 王婷\*

**摘要:** 国债利率期限结构揭示了一个国家金融市场中利率波动的信息,对于金融投资和货币政策的实施具有重要的参考作用。本文用最近五年我国国债数据对 Nelson - Siegel模型参数进行估计,然后对系统的三个参数——水平因子、斜率因子和曲率因子时间序列建立向量自回归模型,采用动态回归方法预测整个收益率曲线的未来趋势。通过对距今不同时间间隔未来时点的参数预测,发现模型的短期预测能力较强,长期则较弱。为了改进长期预测能力,进一步的研究可以引入加权的最小二乘估计。

**关键词:** 利率期限结构 Nelson - Siegel模型 向量自回归模型

## 一、引言

利率作为一个重要的经济变量,其变化趋势是资产定价、套利、套期保值、风险管理、金融产品设计等投资决策中的重要元素,也是预测总产出、通货膨胀率、远期利率、汇率这些宏观经济变量及中央银行制定货币政策的有效分析工具。国债流动性好,安全性有保障,在市场化程度较高的国家,国债利率特别是短期国债利率在金融市场上是作为确定市场利率水平的基准利率,是中央银行用来调控宏观金融市场的主要工具之一。2007年6月29日,第十届全国人民代表大会常务委员会批准发行1.55万亿元特别国债购买外汇,其目的是为了收缩过剩的流动性从而抑制通货膨胀。2007年全年国债发行量因而达到了创纪录的23483.28亿元,同比增长164%。2008年我国实际发行国债约8549亿元,而2009年我国国债发行规模将达到1.3万亿元以上。发行不同种类和期限的国债使品种得以丰富,利率期限结构得以合理配置。

对投资者来说,因为收益稳定风险低的优点,国债也是非常重要的投资理财工具。当前国内及国际股票市场动荡,投资者对股票信心严重不足,许多金融机构纷纷推出国债相关的投资产品,为居民的资产配置提供了有效的补充。国债利率是目前国内市场化程度最高的利率,国债利率期限结构能够揭示一个国家金融市场中利率波动的信息,并且国内已有用来建立国债利率期限结构的数量模型并进行定量分析的可依据的数据库,可以说,国债的利率期限结构是目前可利用的最好的利率分析工具。掌握货币政策对国债利率期限结构的影响效果,以及利率期限结构如何反映货币政策的实施效力的信息,能够为货币当局事先制定复杂的调控措施提供重要的参考依据。而这些工作的前提是能够准确预测国债利率,本文旨在提供一种预测的方法并进行实证检验,为后面的工作做一些铺垫。

利率期限结构最早是从理论的角度描述,包括 Fisher于1896年提出的最古老的期限结构预期理论、Hicks(1939)和 Culbertson(1957)的流动性偏好理论、Modigliani和 Sutch(1966)的市场分割理论。随后,一些经济学家建立了数量模型。如著名的 Cox - Ingersol - Ross模型(Cox, Ingersol and Ross, 1985a, 1985b), Vasicek单因子模型(Vasicek, 1977), Ho - Lee模型(Ho and Lee, 1986), Hull - White模型(Hull and White, 1990)、双因子模型(Brennan and Schwartz, 1979; Longstaff and Schwartz, 1992)和 HJM多因子模型(Heath,

\* 胡志强,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:huzq126@126.com;王婷,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:singbvely@163.com。

本文获得了2009年中国数量经济学会优秀论文三等奖,作者感谢数量经济学会专家和匿名审稿人的有益建议,当然文责自负。

Jarrow and Merton, 1992)等。还有一些方法主要用于实证分析,如息票剥离法、多项式样条法 (McCullbch, 1971)、指数样条法 (Vasicek and Fong, 1982)、Nelson - Siegel模型 (Nelson and Siegel, 1987)、Svensson扩展模型 (Svensson, 1994)。目前中国债券市场上交易的国债都是息票债券,国内对于国债利率期限的构建有息票剥离法、多项式样条法和 Nelson - Siegel模型。几种方法各有优劣,不同数据得到不同结论,各种方法也都有理论依托,究竟哪种方法估计利率期限结构的效果更好,目前尚无定论。针对本文的研究目的,笔者认为:(1)息票剥离法适用于期限分布均匀且密集的国债市场,如美国国债市场,而我国的国债品种数量仍然不多,短期和长期的期限结构是残缺的,线性插值计算方法会使得估计结果出现偏离。(2)样条法的分界点和样条阶数虽尽可能的贴近目标曲线,但不同研究者会有不同的理解,其结果不尽相同,会与实际利率期限结构有一定偏差。(3)Nelson - Siegel模型的形状符合传统预期理论,该模型的参数简洁清楚地描述了利率期限结构的特征,即水平因素、斜率因素和曲率因素,并且所表示的曲线灵活,可以用来描绘利率期限结构的各种形状,适合于国债数量较少的市场;但 Nelson - Siegel模型也存在一些缺陷,如人为限定了曲线的形状,且与有些模型相比,Nelson - Siegel模型构造的曲线并不能完美贴合每一个样本点,在拟合的精度上不是最高的。综合以上几点考虑,鉴于本文的目的是预测曲线的变化趋势而非仅利用模型得到估计值,而在我国国债市场上品种数量较少,结构不完整的情况下,用 Nelson - Siegel模型的平滑曲线特性可令利率期限结构的趋势性特征更清晰,因此选用预测能力较强的 Nelson - Siegel模型。

