

基于QVAR模型研究货币政策对房地产价格的影响

司颖华, 王婉婷

(兰州财经大学统计与数据科学学院, 兰州 730020)

摘要:近年来,中国对于房地产价格的调控开始以货币政策为主。为了研究货币政策对于房地产价格的影响,采用QVAR模型,使用分位数脉冲响应图与方差分解探究货币政策因素对房地产价格变化的影响。货币政策分别选用数量型货币政策货币供应量M2与价格型货币政策银行同业拆借利率、沪深300指数股票价格涨跌幅度作为标准,房地产价格选用2003—2023年国房景气指数作为被冲击变量,分别用M2增长率、银行同业拆借利率对房地产价格基于QVAR模型做分位数脉冲响应函数图以及方差分解分析。研究结果显示,数量型货币政策与房地产价格短期负相关长期正相关,价格型货币政策与房地产价格负相关,且货币供应量对于房地产价格的影响权重占比更大。

关键词: QVAR模型; 货币政策; 分位数脉冲响应函数; 房地产价格

中图分类号: F822.1; F293.35 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)14-0247-08

自20世纪末中国住房制度改革后,房地产一直呈现高速发展的状态。房地产业不仅是支柱产业,规模大、链条长、涉及面广,牵涉着各行各业的发展,也是国民经济的一个压舱石,因此房地产的重要地位不言而喻,并且房地产一直被国人重点关注着。随着中国经济和社会的快速发展,房地产价格也随之“水涨船高”,相应地制定了一系列以货币政策为主的调控措施。然而,2020年,新型冠状病毒肺炎疫情在全球范围内暴发,这给中国经济和社会带来前所未有的冲击和挑战,也给房地产市场的发展带来新的考验和变化。在疫情期间,许多城市的房价出现明显的下跌,有些甚至跌破成本线。显然疫情对房地产带来不小的冲击,因此许多人认为这是房地产市场的末日,预测未来房价将一蹶不振。随后,在疫情开放和经济恢复的双重背景下,对经济形成显著拖累的主要因素之一无疑来自房地产市场。直到现在,房地产市场各项数据的表现依然不尽如人意。如何看待房地产市场在中长期的走向,将成为更为精准地判断经济和市场未来运行的方向。

20世纪末中国住房制度改革、房地产市场的急速发展,标志着中国住宅商业化时代的开启,引起了政府及相关各界的重视。中国人民银行要实现稳定价格、推动经济发展、达到充分就业、平衡国际

收支的目的,就要通过多种手段来调整货币供应量和利率的稳定,也就是要实行一定的货币政策。

因此,要促进金融业的发展,就需要对利率市场化改革进行深入的研究,完善贷款市场报价利率的形成机制,完善利率走廊机制,疏通利率传导通路,充分发挥价格型货币政策的作用。

本文采用的分位数脉冲响应(spiking response)^[1]是一种新的基于分位数回归的非线性模型,它可以刻画各个经济变量在不同分位点上的动态变化路径,被广泛用于刻画金融经济变量间的非对称、非线性关系^[2]。主要研究内容包括建立基于分位数的分位数自回归(QVAR)模型,实现对不同分位数的冲击响应函数的求解^[3]。

1 研究现状

1.1 价格型货币政策对房地产价格的影响

在经济学的研究领域中,利率与房屋价格之间的关系一直是一个充满争议的话题。学者们试图通过各种实证研究来探究这两者之间是否存在某种内在联系,以及这种联系究竟是如何影响市场的。尽管经济学家们对此有着不同的见解,但目前普遍接受的主流观点认为,利率与住宅价格之间存在明显的负相关性。

潘海峰^[4]提出,在房价波动较大的情况下,利率变化对房价的影响可能会更加显著。他的这一发

收稿日期: 2024-12-19

作者简介: 司颖华(1980—),女,甘肃临洮人,博士,教授,研究方向为社会经济统计;王婉婷(2000—),女,甘肃庆阳人,硕士研究生,研究方向为社会经济统计。

现揭示利率对房价波动的影响是非对称的,即当房价波动剧烈时,利率变化可能会导致房价的更大变动。这表明,利率不仅可以作为经济活动的风向标,而且还能够成为房地产市场调控的有力工具。邹晓梅^[5]利用来自中国的房地产市场数据,通过严谨的实证研究方法验证了利率与住宅价格之间确实存在负相关关系,并且指出利率对住宅价格的影响存在一个显著的滞后效应。

