

# 我国货币供应量与上证综指关系的实证研究\*

邓 玛\*\* 姜翔程

(河海大学商学院, 南京 211100)

**摘要:**通过研究货币政策与股票价格的相互影响机制,获取 2001 年 1 月到 2013 年 10 月货币供应量和上证综合指数数据,建立 VAR 模型对货币供应量和股票价格的相互关系进行了实证分析,认为不同层次的货币供应量变化均不能对上证指数的走势产生影响,货币政策的调控作用失效;其次股票价格变化仅对狭义货币供应量具有显著的影响,对广义货币供应量没有影响,货币供应量和上证股指两者的稳定均衡关系并不是相互的。

**关键词:**货币供应量;股票价格;向量自回归模型;实证研究;上证指数;方差分解;脉冲响应函数

**中图分类号:**F830.9 **文献标识码:**A **doi:**10.16507/j.issn.1006-6055.2015.06.023

## Empirical Study on Relationship between Chinese Money Supply and Shanghai Composite Index\*

DENG Ma\*\* JIANG Xiangcheng

(Business School of Hohai University, Nanjing 211100)

**Abstract:**The mutual influence mechanism of monetary policy and stock price is studied in the article. Data about the money supply and the Shanghai composite index from January 2001 to October 2013 are got and the VAR model on the relationship between money supply and stock price is established in order to empirical analysis. The money supply changes of different levels does not have a strong impact on the Shanghai composite index is firstly confirmed. This is a fact that the regulation function of monetary policy was invalid; Secondly the article also thinks stock price changes only having a significant effect to the narrow money supply, and it having no effect on the broad money supply, all of these implies the influence of both the stability of the equilibrium relationship is not mutual.

**Key words:**money supply; stock price; VAR; empirical research; shanghai composite index; variance decomposition; impulse response function

### 1 引言

证券市场的表现与一国的货币政策密切相关,货币政策的制定和实施对证券市场的表现有着深刻的影响。具体表现在为缓解金融危机,降低证券市场大幅动荡对经济的消极影响,中央银行往往会借助货币政策工具进行控制;货币政策的收紧、市场流动性的突然减少则会对证券市场造成意外的冲击。例如,在本世纪初的互联网泡沫破灭后,为了拯救美国经济,美联储连续多次、频繁降息,实行宽松的货币政策,为美国经济释放流动性,很大程度上挽救了当时的美国证券市场。沪深股票市场作为我国证券市场主体,对货币政策的变动更为敏感,2006~2007 年间,由于我国实行稳健的货币政策,再加上大量被动投放的外汇占款,货币供应量保持较快增长,我国股市相应地走出了一路上涨行情;当我国面临明显

的流动性过剩的局面后,央行连续多次提高了存贷款基准利率和准备金率,并发行央行票据以限制流动性泡沫,在这一系列措施的影响下,我国股市开始大幅走跌,在短短一年的时间内,蒸发的市值超过原先的一半。

我国股票市场波动性大的原因,一方面在于市场参与者的结构不合理,中小投资者比重较大,导致市场投机气氛较浓厚;而另一方面,货币供应量对股票市场的影响程度如何?两者是否有重大相关性?两者的关系应该是怎样的?这些事关我国证券市场健康发展的问题无一例外地都值得着重研究。

### 2 文献述评

上个世纪七十年代,国外就有学者对货币供应量和股票价格的相互关系进行了探索。Kenneth E. Homa 和 Dwight M. Jaffee<sup>[1]</sup>用 1954 到 1969 年的美国股价和货币量季度数据研究发现,股票价格与货币供应有着显著和系统性的关系,对货币供应量的预测有助于做出更好的股票交易策略。Michael J.

2015-05-22 收稿,2015-06-23 接受

\* 教育部人文社科规划基金(10YJA790080)资助

\*\* 通讯作者,E-mail:dengma@163.com

Hamburger 和 Levis A. Kochin<sup>[2]</sup> 研究发现,货币增速的变化会对股票市场产生不同的影响,主要的影响渠道是长期债券利率和公司利润。Nozar Hashemzadeh 和 Philip Taylor<sup>[3]</sup> 用 *Granger-Sims' causality test* 方法对货币供应量、利率水平和股票价格三者的关系进行初步研究,发现货币供应量和股票价格的回归模型有着双向因果关系,即货币供应能够影响股票价格,反过来两者的关系亦能成立。Michael Rozeff<sup>[4]</sup> 认为股票收益率与当前以及未来的货币供应量相关,虽然在理性预期的影响下无法在股票市场上取得超额收益率,但是线性回归模型在信息非公开的前提下,仍然在预测股票收益率方面有着独特的优势。Matiur Rahman 和 Mustafa Ashraf<sup>[5]</sup> 研究了广义货币供应量对标普 500 指数的影响,发现这两者之间有着相互的影响,而向量误差修正模型却不能揭示两者间长期的融合关系,另外除去货币供应量的影响,美国股票市场也会受到前期波动性的影响。

