

# 以住房市场为载体的货币政策 传导机制研究

——SVAR 模型的一个应用<sup>①</sup>

王松涛 刘洪玉

(清华大学房地产研究所)

**【摘要】**本文首先提出以住房市场为载体的货币政策传导机制理论框架,其次通过构建结构向量自回归模型,定量研究住房市场传导货币政策的效果。实证分析表明,利率 1 标准方差正向结构冲击 (0.25%) 引发私人消费下降 1.09%,经济总产出和价格总水平也相应降低,房价则下降 0.47%;房价 1 标准方差正向结构冲击 (1.17%) 引发私人消费上升 1.24%,经济总产出和价格总水平也相应提高。上述结果综合表明,房价解释货币政策下私人消费下降的 45%,进一步应用数值模拟分析得到 54% 的结果,从而证明住房市场是传导货币政策信号的重要载体。

**关键词** 货币政策传导机制 住房市场 结构向量自回归模型 脉冲响应函数  
**中图分类号** F822.0 **文献标识码** A

## The Role of Housing Market in the Monetary Transmission Mechanism: An SVAR Approach

**Abstract:** This paper proposed a framework of housing market in the monetary transmission mechanism (MTM) and based on an SVAR model, empirically tested the role of housing market. The results show that, with one standard deviation structural shock from the mortgage rate (0.25%), private consumption decreases by 1.09%. Total output and price level are lowered. Housing Price falls by 0.47%. Meanwhile, with one standard deviation structural shock from the housing price (1.17%), private consumption increase by 1.24% and total output as well as price level enjoy increments. Combining above results, it suggests that housing price can explain about 45% of the fall in consumption following a mortgage interest rate shock. A simulation comes to a similar figure of 54%, which further prove the importance of housing market in the MTM.

**Key words:** Monetary Transmission Mechanism (MTM); Housing market; Structural Vector Auto-Regressive (SVAR); Impulse response function

<sup>①</sup> 本文得到国家自然科学基金项目“中国城市住房价格短期波动规律及其驱动力研究”资助(基金编号 70873072)。  
(C)1994-2025 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.

## 引 言

货币政策传导机制 (Monetary Transmission Mechanism, MTM) 是指由中央银行政策信号变化所引起的经济过程中各中介变量的连锁反应, 以及最终引起实体经济变化的作用途径和机理。货币政策传导机制对于货币政策调控宏观经济的效果具有重要影响, 货币政策是否有效关键取决于其传导机制是否畅通。虽然国际学术界已有很多学者针对货币政策传导机制进行了系统的理论和实证研究 (Bernanke 和 Blinder, 1988; Bernanke 和 Gertler, 1995; Christiano 等, 1999; Clements 等, 2001), 但是针对某一具体产业部门传导机制的研究则相对匮乏, 以住房市场为重点对象的研究则更为少见 (Iacoviello, 2000; Giuliodori, 2005; Elbourne, 2008; Iacoviello 和 Minetti, 2008)。实际上, 随着近年来住房价格剧烈波动给实体经济造成冲击程度的加大 (如日本泡沫经济、亚洲金融危机、美国次级抵押贷款危机等), 住房市场在货币政策传导机制中所扮演的角色逐渐成为相关研究的热点方向。

目前, 国内针对货币政策传导机制的已有研究集中于讨论“货币渠道”和“信贷渠道”的有效性及其相对重要性 (周英章和蒋振声, 2002; 蒋瑛琨等, 2005; 盛朝晖, 2006), 对货币政策在住房市场中传导机制的理论和实证研究尚不多见 (丁晨和屠梅曾, 2007)。本文将首先搭建以住房市场为载体的货币政策传导机制理论框架, 随后构建 7 个变量结构向量自回归 (SVAR) 模型定量模拟货币政策的传导效果。由于 SVAR 模型克服了传统 VAR 模型无法模拟系统内生变量同期相关性的不足, 且排除了 VEC 模型对系统施加错误长期约束可能产生的错误估计, 因此可以更加真实地逼近货币政策制定和实施的环境。本文以 Elbourne (2008) 作为实证研究基础, 采用两阶段分析法: 第一阶段, 估计货币政策的结构冲击对房价产生的影响; 第二阶段, 估计房价的结构冲击对私人消费产生的影响。假定私人消费对房价结构冲击的反馈效果在数量上不因导致房价变化的因素而改变, 则综合上述两阶段脉冲响应分析结果, 可估算出由房价冲击引发的私人消费变动占货币政策冲击引发的私人消费变动的比例。本文实证研究结果表明, 由紧缩货币政策引发的房价变动解释了私人消费变动的 48%, 住房市场是我国货币政策发挥作用的重要传导载体。为进一步验证结论可靠性, 本文进行了数值模拟分析, 得到结论基本一致。本文的研究成果不仅为中央银行进行货币政策操作提供了产业层面的理论与实践经验, 而且在当前我国宏观经济受世界金融危机剧烈冲击的背景下, 还有助于判断当前适度宽松的货币政策在宏观经济调控和住房市场干预方面的效果。

### 一、以住房市场为载体的货币政策传导机制理论框架

#### 1. 住房市场与货币政策传导机制

目前, 西方经济学界认为货币政策的传导途径是多样的, 从金融机构的资产负债角度看, “货币渠道 (Money Channel)” 和 “信贷渠道 (Credit Channel)” 两大分支是主流观点, 但对不同渠道的货币政策传导效果, 理论研究和实证分析中都还存在一定分歧。

“货币渠道”以凯恩斯主义的利率传导机制和货币学派的货币供给量传导机制为理论基础, 认为金融资产只有货币和债券两种形式, 银行贷款只是债券的一种, 贷款和债券可以相互替代, 即“货币渠道”建立在金融市场完美的假说之上。“信贷渠道”主要随着信息经济学的发展而被提出, 并在 20 世纪 80 年代和 90 年代开始得到广泛认可。Bernanke 和 Blinder (1988) 将“信贷渠道”进一步分为“银行贷款渠道 (Bank Lending Channel)”和“资产负债表渠道 (Balance Sheet Channel)”, “信贷渠道”认为, 金融资产有货币、债券和银行贷

