

DOI: 10.19361/j.er.2016.04.09

住房价格波动对异质性 自有住房家庭消费率影响研究

赵昕东 王 勇*

摘要: 根据自有住房家庭对未来住房价格变动的异质性预期,文章在动态随机一般均衡(DSGE)模型框架下,将自有住房家庭分为储蓄型和借贷型家庭。在借贷型家庭和住房开发企业两个部门中引入动态贷款价值比宏观审慎政策工具,同时引入中央银行通过动态贷款价值比调控信贷总量的思想。反事实仿真结果表明,最低首付比的适度调低使住房价格波动对自有住房家庭消费率影响的直接财富效应显著,且对借贷型家庭消费率影响的资产负债表效应显著。但最低首付比的过度调低使住房价格波动对自有住房家庭消费率影响的替代效应显著。

关键词: 自有住房家庭;异质性;宏观审慎政策;DSGE 模型

一、引言

2008年的全球金融危机使新凯恩斯主义经济理论取代新古典主义经济理论占据主导地位。由于在DSGE模型框架下引入信贷约束机制,需要同时考虑自有住房家庭和厂商的异质性。根据自有住房家庭对未来住房价格变动的异质性预期,参考赵胜民和罗琦(2013),本文在DSGE模型框架下,将自有住房家庭分为储蓄型和借贷型家庭^①,将厂商分为住房开发企业和最终产品厂商,并在借贷型家庭和住房开发企业部门中加入信贷约束方程。由于住房市场的发展不能缺少商业银行的大力支持,参考Gertler和Kiyotaki(2010),本文在DSGE模型中引入银行系统,且考虑银行系统自身的融资约束。商业银行与借贷型家庭之间以及商业银行与住房开发企业之间均为委托-代理关系,商业银行具有内在信贷约束机制,反映了最低首付比的适度下调会扩大住房偏好冲击对储蓄型和借贷型家庭消费率的影响。

参考李拉亚(2015),新凯恩斯主义经济理论使中央银行制定政策的理论基础发生变动,

*赵昕东,华侨大学统计学院,数量经济研究中心,邮政编码:361021,电子信箱:xzhao@hqu.edu.cn;王勇,华侨大学经济与金融学院,邮政编码:362021,电子信箱:ywang@hqu.edu.cn。

本文得到国家自然科学基金面上项目“食品价格上涨对城镇居民消费行为的影响与政策选择研究”(项目号:71273096)、国家自然科学基金面上项目“中国人口老龄化进程与劳动生产率:检验、预防与政策选择”(项目号:71573093)、福建省社会科学规划项目青年博士论文项目“住房价格上涨对消费品价格与城镇家庭消费行为的影响研究”(项目号:FJ2015C234)的资助。感谢匿名审稿人富有建设性的修改意见,当然文责自负。

①本文不考虑储蓄型和借贷型家庭的相互转化过程,也不考虑租赁住房家庭。租赁住房家庭大多为年轻低收入无房家庭。

中央银行要使用宏观审慎政策稳定金融系统。为进一步完善宏观审慎框架,中国人民银行从2016年起将差别准备金动态调整和合意贷款管理机制“升级”为“宏观审慎评估体系”。由于经济下行,为了提高总需求,2016年2月2日,除北京等限购城市外,对贷款没有结清且申请商业性个人住房贷款购买第二套住房的家庭,最低首付比由2015年3月30日的40%下调至30%。自2009年以来,国内外研究学者开始将宏观审慎思想引入到DSGE模型中(Wang and Sun, 2013; 梁璐璐等, 2014)。因此,为了验证动态贷款价值比^①宏观审慎政策工具的有效性,本文在DSGE模型的借贷型家庭和住房开发企业两个部门中引入动态贷款价值比宏观审慎政策工具,同时引入中央银行通过动态贷款价值比来调控信贷总量的思想。为了研究最低首付比调低对异质性自有住房家庭消费率的影响,本文对借贷型家庭贷款价值比稳态值进行反事实仿真。在改变借贷型家庭贷款价值比稳态值而保持其他参数和变量稳态值不变的条件下,本文比较储蓄型和借贷型家庭消费率对住房偏好冲击的脉冲响应差异。

本文深入研究住房价格波动对异质性自有住房家庭消费率的影响,不仅丰富家庭消费的研究内容,而且可以检验消费函数理论在我国住房市场的适用性,有助于全面认识住房价格波动对家庭消费的影响机理,为未来家庭消费研究奠定了扎实的研究基础。再者,加强住房价格波动对家庭消费影响的研究有助于指导现实或者上升到政策意义层面,不仅为政府作出调控住房市场,以扩大内需的政策提供参考价值和现实指导,而且对于经济发展方式转变和经济平稳快速增长都具有重大的现实意义。

二、文献综述

国内外研究学者大多基于生命周期-持久收入假说宏观经济理论构建消费函数模型,从住房所有权(杨赞等, 2014; Berger et al., 2015)、收入水平(李剑、臧旭恒, 2015; Gillitzer and Wang, 2016)或者户主年龄(颜色、朱国钟, 2013; Annalisa and Almudena, 2014)等多个方面研究住房价格波动对异质性家庭消费支出的影响,且假设多个异质性家庭表现形式之间相互独立。参考赵胜民和罗琦(2013),本文基于宏微观经济理论构建DSGE模型,采用宏观数据,综合考虑购买住房资金来源、收入水平以及户主年龄等方面的不同,将自有住房家庭分为储蓄型和借贷型家庭。其次,在家庭住房决策行为的理论研究中,国内外研究学者大多仅考虑住房商品、投资品和抵押品三重属性^②中的单一属性,仅基于住房的商品属性构建消费函数模型(李剑、臧旭恒, 2015),或者仅基于住房的投资品属性研究住房市场的财富效应(Annalisa and Almudena, 2014),或者基于住房商品和投资品双重属性研究住房的租买选择和投资组合决策(杨赞等, 2014)。但这些研究没有考虑住房在金融借贷中的抵押品属性,从而很难有效区分住房价格波动对家庭消费影响的不同传导渠道。DSGE模型可以将作为商品、投资品和抵押品的住房同时引入到完善的多部门经济系统中,这不仅可以用来研究住房

^①贷款价值比指的是贷款与抵押住房价值的比值。中国人民银行出台的限贷令就是通过调节贷款价值比来调控住房市场。

^②商品属性指的是住房主要满足家庭衣食住行中的住房需求,是住房的基础属性;投资品属性指的是住房为商业活动提供经营场所,是其他产业的生产投入要素,同时,住房也是家庭最重要的财富之一;抵押品属性指的是家庭把住房作为抵押品,抵押住房通过商业银行个人住房贷款购买住房。除了这三重属性外,住房还有保险品属性等。

价格波动对家庭消费影响的财富效应,还可以用来进一步有效区分住房价格波动对家庭消费影响的不同传导渠道,反映和模拟了经济实际运行情况。在本文构建的 DSGE 模型中,住房既是商品,又是投资品,同时在借贷型家庭和住房开发企业向商业银行贷款时为抵押品;国内外研究学者大多研究住房价格波动影响城镇家庭消费支出的财富效应(李剑、臧旭恒, 2015; Berger et al., 2015),很少对影响城镇家庭消费率的财富效应进行研究。由于 DSGE 模型中储蓄型家庭和借贷型家庭终生效用函数由 CES 效用函数表示,本文直接对水平形式的包括储蓄型家庭消费率和借贷型家庭消费率变量的非线性随机差分方程组进行估计,通过对数线性化非线性随机差分方程组进行研究是未来的研究方向之一;进而,DSGE 模型不仅可以避免“Lucas 批判”,还可以在缺乏历史数据的情形下开展 Bayesian 估计实验,更能综合地分析住房价格等经济变量短期波动的情况;最后,DSGE 模型能通过修改结构参数、政策参数或者政策变量稳态值进行反事实仿真。应该指出,反事实仿真分析是本文构建 DSGE 模型的最主要原因之一。自从 1998 年住房市场化改革以来,家庭拥有住房的热情一下子被激发出来,拉开了我国住房市场发展的序幕。为了研究在最低首付比调低背景下,住房偏好冲击对异质性自有住房家庭消费率的影响,本文对借贷型家庭贷款价值比稳态值进行反事实仿真。在改变借贷型家庭贷款价值比稳态值而保持其他参数和变量稳态值不变的条件下,本文比较储蓄型家庭消费率和借贷型家庭消费率对住房偏好冲击的脉冲响应差异。因此,本文构建 DSGE 模型研究住房价格波动对异质性自有住房家庭消费率的影响。

