

汇率波动对股市波动的影响研究

——基于向量区制转移模型对我国股市波动的实证研究

陈守东¹ 王鲁非¹ 王 晨²¹ (吉林大学, 长春 130012) ² (吉林银行, 长春 130033)

〔摘 要〕 本文基于二元向量区制转移模型, 分析股市和汇率波动率的区制关联性, 并依据4种模型结构对我国股市波动性的预测效果进行比较。结果表明2005年7月汇改以来, 汇率波动率的均值区制和股市波动率的方差区制间关联性通过显著性检验, 汇率波动率的均值区制变化对股市波动率的方差区制有较大影响; 汇率波动率的均值区制变化对股市波动的方差有超过80%的解释力; 二者的向量区制转移模型对股市波动率的拟合和预测效果均较好。

〔关键词〕 汇率 股市波动 VaR 向量区制转移模型

DOI: 10.3969/j.issn.1004-910X.2011.01.025

〔中图分类号〕 F830 〔文献标识码〕 A

1 引 言

1.1 文献综述

大量实证研究表明 (Mills T.C., 1999), GARCH类模型特别适合于对金融时间序列数据进行建模, 估计和预测波动性和相关性。国内也已经有多篇文章 (刘金全等, 2002; 陈守东等, 2003) 使用 GARCH 类模型分别对上海和深圳股票市场的收益率进行了建模和分析, 考查沪深股票市场之间的相互影响和溢出效应。但是考虑的均是一元情形和日度数据样本, 不能充分反应市场之间时变的波动和相互影响。

对于市场波动的日度数据和其短期趋势, 如果基于传统的相关系数, 市场间波动的相关性并不显著, 为此本文尝试研究一个市场的波动区制对另一个市场波动的影响程度, 进而用于波动预测与风险度量。

Hamilton (1996) 对股市波动和经济周期的区制关联性进行分析, 通过研究了月度股票收益率和工业增加值变化率的时间序列, 发现股票收益率序列具有持续期达1年以上的高波动特征, 这些高波动时期被相对较长的稳定期分隔开来。另

一方面, 实际产出的增长, 主要是受了与经济衰退相关的一些突变的影响。基于二元向量区制转移模型中, 这两大变化是由相关的不可观测变量驱动, 并得出结论: 经济衰退是导致股票收益波动不断变化的主要驱动因素, 并证明, 这一框架用于预测股票波动以及识别和预测经济拐点都是有效的。Edwards 等 (1998, 2002) 分别通过使用一组主要发达国家的股市收益率数据和一组拉丁美洲国家股市周数据来分析波动的区制关联性问题。其关注了是否一个市场的高波动期与其他国家的高波动期相关。同时使用关于单变量和双变量区制转移模型, 研究结果不依赖于原序列的简单相关系数, 但依赖于二者的波动性区制, 发现高波动性的时期是短暂的, 持续2~12个星期; 以及国家间波动共同趋势的强有力证据, 特别是在拉美南方共同市场国家。但是其结果并不完全支持波动传染。

本文研究的对象是我国2005年汇改以来股市和汇率波动的日度数据, 基于二元向量模型分析股市与汇率波动的区制关联性, 并加以比较。采用 Edwards (1998) 的向量 SWARCH 模型的实证结

收稿日期: 2010—10—28

基金项目: 吉林大学“985工程”项目、教育部人文社科重点研究基地重大项目 (项目编号: 07JJD790131、08JJD790153、2009JJD790015)、国家社科基金重大项目 (项目编号: 10ZD&010)。

作者简介: 陈守东, 吉林大学数量经济研究中心教授, 博士生导师。研究方向: 金融与投资。王鲁非, 吉林大学数量经济研究中心博士研究生。研究方向: 金融与投资。王晨, 博士, 吉林银行。研究方向: 金融风险治理。

果并不理想,似然比检验并不支持这种波动方差的区制关联性,这可能是由于基于单变量方差区制转移模型的关联分析中相关系数并没有达到 Edwards (1998) 采用单变量区制模型研究主要股市波动方差间区制相关性的显著水平^①。为此本文继续尝试 Hamilton (1996) 中方法进行研究,这样可以具体研究汇率波动的均值区制变化对股市波动方差区制的影响,即研究汇率的升值快慢对我国股市波动的影响。