款三种形式, 银行贷款和债券之间不可完美替代, 货币政策是通过银行信用影响局部投资水平, 进而影响总产出, 因而其基于金融市场不完美的假说之上。

“货币渠道”和“信贷渠道”从不同角度分析传导机制, 具有一定的互补性。在国内外的实证研究中, 针对两种渠道的有效性和相对重要性, 得到了不同的结果 (Stephen 和 Glenn, 1996; Ariccia 和 Garibaldi, 1998; 周英章和蒋振声, 2002)。然而, 无论“货币渠道”还是“信贷渠道”, 在影响企业或家庭的私人消费和投资决策之前, 往往要经过载体的传导, 住房市场和股票市场是相关研究中最重要载体。本文搭建的以住房市场为载体的货币政策传导机制理论框架, 如图 1 所示。

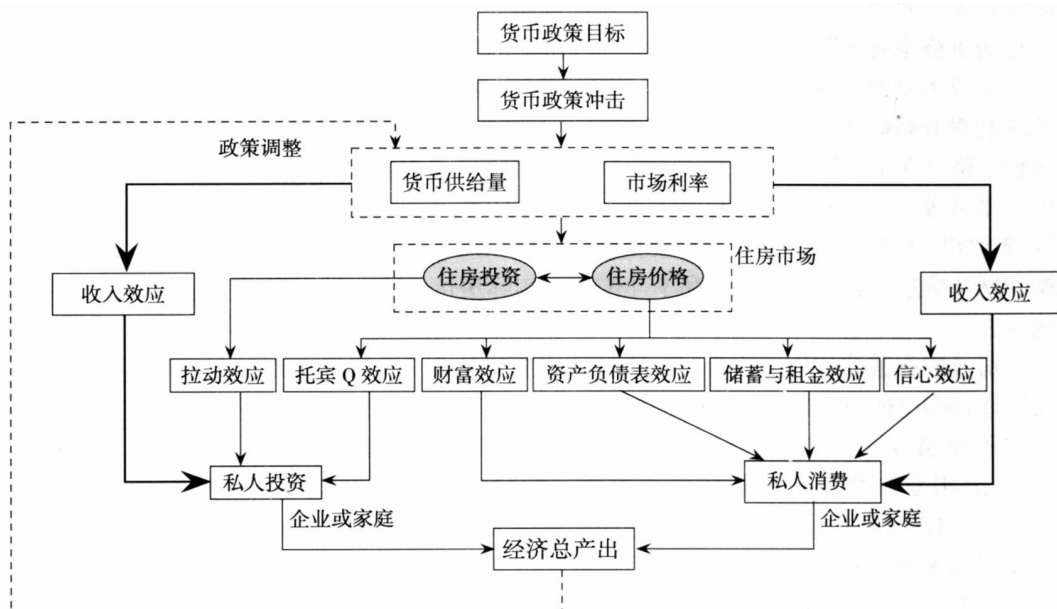


图 1 以住房市场为载体的货币政策传导机制理论框架

货币政策冲击首先影响到货币供给量和货币市场利率, 然后对住房市场 (以住房价格和住房投资<sup>①</sup>两个主要变量进行刻画) 产生影响, 并进而影响到企业或家庭的投资与消费选择, 最终作用于经济总产出。根据 Maclellan 等 (2000) 的观点, 住房市场对货币政策传导有直接效应和间接效应。主要的直接效应即所谓的“收入效应” (或称“现金流效应”): 在紧缩的货币政策下, 利率升高意味着所有负债都将上升。对于拥有住房抵押贷款债务的家庭或企业而言, 这意味着考虑住房成本后的可支配收入下降, 家庭和企业的消费和投资将受到负面冲击。直接效应如图 1 中粗实线所示。需要说明的是, “收入效应”的作用效果一方面取决于浮动利率抵押贷款合约 (variable rate mortgage) 和可重新协定利率贷款 (renegotiable rate mortgage) 合约比重<sup>②</sup>, 另一方面取决于家庭的存款率<sup>③</sup>。所谓的间接效应是指货币政策必须通过房价和住房投资等住房市场变量的变动传导至实体经济, 即住房市场作为一

① 本文所指的“住房投资”是指住房开发投资, 而不包括住房购置投资, 用于近似表征新增住房供给量。

② 对于固定利率抵押贷款合约, 利率变动并不会影响家庭负债的变化。

③ 若家庭的存款率较高, 则可支配收入的变动不会对家庭消费有显著冲击, 家庭会通过调整存款率保持消费水平。

种载体,其在货币政策传导机制中发挥的作用主要通过两个阶段实现:第一阶段,货币政策将导致房价和住房投资的变动;第二阶段,房价和住房投资的变动通过各种不同的渠道影响到企业和家庭的投资与消费,并作用于经济总产出,如图1中细实线所示。本研究重点关注住房市场对货币传导机制的间接效应。

### 1. 第一阶段

货币政策对住房市场的影响。由于住房供给的价格弹性在短期内趋近于零,因此货币政策对房价的影响主要通过其对住房需求的影响而实现。住房需求理论表明,紧缩的货币政策将对住房需求产生抑制作用并导致房价下降。一方面,从住房的投资品属性来看,利率升高意味着存款、政府债券等收益增加,将导致包括住房资产在内的其他资产投资吸引力相对下降,住房价格也将下降到各类资产之间无套利机会为止;另一方面,从住房的商品属性来看,利息成本是购买住房的主要成本,因此住房使用成本(cost of home ownership)随抵押贷款利率升高而增加,并抑制住房需求。国外很多实证研究表明,紧缩货币政策冲击将导致房价下降(Aoki等,2002;Giuliodori,2005;Iacoviello和Minetti,2007)。国内相关研究中,张涛等(2006)运用协整方程研究了2002~2005年我国房地产均衡价格,结果表明抵押贷款实际利率每上升1%,则实际房价下降0.024%;王来福和郭峰(2007)利用VAR模型和脉冲响应函数发现,实际利率冲击造成实际房价下降,并在滞后4季度后达到最大负向响应。

住房投资在紧缩的货币政策下也将下降。由于资金成本的提高和贷款可得性的下降,住房投资往往会迅速对紧缩的利率政策做出反应,表现在住房存量流量模型中,即为当期住房投资与利率负相关(Dipasquale和Wheaton,1994)。在国内的相关研究中,梁云芳等(2006)运用变参数模型得到的结果表明,实际利率每增加1%,房地产开发投资下降0.09%~0.42%。

