

资产价格调控的货币政策工具选择

——基于 MS – FAVAR 模型

On the Choice of Monetary Policy Tools for Regulating Asset Prices: Based on MS – FAVAR Model

肖 强

XIAO Qiang

(兰州商学院甘肃经济发展数量分析研究中心 兰州 730020)

【摘 要】笔者构建了包含货币政策工具、资产价格和共同因子的马尔可夫体制转移的因子扩展的向量自回归 (MS – FAVAR) 模型。并运用广义脉冲响应函数研究了不同货币政策工具对资产价格冲击的非对称性动态特征。实证分析表明, 货币政策工具对资本价格影响显著, 需要将资本价格纳入到货币政策中。不同的货币政策工具对资本价格的影响不同, 而且随着经济所处状态的不同也会存在显著差异, 这为货币当局根据不同的经济环境选择恰当的货币政策工具调控资本价格提供了科学依据。

【关键词】货币政策工具 房地产价格 股票价格 MS – FAVAR

【中图分类号】F831.0 【文献标识码】A 【文章编号】1000 – 1549 (2014) 07 – 0023 – 08

一、引言

20 世纪 90 年代以来, 世界各国经济普遍表现出一般消费品价格总体比较稳定, 但资产价格波动明显加大, 对金融稳定及经济运行的影响也显著增加。尤其是 2007 年国际金融危机爆发以来, 资本价格和货币政策的关系成了国内外理论界及中央银行家们非常关注并存在较多争议的一个话题。比如, 崔畅 (2007) 分析了货币政策工具对资产价格动态冲击的识别检验。董亮 (2008) 对中国货币政策资产价格传导效应的理论与实证进行了研究。赵进文和高辉 (2009)^[1] 分析了资产价格波动对中国货币政策的影响等。具体来看:

一方面, Iacoviello (2008) 等^[2] 得到宽松的货币政策能引起房地产价格的上涨, 紧缩的货币政策能使房地产价格下跌。王晓芳等 (2011)^[3] 基于 SVAR 模型检验了我国房价在货币政策信贷传导渠

道中的作用。任木荣和苏国强 (2012)^[4]、龚斌恩 (2012)^[5] 分析了货币政策工具调控房地产价格的传导机制。李海海和吕玲霞 (2013)^[6] 分析了国际房地产市场货币政策效应的差别。

另一方面, 中国人民银行研究局课题组 (2002) 认为, 中央银行的货币政策操作应关注股票市场价格的波动, 但不能把它作为货币政策的决定目标之一。孙华妤和马跃 (2003)^[7] 对中央银行干预股票市场的必要性和有效性进行理论分析和实证检验, 基于滚动 VAR 得到货币政策对股票市场的规则和工具选择。鲁万峰 (2010)^[8] 详细地论述了货币供应环境对股票价格的影响机制。

由以上文献可知, 目前中国货币政策对资产价格的影响研究, 主要利用线性 VAR 模型的脉冲响应分析。考虑到 VAR 模型存在诸如经济变量选取过少则无法涵盖货币政策操作所需关注的信息, 而选取过多则面临估计参数过多、估计结果质量下降。

【收稿日期】 2014 – 03 – 22

【作者简介】 肖强, 男, 甘肃文县人, 兰州商学院甘肃经济发展数量分析研究中心讲师, 研究方向为宏观计量理论及应用。

【基金项目】 兰州商学院科研项目 (LZ201306)。

感谢匿名评审人提出的修改建议, 笔者已做了相应修改, 本文文责自负。

鉴于肖强等 (2014)^[9] 基于因子扩展 VAR (FAVAR) 模型研究了我国货币政策的有效性。本文将在已有文献的基础上, 利用 FAVAR 模型来弥补 VAR 模型的不足, 并且基于马尔可夫体制转移的因子扩展的向量自回归 (MS-FAVAR) 模型来更好地反映货币政策和资产价格的非线性关系, 利用广义脉冲响应函数得到资产价格对货币政策冲击的非对称性效应。进而, 选择恰当的货币政策工具有效地调控资产价格。

