股票价格、实体经济与货币政策研究

——基于我国 1997 - 2011 年的经验证据 肖 洋 倪玉娟 方 舟*

摘要:本文运用格兰杰因果关系检验和向量自回归方法分析了 1997 年 1 月至 2011 年 6 月我国股票价格、GDP、通货膨胀率和货币政策的关系,实证结果表明,在中国,股票价格对通货膨胀的效应为正向,即股市上涨能带动通货膨胀水平的上涨。股票市场对GDP 的影响短期内主要表现为替代效应,长期来看,则是财富效应和投资效应占主导;同时,货币供应量和利率对股票价格均有影响,但影响均不显著。通过格兰杰因果关系检验发现,利率变动导致货币供应量和股票价格发生变化。而货币供应量的变化影响着通货膨胀,也一定程度影响利率和股票价格。通过广义脉冲响应发现,中国人民银行紧缩性的利率政策并不能抑制股票价格上涨。增加货币供给短期内能够推动股市上涨,但长期对股市仍没有效果。

关键词: 股票价格 货币政策 实体经济 VAR 模型

一、引言及文献综述

自 20 世纪以来 历次股票市场的暴涨暴跌都对实体经济产生了较大的负面影响。1929 年美国股灾致使美国经济进入了大萧条时期; 20 世纪 80 年代末的资产价格泡沫经济和 90 年代的泡沫破灭使日本经济陷入了长期的停滞。2007 年爆发的美国次贷危机演化成影响全球的金融危机,资产价格与货币政策再一次成为国内外研究的热点问题。特别是 2008 年全球性金融危机后,各界普遍认为货币政策应该关注资产价格的变动,但就理论上来说,股票价格的决定因素非常复杂(包括基本的宏观和政策因素,以及心理因素等),中央银行在对股票市场估值方面并没有信息优势,对公众信心逆转方面的预测难度要远远大于传统的对通货膨胀的预测,而且如果将资产价格纳入中央银行的政策目标,这无疑会加大货币政策的执行难度。虽然如此,但此次金融危机后,各界均达成共识:中央银行不应该仅仅关注 CPI,而应关注更广泛的物价变动(包括资产价格、股票市场、房地产市场以及大众商品价格)。但是,具体如何改进,各国中央银行也仅是处于探索阶段,目前更多地是应对危机后的艰难复苏,对具体的政策操作还处于讨论之中。但不可否认的是,股票市场与实体经济、货币政策具有相互影响,将其作用机制分析清楚无疑会对下一步解决这个问题有着非常大的帮助。

有关股票市场、实体经济与货币政策的传导关系,理论上已经作了深入的探讨,图 1 对此进行了简单的概括。股票市场可通过多种渠道影响实体经济,如 Modigliani(1971)提出的财富效应、Tobin(1969)提出的托宾 Q 效应、Bernanke 和 Gertler(1995)提出的金融加速器效应等。从资金流动渠道来看,资金一般可流向金融市场(包括股票、债券、期货等金融产品)、信贷市场或者商品市场。资金流入金融市场会使资产价格上涨、流向商品市场会导致通货膨胀、流向信贷市场会导致固定资产投资过热。所以从资金流动渠道分析,股票价格上涨和通货膨胀存在替代关系。但同时,股票价格的上涨又可能通过财富效应、投资效应等影响总需

求进而影响商品价格。实际上 不论是在理论研究领域还是实证研究领域 股票价格对实体经济的影响机制均未达成一致的意见(Friedman 2001)。

有关我国股票市场是否影响实体经济,一部分学者认为它们之间存在相互影响的关系,如易刚和王召 (2002) 认为货币数量和通货膨胀不仅取决于商品和服务的价格,同时也受股票市场的影响。刘勇(2004) 通过向量误差修正模型发现股指、产出、货币供给、利率和通货膨胀率之间存在着一种长期稳定的均衡关系,且股指和产出、通货膨胀之间存在正向关系,股指和货币供给、利率之间存在负向关系。吕江林(2005) 运用协整分析、格兰杰因果分析和误差修正模型等方法,考察了我国上证综指与实际产出间的动态关系,认为我国货币政策应对股票价格变动作出适时反应。马进和关伟(2006) 运用 1996 – 2006 年数据,发现我国的股票市场和经济增长目标有着长期稳定的关系,但这种关系较弱。另外,也有一些学者认为股票市场和实体经济并不相互影响,如孙华妤和马跃(2003) 运用递归 VAR 模型分析股票价格和产出、通货膨胀之间的关系,发现股票价格对产出不起作用,同时货币供应量也不影响股票市场;孙洪庆和邓瑛(2009) 利用格兰杰因果关系检验和向量误差修正模型实证发现股票价格与产出和投资之间不存在协整关系,而与消费支出之间存在着微弱的协整关系,与货币供应量之间存在着强协整关系和格兰杰因果关系。

