

分类号 C8/317
UDC

密级
编号 10741



硕士学位论文

(专业学位)

论文题目：基于贝叶斯 TVP-VAR 模型的我国货币政策
对通货膨胀和房价的冲击效应分析

研究生姓名：马宁

指导教师姓名、职称：司颖华 副教授

学科、专业名称：统计学 应用统计硕士

研究方向：经济统计应用

提交日期：2022年5月30日

独创性声明

本人声明所呈交的论文是我个人在导师指导下进行的研究工作及取得的研究成果。尽我所知，除了文中特别加以标注和致谢的地方外，论文中不包含其他人已经发表或撰写过的研究成果。与我一同工作的同志对本研究所做的任何贡献均已在论文中作了明确的说明并表示了谢意。

学位论文作者签名： 马宁 签字日期： 2022年5月30日

导师签名： 司颖华 签字日期： 2022年5月30日

关于论文使用授权的说明

本人完全了解学校关于保留、使用学位论文的各项规定，同意（选择“同意”/“不同意”）以下事项：

1. 学校有权保留本论文的复印件和磁盘，允许论文被查阅和借阅，可以采用影印、缩印或扫描等复制手段保存、汇编学位论文；

2. 学校有权将本人的学位论文提交至清华大学“中国学术期刊（光盘版）电子杂志社”用于出版和编入 CNKI《中国知识资源总库》或其他同类数据库，传播本学位论文的全部或部分内容。

学位论文作者签名： 马宁 签字日期： 2022年5月30日

导师签名： 司颖华 签字日期： 2022年5月30日

Monetary Policy Based on Bayesian TVP-VAR Model Analysis of Shock Effects on Inflation and Housing Prices in China

Candidate : Ma Ning

Supervisor: Si Ying Hua

摘 要

我国在十九大报告已经明确提出要健全货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架，保持经济稳健发展和金融市场的稳定是我国目前的两个重要目标，其中资产价格特别是房价可能存在的泡沫风险，会对金融市场稳定造成重大影响。鉴于核心 CPI 可以更好地反映总体物价水平，且贝叶斯 TVP-VAR 模型可以从时变层面对货币政策的效应进行分析，故本文主要研究内容分为两个部分，其一是货币政策的价格效应，其二是货币政策对房地产价格的冲击分析。

关于我国货币政策的价格冲击效应方面，鉴于核心 CPI 是从货币政策的角度定义的，本文探究了我国货币政策的价格效应在不同时点上的差异。首先采用小波分解剔除短期波动得到八类价格指数的长期趋势。然后针对长期价格趋势运用动态因子模型提取它们共同的部分，并将其定义为核心 CPI。最后将核心 CPI 作为价格变量，针对 M2、核心 CPI 等变量通过构建贝叶斯框架下的时变参数向量自回归（TVP-VAR）模型，测度了我国货币政策在不同时点上的价格效应，并与货币政策对 CPI 的冲击进行比较。实证结果表明：我国货币政策对整体物价的调控具有一定的短期效应，且在不同的时点上存在显著的差异性；核心 CPI 可以更好的作为制定货币政策时的参考。

关于我国货币政策的房价冲击效应方面，通过贝叶斯框架下的 TVP-VAR 模型分析了数量型货币政策和价格型货币政策对房价的冲击效应，实证结果表明：不管是金融危机时期，还是经济发展新常态时期，两种货币政策对房地产价格的调控都表现出较好的效果，且房价也在短时间做出反馈；同时经济发展处于低迷期时，价格型货币政策对于房价的冲击效应大于数量型货币政策。

总之，通过本文的研究，核心 CPI 可以更好地代表我国总体的物价水平，应构建更加完善的核心 CPI 体系，为制定货币政策提供更好的依据；基于 TVP-VAR 模型对货币政策价格冲击效应和房价冲击效应的时变特征进行了刻画，为政府健全货币政策和宏观审慎政策双支柱调控提供参考。

关键词： 货币政策 核心 CPI 房地产价格 TVP-VAR 模型

Abstract

In the report of the 19th National Congress of the Communist Party of China, our country has clearly stated that it is necessary to improve the dual-pillar regulatory framework of the monetary policy and macro-prudential policy, and to maintain the stable development of the economy and the stability of the financial market are two important goals of our country at present. Among them, asset prices, especially housing prices, may exist the risk of bubbles will have a significant impact on the stability of financial markets. In view of the fact that the core CPI can better reflect the overall price level, and the Bayesian TVP-VAR model can analyze the effect of monetary policy from the time-varying level, the main research content of this paper is divided into two parts. One is the price effect of monetary policy, and the other is the impact analysis of monetary policy on real estate price.

Regarding the price shock effect of our country's monetary policy, given that the core CPI is defined from the perspective of monetary policy, this paper explores the difference in the price effect of our country's monetary policy at different time points. Firstly, wavelet decomposition is used to eliminate short-term fluctuations to obtain the long-term trends of eight types of price indices. Then, their common components of long-term price trends is extracted by using the dynamic factor model and defined them as core CPI. Finally, taking the core CPI as the price variable, the

time-varying parameter vector autoregression (TVP-VAR) model under the Bayesian framework was constructed for variables such as M2 and core CPI to measure the price effect of our country's monetary policy at different time points. And compare with the impact of monetary policy on CPI. The empirical results show that: our country's monetary policy has a certain short-term effect on the overall price regulation, and there are significant differences at different time points; the core CPI can be better used as a reference when formulating monetary policy.

Regarding the impact effect of our country's monetary policy on housing prices, the impact effects of quantitative monetary policy and price-based monetary policy on housing prices are analyzed through the TVP-VAR model under the Bayesian framework. The empirical results show that: Whether it's the financial crisis or the new normal of economic development, both monetary policies have shown good effects on the regulation of real estate prices, and housing prices also give feedback in a short time at the same time, when economic development is in the downturn, the impact effect of price-based monetary policies on housing prices is greater than that of quantitative monetary policy.

In a word, through the research of this paper, the core CPI can better represent our country's overall price level, and a more comprehensive core CPI system should be constructed to provide a better basis for formulating monetary policy; based on the TVP-VAR model, this paper describes the

time-varying characteristics of monetary policy price shock effect and housing price shock effect, which provides reference for the government to improve the monetary policy and the dual-pillar regulation of the macro-prudential policy.

Keywords: Monetary Policy; Core CPI; Real Estate Price; TVP-VAR Model

目 录

1 绪论	1
1.1 研究背景.....	1
1.2 研究意义.....	2
1.3 研究内容.....	2
1.4 本文可能的创新点.....	3
2 文献综述	4
2.1 核心通货膨胀率的文献综述.....	4
2.2 货币政策价格效应的文献综述.....	5
2.3 货币政策对房地产价格冲击效应的文献综述.....	6
2.3.1 货币政策对房价调控有效性的已有研究.....	6
2.3.2 不同货币政策工具对房价冲击效应的已有研究.....	7
2.4 文献述评.....	8
3 相关理论和方法概述	10
3.1 相关基本概念.....	10
3.1.1 货币政策.....	10
3.1.2 房地产价格.....	11
3.1.3 房地产价格的影响因素.....	12
3.2 核心 CPI 的测度方法简介	12
3.2.1 核心 CPI 的主要测度方法	12
3.2.2 本文测度核心 CPI 所采用方法	14
3.3 货币政策的传导机制简介.....	17
3.3.1 货币政策对通货膨胀的传导机制简介.....	17
3.3.2 货币政策对房价的传导机制简介.....	18
3.4 贝叶斯 TVP-VAR 模型的概述.....	20
4 我国货币政策对通货膨胀的冲击效应分析	24
4.1 我国核心 CPI 的测度	24
4.1.1 变量的选取.....	24
4.1.2 CPI 分类价格指数的小波分解	25
4.1.3 基于动态因子模型对核心 CPI 的测度	28
4.2 货币供应量对核心 CPI 的冲击效应分析	30

4.2.1 数据来源及变量选取.....	30
4.2.2 TVP-VAR 模型的构建.....	31
4.2.3 货币供应量政策工具的时点脉冲响应分析.....	32
4.2.4 货币供应量对核心 CPI 和 CPI 冲击的比较.....	34
4.3 小结.....	35
5 我国货币政策对房价的冲击效应分析.....	36
5.1 变量选取和平稳性检验.....	36
5.1.1 变量选取.....	36
5.1.2 平稳性检验.....	37
5.2 不同货币政策工具对房价的冲击效应分析.....	37
5.2.1 TVP-VAR 模型的构建.....	37
5.2.2 不同货币政策工具对房价的等间隔脉冲响应分析.....	39
5.2.3 不同货币政策工具对房价的时点脉冲响应分析.....	40
5.3 小结.....	41
6 结论与启示.....	42
6.1 主要结论.....	42
6.2 启示.....	43
参考文献.....	44
后 记.....	49

1 绪论

1.1 研究背景

随着金融市场的快速发展和世界各国对物价水平的高度重视,许多国家出现了通货膨胀和资产价格异常波动的情况。当年随着次贷危机演变为全球性的金融危机,资产价格发生暴跌,股市以及房地产市场进入低迷期,导致了实体经济的不景气,各国经济不同程度的发生了衰退。保持经济稳健发展和金融市场的稳定是我国目前的两个重要目标,而它们

与物价水平和资产价格波动密切相关。中国经济进入“新常态”时期后,GDP 增速放缓,发生物价或者资产价格急剧波动风险也存在,因此,就需要密切关注这两个问题,谨防这两种风险对经济产生重大影响。根据我国房地产数据统计显示,全国商品房的平均价格随着时间不断提升,2021 年 5 月商品房每平米平均价格为 10625.31 元,一线和二线城市的房价还要更高,而 2020 年度的全国年平均工资 97379 元,月均 8115 元,2021 年度全国年平均工资也将在 10 万元左右,收入的增加赶不上房价的上涨,买房早已成为居民的一大难题,并且房价的上涨也会导致资产价格泡沫以及破坏金融市场稳定性的可能性。而物价水平方面,2019 年 9 月以来,受外界各种因素影响,我国 CPI 同比涨幅连续八个月超过 3% 的警戒线,在 2020 年 1 月达到涨幅峰值 5.4%,之后 CPI 逐步下降。

虽然我国整体经济环境,包括金融市场的发展水平和阶段,与发达国家有很大的差异,但改革开放 40 多年来,随着我国市场化改革的不断深入,以及我国 2001 年正式加入世贸组织后,我国经济与全球经济持续融合,使经济的整体波动性特点更加明显;同时,美国为应对 2008 年金融危机而实施的量化宽松政策,也对我国经济产生了不利影响。总之,在经济全球化趋势下,我国如何在保证经济稳定发展的同时应对金融风险提出了更大的挑战,为此,在宏观审慎框架下,如何发挥货币政策在经济调节中的重要作用至关重要,以避免日本资产泡沫和美国金融危机等问题在我国发生。

1.2 研究意义

保持经济稳健发展和金融市场的稳定是作为党的十九大之后的两个重要目标，其目的就是为了实体经济的健康发展和金融市场的稳定，为我国经济发展从“量”到“质”的转型提供良好的环境。而目前我国的金融风险主要表现在两个方面，一方面是资产价格特别是房价可能存在的泡沫风险，另一方面是物价水平波动的风险，货币政策在防范这两种风险方面可以发挥什么作用，需要我们进行思考。

因此，通过分析货币政策工具对通货膨胀和房地产价格的冲击效应，可以更好地了解货币政策在经济调控中发挥的作用，为防范金融风险提供一些参考，这对于央行更好地进行宏观调控实现物价水平的稳定具有一定的参考价值。

1.3 研究内容

本文共分为六个部分：

第一章为导论。该章节首先阐述了研究背景，引出目前研究房地产价格和通货膨胀的必要性以及货币政策对两者的调节作用。同时阐述了本文整体的研究框架和研究方法，并对本文可能存在的创新点与不足进行说明。

第二章为文献综述。本文将该章节分为三个部分进行阐述，第一部分是核心通货膨胀率的综述，该部分首先引出核心通货膨胀率概念的产生，之后梳理了不同学者构建核心 CPI 的测度方法；第二部分是货币政策价格效应的综述，该部分主要整理了货币政策对物价稳定所起作用的相关文献；第三部分是货币政策对房地产价格冲击的综述，该部分主要对研究货币政策与房地产价格关系的相关文献搜集与归纳，并对文献进行评述。最后针对以上文献进行总体的评述。

第三章为相关理论和方法概述。该章节首先阐述了本文所涉及的基本概念，包括货币政策、房地产价格及其影响因素和核心 CPI 的测度方法。之后阐述了货币政策对通货膨胀和房地产价格传导机制。最后对本文运用的方法模型进行阐述，包括小波分解、动态因子模型和 TVP-VAR 模型。

第四章对货币政策的价格效应进行分析，首先是对核心 CPI 的构建，运用主成分和小波分解方法构建核心 CPI 并作为价格变量的代理变量，之后运用贝叶斯 TVP-VAR 模型针对货币供应量 (M2) 和核心 CPI 等变量分析了货币政策与核心

CPI 的时变关系。

第五章分析货币政策对房价的冲击影响。本章针对不同类型货币政策，分析了货币政策与房价之间的动态影响。首先，对所选变量货币供应量（M2）、30 天银行间拆借利率和房价进行无量纲处理和检验，最后基于所选变量样本区间的月度数据构建贝叶斯 TVP-VAR 模型，利用等间隔脉冲响应图和时点脉冲响应图来分析不同货币政策工具对房价的冲击效应。

第六章，本章对实证分析结果进行剖析并得出结论，然后在此基础上，结合现实经济背景得出启示。

1.4 本文可能的创新点

本文可能的创新之处在于结合目前相关研究的成果，同时立足于我国目前经济发展状况，以往货币政策的价格效应研究中大多数集中于居民价格消费指数（CPI）作为价格的代理变量，鲜有文章将核心 CPI 作为价格的代理变量，而本文在构建核心 CPI 的方法上进行改进，应用动态因子模型以及小波分解方法从八类价格指数中提取它们的长期稳定趋势，以此来构建核心 CPI，并探究货币政策的价格效应。其次本文运用贝叶斯 TVP-VAR 模型，在时变层面探究了货币政策对核心 CPI 以及房地产价格的影响。

2 文献综述

2.1 核心通货膨胀率的文献综述

关于核心通货膨胀方面的研究，Friedman（1963）首先将通货膨胀区分为长期稳定的部分和短暂波动的部分。而核心通货膨胀的概念最早是由 Eckstein 和 Blinder（1981）正式在学术界提出，认为核心通货膨胀率是市场长期处于均衡状态时的通货膨胀率。Bryan 和 Cecchetti（1994）研究认为央行在制定货币政策时应该关注通货膨胀中长期稳定的成分，即核心通货膨胀，而非短期波动所引起的扰动。众多学者从不同的角度对核心通货膨胀进行定义，大体可以归纳为两种定义：其一是将核心通货膨胀看作总体价格中长期稳定的部分；其二是剔除部分价格变化，剩余其他价格的总体一般趋势。总的来说，两种定义并没有太大的差异，故可将核心通货膨胀定义为代表通货膨胀中长期稳定的变动趋势，反映的是价格水平中长期持久的部分。

