货币政策工具对房地产价格影响的动态研究

王　敏,时　鹏,余　劲

(西北农林科技大学 经济管理学院,陕西 杨凌 712100)

摘　要　采用1998年第1季度至2011年第4季度的数据,将存款准备金率、利率和货币供应量纳入到结构向量自回归模型(*SVAR*)中,分析了货币政策工具对房地产价格冲击的强度和时效。结果表明:存款准备金率对房地产价格的影响在中期为负,短期和长期为正;利率在短期和中期对房地产价格的影响为负,但在中期的调控效果比较显著;货币供应量对房地产价格的影响在短期和中期为正,长期为负;存款准备金率和货币供应量对房地产价格的影响比利率的影响更显著一些。提出央行可以将存款准备金率作为调控的重要手段,积极推进利率市场化,合理控制货币供应量的供给,同时增加货币政策决策的灵活性。

关键词　存款准备金率;利率;货币供应量;房地产价格;*SVAR*模型

中图分类号:F 822.0　　**文献标识码**:A　　**文章编号**:1008-3456(2014)02-0121-08

随着近年来全国房地产价格的快速上涨,房地产市场成为中央银行进行宏观调控的重点对象。自2010年以来,中央银行实行紧缩的货币政策,加大对房地产市场的干预,根据统计,自2007年至今,中央银行调整存款准备金率33次,动用利率手段17次。然而,货币政策工具的使用对我国房地产市场的调控是否有效,是否能够抑制房地产价格的上涨?货币政策工具发挥作用需要滞后多长时间?回答上述问题,制定正确的货币政策是关键[1],而货币政策工具是否有效则是制定正确的货币政策的基础。因而,为更好地调控房地产市场,分析各个货币政策工具对房地产价格的动态影响显得更为重要。据此,本文基于结构向量自回归模型,利用1998年第1季度至2011年第4季度的相关数据,对存款准备金率、利率和货币供应量的调整对我国房地产价格的影响进行动态研究,以探求各个货币政策工具在短期、中期和长期对房地产价格的影响,同时对上述问题进行回答。

一、文献回顾

国外学者分别对单个货币政策工具对房地产市场的影响进行了探讨。Iacoviello发现货币政策冲击对房地产价格波动影响显著[2],Xiao等进一步证明扩张的货币政策趋向于促进房地产价格的后续上涨,而紧缩的货币政策趋向于减缓房地产价格的后续上涨[3]。这与Ahearne的研究结果一致[4]。Harris很早就表明利率是影响住房价格水平变化的重要因素[5]。Iacoviello等通过构建住宅价格变化模型,揭示了住宅价格上涨幅度和利率成负相关,而在金融自由度越高的市场上,房地产价格对利率冲击的反应就越大且越持久[6]。Hilde等精确计算出利率每提高1个百分点,住房价格大约下降3%～5%[7]。

有国内学者认为,膨胀的货币供应量对房地产市场的繁荣起了支持作用,是房价上涨的催生剂[8],信用扩张过度可能催生国内房地产价格泡沫。周京奎认为银行拆借利率和贷款额对房地产价格有显著影响,但银行贷款额受到房地产价格的影响较弱,货币供应量是引起资产价格波动的发动机,一旦产生货币冲击就会导致资产价格波动[9]。陈涛等认为货币政策对房地产市场有不对称影响,货币供应量增长率、不动产贷款余额增长率对房地产价格增长率的季度变化具有显著的正向影响,长期利率对房地产价格增长率的季度变化具有负向影响[10]。梁斌等认为利率下降推高了房价,高房价使代表性家庭的借款金额提高,从而放大了货币政策冲击对消费和产出的正效应[11]。孔煜认为房价对利率变动的敏感程度不大,导致利率政策的杠杆效应在房价波动中不能够显著的发挥作用[12]。郭娜等认为中国的利率政策并不能对房地产价格形成有效的调节,造成了利率政策房地产价格传导渠道的失效;相反,房地产价格冲击对利率政策却具有显著的正向影响[13]。而杜

收稿日期:2012-09-10
基金项目:教育部人文社会科学研究项目"货币政策冲击下资产价格波动非均衡效应研究——基于动态经济学视角"(10XJA790010)。
作者简介:王　敏(1986-)女;研究方向:不动产经营管理。E-mail:545814351@qq.com

晓华通过分析认为利率和货币供应量对房地产市场的调控存在时滞,且对房地产价格的影响有限[14]。

然而有学者认为,我国利率的非市场化导致其调控的实质性作用有限,因此我国货币政策工具选择应该以法定存款准备金率为主,不建议加息[15]。但也有不同的意见,认为准备金率调整对房地产市场价格波动并没有显著影响,这是因为我国银行具有超额准备金,上调存款准备金率对收缩银行信贷作用不大,只能在一定程度上抑制经济过快的增长,房价不会有太大的波动[16-17],存款准备金率调整的作用机制被非市场化的利率所阻塞,从而导致货币政策工具失效[18]。