三、理论模型与一阶条件

本文构建包括储蓄型家庭、借贷型家庭、住房开发企业、最终产品厂商、商业银行和中央银行六个微观经济主体的 DSGE 模型。

(一) 储蓄型家庭

由于住房和消费之间既存在替代关系,又存在互补关系,储蓄型和借贷型家庭终生效用函数由 CES 效用函数表示。其中,储蓄型家庭决策问题为:

$$\max_{\{B_{1,t}, C_{1,t}, H_{1,t}, N_{1,t}, M_{1,t}\}_{t=0}^{\infty}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_1^t \left\{ \frac{1}{1-\zeta} \left[\left(C_{1,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + j_t H_{1,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \right]^{1-\zeta} - \frac{N_{1,t}^{1+\eta}}{1+\eta} + \chi \frac{m_{1,t}^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right\}$$

其中, E_0 是基于可得信息的条件期望; β_1 为主观贴现率; $C_{1,t}$ 为消费; $H_{1,t}$ 为住房需求; $N_{1,t}$ 为劳动供给; $m_{1,t}$ 为实际货币资产; ζ 为自有住房家庭消费风险厌恶系数; j_t 为住房偏好比重; ε 为住房和消费替代弹性; η 为劳动供给弹性; χ 为货币需求系数; $-1/\gamma$ 为货币需求利率弹性。住房偏好冲击指住房作为一种商品,自有住房家庭突然增加购买住房的热情。住房偏好冲击遵循以下随机过程:

$$\ln j_t = (1-\rho_j) \ln \bar{j} + \rho_j \ln j_{t-1} + \mu_{j,t} \quad (1)$$

(1) 式中: $\rho_j \in (-1, 1)$ 为冲击持续性; 住房偏好冲击稳态值 $\bar{j} > 0$; $\mu_{j,t}$ 为均值为 0、方差为 σ_j^2 的白噪声。本文不考虑住房交易成本,且不考虑政府向自有住房家庭和住房开发企业征收的税收。储蓄型家庭名义跨期预算约束为:

$$P_t C_{1,t} + (H_{1,t} - H_{1,t-1}) Q_t + B_{1,t} = W_{1,t} N_{1,t} + R_{t-1} B_{1,t-1} + P_t F_t - \Delta M_{1,t}$$

其中, P_t 为一般价格水平, $H_{1,t}$ 为上期住房需求, R_{t-1} 为商业银行存款利率, $W_{1,t}$ 为储蓄型家庭

的名义工资, $P_t F_t$ 为最终产品厂商给储蓄型家庭的名义红利^①, $M_{1,t}$ 为储蓄型家庭持有的名义货币资产, $\Delta M_{1,t}$ 为中央银行向储蓄型家庭征收的铸币税收入, 注意模型采用了名义债务合同的设置, 即假设储蓄型家庭在当期一次性^②存入商业银行名义量为 $B_{1,t}$ 的资金, 并在当期得到上期存款利息收益 $R_{t-1} B_{1,t-1}$ 。储蓄型家庭实际跨期预算约束为:

$$C_{1,t} + I_{H_{1,t}} + b_{1,t} = w_{1,t} N_{1,t} + \frac{R_{t-1} b_{1,t-1}}{\pi_t} + F_t - (m_{1,t} - m_{1,t-1} / \pi_t) \quad (2)$$

(2) 式中: $I_{H_{1,t}}$ 为住房投资, 且 $I_{H_{1,t}} = (H_{1,t} - H_{1,t-1}) q_t$, q_t 为实际住房价格; 实际存款 $b_{1,t} = \frac{B_{1,t}}{P_t}$; $w_{1,t}$ 为实际工资; 通货膨胀率 $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ 。在式(2)约束下, 储蓄型家庭选择 $B_{1,t}, C_{1,t}, H_{1,t}, N_{1,t}, M_{1,t}$ 使效用最大, 整理得到一阶条件为:

$$1 = E_t \left(\frac{U_{C_{1,t+1}}}{U_{C_{1,t}}} \cdot \frac{\beta_1 R_t}{\pi_{t+1}} \right) \quad (3)$$

$$\frac{U_{H_{1,t}}}{U_{C_{1,t}}} = q_t - \frac{\pi_{t+1}}{R_t} q_{t+1} \quad (4)$$

$$w_{1,t} = \frac{N_{1,t}^\eta}{U_{C_{1,t}}} \quad (5)$$

$$\chi m_{1,t}^{-\gamma} + \beta_1 U_{C_{1,t+1}} / \pi_{t+1} = U_{C_{1,t}} \quad (6)$$

(3)-(6) 式中: $U_{C_{1,t}} = \left(C_{1,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + j_t H_{1,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{1-\zeta\varepsilon}{\varepsilon-1}} C_{1,t}^{-\frac{1}{\varepsilon}}$, $U_{H_{1,t}} = \left(C_{1,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + j_t H_{1,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{1-\zeta\varepsilon}{\varepsilon-1}} H_{1,t}^{-\frac{1}{\varepsilon}} j_t$ 。

(二) 借贷型家庭

借贷型家庭决策问题为:

$$\begin{aligned} \max_{\{B_{2,t}, C_{2,t}, H_{2,t}, N_{2,t}, M_{2,t}\}_{t=0}^{\infty}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t^t & \left\{ \frac{1}{1-\zeta} \left[\left(C_{2,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + j_t H_{2,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \right]^{1-\zeta} - \frac{N_{2,t}^{1+\eta}}{1+\eta} + \chi \frac{m_{2,t}^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right\} \\ \text{s.t. } C_{2,t} + I_{H_{2,t}} + \frac{R_{t-1}^L b_{2,t-1}}{\pi_t} &= w_{2,t} N_{2,t} + b_{2,t} - (m_{2,t} - m_{2,t-1} / \pi_t) \end{aligned} \quad (7)$$

$$R_{t-1}^L b_{2,t} \leq d_{2,t} E_t (q_{t+1} \pi_{t+1} H_{2,t}) \quad (8)$$

(7)、(8) 式中: $I_{H_{2,t}}$ 为住房投资, 且 $I_{H_{2,t}} = (H_{2,t} - H_{2,t-1}) q_t$; $d_{2,t}$ 为贷款价值比; R_{t-1}^L 为商业银行贷款利率。与储蓄型家庭相比, 借贷型家庭主观贴现率更低, 即 $0 < \beta_2 < \beta_1 < 1$ 。信贷约束方程(8)^③表明住房抵押价值不能超过其名义价值, 且抵押品的信贷约束在任何状态均能实现^④。借贷型家庭决策问题的一阶条件为:

$$U_{C_{2,t}} = R_t^L \lambda_{2,t} + U_{C_{2,t+1}} \frac{\beta_2 R_t^L}{\pi_{t+1}} \quad (9)$$

① 储蓄型家庭实际红利所得 F_t 稳态值的计算见最终产品厂商部门。

② 我国个人住房贷款实行浮动利率制度, 通常以一年为期限在每年的 1 月 1 日定期调整利率水平。一次性总付的模型设定主要是为了考虑借贷型家庭的住房抵押贷款浮动利率问题。