大多数学者将长期稳定的部分定义为核心通货膨胀，并用核心 CPI 来衡量，但目前对核心 CPI 尚未有明确的界定和测度方法。侯成琪和龚六堂（2013）从已有文献中提炼出核心通货膨胀的三种不同的定义，并归纳出相应的测度方法。龙革新等（2008）对比研究了不同测度核心通货膨胀的方法，发现截尾平均法和中位数法并不适合测度我国核心通货膨胀，而剔除法、共同趋势法和 SVAR 模型都可以较好的对我国核心通货膨胀进行测度。徐强和陈华超（2017）指出测算我国核心 CPI 已是宏观经济研究的重要课题，并利用基于波动性—持续性的三重加权法来测算我国的核心 CPI。众多学者采用不同的方法对核心通货膨胀进行了测度，发现核心通货膨胀可以有效的反映一般物价水平的长期变化情况（Matilla-García, 2005；赵昕东, 2008；汤丹, 2015；王开科和曾五一, 2014；司颖华和卢媛, 2020）。邓曦东和郑文玲（2013）采用剔除法测度出核心 CPI，并与 CPI 进行比较，发现核心 CPI 对货币政策的实施更有价值。田新民和武晓婷（2012）采用 SVAR 模型对核心 CPI 进行了测度，并应用到货币政策中，发现核心 CPI 可信度较高，可以作为货币政策的制定依据。货币政策的实施效果具有时滞性，通货膨胀的短暂波动上升可能并不是货币政策产生了作用，所以货币政策的实施效果应该对长期稳

定的部分进行观察。以上研究都说明核心 CPI 对于价格水平有较好的代表性，因此，核心 CPI 可以作为价格变量来研究货币政策的调控效果。

2.2 货币政策价格效应的文献综述

关于货币政策的价格效应方面，有众多学者将数量型和价格型货币政策的价格效应做了相应研究，其中王少林等（2015）基于 VAR 模型探究数量型货币政策的有效性，发现数量型货币政策对价格效应比产出效应更为显著且持久。李文乐等（2014）指出由于短期“费雪效应”的影响，利率货币政策工具的价格效应逐渐弱化，而数量型货币政策对通货膨胀的冲击更为显著。刘金全和张龙（2019）在对数量型和价格型货币政策对稳定物价的研究中发现，总体来说数量型货币政策对价格冲击效应要强于价格型货币政策，并且随着我国利率市场化进程不断推进，两种货币政策的调控效果出现“此消彼长”的现象。以上研究都指出数量型货币政策对于物价调控具有更好的效果，而邓创等（2019）采用门限 VAR 模型分析了我国政策波动对于货币政策的调控效果影响，发现当政策波动较低时，数量型和价格型货币政策的价格效应更显著，并且在门限值两侧，价格型货币政策调控效果优于数量型货币政策。陈浪南等（2018）采用 DAG 技术识别 SVAR 模型检验我国货币政策的价格效应，发现相对于紧缩性货币供给政策冲击，扩张性货币供给政策冲击对价格水平的影响时效更快。同时邓创和谢敬轩（2021）也得出相同结论，并指出紧缩性的货币政策对于产出更有显著影响，而扩张性货币政策的价格效应更为显著。刘金全等（2018）指出数量型和价格型货币政策的价格效应大小与所处经济周期和价格指标具有一定关联性。

以上学者对于货币政策的价格效应都做了详尽的研究，数量型和利率型货币政策对物价水平的调控效果都比较显著，而不同经济环境下，货币政策工具的效应强度具有差异。但在研究中对于价格变量的选取一直是 CPI。肖强(2018)首先采用动态因子模型构建了物价预警综合指数作为价格变量，利用因子扩展的 VAR 模型测度我国货币政策效应，发现短期内的紧缩货币政策对价格的冲击效果更显著。张思成和田涵辉（2020）将通货膨胀从消费领域进行分化，发现货币政策对核心（非食品）消费品通货膨胀有显著影响，而对非核心（食品）消费品通货膨胀影响并不显著，同时消费类和非消费类通货膨胀对数量型货币政策的冲击效应

显著，价格型货币政策仅对消费类通货膨胀有影响。

对货币政策价格效应目前的研究大多都采用 VAR 模型来进行研究，并且选用的价格变量一般都为 CPI，故本文采用时变层面的 TVP-VAR 模型，同时用本文所构建的核心 CPI 作为价格变量，来分析货币政策对物价水平冲击的时变特征。

2.3 货币政策对房地产价格冲击效应的文献综述

2.3.1 货币政策对房价调控有效性的已有研究

目前，数量型和价格型货币政策工具有效性对比并没有准确公认的结论，不同学者基于不同角度和数据所得出的结论也有一定的差异。由于国外房地产业发展相比国内要早，而且无论从实证研究和实际应用来看，大多数国外学者和发达国家更多的使用利率作为货币政策工具，认为房地产价格受利率的影响显著。Poole（1970）指出在不同的经济形势下相同的货币政策所产生的效果是有差异的。Fuhrer（1992）认为政策实施的货币政策规则对资产价格会产生较大影响，故可以运用货币政策来调控资产价格。Iacoviello（2004）构建了一个货币商业周期模型，其中贷款和抵押与房地产价格相关联，通过这一模型得出需求冲击使价格和房地产价格同方向变化。Sandra 和 Boris（2013）基于因子增广向量自回归（FAVAR）模型，基于美国经济数据分析货币政策对房价的冲击，结果发现货币政策对房地产价格的冲击具有显著且持续的影响。Bhar 和 Malliaris（2016）将资产价格和货币政策加入到泰勒规则理论中，并采用动态空间模型方法，发现从经济角度看，房地产市场对于设立联邦基金利率可以发挥重要作用。Larsen（2018）基于挪威的住房交易数据来研究货币政策与房地产价格之间的联系，得出货币政策对房地产市场的恢复起到重要作用。

由于我国利率市场化改革进程相对国外较晚，所以国内学者的相关研究起步较晚，较多学者集中在数量型货币政策工具的作用渠道和机制。丁文丽和刘学红（2002）指出虽然以货币供应量作为数量型货币政策的中介目标存在一定的局限性，但由于利率传导机制不健全，仍然应该使用货币供应量工具去调控实体经济。戴国强和张建华（2009）基于 VAR 模型研究货币政策对房地产价格的影响，证明了货币政策对于房地产价格调控的有效性，并指出利率对房价调控效果要好于

货币供给量，同时丁慧等（2020）基于 TVP-VAR 模型也得出相同的结论。而王宏涛等（2020）对比货币供给量与利率工具对房地产市场的政策效应，得出相反的结论，认为货币供应量工具的调控效果要比利率工具明显。

2.3.2 不同货币政策工具对房价冲击效应的已有研究

在研究价格型货币政策时常常采用的是利率工具。Wiedmann（2005）针对联邦政府为抑制房价而实施的利率政策效应进行检验，认为这一措施正确，可以有效控制区域房价过快上涨。Fratantoni 和 Schuh（2003）采用矢量向量自回归模型，分析了美国货币政策与房价之间的联系，结果发现利率对房地产价格呈现负向冲击。Iacoviello 和 Minetti（2003）在研究相同问题时加入了金融自由变量，使用 VAR 模型得出金融自由化程度越高，利率对房价的冲击效应越大。胡军燕和陈智辉（2011）针对广东省房地产市场数据，分析了货币供应量、利率和房价之间的关系，发现利率工具调控效果比货币供应量更显著，并且利率调控滞后期更短。谢太峰和路伟（2013）基于 VAR 模型得出利率工具可以对房价产生明显的抑制作用。徐淑一等（2015）和周文文等（2017）也得出相同的结论。王宏涛和曾晶晶（2021）指出数量型和价格型货币政策具有互补性，在经济处于低迷期时，价格型货币政策对房价的冲击效应大于数量型货币政策。

数量型货币政策主要是以货币供应量为中介目标。Lastrapes（2002）对美国房地产市场所实施的货币政策进行研究，发现增加货币供给量会导致短期内实际房价和房屋销售量上升。Tsai（2020）基于英格兰全国和不同区域的房地产数据，估计了各区域的风险波动率，以此来代表各个区域的风险程度，结果表明货币供应量的变化对房地产市场的波动具有较大影响。陈创练和戴明晓（2018）设计参数具有时变特征的结构式模型来分析我国货币政策与房地产价格间的关系，研究表明数量型货币政策的政策效果更为有效。张清源等（2018）研究表明在货币供给量的冲击下，房地产价格是正向反馈，同时发现数量型货币政策对城市房价的冲击效应存在显著的差异性。龙少波等（2021）针对我国货币政策调控的多目标性和时变特征，分析了我国“混合型”货币政策对房价的冲击效应，发现“混合型”货币政策对房价起到一定作用，并指出数量型工具在货币政策调控中权重下降，我国价格型货币政策工具成为调控的首要选择。

关于货币政策对房地产市场的冲击,货币政策的选择除了利率和货币供应量政策工具之外,也有一些学者从其他方面分析了对房地产的影响。龙威和刘金全(2019)研究发现信贷规模对不同区域的房地产价格有显著的影响,但存款准备金率对经济发展水平不同的区域起到相反的作用。李凯等(2021)基于时变参数的 VAR 模型对不同政策工具与房价的关系进行分析,发现社会融资规模对房价冲击效应更为显著,同时两者波动的关联性更强更稳定。王爱俭和倪鑫(2021)在消费者和企业家信心角度来分析货币政策与房价波动之间的关系,研究发现信心渠道可以显著影响货币政策对房价的调控效果。梁若冰等(2021)构建双重差分模型,加入限购政策这一因素,结果表明限购政策显著降低了上市房地产企业的市场价值。杨源源等(2021)基于 DSGE 模型分析房产税政策和宏观审慎政策对于房地产市场的作用,发现两者均能有效遏制房价上涨,且房产税政策抑制能力更强。

综上所述,对房地产市场的研究一直处在较高的热度,相关权威研究虽然理论并没有明显的突破,但切入角度不断补充和创新,但国内外学者关于货币政策对房地产价格的冲击所得出的结论并不统一,可能由于选取的方法、数据、切入点以及经济形势不同所导致的。大多研究认为货币供应量工具对房地产价格是正向效果,而利率工具是抑制作用,其次信贷规模、汇率等也具有显著作用。而对于两种类型的货币政策调控效果研究国外与国内有一定的差异,可能由于发达国家自由市场化影响,国外学者认为利率对于房价的调控效果要优于货币供给量,但国内学者的研究并没有统一的结论。

2.4 文献述评

综上所述,在对相关文献进行归纳整理之后,首先关于价格效应方面,已有文献大多选取 CPI 作为通货膨胀的代理变量,对货币政策的价格效应进行分析,而核心 CPI 对当前的物价水平具有更好的代表性,制定货币政策时所参考的价格指标中应加入核心 CPI。由于共同趋势法对于测度我国核心 CPI 具有更好的效果(徐强和陈华超,2017),本文在已有文献的基础上,基于当前 CPI 的 8 个分类价格指数,为了更好的测度核心 CPI,故采用小波分析和动态因子模型提取八类价格指数中稳定长期的趋势定义为核心 CPI,并将其作为通货膨胀的代理变量,

进行货币政策的价格效应分析。同时本文利用贝叶斯方法,设定参数的先验分布,来对 TVP-VAR 模型进行估计,该模型可以更好地测度不同时点上货币政策对价格的效应以及对房地产的冲击。

3 相关理论和方法概述

3.1 相关基本概念

3.1.1 货币政策

(1) 货币政策的定义

货币政策是指在经济发展过程中政府和央行制定和实施有关货币的政策，在国家经济政策中占据重要的地位，其目的是为了达到某些经济目标或者调控某些特定的目标，一般以货币供应量和利率为中介指标，间接或者直接影响中介指标从而影响宏观经济运行，保证经济的平稳发展。

(2) 货币政策工具

一般来说，货币政策工具可以区分为数量型和价格型政策工具。其中数量型货币政策是由央行主导，通过间接或者直接控制货币供应量的大小来进行宏观经济调控，主要调控方式包括法定存款准备金率、公开市场业务、再贴现和再贷款等。

法定存款准备金率是在政策规定下，金融机构将所在机构存款中的一部分资金进行缴存，向央行缴存资金的金额占存款金额的比例就是法定存款准备金率，目的是保证金融机构在遇到大量存款被提取时，机构的储备资金足够。可以明显看出，只要法定存款准备金率提高，那么金融机构所缴存的资金就增加，其社会信贷规模总量减少，进而影响货币供应量。作为央行重要的货币政策手段之一，虽然法定准备金率在调整货币供应量的效果显著，但在实际中，政府和央行在调整法定准备金率时都比较谨慎，这是由法定存款准备金独特性决定的，因为法定准备金很小的波动，都会让货币供应量产生大幅波动，导致商业银行需要立即对目前的信贷规模进行调整，从而给社会经济带来一系列后续问题。

公开市场业务，是指在经济发展过程中，央行根据目前经济形势公开在货币市场上进行证券交易和外汇业务，以此来对货币供应量和利率进行调整，进而达到宏观经济调控的目标。公开市场业务的调节机制如下：当金融市场出现资金不足或者冗余时，央行在金融市场上公开买卖政府债券，相应地影响商业银行等金

融单位的业务可用资金规模，导致社会货币供应量有所变化，实现宏观调控。同时公开市场业务在进行宏观调控时具有主动性以及时效性，对货币供应量可以“微调”或者大幅调整。

再贴现和再贷款主要指中央银行向金融机构贷款。再贴现是指金融机构为了获得资金支持，将未来的所得收益从中央银行进行现值兑现，具体做法就是将未到期的票据转让给中央银行。央行就可以通过提高或者降低再贴现率来影响金融机构借款的成本，从而影响货币供应量和信贷规模。再贷款就是不需要进行转让票据，金融机构直接向央行申请贷款，央行经过审核，对符合条件的金融机构给予贷款，从而金融机构获得资金。

价格型货币政策工具是指央行调整货币使用成本，来改变资产价格，导致经济中流动性规模发生变化，利率是价格型货币政策工具主要的中介目标。利率工具是央行根据目前的经济发展形势，直接对利率水平和不同时间期限利率进行调整，达到预期目标。当央行提高利率时，社会融资规模将受到约束，进而减弱投资和消费等经济活动的热度，出现一种经济紧缩的特征。而当央行下调利率时，社会融资主体约束放宽，进而增加了对于投资和消费的意愿，达到扩张刺激的目的。

3.1.2 房地产价格

房地产价格是对土地价格和建筑物价格综合所得的价格。它在房地产市场中占据重要的地位，是调节资源分配的重要要素。一般按实际用途房地产价格可划分为：商品住宅、商铺、写字楼价格等。同时按其他类型也可分为不同的房地产价格。其中商品住宅价格由于和居民生活消费息息相关，所以更具有代表性。