综上所述,国内外相关研究都注重了货币政策以及利率、货币供应量、银行信贷等货币政策工具在房地产市场中的调控效用,国内外相关研究都比较赞同宽松的货币供给能够刺激房地产价格的上涨,认为货币政策冲击对房地产市场具有显著作用,扩张的货币政策能够促进房地产市场价格的上涨,而紧缩的货币政策则会抑制房地产价格的上涨。

然而在各个货币政策工具的调控效用上,国内外研究表现出较大的差异。针对利率的调控效用,国外研究认为利率能够对房地产价格起到较为显著的调控作用,然而我国房价对利率变动的敏感性较差,金融自由度低,利率政策的杠杆效用没有发挥出显著的作用,货币政策的利率传导渠道失效①。针对存款准备金率的调控效用,国外的研究比较少,探究其在房地产市场上的调控效用的文章更是鲜见,因而,没有足够的文献说明存款准备金率对房地产市场调控的有效性②。国内针对存款准备金率的相关研究也仅仅有个别学者涉及,有研究认为,法定存款准备金率可以作为我国房地产市场调控的主要工具。纵观国内外,相关研究都比较贫乏,对存款准备金率在房地产市场上的调控作用尚缺乏足够的有说服力的实证分析。

鉴于此,本文综合考虑多个货币政策工具对房地产市场的调控效用,建立结构向量自回归模型($SVAR$),实证探讨我国自1998年房地产市场化改革以来,存款准备金率、利率和货币供应量的调整对我国房地产市场所产生的动态影响以及各个货币政策工具的政策时效性。

二、变量选择、数据说明与模型构建

1.变量选择与数据说明

我国的房地产市场化改革始于1998年,因此,本文选取1998年第1季度至2011年第4季度各变量的数据,研究货币政策工具对我国房地产市场的调控效用。数据来源于中国人民银行网站、中国经济景气月报、国研网数据库以及中国社会科学院金融数据库。在模型中,货币政策工具选取了法定存款准备金率(DRR)、一年期存款利率(IR)和货币供应量(M_2)3个变量,房地产价格用房屋销售价格指数(HPI)作为代表。

由于数据的可得性问题,在进行分析之前,本文对原始数据进行了处理。首先,本文利用 X_{12} 季节调整法对4个变量进行了季节调整,以去掉其中的季节因素,分别标记为 DRR_SA、IR_SA、M_2_SA 和 HPI_SA。由于 M_2 是绝对数值,因此在模型计量中,对货币供应量取对数,以防止异方差。另外,变量在应用到模型中之前,需要进行平稳性检验,本文采用 ADF 单位根检验,并采用 AIC 和 SC 准则确定滞后阶数。经过检验表明,所有变量的数据都在一阶差分后平稳,因此,在模型的实证分析部分中变量都以差分的形式进入到模型中。数据分析采用软件 Eviews6.0 进行处理。

2.模型构建

采用结构向量自回归模型($SVAR$)来实证分析货币政策工具对房地产市场的动态影响。向量自回归模型(VAR)是把系统中每一个内生变量作为系统中所有内生变量的滞后值的函数来构造模型。但 VAR 模型并不能衡量变量之间的当期相关关系,而结构向量自回归模型($SVAR$)则是在 VAR 模型的基础上包含了变量当期之间的当期关系,从而使模型的经济意义更加明确。

含有 k 个变量 p 阶结构向量自回归模型 $SVAR(P)$ 为:

$$C_0 y_t = \Gamma_1 y_{t-1} + \Gamma_2 y_{t-2} + \cdots + \Gamma_p y_{t-p} + \mu_t,\ t = 1, 2, \cdots, T \tag{1}$$

可以将式(1)写成滞后算子形式:

$$C(L) y_t = \mu_t,\ E(\mu_t \mu'_t) = I_k \tag{2}$$

式(2)中:$C(L) = C_0 - \Gamma_1 L - \Gamma_2 L^2 - \cdots - \Gamma_p L^p$,$C(L)$ 是滞后算子 L 的 $k \times k$ 的参数矩阵,且 $C_0 \neq I_k$,y_t 是 n 维列向量,μ_t 为 n 维正交结构扰动项,μ_t 序列不相关且 $VAR(\mu_t) = \boldsymbol{\Lambda}$,$\boldsymbol{\Lambda}$ 是对角矩阵。

式(2)可以进一步表示成:

$$y_t = D(L) \mu_t \tag{3}$$

式(3)中,$D(L) = C(L) - 1$,$D(L) = D_0 + D_1 L + D_2 L^2 + \cdots$,$D_0 = C_0^{-1}$

式(3)中,所有内生变量都表示为 μ_t 的分布滞后形式,从而可以得到滞后冲击 μ_t,所以可以通过对 D_0 施加约束来识别 *SVAR* 模型。

由此,可以构建具有 4 变量 3 阶滞后结构的 *SVAR*(3)模型:

$$B_0 y_t = T_0 + T_1 y_{t-1} + T_2 y_{t-2} + T_3 y_{t-3} + \mu_t, t=1,2,\cdots,t \quad (4)$$

