

分类号 C82/1  
U D C 0004131

密级 公开  
编号 10741



## 硕士学位论文

论文题目 基于 TVP-FAVAR 模型的我国货币政策的  
动态有效性研究

研究生姓名: 于肖琦

指导教师姓名、职称: 肖强 教授

学科、专业名称: 统计学 管理统计学

研究方向: 市场研究与客户管理

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： 于尚琦 签字日期： 2022.5.30

导师签名： 肖隽 签字日期： 2022.5.30

## 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： 于尚琦 签字日期： 2022.5.30

导师签名： 肖隽 签字日期： 2022.5.30

# **Research on the dynamic effectiveness of China's monetary policy based on TVP- FAVAR Model**

**Candidate : Xiao Qiang**

**Supervisor: Yu Xiaoqi**

## 摘要

自改革开放以来,我国市场经济发展迅猛,经济结构不断调整,货币政策对我国宏观经济产生的影响也随之发生变化。在瞬息万变的经济背景下,充分了解货币政策调控效果的变动规律,成为今后的政策制定和研究的必经之路。我国早在迈入市场经济之初就将保持物价稳定,促进经济增长作为货币政策的主要目标。由于当前经济存在脱实向虚的现象,支持实体经济是保障经济稳定发展的关键一环,房地产作为实体经济中具有代表性的产业,对与之相关的众多实体产业极具影响力。因此,本文首先从经济增长和物价稳定的方面分析货币政策宏观调控效果,再结合所得的部分结果,从房价的角度分析货币政策能否在不与最终目标背离的前提下对其进行调控。

本文为分析我国货币政策的动态有效性构建了时变参数因子增广的向量自回归(TVP-FAVAR)模型,一方面克服了传统VAR模型仅适用于小规模研究的缺陷,使大量经济变量参与其中,避免重要信息的遗漏;另一方面,解决了传统的VAR模型无法捕捉经济结构的时变特征的问题,使研究更贴合实际经济情况。鉴于此,将TVP-FAVAR模型引用到货币政策有效性的相关分析中具有重要的理论与现实意义。本文基于该模型获得的脉冲响应路径,从产出、物价及房地产价格多个方面研究货币政策在不同经济环境下的政策效果,研究结果表明:第一,两种货币政策对产出都具有显著的短期拉动作用,数量型货币政策的负向冲击效果更为剧烈,价格型货币政策的冲击效应持续时间较短,副作用更小。第二,在对物价的调控效果上,数量型货币政策短期抑制物价上涨效果显著,长期则会导致通货膨胀;价格型货币政策短期内会使物价上涨,但长期抑制通胀效果较好。第三,数量型货币政策对房价的短期调控效果较强,价格型货币政策在2007年后对房价的冲击效应由正转负并逐渐增强。

综上所述,价格型货币政策在对产出和物价的调控效果上都表现出一定的优势,我国货币政策亟待由数量型调控为主过渡向价格型调控为主。而在对房价的调控上,两种调控方式各有所长,需要根据实际经济情况灵活运用。

关键词: 货币政策 有效性 TVP-FAVAR 模型 脉冲响应

## Abstract

Since the reform and opening up, China's market economy has developed rapidly and the economic structure has been constantly adjusted. The impact of monetary policy on China's macro economy has also changed. In the rapidly changing economic background, it is necessary to fully understand the changes of monetary policy regulation effect in the future policy formulation and research. As early as the beginning of entering the market economy, China will maintain price stability and promote economic growth as the main goal of monetary policy. At present, the economy is shifting from reality to virtual reality. Supporting the real economy is a key link to ensure the stable development of economy. As a representative industry in the real economy, the real estate industry has a great influence on many related real industries. Therefore, this paper firstly analyzes the macro-control effect of monetary policy from the aspects of economic growth and price stability, and then, combining with some results, analyzes whether monetary policy can regulate the real estate market price without deviating from the ultimate goal.

In order to analyze the dynamic effectiveness of China's monetary policy, this paper constructs a vector autoregression (TVP-FAVAR) model with time-varying parameter factors augmented. On the one hand, it overcomes the defect that the traditional VAR model is only applicable to small-scale research, involving a large number of economic variables and

avoiding the omission of important information. On the other hand, it solves the problem that the traditional VAR model cannot capture the time-varying characteristics of the economic structure, and makes the research more suitable for the actual economic situation. In view of this, it is of great theoretical and practical significance to introduce TVP-FAVAR model into the correlation analysis of monetary policy effectiveness. Based on the impulse response obtained by the model, this paper studies the impact effects of monetary policy in different economic environments from output, prices and real estate prices. The results show that: First, both monetary policies have a significant short-term pulling effect on output. Quantitative monetary policy has a more severe negative impact effect, while price monetary policy has a shorter duration of impact effect and fewer side effects. Second, in terms of the effect of price control, quantitative monetary policy tools have a significant effect on suppressing price increases in the short term, but will lead to inflation in the long term. Price monetary policy will make prices rise in the short run, but it is better to restrain inflation in the long run. Third, quantitative monetary policy has a strong short-term effect on housing prices. After 2007, the impact effect of price monetary policy on housing prices turned from positive to negative and gradually increased.

To sum up, the price-based monetary policy has certain advantages in the control effect on output and prices. It is urgent for China's monetary

policy to transition from quantitative control to price-based control. In the control of housing prices, the two control methods have their own advantages, and need to be flexibly used according to the actual economic situation.

**Keywords:** Monetary policy; Effectiveness; TVP-FAVAR model; Impulse response

# 目 录

<b>1 绪论</b> .....	1
1.1 研究背景与意义.....	1
1.1.1 研究背景.....	1
1.1.2 研究意义.....	3
1.2 文献综述.....	3
1.2.1 关于货币政策对产出和物价冲击效应的文献综述.....	3
1.2.2 关于货币政策对房地产价格冲击效应的文献综述.....	5
1.2.3 文献述评.....	6
1.3 论文的结构.....	6
1.4 论文的可能创新之处.....	7
<b>2 货币政策对产出、价格和房价的相关理论阐述</b> .....	9
2.1 货币政策有效性的理论阐述.....	9
2.2 货币政策传导机制的简介.....	11
2.3 以房地产市场为基础的货币政策传导机制简介.....	13
2.4 货币政策中介目标的选择.....	14
<b>3 TVP-FAVAR 模型构建简介</b> .....	17
3.1 TVP-FAVAR 模型设定.....	17
3.1.1 VAR 模型简介.....	17
3.1.2 FAVAR 模型简介.....	17
3.1.3 TVP-FAVAR 模型简介.....	18
3.2 TVP-FAVAR 模型的估计方法简介.....	20
3.2.1 贝叶斯估计.....	20
3.2.2 MCMC 方法.....	21
<b>4 我国货币政策对产出和物价的动态冲击效应分析</b> .....	25
4.1 变量选取与数据预处理.....	25
4.1.1 变量选取.....	25



4.1.2 数据预处理.....	27
4.2 不同货币政策工具对产出和物价的脉冲响应分析.....	33
4.2.1 数量型货币政策对产出的脉冲响应分析.....	33
4.2.2 价格型货币政策对产出的脉冲响应分析.....	35
4.2.3 数量型货币政策对物价的脉冲响应分析.....	36
4.2.4 价格型货币政策对物价的脉冲响应分析.....	38
4.2.5 稳健性检验.....	41
4.3 小结.....	43
<b>5 我国货币政策对房价的动态冲击效应分析.....</b>	<b>45</b>
5.1 变量选取与数据预处理.....	45
5.1.1 变量选取.....	45
5.1.2 数据预处理.....	46
5.2 货币政策对房价的脉冲响应分析.....	50
5.2.1 等间隔脉冲响应分析.....	50
5.2.2 时点脉冲响应分析.....	52
5.2.3 稳健性检验.....	56
5.3 小结.....	59
<b>6 研究结论与启示.....</b>	<b>61</b>
6.1 研究结论.....	61
6.2 启示.....	61
<b>参考文献.....</b>	<b>63</b>
<b>致 谢.....</b>	<b>68</b>

# 1 绪论

## 1.1 研究背景与意义

### 1.1.1 研究背景

自 1984 年中国人民银行正式行使中央银行的职责以来，根据实际经济情况利用货币政策调控我国宏观经济成为其主要工作。改革开放后我国经历了加入世界贸易组织、“非典”、亚洲金融危机、全球金融危机、经济增速放缓的“新常态”以及新冠肺炎疫情等重大事件，都对我国乃至世界经济造成巨大的影响，这也是对我国货币政策的运用的重大考验。在不同的经济背景下，我国使用的货币政策也有所不同，为实现稳定物价、充分就业、经济增长以及平衡国际收支的最终目标，货币政策需要依据所处经济环境实现有效调控，正所谓牵一发而动全身，货币政策工具就是这样一个关键所在。

我国在二十世纪九十年代末期，主要采取积极宽松的货币政策，以广义货币供给量 M2 为主要的货币政策工具，通过增加货币供给量促使资金流入一些具有巨大潜力的产业，从而促进我国实体经济的发展。随着开放的逐步扩大，我国利率市场化改革拉开帷幕，利率作为另一货币政策工具即价格型货币政策工具开始发挥调控作用，央行通过上调或下调银行存贷款利率来稳定市场、平衡物价、调整储户的利息收入，从而控制资金的流量，以实现最终目标。2015 年我国利率市场化全面完成，利率在货币政策调控中发挥的作用有所提高。在我国经济进入“新常态”时期，经济增速放缓，许多新问题涌现，经济下行压力加大，而单纯依靠增加货币供给量来刺激经济已经不足以保障经济长期健康平稳增长，而金融市场的飞速发展也需要分外关注金融风险防范问题，我国货币政策调控开始由数量型向价格型转变，货币政策工具的组合运用是有效应对经济下行和金融隐患的手段。当前，我国长期施行稳健的货币政策，“稳”字当头，在此基础上进行针对性的调控。可见，我国货币政策最主要的目标就是稳定物价并以此促进经济增长，始终在寻求保经济、稳物价的途径，在风云变幻的经济环境中探索充分发挥其作用的途径。

促进经济增长，最重要的是支持实体经济，当前我国经济“脱实向虚”严重，房地产业作为实体经济中具有代表性的产业，能够强有力的带动相关实体产业发

展。房地产市场的发展依赖于经济发展状况，同时又反作用于经济。房地产业既可以作为强力引擎带动经济增长，也可能因“过热”拖累实体经济的发展。自 1998 年住房改革以来，中国房地产市场便进入了商业化发展的新阶段，大量货币资金的流入使其呈现出繁荣景象，房地产业迅速成长为带动经济增长的重要动力。作为中国国民经济的重要支柱，房地产业多次发挥引擎作用以促进经济增长，但房价一味地高涨不仅不利于满足人民的住房需要以及资金的合理分配，还会阻碍实体经济的发展，拖累经济增长，而且房地产市场过度的繁荣甚至暗藏“泡沫”隐患，严重危害经济。日本的房地产泡沫和美国的次贷危机早已警示我们，货币政策对资产价格波动的作用会极大程度上影响一国的经济发展，而房价作为资产价格波动的关键因素之一，也是货币政策调控经济过程中极具影响力的重要组成。

纵观中国房地产业的发展可以发现，尽管未将房价纳入货币政策调控体系，但是政策制定者始终密切关注房价的变动，并及时作出反应。中国房地产业经过一段稳定发展时期后，房价从 2003 年开始迅速上涨，为应对“非典”带来的经济下行压力，央行采用宽松的货币政策使大量资金流入房地产业，房地产市场的繁荣也带动了经济高速增长，直到 2008 年金融危机导致经济下滑，房价也迅速下跌，在实施宽松的货币政策后房价再次攀升，2010 年央行上调金融机构人民币存贷款基准利率，主要目的是管理好通胀预期，巩固房地产调控成果。2015 年中国经济已经进入“新常态”，面对结构调整过程中出现的经济下行压力，央行五次下调人民币存贷款基准利率，旨在支持实体经济。2016 年 2 月部分城市房价大幅度上涨，央行重点关注了资产泡沫问题，为此普降存款准备金率 0.5 个百分点。由此可见，货币政策对房价的调控目的与宏观经济环境密不可分，中国经济发展迅速，呈现出阶段性特点，因此，在运用货币政策调控房价时应当考虑到当前所处的经济背景，货币政策对房价的调控效果也应基于所处时期的经济运行状况来判断，避免维持房价稳定与货币政策的最终目标背离。

综上所述，宏观层面上，应该关注货币政策对经济特别是实体经济以及物价的动态调控效果，鉴于房地产业的重要性，央行对其适时调控，本文同样关注了货币政策对房价的动态冲击效应，并分析货币政策若想对房价进行调控，是否会对经济增长和物价稳定造成反作用，使调控陷入两难境地。

## 1.1.2 研究意义

在这个变化着的时代，货币政策怎样运用才能充分发挥其作用，影响其有效性的因素又有哪些，都关系到货币政策的制定，是影响我国宏观经济发展必须要重视的关键问题。当前，国内外经济、政治突发情况频出，国家层面的调控在一定程度上会影响我国金融环境和实体经济，因此进一步完善和调整货币政策工具框架迫在眉睫。

本文以我国自改革开放以来施行的货币政策为线索，以充足的信息量和多样化的视角为观测手段，从历史看向未来，研究不同经济背景下货币政策有效性的动态变化，这对于今后货币政策的制定有十分重要的现实意义。

## 1.2 文献综述

### 1.2.1 关于货币政策对产出和物价冲击效应的文献综述

货币政策的目標包括穩定物價、充分就業、促進經濟增長和平衡國際收支。我國在 1995 年的《中華人民共和國中國人民銀行法》中明確指明了貨幣政策的目標是保持貨幣幣值的穩定，並以此促進經濟增長”。

貨幣與產出是市場經濟體系的兩大核心。關於貨幣政策對產出的調控效果。Sutherland (1996) 的研究發現，貨幣政策對產出的調控效果與金融一體化的程度有關，程度越高時貨幣政策對產出的調控越有效。Feldkircher Martin et al. (2021) 基於 MF-VAR 模型研究了美國貨幣政策的有效性，結果表明擴張的貨幣政策能夠促進產出增長。Max Hanisch (2017) 基於日本的经济數據，研究發現價格型貨幣政策對產出有較強的正向影響，而對物價的調控效果較弱。丁華等 (2018) 通過構建 TVP-FAVAR，研究我國貨幣政策在不同時期對宏觀經濟產生的時變影響，結果表明在不同的經濟發展背景下，數量型和價格型貨幣政策對產出和物價存在不同程度的調控效果。戴金平等 (2016) 認為隨着時間的推移，貨幣政策對產出和通脹的調控作用均呈現出逐漸下降的趨勢，但價格型貨幣政策對物價水平的調控效果在危機之後逐漸改善。

關於貨幣政策對物價的作用效果。Ono Shigeki (2021) 基於 FAVAR 模型研究了俄羅斯央行實施貨幣政策對經濟指標的衝擊效應，研究顯示，緊縮的貨幣政策導致物價上漲。Jamar Nuraisyah & Aimon Hasdi (2021) 研究了新興市場國家

货币政策调控物价的有效性, 研究结果表明巴西货币政策对物价的调控效果较弱。夏洪涛和朱迪星(2011)基于 MS-FAVAR 模型研究不同经济体制下物价与主要宏观变量之间的动态关系, 结果表明货币政策对通货膨胀的影响效果受信贷周期和财政扩张挤出等因素的影响。花秋玲和胡苗等(2014)通过 FAVAR 模型研究发现汇率对我国的出口额以及国内的物价水平影响显著, 而对股票价格和产出水平的影响持续时间较长但比较微弱, 并且利率和汇率之间相互影响的通道受阻。姜伟等(2019)基于 FAVAR 模型对企业家信心、经济增长与通货膨胀间的关系进行实证研究。结果表明: 正向的企业家信心冲击可以促进经济增长, 使物价上升。丁志国等(2014)基于 FAVAR 模型实证检验了通货膨胀的跨境传染路径及其传导机制。研究发现通货膨胀在国家间交互影响, 存在明显的跨境传染特征, 物价水平在不同国家间不仅限于单纯价格层面的直接影响, 同时还表现为外部价格调整对本国经济变量的冲击间接影响本国价格体系, 且通货膨胀主要通过国际贸易途径进行跨境传染, 发达国家受外部价格传染的特征更加明显。周建和王丽婧(2018)采用 FAVAR 方法研究了价格变动的的影响机制。结果表明: 我国通货膨胀不仅是货币现象, 而且也是外部冲击、自身惯性与预期波动的重要驱动结果。王少平等(2012)基于 FAVAR 的研究表明, 宏观冲击和特质冲击都是 CPI 大类的重要波动源, 但是宏观冲击的效应相对持久得多。