1.2 数量型货币政策对房地产价格的影响

以货币供给为主要手段的数量型货币政策工具。从货币流动性的角度出发,当前学术界广泛认同的是,大量的货币供给和过量的货币流动性都会对住房价格有很大的影响。Abraham 和 Hendershott^[6]利用美国 1968—1999 年的住宅数据,从利率的角度分析住宅价格同向变动的的原因,认为货币供应量的改变是引起房屋价格同向变动的的原因。日前从中国人民银行^[7]获悉,2025 年,中国人民银行将实施适度宽松的货币政策,为经济稳定增长创造适宜的货币金融环境。Iacoviello 和 Neri^[8]通过对欧洲国家货币供应和住房价格的实证研究,得出货币供应冲击对住房价格有明显的促进作用,而且这种作用是相互促进的。李斌和刘文欢^[9]的研究表明利率及房价预期会对房价产生明显的交叉性影响。王爱俭和倪鑫^[10]基于信任传导机制,将货币供给作为替代变量,提出“紧缩性”货币政策通过提高融资成本、抑制住房需求进而导致房屋价格下降的假设,并进一步强化了该政策的有效性。龙飞^[11]利用向量自回归模型,基于货币政策的性质,对中国房地产市场的整体波动性进行了实证分析。

在中国以银行为主体的直接融资模式下,货币供给的增加主要依靠商业银行的信用创造。肖强和陈立媛^[12]表明房地产市场对股票市场具有单向风险溢出,对不同的股票价格指数的风险溢出强度存在显著差异。不同股票的价格指数对国房景气指数单向风险溢出强度的变化趋势具有较强的一致性。梁露^[13]利用结构向量自回归(structural vector autoregression,SVAR)模型论证了信贷规模的扩大会引起房价上涨,进而破坏银行的金融稳定,所以信贷增长对房价的冲击是非常重要的。

综上所述,国内学者对货币政策传导机制进行了大量的研究,并取得了大量的研究成果。本文拟在现有研究成果的基础上,通过构建分位数脉冲反应函数、利用广义方差分解等方法,从较长时间维度上考察货币政策对房价的影响效果,从而实现更

科学性、更严密的实证研究。

2 理论分析

货币政策的中介目标分为数量型和价格型中介目标两种,数量型中介目标是指以货币供应量为中介目标,而价格型中介目标是指以利率为中介目标。货币政策对于房地产市场有着重要的影响。本文分别选取货币供应量、银行同业拆借利率、股票价格涨跌三个变量考量货币政策对于房地产价格的影响^[14]。下面将从两个不同的方面详细探讨货币政策对房地产市场的影响。

(1)价格型货币政策与房地产价格:价格型货币政策通过调整利率水平来间接影响市场需求和房地产价格。通过调整央行基准利率,影响银行的贷款利率,从而改变购房者和房地产开发商的融资成本^[15]。当利率下降时,借贷成本降低,购房需求可能增加,推动房价上涨;反之,利率上升时,融资成本增加,可能导致需求下降,抑制房价上涨^[16]。当中央银行调整利率时,股票市场通常会做出相应反应。例如,降息会使资金成本降低,股票市场可能上涨,反之,升息则可能导致股票市场下跌。

因为股票市场的变化通常是对利率调整的直接反应,股票价格的涨跌更能体现价格型货币政策的传导效果。

(2)数量型货币政策与房地产价格:数量型货币政策通过调节货币供应量直接影响市场的流动性。货币供应量的增加意味着市场上有更多的资金流入,银行的贷款能力提升,购房者和开发商获得更多融资机会,进一步推动房地产市场的需求上升,进而推高房地产价格。反之,货币供应量的减少会导致资金紧张,银行贷款减少,房地产市场需求降低,可能导致房价下行^[17]。

综合来看,价格型货币政策通过调节利率水平,影响融资成本,从而间接影响房地产价格;而数量型货币政策通过改变货币供应量,直接调节市场流动性和银行贷款能力,进而影响房地产市场需求和价格。在实际操作中,央行的政策调整往往会同时作用于利率和货币供应量,形成联动效应,影响房地产市场的价格波动。

3 实证研究

本文将通过建立 QVAR 模型检验 2003—2023 年 20 年间的月度数据来研究中国货币政策对于房地产价格的影响,分别检验数量型货币政策以及价格型货币政策的的不同作用效果,同时基于已掌握的知识并结合本文实验结果对比分析分位数脉冲响

应函数与脉冲响应函数得出中国货币政策对房地产价格的影响,最后得出相关结论^[18]。

3.1 数据选择

基于数据的可得性选取 2003—2023 年样本区间内的月度数据构建时间序列。数据来源于中国经济网数据库。基于对国内外文献以及经典经济学理论的学习,选取货币供应量、银行同业拆借率、沪深 300 指数股票价格涨跌幅以及国房景气指数建立 QVAR 模型。在货币政策方面,选取货币供应量(M2)的增长率作为中国数量型货币政策的代理变量,选取银行同业拆借率和股票价格涨跌作为中国价格型货币政策的代理变量。

