

公开市场操作对股票价格有无影响? ——一个基于 SVAR 模型的实证分析

王保谦

(东北财经大学研究生院, 辽宁大连, 116025)

摘要: 公开市场操作已逐渐成为我国主要的货币政策工具之一。通过采用施加了短期约束的向量自回归(SVAR)模型、应用 Johanson 协整检验、Granger 因果检验、脉冲响应函数和方差分解等计量经济学手段, 对公开市场操作之于我国股票价格影响的实证研究结果显示, 公开市场操作对我国股票价格的影响并不显著, 说明货币政策似乎尚未成为影响我国股票价格的主要因素。在我国, 股票价格的货币政策传导效应并不明显, 我国央行干预股市的能力仍较为有限。同时, 股票投资者无法根据央行公开市场操作而获取超额收益, 投资者在股票交易时无需过分关注央行的公开市场业务。

关键词: 货币政策; 公开市场操作; 股票价格; SVAR; 资产价格

中图分类号: F830.91

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2012)04-0014-08

20 世纪 90 年代中期以后, 随着金融改革的不断深化和中国人民银行对宏观经济调控方式的转变, 公开市场操作已逐渐成为我国主要的货币政策工具之一。它在调控货币供应量、调节商业银行流动性水平、引导货币市场利率走势等方面发挥着积极的作用。另一方面, 自上海证券交易所和深圳证券交易所成立以来, 我国股票市场也取得了较大的发展。理论研究表明, 央行货币政策是影响股票价格的主要因素之一。然而, 迄今为止, 学术界鲜有研究公开市场操作对我国股票价格影响的文献。本文采用施加了短期约束的结构式向量自回归(SVAR)模型, 通过 Johanson 协整检验、Granger 因果检验、脉冲响应函数和方差分解等方法, 研究了我国央行公开市场操作对股票价格的影响。考虑到投资者对货币政策的关注以及中央银行是否应该对资产价格的波动做出反应等问题, 这一研究对投资者和中央银行均具有十分重要的现实意义。

一、理论分析

Meltzer(1995)构建了一个包括三类资产的模型, 这三类资产分别是在实体经济交换中起中介作用的名义货币、有名义收益的证券资产以及会产生实际收益的实际资本。投资者会在这三种资产之间构建一个最

优的组合, 而且这三种资产可以相互替代, 但并不是完全替代的^[1]。Meltzer 构建的模型清晰地表明了公开市场操作对资产价格的影响过程。

如图 1 所示, 曲线 CM 表示股票市场处于均衡状态, MM 表示货币市场处于均衡状态, CM 与 MM 的交点表示股票市场与货币市场的均衡。曲线 CM 与 MM 在图中的位置由投资者预期、既定的商品价格和资产存量决定的。对资产的需求和现有资产存量决定了股票价格水平和利率的均衡值。由于人们并不清楚货币冲击是短期的还是长期的, 因此金融资产市场会对货币冲击做出快速反应。

当中央银行的公开市场购买使基础货币供应量增加时, 图中 MM 曲线会向右上方移动至 MM_1 , 利率水平由于货币供应量的增加而下降, 货币供应量的增加和利率的下降会使投资者调整期资产组合, 他们会购进证券, 这会使股票价格上升。同时, 由于中央银行在公开市场上购买了有价证券, 这会使银行和公众持有的证券存量减少, CM 曲线因此会左移至 CM_1 。 MM_1 和 CM_1 曲线相交使得货币市场和股票市场重新达到了均衡状态。由于证券数量的减少和货币供应量的增加必定会使利率降低, 但对于证券价格的变化并不确定, 如果这两种影响相等, 那么公开市场操作不会影响证券价格, 如果这两种影响不等, 那么公开市场操作就会影响证券价格。

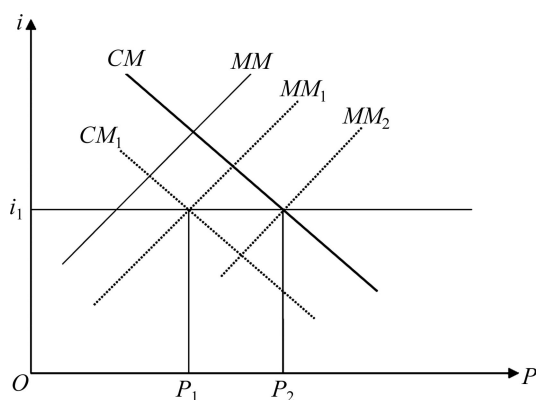


图1 股票市场与货币市场的均衡

考虑到公开市场的规模，单个投资者的交易行为应该没有能力影响利率进而影响股票价格，中央银行也不例外，由于其在公开市场上的证券交易量只占整个市场交易总量的一小部分，因此中央银行的公开市场操作是如何影响利率进而影响其它资产价格这一问题就变得十分有趣。