货币政策的传导渠道是其发挥作用的关键, 传导渠道的通畅与否直接关系到货币政策效果的发挥状况, 关于货币政策的传导渠道。OHTA(2013)通过研究发现短期资本流动降低了日本货币政策的有效性。Maria et al(2015)研究认为完善银行间市场竞争机制对提高欧元区的利率传导价值的效果有利。Serhan Cevik & Katerina Teksoz(2015)运用 SVAR 模型对 GCC 国家货币政策传导渠道的有效性进行分析, 结果显示, 利率渠道和银行贷款渠道对产出和物价方面的传导是通畅的, 而汇率渠道在传导机制中作用微弱。

关于货币政策有效性的时变特征。世界不断发展, 经济结构也在不断变化, 关于货币政策有效性变化的研究, 同样有丰富的成果。Goodness C Aye et al.(2020)基于 TVP-FAVAR 模型, 以南非为例研究货币政策有效性, 结果显示, 产出和通胀在 2000 年后对货币政策冲击的响应强度要高于之前。张波和陈瑶雯(2019)将金融稳定指数纳入 TVP-VAR 模型, 判断其对货币政策有效性的影响, 实证分

析将金融稳定因素作为央行决策目标是否可行。张龙（2020）分析了不同时期货币政策对宏观经济的作用，研究经济不确定性对货币政策有效性的动态影响。刘金全等（2019）研究发现，不同阶段下，数量型和价格型货币政策的调控优势不同，随着我国利率市场化改革的逐步推进，调控效果出现“此消彼长”的现象。陶士贵和陈建宇（2016）通过对比不同时间段货币政策对我国经济发展的影响效果，考察“新常态”时期货币政策的有效性。金成晓和卢颖超（2016）通过构建 SV-TVP-FAVAR 模型，分析异质性货币供给冲击对经济变量的动态影响特征，得出结论：结构性因素和周期性因素对经济波动的影响效果明显不同，不同经济波动成分对货币政策冲击的响应存在较大差异，不同的经济状态也会对货币政策的调控存在影响。

### 1.2.2 关于货币政策对房地产价格冲击效应的文献综述

关于货币政策影响房价的研究，国内外学者已有丰富的研究成果。Apergis Nicholas（2021）的研究认为，新冠疫情期间，扩张的货币政策对房价的影响不显著。丁攀等（2014）基于 FAVAR 模型，通过信贷政策、利率政策、土地政策对我国住宅价格指数的冲击做了多视觉实证研究，结果显示，政策调控对住宅价格指数的冲击效果显著，且存在不同的滞后效应。贾文赫（2019）从时域和地域两个视角，研究货币政策对房价的影响机制。结果表明，产出和货币政策对房地产价格均具有显著的时变效应，数量型货币政策对我国东、中、西部的房价影响效果递减，且均显著为正。张秀芬（2017）采用 TVP-FAVAR 模型研究我国货币政策对房价的影响，实证研究表明，以 2008 年金融危机为界，我国货币政策对房价影响的有效性、作用机制以及冲击强度都发生了变化，且利用价格型货币政策调控房价的效果更具优势。戴金平和尹相颐（2017）运用 LT-TVP-VAR 模型研究我国货币政策对房价和汇率的调控效果和时变反应特征。分析认为，扩张性的货币政策刺激房地产市场回暖，而在经济增长率较高时，货币政策对房价的反应不足并且调控力度较弱。王宏涛和曾晶晶（2021）通过构建并估计 TVP-VAR-SV 模型，研究我国数量型和价格型货币政策对资产价格的时变反应机制，分析认为，扩张的数量型货币政策对房价具有正向冲击作用。李善燊和沈悦（2012）运用 FAVAR 模型对“房价之谜”即利率和住宅价格同向变动现象的原因进行探索，研究发现，房地产投资的利润率大大高于市场利率，是促使房价上涨的重要因素。

关于货币政策对房价的传导机制。余海强（2019）基于 TVP-VAR 模型分析了房价波动对实体经济的影响，以及货币政策的介入效率问题，结果表明，房价波动对经济增长和通货膨胀有显著影响，而宽松的货币政策对房价的高涨也有显著的推动作用。沈悦等（2011）运用 FAVAR 模型，实证研究利率影响的有效性，研究发现，利率对房价的影响较为明显，且与房价成反向关系，不存在“房价之谜”现象，利率影响房价进而影响经济增长这一传导渠道也较为通畅。孙涛和郑晓亚（2015）的研究结果表明，房地产价格上升对经济依然存在短期刺激作用，但已低于先前估计，且不利于经济结构调整。

### 1.2.3 文献述评

综上所述，对货币政策有效性的研究，主要目标集中在能够反映货币政策最终目标的产出水平和物价水平上，此外就是资产价格方面，股票和房地产最具代表性。研究所用的模型基本上都是一般均衡模型和 VAR 模型的各种拓展模型。可以发现 VAR 模型拓展出针对解决各种不同问题的新模型在货币政策相关的研究中应用广泛。总体看来，不少研究者发现经济系统需要包含大量的信息，而且具有明显的时变特征，很有必要从动态视角刻画解释变量对宏观经济的冲击发生的变化，因此基于 FAVAR 模型或者 TVP-VAR 模型进行分析，一些学者进一步结合两种模型的优势，采用时变参数因子扩展向量自回归（TVP-FAVAR）模型进行研究，既可基于大面板数据进行分析，又能捕捉经济系统的结构突变特征。因此，本文基于 TVP-FAVAR 模型，选取能够基本概括我国宏观经济运行状况的大量经济变量，从时域视角分析货币政策有效性的动态变化。

## 1.3 论文的结构

本文通过构建具有时变参数的因子增广向量自回归模型（TVP-FAVAR），研究不同时期我国货币政策对宏观经济影响效果的变化，以此观察导致其变化的因素。全文共分为以下六个部分：

第一部分，阐述对我国货币政策有效性进行研究的背景和意义，并对国内外研究成果进行分类分析，说明可能的创新之处。主要从时间维度概述我国实行货币政策的特点及对应的经济背景，概括与本文研究内容相关的国内外研究成果，

分别从货币政策对产出和物价以及房地产价格的影响效果、传导渠道是否畅通以及研究方法的改进三个方面进行述评。

第二部分，详细叙述本文涉及到的理论知识和方法原理，从理论上分析货币政策的传导机制，并详细列举用于构建 TVP-FAVAR 模型的必备知识。

第三部分，构建模型，详细叙述模型估计方法。

第四部分，将 TVP-FAVAR 模型应用到分析货币政策对我国宏观经济的动态影响效果的研究中，进行实证分析，结果表明：第一，两种货币政策对产出都具有显著的短期拉动作用，数量型货币政策的负向冲击效果更为剧烈，价格型货币政策的冲击效应持续时间较短，副作用更小。第二，在对物价的调控效果上，数量型货币政策短期抑制物价上涨效果显著，长期则会导致通货膨胀；价格型货币政策短期内会使物价上涨，但长期抑制通胀效果较好。第三，数量型货币政策对房价的短期调控效果较强，价格型货币政策在 2007 年后对房价的冲击效应由正转负并逐渐增强。

第五部分，将 TVP-FAVAR 模型应用到分析货币政策对我国房地产价格的动态有效性的研究中，进行实证分析，结果表明：货币政策对房价的影响有显著的滞后效应。与价格型货币政策相比，数量型货币政策对房价生效更为迅速。并且随着我国经济进入“新常态”时期，货币政策对房价的影响呈现出阶段性特征。此外，房地产业与经济增长存在相互作用，房地产业依赖于经济的同时也反作用于经济。

第六部分，对以上研究进行总结，根据已有结论进一步推断我国货币政策有效性的变化特征，为今后的政策制定提供一定的参考。

## 1.4 论文的可能创新之处

本文的可能创新之处有以下两点：

第一，在货币政策有效性研究的方法上具有创新性，构建具有时变参数的因子增广向量自回归模型（TVP-FAVAR），同时解决了因参数过多而造成的维数灾难问题和模型无法捕捉经济结构动态变化的问题，能够获得多样化的脉冲响应函数曲线图，更加真实地还原货币政策的冲击效果。

第二，在对房价进行货币政策的动态冲击效应分析时，从能够反映我国房地产市场发展状况的九个经济变量中提取潜在共同因子使之进入系统，这在此前的



研究文献中尚未有学者尝试，已有文献多利用 70 个大中城市住宅价格指数或国房景气指数等进行分析，在时间覆盖面或信息涵盖程度上可能有所欠缺，本文也利用国房景气指数进行了对比分析，得到的结果有所不同，因此本文所得结果一定程度上对研究货币政策对房价的动态冲击效应方面的研究做了必要的补充。

## 2 货币政策对产出、价格和房价的相关理论阐述

### 2.1 货币政策有效性的理论阐述

迄今为止，关于货币政策的有效性，学术界还未形成一个统一的标准。一般认为，一个国家的货币政策是否有效，重点在于政策制定的出发点是不是可以实现预期的目标，以及能不能实现对经济的宏观调控等，如果调控所得效果能够达到或接近预期效果，就可以认为货币政策是有效的。那么，对货币政策有效性产生影响的因素有以下四种：

第一，时滞性。货币政策从发出、公布到接受信息期间存在时间差。国家或地区的政府及金融主管部门制定并发行货币政策，再落实到各级商业银行和金融机构实施执行，达到最终目标的实现。也就是说，制定和发布货币政策以后，再到各个政策执行机构中，紧接着政策执行机构执行政策直到政策发挥效果达到或接近预期目标。观察这个过程所需的时间可以发现：如果政府及金融主管部门和各个执行机构能够做到尽可能减少政策实施到发挥效果所需的时间，同时准确判断货币政策的运行发展方向，那么最终的货币政策效果就将最大限度地接近甚至达到预期目标。反之，货币政策发挥效果的时间比预期要长，而且政府及金融主管部门也无法控制货币政策的运行方向，那么货币政策最终的效果就会偏离政策制定的预期目标。由此看出对于货币政策的实施效果来说，消除或者尽可能减少政策实施的时滞性，是货币政策达到预定目标的最重要的方法。

具体过程中，就是尽可能减少货币政策时滞性和掌握货币政策的运行方向，对货币政策的时滞性进行有效管理，从而更好高效的实现货币政策目标。货币政策的时滞可分为内部和外部，内部时滞更多地与货币当局自身有关，央行根据预测和判断制定政策再到实施政策需要一定的时间，这段时间是相对可控的。而外部时滞则是对现实状况作出反应所需的时间，也就是说，货币当局实施货币政策后，并不会立即对调控目标产生影响，政策在各级金融机构和市场主体之间的层层传导都会面临许多不可控因素，货币当局难以对实时情况进行准确判断并调整，这期间的时间差不可避免。因此加强对外部时滞的管理是减少货币政策时滞性的关键。提高政策执行和反馈的效率，充分了解市场信息，加强金融部门和市场主体之间的联通，对于提升货币政策的有效性至关重要。

第二，货币供给量。货币供给量是货币政策重要的中介目标之一，作为数量型货币政策的代理指标，在各国的货币政策调控中都得到了充分的应用。毫无疑问，货币供给量对促进经济增长、影响通货膨胀、增强投资和消费需求都有着巨大的作用，对于社会总产出的影响效果和速度不容忽视。假设一国或地区的货币供给量不受控制或货币供给量的统计异常，央行无法从货币供给量中获取正确有效的信息，致使一开始制定货币政策时的参考依据就是不准确的或是错误的，那么此时无论央行制定何种货币政策，都无法达到预期效果。甚至即使不考虑该层面的影响，失控的或者统计错误的货币供给量所带来的风险和危害，就不仅仅只是货币政策调控目标不能实现了，最令人担心的是可能刺破泡沫，带来金融系统性风险，造成经济危机，对社会经济发展造成不利的影响。

第三，货币流通速度。费雪认为，产出和价格不变的情况下，有公式  $MV=PT$ ， $M$  即一定时期内流通货币的平均量也就是货币供给量，它可以影响货币的流通速度，即  $V$ 。同时， $P$  是各类商品价格的加权平均数， $T$  为商品交易数量，这二者的乘积能够表示一个国家或地区的总产出，公式表明，若总的货币供给量给定，那么社会总产出的多少就取决于货币流通速度。由此可见，货币流通速度也是保障经济稳定增长、决定货币政策有效性的举足轻重的因素。

第四，利率。同样是作为货币政策调控的一个重要方式，利率是价格型货币政策参考的主要中介目标。一般认为，货币供给量的变动会影响利率水平的高低，利率是反映货币价值和资金收益的重要指标，如果做不到这一点，货币政策也会随之失去效果。利率的稳定对于保持经济稳定至关重要。利率如果高于展示的市场利率，投资者和消费者会认为进行投资和消费活动的成本增加，就会减少投资，转而将资金存入银行，居民储蓄意愿提高而消费意愿减少，进而导致社会总产出减少。反之，如果利率低于市场真实利率，此时的理性消费者和投资者的会认为储蓄获得的收益降低，投资和消费的成本减少，因而加大投资和消费行为，从而提高社会总产出。更为严重的是，如果货币当局没有意识到当前的利率无法反映真实的利率水平，就会使情况进一步加剧，无形中推动资产泡沫的形成，最终导致通货膨胀，经济呈现虚假繁荣，以此为基础制定的货币政策也成了无源之水，失去效果。所以，要想充分发挥货币政策的效力，必须保持稳定且符合本国实际经济状况的利率水平。

## 2.2 货币政策传导机制的简介

如何判断货币政策的实施是否有效,主要是观察货币政策工具的代理指标的调控对货币政策最终目标的作用是否达到了实施前的预期效果,这个过程中,货币政策传导渠道发挥着至关重要的作用。央行制定并实施货币政策,通过调整货币供给量和利率向各级金融机构和经济主体传达,影响其投资和消费行为,进而影响社会总产出。这个传导过程的进行,如果最终调控的结果与实施政策前的预期相近,那么就说明这是一个有效的传导渠道,反之,如果最终调控结果达不到预期目标或是与预期相反,说明这样的传导是低效率的甚至是无用的,那么就必须引起货币当局的注意,仔细排查分析传导过程中可能造成干扰的因素,为下一次调控积累重要经验。

传统的货币政策中,中央银行或金融主管部门更加掌握主动权,通过对整个经济形式的评估确定货币政策的制定。例如进行“大水漫灌”式的货币投放,更侧重普适性,而对于某个银行的资金缺口则应由同行业来满足。现在随着我国金融市场的改革,在货币政策工具的应用上需要更精准、更灵活,让部分金融机构可以以符合标准的高品质抵押质押物向央行申请所需的流动性,然后以低利率、低成本定向放贷给需要的经济实体,从而实现有针对性的调控,既不造成金融机构的流动性紧张,又提升了政策传导效率,使货币政策工具的传导有效性得以加强。

货币政策工具对经济的影响效应涉及以下四个方面:

第一,资产组合调整效应。资产组合调整效应理论一般是被用来构建资产配置模型,央行使用货币政策工具调节市场经济活动时,经常会通过金融产品的交易改变供需状态,同时货币供给量和利率也会发生改变。在利润最大化的本能驱使下投资者希望所持有的资产价格上涨以获得正向回报。这时投资者需要对持有资产的流动性进行评估,以此为依据结合自身的风险和收益偏好确定适合的投资策略,以构建多样化多层次的投资组合。随着资产配置模型的发展和金融机构创新产品的推出,商业银行能够更贴合投资者的自身风险水平和收益偏好,帮助客户构造出实现最大收益的最优投资组合,以此来维持稳定的客户流量。

第二,财富效应。人们持有的金融资产或是实体资产价值的变化就是财富的变化,持有财富的多少会影响金融主体的投资和消费行为,进而影响社会总产出,对一国或地区的社会经济发展造成影响。政府可以通过公开市场操作的方式购进

政府债券，这样积极的货币政策会使得市场上流动的货币增加，财富增加增强了市场主体的投资和消费意向，推动了总产出提高。需要注意的是，总的财富并未变动，这样的操作只是改变了财富的构成。同理，紧缩的货币政策会降低货币流动性，居民持有的财富减少，继续持有就会面临财富流失的风险，社会总需求下降进而使产出下降。

第三，授信限制效应。在央行发布的货币政策向各级金融机构传导的过程中，货币政策使银行的信贷条件产生变动，前来贷款的企业因此受到影响，需要根据可获得的资金调整生产投资规模，进而影响社会总产出的变化，最终对实体经济产生影响。在市场上流动性紧缩时，货币当局应当运用货币政策工具来增加流动性供给，释放基础货币用以增强商业银行流动性，加大资金的持有量，这样的操作尤其为小型银行增强了信贷能力，可以使其继续为企业 provide 资金支持，保障企业投资生产不必大幅度缩减，促进产出和经济发展。这样也有利于吸引资金流向实体经济。

第四，预期效应。经济低迷时，需要向市场投放流动性，政府会根据所设定的预期目标实施相应的货币政策，并通过媒体进行广泛报道，扩大信息传播范围，通过政策沟通和政策承诺引导公众预期，使大多数投资者清楚政府的当前立场，正确做出判断并调整自身的经济行为，经济活动参与者交易情绪逐渐转暖，对市场经济的信心得以恢复，市场上的资产就会抛售减少，购买增加，市场当期收益率波动被平抑。但是也要注意，实施扩张性的货币政策时，广大员工也知道政策导向将使得社会需求增加，为应对可能发生的物价上涨情况，会要求企业增加劳动报酬，则企业此时就只能将部分资金投资在生产扩张上，货币政策实施效果相较预期目标可能会大打折扣。