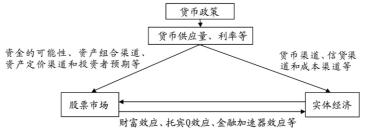


图 1 货币政策、实体经济与股票市场的传导机制

有关货币政策对金融市场的影响 从理论上分析 货币政策主要通过影响股票市场的资金可得性、资产 组合、资产定价和投资者预期等渠道来直接影响股票市场,也可通过货币、信贷和成本等渠道影响实体经济 的发展 进而间接影响股票价格。货币政策的最终目标之一就是推动经济增长 股票价格会通过直接或间接 效益影响实体经济。对于货币政策是否对股票价格的变动做出响应 (Goodhart (1999) 认为由于资产价格中 包含了对未来索取的当前价格和消费 政策制定者应将房价和股价指数纳入到价格测度中。Filardo(2001) 认为 资产价格中包含了通货膨胀和产出的信息,货币当局应对资产价格的变动做出反应。Bordo 和 Jeanne (2002)认为要达到最优目标,应在资产价格风险被认为足够大时就采用积极的货币政策,但货币当局的行 动能力没有降低。Kontonikas 和 Ioannidis(2005)认为,制定货币政策时考虑资产价格的失衡可以降低宏观 经济的波动性。Kontonikas 和 Montagnoli(2006) 认为 ,在财富效应和市场无效时 ,资产价格偏离其实际价值 的失衡应被考虑进货币政策反应函数中。但 Palley(2008) 反对货币当局使用利率政策盯住资产价格泡沫, 建议采用以资产为基础的准备金要求的能提供额外的政策工具来盯住资产市场而不需要提高一般利率水 平。货币政策通过货币渠道、信贷渠道和成本渠道对实体经济产生影响,如对产出水平、居民收入和投资者 可得资金、企业成本都产生冲击 进一步对股票市场产生影响。这可以分别从两个方面来考虑:一方面 实体 经济影响公司的盈利水平 ,进而影响股票价值。如扩张性的货币政策会促进经济增长 ,因而总体上来看企业 的盈利水平会增加。又如 利率变动会影响企业承担利息的成本 进而影响企业的盈利水平 最终影响股票 价格。另一方面 实体经济的变化会影响投资者的收入和用于投资股票市场的资金等。在这方面 我国学者 也做了大量研究。如崔畅(2007)以2001年8月为分隔点分析了不同的货币政策手段作用于资产价格波动 的不同阶段的有效性问题,认为在股票价格处于膨胀时期,可采取利率手段对资产价格波动进行微调,当价 格出现泡沫时控制货币供给会收到即时的效果; 而在股票价格处于低迷时期 以利率手段调节股票价格具有 显著的和相对持久的效果。郭涛和宋德勇(2008)认为,外汇占款的内生性、货币政策传导机制的不完善、货 币流通速度的不稳定等降低了货币供给作为货币政策中介目标的有效性 同时 我国金融体制改革和金融创 新的加快客观上要求我国货币政策需要从数量型调控转向价格型调控。但在目前我国利率市场化尚未完成 的背景下 利率还不能作为我国货币政策的中介目标。王晓明和施海松(2008)认为在资产价格不断波动的 状况下,贷款、货币供给和利率政策能够有效地对股票价格和房地产价格产生影响,中央银行可通过采用合 适的货币政策工具来调控资本市场,但不同工具的作用力度和作用时滞会有所不同。

本文主要研究两个问题: 其一,股票价格波动是否影响我国实体经济发展? 其二,中央银行货币政策是否能调控股票市场?通过对这两个问题的研究可以分析中央银行是否应该以及是否能够对资产价格的波动作出反应。依此思路下文结构将作如下安排: 第二部分阐述实证研究的变量选取、样本区间以及数据的平稳性检验; 第三部分构建 VAR 模型,首先用格兰杰因果关系检验分析上述变量之间的关系,再利用广义脉冲累积响应函数和方差分解来考察我国股票价格与产出水平和通货膨胀之间的相互影响; 最后一部分是结论。

