

货币政策与股票收益率的 非线性影响机制研究

张小宇 刘金全 刘慧悦

(吉林大学数量经济研究中心,吉林长春 130012; 吉林大学农学部,吉林长春 130062)

摘要:本文对股票收益率、货币政策以及产出之间的动态关系进行了线性检验,结果发现三者之间的动态调整过程存在明显的非线性特征。在此基础上构建了平滑迁移结构向量自回归模型(ST-SVAR)刻画三者之间的非线性关系,并计算了ST-SVAR模型的广义脉冲响应函数。结果发现货币政策对股票市场具有显著影响,并存在非对称性,即扩张性的货币政策对股票市场的拉动效应大于紧缩性的货币政策对股票市场的抑制效应。而产出与股票收益率之间的关系并不明显,股票收益率并不能完全反应经济基本面,存在一定程度的两分性。

关键词:股票收益率;货币政策;非线性

JEL 分类号:F019; F064; F120 文献标识码:A 文章编号:1002-7246(2013)01-0038-15

一、引言

随着我国金融市场的不断发展和完善,股票市场已经成为重要的融资渠道,然而股票市场一方面受到货币政策的影响,货币供应量以及利率的波动引起股票价格的变动,进而导致股票收益率的波动,另一方面股票市场又受实体经济的影响,尽管随着股票市场不确定性的增加,短期内可能背离经济基本面,但长期还需要实体经济作支撑。Thorbecke (1997) 利用向量自回归模型(VAR)分析了由联邦基金利率、股票收益率以及工业增加值等变量组成的多元系统,结果发现货币政策对股票收益率具有显著影响。Bernanke 和

收稿日期:2012-05-24

作者简介:张小宇,吉林大学数量经济学专业博士研究生,吉林大学农学部讲师,Email:xiao_yu@jlu.edu.cn.

刘金全,经济学博士,吉林大学数量经济研究中心教授,Email:jqliu1964@yahoo.com.cn.

刘慧悦,吉林大学数量经济学专业博士研究生。

本研究得到国家社会科学基金重大项目“‘十二五’期间我国经济周期波动态势与宏观经济调控模式研究”(10zd&006);国家自然科学基金项目“非线性随机波动模型估计方法及应用研究”(70971055);教育部人文社会科学研究一般项目(11YJC790158)以及吉林大学研究生创新基金资助项目(20121026)的资助。作者感谢匿名评审人的建议,文责自负。

Kuttner (2005) 的研究则表明联邦基金利率的非预期下调对股票市场将形成明显的利好并导致股票价格指数的上涨。我国学者孙华妤和马跃 (2003)、郭金龙和李文军 (2004)、吕江林 (2005) 以及肖卫国和袁威 (2011) 利用 VAR 模型、Granger 因果关系检验和协整检验等方法对货币政策与股票收益率之间的关系进行了实证检验, 同样发现股票收益率与货币政策存在关联的证据。

然而上述研究均是在线性模型的基础上考察货币政策与股票收益率之间的关系, 并未考虑货币政策可能对股票价格及股票收益率的非线性及非对称影响。Almeida 和 Campello (2007) 以及 Livdan 等 (2009) 认为如果投资主体的融资渠道受到约束, 将导致货币政策对金融市场产生非对称效应。Chen (2007) 以及方舟等 (2011) 利用马尔可夫区制转移模型验证了货币政策对股票收益率的非对称影响。同样, 大量文献证实产出等宏观经济变量对股票收益率也具有非对称效应。如 Bradley 和 Jansen (2004) 构建了股票收益率和工业产出的线性模型和非线性平滑迁移自回归模型 (STAR), 并比较了线性模型和非线性模型的预测能力, 结果发现与线性模型相比, STAR 模型的预测效果更好。Hyde 和 Bredin (2005) 利用平滑迁移回归模型对加拿大、法国、德国、日本、英国和美国的股票收益率和相关宏观经济变量进行了非线性影响关系的检验, 结果发现部分国家工业增加值对股票收益率具有显著的非线性影响。

为识别货币政策和产出对股票收益率的非线性及非对称性影响, 本文将在 Weise (1999) 提出的平滑迁移向量自回归模型 (STVAR) 的基础上, 构造非线性平滑迁移结构向量自回归模型 (ST-SVAR) 识别三者之间的动态调整机制。与 STVAR 模型相比, 本文构造的 ST-SVAR 模型将在如下两个方面对 STVAR 模型进行扩展。第一, 允许 STVAR 模型中内生变量间存在同期影响, 考虑到股票市场对货币政策以及经济基本面的变化反应比较迅速, 因此在股票收益率方程中将包含当期的货币政策和产出变量, 测度二者对股票市场的同期影响。第二, 允许 STVAR 模型中不同方程可以选择不同的转移函数及转移变量, 允许股票收益率、货币政策以及产出序列具有不同的非线性转移机制。与 STVAR 模型相比, ST-SVAR 模型能够更好地识别股票收益率、货币政策以及产出三者之间的非线性动态调整机制。通过计算股票收益率对货币政策冲击以及产出冲击的广义脉冲响应函数, 可识别和测度股票收益率对不同方向、不同冲击强度的货币政策 (产出) 冲击的反应。

二、股票收益率、货币政策与产出的非线性 ST-SVAR 模型的构建

为反应股票收益率与货币政策及经济基本面之间的关系, 构造如下 p 阶三元 VAR 模型:

$$x_t = c + \Phi_1 x_{t-1} + \Phi_2 x_{t-2} + \cdots + \Phi_p x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中 $x_t = (dr_t, gy_t, rsh_t)'$, dr_t 表示利率差分, 测度货币政策的松紧, gy_t 表示产出增长率, 利用工业增加值增速测度, rsh_t 表示股票收益率, 利用上证指数收益率测度。 c 为

3×1 维的截距向量, Φ_i ($i = 1, 2, \dots, p$) 为 3×3 维的系数矩阵, 扰动项 $\varepsilon_t \sim i. i. d. N(0, \Omega)$, Ω 为 ε_t 的方差协方差矩阵。在上述由利率差分、产出增长率以及股票收益率构成的三元系统中, 并未考虑三者之间的当期影响。而实际上股票市场对货币政策以及经济基本面的反应是非常迅速的, 为此将上述 VAR 模型扩展为如下的结构 VAR 模型 (SVAR):

$$Bx_t = c + \Phi_1 x_{t-1} + \Phi_2 x_{t-2} + \dots + \Phi_p x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中,

$$B = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ \delta_{10} & \delta_{20} & 1 \end{pmatrix} \quad (3)$$