货币政策传导渠道涉及以下四个方面：

第一，利率传导渠道。在新型货币政策的实施过程中，商业金融机构想要获得流动性，在向货币当局申请时，需要提供符合标准的高品质抵押品做抵押，中国人民银行会有侧重地向所申请的金融机构投放流动性，在供需作用下资金的使用成本下降，进而引发短期利率的下调。这时企业申请资金时，银行的信贷条件相对宽松，融资成本也较低，给企业增加投资扩大生产提供了有力支持。

第二，汇率传递渠道。如今在贸易全球化的背景下，一国或地区的货币供给量的变化也会对国际市场产生相应的影响，具体体现为：在开放的环境中，当一国政府因市场流动性不足，而采取扩张性的货币政策来增加本地区市场上的基础货币量，在一定程度上平衡市场上的货币量供求关系，引起本地区利率的下降；这就会引发资本在利润最大化与国内外汇管制政策的影响下，向国外流动的可能性增加，即资本会流向利率高的场所，导致利率较高的国家的货币持有量增加，汇率变动最终会影响到更大范围的社会总需求。

第三，信用传递渠道。信用行为通常与借贷有关，货币政策的实施通过金融机构等借贷途径进行传导，具体过程为：央行在实施货币政策后向市场投放流动性，这个传导过程中决定商业银行的基础信贷业务，即使得可贷资金规模扩大，增加了银行的贷款意愿，则市场上经济参与者的贷款可得性就增加了，经济活动趋于活跃。这个过程证明了信用传导途径对货币政策有效性的影响。

第四，非货币资产价格传递渠道。资产的价格有许多种，在货币政策传导到实体经济的过程中，并非只有货币在发挥作用，其他的资产同样起到了关键作用。一般来说，比较重要的资产包括股票、债券和房地产等，它们的投资需求都非常的旺盛。资产价格处于较低水平时，人们会热衷于加大投资，需求增加，从而推动了资产价格上升。而在资产价格处于较高水平时，人们会因为趋利避害的心理而减少购买或持币，投资倾向降低，此时资产价格不再上涨。所以在货币政策的传导机制中，资产价格也是一个很重要的因素。

### 2.3 以房地产市场为基础的货币政策传导机制简介

货币政策通过利率的变化影响房价，进而影响消费和产出的传导效应称为货币政策对房价影响的直接效应，又称为收入效应或者现金流效应。出台改变货币供给量的货币政策使利率发生变动，居民在购房过程中的抵押贷款的偿还压力随着利率的变化而变化，进而调节和改变居民可支配收入的使用情况，影响居民的消费水平和社会总需求，使全社会总产出水平产生变动。推出扩张性的货币政策能够直接降低利率水平，这就使得居民减少偿还住房抵押贷款中的利息，居民可支配收入中用于偿还抵押贷款的部分减少了，资金压力得以缓解，进而使居民消费水平提高，促进全社会总需求增加，总产出水平也跟着提高。相反，紧缩的货币政策可以直接提高利率水平，则抵押贷款的利息增加，居民偿还压力增大，为

了偿还增加的抵押贷款的利息，居民需要减少其它生活消费支出，进而社会总需求降低，社会经济的总产出水平也随之减少。

货币政策的实施可以改变货币供应量并影响商品房价格，进而间接影响消费和产出的传导效应称为货币政策对房价的间接效应。根据房价对消费和产出的不同影响方式，又可将货币政策对房价的间接效应分为房价的财富效应和信贷渠道效应。

房价的财富效应说的是积极的货币政策激发了居民的购房意愿，需求增加影响房地产市场的供求平衡使均衡价格上升也就是房价上涨，这也就增加了持有者的财富。居民对所持财富的认知会影响其消费水平，因为消费者进行消费不仅会考虑当前的收入，也会考虑终身的收入水平，财富增加消费水平提高，进而增加社会总产出。从资产价格的角度考虑，房地产是各种资产中拥有者最多、价格波动也最稳定的资产，即使房价上涨到一个很高的水平，也不能刺破泡沫，否则会导致金融系统性风险，这也是房地产市场受到投资者青睐、投机性需求旺盛的原因，因此房价的财富效应十分显著，这对于货币政策的传导机制十分重要。

信贷效应渠道则主要针对实施紧缩的货币政策时的情况，流入房地产市场的资金减少抑制了房价，房价下降使得持有者可抵押的资产价值减少，同时可贷款的数目和信用额度减少，投资意愿和消费水平降低，从而使社会总产出下降。狭义的信贷渠道效应也叫做银行信贷渠道效应，小型银行面对紧缩的货币政策会更难以获得资金，从而信贷能力减弱。广义的信贷渠道效应也叫做金融加速器效应，对企业而言，紧缩的货币政策降低了企业资产的价值，可抵押贷款的资产减少，从而使其借款减少，进而影响产出。

## 2.4 货币政策中介目标的选择

制定货币政策的根本目标是促进社会经济发展实现想要的某种结果，从政策的出台、执行到政策产生效用，期间存在一定的时滞性。为了能够及时跟踪了解经济状况、政策执行效果，及完成预定目标的情况，需要制定分阶段的中介目标作为这些变量的指标。根据操作目标或中介目标的不同，货币政策大体可分为数量调控和价格调控两种方式，不同的阶段目标对应不同的操作方式，但是注意货币政策中介目标的选择没有统一的模式。20 世纪 80 年代以后，金融创新使货币供给量的概念变得模糊，许多国家选择利率作货币政策中介目标。但是在我国

家的货币供给量具有可控性强、可测性强、与最终目标相关性高的特点。在 1996 年中国人民银行就把货币供给量作为我国货币政策的中介目标，此后，我国的经济稳定增长较快，货币供给量与我国宏观经济的总体关联度也逐步增强。正是因为我国货币供给量与经济增长之间存在的较强相关性，货币供给量也具有可控性，所以本文选择货币供给量作为数量型货币政策的中介目标。

与此同时也要注意，随着我国市场经济的发展和经济结构的不断变化，实践经验证明调控经济不能只依靠货币供给量这一种办法，其曾经是我国货币政策中的主要中介目标的地位有所减弱，需要增加其它的金融变量作为中介目标。这是因为一方面我国货币的流通速度逐渐下降，短期货币的需求函数不稳定，货币供给量与市场物价和生产产出的相关性被削弱。另一方面是因为基础货币的投放难以控制，货币乘数不稳定，使得货币供给量的可控性下降了。在我国经济高速增长的过程中，我国经济体制上企业的市场主体地位基本确立，经济利益机制也基本完善。2015 年 10 月，中国人民银行放开金融机构存款利率上限管制，标志着历经近二十年的利率市场化改革基本完成，这在我国利率市场化和整个金融改革历史上具有重要的里程碑意义，这也显示着利率与货币供给量的相关度较过去有所加强。现在，利率作为货币政策中介目标成为政策制定者和学术界关注的重点。

凯恩斯主义是利率作为货币政策中介目标的理论根源。凯恩斯主义认为，企业和个人对货币的需求数量一方面关系到国民收入水平，另一方面也受利率的影响。利率的可测性、与经济的相关性、可控性都较强，是反映货币资金供给与需求之间关系变动的重要指标，除此之外，利率的变动对企业 and 个人的投资支出和消费支出也会造成很大的影响，最终会作用到社会经济产出上。需要注意的是，利率并不存在固定的波动范围和统计口径，其自身也不会随着金融的发展做出调整，对于利率而言，市场化程度是利率变动的唯一因素。所以中央银行对市场利率的水平和结构变化可以进行实时监测，直接对影响利率的因素进行调控与其他金融变量相比可控性更强、更有效。比方说央行想要对市场利率进行调控，就可以利用改变再贴现率和同业拆借利率的方式。但也不可否认的是，利率作为货币政策中介目标同样存在弊端，即实际利率不容易监测和把控，它取决于预期物价



的变动，与名义利率相比较，实际利率更受政策制定者和社会公众的关注，它们的变动可能会不一致。

我国基准利率体系建设虽然整体起步较晚，但在培育基于实际交易的基准利率方面，具有明显的先发优势。我国从建设银行间市场之初，就培育了一系列基于实际交易的基准利率，1996年1月，我国建立了全国统一的同业拆借网络。同年6月，银行间同业拆借利率管制放开。在此基础上，中国银行间同业拆借利率（CHIBOR）开始运行并每天对外发布。CHIBOR是将隔夜到120天的8个期限的拆借成交利率，按交易量取加权平均计算得出，是我国第一个市场化指标利率。CHIBOR具有覆盖时间广，涵盖信息全等优势特点。基准利率是金融市场的重要要素，是各类金融产品利率定价的重要参考，更是货币政策传导中的核心环节。党的十九届四中全会明确提出，健全基准利率和市场化利率体系。因此，本文将其作为价格型货币政策的中介目标。

综上所述，本文选择货币供给量作为数量型货币政策的中介目标，将CHIBOR作为价格型货币政策的中介目标。

### 3 TVP-FAVAR 模型构建简介

#### 3.1 TVP-FAVAR 模型设定

TVP-FAVAR 模型以传统 VAR 模型为基础,由其拓展模型——因子扩展的向量自回归模型 (FAVAR) 和时变参数向量自回归模型 (TVP-VAR) 组合而成。本文主要参考了 Jouchi Nakajima (2013) 对 TVP-VAR 模型的构建方法以及陈普 (2012) 通过对 FAVAR 模型的贝叶斯估计,再扩展为参数随时间变化的构建方法。

##### 3.1.1 VAR 模型简介

向量自回归模型 (VAR) 是研究货币政策对宏观经济变量冲击效应的主要方法之一,也常用于分析或预测多个有相关性的经济变量。VAR 模型将系统中每一个内生变量作为所有内生变量的滞后值的函数来构造,从而将单变量自回归模型推广到由多元时间序列变量组成的“向量”自回归模型。为了叙述方便,通常考虑不含外生变量的非限制 VAR 模型,其数学表达式如下:

$$y_t = \Lambda_1 y_{t-1} + \dots + \Lambda_p y_{t-p} + e_t, t = 1, \dots, T \quad (3.1)$$

其中,  $y_t$  是一个  $k$  维的内生变量向量,  $p$  为滞后阶数,  $T$  为样本个数,  $\Lambda_1, \dots, \Lambda_p$  为  $k \times k$  维的待估系数。  $e_t$  为  $k \times 1$  维扰动项,不与自己的滞后值以及等式右侧的变量相关。

VAR 模型所独有的脉冲响应函数可以对模型的估计结果进行分析,它描述了系统中的来自一个变量的冲击,为其他变量所带来的影响。

##### 3.1.2 FAVAR 模型简介

传统的 VAR 模型包含的经济变量十分有限,一种大规模的、可以处理更多变量的模型必然成为其改进的方向,因子扩展的向量自回归模型 (FAVAR) 正是为此而生。该模型的基本框架为:

$$\begin{pmatrix} F_t \\ Y_t \end{pmatrix} = \Lambda_t \begin{pmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{pmatrix} + e_t \quad (3.2)$$

其中  $F_t$  为  $k \times 1$  维宏观潜在共同因子向量,通过因子分析对大量经济变量降维得到,因而是不可观测的。  $Y_t$  为  $m \times 1$  可观测变量向量,在接下来的实证研究中,

为本文分析货币政策冲击效应的核心经济变量,即货币政策工具变量。 $\Lambda_t$ 为有限阶的滞后多项式矩阵。 $e_t$ 为均值为 0 的  $k \times 1$  维扰动项。

FAVAR 模型旨在解决传统 VAR 模型信息量过小的问题,使大量经济变量进入系统,减少重要信息的遗漏。其本质上是对 VAR 模型的降维,通过从宏观经济信息集中提取少量潜在共同因子,使之进入系统,得到具有代表性的估计结果。本文参考陈普(2012)的做法,运用因子分析法从宏观经济信息集中提取潜在共同因子,通过 KMO 检验值可判断所选取的变量是否适合做因子分析,当 KMO 检验值大于 0.7 时表明合适,最后抽取特征值大于 1 的主成分。

必须要注意的是,从宏观经济信息集中所提取的共同因子包含了  $Y_t$  的信息,这样的因子直接进入系统会使模型准确性降低,分析结果存在偏差,因此想要消除两者的相关性,需要从  $X_t$  中分离出不含有  $Y_t$  成分的  $F_t$ 。常见的方法有两种,一种是 Bernanke 等(1995)提出两步主成分法,该方法需要将  $X_t$  中的数据即分为慢速反应变量和快速反应变量两大类。另一种是 Boivin 等(2008)提出的迭代方法,该方法通过反复迭代使最终得到的用于代替  $F_t$  的估计值  $\hat{F}_t$  不再含有  $Y_t$  成分。具体操作为:首先,对  $X_t$  进行主成分分析,从而获得  $k-1$  个主成分,即可得到初始的  $F_t$ ,将其记为  $F_t^{(0)}$ ,接下来按照如下步骤进行迭代:第一步,以  $F_t^{(0)}$  和  $M_t$  为自变量,将  $X_t$  对其进行回归估计从而得到评估系数,记为  $\hat{\lambda}_M^{(0)}$ ;第二步,计算  $\hat{X}_t^{(0)} = X_t - \hat{\lambda}_M^{(0)} M_t$ ;第三步,对  $\hat{X}_t^{(0)}$  进行主成分分析,抽取前  $k-1$  个主成分,得到  $F_t^{(1)}$ ;第四步,返回到第一步。本文采用第二种方法,因为两步主成分法中对慢速反应变量和快速反应变量的分类存在一定的模糊性,而迭代法可以避免这种分类。在提取出剔除了货币政策工具的影响的宏观潜在因子后,采用马尔可夫链蒙特卡洛方法的贝叶斯估计,得到模型中时变参数的后验分布,使估计值  $\hat{F}_t$  代替  $F_t$ 。

### 3.1.3 TVP-FAVAR 模型简介

FAVAR 模型已经解决了传统 VAR 模型囊括信息不足的问题,但其仍无法捕捉系统的时变特征。因此,有必要将 FAVAR 模型进一步扩展,使系数随时间波动,构建 TVP-FAVAR 模型。该模型既可以将大量宏观经济信息集中于少数因子

中,针对性地解决了信息量缺失的问题,又可以得出参数具有时变性的估计结果,从而更好地考察模型的变动特征。具体构建方式如下:

首先,设宏观经济变量集为大量时间序列变量构成的  $s \times 1$  维向量,记为  $X_t$ 。 $F_t$  为  $k \times 1$  维不可观测的经济变量向量,  $Y_t$  的构成参考戴金平等 (2016) 的做法,由  $m \times 1$  维货币政策工具向量共同组成,则滞后  $p$  阶的 TVP-FAVAR 模型可表示为:

$$X_t = \Gamma_t^f + \Gamma_t^y + e_t \quad (3.3)$$

$$\begin{pmatrix} F_t \\ Y_t \end{pmatrix} = \Lambda_{1,t} \begin{pmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{pmatrix} + \cdots + \Lambda_{p,t} \begin{pmatrix} F_{t-p} \\ Y_{t-p} \end{pmatrix} + v_t \quad (3.4)$$

其中,  $\Gamma_t^f$ 、 $\Gamma_t^y$  为  $s \times k$  阶、 $s \times m$  阶因子载荷矩阵。 $\Lambda_{j,t} (j = 1, \dots, p; t = 1, \dots, T)$  为  $n \times n$  阶 ( $n = k + m$ ) 时变系数矩阵。本文选取多个宏观经济的代理变量构成  $X_t$ 。在下文的实证分析中,将由主成分分析得到的潜在因子构成不可观测因子向量  $F_t$ 。选取两种不同的货币政策工具指标、产出水平和物价水平共同组成向量  $Y_t$ 。方程 (3.3) 中的随机误差项  $e_t \sim N(0, H_t)$ , 且  $H_t = \text{diag}[\exp(h_{1,t}), \dots, \exp(h_{s,t})]$ 。假定  $e_t$  与  $F_t$  不相关。方程 (3.4) 中的  $v_t \sim N(0, \Omega_t)$ ,  $\Omega_t$  为  $n \times n$  阶协方差矩阵。对这个协方差矩阵  $\Omega_t$  进行 Choleski 分解,构造出三角矩阵  $A_t$ :

$$A_t \Omega_t A_t' = \Sigma_t \Sigma_t'$$

上式等价于:

$$\Omega_t = A_t^{-1} \Sigma_t \Sigma_t' (A_t')^{-1}$$

其中,

$$A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21,t} & 1 & \ddots & 0 \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{n1,t} & \cdots & a_{n(n-1),t} & 1 \end{bmatrix}_{n \times n}$$

$$\Sigma_t = \text{diag}[\exp(\sigma_{1,t}), \dots, \exp(\sigma_{n,t})]$$

对原先 (3.3) 和 (3.4) 式做如下修改:

$$\begin{pmatrix} X_t \\ Y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Gamma_t^f & \Gamma_t^y \\ 0_{1 \times k} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} F_t \\ Y_t \end{pmatrix} + W_t \varepsilon_t^1 \quad (3.5)$$

$$\begin{pmatrix} F_t \\ Y_t \end{pmatrix} = \Lambda_{1,t} \begin{pmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{pmatrix} + \cdots + \Lambda_{p,t} \begin{pmatrix} F_{t-p} \\ Y_{t-p} \end{pmatrix} + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t^2 \quad (3.6)$$