二、样本选取和数据平稳性检验

文中涉及到的变量为产出、物价水平、货币供应量、利率、股票价格水平。1994 – 1995 年间我国通货膨胀相对严重,平均通货膨胀率达到 20% 左右; 1996 年 12 月 16 日我国股市实行了涨跌板制度,股票价格波动行为发生了大的变化。为了避免特殊时期对回归的影响,本部分实证的样本期从 1997 年 1 月开始到 2011 年 6 月,共 165 个样本。

由于 GDP 没有月度数据 本文利用月度工业增加值将季度 GDP 换算成月度 GDP。具体做法如下: 将月度工业增加值累计得到每个季度工业增加值,计算出季度工业增加值占该季度 GDP 的比重。假设在一个季度的三个月中工业增长值占 GDP 的比重相同 根据得到的比重 将月度工业增加值除以这个比重 ,可以得到月度 GDP。由于我国自 2007 年起不公布月度工业增加值,而公布工业增加值的同比增长率 2007 年后的工业增加值数据经过作者换算得到。

物价水平用定期的我国居民消费物价指数来代替 将样本第1期的物价水平定为100 然后根据居民消费物价指数的月度环比数据来计算定期的居民消费物价指数的时间序列。

本文选择货币供给水平和利率作为货币政策的代理变量 ,其中货币供给数据选取广义货币供给 M2 ,利率选取交易最为活跃的银行间 7 天同业拆借利率。

股票价格采用上证综指月度收盘价来表示。除银行间 7 天同业拆借利率来自于 CEIC 数据库以外 ,其他数据均来自于 WIND 数据库。

以上数据 除利率和股指以外 其他数据均取自然对数 以在不改变数据统计性质的情况下 消除数据的 异方差性 并经过季节调整(采用 Census X12 方法)。本文用 $GDP \setminus CPI \setminus M \setminus IR$ 和 SP 分别表示产出、物价水平、货币供应量、利率和股票价格水平。

一些时间序列通常是不平稳的,对非平稳数据直接回归容易导致结果的"伪回归"现象。本文采用 ADF 方法对数据进行平稳性检验,并采用 AIC 准则选取最优的滞后阶数。

≖	1
ᅏ	
てく	•

ADF 单位根和 PP 单位根检验

变量	ADF 值	概率(P)	备注	是否平稳
GDP	- 1. 9035	0. 6484	(c t 3)	不平稳
D(GDP)	- 12. 2640	0.0000*	(c ‡ 2)	平稳
CPI	- 1. 6914	0. 7509	(c t 13)	不平稳
D(CPI)	-3.8357	0. 0171 **	(c t 13)	平稳
M	-1.3822	0. 8627	(c , 12)	不平稳
D(M)	-4.0607	0. 0087*	(c ‡ ,11)	平稳
IR	- 3. 9991	0. 0018*	(c D 7)	平稳
SP	- 2. 9142	0. 1607	(c # 7)	不平稳
D(SP)	- 4. 8647	0. 0001*	(c D 5)	平稳

从表 1 可发现 ADF 单位根检验表明 ADF 的显著性水平下产出(BDP)、货币供给(BDF)、货币供给(BDF) 和 BDF 和 BDF 和 BDF 的显著性水平下也是一阶单整的。而 BDF 的显著性水平下是平稳的。因此下文选择 BDF BDF 和 BDF

三、构建五元 VAR 模型

从单位根检验可知 $D(GDP)\setminus D(CPI)\setminus D(M)\setminus AD(SP)\setminus IR$ 都是平稳的时间序列 因此可以建立关于这些变量的向量自回归(VAR)模型 ,可表示成:

$$\begin{bmatrix} D(GDP_t) \\ D(CPI) \\ D(M_t) \\ IR_t \\ D(SP_t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \\ a_4 \\ a_5 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \cdots b_{1j} \\ b_{21} \cdot \cdot \cdot \\ b_{31} & \cdot \cdot \cdot \\ b_{41} & \cdot \cdot \cdot \\ b_{51} \cdots b_{5j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} D(GDP_{t-j}) \\ D(CPI_{t-j}) \\ D(M_{t-j}) \\ IR_{t-j} \\ D(SP_{t-j}) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \\ \varepsilon_{5t} \end{bmatrix}$$

