

doi: 10.19920/j.cnki.jmsc.2024.01.009

货币政策、资产价格与消费者价格波动^①

——基于庇古效应和超调理论的研究

逯进¹, 华玉飞^{1,2*}, 王秋苏³

(1. 青岛大学经济学院, 青岛 266000; 2. 恒丰银行博士后科研工作站, 济南 250000;

3. 山东工商学院金融学院, 烟台 264000)

摘要: 首先基于价格超调理论和庇古财富效应理论, 全面解析了货币政策对消费者物价指数 (CPI) 的动态影响机制, 结果发现, 货币政策不仅会直接影响 CPI, 而且会通过资产价格的超调效应间接影响到 CPI. 其次, 本文进一步引入马尔科夫区制转移模型, 分析了货币政策的区制特征, 并从参数时变角度测算了货币政策对资产价格和 CPI 的动态影响关系. 实证研究表明: 第一, 货币政策具有明显的扩张和收缩二区制特征. 第二, 短期内货币政策对资产价格较之 CPI 有超调效应, 长期看货币政策通过资产价格的庇古中介效应间接影响 CPI. 第三, 货币政策对资产价格和 CPI 均存在非对称影响, 扩张性货币政策效应小于紧缩性货币政策效应, 同时资产价格对 CPI 同样存在非对称性影响, “损失规避”效应明显.

关键词: 货币政策; 超调理论; 庇古效应

中图分类号: E52; G12; E31 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2024)01-0126-15

0 引言

在新冠疫情后, 为加快国内经济复苏, 央行采取了较为宽松的货币政策. 其中, 2020 年 4 月我国 M2 增长速度高达 11.1%, 同时, 突如其来的新冠肺炎疫情对价格走势形成了较为复杂的冲击, 造成了一定程度的结构性通货膨胀. 新冠疫情导致供需失衡, 需求上涨的同时供给受限, 使得 CPI 同比涨幅创近两年以来新高. 2020 年前 4 个月粮食和猪肉价格的大幅上涨, 使得我国消费者物价指数与去年同期相比一直维持着 5% 左右的增长速度. 由于消费是稳定和支撑中国经济增长“内循环”一个重要支点, 因此相对稳定的消费者价格指数可为经济复苏提供有效的保障.

央行货币政策司表示, 2020 年货币政策更加强调适度, 流动性增长速度要和经济复苏的节奏相匹配. 这里所含的基本逻辑是, 如果流动性增长

过快, 快于经济复苏, 就会产生资金淤积, 资金流向出现错配的问题. 一般而言, 由于经济中各部门对于资金的吸引力不同, 从而使得流动性的变化会引起经济体系中各部门价格的不同变动. 一方面, 房地产和股市对资金有很强的依赖性, 货币供给量的变化对房地产和股市等资产价格有直接影响. 另一方面, 货币供给量也可以通过实体经济, 直接影响 CPI, 同时货币供给量亦可能通过影响消费者所持有资产的价格而间接影响 CPI. 因此, 考虑货币政策对经济各部门价格可能产生的作用, 需同时考虑直接和间接两类影响. 进一步, 考虑到货币政策可根据不同的经济变化征兆采取扩张和紧缩两种方向, 其对 CPI 和资产价格的正向影响和负向影响程度可能不同, 因此需要进一步考虑货币政策的非对称效应. 基于上述基本认知, 有必要对如下话题做出明确解析: 货币政策是否

① 收稿日期: 2020-12-24; 修订日期: 2022-06-15.

基金项目: 山东省重点研发计划(软科学重大项目)资助项目(2023RZA02012).

通讯作者: 华玉飞(1989-), 男, 山东烟台人, 博士生. Email: huayufei1111@163.com

存在明显的收缩和扩张区间特性以及非线性特征? 货币政策的区间特征对价格体系是否存在非对称性影响? 货币政策对各经济部门价格的影响如何传导?

首先, 一个国家经济发展水平的变化, 会促使金融当局不断调整它的货币政策. 最佳的货币政策往往随经济增长率的高低转换而随时变化^[1]. 2000年后, 中国人民银行的政策反应功能是不对称的, 并在三类不同的政策区间转换. 第一, 在预期通胀高企时, 中国人民银行会通过调整各种政策工具收紧货币政策. 第二, 当预期经济放缓时, 紧缩的货币政策会有所缓和. 第三, 当经济能够容忍适当通胀, 货币政策会逐步扩张^[2]. 然而国内学者更多的认为, 我国的货币政策是两区制的. 分别为经济扩张阶段的通货膨胀和经济收缩时期的通货紧缩. 比较而言央行对通货膨胀容忍度更高, 这种偏好的非对称性使得我国的货币政策具有明显的两区制特征. 同时, 央行加息行为对于稳定通货膨胀更有效, 而增发货币对促进经济增长更有效^[3]. 一方面, 货币政策根据不同的经济变化采取的非对称干预可以一定程度熨平经济波动, 但同时也使得经济系统呈现非线性和非对称性特征, 进而导致货币政策干预资产价格波动的效果存在非线性^[4]. 另一方面, 我国货币政策目标存在“非线性”, 这可能会导致货币政策效应存在时间“非线性”特征^[5]. 总体而言, 因经济周期性波动及中央银行货币政策调控的非线性偏好影响, 我国货币政策随时间呈现显著的区制转换特征和非线性影响^[6].

其次, 我国这种区制转换特征的货币政策对价格传导的影响存在差异性. 例如, 当货币紧缩时, 国企和民企在融资成本上的差异将传导至价格, 这体现为 CPI 高于 PPI ^[7]. 而部门间价格粘性的异质性是货币政策对价格体系存在非对称性传导至至关重要的原因^[8], 货币政策冲击对各部门产出和通货膨胀的影响取决于各部门的价格粘性水平^[9, 10]: 部门价格粘性越强, 货币政策冲击对部门价格的影响越小^[11]. 经济中两类重要的价格为资产价格和消费价格. 一方面从资产市场来看, 货币政策对资产价格的关注具有马尔科夫区制转换特征^[12]. 无论是增加货币供给量还是降低利率, 扩张性货币政策都会向市场注入流动性, 反之则

相反. 值得注意的是, 在不同经济时期, 相同的货币供给量增加对资产价格的影响程度存在差异. 从股票市场看, 与股市处于快速下跌的熊市期相比, 当股市处于快速上涨的牛市期, 增加货币供给量的扩张性货币政策对股票价格的拉动表现得更加明显^[13]. 从房地产市场看, 中国货币政策对房地产市场影响亦存在非对称效应: 当房价平稳时, 货币供给量的增加或者减少对房价的影响不大, 当房价有较大幅度的上下波动时, 货币供给量的增加对房价的影响作用明显分化^[14]. 另一方面, 从消费品价格看, 货币政策同样具有马尔科夫区制转换特征. 货币政策的变动会带来消费价格的同方向变动, 货币供给对物价水平的影响依赖于经济所处的状态(即 CPI 上升机制和 CPI 下降机制). 这意味着, 货币供给的变化对物价的影响存在非对称性^[15]. 总体而言, 一方面, 货币供给量增加的扩张性货币政策会导致总体价格普遍上涨, 其中资产价格上涨较为迅速, 货币政策对 CPI 特别是核心 CPI 的影响存在滞后性^[16], 另一方面, 货币政策对某一特定价格市场均存在非对称影响^[17].

此外, 货币政策对价格体系存在不同影响的原因在于, 货币供给量的变动使得短期内资产价格可以迅速做出反应, 而通货膨胀是一个长期的过程. 进一步思考, 货币政策对资产价格的影响是否会向 CPI 传导? 目前, 已有众多关于货币政策、资产价格与 CPI 三者之间关系的研究文献. 主流观点认为, 无论是资产价格还是 CPI , 货币政策对其都具有显著影响. 但就这一话题亦存有争论, 焦点主要在于影响的传递机制——“货币政策→资产价格→ CPI ”.

王红建等^[18]认为资产价格会通过多种渠道及金融结构对通货膨胀产生正向影响, 金融结构在影响途径中的作用不容忽视. 资产价格中股价对通货膨胀的影响大于房价对通货膨胀的影响^[19]. 同时, 房产作为重要的资产, 其财富效应已超过替代效应. 货币政策通过对资产价格(股票价格和房价)的影响, 进而引起消费品价格上涨, 货币政策对消费品价格存在较为明显的资产财富效应. 扩张性货币政策的长期结果是同时引起资产价格和商品物价水平的上升. 国外众多学者^[20-22]虽然同样认同“货币政策→资产价格→

CPI”的传导机制,但是认为货币政策导致资产价格的变化向消费品价格传导的原因并非财富效应,而是扩张性货币政策导致资产价格泡沫,投资者为规避资产价格下跌风险,向实体经济投资或者消费,从而可能带来CPI的上升.部分学者则认为“货币政策→资产价格→CPI”的传导机制中并非都为正向影响.其中Ikeda等^[23]认为,在资产市场繁荣时期,通胀是温和的.原因是由泡沫引导的繁荣缓解了企业的借贷限制,并通过降低借贷的影子成本来防止通货膨胀上升.扩张性货币政策会加剧资产市场的繁荣并抑制消费价格.