目前,基于 Nelson - Siegel模型的利率期限结构分析主要是对利率水平进行静态的截取来估计样本外债券的到期收益率或价格,或者对模型水平因子估计值建立自回归方程进行预测。但是,利率期限结构是由水平因素、斜率因素和曲率因素共同描述,利率可能不只是与自身滞后项相关的自回归变量,再者,如果能够合理预期利率期限结构斜率参数和曲率参数,就能够在债券投资组合中进行系统性的动态分配,在货币政策分析中更为精确地把握利率走势。Dolan(1999)认为,用 Nelson - Siegel模型估计出的收益率的曲率参数可以通过使用一些简单的粗略的模型进行预测,这些预测具有投资意义。Reisman和 Zohar(2004)用主成分分析法重点研究了美国国库券收益率的短期期限结构,把预期结果运用于债券组合的选择上,表明不断调整组合的权重可以获得更高收益。Diebold和 Li(2006)通过构建自回归模型,用以预测 Nelson - Siegel模型中水平、斜率和曲率因素。Fabozzi, Martellini和 Priaulet(2005)建立多因素模型使用强递归方法对债券投资组合收益率的预测性进行考察,展示了如何将利率收益曲线的各部分预测运用于投资组合以获得超额收益。在国内,大多数文献集中于各种不同模型适用性的讨论及实证检验。朱世武和陈健恒(2003)对国内外常用的几种收益率曲线构造方法进行了实证比较和探讨,最终认为以 Nelson - Siegel - Svensson扩展模型作为拟合交易所国债利率期限结构的模型更合适,并且它可以用于描绘驼峰形和 S形等复杂曲线。本文通过观察近五年即 2003年以后我国国债到期收益率散点图,发现我国利率期限结构基本属于单调递增型,不具备更多复杂特性,且 Nelson - Siegel模型和 Svensson扩展模型估计效力相差无几,但对于参数的经济含义的描述,Nelson - Siegel模型本身更加直观,因此暂不采用 Svensson扩展模型。在对期限结构的预测上,陈芳菲和沈长征(2006)使用 Nelson - Siegel模型拟合我国国债收益率曲线,并提出和估计了水平因素、斜率因素和曲率因素的三因素的自回归模型,用动态回归方法对收益率曲线进行预测,并与随机游走模型下的预测进行比较,发现基于 Nelson - Siegel模型方法的预测效果较随机游走模型好,有力地支持了 Nelson - Siegel模型的预测功能。

本文下面的内容结构如下:第二部分详述 Nelson - Siegel模型,并用最新国债数据估计我国的利率期限结构;第三部分对参数估计值建立回归模型,检验预测效果;第四部分说明预测在投资决策和货币政策中的实际操作意义;第五部分作为总结,分析在当前国内外经济形势和金融环境下,研究国债利率期限结构预测的意义,并提出后续研究建议。

## 二、Nelson - Siegel模型的参数估计

### (一) Nelson - Siegel模型

Nelson - Siegel模型是一种通过参数模型来描述收益率曲线动态变化的方法,由 Charles Nelson和 Andrew Siegel(1987)提出。用包含参数的函数表示的瞬时远期利率函数为:

---

参见朱世武、陈健恒:《交易所国债利率期限结构实证研究》,载《金融研究》,2003(10)。

$$f(t, x) = \beta_0 + \beta_1 \exp(-t/\tau) + \beta_2 (t/\tau) \exp(-t/\tau) \quad (1)$$

其中,  $x$  是参数向量,  $\tau$  是一个时间常数, 是正值, 后面讨论它的取值方法。瞬时远期利率  $f(t, x)$  是距今时间间隔为  $t$  的未来时刻的远期利率。如果用  $t$  表示债券的剩余期限, 则到期收益率则是瞬时远期利率的平均值, 其函数形式为:

$$R(t, x) = \frac{\int_0^t f(s, x) ds}{t} = \beta_0 + \beta_1 \left[ \frac{1 - \exp(-t/\tau)}{t/\tau} \right] + \beta_2 \left[ \frac{1 - \exp(-t/\tau)}{t/\tau} - \exp(-t/\tau) \right] \quad (2)$$

这个模型只有四个参数  $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\tau$ , 但这样的函数形式已经有足够的灵活度来拟合很多不同形状的收益率曲线。通过对 (1) 式和 (2) 式的远期利率函数和到期收益率函数求极限, 我们可知  $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$  很好地描绘了长期、短期、中期的远期利率, 从而也很好地描绘了长期、短期、中期债券的到期收益率。当  $t \rightarrow 0$  时,  $R(t, x) \rightarrow \beta_0 + \beta_1$ , 当  $t \rightarrow \infty$  时,  $R(t, x) \rightarrow \beta_0$ 。即:  $\beta_0$  是当  $t$  趋于无穷时  $R(t)$  的极限, 在实际中, 它被看成是长期利率和长期限债券的收益率;  $\beta_1$  是当  $t$  趋于 0 时,  $\beta_0 - R(t)$  的极限, 在实际中, 它应被看成是长期与短期利率、长期限与短期限债券收益率的溢价;  $\beta_2$  是规模参数或称比例参数, 它度量了长期和短期因素降至 0 时的利率, 一般不用来估计而作为事先给定的量;  $\tau$  只有当  $t$  在离开 0 且不到正无穷即有限时才为正值, 因此参与表述中期利率和中期限债券收益率。

先任意取一个  $\tau$  值, 如  $\tau = 3$ , 观察收益率对每个参数  $\beta_i$  的敏感度  $S_i = \partial R(t, x) / \partial \beta_i$  的变化趋势图, 如图 1 所示。通过观察可以发现:  $S_0$  是跨不同时期的一个常量 1, 即短期利率变动对所有的收益率引起的变化是一样的且固定, 因此  $\beta_0$  的变动整体改变利率期限结构的水平高度, 因此  $\beta_0$  称为水平因素;  $S_1 = [1 - \exp(-t/\tau)] / (t/\tau)$  在短期时最大, 而当期限增加时呈指数下降至 0,  $\beta_1$  的变动对期限越短的利率影响程度越大, 从而改变曲线斜率, 因此看作斜率因素;  $S_2 = [1 - \exp(-t/\tau)] / (t/\tau) - \exp(-t/\tau)$  从 0 渐增, 在期限范围中间部分达到最大值, 在更长的期限则下降直至为 0, 说明  $\beta_2$  变动对期限结构中尾部有显著影响, 而对头部和尾部影响不大, 从而改变曲线的曲率, 因此  $\beta_2$  可以看作曲率因素。

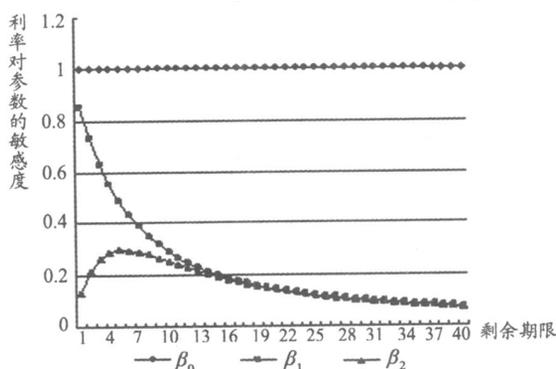


图 1 利率对参数敏感度趋势图

为估计参数, 选择的目标函数为:

$$\min (x) = \sum_{i=1}^n [y_i - R_i(t_i, x)]^2 \quad i = 1, 2, 3, \dots, n \quad (3)$$

