

# “双支柱”调控、政策协调搭配与宏观稳定效应

马勇

(中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心)

付莉<sup>1</sup>

(中国人民大学财政金融学院)

**内容提要：**本文通过构建包含金融部门和“双支柱”调控政策的 DSGE 模型，系统考察了货币政策和宏观审慎政策的组合在不同经济金融冲击下的宏观经济和金融稳定效应。相关分析得出了三个基本结论：一是纳入宏观审慎政策的“双支柱”调控框架确实比单一使用货币政策具有相对更好的经济和金融稳定效应；二是“双支柱”调控框架在应对金融冲击时的稳定效应表现得更加明显，这说明宏观审慎政策确实是通过金融稳定渠道发挥作用的，从而与货币政策侧重实体经济（产出和通胀）的稳定效应形成了有效互补；三是不论是在价格型的货币政策工具下，还是在数量型的货币政策工具下，“双支柱”调控框架都较单一使用货币政策具有更好的经济金融稳定效应，这说明“双支柱”调控框架的有效性不依赖于货币政策工具的改变而改变，在具体的政策工具组合方面具有较为普遍的适用性。

**关键词：**“双支柱”政策框架 货币政策 宏观审慎政策 金融稳定

## 一、引言与文献回顾

党的“十九大”报告提出，要健全货币政策和宏观审慎政策的“双支柱”调控框架，守住不发生系统性风险的底线，维护经济和金融体系的整体稳定。从理论上讲，传统的货币政策框架擅长于总量控制，虽然在维护经济金融稳定方面承担着基础性的作用，但以 CPI 为

---

<sup>1</sup> 作者简介：马勇，经济学博士，教授，中国人民大学财政金融学院，中国财政金融政策研究中心，国际货币研究所，E-mail: [mayongmail@ruc.edu.cn](mailto:mayongmail@ruc.edu.cn).

付莉（通讯作者），金融学博士研究生，中国人民大学财政金融学院，E-mail: [fulifinance@ruc.edu.cn](mailto:fulifinance@ruc.edu.cn).

锚的政策框架无法对特定领域的金融失衡和系统性风险进行有效防范；相比之下，宏观审慎政策能够在货币政策基础上进行有针对性的调整，更好地实现金融稳定和防范系统性风险的目标。因此，在新的经济金融发展背景下，宏观调控在客观上也需要增加新的工具来更好地实现多重政策目标。货币政策和宏观审慎政策之间的相互协调配合，既是对传统货币政策框架的补充和完善，也有助于兼顾彼此关联而不尽相同的多个政策目标（如经济稳定和金融稳定）。目前，我国的“双支柱”政策框架刚刚建立，宏观审慎政策指标和工具体系还在逐步优化，货币政策和宏观审慎政策之间的分工、协调和配合等相关问题亟待深入研究。

近年来的很多研究显示，金融冲击会导致经济金融变量的波动，而宏观审慎政策和货币政策的有效配合能更加有效地应对金融冲击，促进经济和金融体系的共同稳定。比如，Beau et al. (2013) 基于对美国和欧洲的研究发现，宏观审慎政策能够降低金融冲击和金融失衡引发的价格波动和产出波动，从而成为货币政策的有效补充。De Paoli & Paustian (2013) 也认为，货币政策和宏观审慎政策的协调配合有助于中央银行同时实现价格稳定和金融稳定的目标。Taylor & Zilberman (2016) 的研究区分了金融冲击和实体经济冲击，他们发现，当经济面对信贷冲击时，宏观审慎政策在促进经济和金融稳定方面比传统货币政策更为有效，而当经济面对供给冲击时，货币政策和宏观审慎政策的有效配合则是最优选择。在 Nier & Kang (2016) 的研究中，宏观审慎政策和货币政策之间具有互补效应，二者之间的协调配合将有助于降低政策实施所导致的副作用，从而提升政策效果。不过，也有一些学者提出，货币政策和宏观审慎政策在搭配使用过程中可能存在一些问题，比如，Fisher et al. (2017) 认为，虽然从理论上讲，货币政策和宏观审慎政策的协调配合是最优选择，但由于实施过程中可能面临的种种复杂性问题，最终的调控效果是不确定的。

在国内研究方面，近年来关于宏观审慎政策和“双支柱”调控框架的理论和实证研究也在不断丰富完善（王国静和田国强，2014；马勇和陈雨露，2017；马勇和谭艺浓，2019）。在一项较早的相关研究中，马勇和陈雨露(2013)通过构建包含金融部门和金融摩擦的 DSGE 模型，研究了货币政策、信贷政策和监管政策之间的协调搭配问题，发现三种政策之间通过合理的组合和搭配，可以更好地稳定经济和金融体系，同时降低单一政策所面临的多目标困境和政策负担。王爱俭和王璟怡(2014)通过将资本监管要求和贷款约束条件（贷款价值比，LTV）纳入 DSGE 模型，研究了货币政策和宏观审慎政策之间的配合问题，其研究结果显示，当经济面临金融冲击时，宏观审慎工具的运用能够促进货币政策实施效果的提升。根据李天宇等(2017)的研究，“双支柱”调控政策可以抑制繁荣时期的信贷杠杆过快攀升，从而促进经济和金融体系的稳定。马勇和陈雨露(2017)的研究进一步强调，“双支柱”调控框架

有利于实现中央银行维护金融和实体经济共同稳定的目标，但在处理复杂失衡问题时，工具选择、政策实施力度以及双支柱之间的协调还有待于实践的探索和完善。在范从来和高洁超（2018）的研究中，逆周期的金融监管政策有利于经济金融的稳定，同时，货币政策力度与金融监管强度之间的协调配合能够更好地体现政策组合的灵活性，形成政策合力。

应该指出，在对宏观审慎政策的研究不断丰富的背景下，对于宏观审慎政策的加入是否有利于抵御经济金融冲击，以及逆周期调节工具在宏观审慎政策中的作用等问题，还存在一些争议和进一步研究的空间。特别是，对于在“双支柱”框架下，货币政策和宏观审慎政策之间如何形成合理有效的配合，目前的研究还比较少。有鉴于此，本文尝试基于 Taylor & Zilberman（2016）的模型基础，结合中国经济实际情况，构建四部门 DSGE 模型，并在以下三个基本方面对已有文献形成补充和扩展：一是引入抵押品约束，并在传统 DSGE 框架中引入包括违约概率、不良贷款率和抵押物回偿率等在内的关键金融变量，明确不同的金融冲击来源以及金融和实体经济之间的内生性传导机制；二是在 DSGE 框架下明确引入和更加细致地刻画同时包含货币政策规则和宏观审慎政策规则在内的政策模块，从而为“双支柱”调控体系的分析提供基础性的建模设计；三是基于上述改进的模型框架，在考察多个备选宏观审慎政策“钉住变量”的基础上，更加全面地分析宏观审慎政策的加入是否有助于更好地实现金融和实体经济的共同稳定。

## 二、模型基本框架

在本部分，我们通过构建一个包括家庭部门、企业部门、银行部门和政府部门的 DSGE 模型，为分析“双支柱”政策的调控效应提供一个基本的分析框架。

### （一）引入金融变量的家庭部门

在  $i \in (0,1)$  的区间上，存在无数个连续的家庭，这些家庭消费最终的产品，并持有银行存款和股本，同时向劳动打包者提供有差异的劳动。在时刻  $t$ ，对于家庭部门来说需要最大化效用函数：

$$U_t = E_{i,t} \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \left( \frac{C_{t+s}^{1-\zeta^{-1}}}{1-\zeta^{-1}} - \frac{H_{i,t+s}^{1+\gamma}}{1+\gamma} \right) \quad (1)$$

其中， $\beta$  为主观贴现率， $C_{t+s}$  是  $t+s$  时刻家庭部门的实际消费， $\zeta$  是消费的跨期替代弹性， $H_{i,t+s}$  是居民部门  $i$  在  $t+s$  时刻提供的劳动， $\gamma$  是劳动力供给替代弹性的倒数。

同时家庭部门持有银行的本金  $V_t$ ，收益率为  $i_t^V$ ；持有银行存款  $D_t$ ，利率为  $i_t^D$ 。  $t$  时刻，面临的预算约束条件如下：

$$C_t + D_t + V_t \leq (1 + i_{t-1}^D) D_{t-1} \frac{P_{t-1}}{P_t} + (1 - \xi_{t-1}^V)(1 + i_{t-1}^V) V_{t-1} \frac{P_{t-1}}{P_t} + \frac{W_t}{P_t} H_t + \int_0^1 J_{j,t} dj \quad (2)$$

其中，  $C_t$  为实际消费，  $D_t$  为存款，  $V_t$  为股本。  $(1 + i_{t-1}^D) D_{t-1} \frac{P_{t-1}}{P_t}$  为收到上一期的利息和本金，  $(1 - \xi_{t-1}^V)(1 + i_{t-1}^V) V_{t-1} \frac{P_{t-1}}{P_t}$  为收到上一期的股息和本金，  $\xi_{t-1}^V$  为冲销坏账的股本比率（不良贷款率），  $W_t$  为名义工资，  $\int_0^1 J_{j,t} dj$  为中间厂商的超额利润，同时因为最终产品打包厂商和银行处在完全竞争的环境中不存在超额利润。

基于上述设定，家庭部门效用最大化的一阶条件为：

$$C_t^{-\frac{1}{\zeta}} = \beta E_t (1 + i_t^D) \frac{P_t}{P_{t+1}} C_{t+1}^{-\frac{1}{\zeta}} \quad (3)$$

$$\frac{W_t}{P_t} = N_t^\gamma C_t^{\frac{1}{\zeta}} \quad (4)$$

$$1 + i_t^V = \frac{1 + i_t^D}{1 - \xi_t^V} \quad (5)$$

其中，方程(3)为消费的欧拉方程，代表家庭消费的最优路径；方程(4)为劳动力供给方程；方程(5)显示了银行的资本收益率与存款利率和之间的均衡关系，存款利率或不良贷款率越高，家庭要求相对更高的资本收益率作为补偿。

## （二）引入抵押约束和违约率的厂商部门

处于完全竞争的最终产品生产厂商利用生产力方式将不同类型的中间产品  $j$  打包生产为最终产品，

$$Y_t = \left[ \int_0^1 Y_{j,t}^{\frac{\lambda_p}{\lambda_p - 1}} dj \right]^{\frac{\lambda_p - 1}{\lambda_p}} \quad (6)$$

其中  $\lambda_p > 1$  为有差异中间产品的替代弹性，  $Y_{j,t}$  为第  $j$  种中间产品的产量，最终产品生产厂商在最优情况下，对中间产品的需求函数为：

$$Y_{j,t} = Y_t \left( \frac{P_{j,t}}{P_t} \right)^{-\lambda_p} \quad (7)$$

由(6)式和(7)式可以得到最终商品的价格为,

$$P_t = \left[ \int_0^1 P_{j,t}^{1-\lambda_p} dj \right]^{\frac{1}{1-\lambda_p}} \quad (8)$$

与此同时,假设中间产品生产厂商生产的产品是有差异性的,并存在一个独立的完全竞争的企业将有差异的产品打包成为最终的消费产品。打包的设定意味部分中间产品的生产商能利用垄断手段,将商品的定价设定在边际成本之上。使用 Calvo 规则,每期都有  $1-\omega_p$  的中间产品生产厂商调整价格,剩余  $\omega_p$  的厂商延续上一期的价格水平。这表明上一期的价格水平对当期价格存在影响,物价水平变化具有黏性。

假设中间产品生产厂商的生产函数为:

$$Y_{j,t} = A_t N_{j,t} \quad (9)$$

其中,  $A_t$  为技术冲击。同时,定义  $L_{j,t}$  为中间厂商  $j$  向银行的贷款,且贷款全部用于支付其劳动力成本支出,于是有:

$$L_{j,t} = W_t^R N_{j,t} \quad (10)$$

假设厂商和银行之间合约规定的贷款抵押覆盖率为  $\Omega$ ,  $\Omega > 1$ ,即如果厂商违约,银行可以通过清算合约签订时市场价值为  $\Omega L_t$  的抵押物来偿还贷款本息。虽然在现实中,贷款合约签订时的抵押覆盖率通常会大于 1,但由于市场存在风险,抵押物价值本身会波动,特别是在清算状态下,抵押物的实际出售价值通常会低于贷款的本息和,从而给银行带来实际损失。不失一般性,假设厂商抵押价值(银行抵押物)的整体回偿率为  $\chi_t$ ,  $0 < \chi_t < 1$ ,这意味着,如果企业发生违约,那么银行平均来看将有  $1-\chi_t$  的贷款损失率。从理论上讲,  $\chi_t$  可以视为抵押物的变现能力,当市场风险较大时,  $\chi_t$  较低,此时企业抵押价值的变现不足以支付银行贷款本息,违约发生。

对于中间厂商  $j$  来说,其抵押物的变现值为  $\chi_t \varepsilon_{j,t}^F \Omega L_{j,t}$ ,其中  $\varepsilon_{j,t}^F$  为厂商  $j$  的特定回偿率冲击,服从  $(\underline{\varepsilon}^F, \bar{\varepsilon}^F)$  区间上的均匀分布。于是,厂商的违约条件为:

$$\chi_t \varepsilon_{j,t}^{F,M} \Omega L_{j,t} < (1+i_t^L) L_{j,t} \quad (11)$$

其中,  $i_t^L$  为银行对中间厂商的贷款利率。定义  $\varepsilon_t^{F,M}$  为中间厂商抵押物回偿率(变现能力)的特定阈值, 当特定回偿率水平  $\varepsilon_{j,t}^F$  小于它时, 中间厂商发生违约, 即:

$$\chi_t \varepsilon_t^{F,M} \Omega = 1 + i_t^L \quad (12)$$

简单变换后, 可得:

$$\varepsilon_{j,t}^{F,M} = \frac{1+i_t^L}{\Omega \chi_t} \quad (13)$$

根据上式, 特定回偿率阈值与贷款利率成正比, 与抵押覆盖率和整体的回偿率水平成反比。值得注意的是, 由于贷款利率中实际还隐含着资本充足率, 因而该阈值也与监管因素相关。

