

我国股票收益率与宏观经济波动的关联性研究

刘金全, 隋建利, 闫 超

(吉林大学数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

摘要: 本文基于我国名义汇率、名义利率、工业增加值以及货币供给量四个主要的宏观经济指标, 利用多变量向量自回归(VAR)模型研究我国宏观经济变量冲击是否能够显著影响股票市场收益率的变动。所得到的经验结果表明, 我国工业增加值以及货币供给量能够显著影响股票收益率, 而名义利率以及名义汇率对股票收益率的影响相对较弱, 此外, 通过脉冲响应函数以及方差分解所得到的检验结果说明, 我国宏观经济变量对股票收益率的冲击反应持续期均在一年以上。

关键词: 经济波动; 股票收益率; VAR模型

中图分类号: F224.0

文献标识码: A

1 引言

股票市场作为资本市场的主要形式是国民经济的重要组成部分, 同时, 股票也逐渐成为一种被大众所青睐的投资工具。众多经济学家认为, 股票市场波动与一国宏观经济运行状况之间存在着显著的相关关系, 金融投资者也往往密切关注经济政策的变化以及相关经济数据的发布, 从而及时调整投资组合以达到规避风险的目的。因此, 对股票收益率与宏观经济变量之间相关关系以及作用机理的理论研究与实证检验也在近年来成为经济学界和金融学界所研究的热点问题。

我国股票市场自 1990 年建立以来, 历经了多次跌宕起伏的发展过程, 目前已跃居世界第四大股票市场并得到全世界的瞩目。中国股票市场不仅承担了我国经济运行中重要的筹资和融资功能, 而且在资源配置以及金融风险管理过程当中发挥着巨大的作用, 总之, 我国股票市场在促进我国经济发展进程中具有举足轻重的地位。Aggarwal (1999)等人认为新兴股票市场与发达股票市场相比, 最突出的特点是具有较高的波动性, 而我国历史较短的股票市场价格也的确体现出显著的波动性特征, 虽然这些剧烈的价格波动可能归因于一些特殊事件或者重要消息的影响, 因此并不能完全代表股票市场的内生波动性特征, 但是如此剧烈的资产价格波动仍然引起了人们的高度重视。股票价格的正常波动能够活跃资本市场, 但是过于频繁的剧烈波动也会增加市场风险、影响投资者判断、甚至打击投资者的信心。股票市场的异常波动无论从宏观层面还是从微观层面来说都是对股票市场本身的巨大的伤害。因此, 从对股票风险进行监控和管理的角度来讲, 分析和判断产生股票市场波动的主要原因势在必行。

在国外的相关研究中有大量证据表明, 股票市场波动与宏观经济波动之间存在直接的关系。Mandelker 和 Tendon (1985)以及 Boudoukh 和 Richardson (1993)通过研究认为, 宏观经济变量与股票收益率之间在理论上存在相关关系; 而 Fama (1990)的研究结果表明, 美国股票收益率与宏观经济运行之间高度相关; Pebbles 和 Wilson(1996)的研究结果证明, 货币供给量的增加以及名义利率的下降是导致股票收益率增加的重要原因; Ferson 和 Harvey (1998)基于工业生产指数和股票收益率数据的相关性检验结果说明, 实体经济活性与股票收益率之间呈现出正相关关系; Levine 和 Zervos (1998)基于 42 个国家的样本数据, 利用股票市场交易规模、波动率等相关指标来衡量股票市场的发展水平, 并对 GDP 增长率以及资本形成比率进行回归分析, 发现股票市场发展与宏观经济增长之间存在高度的正相关关系; Bilson(2001)等人通过对阿根廷的汇率数据及股票市场收益率数据进行相关性研究, 认为汇率贬值能够导致股票收益率的降低; Christis 和 Sarantis (2002)利用 VAR

模型分析了七个工业化国家的股票收益率和工业产出增长率之间的关系，得出二者具有高度相关关系的经验结论；Benjamin (2008) 基于拉丁美洲国家的股票市场收益率和宏观经济变量数据的实证检验结果表明，宏观经济变量对股票收益率具有显著影响。