$n$  为债券的个数,  $y_i$  表示第  $i$  个债券到期收益率的实际值,  $t_i$  表示第  $i$  个债券的剩余期限,  $R_i(t_i, x)$  表示 Nelson - Siegel 模型对第  $i$  个债券到期收益率的估计值。  $y_i$  应满足:

$$P_i = \sum_{m=1}^{N_i} \frac{C_i / f_i}{(1 + y_i / f_i)^{t_{i,m}}} + \frac{F / f_i}{(1 + y_i / f_i)^{t_i N_i}} \quad (4)$$

其中  $t_{i,m}$  是当前第  $i$  只债券距离第  $m$  次支付的剩余时间,  $f_i$  表示债券  $i$  每年付息次数,  $N_i$  表示第  $i$  只债券剩余的支付次数, 显然  $t_i = t_{i,N_i}$ 。  $C_i$  是第  $i$  个债券在时刻  $t_{i,m}$  的息票额,  $F$  为到期日债券的面值, 面值均为 100 元。

Fabozzi, Frank J.; Martellini, Lionel and Priaulet, Philippe, 2005. "Predictability in the Shape of the Term Structure of Interest Rates" The Journal of Fixed Income, Vol 15(1), pp. 40 - 53.

很多文章在用 Nelson - Siegel 模型构造利率期限结构曲线时都是用最小化债券价格误差平方和的方法。本文认为, 最小化利率差的平方和在问题的描述和参数估计上更为直观和直接, 因此沿用该模型提出者 Nelson 和 Siegel (1987) 的方法, 采用已计算的到期收益率所构成的曲线作为拟合目标。

$$R_i(t_i, x) = \theta_0 + \theta_1 \left[ \frac{1 - \exp(-t_i/\tau)}{t_i/\tau} \right] + \theta_2 \left[ \frac{1 - \exp(-t_i/\tau)}{t_i/\tau} - \exp(-t_i/\tau) \right] \quad (5)$$

将(5)式代入(3)式,目标函数的表达式为:

$$\min(x) = \sum_{i=1}^n \left\{ y_i - \left\{ \theta_0 + \theta_1 \left[ \frac{1 - \exp(-t_i/\tau)}{t_i/\tau} \right] + \theta_2 \left[ \frac{1 - \exp(-t_i/\tau)}{t_i/\tau} - \exp(-t_i/\tau) \right] \right\} \right\}^2 \quad (6)$$

为了依照样本点所描绘的利率期限结构形状来构造曲线,令(6)式的误差平方和最小化,即使用最小二乘法来估计参数。

## (二)样本与参数估计结果

由于我们是对下一期的参数值进行预测,所以需要选取面板数据,用横截面对每一期的参数进行估计后,再用时间序列对其估计值建立回归模型。近两年财政部多次大规模发行国债后,品种得到极大丰富,使得利率收益曲线的研究工作能更为准确的刻画市场行为。这里选取2003年11月-2008年10月间每最后一个交易日的国债数据作为样本。 $y_i$ 的取值采用和讯债券网公布的交易所债券每日行情收益列表的到期收益率值,对参数 $\theta_0$ 、 $\theta_1$ 、 $\theta_2$ 的估算每个交易日一次。

以2008年10月30日交易的国债为例,剔除非正常的样本点后,观察剩余期限和到期收益率的散点图,如图2所示。我们可以看出到期收益率随剩余期限变化的基本走势,即到期收益率随剩余期限的增加而增加,且在期限较短时,增长较快,期限越长,到期收益率增加量越小。同时,我们也可以看出,所有国债品种中,中长期国债仍需补充以使期限结构更为完整。

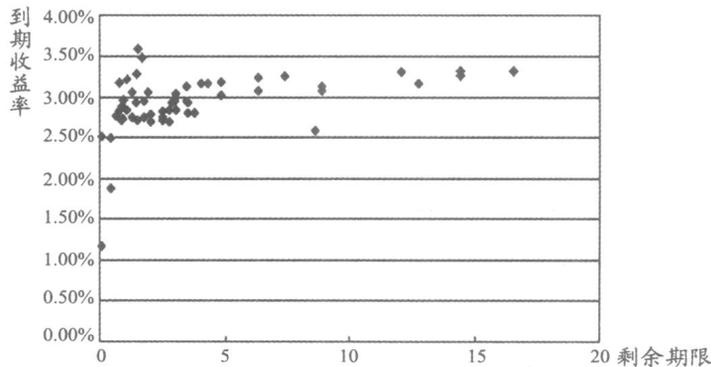


图2 2008年10月30日利率期限结构散点图

Nelson-Siegel模型中的 $\tau$ 是一个时间常量,而不是每日变化的,我们需要讨论它的合理取值。可以预料,当 $\tau$ 较小时,曲线与散点图在长期部分较为贴合, $\tau$ 较大时,曲线短期部分较为贴合。为使曲线最大程度地解释利率期限结构,取使得曲线贴近样本点最多的 $\tau$ 值为这一常量。分别取 $\tau = 0.5, 1, 1.5, 2, 2.5, 3, 3.5, 4, 4.5, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 15, 20, 30, \dots$ 作回归,得到满足上述条件的合适值为3.5。一种理解为市场上剩余期限为7年内的品种较为密集,只有这些期限的样本点尽可能的贴合曲线,才能获得最大程度的拟合,而3.5是这些债券的平均剩余期限。

用Newey-West异方差修正随机误差项自相关的影响,做最小二乘回归,得到2008年10月30日的利率期限结构的参数 $x = (\theta_0, \theta_1, \theta_2)$ 的估计值为(0.032825, -0.007784, 0.046486), $R^2$ 为0.7,拟合程度较高,统计量均显著。

图3是2008年10月30日利率期限结构的真实、拟合与残差曲线,从该图可知,在债券即将到期时残差的偏离较为明显,在第23个样本之后(即债券剩余期限在2年以上),除第40个样本点外,到期收益率曲线比较稳定。这样,我们得到了回归方程:

$$R = 0.03282532024 - 0.007784292248 \times \left[ \frac{1 - \exp(-t/3.5)}{t/3.5} \right] + 0.04648561924 \times \left[ \frac{1 - \exp(-t/3.5)}{t/3.5} - \exp(-t/3.5) \right] \quad (7)$$

Diebold, F. and Li, C., 2006. "Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields" *Journal of Econometrics*, Vol. 130 (2), pp. 337 - 364.

