

# 中国证券市场波动和宏观经济波动的关系

张昺宇 赵振全 李妍

(吉林大学商学院, 吉林大学数量经济研究中心 130012)

内容摘要: 本文运用 GARCH 模型和 VAR 模型对中国证券市场波动和宏观经济波动的关系作了实证研究。研究表明, 无论是上海还是深圳的证券市场, 就我们选择的宏观经济变量而言, 宏观经济波动对证券市场波动有显著的预测能力; 从证券市场波动对宏观经济波动的预测能力来看, 上海比深圳有更强的预测能力。

关键词: 证券市场波动; 宏观经济波动; GARCH; VAR

## 一、引言

在发达的国家, 证券市场对宏观经济的发展起着举足轻重的作用, 证券市场的结构合理与功能强烈社会资源利用率就高, 导致经济效率高。证券市场存在、发展与宏观经济的关系密切, 受到宏观经济的制约与影响。

在中国, 随着经济改革的深入, 中国证券市场必然会进入全新的发展阶段, 并成为国民经济中的一个重要组成部分。因此, 它必然受到经济发展、宏观经济变化和经济周期波动特别是短周期波动的影响。证券市场作为金融市场的一部分, 它不仅将储蓄转化成投资, 而且直接促进社会资源的优化配置, 从而对经济的发展起着重要作用。所以, 对证券市场和宏观经济之间的关系研究对于我们探索和认识市场的运行规律、客观评价证券市场的发展环境和市场在国民经济改革和发展中的地位, 促进证券市场和资本市场的规范、健康发展, 充分发挥证券市场对国民经济发展的积极作用具有重要的理论意义和实践意义。本文研究的主题是两者关系中的一部分, 即证券市场波动和宏观经济波动之间的相互关系。

国外的学者对该问题已经作了大量的研究, Schwert(1989)对美国数据进行实证分析, 认为宏观经济的波动能够预测股票收益的变动, 但是论据很不充分; Liljeblom 和 Stenius(1997)对芬兰进行研究以后发现, 证券市场波动中的 1/6~2/3 部分与宏观经济波动有关; David Morelli(2002)对英国证券市场作了研究后发现, 宏观经济的波动对股票市场的波动有预测作用, 但是宏观经济波动解释股票市场的波动的能力很弱。在国内, 对证券市场和宏观经济关系的研究一般集中在证券市场的增长和经济增长之间的关系, 而对两者波动之间关系的研究非常少。汤光华(1999)从经济周期、货币供应量、利率和通货膨胀四个方面考察了股价波动和宏观经济变动之间的关系, 但是没有对我国的数据进行实证研究。本文将运用 ARCH/GARCH 模型以及 VAR 方法对此进行研究, 分为三个部分。第一部分介绍研究的理论基础, 第二部分主要是方法的介绍和选取指标和数据的介绍, 最后一部分为实证分析和结果。

## 二、指标选取及方法介绍

本文的目的是检验中国证券市场的波动和宏观经济波动之间是否存在着相互关系。这种解释的理论基础来自于股票价格的现值模型(方程 1)。

$$E_{t-1}P_t = E_{t-1} \sum_{k=1}^{\infty} D_{t+k} / (1+R_{t+1})(1+R_{t+2}) \cdots (1+R_{t+k}) \cdots \quad (1)$$

其中  $D_{t+k}$  表示  $t+k$  期的资本利得和分配的股利。  $1/(1+R_{t+1})(1+R_{t+2}) \cdots (1+R_{t+k}) \cdots$  表示在  $t-1$  期的所有信息已知下第  $t+k$  期的折现率。显然根据(1)式, 我们对等式两边取条件方差得到股票价格在  $t$  期的条件方差  $Var_{t-1}(P_t)$  依赖于对未来现金流预期的方差、未来折现率方差以及这两个序列之间的协方差。如果假设未来的折现率是常数, 那么股票价格的条件方差将和未来现金流的条件方差成比例, 这样未来经济的一些不确定性就可能引起股票收益在总体水平上的波动。如果宏观经济指标的数据能够提供有关未来现金流或者未来折现率波动的信息, 那么这些指标将有助于解释为什么股票收益会随着时间而波动。基于上述的理论基础, 我们决定用 ARCH/GARCH 模型估计宏观经济指标和证券市场的波动情况, 然后采用 VAR 模型来检验两者之间的相互关系。

