我国货币政策对股市的影响：基于牛熊市的计量研究

黄永兴 ,汪卢俊
(安徽工业大学 经济学院 ,安徽 马鞍山 243002)

摘 要:本文利用计量经济分析方法 ,运用 EVIEWS 软件 ,研究了货币政策对股市的具体影响。得出的主要结论是:熊市时 ,货币政策对股市的影响微乎其微;牛市时 ,货币政策的影响较为明显。

关键词:货币政策;股票市场;格兰杰因果检验;脉冲响应分析
中图分类号:F832. 51 **文献标识码**:A **文章编号**:1002 - 980X(2008)06 - 0092 - 06

1 文献回顾

随着股票市场的发展 ,它对实体经济的影响日益深刻 ,股票市场与货币政策的关系也日益紧密。为此 ,股票市场有这样的一种观点 ,即中国的股票市场还不是中国经济的晴雨表 ,但绝对是政策的晴雨表。这种观点究竟正确与否将对股票市场投资者的投资行为、国家有关政策的制订产生直接的影响。因此 ,就货币政策对股市的影响进行研究就显得很有必要。

就货币政策对股市影响进行研究的文献比较多。易纲、王召指出 ,在短期、中期和中长期 ,没有预料到的货币供给增加使股票价格上升 ,而在长期则不会影响股票价格 ,货币中性[1]。孙华好、马跃认为 ,央行的利率会对股价产生正向作用[2]。而郭金龙、李文军认为 ,货币供应量的变动会引起股指的变动 ,利率变动与表征股市价格变化的各期股指变动存在一定的负相关 ,但其短期效应较小[3]。项燕霞运用协整检验等方法 ,对我国从 2000 年 1 月至 2003 年 12 月的上证综合指数与货币政策各工具变量间的关系进行了实证检验 ,从而定量地证明了我国资本市场与货币政策存在着协整关系[4]。杨新松、龙革生运用计量分析方法得出的结论是 ,中央银行可通过货币供应量和利率两种方式影响股票市场 ,其中利率更有效[5]。

总体上讲 ,多数研究认为货币政策对股票市场产生一定影响 ,至于具体影响 ,则结论并不一致。究其原因 ,一方面是由于选取样本区间不同 ,另一方面是采取的分析方法有差别。另外 ,前人的研究一般都没有对股票市场的发展阶段进行适当划分 ,而这恰恰会对研究结论产生重要影响。本文在对我国股票市场熊市与牛市进行划分的基础上 ,利用现代计量方法 ,就货币政策在我国股票市场熊市与牛市中所扮演的角色进行分析。

2 研究方法

2. 1 单位根检验

动态因果关系分析 ,要求分析的变量是平稳序列 ,为此 ,变量序列的平稳性检验是进行分析的必需步骤。序列平稳性检验 ,最常用方法是 ADF 单位根检验法。ADF 法是对时间序列 Y_t 的一阶差分进行如下回归:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t 。$$

假设检验 $H_0: \rho = 0$,检验统计量服从 ADF 分布。如果接受 H_0 ,意味着变量序列 Y_t 含单位根 ,即是非平稳的;拒绝 H_0 ,意味着 Y_t 是平稳的。式中加入滞后项的目的是为了使残差项 ε_t 为白噪声。

2. 2 协整检验

本文采取的是由 Engle 和 Granger 提出的两步法。该法是基于回归残差的协整检验 ,即对两个同阶单整序列建立回归方程 ,如果存在协整关系 ,则回

收稿日期:2008 - 02 - 03
作者简介:黄永兴(1965 —) ,男 ,江苏海门人 ,安徽工业大学经济学院教授 ,经济学硕士 ,研究方向:宏观经济分析与数量经济研究。

© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

归残差序列应该是平稳的,否则协整关系不存在。

2.3 Granger 因果检验

Granger 因果检验是由美国著名经济计量学家 Granger 于 1969 年提出的,后得到 Hendry 和 Richard 的进一步发展。Granger 因果关系检验实质上是检验一个变量的滞后变量能否可以引入到其他变量方程中。如果这个变量受到其他变量的滞后影响,则称它们具有 Granger 因果关系。

考虑 X 和 Y 两个平稳过程,构造以下两个模型:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p}\alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{q}\beta_j X_{t-j} + \varepsilon_t ; \quad (1)$$

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p}\alpha_i Y_{t-i} + \xi_t 。 \quad (2)$$