③ 参考 Kiyotaki 和 Moore (1997), 式(8) 是典型的信贷约束方程。

④ Iacoviello (2010) 中的附录 C 部分对抵押品的信贷约束在任何状态均能实现进行了解释。

$$q_t = \frac{U_{H_{2,t}}}{U_{C_{2,t}}} + E_t \left(\beta_2 \frac{U_{C_{2,t+1}}}{U_{C_{2,t}}} q_{t+1} + \frac{\lambda_{2,t}}{U_{C_{2,t}}} d_{2,t} q_{t+1} \pi_{t+1} \right) \quad (10)$$

$$w_{2,t} = \frac{N_{2,t}^\eta}{U_{C_{2,t}}} \quad (11)$$

$$\chi m_{2,t}^{-\gamma} + \beta_2 U_{C_{2,t+1}} / \pi_{t+1} = U_{C_{2,t}} \quad (12)$$

(9)-(12)式中: $U_{C_{2,t}} = \left(C_{2,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + j_t H_{2,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{1-\zeta\varepsilon}{\varepsilon-1}} C_{2,t}^{\frac{1}{\varepsilon}}$, $U_{H_{2,t}} = \left(C_{2,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + j_t H_{2,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{1-\zeta\varepsilon}{\varepsilon-1}} H_{2,t}^{\frac{1}{\varepsilon}} j_t$, $\lambda_{2,t}$ 为信贷约束方程的拉格朗日乘数。

(三) 住房开发企业

住房开发企业生产函数为规模报酬不变的 Cobb-Douglas 生产函数。

$$Y_t = A_t K_{t-1}^u H_{e,t-1}^v N_{1,t}^{\alpha(1-u-v)} N_{2,t}^{(1-\alpha)(1-u-v)} \quad (13)$$

(13)式中: Y_t 为实际产出; A_t 为生产技术; K_{t-1} 和 $H_{e,t-1}$ 分别为上期资本和住房需求; u 为资本产出弹性; v 为住房产出弹性; α 为储蓄型家庭工资份额; $\alpha(1-u-v)$ 与 $(1-\alpha)(1-u-v)$ 分别为储蓄型和借贷型家庭的劳动力产出弹性。技术冲击遵循以下随机过程:

$$\ln A_t = (1-\rho_A) \ln \bar{A} + \rho_A \ln A_{t-1} + \mu_{A,t} \quad (14)$$

(14)式中: $\rho_A \in (-1, 1)$ 为冲击持续性; $\mu_{A,t}$ 为均值为 0 和方差为 σ_A^2 的白噪声。资本积累过程为:

$$K_t = (1-\delta) K_{t-1} + I_K \quad (15)$$

(15)式中: I_{K_t} 为资本投资; δ 为资本折旧率。住房需求积累过程为:

$$q_t H_{e,t} = q_t H_{e,t-1} + I_{H_{e,t}}$$

其中, $I_{H_{e,t}}$ 为住房投资。为了便于分析,本文不考虑住房开发企业的住房持有问题,住房开发企业效用最大化问题为:

$$\max_{\{B_{e,t}, I_{K_t}, K_t, H_{e,t}, N_{1,t}, N_{2,t}\}_{t=0}^{\infty}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_e^t \ln C_{e,t}$$

本文假设住房开发企业生产的中间产品以价格 P_t^w 全部出售给最终产品厂商,再由最终产品厂商进行加成定价使中间产品变为最终产品,并以价格 P_t 进行出售。其中, $X_t = P_t / P_t^w$ 为最终产品对中间产品的价格加成。住房开发企业预算约束为:

$$\frac{Y_t}{X_t} + b_{e,t} = C_{e,t} + \frac{R_{t-1}^L b_{e,t-1}}{\pi_t} + w_{1,t} N_{1,t} + w_{2,t} N_{2,t} + I_{K_t} + I_{H_{e,t}} + \xi_{K_t} \quad (16)$$

$$I_{K_t} = K_t - (1-\delta) K_{t-1}$$

$$I_{H_{e,t}} = (H_{e,t} - H_{e,t-1}) q_t$$

(16)式中:住房投资交易成本 ξ_{K_t} 为:

$$\xi_{K_t} = \frac{\psi_K}{2\delta} \left(\frac{I_{K_t}}{K_{t-1}} - \delta \right)^2 K_{t-1}$$

与借贷型家庭一样,住房开发企业受到资产负债表效应的强烈影响。如果住房开发企业不能履行偿付债务,商业银行有权拥有住房开发企业抵押的住房,损失的交易成本为 $(1-d_e) E_t(q_{t+1} \pi_{t+1} H_{e,t})$ 。假设借贷型家庭和住房开发企业有相同的贷款利率 R_t^L 。因此,住房开发企业贷款 $b_{e,t}$ 约束于 $d_e E_t(q_{t+1} \pi_{t+1} H_{e,t} / R_t^L)$, 即:

$$R_t^L b_{e,t} \leq d_e E_t(q_{t+1} \pi_{t+1} H_{e,t}) \quad (17)$$

(17)式中: d_e 为贷款价值比, $0 \leq d_e \leq 1$ 。信贷约束方程(17)表明住房抵押价值不能超过其名义价值。住房开发企业决策问题的一阶条件为:

$$\frac{1}{C_{e,t}} = E_t \left(\frac{\beta_e R_t^L}{\pi_{t+1} C_{e,t+1}} \right) + \lambda_{e,t} R_t^L \quad (18)$$

$$\lambda_{k,t} = \frac{1}{C_{e,t}} \left(1 + \frac{\psi_K}{\delta} \left(\frac{I_{K_t}}{K_{t-1}} - \delta \right) \right) \quad (19)$$

$$\lambda_{k,t} = \frac{\beta_e}{C_{e,t+1}} \left(\frac{\psi_K}{\delta} \left(\frac{I_{K_{t+1}}}{K_t} - \delta \right) \frac{I_{K_{t+1}}}{K_t} - \frac{\psi_K}{2\delta} \left(\frac{I_{K_{t+1}}}{K_t} - \delta \right)^2 \right) + \beta_e E_t \left[\frac{u Y_{t+1}}{C_{e,t+1} X_{t+1} K_t} + \lambda_{k,t+1} (1 - \delta) \right] \quad (20)$$

$$\frac{q_t}{C_{e,t}} = E_t \left\{ \frac{\beta_e}{C_{e,t+1}} \left[\frac{v Y_{t+1}}{H_{e,t} X_{t+1}} + q_{t+1} \right] \right\} + \lambda_{e,t} d_e q_{t+1} \pi_{t+1} \quad (21)$$

$$w_{1,t} = \frac{\alpha (1-u-v) Y_t}{X_t N_{1,t}} \quad (22)$$

$$w_{2,t} = \frac{(1-\alpha) (1-u-v) Y_t}{X_t N_{2,t}} \quad (23)$$

(18)-(23)式中, $\lambda_{e,t}$ 为信贷约束方程的拉格朗日乘数; $\lambda_{k,t}$ 为资本积累过程的拉格朗日乘数。

(四) 最终产品厂商

经济中有连续统的垄断竞争最终产品厂商生产差异最终产品, 以 $z \in (0, 1)$ 标记。由利润最大化的一阶条件得到最终产品厂商需求函数为:

$$Y_t(z) = \left(\frac{P_t(z)}{P_t} \right)^{-\varphi} Y_t^f$$

其中, 最终产品生产函数为 $Y_t^f = \left(\int_0^1 Y_t(z)^{\frac{\varphi-1}{\varphi}} dz \right)^{\frac{\varphi}{\varphi-1}}$; 中间产品替代弹性 $\varphi > 1$; 最终产品价格 $P_t = \left(\int_0^1 P_t(z)^{1-\varphi} dz \right)^{\frac{1}{1-\varphi}}$ 。

