

经济周期与证券市场波动关联性^①

——基于向量 SWARCH 模型的新证据

丁志国^{1,3} 苏 治² 杜晓宇^{1,3}

(1. 吉林大学数量经济研究中心; 2. 清华大学经济管理学院;
3. 吉林大学商学院)

【摘要】 本文认为关于经济周期与证券市场波动关联性研究结论的分歧源自仅注重样本区间内整体关联性的检验, 忽视了分析经济增长不同阶段与证券市场波动的特定关联性。基于向量 SWARCH 模型, 本文实证检验了我国 GDP 增长率与证券收益率间的关联性, 结论表明, 虽然“整体关联性”检验不支持经济周期与市场波动间存在显著相关性的结论, 但“状态相关系数”却显示两者间的关联性具有“区制转移”特征, 并体现了对前者依赖的“门限效应”和“非对称效应”。

关键词 经济周期 证券市场 向量 SWARCH 模型 关联性

中图分类号 F830.91 **文献标识码** A

Study On Correlation between Business Cycle and Volatility of Security Markets in China Based on Bivariate SWARCH Model

Abstract: There is still a divergence of opinions on correlation between business cycle and volatility of security markets, which is considered as neglect on state-dependent correlation test in our research. In this paper, based on a bivariate SWARCH Model, we examine the correlation between the GDP growth and security markets return in China. It has been found that the constant correlations between the business cycle and volatility of security markets were weak in the term of entire period, which is supported by other conclusions, but the state-dependent coefficient model shows that the correlations between them is regime-switching significant. The regime-dependent correlations give evidences for “threshold effect” and “asymmetric effect” of volatility of security markets depending on China’s business cycle.

Key words: Business Cycle; Security Market; Bivariate SWARCH Model; Correlation

^① 本文获得 2006 年国家社会科学基金 (06CJL006)、2005 年国家自然科学基金 (70573040)、2005 年教育部重大项目 (05JJD790005)、中国博士后科学基金 (20060390269)、985 国家经济分析与预测哲学社会科学创新基地资助。感谢审稿专家提出的宝贵意见, 当然, 文责自负。

引 言

宏观经济周期与证券市场波动存在关联性,已经成为海外学者们普遍接受的命题。由于以往研究仅注重对样本区间内整体关联性的检验,忽视了分析经济增长的不同阶段与证券市场波动的特定关联,我国学者的研究结论存在较大分歧。本文基于向量 SWARCH 模型,实证检验了我国经济增长不同阶段 GDP 增长率与证券收益率波动间的动态影响关系,发现我国证券市场波动与经济周期波动间的关联性具有一定的“区制转移”性质,这种关联性体现了对后者依赖的“门限效应”和“非对称效应”,且两者存在联动效应。

已有国外关于经济周期与股市收益率波动关系的研究主要有两个方面:一是从整体上分析两者之间的长期关联性;二是从每个经济周期内部分析两者阶段关联性。整体上分析两者关系的研究主要集中于对其协整关系的检验,例如 Fama (1990) 对美国证券市场以及 Mukherjee 和 Naka (1995) 对日本证券市场的研究分别表明,美国和日本的证券价格与国民生产总值的增长率、长期和短期利率、通货膨胀率等国民经济运行状况指标之间存在长期的均衡关系;关于新兴证券市场, Kwon 和 Shan (1999)、Maysami 和 Koh (2000) 认为证券市场指数和某些宏观经济变量之间存在协整关系。Hamilton (1989) 与 French 和 Sichel (1993) 认为证券市场波动的解释最终要以宏观经济分析为基础,经济行为水平的波动是证券收益率波动的关键决定因素,当经济处于衰退期时,将引起股市收益率波动收缩。Campbell (1987) 和 Glosten, Jagannathan 和 Runkle (1993) 发现较高的短期利率将引导证券市场波动的较高预测。Attanasio (1991) 认为股息有助于预测证券市场波动性。另外 Engle 和 Rodrigues (1989) 还发现石油价格和货币供给是决定债券收益率条件方差的重要因素。Schwert (1989a, 1989b) 研究表明较高的短期利率水平有助于解释无风险债券和风险证券收益的较大差距,经济衰退期的证券价格的预测置信区间最宽。Hamilton 和 Lin (1996) 发现经济周期与股市收益率波动存在联动效应和溢出效应,并且这种联动和溢出与经济周期的具体阶段密切相关。

