

中国货币政策对股市传导效应的实证研究

程芳芳,杜 舶

(浙江科技学院 经济管理学院,杭州 310023)

摘要:自 2008 年以来,中国宏观经济政策调整频繁,同时股市也出现了几番明显的涨跌。这说明对中国货币政策对股市的传导效应研究,以及如何运用货币政策稳定股市的研究显得尤为必要。因此采用 2001 年 1 月至 2010 年 12 月的月度数据,建立 SVAR 模型,研究在外汇市场影响条件下的中国货币政策对股市的传导效应。结果显示:基础货币供应量 M_0 和外汇储备规模均对股市存在较大的传导影响;人民币汇率与股价指数在短期内呈较弱的负相关,之后呈正相关关系。

关键词:货币政策;外汇市场;股票市场;SVAR 模型

中图分类号: F822.1

文献标志码: A

文章编号: 1671-8798(2012)02-0094-08

Empirical study on conductive effect of stock market under China's monetary policy

CHENG Fang-fang, DU Ting

(School of Economics and Management, Zhejiang University of Science and Technology, Hangzhou 310023, China)

Abstract: Since 2008, China's macroeconomic policies have been adjusted frequently. At the same time, there are ups and downs in China's stock market. Therefore, it is necessary to study the transmission effects of China's monetary policies on the stock market and how to use the monetary policies to stabilize our stock market. We adopt monthly data from January 2001 to December 2010 and build SVAR model to study the transmission effects of China's monetary policies on the stock market under the influences of the foreign exchange market. We conclude that there are significant transmission effects on the stock market from the M_0 and the size of foreign exchange reserves. Also we find that the foreign exchange rate of RMB has negative relationship with the stock market index in the short-run, while it has positive relationship in the long-run.

Key words: monetary policy; foreign exchange market; stock market; SVAR model

收稿日期: 2011-05-16

基金项目: 教育部人文社会科学研究规划项目(10YJA790239)

作者简介: 程芳芳(1980—),女,浙江省永康人,讲师,硕士,主要从事国际直接投资研究。

自20世纪90年代初以来,随着世界资本市场的全球化、金融创新等在各国股票市场的不断深化,股票市场的资源配置功能、融资功能及分散风险功能等逐渐凸显出来,在人们的日常经济活动中发挥的作用也越来越明显^[1]。在该时期,中国为发展国内金融市场,分别于1990年11月26日和1990年12月1日成立上海证券交易所和深圳证券交易所。自此,中国金融证券市场开始进入高速发展和完善的时代,股市亦成为了反映中国宏观经济的晴雨表。在经历20年规模发展的中国金融市场,股票市场的这种作用尤为明显。2009年的金融危机使中国宏观经济政策在经历了持续的扩张之后,又急转进入紧缩期。央行的货币政策在2008年经历了五次降息,而在2010年经历了两次加息和六次上调存款准备金率;与此同时,2008年至2010年中国外汇政策仍保持前几年的态势。此时的股票市场却出现了几轮较为明显的涨跌。

自20世纪90年代以来,中国货币政策与股票市场收益率及股价之间的关系一直是众多金融学者所“热衷”的研究问题。其一,以股票市场为重点的资本市场一直影响着央行对货币政策的调整;其二,货币政策作为重要的宏观经济调控手段之一,其政策走向的变化对股票市场等资本市场产生传导效应。本文基于对中国经济现象的观察与分析,重点研究:货币政策中的哪些指标影响着中国股市走向?如果存在外汇市场的影响,货币政策各指标对股市的影响会如何?这些指标的传导影响程度如何?同时,为相关部门提出相应的合理化建议。