参考 Calvo(1983), $1-\theta$ 比重的最终产品厂商使产品价格为最优水平 $\tilde{P}_t$, 而 θ 比重的最终产品厂商产品价格盯住上期的通货膨胀率。由此 θ 越大, 价格粘性程度越大; 反之 θ 越小, 价格粘性程度越小。利润最大化的一阶条件为:

$$\sum_{i=0}^{\infty} \theta^i E_t \left[\beta_1 \frac{C_{1,t}}{C_{1,t+i}} \left(\frac{\tilde{P}_t(z)}{P_{t+i}} - \frac{X_t}{X_{t+i}} \right) \tilde{Y}_{t+i}(z) \right] = 0$$

最终产品价格:

$$P_t = (\theta P_{t-1}^\varphi + (1-\theta) \tilde{P}_t^{1-\varphi})^{\frac{1}{1-\varphi}}$$

通过整理以上两个式子可以推导出附加预期的菲利普斯曲线为:

$$\pi_t = \pi_{t+1}^{\beta_1} \left(\frac{X_t}{X} \right)^{-\kappa} \tau_t \quad (24)$$

(24)式中: $\kappa = \frac{(1-\theta)(1-\beta_1\theta)}{\theta}$; 价格加成比例稳态值 $\bar{X} = \varphi/(\varphi-1)$; 储蓄型家庭实际红利所得

为 $F_t = [(X_t - 1)/X_t] Y_t$ 。

通货膨胀冲击遵循以下随机过程:

$$\ln \tau_t = (1 - \rho_\tau) \ln \bar{\tau} + \rho_\tau \ln \tau_{t-1} + \mu_{\tau,t} \quad (25)$$

(25)式中:稳态值 $\bar{\tau} > 0$; $\rho_\tau \in (-1, 1)$ 为冲击持续性; $\mu_{\tau,t}$ 为均值为 0 和方差为 σ_τ^2 的白噪声。

(五) 商业银行

商业银行依靠存贷款利率差获得利润,在当期吸收储蓄型家庭名义存款 $B_{1,t}$,并按照中央银行要求上缴 100e% 比例作为存款准备金^①。名义可贷资金总量等于减去存款准备金后的名义存款,表达式为:

$$L_t = (1 - e) B_{1,t}$$

其中, e 为中央银行法定存款准备金率。上式两边同时除以价格 P_t , 得到实际可贷资金总量 l_t 为:

$$l_t = (1 - e) b_{1,t} \quad (26)$$

(26)式中: $l_t = L_t / P_t$ 。商业银行向借贷型家庭和住房开发企业提供实际信贷量分别为 $b_{2,t}$ 和 $b_{e,t}$, 实际信贷量的总和刚好等于实际可贷资金总量。

$$b_{2,t} + b_{e,t} = l_t$$

为了追求利润最大化,商业银行会调整信贷量,从而产生调整成本。当借贷型家庭和住房开发企业经营不善和破产等原因导致违约发生时,为了满足巴塞尔协议等法规对银行资本充足率要求,商业银行往往会调整信贷量。另一方面,当经济形势预期从乐观变为消极时,由于不能有效控制借贷型家庭和住房开发企业风险,商业银行也会调整信贷量。参考郑忠华和张瑜(2015),本文在 DSGE 模型框架下,引入银行调整成本来模拟商业银行的经营过程。银行调整成本为:

$$LAC_t = \frac{g}{2} \left(\frac{l_t}{l_{t-1}} - 1 \right)^2 l_{t-1}$$

其中, g 为信贷调整成本系数。利润最大化问题为:

$$\begin{aligned} \max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t^l (R_t^l l_t - R_t b_{1,t} - LAC_t) \\ \text{s.t. } l_t = (1 - e) b_{1,t} \end{aligned}$$

一阶条件为:

$$R_t^l - \frac{R_t}{1 - e} - g \left(\frac{l_t}{l_{t-1}} - 1 \right) = \beta_1 \left[\frac{g}{2} \left(\frac{l_{t+1}}{l_t} - 1 \right)^2 - g \left(\frac{l_{t+2}}{l_{t+1}} - 1 \right) \frac{l_{t+1}}{l_t} \right] \quad (27)$$

在稳态时有:

$$\bar{R}^l = \frac{\bar{R}}{1 - e}$$

由于商业银行的出现,贷款利率不再等于存款利率,出现了存贷款利率差,等同于在经济中加入了一个利率的加成影响。商业银行架起存贷、抵押以及中央银行之间的桥梁。

(六) 中央银行

由于货币供给量作为货币政策中介目标之一,本文将上期的 M2 增长率 o_{t-1} 加入 Taylor

^①存款准备金包括法定准备金和超额准备金。

规则。同时,参考 King(1999)考虑利率的平滑作用,货币政策规则采用推广的 Taylor 规则形式为:

$$1+R_t = (1+\bar{R})^{1-\rho_R} (1+(R_{t-1})^{\rho_R} ((\pi_t)^{R_\pi} (Y_t)^{R_Y} (o_{t-1})^{R_o})^{1-\rho_R} e^{\mu_{R,t}} \quad (28)$$

(28)式中:稳态值 $\bar{R} = \frac{1}{\beta_1}$; M2 增长率为 $o_t = \frac{m_t \pi_t}{m_{t-1}}$; R_π, R_Y, R_m 分别为利率对通货膨胀率、产出和 M2 增长率的反应系数; $\rho_R \in (-1, 1)$ 为正向利率冲击持续性; $\mu_{R,t}$ 为均值为 0、方差为 σ_R^2 的白噪声。

参考李拉亚(2015),新凯恩斯主义经济理论使中央银行制定政策的理论基础发生变动,中央银行要使用宏观审慎政策稳定金融系统。货币政策仍遵循推广的 Taylor 规则即式(28),同时加入稳定金融系统的宏观审慎政策。参考梁璐璐等(2014),宏观审慎政策通过影响贷款价值比来影响借贷型家庭和住房开发企业的信贷约束。

$$d_{2,t} = \bar{d}_2 \left[(1+\mu_{2,t}) \left(\frac{b_{2,t}}{b_{2,t-1}} \right) \right]^{-\tau_2} \quad (29)$$

$$d_{e,t} = \bar{d}_e \left[(1+\mu_{e,t}) \left(\frac{b_{e,t}}{b_{e,t-1}} \right) \right]^{-\tau_e} \quad (30)$$

(29)、(30)式中: $\bar{d}_2$ 和 $\bar{d}_e$ 分别为借贷型家庭和住房开发企业贷款价值比稳态值; $\mu_{2,t}$ 和 $\mu_{e,t}$ 分别为中央银行对借贷型家庭和住房开发企业贷款价值比的冲击; $\frac{b_{2,t}}{b_{2,t-1}}$ 和 $\frac{b_{e,t}}{b_{e,t-1}}$ 分别为借贷型家庭和住房开发企业信贷增长率; τ_2 和 τ_e 分别为中央银行对借贷型家庭和住房开发企业信贷过多增长的反应强度。

(七) 市场出清

市场出清存在于货币市场、住房市场和最终产品市场。

$$m_{1,t} + m_{2,t} = m_t \quad (31)$$

$$H_{1,t} + H_{2,t} + H_{e,t} = 1 \quad (32)$$

$$C_{1,t} + C_{2,t} + C_{e,t} + I_{K_t} + I_{H_{1,t}} + I_{H_{2,t}} + I_{H_{e,t}} = Y_t \quad (33)$$

