第31卷 第1期 华侨大学学报(自然科学版) Vol.31 No.1
2010年1月 Journal of Huaqiao University (Natural Science) Jan. 2010

文章编号: 1000-5013(2010)01-0099-07

利率期限结构波动效应协整的实证

吴泽福

(华侨大学 工商管理学院, 福建 泉州 362021)

摘要: 在刻画短期利率波动具有长期回复均值和负向飘移率的非线性均值-广义自回归条件异方差(GARCH)模型中,引入马尔科夫区制转移特征,给出波动区制转移概率的计量递推公式和最大似然函数数值求解程序. 对动态模型综合设计的科学性进行参数假设检验,证实非线性均值回复与马尔科夫区制转移效应的GARCH模型相比,其单独或双项组合的杠杆效应、负向信息强响应、高波动低持续等效应模型具有更强的现实数据拟合能力,可从时间序列和横截面角度,进一步揭示短期市场利率期限结构的内在波动规律.

关键词: 利率; 期限结构; 区制转移; 马尔科夫链; 协整

中图分类号: O 211.62; F 224.0　　**文献标识码**: A

国内外各种不同利率期限结构模型的实证研究,主要有如下两点结论[1-2]. (1) 漂移率的不同模式假设,对利差飘移的解释能力影响差别不大;利差变动一般服从一个均值回归过程,但有关均值回复的具体函数形式仍存在着较大的分歧,非线性飘移假设相对应的实证证据仍旧缺乏. (2) 波动率作为利率期限结构模型的重要因素,需要多个角度才能有效地刻画,而且波动特征因不同市场和研究时段而不同. 随机波动模型优于单因素扩散模型,短期利率的随机波动,水平杠杆和广义自回归条件异方差(GARCH)效应的引入,会进一步改进利率期限结构模型的定价水平. 作为对传统利率期限结构线性波动的非线性化推广的马尔科夫区制转换模型,国外的研究已经取得重大突破[3-7]. 国内学者对利率期限结构波动特征的研究,获得了一些重大的经验结论[8-10]. 本文运用B样条函数静态估计获取的短期利率市场数据,实证研究利率期限结构隐含波动的协整效应.

1 研究方法

先求解利率水平杠杆GARCH模型的似然函数,然后,运用最大似然函数估计各种利率模型的飘移和扩散函数的参数,并据以比较各种模型的拟合能力. 设定利率水平GARCH模型的离散形式为

$$\begin{cases} \Delta r_t = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-1}\ln r_{t-1} + r_{t-1}^{\gamma}\sqrt{h_t}\Delta w_t, \\ h_t = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-1}. \end{cases}$$

上式中:$\varepsilon_t = \sqrt{h_t}\Delta w_t$, w_t 独立同分布(i.i.d.) $N(0,1)$, 则 Δr_t 在均值 $\alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-1}\ln r_{t-1}$ 和方差 $r_{t-1}^{2\gamma} h_t$ 下的条件分布为

$$f(\Delta r_t \mid r_{t-1}, \Delta r_{t-1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi r_{t-1}^{2\gamma} h_t}} \exp\left(\frac{-(\Delta r_t - \alpha_0 - \alpha_1 r_{t-1} - \alpha_2 r_{t-1}\ln r_{t-1})^2}{2 r_{t-1}^{2\gamma} h_t}\right).$$

其中:$h_t = \beta_0 + \beta_1 \times \dfrac{(\Delta r_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 r_{t-2} - \alpha_2 r_{t-2}\ln r_{t-2})^2}{r_{t-1}^{2\gamma}} + \beta_2 h_{t-1}$.

假设待估计参数为 $\theta = (\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \beta_0, \beta_1, \beta_2, \gamma)$, Bollerslev 指出 $h_j = u_j = \hat{\sigma}$, $j = 0, 1, \cdots, T$. 其中:$\hat{\sigma} = T^{-1}\sum_{t=1}^{T}\dfrac{(\Delta r_t - \alpha_0 - \alpha_1 r_{t-1} - \alpha_2 r_{t-1}\ln r_{t-1})^2}{r_{t-1}^{2\gamma}}$. 根据前 m 次观测值推算对数似然函数,有

收稿日期: 2009-05-23

通信作者: 吴泽福(1971-),男,高级会计师,博士,主要从事公司财务与资本市场的研究. E-mail:wuzefu@hqu.edu.cn.

$$\Psi(\theta) = \sum_{t=1}^{T} \log f(\Delta r_t \mid r_t, \Delta r_{t-1}; \theta) = -(T/2)\log(2\pi) -$$

$$(1/2)\sum_{t=1}^{T}\log(r_{t-1}^{2\gamma} h_t) - (1/2)\sum_{t=1}^{T}[(\Delta r_t - \alpha_0 - \alpha_1 r_{t-1} - \alpha_2 r_{t-1}\ln r_{t-1})^2 / r_{t-1}^{2\gamma} h_t],$$

进而设定待估计参数的初始值和前 m 次的观测值,可以求得 h_t,并使用 BHHH (Berndt, Hall, Hall, Hausman) 算法来评估最大似然函数.