在国内的相关研究中，大部分学者集中于探讨金融发展与经济增长之间的关联性问题，而关于宏观经济变量与股票收益率之间作用关系问题的研究却并不多见。如陈朝旭和刘金全(2006)利用 *Granger* 因果关系检验方法，对中国股票市场实际收益率与宏观经济之间的关联性进行了实证分析，结果表明我国股票市场实际收益率与宏观经济之间存在一定程度的相关性；肖叟 (2006) 用偏最小二乘法证实货币供应量 $M2$ 与股票收益率呈负相关关系。

近一时期，我国股市从历史最高点进入了持续低迷状态，这一现象的出现使得对我国宏观经济变量与股票收益率之间的关联性分析变得尤为重要。鉴于此，我们运用多变量 *VAR* 模型检验我国汇率、利率、工业增加值以及货币供给量等主要宏观经济指标是否能够显著影响我国股票市场收益。实证结果表明，我国宏观经济运行在一定程度上对股票市场收益有直接的影响作用。

2 我国股票收益率与宏观经济运行的关联性检验

本文运用我国名义汇率(ER)、名义利率(IR)、工业增加值增速(IP)以及货币供给量(M)的月度同比增长率(m)等四个变量的月度数据来度量我国宏观经济运行态势，同时利用我国股票综合指数月收益率(SR)数据来表征我国股票收益率特征。所研究序列的样本区间为 1990 年 1 月至 2008 年 3 月，数据来源于国家统计局《中国经济景气月报》、锐思 (RESSET) 金融研究数据库以及中经网 (<http://db.cei.gov.cn>) 数据库。

图 1 和图 2 分别给出了我国股票收益率序列以及四个度量宏观经济运行态势变量的时间动态轨迹。由图 1 可以看出，我国股票收益率序列具有明显的波动聚类特征，这意味着在一段时间内较大的收益率变化伴随着较大的价格变动，较小的收益率改变伴随着较小的价格改变。同时注意到，在 1996 年 4 月、1999 年 5 月-1999 年 6 月以及 2006 年 11 月-2006 年 12 月期间，我国股票收益率序列体现出三次较大程度的震荡波动特征，并尤以第三次最为显著。而自 2007 年 5 月以来，我国股票收益率序列在剧烈波动的同时，总体呈现持续下降的趋势。在样本区内间的最近几个月里，我国股票收益率序列曾多次处于零值以下。经过描述性统计量分析和检验，偏度统计量和峰度统计量结果都表明，我国股票收益率序列具有显著的“尖峰厚尾”特征，同时，*J-B* 正态性检验统计量及相应的概率 P 值结果进一步说明，我国股票收益率序列显著拒绝服从正态分布的原假设。

此外，由图 2 可以看出(坐标轴单位为百分数，其中右坐标轴对应汇率变量)，随着时间的推移，在我国 m 序列、 IP 序列以及 ER 序列总体上呈现出相类似的波动性特征，从近期的发展变化来看， ER 序列呈现出更为明显的攀升势头，而 m 序列和 IP 序列则体现出一定程度的下降态势。相比较，虽然我国 IR 序列的波动性总体较微弱，但是自 2006 年 9 月以来，也体现出明显的波动性增强趋势。