Tarhan(1995)认为对这一问题的唯一的合理解释是中央银行的交易包含着极高的信息内容。中央银行在公开市场上进行的交易与其它投资者进行的交易的区别在于中央银行当前的交易行为传达了其未来进行进一步交易的信号。只是基于当前中央银行的交易量只占整个市场的一小部分，就断定中央银行无法影响利率的推论具有极大的误导性，尤其是交易者为中心银行。投资者相信中央银行当前的交易行为意味着未来一系列的交易，因此，当前的交易很可能对于证券价格有重要的影响。换言之，正是由中央银行当前的交易和当前交易引致的未来一系列的交易影响了当前的证券价格。例如，当投资者注意到中央银行在公开市场上的净购买，而且将此视为未来货币政策趋于宽松的信号，那么证券价格很可能会上涨。在此情况下，央行当前的交易活动被看作是未来一系列交易的指示器。由于央行当前的交易行为导致了对其未来交易的预期，所以央行当前的购买规模明显地削弱了其对债券价格影响的重要性^[2]。

二、变量与模型选择

为了研究公开市场操作对股票价格是否有影响，本文考察股票价格与作为货币政策工具的公开市场操作、货币政策中介目标即货币供应量和利率以及通货膨胀与经济增长等货币政策最终目标之间的关系。由

于不能得到通货膨胀率、公开市场操作、股票价格指数、利率方面的月度数据，而只能得到国内生产总值的季度数据，因此本文采用插值法对国内生产总值季度数据进行处理，使它变为月度数据。同时，为了防止季节变动的影响，本文首先采用 Census X12 季节调整方法对除公开市场操作的所有数据进行了季节调整。然后为了消除异方差的影响，对这些数据都取自然对数。另外由于在 wind 资讯数据库中只有公开市场操作的周度数据，因此为了将其转化为月度数据，本文将一个月内每周公开市场上的货币净投放量相加作为公开市场操作的月度数据。同时，在 wind 资讯数据库中，公开市场操作的数据最早始于 2004 年 1 月，因此本文的研究区间为 2004 年 1 月~2012 年 3 月，共 99 个样本。所有数据均来源于 wind 资讯，所有数据均采用 Eviews6.0 进行处理。

（一）变量选择

1. 利率

在我国由于银行存贷款利率还未完全市场化，国债市场由于其规模不大，因此尚无法作为基准利率。但是我国银行间同业拆借利率自 1984 年建立以来取得了长足的发展，已经成为完全市场化的利率，基本上能够反映货币市场的资金供求状况，因此本文选择银行间 7 天内同业拆借加权利率作为利率的代理变量，记为 IR 。

2. 公开市场操作

在许多发展中国家，由于国债市场不发达，中央银行往往发行中央银行债券作为公开市场操作的主要对象。我国也不例外，由于中央银行债券的发行对象是国内金融机构，因此，中央银行债券就具有调节商业银行和其它金融机构超额准备金的作用。2002 年 9 月以前，我国中央银行很少发行中央银行债券，近年来由于长期的国际收支顺差，在结售汇制度下中央银行必须用人民币买进这些结余外汇，从而增加货币发行。为了抵消这种被动的货币发行的不利影响，中央银行必须通过公开市场出售债券，回笼货币。由于我国中央银行持有的国债数量较少，不足以承担回笼这些货币的重任。因此，发行中央银行债券就成为中央银行在公开市场操作中回笼货币的重要工具，发行的中央银行债券数量大幅度上升。因此本文选择中国人民银行在公开市场上的货币净投放量来度量公开市场操作，记为 MP 。