为了克服单一波动区制模型设定利率波动过程的均值和条件方差在整个样本期内固定不变,忽略长短期利率波动特征在不同货币政策阶段的差异,对利率波动模式引入马尔可夫波动机制转换效应并运用最大似然估计模型参数. 马尔可夫波动机制转换模型设定利率波动期间存在两种基本波动状态,即剧烈波动状态和平缓波动状态. 这两种波动状态的均值函数和方差函数不同.

设定分析模型的状态转换概率恒定且遵循一阶马尔科夫过程,状态 1,2 分别代表低、高波动机制. 采用最大似然估计和 Hamilton 状态概率循环程序估计广义波动模型参数. 这种程序是一种根据前一时刻的状态,估计后一时刻所处状态概率的循环优化程序,运行后可以取得所估计参数的最大对数似然值和给定时间序列处于某一种状态下的概率. 假设广义波动模型飘移项与扩散项的表达式为

$$\Delta r_t = \begin{cases} \alpha_{0,1} + \alpha_{1,1} r_{t-1} - \alpha_{2,1} r_{t-1}^2 + \alpha_{3,1} r_{t-1}\ln r_{t-1} + \sqrt{h_{t,1}}\,\mathrm{d}w, \\ \alpha_{02} + \alpha_{1,2} r_{t-1} - \alpha_{2,2} r_{t-1}^2 + \alpha_{3,2} r_{t-1}\ln r_{t-1} + \sqrt{h_{t,2}}\,\mathrm{d}w, \end{cases}$$

$$h_{t,i} = b_{0,i} + b_{1,i}\varepsilon_{t-1}^2 + b_{2,i} h_{t-1,i}, \qquad \varepsilon_{t-1}^2 = \Delta r_{t-1} - [p_{1,t-1}\mu_{1,t-1} + (1 - p_{1,t-1})\mu_{2,t-1}],$$

$$\mu_{t-1,i} = \alpha_{0,i} + \alpha_{1,i} r_{t-2} + \alpha_{2,i} r_{t-1}^2 + \alpha_{3,i} r_{t-2}\ln r_{t-2},$$

$$h_{t-1} = p_{1,t-1}(\mu_{1,t-1}^2 - h_{1,t-2}) + (1 - p_{1,t-1})(\mu_{2,t-1}^2 - h_{2,t-2}0 - [p_{1,t-1}\mu_{1,t-1} + (1 - p_{1,t-1})\mu_{2,t-1}]^2,$$

$$p_{1,t} = (1 - Q)\left[\frac{g_{2,t-1}(1 - p_{1,t-1})}{g_{1,t-1}p_{1,t-1} + g_{2,t-1}(1 - p_{1,t-1})}\right] + P\left[\frac{g_{1,t-1}p_{1,t-1}}{g_{1,t-1}p_{1,t-1} + g_{2,t-1}(1 - p_{1,t-1})}\right]^2,$$

$$g_{1,t} = f(\Delta r_t \mid S_t = 1), \qquad g_{2,t} = f(\Delta r_t \mid S_t = 2).$$

其中:Δr_t 的状态 1,2 的概率分别为 $p_{t,1}$, $1 - p_{t,1}$. 设定一阶马尔科夫过程 S_t 的过渡概率有 $P(S_t = 1 \mid S_{t-1} = 1) = p$, $P(S_t = 2 \mid S_{t-1} = 1) = 1 - p$, $P(S_t = 2 \mid S_{t-1} = 2) = q$, $P(S_t = 1 \mid S_{t-1} = 2) = 1 - q$. 利率波动状态时间系列的求解,根据 r_t 的观测值来推断当前波动状态. 依据马尔可夫链的性质,可知 S_{t-1} 概括所有与预测 S_t 相关的信息. 即 $P[S_t = s_t \mid S_{t-1} = s_{t-1}] = P[S_t = s_t \mid S_{t-1} = s_{t-1}, S_{t-2} = s_{t-2}, \cdots]$. 设定 $(\alpha_{0,i}, \alpha_{1,i}, \alpha_{2,i}, \beta_{0,i}, \beta_{1,i}, \beta_{2,i}, p, q)$ 在时刻 t 是已知的参数值,但是不能观测到时刻 t 是否处于状态 1 或 2.