其中， $W_t = \text{diag}(\exp(h_{1,t}/2), \dots, \exp(h_{s,t}/2), 0_{1 \times (l+m)})$ ，使得  $W_t W_t' = [H_t, 0_{1 \times (l+m)}]$ 。  $\varepsilon_t^1 \sim N(0, 1)$ ， $\varepsilon_t^2 \sim N(0, 1)$ ，且  $\varepsilon_t^1$  和  $\varepsilon_t^2$  是相互独立的，而且具有相同的分布。

参照 Koop 等(2009)和 Korobilis(2013)将模型中的参数叠加可得新向量  $\Gamma_t = (\text{vec}(\Gamma_t^f)', \text{vec}(\Gamma_t^y)')'$ ， $h_t = (h_{1,t}, \dots, h_{s,t})'$ ， $\Lambda_t = (\text{vec}(\Lambda_{1,t})', \dots, \text{vec}(\Lambda_{p,t})')'$ ， $\sigma_t = (\sigma_{1,t}, \dots, \sigma_{n,t})'$ ， $a_t = (a_{21,t}, a_{32,t}, \dots, a_{n(n-1),t})'$ 。定义新的参数向量  $\theta_t \in \{\Gamma_t, h_t, \Lambda_t, \sigma_t, a_t\}$ ，假设所有满足条件的参数均服从如下随机游走过程：

$$\theta_t = \theta_{t-1} + J_t^\theta \eta_t^\theta$$

其中， $J_t^\theta = 1$  时，表示模型参数时变， $J_t^\theta = 0$  时，表示模型参数固定。 $\eta_t^\theta \sim N(0, Q_\theta)$  为相互独立的冲击向量，与  $e_t$  和  $v_t$  不相关。 $Q_\theta$  是对应参数向量  $\Lambda_t$ ， $\sigma_t$ ， $a_t$  冲击的协方差矩阵。最后将 (3.6) 式代入 (3.5) 式，即可对上述模型进行脉冲响应分析。

## 3.2 TVP-FAVAR 模型的估计方法简介

### 3.2.1 贝叶斯估计

先验信息在贝叶斯推断理论中有极高的地位，随着计算机技术的发展，贝叶斯推断与随机过程理论相结合，使其再次焕发活力广泛的应用到各种领域。首先，贝叶斯公式为：

$$P(B|A) = \frac{P(A|B)P(B)}{P(A)}, 0 < P < 1 \quad (3.7)$$

A、B 为两个随机事件，P 表示概率，(3.7) 主要说明了  $P(A|B)$  和  $P(B|A)$  存在的关系，可将其转为向量形式：

$$P(\omega|x) = \frac{p(x|\omega)P(\omega)}{P(x)} \quad (3.8)$$

$\omega$  为参数向量， $x$  为数据向量，(3.8) 式为贝叶斯的参数估计过程， $P(\omega)$  表示  $\omega$  的先验分布， $P(x|\omega)$  表示似然函数， $P(x)$  指的是  $x$  的边际分布，在此基础上可获得  $P(\omega|x)$ ，即  $\omega$  的后验分布。

若随机事件不止两个，即随机变量增多，设样本  $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ ，样本容量为  $n$ ，元素相互独立，且任意元素  $x_i$  的条件概率为  $P(x_i|\omega)$ ，那么其联合密度函数等价于似然函数，具体形式为：

$$L(\omega) = P(X|\omega) = \prod_{i=1}^n P(x_i|\omega) \quad (3.9)$$

若假设  $P(X)$  为样本密度函数， $\pi(\omega)$  为  $\omega$  的先验分布，那么就可以利用联合分布函数在区间上的积分来获得样本密度函数，具体如下：

$$P(X) = \int P(X|\omega)\pi(\omega)d\omega \quad (3.10)$$

$$P(\omega|X) = \frac{P(X|\omega)P(\omega)}{P(X)} \quad (3.11)$$

将以上公式整理可得：

$$P(\omega|X) = \frac{P(X|\omega)P(\omega)}{\int P(X|\omega)\pi(\omega)d\omega} \quad (3.12)$$

综上所述，给定先验就可以得到较为准确的贝叶斯推断结果。通常可通过共轭先验和无信息先验的方式来获得样本的先验信息。

### 3.2.2 MCMC 方法

#### (1) 马尔可夫链简介

马尔可夫链是一种随机变量集随时间变化的随机过程，其核心在于，变量的状态分布仅仅受到最近时间的上个状态的影响，而与过去无关。我们假设有随机过程  $\{X_n : n \in T\}$ ，其中  $T$  为时间，就有所有节点的状态合计为  $I = \{i_0, i_1, \dots\}$ ，其中  $n \in T$ ， $i_0, i_1, \dots, i_{n+1} \in I$ ，条件概率如下所示：

$$P\{X_{n+1} = i_{n+1} | X_0 = i_0, X_1 = i_1, \dots, X_n = i_n\} = P\{X_{n+1} = i_{n+1} | X_n = i_n\}$$

上式中，前一节点事件发生概率的后验分布就是当前节点事件发生的概率，与过去任意状态都无关，那么  $\{X_n : n \in T\}$  称为给定条件下的马尔可夫链。据此，可以得到一步转移概率的相关定义：

$$p_{ij}(n) = P\{X_{n+1} = j | X_n = i\}, (i, j \in I, i \neq j) \quad (3.13)$$

其一步转移矩阵为：

$$P = \begin{bmatrix} p_{0,0} & p_{0,1} & \dots \\ p_{1,0} & p_{1,1} & \dots \\ \dots & \dots & \dots \end{bmatrix} \quad (3.14)$$

进一步可定义马尔可夫链的  $n$  步转移概率:

$$p_{ij}^{(n)} = P\{X_{m+n} = j | X_m = i\}, (i, j \in I, i \neq j) \quad (3.15)$$

其  $n$  步转移矩阵为:

$$P^{(n)} = \left( p_{ij}^{(n)} \right) \quad (3.16)$$

当  $\lim_{n \rightarrow \infty} p_{ij}^{(n)}$  存在且与状态  $i$  无关时, 有  $\pi_i = \lim_{n \rightarrow \infty} p_{ij}^{(n)}$  成立, 且满足以下条件:

$$1. \lim_{n \rightarrow \infty} P^n = \begin{bmatrix} \pi_1 & \dots & \pi_j & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \pi_1 & \dots & \pi_j & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots \end{bmatrix};$$

$$2. \pi_j = \sum_{i=1}^{\infty} \pi_i P_{ij};$$

3.  $\pi$  为方程  $\pi P = \pi$  的唯一非负解。

其中  $\pi = \{\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_j, \dots\}$ ,  $\sum_{i=0}^{\infty} \pi_i = 1$ , 称具有以上性质的  $\{\pi_j, j \in I\}$  为马尔可夫链的平稳分布。上述性质为马尔可夫链蒙特卡洛方法提供了理论依据。

### (2) 蒙特卡洛模拟简介

蒙特卡洛方法是对大数定理的一种应用, 是在贝叶斯理论框架下运用计算机模拟大量数据的统计模拟方法。大数定理表明, 样本量无限大使得模拟结果趋近真实值, 该方法通过预先设定的概率分布函数模拟抽样, 生成大量的随机数用于模拟大样本条件, 由此得到的事件发生概率趋近于真实的概率。相较于经验主义对总体分布的拟合效果更加合理可靠。需要了解的是, 基于蒙特卡罗方法生成的随机样本并不是真正意义上的随机数, 而是伪随机数序列。如果给定的初始值不变, 则生成的随机数也不会变。

### (3) MCMC 抽样方法

马尔可夫链蒙特卡洛 (Markov chain Monte Carlo, MCMC) 抽样方法基于贝叶斯统计推断, 是一种从已知的概率分布中进行采样, 进而获得参数的近似的后验分布的方法。在贝叶斯推断中, 概率由分布表示, 当似然概率的分布不是常见的分布时, 贝叶斯公式就无法使用, 此时就要用到 MCMC 方法。

首先, 假设有随机变量  $x$ , 根据 MCMC 方法抽样获得相互独立的样本  $x_1, x_2, \dots, x_n$ ,  $i \in 1, \dots, n$ , 可得近似的  $f(x_i)$  期望:

$$E[f(x_i)] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f(x_i) \quad (3.17)$$

同时, 根据总体函数的蒙特卡洛积分可以得到:

$$E[f(x)] = \int f(x)\pi(x)dx \quad (3.18)$$

根据大数定理, 当  $x_1, x_2, \dots, x_n$  相互独立, 且样本量足够大时,  $E[f(X_i)] \xrightarrow{a.s.} E[f(x)]$ 。由此可用样本函数的数学期望来估计总体函数:

$$E[f(x)] \approx \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f(x_i) \quad (3.19)$$

Gibbs 抽样是 MCMC 算法中常用的抽样方法, 首先假定  $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ , 具有密度分布为  $\pi(x)$ , 给定初始值  $x^{(0)} = (x_1^{(0)}, \dots, x_n^{(0)})$ , 且  $i = 0$ , 则 Gibbs 抽样步骤为:

第一步: 从服从分布  $\pi(x_1|x_2^{(i)}, x_3^{(i)}, \dots, x_n^{(i)})$  中抽取样本  $x_1^{(i)}$ ;

第二步: 从服从分布  $\pi(x_2|x_1^{(i+1)}, x_3^{(i)}, \dots, x_n^{(i)})$  中抽取样本  $x_2^{(i+1)}$ ;

第三步: 重复以上过程从服从分布  $\pi(x_n|x_1^{(i+1)}, x_2^{(i+1)}, \dots, x_{(n-1)}^{(i+1)})$  中获得样本  $x_n^{(i+1)}$ ;

第四步: 令  $i = i + 1$ , 回到第一步再次开始, 第  $t$  次重复步骤则得到  $x^{(t)} = (x_1^{(t)}, x_2^{(t)}, \dots, x_n^{(t)})$ 。进一步, 假设  $x' = (x'_1, x'_2, \dots, x'_n)$ , 则转移概率为:

$$p(x, x') = \prod_{k=1}^n \pi(x_k|x_1, \dots, x_{k-1}, x_{k+1}, \dots, x'_n) \quad (3.20)$$

Gibbs 抽样经过上述操作能够简化原始复杂概率, 需要注意的是, 想要实现平稳抽样, 需要经过一部分的模拟迭代才行, 所以在实际操作中, 这部分结果为预烧将其舍弃, 剩余部分则保留用于估计总体, 即为:

$$\hat{x} = \frac{1}{n-k} \sum_{i=k+1}^n x^{(i)} \quad (3.21)$$



若 $\omega$ 已知，那么就能够利用 Gibbs 抽样获得 $\pi(x)$ 的样本似然函数，根据贝叶斯定理，可知其后验密度符合下式：

$$\pi(\omega|X) \propto \pi(\omega)L(\omega) \quad (3.22)$$

同样的，Gibbs 抽样步骤为：

第一步：基于贝叶斯公式得出条件后验分布 $\pi(\omega_j|\omega_{(j)}, X), j = 1, 2, \dots, n$ ，其中 $\omega_{(j)}$ 代表剔除第 $j$ 个参数后的其余参数；

第二步：对于初始值 $\omega_0 = (\omega_1^{(0)}, \omega_2^{(0)}, \dots, \omega_n^{(0)})$ ，可以从 $\pi(\omega_1|\omega_2^{(0)}, \dots, \omega_n^{(0)}, X)$ 中抽取样本 $\omega_1^{(1)}$ ；

第三步：从服从分布 $\pi(\omega_2|\omega_1^{(1)}, \omega_3^{(0)}, \dots, \omega_n^{(0)}, X)$ 中抽取样本 $\omega_2^{(1)}$ ；

第四步：重复上述步骤，从服从分布 $\pi(\omega_n|\omega_1^{(1)}, \dots, \omega_{n-1}^{(1)}, X)$ 中抽取样本 $\omega_n^{(1)}$ 。

反复进行整个过程，可获得若干个样本组，定义 $\omega^{(t)} = (\omega_1^{(t)}, \omega_2^{(t)}, \dots, \omega_n^{(t)})$ ，将算法中用于模拟迭代的数据剔除，参数估计结果可表示为：

$$\hat{\omega} = \frac{1}{n-k} \sum_{i=k+1}^n \omega^{(i)} \quad (3.23)$$

基于贝叶斯估计的 MCMC 方法利用 Gibbs 抽样获得样本数据，经过大量迭代运算后，使用迭代后的样本均值估计 TVP-FAVAR 模型参数的后验均值，能够解决非线性目标函数优化困难等问题。

## 4 我国货币政策对产出和物价的动态冲击效应分析

### 4.1 变量选取与数据预处理

#### 4.1.1 变量选取

本文所用变量的选择参考了陈普(2012)与戴金平和刘东坡(2016)的方法,考虑到数据的可获得性,本文共选取 87 个变量用于构建 TVP-FAVAR 模型的宏观经济信息集,这些变量能够较为全面地反映我国的宏观经济运行状况,可以代表我国经济。大致可将其分为五类,一是货币政策工具变量,包括流通中货币、M1、M2、银行间同业拆借利率、各项贷款余额及汇率等;二是实际经济活动变量,包括固定资产投资(不含农户)、规模以上工业企业产成品、税收收入、进出口额以及社会消费品零售总额等;三是物价水平变量,包括居民消费价格指数、商品零售价格指数、企业商品价格指数及进出口商品价格指数等;四是反映居民消费情况的变量,包括消费者预期指数、消费者信心指数、消费者满意指数等;五是与金融相关的变量,包括上证综合指数、深证综合指数、金融机构人民币金融债券、股票流通市值和期货成交额等。在货币政策工具变量的选择上,作为可观测因子向量的应包含广义货币供给量 M2 和 7 天银行间同业拆借利率 CHIBOR,分别作为数量型货币政策和价格型货币政策的代理变量。图 4.1 为 CHIBOR 的波动曲线。

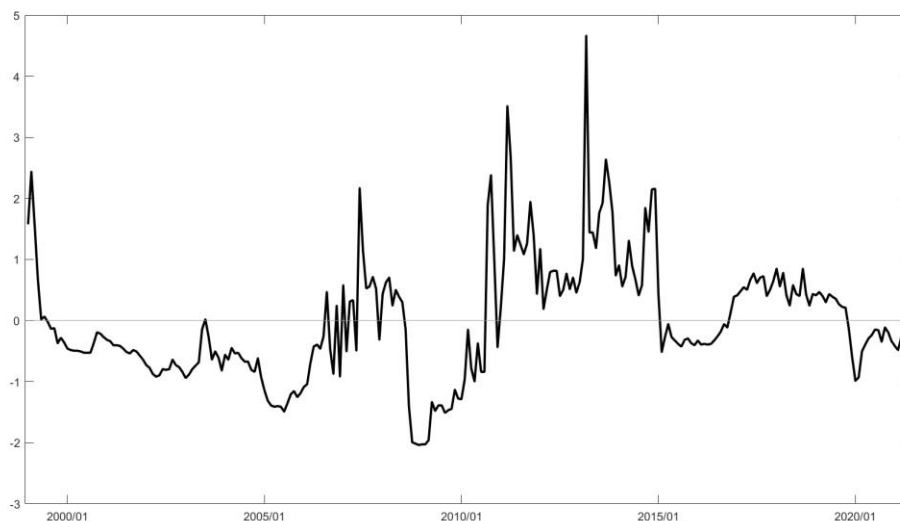


图 4.1 CHIBOR 时序图

图 4.1 显示了价格型货币政策的代理变量 CHIBOR 在样本期内的走势，整体上看，波动较为剧烈，高值与低值分布较为集中，说明我国对价格型货币政策的使用并不频繁。2006 年以前，CHIBOR 处在较低水平，2008 年前期达到较大值，随后降为最低，2010 年至 2015 年始终保持在较高水平，随后在 0 值附近小幅度波动。这表明我国在经济高速增长时期施行较为宽松的价格型货币政策，在遭受全球金融危机的冲击后同样采用积极的货币政策刺激经济，而到了经济结构转型时期开始收紧，货币价格调控变得频繁且力度较大，2010 年以后调控力度减弱。接下来的图 4.2 为货币供给量增速 M2 的波动曲线。