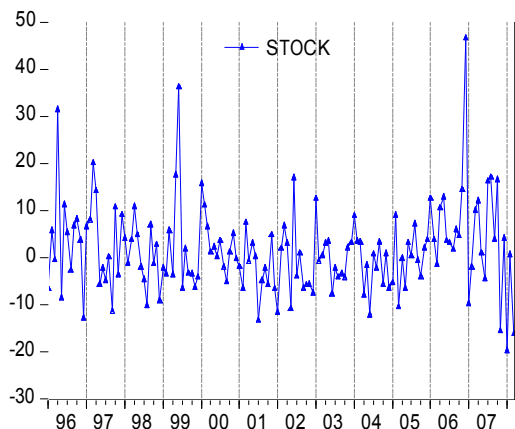


图 1 股票收益率序列

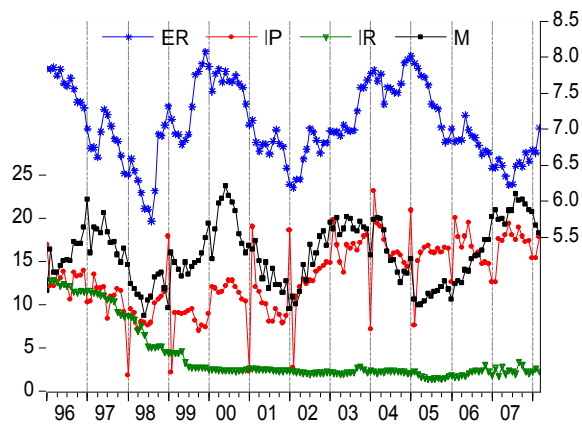


图 2 四个宏观经济变量序列

2.1 单位根检验

变量的平稳性是度量 and 检验时间序列模型的重要基础, 若对非平稳时间序列模型进行度量, 则会导致伪回归的出现。因此, 为了保证回归结果的无偏性、有效性和稳健性, 本文采用 *ADF* (*Augmented Dickey-Fuller*) 检验以及 *PP* (*Phillips-Perron*) 检验方法对五个变量的平稳性进行检验, 其中, 滞后阶数依照 Campbell 和 Perron 的选取原则进行选取, 临界值由 Mackinnon 给出。表 1 分别给出了包含趋势项以及不包含趋势项的 *ADF* 及 *PP* 序列单位根检验结果, 可以看到, 除了 *SR* 变量以外的四个宏观经济变量水平值序列均非平稳, 进一步的检验表明, 这四个宏观经济变量的一阶差分序列均平稳, 因此, 这四个变量是典型的 *I*(1) 型时间序列。同时注意到, 在 *SR* 序列的水平值中不存在单位根。

表 1 单位根检验

变 量	ADF 检验		PP 检验	
	截距项	截距项和趋势项	截距项	截距项和趋势项
<i>IR</i>	-3.174*	-1.876	-3.441*	-1.464
ΔIR	-3.772**	-10.393**	-13.859**	-14.991**
<i>ER</i>	-2.786	-2.732	-2.725	-2.676
ΔER	-9.906**	-9.891**	-9.899**	-9.890**
<i>IP</i>	-0.648	-2.852	-8.059**	-10.684**
ΔIP	-4.993**	-5.029**	-50.008**	-52.023**
<i>M</i>	-2.233	-2.279	-3.178*	-3.180
Δm	-3.908**	-3.900**	-16.510**	-16.457**
<i>SR</i>	-11.482**	-11.444**	-11.525**	-11.489**

注: “*”和“**”分别表示在 5%水平和 1%水平下单位根检验统计量显著。

2.2 VAR 模型的估计及 Granger 因果关系检验

Shan(2001)等人指出, 在研究多元时间序列数据时, 构造 *VAR* 模型能够消除其他时间序列分析方法中普遍存在的若干问题, 首先, 利用 *VAR* 模型检验变量间的因果关系时, 对综合时间序列的次序要求不再敏感; 其次, 由于运用了一个多变量方法, 因此不像简单的双变量模型那样依赖模型选择及模型形式; 再次, 可以将每个变量都确定为内生变量, 进而能够最小化在单方程模型中可能出现的联立偏倚性。鉴于此, 我们考虑如下多元 *VAR* 模型:

$$SR_t = \phi_0 + \sum_{j=1}^p \phi_1^{(j)} IR_{t-j} + \sum_{j=1}^p \phi_2^{(j)} ER_{t-j} + \sum_{j=1}^p \phi_3^{(j)} IP_{t-j} + \sum_{j=1}^p \phi_4^{(j)} m_{t-j} + u_{3t} \quad (1)$$