国内这方面的研究则开始于九十年代末,钱小安<sup>[6]</sup> 讨论了国内金融资产价格对货币政策的影响,认为金融创新和资产证券化的发展不仅改变了货币供应的结构,也改变了货币政策的传导机制,鉴于金融资产和货币的可替代性,股票价格可以影响货币供应。中国人民银行研究局课题组<sup>[7]</sup> 的研究发现,随着国内资本市场的完善和发展,货币与金融资产的区别越发模糊,两者的可替代性增强,若货币大量流入股市,实体经济将面临流动性风险;文章建议中央银行加强对股票市场价格波动的关注。徐进科<sup>[8]</sup> 研究了 2008 年国内 A 股上涨是否是货币供应量的直接推动力,认为 2008 年 10 月份以来证券市场的上涨,很大程度上是由于货币供应量的增加流入股市所致。肖洋<sup>[9]</sup> 分析了我国股票价格与通货膨胀、货币政策的关系,认为货币供应量对股票市场、通货膨胀和利率都会产生一定的影响,但影响并不显著;同时通过实证研究发现,短期内增加货币供给对股市有影响,但长期内无效。董冰冰<sup>[10]</sup> 建立误差修正模型对货币供给量与上证综合指数的相互影响进行分析后发现,长期货币供给与上证综合指数存在稳定的均衡关系,上证综合指数会受广义货币供应量变化的影响,股价对长期货币供应量的变化敏感。唐洪国<sup>[11]</sup> 认为我国的货币供给与股票价格存在一定的均衡关系,股票价格的变化会影响流通中的现金和狭义货币供应量,但不影响广义货币供应

量产生影响。宋琳<sup>[12]</sup> 研究了我国货币供应量增速与上证综合指数、中小板综合指数的相互关系,结果发现我国各层次的货币供应量增速与两大综合指数均存在长期协整关系,各层次货币供应量增速的变化对两大指数有正向影响,其中现金供应量增速的变化对两大综合指数的影响最大,各层次货币供应量增速的变化对中小板综合指数影响比对上证综合指数的影响更为显著。

综上所述,虽然前人学者对于货币供应量和证券市场的相互关系进行了一定的研究,但仍然在三个方面存在不足:首先,对于两者的相互关系仍然没有统一、确切的结论,不同的学者得出的结论并不相同;其次,采取的简单线性回归、格兰杰因果检验和误差修正模型等实证方法并不符合货币供应量与证券市场问题的具体情况;此外,对于货币供应量和证券市场相互影响机制也没有进行细致完整的研究。

本文力图在上述三个方面有所突破,首先通过研究股票定价方程和货币供应量方程,并将其展开为半对数线性形式,运用有效市场假设理论、财富理论和资产组合理论研究货币供应量对于股票市场的影响,运用托宾  $q$  理论、消费生命周期理论和资产负债理论研究股票市场对货币供应量产生的影响,从而揭示货币供应量和证券市场两者的相互影响机制和影响路径。其次创新运用 VAR 模型对货币供应量和股票市场的相互关系进行研究,VAR 模型有利于克服线性回归的伪回归问题,在研究变量可能互为因果的问题时比误差向量模型更为有效。

### 3 理论框架

#### 3.1 股票价格

股票的定价模型来源于经典的现值理论,其思想是把股票未来各期的收入现金流按照一定的贴现率,折合成现值。当投资者长期持有股票时,模型中的唯一收入为股息分红。于是当前的股票价格等于股票预期的未来净流入股息现金流的贴现值,定价模型如下:

$$S_p = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{D_i^e}{\prod_1 (1 + r_i^e)} \quad (1)$$