表示股票收益率受当期的货币政策和产出的影响, 而货币政策与产出不受其它变量的当期值影响。

进一步, 为反应股票收益率、货币政策以及产出之间的非线性关系, 在上述 SVAR 模型的基础上构建 ST-SVAR 模型:

$$\begin{aligned} dr_t = & (\alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_{1j} dr_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{2j} gy_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{3j} rsh_{t-j}) (1 - F(s_{1t-d}; \lambda_1, c_1)) \\ & + (\alpha_0^* + \sum_{j=1}^p \alpha_{1j}^* dr_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{2j}^* gy_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{3j}^* rsh_{t-j}) F(s_{1t-d}; \lambda_1, c_1) + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} gy_t = & (\beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_{1j} dr_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{2j} gy_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{3j} rsh_{t-j}) (1 - F(s_{2t-d}; \lambda_2, c_2)) \\ & + (\beta_0^* + \sum_{j=1}^p \beta_{1j}^* dr_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{2j}^* gy_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{3j}^* rsh_{t-j}) F(s_{2t-d}; \lambda_2, c_2) + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} rsh_t = & (\delta_0 + \sum_{j=0}^p \delta_{1j} dr_{t-j} + \sum_{j=0}^p \delta_{2j} gy_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{3j} rsh_{t-j}) (1 - F(s_{3t-d}; \lambda_3, c_3)) \\ & + (\delta_0^* + \sum_{j=0}^p \delta_{1j}^* dr_{t-j} + \sum_{j=0}^p \delta_{2j}^* gy_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{3j}^* rsh_{t-j}) F(s_{3t-d}; \lambda_3, c_3) + \varepsilon_{3t} \end{aligned} \quad (6)$$

其中 $F(s_{i-d}; \gamma, c)$ 为转移函数, s_{i-d} 为转移变量, d 为滞后参数, γ 称为斜率参数, 测度变量由一个区制向另一个区制转换的平滑程度, 参数 γ 越大, 表明区制转换速度越快。特别地, 当 $\gamma \rightarrow +\infty$ 时, 不同区制间可以实现“跳跃式”转换。 c 为位置参数, 测度转移变量在不同区制间转换的门限值。转移函数 $F(s_{i-d}; \gamma, c)$ 可设定为逻辑函数 (Logistic) 和指数函数 (Exponential) 的形式。其中逻辑转移函数可表示为:

$$F(s_{i-d}; \gamma, c) = \{1 + \exp[-\gamma(s_{i-d} - c)]\}^{-1}, \gamma > 0 \quad (7)$$

该转移函数是关于转移变量 s_{i-d} 的单调递增函数。当 $s_{i-d} - c = 0$ 时, $F = 1/2$; 当 $s_{i-d} - c > 0$ 时, $F > 1/2$; 而当 $s_{i-d} - c < 0$ 时, $F < 1/2$ 。当 $s_{i-d} - c \rightarrow +\infty$ 时, $F \rightarrow 1$; 当 $s_{i-d} - c \rightarrow -\infty$ 时, $F \rightarrow 0$, 斜率参数 γ 越大, 转移函数 F 由 0 向 1 (由 1 向 0) 的转换速度越快。特别地, 当 $\gamma \rightarrow +\infty$ 时, 逻辑平滑迁移回归模型可退化为一个两区制的门限回归模型。为方便, 将 $F = 0$ 和 $F = 1$ 两种情形分别记为区制 0 和区制 1。

指数转移函数可表示为:

$$F(s_{t-d}; \gamma, c) = 1 - \exp[-\gamma(s_{t-d} - c)]^2, \gamma > 0 \quad (8)$$

指数转移函数是关于 $s_{t-d} = c$ 的对称函数。当 $s_{t-d} = c$ 时, $F = 0$; 当 $s_{t-d} - c \rightarrow \pm \infty$, 时, $F \rightarrow 1$, 斜率参数 γ 越大, 转移函数 F 由 0 向 1 (由 1 向 0) 的转换速度越快。特别地, 当 $\gamma \rightarrow +\infty$ 时, 指数平滑迁移回归模型可退化为一个两区制的门限回归模型。同理, 将 $F = 0$ 和 $F = 1$ 两种情形分别记为区制 0 和区制 1。

按照 Teräsvirta (1994) 总结的 STAR 模型的建模方法, 由式 (4)、式 (5) 和式 (6) 表示的 ST-SVAR 模型的建模步骤应包括以下几个步骤:

第一, 估计由式 (1) 表示的线性 VAR 模型, 根据 AIC、SC 等信息准则, 确定模型最佳的滞后阶数 p , 作为非线性 ST-SVAR 模型滞后阶数的参考^①。

第二, 通过设定不同的转移变量对 ST-SVAR 模型中的三个方程进行线性检验, 若拒绝模型为线性的原假设, 选择对应最小显著性概率 (p 值) 的转移变量作为该方程的转移变量。

第三, 若检验表明上述模型中三个方程均为非线性的, 则进一步进行模型的设定检验, 确定转移函数的形式。

第四, 确定转移函数形式后, 利用非线性最小二乘法或全信息极大似然法 (FIML) 对上述非线性模型进行单方程或系统估计。

第五, 通过计算广义脉冲响应函数, 分析股票收益率、货币政策以及产出之间的冲击反应。

三、基于非线性 ST-SVAR 模型的线性检验

对于由式 (4)、式 (5) 和式 (6) 表示的 ST-SVAR 模型, 分别对三个方程单独进行非线性检验, 由于 STAR 模型中存在不可识别的冗余参数, 因此 Teräsvirta 和 Anderson (1992) 建议采用泰勒近似的方法对 STAR 模型进行线性检验。

1. ST-SVAR 模型的线性检验及转移变量的选择

下面以股票收益率方程为例简要介绍 ST-SVAR 模型的线性检验及转移变量的选取原则, 对于由式 (6) 表示的 STAR 模型, Teräsvirta 和 Anderson (1992) 建议在 $\lambda = 0$ 处进行三阶泰勒近似:

$$rsh_t = \theta_0 X + \theta_1 X s_{3t-d} + \theta_2 X s_{3t-d}^2 + \theta_3 X s_{3t-d}^3 + v_t \quad (9)$$

其中 $X = (1, dr_t, dr_{t-1}, \dots, dr_{t-p}, gy_t, gy_{t-1}, \dots, gy_{t-p}, rsh_{t-1}, \dots, rsh_{t-p})'$, θ_i , $i = 0, 1, 2, 3$ 为对应的回归系数向量, 随机误差项 v_t 中包含式 (6) 中的随机误差项以及泰勒展开余式。通过将式 (6) 进行泰勒近似, 将对式 (6) 进行线性检验, 对应的原假设:

^① 理论上讲, 线性 VAR 模型的最优滞后阶数并不一定是非线性 ST-SVAR 模型的最优滞后阶数, 但仍可作为非线性 STAR 模型最优滞后阶数选择的一个参考, 该种非线性模型滞后阶数的选取方法被大多数学者所采用, 如 Granger 和 Teräsvirta (1993)、vanDijk 和 Teräsvirta (2002) 以及刘金全等 (2009)。

$$H_0: \delta_0^* - \delta_0 = \delta_{1j_1}^* - \delta_{1j_1} = \delta_{2j_2}^* - \delta_{2j_2} = \delta_{3j_3}^* - \delta_{3j_3} = 0, j_1, j_2 = 0, 1, \dots, p, j_3 = 1, \dots, p$$
(10)

转化为对式(9)进行线性检验,对应的原假设为:

$$H_0: \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = 0$$
(11)

通过设定不同的转移变量,并估计式(9)表示的线性方程及相应的约束回归方程,可构造如下的拉格朗日乘子检验统计量对上述方程进行线性检验:

$$LM_3 = \frac{T(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0} : \chi^2(3(k-1))$$
(12)

或

$$LM_3 = \frac{\frac{(SSR_0 - SSR_1)}{(3(k-1))}}{\frac{SSR_1}{(T-(4k-3))}} : F(3(k-1), T-(4k-3))$$
(13)

T 为样本观测值的个数, SSR_0 为约束回归残差平方和, SSR_1 为无约束回归残差平方和, k 为 X 中变量的个数。Teräsvirta 和 Anderson (1992) 通过模拟实验发现 F 分布类型的 LM 统计量更适合在小样本情况下作为 STAR 模型非线性检验的统计量。为此,下文线性检验结果中给出的 LM_3 统计量均为 F 分布类型的统计量。若拒绝模型为线性的原假设,进一步可通过比较不同转移变量对应的线性检验 LM_3 统计量的显著性概率,取最小显著性概率对应的变量为模型的转移变量。

上述标准的 LM 线性检验假设扰动项同方差,若扰动项出现异方差,仍然利用标准的 LM 线性检验方法进行检验可能会倾向于拒绝模型为线性的原假设。因此 Wooldridge (1990; 1991) 对标准 LM 线性检验方法进行改进,并给出了模型存在异方差时线性检验的检验方法,即 STAR 模型异方差稳健检验方法。然而, Lundbergh 和 Teräsvirta (1998) 利用 Wooldridge 异方差稳健检验方法进行了实证模拟,结果发现在某些情形下, Wooldridge 异方差稳健检验方法的检验功效非常低,此时 Wooldridge 异方差稳健检验倾向于接受线性原假设。因此 Lundbergh 和 Teräsvirta (1998) 不推荐利用 Wooldridge 异方差稳健检验方法检验条件均值模型的非线性。

另外, van Dijk 等人 (1999) 研究发现,对于真实数据生成机制为线性的模型,若包含奇异值,标准的 LM 线性检验方法也倾向于拒绝模型为线性的原假设。因此 van Dijk 等人 (1999) 推荐使用奇异值稳健检验方法对标准 LM 检验进行改进。为保证本文线性检验结果的稳健性,我们将分别给出标准 LM 检验、异方差稳健检验以及奇异值稳健检验结果。

① 式(9)中,由于转移函数 F 的转移变量包含在解释变量 χ 中,为避免模型出现共线性,故将重复解释变量剔除,因此实际有效约束条件的个数为 $3(k-1)$ 个。

2. ST-SVAR 模型的线性检验结果

(1) 数据描述

本文股票收益率数据采用上证指数收益率测度,数据频度为月度数据,数据的起止时间为1996年2月至2011年9月^①。月度上证指数收益率的计算过程如下:

首先利用上证指数组日收盘价和日成交量数据,将日成交量作为权数计算月度内各交易日收盘价的加权算术平均数,作为上证指数的月度收盘价 pcl_t ;然后利用月度收盘价计算月度股票收益率:

$$rsh_t = \frac{(pcl_t - pcl_{t-1})}{pcl_{t-1}} \times 100 \quad (14)$$

上证指数的月度收益率数据如图1所示。选择利率差分 dr_t 测度货币政策的松紧, $dr_t > 0$, 表示利率上调, 代表紧缩性的货币政策, $dr_t < 0$, 表示利率下降, 代表扩张性的货币政策。选择7天期银行间同业拆借利率作为利率的代理变量^②, 利率差分的时间路径见图2。选择工业增加值增速测度产出的变化, 由于2006年以后各年1月份工业增加值增速的数据未公布, 因此对缺失数据进行插值处理。即利用相邻两月工业增加值增速的算术平均数作为1月份工业增加值增速。另外注意到工业增加值增速存在季节成分, 我们还对工业增加值增速序列进行了季节调整, 利用EViews软件中X11季节调整方法剔除季节成分后的工业增加值增速如图3所示。

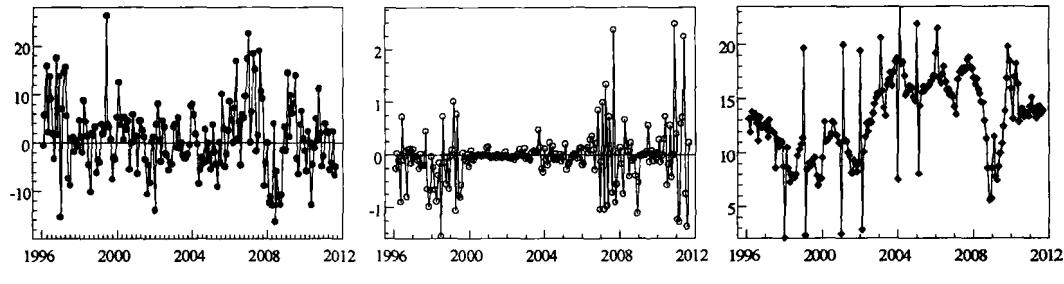


图1 股票收益率(%)

图2 利率差分

图3 工业增加值增速(%)

(2) 模型的线性检验结果

在进行线性检验之前,首先估计由式(1)表示的VAR模型^③,通过比较AIC以及SC信息准则,将模型的滞后阶数设定为2阶。然后分别将式(4)、式(5)和式(6)中包含的解释变量作为转移变量,进行线性检验,检验结果见表1所示。