房地产价格作为重要的资产价格，其在金融市场价格体系占据重要的地位，故在政府宏观调控中一直作为考量的指标之一。第一，由于这种基础性地位，房地产价格的变动对市场总体价格水平的影响巨大；第二，房地产价格中与居民生活息息相关的商品住宅价格，对调节居民生活水平有着重要的作用；第三，由于价格是调节市场经济的重要要素，而房地产价格作为房地产市场中的重要要素，故是政府制定政策时所主要关注的价格之一。

3.1.3 房地产价格的影响因素

(1) 经济因素

一般来讲,经济水平、金融环境、财政收入等这些经济因素对房地产市场有显著的影响,也就影响着房地产价格的总体水平,并且它们也会对房地产市场的供求结构产生影响,对需求影响最大。

(2) 社会因素

社会因素包括城市人口数量、城镇化率、历史文化等。一般来讲,人口密度越大,对房屋住宅的需求越大,带动房价上升;随着城镇化率的增长,各类经济活动向城市转移,对房屋需求增加,从而房价上升;社会稳定,居民更愿意置业生产,经济发展带动房价上升;对于一个特定的地区,由于其独特的历史,使该区域成为了房价高值区。

(3) 政策因素

政策因素主要包括土地政策、住房政策以及货币政策。不同的土地政策、住房政策以及货币政策会对地价或者房价产生不同的影响,影响房价的变化。相比经济和社会因素,房地产价格对政策因素的反应速度较快。

(4) 周边环境因素

这个因素主要指建筑(群)周边环境情况,如建筑所处的位置(与市中心或者商业区的距离)、外观、内部格局、施工质量以及所处环境质量是否良好等。例如,商品住宅房的朝向会影响房价,在一些地区,朝南的商品房比朝北的舒适,光照充足等因素影响,相应的房价也会高一些。

3.2 核心 CPI 的测度方法简介

3.2.1 核心 CPI 的主要测度方法

随着一些发达国家开始在政策应用方面,核心通货膨胀作为制定货币政策的重要指标,学者对核心通货膨胀测度的研究越来越多。通过梳理对其他国家以及以往研究对于核心通货膨胀的测度方法,大体可分为两类,一类是基于统计方法,另一类基于计量建模方法。

(1) 统计方法

剔除法是一种非常传统的测度方法，它就是把一些易受短期冲击和价格波动比较大的项目剔除，对余下的项目重新计算权重并加权平均得到的指数，作为核心通货膨胀。剔除法是目前编制核心通货膨胀时大多数国家采用的方法，但根据各国情况不同，所剔除的项目有差异，下面整理一些国家所剔除的项目。

表 3.1 各国剔除项目一览表

国家	剔除项目
美国	食品、能源的 CPI
日本	生鲜的 CPI
欧盟	能源、未加工食品的 CPI
德国	间接税的 CPI
加拿大	能源、食品、间接税的 CPI
秘鲁	9 项不稳定项目（食品、蔬菜、水果等）
澳大利亚	能源、政府管制价格、抵押贷款利息支出的 CPI

从表 3.1 中可以看出，目前在编制核心 CPI 时最常剔除的项目是食品、能源。这是由于食品价格对外界因素变化比较敏感，导致价格波动较大，例如气候、供给、季节等因素。能源一般包括石油、天然气等产品，易受国家形势以及经济危机的影响，短期可能会受到巨大冲击。剔除法操作较为简便，也有一定的优点，但在剔除过程中，直接将具有短期波动的项目“一刀切”，而剔除的项目不止包含了短期波动，同时也包含着长期趋势，这会造成信息的损失，导致编制的核心通货膨胀并不能有效的代表通货膨胀。

有限影响估计法的基本思想是，价格服从某种概率分布，处于概率分布中间的位置可以有效代表总体价格波动。在实际中，各类商品的价格波动常常可能是偏态分布，有厚尾现象，即这时分布的均值不再是中心位置的有效估计，应采用截尾平均方法或者中位数方法更好。在编制核心通货膨胀的做法是，通过剔除价格两侧的波动数据，再计算偏向中间部分数据的平均值。通过这种方法，可以降低价格变动的非正态性质，使计算出的指数更加平稳。但在实际应用中，有限影响估计法每次计算时需要重新确定数据中波动最大和最小的，这导致每次剔除的信息是不同的，无法保证指数的同质性。所以，有限影响估计法在编制核心通货

膨胀的应用层面，存在一定的局限性。

平滑技术法的主要思想是，将一时间序列中由于短期冲击造成的价格波动，进行减小或者消除，达到分离出长期稳定趋势成分的目的，即通过削弱短期冲击的影响，得到的长期成分为核心通货膨胀。一般包括简单移动平均法、X11 或 X12 季节调整法等，此方法相比其他统计方法，由于加入了计量技术，故计算更加准确。

（2）计量建模方法

上述统计方法是从通货膨胀的构成等角度进行测算核心通货膨胀的，而计量建模方法则是基于一定的经济理论基础，建立适当的计量模型，对核心通货膨胀进行测度。

结构向量自回归模型（SVAR）是目前测度核心通货膨胀运用比较广泛的一种计量模型，它是对向量自回归模型（VAR）施加一个基于经济理论的长期约束。最早是由 Quah 和 Vahey（1995）运用在测度核心通货膨胀的研究中，构建了产出和价格的 SVAR 模型，去估计英国核心 CPI。他们认为货币冲击和实际冲击是造成价格和产出变化的原因，并假设两种冲击互不相关，货币冲击对于价格变化是长期效应，而对实际产出只有短期影响；实际冲击则相反，对实际产出的影响是长期，对价格变化并没有长期作用。在此基础之上，众多学者通过不同角度进行扩展，运用 SVAR 模型测度不同国家的核心通货膨胀。

共同趋势法是由 Bagliano 和 Morana（2003）基于 Quah 和 Vahey（1995）所建立两变量 SVAR 模型进一步扩展而来的，他们构建的共同趋势模型分别测度了美国和英国的核心通货膨胀。其基本原理是，若想在 SVAR 模型中加入更多的变量，则变量之间就要满足协整关系，而协整关系中的各个变量具有共同趋势。

3.2.2 本文测度核心 CPI 所采用方法

（1）小波分解

小波分解是对数据从时域和频域进行分解和重构处理的一种分析手段，该方法的主要思想是在不同尺度上用一系列简单信号逼近原信号，将函数变换为一系列近似函数的极限。小波函数由特定的小波滤波系数组成，当小波函数确定时，对应的小波滤波器系数也就确定，从而定义高频滤波器和低频滤波器。小波系数：

$$W_f(a,b) = \frac{1}{\sqrt{|a|}} \int_{-\infty}^{\infty} f(t) \overline{\psi\left(\frac{t-b}{a}\right)} dt \quad (3.1)$$

式中 $f(t)$ 是原信号, $\psi\left(\frac{t-b}{a}\right)$ 为基本小波或母小波, 由 $\psi(t)$ 伸缩或平移得到的连续小波, a 为尺度参数, b 为时间参数或平移参数。

首先将原始信息利用低频滤波器和高频滤波器分解为低频小波系数和高频小波系数, 系数较大时, 表明分解得到的信号与数据相似度高, 反之相似度低。通过树算法得到多分辨率的信号。若 A 表示低频信号, D 表示高频部分, 数字表示分解层数, 则分解树如图 3.1 所示。

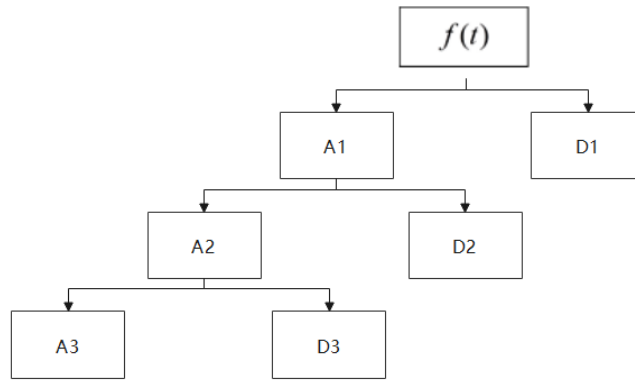


图 3.1 分解树形结构

用公式表示为:

$$f(t) = A1 + D1 = A2 + D2 + D1 = A3 + D3 + D2 + D1 \quad (3.2)$$

数据分解之后, 再对低频小波系数和高频小波系数进行重构, 得到低频信号和高频信号, 其中, 低频信号表示近似信息, 高频信号表示细节信息。在实际的时间序列分析中, 数据的长期趋势通常表现为低频序列, 体现了序列的主要特征, 而短期随机的部分通常表现为高频序列。因此, 本文对 CPI 和 CPI 分类指数进行小波分解, 剔除短期随机的高频部分, 得到长期且稳定的主要部分。

(2) 动态因子模型

动态因子模型首先是由 Gewekw (1977) 对经典因子模型在时间序列上进行拓展从而提出的, 动态因子模型的核心思想是将多个相关的变量, 用少数几个潜在的因子来反映它们变动特征的主要和共同部分, 从而达到降维目的, 并应用在大量的宏观经济分析中。Sargent 和 Sims(1977)将此模型应用到美国宏观经济分

析中，发现提取的两个动态因子可以有效解释宏观经济波动现象。

对于时间序列 $\{X_t | t=1, 2, \dots, T\}$ ，其波动可以分为两部分，其一是动态因子向量 f_t 所引起的共同变动趋势，也就是本文要构建的核心 CPI，且自身演变服从 VAR 模型，其二是差异化变动 e_t ，反映各个序列的个体特征。则动态因子模型可以表示为：

$$X_t = \lambda(L)f_t + e_t, \quad e_t \sim i, i, d.(0, \Sigma_e) \quad (3.3)$$

$$f_t = \psi(L)f_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim i, i, d.(0, \Sigma_\eta) \quad (3.4)$$

其中， $\lambda(L)$ 和 $\psi(L)$ 分别为滞后算子 L 组成的 $N \times q$ 和 $q \times q$ 多项式矩阵。

动态因子模型的假设为：

假定 1: e_t 和 η_t 互不相关，即 $E(e_t \eta_{t-k}) = 0, \quad k=1, 2, \dots, N$ 。

假定 2: 差异性扰动项 e_t 互不相关，即 $E(e_{it} e_{js}) = 0, \quad i \neq j; t, s=1, 2, \dots, N$ 。

关于因子的估计方面，本文参照 Chamberlain 和 Rothschild (1984) 提出的时域主成分法对因子进行估计。 F_t 的主成分估计，即核心 CPI 可表示为：

$$\hat{F}_t(N^{-1}W) = N^{-1}WX_t \quad (3.5)$$

其中 $W = \hat{\Lambda}$ ，是 $\hat{\Sigma}_x = T^{-1} \sum_{t=1}^T X_t X_t'$ 的最大的 r 个特征值所对应的特征向量，且 $\hat{\Sigma}_x = T^{-1} \sum_{t=1}^T X_t X_t'$ 是 X_t 的协方差矩阵。

核心 CPI 的估计可通过求最小二乘得出：

$$\min_{F_1, F_2, \dots, F_t, \Lambda} V_r(\Lambda, F) = \frac{1}{NT} \sum_{t=1}^T (X_t - \Lambda F)'(X_t - \Lambda F) \quad (3.6)$$

其中 $\Lambda' \Lambda / N = I_r$ 满足标准化。给定 Λ ，最小化上式可得：

$$\hat{F}_t(\Lambda(\Lambda' \Lambda)^{-1}) = (\Lambda' \Lambda)^{-1} \Lambda' X_t \quad (3.7)$$

化简得：

$$\min_{\Lambda} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T X_t'(I_t - \Lambda(\Lambda' \Lambda)^{-1} \Lambda) X_t \quad (3.8)$$

等价于：

$$\min_{\Lambda} \text{tr} \left\{ (\Lambda' \Lambda)^{-1/2} \Lambda' \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T X_t' X_t \right) \Lambda (\Lambda' \Lambda)^{-1/2} \right\} \quad (3.9)$$

满足 $\Lambda' \Lambda / N = I_r$ 条件下, 可得 $\hat{\Lambda}$ 是 $\hat{\Sigma}_{XX}$ 的最大 r 个特征值对应的特征向量组成。进而可得:

$$\hat{F}_t = \hat{F}_t (N^{-1} \hat{\Lambda}) = N^{-1} \hat{\Lambda}' X_t \quad (3.10)$$

故本文利用动态因子模型构建核心 CPI。因为动态因子模型作为客观赋权方法, 能够提取 CPI 分类指数变动中共同的和稳定的成分。

3.3 货币政策的传导机制简介

3.3.1 货币政策对通货膨胀的传导机制简介

关于货币政策与通货膨胀传导机制的研究, 货币数量论是最具代表性的理论基础, 货币数量理论认为短期货币供应量的变化只对物价水平和总产出有影响, 长期来看, 货币供给量的变化仅对物价水平产生影响。同时 Friedman 和 Schwartz (1963) 基于美国宏观历史数据也证明了此结论, 对货币供应量、物价水平以及经济增长进行研究, 发现货币供应量可以对经济状况进行调控, 通货膨胀的主要原因是货币供应量的快速增长。

费雪提出的“交易方程式”以及马歇尔和庇古提出的“剑桥方程式”两个公式基本可以对货币数量论进行阐述。具体来讲, “交易方程式”表示货币供应乘以货币流通速度必定等于名义收入, 用数学公式可表达为:

$$MV = PT \quad (3.11)$$

其中, M 表示货币供应量, V 表示货币流通速度, P 表示物价水平, T 表示交易量, 对 (3.1) 式两边作对数差分, 表示各变量的增速, 可得:

$$\Delta \ln M = \Delta \ln P + \Delta \ln T - \Delta \ln V \quad (3.12)$$

假设货币流通速度和交易量增速不变, 则货币供应量的变化与物价水平的变化有关, 并且两者成正比。从“交易方程式”中可以得出两个推论, 其一是货币供应量的增加必然会引起物价水平的提高; 其二是通货膨胀率等于货币供应量的增速减去收入增速的差值。

“剑桥方程式”又称现金余额函数，该理论认为处于经济体系中的每个人对货币需求与收入水平之间是一个稳定的比例关系，用数学公式表达为：

$$M = kPY \quad (3.13)$$

其中，M 表示货币需求，k 表示人们持有货币量与名义收入的比值，P 表示物价水平，Y 表示实际收入，PY 表示名义收入。假定 k 为常量，则货币需求 M 和物价水平 P 成正比。它强调人们的现金余额对货币价值再到物价水平的影响。

将两种方程式的数学表达式联立化简可得：

$$MV = M \frac{1}{k} = PY \quad (3.14)$$

不难看出，上述两个方程式从两个不同的角度分析了货币供应量与物价水平之间的关系，交易方程式是对货币流量进行分析，而剑桥方程式是从货币存量角度。同时两个方程式也有共同之处，即货币供应量的增加对物价水平的影响是毋庸置疑的，这也说明货币政策对物价水平的可调控性。