由于  $\varepsilon_{j,t}^F$  服从均匀分布, 同时在对称均衡条件下, 所有中间产商的阈值相等, 于是, 定义  $\phi_t$  为中间产品生产商的违约概率, 则有:

$$\phi_t = \frac{\varepsilon_t^{F,M} - \underline{\varepsilon}^F}{\bar{\varepsilon}^F - \underline{\varepsilon}^F} = \frac{\varepsilon_{j,t}^{F,M} - \underline{\varepsilon}^F}{\bar{\varepsilon}^F - \underline{\varepsilon}^F} \quad (14)$$

基于上述设定, 对于中间产品生产商  $j$  来说采用两阶段来保证收益最大化, 第一阶段, 确定边际成本:

$$mc_{j,t} = \frac{1+i_t^L}{A_t} W_t^R \quad (15)$$

第二阶段确定中间产品价格, 由于在  $t$  时刻所有中间厂商面对相同的工资, 生产力, 则所有企业的边际成本都是相同的, 又因为调整工资的家庭都具有相同的边际成本加成, 因此所有调整价格的企业会选择相同的价格  $\bar{P}_t$ , 中间厂商实现利润最大化的一阶条件为:

$$\frac{\bar{P}_t}{P_t} = \left( \frac{\lambda_p}{\lambda_p - 1} \right) \frac{E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega_p^s \beta^s C_{t+s}^{-\frac{1}{\sigma}} Y_{t+s} mc_{t+s} \left( \frac{P_{t+s}}{P_t} \right)^{\lambda_p}}{E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega_p^s \beta^s C_{t+s}^{-\frac{1}{\sigma}} Y_{t+s} \left( \frac{P_{t+s}}{P_t} \right)^{\lambda_p - 1}} \quad (16)$$

其中,  $\left(\frac{\lambda_p}{\lambda_p - 1}\right)$  为总价格加成, 并以名义总成本贴现流除以实际产出贴现流的比率为

基础。根据方程(8)、(16)可以求出模型的商品价格的动态调整方程。

$$\pi_t^P = \beta E_t \pi_{t+1}^P + \frac{(1 - \omega_p)(1 - \beta \omega_p)}{\omega_p} RMC_t + \varepsilon_t^\pi \quad (17)$$

其中,  $RMC_t = mc_t - \overline{mc}_t$  为实际边际成本偏离稳态的对数值,  $\varepsilon_t^\pi \sim N(0, \sigma_\pi^2)$  为 i.i.d.

成本推动冲击。根据(17)式, 厂商在进行价格调整时具有黏性, 如受到外部生产力负向冲击时, 产出减少, 导致边际成本上升, 但生产厂商要在多期后才能够完成价格调整。

### (三) 包括不良贷款率的银行部门

对于一个典型的银行部门而言, 其资产负债表约束可表示为:

$$L_t = D_t(1 - \psi_t) + V_t \quad (18)$$

其中,  $L_t$  为贷款,  $D_t$  为负债(存款),  $V_t$  为银行资本金,  $\psi_t$  为存款准备金率。

假定银行部门处于完全竞争市场中, 因而在市场均衡状态下, 其贷款收益应该与资金成本相等:

$$\int_{\underline{\varepsilon}_{j,t}^F}^{-\varepsilon} [(1 + i_t^L) L_{j,t}] f(\varepsilon_{j,t}^F) d\varepsilon_{j,t}^F + \int_{\underline{\varepsilon}_{j,t}^F}^{\varepsilon_{j,t}^{F,M}} [\Omega \chi_t L_{j,t} \varepsilon_{j,t}^F] f(\varepsilon_{j,t}^F) d\varepsilon_{j,t}^F = (1 + i_t^D) D_t + (1 + i_t^V) V_t \quad (19)$$

在上式中, 银行从未违约企业处收回贷款本息  $\int_{\underline{\varepsilon}_{j,t}^F}^{-\varepsilon} [(1 + i_t^L) L_{j,t}] f(\varepsilon_{j,t}^F) d\varepsilon_{j,t}^F$ , 从违约

企业收回部分贷款  $\int_{\underline{\varepsilon}_{j,t}^F}^{\varepsilon_{j,t}^{F,M}} [\Omega \chi_t L_{j,t} \varepsilon_{j,t}^F] f(\varepsilon_{j,t}^F) d\varepsilon_{j,t}^F$ , 等式右边为银行的资金成本。根据前文

设定,  $\varepsilon_{j,t}^F$  服从  $(\underline{\varepsilon}^F, -\varepsilon^F)$  上的均匀分布, 于是其密度函数  $f(\varepsilon_{j,t}^F) = \frac{1}{\varepsilon^F - \underline{\varepsilon}^F}$ , 同时定义

资本充足率为  $\rho_t = \frac{V_t}{L_t \nu_t}$ , 结合(19)式得到以下均衡状态下的贷款定价方程:

$$i_t^L = \rho_t i_t^V + \frac{(1 - \rho) i_t^D}{1 - \psi_t} + \chi_t \phi_t^2 \frac{(\varepsilon^F - \underline{\varepsilon}^F) \Omega}{2} + \frac{(1 - \rho) \psi_t}{1 - \psi_t} \quad (20)$$

不失一般性, 假定银行用资本金来吸收贷款损失, 定义银行的不良贷款率为  $\xi_t^V$ , 则有:

$$\xi_t^V V_t = (1 - \chi_t) \int_{\underline{\varepsilon}^F}^{\varepsilon_{j,t}^{F,M}} [\Omega \chi_t L_{j,t} \varepsilon_{j,t}^F] f(\varepsilon_{j,t}^F) d\varepsilon_{j,t}^F \quad (21)$$

求解上式，得到：

$$\xi_t^V = \frac{(1 - \chi_t) [(\varepsilon_{j,t}^{F,M})^2 - (\underline{\varepsilon}^F)^2] \Omega \chi_t L_{j,t}}{2(\overline{\varepsilon}^F - \underline{\varepsilon}^F) V_t} \quad (22)$$

（四）政策部门和“双支柱”框架下的政策规则

与“双支柱”调控框架的理念一致，我们假定模型中同时存在货币政策规则和宏观审慎政策规则。

在货币政策规则的设定方面，与标准的 DSGE 文献一致，假定货中央银行采用标准的泰勒规则进行利率调控：

$$\ln\left(\frac{i_t^D}{\bar{i}^D}\right) = \kappa_r \ln\left(\frac{i_{t-1}^D}{\bar{i}^D}\right) + (1 - \kappa_r) [\kappa_r^y \ln\left(\frac{Y_t}{\bar{Y}}\right) + \kappa_r^\pi \ln\left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}}\right)] + \varepsilon_t^r \quad (23)$$

在上式中，各变量均为相对于其稳态值的偏离<sup>2</sup>。 $\kappa_r$ 为货币政策利率的持续性， $\kappa_r^y$ 为货币政策利率的产出缺口反应系数， $\kappa_r^\pi$ 为货币政策利率的通胀缺口反应系数， $\varepsilon_t^r \sim N(0, \sigma_r^2)$ 为i.i.d.货币政策利率冲击。

在宏观审慎政策规则的设定方面，结合前文模型设定，我们假定政策部门（中央银行或监管当局）主要使用三个常见的宏观审慎政策工具：逆周期资本监管政策、逆周期资本充足率要求和动态存款准备金政策。

在逆周期资本监管政策方面，与前文模型设定一致，假定以银行不良贷款率偏离稳态 $\bar{\xi}^V$ 的幅度做为宏观审慎调控对象，定义 $v_t$ 为风险加权因子，并采用以下规则进行调控：

$$V_t = \rho_t L_t v_t \quad (24)$$

$$v_t = \left( \frac{\xi_t^V}{\bar{\xi}^V} \right)^q \quad (25)$$

其中， $q$ 为调控力度，银行不良贷款率越高，风险因子越大，逆周期的资本要求越高。

在逆周期资本充足率要求方面，假定根据企业贷款风险的动态变化，钉住中间厂商违约概率偏离稳态的水平，逆向调整资本充足率，这类似于“巴塞尔协议III”中对高风险业务征收更高的资本金。定义 $\rho^d$ 为法定资本充足率， $\rho_t^c$ 为补充资本充足率，于是有：

<sup>2</sup> 未加时间下标的变量即为稳态值，后文同。



$$\rho_t = \rho^d \rho_t^c \quad (26)$$

其中,  $\rho_t^c$  采用以下规则进行调控:

$$\rho_t^c = \left( \frac{\phi_t}{\bar{\phi}} \right)^\theta \quad (27)$$

上式表明, 政策当局以中间厂商违约概率偏离程度决定逆周期的资本充足率,  $\theta$  为调控力度, 中间厂商的违约概率偏离程度越高, 逆周期的资本充足率要求越高。

在考虑前两个宏观审慎政策规则的基础上, 根据中国金融宏观调控的实践, 我们还同时考虑了“动态存款准备金”政策。该政策在传统的存款准备金政策基础上演变而言, 在纳入了对金融稳定的考虑之后, 演变为具有明确宏观审慎政策内涵的新型工具。与马勇 (2013) 等的做法类似, 我们假定宏观审慎政策规则采用既钉住经济变量 (通胀和产出缺口), 同时又钉住金融变量 (杠杆率和不良贷款率) 的规则进行调整:

$$\ln\left(\frac{\psi_t}{\bar{\psi}}\right) = \kappa_\psi \ln\left(\frac{\psi_{t-1}}{\bar{\psi}}\right) + (1 - \kappa_\psi) [\kappa_\psi^y \ln\left(\frac{Y_t}{\bar{Y}}\right) + \kappa_\psi^\pi \ln\left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}}\right) + \kappa_\psi^{lev} \ln\left(\frac{L_t \bar{Y}}{Y_t \bar{L}}\right) + \kappa_\psi^{xi} \ln\left(\frac{\xi_t^V}{\bar{\xi}^V}\right)] + \varepsilon_t^\psi \quad (28)$$

其中,  $\kappa_\psi$  为存款准备金率的持续性,  $\kappa_\psi^y$  为存款准备金率的产出缺口反应系数,  $\kappa_\psi^\pi$  为存款准备金率的通胀缺口反应系数,  $\kappa_\psi^{lev}$  为存款准备金率的杠杆率反应系数,  $\kappa_\psi^{xi}$  为存款准备金率的不良贷款率反应系数,  $\varepsilon_t^\psi \sim N(0, \sigma_\psi^2)$  为 *i.i.d.* 存款准备金率冲击。

### (五) 外部冲击

本文模型的冲击来源主要有 5 个, 除前文所述的货币政策利率冲击  $\varepsilon_t^r$ 、存款准备金率冲击  $\varepsilon_t^\psi$ 、成本推动冲击  $\varepsilon_t^\pi$  外, 还包括技术冲击  $\varepsilon_t^a$  和流动性冲击  $\varepsilon_t^\chi$ 。为简化起见, 与 DSGE 模型的一般设定一致, 假定技术冲击  $A_t$  和流动性冲击  $\chi_t$  均服从外生的 AR (1) 过程:

$$\ln A_t = \rho_a \ln A_{t-1} + \varepsilon_t^a, \quad \varepsilon_t^a \sim N(0, \sigma_A^2) \quad (29)$$

$$\ln\left(\frac{\chi_t}{\bar{\chi}}\right) = \kappa_\chi \ln\left(\frac{\chi_{t-1}}{\bar{\chi}}\right) + \varepsilon_t^\chi, \quad \varepsilon_t^\chi \sim N(0, \sigma_\chi^2) \quad (30)$$

其中,  $\rho_a$  用于表示技术冲击的持续性,  $\kappa_\chi$  为回偿率冲击的持续性,  $\varepsilon_t^a$  为标准差为  $\sigma_A$  的 *i.i.d.* 技术冲击,  $\varepsilon_t^\chi$  为标准差为  $\sigma_\chi$  的 *i.i.d.* 冲击。

### 三、参数校准与模型求解

与标准文献的做法一致，本文将模型参数分为两类：对于较为稳定和明确的参数，为提高小样本估计的精确度，根据相关文献研究或实际经济数据进行校准；对于新引入或取值不太明确的参数以及各外生冲击的相关参数，则结合实际数据采用贝叶斯方法进行估计。

在校准的参数方面，与大部分文献的做法一致（如 Lawrence et al., 2005; Tayler & Zilberman, 2016; Smets & Wouters, 2003, 2007），家庭部门的贴现因子  $\beta$  设定为 0.99，跨期消费弹性以及劳动供给弹性在已有文献中的估计值通常在 2 附近（Smets & Wouters, 2003; 康立、龚六堂, 2014; 马勇、王芳, 2018; 马勇, 2016; 王国静、田国强, 2014），因此，本文将这两个参数的取值设定为 2。Faia & Monacelli（2007）及 Tayler & Zilberman（2016）根据信用风险研究并测算了债务违约对银行造成的风险，即特定回偿率冲击分布的范围，因此本文将上下界分别定为 1.36 和 1；根据 Tayler & Zilberman（2016）的研究，我们将逆周期调节因子设定为 0.05，风险加权因子设定为 10。关于厂商的价格粘性参数，基于中国经济估计的结果大都位于 0.8 附近（刘斌, 2010; 马勇, 2016），因此本文将其值设定为 0.8，厂商违约概率设为 0.025（王擎和田娇, 2016）。在现有文献研究关于相关结构参数设定（马骏等, 2016; 林仁文和杨熠, 2014）的基础上，通过观察和计算我国 2008 年到 2018 年数据均值，本文设定存款利率为 3%，贷款利率为 6%，法定资本充足率为 8%，加入宏观审慎后稳态的资本充足率为 12%，贷款抵押覆盖率为 1.5，存款准备金率为 12.2%，银行资本收益率为 13%，商业银行不良贷款率为 1.7%。

对于其他规则设定参数和外生冲击参数，通常需要根据不同模型设定需要重新估计的，本文使用贝叶斯估计，相关参数的先验分布设定如表 1 所示。在观察变量方面，由于模型共含 5 个外生冲击，故选择以下 5 个关键宏观变量作为观察变量，样本区间为 1992 年 1 季度至 2018 年 4 季度：（1）选用国家统计局公布的不变 GDP 季度数据，对应模型中的经济总量  $Y_t$ ；（2）选用季度同比的 CPI 对应模型中的通胀  $\pi_t$ ；（3）选用中央银行公布的存款准备金率，对应模型中的存款准备金率  $\psi_t$ ；（4）选用银行间市场同业拆借 7 天利率，对应模型中货币政策利率  $i_t^D$ ；（5）选用人民银行公布的金融机构人民币贷款加权平均贷款利率，对应模型中的贷款利率  $i_t^L$ 。上述数据均取自中国人民银行公布数据和 Wind 数据库。同时，为保证数据平稳性，所有数据均经季节调整以及去趋势（HP 滤波）处理。