我们选取股票指数作为反映证券市场的指标，由于我国的证券市场分为上海和深圳两个市场，因此我们选取上证指数(szzs)和深证成指(szcz)，分别研究两个市场和宏观经济的关系；另一方面，我们选取工业生产总产值(ip)、货币供给量(m1)、消费价格指数(cpi)和实际零售商品额(rrs)来作为宏观经济的指标。

表 1 时间序列的平稳性检验结果

序列	ADF	PP	临界值
rszszs	-9.073	-12.125	-2.583
rszcz	-6.197	-8.950	-2.583
rip	-6.309	-11.853	-2.583
rcpi	-2.974	-6.488	-2.583
rm1	-2.870	-8.281	-2.583
rrrs	-6.464	-11.767	-2.583

样本数据为 1992 年 1 月到 2002 年 2 月的月度数据。我们对这几个指标都进行对数差处理，即每个指标处理后的样本数据都为  $\log(x_t) - \log(x_{t-1})$ 。对于指数数据进行这样的处理是为了获得股票市场收益率的数据，而对于宏观经济指标进行这样处理是为了得到工业生产总产值增长率、货币供给增长率、通货膨胀率和实际商品零售额增长率。另一方面进行这样的处理之后也可以使这些序列变为平稳。我们分别用 rszszs,rszcz,rip,rm1,rcpi,rrrs 来表示进行对数差处理以后的指标，表 1 是用 ADF 和 PP 两种方法对各个指标的增长率序列进行平稳性检验，结果表明所有的增长率序列都在 1%的置信水平下达到平稳。另外由于我们研究的是波动之间的关系，一般来说在统计上是用序列的方差序列来衡量波动的，因此接下去要做的就是对各个增长率序列运用 GARCH(Bollerslev,1986)模型进行方差估计。

(1)对于每个增长率序列的 GARCH(p,q)模型包括两个部分。第一部分是数据生成过程，也称为均值过程

$$r_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \theta_i r_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

上面我们假设每个序列服从 AR(m)，其中  $r_t$  表示各个增长率序列，残差序列  $\varepsilon_t$  是条件异方差过程在已知信息集  $I_{t-1}$  的条件下，可以假设残差序列的条件分布为正态概率分布，但具有时变性的条件方差： $\varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t^2)$ ， $t=1, 2, \dots, T$ ；第二部分是方差过程，假设条件异方差序列满足：

$$h_t^2 = \beta + \sum_{i=1}^q \phi_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \psi_j h_{t-j}^2, \quad \beta > 0; \phi_i > 0, i=1, \dots, p; \psi_j > 0, j=1, \dots, q \quad (3)$$

其中  $\varepsilon_{t-i}^2$  是 ARCH 项，用来衡量第  $t-i$  期的波动； $h_{t-j}^2$  是第  $t-i$  期预测的条件方差，即 GARCH 项。这说明条件方差不仅依赖过去的条件方差(GARCH 项)，而且依赖模型过去绝对残差的平方(ARCH 项)。方程(2)和(3)一起就是 GARCH(p,q)模型，其中的  $p$  和  $q$  我们用 Lagrange Multiplier 检验和 Ljung-Box Q 统计检验来确定。