其中, p 代表 *VAR* 模型的最优滞后阶数, $u_{it}, i=1,2,3$ 为白噪声序列。在确定 *VAR* 模型之前, 应用 *AIC* 准则确定使得 *AIC* 值最小的滞后阶数 p 。

AIC 准则结果表明, 本文所构造的多元 *VAR* 模型在滞后阶数取 6 时最优, 在此基础上, 可以进一步检验四个宏观经济变量与股票收益率之间的滞后 *Granger* 影响关系, 其中, χ^2 检验统计量服从 χ^2 分布。如表 2 所示的 *Granger* 因果关系检验结果说明, *IR* 序列与 *ER* 序列均近似 *Granger* 影响 *SR* 序列; 而 *IP* 序列以及 *m* 序列均显著 *Granger* 影响 *SR*; 此外, *IR* 序列、*ER* 序列、*IP* 序列以及 *m* 序列同时显著 *Granger* 影响 *SR* 序列。

VAR 模型相关系数估计值的经济含义是被解释变量对解释变量的弹性, 具体分析 *VAR* 模型的系数估计可以得到相应的模型结构启示(具体估计略), 从系数显著性上分析, 我们仍然可以得到与 *Granger* 因果关系检验一致的结果。

表 2 Granger 因果关系检验结果

原假设	χ^2 统计量	自由度	P 值
IR 非 Granger 影响 SR	8.3970	6	0.2104
ER 非 Granger 影响 SR	7.8374	6	0.2503
IP 非 Granger 影响 SR	10.769	6	0.0958
m 非 Granger 影响 SR	11.309	6	0.0793
IR、ER、IP 以及 m 非同时 Granger 影响 SR	42.250	24	0.0121

2.3 VAR 模型的脉冲响应及方差分解

在得到变量间 Granger 因果关系的检验结果以及 VAR 模型系数的估计结果以后, 可以进一步在 VAR 模型中描述各成分变量扰动之间的冲击影响。在此继续考虑滞后 p 阶 VAR 模型, 假设 x_t 是多元平稳时间序列, 则 VAR 模型的结构式方程为:

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \dots + \Gamma_p x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中, B 和 Γ_i 为参数矩阵, ε_t 是作用在所有分量上的结构式冲击。在 VAR 结构中可以利用冲击反应函数识别出结构变量 x_t 对于各种冲击的动态反应过程。

将结构式方程转化为简化式方程:

$$x_t = A^{-1} \Gamma_0 + A^{-1} \varepsilon_t, \quad A = (B - \Gamma_1 L - \dots - \Gamma_p L^p) \quad (3)$$

其中, L 是滞后算子, A 是算子多项式构成的矩阵, 假设其特征根均落在单位圆外。如果假设结构式冲击发生的先后顺序, 即给定变量的分解顺序, 则可以获得简化式的可识别性约束。这时在获得上述简化式估计的基础上, 可以判断可识别 VAR 模型中的经济变量对于结构式冲击的动态反应乘数。譬如, 结构变量 x_{jt} 相对于结构式冲击 ε_{it} 的冲击反应函数为(具体估计方法和过程略):

$$\frac{d(x_{jt+n})}{d\varepsilon_{it}} = f(n), \quad n = 0, 1, \dots \quad (4)$$

其中, n 是冲击作用的时间滞后间隔, $f(n)$ 是算子多项式 ($A^{-1} \varepsilon_t$) 展开后得到的对应系数。本文选取滞后长度为 24 个月, 通过具体计算广义脉冲响应函数可以得到如图 3-图 6 所示的股票收益率对四个宏观经济变量的冲击的反应路径图, 其中, 横坐标表示冲击发生后的时间间隔(月份), 纵坐标表示冲击反应程度(坐标刻度表示的百分数), 图中虚线表示 1 倍标准差范围内的置信曲线。