(一)最优滞后阶数的选择

初步建立 VAR 模型 根据 LR、AIC、FPF、SC 和 HQ 准则来选择 VAR 模型的最优滞后阶数 ,结果如表 2 所示。其中 LR、AIC、FPF 认为滞后 6 阶最优 ,而 SC 和 HQ 准则认为滞后 1 阶最优 ,根据少数服从多数的原则 ,并结合本文研究的实际问题 ,选择滞后 6 阶 建立五元 VAR(6) 模型。

表 2

最优滞后阶数的选择

滞后阶数	LogL	LR	FPF AIC		SC	HQ		
0	1480. 12	NA	0.00	- 17. 88	- 17. 79	- 17. 84		
1	1738. 11	497. 21	0.00	-20.70	- 20. 14 [*]	-20. 48 [*]		
2	1776. 95	72. 51	0.00	-20.87	- 19. 84	- 20. 45		
3	1811. 69	62. 74	0.00	- 20. 99	- 19. 48	- 20. 38		
4	1843. 14	54. 90	0.00	-21.07	- 19. 09	- 20. 27		
5	1871. 18	47. 24	0.00	-21.11	- 18. 66	- 20. 11		
6	1897. 00	41. 94*	0. 00*	-21. 12*	- 18. 20	- 19. 93		
7	1915. 63	29. 13	0.00	-21.04	- 17. 65	- 19. 66		
8	1927. 09	17. 22	0.00	-20.87	- 17. 01	- 19. 31		

注: * 表示对应准则下最优的滞后阶数。

(二) VAR 模型的设定性检验

VAR 模型的单位根都落在单位圆内 模型是稳定的(见图 2)。对 VAR 模型的残差做自相关 LM 检验的结果表明残差序列不存在自相关。同时对残差做相关性检验,发现相关系数均很小,如表 3 所示,因此可以认为不存在同期关系,不需要构建 SVAR 模型(结构向量自回归模型)。

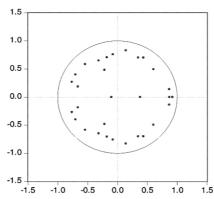


图 2 VAR 模型的稳定性检验

表3

回归方程残差的相关系数

相关系数	残差1	残差2	残差3	残差 4	残差 5
残差1	1.0000				
残差 2	-0.1156	1.0000			
残差3	-0.0439	-0.2089	1.0000		
残差4	-0.0235	0. 2212	-0.0628	1.0000	
残差 5	-0.1134	0. 1509	-0.0583	0. 2238	1.0000

注: 残差1到5分别表示利率、通货膨胀率、GDP、股票价格和货币供应量方程的残差。

(三)格兰杰因果关系检验

文章采用格兰杰因果关系检验方法分析 GDP、通货膨胀率和股票价格以及货币政策之间的因果关系,结果见表 4。

100

	原假设	χ^2 统计量	概率p
	IR 不是 D(GDP) 的格兰杰原因	4. 4910	0. 6105
	D(CPI) 不是 D(GDP) 的格兰杰原因	28. 9542	0. 0001*
D(GDP) 方程	D(M) 不是 D(GDP)的格兰杰原因	1. 1066	0. 9812
	D(SP) 不是 D(GDP) 的格兰杰原因	14. 4526	0. 0250 **
	以上都不是 D(GDP) 的格兰杰原因	56. 2037	0. 0002*
	D(GDP) 不是 D(CPI) 的格兰杰原因	59. 1427	0. 0000*
	IR 不是 D(CPI) 的格兰杰原因	10. 4542	0. 1068
D(CPI)	D(M) 不是 D(CPI)的格兰杰原因	19. 8073	0. 0030*
	D(SP) 不是 D(CPI) 的格兰杰原因	4. 0305	0. 6725
	以上都不是 D(CPI) 的格兰杰原因	106. 0443	0. 0000*
	D(GDP) 不是 D(SP) 的格兰杰原因	13. 4968	0. 0358**
	IR 不是 D(SP) 的格兰杰原因	22. 3272	0. 0011*
D(SP) 方程	D(M) 不是 D(SP)的格兰杰原因	10. 5099	0. 1048
	D(CPI) 不是 D(SP) 的格兰杰原因	6. 0300	0. 4198
	以上都不是 $D(SP)$ 的格兰杰原因	51. 0931	0. 0010*
	D(GDP) 不是 IR 的格兰杰原因	4. 7362	0. 5781
	D(CPI) 不是 IR 的格兰杰原因	10. 9446	0. 0901 ****
IR 方程	D(SP) 不是 IR 的格兰杰原因	11. 2215	0. 0818 ****
	D(M) 不是 IR 的格兰杰原因	10. 4308	0. 1076
	以上都不是 IR 的格兰杰原因	43. 4557	0. 0088*
	D(GDP) 不是 D(M) 的格兰杰原因	3. 0949	0. 7968
	D(CPI) 不是 D(M) 的格兰杰原因	8. 5648	0. 1996
D(M)方程	IR 不是 $D(M)$ 的格兰杰原因	14. 6397	0. 0233 ***
	D(SP) 不是 D(M) 的格兰杰原因	4. 7479	0. 5765
	以上都不是 $D(M)$ 的格兰杰原因	34. 7165	0. 0727 ***