3.2 数据处理

3.2.1 数据平稳化处理

为了确保数据的平稳性和可靠性,避免虚假回归和伪回归现象,通过检验数据的平稳性,可以更好地理解数据的变化规律和趋势,为进一步的数据分析和决策提供更加准确和可靠的依据。在进行平稳性检验之前,需要对数据进行处理和分析,包括数据的清洗、缺失值处理、异常值检测等。经过这些处理和分析步骤可以直接影响平稳性检验的结果和准确性。本文在做平稳性检验之前,纠正了错误数据、删除重复数据以及利用插值法处理数据缺失值。在进行了以上数据处理和分析后,对国房景气指数(national real estate climate index,以下简称 I)、货币供应量同比增长率(M2)、股票价格涨跌幅(stock price change,以下简称 SC)、银行同业拆借利率(interbank offered rate,以下简称 R)做平稳性检验得到表 1。

表 1 平稳性检验

变量	ADF 检验值	P	检验结果
M2	-3.040	0.031 3	平稳
R	0.715	0.090 1	非平稳
I	-2.797	0.058 7	非平稳
SC	-4.660	0.000 026	平稳
ΔM2	-5.047	0.000 018	平稳
ΔR	-3.817	0.002 7	平稳
ΔI	-6.533	9.77×10^{-9}	平稳
ΔSC	-6.302	0.000 006	平稳

若所有数据的 P 均小于 5%,那么说明该数据是平稳的,从表 1 可以得出 3 个数据经过一阶差分后数据均平稳,所以 3 个时间序列变量都是一阶单整的序列。

3.2.2 滞后期的选择

由于 QVAR 模型是在向量自回归(vector au-

toregression, VAR)模型基础上衍生出来的模型,所以 QVAR 模型滞后期的选择可以和 VAR 模型保持一致,实验结果表明,在 5 个评价指标中有 4 个认为应该滞后二阶,所以本文的滞后期选 2。本文着重描述建立 QVAR 模型过程,将 VAR 脉冲响应函数图与 QVAR 模型脉冲响应函数进行对比分析利弊。

3.3 QVAR 模型的建立

本文采用 QVAR 模型来考察不同分位数下数量型及价格型货币政策对房地产价格影响的变化特征及其差异性,即银行拆同业拆借利率及 M2 增长率对国房景气指数影响的异质效应。借鉴 Montes^[18]对 QVAR 模型的表述,考虑 m 维过程 $Y_t = (Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{mt})^T$,假设对于所有 $t \in \{0, 1, \dots\}$, $Y_t \in Y \subseteq R^m$;且考虑 $k \times 1$ 维协变量向量 $X_t \in X \subseteq R^k$ 。对于 p 阶自回归模型, $X_{t-1} = (Y_{t-1}^T, Y_{t-2}^T, \dots, Y_{t-p}^T)^T$ 且 $k = mp$ 。由此可根据滞后阶数得到分位数向量自回归模型 QVAR(p)。令向量 $\tau = (\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_m)$ 为空间 R^m 的索引,且 $T^m = \{z \in R^m : 0 < \|z\| < 1\}$ 。其中, $\|\cdot\|$ 表示欧几里得范数。简化的向量分位数模型^[19-20]可表述为

$$Q_{Y_t}(\tau | X_{t-1} = x_{t-1}) = B(\tau) x_{t-1} + A(\tau) \quad (1)$$

式中: Q 为与 m 个随机变量多元分位数相对应的 $k \times 1$ 维向量; $B(\tau) = [B_1(\tau), B_2(\tau), \dots, B_m(\tau)]^T$ 是系数为 $B_j(\tau)$ [$j \in \{1, 2, \dots, m\}$] 的 $m \times k$ 阶矩阵,其中, $B_j(\tau)$ 为 Y 中第 j 个元素系数的 $k \times 1$ 维向量, $A(\tau)$ 为系数的 $m \times 1$ 维向量。此外,对于 $h = 1, 2, \dots, p$,令 $B_h(\tau) = [B_{1h}(\tau), B_{2h}(\tau), \dots, B_{mh}(\tau)]^T$ 为所有内生变量模型滞后 h 期的系数。由此, Q 可表述为 $X \times T^m \rightarrow Y$ 。在此基础上,可定义滞后多项式 $B(\tau, L)$ 为

$$B(\tau)X_{t-1} = B(\tau, L)Y_t = \sum_{k=1}^p B_k(\tau) L^k Y_t \quad (2)$$

且有

$$Q_{Y_t}(\tau | x_{t-1}) = B(\tau, L) y_t + A(\tau) \quad (3)$$

式中: L 为滞后算子; y_t 为 Y_t 的值。为构建 QVAR 模型。可从如下系统方程定义 $Q_{Y_t}(\tau | x_{t-1}) = \{q_1(\tau | x_{t-1}), q_2(\tau | x_{t-1}), \dots, q_m(\tau | x_{t-1})\}^T$:

$$\begin{cases} q_1(\tau | x_{t-1}) = c_1(\tau_1)^T q_{-1}(\tau | x_{t-1}) + b_1(\tau_1)^T x_{t-1} + a_1(\tau_1) \\ q_m(\tau | x_{t-1}) = c_m(\tau_m)^T q_{-m}(\tau | x_{t-1}) + b_m(\tau_m)^T x_{t-1} + a_m(\tau_m) \end{cases} \quad (4)$$