从图 3 可以看出, 当发生 1 单位的正向利率冲击以后(注意到, 这是暂时冲击, 冲击发生以后便立即消失), 股票收益率在冲击的当期骤然下降 1.4192 个单位以后迅速回升, 并在第 2 个月达到正向 1.3622 个单位的最大值, 而后, 伴随着冲击反应方向的交替、程度的减弱, 大约在 15 个月以后该冲击反应衰减至零附近。图 4 说明, 当发生 1 单位的正向汇率冲击以后, 股票收益率在冲击的当期下降 0.6542 个单位, 随后, 在第 2 个月上升至 0.2673 个单位的正向反应以后, 方向再次改变, 并在第 9 个月达到 1.0483 个单位的正向最大冲击后逐渐减弱, 大约自汇率冲击发生的 16 个月以后, 冲击反应衰减为零附近。相类似地, 在图 5 中, 当发生 1 单位的正向工业增加值冲击以后, 股票收益率在冲击的当期陡然下降 1.0079 个单位, 此冲击反应的方向在第 2 个月发生改变, 并在第 6 个月达到 2.2053 个单位的正向最大冲击以后逐渐减弱, 并在 14 个月以后, 冲击反应衰减到零附近。与图 3-图 5 不同, 在图 6 中, 当发生 1 单位的正向货币供给冲击以后, 股票收益率在冲击的当期上升 0.8120 个单位以后仍然不断攀升, 并在第 4 个月达到 1.9654 个单位的正向冲击以后急剧下降, 并在第 6 个月降至 1.2466 个单位的负向反应后, 大约自第 12 个月起, 冲击反应衰减为零。注意到, 本文所研究的四个宏观经济变量对股票收益率的冲击反应持续期均在一年以上。