3. 股票价格

深圳成指和上证综指是我国股票市场上具有代表性的两种股票指数。经计算，这两种股票指数的相关系数高达 0.92 以上，这说明在样本期内，这两种股票

价格指数的走势十分相似,选择哪种股价指数对于结果而言都不会有太大的差别。因此,本文选取每月末深圳成指的收盘价作为我国股票市场上的代表性指数,记为 SP 。

4. 货币供应量

货币供应量是单位和居民个人在银行的各项存款和手持现金之和,其变化反映着中央银行货币政策的变化,对企业生产经营、金融市场尤其是证券市场的运行和居民个人的投资行为有着重大的影响。在货币供应量各层次的划分中, M_0 的口径太窄, M_2 包括了潜在货币,在我国金融市场发育尚不健全的情况下,潜在货币与现实货币的界限还是比较清楚的,因此,宜把 M_1 作为货币政策中介目标的重点^[3]。本文选择 M_1 作为我国货币供应量的代理变量,记为 $M1$ 。

5. 通货膨胀率

我国国内度量通货膨胀率的常用方法有两种,即消费者价格指数(CPI)和商品零售价格指数(RPI),主要的区别在于消费者价格指数将服务价格计算在内^[4]。因此本文选取消费者价格指数作为通货膨胀率的代理变量,本文以 2000 年 12 月为基期(=1),将其后各月的环比消费者价格指数连乘,从而得到各月的定基消费价格指数,记为 CPI 。

6. 经济增长

在经济研究中,一般用 GDP 来度量经济增长,由于我国只发布季度 GDP 数据,因此为了得到月度 GDP 数据,本文采用插值法对季度数据进行了处理,从而得到了 GDP 的月度数据,记为 GDP 。各时间序列数据的描述性统计如下(见表 1)。

(二) SVAR 模型建立及其识别

1. SVAR 模型建立

1980 年 Sims 首先将向量自回归(VAR)模型用于经济研究之中,向量自回归模型(VAR)的运用推动了经济系统动态性分析的发展^[5]。但是 VAR 模型的缺陷在于,它并没有给出变量之间当期相关关系的确切形式,而是将这些当期相关关系隐藏在误差项的相关结构之

中无法解释。结构性向量自回归模型(SVAR)恰好可以解决 VAR 模型的上述缺陷,因此本文采用 p 阶滞后向量自回归模型 $SVAR(p)$ 来研究货币政策对股票价格的影响这一问题,模型形式如下:

$$C_0 y_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 y_{t-1} + \Gamma_2 y_{t-2} + \cdots + \Gamma_p y_{t-p} + u_t, \quad t=1, 2, \cdots, T \quad (1)$$

式中:变量和参数矩阵为

$$y_t = (IR_t, MP_t, SP_t, M1_t, CPI_t, GDP_t)',$$

$$C_0 = \begin{bmatrix} 1 & c_{12} & \cdots & c_{16} \\ c_{21} & 1 & \cdots & c_{26} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ c_{61} & c_{62} & \cdots & 1 \end{bmatrix},$$

$$\Gamma_i = \begin{bmatrix} \gamma_{11}^i & \gamma_{12}^i & \cdots & \gamma_{16}^i \\ \gamma_{21}^i & \gamma_{22}^i & \cdots & \gamma_{26}^i \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \gamma_{61}^i & \gamma_{62}^i & \cdots & \gamma_{66}^i \end{bmatrix}, \quad i=1, 2, \cdots, p,$$

$$u_t = \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ \vdots \\ u_{6t} \end{bmatrix}$$

$u_{1t}, u_{2t}, \cdots, u_{6t}$ 分别是作用在利率,公开市场操作,股票价格,货币供应量,通货膨胀率和经济增长上的结构性冲击。 u_t 是协方差为单位矩阵的白噪声向量,即 $u_t \sim VWN(0, I_n)$ 。

如果 C_0 是可逆的,则可以将结构式方程转化为简化式方程:

$$y_t = C_0^{-1} \Gamma_0 + C_0^{-1} \Gamma_1 y_{t-1} + C_0^{-1} \Gamma_2 y_{t-2} + \cdots + C_0^{-1} \Gamma_p y_{t-p} + C_0^{-1} u_t \quad (2)$$

令 $\varepsilon_t = C_0^{-1} u_t$, 则方程(2)可写为:

表 1 各时间序列的描述性统计

参数	变量					
	IR	MP	SP	$M1$	CPI	GDP
均值	2.178 485	-114.270 7	8 611.196	165 523.3	115.456 7	171 604.6
中位值	2.210 000	-370.300 0	9 370.770	151 694.9	117.520 0	144 909.4
最大值	4.560 000	5 710.000	19 531.20	28 9847.7	132.710 0	497 584.1
最小值	0.840 000	-7 130.000	2 662.290	83 556.43	103.040 0	21 569.28
方差	0.801 483	2 394.417	4 509.122	65 810.88	8.830 764	110 777.3

$$y_t = C_0^{-1} \Gamma_0 + C_0^{-1} \Gamma_1 y_{t-1} + C_0^{-1} \Gamma_2 y_{t-2} + \dots + C_0^{-1} \Gamma_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3)$$