若式(4)中的系数矩阵为 $m \times m$ 阶矩阵 $c(\tau) = \{c_1(\tau_1), c_2(\tau_2), \dots, c_m(\tau_m)\}^T$, 且 $m \times 1$ 维向量

$\{c_j(\tau_j)\}_{j=1}^m$ 包含 $m-1$ 维向量 $\{c_j(\tau_j)\}_{j=1}^{m-1}$ 中的所有元素;同时, $b(\tau) = \{b_1(\tau_1), \dots, b_m(\tau_m)\}^T$ 为 $m \times k$ 阶矩阵, $a(\tau) = \{a_1(\tau_1), \dots, a_m(\tau_m)\}^T$ 为 $m \times 1$ 维向量。由此,可将 QVAR 模型定义为

$$Q_{Y_t}(\tau | x_{t-1}) = \{I_m - c(\tau)\}^{-1} \{b(\tau) x_{t-1} + a(\tau)\} = B(\tau) x_{t-1} + A(\tau) \quad (5)$$

在测定货币政策对于房地产价格影响时,设置的分位数水平分别为 $Q = \{10, 20, \dots, 90\}$, 由此可模拟得出基于均值水平及不同分位数水平下的脉冲响应结果。本文将重点讨论不同分位数水平下的脉冲响应情况故不再展示基于均值水平的模拟结果。

定义在 $t+1$ 时刻对于 t 处冲击的第 τ 分位数处的脉冲响应函数为

$$Q_{irf_1}(\tau, \delta | x_t) = Q_1(\tau | x_t^\delta) - Q_1(\tau | x_t) = B_1(\tau)\delta, \delta \in y \subseteq R^m \quad (6)$$

首先对这 3 个变量建立 QVAR 模型,通过计算得出 QVAR 模型的系数如表 2 所示。

表 2 QVAR 模型系数

变量	系数	标准误差	t	P	95%置信区间
常数项	-0.128 4	0.047	-2.744	0.007	[-0.221, -0.036]
M2	0.150 0	0.074	2.027	0.043	[0.004, 0.296]
I	0.288 0	0.088	3.256	0.001	[0.114, 0.462]
SC	1.458 0	0.660	2.209	0.028	[0.156, 2.760]

表 2 表明货币供应量、同业拆借指数和股票涨跌幅均对国房景气指数产生显著的正向影响。这意味着这些金融市场变量(特别是货币供应量和市场流动性)可能在一定程度上驱动了房地产市场的景气状况。这些变量之间的关反映宏观经济政策和市场流动性对房地产市场的影响,尤其是在投资者信心和房地产需求方面。

接下来计算脉冲响应函数,遵循 Christiano^[22] 中的 Cholesky 识别程序,使用 VAR 模型的残差,其中假设标准排序 I 对 $M2$ 、 SC 和 R 没有同期影响; R 对 I 有影响,但是对 $M2$ 、 SC 没有影响;并且 $M2$ 同时影响 I 、 R 和 SC 。这意味着国房景气指数的冲击没有对其他经济变量产生同期影响,然后评估银行同业拆借率 I 、股票价格涨跌幅 SC 以及货币供应量 $M2$ 对国房景气指数 R 的冲击^[20](也通过相应结构冲击的标准差进行标准化),该冲击计算为该结构性冲击的标准偏差。通过计算得到图 1~图 3 的分位数脉冲响应函数图。