二、MS-FAVAR 模型简介

(一) 动态因子模型和 FAVAR 模型

1. 动态因子模型。

Sargent 和 Sims (1977)^[10] 最早提出了动态因子模型。

对于动态因子模型, 确定共同因子个数是建模的关键, 早期确定共同因子个数的方法有 Catell (1966) 的碎石图观测法、Forni 和 Rdchlin (1998) 的主成分分析法和 Bai 和 Ng (2002) 的信息准则 IC 方法。但是, 这些方法或者只适用于在变量个数 N 和时间维度 T 都很大的情况, 或者主观性较强。制约了因子模型或动态因子模型在实证分析中的应用。Jacobs 和 Otter (2008)^[11] 提出了最小熵方法确定因子的个数 q 和滞后阶数 p 的方法, 较好地解决了有限样本的因子个数确定问题。

估计动态因子模型。本文采用了 Chamberlain 等 (1984)^[12] 提出的时域主成分估计方法。在保证因子遍历性和因子载荷异质性的假设下, Chamberlain 等 (1984) 发现, 对于标准化的随机向量 x_t 的样本协方差矩阵 $\hat{\Sigma}_X = T^{-1} \sum_{t=1}^T x_t x_t'$, $\hat{\Lambda}$ 是矩阵 $\hat{\Sigma}_X$ 的 r 个最大特征值对应的特征向量组成的矩阵, 则可由 $\hat{F}_t (N^{-1} \hat{\Lambda}) = N^{-1} \hat{\Lambda}' x_t$ 得到因子 F_t 的主成分估计值 \hat{F}_t 。

2. FAVAR 模型。

为了考虑不可观测因素对经济行为的影响, Bernanke 等 (2005)^[13] 提出了 FAVAR 模型。设 Y_t 为可观测的 $M \times 1$ 维经济向量, $K \times 1$ 维向量 F_t 表示经济活动中没有被 Y_t 所包括的那部分不可观测的因子 (它捕捉了不可观测的潜在产出、价格压

力或信贷条件等), 并假定 (F_t', Y_t') 是如下的一个 VAR 过程

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t \quad (1)$$

式中, $\Phi(L)$ 是一个有限阶的滞后多项式矩阵; v_t 是均值为 0 协方差为 Q 的误差向量。

因为 F_t 是不可观测的, 所以在对模型 (1) 进行分析之前, 需要首先决定不可观测因子 F_t 。假定可观测的 N 维随机向量 X_t 由不可观测因子 F_t 和可观测变量 Y_t 决定, 即

$$X_t = \Lambda^f F_t + \Lambda^y Y_t + e_t \quad (2)$$

则称由 (1) 式和 (2) 式构成的模型为因子扩展的向量自回归 (FAVAR) 模型, 其中, Λ^f 是因子载荷矩阵, e_t 是正态向量白噪声过程。

显然, 如果 (1) 式不含可观测向量 Y_t , 被称为静态因子模型。实际上, (2) 式中的可观测向量 Y_t 是从静态因子模型 (2) 中不可观测成分 $\Lambda^f F_t$ 中提取的可观测成分。因此, FAVAR 模型中的不可观测因子 F_t , 可以间接地从静态因子模型 (2) 的共同因子 F_t 中分离可观测向量 Y_t 而得到。为此 Bernanke 等 (2005) 借助经济变量的慢动和速动性质从静态因子模型的共同因子中分离可观测向量 Y_t 。但是, 经济变量的慢动和速动性质界定比较模糊, 易于导致模型 (1) 中 F_t 和 Y_t 的共线性。Boivin 等 (2009)^[14] 提出了一种迭代算法, 最终得到的因子 F_t 不再含有 Y_t 的成分, 并估计由 F_t 和 Y_t 构建的 VAR 模型 (1) 即实现了 FAVAR 模型的估计。

(二) MSAR 模型

Hamilton (1989)^[15] 最早提出了马尔可夫状态转换的自回归 (MSAR) 模型。鉴于其能准确捕获经济周期的波动性, 所以 MSAR 模型在宏观经济、金融市场等领域得到广泛应用。

假定 y_t 不仅取决于 t 时刻的状态变量 s_t , 而且取决于 $t-1$ 时刻的状态变量 s_{t-1} , $t-2$ 时刻的状态变量 s_{t-2} , \dots , $t-j$ 时刻的状态变量 s_{t-j} 。因此, MSAR 模型表示为:

$$y_t = \mu_{s_t} + \sum_{j=1}^p \varphi_j y_{t-j} + u_{s_t}$$

式中, $u_{s_t} \sim i. i. d. N(0, \sigma_{s_t}^2)$; y_t 是所考察的时间序列; μ_{s_t} 代表 t 时刻所处状态下的均值, 它在不同的状态下有不同的值; u_{s_t} 服从正态分布, 其均值为 0; 方差 $\sigma_{s_t}^2$ 随状态变量而变化; 状态变量 s_t 假设服从一阶马尔科夫过程, 那么转移概率 P_{ij} 就表示为:

$$P\{s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots\} = P\{s_t = j | s_{t-1} = i\} = P_{ij}$$