通过最大化似然函数 $L = \sum_{t}^{T}\log P(y_t \mid y_{t-1}, \cdots, y_0)$,可得出参数的最大似然估计值为 $(\alpha_{0,i}, \alpha_{1,i}, \alpha_{2,i}, \beta_{0,i}, \beta_{1,i}, \beta_{2,i}, p, q)$. 将估计结果作为下一次循环的输入值推断状态系列 $\{S_t\}$,在推断过程中给定的参数不变,而观测值增加了 y_t. 即设定 $P(s_{t-1}, s_{t-2}, \cdots, s_{t-m} \mid y_{t-1}, y_{t-2}, \cdots, y_0)$ 是已知的,据以推断 $P(s_{t-1}, s_{t-2}, \cdots, s_{t-m+1} \mid y_t, y_{t-1}, y_{t-2}, \cdots, y_0)$. 其中:$(s_t, s_{t-1}, \cdots, s_{t-m+1})$ 指 m 个最近的状态观测值.

波动机制转换概率和最大似然函数的理论,参见 Hamilton 的平滑滤波算法,数据运行平台是 GAUSS 6.0 矩阵分析系统.

2 数据描述与实证分析

2.1 数据描述与基本性质

选用 B 样条函数回归估计,以获取的短期国债利率代表瞬时即期利率. 使用上海证券交易所的 26 只国债日交易数据,样本期间为 2003 年 1 月到 2006 年 12 月,共计 22 900 个观测值. 样本数据中,0.25 年期、0.5 年期和 1 年期的利率平均水平分别是 1.88 %, 2.01 %和 2.22 %,而标准偏差分别是 0.12 %, 0.38 %和 0.46 %. 利率水平的自相关缓慢地衰减且一阶差分的自相关值很小,各期的利率水平和波动序列的 Jarque-Beta 统计量在 1 %的水平上显著拒绝了正态分布的假设.

0.25 年期、0.5 年期和 1 年期利率水平序列的 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 单位根检验统计量,在 10 %的显著水平上无法拒绝单位根的假设,但是其相应的利率差分的 ADF 统计量在 1 %的水平上拒绝了单位根假设,说明利差时间序列是一阶稳定的. 由于市场利率接近于 $I(1)$ 过程,均值回归调整速度的估计就向上偏离,不能用于利率产品定价时市场利率变化路径的模拟.

2.2　模型设定与估计

11 种拟合 0.25 年期利率期限结构的利率模型,其参数 t 统计估计量及冗余变量的似然率检验,如表 1 所示. 表 1 中:括号内数据为模型参数估计的 t 检验统计量; R_L 为似然率检验统计值,用以评估各嵌套模型新增变量的解释能力; $\chi^2_{(0.01)}$ 为卡方分布的自由度, df 为 0.01 置信水平的临界值; $\log L$ 为对数似然值; BDT-GARCH, BDT-General, GPM 模型中, $h_t = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon^2_{t-1} + \beta_2 h_{t-1}$.

表 1　嵌套利率模型的参数估计表

Tab. 1　Parameter estimation on interest rate nested model

模型简称	模型定义	α_0	α_1	α_2
Merton	$dr = \alpha_0 dt + \beta_0 dw$	-0(2.039)	0	0
Vasicek	$dr = (\alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}) dt + \beta_0 dw$	0(0.765)	-0.001(-3.306)	0
CIR-SR	$dr = (\alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}) dt + r^{1/2}_{t-1} \beta_0 dw$	0(3.257)	-0.004(-3.242)	0
GBM	$dr = \alpha_1 r_{t-1} dt + r_{t-1} \beta_0 dw$	0	-0.004(0.058)	0
Brennan-Schwartz	$dr = (\alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}) dt + r_{t-1} \beta_0 dw$	0	-0.004(-3.017)	0
BDT-Level	$dr = (\alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-1} \ln r_{t-1}) + r_{t-1} \beta_0 dw$	0	-0(-0.160)	-0.004(-3.189)
CEV	$dr = \alpha_1 r_{t-1} dt + r^{\gamma}_{t-1} \beta_0 dw$	0	-0(-9.515)	0
CKLS	$dr = (\alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} dt + r^{\gamma}_{t-1} \beta_0 dw$	0(3.265)	-0.001(-3.306)	0
BDT-GARCH	$dr = (\alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-1} \ln r_{t-1}) + \sqrt{h_{t-1}} dw$	0	-0(-1.200)	-0.003(-1.186)
BDT-General	$dr = (\alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-1} \ln r_{t-1}) + r_{t-1} \sqrt{h_{t-1}} dw$	0	-0(-2.089)	-0.002(-2.103)
GPM	$dr = (\alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-1} \ln r_{t-1}) dt + r^{\gamma}_{t-1} \sqrt{h_t} dw$	0(8.043)	-0(-6.106)	-0.002(9.065)