1 文献综述

根据资本市场的货币政策传导理论,货币政策通过股票市场的传导分为货币政策的内部传导和货币政策的外部传导^[2]。本研究关注的是货币政策的内部传导,即货币政策通过操作工具将其政策意图导入股票市场。但是各个经济指标对资本市场的实证结果却并非拟合得相当完善。国内外学者对此有不同的见解。Colm Kearney等研究了在开放经济环境下货币政策的波动是如何影响资产价格、通胀水平和实际产出的,并做了实证分析,得出结论:货币的波动性越高,金融资产价格的波动性越低,产出的波动性越高。同时也指出在没有外汇市场作用的条件下,货币的波动性主要通过各子金融市场进行传导^[3]。Zandi等在其论文中指出,股市是货币政策传导渠道的重要载体,在成熟的股票市场中,股票已经成为货币政策传导的一条重要途径。拉尔夫·托马斯、科奈尔在一般经济均衡假设条件下,对股票市场渠道的存在和作用机制进行实证分析,研究表明股票收益与通胀率、货币供应量及产出增长率等宏观经济变量存在一定的相关性^[4]。

由于中国股票市场起步较晚,因此中国学者在该方面的研究晚于西方学者,但所取得的成就并不亚于西方专家。孙华好等运用动态滚动式VAR模型,通过对中国1993年10月至2002年6月的宏观经济月度数据和股市值与股价的月度数据进行分析,指出所有的货币供给量对股市都没有影响,股市尚不能发挥货币政策传导机制作用。但央行的利率对股价产生正向关系,因此央行欲干预股价,还是可以有所作为的^[5]。刚猛等运用误差修正模型,对1991年1月至2002年10月间实际股票收益、通货膨胀和实际经济活动三者之间的关系进行实证研究,得到的重要结论:一是实际股票收益与通货膨胀呈负相关;二是1995年1月至2002年10月间通货膨胀率与实际股票收益率呈负相关关系,通货膨胀率和实际经济活动整体呈负相关关系,实际股票收益与实际经济活动呈正相关关系。这也证明了Fama提出的关于股票收益与通货膨胀之间负相关的代理效应假设^[6]。刘焜松则采用趋势分析法对货币供应量与股票指数的月度数据进行分析,同时利用协整和Granger因果检验法,认为货币供应量对股市有重要影响,货币供应量与股市价格之间则不存在长期的协整关系^[7]。但M₁的变化对股市价格的变化存在明显的影响。郭玉洁对中国货币需求与股票市场的关系进行研究,认为中国股票市场交易总额与货币需求总量之间呈反向相关。货币需求与股票市场交易额之间存在协整关系;同时,股票价格上涨降低了货币流通的速度^[8]。王立民等对2007年中国股票市场进行了研究,认为央行通过七次上调存款准备金率和五次上调利率,并未使股市出现预期下跌,反而出现持续反向上涨。同时分析了出现这种现象的内在原因,认为主要是由

于中国名义利率与实际利率的差别导致了股市的这种反常表现^[9]。邱云波利用 VAR 模型对中国股票收益率与经济增长、通货膨胀率等货币政策目标间的动态关系作了实证分析,并在发表的论文中指出:工业增加值对上证指数收益率的影响非常微弱,利率不能对股价发挥很大的影响,货币供应量对股票收益率呈反向变化关系^[10],同时提出中国股票收益率并不存在影响通货膨胀预期的因素:中国货币政策的资本市场传导效应并不显著。胡仕福在其论文中建立包含货币政策指标与股票市场指标四个内生变量和宏观经济指标与物价指标等两个外生变量的滞后三阶 SVAR(3)模型。研究表明:货币政策对股市的影响主要通过货币供应量 M_0 体现;金融机构存贷款余额对股市的影响呈现微弱的负相关关系;货币市场利率对股市影响很小。

国内外众多学者的研究,由于选用的变量指标和运用方法的不甚完善,致使其研究结果的可靠性和说服力不甚满意。为此,本研究采用 SVAR 模型和更为严谨的经济变量选择与处理,以此分析说明在外汇市场作用下的货币政策对股市传导效应。

2 模型与变量选择

2.1 模型选择

本研究采用的分析方法是基于 VAR 模型,经过对 VAR 误差项进行结构分解的 SVAR 模型。一般地,分析货币政策对股票市场传导效应的方法有三种:一是协整分析和 Granger 因果检验;二是向量自相关模型(VAR);三是向量误差修正模型(VECM)^[11]。但由于这三种方法存在较大的缺陷,从而导致所分析的结果不甚令人满意。