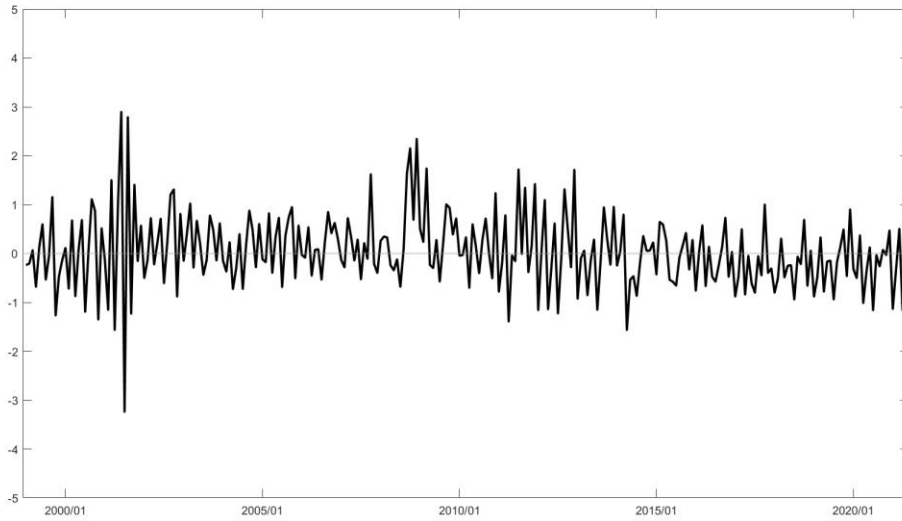


图 4.2 M2 时序图

图 4.2 显示数量型货币政策的代理变量 M2 在样本期内的走势围绕 0 值上下波动，其变动幅度较小但比 CHIBOR 变动的频率更高，这表明数量型货币政策始终作为一种重要的调控方式被频繁使用。

#### 4.1.2 数据预处理

为全面对比分析我国货币政策在时间上的前后变化，本文选取样本区间为 1999 年 1 月至 2021 年 9 月的宏观月度数据，样本期为 273 期，数据来源于中经网宏观月度数据库和国泰安数据库。在建立 TVP-FAVAR 模型之前首先需要对所有数据进行平稳性检验，由于篇幅原因，仅展示部分变量的平稳性检验结果，如表 4.1 所示，其中 FJ 代表国房景气指数，Y 代表规模以上工业企业增加值。

表 4.1 部分变量的平稳性检验结果

变量	t 统计量	1%临界值	5%临界值	10%临界值	P 值	结论
M2	1.1159	-3.4541	-2.8719	-2.5723	0.9976	不平稳
$\Delta$ M2	-4.2066	-3.4544	-2.8720	-2.5724	0.0008	平稳
CHIBOR	-5.1642	-3.4541	-2.8719	-2.5723	0.0000	平稳
FJ	-2.3601	-3.4542	-2.8719	-2.5723	0.1542	不平稳
$\Delta$ FJ	-20.4809	-3.4542	-2.8719	-2.5723	0.0000	平稳

续表 4.1

变量	t 统计量	1%临界值	5%临界值	10%临界值	P 值	结论
Y	-2.1536	-3.4544	-2.8720	-2.5724	0.2240	不平稳
$\Delta Y$	-15.0638	-3.4549	-2.8722	-2.5725	0.0000	平稳
CPI	-2.9844	-3.4552	-2.8724	-2.5726	0.0377	平稳

表 4.1 显示 7 天银行间同业拆借利率为平稳变量，无需进行处理；广义货币供给量 M2 为非平稳变量，应取对数后再差分，此时其经济含义为货币供给量增速。其余变量的平稳性检验的结果表明部分数据非平稳，因此同样采用取对数差分的形式对非平稳数据进行平稳化处理，其中实际数量序列取对数差分可转换为环比增长率，指数或增长率变量取差分即可，最终得到所有变量都平稳的。然后，为消除量纲上的差异，对数据进行标准化处理，以防止估计出现较大误差。

本文的目的即基于 TVP-FAVAR 模型分析我国货币政策的动态有效性，为验证该方法是否可行，我们有必要利用 Geweke 检验来验证模型参数是否具有时变特征。

首先参照 Nakjima (2011) 的方法对模型的参数进行设定：令  $\eta_t^\theta = 0$ ， $\Lambda_t = \sigma_t = a_t = 10 \times I$ ，再利用 MCMC 方法对 TVP-FAVAR 模型的参数进行估计，设  $(\Lambda_t)_i^{-2} \sim \text{Gamma}(20, 10^{-4})$ ， $(\sigma_t)_i^{-2} \sim \text{Gamma}(4, 10^{-4})$ ， $(a_t)_i^{-2} \sim \text{Gamma}(4, 10^{-4})$  为模拟开始前的状态，通过 10000 次迭代可得样本，并舍弃前 1000 次结果。得到检验结果如表 4.2 所示。

表 4.2 模型估计结果

Parameter	Mean	Stdev	95%U	95%L	Geweke	Inef.
$(\Lambda_t)_1$	0.0023	0.0003	0.0018	0.0029	0.0190	16.1100
$(\Lambda_t)_2$	0.0023	0.0003	0.0018	0.0029	0.0150	13.9700
$(\sigma_t)_1$	0.0056	0.0021	0.0033	0.0094	0.0490	108.6100
$(\sigma_t)_2$	0.1095	0.0198	0.0769	0.1547	0.1630	28.2500
$(a_t)_1$	0.3556	0.0912	0.2131	0.5324	0.2230	77.6900

续表 4.2

Parameter	Mean	Stdev	95%U	95%L	Geweke	Inef.
$(a_t)_2$	0.5969	0.1246	0.3767	0.8537	0.3610	47.3400

表 4.2 中的 Geweke 收敛诊断值和无效影响因子(InefficiencyFactors)都是用于判断 MCMC 链模拟效果的重要依据。Geweke (1992) 通过假设参数的马尔可夫链的前部分和后部分均值相等来检验其是否收敛于后验分布, 拒绝原假设代表该链不收敛。无效影响因子为后验样本均值和不相关序列样本均值的方差之比。表 1 中的 Geweke 值基本在 5% 的显著性水平下显著, 说明各参数统计量的绝对值小于临界值 1.96, 且大部分无效影响因子较小。这说明 MCMC 方法能够模拟模型参数的后验分布, 开始迭代前的样本均值与迭代后得到的样本均值无明显差异, 方程中的参数都具有显著的时变特征。

图 4.3 为 TVP-FAVAR 模型参数的 MCMC 模拟图, 图中  $s_{b1}, s_{b2}, s_{a1}, s_{a2}, s_{h1}, s_{h2}$  分别代表  $(\Lambda_t)_1, (\Lambda_t)_2, (\sigma_t)_1, (\sigma_t)_2, (a_t)_1, (a_t)_2$ 。

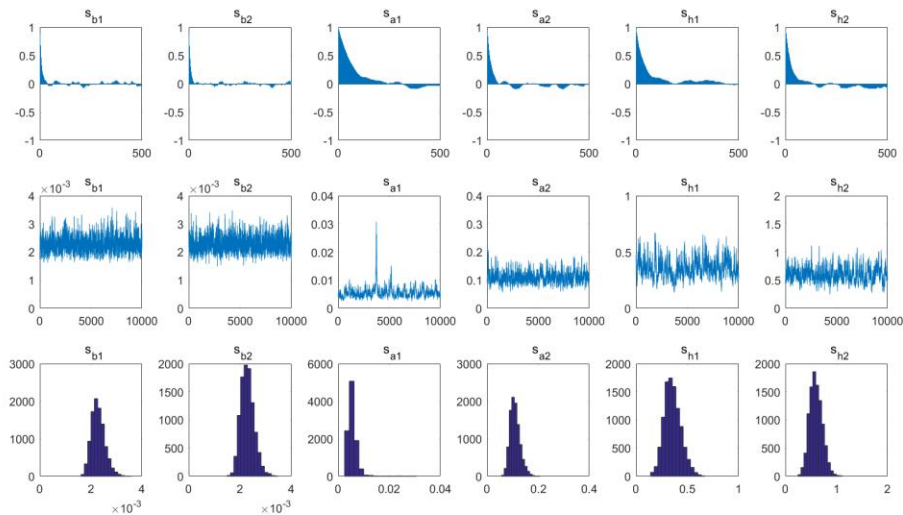


图 4.3 TVP-FAVAR 模型参数的样本自相关、路径和后验分布

如图 4.3 所示, 第一行图形都呈 L 型, 表明样本的自相关系数随着模拟次数的增加而下降。第二行图形均在各自的均值周围波动, 极端值很少, 表明样本取

值平稳。第三行图形分布都接近正态分布,这说明所抽样本对于估计 TVP-FAVAR 模型有效。

后验分布特征能够反映变量的历史波动信息,图 4.4 为产出因子 F1、价格因子 F2、M2 和 CHIBOR 的后验分布图,其中,中间的蓝色实线为变量的后验均值,红色虚线为正负一标准差。

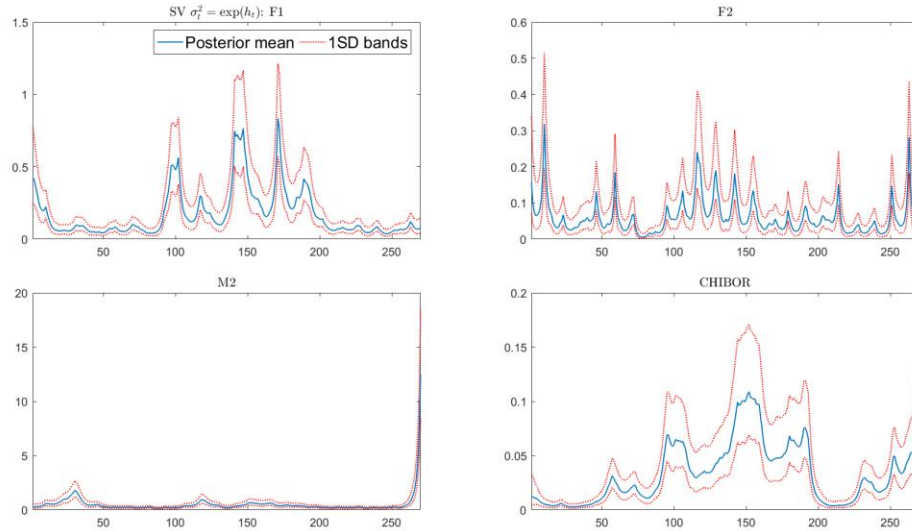


图 4.4 各变量的后验分布

由图 4.4 可以看出四个变量的后验均值都长期为正,说明各变量在样本期内随机波动性较大,由于其波动特征反映了我国货币政策与产出和物价间的时变效应,因此有必要用非线性模型来刻画这种随时间变化而变化的货币政策调控机制。

综上所述,利用 TVP-FAVAR 模型分析我国货币政策的动态有效性是行之有效的,因此在接下来的分析中,我们设定参数都是时变的。

接下来,根据 SC 准则确定模型的滞后阶数为 3 阶。利用主成分法提取出两个主成分作为潜在共同因子,为了进一步探究共同因子蕴含的经济学含义,可通过因子载荷矩阵观察潜在共同因子与宏观经济信息集中所有变量的相关度,分别提取与因子相关度最高的前四个变量来代表其含义,具体如表 4.3 所示。

表 4.3 与因子相关度最高的前四个变量

F1		F2	
变量名称	相关度	变量名称	相关度
金融机构人民币各项存款余额	0.873	工业生产者购进价格指数	0.877
社会消费品零售总额	0.872	企业商品价格指数	0.849
规模以上工业企业资产负债率	0.867	进口商品价格指数	0.843
固定资产投资(不含农户)	0.845	工业生产者出厂价格指数	0.675

由表 4.3 可知, 与第一个潜在共同因子 F1 高度相关的变量大多属于实际经济活动变量, 与第二个因子 F2 高度相关的变量均属于价格指数变量, 它代表了与物价、货币供给等名义经济行为有关的经济因素。因子 F1 在 1999 年 1 月至 2021 年 9 月的走势如图 4.5 所示。

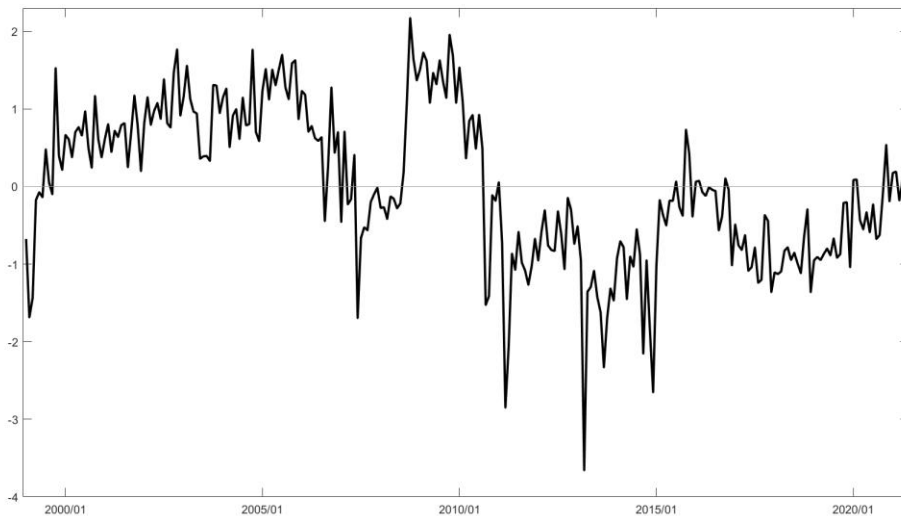


图 4.5 潜在共同因子 F1

不难发现, 因子 F1 在图 4.5 中的动态走势与我国 GDP 特征相似, 即从 1999 年开始有小幅震荡, 这个阶段正值亚洲金融危机后我国经济恢复时期, 危机对我国经济存在一定的影响, 2007 年达到峰值后在 2008 年急剧下降, 此时全球范围的金融危机爆发, 严重影响我国的出口, 使我国在经济增速趋缓和就业方面也面临较大压力, 2009 年后波动上升, 我国经济在后危机时代总体呈现出缓中趋稳、



稳中向好的态势，直至 2015 年再次出现大幅度震荡，这是因为该时期我国经济进入了“新常态”时期，经济增长的速度、结构和动力都发生了改变，提质增效成为经济发展的本质，此后基本呈稳步上升态势。因此，F1 能够基本涵盖我国实体经济的运行，可将其称为“产出因子”。再来看因子 F2 在 1999 年 1 月至 2021 年 9 月的走势图，如图 4.6 所示。

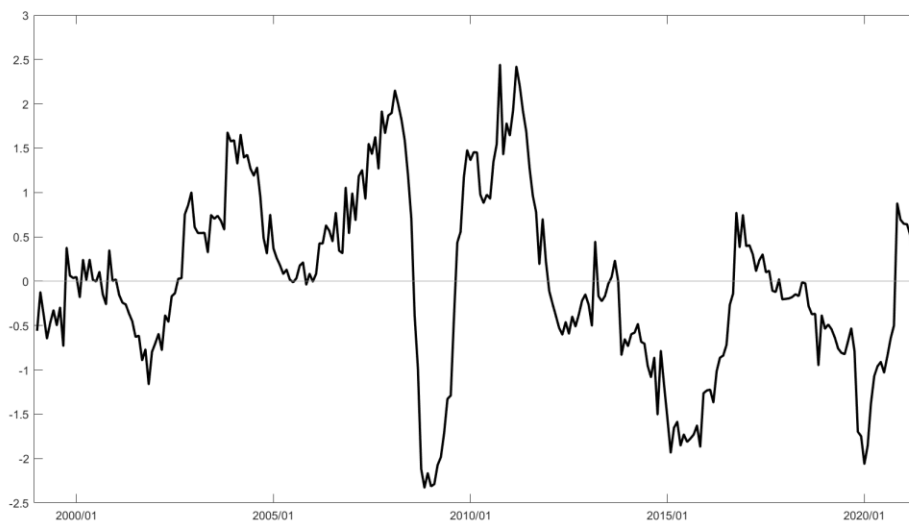


图 4.6 潜在共同因子 F2

图 4.6 中因子 F2 的波动频率明显小于 F1，纵观其变化，F2 在图 4.6 中总体呈上升趋势，最为明显的波动位于 2008 年至 2011 年之间。2008 年，F2 达到峰值，紧接着在 2009 年跌落谷底，如此剧烈的波动显然与全球金融危机造成的影响密不可分。随着我国在市场化进程中的不断深入，应对更为复杂的国际经济环境以及一些严重的灾害，在 2015 年和 2020 年两次出现拐点。金融危机的冲击导致物价总水平下降，出现通货紧缩的现象。当前的新冠肺炎疫情对全球的物价都产生了巨大冲击，我国经济也受到了深远影响。面临通缩压力，物价涨幅会在一段时间内保持在较低水平。同时也可以看出，2020 年低谷过后，F2 又快速恢复为较高水平，说明相比过去，我国应对经济下行压力的举措更为迅速有效。因此，F2 能够描述我国物价水平的运行特征，可称之为“价格因子”。