其中,  $S_p$  代表企业的股票价格,  $D_i^e$  为预测企业在未来  $T$  时刻支付的股利,  $r_i^e$  代表在  $T$  时刻现金的预期贴现率。由式(1)可知,股票价格由持有期的预期股息收入和贴现率决定。由于式(1)主要决定于投

投资者的预期,投资者的预期却各不相同,无法保证准确性、统一性,Hamburger和Kochin<sup>[2]</sup>认为股票价格可以改由式(2)表示。

$$S_p = S_p(Y, P, r) \quad (2)$$

式中, $Y$ 、 $P$ 和 $r$ 分别代表一国生产总值、物价水平和名义利率水平。同时由于我国股票市场体制仍不成熟,股价波动容易受入市资金量的影响,即股票价格容易受到货币政策的影响,结合我国实际状况,扩展的股票价格公式及其半对数线性形式分别如下:

$$S_p = S_p(Y, P, r, M_s) \quad (3)$$

$$\ln S_p = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y + \alpha_2 \ln P + \alpha_3 \ln r + \alpha_4 \ln M_s \quad (4)$$

其中, $M_s$ 代表货币供应量, $\alpha_i$ 代表常数,并据式(4)可知,货币供应量会影响一国的股票价格。

在理论方面,有效市场假设可以解释货币供应量对股票价格产生影响的原因。根据有效市场假设,当前的股价包含所有已知的信息,如果有关于货币供应量的新消息被披露,股价将通过涨跌及时地反映新的信息,从而货币供应量的数据对股票价格产生了影响。

其次,根据财富理论和资产组合理论,货币供应量的增加提升了社会投资的需求,导致劳动力工资水平的上涨和居民收入的增加,从而使居民开始重新配置资产,流动性的资产比例将上升;根据效用理论,当居民收入增加时,单位货币的边际效用递减,收入水平的增长提高了投资者的风险偏好,两个方面都将促使居民在股票市场上追加风险投资,推动股票价格的上涨。

### 3.2 货币政策

货币供应量一直是我国制定货币政策的首要参考目标,一国的货币政策内容丰富,本文仅以货币供应量的变化来代表货币政策的转变。我国货币供应量具有内生性的特点,货币供应方程及其对数线性形式分别表示如下:

$$M_s = M_s(Y, P) \quad (5)$$

$$\ln M_s = \beta_0 + \beta_1 \ln Y + \beta_2 \ln P \quad (6)$$

其中,变量 $\beta_i$ 代表常数。据式(6)可知,物价水平的变化会影响我国的货币供应量。

托宾 $q$ 理论、消费生命周期理论和资产负债表理论等可以从经典经济学理论的角度来解释股票价格对货币供应量产生的影响<sup>[13]</sup>。托宾的 $q$ 是指企

业市场价值和重置资本的比值,当股价水平上升导致 $q$ 值大于1时,企业就会积极投资,投资再推动经济的增长;而当股价下跌,企业上市投资的热情就会下降,进而股票价格影响着社会投资和货币供应量。

消费生命周期假说以消费者在其生命周期中平均安排消费支出为前提,而且消费者的财富份额中金融资产占据很大比例,股票价格上涨使得消费者的财富增加,从而刺激个人消费支出,社会总产出增加;当金融资产价格较高时,个人遭遇财务困境的可能性下降,个人财产的流动性上升,于是个人消费和投资的欲望增强,提高了货币的流通速度,从而增加了货币供应量。

采取扩张性的货币政策是资产负债表的主要实施途径,这将导致大量资金进入股票市场,炒高股价,使企业的市值增加,增强了企业偿还贷款的能力,从而增加了企业道德风险选择的成本,企业逆向选择的可能性下降,银行等金融机构更加愿意放贷,改善了企业的融资环境,从而增加了货币供给量。

## 4 数据选取与检验

本文选取的变量指标大类是货币供应量和上证综合指数,货币供应量根据不同的统计方法又细分为现金( $M0$ )、狭义货币( $M1$ )和广义货币( $M2$ )。为保证本研究不受2015年初证券市场疯狂的影响,货币供应量的数据选取自2000年1月到2013年10月的月度数据,来源于国家统计局;上证综合指数数据亦选取时间跨度相同的月度数据,来自国泰君安数据库。两类数据经过季节调整后(采用Census 12方法),以 $SZ$ 、 $M0$ 、 $M1$ 、 $M2$ 分别表示上证综指、流通现金、狭义货币、广义货币,并且所有变量都取自然对数后再差分,分别记为 $DSZ$ 、 $DM0$ 、 $DM1$ 、 $DM2$ 。