注意 $\theta_1$ 实际上是短期利率减去长期利率,所以是负数。

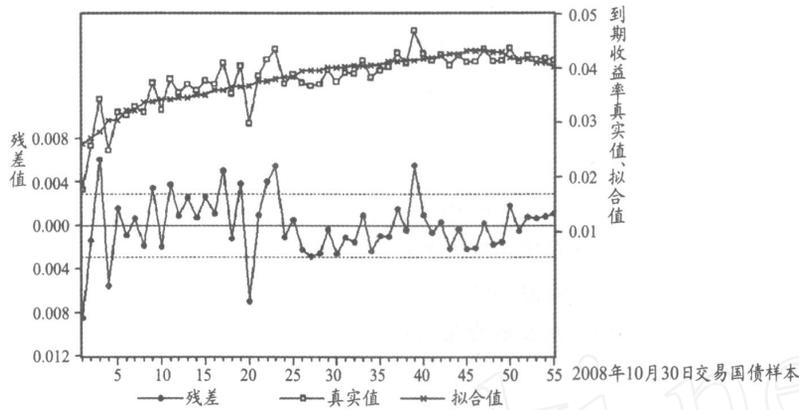


图 3 真实、拟合与残差曲线

### 三、预测模型与实证分析

#### (一) 预测原理与样本选取

本文参考了 Diebold 和 Li (2005) 的自回归方法, 对债券投资组合收益率的可预测性进行考察, 但不仅止于建立参数自身的回归模型, 还考虑到了参数之间的相互影响。用前面的方法求得每一样本期的参数估计值, 可以得到参数从 2003 年 11 月 - 2008 年 10 月的估计数据, 我们将用这些估计值对  $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$  即水平高度、斜率和曲率建立时间序列模型, 从而预测利率收益曲线形状的变化趋势。

我们的目标是对参数序列建立模型并利用它预测被解释变量最后观察值之后的值。将样本分为两个阶段: 2003 年 11 月 - 2007 年 10 月作为估计阶段, 2007 年 11 月 - 2008 年 10 月作为模拟阶段, 即用前 48 个月的样本对参数的时间序列进行拟合, 再用后 12 个月的样本对拟合的时间序列模型进行检验。先对下一期的参数值进行预测, 再将预测值与估计值进行对比, 并测算准确度。我们将以数据为基础, 根据一系列检验结果考察 VAR、VEC 等模型对样本的适用性, 最终建立最合适的时间序列模型。

#### (二) 建模依据

首先, 对 2003 年 11 月 - 2008 年 10 月的样本数据进行参数估计, 每个交易日都得到一组参数估计值, 即每个交易日都有一个利率期限结构曲线, 选取 3.5 作为  $\beta_0$  的经验值, 逐个估计得到参数向量  $x = (\beta_0, \beta_1, \beta_2)$  连续 60 个月的估计矩阵。观察图 4 所示的全部样本的参数原序列及其差分的时间演进曲线发现,  $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$  都表现出了明显的非平稳性, 说明参数的时间序列影响是存在的。 $\beta_0$ 、 $\beta_1$  的一阶差分项表现了很好的平稳性,  $d(\beta_2)$  则显示剧烈的波动性, 而二阶差分后,  $d(\beta_2, 2)$  仍然显示了较大的波动。在建立参数的时间序列模型时, 我们将做一系列严格的统计检验来判定滞后阶数。

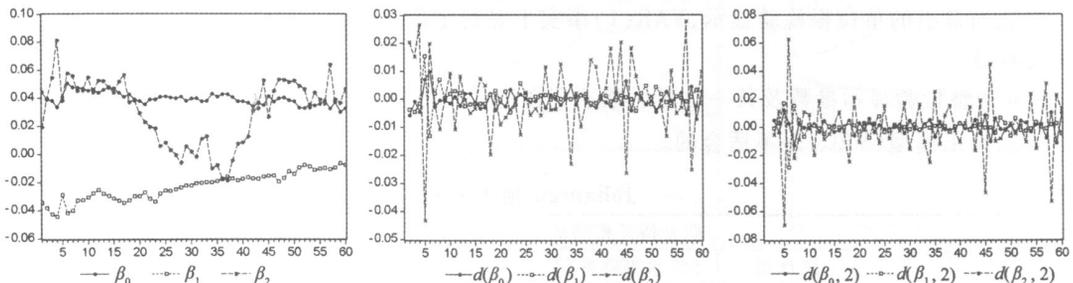


图 4 参数时间演进曲线

#### 1. 相关性检验

下面的矩阵表示参数  $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$  估计值之间的相关性。

$$\begin{bmatrix} 1.000000 & -0.605536 & -0.017888 \\ -0.605536 & 1.000000 & -0.184596 \\ -0.017888 & -0.184596 & 1.000000 \end{bmatrix}$$

限于篇幅, 文章省略了部分统计检验结果 (包括参数的互相关图), 读者若有需要可向作者索取。

这说明三个参数序列之间存在着明显的相关性,每一个参数的当前值都不只是由自己的时间序列决定。直观上理解,因为三个参数隐含长期、短期和中期利率的趋势,投资者在做投资决策时必然会在其间权衡,会导致对债券实际市场价格的影响,使得其所选择的和未选择期限债券的未来价格走势均产生波动,进而影响目标函数从而参数的估计值。

## 2 单位根检验

依照前文所述,选取 2003年 11月 - 2007年 10月的参数序列为估计样本。不同于 Fabozzi Martellini和 Priault(2005),由于本文预测的过程旨在建立参数之间的数量模型,而非探究经济变量之间的关系,所以我们不考虑引入外部经济变量。对  $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$  进行单位根检验,得到表 1的结果。在有漂移项无趋势项以及 AIC 准则下, $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 和  $\alpha_2$ 均为  $I(1)$ 。由参数的互相关图也证明了滞后项对于参数之间相互的影响是显著存在的。

表 1 变量 ADF 检验结果

| 变量         | 变量 ADF 检验统计量          | 变量一阶差分后 ADF 检验统计量     | 变量二阶差分后 ADF 检验统计量     |
|------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| $\alpha_0$ | - 2.481419 / (0.1256) | - 7.850911 / (0.0000) | - 6.404299 / (0.0000) |
| $\alpha_1$ | - 1.598401 / (0.4755) | - 8.141228 / (0.0000) | - 5.271911 / (0.0001) |
| $\alpha_2$ | - 1.729773 / (0.4100) | - 9.188167 / (0.0000) | - 9.194439 / (0.0000) |