3.3.2 货币政策对房价的传导机制简介

关于货币政策对房价的传导机制理论最初起源于美国经济学家弗里德曼的研究，关于股票价格与货币供应量的分析中，得出相关理论。

货币政策在调控房地产价格中扮演重要的角色，一般来说，它是影响需求进而影响房地产价格。而货币政策传导机制的观点主要分为以下两种：一、凯恩斯主义观点认为利率是传导过程中的关键，货币政策影响利率，影响投资水平发生变化从而实现宏观经济的调节。二、货币主义观点强调货币供应量在传导机制中的关键作用，通过货币供应量的变化影响社会总产出的变化，从而实现调节物价水平和宏观经济。

(1) 数量型货币政策对房价的传导机制

货币供给量指某一时间节点社会经济运行下流通的现金量和存款量之和，是调控宏观经济的一个重要指标。央行通过以上所述的货币政策工具来影响货币供应量。增加我国法定存款准备金率会导致商业银行的存款下降，信贷规模也会缩小，进而减少货币供应量；当央行卖出公开市场的债券时，商业银行的货币供给量会减少，信贷规模也会缩小；央行上调再贴现率时，商业银行这些金融机构可获得的流动性的成本增加，借款上升从而增加货币供给量。以货币供给量为中介

目标的货币政策影响社会经济和物价水平的各个方面,同时也会影响到房地产价格。

当央行实施扩张性货币政策时,如降低存款准备金率、再贴现等政策,意味着社会流通和储蓄的货币增加,此时利率下降,房地产商开发成本下降,进而房地产企业的投资动力增强,投资人愿意投入更多的资金在房地产市场中,使得房地产市场的规模扩大,市场需求和供给同时增加,从而导致房地产价格上涨。同时货币供应量的增加意味着金融机构可利用的资金增加,信贷规模将扩大,房地产商在资金缺乏的情况下,可以向金融机构进行贷款以提供资金支持,虽然短期内房地产市场的供给不会发生变化,但信贷规模扩大也导致消费者贷款买房的需求增加,房地产市场需求大于供给,房地产价格上升。

货币供给量对房地产价格的变动影响也会作用于居民收入,此时通过财富效应来对消费产生影响。简单来说,财富效应就是由于人的财富的增加,从而促进消费的增长。所以当社会流通和储蓄的货币增加时,居民的财富相应也会增加,进而刺激居民消费和投资的动力,这种动力也会反映到房地产市场上,增加消费者购买住房的意愿,需求量增加,导致房地产价格上涨。

(2) 价格型货币政策对房价的传导机制

目前我国价格型货币政策所使用的主要是利率政策,其具有稳定性、可控性和可观测性等特性,也是凯恩斯学派所提到货币政策调控宏观经济时的关键。利率一般分为市场利率和法定利率,央行通过调节法定利率进而调节市场利率。房地产对于大多数人来说,购买者的工资性收入对于住房的支出负担较重,所以大多数购买住房的途径就是按揭贷款等方式,当利率上升时,按揭所支出的成本将会增加,进而抑制购房欲望,住房需求下降;对于房地产市场的另一端开发商而言,利率的上升,减少了从金融机构所贷款资金的金额,提高了成本,进而导致房地产市场供给减少。

同时,利率的变动将会让居民对房价的变动重新进行考虑。当利率下降的程度超过居民对利率的预期时,居民会产生中央银行将实行降息的货币政策的预测,此时购房者投资成本减少,进而房地产市场中投资者和消费者增加,住房的需求增加,导致房地产价格上涨。

3.4 贝叶斯 TVP-VAR 模型的概述

贝叶斯时变参数向量自回归 (TVP-VAR) 模型是在 VAR 模型基础上拓展来的, 故本文先对 VAR 模型进行简介, 进而拓展到 TVP-VAR 模型。

(1) VAR 模型

20 世纪 80 年代之前, 联立方程建模一直是宏观计量分析时应用的主流方法, 但随着计量经济的发展, 由于联立方程模型本身存在一定的局限性, 在应用时常常出现一些问题, 比如这种方法无法得出变量之间的动态关系; 模型有时会出现无法识别的问题, 而找到相关性强的工具变量也是比较困难; 模型中变量的内生性和外生性判断没有统一的标准等。在这一背景下, 当代著名经济学家 Sims(1980) 在创始性的提出了 VAR 模型, 该模型是一种基于多变量时间序列进行自回归的方法, 可以估计多个内生性变量的动态关系, 目前常常应用于研究计量经济问题中。

VAR 模型对一般表达式为:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t, \quad t=1, 2, \dots, T \quad (3.15)$$

其中, y_t 为 k 维可观测变量, A_1, A_2, \dots, A_p 为 $k \times k$ 维的系数矩阵, 系数矩阵的元素全部为非时变的常量, 这也是后文提到的 TVP-VAR 模型改进的一点。但模型的系数并没有实质的经济含义, 所以在实证分析中对此不进行分析。 u_t 为结构冲击, 它是独立同分布于 $N(0, \Sigma)$, Σ 是结构冲击标准差 ε_t 的方差-协方差阵。

VAR 模型相比以前常用的结构模型虽然有了很大的改进, 但依旧存在一些局限性: 第一, VAR 模型的系数没有经济含义; 第二, 由于模型对参数是常数, 所以无法测度经济系统的结构性变化。但针对这一问题之后有学者进行了改进, Blanchard 和 Quah (1989) 构建出了结构向量自回归 (SVAR) 模型, 这一模型对提出使 VAR 模型扰动项的经济含义更加清晰, 脉冲响应分析也更加有效。

(2) TVP-VAR 模型

经济理论及实证表明, 我国货币政策效应采用非时变模型分析并不稳健, 故本文使用 TVP-VAR 模型, 这一模型最早由 Cogley 和 Sargent (2005) 提出, 之后 Primiceri(2005)在模型基础上加入了随机波动的方差, 并在对货币政策分析中

最早应用了该模型。相比 VAR 模型，该模型中的参数设定为随时间变动的，这种时变参数可以很好的体现出模型的时变特征和非线性特征，更能捕捉到经济变量在不同的时代背景下所具有的关系和特征，从而获得我国货币政策效应的时变特征，同时在参数估计方面应用 MCMC 算法。基于此，本文采用 Nakajima et al(2011)基于贝叶斯分析的 TVP-VAR 模型，并通过 Matlab 来分析货币政策的价格效应。

首先构建一个基本的 VAR 模型：

$$Ay_t = F_1 y_{t-1} + \dots + F_s y_{t-s} + u_t, \quad t = s+1, \dots, n \quad (3.16)$$

其中 y_t 为 $k \times 1$ 维的可观测变量， A, F_1, \dots, F_s 为 $k \times k$ 维的系数矩阵， u_t 为 $k \times 1$ 维的结构冲击，假设 $u_t \sim N(0, \Sigma)$ ，并且

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \sigma_k \end{pmatrix}$$

其中 $\sigma_i (i=1, \dots, k)$ 为结构冲击的标准差。特别地，假定参数矩阵 A 是一个下三角矩阵：

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

进一步将模型(3.16)简化为：

$$y_t = B_1 y_{t-1} + \dots + B_s y_{t-s} + A^{-1} \Sigma \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, I_k) \quad (3.17)$$

其中 $B_i = A^{-1} F_i$ ， $i=1, \dots, s$ 。我们将 B_i 的行元素进行堆叠，得到 $k^2 s \times 1$ 维向量 β ，然后定义 $X_t = I_k \otimes (y'_{t-1}, \dots, y'_{t-k})$ ，其中 \otimes 表示克罗内克积，则模型(3.16)可表示为：

$$y_t = X_t \beta + A^{-1} \Sigma \varepsilon_t \quad (3.18)$$

上述方程参数全都是非时变的，若将方程中参数拓展为时变的，则可得到 TVP-VAR 模型如下：

$$y_t = X_t \beta + A^{-1} \Sigma \varepsilon_t, \quad t = s+1, \dots, n \quad (3.19)$$

其中参数 β_t, A_t, Σ_t 都具有时变性。本文参照 Primiceri(2005)和 Nakajima et al.(2011)的处理方式, 将下三角矩阵 A_t 中的元素堆叠成一列向量, 可得到如下形式:

$$a_t = (a_{21}, \dots, a_{k,k-1}), \quad h_t = (h_{1t}, \dots, h_{kt})'$$

其中 $h_{jt} = \log \sigma_{jt}^2$, $j = 1, \dots, k, t = s+1, \dots, n$ 。同样地, 假定模型(3.15)中参数服从随机游走过程:

$$\begin{aligned} \beta_{t+1} &= \beta_t + u_{\beta t} \\ a_{t+1} &= a_t + u_{at} \end{aligned} \quad (3.20)$$

$$h_{t+1} = h_t + u_{ht}$$

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

其中 $t = s+1, \dots, n$, $\beta_{s+1} \sim N(\mu_{\beta_0}, \Sigma_{\beta_0})$, $a_{s+1} \sim N(\mu_{a_0}, \Sigma_{a_0})$, $h_{s+1} \sim N(\mu_{h_0}, \Sigma_{h_0})$ 。

并且假定参数 β_t , a_t 和 h_t 是不相关的。

(3) 贝叶斯推断

由于贝叶斯估计可以有效的处理高维参数和模型非线性, 因此本文在贝叶斯框架下, 采用马尔卡夫蒙特卡洛模拟算法 (MCMC) 中的 Gibbs 采样进行样本抽样, 之后对模型的参数进行估计。

首先假设本文构建的三变量 TVP-VAR 模型中参数 β 、 a 和 h 的先验分布为正态分布, 其均值为: $\mu_{\beta_0} = \mu_{a_0} = \mu_{h_0} = 0$, 协方差矩阵为: $\Sigma_{\beta_0} = \Sigma_{a_0} = \Sigma_{h_0} = 10 \times I$ 。同时假设协方差矩阵第 i 个对角线元素服从以下的伽马分布:

$$(\Sigma_\beta)_i^{-2} \sim \text{Gamma}(4, 0.02), \quad (\Sigma_a)_i^{-2} \sim \text{Gamma}(4, 0.02), \quad (\Sigma_h)_i^{-2} \sim \text{Gamma}(4, 0.02)$$

在对参数取一定的先验分布下, MCMC 算法从参数的高维后验分布中进行采样, 包括未观测到的潜在变量, 利用模型中的时变参数作为潜在变量, 形成完

整的时变参数空间。而要从参数的高维后验分布中进行采样，一个有效的方案就是构造时变参数的条件分布，进而对时变参数进行联合采样，本文使用模拟滤波器对参数 β 和 a 进行采样。

4 我国货币政策对通货膨胀的冲击效应分析

4.1 我国核心 CPI 的测度

4.1.1 变量的选取

自 2016 年 1 月开始，国家统计局对 CPI 分类指数的统计分类进行更改，将原有八大类价格指数中的“食品”和“烟酒”进行了合并，重组成新的“食品烟酒”价格指数，导致 2016 年前后的指标所包含的数据内容不同，但“食品”与“非食品”两分法没有变化，而且只是针对 CPI 的构成分类及相应权重做了调整，所以对反应价格变动的 CPI 并没有太大影响，进而对核心 CPI 的测度也不会产生影响。因此，本文在变量选取方面，选取 2001 年 1 月至 2021 年 6 月的 CPI 分类指数，并以 2015 年 12 月为分割点，分为 2015 年 12 月以前和 2016 年 1 月以后两个样本区间。数据来自中经网统计数据库。

对样本区间为 2001 年至 2015 年 12 月的 CPI 和八类价格指数进行描述性统计，结果如表 4.1 所示，食品类价格指数、烟酒类价格指数、衣着类价格指数、家庭类价格指数、医疗类价格指数、交通类价格指数、教育类价格指数以及居住类价格指数分别记作 Food、Tobacco、Cloth、Household、Medicine、Vehicle、Education 和 Live。

表 4.1 2015 年 12 月以前 CPI 和八类价格指数描述统计量

变量	均值	最小值	中位数	最大值	方差
CPI	102.300	98.200	102.000	108.700	4.856
Food	105.300	96.700	103.700	123.200	29.158
Tobacco	101.150	99.280	101.090	103.870	1.826
Cloth	99.830	97.100	98.890	103.810	4.256
Household	100.360	97.100	100.990	103.380	3.285
Medicine	101.300	98.500	101.400	104.100	1.969
Vehicle	99.060	97.030	99.120	101.000	0.922
Education	101.070	97.730	100.880	109.600	4.333
Live	102.800	94.200	102.800	107.700	7.424

由表 4.1 可以看出, 在此样本区间内, 食品价格指数的均值最大食品类价格指数的均值最大为 105.300, 且最大值最大为 123.200, 交通类价格指数的均值最小为 99.060; 居住类价格指数的最小值最小为 94.200; 方差波动最大的是食品类价格指数, 其次是居住类。

样本区间为 2016 年 1 月至 2021 年 6 月的 CPI 和八类价格指数描述统计如表 4.2 所示, 食品烟酒类价格指数、衣着类价格指数、居住类价格指数、生活用品类价格指数、交通类价格指数、教育类价格指数、医疗类价格指数、和其他类价格指数分别记作 food&T、cloth、live、life-serve、transport、education、medicine 和 others。

表 4.2 2016 年 1 月之后 CPI 和八类价格指数描述统计量

变量	均值	最小值	中位数	最大值	方差
CPI	102.100	99.500	102.000	105.400	1.278
food&T	103.800	97.590	102.470	116.010	19.477
cloth	100.970	99.500	101.220	101.960	0.536
live	101.390	99.200	101.600	102.800	1.311
life-serve	100.740	99.800	100.600	101.800	0.344
transport	99.530	94.920	99.550	101.280	6.595
education	101.860	100.000	102.000	103.700	0.563
medicine	103.380	100.100	102.120	107.600	3.636
others	102.490	98.500	102.210	106.100	3.619

由表 4.2 可以看出, 食品类价格指数的均值最大为 103.800, 且最大值最大为 116.010, 交通类价格指数的均值最小为 99.530, 且最小值最小为 94.920; 方差波动最大的是食品类价格指数, 其次交通类。总的来说, CPI 的变动受到食品类和居住类价格指数的影响最大, 同时其他各类指数对 CPI 的影响具有差异性, 故 CPI 的变化不能很好的代表八类价格指数的总体变动情况。

4.1.2 CPI 分类价格指数的小波分解

本文基于 Matlab 软件, 对两个样本区间的 CPI 和 CPI 分类指数, 利用小波分解, 剔除它们短期的、随机的高频特征, 得到长期的、稳定的主要部分。由于我们需要提取指数中长期稳定的趋势部分, 选取的小波基函数需要有较高的消失

矩和较低的紧支撑集，使时间序列变得光滑，故选取 4 阶的 Daubechies 小波函数作为基底，小波分解后的细节信息为短期随机的波动部分是需要剔除的。分解之后的近似部分对它进行小波重建，得到本文所需要的 CPI 和 CPI 分类指数长期稳定的趋势部分。

首先，按照上述过程将样本区间 2001 年 1 月至 2015 年 12 月的 CPI 进行小波分解，将输出结果记作 CPI_before ，给出 CPI 的时序图和 CPI 的长期趋势图，图 4.1 所示。