## 4.2 不同货币政策工具对产出和物价的脉冲响应分析

产出和物价是本文研究货币政策有效性的重点关注对象。本文选取 5 个代表性时间节点分别表示我国 5 个经济发生巨变的时期，并绘制 1999 年 1 月后间隔一季、半年和一年的产出因子和价格因子对货币政策冲击的脉冲响应路径，以此全面分析不同时期我国货币政策对经济活动的影响。

下文中，2003 年 6 月代表“非典”时期，2005 年 6 月代表经济高速增长期，2008 年 12 月代表全球金融危机时期，2015 年 6 月代表“新常态”时期，2020 年 6 月代表新冠疫情时期。

### 4.2.1 数量型货币政策对产出的脉冲响应分析

本文选择广义货币供给量 M2 增速为数量型货币政策工具的代理变量，图 4.7 为 M2 对产出因子 F1 的冲击的脉冲响应图。描述了 M2 一单位标准差的正向冲击下，产出因子在五个时点上的脉冲响应，纵坐标为单位冲击下产出因子的波动强度，横坐标为波动持续时间，即冲击作用的滞后期数。

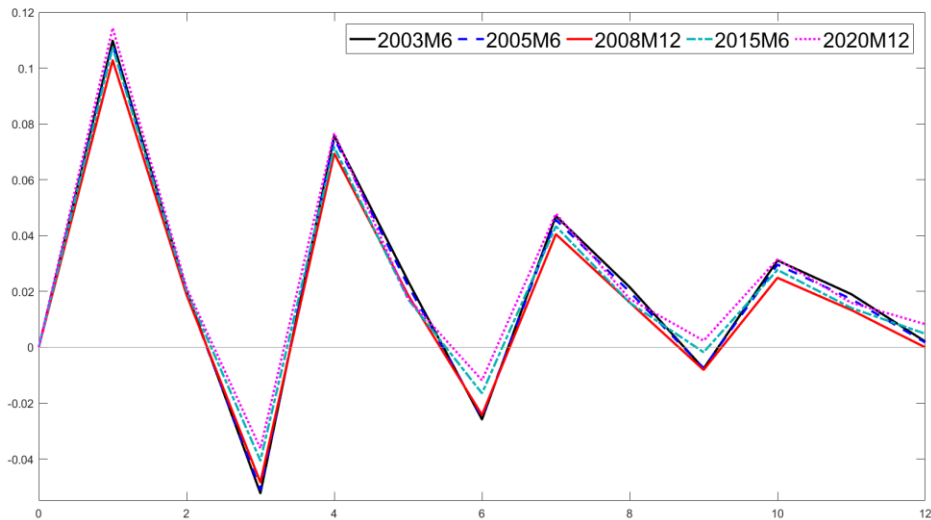


图 4.7 不同时点产出因子对 M2 冲击的脉冲响应

由图 4.7 可知，广义货币供给量 M2 增速一单位的正向冲击能够引起产出因子的同方向变化，且在一个月时的影响最大，随后由正向冲击转为负向冲击，再由负转正，影响逐渐减弱趋于消失。不同时点对应的冲击响应程度表现十分相似，

仅有细微差别。总体看来，产出效果波动幅度大，而且有一定的规律性。从图中可以看出疫情时期正向冲击效果最强，其峰值略微大于其他时期，经济高速增长期和全球金融危机时期次之。总体上看，数量型货币政策对产出水平的调控始终有效，五个时点上均能够在短期内产生显著的正向影响效果，负向效果相对较弱。说明 M2 对产出的影响效果不稳定，有一定的副作用。因此，使用数量型货币政策工具时更要慎重决策，其会造成一定的短期经济波动和长期影响，频繁使用不利于保持经济稳定。产出因子对 M2 冲击的等间隔脉冲响应图如图 4.8 所示。

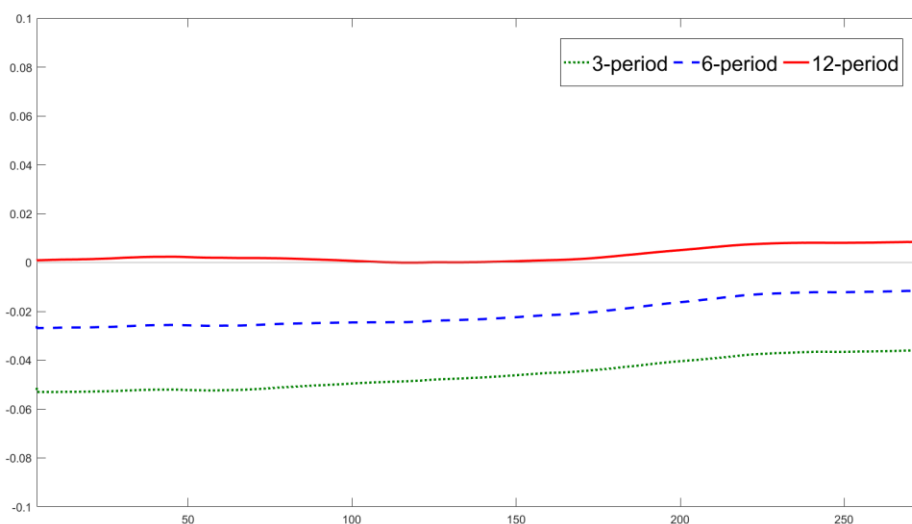


图 4.8 产出因子对 M2 冲击的等间隔脉冲响应

图 4.8 中的三条曲线分别代表不同间隔时间的约束下产出因子对 M2 冲击的脉冲响应路径。总体看来 M2 增速在短期内对产出因子具有负向效果，冲击强度随时间逐渐减弱，呈现出短期较强，长期很弱的特征。三条脉冲响应路径走势相似，在短期和中期均为负向效应的情况下，长期效应始终为正，且自 2012 年起长期有所增强。这表明短期内数量型货币政策会一定程度上抑制产出水平的提高，长期则存在微弱的带动作用，说明数量型货币政策对产出水平的调控有明显的滞后性。

## 4.2.2 价格型货币政策对产出的脉冲响应分析

本文选择 7 天银行间同业拆借利率（CHIBOR）作为价格型货币政策的代理变量。图 4.9 描述了五个时点上，CHIBOR 一单位正向冲击引起产出因子 F2 的脉冲响应函数的曲线。值得注意的是，与数量型货币政策工具不同，CHIBOR 的正向冲击代表的并非积极的货币政策而是紧缩的货币政策，由于利率上升会导致生产成本增加，从而抑制产出的增长，因此，利率与产出存在负向关系。

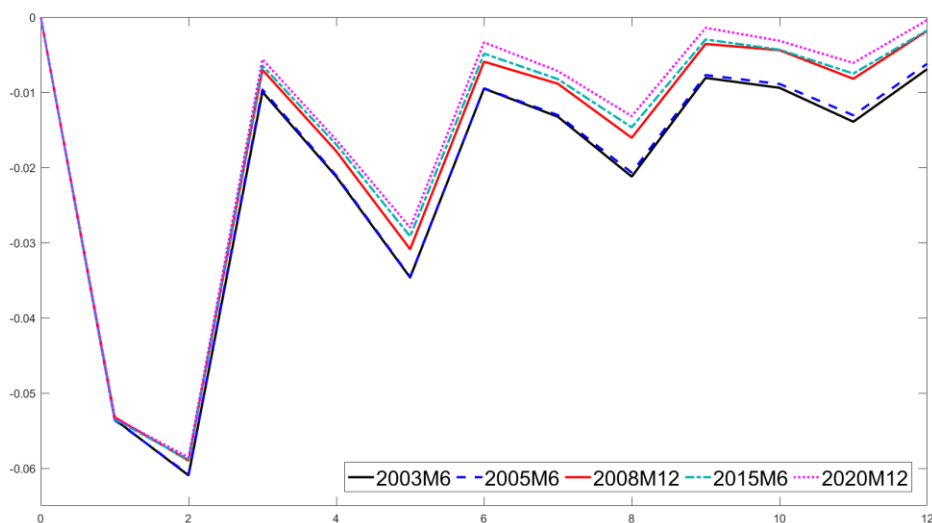


图 4.9 不同时点产出因子对 CHIBOR 冲击的脉冲响应

由图 4.9 可以看出，利率上升会导致产出下降，这与经济学理论描述的结果一致。不同时点上价格型货币政策对产出水平的冲击效应差异明显。但产出水平效果最为明显的是新冠疫情时期，这表明，面对全球范围的疫情影响，利率渠道发挥了重要的作用，我国利率市场化体系建设卓有成效。总体看来，CHIBOR 冲击对各个时期的产出水平的冲击效果差别不大，即期均无明显效果，两个月后达到最大负向响应值，说明 CHIBOR 对产出的调控具有一定的滞后性。但其对产出水平的调控效果在 2005 年至 2008 年间产生了较大变化，虽然在五个时点上脉冲响应曲线的波动趋势一致，但全球金融危机时期、“新常态”时期和新冠疫情时期的脉冲响应曲线同之前两个时期的响应路径不同。可以认为，我国经济向高质量发展转变的过程中发生的结构性变化使货币政策对产出水平的冲击效果产生了深远的影响。图 4.9 反映出 CHIBOR 对产出具有显著的逆向效应，较为稳定且具有长期性，影响效果可持续一年。

因此,通过促进产出以带动经济增长的政策方案上可以更倾向于采用价格型货币政策工具。相较于数量型货币政策,其波动幅度较小,且副作用很小,冲击造成的影响也更快趋于平缓,有利于保障经济稳定增长。产出因子对 CHIBOR 冲击的等间隔脉冲响应图如图 4.10 所示。

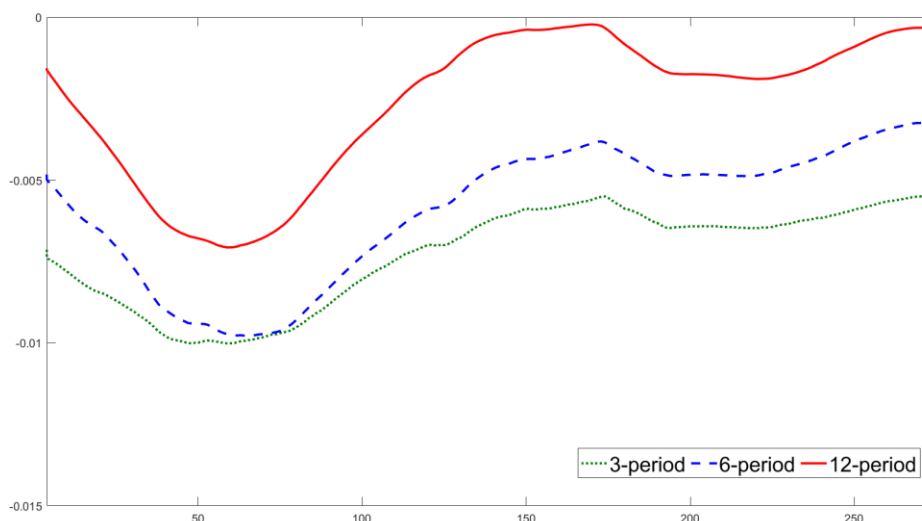


图 4.10 产出因子对 CHIBOR 冲击的等间隔脉冲响应

由图 4.10 可以看出三条曲线趋势趋同,影响强度短期最强,中期略次之,长期最弱。在 2005 年之前的负向影响最为强烈,长期影响也最显著,之后长期效果开始减弱乃至消失。这表明价格型货币政策对产出的短期和中期影响效果较强,随着我国经济进入高速发展阶段,长期影响逐渐减弱并出现由负转正的现象,然而我国经济增速放缓,在追求高质量发展的背景下,长期影响又转为负向效果,且有所增强。说明产出水平受价格型货币政策冲击的长期影响效果一定程度上受经济增速的影响,经济增速较快时长期影响较强,经济增速放缓时长期影响减弱。

### 4.2.3 数量型货币政策对物价的脉冲响应分析

图 4.11 描述了在五个不同时期下,来自 M2 增速一单位标准差的正向冲击引起价格因子变动的脉冲响应路径。

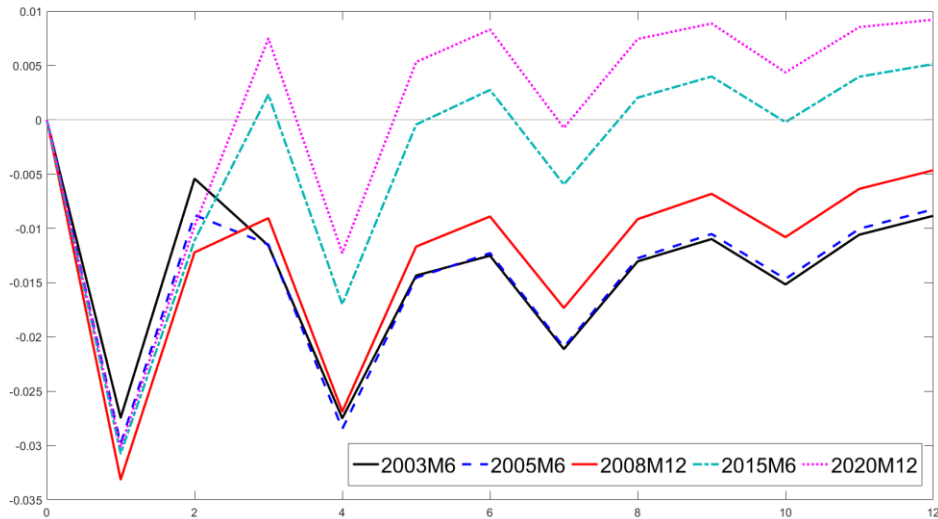


图 4.11 不同时点价格因子对 M2 冲击的脉冲响应

由图 4.11 可知，与 M2 增速对产出因子的影响效果相比，其冲击对价格因子的影响程度在不同时期有明显差异。M2 增速对物价水平的脉冲响应曲线的波动幅度在各个时期的响应路径呈现出阶段性特征。“非典”时期、经济高速增长时期和全球金融危机时期的脉冲响应路径趋势相近，在一个月后达到最大负向响应值后震荡收敛，均呈现出负向效果，金融危机时期 M2 冲击对价格的影响效果衰减较快，但即期影响最强。“新常态”时期和新冠疫情时期的图形特征出现明显变化，脉冲响应路径在达到最大负向响应值后迅速上升，在第三期由负转正，在 0 值附近波动且呈上升趋势，一年后仍为正向响应且收敛性较差。这表明数量型货币政策在我国市场经济建设初期对物价的抑制作用显著，且不易造成通胀压力，但随着经济结构转变，货币数量对物价的调控效果逐渐减弱，虽然能够在短期内降低物价的效果依旧明显，但长期看来会使物价上涨，导致通货膨胀。

因此，图 4.11 表明，一味地依赖数量型货币政策并非促进经济增长和抑制物价上涨的良策，虽然我国尚不存在长期通胀的基础，但仍需应对结构性和阶段性的问题，特别是在疫情后经济恢复时期具有脆弱性特征的当下，更要“双拳出击”，兼顾需求和供给两个方面。图 4.12 为价格因子对 M2 冲击的等间隔脉冲响应图。

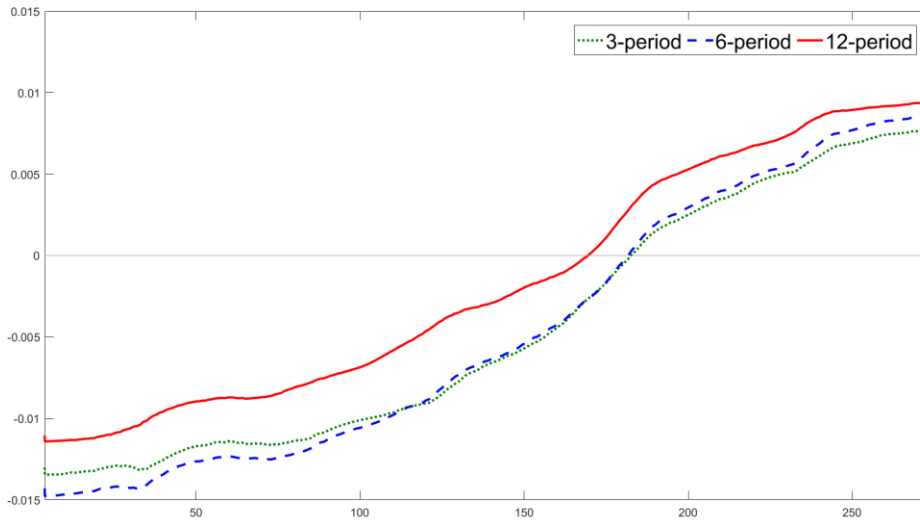


图 4.12 价格因子对 M2 冲击的等间隔脉冲响应

图 4.8 表明 M2 增速对价格因子的影响效果呈现出短期和中级较强，长期较弱的特点，三条曲线呈上升走势，影响效果由负转正。其中滞后一季和滞后半年的脉冲响应路径趋势相近，2009 年以前中期影响略强，2009 年至 2014 年影响强度相当，2014 年之后短期影响略强，长期影响效果与它们之间的差距随时间逐渐缩短。这表明数量型货币政策对价格的调控效果正在减弱，2014 年起副作用开始凸显，频率较高地利用数量型货币政策调控物价不利于经济稳定。