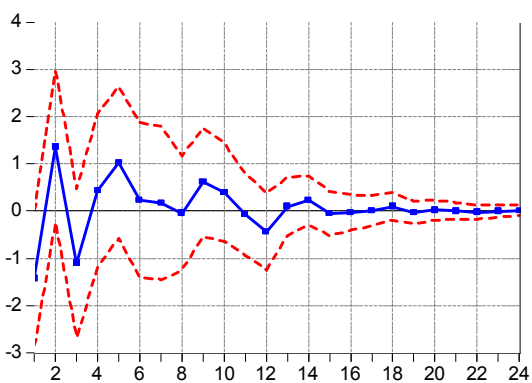


图3 IR对SR的冲击反应路径

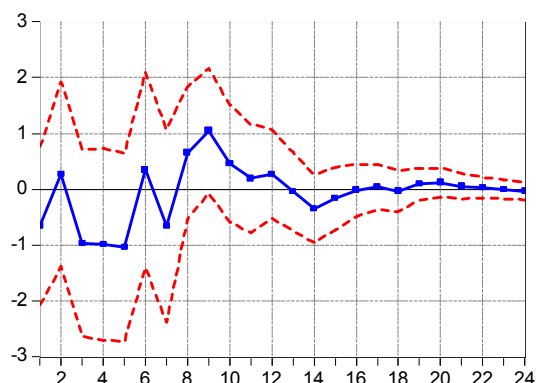


图4 ER对SR的冲击反应路径

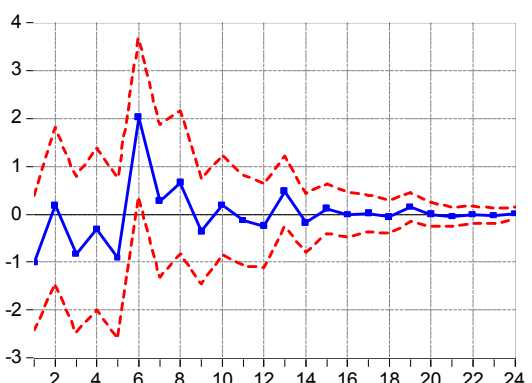


图5 IP对SR的冲击反应路径

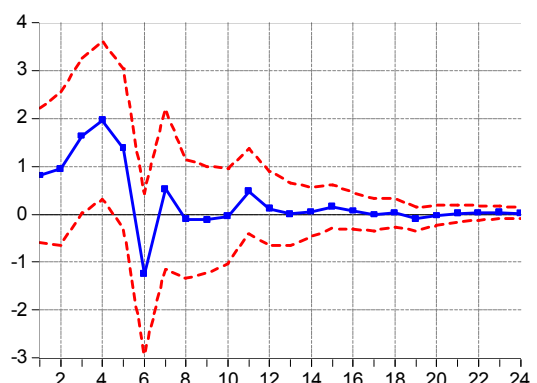


图6 m对SR的冲击反应路径

脉冲响应函数描述的是对VAR模型中内生变量冲击所带来的影响，而广义方差分解则是把内生变量中的变化分解为对VAR模型中内生变量的冲击。方差分解能够给出每个扰动对VAR模型中变量相对重要性的信息，因此也是一种描述系统动态性的方法。本文将四个宏观经济变量以及股票收益率序列的方差进行分解，可以判断形成这些变量冲击的主要成分。表3给出了股票收益率在1个月至18个月时间间隔上的广义方差分解结果(各个变量成分所在各列表示其在标准差形成过程中的贡献)。从表中可以看出，在四个宏观经济变量当中，货币供给量对股票收益率的解释力相对最强，而名义汇率对股票收益率的解释力相对最弱。随着时间的推移，股票收益率的方差贡献在不断减弱，而四个宏观经济变量的方差贡献在逐渐增强，同时注意到，在13个月以后，五个变量的方差贡献度基本保持不变，此结论与图3-图6所反映的情形完全吻合。

3 基本结论及经济政策启示

本文基于我国名义汇率、名义利率、工业增加值以及货币供给量四个主要的宏观经济指标，利用多变量VAR模型研究我国股票市场收益率与宏观经济变量之间的关联性问题，并得出如下结论：

(一) 从因果关系检验结果可以看出，名义汇率近似Granger影响股票收益率；脉冲响应函数显示，股票收益率对名义汇率单位冲击的反应相对较弱；方差分解的结果也表明，名义汇率对股票收益率的解释力相对较差，在股票收益率的变动中仅有5.9%源于名义汇率的变动。因此，我们认为我国名义汇率与股票收益率之间的相关性较低。金融市场能够为汇率市场和股票市场提供运作环境，是汇率传导的重要基础。但是，目前我国金融市场还仅处于起步阶段，其交易的资金量较小，信用工具的种类也很少，因此还不能完全适应汇率传导的需要。同时，资本市场与货币市场的一体化程度对汇率与股票市场之间的传导也有十分重要的影响。金融市场的分割状态使得汇率变动对金融市场的局部效应产生差异，甚至扭曲货币政策信号，从而使股票收益不能对汇率变动做出灵活的反应。此外，我国的汇率形成机制也有待于进一步完善。一直以来，我国实行的是“有管理的浮动汇率制度”，这意味着货币当局并不承诺明确的汇率目标，而是酌情地进入外汇市场买卖外汇。在这种汇率形成机制下，汇率不能由市场供求决定，因此，股票市场很难对汇率变动做出及时的反应。随着我

国汇率体制改革的加快以及汇率波动幅度的加大，汇率与股票市场的联系将有增强的趋势。

表3 股票收益率的方差分解

长度	标准差	<i>IR</i>	<i>ER</i>	<i>IP</i>	<i>m</i>	<i>SR</i>
1	0.3407	2.7826	0.5913	1.4034	0.9110	94.312
2	0.3609	5.1161	0.6604	1.3879	2.0546	90.781
3	0.3650	6.2615	1.7622	2.1547	5.2122	84.609
4	0.3850	6.1019	2.7742	2.1340	9.3614	79.629
5	0.3914	6.9250	3.8086	2.9267	10.942	75.397
6	0.4052	6.5430	3.6928	6.9407	11.842	70.982
7	0.4087	6.5066	4.0967	6.9499	12.004	70.443
8	0.4110	6.4478	4.4875	7.3300	11.902	69.833
9	0.4153	6.7151	5.5014	7.3370	11.725	68.722
10	0.4165	6.8402	5.6875	7.3436	11.677	68.451
11	0.4174	6.8240	5.7071	7.3365	11.870	68.262
12	0.4187	6.9841	5.7587	7.3679	11.843	68.046
13	0.4193	6.9768	5.7466	7.5747	11.814	67.888
14	0.4197	7.0136	5.8532	7.5889	11.792	67.752
15	0.4199	7.0102	5.8744	7.5953	11.807	67.713
16	0.4199	7.0104	5.8743	7.5947	11.811	67.710
17	0.4201	7.0103	5.8762	7.5948	11.811	67.708
18	0.4201	7.0180	5.8762	7.5961	11.809	67.701