注: *、**和 *** 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下拒绝原假设。

在 5% 的显著性水平下资产价格变动是 GDP 变动的格兰杰原因 ,并且从总体角度来说 在 1% 的显著性水平下所有变量的联合也是 GDP 变动的格兰杰原因;在 1% 的显著性水平下 GDP 和货币供应是通货膨胀率变动的格兰杰原因 ,从总体角度来说 在 1% 的显著性水平下 ,所有变量的联合是通货膨胀率变动的格兰杰原因;利率和 GDP 分别在 1% 和 5% 的显著性水平下是股票价格变动的格兰杰原因,并且所有变量的联合在 1% 的显著性水平下是股票价格变动的原因;通货膨胀率和股票价格在 10% 的显著性水平下是利率的格兰杰原因,从总体角度来说,所有变量的联合都可能是利率的格兰杰原因(在 1% 的显著性水平下);利率在 5% 的显著性水平是货币供应量变动的格兰杰原因。

因此在所研究的样本期内,股票价格、通货膨胀率、货币政策以及产出水平之间存在着相互影响的关系。 利率变动导致货币供应量发生变化,同时也对股票价格产生影响。而货币供应量的变化影响着通货膨胀,也 在一定程度影响利率和股票价格。同时股票价格波动会引起 *GDP* 和利率的变化,通货膨胀率影响着 *GDP* 和利率 *GDP* 又会对通货膨胀和股票价格产生影响。

(四)脉冲响应函数

下文运用基于 VAR 模型脉冲响应函数来分析变量之间的相互动态关系。为避免由于变量的次序不同而导致脉冲结果不同,本文采用广义(Generalized)脉冲累积响应函数。

1. 给定 D(SP) 一个正的冲击 $D(GDP) \setminus D(CPI)$ 的累积响应

给定股票价格变动一个标准差的冲击,考虑 GDP、通货膨胀率响应,结果如图 3 所示。

从图 3 可以看出,假设给定股票价格变动一个标准差的正向冲击,*GDP* 和通货膨胀的响应函数均能收敛,两者大约在 12 期后收敛。(1) 给定股票价格变动一个标准差冲击,*GDP* 的变动在第 1 个月为负,但在第 2 个月之后,股票价格上涨引起 *GDP* 变动的效应转变为正,并在 1 年后累积响应保持稳定在 0.008 的水平上。可能的解释是: 在初期,股市上涨的替代效应大于其财富效应,之后财富效应逐渐超过替代效应,也就是

说初期人们更多地选择投资于股市而不是用于增加消费(或投资等),后期更多地用于增加消费(或投资等)。(2)给定股票价格变动一个标准差冲击,通货膨胀率变动对股票价格变动的反应在前2个月很小,但是在3-8个月内,通货膨胀率受股票价格变动的影响迅速变大,并12个月后累积影响保持稳定在0.004左右的水平上。这说明在样本期内,虽然股价上涨和通货膨胀之间存在着替代关系,但股价上涨又可能通过财富效应和投资效应等影响社会总需求进而使得商品价格上涨,并且后者的效果要占主导地位。

