

房地产价格与货币政策调控研究

——基于贝叶斯估计的动态随机一般均衡模型

冯 涛 杨 达 张 蕾

(西安交通大学 经济与金融学院 陕西 西安 710061)

[摘 要] 房地产价格高涨是近年来中国货币政策调控面临的新问题。通过构建并估计含有金融部门、房地产生产部门以及对银行信贷附加房地产抵押限制的动态随机一般均衡模型,剖析了货币政策与房地产价格之间的作用机制。结果表明,中国央行在 2003-2012 年的实践中已将房地产价格纳入到货币政策调控的反应规则中;同时,在货币政策调控的基础上,配合使用降低贷款价值比等宏观审慎政策,可以有效降低金融系统的风险,提升调控政策稳定经济的效果。

[关键词] 货币政策;房地产价格;动态随机一般均衡模型;宏观审慎政策

[中图分类号] F820.1 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1008-245X(2014)01-0015-07

伴随世界主要经济体资产规模的日益扩大,货币政策与资产价格的关系日益密切。尤其是近些年来,在各国中央银行普遍提升了货币政策对通货膨胀调控有效性的同时,却出现了资产价格(尤其是股票价格和房地产价格)大幅波动的问题。资产价格的过度波动,甚至是泡沫的产生和破灭,会直接导致金融危机的发生,对经济的破坏程度远远超过通货膨胀。2002 年,国际清算银行的学者博利奥(Borio)和罗尔(Lowe)提出了低通胀与金融不稳定共存的“新环境假设”,由此引发了学术界对资产价格与通货膨胀是否应该同时作为货币政策规则反馈因素的高度关注。而 2008 年始于由美国次贷危机引发的全球性经济危机,再一次警示针对货币政策的理论研究者和实践操作者高度重视资产价格波动对于金融稳定以至经济稳定的重要影响。

我国货币政策调控实践中,同样面临着资产价格,尤其是房地产价格快速上涨的考验。近年来我国房地产价格的快速上涨,除了我国处于快速城市化进程的影响因素之外,最关键的原因在于我国的金融体系特质和房地产的产品和行业特性。处于转轨过程中的我国金融体系具有两个特质,一是存在由信息不对称引

致的金融摩擦,金融市场缺陷运行,二是具有明显的“银行主导型”特征,因而表现出了金融中介机构(主要指银行)普遍尊崇“抵押至上原则”、“房地产抵押原则”等现象。这就从资金供给的角度为房地产价格上涨提供了支持。其次,从房地产的行业特性来看,房地产业属于资金密集型行业,其自身的供给和需求无法脱离金融支持;同时,从产品特性来看,房地产既是企业和居民的主要资产和财富,也是银行信贷的重要抵押品,使其兼具实物资产和金融资产的双重属性,从而导致了房地产价格更易受到投机因素的影响,波动性往往大于其他商品^[1]。由此可以看出,我国房地产价格对货币政策具有更为特殊的影响。

一、文献综述

货币政策是否应该直接干预房地产价格波动,在理论和实践中尚未得到一致的结论。亚科维耶洛(Iacoviello)等的研究表明,为防止房地产价格泡沫的产生,应选择直接盯住房地产价格的货币政策^[2-3]。而伯南克(Bernanke)等则指出,将资产价格纳入到货币政策会造成更大的经济波动,而采用通货膨胀目标制

[收稿日期] 2013-06-25

[基金项目] 教育部人文社科重点研究基地重大项目(10JJD790041);中央高校基本科研业务费项目(K5051306005)

[作者简介] 冯涛(1956-),男,陕西蓝田人,西安交通大学经济与金融学院教授,博士生导师;杨达(1984-),女,辽宁沈阳人,西安交通大学经济与金融学院博士研究生;张蕾(1974-),女,陕西西安人,西安交通大学经济与金融学院副教授。

的货币政策,可以更好地起到稳定经济的作用^[4]。针对我国的研究,李强等的实证研究为“我国货币政策已将房地产价格纳入目标”这一结论提供了经验支持^[5-6];王擎等的研究不支持货币政策调控直接盯住资产价格波动,主要理由是盯住资产价格的货币政策会抑制经济的增长^[7];而赵昕东的研究认为我国货币政策应该将广义资产价格纳入目标^[8]。

从目前研究所使用的方法来看,现有文献主要使用 VAR 模型和联立方程模型等传统方法,但这些分析工具无法揭示宏观经济现象产生的微观机理及各宏观经济变量之间相互作用的内生影响机制,而动态随机一般均衡模型(DSGE 模型)可以有效地弥补这两方面的缺失。最早运用 DSGE 模型分析我国房地产价格与货币政策的文献见于肖争艳等的研究^[9],但其存在两方面的不足:一是只从家庭住房需求层面将房地产价格引入到分析框架中,二是将货币政策规则设定为泰勒规则,不符合我国货币政策调控的实际情况。