之所以采用 SVAR 模型,是因为该模型相对于上述三种模型,较好地避免了 VAR 模型的残差项是变量冲击的线性组合,是各个变量共同作用对系统产生的影响的缺陷,避免了 VEC 模型中的存在于向量自回归内的变量顺序选择随意性问题。

2.2 变量选择与描述

综合考虑选择变量的严谨程度及变量数据的可获得性,选择的变量包括:宏观经济指标(工业生产总值)、物价指标(定基居民消费价格指数以 2001 年 1 月为基期,基期值为 100)、货币政策指标(外汇储备规模、 M_0 、人民币兑美元即期汇率)、股票市场指标(上证综指月平均指数)。本研究实证分析采用的数据均为月度数据,样本区间为 2001 年 1 月至 2010 年 12 月。其中,工业生产总值和居民消费价格指数数据来自中国国家统计局网站;外汇储备规模、 M_0 、人民币兑美元汇率来自中国人民银行网站;上证综指来自国信证券金太阳软件数据库。

根据主要研究目的,分析存在外汇市场干预和影响的货币政策对股票市场的传导效应。因此,对于变量的选取存在一定的合理性:宏观经济数据采用工业生产总值是因为其反映了国内经济发展趋势和增长速度。货币政策指标的选取理由是: M_0 作为流通中货币是央行进行公开业务的重要手段之一,同时也是资本市场流动资金的重要来源。 M_1 和 M_2 的控制难度较大,可靠性并不是很强。外汇储备规模、人民币兑美元即期汇率是央行外汇政策的代表,因此也作为变量数据进行分析。

由于采用的部分数据存在月度或者季度趋势,因此需对其进行一定处理。经过分析, M_0 和工业生产总值(ip)存在季度趋势,于是对其采用 X_{12} 乘法季节调整进行平滑,再除以定基居民消费价格指数,剔除通货膨胀因素,最后取对数,记作 $\ln M_0$ 和 $\ln ip$,对上证综指取对数处理,记作 $\ln sz$,定基居民消费价格指数、汇率、外汇储备规模分别记作 $dcp\ i$ 、 hl 、 wh 。

建立 SVAR 模型程序如下:

对于 k 元 p 阶简化 VAR 模型

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \cdots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

利用极大似然方法,需要顾及的参数个数为

$$\frac{k^2 p + (k+k^2)}{2} \quad (2)$$

而对于相应的 k 元 p 阶的 SVAR 模型

$$B_0 y_t = \Gamma_1 y_{t-1} + \dots + \Gamma_p y_{t-p} + u_t \quad (3)$$

一般来说,需要估计的参数个数为

$$k^2 p + k^2 \quad (4)$$

如果要使模型可识别,那么必须要对结构式施加限制。对于 k 元 p 阶 SVAR 模型,需要对结构式施加的限制条件个数为式(4)和式(2)的差,即施加 $k(k-1)/2$ 个限制条件才能估计出结构式模型的参数^[11]。当然这些约束条件可以是短期的,也可以是长期的。

3 货币政策对股市传导效应的实证分析

3.1 VAR 模型的建立

SVAR 模型是建立在 VAR 模型的基础之上的,因此建立严谨的 VAR 模型尤为重要。在 VAR 模型中,对上述的变量分为两大类:一是内生变量,lnM₀、hl、wh、lnsz;二是外生变量,lnip、dcpi。

由于本文研究的是货币政策对股市传导效应,因此必须将货币政策变量和上证综指结合在一起作为内生变量进行 VAR 模型分析。而工业生产总值和物价水平这两大宏观经济要素能准确地判断出冲击的直接作用,因此需作为外生变量包含在分析模型之中。

3.1.1 VAR 模型的平稳性检验

为检验所取得变量数据的稳定性,本研究运用 AR 根图表检验法进行检验。单位根检验是指检验序列中是否存在单位根,因为存在单位根就是非平稳时间序列了。单位根就是指单位根过程,可以证明序列中存在单位根过程就不平稳,会使回归分析中存在伪回归。