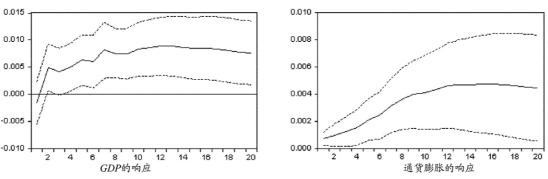


图 3 给定 D(SP) 一个标准差冲击 D(GDP)、D(CPI) 的累积脉冲响应

2. 给定 IR 和 D(M) 时 D(SP) 的累积响应

给定利率、货币供应量一个标准差的冲击,分析股票价格变动对这一冲击的响应 结果见图 4。

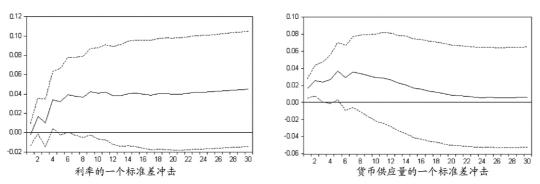


图 4 分别给定 IR 和 D(M) 一个标准差冲击时 D(SP) 的累积脉冲响应

从图 4 可以发现在利率和货币供给的冲击下,股票价格的响应是收敛的。其中对利率的冲击,股票价格的响应在第 14 个月之后开始收敛;对货币供应的冲击,股票价格的响应在第 22 个月之后开始收敛。(1)给定利率一个标准差的正向冲击,股票价格的累积响应为正,并逐步增加,并在 14 个月以后,累积影响稳定在 0.04。这说明了在样本期内,利率工具并不能有效地控制股票价格,根据经济理论,中央银行实施紧缩性的货币政策提高利率时 不论对股票市场的资金面,还是对上市公司业绩等方面都是不利的,但对于我国股票市场在样本期内提高利率并不能抑制股市。这说明了股票市场的复杂性,股票市场的走势不仅受到宏观经济的影响,还受到投资者情绪的左右,所以仅考虑宏观经济而忽略行为金融很难有效的影响股市。(2)给定货币供应量一个标准差的正向冲击,在第 1 期股票价格反应为 0.02 在第 5 期累积响应达到最大并接近 0.04 的水平,在 12 个月以后,累积影响收敛于接近 0 的水平。这说明,增加货币供应,可能提高股票价格,减少货币供给则会降低股票价格。但这种效果只能在短期内发生作用,在长期内仍是无效的。值得注意的是,虽然脉冲响应函数均为正,但 95%的置信水平线横跨了正负区域,这说明脉冲可能是不显著的。

(五)方差分解分析

本文采用方差分解分析模型中一个变量的结构冲击对模型中其他变量变化的贡献度,从而分析模型中各个随机扰动对模型变量的重要性。方差分解的结果如表 5 所示。从表 5 可以看出: (1) 除了 GDP 自身外,通货膨胀率对解释 GDP 变动的贡献度最大,然后依次是货币供应量、利率和股票价格变动,并随着时间推移贡献度逐渐增加。(2) 除了通货膨胀率自身外,GDP 对解释通货膨胀率变动的贡献度最大,然后依次是货币供应量、股票价格变动和利率。(3) 除了股票价格自身外,利率对解释股票价格变动的贡献度最大,然后依次是货币供应量、通货膨胀率和 GDP。

102

				, -	, , , ,	/ 1-	(- / /) -	- /3 /3 / (,			
时期	D(GDP) 方差分解			D(CPI) 方差分解			D(SP) 方差分解					
叫机	D(CPI)	IR	D(M)	D(SP)	D(GDP)	IR	D(M)	D(SP)	D(GDP)	D(CPI)	IR	D(M)
1	4. 35	0. 19	0.41	0.00	0.00	1. 34	1. 92	0.00	0. 01	3. 64	0.06	4. 96
2	12. 05	0. 10	0. 65	1.00	28. 09	1. 14	2. 73	0. 07	0.65	3. 35	5. 86	6. 52
3	14. 53	0. 29	0. 95	0. 96	27. 48	1. 15	3. 24	0.50	2. 20	4. 64	6. 33	6. 30
4	15. 86	0.80	1.00	0. 93	26. 02	2. 37	6. 60	0. 50	2. 01	4. 26	13. 90	6. 24
5	15. 81	0. 91	1. 33	1.00	25. 41	2. 35	6. 45	2. 32	5. 07	4. 29	12. 97	7. 03
6	15. 89	0. 99	1. 65	0. 99	23. 66	4. 13	10. 46	2. 20	5. 29	4. 40	13. 31	7. 51
7	15. 93	1. 32	1. 90	1. 12	22. 76	4. 45	10. 15	3. 88	5. 16	5. 19	13.00	7. 81
8	16. 41	1.31	1. 92	1. 11	22. 15	4. 32	10. 09	4. 45	5. 34	6. 34	12. 81	7. 72
9	16. 43	1. 37	2. 08	1. 14	21. 85	4. 43	11.00	4. 52	6. 10	6. 35	13.00	7. 67
10	16. 41	1. 37	2. 07	1. 19	21. 89	4. 41	11. 21	4. 55	6. 27	6. 41	12. 94	7. 69