本文将选用极大似然算法来估计该模型的参数 (具体算法见 Sims 等 (2008)^[16])。MSVAR 模型估计基于 R 软件中的 MSBVAR 包来实现。

三、货币政策对资产价格的非对称性冲击分析

(一) 变量的选择和数据处理

1. 变量的选择和预处理。

本文选择的货币政策工具变量包括: 利率, 用 7 天拆借利率 (记作 R) 作为市场化利率的代理变量; 货币供给量: M0、M1 和 M2, 将分别考察这三种货币供应量对资产价格的影响; 房地产价格, 考虑到相关房地产价格指数中, 国房景气指数更具有代表性, 因此我们选取国房景气指数 (记作 P) 作为房地产价格的代理变量; 股票价格, 我国主要反映股票价格的指标有上证综合指数和深圳成分指数等。已有研究表明, 它们具有很高的相关度。不失一般性, 我们选取上证综合指数 (记作 SZZZ) 收盘值来反映我国股票市场的价格水平。

另外, 为了得到 FAVAR 模型中的共同因子, 我们选择了 35 个宏观变量。本文所采用的数据样本区间为 2000 年 1 月到 2012 年 12 月的月度数据。数据来源于中国人民银行网、我国国家统计局统计数据库和中国经济信息网等 (部分缺失数据通过线性插值法处理)。

对数据的预处理包括, 对含有季节趋势的变量进行 X-12 季节调整, 除个别百分比数据外, 对其他数据均进行了对数化处理。并且对所有变量均进行单位根检验, 如果不平稳, 则做相应的差分处理。因为数据庞大, 且量纲不尽相同, 所以对全部数据进行标准化处理。

2. 数据处理和单位根检验。

首先考察了货币政策工具变量和资产价格变量是否具有季节性特征, 将具有季节性特征的货币供给量利用 X-12 季节调整。进一步, 对所有变量进行单位根检验, 将非平稳变量进行差分处理。具体见表 1。

表 1 变量及其差分变量 ADF 检验的 P 值

变量	M0	M1	M2	R	P
ADF 检验的 P 值	1.00	0.93	1.00	0.00	0.02
变量	DM0	DM1	DM2	SZZZ	
ADF 检验的 P 值	0.00	0.00	0.00	0.02	

由表 1 可知, 货币供给量均为 I (1), 因此文中采用它们的一阶差分 (即环比增长量), 为了方便表述, 货币供给量的差分变量仍用原变量表示。利率 R、房地产价格 P 和股票价格 SZZZ 均为平稳变量。

(二) 货币政策对房地产价格的冲击分析

以下分别考察货币供给量和利率对房地产价格的冲击效应。

1. 货币供给量对房地产价格的冲击分析。

通过构建包含不同货币供给量、房地产价格和各自对应共同因子的 FAVAR 模型, 得到不同货币供给量对房地产价格的脉冲响应如图 1 所示。

根据图 1 可知, 已知货币供给量对房地产价格的一个正标准差冲击。整体而言, 三种不同的货币供给量对房地产价格的整体为正, 并且具有较长期的影响。另外, 均有大约一个月的滞后期。具体来看: 第一, 对 M0 而言, 在第 6 个月达到最大值 0.06, 第 6 个月后逐步减小。第二, 对 M1 而言, 在第 6 个月达到最大值 0.17, 随后逐步减小但整体影响程度较大。第三, 对 M2 而言, 在第 3 个月达到最大值 0.07, 随后逐步减小但整体影响程度强于 M0 而弱于 M1。总之, 货币供给量对房地产价格的影响显著, 相比而言, M1 对房地产价格的影响明显大于 M0 和 M2 对房地产价格的影响程度。所以, 在选择货币供给量作为货币政策工具调控房地产价格时, 采用 M1 将更有效。进一步检验可得, 包含 M1 和国房景气指数 P 的 VAR 系统不具有显著的马尔可夫体制转换特征。