在经过 AR 根检验过程中,可以得到如表 1 所示的数据,即根值(Root)和系数(Modulus)。其中系数均未超过 1,根值均未超过单位圆。通过表 1 和图 1 均可以看出由四个内生变量构成的无约束 VAR 模型满足稳定性条件。

表 1 无约束 VAR 模型中 AR 根

Table 1 AR roots in unrestricted VAR model

| 根 | 系数 |
|--------------------------------|-----------|
| 0.990 115 | 0.990 115 |
| 0.957 786 - 0.033 617 <i>i</i> | 0.958 376 |
| 0.957 786 + 0.033 617 <i>i</i> | 0.958 376 |
| 0.350 537 - 0.349 190 <i>i</i> | 0.494 783 |
| 0.350 537 + 0.349 190 <i>i</i> | 0.494 783 |
| 0.457 255 | 0.457 255 |
| 0.428 77 | 0.428 77 |
| 0.143 31 | 0.143 31 |

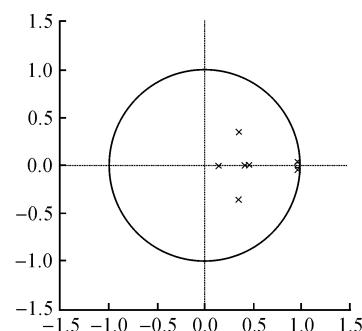


图 1 无约束 VAR 模型中 AR 根

Fig. 1 AR roots graph in unrestricted VAR model

3.1.2 VAR 模型滞后阶数的确定

滞后阶数的准确与否直接影响着 VAR 模型的正确估计,因此滞后阶数的确定显得特别重要。在 AR 根的平稳性检验中可以看到,无约束 VAR 模型中四个内生变量均通过平稳性检验。所以可以断定的是该四个变量数据可应用于模型滞后长度的检验。从表 2 中看出,五个判定准则中有四个在 5% 的显著水平下判定模型的最优滞后阶数为 2,而仅有 SC 判定滞后阶数为 1。因此,无约束 VAR 模型的滞后阶 $p=2$ 。

表 2 无约束 VAR 模型滞后阶数的选择标准

Table 2 Selection criteria of VAR lag order

| 滞后期 | 极大似然估计值 | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|-----------|------------|-----------|-------------|-------------|-------------|
| 0 | 687.835 9 | NA | 5.84E-11 | -12.211 35 | -12.114 27 | -12.171 96 |
| 1 | 1 618.173 | 1 777.608 | 4.74E-18 | -28.538 8 | -28.053 35* | -28.341 84 |
| 2 | 1 645.512 | 50.284 83* | 3.88E-18* | -28.741 29* | -27.867 49 | -28.386 76* |
| 3 | 1 653.312 | 13.789 33 | 4.50E-18 | -28.594 86 | -27.332 7 | -28.082 76 |
| 4 | 1 665.056 | 19.922 87 | 4.88E-18 | -28.518 86 | -26.868 34 | -27.849 19 |
| 5 | 1 678.587 | 21.987 52 | 5.15E-18 | -28.474 77 | -26.435 89 | -27.647 53 |
| 6 | 1 683.913 | 8.273 846 | 6.31E-18 | -28.284 16 | -25.856 92 | -27.299 35 |
| 7 | 1 688.245 | 6.421 318 | 7.90E-18 | -28.075 81 | -25.260 22 | -26.933 43 |
| 8 | 1 703.005 | 20.822 13 | 8.28E-18 | -28.053 66 | -24.849 72 | -26.753 72 |

注: * 表示在 5% 的显著水平下通过检验。

由于本研究运用的是 SVAR 模型,且引入两个外生变量,因此滞后阶数应该从 0 计算,所以 VAR 模型的滞后阶数为 3 阶。于是对 VAR(3) 进行平稳性检验(表 3),可以发现的是所建立的模型是平稳的(所有根值均落在单位圆内)。因此无需对各个变量进行协整检验,可以直接进行 SVAR 模型的约束和估计。由此可以进行脉冲分析。