1.2 模型描述

1.2.1 ARCH 类模型

Engle 引入自回归条件异方差 (ARCH) 模型描述波动性, Bollerslev 将这类模型推广到广义的自回归条件异方差模型 (GARCH), Nelson 引入了 EGARCH 模型; Zakoian 引入了 TGARCH 模型。ARCH 类模型能很好的刻画股市收益率数据的异方差性,非对称性和波动聚类特征等。

收益序列 $\{y_t\}$ 由下述过程描述:

$$y_t = \omega + \phi y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

u_t 是一个随机变量,并遵循下述随机过程:

$$u_t = v_t \sigma_t$$

$$v_t \sim i.i.d., E(V_t) = 0, \text{var}(v_t) = 1 \quad (2)$$

可以采用不同的模型合理描述 σ_t^2 。Engel 的 ARCH (q) 模型中 σ_t^2 表示为扰动滞后 $\{u_{t-i}\}$ 平方的线性函数^[1],即

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i (u_{t-i})^2 \quad (3)$$

Bollerslev 提出了广义 ARCH 模型,即 GARCH (p,q) 模型:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i (u_{t-i})^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i (\sigma_{t-i})^2 \quad (4)$$

1.2.2 SWARCH 模型

Hamilton 和 Susmel (1994) 对美国股票市场的研究发现,ARCH 类模型虽然能较好地描述波动性的持续性特征,但对波动性的预测能力较差;同时为了解决 ARCH 类模型高估波动率聚集的持续性问题,他们提出了含区制转移的 ARCH 模型 (SWARCH),将波动分解为不同的波动区制,取得了良好的效果。应用 SWARCH 模型描述股票市场的波动性,可以刻画收益率序列剧烈的波动和波幅大小的转换,从而避免 GARCH 模型高估波

动聚集的持续性问题。

Hamilton 提出了含区制转移的 ARCH 模型,这个模型对残差以如下的方式建模:

$$u_t = \sqrt{g_t} \times \tilde{u}_t \quad (5)$$

这里, $\tilde{u}_t$ 服从标准的 ARCH (q) 过程

$$\tilde{u}_t = h_t v_t, v_t \sim \text{idd}(0,1)$$

$$h_t^2 = a_0 + a_1 (\tilde{u}_{t-1})^2 + a_2 (\tilde{u}_{t-2})^2 + \cdots + a_q (\tilde{u}_{t-q})^2 + b d_{t-1} \tilde{u}_{t-1}^2 \quad (6)$$

如果 $u_{t-1} \leq 0$, 那么 $d_{t-1} = 1$; 如果 $u_{t-1} > 0$, 那么 $d_{t-1} = 0$ 。

变量 s_t 定义为一个表示区制的随机变量,取离散的值 $1, 2, \dots, K$ 。假设 s_t 能用一个马尔可夫链过程描述:

$$\begin{aligned} \text{Prob}(s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots) \\ = \text{Prob}(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij} \quad (7) \end{aligned}$$

$$i, j = 1, 2, \dots, K。$$

将转移概率定义为 $(K \times K)$ 矩阵:

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1k} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{k1} & p_{k2} & \cdots & p_{kk} \end{pmatrix} \quad (8)$$

这里, j 是行数, i 是列数, $\sum_{j=1}^k p_{ij} = 1$ 。

当 s_t 处在由 $s_t = 1$ 代表的区制时, ARCH (q) 过程的变量 $\tilde{u}_t$ 与常数 $\sqrt{g_1}$ 相乘; 当 $s_t = 2$ 时, 与 $\sqrt{g_2}$ 相乘, 依此类推。 g_1 正规化为 $g_1 = 1$, 其它 $g_j \geq 1, j = 2, 3, \dots, k$ 。因此, 区制的变化简化为比例因子过程的变化。在当前和过去的状态已知的条件下, 残差 u_t 的隐含条件方差是:

$$\begin{aligned} E(u_t^2 | s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-q}, u_{t-1}, u_{t-2}, \dots, u_{t-q}) = g_{s_t} \\ \{a_0 + a_1 \cdot (u_{t-1}^2 / g_{s_{t-1}}) + a_2 \cdot (u_{t-2}^2 / g_{s_{t-2}}) + \cdots + a_q \cdot \\ (u_{t-q}^2 / g_{s_{t-q}})\} \equiv \sigma_t^2(s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-q}) \quad (9) \end{aligned}$$