其中,变量和参数矩阵为:

$$y_t = \begin{bmatrix} D(DRR) \\ D(HPI_SA) \\ D(IR_SA) \\ DLOG(M2_SA) \end{bmatrix}, T_0 = \begin{bmatrix} \lambda_{10} \\ \lambda_{20} \\ \lambda_{30} \\ \lambda_{40} \end{bmatrix},$$

$$T_i = \begin{bmatrix} \lambda_{11}^{(i)} & \lambda_{12}^{(i)} & \lambda_{13}^{(i)} & \lambda_{14}^{(i)} \\ \lambda_{21}^{(i)} & \lambda_{22}^{(i)} & \lambda_{23}^{(i)} & \lambda_{24}^{(i)} \\ \lambda_{31}^{(i)} & \lambda_{32}^{(i)} & \lambda_{33}^{(i)} & \lambda_{34}^{(i)} \\ \lambda_{41}^{(i)} & \lambda_{42}^{(i)} & \lambda_{43}^{(i)} & \lambda_{44}^{(i)} \end{bmatrix},$$

$(i=1,2,3,4)$, $\mu_t = (\mu_{1t}, \mu_{2t}, \mu_{3t}, \mu_{4t})'$

其中,μ_{1t}、μ_{2t}、μ_{3t}、μ_{4t}分别表示作用在 $D(DRR_SA)$、$D(HPI_SA)$、$D(IR_SA)$和 $DLOG(M_2_SA)$上的结构式冲击。

由于 *SVAR* 模型包含了变量间的当期关系,因此不能直接进行估计,需要对模型的同期关系矩阵施加约束条件,以识别模型。对于 k 个变量 p 阶 *SVAR* 模型,需要对结构式施加 $k(k-1)/2$ 个限制条件才能识别出结构冲击。本文构建的模型含有 4 个变量,需要施加 $k(k-1)/2=6$ 个约束条件,才能使 *SVAR* 模型满足可识别条件:除了利率外,其他变量对存款准备金率没有即期的影响,$b_{12}=b_{14}=0$;利率是属于央行控制的外生变量,不受其他变量的即期影响,$b_{31}=b_{32}=b_{34}=0$;利率对货币供应量没有即期影响,$b_{43}=0$。由此,对 *VAR* 模型施加短期约束矩阵 B_0、C,形式如下:

$$B_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & b_{13} & 0 \\ b_{21} & 1 & b_{23} & b_{24} \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & 0 & 1 \end{bmatrix}, C = \begin{bmatrix} c_1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & c_2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & c_3 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & c_4 \end{bmatrix}$$

施加短期约束后,模型可以识别,从而可以进一步运用 Eviews 6.0 软件,得到 *SVAR*(3)模型的估计结果。

三、实证分析

1. SVAR 模型建立及检验

首先利用 Eviews 6.0 软件,采用 ADF 检验方法对变量的序列平稳性进行检验。结果显示,*DRR_SA*、*LOGM*$_2$*_SA*、*HPI_SA*、*IR_SA* 4 个变量在原阶时,在 1%的水平上不显著,接受原假设,此时序列存在单位根,是不平稳的。经过一阶差分之后,在 1%的水平上变量显著,序列平稳,拒绝原假设。

在确定了模型变量的序列平稳性后,还需要确定滞后阶数 p。在数据可以支持的有效估计前提下,本文依据 *AIC* 准则和 *SC* 准则,多次试取后发现,在 $p=3$ 时,*AIC* 和 *SC* 值最小。根据图 1 中 *AR* 特征根的倒数可知,在滞后 3 阶的情况下,模型的所有根模的倒数都小于 1,且都落在单位圆之内,表明,模型在滞后 3 阶时是稳定的,可以做进一步的分析。综合考虑,本文选定模型最优滞后阶数为 3 阶。