图 1 是银行同业拆借率对房地产价格冲击的脉冲响应函数图。其中,IRF OLS 表示基于分位数回

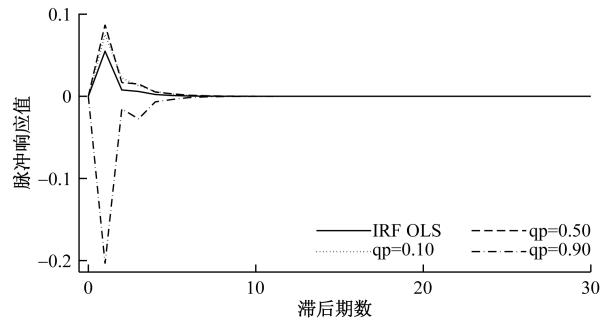


图 1 银行同业拆借率对国房景气指数的分位数脉冲响应函数

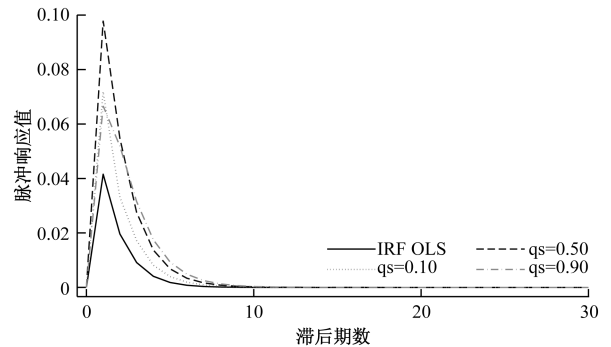


图 2 股票价格涨跌幅对国房景气指数的分位数脉冲响应函数

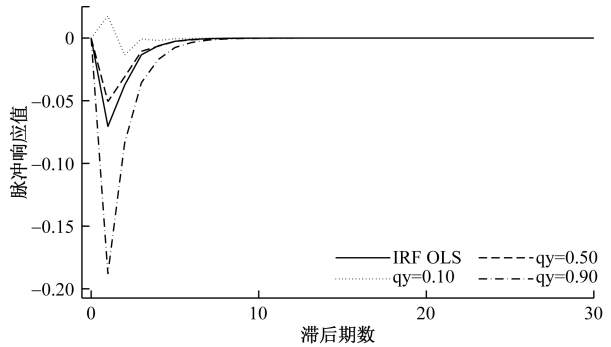


图 3 货币供应量 M2 对国房景气指数分位数脉冲响应函数

归方法计算的脉冲响应函数,反映特定分位数下的动态效应;qp 表示分位数过程的整体响应趋势,即在不同分位点(0.1, 0.5, 0.9)下的响应函数,强调分位数间的动态差异。由图 1 可知,在不同分位点上银行同业拆借率与国房景气指数呈负相关,究其原因,利率上涨对房地产的价格产生影响,是因为购房者的购买能力下降需求减少,房产的供求关系发生变化,可能会导致房价下跌,从而影响开发商的销售收入和投资者的资产价值,可能导致投资回报率下降,进而对整个房地产市场产生负面影响。

图 2 股票价格涨跌幅对国房景气指数的分位数脉冲响应函数图展示了股市波动对国房景气指数的短期影响,不同经济情境下股市波动的影响强度和持续时间有所不同。在经济繁荣或市场波动大的情况下,股市的波动对国房景气指数的影响较强且通常是短期的,反映投资者情绪高涨或经济活动较为活跃时,股市与房地产市场紧密关联。反之,股市对房地产市场的短期冲击较小。

由图 3 货币供应量 M2 对于房地产价格的脉冲响应函数图可以看出,从短期看对于国房景气指数和货币供应量在不同分位点下的表现趋势是恰好相反的,因此二者短期呈现负相关,在不同的分位点下给货币供应量一个冲击时,国房景气指数短期内骤降,在第一期达到最低,之后开始逐渐上升并在第九期后趋于稳定。但是从长期看来,货币供应量 M2 对于国房景气指数的冲击是起正向作用的。首先货币供应量是指某个国家在某个时间点上为社会经济服务的货币供应总量,其由存款货币和现金货币组成,而中国根据流动性的不同来划分货币供应量的层次,可以分为 M0、M1、M2 这三个层次。其中:M0=流通中现金;M1=M0+企业单位活期存款+农村存款+机关团体部分存款+个人持有信用卡类存款;M2=M1+企业单位定期存款+城乡居民储蓄存款+外币存款+信托类存款+证券公司客户保障金。

房地产行业作为一个资金密集型的产业,每一

个项目的开发前期都离不开大量资金投入和投资的支持,房地产企业的开发投资资金除了来源于自身的自有资金,大部分都来自银行贷款。因此在货币供应量上涨时,银行贷款的可贷资金就会提升,房产行业也能够获得更多的资金支持,继而加大房地产投资的力度,使得房产的供应量增大,在供大于求时,就会抑制房地产价格的增长。但是从长期来看,增长的货币供应量也将会给消费者和投资人更多的资金支持,从而也会极大地推动房地产行业的繁荣。

3.4 VAR 模型脉冲响应函数

首先做模型稳定性检验,将平稳后货币供应量、银行同业拆借率以及国房景气指数的数据做 VAR 模型得到所有的根模的倒数均小于 1,即在单位圆内,因此该模型是稳定的。因此可以做出其脉冲响应函数图(图 4)。

对比二者可以发现,VAR 模型的脉冲响应函数图是在均值意义上探讨二者之间的相关关系,尽管也可以很好地反映一个变量对另一个变量的冲击效应,但本文主要用到的 QVAR 模型的分位数脉冲响应函数图可以更好地反映在不同分位点上变量之间的影响波动,以便分析货币政策与房地产价的联动程度,揭示二者之间的内在联系。