因此,本文对于房地产价格与货币政策调控的研究,拟在现有文献的基础上,首先对 DSGE 模型的设定进行改进。其一,除在需求层面考察房地产价格对经济的影响之外,通过引入房地产生产部门,将房地产供给因素引入到分析框架中;其次,引入基于房地产的抵押品限制,刻画我国银行信贷中“房地产抵押原则”的实际情况;第三,运用扩展的麦克勒姆规则,作为我国货币政策调控的反应规则。在此基础上,运用我国经济运行的实际数据对 DSGE 模型进行估计,将其作为调控政策选择分析的有利工具,在一般均衡框架下分析房地产价格和货币政策调控之间的相互作用机制。

二、DSGE 模型的构建

(一) 家庭部门

假设经济中存在无穷同质且无限期存在的家庭,总测度为 1。基于标准 MIU(Monetary in Utility)模型,将货币引入到效用函数中,代表性家庭的终身效用函数可表示为:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t^H u^H(c_{H,t} - \zeta C_{H,t-1}, h_{H,t}, L_t, \frac{X_t^H}{P_t})。$$

其中 $c_{H,t}$ 、 L_t 、 $\frac{X_t^H}{P_t}$ 、 $h_{H,t}$ 分别表示代表性家庭的消费、劳动供给、真实货币余额和房产持有; β_t^H 和 ζ 分别表示代表性家庭的跨期贴现率和习惯形成参数。

同时假设效用函数中消费、闲暇、实际货币余额和房产持有是可分的,则代表性家庭的效用函数为: U_t^H

$$= u_t^{Hb} \left(\ln(c_{H,t} - \zeta C_{H,t-1}) - \frac{L_t^{\eta^H}}{\eta^H} + \chi u_t^{HM} \ln\left(\frac{X_t^H}{P_t}\right) \right)。其中, \eta^H 表示代表性家庭的劳动供给弹性; u_t^{Hb} 、 u_t^{HM} 为模型对代表性家庭设定的外生整体偏好冲击和外生现金余额需求冲击,外生冲击的对数形式均服从 AR(1) 过程^①。$$

另以 $w_t = W_t/P_t$ 、 F_t 分别表示 t 期代表性家庭的实际工资水平和 t 期末所获得的一次性转移支付。以 $\pi_t = P_t/P_{t-1}$ 表示 t 期的通货膨胀率;同时,代表性家庭在 t 期采取一次性总付的形式增加的银行存款实际量为 $d_t = D_t/P_t$ 的资金,并在 t 期获得上期的存款收益,实际量为 $d_{t-1} = D_{t-1}/P_t$ 。由此,代表性家庭的预算约束为: $c_t + \frac{R_{t-1}^D d_{t-1}}{\pi_t} \leq d_t + w_t L_t + F_t - \frac{\Delta M_t}{P_t}$ 。代表性家庭的最优化问题即在预算约束下最大化其终身效用。

(二) 中间品生产部门

中间品生产商利用资本(包括自有资本和银行贷款)、房地产和家庭部门提供的劳动生产中间品,全部出售给最终品生产部门,并由最终品生产部门合成(aggregation)为同质的最终品。

中间品生产商的生产技术由下式给出: $Y_{E,t} = A_{E,t} K_{E,t-1}^\mu h_{E,t-1}^v L_{E,t}^{1-\mu-v}$ 。其中, $Y_{E,t}$ 表示中间品的产出, $K_{E,t}$ 、 $L_{E,t}$ 、 $h_{E,t}$ 分别表示投入到中间品生产中的资本、劳动和房地产, $A_{E,t}$ 表示生产技术冲击。

效仿伯南克(Bernanke)等的处理方法,假设中间品生产商较之最终品生产商更具有家庭部门的性质,因此,中间品生产商的优化问题为在自身预算约束下最大化其终身效用。其终身效用函数为 $E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_{E,t}^E \ln C_{E,t}$ 。

同时,模型设定中间品生产商在完全竞争的市场环境下,以价格 P_t^W 将生产的中间品全部出售给最终品生产商,并由最终品生产商将中间品合成为最终品。中间品生产商的预算约束为:

$$\frac{Y_{E,t}}{X_t} + b_{E,t} = C_{E,t} + q_t(h_{E,t} - h_{E,t-1}) + \frac{R_{t-1}^{DD} b_{E,t-1}}{\pi_t} + w_t L_{E,t} + I_{E,t} + \xi_{Eh,t} + \xi_{EK,t}。$$

其中 R_{t-1}^{DD} 表示中间品生产商从银行获得贷款的利率。中间品生产商的房地产持有的调整成本和投资交易成本分别为:

① 本文模型设定外生冲击的对数形式均服从 AR(1) 过程,以下不再赘述。

$$\xi_{Eh,t} = \varphi_{Eh} \left(\frac{h_{E,t} - h_{E,t-1}}{h_{E,t-1}} \right)^2 \frac{q_t h_{E,t-1}}{2};$$

$$\xi_{EK,t} = \varphi_{EK} \left(\frac{I_t}{K_{E,t-1}} - \delta_K \right)^2 \frac{K_{E,t-1}}{2\delta_K}.$$

为对模型进行简化处理^①,模型略去资本品生产部门,资本运动方程直接由下式给出: $I_t = K_t - (1 - \delta_K) K_{t-1}$ 。

此外,中间品生产商运用银行信贷资金进行生产面临借贷约束。目前我国商业银行信贷仍以抵押贷款为主要方式,模型设定中间品生产商和房地产生产商均以房地产作为抵押品,从而获得相应量的银行信贷,并假设 m 为贷款价值比(loan-to-value ratio), m 旨在刻画房地产抵押贷款的额度不能超过房地产预期价值的最高比例 m 。此种处理方式既符合目前我国商业银行信贷的实际操作,亦能全面的反映以房地产作为抵押品的抵押贷款的直接风险敞口和间接风险敞口。而且,亚科维耶洛(Iacoviello)详细分析了此类模型中借贷约束的限制问题,研究结果表明,此类模型中抵押品的借贷约束在任何状态下均能实现^[2]。

中间品生产商所面临的借贷约束如下: $b_{E,t} \leq m^h E_t \left(\frac{q_{t+1} h_{E,t} \pi_{t+1}}{R_t^{DD}} \right)$ 。

(三) 最终品生产部门

模型假设最终品生产部门由连续的最终品生产商组成,将其单位化为1,并且假设其连续分布在区间 $(0, 1)$ 上,以 $z \in (0, 1)$ 标记。设定最终品生产商 z 从完全竞争的中间品市场上以价格 P_t^w 购买中间品,并将中间品合成最终品,合成技术如下: $Y_{F,t} = \left(\int_0^1 Y_{F,t}(z)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} dz \right)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}$ 。

应用卡尔沃(Calvo)的定价原则引入粘性价格机制,即每一期存在不变比例 (θ) 的生产商仅能够根据通货膨胀率调整最终品价格,即价格按如下规律变动: $P_{z,t} = \pi_{t-1} P_{z,t-1}$;而其余部分的生产商具有最优化定价的权利^[10]。

最终品生产商的目标为利润最大化,由一阶条件可得: $\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \beta \left(\frac{C_{t+k}}{C_{t+k}} \right) \left(\frac{P_t^*(z)}{P_{t+k}} - \frac{X_F}{X_{F,t+k}} \right) Y_{F,t+k}^*(z) \right\} = 0$ 。其中 X_F 表示最终产品价格加成比例。进一步地,根据 Calvo 定价原则,最终品的价格水平按照如下规律变动: $P_t = (\theta P_{t-1}^e + (1 - \theta) (P_t^*)^{1-\varepsilon})^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ 。

(四) 房地产生产部门

与中间品生产商相似地,模型中房地产生产商利用投入要素资本、房地产、家庭部门提供的劳动组织生

产,生产函数形式为: $Y_{h,t} = A_{h,t} K_{h,t}^\mu L_{h,t}^\nu I_{h,t}^{1-\mu-\nu} e^{u_t^{Gh}}$ 。其中 $Y_{h,t}$ 表示新增房地产, $A_{h,t}$ 表示房地产生产技术, $K_{h,t}$ 、 $L_{h,t}$ 和 $I_{h,t}$ 分别表示投入到房地产生产中的资本、房地产和劳动, u_t^{Gh} 表示税收政策或土地价格变化等带来的成本冲击。

与最终品生产商同样地,房地产生产商的目标为利润最大化;同时,与中间品生产商相似,房地产生产商也面临着借贷约束,具体为: $b_{h,t} \leq m^h E_t \left(\frac{q_{t+1} h_{h,t-1} \pi_{t+1}}{R_t^{DD}} \right)$ 。

(五) 金融部门

模型以商业银行的资产负债为研究的切入点和研究对象,对实际中商业银行的行为进行抽象和简化。

考虑一个代表性商业银行,模型设定其在给定存款利率 R_t^D 、贷款利率 R_t^{DD} ,同时受到贷款资金约束和银行资本约束的情况下,吸收家庭存款 D_t ,并且在扣除存款准备金 BR_t 后,为中间品生产部门和房地产生产部门提供信贷资金 BL_t 。