纵观现有文献,既往研究一部分讨论分析了货币政策的区制特征,但限于分析货币政策、资产价格和CPI三者之间两两关系,而另一部分研究对于货币政策在资产价格和CPI的传导机制进行了探讨,但又未加区分货币政策的区制特征,从而没有形成一个有关“不同区制货币政策→资产价格→财富效应→CPI”的整体解析框架.大部分研究未曾关注不同区制下的货币政策通过资产价格影响消费价格的非对称性机制传导差异.而如前文所述,这正是货币政策影响CPI的间接效应.而如果不考虑资产价格对CPI的间接影响,则可能会导致实践中货币政策对CPI影响估计的偏差.基于上述考虑,本文对考察期内我国货币政策对资产价格和CPI影响的差异性、货币政策传导机制以及货币政策的非对称性展开理论解析和实证检验.

1 理论框架

一般而言货币政策对资产价格和消费品价格的影响,可根据时间划分为短期和长期两类;同时根据影响机制,又可分为直接和间接两种.首先从时间维度看,由于“菜单成本”使得短期内消费品价格具有典型的粘性特征,其受货币供应量的影响较小.但当货币流向资产市场时,会引起迅速反应,其受货币供应量的影响较大.综上所述,短期内资产市场价格的变动较之消费品价格的变动幅度更大.而从长期看,由于消费品不存在价格粘性特征,货币供给量的变动对消费品价格的直接影响明显.从影响机制看,货币政策对消费品价格的

变动存在明显的直接影响^[24].同时,货币政策将导致资产价格发生直接变化,并可能通过庇古“财富效应”使得货币政策对资本市场价格的“超调”效应向消费市场价格进行传导,即货币政策通过资产市场间接影响消费市场价格.

1.1 超调效应理论解析

参考Frankel^[25]的研究,本文将货币流向划分为资产市场和消费市场两大类,分别以 P_p 和 P_c 代表资产价格和消费者价格指数(对数值).超调模型由资本资产定价模型、供求模型、货币需求模型和总体价格水平构成模型构成

$$\dot{i} = \dot{P}_p - sc \quad (1)$$

$$\dot{P}_c = \varepsilon(d - \bar{y}_c) + \pi \quad (2)$$

$$m - P = \varphi y - \lambda i \quad (3)$$

$$P = \alpha P_c + (1 - \alpha) P_p \quad (4)$$

其中 i 为无风险利率, \dot{P}_p 为资产预期回报率即增长率, sc 为风险溢价率, \dot{P}_c 为消费者价格指数增长率, d 为消费需求的对数, \bar{y}_c 为消费市场潜在供给的对数, r 为真实利率, $r = i - \pi$, π 为预期的通货膨胀率, i 为利率, m 为货币供应量的对数, P 为总体价格水平的对数, φ 为产出的货币需求弹性, y 为总产出的对数.其中假设消费者价格指数所占比重为 α ,资产市场价格所占比重为 $1 - \alpha$.

其中式(2)可进一步化简为

$$d - \bar{y}_c = -\delta(P_c - P_p) - \sigma(i - \pi) \quad (5)$$

由此可知式(2)可得

$$\dot{P}_c = \varepsilon[\delta(P_p - P_c) - \sigma(i - \pi)] + \pi \quad (6)$$

式(1)、式(3)、式(4)和式(6)构成的方正组化简为矩阵表达式为

$$\begin{bmatrix} \dot{P}_c \\ \dot{P}_p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -\varepsilon\left(\delta + \frac{\sigma\alpha}{\lambda}\right) & \varepsilon\left(\delta - \frac{\sigma(1-\alpha)}{\lambda}\right) \\ \frac{\alpha}{\lambda} & \frac{1-\alpha}{\lambda} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} P_c - \bar{P}_c \\ P_p - \bar{P}_p \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \pi \\ \pi + \bar{r} + sc \end{bmatrix} \quad (7)$$

式(7)右侧系数矩阵的特征根为

$$\theta = \frac{1-\alpha}{2\lambda} - \frac{\varepsilon(\delta + \sigma\alpha/\lambda)}{2} \pm \sqrt{\left(\frac{\alpha-1}{2\lambda} + \frac{\varepsilon\delta + \varepsilon\sigma\alpha/\lambda}{2}\right)^2 + \frac{\delta\varepsilon}{\lambda}} \quad (8)$$

变化率的函数形式为

$$\begin{aligned}\dot{P}_c &= -\theta(P_c - \bar{P}_c) + \pi \\ \dot{P}_p &= -\theta(P_p - \bar{P}_p) + \pi + \bar{r} + sc\end{aligned}\quad (9)$$

稳态时, $\dot{P}_p = 0$, 即

$$P_p = \bar{P}_p - \frac{1}{\theta}(i - \pi - \bar{r})\quad (10)$$

资产价格的长期均衡值由外生变量决定, 即

$$\bar{P}_c = \bar{P}_p = \bar{P} = \bar{m} - \varphi\bar{y} + \lambda(\bar{r} + \pi)\quad (11)$$

结合式(10)和式(11)可得

$$P_p = \bar{m} - \varphi\bar{y} + \lambda(\bar{r} + \pi) - \frac{1}{\theta}(i - \pi - \bar{r})\quad (12)$$

由此可以看出, 货币政策通过影响货币供应量, 进而可以影响资产价格。

结合式(1)和式(9), 可以得出利率的变化公式

$$\begin{aligned}\Delta i &= \Delta \dot{P}_p = -\theta\Delta(P_p - \bar{P}_p) + \Delta\pi \\ &= -\theta\Delta P_p + \theta\Delta m + (1 + \theta\lambda)\Delta\pi\end{aligned}\quad (13)$$

由此可得

$$(1 - \alpha)\Delta P_p - \Delta m = \lambda\Delta i\quad (14)$$

联立上述方程组, 可得到如下资产价格超调结果

$$\Delta P_p = \frac{1 + \lambda\theta}{1 - \alpha + \lambda\theta}\Delta m + \lambda\frac{1 + \lambda\theta}{1 - \alpha + \lambda\theta}\Delta\pi\quad (15)$$

由式(4)可知资产价格变化与消费者价格指数变化关系如下

$$\Delta P = \alpha\Delta P_c + (1 - \alpha)\Delta P_p\quad (16)$$

联立式(15)和式(16)可得货币政策冲击对消费者价格指数直接影响结果

$$\begin{aligned}\Delta P_c &= \frac{1}{\alpha}\Delta P - \frac{(1 - \alpha)(1 + \lambda\theta)}{\alpha(1 - \alpha + \lambda\theta)}\Delta m - \\ &\quad \lambda\frac{(1 - \alpha)(1 + \lambda\theta)}{\alpha(1 - \alpha + \lambda\theta)}\Delta\pi\end{aligned}\quad (17)$$

由于货币政策的冲击会引起价格总水平同比例上升, 即 $\Delta P = \Delta m$, 式(17)可进一步化简为

$$\begin{aligned}\Delta P_c &= \frac{\lambda\theta}{1 - \alpha + \lambda\theta}\Delta m - \\ &\quad \lambda\frac{(1 - \alpha)(1 + \lambda\theta)}{\alpha(1 - \alpha + \lambda\theta)}\Delta\pi\end{aligned}\quad (18)$$

由式(15)知, 短期内, Δm 的系数 $\frac{1 + \lambda\theta}{1 - \alpha + \lambda\theta}$

大于1, 由式(18)知, 短期内, Δm 的系数 $\frac{\lambda\theta}{1 - \alpha + \lambda\theta}$ 小于1. 原因在于, 当受到货币政策冲击时, 由于货币供应量的增加无法促使消费者和资产价格保持同步同比例上升. 货币一般会快速流向价格灵活变动的资产市场中, 而消费者价格指数增速相对缓慢, 特别是其价格具有明显的粘性. 这意味着资产价格的变动相对于消费者价格指数的调整速度更快, 因而资产价格会较之消费者价格指数更快速的增长。

1.2 庇古效应理论解析

庇古等经济学家认为资产价格水平的变化将刺激消费, 因为货币供给量的增加将导致人们所持有的各种资产的价格上升, 由消费理论可知, 人们持有资产获得的名义收入增加, 消费会随之而增加, 从而带来商品价格上涨. 如下进一步对上述影响的作用机理进行讨论。

假设消费者持有的资产价格为

$$\Omega_t = \frac{1}{1 - \gamma} [B_t + P_t \int_0^1 (Q_t(k) + D_t(k)) \times Z_t(k) dk]\quad (19)$$

其中 γ 为每期的净死亡率, 消费者可以购买两种形式的资产: 房产的名义价值为 B_t , P_t 为消费者物价指数, 股票的实际价值为 $Q_t(k) \times D_t(k)$ 为股票派发的实际红利, $Z_t(k)$ 为持有的股票份额. 由于资产不会随人口死亡而消失, 假定资产每期按净人口将资产总额进行重新分配。