国内学者在这方面的研究结论存在较大分歧,主要观点大致可以分为两类:一是认为股票指数与宏观经济发展之间在短期波动模式上具有相关性,同时长期水平值间也具有均衡关系。例如,靳云汇、于存高 (1998) 的研究表明,沪深两市股价指数能平均提前 8 个月反映我国经济周期的变化,我国股票市场已基本具备经济“晴雨表”的功能。周俊 (1998)、张人骥 (2000) 等认为自 1995 年以后中国股市价格的变动与 GDP 的增长在短期波动模式上具有负的相关关系。王德劲等 (2001)、尚鹏岳和李胜宏 (2002) 发现股票价格与某些经济因素之间具有显著的长期协整关系;二是认为中国股市波动与经济运行相关性微弱,甚至呈现背离态势。例如,王国刚 (2000)、黄海燕 (2004) 等的研究结论表明,我国股价指数与 GDP 走势出现了双向背离、股票市场波动与宏观经济呈现出关联度过低的状况。

我国已有的实证检验主要采用简单 OLS 线性回归、ARCH 和 GARCH 模型、Granger 因果检验、协整检验及 VAR 模型法,仅注重对样本区间内整体关联性的检验,忽视了分析经济增长的不同阶段与证券市场波动的特定关联,得出的结论尚不全面。本文采用基于向量 SWARCH 模型的状态相关系数模型,将我国经济周期划分为“经济扩张期”和“经济收缩期”两个状态,并在具体的经济周期阶段中,描述和检验 GDP 增长率和证券收益率波动间的动态影响关系,进而研究我国证券市场波动与经济周期波动间的“区制关联性”以及关联

性对后者依赖的“门限效应”(threshold effect)和“非对称效应”,并通过计算滤子概率,讨论我国经济周期与证券市场波动之间存在的联动效应。

一、模型建立与描述

基于 Hamilton (1989) 的马尔可夫转移模型 (Markov switching, 简称为 MS 模型) 和 Ramchand 和 Susmel (1998) 的向量 SWARCH (Switching ARCH) 模型, 本文分别给出检验经济周期与证券市场波动“整体关联性”和“区制关联性”的两种模型——“常相关系数模型”和“状态相关系数模型”。

1. 基于 ARCH 模型“整体关联性”检验的常相关系数模型

本文采取如下模型度量经济增长率与证券收益率在整个样本区间内的波动关联强度。

$$\begin{pmatrix} y_t \\ r_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu \\ \delta_0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \phi & 0 \\ 0 & \delta_1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ r_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t \\ v_t \end{pmatrix}, \quad \begin{pmatrix} u_t \\ v_t \end{pmatrix} \sim N(0, H_t) \quad (1)$$

其中, $H_t = \begin{pmatrix} h_{1t} & \rho \sqrt{h_{1t}h_{2t}} \\ \rho \sqrt{h_{1t}h_{2t}} & h_{2t} \end{pmatrix}$, $h_{1t} = \sigma^2$, $h_{2t} = \alpha_0 + \alpha_1 v_{t-1}^2$; y_t 和 r_t 分别为 GDP 增长率和证券收益率; 常相关系数 ρ 度量了经济周期波动与证券收益率波动的整体相关程度。

2. 基于向量 SWARCH 模型“区制关联性”检验的状态相关系数模型

通过联立具有“区制转移”性质的经济周期模型与证券收益率波动 ARCH 模型, 并引入隐变量 S_t^* 和状态相关系数 $\rho_{S_t^*}$, 本文所建立的二元向量 SWARCH 模型结构如下:

$$\begin{pmatrix} y_t \\ r_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_{S_t^*} \\ \delta_0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t \\ v_t \end{pmatrix}, \quad \begin{pmatrix} u_t \\ v_t \end{pmatrix} \sim N(0, H_t) \quad (2)$$

$$\text{其中} \quad H_t = \begin{pmatrix} h_{1t} & \rho_{S_t^*} \sqrt{h_{1t}h_{2t}} \\ \rho_{S_t^*} \sqrt{h_{1t}h_{2t}} & h_{2t} \end{pmatrix} \quad \begin{matrix} h_{1t} = \sigma^2 \\ h_{2t} = \alpha_{0,S_t^*} + \alpha_{1,S_t^*} v_{t-1}^2 \end{matrix}$$