代表性商业银行以 R_t^D 吸收存款、以 R_t^L 发放贷款,则当期银行利润为: $\Psi_{t+1}^B = (1 - \iota_t) BR_t^L (BL_t + BN_t) - \iota_t (BL_t + BN_t) - BR_t^D \left(\frac{BL_t - BZ_t + BN_t + BD_{bt}}{1 - ee_t} \right) + F$ 。

其中 F 表示商业银行存贷款以外的成本收益(包括固定成本等),为简化起见,不考虑存款量或贷款量等因素对 F 的影响。进一步地,为简化计算,模型不考虑其他常数收益或税收的影响,即 $F = 0$,这样处理对模型求解等不会产生影响。

商业银行的经营目标为利润最大化,可以表示为: $E_0 \max \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \Psi_{t+1}^B / P_t$ 。

(六) 宏观调控部门

宏观调控部门通过财政政策和货币政策对经济运行实施调控。

本文模型对财政政策做简化处理,设定政府的公共支出服从一个外生的冲击过程, $G_t = z_t^* g_t$, g_t 是平稳的随机过程,稳态时的政府支出是 GDP 的某一固定比例^[11]。克里斯蒂亚诺(Christiano)和艾肯鲍姆(Eichenbaum)对政府支出的这种设定形式,可以确保模型有平衡增长路径。政府的融资途径是一次性总付形式的税收,面临的预算平衡约束为: $\frac{T_t}{P_t} = G_t + \frac{X_t^G}{P_t}$ 。其

① 模型的简化处理仅在于省略资本品生产部门,而保留了核心的资本运动方程,此种简化处理不影响对模型稳态的求解和基于模型的数量分析。

中 T_t 和 G_t 分别表示 t 时期政府税收总额和公共支出总额 X_t^G 表示政府在 t 期转移支付给代表性家庭的现金总额。

货币政策服从扩展的麦克勒姆规则,通过调整基础货币实现,使得基础货币以 $M_t^b = M_{t-1}^b(1 + x_t)$ 方式演变,基础货币增长率 x_t 的变化是对通货膨胀、产出和房地产价格波动的内生反应。扩展的麦克勒姆规则可以表述为:

$$M_t^b = M_{t-1}^b(1 + x_t)$$

$$x_t = (1 - \rho)x_t^* + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$x_t^* = x^* - \omega_\pi(\pi_t - \pi^*) - \omega_y(y_t - y^*) - \omega_{\pi h}(\pi h_t - \pi h^*)$$

$$\varepsilon_{x,t} \sim N(0, \sigma_x^2)$$

其中 ρ 是滞后系数; ω_π 、 ω_y 和 $\omega_{\pi h}$ 分别表示 x_t^* 对各反应变量偏离稳态值的弹性。货币政策规则由 $(\rho_x, \omega_\pi, \omega_y, \omega_{\pi h}, \sigma_x)$ 唯一决定。

(七) 模型均衡及稳态

模型的均衡条件由各部门最优化问题的一阶条件及市场出清条件组成,如下所示为模型中所涉及的四个市场(包括商品市场、房地产市场、劳动市场和金融市场)的出清条件:

$$C_{H,t} + C_{E,t} + I_t = Y_{C,t}$$

$$\Delta h_{H,t} + \Delta h_{E,t} = Y_{h,t}$$

$$L_{E,t} + L_{H,t} = L_t$$

$$b_{E,t} + b_{H,t} = (1 - ee_t)d_t$$

对模型的均衡条件,利用乌利希(Uhlig)的方法在稳态值附近取对数并进行一阶泰勒展开^[12],以所得模型为对象进行估计。

三、模型估计

对 DSGE 模型的估计,首先需进行模型识别,即要求观测变量的个数不得超过外部冲击的个数,否则将造成估计中的随机奇异性问题。本文模型包含 7 个观测变量和 9 个外部冲击,可通过模型进行识别。

(一) 参数校准

为了最大限度地减少参数校准中的主观因素,分别采用如下方法进行参数校准:

首先,对于与现实变量存在稳定关系的参数,通过相应的矩匹配设定参数值,且对时间跨度的选取与对观测变量数据时间跨度的选取保持一致,这些参数包括家庭的跨期贴现率 β^H 、家庭的房地产持有偏好冲击 u^{Hh} 、中间品生产的资本贡献率 μ 、中间品生产的房地产贡献率 v 。例如:由模型稳态值的计算可得 $\beta^H = 1/R$,

因此 β^H 的校准值通过计算 2003Q3 至 2013Q2 名义利率 R 的算术平均可得^①。

其次,对于与现实经济变量无直接对应矩关系的参数,通过参考国内已有的相关研究确定其取值,这些参数包括劳动供给弹性 η^H 、季度折旧率 δ_K 、最终产品价格加成比例 X^F 和税率 τ 。