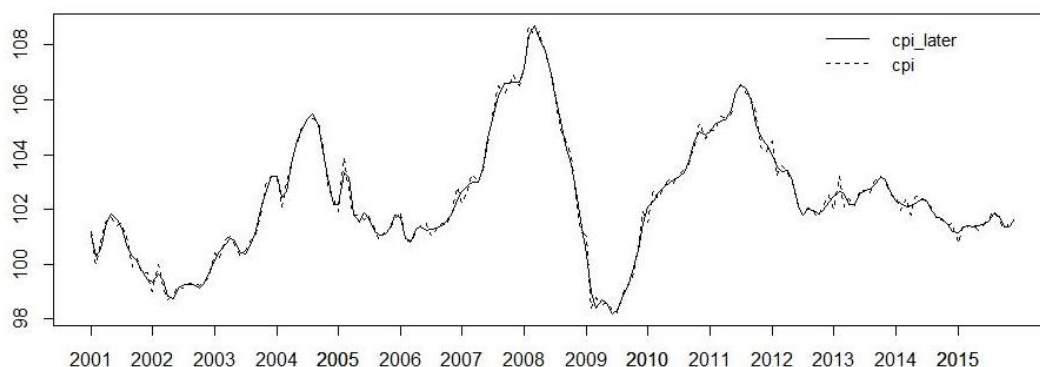


图 4.1 2015 年 12 月之前 CPI 和 CPI_before 的趋势图

由图 4.1 可知，剔除了短期随机波动部分的 CPI 趋势项，在 2015 年 1 月至 2015 年 12 月的样本区间内与 CPI 变动趋势完全一致，说明小波分解之后的 CPI 趋势项可以有效的表示 CPI 的变动趋势。

利用小波分解将第一个样本区间的 CPI 分类指数进行分解，食品类价格指数、烟酒类价格指数、衣着类价格指数、家庭类价格指数、医疗类价格指数、交通类价格指数、教育类价格指数以及居住类价格指数分别记作 F_before 、 T_before 、 C_before 、 H_before 、 M_before 、 V_before 、 E_before 和 L_before 。CPI 分类指数长期稳定的趋势图，如图 4.2 所示。

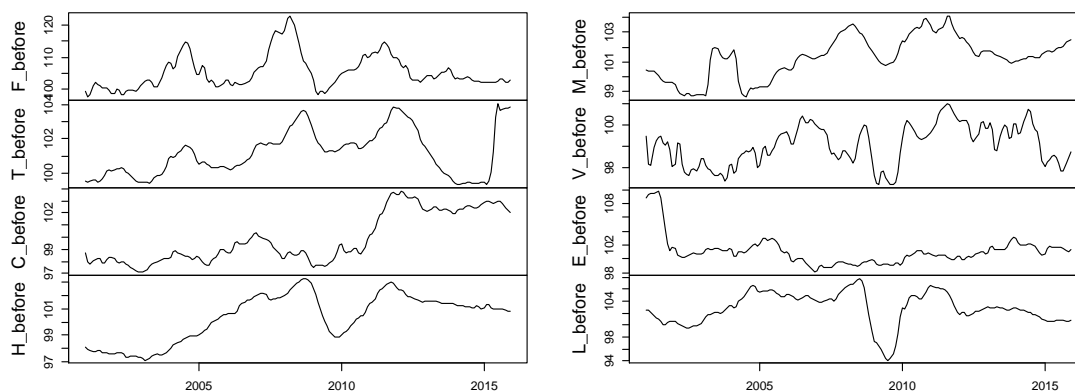


图 4.2 2015 年 12 月之前 CPI 分类指数趋势项的趋势图

由图 4.2 可知, 经小波分解后的各分类价格指数的趋势项表现出差异性, 食品类价格指数趋势项 (F_before)、烟酒类价格指数 (T_before)、家庭类价格指数 (H_before)、医疗类价格指数 (M_before) 和居住类价格指数 (L_before) 与 CPI 趋势项较为相似, 而其他三类价格指数趋势项与 CPI 趋势项表现出不同的波动差异。由此可见, 不能单单用 CPI 来概括八类价格指数的共同变动趋势。

运用同样的过程, 本文运用小波分解对样本区间 2016 年 1 月至 2021 年 6 月的 CPI 进行分解, 将输出结果记作为 CPI_later, 给出 CPI 的时序图和 CPI 的长期趋势图, 图 4.3 所示。

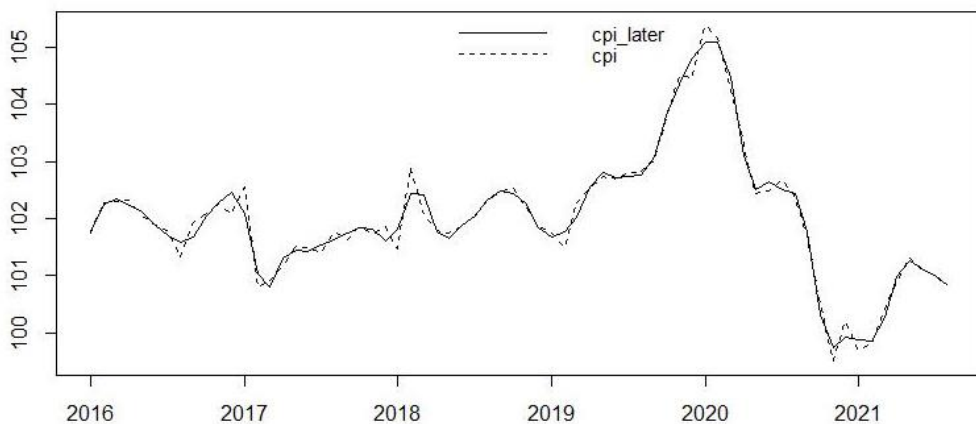


图 4.3 2015 年 12 月之后 CPI 和 CPI_later 的趋势图

由图 4.3 可知, 剔除了短期随机波动部分的 CPI 趋势项, 在样本区间 2016 年 1 月至 2021 年 6 月与 CPI 变动趋势完全一致, 说明小波分解之后的 CPI 趋势项可以有效的表示 CPI 的变动趋势。

利用小波分解将样本区间 2016 年 1 月以后的分类价格指数进行分解, 食品烟酒类价格指数、生活用品类价格指数、衣着类价格指数、居住类价格指数、医疗类价格指数、教育类价格指数、交通类价格指数和其他类价格指数分别记作 F_later、D_later、C_later、L_later、M_later、E_later、T_later 和 O_later。CPI 分类指数长期稳定的趋势图, 图 4.4 所示。

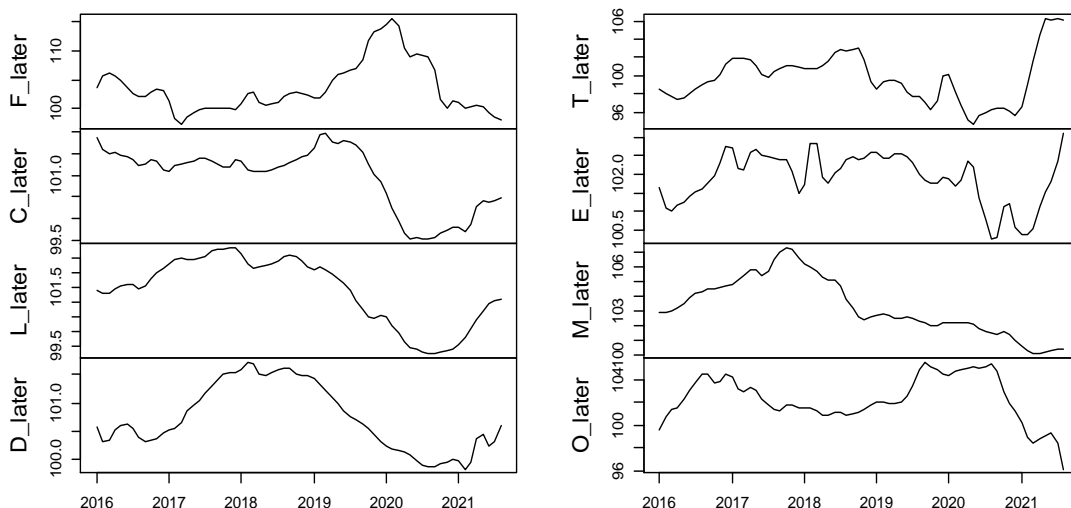


图 4.4 2015 年 12 之后 CPI 分类指数趋势项的趋势图

由图 4.4 可知，经小波分解后的各分类价格指数的趋势项表现出较大的差异性，食品烟酒类价格指数趋势项(F_before)和交通类价格指数趋势项(T_before)与 CPI 趋势项较为相似，而其他六类价格指数趋势项与 CPI 趋势项表现出不同的波动差异。2019 年 8 月以来 CPI 持续增长，在此时间段，只有食品烟酒类价格指数不断上涨，主要是受非洲猪瘟影响，猪肉价格不断上涨，而其他价格指数大多都出现了不同程度的下降趋势。所以虽然 CPI 上涨了，但不能完全代表总体物价上涨了，故不能单单以 CPI 来衡量总体物价的变动，而是应该从八类价格指数中提取它们潜在的共同变动趋势，将其定义为核心 CPI。接下来本文将运用动态因子模型来构建核心 CPI。

4.1.3 基于动态因子模型对核心 CPI 的测度

本文利用小波分解后的八类价格指数的趋势项，参照 Chamberlain 和 Rothschild (1984) 提出动态因子模型中的时域主成分法，从中提取出共同变动的趋势部分定义为核心 CPI。在采用模型提取核心 CPI 之前，要对八类价格指数进行 KMO 和 Bartlett 检验，以此来保证所构建核心 CPI 的有效性，表 4.3 给出了检验结果。

表 4.3 2015 年之前数据的 KMO 和 Bartlett 检验

KMO 取样適切性量数		0.818
Bartlett 球形度检验	近似卡方	1225.873
	p	0.000

由表 4.3 可知, KMO 检验值为 0.818, Bartlett 球形度检验 p 值明显小于显著性水平 0.05, 两个检验值说明可以进行因子分析。检验通过后, 运用动态因子模型中的时域主成分方法, 针对样本区间 2015 年 12 月之前经小波分解之后的 CPI 分类指数的趋势项, 估计共同趋势将其定义为核心 CPI (记作 CPI_{core})。为了直观的反映两个指标, 图 4.5 给出核心 CPI 和 CPI_{before} 的趋势图。

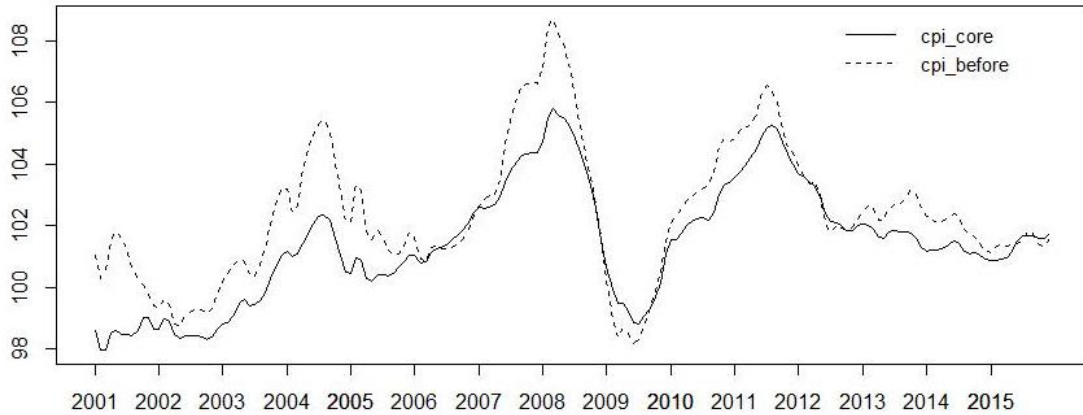


图 4.5 2015 年 12 月之前的核心 CPI 和 CPI_{before} 的趋势图

由图 4.5 可知, 在样本区间范围内核心 CPI 总体上表现出三轮上涨情况, 分别在 2004 年、2007 年和 2011 年, 这与 CPI 的波动趋势大致相同, 但是波动程度低于 CPI 的波动程度。

同样针对样本区间 2016 年 1 月至 2021 年 6 月八类价格指数的趋势项, 利用上述方法, 对共同趋势进行估计将其定义为核心 CPI (记作 CPI_{core})。首先进行 KMO 和 Bartlett 检验, 以确保分析的有效性, 结果如表 4.4 所示。

表 4.4 2016 年 1 月以后数据 KMO 和 Bartlett 检验

KMO 取样適切性量数		0.765
Bartlett 球形度检验	近似卡方	789.563
	p	0.000

由表 4.4 检验结果可知, KMO 检验值为 0.765, 接近 0.8, 并且 Bartlett 球形度检验 p 值也远小于显著性水平 0.05, 两个检验值说明可以对变量进行因子分析。为了直观的反映两个指标的趋势差异, 故图 6 给出核心 CPI 和 CPI_{later} 的趋势图。

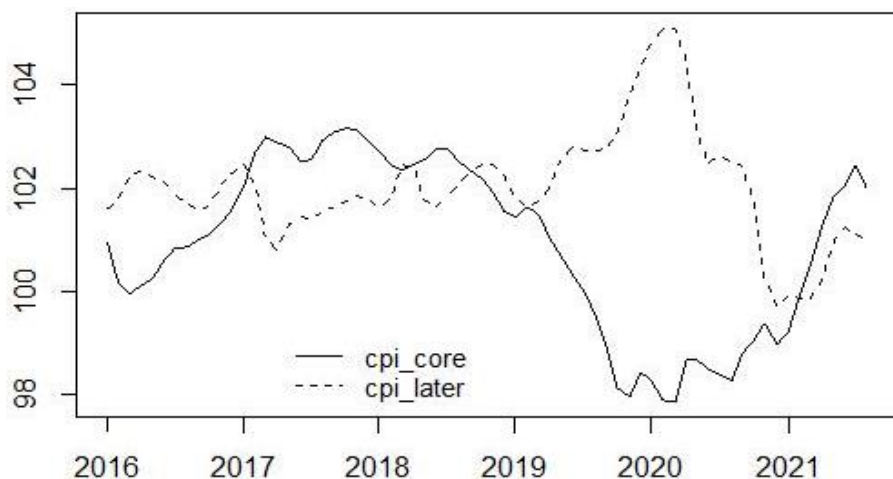


图 4.6 2016 年 1 月之后的核心 CPI 和 CPI_later 的趋势图

由图 4.6 可知，在样本区间范围内，核心 CPI 与 CPI 波动程度表现出一定的差异性。其中，2019 年之前核心 CPI 和 CPI 波动趋势大致相同，而在 2019 年之后核心 CPI 和 CPI 波动趋势具有较大差异，这是由于核心 CPI 是对八类价格指数提取它们共同的潜在趋势，而 2019 年以来由于外界各种因素影响，导致猪肉价格大幅上涨，从而使食品烟酒类价格指数大幅上涨，但其他大多数价格指数出现不同程度的下降趋势，故核心 CPI 与 CPI 的波动趋势表现出差异性。