表 1 模型参数的先验分布和贝叶斯后验估计结果

参数	参数经济含义	先验分布*	后验均值	90%置信区间
$\rho_a$	技术冲击的持续性	Beta[0.5, 0.2]	0.9298	[0.887, 0.974]
$\kappa_r$	基准利率的持续性	Beta[0.5, 0.2]	0.9757	[0.954, 0.995]
$\kappa_r^\pi$	基准利率的通胀缺口反应系数	Gamma[2, 0.5]	1.4234	[0.980, 1.777]
$\kappa_r^y$	基准利率的产出缺口反应系数	Gamma[1, 0.5]	0.2571	[0.048, 0.433]
$\kappa_\chi$	回偿率冲击的持续性	Beta[0.5, 0.2]	0.8229	[0.751, 0.892]
$\kappa_\psi$	存款准备金率的持续性	Beta[0.8, 0.1]	0.9383	[0.902, 0.976]
$\kappa_\psi^y$	存款准备金率的产出缺口反应系数	Gamma[0.5, 0.1]	0.5656	[0.444, 0.695]
$\kappa_\psi^\pi$	存款准备金率的通胀缺口反应系数	Gamma[0.5, 0.1]	0.6485	[0.564, 0.722]
$\kappa_\psi^{lev}$	存款准备金率的杠杆率反应系数	Gamma[0.5, 0.1]	0.4990	[0.01, 0.590]
$\kappa_\psi^{xi}$	存款准备金率不良贷款率反应系数	Gamma[0.5, 0.1]	0.2787	[0.238, 0.322]
$\sigma_A$	生产力冲击标准差	Inv gamma[0.01, $\infty$ ]	0.0246	[0.021, 0.028]
$\sigma_r$	货币政策利率冲击的标准差	Inv gamma[0.01, $\infty$ ]	0.0014	[0.001, 0.002]
$\sigma_\chi$	回偿率/流动性冲击的标准差	Inv gamma[0.01, $\infty$ ]	0.0137	[0.012, 0.015]
$\sigma_\psi$	存款准备金率冲击的标准差	Inv gamma[0.01, $\infty$ ]	0.0467	[0.041, 0.052]
$\sigma_\pi$	成本推动冲击的标准差	Inv gamma[0.01, $\infty$ ]	0.0144	[0.013, 0.016]

注：\*括号中的数字分别为先验均值和标准差。

#### 四、货币政策与宏观审慎政策搭配的模拟分析

为研究“双支柱”调控框架的政策效果，本部分基于前文的 DSGE 模型和相关参数估计，对货币政策和宏观审慎政策的不同搭配组合进行模拟分析。

##### (一) 脉冲响应分析

由于很多研究显示，同时使用货币政策和宏观审慎政策的“双支柱”调控确实比单一使用货币政策进行调控具有相对更好的政策效果，因此，在本部分，我们主要考察在“双支柱”基础上纳入动态准备金政策后的政策组合效应。根据中国的货币政策实践，动态存款准备金政策既作为货币政策的一种工具，同时又兼具宏观审慎调控的某些特征，因此，本文的存款准备金规则采取既钉住产出、通胀等经济变量，同时又钉住金融变量的规则，以便更好地体现这一政策在实践中的灵活性。

图 1-5 显示了在利率规则的基础上加入动态存款准备金政策之后，同时包含价格工具（利率规则）和数量工具（动态存款准备金规则）的货币政策与宏观审慎政策搭配在各外生冲击下的脉冲响应轨迹。根据图 1-5 的结果，当货币政策同时使用利率工具和动态存款准备金工具时，宏观审慎政策与货币政策的协调配合在面对 5 种外生冲击时仍然能显著降低银行不良贷款率和资本收益率的波动，并使其更快恢复至均衡水平，这意味着“双支柱”调控较之单一使用货币政策更加好地抑制金融风险。特别是在面对流动性风险冲击时，逆周期资本调节的宏观审慎政策对经济和金融变量的稳定效应更为凸显。如图 9 所示，货币政策与宏观审慎政策搭配使用使其能在流动性风险冲击出现时，避免产出和杠杆率水平的大幅波动，促使经济尽快趋近稳态水平。此外，宏观审慎政策的加入还有利于维护金融变量的稳定，逆周期调节能够降低杠杆率的波动，使得流动性风险出现时，放松对银行的资本管制要求，避免短期内企业杠杆率水平受到巨大的负向冲击，从而降低企业受到流动性风险冲击时资金链断裂的风险，避免违约概率在流动性风险冲击下出现大幅上升或资本收益率出现大幅下降。

综合来看，图 2 和图 5 的结果显示，当面对金融冲击时，“双支柱”调控较之单一货币政策能显著提升政策的经济和金融稳定效果。此外，根据图 1、图 3 和图 4 的结果，在面对技术冲击、利率冲击和成本推动冲击时，“双支柱”调控较之单一货币政策在宏观经济和金融稳定方面均有一定的改进效果，尽管改善幅度较之金融冲击下的情况相对要小一些。此外，与前文的分析结果一致，在两种宏观审慎政策规则的比较方面，“宏观审慎政策 1”相较于“宏观审慎政策 2”的稳定效应相对更好一些。

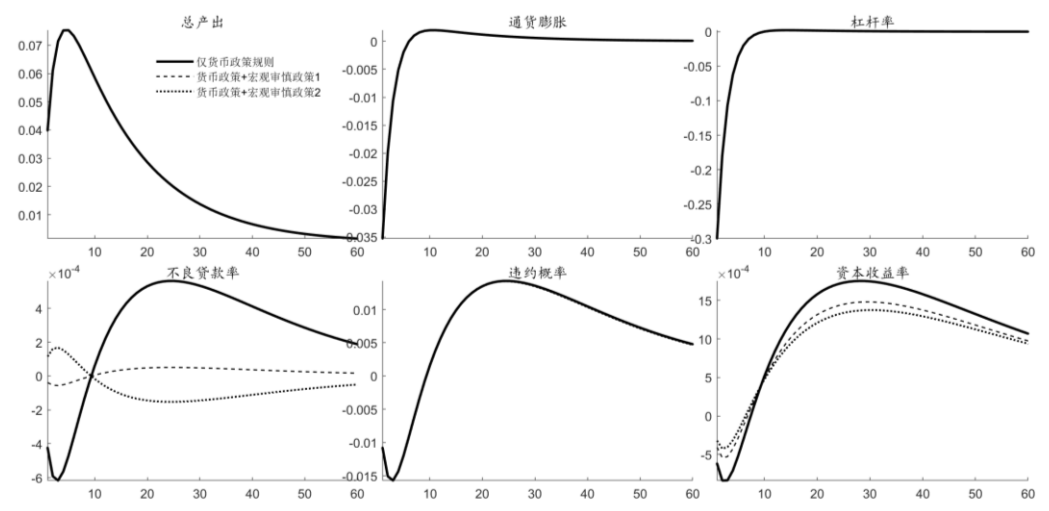


图1 利率政策、存款准备金政策与宏观审慎政策搭配下变量对技术冲击的响应

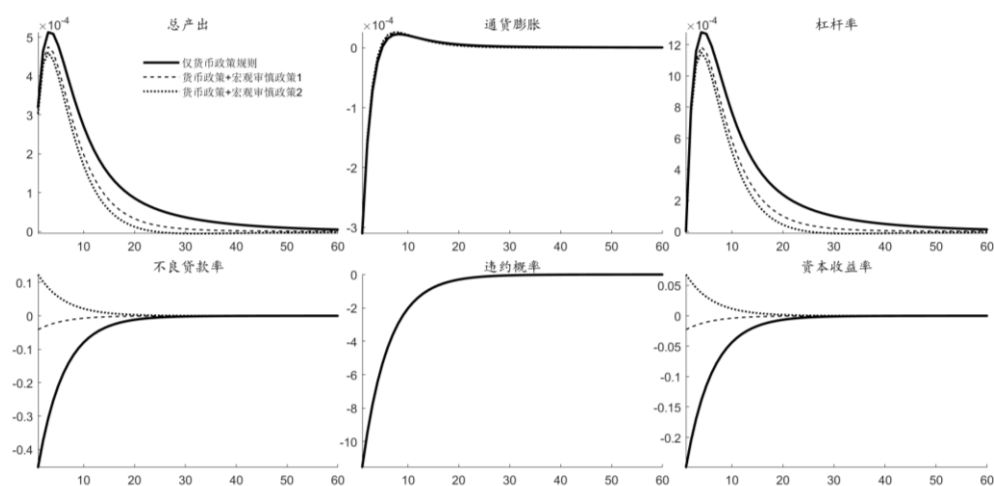


图2 利率政策、存款准备金政策与宏观审慎政策搭配下变量对流动性风险冲击的响应

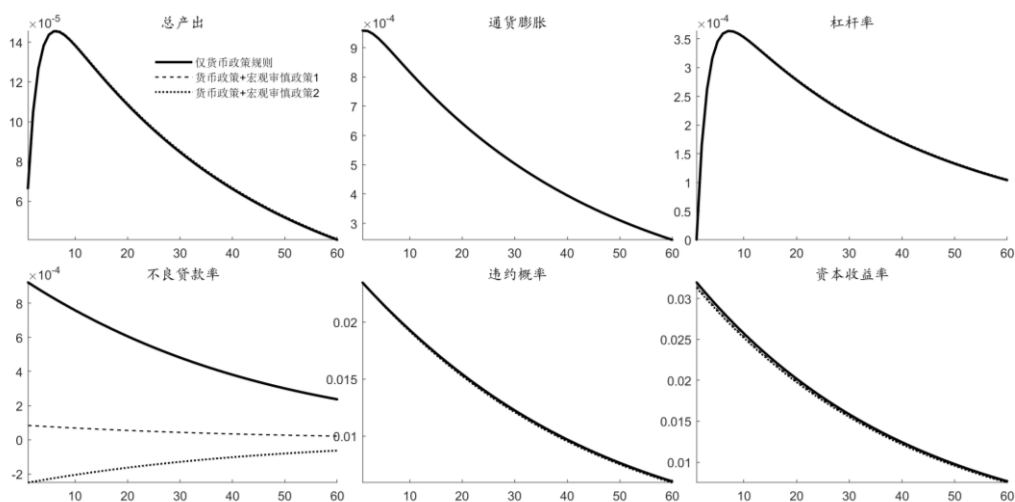


图3 利率政策、存款准备金政策与宏观审慎政策搭配下变量对利率冲击的响应

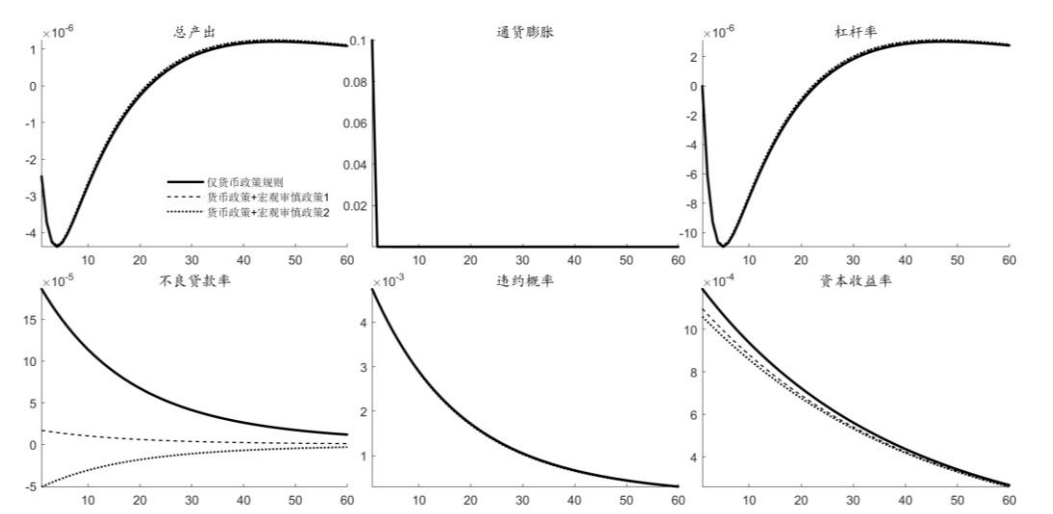


图 4 利率政策、存款准备金政策与宏观审慎政策搭配下变量对成本推动冲击的响应

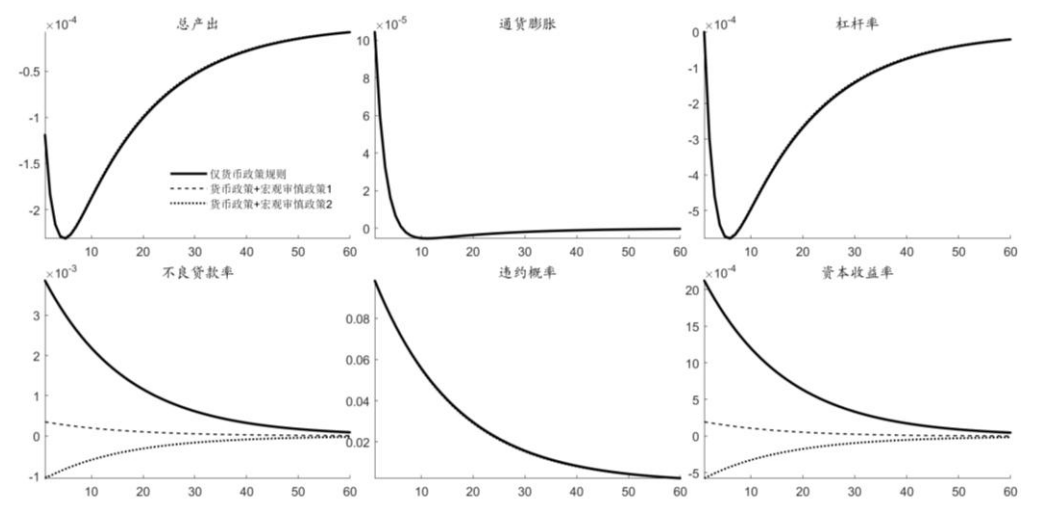


图 5 利率政策、存款准备金政策与宏观审慎政策搭配下变量对存款准备金率冲击的响应

(二) 福利效应分析

前文基于脉冲响应函数，直观地分析了“双支柱”调控的经济金融稳定效应，本部分在此基础上进一步进行政策组合的福利比较分析。为全面反映各政策组合在维护金融和经济稳定方面的效果，本文参考Woodford（2012）和马勇等（2017）等做法，采用如下同时考虑经济和金融波动的社会福利损失函数：

$$W = \frac{1}{2} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\lambda_1 \pi_t^2 + \lambda_2 y_t^2 + \lambda_3 f_t^2) \tag{31}$$