第三,对于国内文献未涉及的参数,借鉴国外相关成果,并结合我国经济运行具体情况,进一步通过稳健性分析确定其校准值,这些参数包括追加资本的调整成本参数 φ_{EK} 、银行贷款期限参数 $1/s$ 、以及中间品生产部门和银行部门的主观贴现因子 β^E 和 β^B 。其中,对于 φ_{EK} ,通过对罗伯特(Robert)所估计的范围之内的参数值^[13]进行试验,比较模型对不同取值的敏感性,最终选取模型对该取值敏感性最低的值,即设定 φ_{EK} 为 2;参数 $1/s$ 取值的设定,参考艾伦(Allan)等的研究, s 的取值范围在 0.25 到 0.3 之间^[14],而出于对中国银行存贷款“短存长贷”特征的考虑,设定 s 值为 0.2,即 $1/s$ 取值为 5。

具体的参数校准值见表 1。

表 1 参数校准

参数	校准值	参数	校准值	参数	校准值
β^H	0.988	v	0.012	β^E	0.976
η^H	0.16	δ_K	0.03	β^B	0.976
u^{Hh}	0.005	X^F	1.2	φ_{EK}	2
μ	0.35	τ	0.1	$1/s$	5

(二) 贝叶斯估计的先验分布设定

为尽可能避免小样本偏误问题,模型采用贝叶斯方法估计除表 1 以外的参数。借鉴内格罗(Negro)的方法^[15],对于已经在模型中反映出明确的作用机制,并且取值对基于模型的脉冲响应分析产生显著影响的参数,根据相关已有研究的校准结果设定其先验分布。涉及的参数包括生产厂商抵押率参数 m^h 、货币政策规则弹性项参数 ω_π 和 ω_y 、存款准备金率 ee 的自相关系数 ρ_{ee} 和标准差 σ_{ee} 、违约损失率 o 的自相关系数 ρ_o 和标准差 σ_o 。同时,将其余参数作为模型待检验的参数,由于针对该类参数的先验分布设定限制相对宽松,从而可以减少贝叶斯估计结果受先验分布的影响。这些参数包括家庭部门和中间品生产部门的房地产购置成本系数 φ_{Hh} 和 φ_{Eh} 、货币政策规则对房地产价格的反

① 限于篇幅,此处没有显示全部参数设定的具体选择过程及相关参考文献,下同,可向作者索要。

应系数 $\omega_{\pi h}$, 以及房地产生产部门的税收政策或土地价格变化造成的成本冲击 u^{Ch} 等外生冲击的自相关系数和标准差。具体设定见表 2^①。

(三) 数据处理

自 1998 年住房货币化改革及房地产市场的初步形成, 至 2002 年期间, 我国的房地产价格并未产生膨胀问题, 整体呈现稳中有升的运行态势。但从 2003 年起至今, 房地产价格进入了持续高速上涨阶段, 同时也引起了宏观调控政策的关注。因此, 本文将观测变量的时间跨度选定为 2003 - 2012 年。进一步地, 权衡样本数量及货币政策的调控频率, 确定采用季度数据, 即选用 2003 年第一季度至 2012 年第四季度的数据对模型进行估计。

模型中的观测变量为家庭实际消费、实际房地产价格、名义利率、通货膨胀率、实际总产出、人民币存款余额、人民币贷款余额。所使用的数据均来自中经网统计数据库。对观测变量的原始数据借助 TRAMO/SEATS 方法进行季节调整, 以除去季节波动, 进一步取对数并使用 HP 滤波消除异常值对模型估计的影响。

(四) 贝叶斯估计结果

本文利用 Matlab 中的 Dynare 软件实现对相关参数的贝叶斯估计。主要参数的贝叶斯估计结果如表 2 所示。

表 2 主要参数的贝叶斯估计结果

参数	后验 均值	置信区 间上限	置信区 间下限	后验 标准差	先验 均值	先验 分布
ζ	0.72	0.7	0.76	0.15	0.5	Beta
θ	0.83	0.79	0.88	0.1	0.75	Beta
m^h	0.72	0.69	0.75	0.05	0.7	Beta
ω_{π}	0.05	0.041	0.055	0.1	0.036	Beta
ω_y	0.38	0.36	0.4	0.1	0.37	Beta
$\omega_{\pi h}$	0.035	0.031	0.037	0.2	0.03	Beta
ρ_{ee}	0.96	0.93	0.98	0.1	0.95	Beta
σ_{ee}	0.061	0.059	0.065	0.05	0.063	Beta
ρ_o	0.039	0.036	0.042	0.05	0.04	Beta
σ_o	0.011	0.009	0.015	0.05	0.01	Beta
φ_{Hh}	0.62	0.53	0.69	0.1	0	Norm
φ_{Eh}	0.68	0.61	0.77	0.1	0	Norm
ρ_{Ch}	0.35	0.27	0.41	0.1	0.85	Beta
ρ_{Hb}	0.46	0.41	0.52	0.1	0.85	Beta
ρ_{Hh}	0.43	0.39	0.48	0.1	0.85	Beta
ρ_{Hx}	0.57	0.51	0.64	0.1	0.85	Beta