### 2. 第二阶段

住房市场对私人消费和投资的影响。图1表明,住房价格通过“财富效应”、“资产负债表效应”、“储蓄与租金效应”、“信心效应”影响私人消费,而住房投资的“拉动效应”和住房价格的“托宾Q效应”联合影响私人投资。

住房价格的“财富效应”是指房价的升高将引发家庭财富的增长。由于住房资产在家庭财富中比重较大,根据莫迪利亚尼的全生命周期消费的财富效应理论,家庭的消费支出也将相应增长,反之亦然。值得说明的是,对于住房价格引发“财富效应”的效果在学术界还有一些争议:Miles(1994)认为,在住房交易过程中,获益者和受损者将从总体上“中和”家庭财富的增长;Giuliodori(2005)认为,Miles的判断忽略了两类群体边际消费倾向的不同,在财富增长家庭边际消费倾向更高的条件下,“财富效应”往往是有效的;Kennedy和Anderson(1994)认为,较高的交易成本、较低的贷款价值比(loan to value ratio, LTV)、较低的住房自有化水平等因素都将削弱住房市场“财富效应”的效果。即便如此,不同国家的实证研究仍基本上支持了显著的住房“财富效应”,例如Case等(2005)针对美、英等14个国家的研究表明,住房市场的财富效应要明显强于股票市场;Giuliodori(2005)对欧盟九个国家的分析也表明,英国、西班牙等至少7个国家存在比较明显的住房价格“财富效应”。

住房价格对私人消费的第二条重要作用渠道是“资产负债表效应”。房价的上升将导致家庭抵押资产价值增长,从而强化了其通过商业银行进行外部融资的能力,并进而刺激其消费。需要指明,由于“银行信贷渠道”属于货币政策在金融系统内部传导的范畴,且其对消

费的影响并不因房价变动而产生,因此并不出现在第二阶段的传导路径上。Iacoviello 和 Minetti (2008) 利用多个 VAR 模型的实证研究表明,德国的住房市场主要通过“资产负债表效应”对消费产生影响。

“储蓄与租金效应”针对住房市场中潜在的购房或租房家庭而言。“储蓄效应”主要是指潜在的购房家庭需对首付款进行较长时间的储蓄积累,由于原有住房的价值往往是首付款的重要来源,因而当房价上升时,出售原住房获得的自有资金增加,家庭可减少储蓄而增加其日常消费。储蓄效应在首付款比率较高,且住房金融服务不发达(即家庭受到“信贷约束”)的市场上体现得非常明显。所谓“租金效应”主要针对租房家庭而言。由于房价上升会导致租金上涨,因而该类家庭的可支配收入水平和消费水平都相应降低,即使考虑到房东租金收入的等额增长,由于租房家庭的边际消费倾向相对更高,所以整体而言,房价上升引发的租金上涨将对家庭消费产生一定的抑制作用(Giuliodori, 2005)。

住房价格的“信心效应”是指当房价持续上升时,作为宏观经济的“晴雨表”,家庭和企业将预期未来经济增长,因而增加其投资和消费。值得说明的是,虽然在宏观的时间序列分析中,财富效应也反映了对未来的预期,但是从理论基础来看,“信心效应”是独立于“财富效应”的作用渠道(Altissimo 等, 2005)。

“托宾 Q 效应”是经济学家 Tobin 于 1969 年提出的一个反映公司未来投资价值的比率,其 Q 值被定义为公司的市场价值与其重置成本之比。当 Q 大于 1 时,表明企业所拥有的资产市值高于其重置成本,企业只需发行少量股票就可以获得较多资金满足新的投资项目,因而会刺激投资增长;反之,当 Q 小于 1 时,投资新项目就不如在市场上收购既有的企业划算,企业将不会进行新的投资。住房价格的“托宾 Q 效应”意味着房价上升时,企业市场价值增加导致 Q 值上升,并进而刺激投资增长。

住房投资仅通过“拉动效应”影响私人投资。由于住宅开发的产业链条很长,从上游的钢铁、化工产业到下游的家电、装修、金融服务业等,住宅产业影响到国民经济的几十个部门。这也是在经济衰退期,各国政府常推出大规模住房建设计划来刺激经济的主要原因。

从图 1 可以看出,在以住房市场为载体的货币政策传导机制框架中,住房价格相对于住房投资而言,是更重要的住房市场变量,且住房价格对私人消费的影响处于整个传导机制的核心位置,因此,国外的很多相关研究也都根据住房价格传导货币政策对私人消费冲击的能力,来判断住房市场在货币传导机制中的作用(Aoki 等, 2002; Giuliodori, 2005; Elbourne, 2008)。此外,住房价格对私人消费的作用程度还与各国住房市场和金融市场的制度因素密切相关。一般而言,在住房交易成本较低、信贷可得性较强、贷款价值比(LTV)较高、住房自有化率较高,允许资产增值抵押借款(Mortgage Equity Withdrawal, MEW)的经济体中,住房市场对私人消费的影响较大,在货币政策传导机制中所扮演的角色也更重要。Giuliodori (2005) 通过比较研究证明,在金融市场比较活跃的北欧国家和英国,其住房市场在货币政策传导机制中发挥的作用要明显强于欧洲大陆国家。

## 二、模型、数据与实证研究结果

### 1. 实证研究模型

货币政策传导机制的研究多采用向量自回归(Vector Auto-Regression, VAR)模型。VAR 模型最早由 Sims (1980) 提出,该模型从数据生成过程角度对系统内生变量进行解释,充分模拟了系统的动态特征。当内生解释变量之间具有协整关系时,VAR 模型可转换

为向量误差修正模型 (Vector Error Correction, VEC), 并以此协整关系对内生变量的变动进行约束。

与上述方法不同, 本文将采用结构向量自回归 (SVAR) 模型进行实证分析。与普通 VAR 和 VEC 模型相比, SVAR 模型的优点一方面体现在其对系统内生变量的同期相关关系, 可以给出更加符合货币政策环境的设定, 避免 VAR 方法中 Choleski 分解引发内生变量排序对结果的敏感影响; 另一方面 SVAR 模型避免了施加错误的长期约束可能对模型结果产生的负面作用, 尤其是内生变量较多时, VEC 往往不能用经典经济理论解释多个协整关系。近年来, SVAR 模型在相关的实证研究中得到了广泛应用, 比较有代表性的为 Elbourne (2008)。