3.5 方差分解

为了研究变量间的关系,方差分解法通过量化结构对于不同变量的贡献比率大小,进一步评价不

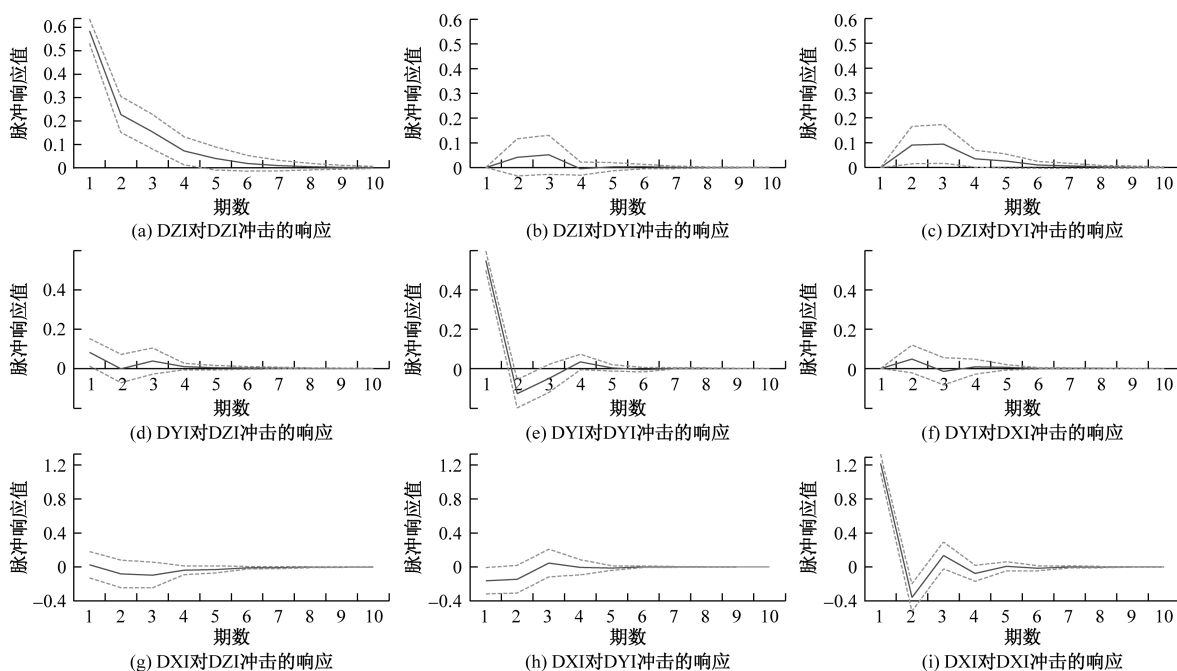


图 4 脉冲响应函数

同结构对于冲击的重要性,这些重要性通过内生变量的方差度量,从而解释不同变量的贡献占比。因此,对货币供应量(DX1)、国房景气指数(DZ1)以及银行同业拆借率(DY1)做方差分解,结果如表 3 所示。

表 3 国房景气指数方差分解

期数	S. E.	DZ1	DY1	DX1
1	0.583 736	100.000 00	0.000 000	0.000 000
2	0.634 398	97.534 05	0.434 156	2.031 798
3	0.661 426	95.081 65	1.011 701	3.906 649
4	0.666 302	94.869 24	1.000 892	4.129 871
5	0.667 985	94.743 34	0.998 458	4.258 205
6	0.668 357	94.720 65	1.001 111	4.278 242
7	0.668 459	94.711 73	1.000 975	4.287 300
8	0.668 482	94.710 49	1.000 914	4.288 597
9	0.668 488	94.709 99	1.000 923	4.289 090
10	0.668 490	94.709 89	1.000 925	4.289 186

从表 3 可以看出在第 1 期时,国房景气指数对自身的贡献率为 100%,那么说明在第 1 期时,房地产价格只会受到自身的影响,货币政策对其无影响。从第 2 期开始,货币供应量 M2 的贡献值逐渐增大,且一直呈现增加趋势,于第 7 期开始逐渐归于平缓。而银行同业拆借率则对国房景气指数的影响非常小,并且与货币供应量相较小得多,因此可以得出货币供应量对于房地产价格的影响效果在短期内更为显著。

因此,从政策制定的角度来看,在短期内货币政策应被视为主要工具。如果政策目标是控制房地产价格过快上涨或防止泡沫形成,中国人民银行可以通过调整货币供应量、降低利率等方式直接影响市场的流动性和融资成本,进而调节房地产市场需求。