四、基于 DSGE 模型的政策选择分析

(一) 货币政策规则反应变量的选择

DSGE 模型相较于传统的数量型经济分析工具最显著的优势在于, 模型设定最大限度地避免了研究者对经济行为的主观臆断, 而是从各微观主体的最优选择入手, 为宏观经济波动分析寻找微观基础。值得注意的是, 货币政策规则中反应变量的选择仍存在一定程度的主观因素。对于我国货币政策实践而言, 在经济运行的不同阶段货币政策目标一直在“保稳定”和“促增长”之间权衡孰轻孰重。而针对近年来所面临的房地产价格高涨的新情况, 货币政策调控是否已经关注了房地产价格, 即中央银行是否已经将房地产价格作为货币政策规则的反应变量, 是本文欲通过构建 DSGE 模型进行分析得到解答的问题之一。因此, 本文通过后验让步法对货币政策规则中的反应变量选择进行判别。

在其他设定均相同的前提下, 通过比较货币政策规则反应变量包含房地产价格模型 ($\Gamma_{\pi h} > 0$) 和货币政策规则反应变量不包含房地产价格模型 ($\Gamma_{\pi h} = 0$) 的边际似然值, 并计算两种不同设定的模型的后验让步比, 比较两者对数据的拟合程度, 以此判别在模型构建中对货币政策反应变量的选择。运用拉普拉斯近似法得到两模型的后验让步比远大于 100:1, 充分说明了 $\Gamma_{\pi h} > 0$ 模型设置对经济运行的适应性更强。同时, 这一分析结果表明, 我国中央银行在 2003 - 2012 年的货币政策操作实践中, 已经将房地产价格纳入到货币政策反应规则中。

(二) 贷款价值比变动的影响

面对持续高涨的房地产价格, 货币政策在调控过程中, 虽然已经将房地产价格纳入到政策规则的反应变量中, 但就目前的调控效果而言仍然不尽理想。针对房地产价格持续高涨以及由此引发的金融系统风险不断累积的问题, 宏观审慎政策应运而生, 作为调控政策的一种新的选择, 与货币政策协调运用, 提升调控政策稳定经济的作用效果。在宏观审慎政策工具中, 操作性最强的是调控贷款价值比 (loan-to-value ratio, LTV), 图 1 所示为银行信贷的贷款价值比分别设定为 0.7 和 0.5 时, 各主要经济变量对单位正向房地产价格冲击的反应。