式 (1) 给出了  $p$  阶 SVAR 模型的数学表达式。其中,  $B_0$  为内生变量同期相关性矩阵,  $\Gamma_i$  为内生变量滞后项的系数矩阵,  $\mu_t$  为 SVAR 的  $k$  维随机误差项,  $\mu_t$  不具有序列相关性, 且满足  $E(\mu_t \mu_t') = \Delta_k$ ,  $\Delta_k$  为对角阵。由于在 SVAR 模型中, 直接将模型之间的同期相关关系表示于等号左侧, 可以由模型参数解释, 因此称式 (1) 为 VAR 模型的结构式。

$$B_0 y_t + \Gamma_1 y_{t-1} + \Gamma_2 y_{t-2} + \dots + \Gamma_p y_{t-p} + Cx_t = \mu_t$$
$$B_0 = \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} & \dots & -b_{1k} \\ -b_{21} & 1 & \dots & -b_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ -b_{k1} & -b_{k2} & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad \Gamma_i = \begin{bmatrix} \gamma_{11}^{(i)} & \gamma_{12}^{(i)} & \dots & \gamma_{1k}^{(i)} \\ \gamma_{21}^{(i)} & \gamma_{22}^{(i)} & \dots & \gamma_{2k}^{(i)} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \gamma_{k1}^{(i)} & \gamma_{k2}^{(i)} & \dots & \gamma_{kk}^{(i)} \end{bmatrix} \quad u_t = \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \\ \vdots \\ \mu_{kt} \end{bmatrix} \quad (1)$$

VAR 模型的简化式和结构式之间可以进行转换。假设  $\epsilon_t$  为简化式模型的随机误差项, 则式 (2) 刻画了 SVAR 模型和简化式模型随机误差项之间的关系。

$$\mu_t = B_0 \epsilon_t \tag{2}$$

在应用 SVAR 模型分析货币政策传导机制时, 要对  $B_0$  施加约束条件, 而这些约束条件往往以经济理论或者货币政策制定和实施的过程为基础。对于具有  $k$  个内生解释变量的 SVAR 模型, 需要对  $B_0$  施加  $k(k-1)/2$  个约束条件才能恰好识别出所有参数。 $B_0$  识别后, 便可得到其他系数矩阵之间的关系。

2. 基础数据

本文选择国内生产总值 (GDP)、居民消费价格指数 (CPI)、社会消费品零售总额 (CON)、广义货币供给量 (M2)、抵押贷款标准利率 (MRate)、全国住房销售价格指数 (HP)、全国住房投资额 (HI) 7 个变量进入 SVAR 模型。

我国货币政策的最终目标是“物价稳定为前提, 以此来促进经济增长”。由于国内生产总值是描述宏观经济运行最佳的总量指标, 因此用其表征“经济增长”, 而用居民消费物价指数表征物价总水平。由于我国缺少比较完善的家庭消费统计数据, 因此借鉴 Elbourne (2008) 等研究, 采用社会消费品零售总额来表征“私人消费”水平。

货币供给量和市场利率是表征货币政策变动的最重要变量。虽然 1996 年我国正式将货币供应量 M1 作为货币政策中介目标, 并同时 M0 和 M2 作为观察目标, 但是随着经济的不断发展和金融创新步伐的加快, M1 日益表现出可控性和可测性不足的缺点, 而 M2 的可控性相对较强, 越来越多的研究倾向于支持用 M2 来代替 M1 作为货币政策的中介目标, 有鉴于此, 本部分也采用 M2 表征货币供给量。由于我国的利率仍然是有管制的可浮动利率制

度，并没有完全市场化的利率变量。在诸多利率变量中，对住房市场影响最为显著的是抵押贷款标准利率，本文选取该变量表征市场利率。

住房价格和住房投资是住房市场在货币政策传导机制中发挥核心作用的两个变量，本文选取“全国新建商品住宅销售价格指数”和“全国商品住宅开发投资”来分别表征我国住房价格和住房投资的变动。

由于全国商品住宅开发投资从1998年第4季度开始发布季度数据，因此本研究的数据跨度从1998年第4季度至2008年第2季度。其中，国内生产总值、居民消费价格指数和广义货币供给量来自各期《中国经济景气月报》；社会消费品零售总额来自国家统计局网站；抵押贷款标准利率先根据样本期内各次利率调整得到名义值序列，再减去通货膨胀率得到；全国新建商品住宅销售价格指数和全国商品住宅开发投资来源于国家统计局的相关统计数据。需要说明的是，由于我国没有公布居民消费价格指数的定基比数据，所以根据同比和环比数据，以2002年第4季度为基期构造定基比序列并计算通货膨胀率。在进入模型计算前，除居民消费价格指数和抵押贷款标准利率以外的所有数据都根据居民消费价格指数的定基比序列调整为实际值，并利用EViews 6.0提供的X11方法剔除季节性。

(1) 时间序列平稳性检验。本文采用ADF方法进行变量的平稳性检验。滞后阶数以AIC值最小为原则，且最大滞后阶数为8季度，选取带有截距和趋势项的模型，检验结果如表1所示。

表 1 各变量单位根检验结果						
变量	ADF 检验值	概率	结论	ADF 检验值	概率	结论
D (GDP)	−9.710	0.000	拒绝	—	—	—
D (CPI)	−2.888	0.177	接受	−9.535	0.000	拒绝
D (CON)	−9.765	0.000	拒绝	—	—	—
D (M <sup>2</sup> )	−4.342	0.008	拒绝	—	—	—
MRate	−3.285	0.085	拒绝	—	—	—
D (HP)	−1.537	0.799	接受	−14.045	0.000	拒绝
D (HI)	0.556	0.999	接受	−6.648	0.000	拒绝

(2) 变量协整关系检验。本文采用Johansen协整检验对7个变量系统进行分析。假定数据中存在线性趋势，协整向量含有截距但是没有线性趋势，与Elbourne (2008) 等研究一样，选取2季度作为滞后阶数，得到的检验结果如表2所示。