设定假设: $H_0: \beta_j = 0 (j = 1, 2, \cdots, q)$

分别对式(1)、式(2)进行回归,分别得到残差平方和为 EES_1 和 EES_2。构造如下统计量:

$$F = \frac{(ESS_2 - ESS_1)/p}{ESS_1/(n-p-q-1)} \sim F(p, n-p-q-1)。$$

其中,n 为样本数。给定显著性水平 α,查临界值 F_α,如果 $F > F_\alpha$,则拒绝 H_0 假设,在 Granger 意义上,X 是 Y 的原因;否则,接受 H_0 假设,即 Y 的变化不能归因于 X 的变化。

2.4 脉冲响应函数

所谓脉冲响应函数(Impulse Response Function,IRF),表示的是一个内生变量对一个标准单位误差的反应,即在随机误差项上加上一个标准差大小的冲击对变量的当前值和未来值所带来的影响。IRF 函数就是用于捕捉这种来自随机扰动项的一个标准差冲击对内生变量当前和未来取值的影响的变动轨迹,它能够比较直观地刻画出变量之间的动态交互作用及其效应。

设 p 阶向量自回归模型为:

$$Y_t = AX_t + B_1 Y_{t-1} + \cdots + B_n Y_{t-n} + \varepsilon_t 。 \quad (3)$$

式(3)中,Y_t 为内生变量向量,X_t 为外生变量向量,B_1、B_2、…、B_n 和 A 为待估的系数矩阵,ε_t 为误差向量。

一般说来,如果向量自回归模型是可逆的,则其可表示为:

$$Y_t = \beta + \sum_{k=1}^{\infty}\phi(k)\varepsilon_{t-k} 。 \quad (4)$$

式(4)中,ϕ 为系数矩阵,β 为常数向量,ϕ 与 β 都可由式(3)中的系数距阵 B_1、B_2、…、B_n 和 A 来求得。

对脉冲响应函数解释出现困难,主要源于误差项一般都是相关的。这样,它们有一个共同的组成部分,不能被任何特定的变量所识别。解决这一问题,可采用乔(Cholesky)分解,使得误差项正交,即使对应误差的方差协方差阵为对角阵。照此,式(4)可表示为:

$$Y_t = \beta + \sum_{k=1}^{\infty}\phi(k) P \cdot P^{*}\varepsilon_{t-k} = \beta + \sum_{k=1}^{\infty}\phi(k) P\eta_{t-k} 。 \quad (5)$$

经变换,原误差向量 ε_t 变成了标准白噪声 η_t。式(5)中,P 为非奇异阵,P^{*} 为 P 的逆阵。

由模型(4),我们可测算系统中一个变量对另一变量的脉冲响应函数。通过比较不同滞后期的脉冲响应,可确定一个变量对另一变量产生作用的时滞。

2.5 方差分解

方差分解表示的是当系统的某个变量受到一个单位的创新冲击以后,以一个变量的预测误差方差百分比的形式反映变量之间的交互作用;方差分解的基本思想是把系统中每个内生变量的波动按其成因分解为与各方程新信息相关联的各组成部分,以了解各新信息对模型内生变量的相对重要性。它是从另一种角度来描述系统动态的方法,将系统的均方误差分解成各个变量冲击所做的贡献。具体说来,就是先将一个变量冲击的均方误差分解成系统中各个变量的随机冲击所做的贡献,然后计算出每一个变量冲击的相对重要性,即变量冲击的贡献占总贡献的比重。

3 变量选取与数据来源

本文选取货币供应量 M_1、M_2 和银行间同业拆借利率(7 天)作为货币政策指标,选取上证综合指数来衡量我国股市的变化。原因主要是:第一,一般说来,货币政策主要借助于货币供应量(包括 M_0、M_1、M_2)和利率等工具来实现其调控目标,而在实践中,对货币供应量的调节重点在 M_1、M_2。第二,银行间同业拆借市场利率已成为我国当前带有指导性意义的利率之一。在央行积极推动利率市场化的前提下,同业拆借利率具有基准利率效能这一信号也越来越明确。第三,上海证券交易所是我国目前最大的证券交易中心,而由上海证券交易所和深圳证券交易所联合发布的沪深 300 指数在 2005 年 4 月 8 日才正式上路。