将 u_t 过程称为 K 状态、 q 阶马尔可夫区制转移 ARCH 过程, 即 $u_t \sim \text{SWARCH}(K, q)$, 本文将研究 $v_t \sim t(0, 1, \nu)$ (均值为 0, 方差为 1, 自由度为 ν) 的 t 分布。

根据上述模型建立起样本的对数似然函数见文献 [4], 对数似然函数为:

$$l = \sum_{t=1}^T \ln f(y_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-3}) \quad (10)$$

在限制条件 $g_1 = 1, \sum_{j=1}^K p_{ij} = 1, i = 1, 2, \dots, K, 0 \leq p_{ij} \leq 1, i, j = 1, 2, \dots, K$ 下, 上式对参数 $\alpha, \phi, a_0, a_1, a_2, \dots, a_q, b, p_{11}, p_{12}, \dots, p_{KK}, g_1, g_2, \dots, g_K, \zeta$ 和 v 进行数值最大化计算, 可以得到参数的估计值和对数似然函数值, 并且能够对 t 时刻区制变量 s_t 所处的特定区制作出推断。当推断基于时刻 t 观察到的所有信息时, 称之为滤波概率 (filter probability):

$$p(s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-q} | y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-3}) \quad (11)$$

式 (1.11) 表示的是区制变量在时刻 t 的值为 s_t , $t-1$ 时刻的值为 s_{t-1} , $\dots$, $t-q$ 时刻的值为 s_{t-q} 的联合条件概率, 而这个概率是基于时刻 t 所观察到的样本值推断。

而基于全样本构建的是平滑概率 (smoothed probability):

$$p(s_t | y_T, y_{T-1}, \dots, y_{-3}) \quad (12)$$

上式表示的是基于全样本推断出的在时刻 t 的区制变量处于某一区制的概率。

1.2.3 MS 方差模型

Kim 和 Nelson (1999) 进一步发现当 ARCH 效应不显著时, (MS) 方差模型就能对股票市场波动的异方差性有很好的描述。陈守东, 王晨, 孙叶萌 (2008) 对中国股票市场的上证指数、深证成指和沪深 300 指数的日连续复合收益率数据研究发现 MS 方差模型较 SWARCH 模型对中国股票市场的波动区制有更好的识别, 对 VaR 有更好的度量。

当 ARCH 效应不显著时, 假定 (1) 式中的残差 $u_t \sim (0, \sigma_t^2, v)$ (均值为 0, 方差为 σ_t^2 , 自由度为 v 的 t 分布), 则有:

$$\sigma_t^2 = \sigma_1^2 S_{1t} + \sigma_2^2 S_{2t} + \sigma_3^2 S_{3t} \quad (13)$$

如果 $S_t = k$, 那么 $S_{kt} = 1$; 否则, $S_{kt} = 0 \quad k = 1, 2, 3$ (14)

$$\Pr[S_t = j | S_{t-1} = i] = p_{ij}, \quad i, j = 1, 2, 3 \quad (15)$$

$$\sum_{j=1}^3 p_{ij} = 1 \quad (16)$$

$$\sigma_1^2 < \sigma_2^2 < \sigma_3^2 \quad (17)$$

MS 方差模型中区制变量的估计方法与 2.2 中 SWARCH 模型相同, 这里不再重复。

1.2.4 向量区制转移模型

Hamilton (1996) 就经济周期与股市波动的关联

研究中采用了向量区制转移模型, 并作合理简化:

假设经济周期的区制变量为 S^1 和股市波动的区制变量为 S^2 由同一马尔可夫链驱动。

并考察了 3 种区制变量间的滞后关系, 即:

$S_{t-1}^1 = S_t^2$, 股市波动的区制变量依赖于经济周期区制变量的 1 阶滞后; (18)

$S_t^1 = S_{t-1}^2$, 经济周期的区制变量依赖于股市波动区制变量的 1 阶滞后; (19)