模型简称	β_0	β_1	β_2	γ	$\log L$	R_L	$\chi^2_{(0.01)}$	df
Merton	0(95.326)	0	0	0	150.09	125.32	12.36	5
Vasicek	0(36.237)	0	0	0	286.53	112.30	12.11	4
CIR-SR	0(26.363)	0	0	0.5	291.96	98.36	11.32	4
GBM	0(16.363)	0	0	1.0	364.92	93.62	11.12	5
Brennan-Schwartz	0(15.363)	0	0	1.0	414.87	89.36	9.65	4
BDT-Level	0(6.352)	0	0	1.0	532.99	52.79	8.56	4
CEV	0(12.363)	0	0	1.376(8.365)	646.12	67.89	11.52	4
CKLS	0(11.023)	0	0	1.475(9.633)	652.33	58.78	8.45	2
BDT-GARCH	0(15.231)	0.150(3.709)	0.600(9.623)	0	650.79	51.63	7.32	2
BDT-General	0(13.718)	0.150(6.809)	0.600(4.383)	1.0	665.07	45.58	7.12	2
GPM	0(0.204)	0.150(3.706)	0.600(9.047)	0.010(8.569)	689.32	-	-	-

根据最大似然估计值, GPM 模型表现出最好的拟合度,其次是 CKLS 模型和 CEV 模型,再次是 BDT-Level 模型, BDT-GARCH 模型. 这是因为 BDT 模型忽略或者夸大了利率杠杆效应,因而其拟合程度低于 CKLS 模型和 CEV 模型. BDT-General 模型考虑了利率波动的 GARCH 效应和利率水平杠杆效应, 因而其拟合效果接近于 CKLS 模型. Merton, Vasicek, CIR SR, GBM 和 Brennan-Schwartz 模型的最大似然值偏低,原因在于 Merton 和 Vasicek 模型存在允许利率取负值以及利率方差恒定不变的缺陷; CIR-SR, GBM 和 Brennan-Schwartz 模型夸大了利率杠杆效应和忽略波动集簇效应. 所得的模型拟合效果的排序,除了 Vasicek 模型和 CIR 模型拟合排序相反之外,与 Chan 运用广义矩估计对美国国债 25 a 的每月收益率数据分析的结果相近. 模型中的 α_1 的估计值为负, 表明利率行为存在均衡回复特性,而且 α_1 绝对值大小代表 r 回复到长期利率均值的速度.

通过对上述各种模型不同形式均值方程估计的结果表明,中国短期利率的飘移存在明显的均值回复规律. 这与吴伟雄和谢赤运用广义矩估计法对 9 种利率波动模型的均值回复估计结果不同. 比较 Vasicek 模型和 Merton 模型的最大似然值可发现,利率的飘移并不是恒量,而是存在负向飘移率. 长期均衡值和负向飘移率表明,利率处于高位状态下的飘移会更快地将利率拉回到长期均衡水平. BDT 模型非线性飘移项在统计上的显著性表明,短期利率的飘移路径有可能是非线性的. 这与 Ait-Sahaia 运用非参数估计方法对美国利率飘移路径的分析结果相近. David 和 Neil 使用蒙特卡罗模拟技术实现 Ait-Sahaia 非参数模型的路径,结果表明该模型对飘移的核回归估计存在显著的误差,进而导致得出利率飘移的非线性均值回复. 究其原因,是核回归估计的精确度受到不同平滑因子选择上的重大影响.

BDT-Garch ,BDT-General ,GPM 模型的 β_1 和 β_2 的估计值相当稳定. β_1 值为 0.150 ,β_2 值为 0.600 ,说明利率波动时间序列存在较强的消息效应和波动持续性;而 $\beta_1 + \beta_2 = 0.750 < 1$,表明中国利率的波动遵循一个稳定的过程. Engle 发现美国国库券利率时间序列的 $\beta_1 + \beta_2 = 1.010$; Gray 发现澳大利亚银行券利率的 $\beta_1 + \beta_2 = 1.120$,而 $\beta_1 + \beta_2 \approx 1$ 意味着当前对利率的干扰将无限期地影响到将来对波动性的预测, 即波动性干扰始终存在. 当时间 t 趋向于无穷时, 利率的波动性将趋于无穷大, 这显然不合常理. 究其原因在于 ,美国国库券利率时间序列和澳大利亚银行券利率时间序列并不是稳定的时间序列.