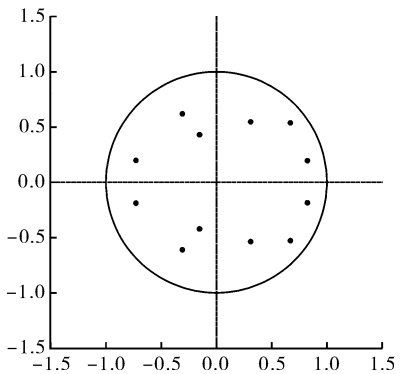


图 1　*AR* 特征根的倒数

2. 脉冲响应函数

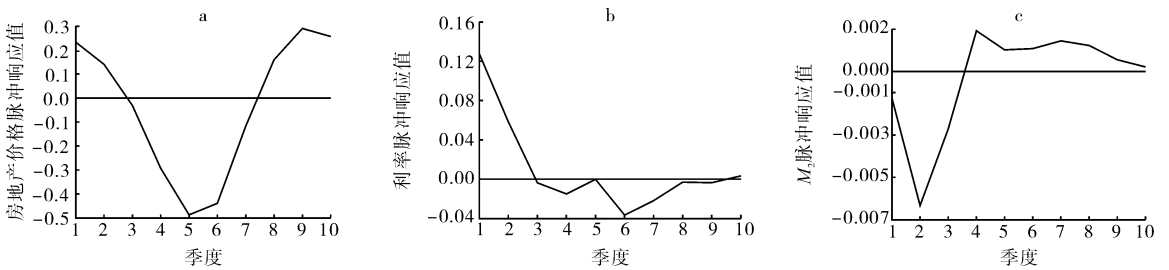
SVAR 模型的重点在于脉冲响应函数,描述的是在 *SVAR* 模型中,一个标准差单位的冲击给其他变量所带来的影响。根据前文得到的结果,建立稳定的 *SVAR* 模型,使用的 *Cholesky* 分解次序为:$D(DRR_SA) \rightarrow D(HPI_SA) \rightarrow D(IR_SA) \rightarrow DLOG(M_2_SA)$,通过对模型求解结构因子,得到正交化的脉冲响应函数。下面列举了变量的脉冲响应结果,横坐标表示观察脉冲响应的时间,以季度为单位,设定脉冲响应的观察期为 10 个季度,纵坐标表示面对某一个变量的标准方差结构冲击时,其他各个变量的反应。实线表示各个变量的脉冲响应函数值。差分序列的脉冲响应与原始数据的相同。

(1)存款准备金率的脉冲响应分析。图 2 存款准备金率的标准方差结构冲击描述的是存款准备金率的一个标准方差结构冲击对其他 3 个变量的影响。给定存款准备金率一个正的冲击,房地产价格立即做出响应,第 1 季度的响应值为 0.233 0,为正

向影响,此后房地产价格的响应逐渐减缓。在第2季度至第7季度,房地产价格对存款准备金率的响应为负向,且在第5季度达到最大值−0.487 7,此后,响应逐渐增加,并在第9季度达到最大值,且转变为正向影响。这表明,存款准备金率对房地产价格的调控效用显著,在第3季度至第7季度能够发挥对房地产价格的抑制作用,从而达到宏观调控房地产市场的目的。这可能的解释是一方面在于我国商业银行具有畸高的超额准备金,能最大限度地稀释掉存款准备金率上调所带来的影响,因此,中央银行调高存款准备金率暂时对银行正常资金业务能力的影响有限,进而其抑制房价的作用无法完全实现;另一方面与存款准备金率调整时机选择及政策滞后性有关,如图2a。

给定存款准备金率一个正的结构冲击,利率立即做出了响应,在第1季度的响应值为0.127 3,且为正向影响,此后,利率的响应下降,在第3季度至第8季度响应呈现负向影响,并在第6季度达到最大值−0.036 7,此后,利率响应逐渐趋于0。这可能的解释一方面在于货币政策的时滞性,另一方面在于我国利率由中央银行控制,不受其他变量的影响,因而,存款准备金率对利率影响相对较小,如图2b。

给定存款准备金率一个正的结构冲击,M_2立即做出了响应,第1季度的响应为−0.001 3,在第2季度达到最大值−0.006 3,且为负向影响,此后M_2的响应逐渐减少。在第4季度至第8季度,M_2对存款准备金率的响应缓慢增加,且为正向的,并在第4季度达到最大值0.001 9,之后,这种响应有所减少,并在第10季度M_2的响应稳定的趋于0。这可能的解释在于存款准备金率提高,银行的放贷能力降低,从而间接导致货币供应量M_2的减少,然而,我国银行存在较高的超额准备金,能够在一定程度上抵消存款准备金率的效果,如图2c。



a.房地产价格的脉冲响应;b.利率的脉冲响应;c.M_2的脉冲响应

图2 存款准备金率的标准方差结构冲击

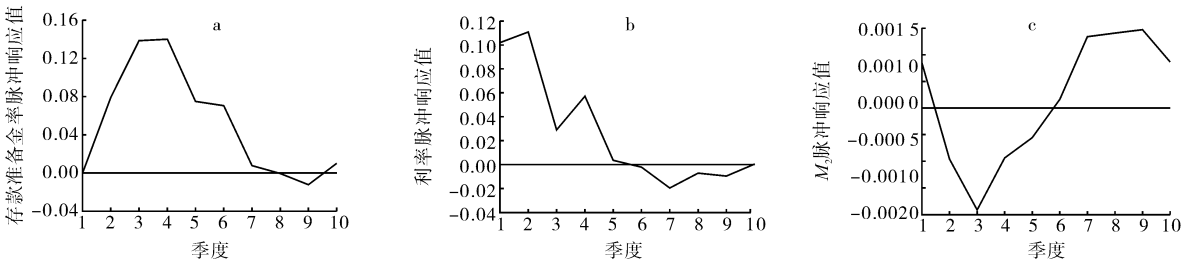
(2)房地产价格的脉冲响应分析。图3房地产价格标准方差结构冲击描述的是房地产价格的结构冲击对其他3个变量的影响。给定房地产价格一个正的标准方差结构冲击,存款准备金率在第1季度没有立即表现出响应,第1季度响应值为0。而在第2季度至第7季度,存款准备金率表现出响应,在第4季度达到响应的最大值0.140 1,且为正向影响,此后,这种响应逐渐减少,并逐渐趋于0。可能的解释在于我国中央银行更多地采用存款准备金率,当房地产价格上涨,央行必然提高存款准备金率以控制银行信贷,进而对房地产市场产生间接影响,如图3a。