由以上分析可以看出，以 CPI 作为物价水平的代理变量是不太全面的，而本文测度的核心 CPI 可以更有效的对物价水平进行表示，进而对货币政策的价格效应进行分析。

4.2 货币供应量对核心 CPI 的冲击效应分析

4.2.1 数据来源及变量选取

为了对我国货币政策的价格效应进行分析，根据实际理论及实证分析确定以下变量，且样本区间为 2001 年 1 月至 2021 年 6 月，选取的货币政策指标为数量型调控指标，即货币供应量，记作 M2。价格变量选取核心 CPI，记作 CPI_core，即本文第二部分构建的核心 CPI，因为它可以更有效的代表物价水平，同时选取同样样本区间的居民价格指数，为了与核心 CPI 进行货币政策效应的比较，记作 CPI。实际产出指标选取国内生产总值（GDP），记作 GDP，但由于 GDP 为季度数据，本文用工业增加值来代表实际产出。数据来源于国泰安数据库。

为了保证分析的有效性,在 TVP-VAR 模型下,要求时间序列变量是平稳的,故本文使用 ADF 检验对上述四个变量进行单位根检验,结果如表 4.5 所示。

表 4.5 平稳性检验

变量	设定	ADF 统计量	P 值	是否平稳
M2	(C, T, 1)	-1.950	0.592	不平稳
DM2	(C, 0, 0)	-12.680	0.000	平稳
GDP	(C, T, 1)	-1.890	0.621	不平稳
DGDP	(C, T, 0)	-10.430	0.000	平稳
CPI	(C, T, 1)	-2.614	0.317	不平稳
DCPI	(C, 0, 0)	-9.329	0.000	平稳
CPI_core	(C, T, 1)	-2.790	0.242	不平稳
DCPI_core	(C, T, 0)	-7.220	0.000	平稳

由表 4.5 可知, M2、GDP、CPI 和 CPI_core 在 1% 的显著性水平下不能拒绝存在单位根的原假设,即四个变量的时间序列都不平稳,故对变量进行一阶差分处理,经检验四个差分后的变量是平稳的。

4.2.2 TVP-VAR 模型的构建

在给定参数先验分布之后,本文利用 Matlab 软件采用 MCMC 算法对模型进行 10000 次抽样估计。为了确保 MCMC 算法过程的稳定性,本文设定预烧样本为初始 1000 次并将其舍弃。其中,CD 统计量用来衡量马尔可夫链的收敛性,得到了模型参数的估计结果,如表 4.6 所示。

表 4.6 MCMC 模拟参数估计结果

参数	均值	标准误	95%置信区间	CD 统计量	无效因子
sb1	0.002	0.001	[0.002,0.003]	0.379	33.610
sb2	0.002	0.000	[0.002,0.002]	0.028	12.780
sa1	0.006	0.002	[0.003,0.009]	0.000	84.100
sa2	0.005	0.002	[0.003,0.009]	0.967	59.360
sh1	0.206	0.046	[0.130,0.304]	0.096	46.890
Sh2	0.298	0.068	[0.187,0.447]	0.001	67.870

由表 4.6 可以看出，CD 统计量的值都比正态分布 95% 的临界值 1.96 小，说明参数不能拒绝检验的原假设，即不能拒绝模拟估计的参数收敛于后验正态分布。无效因子用于识别模拟生成的无关样本的数量，因子值越小，无关样本数越多，表中无效因子都小于 85，说明获得的样本是有效样本。

同时给出样本自相关系数、样本路径和后验分布密度函数图，如图 4.7 所示。

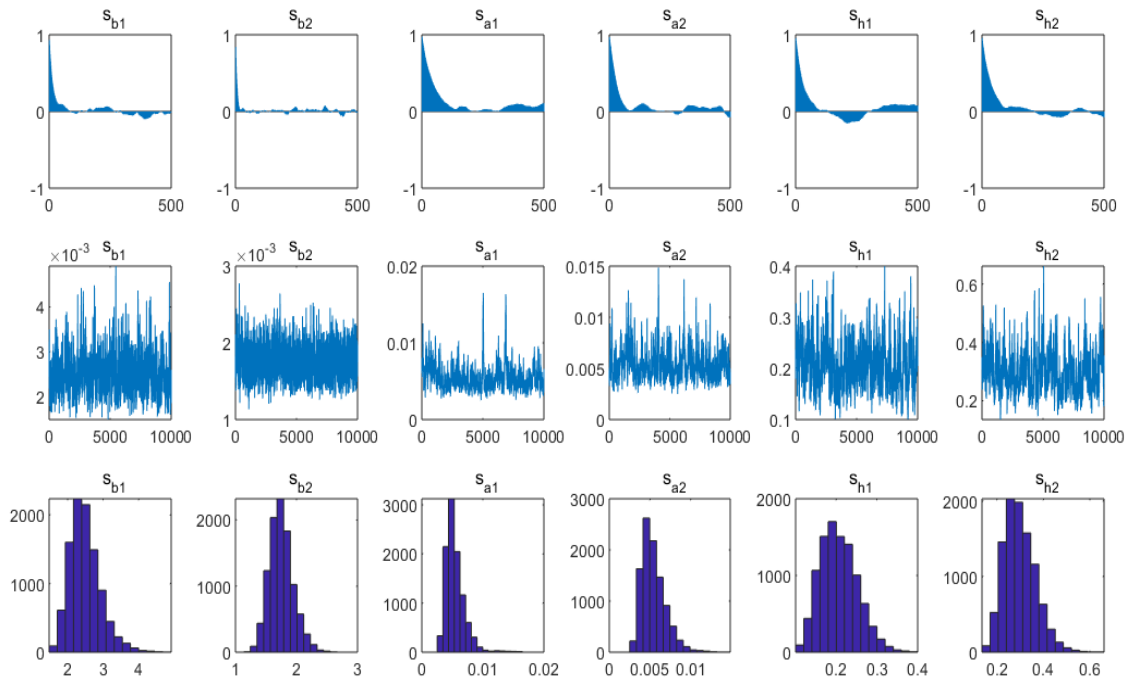


图 4.7 样本自相关系数（上）、样本路径（中）、后验分布密度

由图 4.7 可以明显的看出，样本的自相关系数显著降到 0 附近，表明经过 Gibbs 抽样的样本是有效的；从样本路径图不难看出，路径显示出较强的平稳性，说明模拟的 10000 次 MCMC 抽样样本为有效的相关样本；参数的后验密度函数都近似是正态分布，满足构建 TVP-VAR 模型的要求。综上检验结果，说明运用 MCMC 算法进行参数估计是有效的。

由于 TVP-VAR 模型估计参数的个数过多，减弱了变量之间的相关性，故一般对模型分析时侧重于模型随机扰动项的波动对其他变量的动态影响。因此不再分析模型的各个参数的含义以及和变量之间的关系，而是对某一变量对其他变量的脉冲响应图进行分析。

4.2.3 货币供应量政策工具的时点脉冲响应分析

不同时间节点的脉冲响应函数是指某一变量在特定时间节点上受到其他变

量一个单位标准差的正向冲击时，变量对冲击的响应程度，即对变量的影响程度。结合我国经济发展的趋势和周期，选取了三个具有代表性的时间节点，即 2008 年 9 月 ($t=95$) 爆发的全球金融次贷危机；2011 年 ($t=135$) 金融危机影响减弱，经济进入“稳定发展期”；2015 年 ($t=168$) 我国进入经济发展新常态，即“新常态”时期。图 4.8 显示了上述三个时间节点上货币供应量对核心 CPI 和实际产出的脉冲响应函数结果。

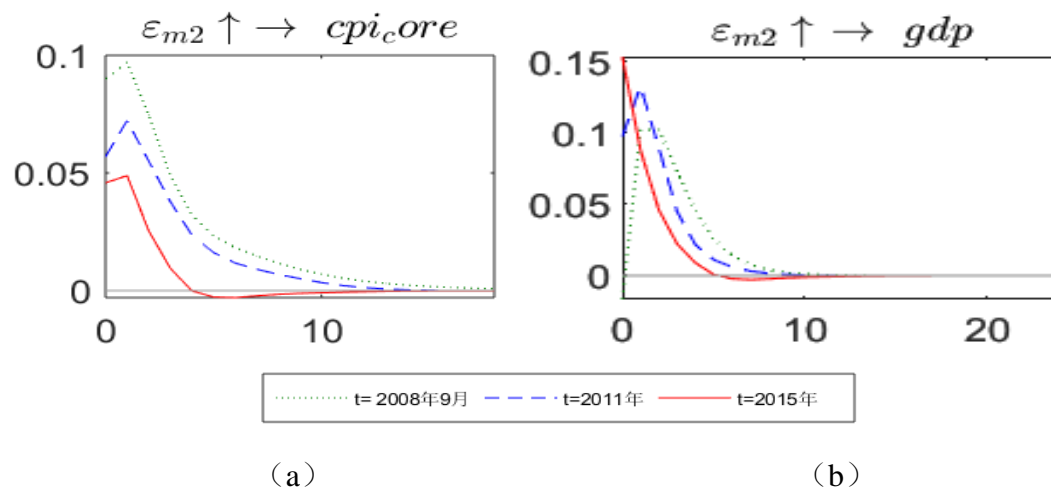


图 4.8 不同时点下货币供应量冲击的脉冲响应

图 4.8 反映了在样本期内三个特定的时间点施加数量型货币政策冲击的脉冲响应。整体来看，面对不同时间点数量型货币政策的正向冲击，实际产出和核心 CPI 都表现出正向响应，且持续周期较短。具体来看，从图 8 (a) 可以明显的看出，不同时点上核心 CPI 对货币供应量冲击的响应均为正向的，但冲击效应的大小有所不同。在全球金融次贷危机时期，货币供应量的增加对核心 CPI 影响最大，且持续时期相对较长，在第 12 期附近趋近于 0，可能是因为我国针对金融危机，对货币政策进行较大调整，政府投资 4 万亿来推动经济正常稳定发展，从而刺激了我国通货膨胀急剧上升，导致物价上涨；在经济“新常态”时期，政策增加货币供应量对核心 CPI 的刺激作用最小，在持续第 5 期附近趋近于 0。由此可以看出，政府增加货币供应量这项货币政策对我国通货膨胀的刺激作用在减弱。

从图 4.8 (b) 可以看出，当政府扩大货币供应量时，不同时点对实际产出的冲击效应具有差异性，但冲击效应下降速度都较快，在持续第 10 期附近趋近于 0。其中，在经济“新常态”时期，实际产出对于货币供应量的正向冲击反应速度最快，且影响最大，达到峰值 0.15，之后迅速下降；在全球金融危机时期，面对

货币供应量的增加，实际产出反应最缓慢，并且上升幅度最小。说明扩张性的货币政策具有一定时滞性及短期效应。

4.2.4 货币供应量对核心 CPI 和 CPI 冲击的比较

为了验证本文所构建的核心 CPI 的优良性，故对核心 CPI 与 CPI 受货币供应量政策工具的冲击效应进行对比。依旧使用不同时点脉冲响应来分析货币供应量的两种冲击效应，时点选择与上文一致，三个代表性的时间节点：2008 年 9 月、2011 年和 2015 年。图 4.9 显示了三个时间节点的货币供应量对核心 CPI 与 CPI 的时点脉冲响应函数结果。

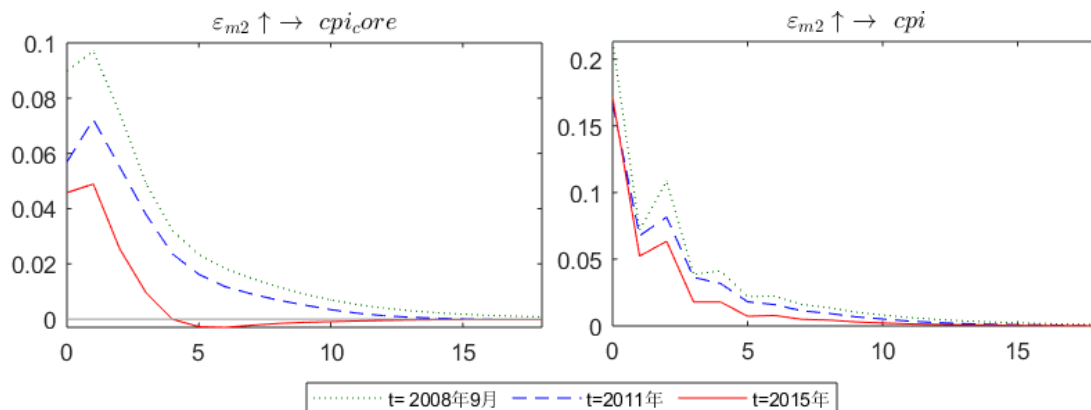


图 4.9 不同时点下货币供应量对核心 CPI 和 CPI 的脉冲响应

从图 4.9 整体来看，货币供应量对核心 CPI 和 CPI 不同时点上的冲击效应表现出相似的趋势，金融危机时期货币供应量对核心 CPI 和 CPI 的冲击效应最大，且对核心 CPI 冲击效应要比 CPI 的持续时间更长；冲击效应最低的时点是 2015 年。同时分时间节点看，金融危机时期，货币供应量对核心 CPI 的冲击效应在 0.1 附近，而对 CPI 的冲击效应在 0.2 附近，明显对高于核心 CPI 的冲击效应；其他两个的时间节点同样也是对核心 CPI 的冲击效应低于对 CPI 的冲击效应，因为核心 CPI 剔除了短期波动影响，表示的是物价水平的长期趋势，故对货币供应量的冲击响应小于 CPI 的冲击响应。说明核心 CPI 可以很好的代表我国物价水平，可以作为货币政策的重要参考。

4.3 小结

本章首先基于八类价格指数应用小波分解和动态因子模型方法对我国核心 CPI 进行了测度,发现核心 CPI 可以有效的表示我国物价水平,因此核心 CPI 是对短期和暂时性的价格波动进行了考虑,是对物价水平长期稳定的趋势的反映,央行在制定货币政策时可将核心 CPI 纳入参考指标。其次基于贝叶斯框架下的 TVP-VAR 模型,针对 2001 年 1 月至 2021 年 6 月的货币供应量、核心 CPI、CPI 以及实际产出数据,分析了货币政策价格效应的时变特征,实证结果发现,不管是核心 CPI、CPI 以及实际产出都表现出时变特征,在金融危机时期,以货币供应量为代表的数量型货币政策对核心 CPI 和 CPI 的冲击效应最大,而经济“新常态”时期实际产出对货币供应量冲击的响应最大。同时对比了货币供应量对核心 CPI 和 CPI 的冲击响应,两种冲击效应表现出明显的差异性,核心 CPI 的冲击响应整体明显小于 CPI 的冲击响应。