利率波动参数化为利率水平和未预期信息振动的函数 ,能够较好地刻画短期利率的动态波动. CKLS 模型和 BDT-Level 模型把扩散函数仅作为利率水平的函数, 而 BDT-General 模型进一步将信息振动因素引入波动方程后 ,利率杠杆效应参数显著变小. 说明把波动仅视为利率水平的函数 ,过度强调了波动对利率水平的敏感性. 比较各个模型的 γ 值 ,可以发现 ,市场利率的波动对利率水平的依赖程度很弱. Chan , Karolyi ,Longstaff 和 Sanders(CKLS) 提出了一个统一框架以包含绝大部分连续时间利率期限结构模型, 并利用美国的利率数据对各个模型进行比较, 结果发现利率的波动性对利率水平十分敏感. 从表 1 中的冗余变量似然比率检验表明 ,除了 GPM 模型外的其余嵌套模型都被显著拒绝. 说明 GPM 模型综合考虑了利率的波动集簇效应和水平杠杆效应 ,能够较好地拟合利率的波动状态.

2.3 利率波动的特征分析

上述各种模型对中国利率期限结构拟合比较显示 ,中国利率的波动存在明显的均值回复 ,波动率对利率水平有着较弱的敏感性 ,波动集簇现象和扰动的持续性较强. 利率波动的扩散函数一般设定为利率水平的函数 ,如恒弹性波动是 Vasicek 模型 ,平方根波动是 CIR 模型 ,与利率水平成线性比例波动的是 Dothan 模型和 Brennan-Schwartz 模型. CKLS 经过实证分析指出 ,利率波动的杠杆效应指数为 1.5 ,而 CHLS 则认为处于[1.5 , 2.0]. Bliss 和 Smith 指出, 当考虑了 1979 - 1982 年美国利率数据的短期转换后 ,CKLS 模型的利率水平杠杆指数从 1.5 下降到 0.948. Ait-Sahalia 和 Stanton 分别使用非参数估计拟合扩散函数的形状 ,所得估计结果与 CKLS 模型一致 ,但并没有考虑数据的结构性转换 ,而且这些估计结果的准确性因计量方法的可靠性而需要进一步证实.

引入国际上典型的利率波动模型 ,对中国短期利率的波动扩散模式进行分析 ,如表 1 中有关嵌套利率模型的参数估计与比较. 可以发现 ,中国短期利率的波动扩散程式中扩散项在模型设定与数据拟合中起着重要的作用. 表 1 中的 Vasicek 模型、CIR 模型、GBM 模型、BS 模型和 BDT 水平模型似然率检验统计量的值表明 ,利率波动模型扩散函数项中引入利率水平杠杆因子 ,能够显著地提高模型解释能力 ,而且利率水平杠杆参数估计值与似然率检验统计量成正相关 ;CEV 模型与 CKLS 模型估计的利率水平杠杆参数估计值大于 1 ,而且显著地提高了参数估计的似然率检验统计值;然而 ,GARCH 模式的引入却显著地降低了利率水平杠杆作用 ,同时参数之和 $\beta_1 + \beta_2$ 不管是否考虑利率水平杠杆 ,均相当显著且稳定于 0.75. 这区别于林海和洪永淼关于国债回购利率波动持续性参数之和稍大于 1 的结论.

为了检验利率杠杆效应对不同短期利率飘移设定的敏感性 ,对这 3 种利率数据分别运用线性、平方、立方和非线性飘移设定模型进行分析. 结果表明 ,各期利率波动的敏感性参数 γ 值在 1.33～2.88 区间内变动 ,且相对于这 4 种飘移设定模型呈现单调下降. 这说明利率波动中存在较稳定的水平杠杆效应 ,利率水平杠杆效应随着非线性均值飘移的引入而下降. 鉴于非线性飘移模型对利率的飘移结构更具有解释能力 ,因而在下面的利率波动扩散结构分析中 ,采用非线性均值飘移假设.

利率波动与水平杠杆模型比较 ,如表 2 所示. 表 2 中:估计的利率杠杆-GARCH 模型的定义与表 1 中 GPM 模型的定义相同. 除了系数 β_0 不显著外 ,其余的参数估计均在 99 %的置信水平上显著. 比较表 2 中 3 个模型的最大似然估计值($L_{\max}$) 可以看出 ,扩散函数是短期利率的非线性增函数 ,拒绝了扩散函数为常数或短期利率的线性函数假设. 从表 2 可知 ,给出模型的条件方差的估计参数中常数项 β_0 不显著 ,这可能是与 GARCH 模型忽略了利率波动对利率水平的依赖有关. 对于前一期误差项系数 β_1 和前一期振动项系数 β_2 的估计相当稳定 ,说明了当前的振动一部分来自 15 %的前一期误差信息 ,另一部分源自 60 %的前一期振动信息. 因而 ,短期利率的波动中存在较强的波动持续性. GARCH 模型对短期利率均值回复规律的结论与利率水平杠杆模型一致 ,但是由于 GARCH 模型有效地刻画了短期利率的条件异方差波动特性 ,因而 ,模型的最大似然估计值 $L_{\max}$ 明显高于利率杠杆模型 ,也表明 GARCH 模

型对短期利率的拟合程度优于利率杠杆模型.