上证综合指数序列简记为 H,两种口径下的货币供应量序列简记为 M_1、M_2,银行间同业拆借市场

© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

利率序列简记为 R。H 序列的数据来源于证券之星网站，M_1、M_2、R 序列的数据来源于中国人民银行网站。

为了研究货币政策分别在熊、牛市中所扮演的角色，研究区间定为 2001 年 6 月—2007 年 9 月。绘制 H 序列的趋势图，见图 1。从图 1 可看出，整个研究区间大致可分两个阶段：2001 年 6 月—2005 年 5 月的第一阶段，此阶段上证综合指数不断下降，股市表现为熊市；2005 年 6 月—2007 年 9 月的第二阶段，此阶段上证综合指数不断上升，股市表现为牛市。这样的分段有利于分析在熊市与牛市状况下，M_1、M_2、R 对 H 的影响，并比较出之间的差别，得出有实用性的结论。

分析时，变量序列值均取对数，以一定程度上消除异方差。另外，考虑到 M_1、M_2 变量序列具有季节性，为了进行科学的分析，须对其进行季节调整。采用的方法是经典的 X11 加法模型方法。

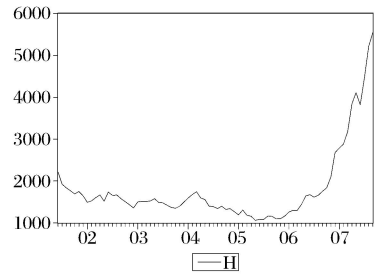

图 1　2001 年 6 月—2007 年 9 月上证综合指数的折线图

4　实证研究结果

4.1　单位根检验结果

两个阶段研究变量的单位根检验结果具体分别见表 1 和表 2。

表 1　单位根检验结果(2001 年 6 月—2005 年 5 月)

变量	检验形式(c,t,k)	ADF 检验值	临界值(1%)	临界值(5%)	临界值(10%)	结论
LNH	(c,t,0)	-3.0075	-4.1630	-3.5066	-3.1828	不平稳
$DLNH$	(0,0,0)	-7.2174	-2.6132	-1.9480	-1.6195	平稳
LNM_1SA	(c,t,0)	-1.6271	-4.1630	-3.5066	-3.1828	不平稳
$DLNM_1SA$	(c,t,0)	-10.0034	-4.1678	-3.5088	-3.1840	平稳
LNM_2SA	(c,t,1)	-1.3023	-4.1678	-3.5088	-3.1840	不平稳
$DLNM_2SA$	(c,0,0)	-6.3838	-3.5778	-2.9256	-2.6005	平稳
LNR	(0,0,0)	-1.1018	-2.6120	-1.9478	-1.6195	不平稳
DLNR	(0,0,0)	-5.9215	-2.6132	-1.9480	-1.6195	平稳

注：$DLNH$ 为上证综合指数对数序列的一阶差分序列，LNM_1、LNM_1SA 分别为货币供应量 M_1 的对数序列及其季节调整后的序列，其余类推。

表 2　单位根检验结果(2005 年 6 月—2007 年 9 月)

变量	检验形式(c,t,k)	ADF 检验值	临界值(1%)	临界值(5%)	临界值(10%)	结论
LNH	(c,t,0)	-1.6684	-4.3382	-3.5867	-3.2279	不平稳
$DLNH$	(c,0,0)	-4.0508	-3.7076	-2.9798	-2.6290	平稳
LNM_1SA	(c,t,0)	-1.5195	-4.3382	-3.5867	-3.2279	不平稳
$DLNM_1SA$	(c,t,0)	-5.5948	-4.3552	-3.5943	-3.2321	平稳
LNM_2SA	(c,t,0)	-2.2312	-4.3382	-3.5867	-3.2279	不平稳
$DLNM_2SA$	(c,0,0)	-5.9394	-3.7076	-2.9798	-2.6290	平稳
LNR	(c,t,0)	-6.4508	-4.3382	-3.5867	-3.2279	平稳

在具体进行平稳性检验时，可从含有常数项和趋势项的模式开始，然后通过对各水平上变量序列平稳性检验的趋势项和截距项的显著来判别模型中是否应当包含趋势项或截距项，通过多次试验，最终决定具体采用哪种检验模式。至于滞后期的取值，应使 D-W 统计量的取值尽可能在 2 附近。

从表 1 与表 2 可看到，在 2001 年 6 月—2005 年 5 月期间，LNH、LNM_1SA、LNM_2SA、LNR 等序列均为 $I(1)$ 过程；在 2005 年 6 月—2007 年 9 月期间，LNH、LNM_1SA、LNM_2SA 等序列均为 $I(1)$ 过程，而 LNR 为平稳序列。