^① 本文数据起始时间为1996年1月份,但由于需要计算增长率及差分数据,因此实际有效数据的起始时间为1996年2月份。

^② 之所以选择银行间同业拆借利率作为利率的代理变量,而未选择商业银行存贷款利率作为代理变量是因为商业银行存贷款利率调整的频度较低,数据的平滑性较差,进而影响模型的估计结果。

^③ 为避免因非平稳数据建模出现的伪回归问题,采用ADF以及PP检验方法对股票收益率、利率差分以及工业增加值增速序列进行单位根检验,检验结果表明上述三个序列均为平稳序列,检验结果略。

表 1 线性检验与转移变量的选择

转移 变量	股票收益率方程			利率方程			产出方程		
	LM_3-S	LM_3-W	LM_3-O	LM_3-S	LM_3-W	LM_3-O	LM_3-S	LM_3-W	LM_3-O
rsh_{t-1}	1.16 [0.29]	1.05 [0.41]	1.80** [0.02]	1.64* [0.06]	0.66 [0.85]	0.93 [0.54]	1.28 [0.21]	1.09 [0.36]	1.52* [0.09]
rsh_{t-2}	1.06 [0.40]	0.81 [0.72]	1.26 [0.20]	1.02 [0.44]	0.84 [0.65]	2.82*** [0.00]	0.78 [0.72]	0.86 [0.62]	2.69*** [0.00]
dr_t	1.04 [0.42]	0.78 [0.75]	1.86** [0.01]	—	—	—	—	—	—
dr_{t-1}	1.75** [0.02]	1.03 [0.43]	1.52* [0.07]	2.71*** [0.00]	1.47 [0.11]	3.15*** [0.00]	1.32 [0.18]	1.28 [0.21]	1.28 [0.21]
dr_{t-2}	1.66** [0.04]	1.07 [0.38]	1.30 [0.17]	1.48 [0.10]	0.89 [0.59]	1.62* [0.06]	1.53* [0.09]	0.91 [0.57]	1.17 [0.29]
gy_t	0.83 [0.69]	1.19 [0.26]	1.10 [0.36]	—	—	—	—	—	—
gy_{t-1}	0.58 [0.94]	0.79 [0.74]	1.15 [0.30]	1.84** [0.02]	1.19 [0.28]	1.89** [0.02]	3.40*** [0.00]	1.38 [0.15]	2.00*** [0.01]
gy_{t-2}	0.68 [0.87]	0.81 [0.72]	0.85 [0.66]	1.14 [0.32]	0.99 [0.47]	1.84** [0.02]	1.51* [0.09]	1.14 [0.32]	1.56* [0.08]

注: LM_3-S 表示标准 LM 线性检验, LM_3-W 表示 Wooldridge 异方差稳健检验, LM_3-O 表示奇异值稳健检验, 对于每一个转移变量, 第一行的数字为对应检验的 F 分布类型的拉格朗日乘子检验统计量, 第二行方括号中的数字为对应检验统计量的显著性概率, 即 P 值。 χ^2 分布类型的线性检验结果与 F 分布类型的检验结果没有显著性差异, 故略。“*”、“**”和“***”分别表示对应检验在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著。

从表 1 的检验结果可以看出, 对于异方差稳健检验, 无论是股票收益率方程、利率方程还是产出方程, 均未发现模型存在非线性的证据。为避免因模型不存在异方差, 导致利用异方差稳健检验倾向于接受模型为线性的情况发生, 我们分别对上表中标准 LM 检验拒绝模型为线性的转移变量所对应的线性检验式进行异方差检验, 检验结果见表 2^①。

表 2 线性检验式的 White 异方差检验结果

股票收益率方程			利率方程			产出方程		
转移变量	F 统计量	χ^2 统计量	转移变量	F 统计量	χ^2 统计量	转移变量	F 统计量	χ^2 统计量
dr_{t-1}	0.58 [0.94]	14.79 [0.93]	rsh_{t-1}	0.37 [1.00]	9.79 [1.00]	dr_{t-2}	0.37 [1.00]	9.76 [1.00]
dr_{t-2}	0.55 [0.95]	14.20 [0.94]	dr_{t-1}	0.98 [0.50]	23.70 [0.48]	gy_{t-1}	0.90 [0.60]	21.98 [0.58]
—	—	—	gy_{t-1}	0.61 [0.92]	15.62 [0.90]	gy_{t-2}	0.93 [0.56]	22.60 [0.54]

注: 方括号中的数字为对应检验统计量的显著性概率。

① 异方差检验采用的方法为 White 异方差检验, 不包含交叉项。我们还利用 ARCH 方法进行了条件异方差的检验, 检验结果与 White 异方差检验结果是一致的, 故略。

从表2的检验结果可以看出,无论是 F 分布还是 χ^2 分布的检验统计量,White异方差检验均未发现股票收益率方程、利率方程以及产出方程的线性检验式存在异方差。当模型线性检验式不存在异方差时,异方差稳健检验倾向于接受线性原假设可能是本文异方差稳健检验未发现模型存在非线性的主要原因。

对于股票收益率方程, dr_{t-1} 作为转移变量时,标准LM线性检验以5%的显著性水平拒绝模型为线性的原假设,奇异值稳健检验也能在10%的显著性水平上拒绝原假设,故我们将 dr_{t-1} 作为股票收益率方程的转移变量。对于利率方程, dr_{t-1} 作为转移变量时,标准LM线性检验和奇异值稳健检验均能在1%的显著性水平上拒绝模型为线性的原假设, gy_{t-1} 作为转移变量时,标准LM线性检验和奇异值稳健检验均能在5%的显著性水平上拒绝模型为线性的原假设,按照最小显著性概率原则,将利率方程转移变量设定为 dr_{t-1} 。对于产出方程, gy_{t-1} 作为转移变量时,标准LM线性检验和奇异值稳健检验均能在1%的显著性水平上拒绝模型为线性的原假设,故选择变量 gy_{t-1} 作为产出方程的转移变量。