注:中括号内是伴随概率  $p$ -值。

对于  $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$  由相互之间的滞后项决定的模型,我们首先用向量自回归模型 (VAR) 来确定滞后阶数。根据互相关图中显示的滞后项对当前值的影响程度,选取八阶以内的所有滞后项进行比较,得到如下结果 (见表 2):

表 2 滞后阶数检验

| 滞后阶数 | LogL     | LR        | FPE         | AIC         | SC          | HQ          |
|------|----------|-----------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0    | 420.1713 | NA        | 1.75e - 13  | - 20.85857  | - 20.73190  | - 20.81277  |
| 1    | 538.8027 | 213.5365* | 7.31e - 16* | - 26.34014  | - 25.83347* | - 26.15694* |
| 2    | 547.2957 | 14.01340  | 7.57e - 16  | - 26.31478  | - 25.42812  | - 25.99419  |
| 3    | 554.0173 | 10.08242  | 8.67e - 16  | - 26.20086  | - 24.93420  | - 25.74288  |
| 4    | 560.5830 | 8.863767  | 1.02e - 15  | - 26.07915  | - 24.43249  | - 25.48377  |
| 5    | 573.3626 | 15.33550  | 9.04e - 16  | - 26.26813  | - 24.24148  | - 25.53536  |
| 6    | 579.1815 | 6.109807  | 1.18e - 15  | - 26.10907  | - 23.70242  | - 25.23890  |
| 7    | 597.6695 | 16.63922  | 8.62e - 16  | - 26.58348* | - 23.79682  | - 25.57591  |
| 8    | 604.8953 | 5.419365  | 1.20e - 15  | - 26.49477  | - 23.32812  | - 25.34981  |

注: \* 表示该判别准则所选取的滞后阶数,所有检验的显示性水平均为 5%。

根据 AIC 准则,滞后阶数应选择 7,而根据 Schwarz 准则,滞后阶数选择 1。考虑到 LR 准则选择的滞后项为一阶,而 AIC 统计量在一阶之后实际变化很小,我们最终选取 VAR(1) 作为参数估计样本时间序列的回归模型。参数向量组的单位根检验显示,VAR(1) 事实上是稳定的。

## 3 协整检验

Johansen 协整检验显示参数及其一阶滞后项不存在协整关系,如表 3 所示。因此,进一步在  $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$  和  $\alpha_2$  之间建立误差修正模型 (VEC) 是不适合的。

表 3 Johansen 协方差检验

| 协整个数假设 | 特征值      | 最大特征根检验  |          |         | 迹检验      |          |         |
|--------|----------|----------|----------|---------|----------|----------|---------|
|        |          | 统计量      | 5%水平临界值  | $p$ 值** | 统计量      | 5%水平临界值  | $p$ 值** |
| 无      | 0.311270 | 17.15365 | 21.13162 | 0.1649  | 20.19604 | 29.79707 | 0.4096  |
| 至多一个   | 0.050840 | 2.400199 | 14.26460 | 0.9784  | 3.042384 | 15.49471 | 0.9649  |
| 至多两个   | 0.013864 | 0.642185 | 3.841466 | 0.4229  | 0.642185 | 3.841466 | 0.4229  |

注:最大特征根检验和迹检验均显示,在 5%水平下,无协整关系存在; \*\*表示  $p$ 值。

根据 VAR(1) 的统计检验结果,从  $R^2$ 、 $\bar{R}^2$  和  $F$  统计量来看,模型对  $\alpha_1$  和  $\alpha_2$  的解释效果比较好,对  $\alpha_0$  解释的效果稍欠。另外,模型的  $t$  统计量并不都是显著的,意味着并不是每一个变量的解释力度都很强,如  $\alpha_1(-1)$  对  $\alpha_0$ 、 $\alpha_2(-1)$  对  $\alpha_1$ 。但是,VAR 模型的建立一般不根据检验的显著与否来进行变量的筛选,而是

下面建模所用的样本均为前文得到的 2003年 11月 - 2007年 10月间 48个月的参数估计值。

保留所有滞后变量。

根据以上统计检验结果,得到如下的预测模型表达式:

$$\begin{bmatrix} 0 \\ 1 \\ 2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.67524531 & 0.050596221 & 0.04662052405 \\ -0.148197796 & 0.866211705 & 0.002084205863 \\ 0.8532568 & 0.2654592439 & 0.8874586959 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0(-1) \\ 1(-1) \\ 2(-1) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.01329198136 \\ 0.002836851069 \\ -0.02416363803 \end{bmatrix} \quad (8)$$

### (三)模型检验

#### 1. 脉冲响应

图 5 反映了模型的脉冲响应函数,将 1 单位标准差作为冲击,我们发现,参数之间的影响显著,不管是水平因子  $\beta_0$ 、斜率因子  $\beta_1$  还是曲率因子  $\beta_2$ ,其波动对自身均产生即刻的正向冲击,效应值达到 0.002747、0.00376 和 0.012814,但在几个月之内均迅速向 0 衰减,其中斜率因子对自身的冲击效应在 13 个月之后转变为负向;斜率因子和曲率因子对水平因子产生的正向冲击效果是逐渐显现的,分别在 15 个月和 8 个月之后达到最大值;水平因子和曲率因子均对斜率因子产生负向冲击,分别在半年和 18 个月之后达到最大值;水平因子和斜率因子对曲率因子产生正向冲击,分别在半年和 16 个月之后达到最大值。相较于水平因子和斜率因子的冲击,曲率因子对冲击的响应更大,但不管是哪一个,均在达到最大值后稳定的向 0 衰减,这说明该系统是稳定的。