4.2　协整检验结果

根据 Engle 和 Granger 提出的协整检验方法，在建立回归模型的基础上，我们对回归残差序列进行单位根检验，检验结果如表 3 和表 4 所示。

表 3 表明，LNH 分别与 LNM_1SA、LNM_2SA、LNR 存在协整关系。

© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

表 3　协整检验结果(2001 年 6 月 —2005 年 5 月)

变量	检验形式(c,t,k)	ADF检验值	临界值(1 %)	临界值(5 %)	临界值(10 %)	结论
LNH与LNM_1SA回归残差	(0,0,0)	- 2.8714	- 2.6120	- 1.9478	- 1.6195	平稳
LNH与LNM_2SA回归残差	(0,0,0)	- 2.9600	- 2.6120	- 1.9478	- 1.6195	平稳
LNH与LNR回归残差	(0,0,0)	- 2.7722	- 2.6120	- 1.9478	- 1.6195	平稳

表 4　协整检验结果(2005 年 6 月 —2007 年 9 月)

变量	检验形式(c,t,k)	ADF检验值	临界值(1 %)	临界值(5 %)	临界值(10 %)	结论
LNH与LNM_1SA回归残差	(0,0,0)	- 2.4514	- 2.6522	- 1.9540	- 1.6223	平稳
LNH与LNM_2SA回归残差	(0,0,1)	- 2.3214	- 2.6560	- 1.9546	- 1.6226	平稳
$DLNH$与LNR回归残差	(0,0,0)	- 4.6317	- 2.6560	- 1.9546	- 1.6226	平稳

表 4 显示,LNH 与 LNM_1SA、LNH 与 LNM_2SA、$DLNH$ 与 LNR 之间存在协整关系。

4.3　因果关系检验结果

通过建立相关变量序列间的 VAR(p)模型,依据 AIC 或 SC 最小值的准则,确定检验的最佳滞后期数。因果关系检验结果见表 5 和表 6。

表 5　因果关系检验结果(2001 年 6 月 —2005 年 5 月)

零假设	观测数	滞后期	F 值	P 值
LNM_1SA 不是 LNH 的格兰杰原因	47	1	3.91169	0.05424
LNH 不是 LNM_1SA 的格兰杰原因			0.09081	0.76457
LNM_2SA 不是 LNH 的格兰杰原因	47	1	4.23297	0.04560
LNH 不是 LNM_2SA 的格兰杰原因			0.58055	0.45016
LNR 不是 LNH 的格兰杰原因	47	1	1.65415	0.20512
LNH 不是 LNR 的格兰杰原因			2.49682	0.12124

从表 5 的检验结果可看到,在 5 %和 10 %的显著性水平下,货币供应量 M_2 和 M_1 分别是上证综合指数 H 的格兰杰原因,但利率 R 与上证综合指数 H 之间没有格兰杰因果关系。

表 6　因果关系检验结果(2005 年 6 月 —2007 年 9 月)

零假设	观测数	滞后期	F 值	P 值
LNM_1SA 不是 LNH 的格兰杰原因	27	1	7.91914	0.00961
LNH 不是 LNM_1SA 的格兰杰原因			0.42223	0.52200
LNM_2SA 不是 LNH 的格兰杰原因	27	1	5.13112	0.03281
LNH 不是 LNM_2SA 的格兰杰原因			1.24037	0.27643
LNR 不是 $DLNH$ 的格兰杰原因	26	2	5.35594	0.02993
$DLNH$ 不是 LNR 的格兰杰原因			0.01390	0.90718

表 6 的结果表明,在 1 %的显著性水平下,货币供应量 M_1 是上证综合指数 H 的格兰杰原因;在 5 %的显著性水平下,货币供应量 M_2、利率 R 均为上证综合指数 H 的格兰杰原因。

4.4　脉冲响应分析结果

通过建立 VAR 模型,在格兰杰因果检验之后,进一步进行脉冲响应分析,结果如下:

(1) 2001 年 6 月 —2005 年 5 月

从图 2 与图 3 可以看出,在熊市期间,货币供应量 M_1 会对上证综合指数 H 产生迅速的、力度较小(小于 0.004)的负向冲击,冲击力在第 2 期达到最大值,且随着时间的推移,冲击力有所振荡,但在第 4 期后基本稳定在大约 - 0.003 水平。货币供应量 M_2 对上证综合指数 H 的冲击也始终为负且力度较小(小于 0.003),冲击力也在第 2 期达到最大,之后随着时间的推移,冲击缓慢减小。综合看来,货币供应量 M_1、M_2 对上证综合指数 H 的负向冲击虽都不太明显,但相对而言,M_1 对上证综合指数 H 的负向冲击略强于 M_2,且在 2～3 期时波动性更强,之后其冲击则更为稳定。