(3) 模型转移函数的选择

确定模型的转移变量后,可通过Teräsvirta和Anderson(1992)给出的检验程序选择转移函数,即对式(9)作如下的约束检验:

$$H_{03}: \theta_3 = 0 \quad (15)$$

$$H_{02}: \theta_2 = 0 \text{ or } \theta_3 = 0 \quad (16)$$

$$H_{01}: \theta_1 = 0 \text{ or } \theta_2 = \theta_3 = 0 \quad (17)$$

在上述三个约束检验中,若 H_{02} 检验对应的显著性概率是最小的,转移函数选择指数函数的形式,否则选择逻辑函数的形式。

利用线性检验中确定的转移变量,对股票收益率方程、利率方程以及产出方程进行转移函数的设定检验,检验结果见表3所示^①。

表3 模型转移函数的设定检验

检验原假设	股票收益率方程		利率方程		产出方程	
	标准 LM检验	奇异值 稳健	标准 LM检验	奇异值 稳健	标准 LM检验	奇异值 稳健
$H_{03}: \theta_3 = 0$	3.06*** [0.00]	3.36*** [0.00]	4.05*** [0.00]	1.94* [0.08]	0.45 [0.85]	2.56** [0.02]
$H_{02}: \theta_2 = 0 \text{ or } \theta_3 = 0$	0.78 [0.62]	3.48*** [0.00]	0.88 [0.51]	3.59*** [0.00]	9.42*** [0.00]	7.66*** [0.00]
$H_{01}: \theta_1 = 0 \text{ or } \theta_2 = \theta_3 = 0$	1.22 [0.29]	1.09 [0.37]	2.80** [0.01]	1.31 [0.26]	0.40 [0.88]	1.18 [0.32]

注:表中的检验统计量为 F 分布统计量,方括号中的数字为对应检验统计量的显著性概率,“*”、“**”和“***”分别表示对应检验在10%、5%和1%的显著性水平上显著。

^① 由于线性检验式的扰动项不存在异方差,因此在模型转移函数的设定检验中,未进行异方差稳健检验。表2中只给出了标准的LM检验和奇异值稳健检验结果。

从表 3 的检验结果可以看出,对于股票收益率方程和利率方程,尽管奇异值稳健检验均拒绝了 H_{03} 和 H_{02} 的原假设,其中股票收益率方程均能在 1% 的显著性水平上拒绝原假设,利率方程在 1% 的显著性水平上拒绝 H_{02} ,在 10% 的显著性水平上拒绝 H_{03} ,但对于标准的 LM 检验,上述两个方程均不能在 10% 的显著性水平上拒绝 H_{02} 的原假设,故本文将股票收益率方程和利率方程的转移函数设定为逻辑函数的形式。而对于产出方程,无论是标准的 LM 检验还是奇异值稳健检验, H_{02} 检验对应的显著性概率是最小的,因此将产出方程的转移函数设定为指数函数的形式。

四、非线性 ST-SVAR 模型的参数估计

对于非线性 STAR 模型,可以采用非线性最小二乘法估计其参数^①。考虑到本文构造的 ST-SVAR 模型中各方程之间存在关联性,因此本文采用全信息极大似然法 (FIML) 估计该模型。但是由于非线性模型估计结果对初值依赖较大,为此事先采用格点搜索的方法确定斜率参数 λ 和位置参数 c 的初值。通过计算斜率参数 γ 和位置参数 c 的不同组合对应的转移函数 F ,并将其作为已知样本数据代入到式 (4)、式 (5) 和式 (6) 所表示的 ST-SVAR 模型中,可以将非线性方程线性化,通过估计线性方程并比较残差平方和的大小,将最小残差平方和所对应的参数组合作为 FIML 估计的初值。另外,为避免转移变量的量纲对估计斜率参数 γ 的影响,对式 (7) 和式 (8) 表示的逻辑函数和指数函数做了调整,即对式 (7) 和式 (8) 中 $(s_{t-d} - c)$ 进行了缩放比例的处理,得到新的逻辑函数和指数函数的表达式为:

$$F(s_{t-d}; \gamma, c) = \{1 + \exp[-\gamma \frac{(s_{t-d} - c)}{\sigma_{s_t}}]\}^{-1}, \gamma > 0 \quad (18)$$

和

$$F(s_{t-d}; \gamma, c) = 1 - \exp[-\gamma \frac{(s_{t-d} - c)}{\sigma_{s_t}}]^2, \gamma > 0 \quad (19)$$

其中 σ_{s_t} 为相应转移变量 s_t 的样本标准差。将初值确定后,利用 FIML 可以实现对式 (4)、式 (5) 和式 (6) 所表示的股票收益率方程、利率方程和产出方程参数的系统估计,估计结果见表 4 所示。

从表 4 的估计结果可以看出,股票收益率方程中位置参数 c 的估计值为 -0.79,对应的斜率参数 λ 的估计值为 4.41,相对较小,区制转换速度较慢,这一点在图 4 (股票收益率方程转移函数) 中可以看出。与股票收益率方程相似,利率方程斜率参数的估计值也相对较小,对应的转移函数曲线所体现的区制变换比较平滑(见图 5)。而产出方程斜率

^① 若 STAR 模型的扰动项服从正态分布,则非线性最小二乘估计与极大似然估计是一致的。否则,非线性最小二乘估计则被称为伪极大似然估计。

参数的估计值较大,为16.93,表明产出增长率序列在不同区制间的转换比较迅速,这一点从图6中可以看出。但与股票收益率方程和利率方程相比,产出方程中大部分回归系数不显著,表明模型拟合较差。

表4 ST-SVAR模型的估计结果

变量	股票收益率方程		利率方程		产出方程		
	估计值	标准差	估计值	标准差	估计值	标准差	
区制0	<i>int</i>	17.14	16.98	-1.90	0.52	7.75	21.89
	<i>rsh</i> _{t-1}	0.87	0.39	0.03	0.01	0.07	0.12
	<i>rsh</i> _{t-2}	0.13	0.33	0.00	0.01	0.07	0.14
	<i>dr</i> _t	4.14	3.56	—	—	—	—
	<i>dr</i> _{t-1}	16.15	12.42	-0.64	0.31	2.58	1.69
	<i>dr</i> _{t-2}	-8.16	4.51	-0.42	0.12	0.58	1.51
	<i>gy</i> _t	-1.86	1.72	—	—	—	—
	<i>gy</i> _{t-1}	8.06	4.29	0.17	0.07	-0.25	2.59
	<i>gy</i> _{t-2}	-6.16	3.41	-0.07	0.06	0.40	0.20
区制1	<i>int</i>	0.65	2.22	-0.05	0.30	4.65	1.14
	<i>rsh</i> _{t-1}	0.27	0.08	-0.01	0.01	0.04	0.03
	<i>rsh</i> _{t-2}	0.06	0.08	0.00	0.01	0.02	0.03
	<i>dr</i> _t	-2.53	1.13	—	—	—	—
	<i>dr</i> _{t-1}	2.20	1.30	-0.31	0.11	0.43	0.44
	<i>dr</i> _{t-2}	-0.75	1.26	-0.18	0.11	0.89	0.45
	<i>gy</i> _t	-0.13	0.17	—	—	—	—
	<i>gy</i> _{t-1}	-0.02	0.17	-0.03	0.03	0.27	0.07
	<i>gy</i> _{t-2}	0.11	0.18	0.03	0.02	0.39	0.07
λ		4.41		4.32		16.93	
c		-0.79		-0.24		8.27	