鉴于时间序列数据通常都面临非平稳性的问题,检查数据是否平稳是后续分析的前提。本文采取常用的单位根检验(ADF)方法对时间序列的平稳性进行检验,结果见表1。ADF检验表明,在5%的置信水平下,原自然对数序列 $SZ$ 、 $M0$ 、 $M1$ 、 $M2$ 都为非平稳序列,一阶差分序列除 $DM0$ 外, $DSZ$ 、 $DM1$ 、 $DM2$ 都为平稳序列,故 $SZ$ 、 $M1$ 、 $M2$ 都为非单整。由于 $DM0$ 未通过平稳性检验,且在对 $DSZ$ 和 $DM0$ 进行相关系数检验后,发现两者的相关系数很小,两者相关系数仅为0.035,故对 $DM0$ 变量放弃检验,本文选择 $DSZ$ 、 $DM1$ 、 $DM2$ 三个变量构建

VAR模型进行分析。

表1 数据平稳性检验结果

变量	ADF值	5%的临界值	P值	平稳性
DSZ	-5.175820	-1.942967	0.0000	平稳
DM0	-0.462288	-1.942938	0.5136	非平稳
DM1	-3.931074	-2.879494	0.0023	平稳
DM2	-5.654074	-2.879380	0.0000	平稳

## 5 模型构建和实证分析

### 5.1 构建模型与滞后阶数选择

学者以前常采用误差修正模型来研究货币供应量与证券市场的相互关系,认为国家的货币政策与证券市场的表现呈相互的稳定均衡关系,但是误差修正模型多用于有着确定的因果关系的时间序列数据中,主要是研究变量之间存在的短期的修正关系,在研究两者的相互关系方面不如向量自回归模型(VAR)有效。VAR模型由Sims在上世纪八十年代引入经济理论研究,用于预测相互联系的时间序列体系以及分析随机扰动变量对变量体系的动态冲击,可用来解释各类经济活动冲击对经济变量所造成的影响<sup>[14]</sup>。VAR模型可应用于变量间的相互作用难以区分因果关系的问题中,比误差修正模型(ECM)对此问题有着更好的实用性和有效性。

本文的研究目的在于研究不同货币层次和上证综指的内在关系,所以在构造模型时需要对M1、M2分别进行检验。本文构建如下两个VAR模型:

模型一, M1与上证综合指数(DM1与DSZ)

$$\begin{bmatrix} DM1 \\ DSZ \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c1 \\ c2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b11 & \dots & b1p \\ b21 & \dots & b2p \end{bmatrix} \begin{bmatrix} DM1_{t-p} \\ DSZ_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (7)$$

模型二, M2与上证综合指数(DM2与DSZ)

$$\begin{bmatrix} DM2 \\ DSZ \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c1 \\ c2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b11 & \dots & b1p \\ b21 & \dots & b2p \end{bmatrix} \begin{bmatrix} DM2_{t-p} \\ DSZ_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (8)$$

模型建立完成后,需要确定最优滞后阶数,即模型中的P值。在选择滞后阶数时需要考虑两个方面,一方面为了反映构建模型的特征,要尽量使滞后阶数足够多,但是另一方面保留的滞后阶数越多,需要估计的参数也多,减少了模型的自由度,故在确定滞后阶数时往往需要在这两个方面取得较好的均衡。选择滞后阶数的方法通常遵循几个准则,如LR(似然比)检验、AIC信息准则和SC信息准则等。模型一滞后阶数的检验结果见表2,模型二滞后阶数的检验结果见表3。

从表2可以看出,LR、FPE、AIC都认为滞后6阶最优,SC准则认为滞后0阶最优,HQ认为1阶最优,根据某一阶数的星号在三个及以上即可确定为最优滞后阶数的原则,本文选择6阶为最优滞后阶