表 2 各变量 Johansen 协整检验结果							
协整向量数最大值	特征值	迹统计量	5%临界值	概率值	最大特征值	5%临界值	概率值
0*	0.841	217.597	125.615	0.000	66.125	46.231	0.000
1*	0.677	151.472	95.754	0.000	40.653	40.078	0.043
2*	0.659	110.818	69.819	0.000	38.725	33.877	0.012
3*	0.571	72.094	47.856	0.000	30.458	27.584	0.021
4*	0.477	41.635	29.797	0.001	23.329	21.131	0.024
5*	0.398	18.307	15.495	0.018	18.268	14.265	0.011
6	0.001	0.039	3.841	0.843	0.039	3.841	0.843

注：\*表示在5%的置信水平下，拒绝零假设，7个变量系统最多只有n个协整向量。

(C)1994-2025 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www

表 2 表明, 无论是迹统计量还是最大特征值法, 均证明系统有 6 个协整向量。由于本文主要关心系统内生变量的短期互动关系, 因此根据 Sims 等 (1990) 的结论, 即当几个变量存在协整关系时, 用变量的水平值建立的 VAR 模型不会出现识别错误, 且最小二乘法得到的是一致估计, 本文也采用水平值进入模型, 且对抵押贷款标准利率以外的变量取自然对数。

(3) 模型参数估计。对 7 个变量形成的系统直接应用 SVAR 模型。由于观察点个数的限制, 选取滞后期为 2 季度, 模型如式 (3) 所示。

$$B_0 y_t = \Gamma_1 y_{t-1} + \Gamma_2 y_{t-2} + \mu_t \tag{3}$$

利用 SVAR 模型模拟货币政策的传导机制时, 关键是如何设定内生变量的同期相关矩阵  $B_0$ 。结合已有的经济理论, 参考 Kim 和 Roubini (2000)、Elbourne (2008) 的设定方法, 本文的  $B_0$  矩阵如式 (4) 所示。

$$\begin{bmatrix} \mu_{GDP} \\ \mu_{CPI} \\ \mu_{CON} \\ \mu_{MD} \\ \mu_{MS} \\ \mu_{HP} \\ \mu_{HI} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & b_{23} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & 0 & 1 & 0 & 0 & b_{36} & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 & b_{45} & 0 & b_{47} \\ 0 & 0 & 0 & b_{54} & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{64} & b_{74} & 1 & 0 \\ b_{71} & 0 & 0 & b_{74} & b_{75} & b_{76} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{GDP} \\ \epsilon_{CPI} \\ \epsilon_{CON} \\ \epsilon_{M2} \\ \epsilon_{MRate} \\ \epsilon_{HP} \\ \epsilon_{HI} \end{bmatrix} \tag{4}$$

式 (4) 第一行表明经济总产出只受其他变量滞后期的影响。第二行表明物价总水平与经济总产出、私人消费之间具有同期相关性。第三行表明, 私人消费不仅受经济基本面的同期影响, 而且也受房价波动的同期影响。系数  $b_{36}$  刻画了房价冲击引发的消费变动, 对应传导机制的第二阶段, 是影响住房市场载体作用的重要参数之一<sup>①</sup>。第四行和第五行分别表征货币需求和货币供给。根据 Sims 和 Zha (2006)、Elbourne (2008) 的研究, 由于当季的经济总产出、价格总水平、私人消费等宏观经济统计数据 and 住房价格统计数据要滞后 1 个季度公布, 因此利率不能对上述变量产生同期反馈, 而主要受同期货币供给量的影响。第六行和第七行分别表征房价和住房投资。同期内房价主要受货币政策的影响, 而住房投资除了受货币政策和宏观经济基本面的影响显著外, 还受房价的同期影响。

应用 EViews 6.0 对式 (4) 进行识别, 得到参数估计结果 (略)。虽然部分变量并不显著, 但 SVAR 模型重点关注的是脉冲响应函数分析, 因此进一步利用识别出来的 SVAR 模型进行动态脉冲响应分析。

(4) 脉冲响应函数分析。①货币政策结构冲击的脉冲响应。图 2 和图 3 分别表征抵押贷款标准利率和广义货币供给量的一个标准方差结构冲击对其他内生变量的影响。图中横轴代表季度数 (结构冲击在 1 季度时发生), 纵轴单位为%, 实线为脉冲响应函数值, 虚线表示正负两倍标准差偏离带。对比发现, 紧缩货币政策条件下 (见图 2, 利率升高) 和宽松货币政策条件下 (见图 3, 货币供给量增加), 所有宏观经济和住房市场变量的响应均与理论预

<sup>①</sup> 房价对消费的作用效果还同时取决于 VAR 模型滞后期参数矩阵中对应的系数  $b_{36}^{t=1}$  和  $b_{36}^{t=2}$   
(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. <http://www>