$S_t^1 = S_t^2$, 经济周期的区制变量与股市波动区制变量同步。 (20)

这样就可以比较经济周期与股市波动的相互影响关系, 和向量区制转移模型在对各变量时间序列拟合和预测效果的优劣。

同时在包含转移概率矩阵的模型参数估计方法上就与前述单变量区制转移模型相同, 计算复杂程度得到大大简化。

2 汇率对我国股市波动预测影响的实证研究

本节我们采用了向量 AR-ARCH 区制转移模型^②, 研究了我国汇率波动区制对我国股市波动区制的影响, 并对股市波动的一步预测结果来比较和分析。本文研究的样本区间 2005 年 7 月 25 日到 2009 年 11 月 27 日,

(1) 上证指数收益率 (样本 1a、样本 2a);

(2) 人民币美元汇率中间价 (样本 1c、样本 2c)。

其中样本 1a、样本 1c 取后 500 个数据作样本外预测用, 样本 2a、样本 2c 取后 250 个数据作样本外预测用。均采用一步移动窗估计与预测方法, 如取 2005 年 7 月 25 日到 2007 年 11 月 13 日为估计区间, 则下一步为 2005 年 7 月 26 日到 2007 年 11 月 14 日, 依此类推。

2.1 汇率和股市波动的向量区制转移模型的实证研究

2.1.1 模型选取

本节考虑了 4 种汇率和股市波动的联合模型结构来比较, 分别是模型结构 1 (汇率和股市波动均为两区制), 模型结构 2 (股市波动为两区制但汇率波动为单区制), 模型结构 3 (股市波动为单区制但汇率波动为两区制), 模型结构 4 (汇率和股市波动均为单区制)。

对模型结构 1, 本节采用的是二元向量 MS 两

区制转移模型,其中汇率波动率模型根据前文4.3节的分析采用的是MS-AR模型结构,股市波动率模型采用的SWARCH模型结构。并采用Hamilton(1996)的研究方法,假设汇率和股市波动率的区制转移模型的转移概率矩阵由同一不可观测变量的马尔可夫链驱动。同时与其他3种模型结构比较可以考察汇率的波动率均值的区制变化对股市波动率方差区制变化的影响、二者的区制关联性以及波动性预测效果。本节这里比较了股市和汇市波动率的转移概率矩阵0阶和1阶滞后的两种情况,并对向量区制转移模型中刻画股市波动率的SWARCH(K,q)模型比较了ARCH项阶数q从1到3,和均值方程中的自回归阶数从1到3的各种情况,L表示当非对称系数显著时的杠杆效应等具体形式。根据AIC和SC准则,由于包括非对称系数的ARCH项均不显著,本文选用二元向量MS-AR模型,其中利率波动率模型为均值区制转移模型,股市波动率模型为方差区制转移模型。并与Hamilton(1996)的研究中发现ARCH效应不显著的情形基本一致,不同的是他采用的是美国股市的月度数据,其模型中股市波动的非对称系数仍显著,采用的是二元AR-SWARCH模型结构。

2.1.2 实证结果分析

(1) 参数估计结果

表1和表2分别给出了模型结构1的向量AR-ARCH区制转移模型和二元向量AR区制模型的估计结果,转移概率矩阵的驱动变量0阶滞后,其中本文对汇率波动的均值区制模型中的AR项比较了4阶自回归项;对股市波动的SWARCH模型中的均值方程也考查了4阶自回归项,波动方差考虑了3阶ARCH项和有无非对称系数。其中表1是向量AR-ARCH区制转移模型的参数估计中似然值最优的结果,从中可见,即使是在单变量区制转移模型中有时还较显著的非对称系数,这里均不显著。为此本节进一步采用向量AR区制转移模型,表2是二元向量AR区制转移模型

的参数估计中似然值最优的结果,“*”表示在95%置信度下显著,下同。

表1 模型结构1的向量AR-ARCH区制转移模型估计结果

参数	估计值	标准差	显著性
r0	0.100594	0.096679	
r1	0.01172	0.073153	
h0	5.343566	0.528204	*
v11	-6.56765	1.945246	*
v22	6.727386	1.993258	*
g	0.07291	0.040611	
l	4.37E-11	0.038696	
u1	-0.26786	0.072794	*
u2	-0.11821	0.071333	
a1	0.036358	0.047603	
sd	0.89267887	0.219505	*