表2 模型一的滞后阶数的检验结果<sup>1)</sup>

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	649.6515	NA	8.49e-07	-8.303224	-8.264123*	-8.287343
1	657.8219	16.02661	8.05e-07	-8.356691	-8.239389	-8.309048*
2	664.2475	12.43934	7.80e-07	-8.387789	-8.192285	-8.308384
3	668.6159	8.344670	7.77e-07	-8.392511	-8.118806	-8.281344
4	676.3789	14.63040	7.40e-07	-8.440756	-8.086849	-8.297826
5	682.0591	10.55932	7.25e-07	-8.462296	-8.032189	-8.287605
6	687.8253	10.57139*	7.09e-07*	-8.484940*	-7.976631	-8.278487
7	690.7127	5.219437	7.19e-07	-8.470675	-7.884165	-8.232460
8	691.3233	1.088215	7.51e-07	-8.427222	-7.762510	-8.157245

1)\*表示对应准则下最优的滞后阶数。

表3 模型二的滞后阶数的检验结果<sup>1)</sup>

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	698.0518	NA	4.75e-07	-8.923741	-8.884640	-8.907860
1	710.1191	23.67045	4.12e-07	-9.027168	-8.909865*	-8.99524
2	716.8329	12.99729	3.98e-07	-9.061960	-8.866457	-8.982555*
3	721.8241	9.534564	3.93e-07	-9.074669	-8.800964	-8.963501
4	727.4640	10.62886*	3.85e-07*	-9.095692*	-8.743785	-8.952763
5	729.4349	3.664009	3.95e-07	-9.069679	-8.639571	-8.894987
6	733.0446	6.617771	3.97e-07	-9.064675	-8.556365	-8.858221
7	7382799	9.463699	3.91e-07	-9.080511	-8.494000	-8.842296
8	740.4003	3.778668	4.01e-07	-9.056414	-8.391702	-8.786436

1)\*表示对应准则下最优的滞后阶数。

数。此外,从表 3 可以看出, $LR$ 、 $FPE$ 、 $AIC$  都认为滞后 4 阶最优,根据前文最优滞后阶数的判定原则,本文选定 4 阶滞后阶数作为最优滞后阶数。

### 5.2 模型的稳定性与自相关检验

模型一、二的稳定性检验结果见图 1 和图 2。如果 VAR 模型被认为是不稳定的,则得到的结果是无效的,模型的稳定性对检验的结果至关重要。VAR 模型稳定性根据模型所有根模的倒数来判断,当 VAR 模型所有根的模都在单位圆内时,即表明该模型是稳定的;反之,则说明模型是不稳定的。从图中可以看出,模型一和模型二的所有根的模都位于单位圆内,故两个模型都是稳定的。

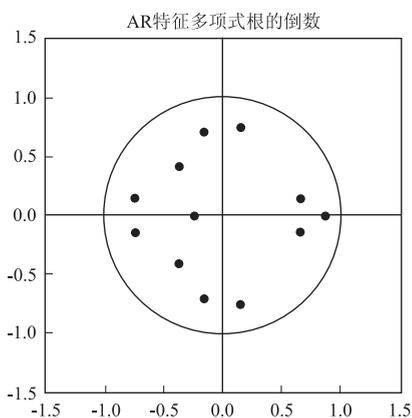


图 1 模型一的稳定性检验结果

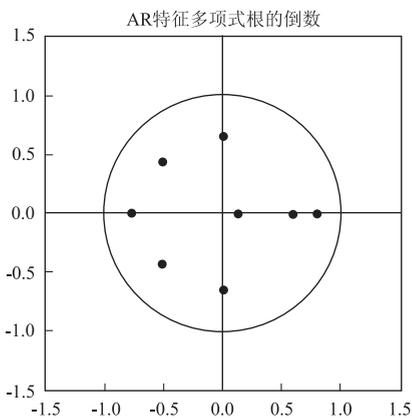


图 2 模型二的稳定性检验结果

模型通过残差的自相关 LM 检验和残差的同期相关矩阵来判断扰动项是否存在同期相关关系,因为残差可能存在自相关,会导致参数估计的非一致性。自相关 LM 检验的原假设为序列中不存在自相关,参考表 4 表格中的 P 值。在 5% 的置信水平下,本文接受原假设认为残差序列中不存在自相关。同时,对回归方程的残差做相关性检验,根据表 5,发现残差间的相关系数都很小,可以认为不存在相关关系。因此可以认定模型一和模型二中不存在变量

间的同期关系,故本文不需要另外建立较为复杂的结构向量自回归模型。

表 4 模型回归方程残差的自相关 LM 检验

Lags	模型一的 LM 检验		模型二的 LM 检验	
	LM - Stat	P 值	LM - Stat	P 值
1	4.282308	0.3691	3.898242	0.4200
2	6.485232	0.1657	3.507127	0.4768
3	8.544347	0.0736	3.966993	0.4105
4	7.463884	0.1133	0.451948	0.9780
5			2.242701	0.6912
6			4.302093	0.3667