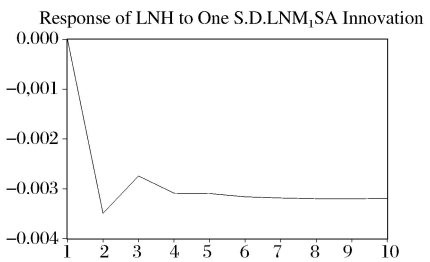

图 2　LNH 对 LNM₁SA 的脉冲响应

© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

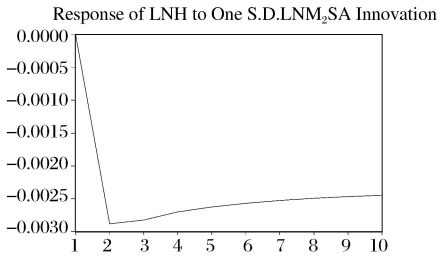

图 3　LNH 对 LNM_2SA 的脉冲响应

(2) 2005 年 6 月 —2007 年 9 月

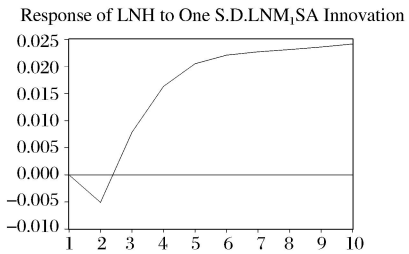

图 4　LNH 对 LNM_1SA 的脉冲响应

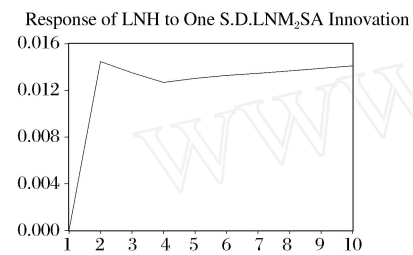

图 5　LNH 对 LNM_2SA 的脉冲响应

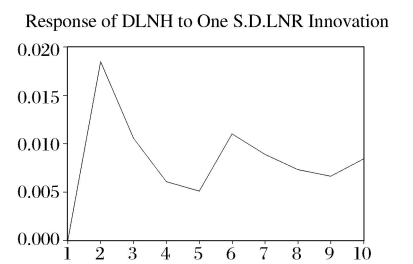

图 6　LNH 对 LNR 的脉冲响应

从图 4、图 5 和图 6 可以看出，在牛市期间，货币供应量 M_1 对上证综合指数 H 的冲击在 1～2 期为负，然后迅速上升，大约在 2～3 期冲击变为 0，之后缓慢上升，大约长第 6 期开始逐渐稳定在 0.022 水平上；货币供应量 M_2 对上证综合指数 H 的冲击始终为正，在 1～2 期极为迅速地上升至 0.014，之后虽有小幅的振荡，但基本稳定在大约 0.013 的水平上；利率 R 对上证综合指数 H 的冲击也始终为正，在 1～2 期迅速上升至 0.019，之后出现初始幅度比较大的阻尼振荡，但逐渐稳定到大约 0.009 的水平上。综合看来，在短期内，利率 R 对上证综合指数 H 的正向冲击最为明显；但在长期内，货币供应量 M_1 对上证综合指数 H 的正向冲击略强于 M_2 和利率 R，并且利率 R 对上证综合指数 H 的正向冲击具备最大的波动性。