3.2 SVAR 模型矩阵的约束与估计

如果要想得到结构式模型唯一的估计参数,要求识别的阶条件和秩条件,即简化式的未知参数不比结构式的未知参数多,就必须对这 4 元 3 阶的 SVAR 模型施加若干个限制条件。施加的限制条件个数为: $4(4-1)/2=6$ 。根据上述的变量,对 SVAR 模型施加的六个约束条件分别是: 第一,货币供应量 M_0 对来自股市的冲击没有当期反应; 第二,人民币对美元即期汇率对来自股市的冲击没有当期反应; 第三,中国人民银行的国家外汇储备对来自股市的冲击没有当期反应; 第四,货币供应量 M_0 对来自人民币兑美元即期汇率的冲击没有当期反应; 第五,货币供应量 M_0 对来自国家外汇储备的冲击没有当期反应; 第六,人民币兑美元即期汇率对来自国家外汇储备的冲击没有当期反应。

前三个约束是成立的,因为中国货币政策未将资本价格(在此处是股票价格)作为货币政策的调控目标。中国的货币供应量 M_0 主要取决于通货膨胀程度或者经济发展程度,所以对第三和第四个约束条件也是可行的。国家外汇储备主要是国家为进行国际间结算而对外币的需求,虽然外汇储备能干预外汇市场,但在市场化条件下的外汇市场,外汇储备的这种作用显得不是很明显,尤其是在短期内。因此,第六个约束条件也是可行的。

通过施加六个零约束条件之后,SVAR 模型正好能够被识别。于是可以根据变量 \lnsz 、 \lnM_0 、 hl 、 wh 估计结构因子,估计值如下。

A 矩阵估计值:

| | | | |
|-----------|------------|------------|-----------|
| 1.000 000 | 0.000 000 | 0.000 000 | 0.000 000 |
| 0.854 089 | 1.000 000 | 0.000 000 | 0.000 000 |
| 0.084 476 | -0.010 987 | 1.000 000 | 0.000 000 |
| 0.083 974 | -0.029 840 | -0.054 452 | 1.000 000 |

表 3 VAR(3) 模型的平稳性建议结果

Table 3 Stability testing conclusion of VAR(3) model

| 根 | 系数 |
|-------------------------------|-----------|
| 0.985 255 | 0.985 255 |
| 0.973 363 | 0.973 363 |
| 0.868 124-0.093 395 <i>i</i> | 0.873 133 |
| 0.868 124+0.093 395 <i>i</i> | 0.873 133 |
| 0.517 575 | 0.517 575 |
| 0.216 137-0.417 728 <i>i</i> | 0.470 332 |
| 0.216 137+0.417 728 <i>i</i> | 0.470 332 |
| -0.397 205 | 0.397 205 |
| 0.201 239-0.188 001 <i>i</i> | 0.275 393 |
| 0.201 239+0.188 001 <i>i</i> | 0.275 393 |
| -0.043 935-0.224 479 <i>i</i> | 0.228 738 |
| -0.043 935+0.224 479 <i>i</i> | 0.228 738 |

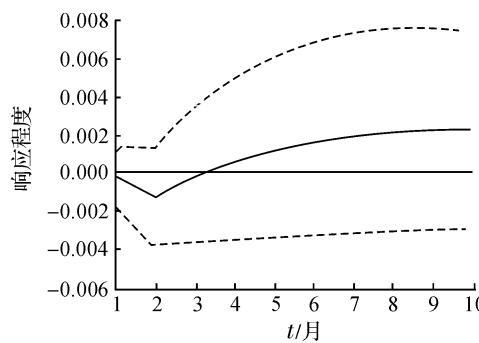
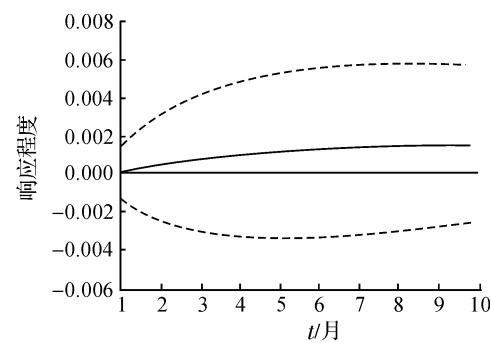
B 矩阵估计值:

| | | | |
|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 0.002 670 | 0.000 000 | 0.000 000 | 0.000 000 |
| 0.000 000 | 0.014 486 | 0.000 000 | 0.000 000 |
| 0.000 000 | 0.000 000 | 0.008 160 | 0.000 000 |
| 0.000 000 | 0.000 000 | 0.000 000 | 0.005 068 |