(2)接下去我们利用第一部估计得出的条件方差序列，运用 VAR 模型来分析两个证券市场波动和我国宏观经济波动之间的关系。这一步我们主要是用二元 VAR 模型分别对证券市场收益波动和每个宏观经济变量增长率波动之间的关系进行检验。

$$h_{Mt} = c + \sum_{i=1}^{12} \phi_i h_{Mt-i} + \sum_{i=1}^{12} \theta_i h_{MVjt-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$h_{MVjt} = c + \sum_{i=1}^{12} \theta_i h_{MVjt-i} + \sum_{i=1}^{12} \phi_i h_{Mt-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中  $h_{Mt}$  是  $t$  期股票收益的条件方差， $h_{MVjt}$  是  $t$  期宏观经济变量  $j$  的条件方差。在方程(4)和(5)中，我们对滞后阶数都取了 12，这是由于样本数据是月度数据，这样做是允许数据有 1 年的滞后。通过上面对两个方程系数的检验，我们可以得到宏观经济波动是否能够预测证券市场波动或者证券市场波动能否预测证券市场的波动。

## 二、实证检验和结果

首先我们先确定 GARCH 模型中均值方程中滞后阶数，我们一般用 1, 2, 3, 6, 12 阶分别去尝试，用最小二乘估计估计出均值方程，然后对残差进行 Ljung-Box Q 统计检验，原假设为：在残差中不存在序列相关。如果检验的结果拒绝了原假设，就增加滞后阶数直到接受原假设为止。表 2 给出了检验结果，其中 Q(20),Q(40)分别是 Ljung-Box Q 统计检验滞后 20 阶和 40 阶 Q 统计量的值。在 5%置信水平下两者的临界值分别为 31.41 和 55.758。

表 2 证券市场和宏观经济变量自回归模型

指标名称	AR(m)	Ljung-Box Q 统计量	
		Q(20)	Q(40)
上海证券市场	AR(8)	17.949	48.568
深圳证券市场	AR(6)	19.176	49.767
工业生产总产值	AR(12)	20.485	42.700
货币供给量	AR(12)	14.973	33.924
消费价格指数	AR(12)	9.420	21.272
实际零售商品额	AR(18)	14.542	32.884

确定了均值方程之后我们要确定 GARCH( $p,q$ )中  $p,q$  的值。一般来说 GARCH(1,1)能适合大部分的经济时间序列(Bollerslev,1987 和 Akgiray,1989), 所以我们最初都是用 GARCH(1,1)模型, 然后逐渐增大  $p$  的值, 用 Lagrange Multiplier 检验和 Ljung-Box Q 统计检验来确定新的模型是否更适合。表 3 给出了各个指标所适合的 GARCH 模型和检验统计量的值。

表 3 证券市场和宏观经济变量 AGARCH 模型

指标名称	GARCH( $p,q$ )	LM 检验	Ljung-Box Q 统计量	
			Q(20)	Q(40)
上海证券市场	GARCH(1,1)	0.260	15.726	32.139
深圳证券市场	GARCH(2,1)	0.131	19.890	57.351
工业生产总产值	GARCH(2,1)	0.029	21.597	47.394
货币供给量	GARCH(1,1)	0.123	15.426	31.494
消费价格指数	GARCH(1,1)	0.073	8.224	17.782
实际零售商品额	GARCH(3,1)	13.854	18.148	38.099

接下去我们就根据确定的 GARCH 模型进行每个指标的方差估计, 分别用 hshzs,hszszs,hip,hm1,hcpi,hrrs 来表示上海证券市场收益率、深圳证券市场收益率、工业生产总产值增长率、货币供给量增长率、通货膨胀和实际零售商品额的方差序列。表 4 给出了每个方差序列的描述性统计量的值。

表 4 证券市场和宏观经济变量方差序列表述性统计量

指标名称	均值	标准差	偏移度	扭曲度
上海证券市场	0.014	0.175	2.412	15.024
深圳证券市场	0.014	0.010	3.274	15.666
工业生产总产值	0.005	0.0007	-2.373	16.457
货币供给量	0.0003	<0.0001	-0.198	8.189
消费价格指数	<0.0001	<0.0001	1.854	5.391
实际零售商品额	0.0006	0.0001	0.482	14.688