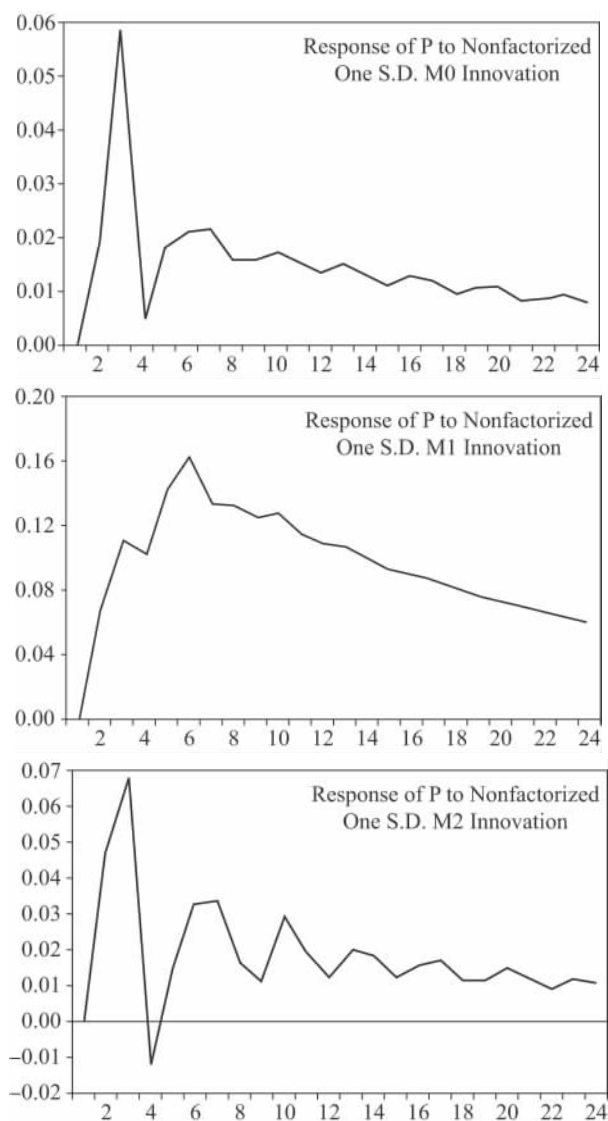


图1 房地产价格对不同的货币供给量冲击的响应图

2. 利率对房地产价格的冲击分析。

通过检验和估计,我们建立了包含利率、房地产价格的 MS (2) - FAVAR (2) 模型。表 2 给出了区制间转移概率分布。

表2 包含 R 和 P 模型的区制间转移概率分布

	区制一	区制二
区制一	0.971	0.029
区制二	0.020	0.980

由表 2 可知,区制一和区制二的保持概率都比较高,这表明经济处在两种状态时表现的相对稳定。利用表 2 中各区制的保持概率,根据第 i 状态平均持续期为 $1/(1 - P_{ii})$,其中 $i = 1, 2$ 。可得各

26

个状态的平均持续期,并根据某区制概率大于 0.5 则认为处于该区制,可得各个状态的月度数据量。具体见表 3。

表3 包含 R 和 P 模型不同区制的平均持续期和数量汇总

	月度数量	所占比率 (%)	平均持续期
区制一	58	37.9	34
区制二	95	62.1	50
合计	153	100	

由表 3 可知,在 2000 年 3 月到 2012 年 12 月期间,我国经济处于区制二的月份最多,为 95 个月,约占样本总量的 62.1%,并且每处在区制二状态的平均持续期较长,为 50 个月。相对地,我国经济处于区制一的月份为 58 个月,约占样本总量的 37.9%,每处在区制一状态的平均持续期相对短些,为 34 个月。