假设: ①当 $S_t^* = 1$ 时, 表示经济处于衰退期, 证券市场低波动; ②当 $S_t^* = 2$ 时, 表示经济处于衰退期, 证券市场高波动; ③当 $S_t^* = 3$ 时, 表示经济处于扩张期, 证券市场低波动; ④当 $S_t^* = 4$ 时, 表示经济处于扩张期, 证券市场高波动。上述模型中 S_t^* 服从一个 4 状态的马尔可夫转移过程, 它的转移概率为 $p_{ij} = Pr(S_t^* = j | S_{t-1}^* = i)$, $i, j = 1, 2, 3, 4$, p_{ij} 表示隐变量 S_t^* 由状态 i 转换到状态 j 的概率。

另外, 本文参考 Hamilton 和 Lin (1996)、Ramchand 和 Susmel (1998) 的转移概率矩阵简化方法, 假设经济周期对证券市场具有单向“溢出作用”, 采用如下三种形式的向量 SWARCH 模型转移概率矩阵:

$$P_0 = \begin{bmatrix} p & 1-q \\ 1-p & q \end{bmatrix}$$

$$P_1 = \begin{bmatrix} p & p & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1-q & 1-q \\ 1-p & 1-p & 0 & 0 \\ 0 & 0 & q & q \end{bmatrix}$$

$$P_2 = \begin{bmatrix} p^2 + (1-p)(1-q) & p^2 + (1-p)(1-q) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & (1-q)p + (1-q)q & (1-q)p + (1-q)q \\ (1-p)q + (1-p)p & (1-p)q + (1-p)p & 0 & 0 \\ 0 & 0 & q^2 + (1-p)(1-q) & q^2 + (1-p)(1-q) \end{bmatrix}$$

P_0 表示经济周期与证券市场的同期转移概率矩阵； P_1 表示经济周期领先证券市场 1 期的转移概率矩阵； P_2 表示经济周期领先证券市场 2 期的转移概率矩阵。在此基础上可扩展为领先 n 期的转移概率矩阵。由此，模型的相关系数就简化为 ρ_1 和 ρ_2 ，分别为经济周期处于衰退期和扩张期时与证券市场波动的状态相关系数。在上述假设条件下，向量 SWARCH 模型的待估参数空间简化为 $\Theta_{12} = \{\mu_1, \mu_2, \delta_0, \sigma^2, \alpha_{01}, \alpha_{02}, \alpha_{11}, \alpha_{12}, \rho_1, \rho_2, p, q\}$ 。由 Hamilton (1989、1994、1996) 的滤波技术，并使用 EM 估计方法，可以给出模型参数极大似然估计，并根据滤子概率和平滑概率和稳态概率等计算公式，可以计算出相应概率，判断不同时点隐变量 S_t^* 的取值。

二、数据描述和实证检验结果分析

本文选取我国名义国内生产总值 (GDP)、上海和深圳证券交易所综合指数的月度数据，样本区间为 1992 年 1 月至 2003 年 12 月，共计 144 个月度数据。GDP 数据来源于《中国经济景气月报》，并对部分季节数据进行了月度分解^①；综合指数数据来自美国标准化数据公司 Bloomberg 数据库。为了估计模型，编写了 GAUSS 程序代码^②，并且在参数估计过程中利用了 GAUSS6.0 及其优化包 Optmum3.0 和 Maxlik5.0，文中图形绘制所使用的软件有 GiveWin2.0 和 Eviews5.0。对 GDP 和综合指数序列进行对数差分变换，可求得 GDP 增长率和证券收益率^③。