该经济中代表性家庭持有资产所获得收入部分用于消费 C_t 和支付税收, 其余部分购买下期资产. 因此, 代表性家庭的最优化问题是

$$E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (1 - \gamma)^t [\ln C_t + \ln(1 - N_t)] \right]\quad (20)$$

其中 β 为贴现因子, $(1 - \gamma)$ 为生存概率, N_t 为劳动时间占总时间的比重. 消费者面临的预算方程为

$$\begin{aligned}C_t + \frac{1}{P_t} E_t [F_{t+1} B_t] + \int_0^1 Q_t(k) Z_{t+1}(k) dk = \\ \frac{W_t}{P_t} N_t - T_t + \frac{\Omega_t}{P_t}\end{aligned}\quad (21)$$

其中 W_t 代表名义工资, F_{t+1} 代表房产的提前一期名义贴现率, T_t 代表实际政府税收. 求解上面的最优问题, 得到一阶条件

$$\frac{C_t}{1 - N_t} = \frac{W_t}{P_t}\quad (22)$$

$$F_{t,t+1} = \beta E_t \left[\left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \left(\frac{C_t}{C_{t+1}} \right) \right] \quad (23)$$

$$P_t Q_t(k) = E_t \{ F_{t,t+1} P_{t+1} [Q_{t+1}(k) + D_{t+1}(k)] \} \quad (24)$$

上面各式中,式(22)是劳动供给方程,式(23)是消费的欧拉方程,式(24)是家庭关于股票价格的最优跨期动态决策方程.名义居民财富为其非交易性收入的期望折现值

$$H_t = E_t \left[\sum_{k=0}^{\infty} F_{t,t+k} (1-\gamma)^k (W_{t+k} N_{t+k}) - P_{t+k} T_{t+k} \right] \quad (25)$$

由此可将消费者价格指数表示成资产价格和居民财富的线性函数

$$P_t = \frac{1}{C_t} [1 - \beta(1-\gamma)] (\Omega_t + H_t) \quad (26)$$

显然,它是一条 P_t 关于总资产价格 Ω_t 的向右上方倾斜的曲线.

货币政策扩张在短期内使得货币快速流向房地产和股市等资产市场中,导致房价或者股票价格上升,从而消费者的名义总资产增加.通过庇古的“财富效应”会进一步刺激消费.在长期,当物价水平持续上升时,消费者拥有的货币余额的实际价值就会降低,消费者发现自己的财富减少了,从而促使消费者实际消费支出减少,使得经济体系重新恢复平衡.上述分析描述了消费、资产价格和物价水平之间相互关系.

由上可见,短期内,货币政策会对资产价格产生显著影响,并呈现显著的价格超调效应;长期内,资产价格超调向消费市场传导,消费者价格随时间逐渐上升.

2 实证分析

2.1 变量定义与数据来源

因我国货币政策的利率传导渠道效率不高,相对于利率,货币供应量 $M2$ 仍是反映中国货币政策变化的重要指标^[26,27],但政策变动引起的是货币供给的变动,而现实观测到的 $M2$ 变动却是供给与需求共同作用的结果,需要将引起 $M2$ 变动的需求因素予以剔除^[28].为此,构造如下模型 $\ln M2 = \alpha + \beta_1 \ln IVA + \varepsilon$.其中 IVA 为工业生产

增加值,本文将上式的回归残差作为货币政策指标.消费价格用消费者价格指数 (CPI) 表示,资产价格指数 (FPI) 以上证综合指数和房价衡量,根据金融资产和非金融资产价值规模,确定上证指数和房产价格指数在资产价格指数中的权重^[29].其中,房价指数选用全国商品住宅销售额与销售面积比值衡量,同时采用上证综合收盘指数期末值计算股价指数^[30].

本文使用的是我国 2001 年 1 月至 2020 年 4 月的共 232 组月度数据,其中广义货币量 ($M2$) 原始数据来源于中国人民银行,上证指数和房价原始数据来源于 Wind 数据库,工业生产增加值 (IVA) 和消费者价格指数 (CPI) 原始数据来源于国家统计局官网.需要说明的是,为保证数据处理的准确性及可比性,本文首先对各月的消费者价格指数值、上证指数和房价指数进行了以 2001 年 1 月为基期的价格转换.其次,对广义货币量、工业生产增加值、消费者价格指数、资产价格指数进行季节调整^[31].再次,对季节调整后的各序列实施了 HP 滤波处理,最终得到各个序列的周期项序列.最后,对各个时间序列进行平稳性检验可知,在 10% 的显著性水平下,各个时间序列均平稳变量.

2.2 动态马尔科夫区制转移 (MS) 模型的设定与估计

借鉴刘金全^[32]和赵进文等^[33]的研究,可以认为,由于货币政策存在“缰绳效应”和“逆对称性”,导致其对价格影响具有非对称性.因而本文采用 Hamilton^[34]的方法构建了一个处理动态非对称问题的马尔科夫区制转移 (MS) 模型,对货币政策的变化规律进行分阶段刻画.在此,引入一个标准的均值转移模型

$$y_t = \beta_{s_t} x_t + \varepsilon_{t,s_t} = \mu_{t,s_t} + \varepsilon_{t,s_t} \quad (27)$$

其中 $t = 1, \dots, T$. s_t 为区制状态变量,表示系统未观察状态,根据经济意义将其设定为 $s_t = \{0, 1\}$,分别刻画货币政策收缩和扩张两种状态. x_t 为解释变量, μ_{t,s_t} 为均值参数, ε_{t,s_t} 为条件方差.假设状态之间的转换由一阶马尔科夫过程控制

$$\Pr [s_t = 2 | s_{t-1} = 2] = p \quad (28)$$

$$\Pr [s_t = 1 | s_{t-1} = 2] = 1 - p \quad (29)$$

$$\Pr [s_t = 1 | s_{t-1} = 1] = q \quad (30)$$

$$\Pr [s_t = 2 | s_{t-1} = 1] = 1 - q \quad (31)$$

其中 \Pr 表示从 $t-1$ 时刻的状态 s_{t-1} 向 t 时刻的状态 s_t 的区制间转移概率. 相应的区制特性和转移概率矩阵如表 1 和表 2 所示.

表 1 区制特性

Table 1 Regime characteristics

区制	样本数	概率	持续期
区制 1	73.5	0.342 3	28.95
区制 2	157.5	0.657 7	55.62

表 1 说明系统 34.23% 的时间处于区制 1, 总持续期为 28.95 个月; 65.77% 的时间处于区制 2, 总持续期为 55.62 个月. 可以看出, 货币政策处

于区制 2 的概率较大, 持续期较长.

表 2 区制转移概率矩阵

Table 2 Regime switching probability matrix

区制	区制 1	区制 2
区制 1	0.965 5	0.034 5
区制 2	0.018 0	0.982 0

从表 2 中可以看出, 系统维持区制 1 的概率为 96.55%, 由状态 1 转移到状态 2 的概率为 3.45%; 系统维持区制 2 的概率为 98.2%, 由状态 2 转移到状态 1 的概率为 1.8%, 由此可见, 两个区制的自维持概率均相对较高, 说明货币政策无论是在扩张期还是收缩期的运行态势均较为稳定.

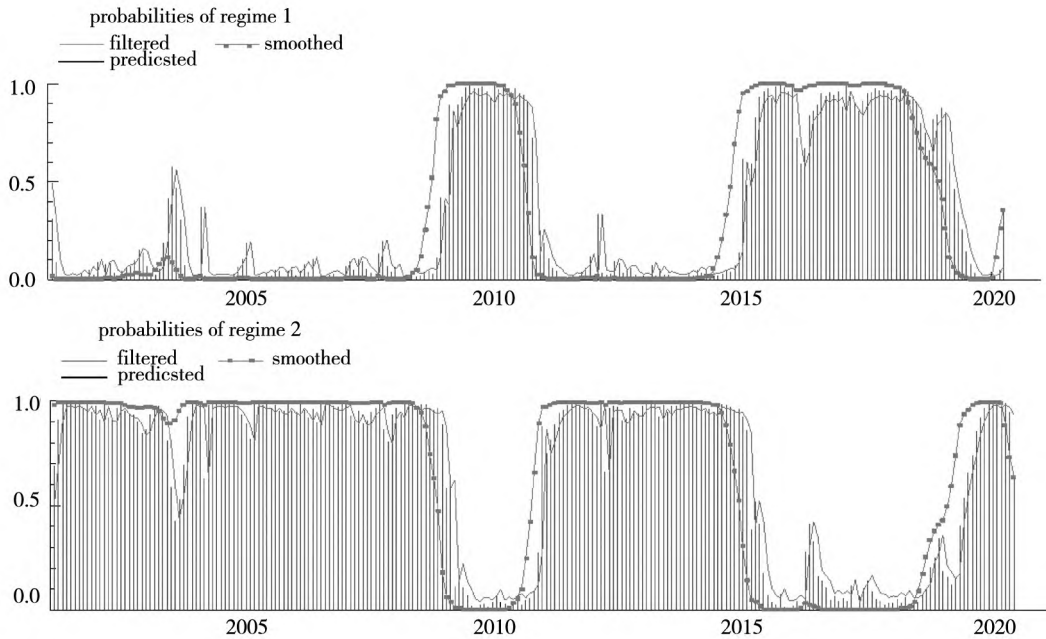


图 1 区制概率图

Fig. 1 Regime probability

图 1 进一步刻画了样本期间内货币政策的时变转移概率. 通过图 1 可以看出, 样本期间, 货币政策存在两轮扩张时期和三轮收缩时期, 货币政策扩张时期主要集中在 2008 年—2011 年以及 2015 年—2019 年两个阶段, 货币政策收缩时期主要集中在 2001 年—2008 年、2011 年—2015 年以及 2019 年至今三个阶段. 这一结果与我国资产价格和 CPI 的走势高度耦合.