其中， $\beta$  为主观贴现因子， $\lambda_1$ 、 $\lambda_2$  和  $\lambda_3$  分别为政策当局对经济变量（通胀和产出）以

及金融变量的偏好参数,用以区分和衡量不同经济和金融稳定偏好下的社会福利损失。在金融稳定变量的选取上,我们主要选择具有代表性的不良贷款率和银行资本收益率这两个金融变量作为金融稳定的代理指标(分别从损失角度和盈利角度)计算对应的社会福利损失。

在参数取值方面,与前文一致,主观贴现因子 $\beta=0.99$ 。不失一般性,对于(31)式中的通胀、产出和金融波动权重参数 $\lambda_1$ 、 $\lambda_2$ 和 $\lambda_3$ ,我们设定四种具有代表性的权重比例

( $\Omega_1, \Omega_2, \Omega_3, \Omega_4$ ),以反映政策当局对于经济和金融稳定的不同偏好:(1)

$\Omega_1 = \{\lambda_1 = 1, \lambda_2 = 1, \lambda_3 = 1\}$ ,表示政策当局对通胀稳定、产出稳定和金融稳定的偏好权重相

同;(2)  $\Omega_2 = \{\lambda_1 = 1, \lambda_2 = 1, \lambda_3 = 2\}$ ,表示政策当局对金融稳定具有相对更好的偏好;(3)

$\Omega_3 = \{\lambda_1 = 1, \lambda_2 = 2, \lambda_3 = 1\}$ ,表示政策当局对产出稳定具有相对更好的偏好;(4)

$\Omega_4 = \{\lambda_1 = 2, \lambda_2 = 1, \lambda_3 = 1\}$ 表示政策当局对通胀稳定具有相对更好的偏好。

基于上述社会福利损失函数及相关参数设定,不同政策组合下的社会福利损失情况如表 2 所示。与上文脉冲响应图展示的结果一致,在绝大部分情况下,宏观审慎政策规则的加入均能够减少社会福利损失。从各政策组合的福利损失对比来看,在对金融稳定重视程度相对更高的 $\Omega_2$ 权重结构下,宏观审慎政策的加入对社会福利增进效果最为显著;采取等比例权重 $\Omega_1$ 时,纳入宏观审慎政策对社会福利的增进效果次之;采用对产出波动重视程度最高的 $\Omega_3$ 权重结构时,纳入宏观审慎政策对社会福利的改善效果相对最小。上述结果不难理解,结合前文的脉冲响应函数可知,在引入宏观审慎政策之后,“双支柱”调控对金融变量的稳定效应是最强的,对产出稳定的效应次之,而对通胀稳定的效应相对较弱,因此,在表 3 的社会福利损失分析中,我们对应看到,当社会福利损失函数中对金融波动、产出波动和通胀波动依次设定相对更大的权重时,其产生的社会福利增进效应也会相应地逐渐增强。

表 2 不同双支柱政策搭配对金融波动不同反应力度的福利效应

政策组合	金融变量	福利损失 (%)				相对于无规则的福利损失变动			
						百分比 (%)			
		$\Omega_1$	$\Omega_2$	$\Omega_3$	$\Omega_4$	$\Omega_1$	$\Omega_2$	$\Omega_3$	$\Omega_4$
仅利率政策	不良贷款率	34.79	65.69	38.10	17.69	0.00	0.00	0.00	0.00

(基准)	资本收益率	45.87	57.54	76.77	24.59	0.00	0.00	0.00	0.00
利率政策+	不良贷款率	6.20	8.50	9.50	3.40	-82.19	-87.07	-75.07	-80.81
宏观审慎政策 1	资本收益率	8.55	11.49	10.85	5.93	-81.36	-80.03	-85.87	-75.90
利率政策+	不良贷款率	4.15	4.41	7.46	2.37	-88.07	-93.29	-80.43	-86.59
宏观审慎政策 2	资本收益率	5.91	8.27	6.17	4.61	-87.11	-85.63	-91.96	-81.26
利率政策+	不良贷款率	35.89	67.89	39.19	18.24	0.000	0.000	0.000	0.000
存款准备金政策	资本收益率	46.05	56.79	78.04	24.67	0.000	0.000	0.000	0.000
(基准)									
利率政策+	不良贷款率	6.26	8.62	9.56	3.43	-82.56	-87.30	-75.61	-81.22
存款准备金政策									
+宏观审慎政策	资本收益率	7.42	9.18	9.79	5.36	-83.88	-83.84	-87.46	-78.27
1									
利率政策+	不良贷款率	4.16	4.42	7.46	2.38	-88.42	-93.49	-80.97	-86.98
存款准备金政策									
+宏观审慎政策 2	资本收益率	4.70	5.83	4.96	4.00	-89.79	-89.73	-93.64	-83.79

总体来看,表2的福利分析结果表明,无论采用何种权重结构的社会福利函数形式,宏观审慎政策的加入均能在总体上减小经济和金融的波动,从而增进社会福利。这意味着,基于货币政策和宏观审慎政策组合使用的“双支柱”调控框架在总体上要优于单一使用货币政策。特别是,当政策当局将金融稳定视为重要的政策目标时,采用“双支柱”调控框架会显著降低社会福利损失,提升政策实施的整体效果,促进经济和金融的共同稳定。

## 五、主要结论与政策启示

2008年国际金融危机之后,在传统货币政策的基础上引入宏观审慎政策成为全球宏观经济金融领域的一个“新共识”。本文基于中国经济,通过构建包含金融部门和“双支柱”调控政策的DSGE模型,系统考察了货币政策和宏观审慎政策的组合在不同经济金融冲击下的宏观经济和金融稳定效应,并得出了以下三个方面的基本结论:(1)纳入宏观审慎政策的“双支柱”调控框架确实比单一使用货币政策具有相对更好的经济和金融稳定效应;(2)“双支柱”调控框架在应对金融冲击时的稳定效应表现得更加明显,这说明宏观审慎政策确



实是通过金融稳定渠道发挥作用的，从而与货币政策侧重实体经济（产出和通胀）的稳定效应形成了有效互补；（3）不论是在价格型的货币政策工具下，还是在数量型的货币政策工具下，“双支柱”调控框架都较单一使用货币政策具有更好的经济金融稳定效应，这说明“双支柱”调控框架的有效性不依赖于货币政策工具的改变而改变，在具体的政策工具组合方面具有较为普遍的适用性。

根据上述分析结论，我们对对应得到以下三方面的政策启示：（1）宏观审慎政策与货币政策的配合使用能够有效抑制金融波动，促进金融和实体经济的共同稳定，因此，“双支柱”调控框架的建立和完善将成为未来金融宏观调控的大势所趋；（2）在“双支柱”调控框架下，宏观审慎政策侧重金融稳定，货币政策侧重实体经济稳定，二者总体上互为支持和补充，但面对具体的冲击时，二者之间协调搭配的主次之分应视不稳定（冲击）的来源和性质而定：如果不稳定的来源主要是金融冲击，则应以宏观审慎政策工具为主，配合使用货币政策工具；反之，如果不稳定的来源主要是实体经济（如总供给或总需求）冲击，则应以货币政策工具为主，配合使用相应的宏观审慎政策工具；（3）由于货币政策工具箱和宏观审慎政策工具箱中都有多种具体的政策工具，当面临不同性质和来源的冲击时，不同工具之间的具体组合效果可能存在一些差异，正确认识这些差异并根据实际情况选择合适的工具组合对“双支柱”调控框架下的政策实践具有重要意义，此方面尚待后续研究的进一步深入和细化。

#### 参考文献：

范从来、高洁超，2018：《银行资本监管与货币政策的最优配合：基于异质性金融冲击视角》，《管理世界》第1期。

康立、龚六堂，2014：《金融摩擦、银行净资产与国际经济危机传导——基于多部门DSGE模型分析》，《经济研究》第5期。

李天宇、张屹山、张鹤，2017：《我国宏观审慎政策规则确立与传导路径研究——基于内生银行破产机制的BGG-DSGE模型》，《管理世界》第10期。

林仁文、杨熠，2014：《中国市场化改革与货币政策有效性演变——基于DSGE的模型分析》，《管理世界》第6期。

刘斌，2010：《动态随机一般均衡模型及其应用》，中国金融出版社。

马骏、施康、王红林、王立升，2016：《利率传导机制的动态研究》，《金融研究》第1期。

- 马勇, 2013: 《植入金融因素的DSGE模型与宏观审慎货币政策规则》, 《世界经济》第7期。
- 马勇, 2016: 《中国的货币财政政策组合范式及其稳定效应研究》, 《经济学(季刊)》第1期。
- 马勇、陈雨露, 2013: 《宏观审慎政策的协调与搭配:基于中国的模拟分析》, 《金融研究》第8期。
- 马勇、陈雨露, 2017: 《金融杠杆、杠杆波动与经济增长》, 《经济研究》第6期。
- 马勇、谭艺浓, 2019: 《金融状态变化与货币政策反应》, 《世界经济》第3期。
- 马勇、王芳, 2018: 《金融开放、经济波动与金融波动》, 《世界经济》第2期。
- 马勇、张靖岚、陈雨露, 2017: 《金融周期与货币政策》, 《金融研究》第3期。
- 王爱俭、王璟怡, 2014: 《宏观审慎政策效应及其与货币政策关系研究》, 《经济研究》第4期。
- 王国静、田国强, 2014: 《金融冲击和中国经济波动》, 《经济研究》第3期。
- 王擎、田娇, 2016: 银行资本监管与系统性金融风险传递——基于DSGE模型的分析, 《中国社会科学》第3期。
- Beau, D., Clerc, L. and Mojon, B., 2013, “Macro-Prudential Policy and the Conduct of Monetary Policy”, Working Papers Central Bank of Chile No.715.
- De Paoli, B. and Paustian, M., 2013, “Coordinating Monetary and Macroprudential Policies”, Staff Reports No.653, Federal Reserve Bank of New York.
- Fisher, J., Gourio, F. and Krane, S. D., 2017, “Changes in the Risk Management Environment for Monetary Policy”, *Chicago Fed Letter*, Federal Reserve Bank of Chicago.
- Lawrence, J. C., Martin, E. and Charles, L. E., 2005, “Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy”, *Journal of Political Economy*, 113(1), 1-45.
- Nier, E. and Kang, H., 2016, “Monetary and Macroprudential Policies – Exploring Interactions”, 86, 27-38.
- Smets, F. and Wouters, R., 2003, “An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area”, *Journal of the European Economic Association*, 1(5), 1123-1175.
- Smets, F. and Wouters, R., 2007, “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach”, *American Economic Review*, 97(3), 586-606.
- Taylor, W. and Zilberman, R., 2016, “Macroprudential Regulation, Credit Spreads and the

Role of Monetary Policy”, *Journal of Financial Stability*, 26: 144-158.

Woodford, M., 2012, Inflation Targeting and Financial Stability, NBER Working Paper No. 17967.

# 金融周期对房地产价格的影响

## ——基于 SV-TVP-VAR 模型的实证研究

钱宗鑫

(中国人民大学财政金融学院)

王芳

(中国人民大学财政金融学院)

孙挺

(中信建投证券股份有限公司资本市场部)

**摘要：**本文利用 2004-2016 年的季度数据构建金融周期综合指数，用以描述金融市场景气程度；使用 SV-TVP-VAR 模型，围绕金融周期对我国房地产价格的影响进行实证研究。结果表明，金融周期对房地产价格的影响具有明显的时变性特征：2008 年以前金融市场繁荣对房价有稳定推升作用，2008 年后该影响持续弱化；与之类似，实体经济对房价的影响同样自 2008 年起逐渐减小。这意味着，在经济增长方式转变和经济结构调整的过程中，我国房地产价格对经济金融冲击的敏感度已经大幅下降，金融扩张可能难以再通过房地产市场有效带动实体经济的繁荣，相反，其反而可能导致银行贷款不良率的攀升，在金融系统内积累系统性风险。国家针对房地产的宏观调控政策不仅对于控制不良率的提高体现出积极作用，而且自 2008 年国际金融危机以来，产出及房价的随机波动率均显著下降，风险得到有效控制。未来应更加重视房地产市场调控在宏观审慎框架中的重要地位，遏制房地产金融化泡沫化势头，防范房地产市场引发危机的可能。

**关键词：**金融周期；房地产价格；SV-TVP-VAR 模型；宏观审慎政策

### 一、引言

---

**作者简介：**钱宗鑫，经济学博士，副教授，中国人民大学财政金融学院，Email: qianzx@ruc.edu.cn。  
王芳（通讯作者），经济学博士，教授，中国人民大学财政金融学院，Email: wangfruc@ruc.edu.cn。  
孙挺，经济学硕士，中信建投证券股份有限公司资本市场部，经理，Email: suntigruc@126.com。

改革开放四十年来，有中国特色的社会主义市场经济建设取得巨大成就。在经济市场化进程中，我国城镇化水平不断提高，金融机构与金融市场也迅速成长。金融日益成为现代经济的核心，金融体系运转不仅为实体经济运行提供资金支持，还为之承担和转移风险，金融发展与经济增长越来越密不可分。进入新世纪以后，作为城镇化进程重要载体的房地产业在国民经济中位置突出，成为拉动经济的主要引擎之一。由于房地产是银行信贷的重要抵押品，广义信贷等金融周期指标与房地产价格的相互影响机制将金融与实体经济进一步紧密联系起来。然而，在全球性金融危机冲击下，随着我国经济从高速增长逐渐转变为高质量发展，随着货币政策与宏观审慎政策“双支柱”调控框架的确立，特别是在住房金融宏观审慎政策付诸实施的情形下，金融周期对房地产价格的影响是否有所不同就成为一个有趣的问题。