根据方程(4)和(5), 我们对证券市场波动序列和宏观经济变量增长率序列两两进行二元 VAR 估计, 也就是说一共有 8 个 VAR 模型, 然后对每一个模型进行 Wald 参数检验, 来检验宏观经济波动是否对证券市场波动有预测作用或者证券市场波动是否对宏观经济波动有预测作用。检验的两个原假设为:

$$H_0 : \theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_{12} = 0 \text{ (对方程 4)}$$

$$H_0 : \varphi_1 = \varphi_2 = \dots = \varphi_{12} = 0 \text{ (对方程 5)}$$

第一个原假设是检验宏观经济变量波动是否对证券市场波动有预测作用, 第二个是检验证券市场波动是否对宏观经济波动有预测作用。如果接收原假设就表示一个变量的 12 期滞后值对另一个变量当期的值没有显著的关系, 也就是说没有对另一个变量有预测作用。我们用表格的形式给出上海证券市场波动和宏观经济波动关系的 VAR 估计模型和模型的参数检验结果。表 5 给出了 VAR 模型的估计结果, 由于篇幅关系我们只给出了 8 个模型中的 4 个估计结果, 即描述上海证券市场波动和宏观经济波动相互关系的模型。其中  $h_m(-i)$  表示 hszszs 滞后  $i$  阶变量, 相应的行即为它的系数估计值。每组的第一列与方程(4)相对

应，第二列与方程(5)相对应。

表 5 上海证券市场波动和宏观经济波动的 VAR 模型估计结果

	<i>hszszs,hip</i>		<i>hszszs,hml</i>		<i>hszszs,hcpi</i>		<i>hszszs,hreal</i>	
$h_m(-1)$	0.283	0.001	0.200	3.65E-05	0.248	-3.81E-06	0.205	0.0002
$h_m(-2)$	-0.031	-0.004	0.086	3.21E-05	-0.038	4.71E-06	0.109	-2.5E-05
$h_m(-3)$	0.504	0.001	-0.153	2.73E-05	0.036	-2.82E-06	0.041	6.50E-06
$h_m(-4)$	-0.087	0.001	-0.031	8.91E-05	0.130	-5.92E-07	0.194	-7.6E-05
$h_m(-5)$	-0.157	-0.003	-0.049	-0.0002	-0.128	4.20E-07	0.031	-8.2E-05
$h_m(-6)$	0.487	0.001	-0.172	-6.53E-05	-0.032	1.25E-06	-0.058	-7.9E-05
$h_m(-7)$	-0.110	0.001	-0.026	0.0001	-0.081	-1.96E-06	-0.154	0.0001
$h_m(-8)$	-0.316	-0.006	0.030	-7.38E-05	0.023	-6.61E-07	-0.034	5.0E-05
$h_m(-9)$	0.933	0.001	-0.011	-5.23E-05	0.022	1.93E-07	0.074	-7.7E-06
$h_m(-10)$	-0.096	-0.0003	-0.041	1.91E-05	-0.010	-1.25E-06	0.084	-7.7E-05
$h_m(-11)$	-0.080	0.002	-0.111	2.71E-05	-0.256	1.79E-06	-0.002	3.95E-05
$h_m(-12)$	-0.426	-0.001	-0.149	3.21E-05	0.018	-1.92E-06	-0.028	0.0001
$h_{mv}(-1)$	35.02	0.002	-404.5	0.709	6900.7	0.820	-79.59	0.291
$h_{mv}(-2)$	5.729	-0.648	65.26	0.134	-10819.6	-0.0001	-75.99	-0.067
$h_{mv}(-3)$	79.32	0.110	32.77	-0.270	7776.6	-0.125	36.32	-0.437
$h_{mv}(-4)$	0.141	-0.045	-203.9	0.078	3944.7	0.085	-4.817	0.048
$h_{mv}(-5)$	-8.661	0.082	-117.1	0.095	-13688.5	0.043	90.83	0.024
$h_{mv}(-6)$	-19.46	0.180	-150.6	-0.041	-3784.0	-0.055	-60.96	0.092
$h_{mv}(-7)$	-32.81	0.009	3.424	0.049	-49048.2	0.077	380.34	-0.032
$h_{mv}(-8)$	-16.15	0.092	31.12	-0.056	70329.9	-0.296	114.14	0.041
$h_{mv}(-9)$	-23.28	0.083	-232.9	-0.018	-9419.7	0.527	-142.29	-0.044
$h_{mv}(-10)$	-70.92	-0.043	185.48	0.018	7106.9	-0.508	327.70	0.024
$h_{mv}(-11)$	2.213	0.064	-107.0	0.073	4135.5	0.561	-163.62	-0.044
$h_{mv}(-12)$	-28.20	0.052	-309.7	0.090	-12563.1	-0.257	-31.90	0.064
<i>c</i>	-0.116	0.005	0.288	3.87E-05	-0.011	2.73E-06	-0.232	0.0006