表 2　利率波动与水平杠杆模型比较

Tab. 2　Model comparison on leverage and level of interest rate volatility

模型参数	利率水平杠杆模型			利率波动模型(GARCH)			利率水平杠杆 GARCH 模型		
	0.25 年期	0.5 年期	1 年期	0.25 年期	0.5 年期	1 年期	0.25 年期	0.5 年期	1 年期
α_0	0.001 (14.532)	0.002 (7.013)	- 0.000 (- 4.694)	0.005 (17.625)	0.041 (25.745)	60.047 (30.562)	0.033 (27.568)	0.041 (25.746)	0.047 (30.562)
α_1	0.504 (12.669)	0.711 (8.547)	- 0.021 (0.047)	11.572 (38.3901)	11.664 (25.263)	16.987 (27.384)	11.522 (36.403)	11.664 (25.263)	16.987 (27.384)
α_2	- 3.393 (- 8.952)	- 4.632 (- 9.256)	0.047 (1.021)	- 66.288 (- 10.275)	- 60.829 (- 21.820)	- 60.002 (- 33.143)	- 66.286 (- 10.454)	- 60.829 (- 21.820)	- 60.002 (- 33.143)
α_3	0.127 (8.397)	0.181 (8.257)	- 0.007 (- 3.182)	3.033 (46.244)	3.196 (26.212)	6.233 (61.904)	3.033 (40.365)	3.196 (26.212)	6.233 (61.904)
β_0	NA	NA	NA	2.65×10^{-7} (0.676)	8.03×10^{-8} (0.168)	1.86×10^{-7} (0.257)	3.97×10^{-7} (0.165)	8.03×10^{-8} (0.168)	1.86×10^{-7} (0.257)
β_1	NA	NA	NA	0.150 (3.252)	0.150 (9.032)	0.150 (0.721)	0.150 (3.070)	0.150 (9.032)	0.150 (0.721)
β_2	NA	NA	NA	0.600 (8.481)	0.600 (17.588)	0.600 (13.371)	0.600 (5.387)	0.600 (17.588)	0.600 (13.371)
γ	1.351 (112.25)	1.616 (135.65)	1.854 (293.06)				0.030 (10.635)	0.010 (4.870)	0.070 (3.784)
L_{max}	166.62	102.83	112.36	369.18	567.80	603.57	456.32	582.52	614.09

在利率 GARCH 模型中进一步引入利率水平杠杆因子. 表 2 显示估计的结果与利率 GARCH 模型基本上一致,但是由于引入杠杆因子,导致模型的拟合程度比 GARCH 模型和杠杆模型更优. 相比于利率杠杆模型,利率水平杠杆因子 γ 明显变小,波动集簇强度结构保持不变. 通过利率杠杆 GARCH 模型、利率 GARCH 模型和利率杠杆模型的比较,可以发现利率波动对随机波动因素的敏感性比对利率水平更强,利率杠杆模型倾向于过度强调利率波动对利率水平的敏感性. 利率 GARCH 模型倾向于过度夸大了利率波动与上一期波动信息的影响关系,在利率杠杆 GARCH 模型中引入利率水平因子后,模型关于各期短期利率的拟合程度显著提高. 同时,利率波动对利率水平的敏感性参数显著变小,证实了中国短期利率波动中存在较强的 GARCH 波动集簇的现象和较弱的利率水平杠杆效应. 这与美国短期利率的强杠杆效应不同. 另外,尽管条件方差的不同模型设定会影响飘移项参数估计,但是利率飘移的均值回复现象仍旧显著存在. 估计结果除了估计系数 β_0 不显著外,其余参数估计均在 99 %的置信水平上显著.

2.4　参数估计与过程分析

从单机制 GARCH 模型拟合的标准化残差项来分析, Ljung-Box 统计量显示了标准化残差项仍旧存在显著的系列相关, Jarque-Bera 统计量也显示了标准化残差不服从正态分布, 而机制转换模型拟合的标准化残差项的 Ljung-Box 统计值较小,显示了标准化残差项的系列相关已经明显降低了,相应的 Jarque-Bera 统计值也表明了标准化残差项近似服从正态分布. 这表明了机制转换 GARCH 模型通过设定不同波动状态能够改善利率波动路径的拟合.