Carey(1990)和 Wheaton(1994)构建的金融周期和房地产周期分析框架，对金融周期、房地产周期与经济周期的关系做了初步探讨。他们的研究首先明确了几个基本判断：房屋供给短期内可以认为相对恒定，在长期则具有可调节性；银行贷款或广义货币余额随抵押物（主要为房屋）价值的变化而变化；房地产价格基于其未来回报的折现值或同类其他资产的价格而变化，并可以对市场环境做出较快反应。其次分析了房地产市场与金融等其它市场相互间的影响机制：房地产价格会对影响其自身折现值或同类其他资产价值的金融冲击做出反应，也会对影响市场环境的经济冲击做出反应，交易量则在短期内变化较慢。最后指出影响房地产价格的因素主要有两类：一类为外部冲击，如产出、货币供应量、股票价格、利率、资本流动等；另一类为房地产行业自身冲击，房价的变动可能会进一步引发外部冲击从而对其自身产生影响。可见，房地产价格既与房地产市场自身有关，也与金融市场运行有紧密联系。

1998 年开始的住房货币化、商品化改革，逐步取代计划经济时代的福利分房制度。我国房地产行业从此进入了快速发展时期，并一跃成为新的经济增长点。2003 年国务院发布 18 号文件，明确将房地产作为国民经济支柱产业来发展——这成为本世纪初推动房价上涨的根本原因。直到 2007 年以前，我国房地产市场整体上仍处于起步阶段，发展较为平稳，房地产价格呈现稳健上升趋势，未现大幅波动。但是在全球经济下行和金融危机影响下，一系列宏观经济刺激政策使得房地产最先受到影响，房价波动明显加剧。值得注意的是，房价过快上涨不仅成为社会关注热点，也导致了一系列针对性调控政策的出台。房地产市场发展阶段的转换，可能意味着金融周期对房地产价格的影响可能呈现出时变性特征。

中国选择的渐进式金融改革道路，在不断深化的金融改革过程中实现了金融业的蓬勃发展。一方面，金融中介体系日渐完善，形成了以中央银行为中心，国有独资及股份制商业银行为主体，政策性银行、非银金融机构及外资机构共存的多层次金融中介体系。另一方面，资本市场逐渐壮大，汇率、利率市场化改革基本完成，市场力量在金融资源配置中发挥更大作用，金融开放程度显著提高。与此同时，金融监管、宏观调控的专业性以及工具多元性都有明显进步，在认识金融周期与经济周期关系、应对外部市场冲击等方面积累了经验。比如，

为应对全球金融危机的负面冲击，中国政府在 2008 年第三季度推出“四万亿”刺激计划，配套采取积极的财政政策和适度宽松的货币政策，这使得信贷和货币供给等金融周期指标短时间内全面上扬。随着监管层整顿地方融资平台，信贷收紧，金融市场迅速降温；接下来的加息政策令货币供给回落，金融业继续紧缩。2012 年以后，稳健的财政与货币政策回归，金融市场运行也实现了整体平稳，但此时金融场景气度却明显低于金融危机前的水平。那么，在金融体系逐渐走向成熟的过程中，特别是在金融运行的市场化程度、国际化水平不断提高的情况下，在特定监管或调控政策的影响下，金融周期本身可能也具有时变性特征。

前述金融周期对房地产价格影响的潜在时变性和金融周期本身的潜在时变性意味着用以研究金融周期对房地产价格影响的模型应该考虑这种潜在的时变性。VAR、SVAR 等传统定量分析方法，适用于变量之间保持恒定关系的研究。但是对于我国房地产市场和金融市场这种既有明显周期性又附带时变性特征的情况，传统方法很可能遗漏关键的时变信息。有鉴于此，本文选用时变参数向量自回归模型（SV-TVP-VAR），证实金融周期对房地产价格的影响具有明显的时变性：2008 年后金融冲击推升房价的影响持续弱化，实体经济冲击对房价的影响同样逐渐减小。从而更加准确地刻画金融周期与房地产价格二者关联性在时间维度上的演变过程，为商业银行或监管部门在复杂环境下的决策行为提供科学的参考。

本文结构安排如下：第二部分对现有文献进行综述，明确本文研究出发点和主要贡献；第三部分基于理论机制和经验事实，描述我国金融周期对房地产价格影响的时变性特征及其产生原因，提出本文的研究意义；第四部分为数据处理与模型构建；第五部分实证分析金融、房地产与实体经济之间时变性关联；第六部分为稳健性检验；第七部分是结论和政策含义。

## 二、文献综述

金融与房地产市场之间的关系历来都是经济学家关注的重点。众多学者在金融周期测度、金融周期与房地产周期的理论关系以及量化分析等方面开展了丰富的研究。

Geweke（1977）提出使用动态因子法构建综合指标刻画金融市场状况；Bryan and Cecchetti（1993）在其基础上以金融变量波动性倒数占比为权重计算金融周期指数，Hatzius 等（2010）则进一步将动态因子法所测度的金融周期应用于分析和经济周期的相互影响中。另有一部分学者直接以资产价格、信贷等指标作为金融周期的代理变量，如 Detken and Alessi（2009）以信贷指标作为金融周期的异常波动指示器；陈雨露等（2016）选择私人信贷规模占 GDP 的比率作为描述金融周期的代理变量，并将我国金融市场波动划分为衰退、正常和高涨三阶段。代理变量的选取也较为多样化，伊楠等（2016）使用信贷及资产价格与 GDP 之比度量金融市场运行状况。方意和陈敏（2019）用 14 家上市商业银行的市场型资产的变化率作为金融周期的代理变量。范小云等（2017）选取多个金融周期备选指标进行单变量协同

分析,并最终选取房价、信贷和信贷与GDP之比作为金融周期的单因素成分。苗文龙等(2018)用私人部门信贷/GDP、沪深股票价格指数、利率和汇率刻画金融周期。朱太辉和黄海晶(2018)用广义信贷、房价和广义信贷/GDP合成金融周期指标。张宗新和张秀秀(2019)采用信贷、信贷/GDP、房价、M2同比增长率进行金融周期指标合成。马勇等(2017)选取房价、银行利差、股价、金融杠杆率等8个代表性金融变量以简单加权、主成分分析、动态因子法等方式分别合成综合指数作为构建宏观经济模型的基础变量,发现以简单算数平均法加权法得到的综合指数对经济的解释力更强。

根据上述目前研究中国金融周期的文献,金融周期指数的构建主要考虑杠杆率、货币和信贷增长率、货币市场利率、资本市场价格、房地产价格等六个方面。本文剔除了房地产价格以及经济含义有重叠的若干变量。最终选取货币供应、市场利率、金融杠杆、股票市场和国际资本流动等对房地产周期具有较大影响的五个变量,借鉴马勇等(2017)运用的Min-Max标准化方法合成金融周期指数。

将房地产市场引入金融周期研究,并分析二者之间的相互关系也是现有文献的一个热点。Carey(1990)及Wheaton(1994)构建了金融与房地产周期分析框架;Stein(1995)通过构建多重均衡模型,将信贷约束引入到生命周期中分析信贷波动对房地产价格的影响。实证方面,Kenny(2004)发现利率与房地产价格呈正相关关系;Pavlov and Wachter(2009)的研究发现,当面临负面的需求冲击时,低估抵押品价值的经济体将经历更沉重的资产市场冲击;Arsenault等(2013)发现抵押贷款供给的增加会抬升不动产价格,而不动产价格的变动通过影响资金贷出者的预期影响抵押贷款的供给,由此形成正反馈的循环,放大不动产市场的周期性。由于我国房地产及金融业发展历史仍较短,数据长度及可获得性有限,因此与国外相比,相关研究成果有限。张晓晶等(2006)以1992-2004年数据为基础,分析影响我国房地产周期的因素,并进一步研究了房地产周期与金融周期的关系;周建军等(2011)研究金融政策对房地产行业的影响,并发现金融政策可以有效降低房地产行业的波动性;羿建华等(2014)以我国1999-2013年季度数据分析货币周期、房地产与实体经济之间的联系,认为房地产货币化及信贷需求激增是金融市场与房地产行业同步波动的关键。

近期也有学者将TVP-VAR模型应用于金融周期和房地产周期之间关系的研究。如雷霖(2018)采用TVP-VAR模型研究房价、影子银行对金融稳定影响的结构性特点。但在经济结构调整及宏观审慎监管背景下研究金融周期对房地产价格影响力动态变化的成果仍然非常有限。这正是本文的研究重点。

### 三、金融周期与房地产价格：理论分析和经验事实

#### (一) 理论分析

理论上,金融周期的扩张预期导致房地产价格上升,金融周期的紧缩预期导致房地产价格下跌。如前文所述,金融周期对房地产价格的这种影响在很多文献中已经得到验证。具体地,金融周期对房地产价格的影响存在多种机制。

第一,货币供应机制。流动性充裕条件下,商业银行手中有大量资金,迫切需要有投资价值目标。由于收益和保障都相对较高,房地产抵押贷款往往成为商业银行的优选对象。银行信贷活动释放的大量货币资金进入房地产市场,推动房地产价格上升。在激烈的市场竞争下,银行间竞相放宽贷款条件的行为同样会增加对房地产的需求,促使房价上涨,从而进一步放大了货币供应量对房地产价格的影响。

第二,市场利率机制。市场利率降低,代表融资成本下降,有利于扩大购房需求,推动房地产价格上升。市场利率升高,代表融资成本上升,不利于扩大购房需求,甚至可能引发财务状况较差的借款人违约。如果大面积发生违约,则房地产价格将面临较大的下行压力。

第三,金融杠杆机制。房地产兼具投资属性和消费属性。自住房改革以来,我国房地产价格整体而言持续上涨,房地产投资收益稳定、可观。所以在金融加杠杆时,新增流动性容易被房地产投资收益所吸引,较大比例地流向房地产市场,推动房价上涨。

第四,股票价格机制。首先是财富效应,股票价格上涨使股票投资者的财富增加,对其房地产消费具有正向激励作用。其次是质押融资效应,股票作为合格质押品,市值升高对融资更加有利,可能使之扩大房地产投资需求。最后是资产组合效应,房地产与股票是具有相互替代性的资产,但二者间是不完全替代关系。

第五,国际资本流动机制。国际资本流动作用于房地产价格既有直接效应,也有间接效应。中短期国际资本流出入对房地产等资产价格波动具有直接影响。国际资本流动也会对货币市场、股票市场、信贷市场等其他金融子市场的流动性造成影响,从而通过利率、股票价格等渠道间接地影响房地产价格。

## (二) 经验事实

2008年全球金融危机深刻地改变了世界经济金融运行,对我国的经济增长方式、经济结构调整等多个方面产生实质性影响。将2008年前后进行对比,无论是通过观察重要的经济指标,还是凭借着市场主体的直观感受,都难以忽略金融周期对房地产价格的推动力在危机后明显减弱的事实。这为本文探讨二者关系的时变性特征提供了经验基础。



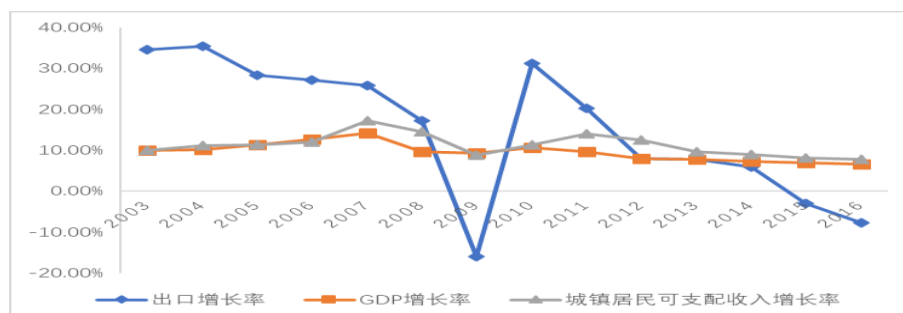


图 1 危机前后 GDP、出口和居民可支配收入增长率

数据来源: wind

如图 1 所示,危机前,中国经济高速增长,加入世界贸易组织后出口年均增长率更是达到 30%以上。随着经济蓬勃发展,城镇居民人均可支配收入的增速也逐年上升。收入增长预期强化了居民购房能力和意愿,推动房地产消费需求上升;与此同时,房价上涨预期以及租金上涨预期强化了房地产交易的收益性,推动房地产投资需求上升。旺盛的需求带动供给,房地产市场的繁荣为银行带来了大量高盈利业务。于是,银行更愿意向房地产领域发放贷款,更加促进了房地产市场的快速发展,形成了金融周期和房地产周期较强的正反馈关系。

危机爆发后,由于外部市场疲软乏力,我国对外出口增速大幅下降,经济增长和居民收入也都受到严重牵连。当经济增长相对乏力,居民收入缺乏增长动力时,居民购置住房的能力和意愿就会下降。同理可知,房地产的投资属性也减弱。在此情况下,房地产消费需求和投资需求遭遇较大打击,对房价的支撑再不像 2008 年之前那样有力。金融扩张对房地产价格的推动作用变小,金融周期对房地产价格的影响力大大减弱。

由于房地产具有良好抵押品的属性,银行等金融机构对房地产贷款一直有特殊的偏好。即使房地产市场已不复危机前的强劲之势,银行以及那些“影子银行”依然热衷于发放房地产相关贷款。但是由于居民收入水平增速减缓,借款人未来偿付能力下降,金融对于房地产市场的刺激可能吸引到更多偿付能力不足的人申请住房贷款,造成金融机构不良债权增加。如果银行等金融机构不能及时发现继续依赖房地产相关贷款业务的危险性,一旦出现银行资产质量的普遍下降,还将酝酿系统性金融风险。