给定房地产价格一个正的结构冲击,利率立即做出响应,在第1季度的响应值为0.102 0,在第2季度达到响应的最大值0.110 9,且在第1季度至第5季度响应为正向影响。此后利率的响应逐渐减缓,在第5季度至第6季度响应缓慢变动,在第7季度达到另一个最大值−0.019 7,为负向影响。此后,响应逐渐趋于0。这可能的解释在于房地产价格上涨促使央行提高存贷款利率,进而增加企业成本,以对房地产市场产生影响。这与已有文献的研究结论相一致,如图3b。

给定房地产价格一个正的结构冲击,M_2在第1季度立即响应,响应值为0.000 8,为正向影响。此后,M_2的响应逐渐减缓,在第2季度至第6季度响应表现出负向影响,在第3季度达到响应最大值−0.001 9。此后,M_2的响应逐渐增加,在第9季度达到响应的另一个最大值0.001 5,此后,响应虽然缓慢减少,但在10个季度内尚未趋于0。这可能因为房地产价格上涨,必然促使央行采取措施,控制M_2,从货币供给的角度上达到调控房地产市场的目的,如图3c。

(3)利率的脉冲响应冲击。图4利率标准方差结构冲击刻画了利率的标准方差结构冲击对另外3

个变量的影响。给定利率一个正的结构冲击,存款准备金率没有立即响应,第 1 季度的响应值接近 0,在第 3 季度响应达到最大值 0.220 9,且为正的影响。此后,存款准备金率的响应呈现缓慢波动下降,但在 10 个季度内没有收敛于 0。这与郭娜等人的研究结果相一致[13],也与我国经济现实相吻合,利率市场化程度低,而且实际利率连续多年为负,导致大量资金投向各种资产,促使资产价格上涨,而央行为维持物价稳定,必然提高存款准备金率,以抑制房价过快上涨,如图 4a。

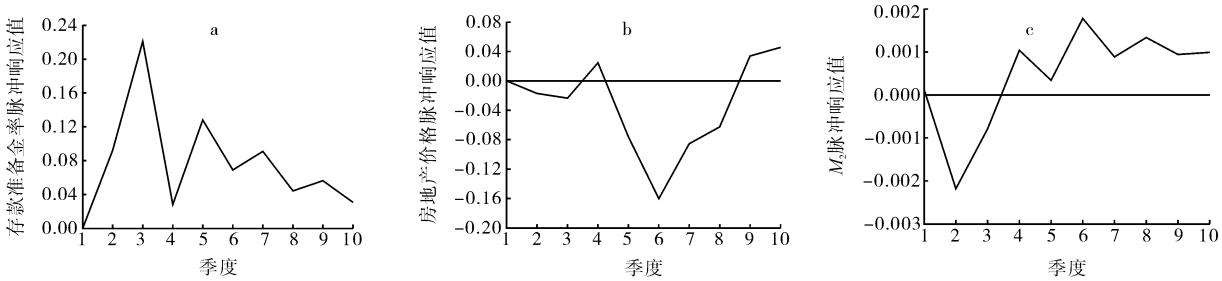


a. 存款准备金率的脉冲响应; b. 利率的脉冲响应; c. M_2 的脉冲响应

图 3　房地产价格标准方差结构冲击

给定利率一个正的结构冲击,房地产价格没有立即响应,第 1 季度的响应值接近 0,在第 1 季度至第 3 季度,房地产价格的响应缓慢增加,在第 4 季度至第 8 季度,房地产价格对利率的响应逐渐增加,其中在第 6 季度达到响应值的最大值−0.160 4,且表现为负向影响,此后,在第 8 季度至第 10 季度房地产价格的响应再一次逐渐增加,在第 10 季度达到另一个最大值 0.045 7,且表现为正向影响。但在给定的 10 个季度内,房地产价格的响应没有收敛于 0。这可能的解释为,利率提高增加开发成本以及购房成本,致需求减少,进而导致价格下跌,如图 4b。

给定利率一个正的结构冲击,M_2 并没有立即做出响应,第 1 季度的响应值接近于 0,在第 2 季度至第 4 季度,M_2 的响应逐渐增加,在第 2 季度达到响应最大值−0.002 2,表现为负向影响。在第 4 季度至第 10 季度,M_2 的响应呈现波动性的缓慢增加,在第 6 季度达到相应的最大值 0.001 8,在整个观测期内,M_2 的响应没有收敛于 0,表明利率对货币供应量的冲击在经过 3 个季度的负向影响后将会有长期的正向影响,如图 4c。