表 1 模型 (1) 的估计结果

参数	深市收益率与 GDP 增长		沪市收益率与 GDP 增长	
	参数估计值	标准差	参数估计值	标准差
μ	0.030**	0.011	0.030**	0.011
ϕ	0.813**	0.048	0.812**	0.049
δ_0	-0.004	0.009	-0.004	0.008
δ_1	-0.066	0.087	-0.262**	0.106
σ	0.088**	0.005	0.088**	0.005
α_0	0.008**	0.001	0.005**	0.001
α_1	0.478**	0.179	1.000**	0.000
ρ	-0.125	0.083	-0.040	0.082
似然值	260.247		246.359	

① 采用名义 GDP 可以综合考虑价格水平变化的影响；季度数据的月度分解利用了插值法。

② 本文所使用的 GAYSS 程序代码是在 GAUSS6.0 环境下编译运行的，程序原代码可与作者联系索要。

③ 对数收益率 (增长率) r_t 的计算公式为 $r_t = \log P_t - \log P_{t-1}$ ，其中 P_t 为综合交易指数 (名义 GDP) 序列。

表1给出了“整体关联性”检验模型(1)的估计结果,深市参数 $\{\mu, \phi, \sigma, \alpha_0, \alpha_1\}$ 和沪市参数 $\{\mu, \phi, \delta_1, \sigma, \alpha_0, \alpha_1\}$ 的估计结果在5%的置信水平下显著。沪、深两市收益率波动与GDP增长率波动的相关系数 ρ 在5%的置信水平下均不显著。由于常相关系数 ρ 度量了证券市场收益率与经济周期之间的整体波动相关性,所以模型(1)的估计结果说明我国经济周期波动与证券市场收益率波动之间的整体相关性微弱,这与已有的一些研究结论相一致。然而,只对证券市场收益率波动和经济周期的整体相关性研究是远远不够的,这可能忽略了证券收益率波动状态与经济周期各个特定阶段之间的“区制相关性”。

为了考察沪、深两市收益率与GDP增长率之间的“区制关联性”及其对于滞后期长度的敏感性,以及前者对后者依赖的“门限效应”,本文分别基于不同的转移概率矩阵 P_0 、 P_1 、 P_2 ,对模型(2)进行了估计,所得估计结果包括参数估计值、 t 统计量、似然函数值、Hamilton的滤子概率、Kim的平滑概率,部分结果列示在表2中。

表2 沪市收益率、深市证券收益率与经济周期的二元向量SWARCH模型估计结果

参数	沪市收益率与经济周期			深市收益率与经济周期		
	形式(I)	形式(II)	形式(III)	形式(I)	形式(II)	形式(III)
μ_1	0.413(22.26)**	0.371(19.652)**	0.368(20.72)**	0.477(26.75)**	0.422(29.878)**	0.450(29.68)**
μ_2	0.093(11.602)**	0.088(9.466)**	0.087(9.508)**	0.105(14.54)**	0.098(12.754)**	0.103(14.14)**
δ_0	-0.010(-1.348)	-0.003(-0.360)	-0.003(-0.395)	-0.006(-0.714)	-0.002(-0.201)	-0.009(-1.086)
σ^2	0.007(8.263)**	0.008(8.632)**	0.008(8.528)**	0.007(8.854)**	0.007(8.459)**	0.006(8.937)**
α_{01}	0.077(3.776)**	0.071(3.655)**	0.081(4.281)**	0.005(2.287)**	0.016(2.869)	0.012(3.906)**
α_{02}	0.005(4.142)**	0.004(4.748)**	0.004(4.910)**	0.010(5.741)**	0.008(5.833)**	0.006(5.087)**
α_{11}	0.028(0.510)	0.193(1.557)**	0.000(0.003)	0.159(1.545)	0.548(3.341)**	0.012(0.503)
α_{12}	0.694(2.547)**	0.314(1.987)**	0.376(2.345)**	0.361(2.325)**	0.068(1.173)	0.794(4.101)**
ρ_1	-0.295(-2.99)**	-0.074(-0.767)	-0.084(-0.880)	0.073(0.598)	-0.279(-2.68)**	-0.148(-1.410)
ρ_2	-0.445(-3.52)**	0.066(0.288)	0.060(0.226)	0.273(2.858)**	-0.078(-0.570)	0.096(0.803)
p	0.953(27.48)**	0.945(28.910)**	0.973(60.16)**	0.974(33.06)**	0.971(36.643)**	0.000(0.000)
q	0.986(97.06)**	0.990(112.88)**	0.995(219.2)**	0.994(163.7)**	0.991(121.94)**	0.011(1.418)
似然值	245.770	246.318	246.318	266.271	265.480	268.473