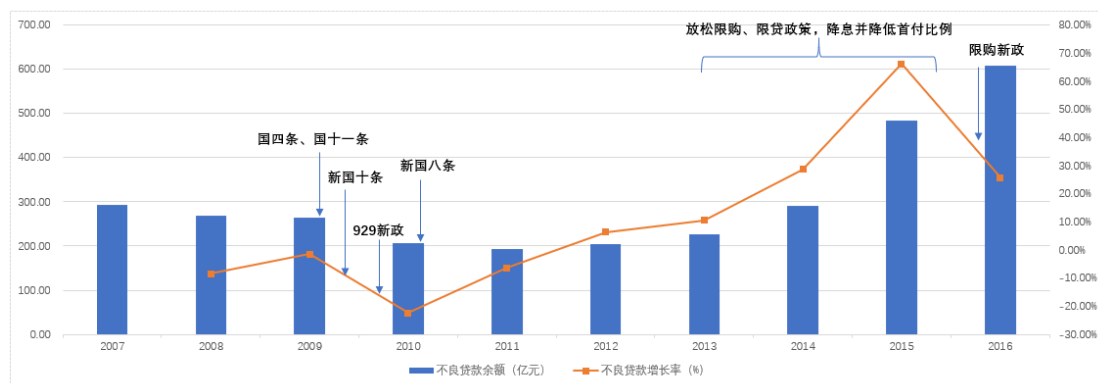


图2 个人住房按揭不良贷款余额及增长率

数据来源: wind

如图2所示,自2009年底至2011年,“国四条”、“国十一条”、“新国十条”、“929新政”、“新国八条”等政策相继出台。政府对个人购置多套住房实施严厉限制,并且多次提升二套房首付比例,暂停三套房住房贷款。显然,危机后国家对于房地产市场的调控力度明显加大。尤其是针对申请住房贷款的门槛的调整,对于保证贷款申请者具有相应还款能力、有效控制银行体系不良贷款率的上升十分重要。然而在2014年至2016年上半年期间,为了缓解经济增长疲软和房地产市场萎靡,中央和地方政府相继出台了多项救市政策,已实行三年的限购政策被叫停,还多次降低首付比例。值得注意的是,在此期间,银行不良贷款余额迅速增长,其中2015年不良贷款余额增长了66.16%。

基于以上经验事实,我们认为确认金融周期对房地产价格影响的时变性特征具有重要意义。因为在金融周期对房地产价格的影响力大大减弱的背景下,单纯依靠金融扩张难以有效刺激房地产市场,更加难以带动经济增长。不仅如此,如果银行等金融机构不能及时发现这种时变性特征,继续扩张房地产相关贷款业务,还可能造成银行不良贷款快速增长,并在银行体系内积累系统性风险。而且在新的经济形势下,非常有必要针对房地产市场进行宏观审慎政策调控,从源头上遏制房地产金融化泡沫化,防止银行非理性经营行为可能造成的经济损失,有效防范系统性金融风险。

## 四、数据处理与模型构建

### (一) 数据选取

借鉴马勇等(2017)的方法,本文选取股票市场价格变量、市场利率变量、资本流动变量、金融杠杆变量和货币供应变量作为基础变量构建金融周期指数,反映金融市场的繁荣、紧缩情况。以金融周期综合指数、房地产价格指数、实体经济产出作为SV-TVP-VAR模型

的内生变量研究金融周期对房地产价格的时变性影响。变量选取及数据来源如下：

为了避免样本异质性对房地产价格度量的影响并综合考虑房地产价格数据的可得性及样本量，本文选取由“北京大学--林肯研究院城市发展与土地政策研究中心”与“清华大学恒隆房地产研究中心”联合编制的“中国典型城市住房同质价格指数”（China Quality-Controlled Housing Price Index, CQCHPI）作为房地产价格代理变量，指数的上涨代表典型城市房价的上涨。选取国家统计局公布的我国 GDP 季度同比增速（不变价）作为反应实体经济运行情况的代理变量。使用上证 A 股指数季度同比增速作为股票价格的代理变量。选取 7 天同业拆借加权平均利率作为市场利率的代理变量，取季度平均值。使用固定资产投资来源中贷款额占总投资额的比例作为金融杠杆的代理变量。使用资本和金融项目的差额与 GDP 的比值作为资本流动指标的代理变量。选取 M2 季度同比增速作为货币供应量的代理变量。本文所选变量均为季度数据，区间长度为 2004 年第一季度到 2016 年第四季度，除中国典型城市住房同质价格指数外，其余数据源均为 Wind 中国宏观经济数据库。

## （二）金融周期综合指数构建

借鉴马勇等（2017）的方法，本文以股票价格变量、市场利率变量、金融杠杆变量、资本流动变量以及货币供应变量作为基础变量，合成金融周期综合指数。由于各指标在量级上差别较大，故首先采用 Min-Max 无量化的方法对基础变量数据进行标准化处理，所有变量的上涨意味着金融市场的宽松、繁荣，下降则表示金融市场的紧缩（利率变量作反向调整）。

经过无量化后的金融变量需要通过加权合成最终的金融周期综合指数，常用方法有简单算数平均法、动态因子指数构建法、主成分分析法等，不同方法所构建的金融周期指数本质上具有一致性。参考马勇等（2017），本文以简单算数平均法将标准化后的基础变量合成综合指数。指数在样本区间内的走势如下图：

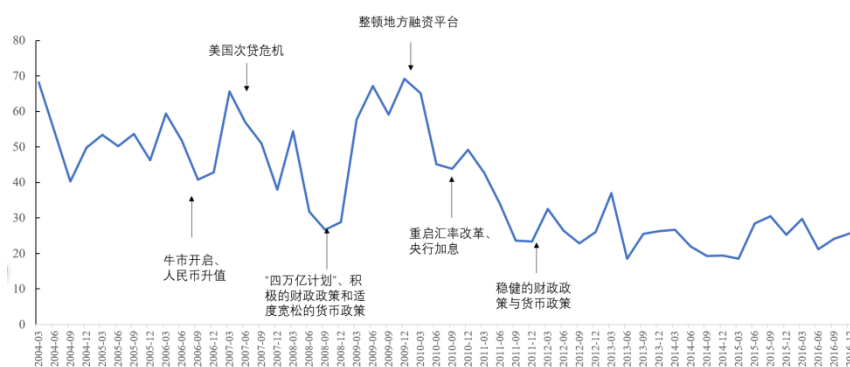


图 3 金融周期综合指数与金融事件

从图 3 中不难看出，以简单算数平均法构建的金融综合指数可以较为准确地反映金融市场的运行情况，数值的上涨或下跌分别对应金融景气度的提升或下降。相对引言部分提到的

以信贷指标衡量的金融周期，本文构建的综合指数对我国经济金融市场的拟合度更高。2006年之前金融市场整体稳定且景气度较高、指数维持在40-60的较高水平，此阶段我国经济也处于稳定快速发展期。以波峰、波谷来判断，2006-2012年金融市场有两个较为明显的周期性波动。第一轮小周期为2006-2008年，股票市场开启牛市，人民币迅速升值，金融市场在2006年一片欣欣向荣；然而2007年美国发生的次贷危机并迅速席卷全球，同时国家实施双稳健的宏观调控政策，金融景气度开始快速下滑；2008年政府采取稳健的财政政策与从紧的货币政策，起源于美国的金融危机愈演愈烈，使得金融市场受到重创，景气度达到区间谷底。

第二个小周期为2009-2011年，面对国际经济形势急转直下，我国政府于2008年第三季度将宏观经济政策调整为积极的财政政策与适度宽松的货币政策，同时“四万亿”经济刺激计划出台，金融景气度迅速提升；2009年底地方融资平台贷款激增、债务问题引起关注，监管层开始对地方融资平台进行治理，信贷收紧，金融市场再度遇冷；2010年10月，央行宣布加息，低利率期结束，虽然汇率制度改革再度重启，但金融行业进入了近1年的紧缩期。

2011年之后，我国维持稳健的货币及财政政策，金融市场运行整体平稳，但景气度维持在较低水平。虽然2015年股票市场迎来短暂的牛市，但并未对整体金融形势带来明显改善。总体来看，我国金融市场自2004年至今逐渐趋向稳定，景气度略有下降。

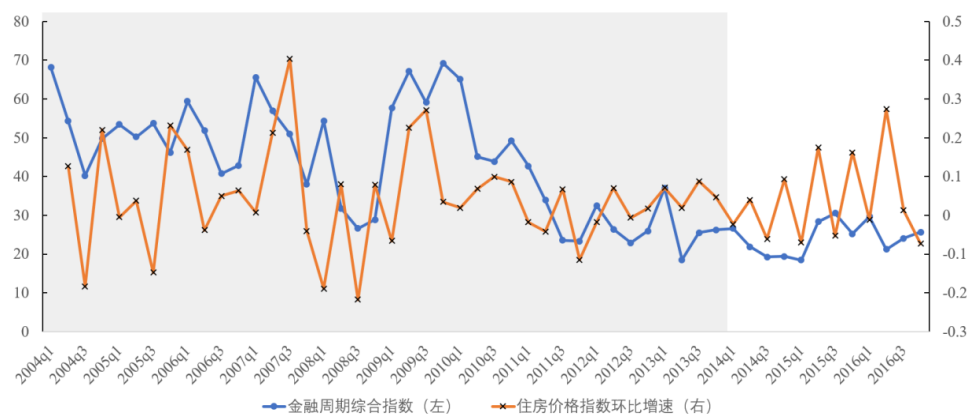


图4 金融周期综合指数与住房价格环比增速

如图4，对比金融周期综合指数及住房价格环比增速可以看到，2015年以前，我国金融市场与房地产市场的周期波动具有较为明显的同步性，金融景气度的提升往往伴随着房地产价格的上涨。2015年金融市场相对稳定，但住房价格波动加剧，二者相关性出现一定偏离。虽然在季度数据层面上，二者变动在时间上的先后次序难以通过图像辨别，但从理论上分析，金融市场作为房地产行业重要的资金来源，其收紧或宽松很可能是造成房价变动的重要原因，对此后文将做更为深入的研究。

(三) SV-TVP-VAR 模型构建

在经济学研究中, 向量自回归模型 (VAR) 已经作为一种基础的计量分析工具被广泛应用, Sims(1980)在传统 VAR 模型的基础上提出结构向量自回归 (SVAR) 模型, 以对变量之间的相互影响关系进行更加清晰的刻画。为了能够更加灵活、准确地分析金融周期对房地产价格的影响, 本文将时变特征加入到传统 SVAR 模型中, 通过构建 SV-TVP-VAR 模型动态分析二者之间的关系。一个简单的 SVAR 模型可以表示为以下形式:

$$Ay_t = F_1 y_{t-1} + L + F_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

$y_t$  为由内生变量构成的  $k$  维列向量,  $A$ 、 $F_i$ 、 $\varepsilon_t$  分别表示刻画变量当期关系的  $k \times k$  维下三角矩阵、由滞后项系数构成的  $k \times k$  维矩阵以及  $k$  维随机扰动项,  $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma^2)$ 。<sup>3</sup>

以上模型可进一步简化为:  $Y_t = B_1 y_{t-1} + L + B_p y_{t-p} + A^{-1} \Sigma e_t$ ,

$B_i = A^{-1} F_i, i = 1, \dots, p; e_t \sim N(0, I_k)$  为随机扰动项。模型进一步简化为:

$$y_t = X_t \beta + A^{-1} \Sigma e_t, X_t = I_k \otimes (y'_{t-1} L y'_{t-p})$$

在传统 SVAR 模型中, 相关参数均为固定值, 不具时变性。Primiceri(2005)提出时变参数向量自回归模型, 假定参数可以随时间而变动, 以识别经济变量间可能存在的时变结构。

以上模型进一步转变为:  $y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \Sigma_t e_t, t = p+1, \dots, n$ 。

该模型即为 SV-TVP-VAR 模型, 即具有随机波动率的时变结构向量自回归模型。参考 Primiceri(2005)的定义, 将  $a_t = (a_{21}, a_{31}, a_{32}, a_{41}, L, a_{k,k-1})'$  定义为由  $A_t$  中元素组成的矩阵;

$h_{jt} = \log \sigma_{jt}^2, j = 1, \dots, k, h_t = (h_{1t}, L, h_{kt})'$  表示随机波动率。假设模型中的时变参数都服从

一阶随机游走, 即:  $\beta_{t+1} = \beta_t + u_{\beta t}, a_{t+1} = a_t + u_{at}, h_{t+1} = h_t + u_{ht}$

$$\begin{bmatrix} e_t \\ u_{\beta t} \\ u_{at} \\ u_{ht} \end{bmatrix} \sim N \left( 0, \begin{bmatrix} I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_{\beta} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_a & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{bmatrix} \right)$$

$$\beta_{t+1} \sim N(\mu_{\beta_0}, \Sigma_{\beta_0}), a_{t+1} \sim N(\mu_{a_0}, \Sigma_{a_0}), h_{t+1} \sim N(\mu_{h_0}, \Sigma_{h_0})$$

<sup>3</sup>  $A$  和  $\Sigma$  可表示为以下形式:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ a_{21} & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{k1} & \dots & a_{k,k-1} & 1 \end{bmatrix}, \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & 0 & \sigma_k \end{bmatrix}$$

$I$ 、 $\Sigma_h$ 、 $\Sigma_{a_0}$  和  $\Sigma_{h_0}$  分别为方差协方差矩阵，由于模型中的参数可以随时间永久性或暂时性变化，所以可以解释经济结构中的突变或渐变特性。但随机波动率虽然会增加模型灵活性，同时也增加了参数估计的难度，使得传统 SVAR 模型估计所采用的估计方法（最小二乘或最大似然）容易造成模型参数过度识别的问题，所以本文参考 Nakajima（2011）所使用的方法，采用贝叶斯分析中常用的马尔可夫链蒙特卡罗（MCMC）法对模型进行估计，在此基础上通过脉冲响应函数分析各变量之间的影响。

在变量顺序设置上，参考李戎等（2015）的设定，按照实体经济变量、价格变量、金融变量的顺序将模型中变量排序，因而  $y_t$  的构成为： $y_t = (Y_t, RE_t, FC_t)$ ，其中  $Y_t$ 、 $RE_t$  和  $FC_t$  分别为产出、房地产价格及金融周期变量，即 GDP 季度同比增速（不变价）、中国典型城市住房同质价格指数及金融周期综合指数经季节性调整取对数并差分后的缺口值，季节性调整选取方法为 Cesus X-12。