表 5 模型回归方程残差的相关系数

	模型一	模型二
变量	DM1 残差	DM2 残差
DSZ 残差	0.115215	0.2289103

### 5.3 Granger 因果检验

判断一个变量的变化是否是另一个变量变化的原因,是经济计量学的基本命题,初步判断变量间的因果关系有助于更好地分析模型中自变量对因变量的影响。本文对 DM1 与 DSZ 和 DM2 与 DSZ 进行 Granger 因果检验后的结果如表 6。

表 6 Granger 因果关系检验的结果

原假设	自由度	Chi-sq 统计值	P 值	接受/拒绝
DSZ 不能 Granger 引起 DM1	6	35.02073	0.0000	拒绝
DM1 不能 Granger 引起 DSZ	6	3.695358	0.7178	接受
DSZ 不能 Granger 引起 DM2	4	2.370267	0.6680	接受
DM2 不能 Granger 引起 DSZ	4	1.933554	0.7480	接受

在 95% 的置信水平下,DSZ 不能 Granger 引起 DM1 的原假设被拒绝,而 DM1 不能 Granger 引起 DSZ 的原假设被接受,说明股票价格的波动能够引起货币供应量 M1 的变化,但是货币供应量 M1 并不会使股票价格产生波动,意味着 M1 与股票价格的关系影响是单向的。DM2 不能 Granger 引起 DSZ 与 DSZ 不能 Granger 引起 DM2 的原假设皆被接受,说明 M2 与股票价格很可能没有因果关系。

### 5.4 脉冲响应函数

VAR 模型中不需要对变量作任何条件的提前约束,因此为了精确分析变量 a 的变化对另一个变量 b 的影响程度,在 VAR 模型中往往还需要应用脉冲响应函数方法去分析当某一个误差项发生意外变动时,以及当 VAR 模型受到一个外部冲击时对模型系统的综合动态影响。脉冲响应分析结果图的纵坐标表示单位冲击引起的反应波动百分比,横坐标表示波动的持续期数。本文采用脉冲响应函数方法后,模型一得到的结果如图 3、图 4 所示。

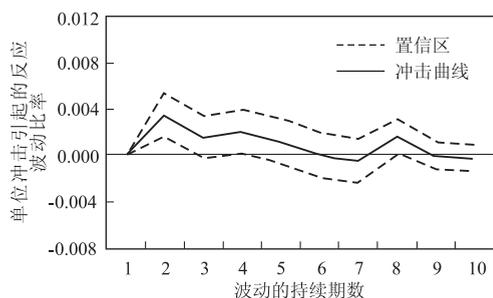


图3 DSZ对DM1的冲击

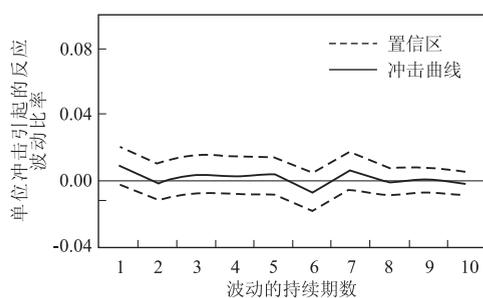


图4 DM1对DSZ的冲击

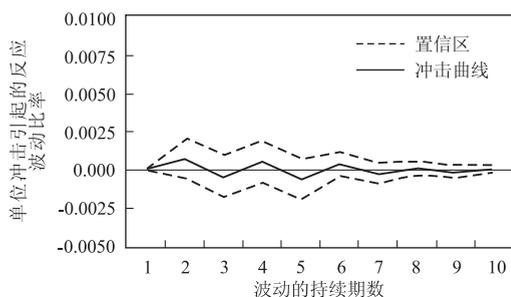


图5 DSZ对DM2的冲击

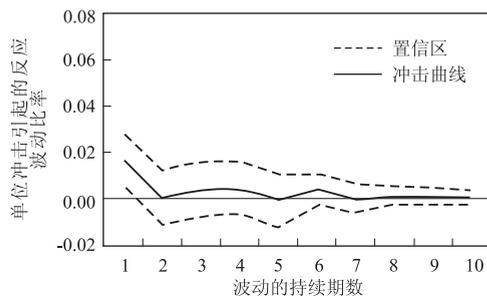


图6 DM2对DSZ的冲击

在图3中,当对DSZ施加一个正向的随机冲击时,DM1立刻产生正向的运动,在第2期时即到达反应的最大值,而后逐步下降,在第8期还有一个逆势的波动,但是很快也会趋于稳定,随机冲击的影响消失。原因很可能是股价的突然上升提高了货币交易需求,使货币存量短时间内上升。