注: *int* 表示截距项, 区制0中变量系数估计值为转移函数取0时对应变量的估计值, 即模型中变量 $X(1 - F(\cdot))$ 对应的系数估计值; 区制1中变量系数估计值为转移函数取1时对应变量的估计值, 即模型中变量 $XF(\cdot)$ 对应的系数估计值。

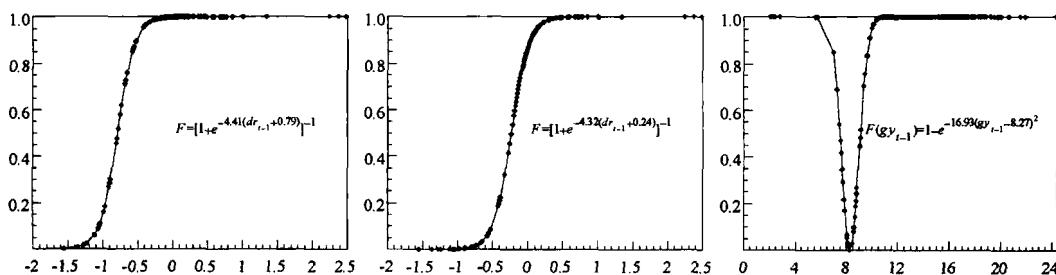


图4 股票收益率方程转移函数

图5 利率方程转移函数

图6 产出方程转移函数

五、股票收益率对货币政策及产出的冲击反应分析

在对上述 ST-SVAR 模型进行参数估计的基础上,可以通过计算广义脉冲响应函数测度货币政策及产出冲击对股票收益率的影响。Koop 等(1996)提出了计算非线性模型的广义脉冲响应函数的方法,股票收益率的广义脉冲响应函数可表示为:

$$GI_{nh}(q, \varepsilon_u, \omega_{t-1}) = E[rsh_{t+q} | \varepsilon_u, \omega_{t-1}] - E[rsh_{t+q} | \omega_{t-1}], q = 0, 1, \dots \quad (20)$$

其中 q 表示冲击的持续时期, ε_u ($i = 1, 2, 3$) 为 t 期来自货币政策、产出以及股票收益率的冲击, ω_{t-1} 表示特定的历史条件或人为构造的特定初值(如考查牛市($rsh_{t-1}, rsh_{t-2} > 0$) 或熊市($rsh_{t-1}, rsh_{t-2} < 0$)时股票收益率对来自货币政策、产出冲击的脉冲响应)。 $E[\cdot]$ 为预期算子。与线性模型的脉冲响应函数相比,非线性模型的广义脉冲响应函数具有如下几个特点:

第一,线性模型脉冲响应函数不依赖于特定的历史条件,而计算非线性模型脉冲响应函数前必须给定特定的历史条件。

第二,线性模型脉冲响应函数对正向冲击和反向冲击的响应是对称的,而非线性模型脉冲响应函数对正向冲击和反向冲击的响应可能存在非对称性。

第三,线性模型脉冲响应函数对不同强度(Size)冲击的响应是成比例的,而非线性模型脉冲响应函数对不同强度冲击的响应可能是不成比例的。

基于非线性模型广义脉冲响应函数的上述特点,本文利用 bootstrap 抽样方法分别计算了股票收益率在特定历史条件下对正向和反向货币(产出)冲击以及对不同强度的货币(产出)冲击的累积脉冲响应函数,抽样次数为 1000 次,并利用中位数绘制了相应的冲击反应曲线见表 7 至表 14(冲击的持续时期 $q = 12$)^①。

图 7 至图 10 为牛市($(rsh_{t-1}, rsh_{t-2} > 0)$)和熊市($(rsh_{t-1}, rsh_{t-2} < 0)$)条件下股票收益率对货币政策和产出冲击的累积脉冲响应函数。为了对正向冲击和反向冲击进行对比,图 7 至图 10 中股票收益率对反向货币(产出)冲击的脉冲响应取相反数。从股票收益率对货币政策的脉冲响应函数可以看出,无论股票市场处于牛市阶段还是熊市阶段,正向货币政策冲击($\varepsilon_{1t} < 0$)对股票市场的拉动效应明显高于反向货币政策冲击($\varepsilon_{1t} > 0$)对股票市场的抑制效应。而图 8 和图 10 表明,无论股票市场处于牛市阶段还是熊市阶段, t 期产出增长率的一倍标准差的正向(反向)冲击,在未来 1 年的时期内对股票收益率将产生持续的负向(正向)影响,表明我国股票收益率并不能真正反映经济基本面,即股票市场与实体经济之间的关系并不紧密,存在一定程度的两分性。下文中,将着重考察股票收益率对货币政策的冲击反应。

为测度特定历史条件是否影响股票收益率对货币政策的冲击反应,图 11 和图 12 分

^① 由于本文侧重考察股票收益率对货币政策及产出的冲击反应,因此文中没有给出货币政策和产出的冲击响应函数,有兴趣的读者可以邮件索取。

别给出了股票市场处于牛市和熊市阶段对正向以及反向货币冲击的脉冲响应。从图11可以看出,股票收益率对正向货币政策冲击的反应强烈依赖特定的历史条件,在股票市场处于牛市阶段,正向货币冲击对股票收益率的影响明显强于股票市场处于熊市阶段的情形。这可能是由于投资者在牛市和熊市时期对股票市场未来走势的心理预期存在差异导致的。然而并未发现股票收益率对反向货币政策冲击的反应依赖特定历史条件的证据(见图12)。

图13和图14分别绘制了股票收益率对1倍标准差和2倍标准差货币政策冲击的脉冲响应,为了更直观地比较股票收益率对货币政策冲击的反应是否存在冲击强度上的非对称性,将2倍标准差的脉冲响应函数作减半处理。从图13和图14可以看出,无论股票市场处于牛市还是熊市阶段,股票收益率对反向货币冲击的反应不存在强度上的非对称性,而对正向货币冲击的反应则明显存在强度上的非对称性。并且在股票市场处于不同阶段,上述非对称性还表现出不同的形式。当股票市场处于牛市阶段,大幅的正向货币冲击对股票市场的拉动作用更为明显,而当股票市场处于熊市阶段,小幅的正向货币冲击对股票市场的拉动作用更为显著。