由公式 $P_{(i,j)} = v_{(i,j)}^2 / \sum_j v_{(i,j)}^2$ 得, $P_{11} = 0.97734178$, $P_{22} = 0.97838199$ 。汇率升值较快和股市波动较大区制的持续性平均为 $1/(1 - P_{11}) = 44$ 天,汇率升值较慢和股市波动较小区制的持续性平均为 $1/(1 - P_{22}) = 47$ 天,同时前者股市波动的方差是后者的10倍以上。

表2 模型结构1的二元向量AR区制转移模型估计结果

参数	估计值	标准差	显著性
r0	0.100594	0.096679	
sd1	2.31161539	0.726776	*
sd2	0.624163602	0.1464617	*
v11	-6.56765	1.945246	*
v22	6.727386	1.993258	*
u1	-0.26786	0.072794	*
u2	-0.11821	0.071333	
sd	0.89267887	0.219505	*

由表3可见,根据AIC和SC准则³,对于模型结构1,向量AR区制转移模型优于向量AR-ARCH区制转移模型。

表3 模型估计结果比较

模 型	参数数量	对数似然值	AIC	SC
向量AR-ARCH区制转移模型	11	-1982	7.12	7.20
向量AR区制转移模型	8	-1983	7.11	7.17

(2) 区制关联性分析

这里本文对模型结构1和4的估计结果进行分析,对不存在区制的原假设作似然比检验,模型结构1的似然值为-1982.7724,模型结构4的似然值为-1998.1406,因此似然比统计量为 $2 \times (-1982.7724 + 1998.1406) = 30.73$,其服从 $\chi^2(4)$ 分布的P值为 3×10^{-6} ,拒绝原假设,即考虑区制关联性的模型结构1较合理。具体方法参见Hamilton(1996)中区制特征的检验方法。

如果不考虑汇率波动率的均值区制,股市波动率的 R^2 减为 $g/(p11 + g \times p22) = 0.0729/(0.48825318 + 0.51174682 \times 0.0729) = 0.14$ 。具体

公式推导参见Hamilton(1996)中相对 R^2 计算部分。这说明我国2005年汇改以来,汇率波动率的均值区制变化对股市波动率的方差有超过80%的解释力。这与下文股市波动的样本内和样本外一步预测的优劣比较结果相一致。从2005年7月人民币汇改到2007年末,汇率波动率的均值区制变化对股市波动率的预测有着重要的影响(图1、图2)。模型结构1的区制平滑概率图,区制1为股市波动高方差区制和汇率较快升值区制(图1),区制2为股市波动低方差区制和汇率较慢升值区制(图2)。