对比两次货币政策扩张期可以发现, 样本较多地处于扩张区制内时, 在 2008 年—2011 年期

间, 国内房产价格短期内出现下跌, 随后伴随货币政策的扩张而逐渐回归, 而股市存在较为明显的上涨趋势. 在 2015 年—2019 年期间, 上证指数开始下跌, 而此时房地产市场价格却一路上涨. 虽然从不同资产价格的角度进行审视, 货币政策扩张存在异质性. 但如果仅从货币政策扩张结果的层面对比 2008 年金融危机后的 3 年与 2015 年我国股市暴跌后的 4 年均是 CPI 较快增长的阶段, 此期间资产价格总体增长率也逐渐增加.

观察上述三段货币政策收缩期内的表象可

知,当国内经济增长水平处于快速发展阶段,为抑制物价过度上扬,央行实施紧缩的货币政策为经济降温,对资产价格和消费者价格都起到一定的抑制作用。期间我国居民消费动能明显下降,导致消费者物价指数上涨放缓。总体而言,货币政策对于通货膨胀的“缰绳效应”较为明显。

2.3 基于 TVP-SV-VAR 模型的实证检验

如下运用 TVP-SV-VAR 模型解析货币政策对 CPI 影响的动态机制。该模型可以通过对系数的时变估计,将经济结构中部分不可观测的内在特征反映出来。自 Primiceri^[35]首次将该模型应用于美国的货币政策问题以来,诸多学者也纷纷用英国^[36]和日本^[37]等数据进行验证,均可以反映出完整的货币政策冲击效应。因此,本文运用 TVP-VAR 模型,以时点不同但规模相同的货币政策入

手,比较对各种内生变量的冲击路径差异性。这有利于政策制定者根据不同的经济结构时点,有针对性的调整货币政策的动态实施。

确定模型的滞后期是建立 TVP-SV-VAR 模型的前提,本文根据 AIC、SC 和 HQ 信息准则设定模型滞后期为 2, MCMC 抽样次数设定为 10 000^[38]。

表 3 所示的 Geweke 统计量均低于 5% 显著性水平下的临界值 1.96。因此,无法拒绝模型收敛于后验分布的假设。结果表明,预燃期可以引起马尔可夫链的集中, MCMC 算法是估计模型参数的有效方法。模型的最大失效因子为 160.18, 总体失效因子较小。在 10 000 次迭代中可以得到足够数量的无关样本,这就足够进行后验推理了。因此,对 TVP-SV-VAR 模型的估计是有效的。

表 3 参数估计结果

Table 3 Parameter estimation results

参数	均值	标准差	Geweke 值	非有效因子
sb1	0.023 0	0.002 7	0.097	13.85
sb2	0.022 6	0.002 6	0.000	6.44
sa1	0.050 5	0.035 9	0.002	22.54
sa2	0.049 3	0.077 5	0.010	42.52
sh1	0.261 9	0.076 1	0.519	160.18
sh2	0.430 1	0.059 6	0.006	51.21

图 2 显示了 MCMC 估计结果的样本自相关、路径和后验密度。系数减小到零(在第一行),这意味着样本中没有明显的自相关。轨迹围绕平均值波动(在第二行),这表明样本中没有明显的趋势。样本收敛到后验分布(在第三行),这证明了它们的收敛性。因此,ln MP、ln fpi 和 ln cpi 组成的系统是稳定的,应用 TVP-SV-VAR 模型可以进一步探讨这三个变量之间的动态影响。

本文运用 OxMetrics 选取 2008 年 1 月和 2015 年 5 月作为区制 1 两次起点(扩张型),进行货币政策冲击效应分析;选取 2011 年 4 月和 2019 年 4 月作为区制 2 两次起点(收缩型),进行货币政策冲击效应分析。通过图 3(a)、图 3(b)和图 3(c)可以分别看出货币政策对 CPI、资产价格指数以及资产价格指数对 CPI 冲击的脉冲响应。

具体而言,首先从图 3(a)看,货币政策在两个区制下的四个时点对 CPI 的直接冲击效应总体呈现先上升后下降的过程,但当给货币政策 1%

的冲击,CPI 冲击响应最高值小于 1%,说明货币政策对于 CPI 的直接影响较小。同时,货币政策对 CPI 冲击响应的幅度与冲击的区制有关。在区制 1 下的 2008 年 1 月和 2015 年 5 月两个时点的冲击,货币政策对 CPI 的脉冲响应函数变化趋势是相似的,在缓慢的到达最大值后开始减弱,区制 1 下的 2015 年 5 月的冲击,在冲击前期的反应程度等于或者略微大于区制 2 下的 2019 年 4 月两个时点的冲击。之所以会出现货币政策的逆非对称性(扩张性货币政策效应大于紧缩性货币政策),可能是通货膨胀率超过一定范围时,货币政策的这种逆非对称性就表现出来^[39]。同时,在第 3 期之后,区制 2 下的 2011 年 4 月和 2019 年 4 月两个时点收缩型货币政策对 CPI 冲击的影响一直高于区制 1 下的扩张型货币政策对 CPI 的影响,说明货币政策在绝大多数时间对 CPI 存在“缰绳效应”(扩张性货币政策效应小于紧缩性货币政策)。