注: ρ_1 为经济扩张期与深市或沪市波动的相关系数, ρ_2 为经济衰退期与深市或沪市波动的相关系数;形式(I)、(II)、(III)分别表示转移概率矩阵为 P_0 、 P_1 、 P_2 情形时的模型(2);括号内的数值为参数估计的 t 检验统计量;**表示参数估计1%水平下显著。

表2中模型(2)形式(I)、形式(II)、形式(III)的状态相关系数的估计结果分别度量了经济周期在同期、滞后1期、滞后2期分别处于扩张期和衰退期的情况下,GDP增长率波动与证券收益率波动间的“区制相关性”。模型形式(I)估计结果表明,对于沪市,同期状态相关系数 ρ_1 和 ρ_2 的极大似然估计值均为负值,并且在1%的置信水平下显著,表明不管同期经济是扩张还是衰退,GDP增长率波动与沪市收益率波动都存在负相关关系;对于深市,只有经济处于衰退期时的同期状态相关系数在1%的置信水平下显著为正值,而经济处于扩张期时的状态相关系数不显著,表明同期GDP增长率波动与深市收益率波动之间的正向关联性依赖于经济衰退期,这是波动关联性的“门限效应”和“非对称效应”的具体体现。形式(II)的沪市估计结果中的状态相关系数 ρ_1 和 ρ_2 都不显著,表明信息滞后一期的情况下,经济周期波动对沪市证券收益率波动没有明显的预测能力,二者之间波动的引导

关系不明显；深市的估计结果则表明，在经济扩张时，前1期GDP增长率波动与证券收益率波动存在负相关性，二者之间的波动引导关系明显；但是在衰退期时不存在显著相关性，这也是一种“门限效应”和“非对称效应”的典型化事实(stylized fact)。形式(III)结果表明，经济周期滞后2期时，无论沪市还是深市状态相关系数在10%的置信水平下均不显著，表明经济增长波动与证券收益率波动之间不存在显著高阶滞后的“区制相关性”^①。

下面本文将通过分析模型(2)估计结果中的滤子概率，讨论我国经济周期与证券市场波动间存在的联动效应，即当经济周期处于扩张期，证券收益率是否会以较大的概率处于高波动状态；而经济处于衰退期，证券收益率处于低波动状态的概率是否也相对较大。图1和图2分别给出了度量同期我国经济扩张与沪市、深市收益率“高波动”联动效应的滤子概率。图1为同期经济处于扩张期、沪市处于高波动状态的情形：1992年6月以前、1993年初左右、1993年10月至1994年4月、1994年10月至12月、1995年4月至10月、1996年1月至6月，我国经济增长处于扩张期，同时沪市证券处于高波动状态，此时滤子概率较大，图2也得到了类似的结果。