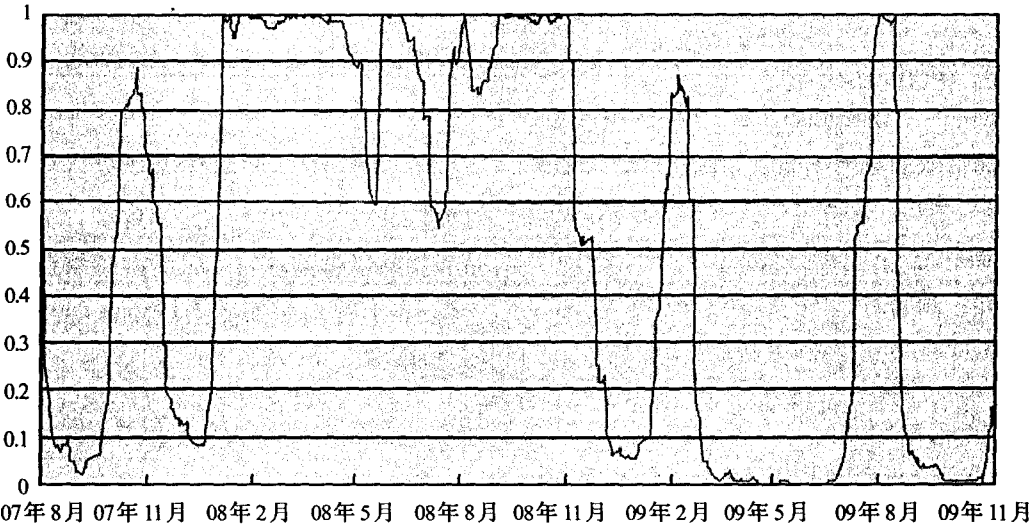


图1 含汇率波动的向量MS模型的高方差区制图平滑概率

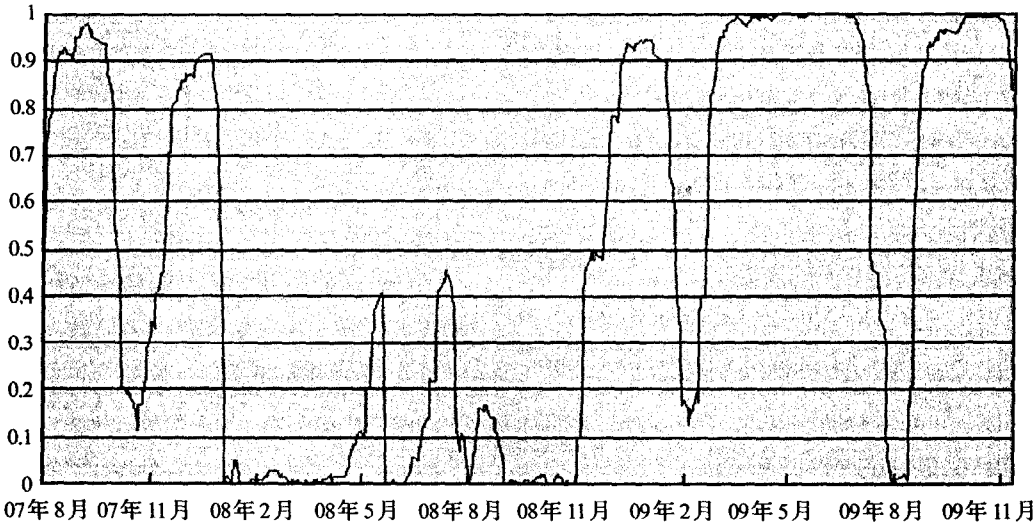


图2 含汇率波动的向量MS模型的低方差区制图平滑概率图

(3) 预测结果比较

由表4和表5的汇率和股市波动的一步预测结果比较发现,向量区制转移模型,即模型结构1在对股市波动的一步预测结果中,无论是样本内还是样本外都是最好的;在对汇率波动的一步预测结果中,仅样本外预测是最好的。

表4 汇率波动的一步预测结果比较(MSE)

模型结构	样本内	样本外
1	0.60025859	0.60385383
2	0.58964177	0.61779382
3	0.58967816	0.61781110
4	0.60593656	0.60809772

表5 股市波动的一步预测结果比较(MAE)

模型结构	样本内	样本外
1	6.2731451	5.6541724
2	6.3074584	6.7152500
3	6.3283308	6.7240306
4	6.4301181	5.9127115

2.2 不同样本对我国股市波动预测的比较

由上面的数据比较发现,含汇率较含利率的向量区制转移模型对股市波动的拟合和预测有更好的结果。下面进一步对不同长度的估计样本分别为:560个数据(样本1a和样本1c)和810个数据(样本2a和样本2c)的实证结果进行比较。本节的参数估计结果和区制平滑概率图是样本2a和样本2c的最后一步移动窗预测的实证结果。

2.2.1 参数估计的比较分析

表6和表7给出了模型结构1的向量AR-ARCH区制转移模型和二元向量AR区制转移模型的估计结果。

表6 模型结构1的向量AR-ARCH区制转移模型估计结果

参数	估计值	标准差	显著性
r0	0.26470752	0.071982428	*
r1	0.02789027	0.038300204	

续 表

参数	估计值	标准差	显著性
h0	4.4766184	0.332186520	*
v11	-6.6161538	1.462492800	*
v22	6.7107263	1.479125800	*
g	0.04256165	0.020634705	*
l	-0.0685239	0.055746218	
u1	-0.2368003	0.050766501	*
u2	-0.1470778	0.051185461	*
a1	0.02418696	0.034192085	
sd	0.78979976	0.039396592	*