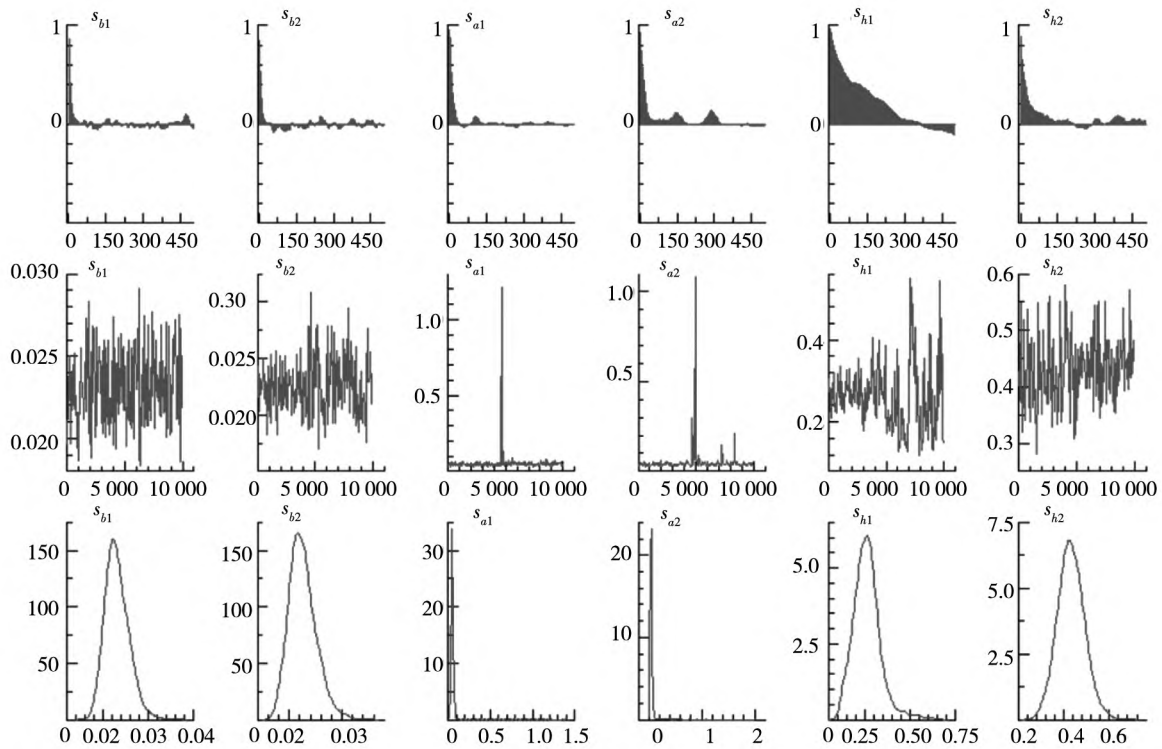


图 2 模型参数估计结果

Fig. 2 Parameter estimation results

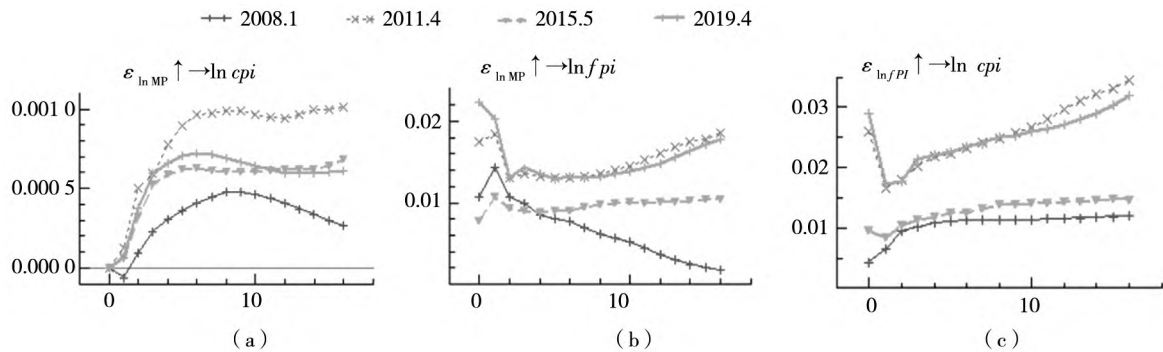


图 3 不同时点的脉冲响应

Fig. 3 Impulse response at different time points

其次从图 3 (b) 观察货币政策对资产价格指数在两个区制下的四次冲击, 可以发现资产价格都先呈现一个快速的正向响应, 正向响应的峰值都在当期或者第 1 期达到最大, 随后逐渐减弱. 货币政策对于资产价格的冲击相比较货币政策对于 CPI 的直接冲击更为迅速. 可以看出, 当给货币政策 1% 的冲击, 资产价格指数冲击响应最高值大于 1%, 这与前文的数理模型结论(货币政策对资产价格较之 CPI 存在超调效应) 基本一致. 进一步看, 货币政策对资产价格指数冲击响应的幅度与冲击的区制同样有关, 较之货币政策对 CPI 的

直接冲击所不同的是, 在区制 1 下的 2008 年 1 月和 2015 年 5 月两个时点的冲击, 货币政策对资产价格的脉冲响应函数反应程度始终小于区制 2 下的 2011 年 4 月和 2019 年 4 月两个时点的冲击, 这体现了货币政策的“缰绳效应”. 原因在于货币政策主要是通过控制货币发行量等方式间接调控价格体系, 紧缩性货币政策较之扩张性货币政策更易影响经济中各种资产价格, 资产价格取决于消费者心理偏好、投资者信心以及预期通货膨胀等多种因素^[40].

最后从图 3 (c) 看, 资产价格指数对 CPI 在两

个区制下的四次冲击的脉冲响应表现也较为一致. 当给资产价格 1% 的冲击, *CPI* 开始呈现较大幅度正向响应, 随后正向响应在略微减弱或者平稳后, 最后逐渐缓慢增强. 原因是, 资产价格的上升, 短时间内会对消费者财富效应心理形成较强冲击, 从而造成冲动消费, 在长期, 资产价格的上升虽然对 *CPI* 形成正向冲击, 但根据生命周期理论和持久收入假说, 资产价格的上升使得消费者家庭财富增加, 平滑分配到生命周期的消费增加总体较小, 但会一直有持续正向效应^[41]. 从不同区制的时点冲击看, 资产价格在区制 2 时对 *CPI* 的冲击大于在区制 1 时对 *CPI* 的冲击, 这与行为

经济学中的“损失规避”理论相吻合.

综上可以清晰的看出货币政策对 *CPI* 的影响机制, 并可将此定义为直接和间接两个方面. 直接影响: 因 *CPI* 具有价格粘性特征, 使得货币政策对于其直接影响较小. 间接影响: 货币政策对于资产价格的影响是即时的, 而且短期内存在正向超调作用; 同时, 资产价格对 *CPI* 始终存在正向作用, 这意味着以资产价格为中介, 货币政策对 *CPI* 存在间接“财富效应”影响.

图 4 考察了货币政策不同提前期 (1 -、3 - 和 6 -) 的脉冲响应, 以反映货币政策的短期、中期和长期动态影响.

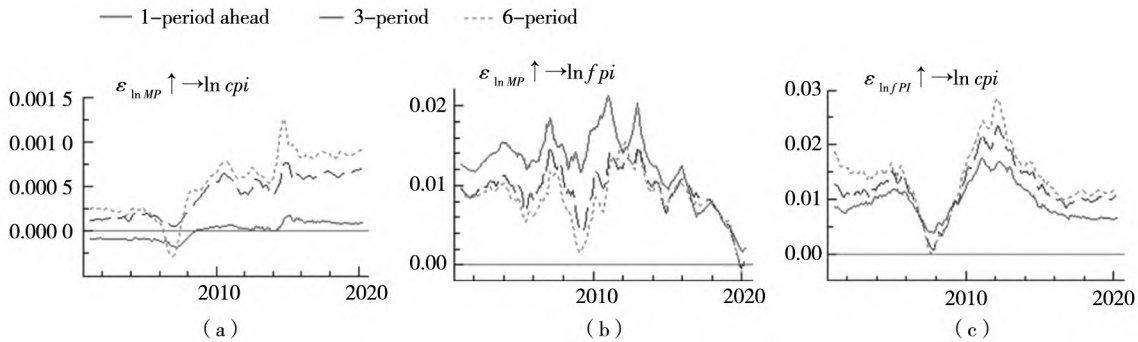


图 4 不同提前期的冲击响应

Fig. 4 Impact response at different lead times

从图 4 (a) 看, 考察期绝大多数时间内提前期越长货币政策对 *CPI* 的冲击响应越大. 由此可见, 货币政策对 *CPI* 的影响时滞较长, 因价格粘性以及菜单成本等原因使得货币政策对 *CPI* 的影响在长期更为显著. 仅在 2006 年 ~ 2008 年短暂的时间段内, 货币政策对 *CPI* 的影响存在时滞较短的现象, 原因可能是期间 *CPI* 中价格粘性最弱的食品有较大波动导致^[42]. 在这期间, 我国经济一直处于高速增长中, 物价上涨幅度较大, 货币政策一直处于“从紧”的区制 1 内, 导致 2007 年货币政策对 *CPI* 的冲击效应最小. 2009 年之后冲击响应快速上升, 在 2015 年达到峰值, 此期间货币政策处于区制 2 的扩张期. 与此类似, 2011 年—2015 年和 2015 年 ~ 2019 年货币政策分别处于区制 2 和区制 1, 对应着货币政策扩张期 *CPI* 响应的上涨走势和货币政策收缩期 *CPI* 响应的下降期.

从图 4 (b) 看, 不同提前期货币政策对资产价格指数的冲击随时间的变化都与货币政策区制变化呈现一致性, 但不同提前期脉冲响应幅度存在

差异, 其中考察期内几乎所有时间均呈现为提前期越短货币政策对资产价格的冲击影响越大. 由此可见, 货币政策对资产价格短期影响弹性较大. 同时, 随时间变化, 货币政策对资产价格的影响也不断变化. 2005 年之前一直是较为平稳的正值, 2006 年之后受次贷危机逐渐显现的影响, 房价出现短暂的下降, 2008 年伴随着货币政策的扩张, 中国股市和房价均快速上升使得资产价格向上反弹, 此时区制 1 下的货币政策对资产价格的超调效应明显. 之后货币政策收缩时期, 股市从 6 124 点快速持续下跌至 1 664 点, 此时区制 2 下的货币政策对资产价格的超调效应较小. 2011 年 ~ 2014 年扩张的货币政策再次对资产价格起到明显正向促进作用. 2015 年至今货币政策对资产价格影响平缓下滑.

从图 4 (c) 看, 不同提前期资产价格对 *CPI* 的冲击随时间的变化存在差异性. 整体看资产价格对 *CPI* 的冲击影响较为复杂, 并无明显的区制特征, 但都会随时间推移而不断变化. 同时从冲击响

应幅度看, 总体而言提前期越长, 脉冲响应幅度越剧烈, 这说明资产价格对 CPI 的影响随时间增加而逐渐更加显著. 但在 2008 年左右提前 1 期的脉冲响应幅度最大, 原因可能是次贷危机引发金融危机, 造成短期出现资产价格对消费的影响更大. 从峰值出现的时间点上, 提前 1 期、提前 3 期和提前 6 期峰值都出现在 2012 年左右. 原因是, 扩张的货币政策使得我国股票市场和房地产市场在 2008 年金融危机之后逐渐得到修复, 二者共同促进资产价格快速上升, 一定程度上带动消费市场过热, 进而冲击 CPI .

3 “财富效应”机制检验

上文主要解析了货币政策对 CPI 、货币政策对资产价格和资产价格对 CPI 的直接影响. 以此为基础进一步思考, 由于货币政策和资产价格二者对 CPI 分别具有明确的影响机制, 而这种机制可能并非完全体现为前文所述的直接影响效应, 而是货币政策还会有可能通过资产价格的间接路径对 CPI 产生作用. 在时变参数的角度分析中已初步对货币政策影响 CPI 的间接效应路径进行了分析, 事实是否如此? 如下将尝试引入中介效应分析, 讨论是否存在间接作用效应.