由此可见，简化式扰动项 ε_t 是结构式扰动项 u_t 的线性组合，它代表一种复合冲击。

2. SVAR 模型识别

为了得到方程(3)惟一的估计参数，需要对 C_0^{-1} 施加 $k(k-1)/2$ (k 为变量个数)个约束条件，由于本文中有 6 个变量，因此需要对方程(3)施加 15 个约束条件才能识别出结构式冲击。学术界对 SVAR 模型施加约束的常用方法有两种，即施加长期约束的 SVAR 模型^[6]和施加了短期（同期）约束的 SVAR 模型^[7]。本文选择对 SVAR 模型施加短期约束来研究公开市场操作对股票价格的影响，这是因为短期约束允许研究者根据相关经济理论对模型施加约束。本文根据经济学相关原理和我国经济运行实际状况分别对 6 个变量做出如下的假设。

(1) 经济增长冲击(u_{GDP})。由于经济增长受生产力发展水平、技术水平和整个社会的就业水平以及资本存量等因素的影响，而资本存量受利率等因素的影响。因此，经济增长受我国同期银行间同业拆借利率以及方程中所有变量的滞后值的影响。这样，我们得到经济增长方程：

$$GDP_t = c_{10} + c_{15} IR_t + f_1(y_{t-p}) + \varepsilon_{GDP}$$

(2) 通货膨胀冲击(u_{CPI})。通货膨胀冲击反映了财政政策、工资上涨等外生性需求因素的影响。因此我们设定物价水平受经济增长和利率以及方程中所有变量的滞后值决定的。价通货膨胀方程式为：

$$CPI_t = c_{20} + c_{21} GDP_t + c_{25} IR_t + f_2(y_{t-p}) + \varepsilon_p$$

(3) 货币供应量冲击(u_{M1})。对货币市场均衡的冲击源于货币流通速度的外生性变动。因此我们设定货币供应量是同期经济增长、通货膨胀率和利率以及所有变量滞后值的方程，方程形式如下：

$$M1_t = c_{30} + c_{31} GDP_t + c_{32} CPI_t + c_{35} IR_t + f_3(y_{t-p}) + \varepsilon_{M1}$$

(4) 公开市场操作冲击(u_{MP})。我们根据相机抉择规则来描述我国货币政策的特征。给定一组条件方差，我们可以将货币政策冲击看作是货币政策工具的信息。这样，公开市场操作受同期货币供应量、通货膨胀和利率以及模型中所有变量的滞后值的影响。因此，我们得到中国货币政策冲击的模型：

$$MP_t = c_{40} + c_{42} CPI_t + c_{43} M1_t + c_{45} IR_t + f_4(y_{t-p}) + \varepsilon_{MP}$$

(5) 利率冲击(u_{ir})。利率受同期货币供应量、通货膨胀率和模型中所有变量的滞后值的冲击。

$$IR_t = c_{50} + c_{53} M1_t + f_5(y_{t-p}) + \varepsilon_{ir}$$

(6) 股票价格冲击(u_{SP})。股票市场综合了所有公开和未公开的可供利用的信息，因此股票价格取决于模型中同期所有变量和模型中所有变量的滞后值的冲击。

$$SP_t = c_{60} + c_{61} GDP_t + c_{62} CPI_t + c_{63} M1_t + c_{64} IR_t + c_{65} MP_t + f_6(y_{t-p}) + \varepsilon_{SP}$$

下面的方程给出 SVAR 模型的识别约束，从下式可以看出模型是恰好识别的：

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & c_{15} & 0 \\ c_{21} & 1 & 0 & 0 & c_{25} & 0 \\ c_{31} & c_{32} & 1 & 0 & c_{35} & 0 \\ 0 & c_{42} & c_{43} & 1 & 0 & c_{45} \\ 0 & 0 & c_{53} & 0 & 1 & 0 \\ c_{61} & c_{62} & c_{63} & c_{64} & c_{65} & 1 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} u_{GDP} \\ u_{CPI} \\ u_{M1} \\ u_{MP} \\ u_{IR} \\ u_{SP} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{GDP} \\ \varepsilon_{CPI} \\ \varepsilon_{M1} \\ \varepsilon_{MP} \\ \varepsilon_{IR} \\ \varepsilon_{SP} \end{bmatrix}$$