表7 模型结构1的二元向量AR区制转移模型估计结果

参数	估计值	标准差	显著性
r0	0.26470752	0.071982428	*
sd1	2.11580207	0.576356244	*
sd2	0.436500023	0.082792336	*
v11	-6.6161538	1.462492800	*
v22	6.7107263	1.479125800	*
u1	-0.2368003	0.050766501	*
u2	-0.1470778	0.051185461	*
sd	0.78979976	0.039396592	*

由公式 $P_{(i,j)} = v_{(i,j)}^2 = \sum_j v_{(i,j)}^2$ 得, $P_{11} = 0.97734178$, $P_{22} = 0.97838199$; 汇率升值较快和股市波动较大的区制1的持续性平均为 $1/(1 - P_{11}) = 45$ 天, 汇率升值较慢和股市波动较小的区制2的持续性平均为 $1/(1 - P_{22}) = 46$ 天, 区制1的方差是区制2的10倍以上。

通过对样本2a和样本2c的最后一步移动窗的估计结果,表7,相比样本1a和样本1c的最后一步移动窗的估计结果,表2,系数r0和u2均显著,这主要由于样本2a和样本2c的估计区间长度更长,估计结果稳定,对区制的划分更明显。

由表8可以发现,在对样本2a和样本2c的最后一步移动窗的估计结果同对样本1a和样本1c的最后一步移动窗的估计结果一样,向量AR区制转移模型均优于向量AR-ARCH区制转移模型。

表8 模型估计结果比较

模 型	参数数量	对数似然值	AIC	SC
向量 AR-ARCH 区制转移模型	11	-2815	6.977	7.049
向量 AR 区制转移模型	8	-2817	6.975	7.020

2.2.2 区制划分的比较分析

图3、图4是对样本2a和样本2c的最后一步移动窗由含汇率的向量MS模型估计得出的区制平滑概率图,区制1为股市波动率的高方差区制和汇率波动率的较快升值区制(图3),区制2为

股市波动率的低方差区制和汇率波动率的较慢升值区制(图4),相比样本1a和样本1c的最后一步移动窗的估计结果,见图1、图2,并无明显差别,这说明向量区制转移模型对不同样本区间的估计结果均较稳定,区制划分的特征均明显。