#### 4.2.4 价格型货币政策对物价的脉冲响应分析

图 4.13 描述了在五个不同时期下，来自 CHIBOR 一单位标准差的正向冲击引起价格因子 F2 变动的脉冲响应路径。

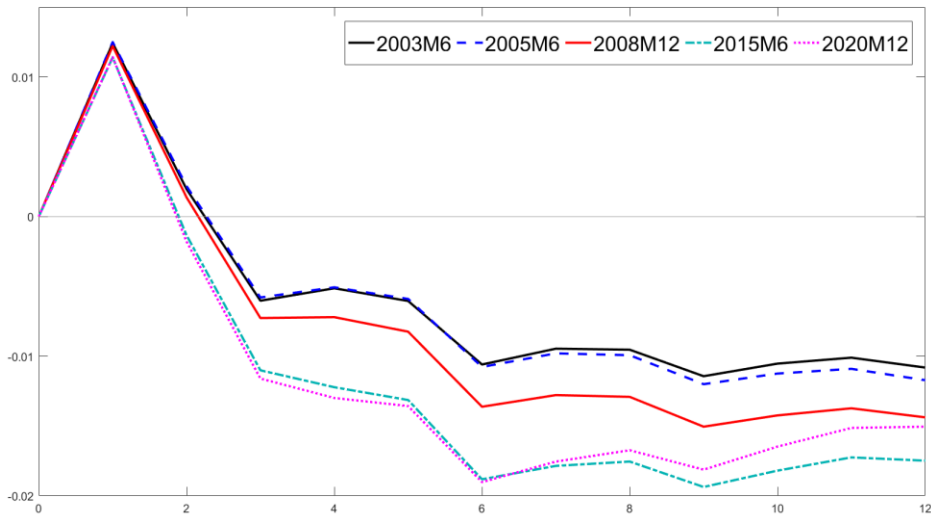


图 4.13 不同时点价格因子对 CHIBOR 冲击的脉冲响应

在图 4.13 中，总体看来五个时点上价格因子对 CHIBOR 冲击的脉冲响应路径大致趋同，均在一个月后达到最大响应值，随后迅速下降，两个月后由正向影响转为负向并持续下降，半年后趋于平缓，收敛性较差，负向效果显著且具有长期性。但在两期后的影响效果上各个时期表现差异显著。“非典”时期和经济高速发展期的影响效果较小，“新常态”时期和新冠疫情时期影响效果最强，金融危机时期介于它们中间。这说明利率在物价调控中的作用越来越明显。图 4.13 也在一定程度上解释了利率与物价的关系，对于颇有争论的提高利率是否会导致物价上涨的问题给出了直观结果。短期内利率上升确实会导致物价上涨，但长期看来反而负向影响效果更加突出。从图 4.13 中可以看出，五个时期的影响在一年后仍表现出较强效果，这说明利率对物价的调控效果具有长期性，长期看来利率提高不会导致物价上涨，甚至可以抑制通胀。图 4.14 为价格因子 F2 对 CHIBOR 冲击的等间隔脉冲响应图。



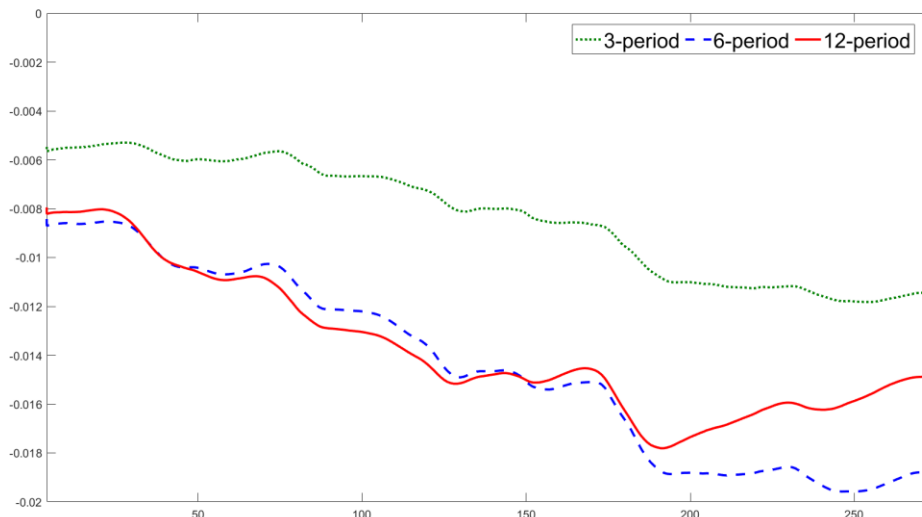


图 4.14 价格因子对 CHIBOR 冲击的等间隔脉冲响应

从图 4.14 可以看出，CHIBOR 对价格因子的冲击的影响效果呈现出短期最弱，中长期较强的特点，与图 4.13 所得结果一致。三个不同滞后期的脉冲响应路径趋势趋同，整体呈下行走势，滞后一年的脉冲响应路径在 2014 年起呈上升趋势，表明长期影响效果开始减弱。结合实际情况，这段时期央行使用降息降准的政策进行调控，在此之前实施紧缩的利率政策转为宽松，并且我国利率市场化改革不断推进，使价格型货币政策对物价的调控效果在保障中期较强的情况下呈现出长期逐渐减弱的趋势。

综上所述，两种货币政策工具对产出和物价的调控各有不同的效果。在对产出的调控效果上，数量型货币政策工具具有显著的短期拉动作用，但负向影响效果也更为剧烈。价格型货币政策对产出同样有显著的短期拉动作用，但持续时间较短，且副作用更小。此外，价格型货币政策对产出的长期影响效果的强度与经济增速有关，经济增速快则长期作用更强。在对物价的调控效果上，数量型货币政策工具调控的滞后期较短，具有较强的波动性，总体呈震荡收敛趋势，短期抑制物价上涨效果显著，但自我国进入“新常态”以来，其长期影响为正，会导致通货膨胀；价格型货币政策短期内会使物价上涨，但逆向效应大于正向效应，且影响效果逐渐增强，长期抑制通胀效果较好。综上，我国货币政策应该转向价格型调控为主。

### 4.2.5 稳健性检验

为验证 TVP-FAVAR 模型的稳健性，选取能够代替月度 GDP 表示产出水平的规模以上工业企业增加值，和可以表示物价水平的居民消费价格指数（CPI）作为测度政策效果的变量，构建 TVP-VAR 模型进行分析结果比较。图 4.15 显示了不同时点下规模以上工业企业增加值对 M2 冲击的脉冲响应函数曲线。

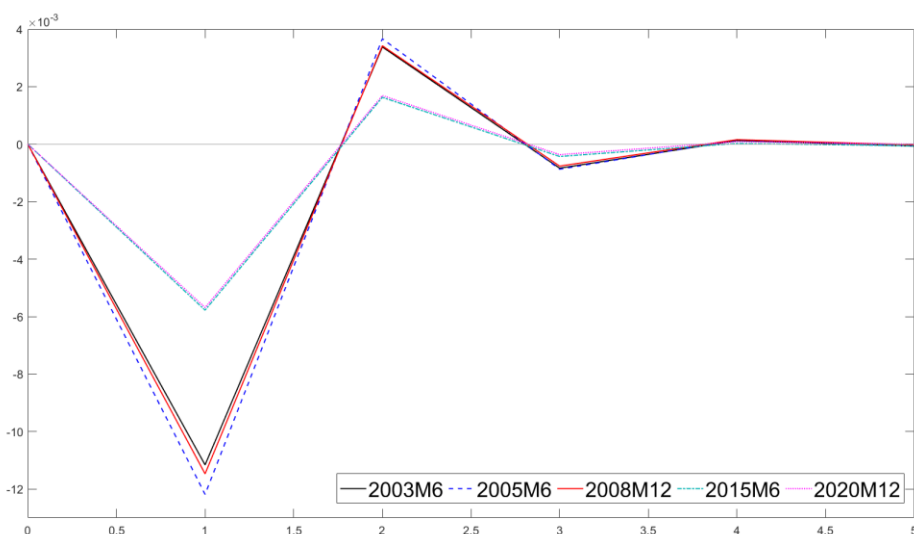


图 4.15 不同时点产出对 M2 冲击的脉冲响应（TVP-VAR）

图 4.15 表明 M2 对产出有较大的负向影响，波动幅度大，正向影响效果小于负向，影响效果不稳定，在 4 个月 after 效果消失。在“新常态”时期和新冠疫情时期 M2 提高对产出水平的影响发生较大转变，冲击的影响效果明显减弱。这说明近年来资金“脱实向虚”现象严重，货币与经济运行背离，提升 M2 的增长率并没有有效传导到实体经济，反而加剧了经济虚拟化。图 4.15 一定程度上表明单纯依靠货币供给量增长已经不足以支撑实体经济的稳定提升，在互联网飞速发展的今天，虚拟经济迅速膨胀，提高货币供给量反而使实体经济更深地陷入发展缓慢、资金短缺的境地，为扭转这种趋势，需要进一步提高资金利用效率，畅通资金到实体经济的传导渠道。这与前文分析结果有相似之处，可见包含更多经济信息的产出因子比规模以上工业企业增加值这一单个变量在面对货币政策的冲击的反应上更为复杂。

图 4.16 显示了不同时点下规模以上工业企业增加值对 CHIBOR 冲击的脉冲响应函数曲线。

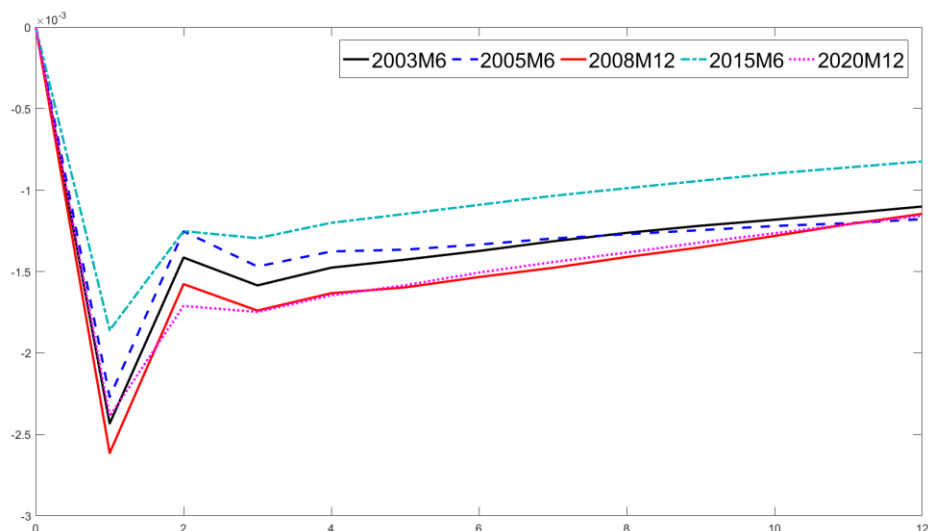


图 4.16 不同时点产出对 CHIBOR 冲击的脉冲响应 (TVP-VAR)

图 4.16 与前文中图 4.5 趋势相近，都表明 CHIBOR 对产出的短期拉动作用明显。图中各个时点的脉冲响应路径趋势相近，其中“新常态”时期 CHIBOR 对产出的冲击效果最小，与其他时期相比始终保持在较低水平。图 4.17 为不同时点 CPI 对 M2 冲击的脉冲响应图。

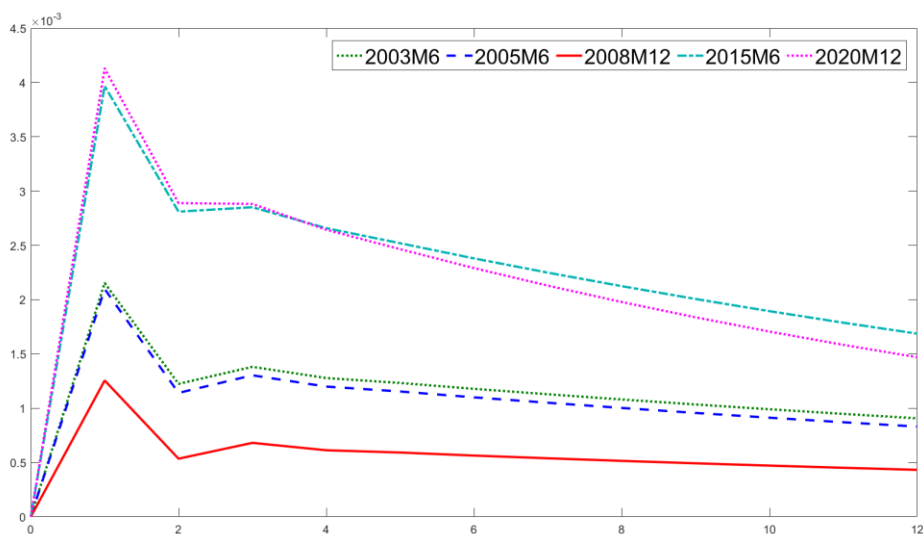


图 4.17 不同时点 CPI 对 M2 冲击的脉冲响应 (TVP-VAR)

图 4.17 显示了 M2 对居民消费价格指数有正向影响效果，不同时间的影响效果存在较大差异，但走势基本一致，都是在一个月达到峰值，随后下降，三个月后小幅度回升，之后趋于平稳。图 4.18 为不同时间 CPI 对 CHIBOR 冲击的脉冲响应图。

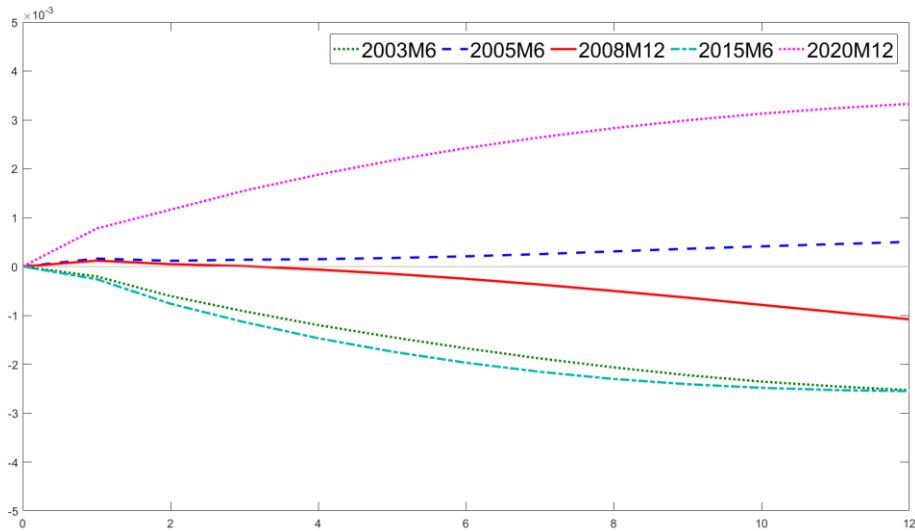


图 4.18 不同时点 CPI 对 CHIBOR 冲击的脉冲响应 (TVP-VAR)

图 4.18 表明 CHIBOR 对物价的影响效果随时间增强，具有明显的长期效应。其中新冠疫情时期表现出较强的正向影响，这表明在经济脆弱的时期，提高利率不仅不能抑制通胀，反而在一定程度上使物价上涨。

与上文中 TVP-FAVAR 模型的脉冲响应图进行对比，两者的脉冲响应结果大体上一致，TVP-FAVAR 模型与 TVP-VAR 模型相比细节更丰富，总体收敛效果更好，适合研究我国货币政策的动态有效性。

### 4.3 小结

我国货币政策长久以来一直为我国经济保驾护航，其有效性不容忽视。央行及众多研究者在探索如何考察货币政策有效性的过程中不断发掘新的测度方法，其中时变参数因子扩展向量自回归模型 (TVP-FAVAR) 可谓取各家之长，既保证了信息的完整性，又能够符合实际情况中经济动态变化的特点。

本文基于该模型研究货币政策对宏观经济的动态冲击效应，以此考察两种货币政策工具对产出和物价的冲击强度和时变特点。最终得出如下结论：

第一，两种货币政策对产出都具有显著的短期拉动作用，数量型货币政策在不同时期对产出的冲击效应差别甚微，但总体上均表现出较强的波动性，冲击效应在一年后消失，货币供给量的增加在短期内刺激产出的效果显著，但有较大的副作用。价格型货币政策对产出的冲击效应短期较强，长期减弱，两者呈负向关系。在 2003 年 6 月“非典”时期和 2005 年 6 月经济高速发展期，利率对产出水平的冲击效应最为强烈，长期效应较为显著。