进而,在各区制下构建 FAVAR 模型。得到不同区制下房地产价格对利率冲击的响应,如图 2 所示。

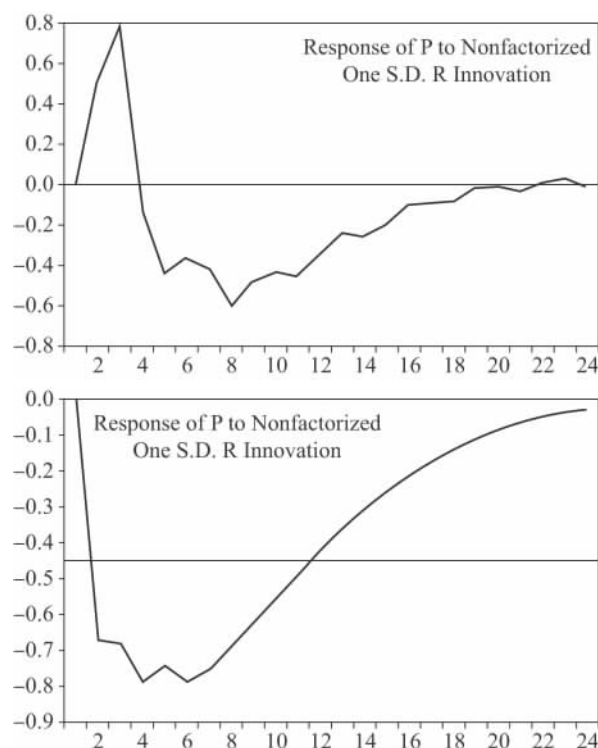


图2 不同区制下房地产价格对利率冲击的响应图

由图 2 可知,已知利率对房地产价格的一个正标准差冲击。在区制一状态下,利率在前 3 个月对房地产价格有一个短暂的正的影响。第 4 个月以

后，形成负的影响，并在第 7 个月达到最大为 -0.6，随后影响程度逐步减小。而在区制二下，利率对房地产价格一直是负的影响，在第 4 个月达到最大为 -0.9，随后逐步减小，最后趋向于 0。总之，利率对房地产价格的影响显著，但在不同区制下利率对房地产价格冲击的影响是不同的。

（三）货币政策对股票价格的冲击分析

以下分别考察货币供给量和利率对股票价格的冲击效应。

1. 货币供给量对股票价格的冲击分析。

通过考察包含不同货币供给量和股票价格及各自对应共同因子的 FAVAR 模型，得到不同货币供给量对股票价格的脉冲响应如图 3 所示。

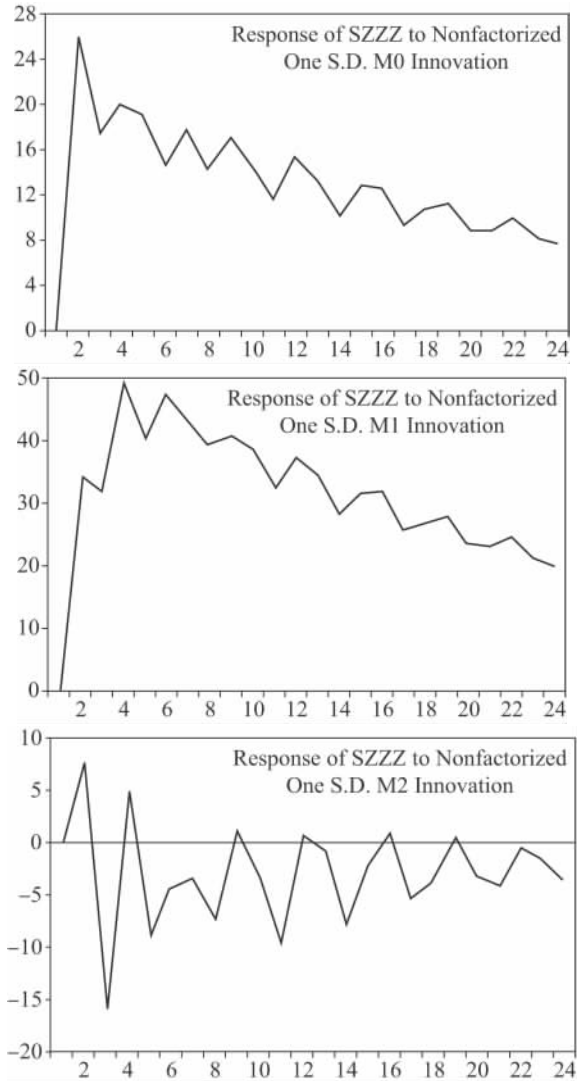


图 3 股票价格对不同货币供给量冲击的响应图

根据图 3 可知，已知货币供给量对房地产价格的一个正标准差冲击。具体来看，第一，对 M0 而言，在第 3 个月达到最大值 26，第 3 个月逐步减小。第二，对 M1 而言，在第 4 个月达到最大值 50，随后逐步减小但整体影响程度较大。第三，对 M2 而言，对股票价格的冲击整体不是非常显著，既有正的冲击效应又有负的冲击效应，相对而言负效应多于正效应。总之，货币供给量冲击对股票价格的响应相对比较显著。相比而言，M1 对股票价格的影响明显大于 M0 和 M2 对股票价格的影响程度。所以，在选择货币供给量作为货币政策工具调控股票价格时，采用 M1 将更为有效。