单(双)机制 GARCH 模型的参数估计,如表 3 所示. 在表 3 单机制 GARCH 模型中, 标准化残差设定为服从标准正态分布, Jarque-Bera(J-B) 用以检验模型残差的正态性, LB 是指 Ljung-Box 统计量, 用以度量平方残差的系列相关. 单机制模型定义与表 1 中 GPM 模型的定义相同.

从表 3 可以看出, 第 1 种状态下的长期均值低于第 2 种状态,且非线性参数估计值低于第 2 种状态,而第 1 种状态下的持续性振动参数和 $\beta_{1,1}+\beta_{2,1}$ 略低于第 2 种状态下的持续性振动参数和 $\beta_{1,2}+\beta_{2,2}$. 表明高波动性与高利率波动水平紧密相关,即处于高利率波动机制的短期利率波动更依赖于利率水平,

这与美国短期利率波动的估计结果不同. 双重机制的 GARCH 过程是稳定的 $(\beta_{1,i}+\beta_{2,i}<1)$,其持续性明显低于单机制 GARCH 过程,高波动状态的长期均值高于低波动状况的长期均值;机制转换模型的波动扩散的持续性比单机制模型较低,高波动机制更敏感于近期扰动信息 $(\beta_{1,1}<\beta_{1,2})$,扩散的持续性比起低波动状态低 $(\beta_{2,1}>\beta_{2,2})$. 即在高波动状态下个别大的振动会快速减少,但在低波动状态下则会更持久. 这是单因素模型所无法刻画的波动规律. 与 Friedman 和 Laibson 提出了修改的 ARCH 模型对股票收益率振动持续性的发现结果相似,即股票收益率的个别振动的持续性依振动量而有区别,中小振动是持续的,而大振动是非持续的. 这与短期利率的波动由于未来经济方向和通货膨胀预期不确定性,以及货币管理当局的干预下产生了较大的非持续性变动事实相符. 总之,马尔科夫机制转换模型进一步改进了利率期限结构模型的拟合效果.

表 3 单(双)机制 GARCH 模型的参数估计

Tab. 3 Parameter estimation on single (double) mechanism GARCH model

模型	单机制 GARCH		双机制 GARCH		模型	单机制 GARCH		双机制 GARCH	
参数	估计值	p 值	估计值	p 值	参数	估计值	p 值	估计值	p 值
$\alpha_{0,1}$	0.000 3	0.9558	0.000 2	0.819 1	β_{12}			0.136 0	5.398 7
$\alpha_{1,1}$	2.197 6	9.4144	0.169 5	- 3.911 1	β_{22}			0.591 2	16.829 3
$\alpha_{2,1}$	- 13.468 9	- 8.663 8	- 15.362 5	9.362 5	P			0.639 5	25.635 2
$\alpha_{3,1}$	0.562 5	9.193 8	1.362 5	6.362 5	Q			0.923 2	36.362 6
$\beta_{0,1}$	0	0.923 9	0.000 1	0.956 7	log L	540.32		583.260 0	
$\beta_{1,1}$	0.150 0	2.738 1	0.110 0	4.217 9	J-B	976.92		18.230 0	
$\beta_{2,1}$	0.600 0	12.744 7	0.560 0	5.575 3	LB_1	24.43	0	12.390 0	0
$\alpha_{0,2}$			0.000 3	0.635 2	LB_2	24.95	0	12.360 0	0
$\alpha_{1,2}$			0.225 2	6.285 6	LB_3	28.15	0	12.160 0	0
$\alpha_{2,2}$			- 21.635 2	2.362 5	LB_4	29.80	0	12.350 0	0
$\alpha_{3,2}$			2.314 7	3.789 4	LB_5	42.18	0	13.320 0	0
$\beta_{0,2}$			- 0.000 1	0.989 2	LB_6	46.71	0	14.360 0	0

3 结论

总结上述部分的研究结论,初步获取中国短期利率期限结构波动规律的整体认识. 特别在时间序列维度上的波动特征,包含了波动均值函数关系、波动杠杆因子、波动集簇效应、波动机制转换和波动跳跃规律等,逐步揭示了中国短期利率波动的内在规律性.

(1) 中国利率的波动有明显的均值回复. 更确切地说,在利率波动的均值方程中,存在正向的长期波动均衡值和负向的飘移率,非线性项的参数估计对不同期限的短期利率均是显著的. 通过均值函数的图形分析,可以发现非线性均值回复曲线存在长期波动均衡的利率区间,而且对于飘移出这个均衡区间的利率拉回强度更大,直观地说明利率的波动可能存在非线性的飘移特征,而且非参数核估计对利率飘移模式的进一步分析,提供了利率波动非线性飘移的实证证据.