三、实证检验

(一) 单位根检验

SVAR 模型要求所采用的所有时间序列数据都是平稳的，因此在采用 SVAR 模型进行实证分析之前，必须首先对各时间序列数据的平稳性进行检验，如果各时间序列不平稳，必须对其进行差分使其变为平稳数据。本文采用学术界广泛使用的 ADF 检验和 PP 检验，对利率、公开市场操作、股票价格、货币供应量、通货膨胀率和经济增长进行了单位根检验。结果表明，除公开市场操作外，其它变量都是不平稳的，因此，必须对这五个变量的一阶差分进行检验，结果表明，其一阶差分形式是平稳的(表 2)。

(二) 协整检验

自 20 世纪 80 年代 Granger 建立协整理论后，协整理论取得了长足的发展，目前已经成为处理非平稳时间序列数据的规范性方法，本文采用学术界广泛使用的 Johansen 极大似然估计方法来进行协整检验，检验结果如表 3 所示。从表 3 我们可以看出，无论是采用迹检验还是特征根检验，结果都表明在 5% 的显著性水平下，这些变量之间存在 3 个协整关系。由于前面建立的模型主要是 SVAR 模型，不涉及协整向量的选择，所以我们只需证明存在协整关系即可。

（三）Granger 因果关系检验

通过 Johanson 协整检验，我们确认了公开市场操作、货币供应量、利率、通货膨胀率、国内生产总值和股票价格之间存在长期均衡的协整关系，但是却无法确定它们之间是否存在因果关系。Granger 因果检验的基本原理是：在 Y 对其它变量做回归时，如果把 X 的滞后值包括进来能够显著地改善对 Y 的预测，这就意味着 X 是 Y 的 Granger 原因，如果 X 的滞后值包括进来无法改善对 Y 的预测，这就意味着 X 不是 Y 的 Granger 原因。由于本文的目的在于研究央行公开市场操作是否会影响股票价格，因此表 4 只给出了 2004 年 1 月~2012 年 3 月公开市场操作、货币供应量、利

率、通货膨胀率、国内生产总值是否对股票价格有影响的格兰杰因果检验结果。从检验结果我们可以看出，通货膨胀率、公开市场操作、国内生产总值、货币供应量和利率是股票价格变动的格兰杰原因的概率分别为 0.748 9、0.634 5、0.106 3、0.990 2 和 0.224 3，均大于 0.05，因此全部接受了原假设，这表明，通货膨胀率、公开市场操作、国内生产总值、货币供应量和利率不是股票价格变动的格兰杰原因。

（四）脉冲响应函数

由于 SVAR 模型是一个非理论性的模型，它无需对变量作任何先验性约束，因此在分析 SVAR 模型时，往往不分析一个变量的变化对另一个变量的影响如

表 2 各时间序列的单位根检验

变量	ADF 检验	1%临界值	PP 检验	1%临界值	平稳与否
IR	-2.229 791	-3.498 439	-2.167 132	-3.498 439	不平稳
GDP	1.830 527	-3.499 910	-3.043 988	-3.498 439	不平稳
SP	-1.415 867	-3.499 910	-1.377 734	-3.498 439	不平稳
M1	-0.488 470	-3.498 439	-0.470 272	3.498 439	不平稳
CPI	0.521 611	-3.498 439	0.260 252	-3.498 439	不平稳
MP	-10.184 270	-3.498 439	-10.184 270	-3.498 439	平稳
ΔIR	-10.953 490	-3.499 167	-11.129 010	-3.499 167	平稳
ΔGDP	-19.921 080	-3.499 910	-29.842 940	-3.499 167	平稳
ΔSP	-4.585 967	-3.499 910	-8.454 960	-3.499 167	平稳
$\Delta M1$	-9.495 101	-3.499 167	-9.595 991	-3.499 167	平稳
ΔCPI	-3.755 655	-3.500 669	-9.785 990	-3.499 167	平稳