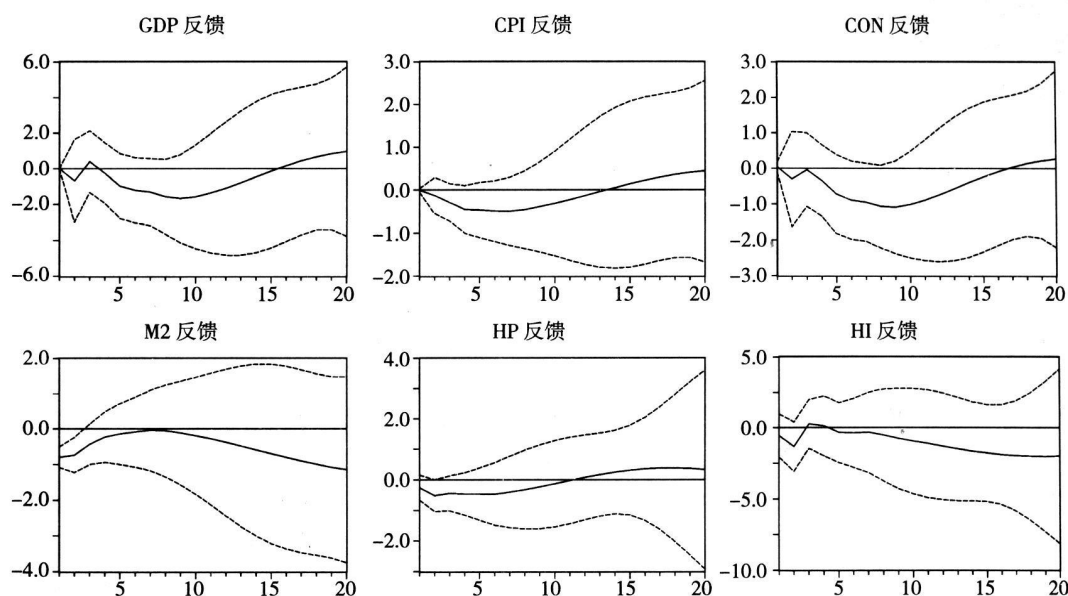


图2 抵押贷款标准利率的一个标准方差 (0.248%) 结构冲击对其他内生变量的影响

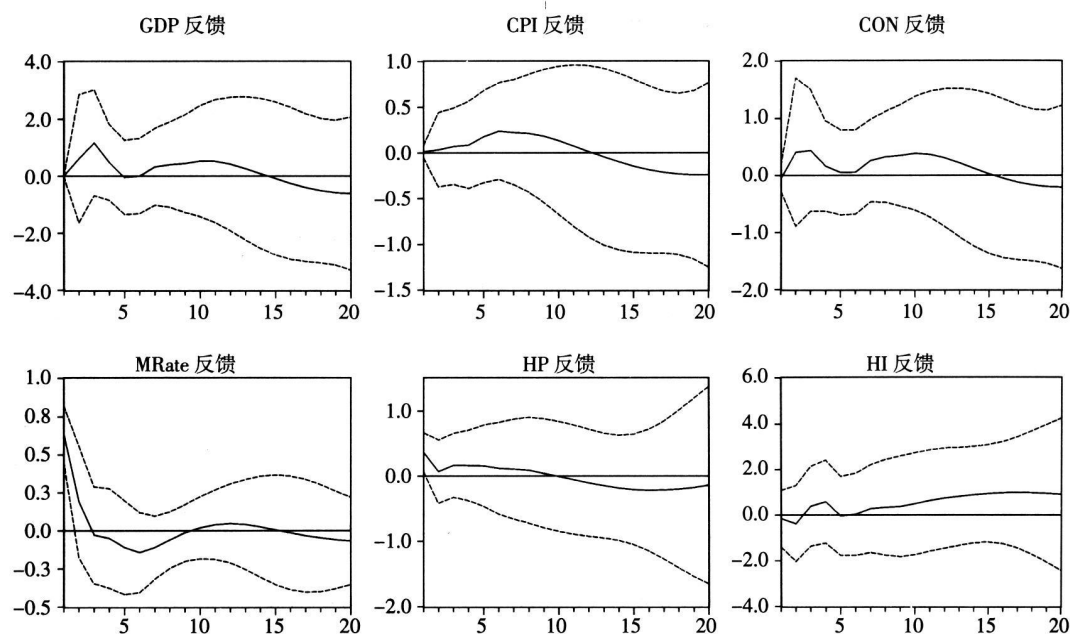


图3 广义货币供给量的一个标准方差 (0.490%) 结构冲击对其他内生变量的影响

期相符。具体而言,在抵押贷款标准利率 0.248% 的正向冲击下<sup>①</sup>,经济总产出和私人消费产生了经典的“U”形反馈,且经济总产出在 9 季度后达到最大负响应-1.678%,私人消费在 9 季度后产生最大负响应-1.094%;价格总水平也在利率冲击下下降,且在 7 季度后

<sup>①</sup> 由于篇幅有限,抵押贷款标准利率和广义货币供给量自身脉冲响应函数图没有列出,可向作者索要。

产生最大负响应-0.498%；住房价格和住房投资在利率冲击下，当期分别下降了0.254%和0.574%，住房价格在6季度后达到最大负响应-0.467%，住房投资持续下降，20季度后达到最大负响应-2.008%。在广义货币供给量0.490%的正向冲击下，经济总产出、价格总水平和私人消费的最大正向响应分别为1.165%（第3季度）、0.239%（第6季度）、0.436%（第3季度）；住房价格和住房投资的最大正向响应分别为0.366%（第1季度）和0.988%（第17季度）。上述结果表明，在样本期内，中央银行通过调整利率和货币供给量政策，不仅可有效的实现宏观经济调控的目标，而且紧缩的货币政策也在预防房价泡沫、防止住房投资过度等方面发挥了积极作用。②房价结构冲击的脉冲响应。为了衡量房价在货币政策传导机制中的作用，本部分模拟了房价的一个标准方差结构冲击对其他内生变量的影响。与Giuliodori（2005）和Elbourne（2008）的结果相似，在房价的正向冲击下，私人消费形成了“倒U”形的响应<sup>①</sup>。图4表明，在住房价格1.167%的正向冲击下，私人消费在前3季度出现了小幅负向响应，但是从第4季度开始响应为正，并在第9季度达到最大正向响应1.240%。除此之外，经济总产出和价格总水平在房价的正向冲击下，最大正向响应分别为2.742%（第9季度）和1.022%（第7季度）；住房投资下降，并在第3季度后不断上升，14季度后出现正向响应；货币供给量在8季度后达到最大负响应1.575%；抵押贷款基准利率则在11季度后达到最大正响应0.260%。