4.5　方差分解结果

根据脉冲响应分析结果，进一步分析各因素对上证综合指数变动的单独解释程度，继续利用 VAR 模型，得出如下结论：

(1) 2001 年 6 月 —2005 年 5 月

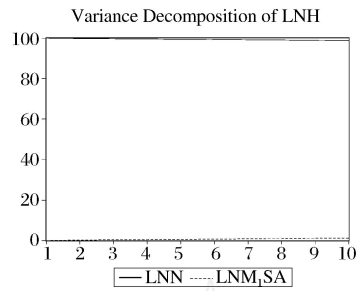

图 7　LNH 对 LNM_1SA 的方差分解

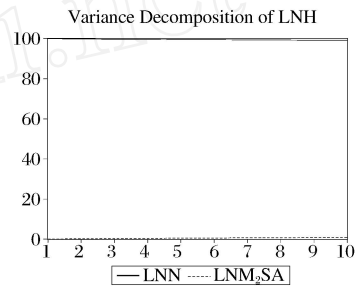

图 8　LNH 对 LNM_2SA 的方差分解

从图 7 与图 8 可看出，熊市时，上证综合指数的变动基本由自身解释，货币供应量 M_1 或 M_2 解释的部分微乎其微。

(2) 2005 年 6 月 —2007 年 9 月

从图 9、图 10 和图 11 可看出，牛市时，随着滞后期的延长，货币供应量 M_1 对上证综合指数变动的解释程度不断增大，至第 10 期，解释部分能达到 40 %；货币供应量 M_2 对上证综合指数变动的解释程度不断增大，至第 10 期，解释部分能达到 10 %；利率 R 对上证综合指数变动的解释程度在第 1 期至第 2 期较快增大，之后稳定 10 %左右。

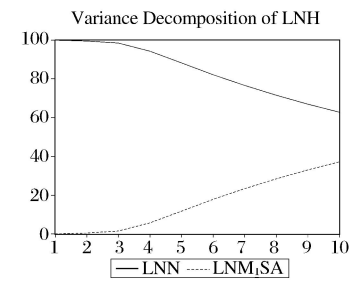

图 9　LNH 对 LNM_1SA 的方差分解

© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

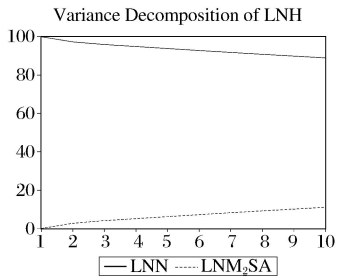

图 10 LNH 对 LNM_2SA 的方差分解

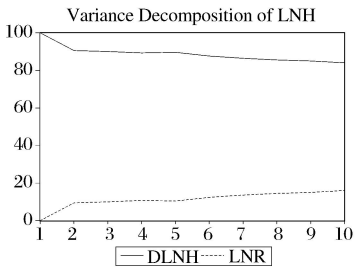

图 11 DLNH 对 LNR 的方差分解

5 结论与分析

1)熊市期间,利率对上证综合指数基本上不产生影响,而货币供应量 M_1、M_2 对上证综合指数有反方向的冲击,只是这个冲击很小,它们不能显著解释上证综合指数的变动。总体上,货币政策对熊市的影响微乎其微。

2) 牛市期间,从较长时间看,货币供应量 M_1、M_2、利率均能对上证综合指数产生持久的正向冲击,且冲击力较大,它们都能比较显著地影响上证综合指数的变动。具体情况是,在短期内,利率对上证综合指数的正向冲击最为明显;但在长期内,货币供应量 M_1 对上证综合指数的正向冲击略强于 M_2 和利率,并且利率对上证综合指数的正向冲击具备最大的波动性。

3)货币政策在熊市与牛市期间的表现不同。在熊市时基本丧失作用,反映了投资者的心理承受能力很差,货币政策的传导不流畅。在牛市时货币政策的作用明显,但从利率对上证综合指数的同向影响可以发现,在面对多年未见的牛市时,投资者表现为过度的乐观,投资出现了一定的盲从性,这比较符合我国投资者的现状。

为此,本文认为,健全投资者心理、完善货币政策传导机制是目前确保我国证券市场健康发展亟需解决的两大问题。

参考文献

[1] 易纲,王召. 货币政策与金融资产价格[J]. 经济研究,2002(3):13-21.

[2] 孙华好,马跃. 我国货币政策与股票市场的关系[J]. 经济研究,2003(7):44-53.

[3] 郭金龙,李文军. 我国股票市场发展与货币政策互动关系的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究,2004(6):20-29.

[4] 项燕霞. 我国股票市场与货币政策关系的实证研究[J]. 新金融,2004(9):46-49.

[5] 杨新松,龙革生. 货币政策是否影响股票市场:基于中国股市的实证分析[J]. 中央财经大学学报,2006(3):39-44.

Influence of Monetary Policy on Stock Market in China: Quantitative Research Based on Bull and Bear Market

Huang Yongxing, Wang Lujun

(School of Economics, Anhui University of Technology, Ma'anshan Anhui 243002, China)

Abstract: Using the econometric analysis methods and Eviews software, this paper studies the influence of monetary policy on the stock market in China. And it draws the conclusion that, monetary policy has little effect on bear market in stocks, while the effect is more obvious on bull market in stocks.

Key words: monetary policy; stock market; granger causality test; impulse response analysis

© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net