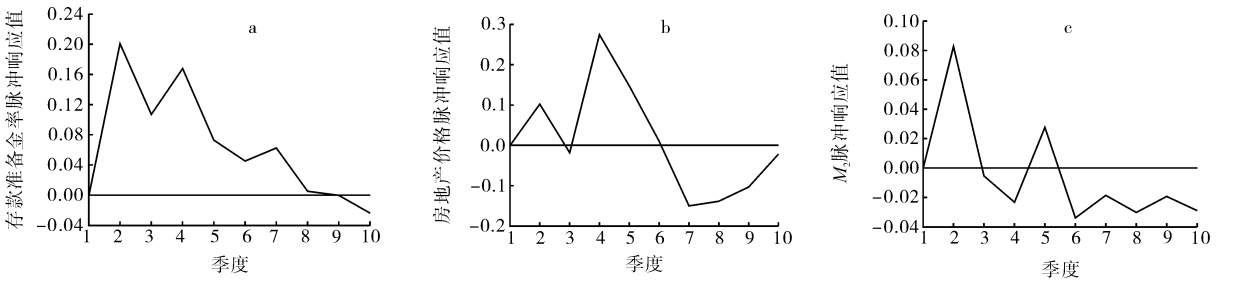
a. 存款准备金率的脉冲响应; b. 房地产价格的脉冲响应; c. M_2 的脉冲响应

图 4　利率的标准方差结构冲击

(4)货币供应量的脉冲响应冲击。图 5 货币供应量标准方差结构冲击刻画了货币供应量 M_2 的标准方差结构冲击对另外 3 个变量的影响。给定 M_2 一个正的结构冲击,存款准备金率在第 1 季度没有立即做出响应,第 1 季度的响应值接近 0,此后,存款准备金率的响应增加,在第 2 季度达到响应的最大值 0.200 9,表现为正向影响,之后,存款准备金率的响应呈现波动减缓趋势,并在第 8 季度和第 9 季度开始趋于 0,如图 5a。

给定 M_2 一个正的冲击,房地产价格第 1 季度没有立即做出响应,在第 2 季度至第 3 季度,房地产价格的响应缓慢增加,之后,在第 4 季度达到最大的响应值 0.274 7,表现为正向影响,此后,房地产价格的响应逐渐减缓,在第 7 季度达到响应最大值−0.150 4,且为负向影响,此后,房地产价格的响应逐渐趋于 0。这可能是因为 M_2 增加,银行放贷能力增加,刺激了房地产开发需求,同时导致通货膨胀,从而使房地产价格上升,如图 5b。

给定 M_2 一个正的冲击,利率没有立即做出响应,第1季度的响应值接近于0,此后,利率的响应逐渐增加,在第2季度达到响应最大值0.082 7,且为正向影响,之后,利率的响应逐渐缓慢减少,在第6季度达到另一个响应最大值−0.034 0,且为负向影响。一般来讲,利率与一国货币供应量为负相关,但是由于我国基础货币是被动投放的,且利率非市场化,这导致在一定时期内,M_2 增加,利率也增加,如图5c。



a.存款准备金率的脉冲响应;b.房地产价格的脉冲响应;c.利率的脉冲响应

图5 M_2的一个标准方差结构冲击

综上所述,存款准备金率的冲击在中期对房地产市场产生负向影响,调控效用显著,能够抑制房地产价格的上涨,而在短期和长期内,对房地产价格的冲击表现为正向影响,调控效用不显著;利率对房地产市场的冲击在短期和中期内表现为负向影响,其中中期调控效用比较显著,而长期表现为正向影响,调控效用不显著;M_2 对房地产市场的冲击在短期和中期表现为正向影响,调控效用显著,而在长期则表现为负向影响,调控效用不显著。同时,房地产价格对存款准备金率和利率的冲击在短期和中期均表现为正向影响,而对 M_2 的冲击在中期表现为负向影响,这表明房地产价格已经成为我国央行进行宏观调控决策的重要参考变量。

3.**方差分解**

方差分解也是向量回归模型常用的实证分析工具,通过分析不同冲击对变量变化的贡献度来进一步评价不同冲击的重要性。为了更好地分析各个变量冲击对其他变量的影响程度,同样设置观察期为10个季度,进一步对模型进行结构方差分解,得到了相应的方差分解图,分析如下。

(1)存款准备金率的方差分解结果。随着观察期的推移,存款准备金率自身扰动所引起部分的百分比逐渐下降,而房地产价格、利率和 M_2 扰动所引起部分的百分比则逐渐增加,并在预测的第7季度左右保持稳定。存款准备金率对自身变动的贡献率大约为51.54%,房地产价格、利率、M_2 对存款准备金率变动的贡献率分别稳定在11.25%、18.78%、18.43%左右,表明利率和 M_2 对存款准备金率的变动具有较大的贡献,而房地产价格变动对存款准备金率的解释能力较弱,如图6。