3.3 SVAR 模型脉冲响应函数分析

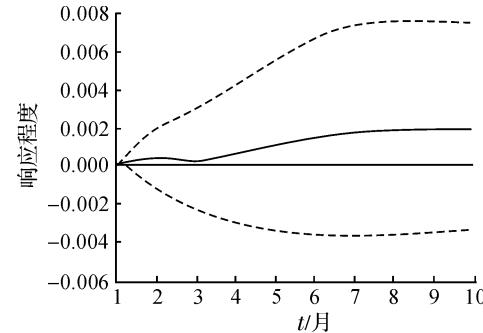
SVAR 模型脉冲响应函数与 VAR 脉冲响应函数有所不同。前者的主要特点在于:在 VAR 模型误差项进行分解的前提下,得到同期独立的随机干扰项。并在此基础上研究所选的内生变量的一个随机冲击对系统传导效应的影响就不会受到其他因素的干扰,从而使所得结果更为准确可靠。

根据本研究目标,选取人民币兑美元汇率、国家外汇储备及货币供应量 M_0 作为随机冲击,分析这些指标对股票市场的脉冲影响(图 2~4)。

图 2 $\ln sz$ 对 hl 结构冲击的响应图形Fig. 2 Response of $\log(\ln sz)$ to $\log(hl)$ 图 3 $\ln sz$ 对 wh 结构冲击的响应图形Fig. 3 Response of $\log(\ln sz)$ to $\log(wh)$

从图 2 可以看出:当在前三期给人民币兑美元即期汇率一个负冲击后,上证综指在第二期达到最低点,之后的第三期至第七期迅速增长。当然,在第二期至第三期之间,给人民币兑美元即期汇率仍然是一个负冲击,第四期后是一个正冲击,第八期之后稳定增长。这表明汇率的某一冲击在前三个月会给股市一个反向冲击,之后的四个月内带来正向冲击,而在八个月之后汇率才对股市的上涨产生拉动作用。如图 3 所示,在当期给国家外汇储备一个正向冲击之后,上证综指稳定增长。因此可以说明,国家外汇储备的增加,在当期会对股市的上涨产生一个上拉的传导作用。货币供应量 M_0 与汇率一样,对上证综指的传导效应比较复杂。在前四期,给货币供应量 M_0 一个正冲击后,上证综指会在第二期出现一个高位,在第三期出现一个低位。但总体而言,其增长是比较稳定的。第四期至第八期之间上证综指出现一个较为明显的涨幅,之后又呈现稳定增长的趋势。

根据所要研究的目的,对人民币兑美元汇率和货币供应量 M_0 进行分析,不难发现:上证综指对人民币兑美元汇率与央行货币供应量 M_0 的结构冲击在周期上具有一定联系。例如 $\ln sz$ 对 hl 的结构冲击达到最低点时(在第二期上), $\ln sz$ 对 $\ln M_0$ 的结构冲击达到前三期的最高点(图 4)。在第一期与第四期(确切说是第三期与第四期之间)时 $\ln sz$ 对 hl 的结构冲击为零,此时, $\ln sz$ 对 $\ln M_0$ 的结构冲击也为零。不能说这只是一个巧合。虽然一国货币供给的减少使该国货币在外汇市场上升值(当然也可以反过来论证),但由于存在着对外贸易地位、国内经济或者其他方面的因素影响,这一结论有可能并不适用^[12]。又由于 2004 年底至 2005 年和 2009 年底至 2010 年的两次较为明显的通货膨胀,当然也存在着出口、金融机构存贷款利率或余额等其他因素的影响,导致汇率和货币供应量之间的联系程度有所减弱。

图 4 $\ln sz$ 对 $\ln M_0$ 结构冲击的响应图形Fig. 4 Response of $\log(\ln sz)$ to $\log(\ln M_0)$