四、参数估计

方程(1)-(33)构成非线性随机差分方程组。由于 DSGE 模型中储蓄型家庭和借贷型家庭终生效用函数由 CES 效用函数表示,本文直接对水平形式的包括储蓄型家庭消费率和借贷型家庭消费率变量的非线性随机差分方程组进行估计,通过对数线性化非线性随机差分方程组进行研究是未来的研究方向之一。数据处理和分析软件为 Matlab 软件包 Dynare 4.4.3。

根据变量稳态值与所在时期无关,比如 $C_{1,t} = C_{1,t+1} = \bar{C}_1$,对方程组中所有内生变量均作此变换得到内生变量的稳态方程组。为了便于计算,本文将产出 Y_t 标准化为 1,即产出稳态值 $\bar{Y}$ 为 1,然后将所有内生变量稳态值均用产出稳态值 $\bar{Y}$ 表示。其中,储蓄型家庭消费与产出稳态值比值为储蓄型家庭消费率,即 $c_1 = \bar{C}_1 / \bar{Y}$ 。参考梁璐璐等(2014),住房偏好冲击稳态值 $\bar{j}$ 取为 $\exp(0.4)$,稳态值 $\bar{A} = 1$ 。参考陈名银和林勇(2014),借贷型家庭和住房开发企业贷款价值比稳态值 $\bar{d}_2$ 和 $\bar{d}_e$ 分别为 0.8 和 0.5。为了求解各个内生变量的稳态方程组,我们还

需要非线性随机差分方程组中的各个参数值。参考刘斌(2014),本文采用直接经验校准、VAR 模型估计和 Bayesian 估计对 DSGE 模型中参数进行估计。

(一)直接经验校准

本文选择经典文献中的参数值,直接经验校准稳态方程组中的参数,如表 1 所示。

表 1 稳态参数校准

参数	参数含义	校准值	参考文献
$\beta_1, \beta_2, \beta_c$	储蓄型家庭、借贷型家庭和住房开发企业主观贴现率	0.99, 0.97, 0.98	Song(2010)
ζ	家庭消费风险厌恶系数	0.2	罗鹏(2014)
ε	住房和消费替代弹性	0.59	Song(2010)
η	劳动供给弹性	0.01	陈名银和林勇(2014)
χ	货币需求系数	0.01	张卫平(2012)
γ	货币需求利率弹性的倒数	3	张卫平(2012)
μ, ν	资本和住房产出弹性	0.4, 0.012	肖争艳和彭博(2011)
α	储蓄型家庭工资份额	0.64	梁璐璐等(2014)
δ	资本折旧率	0.035	许志伟等(2011)
ψ_k	资本调整成本系数	1.5	King 和 Wolman(2013)
ϕ	中间产品替代弹性	11	刘斌(2014)
θ	价格刚性参数	0.66	赵胜民和罗琦(2013)
e	法定存款准备金率	0.01	郑忠华和张瑜(2015)
g	信贷调整成本系数	0.1	许伟和陈斌开(2009)
R_π	利率对通货膨胀率的反应系数	1.31	刘斌(2014)
R_y	利率对产出的反应系数	0.78	刘斌(2014)
R_o	利率对广义货币供给量增长率的反应系数	0.64	刘斌(2014)
ρ_A	技术冲击持续性	0.7453	梁璐璐等(2014)
τ_2	中央银行对借贷型家庭信贷过多增长的宏观审慎强度	0.75	梁璐璐等(2014)
τ_e	中央银行对住房开发企业信贷过多增长的宏观审慎强度	0.5	梁璐璐等(2014)
σ_A	技术冲击标准差	0.0486	梁璐璐等(2014)
σ_{τ_2}	中央银行对借贷型家庭贷款价值比的冲击标准差	0.01	Neiss 和 Nelson(2003)
σ_{τ_e}	中央银行对住房开发企业贷款价值比的冲击标准差	0.01	Neiss 和 Nelson(2003)

(二)VAR 模型估计

为了得到住房价格、储蓄型和借贷型家庭消费率等内生变量对各个外生冲击的脉冲响应,我们还需要住房偏好冲击、技术冲击、通货膨胀冲击和利率冲击四个冲击的持续性和标准差参数值。参考梁璐璐等(2014),技术冲击持续性参数 ρ_A 为 0.7453,标准差参数 σ_A 为 0.0486。参考李巍和张志超(2011),本部分引入变量实际商品住宅平均销售价格变动率(j_t)、银行间同业拆借加权平均利率(R_t)以及城镇通货膨胀率(τ_t),构建 VAR 模型,以得到住房偏好冲击、通货膨胀冲击和利率冲击其他三个冲击的持续性和标准差参数值。一般情形下,使用全国房屋销售价格指数作为住房价格代理变量较合适。由于统计制度调整,自 2011 年以来,国家统计局停止发布全国房屋销售价格指数数据。由此我们使用商品住宅平均销售价格作为其代理变量。参考况伟大(2011)与李成武(2010),采用商品住宅平均销售价格反映住房价格变动。需要进一步说明的是,商品住宅平均销售价格与真实销售价格不同,前者是真实销售价格的均值,然而真实销售价格数据无法获得,这里以平均销售价格近似替代。本文使用商品住宅销售额与商品住宅销售面积比值作为名义住房价格代理变量,然后利用城市 CPI(2000 年=100)得到实际住房价格,进而得到实际住房价格变动率。使用银行间同业拆借加权平均利率反映名义利率变动,利用城市 CPI 除以 100 得到城镇通货膨

胀率。我们对城市 CPI(上年同月=100)三个月月度数据进行算术平均得到相应季度数据。由于银行间同业拆借加权平均利率为水平值,本文采用 X-11 加法模型进行季节调整。时间跨度为 2001 年第一季度至 2014 年第四季度^①。数据处理和分析软件为 Eviews 7.2。

在构建 VAR 模型之前,我们采用 ADF 单位根检验法来检验变量的平稳性(见表 2)。

表 2 变量单位根 ADF 检验结果

变量	检验类型	P 值	结论
j_t	(C,0,4)	0.0274 **	平稳
τ_t	(C,0,5)	0.0266 **	平稳
R_t	(C,0,0)	0.0107 **	平稳

注:检验类型括号中的(C,T,K)表示检验平稳性时估计方程中的常数项、时间趋势项和滞后期数。其中,滞后期数由 SC 准则确定,最大滞后期数为 10。统计量 P 值为拒绝原假设的最小显著性水平。***、** 和 * 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

从表 2 可以看出,所有变量在 5%显著性水平下均显著。由于滞后一期 SC 值最小,本文构建滞后一期的 VAR 模型得到住房偏好冲击、通货膨胀冲击和利率冲击的冲击持续性和标准差参数值。VAR 模型估计结果为:

$$\begin{bmatrix} j_t \\ R_t \\ \tau_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.3245 & -3.0699 & -0.7550 \\ 0.0132 & 0.5840 & 0.0667 \\ 0.0475 & 0.1511 & 0.9119 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} j_{t-1} \\ R_{t-1} \\ \tau_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.8874 \\ 0.0590 \\ 0.0837 \end{bmatrix} \quad (34)$$

由式(34)可以得到, $\rho_j=0.3245$, $\rho_R=0.5840$, $\rho_\tau=0.9119$ 。通过计算残差的标准差可以得到, $\sigma_j=0.0606$, $\sigma_R=0.0068$, $\sigma_\tau=0.0101$ 。

(三) Bayesian 估计

综合考虑数据可得性和估计方法约束^②,我们选取实际商品住宅平均销售价格、银行间同业拆借加权平均利率、城镇通货膨胀率和 M2 增长率作为观测变量。使用实际商品住宅平均销售价格反映住房价格变动,使用银行间同业拆借加权平均利率反映名义利率变动,利用城市 CPI 除以 100 得到城镇通货膨胀率。对城市 CPI(上年同月=100)三个月月度数据进行算术平均得到相应季度数据。使用商品住宅销售额与商品住宅销售面积比值作为名义住房价格代理变量,然后利用城市 CPI(1999 年=100)得到实际住房价格。使用 M2 月末值得到名义 M2 增长率。由于实际商品住宅平均销售价格和银行间同业拆借加权平均利率均为水平值,我们采用 X-11 加法模型进行季节调整。时间跨度为 2000 年第一季度至 2014 年第四季度。