四、结论和政策建议

本文运用向量自回归方法对 1997 年 1 月至 2011 年 6 月期间 ,我国股票价格、GDP、通货膨胀率和利率及货币供应量进行实证分析 ,并得到如下结论:

- (1)中国股票市场影响着实体经济的发展。首先,股票市场的变化影响通货膨胀率。股票价格的上升会导致物价水平的上涨,从而会对货币政策稳定物价的这一最终目标提出挑战。具体来说,股票价格上升推动物价水平上涨的主要机制表现为: 首先股票价格上涨通过财富效应、资产负债表效应和托宾 Q 效应等渠道促进消费与投资水平的增长,从而拉动总需求,进而使物价处于较高的水平。而这可能进一步导致通货膨胀预期增加。同时也说明了金融市场对商品市场的替代效应没有财富效应、资产负债表效应和托宾 Q 效应明显(郑鸣、倪玉娟 2010)。其次,股票价格也影响着 GDP。短期来看,股票价格的上升会导致 GDP 的下降,但从长期来看,股票价格的上升会导致 GDP 的上升,这主要是由于在短期内,股票市场的替代效应超过了财富效应和投资效应,但随着时间的推移股票市场的财富效应和投资效应占主导地位,这与吕江林(2005)的结论是一致的。股票价格波动会在一定程度上对实体经济产生影响,而股票价格过度波动则也可能会严重影响宏观实体经济的正常运行。所以 我国的货币政策应当对股票价格的波动作出反应,以避免其对宏观经济的不利影响。
- (2)中国的货币政策工具(利率和货币供应量)对股票价格的政策效力均不强,通过格兰杰因果关系检验发现,利率变动导致货币供应量发生变化,同时也对股票价格产生影响。而货币供应量的变化影响着通货膨胀,也一定程度影响利率和股票价格。但进一步的,通过广义脉冲响应发现,中国人民银行紧缩性(宽松性)的利率政策并不能抑制(推动)股票价格上升。增加(减少)货币供给短期内能够推动股市上涨(下降),但长期对股市仍没有效果。通过方差分解,本文还发现利率对股市变动的贡献度较货币供给、通货膨胀和经济增长要大。

随着我国经济结构更加完善和市场化程度提高,货币政策通过股票价格进行传导的机制越来越重要,在这种背景下,中国人民银行在制定货币政策时需要关注股票价格对宏观实体经济尤其是通货膨胀的冲击。但是,由于目前我国货币政策仍不能有效地调控股票市场,应将股票价格纳入货币政策调控的辅助监测体系中。国内外的历史证明,股票价格泡沫的形成与破灭对宏观实体经济有着深远的影响,一定程度上关注股票价格也是货币政策自身目标实现的需要。对股票价格波动是否进行有效调控的判断应该以它是否损害实体经济为标准。同时货币政策对股票价格的调控,应主要针对由非经济基本面引起股票价格过度波动的部分。因此,中国人民银行还需要深入研究金融资产合理定价,区分股票价格波动是基于基本面波动还是存在泡沫因素,构建一整套股票价格波动的判断标准和评估机制,以分析股票价格波动对宏观经济的影响程度,进而采取相机抉择的货币政策,对股票价格的过度波动进行必要的调控。

从货币政策操作的具体操作实践看 我国现行的货币政策仍然以货币供应量作为其中介目标(赵进文、高辉 2009)。随着货币乘数、货币流动速度的不稳定和金融市场发展带来的资金结构的变化,已经影响到我国货币政策中介目标的可控性和可测性。货币供应量作为货币政策中介目标的效力越来越不显著,相反

利率政策则可能越来越显著,同时货币市场与金融市场一体化程度的加深,为利率政策进一步发挥作用创造了有利条件。因此,我国应在风险可控的状况下,加快利率市场化的进程,加强利率对实体经济和金融市场的调节功能。

参考文献:

- 1. 崔畅 2007. 《货币政策工具对资产价格冲击的识别检验》,《财经研究》第7期。
- 2. 郭涛、宋德勇 2008 《中国利率期限结构的货币政策含义》,《经济研究》第3期。
- 3. 刘勇 2004 《我国股票市场和宏观经济变量关系的经验研究》,《财贸经济》第4期。
- 4. 吕江林 2005 《我国的货币政策是否应对股票价格变动做出反应》,《经济研究》第3期。
- 5. 马进、关伟 2006 《我国股票市场与宏观经济关系的实证分析》,《财经问题研究》第8期。
- 6. 孙洪庆、邓瑛 2009 《股票价格、宏观经济变量与货币政策——对中国金融市场的协整分析》,《经济评论》第4期。
- 7. 孙华妤、马跃 2003 《中国货币政策与股票市场的关系》,《经济研究》第7期。
- 8. 王晓明、施海松 2008 《资产价格波动形势下货币政策工具的宏观调控效应比较研究》,《上海金融》第 11 期。
- 9. 易刚、王召 2002 《货币政策与金融资产价格》,《经济研究》第3期。
- 10 赵进文、高辉 2009 《资产价格波动对中国货币政策的影响——基于 1994 2006 年季度数据的实证分析》,《中国社会科学》第 2 期。
- 11. 郑鸣、倪玉娟 2010 《资产价格、通货膨胀与最优货币政策——理论分析和基于中国数据的实证研究》,《山西财经大学学报》第11期。
- 12. Bernanke B. and M. Gertler. 1995. "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission." *Journal of Economic Perspective* 9(4):27-48.
- 13. Benanke ,B. S. ,and M. Gertler. 1999. "Monetary Policy and Asset Price Volatility." Presented at the Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review ,QIV: 17 51.
- 14. Bordo , Michael D. , and O. Jeanne. 2002. "Boom Busts in Asset Prices , Economic Instability , and Monetary Policy." NBER Working Papers 8966 National Bureau of Economic Research Inc.
- 15. Frenkel J. and M. Mussa. 1985. "Asset Markets Exchange Rates and the Balance of Payments." In *Handbook of International Economics*, Vol. 2. ed. R. Jones and P. Kenen 679 747. Amsterdam: North Holland.
- 16. Filardo A. J. 2001. "Should Monetary Policy Respond to Asset Price Bubbles? Some Experimental Results." RWP 01 04, Research Division Federal Reserve Bank of Kansas City.
- 17. Goodhart C. 1999. "Time Inflation and Asset Prices." Working Paper Financial Market Group LSE.
- 18. Kontonikas A. and A. Montagnoli. 2006. "Optimal Monetary Policy And Asset Price Misalignments." Scottish Journal of Political Economy Scottish Economic Society 53(5):636-654.
- 19. Kontonikas A., and C. Ioannidis. 2005. "Should Monetary Policy Respond to Asset Price Misalignments?" *Economic Modelling*, 22(6):1105-1121.
- 20. Palley ,T. I. 2008. "Asset Price Bubbles and Monetary Policy: Why Central Banks Have Been Wrong and What Should Be Done." IMK Working Paper 05 2008, JMK at the Hans Boeckler Foundation, Macroeconomic Policy Institute.

Empirical Study on the Nexus among Stock Price Real Economy and Monetary Policy: Based on China's Data from 1997 to 2011

Xiao Yang¹ Ni Yujuan² and Fang Zhou³

(1: Beijing University of Civil Engineering and Architecture;

2: Haitong Securities; 3: School of Economics Xiamen University)

Abstract: Using the Granger causality test and the VAR to analyze the relationship among China stock price &GDP the inflation rate and the monetary policy from January of 1997 to June of 2011 we concluded that in China the substitution effect dominates impact of stock market on economy in the short run whereas the fortune effect and investment effect dominated in the long run. The change of stock price also influences inflation positively. Both of the money supply and interest have insignificant effect on stock market the Granger causality test dictates that the interest rate influences the money supply and stock price. The change of money supply affects inflation rate interest rate and stock price. The generalized impulse response functions show that the central bank's tight interest rate policy can't restrain stock prices. Increasing the money supply in the short term can promote the stock market prices but in the long – term stock market can't be affected by money supply.

 $\textbf{Key Words} \hbox{:} \ \ \text{Stock Price; Real Economy; Monetary Policy; VAR}$

JEL Classification: E52

(责任编辑: 陈永清)