VAR 模型中的变量排序影响实证结果，在 Choleski 分解法下，为了使模型能够识别会对变量当期关系加以约束，这就使得排序在后的变量对排序在前的变量不存在当期作用而仅有滞后期影响。作为本文 VAR 模型的基础变量，金融、房地产价格和实体产出之间也存在一定的理论传导关系。相对于实体产出和房价而言，金融变量对经济金融冲击的反应更加迅速，所以我们把它排在最后。众多学者的研究结果也表明信贷的膨胀或金融市场的趋热对房价的影响具有时滞特点（周建军等，2011），这也支持将金融周期排在房地产价格之后。而房地产价格对实体产出有显著带动效应（Fang et al. 2016；赵昕东，2010），这支持将房地产价格排在实体产出之后。因此，以产出、房地产价格和金融周期变量的顺序构建 VAR 模型具有合理性。

## 五、实证分析

### （一）变量检验

VAR 模型需要各内生变量保持平稳，本文对各变量进行单位根检验，检验结果如表 1 所示：

表 1 单位根检验结果（2004Q1-2016Q4）

线性单位根检验							
变量	T 值	MacKinnon p 值	平稳性	变量	T 值	MacKinnon p 值	平稳性
GDP	-1.6554	0.4471	不平稳	y	-4.6735	0.0000	平稳
RE	0.31921	0.9771	不平稳	re	-6.5911	0.0000	平稳

FC	-3.2698	0.1313	不平稳	fc	-7.8094	0.0002	平稳
非线性单位根检验（假设数据生成过程有未知结构性变化）							
变量	T 值	Vogelsang p 值	平稳性	变量	T 值	Vogelsang p 值	平稳性
GDP	-3.3334	0.4840	不平稳	y	-5.4170	<0.01	平稳
RE	-1.0191	>0.99	不平稳	re	-8.2076	<0.01	平稳
FC	-4.7340	0.0219	平稳	fc	-8.4699	<0.01	平稳

注：其中 y, re, fc 分别对应 GDP, RE, FC 的对数差分。

前面的讨论指出由于中国的经济和金融改革，金融周期对房地产价格的影响可能存在时变特征。类似的，这些经济和金融改革也可能使得 GDP, RE, FC 等经济和金融变量的数据生成过程产生结构性变化。由于在数据生成过程存在结构性变化时，线性单位根检验的结果是有偏的，表 1 也报告了非线性单位根检验的结果，该检验假设数据生成过程有未知的结构性变化。

可以看到，无论数据生成过程是否存在结构性变化，单位根检验的结果均显示 GDP 增长率和房价指数是不平稳的，而内生变量的对数增长率 y, re, fc 均为平稳变量。表 1 的单位根检验结果对金融周期指标的水平值是否平稳存在争议。如果假设 FC 的数据生成过程为线性的，则它是不平稳的。如果假设 FC 的数据生成过程存在结构性变化，则它是平稳的。基于以下两个原因，我们在后续的实证分析中，均采用原始数据的对数增长率 y, re, fc 进行。

(1) 对平稳变量进行对数差分不影响 VAR 统计推断的可靠性，但将非平稳变量作为平稳变量放入 VAR 则会产生统计推断问题。(2) 本文的 RE 指标是从马勇等 (2017) 的 FC 指标中分离出来的，所以两组变量的数据处理方式保持一致更有利于和文献的对应。

接下来，我们在确认变量平稳性的基础上，对变量进行格兰杰因果检验以确认其在统计上的引导关系。检验结果如下：

表 2 非线性格兰杰因果检验结果

自变量	因变量 Y		因变量 RE		因变量 FC	
	T 统计量	P 值	T 统计量	P 值	T 统计量	P 值
Y	-	-	0.1090	0.4566	0.9536	0.1702
RE	1.2232	0.1106	-	-	-0.1359	0.5541
FC	1.2570	0.1044	1.0237	0.1530	-	-

表 2 的非线性格兰杰因果检验的结果显示房地产价格和金融周期没有显著的格兰杰因



果关系。至少在一部分样本期间内，金融周期与房地产价格的关系可能并不密切。

(二) SV-TVP-SVAR 模型实证结果

按照上一章节所介绍的理论方法，以产出变量、房地产价格变量和金融周期变量构建 SV-TVP-SVAR 模型。本文先验分布设定为  $(\Sigma_\beta)_i^{-2} \sim \text{Gamma}(20, 0.01)$ ,  $(\Sigma_\epsilon)_i^{-2} \sim \text{Gamma}(2, 0.01)$ ,  $(\Sigma_h)_i \sim \text{Gamma}(2, 0.01)$ 。<sup>4</sup>首先采用马尔科夫蒙特卡洛模拟法 (MCMC) 进行 10000 次抽样对参数进行估计。前 1000 次的抽样作为预烧值被舍弃，后 9000 次的抽样被用来估计参数的后验分布。沿用 Chan and Eisenstat (2018) 的方法，我们根据对数边际似然函数值和 DIC 准则选取 SV-TVP-SVAR 模型的滞后阶数为 1。<sup>5</sup>

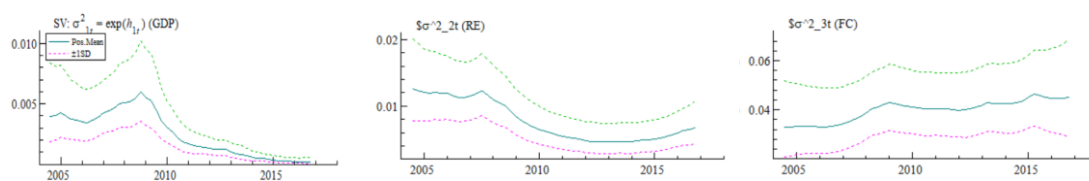


图 5 变量随机波动率时变特征

图 5 为各变量随机波动率的时变特点。可以看到产出增长加速度波动率在 2009 年达到峰值后逐渐下降并在 2015 年之后趋近于 0，说明我国实体经济增长在金融危机之后日趋稳定，宏观调控政策得到有效实施。房地产价格增长率的波动率整体也呈下降趋势，但 2014 年以来有小幅上升，表明 2008 年以来房地产市场整体运行平稳，但近期风险略有增加，值得引起重视。金融周期的波动率整体呈现缓慢上升趋势，且受全球金融危机影响在 2007-2009 年期间波动性增长迅速，在一定程度上表明样本期内金融市场整体风险有积累和增长态势。总体来看，模型中各变量的随机波动率与我国经济运行的实际状况相符。

图 6 分别为滞后 1 期、2 期和 4 期的等间隔脉冲响应函数，横轴表示时间节点，纵轴为各变量脉冲响应值。可以看到各变量冲击在滞后 1 个季度时对其余变量有较为明显的影响，半年后影响明显减小，一年后影响几乎为 0。具体到金融市场冲击，在 2008 年之前，其在滞后 1 期时对房地产价格增长率有明显的正向影响，表明金融周期景气程度上升在短期内对房地产价格增速有推升作用，但自 2008 年起影响持续减小，2016 年末的响应值近乎为 0，反映出金融危机后我国房地产市场的价格增速受金融周期景气变动的影响程度逐渐下降，金融到房地产的传导机制逐渐弱化；金融周期冲击对实体经济的影响同样表现出明显的时变特点，在滞后 1 期时对实体经济有正向影响，即金融周期景气程度上升时会加速实体经济增长

<sup>4</sup>伽马分布的密度函数为，当  $x > 0$  时， $f_G(x | r, a) = c_G^{-1} x^{r-1} \exp(-ax)$ ，其它情况下密度函数值为 0。其中  $c_G = a^{-r} \Gamma(r)$ 。注意 Koop and Korobilis (2009) 对  $a$  的定义是这里的倒数。

<sup>5</sup> 限于篇幅，最优滞后阶检验结果和模型参数估计结果请感兴趣读者向作者索要。



率的提升,但这一正向影响自2004年起就迅速降低并在2012年后变为负向,近年来,产出反馈近乎为零,可能意味着现有的金融服务方式对实体经济的支持能力达到了瓶颈,单纯的金融扩张难以有效拉动实体经济实现增长。

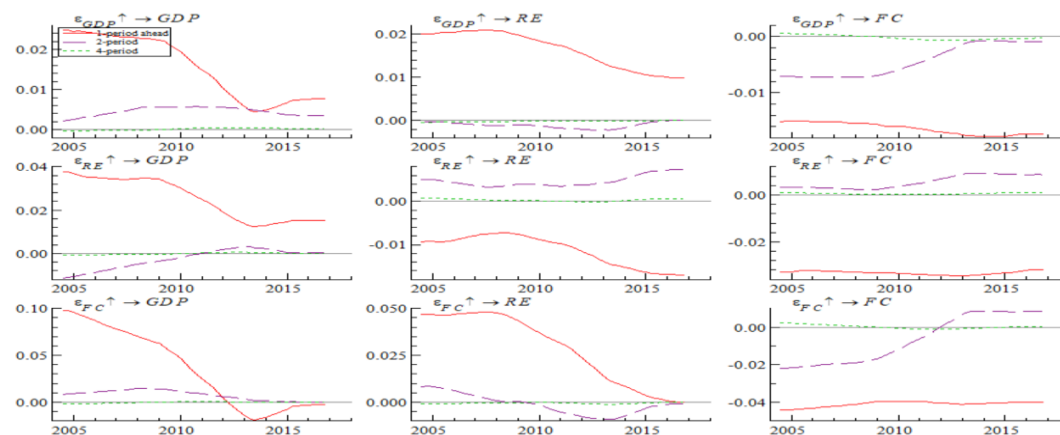


图6 等间隔脉冲响应函数图

再看房地产价格增长率冲击,其在短期内对金融市场有着较为稳定的负向影响,一个可能原因是房价加速上涨将资金从金融市场吸引至房地产市场,同时往往伴随着利率的提升,即金融市场对房地产价格变动的关注和反应始终存在且较为稳定;房地产价格增长率冲击对实体经济有明显的正向影响,这也符合我国房地产行业在经济中占有重要地位的现实状况,但影响在2009-2014年持续减小,与金融危机前相比,目前房地产市场趋热对产出的拉动程度近乎减半,结合金融市场冲击对房地产价格增长率影响也存在时变性减小趋势,推测金融对实体产出影响变小的可能原因是金融—房地产—实体经济的传导渠道弱化。

从产出增长加速度冲击对其余变量的影响来看,金融市场的时变性最小,在滞后一期时始终保持较为稳定的负向反馈,意味着实体经济的趋热通常会带来金融市场的收缩,这可能是利用货币政策等宏观调控政策对经济进行调节的结果;房地产价格增长率的响应虽然为正但自2007年响应程度持续减小,在以住房作为家庭主要固定资产投资的中国,实体经济的繁荣很可能通过增加居民的收入并促进房产交易进而拉升房价,影响关系的减小则可能源于居民投资品类的增多以及在经济增长放缓的背景下,居民购置住房以及进行房地产投资的需求相对减少。

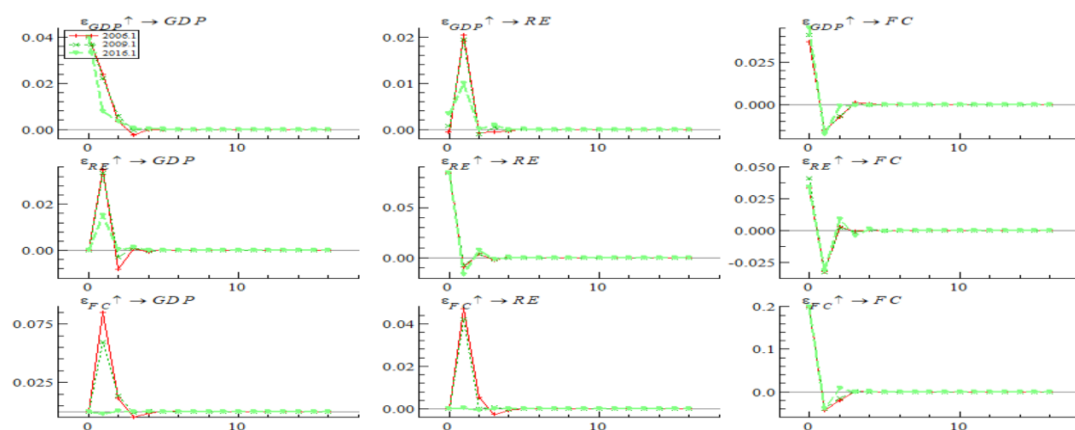


图7 时点脉冲响应图

从等间隔脉冲响应结果图可以看到各变量之间的影响关系有较为明显的时变特点,为进一步分析不同时点模型中金融周期对房地产价格增长率影响的变化情况,我们选取危机前(2006年第一季度)、危机后(2009年第一季度)和近期(2016年第一季度)作为三个脉冲响应时点,得到以上脉冲响应结果。

从图7可以看到,金融危机前后时点金融冲击对房地产价格增长率在滞后2期内均有正向影响,4期后影响消失,说明金融膨胀在半年内对房地产价格增长率有明显的拉动作用,且金融危机前后房地产价格增长率对金融市场的反馈近乎一致。然而,到2016年这种反馈明显变小,近乎为零,这与等间隔脉冲响应结果相符,即近年来金融市场到房地产市场的传导变弱。金融冲击对实体经济影响的时变性更为明显,在金融危机前,金融周期冲击在滞后2期内对实体经济产出的正向影响最高,金融危机后影响有所下降但依然比较显著,然而,在2016年影响再次近乎消失,金融市场的波动很难再对实体产出造成太大影响。

房地产价格增长率冲击的时变性则相对要弱很多。其对金融市场的影响在三个时期近乎一致,即当期显著为正,1期后变为负向,2期后影响消失,虽然近年来房地产价格增长率对金融波动的反馈变弱,但金融市场对房地产冲击的反馈始终稳定。房地产价格增长率冲击对实体产出在滞后两期内有正向影响,这一影响同样在金融危机前后无明显差异,但2016年后显著变小,这一变化可能是金融冲击对产出影响降低的原因之一,即金融市场——房地产市场——实体经济的传导渠道遭到了削弱。

产出增长加速度冲击对金融市场的影响在三个时点均保持一致,产出增长率加速提升在当期对金融市场有正向影响,一期后影响变为负向,两期后影响消失,金融周期指数对实体经济及房地产价格冲击的反馈均非常迅速,也体现出金融市场对信息的传递和反馈相对更快;金融危机前后,产出增长加速度冲击在滞后2期内对房地产价格增长率有一致的正向影响,但2016年影响变小,进一步表明房地产行业与实体经济的联动程度逐渐减弱。