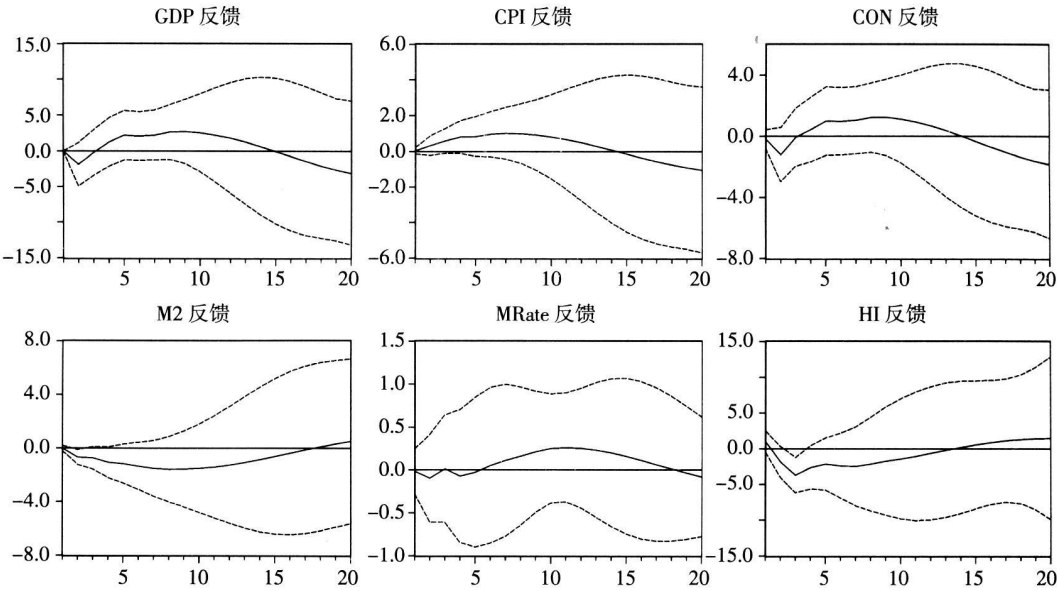


图4 住房价格的一个标准方差（1.167%）结构冲击对其他内生变量的影响

综合脉冲响应函数分析的结果，由于房价1.167%的增长最多可刺激私人消费增加1.240%，因此利率结构冲击造成房价0.467%的下降，至少可以引发私人消费下降0.496%（ $=0.467\% \times (1.240\% \div 1.167\%)$ ），而这一比重占私人消费整体下降1.094%的比重为45.338%，说明住房价格在货币政策影响私人消费的传导机制中发挥了重要作用，住房市场是我国货币政策发挥作用的重要载体。

① 在Giuliodori（2005）的研究中，9个欧盟国家中有7个在房价冲击下形成了“倒U”形的响应特征。

(5) 数值模拟验证。本文借鉴 Giuliadori (2005) 的数值模拟方法, 考察没有住房价格作为载体条件下, 私人消费对紧缩货币政策的响应, 并通过对比估算住房价格在传导机制中发挥的作用<sup>①</sup>。这一数值模拟方法意味着将住房价格变为系统外生变量, 在当期以及滞后两个季度内, 住房价格不会对消费产生任何内生影响。同样的, 对新形成的 6 个变量系统进行 SVAR 识别和脉冲响应函数分析。为保证紧缩货币政策相同, 仍采用抵押贷款标准利率的一个标准方差结构冲击, 将数值模拟条件下的私人消费反馈与原反馈进行比较, 如图 5 所示, 其中实线代表原来得到的私人消费对抵押贷款实际利率冲击的反馈, 虚线代表数值模拟条件下的新反馈。

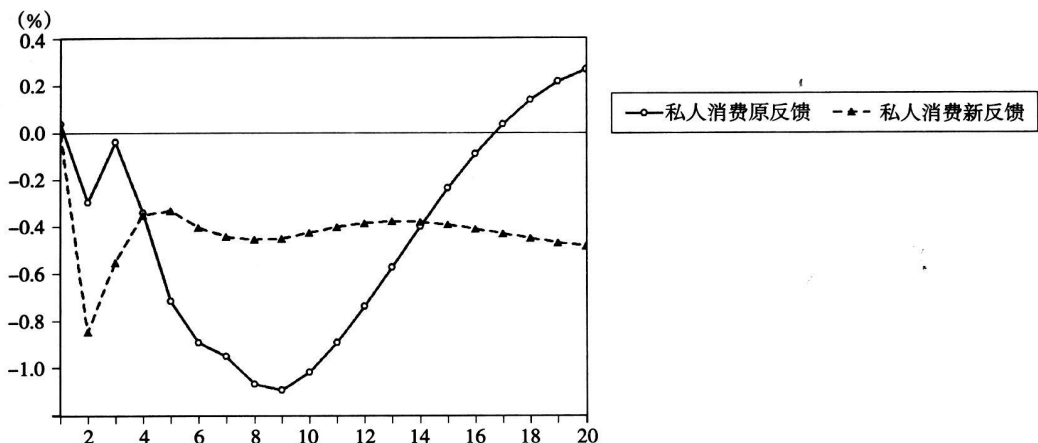


图 5 抵押贷款利率的一个标准方差结构冲击对私人消费脉冲影响的对比图

图 5 表明, 从第 4 季度至第 14 季度, 新反馈小于原反馈, 意味着在没有住房价格的传导作用时, 相同的货币政策冲击对私人消费的作用效果减小。由于此时新反馈的最大负值出现在第 8 季度且为  $-0.505\%$ , 所以, 与原反馈最大负值的缺口部分可以认为是住房价格的贡献, 即住房价格传导了  $53.839\%$  ( $=1 - 0.505 \div 1.094$ ) 的货币政策对私人消费的冲击。这与此前得到的  $45.338\%$  的点估计值相似, 进一步验证了住房市场在货币政策传导机制中的重要作用。值得注意的是, 新反馈在第 2、第 3 季度以及第 15 季度以后大于原反馈, 说明从长期来看, 住房价格可能抑制私人消费<sup>②</sup>, 这与 Giuliadori (2005) 研究得到的意大利、芬兰、西班牙和瑞典的模拟响应非常相似, 造成这一结果的原因不是本文重点, 留至后续研究。

### 三、结 论

随着近年来住房价格剧烈波动给实体经济造成冲击程度的加大, 越来越多的研究开始关注住房市场在货币政策传导机制中所发挥的作用。本文搭建了以住房市场为载体的货币政策传导机制理论框架, 区分了住房市场对货币政策传导的直接效应和间接效应, 并归纳了住房

<sup>①</sup> 这种数值模拟方法很容易遭受“卢卡斯批判 (Lucas Critique)”, 因为在理性预期条件下, 如果住房价格不能对私人消费产生影响, 那么, 中央银行将会改变货币政策的反馈方程, 从而导致实际的利率冲击与模拟的利率冲击并不相同。然而, 在当前 VAR 模型缺少足够坚实微观基础的条件下, 这一缺陷是无法克服的, 这也是本文用这一方法进行结果验证的原因。

<sup>②</sup> 第 2 季度和第 3 季度响应由于持续时间比较短, 所以认为是奇异点 (outlier), 不反映主要的趋势。

价格和住房投资影响实体经济的六种渠道(财富效应、资产负债表效应、储蓄与租金效应、信心效应、托宾Q效应、拉动效应)。分析表明,住房价格对私人消费的影响处于货币政策传导机制的核心位置。