表 6 给出了 Wald 参数检验的自由度为 12 的  $\chi^2$  统计量的值，其中自由度是由系数的限制个数确定的。在本文的检验中，由于限制了 12 个系数都为 0，所以自由度为 12。另外我们根据  $\chi^2$  统计量的值可以得到 *F* 统计量的值， $F = \chi^2 / 12$ ，读者可以自行计算。表中\*表示在 1% 显著性水平下显著。

表 6 中国证券市场波动和宏观经济波动 VAR 模型的系数显著性检验

宏观经济波动对证券市场波动的预测能力				
	工业生产总产值	货币供给量	消费价格指数	实际零售商品额
上海证券市场	195.605*	29.667*	29.667*	61.445*
深圳证券市场	38.815*	13.285	50.445*	61.445*
证券市场波动对宏观经济波动的预测能力				
上海证券市场	366.493*	29.984*	29.984*	10.383
深圳证券市场	42.767*	13.696	4.016	10.383

从表 6 可以看到，无论是上海还是深圳的证券市场，就我们选择的宏观经济变量而言，宏观经济波动对证券市场波动有显著的预测能力。其中四个变量对上海证券市场都有显著的预测能力，而对深圳除了货币供给量以外其它也都有显著的预测能力。另一方面，从证券市场波动对宏观经济波动的预测能力来看，上海比深圳有更强的预测能力。其中上海证券市场除了对实际零售商品额以外其它的三个变量都有显著的预测能力，而深圳证券市场只对工业生产总产值的波动有显著的预测能力。综合来说，宏观经济

波动对证券市场波动的预测能力强于证券市场波动对宏观经济波动的预测能力。

参考文献：

- [1] 魏巍贤、周晓明，中国股票市场波动的非线性 GARCH 预测模型[J]，《预测》，1999 第 5 期
- [2] 汤光华，对股价波动与宏观经济变动的观察与思考[J]，《河北经贸大学学报》，1999 第 1 期
- [3] Bollerslev, T. 1986 “Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity”[J], *Journal of Econometrics*, 31, 307-327
- [4] David Morelli 2002 “The relationship between conditional stock market volatility and conditional macroeconomic volatility Empirical evidence based on UK data”[J], *International Review of Financial Analysis*, 11, 101-110
- [5] Eva, L., Marianne, S. 1997 “Macroeconomic volatility and stock market volatility: empirical evidence on Finnish data”[J], *Applied Financial Economics*, 7,419-426
- [6] G. William Schwert 1989 “Why does stock market volatility change over time?”[J], *The Journal of Finance*, Vol XLIV, No.5

**(数量经济技术经济研究，2002 年 10 期增刊)**