对先验分布设定如下:参考赵胜民和罗琦(2013),每期不能最优化价格的比例 θ 应该在 0~1 之间,其先验分布服从均值为 0.66、标准差为 0.1 的 β 分布。参考梁璐璐等(2014),储蓄型家庭工资份额 α 服从均值为 0.64、标准差为 0.1 的 β 分布。四个外生冲击的自回归系数 $\rho_j, \rho_A, \rho_\tau, \rho_R$ 先验分布分别服从均值为 0.75、标准差为 0.1 的 β 分布和均值为 0.5、标准差为 0.2 的 β 分布。参考刘斌(2014)在货币政策规则中的设定,利率对通货膨胀率、产出和广义货币供给量增长率的反应系数 R_π, R_Y, R_μ 先验分布分别服从均值为 2、标准差为 1 的 Γ 分布

①原始数据未经说明,均来自国家统计局历年《中国统计年鉴》和中经网的中国经济统计数据库。

②为避免 Bayesian 估计中的奇异性问题,所选观测变量的个数必须不大于外生冲击的个数。

和均值为 1、标准差为 0.5 的 Γ 分布;参考 Neiss 和 Nelson(2003),假设所有的冲击标准差均为 0.01。参考陈名银和林勇(2014),外生冲击的标准差 $\sigma_j, \sigma_A, \sigma_\tau, \sigma_R$ 以及中央银行对借贷型家庭和住房开发企业贷款价值比的冲击标准差 $\sigma_{\tau_2}, \sigma_{\tau_e}$,先验分布均服从均值为 0.01 的 Γ^{-1} 分布。基于上述先验分布,利用可观测变量数据进行 Bayesian 估计,如表 3 所示。

表 3 动态参数的 Bayesian 估计

参数	先验分布①	参数	先验分布
θ	B(0.66,0.1)	R_π, R_Y	$\Gamma(2,1)$
α	B(0.64,0.1)	R_o	$\Gamma(1,0.5)$
$\rho_j, \rho_A, \rho_\tau$	B(0.75,0.1)	$\sigma_j, \sigma_A, \sigma_\tau, \sigma_R$	$\Gamma^{-1}(0.01, \infty)$
ρ_R	B(0.5,0.2)	$\sigma_{\tau_2}, \sigma_{\tau_e}$	$\Gamma^{-1}(0.01, \infty)$

五、反事实仿真

我们根据方程(1)–(33)构成的非线性随机差分方程组得到变量稳态方程组。其中,住房价格稳态方程为:

$$\bar{q} = \frac{\bar{j}}{1 - \beta_2 - (\beta_1(1 - e) - \beta_2)\bar{d}_2} \cdot \frac{\bar{C}_2}{\bar{H}_2} \tag{35}$$

(35)式中: $\bar{q}$ 为住房价格稳态值; $\bar{j}$ 为住房偏好冲击稳态值; $\bar{d}_2, \bar{C}_2, \bar{H}_2$ 分别为借贷型家庭贷款价值比、消费和住房需求的稳态值。在其他参数和变量稳态值不变情况下,由于 $\beta_1(1 - e) - \beta_2 > 0$,借贷型家庭贷款价值比稳态值 $\bar{d}_2$ 的增加使住房价格上涨。为了研究最低首付比调低对异质性自有住房家庭消费率的影响,本文通过修改借贷型家庭贷款价值比稳态值 $\bar{d}_2$ 进行反事实仿真,研究在其他参数和变量稳态值不变条件下,当借贷型家庭贷款价值比稳态值 $\bar{d}_2$ 变动时,储蓄型和借贷型家庭消费率对正向住房偏好冲击的脉冲响应差异。由于正向与负向偏好冲击影响结果具有对称性,本文仅分析正向偏好冲击的结果,如图 1 和图 2 所示。

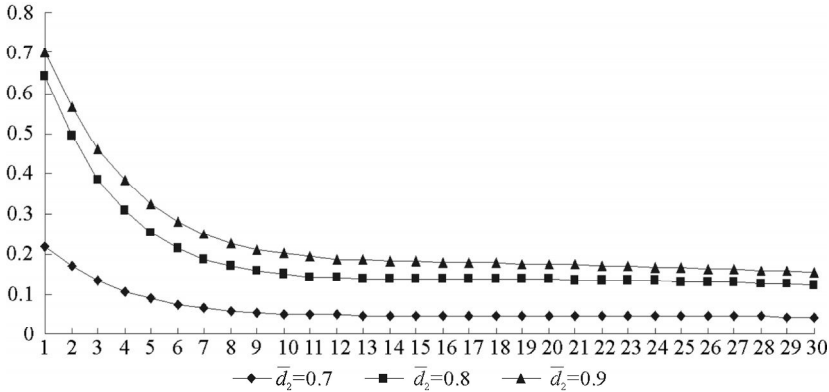


图 1 住房价格对正向住房偏好冲击的脉冲响应

①B(μ, σ)、 $\Gamma(\mu, \sigma)$ 和 $\Gamma^{-1}(\mu, \sigma)$ 分别为均值为 μ 、方差 σ 的 β 分布、 Γ 分布和 Γ^{-1} 分布。

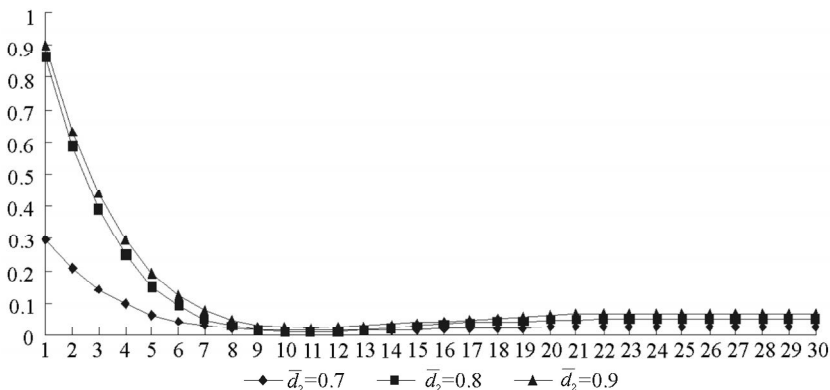


图 2(a) 储蓄型家庭消费率对正向住房偏好冲击的脉冲响应

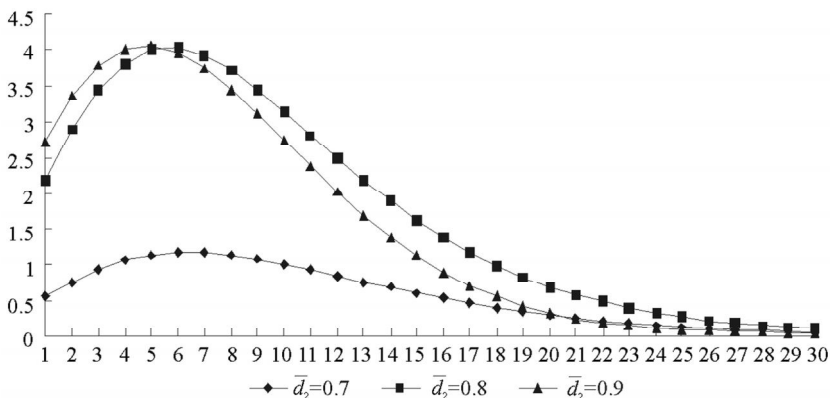


图 2(b) 借贷型家庭消费率对正向住房偏好冲击的脉冲响应

从图 1 可以看出,当借贷型家庭贷款价值比稳态值为 0.7 时,受到正向住房偏好冲击,住房价格在第 1 期上涨,但上涨幅度很小。由此正向住房偏好冲击会提高当期住房价格。当借贷型家庭贷款价值比稳态值从 0.7 增加到 0.8 时,最低首付比的适度调低会激励改善性住房需求,但会大大提高住房价格,甚至使住房价格呈现出泡沫化,由此最低首付比的适度调低会扩大住房价格对住房偏好冲击的脉冲响应。但当借贷型家庭贷款价值比稳态值从 0.8 增加到 0.9 时,住房价格不会增加很多。这很可能是因为中央银行同时使用货币政策和宏观审慎政策,最低首付比的过度调低不会使住房价格变动很多,一定程度上防范了商业银行的信贷风险,验证了动态贷款价值比宏观审慎政策工具的有效性。