随着时间的推移,单一的货币政策可能无法长期稳定房地产市场。在中长期内,房地产市场的波动不仅受货币政策的影响,还受到经济周期、市场预期等多方面因素的制约。因此,可以采用综合性政策工具,结合财政政策、土地政策、信贷政策等,形成多维调控策略,以确保房地产市场的健康发展。

政策的灵活性和时效性也至关重要。随着外部经济环境的变化,房地产市场的调控应及时做出反应,确保在不同阶段采取最有效的调控措施,避免过度依赖单一的货币政策。

总结来说,需要平衡短期内通过货币政策调整市场流动性的作用与长期内多层次调控手段的结合,以保持房地产市场的稳定。

3.6 稳健性检验

为了确保回归结果的可靠性,采用 Huber-White 稳健标准误差,并使用 Durbin-Watson 检验检查自相关性,稳健性检验的结果如表 4 所示。

表 4 稳健性检验

检验	统计量	P
R^2	0.998	—
F 统计量	67.850	4.22×10^{-8}
Durbin-Watson	1.950	—
Jarque-Bera	4.350	0.350

由表 4 可知,Durbin-Watson 统计量为 1.950,接近 2,说明残差没有明显的自相关性。Jarque-Bera 检验的统计量为 4.35, P 为 0.112,表明残差接近正态分布,尽管略微偏离但不显著。 R^2 为 0.998,说明该模型能够解释大部分因变量的变化,拟合度非常高。整体看来模型的拟合效果非常好,且在自相关性和正态性方面没有问题。

4 结论与建议

4.1 结论

本文首先采用单位根检验,得出货币供应量 M2、银行同业拆借指数以及国房景气指数都是一阶平稳的时间序列;然后根据赤池信息量准则(Akaike information criterion, AIC),最终预测误差准则(final prediction error, FPE)、HQ 准则和 SC (Schwarz criterion) 准则的方法得出在 5 个评价指标中有 4 个认为应该滞后二阶,所以得到了适用于本文的最优滞后阶数为 2。然后用经过平稳处理的数据建立 QVAR 模型来做分位数脉冲函数图,求得 QVAR 模型的系数后做出脉冲响应函数图,从分位数脉冲响应图发现货币供应量和银行同业拆借率的影响关系都是单向的,数量型货币政策货币供应量 M2 和价格型货币政策银行同业拆借指数对于房地产价格的影响在不同分位点上都存在着较大的差异,这种现象在前期尤为明显,之后便迅速收敛。而且分位数脉冲响应函数图还反映货币政策对房地产价格的异质性和非对称性,这一特点不仅表现在不同的分位点上并且强度也有所不同。然后将分位数脉冲函数图与传统的 VAR 模型的脉冲响应函数图进行对比,尽管 VAR 模型运算简单明了,但分位数脉冲响应函数图能够更清楚反映变量间的影响关系,在解释变量关系方面它是优于 VAR 模型的脉冲响应函数的。最后采用 VAR 模型的方差分解来解释数量型货币政策和价格型货币对于房地产价格影响的占比,得到的结果是数量型货币政

策货币供应量 M2 对于国房景气指数即房地产价格的影响是更大的。

4.2 建议

房价涨跌是国民永恒关注的民生问题,也是构建和谐社需要解决的重大问题之一。同时货币政策是中国人民银行为实现其特定的经济目标而采用的各种控制和调节货币供应量和信用量的方针、政策和措施的总称。货币政策与房地产市场密不可分。通过研究得到的结果以及学习前人的经验,首先,加强对货币供应量的控制。本文的研究结果表明数量型货币政策货币供应量 M2 对于国房景气指数具有长期的正向的影响,是正确有效的调控,增大货币供应量会刺激房地产价格的上涨,但货币供应量增加太多也可能导致房地产行业产能过剩的问题,从而使得房价虚高造成经济泡沫的现象。所以加强对于货币供应量的控制,合理地用货币供应量可以对经济产生更好的效果。其次,货币政策的作用是通过调节基准利率,进而影响到宏观的经济环境以及资本成本,进而影响到房价。价格型货币政策主要是通过对市场利率进行调节,在实施紧缩措施的时候,如果利率升高,那么抵押贷款的利率就会升高,这样就会加大借贷成本,降低购房者的购买力,从而引起房地产市场的活跃,在某种程度上降低房价。在放松的货币政策和降息的同时,抵押贷款的利息会降低,借贷成本会更低,更强大的购买者的购买能力会刺激房产市场,从而使价格上升。如果市场处于完全竞争状态,就能使市场资源更加高效地配置,进而推动整个社会的经济发展。在过去的非市场化利率条件下,利率并不能充分反映真实的经济需求,但当利率市场化之后,货币政策就会变得更有效率,政府不但可以通过调整经济市场政策对资源进行再分配,更重要的是,房地产产业也能够根据市场做出相应的响应,进而对房地产业做出一个有效的反馈,这样就可以更好地控制房价。