(2) 中国利率的波动存在微弱的水平杠杆效应,即当利率上升后,相应的波动幅度变得较大;当利率下降后,相应的波动幅度变得较小. 中国利率波动的水平杠杆效应明显弱于美国、英国和法国等发达国家,主要原因在于中国长期实行官定利率制度,利率的波动状况并不能真实反映市场对资金供求的情况. 但是近年来,随着利率市场化的逐步推开,中国利率波动的水平杠杆效应渐渐地显现.

(3) 中国不同期限短期利率的波动存在显著的波动集簇效应. 即在利率波动的某些时段,较大的利率波动之后跟随的利率波动也较大;在另外一些时段,较小的利率波动之后跟随的利率波动也较小. 这说明市场对利率波动风险信息的吸收存在一定的缓冲时段,缘由在于中国资金市场的有效程度与利率风险信息披露制度.

(4) 中国利率波动呈现剧烈波动与平缓变动两种不同的波动状态,而且较大部分的波动状态为平缓小幅振动. 即两种波动状态的持续性都相当稳定,剧烈波动状态的持续性弱于平缓变动状态,而且波动项对上期扰动信息的记忆能力明显大于对新事件信息的吸收能力,剧烈波动状态的飘移均值高于平

缓波动状态的飘移均值.

上述的实证分析结果,与洪永淼和林海关于中国国债回购利率变动特征的研究结果基本一致,进一步证实了中国市场利率波动存在明显的均值回归、非线性飘移和波动聚类特征. 但引入非线性漂移对波动率和水平效应参数估计结果显著性的影响,以及同时考虑 GARCH 效应与水平效应对模型拟合度的改进帮助不大等结论存在一定的差异[9]. 尽管在研究方法和实证结论上获得一定改进,但是不乏存在许多不足和问题,诸如研究选取的样本数据在时间序列跨度上较短,不利于捕捉相关宏观因素对利率波动的影响规律;有关中国短期利率波动的非线性均值回复模式仍待进一步实证分析;中国短期利率波动具有的杠杆效应、不对称信息响应、机制转换和间断跳跃等特征之间的相互协调和模型设定的人为假设;有关机制转换概率对于短期利率水平的可能依赖等问题.

参考文献:

[1] CHAN K C, KAROLYI G A, LONGSTAFF F A, et al. An empirical comparison of alternative models of the short-term interest rate[J]. Journal of Finance, 1992, 47(3): 1209-1227.

[2] YACINE A S. Testing continuous-time models of the spot interest rate[J]. Review of Financial Studies, 1996, 9(2): 386-426.

[3] HAMILTON J D. Rational-expectations econometric analysis of changes in regime[J]. Journal of EconomicDynamics and Control, 1988, 12(2/3): 385-423.

[4] GRAY S F. Modeling the conditional distribution of interest rates as a regime-switching process[J]. Journal of Financial Economics, 1996, 42(1): 27-62.

[5] BANSAL R, ZHOU Hao. Term structure of interest rates with regime shifts[J]. Jouranl of Finance, 2002, 57: 1997-2043.

[6] HAMILTON J D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle[J]. Econometrica, 1989, 57(2): 357-384.

[7] KALIMIPALLI M, SUSMEL R. Regime-switching stochastic volatility and short-term interest rates[J]. Journal of Empirical Finance, 2004, 11(3): 309-329.

[8] 吴泽福, 吴世农. 国债市场风险收益波动模式及影响因素的实证研究[J]. 证券市场导报, 2002(12): 18-21.

[9] 洪永淼, 林　海. 中国市场利率动态研究——基于短期国债回购利率的实证分析[J]. 经济学, 2006, 5(2): 511-532.

[10] 刘金全, 郑挺国. 利率期限结构的马尔科夫区制转移模型与实证分析[J]. 经济研究, 2006, 41(11): 82-91.

An Empirical Study on the Integral Relationship of Volatility Effects of Interest Rate Term Structure

WU Ze-fu

(College of Business Administration, Huaqiao University, Quanzhou 362021, China)

Abstract: Integral relationship implied in interest rate volatility has been empirically researched based on short-term interest rate data extracted from B-spline function estimation in this paper. We introduced Markov state-switching character into the nonlinear mean-reversal generalized auto-regressive conditional heteroscedasticity (GARCH) model and derived the econometrically recursive formula on state-switching probability and numerical resolution to maximum likelihood function for General Markov GARCH model. Through parameter hypothesis testing, we found that the significant-characters-including-mean-reverse, level-effect, asymmetry-information, regime-switching and jump-diffusion could be more effectively explained by General Markov GARCH model than the other models with only one or two characters mentioned above. This paper contributed to disclose the volatility characters of China's short-term interest rate structure from time serial and cross-section angles.

Keywords: interest rate; term structure; state-switching; Markov chain; integral relationship

(责任编辑: 陈志贤　　英文审校: 司福成)