接下来,本文比较储蓄型和借贷型家庭消费率对正向住房偏好冲击的脉冲响应差异,如图 2(a) 和图 2(b) 所示。

从图 2(a) 和图 2(b) 可以看出,当借贷型家庭贷款价值比稳态值为 0.7 时,受到正向住房偏好冲击,储蓄型和借贷型家庭消费率均在第 1 期上涨,但上涨幅度很小,且借贷型家庭消费率增加得更多。因此,受到正向住房偏好冲击,住房价格上涨对异质性自有住房家庭消费率影响为弱直接财富效应和弱替代效应,且对储蓄型家庭影响的直接财富效应大于替代效应,对借贷型家庭消费率影响的直接财富效应和资产负债表效应之和大于替代效应。由于借贷型家庭抵押住房通过商业银行个人住房贷款购买住房,住房价格的小幅度上涨使借贷型家庭从商业银行获得少量消费贷款,与储蓄型家庭相比,借贷型家庭消费率

增加得更多。

当借贷型家庭贷款价值比稳态值从 0.7 增加到 0.8 时,随着最低首付比的适度调低,储蓄型和借贷型家庭均会大幅提高消费率,且借贷型家庭消费率增加得更多。这很可能是因为最低首付比的适度调低会大大提高住房价格,甚至使住房价格呈现出泡沫化。且住房价格的合理上涨对储蓄型和借贷型家庭消费率影响的直接财富效应显著,且对借贷型家庭消费率影响的资产负债表效应显著。随着最低首付比的适度调低,借贷型家庭能从商业银行获得更多消费贷款,与储蓄型家庭相比,借贷型家庭消费率增加得更多。

但当借贷型家庭贷款价值比稳态值从 0.8 增加到 0.9 时,借贷型家庭消费率只是出现小幅度上涨,储蓄型家庭消费率几乎无显著性变动,这很可能是因为最低首付比的过度调低使住房价格越来越接近泡沫化,同时会大大提高商业银行的信贷风险,而住房价格的非理性上涨大大提高了潜在购房自有住房家庭的购房成本,从而其消费率不会增加很多。因此,住房价格的非理性上涨对储蓄型和借贷型家庭消费率影响的替代效应显著,且对储蓄型家庭影响的替代效应与直接财富效应刚好抵消。随着最低首付比的过度调低,即使出现信贷风险问题,借贷型家庭也能从商业银行获得少量消费贷款,与储蓄型家庭相比,借贷型家庭消费率增加得更多。因此,住房价格的非理性上涨对借贷型家庭消费率影响的直接财富效应和资产负债表效应之和大于替代效应,但净效应很小。

六、住房价格波动的方差分解

为了验证比较储蓄型和借贷型家庭消费率对住房偏好冲击的脉冲响应差异,以研究住房价格波动对异质性自有住房家庭消费率影响是否合理,本文研究住房价格波动的方差分解,比较分析当借贷型家庭贷款价值比稳态值 $\bar{d}_2$ 为 0.8 时,各个外生冲击对住房价格波动的贡献值。由于中央银行对借贷型家庭和住房开发企业贷款价值比的冲击对住房价格波动的贡献值一直非常接近 0,本文仅列出住房偏好冲击、技术冲击、通货膨胀冲击和利率冲击四种冲击对住房价格波动的贡献值。如表 4 所示。

表 4 住房价格波动的方差分解(单位:%)

期数	住房偏好冲击	技术冲击	通货膨胀冲击	利率冲击
1	45.50	0.72	43.23	10.55
2	48.83	1.29	38.67	11.21
3	50.23	3.99	34.38	11.40
5	49.04	11.94	28.15	10.87
10	44.08	23.92	22.64	9.36
100	52.71	20.91	16.45	9.93

从表 4 可以看出,住房价格受住房偏好冲击的影响最大,住房偏好冲击在 10 期之前贡献值一直在 44% 以上,在第 100 期上升到 52.71%。随着时间的推移,技术冲击的贡献值一直在上升,从第 1 期的 0.72% 上升到第 10 期的 23.92%,成为解释住房价格波动的第二大重要因素。通货膨胀冲击对住房价格波动的贡献值一直在下降,从第 1 期的 43.23% 一直下降到第 100 期的 16.45%,但它仍是解释住房价格波动的重要因素。而利率冲击的贡献值一直稳定在 10% 左右。以上结果充分说明,在宏观审慎监管框架下,住房价格波动对于住房偏好冲击十分敏感。这很可能是因为自 1998 年住房市场化改革以来,住房市场发展的活力不断

得到释放。在住房市场化改革下,随着住房需求观念的不断转变和城镇化步伐的不断加快,自有住房家庭对住房需求的潜力不断得到释放。这说明本文通过比较储蓄型和借贷型家庭消费率对住房偏好冲击的脉冲响应,以研究住房价格波动对异质性自有住房家庭消费率影响是合理的。

七、模型稳健性检验

为了检验模型的稳健性,本文比较分析当借贷型家庭贷款价值比稳态值 $\bar{d}_2$ 为0.8时,四个观测变量实际数据和模拟数据的标准差,如表5所示。

表 5 四个观测变量实际数据和模拟数据的标准差对比

稳健性检验	经济变量的标准差			
	实际商品住宅 平均销售价格 (q)	银行间同业拆借 加权平均利率 (r)	城镇通货膨胀率 (π)	M2 增长率 (o)
实际数据	0.0859	0.0083	0.0214	0.0375
模拟数据	0.0859	0.0083	0.0214	0.0375

从表5可以看出,四个观测变量实际数据和模拟数据的标准差完全无差别。因此,估计的模型对于真实经济具备相应的解释能力。

八、主要结论

反事实仿真结果表明在经济下行时,最低首付比的适度调低会扩大住房价格对住房偏好冲击的脉冲响应。由于中央银行同时使用货币政策和宏观审慎政策,最低首付比的过度调低不会使住房价格变动很多,一定程度上防范了商业银行的信贷风险,验证了动态贷款价值比宏观审慎政策工具的有效性。动态贷款价值比宏观审慎政策工具对于稳定最低首付比的过度调低有明显的效应。在维护金融稳定的领域,宏观审慎政策具有不可替代的作用,基本可以实现金融稳定的目标。当前在宏观审慎框架还不完善的情况下,过低的最低首付比甚至“零首付”等限贷放松政策的出台将会进一步推高住房价格,从而加大银行住房信贷风险。为了预防和化解时间维度的系统性金融风险,中国人民银行应该不断完善宏观审慎框架。但当前我国宏观审慎框架的确立存在机制不完善和政治经济方面的限制等问题,不能完全预防和化解时间维度的系统性金融风险。借鉴国外发达国家完善宏观审慎框架的经验,结合我国金融市场实际发展情况,政府应充分考虑金融市场中的具体问题以及市场主体与时间窗口之间的关系。同时,政策应该尝试建立一个稳健的国家资产负债表,以降低金融摩擦带来的成本,预防和化解时间维度的系统性金融风险。