因货币政策对资产价格和 CPI 影响存在时滞性, 参考张成思和田涵晖^[43]的研究, 根据 AIC、SC 和 HQ 信息准则, 对包含资产价格中介效应的递归式结构方程模型设定模型最优滞后期, 其中资产价格滞后期为 1 个月, CPI 滞后期为 6 个月, 这与货币政策影响的时滞一致^[44]. 进一步进行 DWH 检验, 结果均显示模型不存在内生性. 从而借鉴温忠麟等^[45]中介效应检验方法, 构建如下包含资产价格中介效应的递归式结构方程模型

$$\ln fpi_{t+1} = a_0 + a_1 \ln MP_t + \sum control + e_1 \quad (32)$$

$$\ln cpi_{t+6} = b_0 + b_1 \ln fpi_{t+1} + b_2 \ln MP_t + \sum control + e_2 \quad (33)$$

其中 a_1 、 b_2 为货币政策对资产价格和 CPI 的直接效应系数; b_1 为资产价格对 CPI 的直接效应系数.

由式(32)、式(33)可以得到如下反映货币政策对 CPI 影响总效应的简化模型

$$\ln cpi_{t+6} = c_0 + c_1 \ln MP_t + \sum control + e_3 \quad (34)$$

其中 c_1 为货币政策对 CPI 的总效应, 它包含了货币政策对 CPI 的直接效应以及以资产价格为中介的间接效应的和. 对递归模型(32)、递归模型(33)和递归模型(34)展开最小二乘回归, 估计结果如表 4 所示.

表 4 中介效应检验结果

Table 4 Mediating effect test results

变量	模型 32	模型 33	模型 34
	$\ln fpi_{t+1}$	$\ln cpi_{t+6}$	$\ln cpi_{t+6}$
$\ln MP_t$	0.411 *** [3.11]	0.069 *** [4.38]	0.523 *** [3.393]
$\ln fpi_{t+1}$	-	1.106 *** [44.292]	-
控制变量	控制	控制	控制
Cons	5.108 *** [196.890]	-0.270 ** [-2.114]	5.380 *** [177.401]
N	232	232	232

注: ** 和 *** 分别表示在 5% 和 1% 的显著性水平下显著, 方括号内数值为 t 值.

从表 4 结果可知, 模型(32)和模型(34)中货币政策的系数均为正, 且在 1% 的水平下显著, 表明货币政策的实施能够直接对 CPI 和资产价格产生正向刺激效应. 当在货币政策对 CPI 的影响路径中引入资产价格变量时, 模型(33)的结果发现解释变量 $\ln MP$ 以及资产价格系数均在 1% 的水平上显著为正, 符合预期. 同时可以看到, 货币政策的系数由模型(34)中的 0.523 降为 0.069, 这意味着在货币政策对 CPI 的影响路径中, 至少一部分是通过资产价格的中介效应产生的, 具体中介效应占比为

$$R = \frac{a_1 b_1}{a_1 b_1 + b_2} = \frac{a_1 b_1}{c_1} = 86.92\%$$

当排除货币政策区制因素以及参数时变影响的时候, 基于中介效应的 OLS 回归结果表明货币政策对 CPI 既有直接影响又存在间接影响路径, 这与 TVP-SV-VAR 模型的结果基本一致. 与 OLS 回归模型相比, TVP-SV-VAR 模型可以有效的将“货币政策→资产价格→财富效应→ CPI ”这一政

策传导机制完整呈现,且影响特征是稳健可靠的。

4 非对称冲击拓展分析

通过上述基准回归结果分析,不仅发现货币政策对资产价格较之CPI存在超调效应,而且货币政策对资产价格和CPI可能均存在非对称影响。为更为准确的研究我国金融周期和实体经济周期所处不同阶段时货币政策选择机制,考察不同周期阶段货币政策的调控效应是否存在差异。基于前文讨论,下文将采用非线性自回归分布滞后(NARDL)模型对货币政策非对称性实施检验,NARDL模型的一般形式为

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \varphi_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \pi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + \varepsilon_t \quad (35)$$

根据NARDL模型,自变量的非对称性表现为对解释变量 x_t 的分解,其中 x_t 是 t 时刻的解释变量, x_t^+ 是 x_t 正向变化, x_t^- 是 x_t 负向变化。对于 x_t 正负一单位冲击, y_t 的脉冲响应乘数分别为 $m_h^+ = \sum_{j=0}^h \frac{\partial y_{t+j}}{\partial x_t^+}$, $m_h^- = \sum_{j=0}^h \frac{\partial y_{t+j}}{\partial x_t^-}$, $h = 0, 1, 2, \dots$ 。可以证明,当 $h \rightarrow \infty$ 时, $m_h^+ \rightarrow -\frac{\hat{\theta}^+}{\hat{\rho}}$, $m_h^- \rightarrow -\frac{\hat{\theta}^-}{\hat{\rho}}$ 。因此 $-\frac{\hat{\theta}^+}{\hat{\rho}}$ 和 $-\frac{\hat{\theta}^-}{\hat{\rho}}$ 分别代表了 x_t 与 y_t 之间的非对称均衡关系。

据此,前述CPI、货币政策和资产价格长期均衡关系的非对称递归式结构方程模型可以重新表示为

$$\ln fpi_{t+1} = a_t + a_1^+ \ln MP_t^+ + a_1^- \ln MP_t^- + \sum control + \varepsilon_1 \quad (36)$$

$$\ln cpi_{t+6} = b_t + b_1^+ \ln fpi_{t+1} + b_1^- \ln fpi_{t+1} + b_2^+ \ln MP_t^+ + b_2^- \ln MP_t^- + \sum control + \varepsilon_2 \quad (37)$$

根据前文NARDL模型,可分别验证式(36)和式(37)中货币政策对资产价格的非对称关系,以及货币政策和资产价格对CPI影响的非对称关系。模型估计结果如表5所示。

从表5可以看出,模型(36)和模型(37)解释变量对被解释变量均存在非对称效应。此外,从表

5中模型(36)的结果还可以看出,货币政策正向冲击引起资产价格上涨的幅度(1.070)小于货币政策负向冲击引起资产价格下跌幅度(-1.322)。这与基准回归分析结果一致,即可以证明我国货币政策对资产价格的“缰绳效应”较为明显。从表5中模型(37)的结果可以看出,货币政策对CPI的“缰绳效应”依然是显著的,即货币政策负向冲击引起CPI下跌幅度(-0.195)大于正向冲击引起CPI上涨的幅度(0.140)。同时可以看出货币政策对于CPI的“庇古效应”同样存在着非对称性,资产价格下跌对于CPI的负向冲击(-0.029)大于资产价格上涨对于CPI的正向冲击(0.016)。这同样印证了基准回归结果,即货币政策对于CPI的“庇古效应”符合行为经济学中的“损失规避”效应。

表5 货币政策对CPI的非对称效应
Table 5 Asymmetric effects of monetary policy on CPI

变量	模型 36		模型 37	
	系数	P 值	系数	P 值
$\ln MP_t^+$	1.070 **	0.013	0.140 ***	0.001
$\ln MP_t^-$	-1.322 ***	0.000	-0.195 **	0.009
$\ln fpi_{t+1}^+$			0.016 **	0.003
$\ln fpi_{t+1}^-$			-0.029 *	0.006
控制变量	控制		控制	
cons	0.246 ***	0.001	1.161	0.000
R ²	0.993		0.997	
N	232		232	

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著。

通过图5(累计动态乘数效应)进一步分析货币政策对资产价格的非对称关系,以及货币政策和资产价格对CPI的非对称关系在15期累积影响乘数大小。该图形直观上进一步验证了货币政策的非对称性。此外,从图5(a)中还可以看出,当货币政策发生负向外部冲击后,资产价格迅速下跌,在第2期达到极小值,随后略有回升;当货币政策发生正向外部冲击后,资产价格在第3期达到极大值,在第4期后重新收敛于均衡。图5(b)表示货币政策对CPI非对称性影响,当货币政策发生外部冲击后,CPI受到的负向效应略大于正向效用,但CPI重新收敛于均衡的速度大致相同。图5(c)表示资产价格对CPI非对称性影响,相比较而言,短期内资产价格对CPI的影响较小,但在