表 3 IR、GDP、SP、MP、CPI、M1 序列协整检验结果

原假设	Eigenvalue	迹检验			特征根检验		
		迹统计量	5%临界值	P 值	最大特征根	5%临界值	P 值
None*	0.458 082	159.348 40	95.753 66	0.000 0	58.813 51	40.077 57	0.000 1
At most 1*	0.355 212	100.534 90	69.818 89	0.000 0	42.128 10	33.876 87	0.004 2
At most 2*	0.283 951	58.406 82	47.856 13	0.003 8	32.064 63	27.584 34	0.012 4
At most 3	0.170 941	26.342 18	29.797 07	0.118 8	17.996 52	21.131 62	0.130 0
At most 4	0.080 662	8.3456 60	15.494 71	0.429 2	8.0737 08	14.264 60	0.371 3

表 4 各变量之间的格兰杰因果关系检验结果

序号	Null hypothesis	Obs.	F-Statistic	Prob.	结论
1	CPI does not Granger Cause SZCZ	96	0.290 04	0.748 9	接受零假设
2	MP does not Granger Cause SZCZ	96	0.457 12	0.634 5	接受零假设
3	GDP does not Granger Cause SZCZ	96	2.298 08	0.106 3	接受零假设
4	M1 does not Granger Cause SZCZ	96	0.009 87	0.990 2	接受零假设
5	IR does not Granger Cause SZCZ	96	1.519 71	0.224 3	接受零假设

何，而是分析当一个误差项发生变化，或者说模型受到某种冲击时对系统的动态响应，这种分析方法称为脉冲响应函数方法。下面利用脉冲响应函数分析通货膨胀率、公开市场操作、国内生产总值、货币供应量和利率的变动对股票价格的影响。

利用 SIC 和 AC 最小的原则，我们建立了 6 变量的 VAR(2) 模型。下面分别给 *CPI*、*GDP*、*M1*、*IR*、*MP* 和 *SP* 一个冲击，从而得到股票价格指数变动脉冲响应函数图，如图 2 所示。在图 2 中，各横轴表示冲

击作用的滞后期间数（单位：月度），纵轴表示股票价格指数的响应，实线表示脉冲相应函数，代表了股票价格指数对 *CPI*、*GDP*、*M1*、*IR*、*MP* 和 *SP* 的冲击的反应，虚线表示正负两倍标准差偏离带。

由图 2 可以看出，当在本期给 *CPI* 一个正冲击后，股票价格在当期开始上升，此后立即下降，至第 2 期下降为 0，从第 2 期开始小幅波动，至第 8 期前影响消失。在本期给 *GDP* 一个冲击后，股票价格在当期开始上升，此后立即下降，第 3 期降至 0，此后又开