再者,反事实仿真结果表明最低首付比的适度调低使住房价格波动对自有住房家庭消费率影响的直接财富效应显著,且对借贷型家庭消费率影响的资产负债表效应显著。但最低首付比的过度调低使住房价格波动对自有住房家庭消费率影响的替代效应显著。最低首付比的调低将会提高自有住房家庭消费率的同时也增加了住房信贷风险。进一步寻找一个合适的贷款价值比,使得在扩大内需和控制银行住房信贷风险之间实现有效的协调是未来研究方向之一。

参考文献:

- 1.陈名银、林勇,2014:《房地产市场的金融加速机制——基于抵押品视角的研究》,《金融理论与实践》第11期。
- 2.况伟大,2011:《房价变动与中国城市居民消费》,《世界经济》第10期。
- 3.李成武,2010:《中国房地产财富效应地区差异分析》,《财经问题研究》第02期。
- 4.李剑、臧旭恒,2015:《住房价格波动与中国城镇居民消费行为——基于2004-2011年省际动态面板数据的分析》,《南开经济研究》第1期。
- 5.李拉亚,2015:《加利与格特勒对当代经济理论变革的贡献》,《经济动态》第2期。
- 6.李巍、张志超,2011:《通货膨胀与房地产价格对实体经济的冲击影响——基于不同货币政策规则的DSGE模型分析》,《华东师范大学学报(哲学社会科学版)》第4期。
- 7.梁璐璐、赵胜民、田昕明、罗金峰,2014:《宏观审慎政策及货币政策效果探讨:基于DSGE框架的分析》,《财经研究》第3期。
- 8.刘斌,2014:《动态随机一般均衡模型及其应用》,中国金融出版社。
- 9.罗鹏,2014:《我国西部地区公共支出对经济增长影响的实证研究》,重庆大学硕士学位论文。
- 10.肖争艳、彭博,2011:《住房价格与中国货币政策规则》,《统计研究》第11期。
- 11.许伟、陈斌开,2009:《银行信贷与中国经济波动:1993—2005》,《经济学(季刊)》第3期。
- 12.许志伟、薛鹤翔、罗大庆,2011:《融资约束与中国经济波动——新凯恩斯主义框架内的动态分析》,《经济学(季刊)》第1期。
- 13.颜色、朱国钟,2013:《“房奴效应”还是“财富效应”?——房价上涨对国民消费影响的一个理论分析》,《管理世界》第3期。
- 14.杨赞、张欢、赵丽清,2014:《中国住房的双重属性:消费和投资的视角》,《经济研究》第S1期。
- 15.张卫平,2012:《货币政策理论》,北京大学出版社。
- 16.赵胜民、罗琦,2013:《金融摩擦视角下的房产税、信贷政策与住房价格》,《财经研究》第12期。
- 17.郑忠华、张瑜,2015:《房地产市场、银行体系与中国宏观经济波动——基于多部门动态随机一般均衡模型的分析》,《南方经济》第2期。
18. Annalisa, C., and S. Almuneda. 2014. “Do House Prices Affect Consumption? A Re-Assessment of the Wealth Hypothesis.” *Social Science Electronic Publishing* 81(324): 601-625.
19. Berger, D., V. Guerrieri, G. Lorenzoni, and J. Vavra. 2015. “House Prices and Consumer Spending.” NBER Working Paper 21667.
20. Calvo, G. A. 1983. “Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework.” *Journal of Monetary Economics* 12(83): 383-398.
21. Gertler, M., and N. Kiyotaki. 2010. “Financial Intermediation and Credit Policy in Business Cycle Analysis.” In *Handbook of Monetary Economics*. Vol. 3, edited by Benjamin M. Friedman and Michael Woodford, 547-599. Amsterdam: Elsevier.
22. Gillitzer, C., and J. C. Wang. 2016. “Housing Wealth Effects: Cross-Sectional Evidence from New Vehicle Registrations.” *Economic Record* 92(S1): 30-51.
23. Iacoviello, B. M. 2010. “House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle.” *The American Economic Review* 95(3): 739-764.
24. King, M. 1999. “Challenges for Monetary Policy: New and Old.” *Proceedings-Economic Policy Symposium-Jackson Hole*. 11-57.
25. King, R. G., and A. L. Wolman. 2013. “Inflation Targeting in a St. Louis Model of the 21st Century.” *Federal Reserve Bank of St Louis Review* 95(6): 543-573.
26. Kiyotaki, N., and J. Moore. 1997. “Credit Cycles.” *Journal of the Japanese & International Economics* 7(1): 65-79.
27. Neiss, K. S., and E. Nelson. 2003. “The Real-Interest-Rate Gap as an Inflation Indicator.” *Macroeconomic Dynamics* 7(2): 239-262.
28. Song, I. H. 2010. “House Prices and Consumption.” Mpra Paper, No. 27481.
29. Wang, B., and T. Sun. 2013. “How Effective Are Macroprudential Policies in China?” IMF Working Papers, 13/75.

The Effect of Housing Prices Fluctuation on Heterogeneous Homeowners Consumption Rate

Zhao Xindong and Wang Yong

(School of Statistics, Center for Quantitative Economics, School of Economics and Finance, Huaqiao University)

Abstract: According to heterogeneous expectations of homeowners on future housing prices changes, this paper divides homeowners into savings-type household and load-type household. This paper introduces the dynamic loan to value ratio macro-prudential policy tools in load-type household and intermediate goods manufacturers, also introduces simultaneously the idea that central bank controls the total amount of credit through dynamic loan to value ratio. Counterfactual simulation results show that when a modest decrease in the minimum down payment ratio, direct wealth effect of housing prices fluctuations on homeowners consumption rate is significantly affected, and the household balance sheet effect on load-type household consumption rate is significantly affected. But when an excessive decrease in the minimum down payment ratio, substitution effect of housing prices fluctuations on homeowners consumption rate is significantly affected.

Keywords: Homeowners, Heterogeneity, Macroprudential Policy, DSGE Model

JEL Classification: D12, D58

(责任编辑:陈永清)

(上接第 88 页)

49. Whittington, K.B., J. Owen-Smith, and W.W. Powell. 2009. "Networks, Proximity, and Innovation in Knowledge-intensive Industries." *Administrative Science Quarterly* 54(1): 90-122.

50. Zhou, W.B. 2013. "Political Connections and Entrepreneurial Investment: Evidence from China's Transition Economy." *Journal of Business Venturing* 28(2): 299-315.

Political Connection, Geography Proximity and Firm R&D Alliance Investment

Li Houjian

(College of Management, Sichuan Agricultural University)

Abstract: This paper provides a firm-level empirical analysis on the ways in which political connection and geography proximity affects firm R&D alliance using survey data of World Bank about institutional quality of Chinese enterprise operation. The results show that, both political connection and geography proximity have positive effects on the input tendency and input intensity of R&D alliance investment. Furthermore, political connection would strengthen the positive effect of geography proximity on firm R&D alliance behavior. The results of endogenous test and robustness analysis show that, the relationships between political connection, geography proximity and firm R&D alliance are very robust. Additionally, we show that using information communication technology as a means to weaken the positive effect of geography proximity on firm R&D alliance, this provides an effective way for firm to break the 'spatial stickiness'. The research conclusions partially explain the paradox of coexistence weak institution with proactive innovation, and provide micro-empirical evidence to deeply understand the firm R&D alliance behaviors.

Keywords: Political Connection, Geography Proximity, Firm R&D Alliance Investment, Information Communication Technology

JEL Classification: D82, G28, O32

(责任编辑:彭爽)