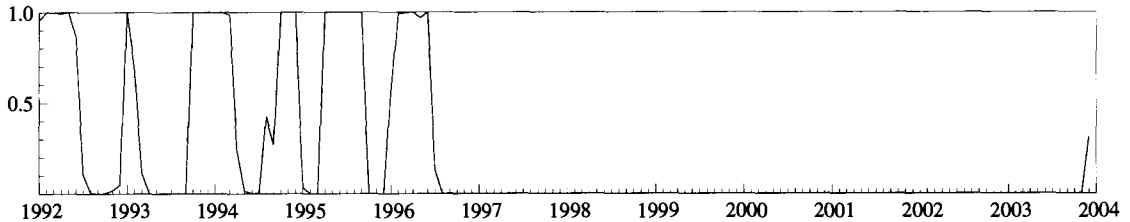


图1 同期经济扩张与沪市高波动的滤子概率

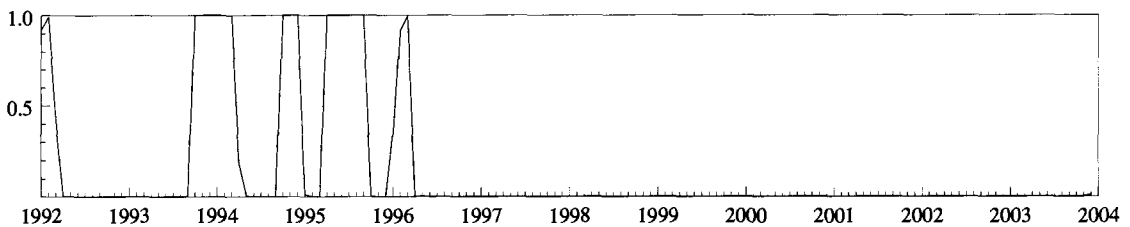


图2 同期经济扩张与深市高波动的滤子概率

滞后1期经济扩张、衰退与深市收益率波动的结果与图1的结果非常相似。这完全符合我们的模型性质。事实上，同期经济扩张、衰退与证券收益率波动状态可以分解为经济扩张、衰退与证券收益率高、低波动的多个对应状态。因此，本文得到了滞后1期经济周期和证券收益率波动的4个状态的滤子概率，见图3和图4。

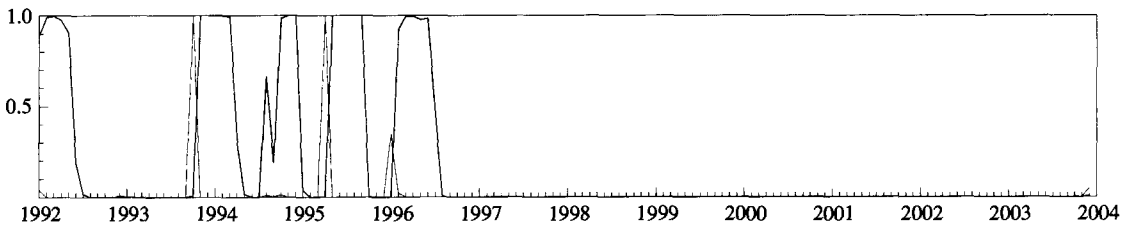


图3 滞后1期的经济扩张期与深市高、低波动的滤子概率(实线代表 $S_1^* = 1$, 虚线代表 $S_2^* = 2$)

① 本文所讨论的相关性都是在统计检验意义下的显著或不显著相关关系。

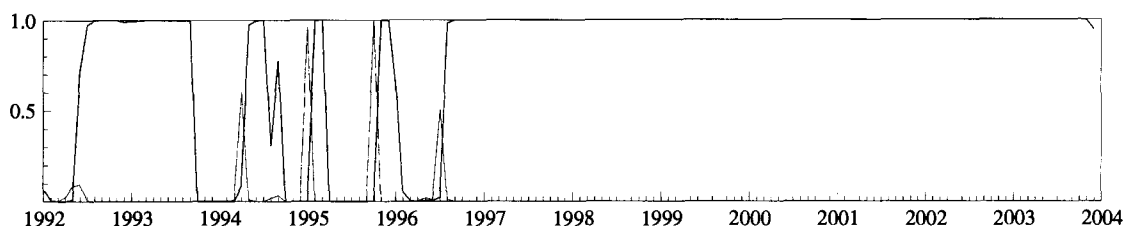


图4 滞后1期的经济衰退期与深市高、低波动的滤子概率 (实线代表 $S_i = 4$, 虚线代表 $S_i = 3$)

需要注意的是图3和图4中的虚线部分,具体刻画了深市收益率的当期波动状态对经济周期前期均值状态的依赖关系,即前期经济扩张、收缩与当期深市收益率波动状态的引导关系。图3清晰地表明,每次经济扩张与证券市场收益率高波动状态同时发生之前都有一次明显的经济扩张与证券收益率低波动的状态组合的短暂出现,时间上后者先于前者1期,期望持续期时间长度非常短^①。图4的结果也表明,每次经济衰退与证券收益率低波动状态组合出现之前也都有一次明显的经济衰退与股市收益率高波动状态组合,时间上也是相差1期,期望持续期也很短。另外,表2的结果还表明,经济增长率有两个显著的均值,在经济周期对深市证券收益率的波动状态的引导关系中,均值总是由高均值(经济扩张)状态转移到低均值(经济衰退)状态或低均值状态转移到高均值状态,而深市收益率波动有两个显著的方差,高波动方差和低波动方差,在由经济衰退(扩张)转移到经济扩张(衰退)的滞后1期,深市收益率波动方差也由低波动(高波动)方差状态转移到高波动(低波动)方差状态。因此,本文获得了一个重要结论:当经济周期由衰退转变为经济扩张时,二者引导关系表现为经济先扩张,然后引起证券市场收益率的高波动;当经济周期由扩张转变为经济衰退时,则表现为经济先衰退,证券市场收益率随后也变为低波动,这是我国经济周期与证券市场波动间存在的联动效应,证券收益率波动状态对我国经济增长不同均值水平依赖“门限效应”的具体体现。