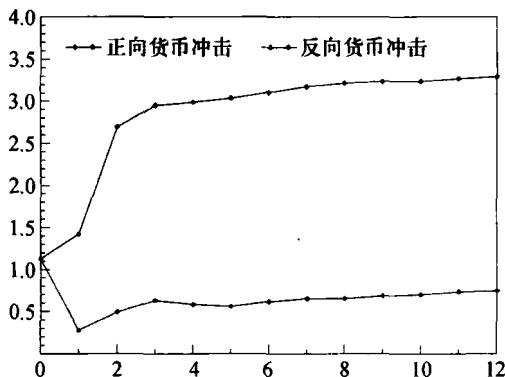


图7 对货币政策冲击的脉冲响应函数(牛市)

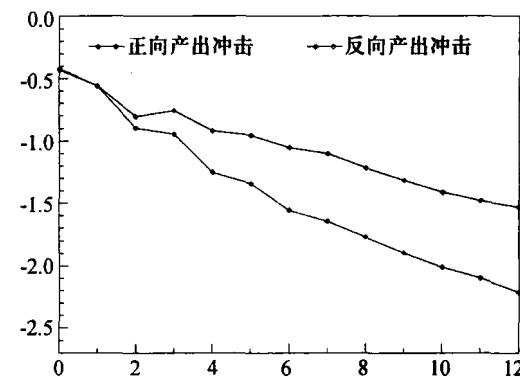


图8 对产出冲击的脉冲响应函数(牛市)

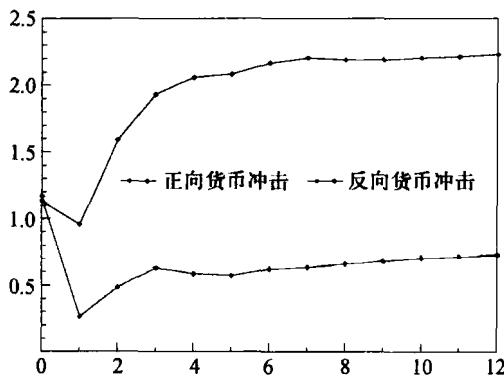


图9 对货币政策冲击的脉冲响应函数(熊市)

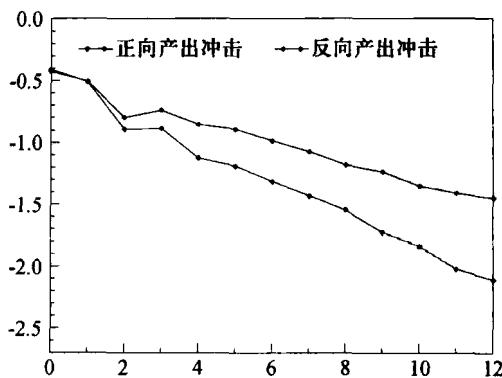


图10 对产出冲击的脉冲响应函数(熊市)

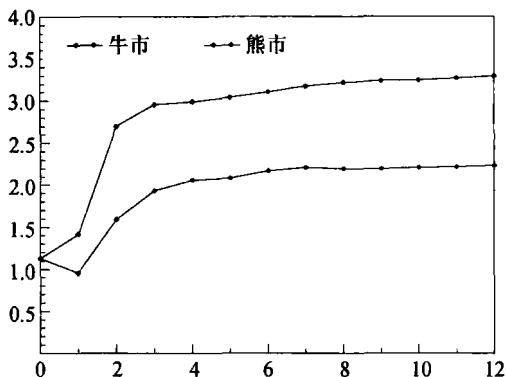


图 11 对正向货币政策冲击的脉冲响应函数

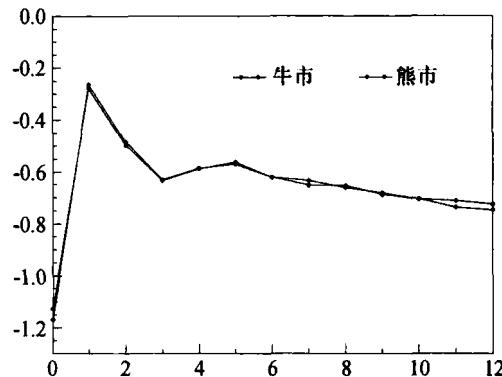


图 12 对反向货币政策冲击的脉冲响应函数

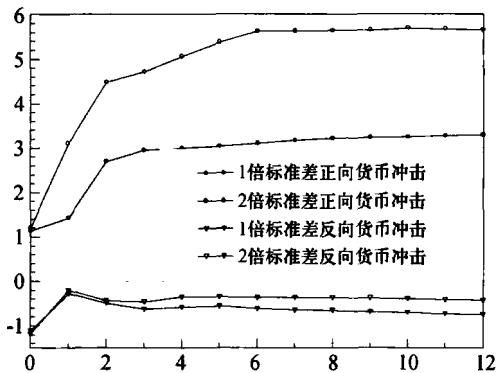


图 13 不同强度货币政策冲击的脉冲响应函数(牛市)

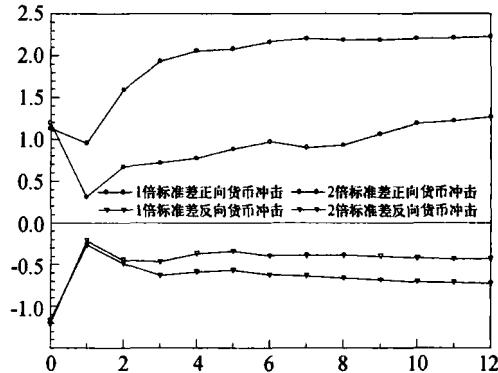


图 14 不同强度货币政策冲击的脉冲响应函数(熊市)

六、主要结论

本文在对股票收益率、货币政策以及产出三个变量进行 STAR 模型线性检验的基础上,构建了 ST-SVAR 模型,通过对 ST-SVAR 模型进行参数估计,计算了广义脉冲响应函数,测度了股票收益率对货币政策冲击以及产出冲击的非对称反应。得到如下几个基本结论:

第一,股票收益率、货币政策和产出构成的三元系统存在明显的非线性特征。表明股票收益率、货币政策以及产出之间的动态调整存在非线性特征,因此利用线性 VAR 模型不能完美刻画上述三个变量之间的动态调整过程。