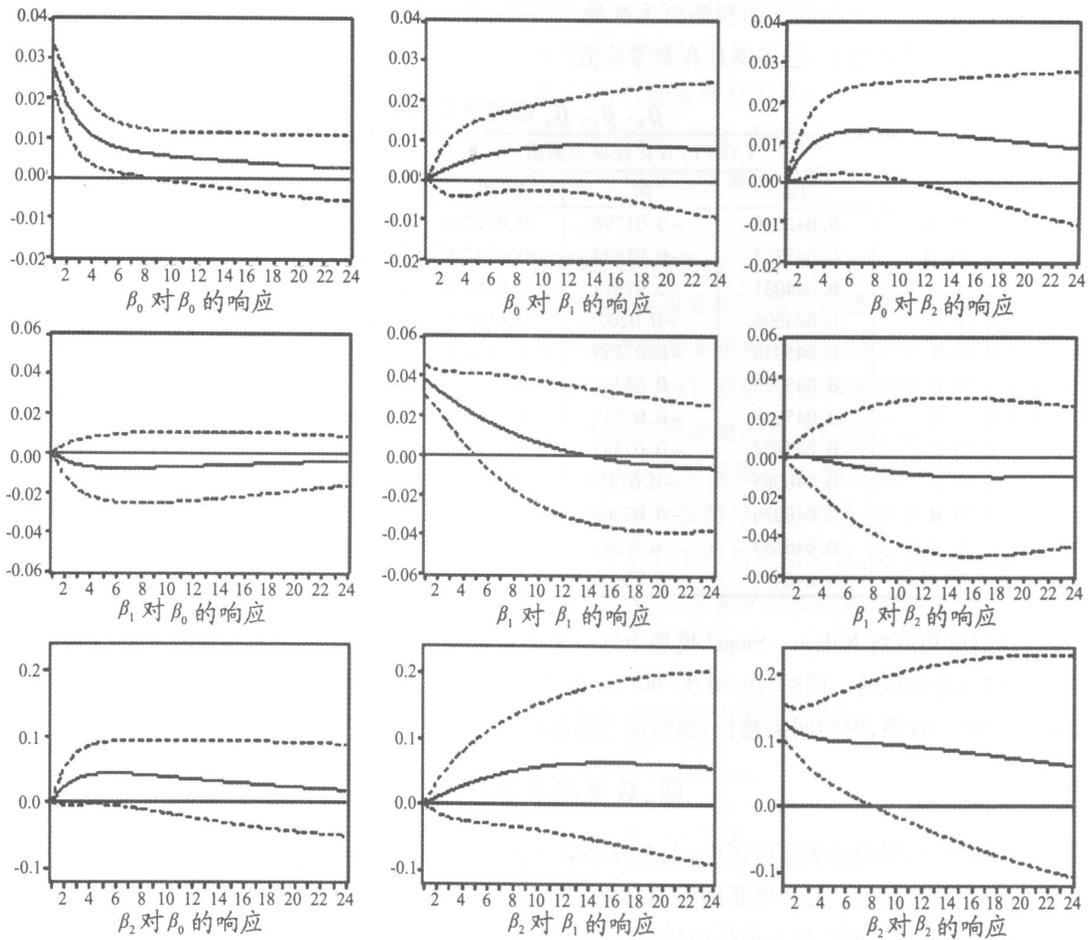


图 5 脉冲响应

#### 2. 方差分解

图 6 是方差分解图,从中可以看出,水平因子  $\beta_0$  和斜率因子  $\beta_1$  的变动主要受自身冲击影响,但对其他因素的影响随着步长的增加逐渐显现,尤其是曲率  $\beta_2$  对  $\beta_0$  的影响在第 24 个月达到 40%,可见中期利率对长期利率的影响不容忽视。斜率因子  $\beta_1$  对自身波动的影响趋于 85%。曲率变动受三个因子影响的比重都比较大,但自身的影响力所占比重随着步长的增加越来越大,趋于 64%,其他两个因子影响力越来越小但仍然显著,分别趋于 15%和 20%。

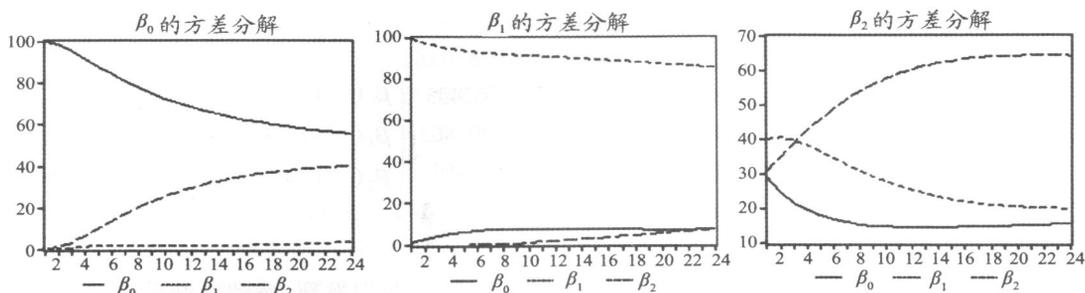


图 6 方差分解

#### (四) 预测结果

用上面得到的参数时间序列方程对下一期,即 2007 年 11 月 - 2008 年 10 月的参数值进行推算,就得到了用 48 个月的数据对未来 12 个月预测的结果,如表 4 所示。将此预测值与直接估计的参数值作比较,计算两者差值与估计值的比值。我们从中可以看出,  $\beta_0$ 、 $\beta_2$  未来 30 天及 60 天的预测值与估计值相差仅为几个百分比,说明预测较为准确; $\beta_1$  则产生比较明显的偏差,其中对 2008 年 1 月的预测偏差已经超过 1 倍。对于此现象的产生,有部分原因是我们在估计参数时所选取的  $\beta_1$  值为 3.5,使得利率曲线结构曲线在中期更为贴合真实收益率,从而使得对中期因子的预测更为准确。同时,用 VAR(1) 模型进行预测时,不管是  $\beta_0$ 、 $\beta_1$  还是  $\beta_2$ ,三期以后的偏差都比较大,已经不具有参考价值。

表 4  $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$  预测值及偏差

|                  | VAR(1) 有常数项预测值 |           |           | 偏差 (百分比) |          |          |
|------------------|----------------|-----------|-----------|----------|----------|----------|
|                  | $\beta_0$      | $\beta_1$ | $\beta_2$ | 0        | 1        | 2        |
| 2007 年 11 月 30 日 | 0.042029       | -0.01796  | 0.052756  | 0.095522 | 0.446995 | 0.022022 |
| 2007 年 12 月 28 日 | 0.043223       | -0.01884  | 0.053749  | 0.145757 | 0.339722 | 0.020877 |
| 2008 年 1 月 31 日  | 0.044031       | -0.01977  | 0.055416  | 0.326821 | 1.038453 | 0.13402  |
| 2008 年 2 月 29 日  | 0.044606       | -0.0207   | 0.057336  | 0.358918 | 1.66073  | 0.233411 |
| 2008 年 3 月 31 日  | 0.045038       | -0.02159  | 0.059286  | 0.269212 | 1.439009 | 0.773427 |
| 2008 年 4 月 30 日  | 0.045375       | -0.02241  | 0.061149  | 0.304005 | 0.995681 | 0.391994 |
| 2008 年 5 月 31 日  | 0.045648       | -0.02317  | 0.062871  | 0.27881  | 1.243306 | 0.612865 |
| 2008 年 6 月 30 日  | 0.045874       | -0.02387  | 0.06443   | 0.205066 | 1.438216 | 0.784323 |
| 2008 年 7 月 31 日  | 0.046065       | -0.0245   | 0.065822  | 0.414801 | 1.309514 | 0.027002 |
| 2008 年 8 月 29 日  | 0.046226       | -0.02508  | 0.06705   | 0.246075 | 1.566861 | 0.720475 |
| 2008 年 9 月 26 日  | 0.046363       | -0.0256   | 0.068126  | 0.541826 | 2.999531 | 0.867947 |
| 2008 年 10 月 31 日 | 0.046479       | -0.02606  | 0.06906   | 0.415967 | 2.350184 | 0.4856   |