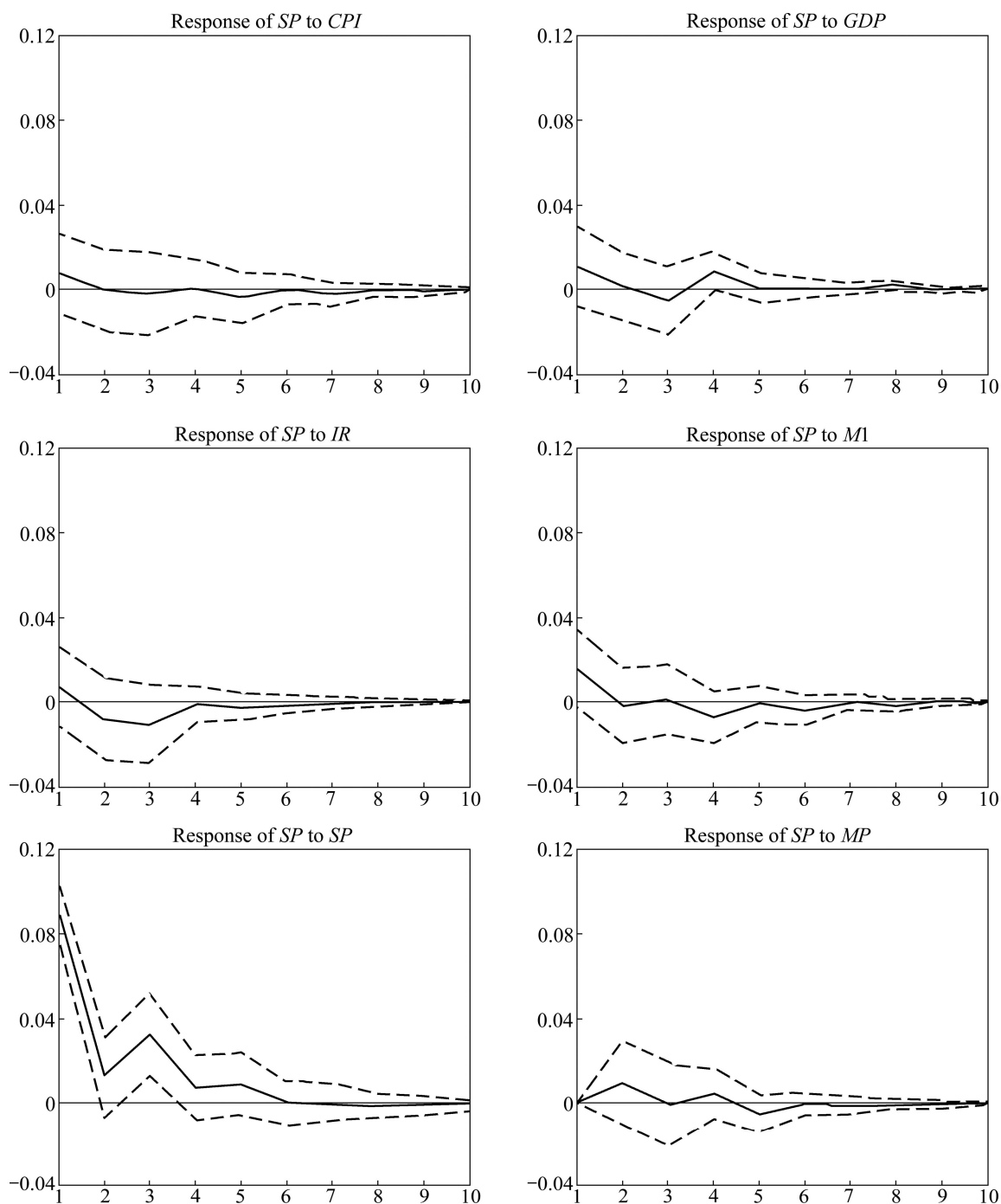


图 2 GPJG 对 *CPI*、*GDP*、*M1*、*LL*、*GKSCCZ* 和 *GPJG* 的脉冲响应函数图

表5 股票价格的方差分解结果

Period	<i>S.E.</i>	<i>CPI</i>	<i>GDP</i>	<i>IR</i>	<i>M1</i>	<i>SP</i>	<i>MP</i>
1	0.003 855	0.666 355	1.237 590	0.561 969	2.871 351	94.66 273	0.000 000
2	0.004 201	0.643 102	1.207 525	1.367 332	2.804 832	92.96 635	1.010 861
3	0.004 546	0.605 494	1.359 695	2.323 470	2.474 373	92.33 807	0.898 900
4	0.004 603	0.596 059	1.999 173	2.300 585	2.960 026	91.11 016	1.033 999
5	0.004 644	0.737 329	1.974 136	2.332 092	2.939 646	90.75 351	1.263 281
6	0.004 665	0.735 995	1.970 762	2.344 187	3.103 592	90.58 048	1.264 982
7	0.004 672	0.786 013	1.968 946	2.350 356	3.102 397	90.50 500	1.287 288
8	0.004 674	0.786 749	1.984 945	2.349 328	3.134 512	90.45 566	1.288 808
9	0.004 675	0.797 709	1.989 149	2.348 742	3.133 625	90.43 470	1.296 076
10	0.004 676	0.798 149	1.989 114	2.348 452	3.136 328	90.431 610	1.296 347
11	0.004 676	0.798 846	1.989 012	2.348 327	3.136 173	90.430 690	1.296 946
12	0.004 676	0.798 925	1.988 985	2.348 316	3.136 182	90.430 610	1.296 979
13	0.004 676	0.798 978	1.989 030	2.348 314	3.136 171	90.430 510	1.296 998
14	0.004 676	0.798 975	1.989 023	2.348 312	3.136 160	90.430 540	1.296 992
15	0.004 676	0.798 974	1.989 031	2.348 316	3.136 174	90.430 510	1.296 990