中长期这种影响呈放大态势,结果与“生命周期理论”和“永久收入假设”相吻合,人们不仅仅根

据当期的收入来决定当期消费,而是根据预期的永久收入对自己一生的消费作出规划。

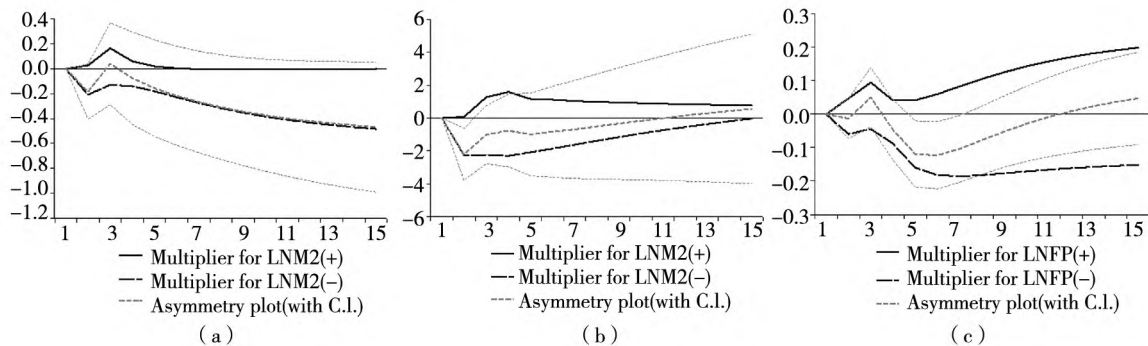


图5 累计动态乘数效应

Fig. 5 Cumulative dynamic multiplier effect

5 结束语

本文通过联动价格超调模型与庇古效应进行理论分析,运用动态马尔科夫区制转移模型研究了我国货币政策的不同区制,进一步运用 TVP-SV-VAR 模型和 NADRL 模型重点考察了货币政策对 CPI 影响的非对称机制。实证结果表明:我国货币政策是扩张和收缩的二区制货币政策,同时货币政策对 CPI 不仅存在直接影响,而且通过资产价格超调现象对 CPI 存在间接影响,而且货币政策冲击效应存在非对称性,紧缩性货币政策效应大于扩张性货币政策效应。通过不同时点和不同提前期的冲击发现,货币政策对资产价格的影

响较之 CPI 短期内存在超调效应,在长期资产价格上升对 CPI 有正向拉动作用,货币政策通过资产价格的中介作用间接影响 CPI。

随着经济增长从高速增长转向中高速增长“新常态”和“三期叠加”的特殊时期,经济增长动力明显不足,我国经济增长需要在国内供给侧和需求侧同步实现规模的扩张,而“内循环”中的国内消费需求不足成为制约经济发展的关键因素,货币政策对于消费者物价调控的有效性至关重要。我国实施货币政策应该将兼顾资本市场短期影响和 CPI 长期影响。在强化货币政策独立性的同时,也需要关注货币政策对于价格调节的非对称性。以上可以为我国未来货币政策框架改革提供一个参考。

参考文献:

- [1] Choi J, Foerster A. Optimal monetary policy regime switches [J]. *Review of Economic Dynamics*, 2021, 42(10): 333-346.
- [2] Chang Y, Maih J, Tan F. Origins of monetary policy shifts: A new approach to regime switching in DSGE models [J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2021, 133(10): 221-235.
- [3] 张龙,殷红,王擎. 数量型还是价格型——来自货币政策“非线性”有效性的经验证据 [J]. *中国工业经济*, 2020, 7(7): 61-79.
Zhang Long, Yin Hong, Wang Qing. Quantity type or price type: Empirical evidence from the “Non-Linear” effectiveness of monetary policy [J]. *China Industrial Economics*, 2020, 7(7): 61-79. (in Chinese)
- [4] 冯根福,郑冠群. 中国货币政策非对称干预资产价格波动的宏观经济效应——基于分段线性新凯恩斯动态随机一般均衡模型的模拟和评价 [J]. *中国工业经济*, 2016, 10(10): 5-22.
Feng Genfu, Zheng Guanqun. Macroeconomic effects of asymmetric monetary policy intervention on asset price fluctuations in China: Simulation and analysis based on a piecewise linear NK-DSGE model [J]. *China Industrial Economics*, 2016, 10(10): 5-22. (in Chinese)
- [5] 陈创练,单敬群,林玉婷. 中国金融风险周期监测与央行货币政策非对称性效果识别 [J]. *统计研究*, 2020, 37(6):

79 - 92.

Chen Chuanglian, Shan Jingqun, Lin Yuting. Monitoring on China's financial risk cycle and the identification of asymmetric effects of the central bank's monetary policy [J]. *Statistical Research*, 2020, 37(6): 79 - 92. (in Chinese)

[6] 刘晓星, 张旭. 中央银行的实时时变偏好行为研究 [J]. *经济研究*, 2018, 53(10): 33 - 49.

Liu Xiaoxing, Zhang Xu. The real-time and time-varying preference of the central bank [J]. *Economic Research Journal*, 2018, 53(10): 33 - 49. (in Chinese)

[7] 徐臻阳, 鄢萍, 吴化斌. 价格指数背离、金融摩擦与“去杠杆” [J]. *经济学(季刊)*, 2019, 18(4): 1187 - 1208.

Xu Zhenyang, Yan Ping, Wu Huabin. Price index divergence, financial frictions and “Deleveraging” [J]. *China Economic (Quarterly)*, 2019, 18(4): 1187 - 1208. (in Chinese)

[8] 胡久凯, 王艺明. 中国核心通货膨胀的指数测算、分类特征与冲击传导 [J]. *统计研究*, 2019, 36(5): 31 - 44.

Hu Jiukai, Wang Yiming. A study on China's core inflation: Index estimation, classified characteristics and shock pass-through [J]. *Statistical Research*, 2019, 36(5): 31 - 44. (in Chinese)

[9] Nakamura E, Steinsson J. Monetary non-neutrality in a multisector menu cost model [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2010, 125(3): 961 - 1013.

[10] Bouakez H, Cardia E, Ruge J. The transmission of monetary policy in a multisector economy [J]. *International Economic Review*, 2009, 50(4): 1243 - 1266.

[11] 侯成琪, 龚六堂. 部门价格粘性的异质性与货币政策的传导 [J]. *世界经济*, 2014, 37(7): 23 - 44.

Hou Chengqi, Gong Liutang. Heterogeneity of sectoral price stickiness and transmission of monetary policy [J]. *The Journal of World Economy*, 2014, 37(7): 23 - 44. (in Chinese)

[12] 王曦, 朱立挺, 王凯立. 我国货币政策是否关注资产价格? ——基于马尔科夫区制转换 BEKK 多元 GARCH 模型 [J]. *金融研究*, 2017, 11(11): 1 - 17.

Wang Xi, Zhu Liting, Wang Kaili. Does China's monetary policy concern asset prices?: Based on the markov regime: Switching BEKK multivariate GARCH model [J]. *Journal of Financial Research*, 2017, 11(11): 1 - 17. (in Chinese)

[13] 方舟, 倪玉娟, 庄金良. 货币政策冲击对股票市场流动性的影响 ——基于 Markov 区制转换 VAR 模型的实证研究 [J]. *金融研究*, 2011, 7(7): 43 - 56.

Fang Zhou, Ni Yujuan, Zhuang Jinliang. The impact of monetary policy shocks on stock market liquidity: An empirical study based on Markov region transition VAR model [J]. *Journal of Financial Research*, 2011, 7(7): 43 - 56. (in Chinese)

[14] 陈日清. 中国货币政策对房地产市场的非对称效应 [J]. *统计研究*, 2014, 31(6): 33 - 41.

Chen Riqing. The asymmetric effects of China monetary policy on real estate market [J]. *Statistical Research*, 2014, 31(6): 33 - 41. (in Chinese)

[15] 郭凯, 孙音, 邢天才. 非线性货币政策规则、通胀预期与不确定性 [J]. *管理科学学报*, 2018, 21(1): 31 - 47.

Guo Kai, Sun Yin, Xing Tiancai. LSTR, non-linear monetary policy and indeterminacy [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2018, 21(1): 31 - 47. (in Chinese)

[16] 张晓慧, 纪志宏, 李斌. 通货膨胀机理变化及政策应对 [J]. *世界经济*, 2010, 33(3): 56 - 70.

Zhang Xiaohui, Ji Zhihong, Li Bin. Inflation mechanism change and policy response [J]. *The Journal of World Economy*, 2010, 33(3): 56 - 70. (in Chinese)

[17] Jordi G. Monetary policy and rational asset price bubbles [J]. *American Economic Review*, 2014, 104(3): 721 - 752.

[18] 王红建, 汤泰劼, 李茫茫, 等. 通货膨胀、非对称性贬值与商业信用结构 ——基于产品市场竞争地位的视角 [J]. *管理科学学报*, 2021, 24(2): 28 - 47.

Wang Hongjian, Tang Taijie, Li Mangmang, et al. Inflation, asymmetric devaluation risk and trade credit restructuring: Perspective from the competitive position in the product market [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2021, 24(2): 28 - 47. (in Chinese)

[19] 易纲, 王召. 货币政策与金融资产价格 [J]. *经济研究*, 2002, 3(3): 13 - 20, 92.

Yi Gang, Wang Zhao. Monetary policy and financial assets price [J]. *Economic Research Journal*, 2002, 3(3): 13 - 20, 92. (in Chinese)

[20] Basco E, D'Amato L, Garegnani L. Understanding the money-prices relationship under low and high inflation regimes: Argentina 1977 - 2006 [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2009, 28(7): 1182 - 1203.