在图4中,当对DM1施加一个正向冲击时,DSZ向下运动,但幅度并不大,而后慢慢上升并保持平稳,到达第5期时在一个上上下下的小幅度范围内波动,不过很快消减,随机冲击的作用消失。原因很可能是货币扩张的信号说明经济目前发展的状况并不如意,投资者可能对经济的前景没有很大信心;长期趋势向零逼近,说明长期中货币政策对股市的作用无效。

模型二的脉冲响应分析结果如图5、图6所示。从图5可以看出,当对DSZ施加一个正向冲击,DM2会向上运动,但是又会立刻向下运动,而后连续几期内都是在变化率间正负来回波动,但波动的力度会减弱,第8期后与零线慢慢重合。原因很可能是当股价突然上升,消费效应和投资效应同时发生作用,并且在不同时间段内分别作用强度不同,消费效应是投资者的财富增加、消费增加和货币量M2上升,而投资效应则是投资者的财富上升后,证券投资继续增加,减少了货币供应量M2。

在图6中,当对DM2施加一个正向的随机冲击

时,DSZ向下运动,后面有两次小幅度的上升波动,整体来说对于DSZ的影响不大。原因很有可能是货币供应量M2的扩张并未传递到股票市场上,故产生了这一现象。

### 5.5 方差分解

方差分解与脉冲响应函数不同,脉冲响应函数用来分析VAR模型中某个内生变量的意外冲击给别的变量所造成的影响;方差分解则是用来评价不同结构冲击的重要性,分析每一个结构冲击对内生变量变化的贡献度。本文对模型一和模型二进行方差分解的结果如表7所示。从表中可以看出,在模型一中,在面临结构冲击时,DSZ对DM1的解释能力很强,在后期基本上稳定在14%的水平上。而DM1对DSZ的解释能力却不是很强,后期基本上只能稳定在3%出头的水平。

在模型二中,当面临结构冲击时,无论是DSZ对于DM2,还是DM2对于DSZ的解释能力都不强,前者的解释程度稳定在1.9%左右的水平上,后者稳定在5.4%的水平上,解释程度都很低,说明货币因素M1与M2对股票价格的影响都较小,但股票价格对于M1却有着较强的影响。

## 6 结论

本文运用向量自回归的计量方法,对我国货币供应量和股票价格的关系进行了较为深入的实证分析,得出的结论与前人研究的结果并不相同。实证

表7 方差分解结果

期数	DM1 (%)		DSZ (%)		DM2 (%)		DSZ (%)	
	DM1	DSZ	DM1	DSZ	DM2	DSZ	DM2	DSZ
1	100.0000	0.000000	1.327451	98.67255	100.0000	0.000000	5.239997	94.76000
2	91.10446	8.895539	1.353557	98.64644	99.35551	0.644487	5.219198	94.78080
3	89.77149	10.22851	1.521262	98.47874	99.08657	0.913430	5.306601	94.69340
4	87.67567	12.32433	1.629635	98.37036	98.83703	1.162973	5.612994	94.38701
5	87.31504	12.68496	1.632053	98.36795	98.29027	1.709732	5.252585	94.74742
6	87.31549	12.68451	2.549727	97.45027	98.17006	1.829941	5.476574	94.52343
7	87.32461	12.67539	3.067303	96.93270	98.06048	1.939522	5.428176	94.57182
8	85.94960	14.05040	3.096547	96.90345	98.05597	1.944028	5.447208	94.55279
9	85.96978	14.03022	3.095661	96.90434	98.02202	1.977978	5.409065	94.59094
10	85.91098	14.08902	3.232533	96.76747	98.02071	1.979291	5.411190	94.58881

结果发现我国货币供应量和股票市场并不是相互均衡的关系,只存在股票市场对货币供应量的单向影响,这一结论对如何看待货币供应量和股票市场的关系提供了一个新的视角。具体结论与建议如下:

1)我国货币供应量对于股票价格的变动没有很大影响,在狭义货币口径( $M1$ )还是广义货币口径( $M2$ )皆是如此。 $M1$ 、 $M2$ 既不是股票市场价格变化的 *Granger* 成因,在方差分解中对于股价变动的解释能力也很弱。虽然央行已经不再规定贷款利率下限,但是存款利率上限依然没有放开,国内的利率市场化仍然不够全面,导致利率在股票市场上也相当于一个外生变量,有着较强的独立性,对于股票市场的影响不大,从而运用货币政策调整股票市场波动的策略并不能取得良好的效果。

2)股票价格对于货币供应量有较大影响,但股票价格的变化对不同层次的货币供给量的影响强度不同。本文发现股票价格的波动对于广义货币供应量  $M2$  不存在影响,但是股票价格指数的变动对于狭义货币  $M1$  却有着显著的影响,首先 *Granger* 因果检验认为股票价格是狭义货币  $M1$  变动的 *Granger* 成因,其次在脉冲响应函数中对于狭义货币  $M1$  有着明显的正向冲击,说明股票价格会使狭义货币  $M1$  同向运动;再次,方差分解中股票价格对于  $M1$  结构性的变动解释能力也很强,这都说明股票价格涨跌能够显著影响狭义货币  $M1$  的供应变动。这从侧面验证了财富效应理论,当货币政策的实施使资产价格发生变动时,人们的财富随着货币扩张升值,增强了人们的消费能力,会促使人们增加当期消费,提高货币流通速度;另一方面虚拟资产的泡沫向实物资产传递,增加了社会货币量的供给。

3)央行需要及时关注股票价格的变化。由于股票价格影响货币供应量,而货币供应量是我国制定货币政策的参考目标,这里面的内在联系要求我国央行密切关注股票价格的变动,适时调整货币量的投放,区分股票价格波动是否存在泡沫因素,以

及判读股票市场的火热程度,减少股票价格频繁波动对货币供应量和宏观经济影响的不利程度。证券市场监管部门则需要一方面加强市场监管,提升上市公司质量,疏通货币传导机制,另一方面加强信息披露,疏通资金入市障碍,积极引导机构投资者进入股票市场,提升市场的稳定性。

#### 参考文献

- [1] KENNETH E H, DWIGHT M J. The Supply of Money and Common Stock Prices[J]. The Journal of Finance, 1971, 26(5): 1045-1066.
- [2] MICHAEL J H, LEVIS A K. Money and Stock Prices: The Channels of Influence[J]. The Journal of Finance, 1972, 27(2): 231-49.
- [3] NOZAR H, PHILIP T. Stock Prices, Money Supply And Interest Rates: The Question of Causality[J]. Applied Economics, 1988, 20(12): 1603-1611.
- [4] MICHAEL S R. The Money Supply and the Stock Market[J]. Financial Analysts Journal, 2005, 31(5): 18-26.
- [5] MATIUR R, MUSTAFA M A. Influences of Money Supply and Oil Price on U. S. Stock Market[J]. North American Journal of Finance and Banking Research, 2008, 2(2): 1-15.
- [6] 钱小安. 资产价格变化对货币政策的影响[J]. 经济研究, 1998, (1): 72-78.
- [7] 中国人民银行课题组. 中国股票市场发展与货币政策完善[J]. 金融研究, 2002, 262(4): 1-12.
- [8] 徐进科. 当前我国证券市场上波动因分析——基于货币供应与实体经济[D]. 成都: 西南财经大学, 2009.
- [9] 肖洋, 倪玉娟, 方舟. 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[J]. 经济评论, 2012, 2012(2): 97-102.
- [10] 董冰冰. 基于 ECM 对股票市场与货币供应量之间关系的研究[J]. 商业经济, 2012, 410(11): 99-101.
- [11] 唐洪国. 我国货币供给与股票价格的相互影响研究[D]. 南京: 南京大学, 2013.
- [12] 宋琳, 应晓芸. 货币供应量与我国股票指数关系的实证研究[J]. 山东财政学院学报, 2013, 124(2): 11-16.
- [13] FREDERIC S M. The Economics of Money, Banking and Financial Markets[M]. 2nd ed. Beijing: China Machine Press, 2013.
- [14] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模——Eviews 应用及实例[M]. 北京: 清华大学出版社, 2009.