三、结 论

已有研究成果只注重对样本区间内宏观经济变量与证券市场变量整体关联性的检验,忽视了分析经济增长的不同阶段与证券市场波动的特定关联属性,因此无法得出全面性结论。本文通过将我国经济周期划分为“经济扩张期”和“经济收缩期”两个状态,并引入向量SWARCH模型和状态相关系数,具体讨论了我国GDP增长率与证券收益率的“区制关联性”及其对经济周期具体阶段依赖的“门限效应”,以及经济的扩张、衰退对证券市场收益率波动状态的引导机制和经济周期与证券市场波动的联动效应。得到以下基本结论:

(1) 常相关系数模型“整体关联性”检验结果表明,我国GDP增长率波动与证券市场收益率波动之间不存在显著的相关性,即如果在模型设定中不引入“区制转移”变量,实证检验结果中得到的相关性估计是很微弱的,这与已有的一些研究中,采用不同方法发现我国证券市场与经济增长相关性不强的结论一致。

^① 由期望持续期的计算公式 $E(D_i) = 1/(1-p_{ii})$ 可得,各个状态的持续期为 $E(D_1) = 25.6$, $E(D_2) = 1.04$, $E(D_3) = 1.01$, $E(D_4) = 76.9$ 。

(2) 基于向量 SWARCH 的状态相关系数模型对我国证券市场波动和经济周期的“区制关联性”检验结果表明,我国同期经济扩张或衰退与沪市收益率波动存在显著的负相关性,而经济扩张与深市收益率波动同期相关性不显著,经济衰退时与深市收益率波动呈正相关性;滞后 1 期的经济扩张或衰退与沪市收益率波动的相关性均不显著,深市的结果表明滞后 1 期的经济扩张时与其股市收益率波动存在负相关性,但是在衰退期时不存在相关性;滞后 2 期经济扩张、衰退与沪市、深市收益率波动的相关性均不显著。总的来看,我国证券市场波动与经济周期波动间的关联性具有一定的“区制转移”性质,并且这种关联性体现了对后者依赖的“门限效应”和“非对称效应”;另外,实证结果也表明,经济增长波动与证券收益率波动之间不存在显著高阶滞后的“区制相关性”。

(3) 通过计算向量 SWARCH 模型的滤子概率,发现在我国经济周期与证券市场波动存在联动效应,即经济扩张会引起股市高波动,经济衰退会引起股市低波动。在对深市的波动关联性研究中,还发现经济周期阶段转换与证券收益波动之间具有明显的引导关系,即当经济周期由衰退转变为扩张时,总是经济先扩张,然后引起股市收益率的高波动;当经济由扩张转变为经济衰退时,总是经济先衰退,证券收益率随后也变为低波动,这也是证券收益率波动状态对我国经济增长不同均值水平依赖“门限效应”的具体体现。