- [21] Ozkaya M H , Alhuwesh M. Effectiveness of exchange rate channel in transiting monetary policy impact to real economy: The case of Yemen[J]. *Journal of Sustainable Finance and Investment* ,2021 ,30(2) : 521 – 549.
- [22] Cesa A , Thwaites G , Vicondoa A. Monetary policy transmission in the United Kingdom: A high frequency identification approach[J]. *European Economic Review* ,2020 ,123(4) : 366 – 375.
- [23] Ikeda D , Kurozumi T. Slow post-financial crisis recovery and monetary policy[J]. *American Economic Journal-Macroeconomics* ,2019 ,11(4) : 82 – 112.
- [24] 吕捷,王高望. CPI与PPI“背离”的结构解释[J]. *经济研究* ,2015 ,50(4) : 136 – 149.
Lü Jie , Wang Gaowang. A structural explanation on the “Divergence” between the CPI and PPI[J]. *Economic Research Journal* ,2015 ,50(4) : 136 – 149. (in Chinese)
- [25] Frankel J A. Overshooting agricultural commodity markets and public policy: Discussion[J]. *American Journal of Agricultural Economics* ,1986 ,68(2) : 418 – 419.
- [26] Chen K , Ren J , Zha T. The nexus of monetary policy and shadow banking in China[J]. *American Economic Review* , 2018 ,108(12) : 3891 – 3936.
- [27] 余建干. 不同黏性对中国经济波动和货币政策的影响——基于贝叶斯估计的新凯恩斯 DSGE 模型[J]. *管理科学学报* ,2017 ,20(4) : 1 – 16.
Yu Jiangan. Empirical effect of different stickiness regimes on macroeconomic fluctuations and monetary policy in China [J]. *Journal of Management Sciences in China* ,2017 ,20(4) : 1 – 16. (in Chinese)
- [28] 战明华,汤颜菲,李帅. 数字金融发展、渠道效应差异和货币政策传导效果[J]. *经济研究* ,2020 ,55(6) : 22 – 38.
Zhan Minghua , Tang Yanfei , Li Shuai. Digital finance , channel effect differentiation and the effects of monetary policy [J]. *Economic Research Journal* ,2020 ,55(6) : 22 – 38. (in Chinese)
- [29] 彭涓,母从明,朱小能,等. 基于过度外推的资产定价[J]. *管理科学学报* ,2020 ,23(8) : 19 – 32.
Peng Juan , Mu Congming , Zhu Xiaoneng , et al. Cross-market contagion effect on tail risks between stock markets and exchange markets[J]. *Journal of Management Sciences in China* ,2020 ,23(8) : 19 – 32. (in Chinese)
- [30] 郑敏. 投资行为对房地产价格及其政策的影响[J]. *管理科学学报* ,2021 ,24(5) : 97 – 109.
Zheng Min. The impact of investment behavior on housing prices and policies[J]. *Journal of Management Sciences in China* ,2021 ,24(5) : 97 – 109. (in Chinese)
- [31] 华玉飞,逯进,杜通. 货币政策对固定资产投资价格的影响: 超调理论视角[J]. *世界经济* ,2021 ,44(1) : 174 – 196.
Hua Yufei , Lü Jin , Du Tong. The impact of monetary policy on prices of fixed asset investment: A perspective on the overshooting theory[J]. *The Journal of World Economy* ,2021 ,44(1) : 174 – 196. (in Chinese)
- [32] 刘金全. 货币政策作用的有效性和非对称性研究[J]. *管理世界* ,2002 ,3(3) : 43 – 51 ,59 – 153.
Liu Jinquan. Studies of the effectiveness and asymmetry of monetary policy in China’s economy[J]. *Journal of Management World* ,2002 ,3(3) : 43 – 51 ,59 – 153. (in Chinese)
- [33] 赵进文,闵捷. 央行货币政策操作效果非对称性实证研究[J]. *经济研究* ,2005 ,2(2) : 26 – 34 ,53.
Zhao Jinwen , Min Jie. Empirical study on the asymmetry of the effect of monetary policy operation of China’s center bank [J]. *Economic Research Journal* ,2005 ,2(2) : 26 – 34 ,53. (in Chinese)
- [34] Hamilton J D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle[J]. *Econometrics* ,1989 ,57(2) : 357 – 384.
- [35] Primiceri E G. Time varying structural vector autoregressions and monetary policy[J]. *The Review of Economic Studies* , 2005 ,72(3) : 821 – 852.
- [36] Youssef M , Mokni K , Ajmi AN. Dynamic connectedness between stock markets in the presence of the COVID-19 pandemic: Does economic policy uncertainty matter? [J]. *Financial Innovation* ,2021 ,7(1) : 227 – 233.
- [37] Nakajima J , Kasuya M , Watanabe T. Bayesian analysis of time-varying parameter vector autoregressive model for the Japanese economy and monetary policy[J]. *Journal of The Japanese and International Economies* ,2011 ,25(3) : 225 – 245.
- [38] 陈创练,龙晓旋,姚树洁. 货币政策、汇率波动与通货膨胀的时变成因分析[J]. *世界经济* ,2018 ,41(4) : 3 – 27.
Chen Chuanglian , Long Xiaoxuan , Yao Shujie. The time-varying relationship among monetary policy , exchange rate and inflation [J]. *The Journal of World Economy* ,2018 ,41(4) : 3 – 27. (in Chinese)

- [39]陈国进,陈凌凌,赵向琴. 信贷驱动、博傻投机与房价泡沫骑乘[J]. 管理科学学报, 2021, 24(9): 18–37.
Chen Guojin, Chen Lingling, Zhao Xiangqin. Speculative trading and riding credit-driven housing bubbles[J]. Journal of Management Sciences in China, 2021, 24(9): 18–37. (in Chinese)
- [40]刘金全,解瑶姝. “新常态”时期货币政策时变反应特征与调控模式选择[J]. 金融研究, 2016, 9(9): 1–17.
Liu Jinquan, Xie Yaoshu. The characteristics of monetary policy changes and the choice of control modes in the period of “New Normal” [J]. Journal of Financial Research, 2016, 9(9): 1–17. (in Chinese)
- [41]李涛,陈斌开. 家庭固定资产、财富效应与居民消费: 来自中国城镇家庭的经验证据[J]. 经济研究, 2014, 49(3): 62–75.
Li Tao, Chen Binkai. Real assets, wealth effect and household consumption: Analysis based on China household survey data [J]. Economic Research Journal, 2014, 49(3): 62–75. (in Chinese)
- [42]林东杰,崔小勇,龚六堂. 货币政策、消费品和投资品通货膨胀——基于金融加速器视角[J]. 金融研究, 2019, 3(3): 18–36. (in Chinese)
Lin Dongjie, Cui Xiaoyong, Gong Liutang. Monetary policy, consumption, and investment goods inflation: A financial accelerator perspective [J]. Journal of Financial Research, 2019, 3(3): 18–36. (in Chinese)
- [43]张成思,田涵晖. 结构性通货膨胀与通货膨胀预期形成机制[J]. 经济研究, 2020, 55(12): 148–164.
Zhang Chengsi, Tian Hanhui. Structural inflation and inflation expectations formation [J]. Economic Research Journal, 2020, 55(12): 148–164. (in Chinese)
- [44]黄宪,王旭东. 我国央行货币政策实施力度和节奏的规律及效果研究——基于历史演进和时变分析的视角[J]. 金融研究, 2015, 11(11): 15–32.
Huang Xian, Wang Xudong. Research on monetary policy implementation rules and effects of China’s central bank: Based on dynamic analysis of time-varying perspective [J]. Journal of Financial Research, 2015, 11(11): 15–32. (in Chinese)
- [45]温忠麟,张雷,侯杰泰,等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004, 5(5): 614–620.
Wen Zhonglin, Zhang Lei, Hou Jietai, et al. Testing and application of the mediating effects [J]. Acta Psychologica Sinica, 2004, 5(5): 614–620. (in Chinese)

Monetary policy, asset prices and consumer price fluctuations: Based on Pigou effect and overshooting theory

LU Jin¹, HUA Yu-fei^{1,2*}, WANG Qiu-su³

1. School of Economics, Qingdao University, Qingdao 266000, China;
2. Evergrowing Bank Postdoctoral Research Station, Jinan 250000, China;
3. School of Finance, Shangdong Institute of Business, Yantai 264000, China

Abstract: Based on the theory of price overshooting and Pigou wealth effect, this paper analyzes the dynamic impact mechanism of monetary policy on CPI from the theoretical level. The results show that monetary policy not only affects CPI directly, but also affects CPI indirectly through the overshooting effect of asset prices. Secondly, Markov-switching vector autoregressive models is further introduced to analyze the different regime characteristics of monetary policy and to calculate the dynamic impact of monetary policy on asset prices and CPI from the perspective of parameter time-varying. Empirical research shows that, first, monetary policy has obvious expansion and contraction regime characteristics. Second, monetary policy has an overshooting effect on asset prices compared with CPI in the short term, and monetary policy indirectly affects CPI through the Pigou effect of asset prices in the long term. Third, monetary policies have asymmetric effects on asset prices and CPI. The effect of expansionary monetary policies is smaller than that of contraction monetary policies. Meanwhile, asset prices also have asymmetric effects on CPI, and the “loss aversion” effect is obvious.

Key words: monetary policy; overshooting theory; Pigou effect