始上升,至第4期达到最大值,此后又开始下降,至第5期降为0。

当在本期给 *IR* 一个正冲击后,股票价格在前3期内开始小幅下降,第3期后又开始小幅上涨,至第四期这种影响基本消失。当在本期给 *M1* 一个正冲击后,股票价格在前2期内开始小幅下降,并在第2期将为0,此后小幅波动,至第7期该影响消失。当在本期给 *MP* 一个正冲击后,即央行在公开市场上卖出有价证券后,股票价格在前6期内小幅波动,从第6期后持续为0。这表明货币供应量、利率和公开市场操作的变动对我国股票价格的影响十分有限,也说明我国股市目前尚未成为国民经济的晴雨表。

由图2还可以看出,当在本期给股票价格一个正冲击后,股票价格在当期就大幅上升,此后迅速下降并出现小幅波动,但下降的趋势保持不变,至第4期后影响几乎为0。这说明,股票价格受其自身的影响较大,呈现出明显的随机游走特征。

(五) 方差分解

脉冲响应函数描述的是SVAR模型中一个内生变量的冲击给其他内生变量所带来的影响,而方差分解则是通过分析每一个结构冲击对内生变量变化(通常用方差来度量)的贡献度,进一步评价不同结构冲击的重要性。因此,方差分解给出SVAR模型中的变量产生影响的每个随机扰动的相对重要性。

表5给出了通货膨胀、国内生产总值、公开市场操作、利率、货币供应量和股票价格自身对股票价格

变动的贡献程度。从表5可以看出,通货膨胀在15个滞后期间内对股票价格变动的贡献率始终没有超过1%,国内生产总值、公开市场操作对股票价格变动的贡献率始终没有超过2%,而利率和货币供应量对股票价格变动的贡献率始终分别不超过3%和3.3%,这说明通货膨胀、国内生产总值、公开市场操作、利率和货币供应量不是影响股票价格变动的主要因素。股票价格自身对其波动的贡献最大,始终都保持在93%以上,这体现出了股票价格随机游走的特征。

四、结语

在股票市场上,虽然中央银行是各类投资者最为关注的机构之一,但是国内外学术界,尤其是我国学术界还没有就公开市场操作对股票价格的影响方面的研究成果,本文研究是填补此空白的一个尝试。

本文采用施加了短期约束的结构式向量自回归(SVAR)模型,通过Johanson协整检验、Granger因果检验、脉冲响应函数和方差分解等方法,研究了我国央行公开市场操作对股票价格的影响。研究结果显示,公开市场操作、货币供应量和利率对股票价格的影响均不显著,说明货币政策似乎尚未成为影响我国股票价格的主要因素之一。在我国,股票价格的货币政策传导效应并非十分明显,从而表明,我国央行对股票市场的干预能力较为有限。研究结果还说明,股票投

投资者无法根据央行公开市场操作而获取超额收益，投资者在股票交易时无需过分关注央行的公开市场操作。

参考文献：

- [1] Allan H. Meltzer. Monetary, Credit and (other) transmission processes: A monetarist perspective [J]. The Journal of Economic Perspectives, 1995, 19(4): 49-72.
- [2] Vefa Tarhan. Does the Federal Reserve affect asset prices [J]. Journal of Economics Dynamics and Control, 1995, 19(5-7): 1199-1222.
- [3] 毛泽盛, 卞志村. 中央银行学[M]. 北京: 人民出版社, 2009: 341-342.
- [4] 赵进文, 高辉. 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[J]. 中国社会科学, 2009(2): 88-114.
- [5] Christopher A. Sims. Macroeconomics and reality [J]. Econometrica, 1980, 48(1): 1-48.
- [6] Blanchard, Olivier Jean, Quah, Danny. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances [J]. American Economic Review, 1989, 79: 655-673.
- [7] Bernanke B. S. Alternative explanations of the money-income correlation [J]. Carnegie Rochester Conference Series, 1986, 25: 49-100.

The Impact of Open Market Operation on Stock Prices: A Structural Vector Autoregression (SVAR) Approach

WANG Baoqian

(Graduate School of DongBei University of Finance & Economics, Dalian 116025, China)

Abstract: This paper assesses the impact of open market operation on stock prices in China using Johnson Cointegration test, Granger Causality test, Impulse response function and Variance decomposition in SVAR model. The results indicate that the impact of open market operation on stock prices is not significant. The results also suggest that the stock prices play little role in the monetary policy transmission in China and it seems that Peoples' Bank of China has little ability to intervene in the stock market. On the other hand, investors can not obtain excess returns from stock market according to open market operation of PBC.

Key Words: Monetary Policy; Open Market Operation; Stock Prices; SVAR; Asset Prices

[编辑：汪晓]