(二) 因果关系检验结果表明，名义利率近似 *Granger* 影响股票收益率；脉冲响应函数说明，股票收益率对名义利率单位冲击的反应非常迅速；方差分解的结果则说明，名义利率是股票收益率的一个重要解释变量，在股票收益率的变动中有 7% 源自名义利率的变动。因此，我们认为在我国虽然名义利率对股票市场的影响较小，但是这种作用却相对稳定。自 1996 年我国放开银行间同业拆借市场利率以来，中央银行进行了一系列关于利率市场化的改革，积极推进货币市场的建设，同时，中央银行开始灵活运用公开市场操作从而调控货币市场利率。1998 年 1 月 1 日，中国人民银行宣布取消对国有独资商业银行贷款规模的限额控制，全面放弃曾经在我国实行了近半个世纪的最为主要的货币政策工具，这是我国金融宏观调控方式的重大转变，此外，同年颁布的《证券公司进入银行间同业市场管理规定》中指出，允许符合条件的证券公司进入银行间同业市场，这为银行资金通过证券公司间接进入股市提供了合法渠道。随着间接调控方式的日益重要，货币政策通过货币市场利率对资本市场的影响逐渐显现。

(三) 因果关系检验结果告诉我们，工业增加值显著 *Granger* 影响股票收益率；脉冲响应函数说明，股票收益率对工业增加值单位冲击的反应较为敏感；方差分解的结果也表明，工业增加值对股票收益率的解释力较大，在股票收益率的变动中约有 7.6% 于自工业增加值的变动。因此，我们认为我国工业增加值对股票收益率具有较为显著的影响作用。目前我国正处于工业化进程当中，工业企业在我国上市公司构成中占主导地位。从直接影响角度来讲，当工业增加值迅速增长时，作为股市基石的上市公司将会直接受益，在公司利润水平不断提高的同时股价也会迅速上涨；从间接影响角度来讲，工业增加值的快速增长将会直接增强投资者对股市的信心，从而能够吸引更多的资金流入股市。因此，我国工业增加值与股票收益率之间存在着紧密的影响关系。

(四) 因果关系检验结果说明，货币供给显著 *Granger* 影响股票收益率；脉冲响应函数显示，股票收益率对货币供给单位冲击的反应相当敏感；方差分解的结果也表明，货币供给对股票收益率的

解释力相对较大,在股票收益率的变动中约有 11.8%源自货币供给的变动。因此,我们认为我国货币供给对股票市场的影响相对较大,但具有滞后性。自 1999 年以来,决策层已先后出台了一系列连通货币市场和资本市场的措施,譬如允许一部分证券公司、基金管理公司和保险公司进入银行间市场,随着这些政策的逐步落实,货币市场和资本市场的联动性增强。此外,在中央银行灵活运用公开市场操作的基础上,经过几年的努力,公开市场业务操作已成为中央银行调控货币的主要政策工具。由于资本市场的利润驱动,使得增加的货币供给以各种合法或非法渠道流入股票市场,使得股票市场对货币供给冲击的反应比较明显,然而由于资本流动管制以及法律上、技术上的阻碍使得这种反应相对较慢,从本文的实证结果中发现这种时滞至少有四至五个月。