进一步检验可得，包含 M1 和国房景气指数 P 的 VAR 系统具有显著的马尔可夫体制转换特征。建立相应的 MS (2) - VAR (2) 模型，表 4 给出了区制间转移概率分布。

表 4 包含 M1 和 SZZZ 模型的区制间转移概率分布

	区制一	区制二
区制一	0.960	0.040
区制二	0.032	0.968

由表 4 可知，区制一和区制二的保持概率都很高，这表明经济处在两种状态时表现的相对稳定。类似于表 3 的计算，给出各个状态的月度数据量。具体见表 5。

表 5 包含 M1 和 SZZZ 模型中不同区制的平均持续期和数量汇总

	月度数量	所占比率 (%)	平均持续期
区制一	68	44.4	25
区制二	85	55.6	31
合计	153	100	

由表 5 可知，在 2002 年 3 月到 2012 年 12 月期间，我国经济处于区制二的月份较多，为 85 个月，约占样本总量的 55.6%，并且每处在区制二状态的平均持续期较长，为 31 个月。相对地我国经济处于区制一的月份为 68 个月，约占样本总量的 44.4%，每处在区制一状态的平均持续期相对较短，为 25 个月。

进而，在不同区制下构建 FAVAR 模型，得到

不同区制下房地产价格对货币供给量 M1 冲击的响应图, 如图 4 所示。

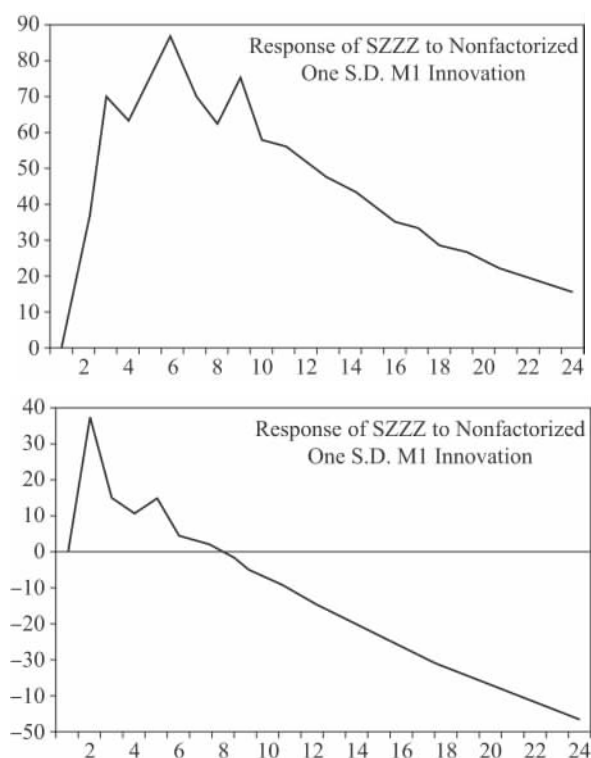


图 4 不同区制下股票价格对货币供给量冲击的响应图

由图 4 可知, 已知货币供给量 M1 对股票价格的一个正标准差冲击。在区制一状态下, 货币供给量 M1 对股票价格一直都是正的影响, 在第 6 个月对股票价格达到最大为 88, 随后影响程度逐步减小。而在区制二下, 货币供给量 M1 对股票价格的影响在前 9 个月为正, 其中在第 3 个月达到最大为 39。随后变为负的影响, 并且不断增强。总之, 货币供给量 M1 对股票价格的影响显著, 但在不同区制下货币供给量 M1 对股票价格的影响是不同的。

2. 利率对股票价格的冲击分析。

通过检验和估计, 我们建立了包含利率和股票价格的 MS (2) - VAR (2) 模型。表 6 给出了区制间转移概率分布。

表 6 包含 R 和 SZZZ 模型中区制间转移概率分布

	区制一	区制二
区制一	0.956	0.044
区制二	0.018	0.982

由表 6 可知, 区制一和区制二的保持概率都比较高, 这表明经济处在两种状态时表现的相对稳定。类似于表 3 的计算, 可得各个状态的月度数据量。具体见表 7。

表 7 包含 R 和 SZZZ 模型中不同区制的平均持续期和数量汇总

	月度数量	所占比率 (%)	平均持续期
区制一	55	35.9	23
区制二	98	64.1	55
合计	153	100	

由表 7 可知, 在 2002 年 3 月到 2012 年 12 月期间, 我国经济处于区制二的月份较多, 为 98 个月, 约占样本总量的 64.1%, 并且每处在区制一状态的平均持续期较长, 为 55 个月。相对的, 我国经济处于区制一的月份为 55 个月, 约占样本总量的 35.9%, 每处在区制一状态的平均持续期较短, 为 23 个月。