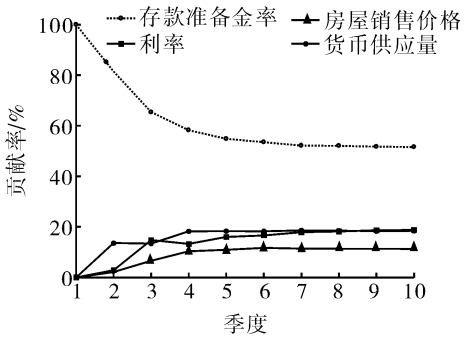


图6 存款准备金率的方差分解结果

(2)房地产价格变动的方差分解结果。随着观察期的推移,房地产价格自身扰动所引起部分的百分比在经过平稳之后逐渐下降,而存款准备金率、利率和 M_2 扰动所引起部分的百分比则逐渐增加,并在第7季度左右保持稳定。房地产价格对自身的解释能力较高,贡献率大约为69.58%,存款准备金率、利率、M_2 对房地产价格变动的贡献率分别稳定在24.03%、1.45%、4.94%左右。这说明房地产价格除了受自身影响外,主要受到存款准备金率的影响,利率和 M_2 对房地产价格的解释能力较弱,如图7。

(3)利率的方差分解结果。随着观察期的推移,利率自身扰动所引起部分的百分比在经过平稳之后逐渐下降,而存款准备金率、房地产价格和 M_2 扰动所引起部分的百分比则逐渐增加,并在第8季度左右保持稳定。利率对自身变动的贡献率最高,大约在56.11%,存款准备金率、房地产价格和 M_2 对利率变动的贡献率分别为15.65%、19.72%、8.52%。这表明房地产价格对利率变动的影响较大,已经成

为利率决策的重要参考因素,而 M_2 对利率的解释能力最弱,如图 8。

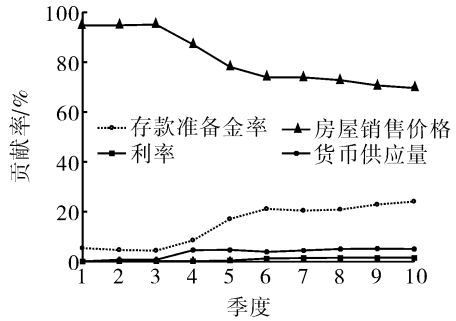


图 7　房地产价格的方差分解结果

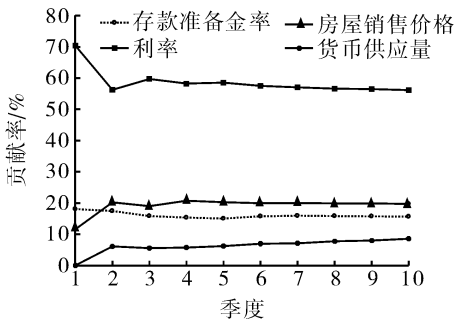


图 8　利率的方差分解结果

(4)M_2 的方差分解结果。随着观察期的推移,M_2 自身扰动所引起部分的百分比在经过平稳之后逐渐下降,而存款准备金率、房地产价格和利率扰动所引起部分的百分比则逐渐增加,并在第 9 季度左右保持稳定。M_2 对自身变动的贡献率最高,大约在 60.49%,存款准备金率、房地产价格和利率对 M_2 的贡献度分别为 26.97%、6.04%和 6.50%。表明存款准备金率对 M_2 的影响远远大于另外 2 个变量对 M_2 的影响,是 M_2 变动的重要决定因素,如图 9。

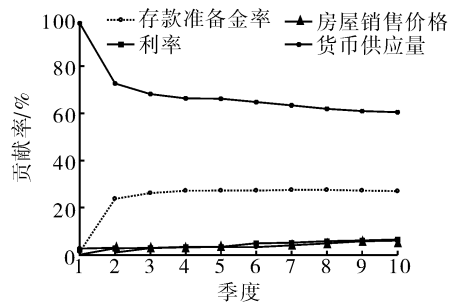


图 9　M_2 的方差分解结果

四、结　论

本文采用 1998 年第 1 季度至 2011 年第 4 季度的数据,选取存款准备金率、房地产价格、利率和货币供应量 4 个变量,构建了 *SVAR* 模型,进行脉冲响应函数分析和方差分解,探讨了货币政策工具对房地产市场的影响,结论表明:①存款准备金率对房地产的冲击在滞后 3 个季度后呈现负影响,在中期对房地产市场调控效用显著,而在短期和长期内,对房地产市场的影响为正,调控效用不显著;利率对房地产市场的冲击在 8 个季度内为负影响,利率的中期比短期的调控效用显著,利率对房地产价格长期调控效用不显著;M_2 对房地产市场的调控在 1－6 季度内呈现为正向影响,在长期为负影响,表明短期和中期的调控效用显著。②存款准备金率和 M_2 比利率对房地产价格的影响更加显著。③房地产价格对存款准备金率和利率的冲击在短期和中期均表现为正向影响,而对 M_2 的冲击在中期表现为负向影响,这表明房地产价格已经成为我国央行进行宏观调控决策的重要参考变量。

房地产问题与货币政策乃至整个宏观经济有密切联系,为了更好地调控房地产市场,保证货币政策实施的有效性,结合本文的主要结论——存款准备金率对房地产市场的调控效果显著,在利率未市场化的前提下,可将存款准备金率作为我国房地产市场调控的重要工具;应该加快利率的市场化进程,形成合理的利率体系,以更好地发挥其对房地产价格的抑制作用。另外,在制定货币政策时,应该注意增加货币政策决策与执行的灵活性,将房地产价格作为重要的参考变量,积极关注房地产市场变化,并做出及时有效的反应。

参　考　文　献

[1] 黄飞雪,王云. 基于 SVAR 的中国货币政策的房价传导机制[J]. 当代经济科学,2010(5):26-35.