① 由于篇幅限制, 待估计参数先验分布的具体设定在行为参数贝叶斯估计结果的表中合并显示。

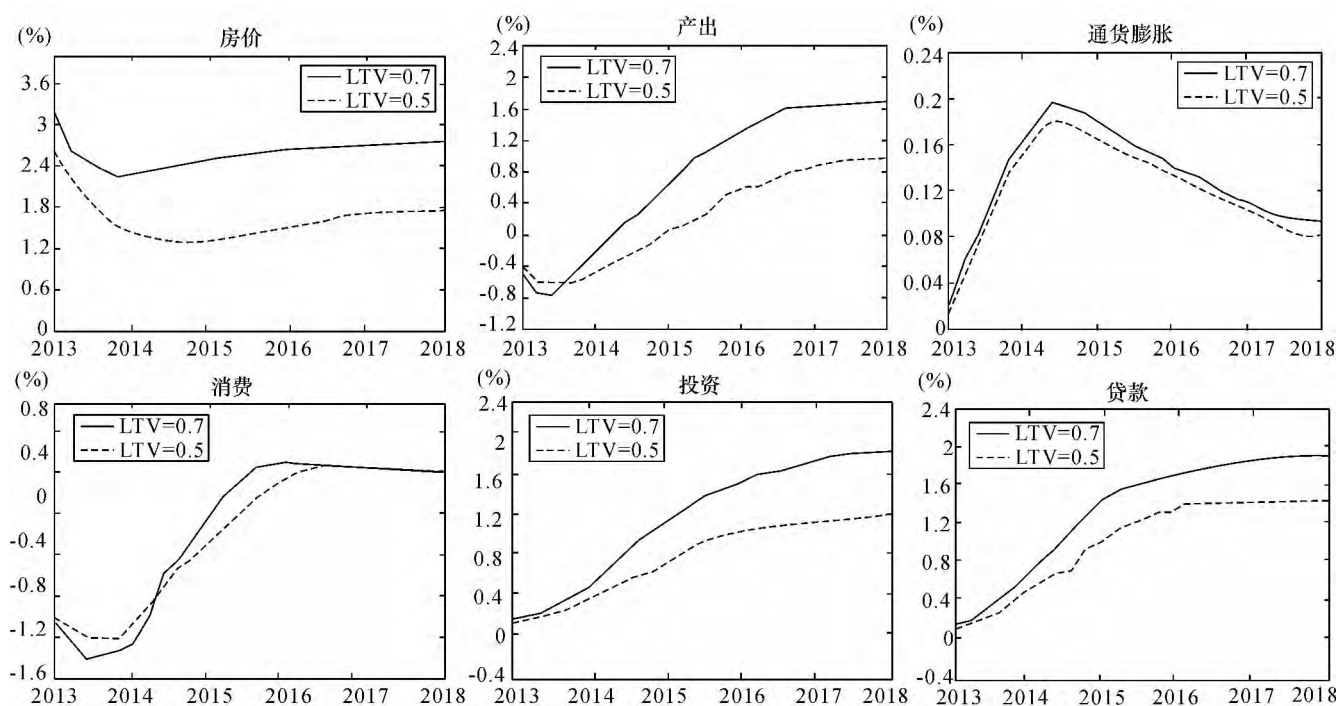


图1 主要经济变量对单位正向房地产价格冲击的脉冲响应

从图1中可以看出,对银行信贷设定不同的贷款价值比,主要经济变量的动态反应过程呈现出两个显著的特点:第一,消费和通货膨胀变量在不同的贷款价值比下,对单位正向房地产价格冲击的反应过程差异不大;第二,房地产价格以及总产出、投资和信贷在不同的贷款价值比下,对单位正向房地产价格冲击的反应过程表现出了明显的差异。通过降低贷款价值比,可以对房地产价格的持续上涨起到明显的抑制作用,并且,可以有效降低房地产价格上涨对信贷的刺激,但同时,经济所要付出的代价就是总产出的降低。但在我国房地产价格高涨时期,信贷、投资和产出增长过多地依赖于房地产业,对其他实体经济投资产生挤出效应,同时进一步刺激了房地产价格的膨胀,使经济陷入了房地产价格上涨——信贷扩张——投资(产出)增加的经济循环中,造成了楼市虚热、其他实体经济增长受到抑制的现实困境^[16],同时,信贷的盲目扩张使得金融系统风险不断累积,为经济的持续健康发展埋下了隐患。因而,在经济运行的特殊时期,选择降低贷款价值比等宏观审慎政策是合理而必要的。

五、结论与政策建议

本文构建了一个包含房地产生产部门及对银行信贷附加房地产抵押限制的动态随机一般均衡(DSGE)模型,刻画了房地产价格和货币政策通过银行主导型金融体系相互影响的作用机制。同时,通过运用中国

经济运行的实际数据对DSGE模型进行估计,在估计所得模型基础上所做的分析得到如下两个主要结论:第一,我国央行在2003—2012年的实践中已将房地产价格纳入到货币政策调控的反应规则中;第二,在货币政策调控的基础上,配合使用降低贷款价值比的宏观审慎政策,可以有效地降低信贷随房地产价格膨胀而产生的增长,从而降低金融系统的风险,但是,宏观调控为实现金融、经济稳定,是以降低经济中的总产出为代价的。

在上述结论基础上,本文对应对房地产价格膨胀的货币政策选择提出如下建议:

首先,协调运用货币政策和宏观审慎政策。鉴于我国货币政策在2003—2012年间的调控实践中,已经将房地产价格纳入到政策反应规则中,仍旧没有有效抑制房地产价格的持续上涨,因而,宏观调控部门应该超越货币政策框架本身,协调运用降低贷款价值比等宏观审慎政策,尤其是在房地产价格存在明显的泡沫时,选择宏观审慎政策可以直接有效地缓解房地产价格及信贷的过快增长,起到降低金融系统风险、稳定经济的作用。具体操作中,有三点值得注意:第一,由于宏观审慎政策会抑制经济中总产出的增长,因而宏观调控部门应注重权衡政策实施的成本和收益;第二,由于宏观审慎政策对经济的作用更直接,同时会降低经济中投资的增长幅度,因而不应该被经常性的使用,这就要求宏观调控部门注重并提高对经济形势和发展趋势的判断能力,最简单的方法是选定房地产价格波动的阈值,在

超出经济健康运行可接受的阈值时,启用宏观审慎政策;第三,宏观调控部门可针对不同行业或区域,制定宏观审慎政策的差别化调控力度,充分发挥宏观审慎政策的结构性调整功能,弥补货币政策总量调控的缺失。