进而, 在各自区制下构建相应的 FAVAR 模型。得到不同区制下股票价格对利率冲击的响应, 如图 5 所示。

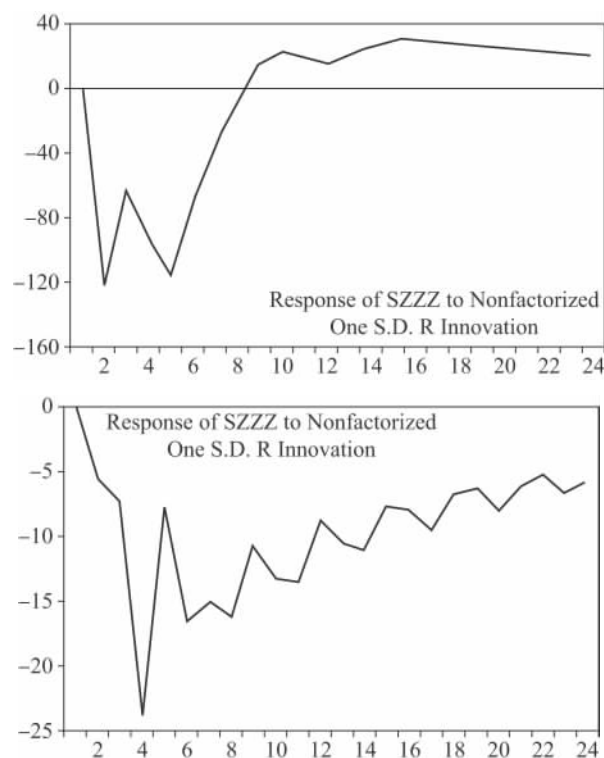


图 5 不同区制下股票价格对利率冲击的响应图

由图5可知,已知利率对股票价格的一个正标准差冲击。在区制一状态下,利率在前9个月对股票价格存在显著的负响应。其中在第2个月达到最大的影响为-123。第10个月,对股票价格有较小的正向响应。而在区制二下,利率对股票价格一直是负的影响,在第4个月达到最大为-24,随后逐步减小,最后趋向于0。总之,利率对股票价格的影响显著,但在不同区制下利率对股票价格冲击的影响是不同的。

(四) 实证分析小结

综上所述,可得:

第一,不同货币政策工具对房地产价格的影响方面。M1对房地产价格的影响明显大于M0和M2的影响程度。所以,在选择货币供给量作为货币政策工具调控房地产价格时,采用M1将更有效。同时,利率对房地产价格的影响也显著并且随着区制的不同而不同。两类工具相比而言,货币供给量对房地产价格的影响更为显著。

第二,不同货币政策工具对股票价格的影响方面。M1对股票价格的影响明显大于M0和M2的影响程度。所以,在选择货币供给量作为货币政策工具调控股票价格时,采用M1将更有效。进一步,分析得到M1对股票价格的影响会随着区制的不同而不同。同时,利率对股票价格的影响也显著并且随着区制的不同而不同。两类工具相比而言,利率对股票价格的影响更为显著。

第三,不同货币供给量对资本价格的影响方面。货币供给量M1对房地产价格和股票价格的影响均显著。需要注意的是,M1对股票价格的影响在区制一下均为正,但在区制二下短期为正长期为负。

第四,利率对资本价格的影响方面。利率对房地产价格和股票价格的影响均随着区制的不同而不同。整体来看,区制二下利率对资本价格的影响均为负,区制一下长期均为负,但短期来看,利率对房地产价格有一个正向影响。

四、结论与启示

鉴于货币政策工具对资产价格影响机制的非

线性特性,并且FAVAR模型能包含更多有用信息。本文构建了包含货币政策工具、资产价格(房地产价格和股票价格)和共同因子的MS-FAVAR模型。最后,运用广义脉冲响应函数研究了货币政策工具对资产价格冲击的非对称性。主要结论有:

第一,当前经济环境下,货币政策工具对资产价格的影响显著。所以,货币当局需要将资产价格纳入到货币政策。

第二,货币供给量M1对房地产价格的影响比利率和其他货币供给量相对更为显著。这个结论和已有文献的结论相似。

第三,利率相比不同的货币供给量而言,对股票价格的影响相对更为显著。这个结论也和已有文献的结论相似。

第四,货币政策的制定和实施需要关注当前经济所处的状态。经济所处状态不同,利率对资本价格的影响和货币供给量对股票价格的影响具有显著的差异。

综上所述,针对我国货币政策对资本价格影响的实证分析表明,不同的货币政策工具对资本价格(房地产价格和资本价格)的影响不同,而且随着区制的不同也会存在显著差异。由此可得如下启示:

第一,注意到不同的货币政策工具对房地产价格和股票价格的影响不同,因而货币当局需要针对不同的资本价格采用不同的货币政策工具。

第二,由于我国利率市场的没有完全市场化,使利率对房地产价格的影响与经济理论不是完全一致。所以,需要央行进一步推进利率的市场化,使利率的传导渠道更加有效。

第三,不同的经济区制下,货币政策工具对资本价格的影响具有非对称性。所以,要求央行在制定相关货币政策之前需要考虑当前的所处状态,以便制定出更科学的政策。

第四,我国资本价格的影响因素还很复杂,需要更深入地进行相关分析。从而使货币政策在资产价格传导渠道中更加有效。

参考文献:

- [1] 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 (02): 98—114.
- [2] Iacoviello M. Minetti R. The Credit Channel of Monetary Policy: Evidence from the Housing Market [J]. Journal of Macroeconomics. 2008, 30 (1): 69—96.
- [3] 王晓芳, 毛彦军, 徐文成. 我国房价在货币政策信贷传导渠道中的作用研究——基于 SVAR 模型的实证分析 [J]. 中央财经大学学报, 2011 (06): 41—45.
- [4] 任木荣, 苏国强. 货币政策工具调控房地产价格的传导机制分析 [J]. 中央财经大学学报, 2012 (04): 23—29.
- [5] 龚斌恩. 我国货币政策的房地产价格传导效应研究 [D]. 复旦大学, 2012.
- [6] 李海海, 吕玲霞. 房地产市场货币政策效应的影响因素——基于跨国数据的比较分析 [J]. 中央财经大学学报, 2013 (03): 23—27.
- [7] 孙华舒, 马跃. 中国货币政策与股票市场的关系 [J]. 经济研究, 2003 (07): 44—53.
- [8] 鲁万峰. 货币供应环境对股票价格的影响机制 [D]. 中国社会科学院研究生院, 2010.
- [9] 肖强, 张晓峒, 司颖华. 货币政策更有效性及产业非对称性分析 [J]. 商业研究, 2014 (04): 25—30.
- [10] Sargent T. J. , Sims C. A. Business Cycle Modeling without Pretending to Have too Much A Priori Economic Theory [J]. New Methods in Business Cycle Research. 1977, 1: 145—168.
- [11] Jacobs J. P. , Otter P. W. Determining the Number of Factors and Lag Order in Dynamic Factor Models: A Minimum Entropy Approach [J]. Econometric Reviews. 2008, 27 (4—6): 385—397.
- [12] Chamberlain G. , Rothschild M. Arbitrage, Factor Structure, and Mean-variance Analysis on Large Asset Markets [Z]. National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass. , USA, 1984.
- [13] Bernanke B. S. , Boivin J. , Elias P. Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach [J]. The Quarterly Journal of Economics. 2005, 120 (1): 387—422.
- [14] Boivin J. , Giannoni M. P. , Mihov I. Sticky Prices and Monetary Policy: Evidence from Disaggregated US Data [J]. The American Economic Review. 2009: 350—384.
- [15] Hamilton J. D. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle [J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society. 1989: 357—384.
- [16] Sims C. A. , Waggoner D. F. , Zha T. Methods for Inference in Large Multiple-equation Markov-switching Models [J]. Journal of Econometrics. 2008, 146 (2): 255—274.

Abstract: This paper constructs MS—FAVAR model that contains of monetary policy tools, asset prices, and common factors. Through the generalized impulse response function, analyzing response of asset prices to monetary policy tools. Empirical analysis shows that the monetary policy tools have significant effects on asset price, need to include asset prices in monetary policy; influence of different monetary policy tools of asset price is different, and as the state of the economy in different significant differences exists. Providing a scientific basis for the monetary authorities to choose the appropriate monetary policy tools to regulate asset prices.

Keywords: Monetary policy tools Real estate prices Share price MS—FAVAR

(责任编辑: 韩 媛)