5 我国货币政策对房价的冲击效应分析

自从房地产市场化以来，我国运用货币政策对房地产价格的调控历史已久，房地产市场的发展离不开货币政策的调控。故本文为了探究我国货币政策对房地产价格的冲击效应，并且基于贝叶斯框架下的 TVP-VAR 模型来分析冲击的时变特征。

5.1 变量选取和平稳性检验

5.1.1 变量选取

为了分析两种不同类型货币政策对房地产价格的冲击，选取广义货币供给量（M2）表示数量型货币政策工具，选取 30 天银行间同业拆借利率（BR）来表示价格型货币政策工具，以及商品房住宅平均售价（HP）表示房地产价格。三个变量为样本区间为 2001 年 1 月至 2021 年 6 月的月度数据。

货币供给量（M2）。参考大量已有文献研究中，众多学者证明广义货币供给量（M2）可以作为数量型货币政策工具的代理变量；并且房地产业属于资本密集型产业，需要大量的流动资金。故选取 M2 来表示数量型货币政策工具。

30 天银行间同业拆借利率（BR）。在我国的短期利率中，银行间同业拆借利率的市场化水平较高，可以及时反映货币市场的流动性情况和短期市场利率的变化情况。故选取 30 天银行间同业拆借加权平均利率（BR）代表价格型货币政策工具。

商品房住宅平均售价（HP）。我国房地产价格类型很多，从以往文献以及理论研究中可知，商品房住宅平均售价是国家以及人民最为关注的，也是最重要的，故本文房地产价格选取商品房平均售价（HP）为代理变量，其值为商品房住宅销售额与销售面积的商。

由于上述三个变量选取的是月度数据，含有季节变动要素，故在分析之前要对变量进行季节调整和标准化处理。以上操作由 R 软件完成。数据来源于中经网统计数据库，国家统计局以及国泰安数据库。

5.1.2 平稳性检验

为了保证模型构建以及分析的有效性,要求时间序列数据必须是平稳的,否则会导致估计出现较大偏差,避免出现伪回归的存在。所以本文首先需对上述三个变量进行单位根检验,使用 R 软件对各时间序列进行最具代表性的 ADF 检验,来验证各变量平稳性,结果如表 5.1 所示。

表 5.1 变量 ADF 检验结果

变量	设定	ADF 统计量	P 值	是否平稳
M2	(C, T, 1)	5.090	0.990	不平稳
DM2	(C, 0, 0)	-8.310	0.000	平稳
BR	(C, 0, 0)	-4.480	0.000	平稳
HP	(C, T, 1)	1.670	0.990	不平稳
DHP	(C, 0, 0)	-12.230	0.000	平稳

由表 5.1 可知,变量 BR 在 1% 的显著性水平下拒绝存在单位根的原假设,即变量 BR 的时间序列是平稳,而变量 M2 和 HP 在 1% 的置信水平下不能拒绝存在单位根的原假设,即两个变量的时间序列都不平稳,故对变量进行一阶差分处理,经检验两个差分后的变量是平稳的。

5.2 不同货币政策工具对房价的冲击效应分析

5.2.1 TVP-VAR 模型的构建

在给定参数先验分布之后,本文利用 Matlab 软件采用 MCMC 算法对模型进行 10000 次抽样估计。为了确保 MCMC 算法过程的稳定性,本文设定预烧样本为初始 1000 次并将其舍弃,得到了模型参数的估计结果见表 5.2。

表 5.2 MCMC 模拟参数估计结果

参数	均值	标准误	95%置信区间	CD 统计量	无效因子
sb1	0.002	0.000	[0.002,0.003]	0.974	12.480
sb2	0.002	0.000	[0.002,0.003]	0.019	20.790
sa1	0.005	0.002	[0.003,0.009]	0.263	76.760
sa2	0.005	0.001	[0.003,0.008]	0.828	63.100
sh1	0.259	0.056	[0.165,0.385]	0.187	90.090
sh2	1.158	0.114	[0.944,1.390]	0.165	14.580

从表 5.2 中的 CD 统计量可以看出, Geweke 诊断值都比正态分布 95% 的临界值 1.960 小, 说明参数不能拒绝检验的原假设, 即不能拒绝模拟估计的参数收敛于后验正态分布。无效因子都比较小, 说明获得的样本是有效样本。

同时输出样本自相关系数、样本路径和后验分布密度函数图, 如图 5.1 所示。

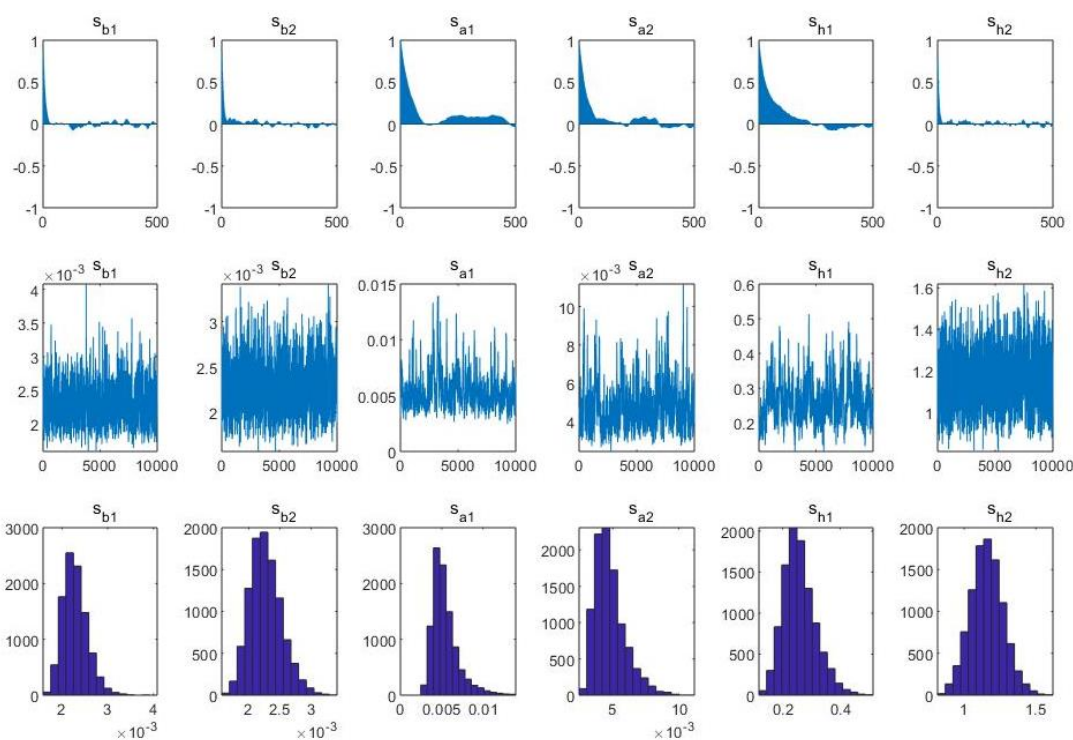


图 5.1 样本自相关系数 (上)、样本路径 (中)、后验分布密度函数

由图 5.1 可以清楚地看到, 样本的自相关系数显著降到 0 附近, 表明经过 Gibbs 抽样的样本是有效的; 从样本路径图可以看出, 路径显示出较强的平稳性, 说明模拟的 10000 次 MCMC 抽样样本为有效的相关样本; 参数的后验密度函数都近似是正态分布, 满足构建 TVP-VAR 模型的要求。综上检验结果, 说明运用

MCMC 算法进行参数估计是有效的。

通过构建贝叶斯 TVP-VAR 模型可以得到等间隔和时点脉冲响应函数，这两种相应函数可以很好的对时间序列的时变特性进行分析，避免传统 VAR 模型由于固定系数造成的估计误差，故本文基于这两种脉冲响应函数，分别从不同类型的货币政策工具对房地产价格的冲击效应进行分析，得到在样本区间内冲击效应的时变特征。

5.2.2 不同货币政策工具对房价的等间隔脉冲响应分析

等间隔脉冲响应函数是在样本区间内，对某一变量施加一个单位冲击后，其他变量在相等时间间隔对于此冲击的响应大小，函数很好的刻画了不同变量间的时变特征。在时间间隔选择时，本文选取了提前 3 期、6 期和 12 期，分别代表两种不同类型的政策工具对房地产价格的短期、中期和长期动态影响。输出结果如图 5.2 所示。

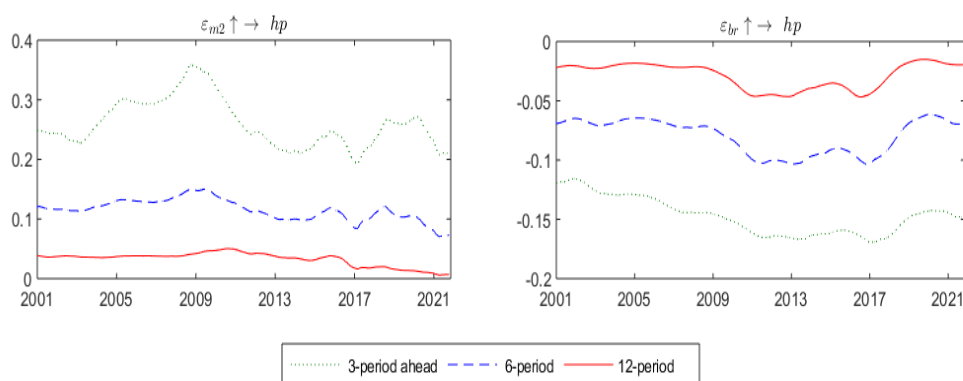


图 5.2 货币政策工具对房地产价格的等间隔脉冲响应

从图 5.2 分析可以得到，对房地产价格施加一个单位货币供应量(M2)的冲击，房地产价格对 M2 的响应为正向的，并且为短期有效，中期和长期减弱，并且是正向影响，说明采取数量型货币政策来调控房地产价格的途径是有效的，并且短期内对房地产价格的调控效果最好，具有立竿见影的效果。同时，对房地产价格的响应呈现出明显时变效应，短期来看，2009 年货币供应量对房地产价格的正向效应达到最大，这与 2008 金融危机之后，央行实行宽松的货币政策对全方位刺激房地产业有关。2020 年短期效应出现阶段性高峰，这是由于 2020 年疫情的影响，央行增加货币供应量等政策来支持疫情防控和复工复产。在 2009 年之后，

短期和中期的调控效果随着时间的推移有下降的趋势，并不断波动，而长期效应在 2021 年左右接近于 0。

利率（BR）工具对房地产的冲击效应也具有明显的时变特征，并且短期、中期和长期效应都表现为负，且短期效应更加明显，说明运用价格型货币政策来调控房地产价格是可行的。具体来看，随着时间的推移短期效应呈现增强的趋势，这是由于我国利率市场化程度的提高，利率政策工具的调控效果加强。而在 2020 年呈现减弱趋势，这是受疫情影响，虽然下调利率来刺激房地产，但国内总体经济低迷，同时政府通过限制房地产政策进行对冲，故对于房地产的冲击较小。

总而言之，两种不同类型的货币政策工具对于房地产价格的调控都是有效的，且短期效应最为显著，但当经济处在低迷阶段时，以利率工具为代表的价格型货币政策表现较弱的调控效果，而数量型货币政策的调控效果表现较好。

5.2.3 不同货币政策工具对房价的时点脉冲响应分析

时点脉冲响应函数是在特定时间节点对其他变量施加某变量的一个单位冲击后，其他变量对冲击的响应程度。结合不同经济时期经济运行状况，本文选取时点分别为 2008 年 6 月（ $t=90$ ）金融危机时期，2015 年（ $t=168$ ）我国经济发展新常态时期，2017 年 9 月（ $t=201$ ）习近平总书记在十九大报告中提出货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架，故选取上述三个重要的关键时点来研究货币政策对于房价的冲击效应。三个不同时点的脉冲响应如图 5.3 所示。

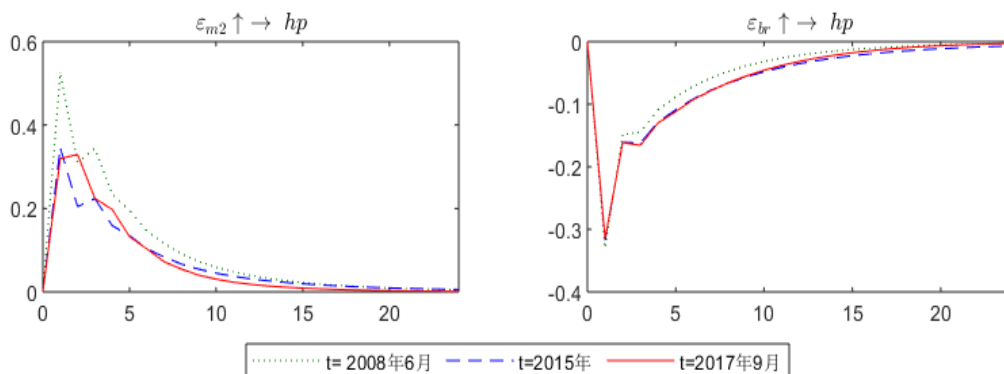


图 5.3 货币政策工具对房地产价格的时点脉冲响应

从图 5.3 可以看出，房地产价格对于货币供给量的冲击当期表现出明显的正向效应，各时点短期效应明显，在之后第二期正向效应达到最大，之后随时间逐

渐减弱为 0。具体分时点来看, 2008 年在金融危机时期, 货币供应量对房地产价格冲击的正向效应最大; 其次是 2017 年十九大之后的金融强监管时期, 调控效应的最大时期持续了一段时间; 而经济新常态时期和金融强监管时期的调控效果在四期之后并没有显著差异。究其原因是, 全球金融危机的爆发, 央行一方面紧盯物价水平, 另一方面需要房地产业拉动经济增长, 以应对金融危机对经济造成的冲击影响。而在之后的两个时点, 我国在调控房地产业方面, 一直在探索构建具有宏观审慎特征的货币政策, 以保证长周期的房地产价格稳定。

房地产价格对于利率货币政策工具的冲击当期表现出明显的短期负向效应, 在随后的第二期达到各时点的峰值, 并随着时间的推移冲击效果不断减弱; 分时点来看, 各时点并未表现出明显的差异, 只在第四期之后, 金融危机时期的冲击效果在很长一段时期内要小于其他两个时点的冲击效果。说明以利率工具为代表的价格型货币政策对于房地产价格的调控渠道是通畅的, 在房地产市场过热时, 央行可以采用收紧的价格型货币政策抑制房价的过快上涨。

总体来看, 不管是金融危机时期, 还是经济发展新常态时期, 两种不同类型的货币政策工具对房地产价格的调控都表现出较好的调控效果, 并且房地产价格对于两种货币政策对冲击反应及时, 在较短时间内都产生了反馈。