参考文献

- [1] STEPHENG C, LI H. Measuring the impact of asset price booms using quantile vector autoregressions [D]. Boston, USA: Brandies University, 2017.
- [2] KAU J B, KEENAN D. The theory of housing and interest rates[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1980, 15(4): 833-847.
- [3] CHRISTIANO L J, EICHENBAUM M, EVANS C L. The effects of monetary policy shocks: some evidence from the flow of funds[J]. Review of Economics and Statistics, 1996, 78(1): 16-34.
- [4] 潘海峰. 货币政策、信贷与房价的非线性关系检验[J]. 统计与决策, 2020, 36(18): 141-144.
- [5] 邹晓梅. 利率调整对我国资产价格的影响研究——基于特征事实与 VAR 模型的分析[J]. 中国物价, 2021(5): 47-51.
- [6] ABRAHAM J M, HENDERSHOTT P H. Bubbles in metropolitan housing markets[J]. Journal of Housing Research, 1996, 7(2): 191-207.
- [7] 中国人民银行. 2025 年将实施适度宽松的货币政策[J]. 中国科技产业, 2025(1): 3.
- [8] IACOVIELLO M, NERIS. Housing market spillovers: evidence from an estimated DSGE model[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2010, 2(2): 125-164.
- [9] 李斌, 刘文欢. 什么在抬高中国房价: 人口还是货币? ——基于中国 285 个地级市的经验研究[J]. 金融发展研究, 2020(11): 28-34.
- [10] 王爱俭, 倪鑫. 财政货币政策、房价波动与宏观杠杆——基于信心传导机制的分析[J]. 经济体制改革, 2021(1): 178-184.
- [11] 龙飞. 货币政策对我国部分城市房地产价格影响分析[J]. 天津城建大学学报, 2023, 29(6): 449-455.
- [12] 肖强, 陈立媛. 中国股市与房市间的双向风险溢出效应研究——基于时变 Copula-CoVaR 模型分析[J]. 山东财经大学学报, 2025, 37(1): 58-74.
- [13] 梁露. 信贷、房地产价格与金融稳定性关系分析[J]. 内蒙古统计, 2020(5): 7-10.
- [14] 周上尧, 熊琛, 屈伸. 经济周期中货币政策传导效率的非对称性之谜——基于商业信用与信贷约束视角的分析[J]. 中国工业经济, 2025(1): 43-61.
- [15] 王振杰, 陶士贵. 中国货币政策传导渠道效应分析[J]. 重庆工商大学学报, 2009(6): 45-50.
- [16] 王天奇. 商业银行理财业务货币政策传导功能研究——基于利率渠道的实证分析[J]. 金融理论与实践, 2021(3): 63-69.
- [17] 盛宝柱, 李震. 货币政策对房地产价格影响的实证研究——基于 VAR 模型[J]. 绥化学院学报, 2021, 41(6): 13-15.
- [18] MONTES R G. Multivariate quantile impulse response functions[J]. Journal of Time Series Analysis, 2019, 40(5): 143-158.
- [19] 李文然. 货币政策对房地产价格影响的理论与实证研究[D]. 上海: 上海社会科学院, 2022.
- [20] 贾妍妍, 刘一璠, 彭敬文. 房地产金融风险识别、成因及防范化解的研究综述[J]. 房地产经济, 2025, 2(1): 75-92.
- [21] 欧阳资生, 周学伟. 金融机构时变关联的分位数特征研究——基于 QVAR 模型的实证分析[J]. 计量经济学报, 2023, 3(1): 213-237.
- [22] 李佳琪. 利率对于房地产市场价格的实证分析[J]. 商业观察, 2023, 9(16): 45-48.

Impact of Monetary Policy on the Real Estate Market Based on the QVAR Model

SI Yinghua, WANG Wanting

(School of Statistics and Data Science, Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou 730020, China)

Abstract: In recent years, China has begun to regulate real estate prices based on monetary policy. In order to study the impact of monetary policy on real estate prices, the QVAR model was used to explore the impact of monetary policy factors on real estate price changes by using quantile impulse response graph and variance decomposition. The monetary policy used the quantitative monetary policy, the money supply M2 and the price-based monetary policy, the interbank interest rate as the standard, and the real estate price from 2003 to 2023 as the impact variables, and the M2 growth rate and the interbank interest rate were used to make quantile impulse response function graphs and variance decomposition analysis based on the QVAR model for real estate prices. The results show that quantitative monetary policy is negatively correlated with real estate prices in the short term and positively correlated in the long term, and price-based monetary policy is negatively correlated with real estate prices, and the influence of money supply on real estate prices accounts for a larger weight.

Keywords: QVAR model; monetary policy; quantile impulse response function; real estate prices