至此,我们成功地对 Nelson - Siegel 模型中的三个参数进行了预测,证明了通过建立 VAR 模型来预测未来利率期限结构是可行的。同时,由 30 天、60 天、90 天 .....1 年后的预测结果发现,模型对利率的未来趋势在短期的预测能力较强,时间间隔越长,预测能力则越弱。

#### 四、政策启示作用分析

在利率期限结构预测的实际应用中,大多数是集中于对利率期限结构的货币政策分析,而非为金融工具定价或者为风险套期保值。这主要是因为:首先,在货币政策分析中,允许收益率存在微小的误差,但是在投资决策中,这些误差很可能导致方向性的错误或者非常大的偏差;第二,在用于指示政策时,利率期限结构需要显示某种趋向性信息,这通常要求曲线具有平滑性,而金融分析处理的是非常精确的数据,其所描绘的利率曲线一定是非平滑的,对趋势性的指示功能较弱;第三,货币政策对分析效力的要求比在金融决策中要高,政策分析需要对比不同时间和地域以及不同种类的债券的分析结果,所以对于每一只债券的观察值和债券的数目没有在投资分析中那么敏感;第四,货币当局比投资者更具有利率的控制权,因而,其通过预测收益率曲线来调整策略,也比投资者更具有目标的可实现性。

一些研究将长短期利率的利差作为在长期视角下一个预测通货膨胀率以及诸如实际 GDP 增长等经济

参见 Magnus Dahlquist 和 Lars E. O. Svensson (1996)。

行为的回归因子,用它来判别当前货币政策的扩张或紧缩程度,从而为货币当局在近期为实现宏观经济目标所应采取的行动做出指示。而 Nelson - Siegel模型中的三个参数正好反映了一些起传导作用的重要因素。比如,若货币政策可信度较高并且发挥效力,则紧缩的货币政策会使得短期和长期利率均上升,但长期利率上升幅度小于短期,因而长短期利差减小,在 Nelson - Siegel模型中,即为斜率减小,曲线变平坦;扩张的货币政策使得短期和长期利率均下降,但长期利率下降的幅度比短期小,因而长短期利差变大,曲线变陡峭。在本文选取的样本区间内,中国货币当局为了抑制通货膨胀,实行了从紧的货币政策,而从参数原序列的时间演进曲线来看,斜率是上升的,这反映出该货币政策已经取得了积极的效果。另外,长期利率会随着长期通胀预期、经济周期而变动,短期利率亦受到货币供应量、存款准备金率、存贷款利率调整的影响,这些都使得收益率曲线发生变化。反过来,因为货币政策对国债收益率曲线的影响通常具有一定时滞,对国债收益率曲线未来某一时点的预期,能够预示货币政策态势及实施效果,中央银行可根据长短期利率指标的变化来判断市场参与者对货币政策的看法,并据此修订未来货币政策。

## 五、结语

### (一)对模型修正的建议

在所有利率期限结构模型中,Nelson - Siegel模型的经济意义最强,其参数可以直接用于分析货币政策的效果。然而,本文的实证发现用该模型预测有效期较短,这可能是由于随着时间的推移,长期债券的价格在不断变化,对利率期限结构参数的估计造成了不稳定性,对于该问题,加权的最小二乘估计可能是解决的办法之一。在预测的建模中,模型形式是由数据样本决定的,随着样本的更新,预测模型也需要进行调整。如预测参数所建立的 VAR(1)模型并不是唯一确定的,随着时间的推移,参数间产生的相互影响的滞后阶数有可能会发生变化,比如模型可能会变成 VAR(2)形式,也可能发生参数间关联性逐渐降低的情况,这时则可以尝试 ARMA 模型。

### (二)当前国内外经济金融形势下研究国债利率期限结构的重要性

在当前国内连续降息和国际金融危机背景下,国债作为“金边债券”,对货币市场和证券市场能够起到重要的调节作用。自应对金融危机的政策出台以来,发行国债成为美国政府向市场和金融机构提供流动性的主要手段和工具。同时,为了稳定人民币对美元的汇率,保障出口,我国也在不断增持美国国债。美国财政部 10月 16日公布的最新数据显示,到 2009年 8月末,中国持有的美国国债总额已达到 7 971亿美元,位居第二的日本则达到 7 310亿美元。时至今日,美国的国债不仅对美国自身,同时也对全世界的金融恢复和经济复苏有着重要的支撑作用。美国国债市场的状况和利率的预期与外汇市场、贸易甚至我国国内金融市场的前景都息息相关,因此,除了我国国债利率期限结构预测的实践与应用之外,对美国国债利率期限结构进行前瞻性的研究和分析,也应作为近期货币政策当局和固定收益证券研究的重点工作之一。

### 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》,载《统计与决策》,2006(2)。
2. 陈雯、陈浪南:《国债利率期限结构建模和实证》,载《世界经济》,2000(8)。
3. 郭涛、宋德勇:《中国利率期限结构的货币政策含义》,载《经济研究》,2008(3)。
4. 杨大楷、杨勇:《关于我国国债收益率曲线的研究》,载《财经研究》,1997(7)。
5. 姚长辉、梁跃军:《我国国债收益率曲线的实证研究》,载《金融研究》,1998(8)。
6. 张屹山、张代强:《包含货币因素的利率规则及其在我国的实证检验》,载《经济研究》,2008(12)。
7. 朱世武、陈健恒:《交易所国债利率期限结构实证研究》,载《金融研究》,2003(10)。
8. Brennan, M. and Schwartz, E., 1979. A Continuous Time Approach to the Pricing of Bonds "Journal of Banking and Finance, Vol 3, pp. 133 - 155.
9. Cox, J., J. Ingersoll and Ross, S., 1980 "An Analysis of Variable Rate Loan Contracts "The Journal of Finance, Vol 35 (2), pp. 389 - 403.
10. Cox, J. J. Ingersoll and Ross, S., 1985a "An Intertemporal General Equilibrium Model of Asset Prices "Econometrica, Vol 53(2), pp. 363 - 384.
11. Cox, J., J. Ingersoll and Ross, S., 1985b "A Theory of the Term Structure of Interest Rates "Econometrica, Vol 53, pp. 385 - 408.
12. Culbertson, J., 1957. "The Term Structure of Interest Rates "Quarterly Journal of Economics, Vol 71, pp. 485 - 517.
13. Dahlquist, M. and Svensson, L., 1996. "Estimating the Term Structure of Interest Rates for Monetary Analysis "The

数据来源: <http://www.treas.gov/tic/mfh.txt>

Scandinavian Journal of Economics, Vol 98 (2) , pp. 163 - 183.