参考文献

- [1] Hamilton J. D., 1989, *A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle* [J], *Econometrica*, 57 (2), 357~384.
- [2] Schwert William G., 1989a, *Why does stock market volatility change over time?* [J], *Journal of Finance* 44, 1115~1153.
- [3] Fama E. F., 1990, *Stock returns: expected returns and real activity* [J], *Journal of Finance* 45, 1089~1108.
- [4] Glosten, Jagannathan, Runkle, 1993, *On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks* [J], *Journal of Finance* 48, 1779~1801.
- [5] Hamilton, J. D., Susmel, R., 1994, *Autoregressive conditional heteroscedasticity and changes in regime* [J], *Journal of Econometrics* 64, 307~333.
- [6] Cai Jun, 1994, *A markov model of Switching - Regime ARCH* [J], *Journal of Business and Economic Statistics*, 12 (3), 309~316.
- [7] Mukherjee T. K., Naka A., 1995, *Dynamic relations between macroeconomic variables and the Japanese stock market; and application of a vector error - correction model* [J], *The Journal of Financial Research* 18 (2), 223~227.
- [8] Hamilton, J. D., Gang Lin, 1996, *Stock market volatility and the business cycle* [J], *Journal of Applied Econometrics*, 11 (5), 573~593.
- [9] Krolzig, H. M., 1997, *Markov - Switching vector autoregressions: modelling, statistical inference and application to business cycle analysis* [M], Berlin: Springer - Verlag.
- [10] Ramchand L., Susmel R., 1998, *Volatility and cross correlation across major stock markets* [J], *Journal of Empirical Finance* 5, 397~416.
- [11] Kim, C. - J., Nelson, C. R., 1999, *State - Space models with regime switching* [M], London: MIT Press.

(下转第 80 页)

- [4] George Symeonidis, 1996 *Innovation, Firm Size and Market Structure: Schumpeterian Hypotheses and Some New Theme* [M], OCDE/GD (96) 58.
- [5] Worley Worley, J. S. 1961 *Industrial Research and the New Competition* [J], Journal of Political Economy Vol. 69.
- [6] Holmes, Hutton & Webber, 1991, *A Functional - Form - Free Test Of The Research And Development/Firm Size Relationship* [J], JASA9: 85~90.
- [7] Bertschek and Entorf H., 1995, *On Nonparametric Estimation of The Schumpeterian Link Between Innovation and Firm Size: Evidence From Belgium, France, and Germany* [J], Empirical Economics 21: 401~426.
- [8] 刘国新、李勃:《论企业规模与R&D投入相关性》[J],《管理科学学报》2001年第8期。
- [9] Joon - Woo Nahm, 2002, *Nonparametric Quantile Regression Analysis of R&D - Sales Relationship For Korean Firms* [M], 1999 In《Economic Applications Of Quantile Regression》 Bernd Fitzenberger, Roger Koenker, Jose A. F. Machado (Eds.) Physica - Verlag Heidelberg pp259~270.
- [10] Roger Koenker and Gilbert etc, 1978. *Quantile Regression* [J], Econometrica.
- [11] T. Samanta, 1989, *Non - Parametric Estimation of Conditional Quantiles* [J], Statistics and Probability Letters, 407~412.
- [12] Koenker, R., P. Ng and S. Portnoy, 1994, *Quantile Smoothing Splines* [J], Biometrika, 81, 673~680, 1994.

(责任编辑: 彭 战)

(上接第 68 页)

- [12] Kwon C. S., Shan T. S., 1999, *Cointegration and causality between macroeconomic variables and stock market returns* [J], Global Finance Journal, 10 (1), 71~78.
- [13] Sola M., Fabio S., Nicola S., 2002, *A test for volatility spillovers* [J], Economics Letters 76, 77~84.
- [14] 靳云汇、于存高:《中国股票市场与国民经济关系的实证研究》[J],《金融市场》1998年第3期。
- [15] 周俊:《中国股市波动性实证分析》[M],西南财经大学出版社,1999。
- [16] 张人骥、王怀芳、王耀东、朱海平:《上海证券市场系统风险趋势与波动的实证分析》[J],《金融研究》2000年第1期。
- [17] 王国刚:《中国股市走势与经济走势的异动机制探析》[J],《财贸经济》2000年第1期。
- [18] 王德劲、王宏伟、陈训波:《向量误差校正模型在中国股票市场的应用》[J],《统计与信息论坛》2001年第7期。
- [19] 尚鹏岳、李胜宏:《上证指数与宏观经济指标协整关系的实证分析》[J],《预测》2002年第4期。
- [20] 何建敏、朱林、常松:《中国股票市场价格波动的尺度特性》[J],《中国管理科学》2003年第11期。
- [21] 黄海燕:《中国股票市场与宏观经济》[J],《宏观经济管理》2004年第2期。

(责任编辑: 朱长虹)