其次,构建多元化的房地产金融体系,同时,适度扩展货币政策的调控边界。目前我国房地产业的资金来源过度地依赖银行等金融机构,同时也使得房地产金融风险过度地集中于银行等金融机构,因此,加快资本市场的发展,通过建立房地产信托基金等扩展房地产融资渠道,分散银行业金融风险,是房地产业和金融健康发展的共同需要。但在资本市场发展的同时,各种金融衍生品的出现,会进一步加大货币政策的调控难度,因此,相应地适度扩展货币政策的调控边界也是合理而必需的。

第三,不断加强和完善金融结构优化和升级。通过建立科学可信的评价体系和评级机构,减少银行信贷交易过程存在的信息不对称问题,即不断减轻金融摩擦对信贷选择造成的负面影响,如过度依赖“房地产抵押限制”等,从制度安排层面解决信贷资金向房地产业过度集中的问题。只有这样,才能从根本上遏制房地产价格膨胀的根源,即信贷资金向房地产部门的过度集中,从而促进经济的持续健康发展。

[参 考 文 献]

- [1] 黄 静. 房价上涨与信贷扩张: 基于金融加速器视角的实证分析[J]. 中国软科学, 2010, 25(8): 61-69.
- [2] IACOVIELLO M. House Prices, Borrowing Constraints and Monetary Policy in the Business Cycle[J]. American Economic Review, 2005, 96(3): 739-764.
- [3] KONTONIKAS A, IOANNIDIS C. Should Monetary Policy Respond to Asset Price Misalignments[J]. Economic Modelling, 2005, 27(6): 1105-1121.
- [4] BERNANKE B S, GERTLER M. Should Central Bank Re-

- spond to Movements in Asset Prices? [J]. American Economic Review, 1999, 91(2): 253-257.
- [5] 李 强. 资产价格波动的政策涵义: 经验检验和指数构建[J]. 世界经济, 2009, 32(10): 25-33.
- [6] 赵进文, 高 辉. 资产价格波动对中国货币政策的影响[J]. 中国社会科学, 2009, 30(2): 98-114.
- [7] 王 擎, 韩鑫韬. 货币政策能盯住资产价格波动吗? ——来自中国房地产市场的数据[J]. 金融研究, 2009, 30(8): 114-123.
- [8] 赵昕东. 中国房地产价格波动与宏观经济[J]. 经济评论, 2010, 31(1): 65-71.
- [9] 肖争艳, 彭 博. 住房价格与中国货币政策规则[J]. 统计研究, 2011, 28(3): 40-49.
- [10] CALVO G. Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework[J]. Journal of Monetary Economics, 1983, 28(12): 383-398.
- [11] CHRISTIANO L J, EICHENBAUM M. Liquidity Effects, Monetary Policy and the Business Cycle[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 1995, 27(4): 1113-1136.
- [12] UHLIG H. A Toolkit for Analyzing Non-linear Dynamic Stochastic Models Easily [M]. Oxford: Oxford University Press, 1999: 1-21.
- [13] ROBERT C. Business Fixed Investment Spending: A Critical Survey of Modelling Strategies, Empirical Results and Policy Implications[J]. Journal of Economic Literature, 1995, 25(4): 1875-1911.
- [14] ALLEN N, RICHARD J, GIORGIO P. The Role of Capital in Financial Institutions[J]. Journal of Banking and Finance, 1995, 19(2): 393-430.
- [15] NEGRO M, SCHORFHEIE F. Forming Priors for DSGE Models[J]. Journal of Monetary Economics, 2008, 55(7): 1191-1208.
- [16] 杨雪锋, 陈惠雄. 房地产真的能救经济吗? ——信贷扩张, 楼市虚热与增长抑制[J]. 学术月刊, 2010, 32(11): 62-70.

(责任编辑: 张 丛)

The Analysis of Real Estate Price and Monetary Policy

——Basing on the Bayesian Estimation of Dynamic Stochastic General Equilibrium Model

FENG Tao, YANG Da, ZHANG Lei

(School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University, Shaanxi, 710061)

Abstract The real estate price soaring in recently years presents new problems to Chinese monetary policy. By building and estimating a dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model with financial sector, real estate producing sector and real estate mortgage restrictions, it analyzes the mechanism between real estate price and monetary policy. The result shows out that the central bank of China had already taken real estate price into monetary policy response rules during 2003Q1 to 2012Q4. Additionally, the using of macro-prudential policy, such as lowering the loan-to-value ratio, will reduce the risk of financial system and enhance the effects of regulatory policies to stabilize the economy.

Key words Monetary Policy, Real Estate Price, Dynamic Stochastic General Equilibrium, Macro-prudential Policy