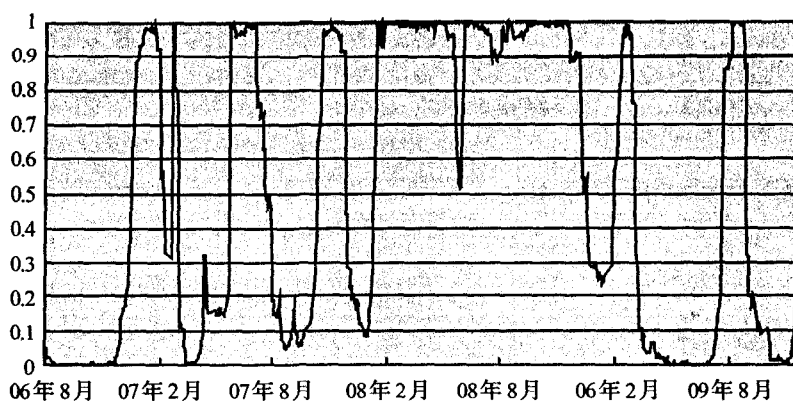


图3 样本2的高方差区制平滑概率图

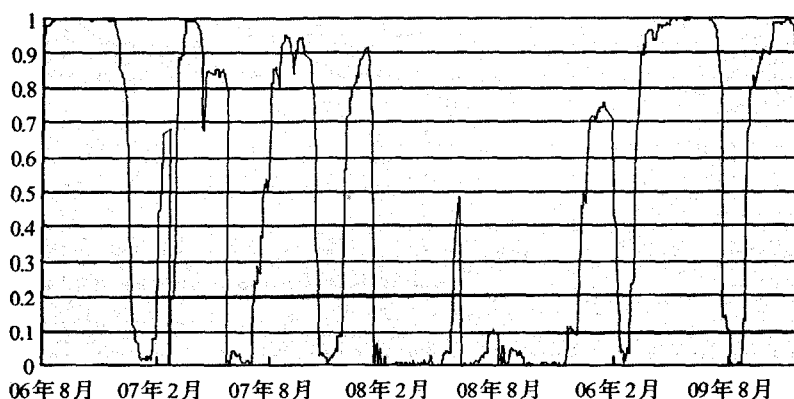


图4 样本2的低方差区制平滑概率图

3 结 论

2005年7月汇改以来,汇率波动率的均值区制和股市波动率的方差区制间关联性通过显著性检验,汇率波动率的均值区制变化对股市波动率的方差区制有较大影响;汇率波动率的均值区制变化对股市波动的方差有超过80%的解释力;二者的向量区制转移模型对股市波动率的拟合和预测效果均较好。结构为汇率波动率均值区制和股

市波动率方差区制的向量区制转移模型,对我国日度数据的各样本,估计结果均稳定,区制划分特征明显,波动性预测效果良好。

注释:

①Edwards (1998) 采用单变量区制模型计算主要股市波动方差间区制相关系数均大于0.5。

②模型结构具体参见Hamilton (1996) 对股市波动与经济周期联动关系的实证研究。

③AIC为Akaike准则,SC为Schwarz准则,AIC=(-2

* 对数似然函数 + 2 * 参数个数) / T, $SC = (-2 * \text{对数似然函数} + (\ln T) * \text{参数个数}) / T$, 它们综合考虑了模型估计的似然值和模型的简洁度(模型的参数个数), 可以评价模型的估计效果, 其数值越小越好。

参 考 文 献

1. Engle, R.F. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of the United Kingdom inflation [J]. *Econometrica*, 1982, 50: 987 ~ 1007
2. Bollerslev, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity [J]. *Journal of Econometrics*, 1986, 31: 307 ~ 327
3. Hamilton, J.D., Susmel, R. Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime [J]. *Journal of Econometrics*, 1994, 64: 307 ~ 333
4. Hamilton, J.D., Gang, Lin. Stock Market Volatility and the Business Cycle [J]. *Journal of Applied Econometrics*,

1996, 11 (5)

5. Kim, Chang Jin, and Charles R. Nelson. State - Space Models with Regime Switching [M]. MIT, Cambridge, Massachusetts, 1999
6. Sebastian Edwards, Raul Susmel. Volatility dependence and contagion in emerging equity markets [J]. *Journal of Development Economics*, 2001, (66): 505 ~ 532
7. 陈守东, 俞世典. 基于 GARCH 模型的 VaR 方法——对中国股市的分析 [J]. *吉林大学社会科学学报*, 2002, (4): 11 ~ 17
8. 陈守东, 王晨, 孙叶萌. 中国股市波动性的 MS 方差模型和 SWARCH 模型比较研究 [C]. 中国现场统计研究会第十三届学术年会论文集, 武汉, 2007
9. 孙叶萌, 王晨. 基于马尔科夫区制转移模型的风险价值度量——我国股市波动区制的识别与预警 [J]. *经济纵横*, 2010, (3): 99 ~ 101

The Research on the Impact of Exchange Rate Fluctuation to Stock Market Volatility

——An Empirical Research Based on the Vector System Transfer Model of Chinese Stock Market

Chen Shoudong¹ Wang Lufei¹ Wang Chen²

(1. Jilin University, Changchun 130012, China;

2. JiLin Bank, Changchun 130033, China)

[Abstract] This paper based on the binary vector system transfer model, analyzes the system correlation between stock market and exchange rate fluctuation, uses four models structure to compare the predicted effects of the stock market fluctuation. We get a result that, since the exchange reform in July 2005, the mean regime of exchange rate fluctuation and the variance regime of the stock market volatility are relevant significantly by test, the changes of the mean regime of exchange rate fluctuation have a greater impact on the variance regime of the stock market fluctuation; The changes of the mean regime of exchange rate fluctuation can explain more than 80% of the variance of the stock market fluctuation; Both two vector system transfer model have better fits and predictions of the stock market fluctuation.

[Key words] exchange rate; stock market fluctuation; VaR; vector system transfer model