[2] IACOVIELLO M. House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle [J]. American Economic Review,2005(3):519-543.

[3] XIAO Q,CHEN T. The effect of monetary policy on real estate price growth in China [J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2012(1):62-77.

[4] AHEARNE A. Monetary policy and housing prices: a cross country study [R]. FRB International Finance Discussion Papers,2005(9):841-918.

[5] HARRIS J C. The effect of real rates of interest on housing price [J]. Journal of Real Estate Finance and Economics,1989 (2):47-60.

[6] IACOVIELLO M, MINETTI R. Financial liberalization and

the sensitivity of house prices to monetary policy: theory and evidence[C]. St. Louis: Manchester School, Michigan State University, 2003(1): 20-34.
[7] HILDE C B, DAG H J. The role of house prices in the monetary policy transmission mechanism in small open economies [J]. Journal of Financial Stability, 2010(6): 218-229.
[8] 武康平,胡谍. 房地产市场与货币政策传导机制[J]. 中国软科学,2010(11):32-43.
[9] 周京奎. 1998～2005年我国资产价格波动机制研究——以房地产价格与股票价格互动关系为例[J]. 上海经济研究,2006(4):21-29.
[10] 陈涛,潘慧峰,樊夕. 中国货币政策对房地产市场影响的理论与实证分析[J]. 广东金融学院学报,2012(4):14-24.
[11] 梁斌,李庆云. 中国房地产价格波动与货币政策分析——基于贝叶斯估计的动态随机一般均衡模型[J]. 经济科学,2011(3):17-32.
[12] 孔煜. 货币政策与房地产价格波动的关系分析[J]. 商业时代,2010(11):51-52.
[13] 郭娜,翟光宇. 中国利率政策与房地产价格的互动关系研究[J]. 经济评论,2011(3):43-50.
[14] 杜晓华. 我国货币政策对房地产市场价格影响的实证分析[J]. 价格理论与实践,2012(7):39-40.
[15] 苏剑,刘斌,林卫斌. 论中国目前的货币政策工具选择——基于中国宏观经济特殊性的思考[J]. 经济学动态,2010(5):52-58.
[16] 徐侃,傅玳. 金融机制倒逼房价调控的有效性检验[J]. 商业时代,2011(36):102-103.
[17] 王益. 浅析我国货币政策对房地产业的影响力[J]. 商场现代化,2007(9):383-383.
[18] 杨桂根. 我国存款准备金率政策效应的影响因素分析[J]. 上海金融学院学报,2010(4):23-29.

注 释:

① 这其中很重要的一个原因在于国外的利率已经实现市场化,利率能够根据市场变化作出反应,因而能够根据房地产价格的变化进行灵活的调节,而我国利率尚未实现市场化,利率由央行完全控制,对市场变化的反应度不够,对房地产价格的变化灵敏度较低,这使得国内利率调控的有效性大大降低。

② 这可能是由于国外普遍认为存款准备金率的调控效果比较剧烈,不应该轻易用来调控房地产市场,因此,国外很多央行不轻易动用存款准备金率,甚至一些央行已经放弃了存款准备金率。而在我国,存款准备金率仍然是央行调控宏观经济的常用货币政策工具,这也是我国央行与国外央行在进行选择货币政策工具上的不同之处。

Dynamic Study on Effects of Monetary Policy Tools on Housing Prices

WANG Min, SHI Peng, YU Jin
(*College of Economics and Management, Northwest Agricultural and Forest University, Yangling, Shaanxi*, 712100)

Abstract Based on data from Q1 of 1998 to Q4 of 2011, this paper first builds the structural vector autoregression model with the incorporation of deposit reserve ratio, interest rate and money supply, then it analyzes the strength and timeliness of the impact of various monetary policy tools on real estate price. The result shows that deposit reserve ratio has negative effects on housing price in the medium run and positive effect in the short run and long run; interest rates have negative effects on housing price in the short run and medium run, but the regulating effect is obvious in the medium run; and M_2 has the positive effects on housing price in the short and medium run and negative in the long run; deposit reserve ratio and M_2 have more impact on housing prices than interest rates. Therefore, this paper concludes that the central bank should adopt deposit reserve ratio as an important means to regulate the real estate market, actively promote the marketization of interest rate and reasonably control the supply of M_2, and increase the flexibility of monetary policy.

Key words deposit reserve ratio; interest rate; money supply; housing price; SVAR model

(责任编辑:陈万红)