人民币兑美元即期汇率和货币供应量 M_0 对上证综指的传导效应较为复杂,但若将两者结合可以看出,传导效应分三个阶段:第一阶段在前四期,第二阶段为第四期至第八期,第三阶段为第八期之后。外汇储备对上证综指的传导影响是稳定的,并呈正相关传导。当然,货币供应量 M_0 也是如此,即对上证综指传导影响成正相关。

4 结论与建议

4.1 研究结论

本研究通过 2001 年 1 月至 2010 年 12 月的 120 个数据样本,运用 EViews 软件建立四个内生变量、两个外生变量的滞后 3 阶的 SVAR(3)模型,同时结合短期货币供给与外汇市场理论分析在外汇市场(主要为汇率)影响条件下的中国货币政策对股票市场的传导效应。实证检验结果显示:

第一,中国货币政策中的基础货币供应量 M_0 和外汇储备规模均对股票市场存在较大的传导影响。无论是否存在外汇市场干预的条件,基础货币供应量与股市票市场一直呈现明显的“追随”效应。若不存在外汇市场的作用情况下,基础货币供应量对股市的传导效应就会更为明显。而存在外汇市场影响条件下,这种情况在七个月至八个月后出现。同时这种现象在之后的相当一段时期内保持不变。但在短期之内,通货对股市的影响不是非常大。这说明,中国投资渠道狭隘,投资方式单一,通货主要集中在股票市场。虽然这有利于中国企业的生存发展,但高风险的股市给投资者带来的巨大损失也是不容忽视的,并且有可能出现严重的股市泡沫和经济泡沫现象。外汇储备与股票市场的联系从表面看来不是非常紧密,但若一旦与出口额、经济发展趋势联系,这种正冲击的关系显得尤为明朗。中国的外汇储备主要是以外国货币为主,而外国货币则是通过巨大的出口额赚取的。这种良好的经济发展趋势和国际贸易顺差使国内企业在股市上呈现繁荣。但是,巨大的外汇储备也加剧了股市波动的风险,从而直接威胁到中国金融市场的稳定。

第二,人民币兑美元汇率对股市的传导效应较为复杂;短期内呈较弱的负相关,之后呈正相关,并且这种关系随着时间的延长显得更为明显。汇率在出现微弱升值时,将直接影响股市下跌。因为短期内汇率的上升(微调)会让投资者认为国内的通货膨胀将会到来。同时,汇率与出口也紧密相连。传统贸易理论成立的一个前提条件是满足马歇尔·勒纳条件,以汇率升值为例,即汇率升值导致的出口数量的减少要大于升值带来的价格的减少^[13]。但是,由于中国出口的商品在价格上的优势,使得马歇尔·勒纳条件并不适合中国。因此 2005 年出现的人民币汇率改革对中国股市并不存在较大影响。相反,中国的进出口贸易主要是以加工贸易为主,汇率的升值降低了加工贸易企业进口的成本,增加了这些企业的价格竞争力,这使中国的出口产量增加,进而传导到中国股市。

4.2 政策建议

基于实证结果及实证分析,为保障股市投资者的利益,推动股票市场稳定合理发展,促进经济平稳发展,可以从股市传导因素上进行完善:

4.2.1 合理控制基础货币和通货,加强短期资本流动监管

中国的通货由中国人民银行(央行)发行,这就要求央行必须加紧对基本货币的监管。首先,央行本身必须根据中国社会经济发展状况和资金流通情况发行货币,加强对流动中货币的监管力度,防止出现通货膨胀或者通货紧缩等影响经济稳定发展情况的出现。其次,利用金融机构存贷款利率、存款准备金率等引导投资者对流通中货币的正确投资,以尽可能减少热钱投机行为。此外,国家外汇管理局必须与有关部门合作,加强对国际短期流动资本尤其是国际投机资本的监管,尽可能减少国际投机资本通过灰色渠道流入中国金融市场。