文章随后构建了7个变量SVAR模型,对住房价格传导货币政策对私人消费的冲击效果进行了定量研究。实证结果表明,房价大约解释了紧缩货币政策下私人消费下降的45%,而数值模拟分析得到的这一比率为54%,证明了住房市场在货币政策传导机制中发挥了非常重要的载体作用。随着我国住房抵押贷款市场的不断完善,以及我国城市住房自有化率和流动性的不断提高,住房市场在传导货币政策信号方面的载体作用将进一步巩固。

实证分析结果表明,我国货币政策可有效调控宏观经济。无论是提高实际利率还是紧缩货币供给量,包括经济总产出、价格总水平、私人消费在内的主要宏观经济变量都产生了和理论预期一致的响应,且作用时滞与针对欧洲各国的实证研究也基本一致(Giuliodori, 2005)。实证分析结果还表明,我国从2003年下半年开始启动的系列住房市场干预政策中,紧缩的货币政策对稳定住房价格、抑制住房投资快速上涨发挥了重要作用,是一种有效的干预工具。为应对国际金融危机的影响,国家从2008年下半年开始,将货币政策从“从紧”调整为“适度宽松”,依据本文研究得到的规律判断,该政策调整将有助于刺激包括私人消费在内的经济总产出的增长以及价格总水平的稳定,对住房市场的稳定也将起到积极的作用。

### 参考文献

- [1] Bernanke B. S. and Blinder A., *Credit, Money, and Aggregate Demand* [J], *American Economic Review*, 1988, 78 (2): 435~439.
- [2] Bernanke B. S. and Gertler M., *Inside the Black Box: the Credit Channel of Monetary Transmission* [J], *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9 (4): 27~48.
- [3] Christiano L., Eichenbaum M. and Evans, C., *Monetary Policy Shocks: What Have We Learned, And to What End* [M], In: Taylor, J. B., Woodford, M. (Eds.), *Handbook of Monetary Economics*, North-Holland, Amsterdam, 1999, 65~148.
- [4] Clements B., Kontolemis Z. G. and Levy J., *Monetary Policy under EMU: Differences in the Transmission Mechanism?* [J], *IMF Working Paper Series*, 2001, No. 105.
- [5] Iacoviello M., *House Prices and the Macro Economy in Europe: Results from a Structural VAR Analysis* [J], *ECB Working Paper Series*, 2000, No. 18.
- [6] Giuliodori M., *The Role of House Prices in the Monetary Transmission Mechanism across European Countries* [J], *Scottish Journal of Political Economy*, 2005, 52 (4): 519~543.
- [7] Elbourne A., *The UK Housing Market and the Monetary Policy Transmission Mechanism: An SVAR Approach* [J], *Journal of Housing Economics*, 2008, 17 (1): 65~87.
- [8] Iacoviello M. and Minetti R., *The Credit Channel of Monetary Policy: Evidence from the Housing Market* [J], *Journal of Macroeconomics*, 2008, 30 (1): 69~96.
- [9] Stephen D. O. and Glenn D. R., *Is There a Broad Credit Channel of Monetary Policy?* [J], *FRBSF Economic Review*, 1996, (1): 21~26.
- [10] Ariccia G. D. and Garibaldi P., *Bank Lending and Interest Rate Changes in a Dynamic Matching Model* [J], *IMF working paper*, 1998.
- [11] Maclennan D., Muellbauer J. and Stephens M., *Asymmetries in Housing and Financial Market Institutions and EMU* [J], *Oxford Review of Economy*, 2000, 30 (3): 54~80.

- [12] Aoki K., Proudman J. and Vlieghe G., *Houses As Collateral: Has the Link between House Prices and Consumption in the U. K. Changed?* [J], Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review, 2002, 8 (1): 163~177.
- [13] Dipasquale D. and Wheaton W. C., *Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices* [J], Journal of Environmental Economics and Management, 1994, 35 (1): 1~27.
- [14] Miles D., *Housing Financial Markets and the Wider Economy* [M], 1994, John Wiley and Sons, New York.
- [15] Kennedy N. and Andersen P., *Housing Saving and the Real House Prices: An International Prospective* [J], BIS Working Paper, 1994, No. 20.
- [16] Case K. E., Quigley J. M. and Shiller R. J., *Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market* [J], Advances in Macroeconomics, 2005, 5 (1), article1.
- [17] Altissimo F., Georgiou E., Sastre T., Teresa M., Sterne V. G., Stocker M., Weth M., Whelan K. and Willman A., *Wealth and Asset Price Effects on Economic Activity* [J], European Central Bank Occasional Paper Series, 2005, No. 29.
- [18] Sims C. A., *Macroeconomics and Reality* [J], Econometrica, 1980, 48 (1): 1~48.
- [19] Kim S. and Roubini N., *Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR* [J], Journal of Monetary Economics, 2000, 45 (3): 561~586.
- [20] Sims C. A. and Zha T., *Does Monetary Policy Generate Recessions?* [J], Macroeconomic Dynamics, 2006, 10 (2): 231~272.
- [21] 周英章、蒋振声:《货币渠道、信用渠道与货币政策有效性——中国 1993~2001 年的实证分析和政策含义》[J],《金融研究》2002 年第 9 期。
- [22] 蒋瑛琨、刘艳武、赵振全:《货币渠道与信贷渠道传导机制有效性的实证分析》[J],《金融研究》2005 年第 5 期。
- [23] 盛朝晖:《中国货币政策传导渠道效应分析: 1994~2004》[J],《金融研究》2006 年第 7 期。
- [24] 丁晨、屠梅曾:《论房价在货币政策传导机制中的作用——基于 VECM 分析》[J],《数量经济技术经济研究》2007 年第 11 期。
- [25] 张涛、龚六堂、卜永祥:《资产回报、住房按揭贷款与房地产均衡价格》[J],《金融研究》2006 年第 2 期。
- [26] 王来福、郭峰:《货币政策对房地产价格的动态影响研究——基于 VAR 模型的实证》[J],《财经问题研究》2007 年第 11 期。
- [27] 梁云芳、高铁梅、贺书平:《房地产市场与国民经济协调发展的实证分析》[J],《中国社会科学》2006 年第 3 期。

(责任编辑: 朱长虹; 校对: 吕小玲)