14. Diebold, F. and Li, C. , 2006. " Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields " Journal of Econometrics, Vol 130 (2) , pp. 337 - 364.
15. Dolan, C. , 1999. " Forecasting the Yield Curve Shape: Evidence from Global Markets " The Journal of Fixed Income, Vol 10 (1) , pp. 92 - 99.
16. Heath, D. ; Jarrow, R. and Morton, A. , 1992. " Bond Pricing and the Term Structure of Interest Rates: A New Methodology for Contingent Claims Valuation " Econometrica, Vol 60 (1) , pp. 77 - 105.
17. Hicks, J. , 1939. Value and Capital London: Oxford University Press
18. Ho, T. and Lee, S. , 1986. " Term Structure Movements and Pricing Interest Rate Contingent Claims " Journal of Finance, Vol 41, pp. 1011 - 1029.
19. Hull, J. and White, A. , 1990. " Pricing Interest Rate Derivative Securities " Review of Financial Studies, Vol 3, pp. 573 - 592.
20. Hull, J. and White, A. , 1993. " One - Factor Interest - Rate Models and the Valuation of Interest - Rate Derivative Securities " Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol 28, pp. 235 - 254.
21. Hull, J. and White, A. , 1994. " Numerical Procedures for Implementing Term Structure Models : Two - factor Models " The Journal of Derivatives, Vol 2 (2) , pp. 37 - 48.
22. Longstaff, F. and Schwartz, E. , 1992. " Interest Rate Volatility and the Term Structure: A Two - Factor General Equilibrium Model " Journal of Finance, Vol 52, pp. 1259 - 1282.
23. Dahlquist, Magnus and Svensson, Lars E. O. , 1996. " Estimating the Term Structure of Interest Rates for Monetary Policy Analysis " Scandinavian Journal of Economics, Vol 98 (2) , pp. 163 - 183.
24. McCulloch, J. Ruston, 1971. " Measuring the Term Structure of Interest Rates " The Journal of Business, Vol 44 (1) , pp. 19 - 31.
25. Modigliani, F. and Sutch, R. , 1966. " Innovations in Interest Rate Policy " American Economic Review, Papers and Proceedings Supplement, Vol 56, May, pp. 178 - 197.
26. Nelson, C. R. and Siegel, A. R. , 1987. " Parsimonious Modeling of Yield Curves " Journal of Business, Vol 60 (4) , pp. 473 - 487.
27. Fabozzi, F. J. ; Martellini, L. and Priaulet, P. , 2005. " Predictability in the Shape of the Term Structure of Interest Rates " The Journal of Fixed Income, Vol 15 (1) , pp. 40 - 53.
28. Reisman, H. and Zohar, G. , 2004. " Short - Term Predictability of the Term Structure " The Journal of Fixed Income, Vol 14 (3) , pp. 7 - 8.
29. Svensson, L. , 1994. " Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992 - 1994. " NBER Working Paper Series, Vol w4871.
30. Vasicek, O. A. , 1977. " An Equilibrium Characterization of the Term Structure " Journal of Financial Economics, Vol 5 (2) , pp. 177 - 188.
31. Vasicek, O. A. and Fong, H. G. , 1982. " The Journal of Finance, 1982 Term Structure Modeling Using Exponential Splines " The Journal of Finance, Vol 37 (2) , pp. 339 - 348.

(责任编辑:彭爽)

(上接第 56 页)

25. Krugman, P. , 1994. " The Myth of Asia 's Miracle " Foreign Affairs, Vol 73 (6) , pp. 62 - 78.
26. Levine, R. and Zervos, S. , 1998. " Stock Markets, Banks, and Economic Growth " American Economic Review, Vol 88 (3) , pp. 537 - 558.
27. Levine, R. , 2004. " Finance and Growth: Theory and Evidence " NBER Working Paper No 10766.
28. La Porta, R. ; Lopez - de - Silanes, F. ; Shleifer, A. and Vishny, R. , 1998. " Law and Finance " Journal of Political Economy, Vol 106, pp. 1113 - 1155.
29. Podpiera, R. , 2006. " Progress in China 's Banking Sector Reform: Has Banking Behavior Changed? " MF Working Paper No 06/71.
30. Pistor, K. and Xu, C. , 2005. " Governing Stock Markets in Transition Economies: Lessons from China " American Law and Economics Review, Vol 7 (1) , pp. 184 - 210.
31. Rajan, R. G. and Zingales, L. , 1998. " Financial Dependence and Growth " American Economic Review, Vol 88 (3) , pp. 559 - 586.
32. Rioja, F. and Valev, N. , 2004. " Finance and the Sources of Growth at Various Stages of Economic Development " Economic Inquiry, Vol 42 (1) , pp. 127 - 140.
33. Shan, J. and Morris, A. , 2002. " Does Financial Development ' Lead ' Economic Growth? " International Review of Applied Economics, Vol 16 (2) , pp. 153 - 168.
34. Shi, C. , 2007. " Protecting Investors in China through Multiple Regulatory Mechanisms and Effective Enforcement " Arizona Journal of International & Comparative Law, Vol 24 (2) , pp. 451 - 497.
35. Tadesse, S. , 2005. " Financial Development and Technology " William Davidson Institute Working Paper No 749.
36. Zheng, J. and Hu, A. , 2006. " An Empirical Analysis of Provincial Productivity in China (1979 - 2001). " Journal of Chinese Economic and Business Studies, Vol 4 (3) , pp. 221 - 239.
37. Zingales, L. , 2003. " Commentary on ' More on Finance and Growth: More Finance More Growth? ' " Federal Reserve Bank of St. Louis Review, Vol 85, pp. 47 - 52.

(责任编辑:陈永清)