从理论层面上讲,货币政策的终极目标是保持货币币值的稳定和促进经济增长,而股票价格的变化与实体经济的发展关系密切,股票价格过度波动容易引起实体经济的损失。在实际操作中,诸如美国等发达国家确实根据资本市场的表现来制定相关的货币政策。例如,2001 年 4 月 18 日,美联储在发布降息的公告中指出:“持续下跌的股票价格、制造业疲软以及全球经济环境的不景气是本次降息的主要原因”。本文所得的经验结果表明,我国货币供给量和利率等货币政策是股票市场价格波动行为的重要影响因素,因此,面对近一时期我国股票价格持续低迷的状态,为了避免资产价格过度下跌和最终崩溃所带来的长期影响,央行在资产价格上涨的初期就应该通过调整利率和货币供给量等货币政策手段对资产价格进行适当干预。此外,在确定货币政策操作目标以后,央行在选择货币政策工具的执行和操作时也应考虑工具可能会对股票市场回报或波动产生的其他影响,进而决定使用的工具种类以及操作力度。

参考文献

- [1] 陈朝旭、刘金全:我国股市收益率与宏观经济非对称性的关联分析,《工业技术经济》,2006 年第 11 期。
- [2] 肖敏:我国宏观经济数据与股市收益率——基于偏最小二乘法的实证分析,《商场现代化》,2006 年第 11 期。
- [3] Aggarwal, R., Carla, I., and Ricardo, L. 1999. Volatility in emerging stock markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 34(1), 33-55.
- [4] Benjamin, A., Abugri, 2008. Empirical relationship between macroeconomic volatility and stock returns: Evidence from Latin American markets. *International Review of Financial Analysis*, 17, 396-410.
- [5] Bilson, C. M., Brailsford, T. J., and Hooper, V. J. 2001. Selecting macroeconomic variables as explanatory factors of emerging stock market returns. *Pacific-Basin Finance Journal*, 9, 401-426.
- [6] Boudoukh, J., and Richardson, M. 1993. Stock returns and inflation: A long-horizon perspective. *American Economic Review*, 83, 1346-1355.
- [7] Christis, H., and Saranis, K., 2002. Investigating the links between growth and real stock changes with empirical evidence from the G-7 economies. *The Quarterly Review of Economics and Finance*.
- [8] Fama, E. F. 1990. Stock returns, expected returns, and real activity. *Journal of Finance*, 1089-1109.
- [9] Ferson, W. E., and Harvey, C. R. 1998. Fundamental determinants of national equity markets returns: A perspective on conditional asset pricing. *Journal of Banking and Finance*, 21, 1625-1665.
- [10] Levine R., and Zervos S., 1998. Stock markets, banks, and economic growth. *American Economic Review*, 88, 537-558.
- [11] Mandelker, G., and Tendon, K. 1985. Common stock returns, real activity, money, and inflation: Some international evidence. *Journal of International Money and Finance*, 4, 267-286.

[12] Pebbles, G., and Wilson, P. 1996. The Singapore economy. Cheltenham, UK: Edward Elgar.

[13] Shan, J., Morris, A. and Sun, F., 2001. Financial development and economic growth: An egg-and-chicken problem? Review of International Economics, 9, 443–454.

Empirical Relationship between Macroeconomic Volatility and Stock Returns

Liu Jinqun, Sui Jianli, Yan Chao

(Jilin University Quantitative Research Center of Economics, Jilin, 130012)

Abstract: Based on the key macroeconomic indicators like exchange rates, interest rates, industrial production and money supply of China, and using a multivariate vector autoregressive (VAR) model, this paper investigates whether the response of stock returns to macroeconomic indicators is significantly. The study finds that response of stock returns to industrial production and money supply is significantly, but the response of stock returns to exchange rates and interest rates is weak. Furthermore, the results of impulse response functions and variance decomposition show that the time of response of stock returns to macroeconomic indicators is generally over one year.

Key words: Macroeconomic volatility; Stock returns; Vector autoregressive model

收稿日期: 2007 年 11 月 20 日

作者简介: 刘金全, 吉林大学数量经济研究中心教授、博士生导师。隋建利, 吉林大学商学院数量经济学博士生。闫超, 吉林大学商学院数量经济学硕士研究生。