第二,货币政策对股票市场的影响较为显著。从广义脉冲响应函数的计算结果可以看出, t 期的正向(反向)货币政策冲击,在未来 1 年内对股票收益率产生持续的正向(反向)影响。并且无论股票市场处于牛市阶段还是熊市阶段,股票收益率对正向货币冲击的反应均大于对反向货币冲击的反应,表明扩张性的货币政策对股票市场的拉动作用

大于紧缩性货币政策对股票市场的抑制作用。通过对股票收益率对不同强度货币政策冲击的反应,发现在股票市场处于熊市阶段,小幅的正向货币政策冲击对股票市场的拉动作用更为显著,而当股票市场处于牛市阶段,大幅的正向货币政策冲击对股票市场的拉动作用则更为明显。

第三,股票市场与实体经济存在一定程度的两分性。通过计算股票收益率对产出冲击的脉冲响应函数,发现 t 期的正向(反向)产出冲击,在未来1年内对股票收益率产生小幅的反向(正向)影响,表明我国股票市场短期内背离了经济基本面,与实体经济之间存在一定程度的两分性。特别是最近两年表现地尤为明显,受2007年下半年国际金融危机的影响,我国经济出现了下行风险,然而在国家出台了一系列刺激经济的扩张性货币政策和积极的财政政策后,自2009年1季度开始我国经济止跌回暖,率先从国际金融危机中摆脱出来,而我国股票市场自2009年下半年开始进入下行周期,至今已超过两年时间。但值得注意的是,从长期来看股票市场行情仍然依靠经济基本面支撑,但由于ST-SVAR模型主要考察变量间的短期动态调整特征,故股票市场与产出之间的长期关系不是本文考察的重点。另外,由于产出没有月度数据,利用工业增加值增速替代产出增速也可能是导致未能发现股票收益率与产出之间短期联系的原因,这是今后研究中需要改进的重点。

参 考 文 献

- [1] 方舟、倪玉娟和庄金良,2011,《货币政策冲击对股票市场流动性的影响——基于Markov区制转换VAR模型的实证研究》,《金融研究》第7期43~56页。
- [2] 郭金龙和李文军,2004,《我国股票市场发展与货币政策互动关系的实证分析》,《数量经济技术经济研究》第6期18~27页。
- [3] 刘金全、隋建利和李楠,2009,《基于非线性VAR模型对我国货币政策非对称作用效应的实证检验》,《中国管理科学》第3期47~55页。
- [4] 吕江林,2005,《我国的货币政策是否应对股价变动做出反应》,《经济研究》第3期80~90页。
- [5] 孙华妤和马跃,2003,《中国货币政策与股票市场的关系》,《经济研究》第7期44~53页。
- [6] 肖卫国和袁威,2011,《股票市场、人民币汇率和货币需求》,《金融研究》第4期52~64页。
- [7] Almeida, H. and Campello, M. , 2007, "Financial constraints, asset tangibility, and corporate investment", Review of Financial Studies, Vol. 20, pp: 1429 ~ 1460.
- [8] Bernanke, B. S. and Kuttner, K. N. , 2005, "What explains the stock market's reaction to federal reserve policy?", Journal of Finance, Vol. 60, pp: 1221 ~ 1257.
- [9] Bradley, M. D. and Jansen, D. W. , 2004, "Forecasting with a nonlinear dynamic model of stock returns and industrial production", International Journal of Forecasting, Vol. 20, pp: 321 ~ 342.
- [10] Chen, S. S. , 2007, "Does monetary policy have asymmetric effects on stock returns?", Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 39, pp: 667 ~ 688.
- [11] Granger, C. W. and Teräsvirta, T. , 1993, Modelling nonlinear economic relationships, Oxford: Oxford University Press, 1993.
- [12] Hyde, S. and Bredin, D. , 2005, "Regime changers in the relationship between stock returns and the macro economy", SSRN working paper, No. 35.
- [13] Koop, G. , Pesaran, H. and Potter S. , 1996, "Impulse response analysis in nonlinear multivariate models", Journal of

- Econometrics, Vol. 199, pp: 119 ~ 147.
- [14] Livdan, D., Saputra, H. and Zhang, L., 2009, "Financially constrained stock returns", Journal of Finance, Vol. 64, pp: 1825 ~ 1860.
- [15] Lundbergh, S. and Teräsvirta, T., 1998, "Modelling economic high - frequency time series with STAR - GARCH models", Stockholm School of Economics Working Paper Series in Economics and Finance, No. 291.
- [16] Teräsvirta, T. and Anderson, H. M., 1992, "Characterizing nonlinearities in business cycles using smooth transition autoregressive models", Journal of Applied Econometrics, Vol. 7, pp: 119 ~ 136.
- [17] Teräsvirta, T., 1994, "Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive model", Journal of the American Statistical Association, Vol. 89, pp: 208 ~ 218.
- [18] Thorbecke, W., 1997, "On stock market returns and monetary policy", The Journal of Finance, Vol. 52, pp: 635 ~ 654.
- [19] van Dijk, D., Franses, P. H. and Lucas, A., 1999, "Testing for smooth transition nonlinearity in the presence of additive outliers", Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 17, pp: 217 ~ 235.
- [20] van Dijk, D., Teräsvirta, T. and Franses, P. H., 2002, "Smooth transition autoregressive models - a survey of recent developments", Econometric Reviews, 2002, Vol. 21, pp: 1 ~ 47.
- [21] Weise, C. L., 1999, "The asymmetric effects of monetary policy: a nonlinear vector auto - regression approach", Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 31, pp: 85 ~ 108.
- [22] Wooldridge, J. M., 1990, "A unified approach to robust, regression - based specification tests", Econometric Theory, Vol. 6, pp: 17 ~ 43.
- [23] Wooldridge, J. M., 1991, "On the application of robust, regression - based diagnostics to models of conditional means and conditional variances", Journal of Econometrics, Vol. 47, pp: 5 ~ 46.

Abstract: In this paper, we test the linearity among stock returns, monetary policy and output, and find that the relationship of them is significantly nonlinear. So we construct a smooth transition structural vector auto - regression model (ST - SVAR) of stock returns, monetary policy and output. Based on the estimation of the ST - SVAR model, generalized impulse response functions are computed, and it is found that monetary policy has a significant asymmetric impact on the stock market, that is, positive effect on the stock market of expansionary monetary policy is greater than the reverse effect of tight monetary policy. However, the relationship between stock returns and output is not obvious, stock returns can't fully reflect economic fundamentals.

Keywords: Stock returns, Monetary policy, Nonlinearity

(责任编辑:杨骏)(校对:TJ)