4.2.2 完善汇率市场化改革

虽然汇率不可能直接影响股票市场,可能需要通过通货、利率、对外贸易等手段进行干扰股票市场,但不容否认的是汇率在货币当局(主要指央行)制定货币政策时起着不可小觑的地位,在很大程度上利用

汇率对宏观经济进行调控。因此,汇率的市场化改革是必需的。通过市场无形之手调节人民币兑外币汇率,不仅利于国内产业链调整和产业改革,同时也有利于中国金融市场秩序的完善和稳定。当然汇率改革需要央行逐步调整,甚至需要对利率的调整来进行。

随着中国金融市场对外开放的程度不断加深,外汇市场的供给和需求愈走向频繁化和复杂化。如果要稳定国内的股票市场甚至是整个金融市场,央行应该深化外汇篮子的波动幅度,加快汇率市场化改革进程。

4.2.3 增加对外投资,完善外汇储备管理

中国外汇储备主要以美元为主,外汇储备结构存在很大的问题。同时,巨大的外汇储备也成了中国外汇管理的沉重包袱。这不利于中国金融市场增强抗国际金融风险能力。此外巨额的单一的外汇储备会直接影响到中国对外贸易结构甚至是中国宏观经济发展结构。因此,有选择性的对外投资有利于消化中国巨大的外汇储备,同时也可减轻基础货币发行过量的压力。在选择对外投资方面,可通过合格境内机构投资者投资国外资产。如此可更好地提高中国机构投资者的投资水平和素质,并能进一步完善中国金融市场的秩序,加快中国金融市场融入世界的进程。

4.2.4 增强进出口上市企业的国际竞争力

上市企业是中国证券市场的重要组成部分,是股票市场的主力军。若进出口上市公司的抗汇率波动风险能力上升,则直接有利于中国股票市场的抗汇率风险能力。因此进出口上市公司首先需提高企业管理水平,尤其是资产与负债的管理,尽可能降低汇率波动对其业务收入的影响。其次,可参与金融衍生工具交易,对冲因汇率波动而带来的风险。当然,企业更应不断提高企业产品核心竞争力,扩大企业和产品在国际市场的影响,提高企业抗国际风险能力。

5 结语

根据以上研究结果可以看出,中国股票市场受货币政策影响较大,所受影响也较为复杂。因此,中国的外汇市场、利率市场等货币市场有待于进一步国际化和市场化,股市则需货币当局与证券市场监管部门联合调控与监管,从而合力创造稳定的证券投资环境。

参考文献:

- [1] 胡仕福.我国股市的货币政策动态效应分析:基于 SVAR 模型的实证研究[J].金融与经济,2011(1):45-49.
- [2] 耿宝民,谭振杰.股票市场货币政策传导效应研究文献综述[J].中国物价,2010(5):32-34.
- [3] Kearney C, Daly K. The causes of stock market volatility in Australia[J]. Applied Financial Economics, 1998,8(6): 597-605.
- [4] 谭振杰.股票市场货币政策传导效应的研究综述[J].中国集体经济,2010(36):59-60.
- [5] 孙华妤,马跃.中国货币政策与股票市场的关系[J].经济研究,2003(7):44-53,91.
- [6] 刚猛,陈金贤.实际股票收益、通货膨胀与货币政策的周期[J].延边大学学报:社会科学版,2003(4):81-84.
- [7] 刘焜松.中国货币供应量与股市价格的实证研究[J].管理世界,2004(2):131-132,138.
- [8] 徐慧贤,郭玉洁.我国股票市场与货币需求的实证分析[J].内蒙古财经学院学报,2007(1):66-69.
- [9] 王立民,王婷.2007 年中国股市与利率关系的研究[J].北京科技大学学报:社会科学版,2008(1):22-26.
- [10] 邱云波.中国股票收益率和货币政策目标动态关系的实证分析[J].经济评论,2009(1):26-33.
- [11] 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,2006:255-257.
- [12] 保罗·克鲁格曼,茅瑞斯·奥伯斯法尔德.国际经济学[M].海闻,译.5 版.北京:中国人民大学出版社,2002:355.
- [13] 吴文安.人民币汇率与股票价格相关性的实证分析[D].上海:上海师范大学,2010:40.