## 六、稳健性检验

VAR 模型中变量选取及数据处理方式可能会对最后的实证结果产生影响,为了使本文的实证结果更为真实稳健,笔者参考同类文献所构建的金融周期综合指数进行检验,同时改变模型参数设定,以验证实证结果是否具有代表性。

首先,对比同类文献所构建金融周期综合指数实证结果。借鉴朱太辉和黄海晶(2018)选择用广义信贷、广义信贷/GDP 构造金融周期指标(FC2)进行稳健性检验<sup>6</sup>,发现金融周期对房地产价格的滞后影响在 2007 后大幅降低,这与金融危机后金融对房地产的影响减弱的结论相符。此外,本文还根据张宗新和张秀秀(2019)的方法以信贷,信贷/GDP, M2 同比增长三个变量合成金融周期指数(FC3)<sup>7</sup>,其脉冲响应结果显示金融对房地产和产出的影响在 2008 年左右开始大幅下降,这也与本文的结论相符合。考虑到金融变量代理指标的变化可能对稳健性结果产生影响,将银行利差作为衡量资金成本的代理变量并添加长期风险溢价和社会融资规模变量构建金融周期综合指数(FC4),以 M2 同比增速直接作为金融周期的代理变量(FC5),回归结果与本文没有显著差异。实证结果详见附录一。<sup>8</sup>

其次,在构建金融周期变量时,马勇等(2017)尝试了四种对金融指标进行加总的方法。本文的基准模型采用了简单算术平均法。为检验基准结果的稳健性,我们采用马勇等(2017)的其它三种加总方式构建金融周期指数,即以各金融变量波动性倒数占有所有金融变量波动性倒数之和的比例加权求平均(FC6),以各金融变量与产出水平相关系数为权重求平均(FC7),求各金融变量的主成分(FC8)。我们分别用 FC6, FC7, FC8 替换基准模型中的金融周期指数,重新估计 SV-TVP-SVAR 模型,所得主要定性结论与基准模型一致。金融冲击对房地产价格增长率的影响具有明显的时变性特征,随着时间推移金融冲击对房地产价格增长率的影响呈下降趋势。实证结果详见附录二。

迄今为止,我们所有的实证分析中,金融周期综合指数都是按固定权重加总得到的。考虑到改革可能引致的经济与金融结构变化,不同金融指标与房地产价格的相关性可能发生动态变化。我们用各金融指标与房地产价格的相关性动态加权构建金融周期指数。具体而言,用 2004 第 1 季度至 2008 年第 2 季度作为初始窗口,估计各金融指标与房地产价格的相关系数,作为这段窗口期中各金融指标的权重。从 2009 年第 1 季度开始,每个季度将上一期的权重估计窗口拓展 1 个季度,重新估计相关系数,更新各金融指标的权重。这样得到的金融周期指数用 FC9 表示。用 FC9 替换基准模型中的金融周期指数,重新估计 SV-TVP-SVAR 模型,所得实证结果见附录三。这些结果显示,考虑金融周期指数权重的动态变化并不影响本

<sup>6</sup> 鉴于本文研究的是金融周期与房地产周期之间的关系,故剔除原指标中的商品房累计平均销售价格因素

<sup>7</sup> 基于与构造 FC2 相同的原因,剔除国房景气指数

<sup>8</sup> 因篇幅限制,附录内容请感兴趣的读者向作者索要。

文的主要结论。

再次，鉴于图 7 中进行的时点脉冲响应分析集中于第一季度，为了避免季节性因素的干扰，对其他季度的数据也进行了检验，结果与图 7 基本吻合，据此排除了季节性因素可能带来的影响，具体结果见附录四。

最后，我们的基准结果基于 Nakajima 所提供的默认先验分布参数。为了确保结果的稳健性，我们结合本文模型实际情况选择先验分布的参数。具体如下：设  $(\Sigma_{\beta})_i^{-2}$ ， $(\Sigma_{\sigma})_i^{-2}$ ， $(\Sigma_h)_i^{-2}$  服从 gamma 分布，沿用 Koop and Korobilis (2009) 的做法，我们用如下的拇指规则选择先验分布参数。

$$(\Sigma_{\beta})_i^{-2} : \text{Gamma}(1+n_{\beta}, (1+n_{\beta})k_B^{-2}),$$

$$(\Sigma_a)_i^{-2} : \text{Gamma}(1+n_a, (1+n_a)k_A^{-2}),$$

$$(\Sigma_h)_i^{-2} : \text{Gamma}(1+n_h, (1+n_h)k_H^{-2})$$

其中  $n_{\beta}$ ,  $n_a$ ,  $n_h$  分别是  $(\Sigma_{\beta})_i^{-2}$ ， $(\Sigma_{\sigma})_i^{-2}$ ， $(\Sigma_h)_i^{-2}$  中的参数个数， $k_B = 0.01$ ， $k_A = 0.1$ ， $k_H = 0.01$ 。实证分析结果见附录五，结果显示本文的主要定性结论是稳健的。金融冲击对房地产价格及产出在滞后 1 期均有显著正向影响且影响在样本期内逐渐减小，体现明显的时变性。产出冲击对房地产价格的影响在 2008 年以后也呈现出随时间下降的趋势。

总之，以上通过改变变量选取及模型设置的稳健性检验结果与本文的实证结果基本一致，表明本文结果稳健。

## 七、结论和政策含义

本文基于马勇等 (2017) 的方法选取五个代表我国金融市场运行情况的变量构造能够反映金融景气度的综合指数，从综合指数走势来看，其与我国经济、金融市场的实际运行状况整体相符，可以较为有效地描述市场波动情况并作为金融周期的代理变量。在构建金融周期综合指数的基础上，笔者选用中国典型城市住房同质价格指数及 GDP 季度同比增速分别作为房地产价格和实体经济的代理变量构造三变量 SV-TVP-VAR 模型，实证分析变量间关系的时变特点。结果发现：金融周期对房地产价格的影响具有明显的时变性，2008 年之前，金融市场膨胀对房地产价格有稳定的推升作用，但金融危机后该影响持续弱化，相比之下，房地产价格冲击对金融市场的影响却始终相对稳定；金融周期，房地产价格冲击对产出的影响均逐渐减小，而实体经济对金融市场的影响则较为稳定，但与金融周期类似，其对房地产的影响有明显时变性，且自 2007 年起逐渐减小。本文刻画了金融周期、房地产价格和产出关系的

动态变化,后续的研究可以从理论上进一步探讨产生这些动态变化的原因和传导机制。这将有利于宏观金融理论的发展。

本文的研究结果对于经济金融政策的制定也具有一定的参考意义。首先,要充分认识到由于国际经济形势和我国自身经济增长态势发生的变化,金融周期对房地产价格、实体产出影响表现出明显的时变性,与2008国际金融危机前相比,当下我国金融市场冲击对房价及产出的影响均大幅降低,金融刺激政策可能难以再通过房地产市场有效带动实体经济的繁荣,相反,其反而可能导致银行贷款不良率的攀升,在金融系统内积累系统性风险。其次,国家针对房地产的宏观调控政策不仅对于控制不良率的提高体现出积极作用,而且自金融危机以来,产出及房价的随机波动率均显著下降,风险得到有效控制。2016年底中央经济工作会议和2017年全国金融工作会议以后,中国金融监管部门加强了防范和化解系统性金融风险的政策举措。“房地产金融化泡沫化势头得到遏制,2020年房地产贷款增速8年来首次低于各项贷款增速”<sup>9</sup>。根据我们的实证研究结论,这些政策举措有利于守住不发生系统性风险的底线,而对经济增长无显著负面影响。未来应坚持遏制房地产金融化泡沫化,将房地产宏观调控政策作为宏观慎重框架的重要组成部分。

#### 参考文献:

- [1] 陈雨露、马勇和阮卓阳,2016,《金融周期和金融波动如何影响经济增长与金融稳定》,《金融研究》,第2期,第1~22页。
- [2] 范小云、袁梦怡和肖立晟,2017,《理解中国的金融周期:理论、测算与分析》,《国际金融研究》,第1期,第28~38页。
- [3] 方意、陈敏,2019,《经济波动、银行风险承担与中国金融周期》,《世界经济》,第42卷,第2期,第3~25页。
- [4] 高爱武,2018,《中国金融周期的测度及其风险阈值研究》,《上海金融》,第3期,第1~10页。
- [5] 韩艾、郑桂环和汪寿阳,2010,《广义动态因子模型在景气指数构建中的应用——中国金融周期景气分析》,《系统工程理论与实践》,第5期,第803~811页。
- [6] 雷霆,2018,《影子银行规模、房地产价格与金融稳定性》,《经济与管理研究》,第11期,第107~117页。
- [7] 李戎、钱宗鑫和孙挺,2017,《我国货币政策有效性及其与股票市场的交互影响——基

<sup>9</sup> 郭树清主席2021年3月2日在国新办推动银行业保险业高质量发展新闻发布会上的讲话。

- 于 SVAR 模型的实证研究》，《经济理论与经济管理》，第 3 期，第 48~60 页。
- [8] 马勇、张靖岚和陈雨露，2017，《金融周期与货币政策》，《金融研究》，第三期 03，第 33~53 页。
- [9] 马勇、冯心悦和田拓，2016，《金融周期与经济周期—基于中国的实证研究》，《国际金融研究》，第 10 期，第 3~14 页。
- [10] 苗文龙、钟世和和周潮，《金融周期、行业技术周期与经济结构优化》，《金融研究》，第 3 期，第 36~52 页。
- [11] 邱兆祥、王涛，2009，《我国房地产经济周期划分研究(1950~2008 年)》，《经济研究参考》，第 71 期，第 3~11 页。
- [12] 羿建华、孙健和郭峰，2014，《房地产周期、货币扩张与经济增长的关联度分析》，《统计与决策》，第 24 期，第 141~145。
- [13] 伊楠、张斌，2016，《度量中国的金融周期》，《国际金融研究》，第 6 期，第 13~23 页。
- [14] 张晓晶、孙涛，2006，《中国房地产周期与金融稳定》，《经济研究》，第 1 期，第 23~33 页。
- [15] 张宗新、张秀秀，2019，《引入国债期货合约能否发挥现货市场稳定效应?——基于中国金融周期的研究视角》，《金融研究》，第 6 期，第 58~75 页。
- [16] 赵昕东，2010，《中国房地产价格波动与宏观经济——基于 SVAR 模型的研究》，《经济评论》，第 1 期，第 65~71 页。
- [17] 周建军、代支祥和龙娟，2011，《金融政策对中国房地产周期波动的影响》，《经济问题探索》，第 11 期，第 6~13 页。
- [18] 朱太辉、黄海晶，2018，《中国金融周期:指标、方法和实证》，《金融研究》，第 12 期，第 55~71 页。
- [19] Aikman D, Haldane A G and Nelson B D, 2015, “Curbing the Credit Cycle.” *Economic Journal*, 125(585): 1072–1109.
- [20] Alessi L, Detken C, 2011, “Quasi Real Time Early Warning Indicators for Costly Asset Price Boom/Bust Cycles: A Role for Global Liquidity.” *European Journal of Political Economy*, 27(3):520-533.
- [21] Arsenault M, Clayton J, Peng L, 2013, “Mortgage Fund Flows, Capital Appreciation, and Real Estate Cycles.” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 47(2):243-265.
- [22] Bryan M F, Cecchetti S G, 1993, “Measuring Core Inflation.” *Social & Economic Studies*,

- 49(2/3):279-312.
- [23] Carey, Mark S, 1990, “Feeding the Fad: the Federal Land Banks, Land Market Efficiency, and the Farm Credit Crises”, *Ph.D. Dissertation, University of California at Berkeley*.
- [24] Chan, J C C, Eisenstat E, 2018, “Bayesian Model Comparison for Time-varying Parameter VARs with Stochastic Volatility.” *Journal of Applied Econometrics*, 33(4): 509-532.
- [25] Davis E P , Zhu H, 2011, “Bank Lending and Commercial Property Cycles: Some Cross-country Evidence.” *Journal of International Money & Finance*, 30(1):0-21.
- [26] Fang H, Gu Q, Xiong W, Zhou, L., 2016, “Demystifying the Chinese Housing Boom”, *NBER Macroeconomic Annual*, 30(1), 105-166.
- [27] Geweke J F, 1977, “The Dynamic Factor Analysis of Economic Time Series Models.” SSRI workshop series. Social Systems Research Institute, University of Wisconsin-Madison.
- [28] Geweke, J., 1992, “Bayesian Statistics”, Oxford: Oxford University Press.
- [29] Goodhart, C., and Hofmann, B., 2000, “Do Asset Prices Help to Predict Consumer Price Inflation?” *The Manchester School*, 68, Supplement: 122-140.
- [30] Harris J C, 1989, “The Effect of Real Rates of Interest on Housing Prices.” *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2(1):47-60.
- [31] Hatzius J, Hooper P and Mishkin F S, et al., 2010, “Financial Conditions Indexes: A Fresh Look After the Financial Crisis.” *Nber Working Paper 16150*.
- [32] Kenny, Geoff, 2004, “Modelling the Demand and Supply Sides of the Housing Market: Evidence from Ireland.” *Economic Modelling*, 16(3):389-409.
- [33] Koop G, Korobilis D, 2009, “Manual to Accompany MATLAB Package for Bayesian VAR Models.” unpublished manuscript.
- [34] Nakajima J, 2011, “Time-varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Applications.” *Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan*.
- [35] Pavlov, A., & Wachter, S., 2009, “Mortgage Put Options and Real Estate Markets.” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 38(1), 89–103.
- [36] Peng.R., Wheaton.W.C, 1994, “Effects of Restrictive of Land Supply on Housing in Hong Kong: An Econometric Analysis.” *Journal of Housing Research*, 5(2):263-291.
- [37] Primiceri G E, 2005, “Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy.”

---

*The Review of Economic Studies*, 72(3): 821-852.

[38] Sims C A, 1980, "Macroeconomics and Reality." *Econometrica*, 48(1), 1-48.

[39] Stein, Jeremy, 1995, "Prices and Trading Volume in the Housing Market: A Model with Downpayment Constraints" *Quarterly Journal of Economics*, 110 (May): 379-406.