5.3 小结

本章运用贝叶斯 TVP-VAR 模型, 针对商品房住宅平均售价、货币供应量和 30 天银行间同业拆借利率三个变量, 分析了数量型和价格型货币政策对房地产价格的冲击效应。两种政策工具都对房地产价格的冲击都具有显著的短期效应, 且短期效应强度高于中长期的效应强度。同时两种政策工具在调控效果方面表现出显著的差异性, 货币供给量工具的冲击效应为正, 利率工具都冲击效应为负。整体来看, 货币供应量对房地产价格的冲击影响要大于利率工具对其的影响, 并且在经济状况不景气的情况下, 如金融危机时期和新冠疫情期间, 货币供应量政策工具的调控效果要优于利率政策工具, 但随着时间的推移, 利率政策工具冲击的短期效应显著提高。说明我国不管利用数量型还是价格型货币政策对于房地产价格的调控是可行的, 并且是短期有效的, 应结合两种货币政策的特点, 灵活制定货币政策以保证房地产价格的稳定。

6 结论与启示

6.1 主要结论

本文使用 2001 年 1 月至 2021 年 6 月的宏观经济数据，首先以提取的核心 CPI 为价格变量，基于贝叶斯框架下的 TVP-VAR 模型对我国货币政策的价格效应进行分析，其次对我国房地产价格受两种不同类型的货币政策的冲击进行分析，得出主要结论如下：

第一，本文基于八类价格指数，首先运用小波分解剔除八类价格指数中短期波动的部分，之后运用动态因子模型提取他们的共同趋势部分，将其定义为核心 CPI。相对于 CPI 而言，核心 CPI 与 CPI 具有基本一致的变动趋势，但核心 CPI 波动程度要小于 CPI，可以更好地反映总体物价水平的变动。故本文所测度的核心 CPI 在央行制定货币政策时可以作为价格的参考标准。

第二，通过分析货币政策工具对核心 CPI 的冲击效应发现，短期内扩张性的数量型货币政策对我国经济增加有促进作用，同时刺激我国通货膨胀上涨，而且都是短期有效，长期无效；同时对核心 CPI 与 CPI 的冲击效应对比也可以证明核心 CPI 对物价水平更具代表性。因此依据核心 CPI 的变化，对央行了解当前物价水平以及决策具有重要的参考价值，应综合其他价格指标共同作为制定货币政策时的参考体系。而数量型货币政策对价格的正向效应随时间不断减弱，反映了随着经济的发展，仅靠货币供应量来调控物价水平显然无法更好的达到宏观调控的目的，应综合其他货币政策工具共同稳定物价。

第三，通过两种不同类型的货币政策对房地产价格的冲击效应分析可以得出，首先两种货币政策都在短期内达到了冲击效应的最大值，具有显著的短期效应，但长期效应都不显著。同时，数量型与价格型货币政策对房价的冲击效应呈相反的结果，并且数量型货币政策正向效应更为显著。因此短期内货币政策工具是十分有效的，若想达到稳定房价的长效机制，应搭配其他政策一起实施。其次两种货币政策工具都呈现出时变特征，在经济下行时，数量型货币政策工具的冲击效应明显大于经济稳定发展时期，而价格型货币政策工具相反，但价格型货币政策的冲击效应随着时间的推移而提高。所以在面对经济形势变化下，制定货币政策

对房地产市场进行调控时，央行应灵活综合制定数量型和价格型货币政策，维护房地产市场健康发展。

6.2 启示

基于上述研究与结论，本文得到的启示如下：

第一，构建更加完善的核心通货膨胀指标体系。目前，所存在的核心通货膨胀的测度方法并没有最优的，建议今后的学者可以结合更加丰富的知识，引入更加完善的基础理论体系和测度方法，构建我国完整的核心通货膨胀体系。其次核心 CPI 应该成为今后衡量总体物价水平变动的一个重要指标，对现行衡量物价水平的指标体系进行补充，不能忽视其他传统衡量物价水平的指标。在合理有效的评价体系下，相关价格数据统计和发布时，应该更加透明化和精细化，让公众更加了解当前物价的整体水平。

第二，制定货币政策时应参考核心 CPI。衡量物价水平的指标的主要作用之一就在于为政府当前的货币政策决策提供数据依据，要想制定合理、有效的货币政策就必须识别短期波动或长期稳定因素引发的通货膨胀的变化，而核心 CPI 反映的正是这种长期稳定趋势。以核心 CPI 作为参考，这有利于政府更加准确的判断当前物价水平，从而制定对稳定物价更加有效的货币政策。其次从总体上看，数量型货币政策对于物价具有一定的调控作用，但随着时间推移呈现出效果逐渐减弱的趋势。当前我国经济正处于由“量”转向“质”的阶段，所以政府在实施货币政策时应强调长期效果，而不止追求短期效果。

第三，完善货币政策和宏观审慎政策调控框架，更有效的稳定房价。首先货币政策对于房价的调控具有时变特征，针对房地产市场所实施的货币政策应根据经济发展的状况进行抉择，灵活使用货币政策工具，同时也要积极探索和创新更加精准、有效的货币政策工具。其次影响房地产价格变化的因素很多，政府想要达到房价不炒的目标，应将货币政策与宏观审慎政策相结合，形成调控房地产价格长效机制，促进房地产市场健康发展。

参考文献

- [1] Blanchard O J , Quah D. The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances [J].American Economic Review,1989, 79(4): 655-673.
- [2] Bryan M F , Cecchetti S G . Measuring Core Inflation[J]. Social Science Electronic Publishing, 1994(29):195-215.
- [3] Chamberlain G, Rothschild M. Arbitrage, factor structure, and mean-variance analysis on large asset markets [R].National Bureau of Economic Research Cambridge (No.996), 1984.
- [4] Cogley T, Sargent T J. The conquest of US inflation: Learning and robustness to model uncertainty[J]. Review of Economic Dynamics,2005, 8(2): 528-563.
- [5] Eckstein O , Blinder A S . Core inflation[J]. Journal of Political Economy, 1981(6):415-430.
- [6] Fratantoni M, Schuh S. Monetary Policy, Housing, and Heterogeneous Regional Markets[J]. Journal of Money and Banking, 2003, 35(4): 557-589.
- [7] Fuhrer J, Moore G. Monetary Policy Rules and the Indicator Properties of Asset Prices[J].Journal of Monetary Economics,1992,29(2):303-336.
- [8] Friedman B M. Targets and Instruments of Monetary Policy[M].Handbook of Monetary Economics, 1990(2):1185-1230.
- [9] Friedman M . Inflation : causes and consequences[M].New York:Asia Publishing House,1963.
- [10]Friedman M, Schwartz A J. A Monetary History of the United States, 1867-1960[J]. Nber Books, 1963, 70(1): 512-523.
- [11]Geweke J. The Dynamic Factor Analysis of Economic Time Series in Latent Variables in Socio-Economic Models[M]. North-Holland: D.J. Aigner and A.S. Goldberger, Amsterdam, 1977.
- [12]Iacoviello M, Minetti R. Financial Liberalization and The Sensitivity of House Prices to Monetary Policy: Theory and Evidence[J]. The Manchester School, 2003, 71(1): 20-34.

- [13]Iacoviello, M. House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle[J]. *The American Economic Review*,2005,95(3): 739-796.
- [14]I-Chun Tsai. Market Integration and Volatility Transmission in England's Housing Markets[J]. *The Manchester School*,2020, 88(1): 119-155.
- [15]Larsen E R . Can monetary policy revive the housing market in a crisis? Evidence from high-resolution data on Norwegian transactions[J]. *Journal of Housing Economics*, 2018, 42(DEC.):69-83.
- [16]Lastrapes W D . The Real Price of Housing and Money Supply Shocks: Time Series Evidence and Theoretical Simulations[J]. *Journal of Housing Economics*, 2002, 11(1):40-74.
- [17]Matilla-García M. A SVAR model for estimating core inflation in the Euro zone[J].*Applied Economics Letters*,2005, 12(3): 149-154.
- [18]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.
- [19]Poole W. Optima Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model[J].*The Quarterly Journal of Economics*, 1970, 84(2):197-216.
- [20]Primiceri G E . Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy[J].*Review of Economic Studies*, 2005(3):821-852.
- [21]Sandra E. , Boris H. Monetary policy, housing booms, and financial (im)balances[J]. *Macroeconomic dynamics*,2013,17(4), 830-860.
- [22]Sargent T J, Sims C A. Business cycle modeling without pretending to have too much a priori economic theory[J]. *New Methods in Business Cycle Research*.1977(1):145-168.
- [23]Sims C A. Macroeconomics and reality[J]. *Econometrics*,1980, 48(1): 1-48.
- [24]Wiedmann M , Belke A . Boom or Bubble in the US Real Estate Market?.[J]. *Intereconomics*,2005, 40(5): 273-284

- [25]陈创练,戴明晓.货币政策、杠杆周期与房地产市场价格波动[J].经济研究,2018,53(09):52-67.
- [26]陈浪南,张华.我国货币政策效应的非对称性研究[J].当代经济管理,2018,40(01):78-85.
- [27]戴国强,张建华.货币政策的房地产价格传导机制研究[J].财贸经济,2009(12):31-37.
- [28]邓创,付蓉,赵珂.中国货币政策波动会影响宏观经济调控效果吗[J].金融经济研究,2019,34(03):13-24.
- [29]邓创,谢敬轩.数量型货币政策调控有助于金融稳定吗—基于时变货币需求的货币政策有效性再评价[J].当代财经,2021(08):53-63.
- [30]邓曦东,郑文玲.核心 CPI 测量方法的比较分析与实证[J].统计与决策,2013(17):8-11.
- [31]丁慧,杨瑞琪,毛泽盛,卞志村.中国资产价格波动与货币政策调控[J].会计与经济研究,2020,34(05):89-106.
- [32]丁文丽,刘学红.中国货币政策中介目标选择的理论与实证分析[J].经济科学,2002(06):44-51.
- [33]侯成琪,龚六堂.核心通货膨胀理论综述[J].经济学(季刊),2013.
- [34]胡军燕,陈智辉.货币政策对房地产价格的动态影响分析[J].商业时代,2011(02):56-57.
- [35]李凯,樊明太,叶思晖.我国房价的货币因素与宏观影响的动态传导研究—基于 TVP-SV-VAR 模型的分析[J].金融发展研究,2021(01):29-37.
- [36]李文乐,刘生福,郑淑君.中国货币政策利率工具调控的数量效应与价格效应分析[J].统计与信息论坛,2014,29(08):54-60.
- [37]梁若冰,张东荣,方心,林细细.限购政策是否降低了上市房地产企业价值?—基于强度双重差分法的经验研究[J].金融研究,2021(08):42-60.
- [38]刘金全,张龙.“多目标”下数量型与价格型货币政策工具的有效性对比研究—基于“多指标”的量化分析视角[J].东北大学学报(社会科学版),2019,21(06):583-590+650.
- [39]刘金全,张龙.中国数量型和价格型货币政策的价格时变效应—基于 CPI 与

- PPI“虚假背离”的分析[J].财经理论与实践,2018,39(06):22-28.
- [40]龙革生,曾令华,黄山.我国核心通货膨胀的实证比较研究[J].统计研究,2008(03):20-26.
- [41]龙少波,张梦雪,厉克奥博.中国货币政策框架转型下的多目标混合型规则研究[J].中央财经大学学报,2021(10):77-93+107.
- [42]龙威,刘金全.货币政策对房地产价格影响机制的区域异质性特征检验[J].当代经济研究,2019(01):102-112.
- [43]司颖华,卢媛.中国核心 CPI 的测度及其动态特征分析[J].统计与信息论坛,2020,35(08):20-25.
- [44]汤丹.基于 SVAR 模型的中国核心通货膨胀估计及预测评价研究[J].宏观经济研究,2015, 01(No.190):111-117.
- [45]田新民,武晓婷.中国核心通货膨胀的 SVAR 模型估计与政策应用[J].中国工业经济, 2012(12):5-17.
- [46]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(01):178-184.
- [47]王宏涛,曾晶晶,王晓芳.中美贸易摩擦背景下货币政策对资产价格的溢出效应研究[J].统计与决策,2020,36(19):131-136.
- [48]王宏涛,曾晶晶.我国货币政策对资产价格的时变反应机制研究[J].统计与决策,2021,37(01):139-143.
- [49]王开科,曾五一.基于 CPI 分类权重优化视角的我国核心通货膨胀率测算[J].数量经济技术经济研究,2014,31(09):92-106+123.
- [50]王少林,李仲达,林建浩.中国数量型货币政策有效性的时变性研究[J].当代财经,2015(08):17-25.
- [51]肖强.价格预期视角下我国货币政策效应的非对称性分析[J].统计与决策,2018,34(05):147-150.
- [52]谢太峰,路伟.中国货币供应量、贷款利率、国民收入对房地产价格影响的实证分析[J].首都经济贸易大学学报,2013,15(05):21-28.
- [53]徐强,陈华超.基于波动性-持续性的中国核心 CPI 测算及其评估[J].数量经济技术经济研究,2017,34(04):92-109.

- [54]徐淑一,殷明明,陈平.央行货币政策工具调控房地产价格的可行性[J].国际金融研究,2015(02):35-44.
- [55]杨源源,贾鹏飞,高洁超.中国房地产长效调控范式选择:房产税政策还是宏观审慎政策[J].财贸经济,2021,42(08):53-66.
- [56]张成思,田涵晖.通货膨胀结构性分化与货币政策反应机制[J].世界经济,2020,43(09):3-26.
- [57]张清源,梁若冰,朱峰.货币政策加剧城市房价的冷热不均吗[J].统计研究,2018,35(05):75-87.
- [58]赵昕东.基于 SVAR 模型的中国核心通货膨胀的估计与应用[J].统计研究,2008(07):45-51.
- [59]周文文,刘超,李佼.房地产政策调控对房价影响研究—基于 ARDL 模型的分析[J].价格理论与实践,2017(11):70-73.

后 记

时光如逝，岁月如梭，转眼间三年的硕士生涯即将接近尾声，我即将踏出校园，迈向新的环境。回想这三年的生活，感觉自己成长了许多，也学到不少知识，这段经历也是我人生中最难忘的。在即将离开校园之际，我有许多要感谢的人。

感谢我的导师，从入学开始就关心我们的生活和学业，不管是小论文还是毕业论文，选题、思路以及成稿都是导师一路指导过来。之后实习老师也为帮我们找到可以学到实践技能的公司，让我们知道了专业技能的用武之地。除了学术科研方面，导师在生活上也很关心我们，在疫情封校期间开导我们，给予我们很多鼓励。导师对我的教导受益匪浅，我非常感谢您！

感谢学校给我们上课的诸位老师，给予我们学术上的指导，让我们学习到扎实的专业基础知识以及很多做人的道理。

感谢我的朋友们和师弟师妹们，让我三年的硕士生涯充满了欢乐。在我情绪低迷时，给予我安慰和鼓励；在生活上遇到难题时，及时给予帮助。我们共同学习，共同进步，在硕士生涯中留下了美好的回忆。

感谢我的家人，一直在默默地支持和陪伴我，给了我极大的勇气和信心，他们总在第一时间出现，让我对生活充满希望。

很幸运遇到一群这么棒的人，很感谢你们！作为一个本科就在这个学校上学的人，已在此度过了七个年头，感谢学校培养了我，这里的一切都是美好的，再见，兰州财经大学！