第二，价格型货币政策对产出水平的长期冲击的强度与经济增速有关，经济增速快则长期作用更强。

第三，在对物价的调控效果上，数量型货币政策对物价水平的调控效果随时间逐渐减弱，2009 年后开始出现副作用，并且有增强的趋势。2015 年 6 月“新常态”时期数量型货币政策与价格出现同向变化的趋势，2020 年 12 月这一趋势进一步增强。价格型货币政策短期内会使物价水平与之同向变动，但两个月后其对物价水平的冲击效应转为负向，且负向冲击效应逐渐增强，具有显著的长期效应。利率在对物价调控中的作用越来越重要，在 2015 年 6 月和 2020 年 12 月，价格型货币政策对物价的冲击效应为五个时期中最大。

## 5 我国货币政策对房价的动态冲击效应分析

房地产业作为典型的资金密集型产业，投资需求旺盛，与货币政策的实施效果和传导机制密切相关，中央银行通过调控资产价格实现最终目标成为一种可供选择的应对方式。国内房地产价格泡沫不断膨胀，能否通过货币政策调控房价，调控效果如何，成为政策制定者和学术界关心的问题。在保持房价稳定、促进供需平衡的同时实现经济增长和物价稳定的最终目标，则是判断货币政策对房价调控是否有效的关键。货币政策的房价传导机制中包含着复杂的传递过程和影响因素，相应地在现实中，房价的变化也呈现出明显的非线性、动态性和阶段性特征。这种情况下，VAR 模型可包含的关键变量不足以全面解释包含在该机制中的众多信息，进而导致研究结果存在偏差，TVP-FAVAR 有效地弥补了它的不足。

本文旨在研究货币政策对房价的动态冲击效应，分析其变化趋势，为实现货币政策最终目标的同时保障房地产市场健康稳定提供参考和建议。

### 5.1 变量选取与数据预处理

#### 5.1.1 变量选取

货币政策的制定需要考虑诸多经济因素，为了尽可能地确保信息完整性并考虑到数据的可获得性，本文选取了 9 个可用于衡量中国房地产市场发展的变量，包括房地产开发企业商品房销售额、房地产开发投资、房地产开发新增固定资产投资、房地产住宅投资、房地产投资累计增长率、房地产住宅投资累计增长率、房地产办公楼投资累计增长率、房地产商业营业用房投资累计增长率、其它房地产投资累计增长率，这些变量能够基本概括中国房地产市场的发展状况。在货币政策代理变量的选择上，因为货币供给量具有较好的可控性和可预测性，因此选取广义货币供给量为数量型货币政策的代理变量，记为 M2；自利率市场化改革以来，利率的引导作用也不断加大，银行间同业拆借利率市场化程度最高，因此由 7 天银行间同业拆借利率作为本文中价格型货币政策的代理变量，记为 CHIBOR。货币政策的最终目标包括经济增长和物价稳定，本节选用第四节中提取出的产出因子 F1 作为产出水平的代理变量，用来反映经济增长状况；同样的，选取价格因子 F2 作为物价水平的代理变量。

### 5.1.2 数据预处理

本节中用到数据来源于中经网月度数据库和 Wind 数据库，变量的样本区间为 2000 年 3 月至 2021 年 9 月，共 259 期，对其中部分缺失数据运用插值法补齐。在构建模型之前首先需要对所有数据进行单位根检验，检验结果表明部分数据为非平稳数据，采用取对数差分的方法对非平稳数据进行平稳化处理，其中实际数量序列取对数差分可转换为环比增长率，指数或增长率变量取差分即可，最终得到所有变量都是平稳的。为消除量纲上的差异，对数据进行标准化处理以防止估计结果出现较大误差。接下来，本文参考陈普（2012）的做法，运用因子分析法从房地产市场发展的相关变量集中提取潜在共同因子，表 5.1 显示 KMO 检验值大于 0.7，说明选取的变量适合做因子分析。

表 5.1 KMO 和 Bartlett 的检验

KMO	0.753
Bartlett 的球形度检验 近似卡方	2791.039
自由度	36
显著性	0.000

利用主成分法抽取主成分的结果如表 5.2 所示。

表5.2 主成分分析

成份	初始特征值			旋转平方和载入		
	合计	方差 %	累积 %	合计	方差 %	累积 %
1	5.386	59.850	59.850	5.103	56.704	56.704
2	1.027	11.414	71.263	1.310	14.559	71.263
3	.983	10.921	82.184			
4	.665	7.388	89.573			
5	.389	4.320	93.893			
6	.282	3.134	97.027			
7	.234	2.603	99.629			

续表 5.2

成分	初始特征值			旋转平方和载入		
	合计	方差 %	累积 %	合计	方差 %	累积 %
8	.026	.294	99.923			
9	.007	.077	100.000			

由表 5.2 可知，分析得出的 9 个主成分中主成分一和主成分二的特征值超过了 1，累计方差贡献率为 71.26%，超过 70% 可以认为前两个主成分能够较好的代表整体信息。为了更简便代表房价的变动状态，对已提取出的主成分再次进行因子分析，KMO 统计量大于 0.5，巴特利特球形检验的显著性 p 值为 0.00，小于 0.05，可以进行因子分析并提取出一个主成分因子，其方差贡献率达到 98.35%，信息损失很小。Bernanke (2005) 的研究认为，少量因子可以捕捉经济信息集中大部分变动，Stock and Waston (2002) 也提出，基于因子的分析要优于小规模 VAR 模型，因此将由该因子进入模型。根据房价波动相关变量可赋予因子恰当的经济含义，将其命名为房价因子，记为 HP，其走势如图 5.1 所示。

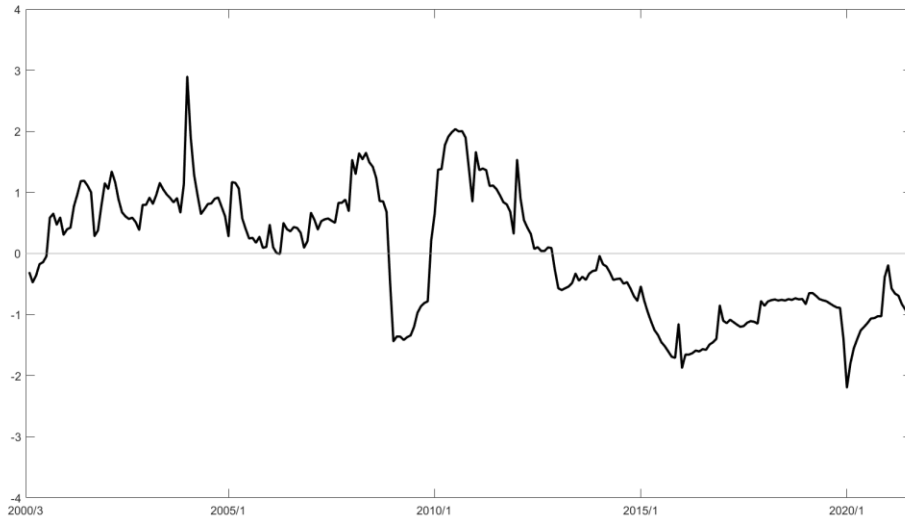


图 5.1 HP 时序图

图 5.1 显示了房价因子 HP 的波动整体上呈下行趋势，在 2003 年曾达到峰值，2008 年达到第一个低谷，2013 年 HP 由正转负，2019 年再次达到最低值，



这与中国房地产市场运行状况一致。2003 中国采用宽松的货币政策，刺激房地产业繁荣发展以带动经济增长，2008 年受金融危机影响，中国房地产业受到冲击，处在低迷状态，进入新常态以来中国经济增速放缓，对房地产市场管控增强，限制了货币资金的流入，2019 年底受新冠疫情的影响房地产业再次受到冲击，随后随着经济的恢复，房价有所回升。最后，确定模型的滞后阶数，具体如表 5.3 所示。

表 5.3 滞后阶数的选择

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1069.0020	NA	1.0286	8.5418	8.5839	8.5588
1	-611.9295	899.5763	0.0289	4.9715	5.1400*	5.0393*
2	-601.4846	20.3072	0.0286	4.9600	5.2549	5.0787
3	-591.3435	19.4741	0.0283*	4.9509*	5.3723	5.1205
4	-584.7241	12.5532	0.0289	4.9699	5.5176	5.1903

注：表中“\*”代表该标准下滞后阶数的选择结果。

由表 5.3 可知，变量滞后阶数选择的实证结果并不一致，部分准则显示滞后三期，部分准则显示滞后一期。最终根据多数原则，选择了滞后一期的 TVP-FAVAR 模型。

在进入模型前，需要验证变量是否平稳避免伪回归，因此选择采用 ADF 检验方法，检验结果如表 5.4 所示。部分不平稳变量经差分处理后平稳，所有变量均在 5% 的显著性水平下显著，说明各变量已不存在单位根，都是平稳序列。

表 5.4 各变量平稳性检验结果

变量	t 统计量	1%临界值	5%临界值	10%临界值	P 值	结论
M2	1.1159	-3.4541	-2.8719	-2.5723	0.9976	不平稳
$\Delta$ M2	-4.2066	-3.4544	-2.8720	-2.5724	0.0008	平稳
CHIBOR	-5.1642	-3.4541	-2.8719	-2.5723	0.0000	平稳
HP	-3.4556	-3.9940	-3.4273	-3.1369	0.0465	平稳

续表 5.4

变量	t 统计量	1%临界值	5%临界值	10%临界值	P 值	结论
Y	-2.1536	-3.4544	-2.8720	-2.5724	0.2240	不平稳
$\Delta Y$	-15.0638	-3.4549	-2.8722	-2.5725	0.0000	平稳
CPI	-2.9844	-3.4552	-2.8724	-2.5726	0.0377	平稳

为检验 TVP-FAVAR 模型中变量的参数是否具有时变特征,本文参照 Nakjima (2011) 的方法对模型的参数进行设定: 令  $\eta_t^\theta = 0$ ,  $\Lambda_t = \sigma_t = a_t = 10 \times I$ , 利用 MCMC 方法对 TVP-FAVAR 模型的参数进行估计, 令  $(\Lambda_t)_i^{-2} \sim Gamma(20, 10^{-4})$ ,  $(\sigma_t)_i^{-2} \sim Gamma(4, 10^{-4})$ ,  $(a_t)_i^{-2} \sim Gamma(4, 10^{-4})$  为模拟开始之前的状态, 模拟 10000 次并舍弃前 1000 次。最终模拟结果如表 5.5 所示。

表 5.5 MCMC 模拟参数后验估计结果

Parameter	Mean	Stdev	95%U	95%L	Geweke	Inef.
$(\Lambda_t)_1$	0.0023	0.0003	0.0019	0.0029	0.0786	20.1200
$(\Lambda_t)_2$	0.0023	0.0003	0.0019	0.0029	0.0965	18.9600
$(\sigma_t)_1$	0.0056	0.0017	0.0034	0.0102	0.0525	72.5900
$(\sigma_t)_2$	0.0055	0.0014	0.0034	0.0091	0.0260	45.4300
$(a_t)_1$	1.1103	0.1205	0.8868	1.3555	0.1250	13.5900
$(a_t)_2$	0.6516	0.0918	0.4941	0.8572	0.0244	25.2700

表 5.5 中的 Geweke 收敛诊断值和无效影响因子都是用于判断 MCMC 链模拟效果的重要依据。其中 Geweke 诊断值基本都小于 5%显著性水平下的临界值 1.96, 这表明在 5%的显著性水平下不能拒绝参数的马尔可夫链收敛于后验分布的原假设。无效影响因子数值均偏小, 这表明模拟过程中产生的不相关样本个数较多, 估计较为合理。总的看来, MCMC 方法能够较好地模拟模型参数的后验分布, 开始迭代前的样本均值与迭代后得到的样本均值无明显差异, 方程中的参

数都具有显著的时变特征,可以进行脉冲响应分析。图 5.2 为部分参数的 MCMC 模拟图。

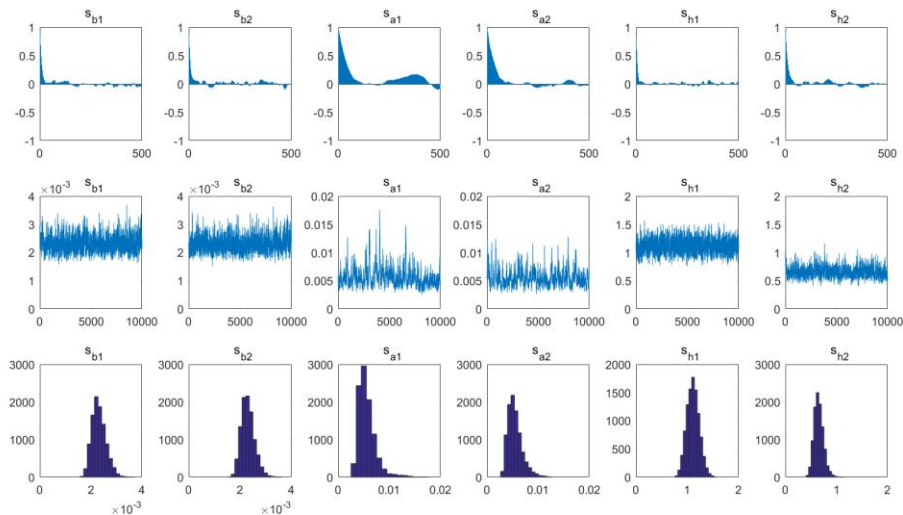


图 5.2 MCMC 模拟部分参数的自相关、收敛性及后验密度

图 5.2 第一行为样本的自相关系数;第二行为抽样路径;第三行为参数的后验密度分布图。进一步观察部分参数 MCMC 模拟图发现,自相关系数随着模拟次数的增加下降较快,最终收敛于 0,这说明最终得到的参数自相关性较小,同时样本路径都围绕均值波动,说明抽样数据平稳。根据 MCMC 方法的经验性理论可知,估计过程是有效的,可以进一步进行脉冲响应分析。

## 5.2 货币政策对房价的脉冲响应分析

运用 TVP-FAVAR 模型分析货币政策介入房价调控的有效性以及房价与经济的相互影响,因该模型参数具有时变性,可以获得多样化的脉冲响应函数,本文通过等间隔脉冲响应函数和时点间隔脉冲响应函数进行具体分析。

### 5.2.1 等间隔脉冲响应分析

等间隔脉冲响应图可以显示出在整个样本区间内,对于自变量一单位标准差的正向冲击,在不同滞后期下因变量的脉冲响应路径。图 5.3 为 HP 对 M2 冲击的等间隔脉冲响应图,其中实线、虚线和点线曲线分别表示因变量对自变量冲击滞后一季、滞后半年和滞后一年间隔的响应路径。

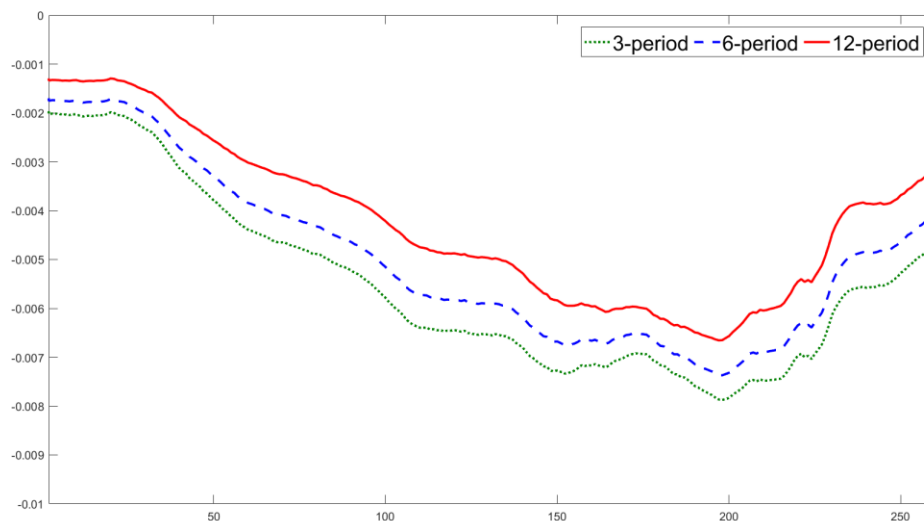


图 5.3 HP 对 M2 冲击的等间隔脉冲响应

由图 5.3 可以看出 M2 增速对房价因子 HP 具有负向效果，冲击强度呈现出短期较强，中期次之，长期较弱的特点。说明数量型货币政策对房价的短期调控效果较强。2016 年以前，三条响应路径均呈下行走势，2016 年后开始有上升趋势。这可能是因为我国经济进入了“新常态”，经济增速放缓，经济结构转变，房地产业作为经济增长引擎的带动能力难以为继，反而开始拖累经济增长，我国对房地产市场的管控力度加大，减少了货币资金的流入，使得此前 M2 对房价逐渐增强的影响效果开始减弱。图 5.4 为 HP 对 CHIBOR 冲击的等间隔脉冲响应图。

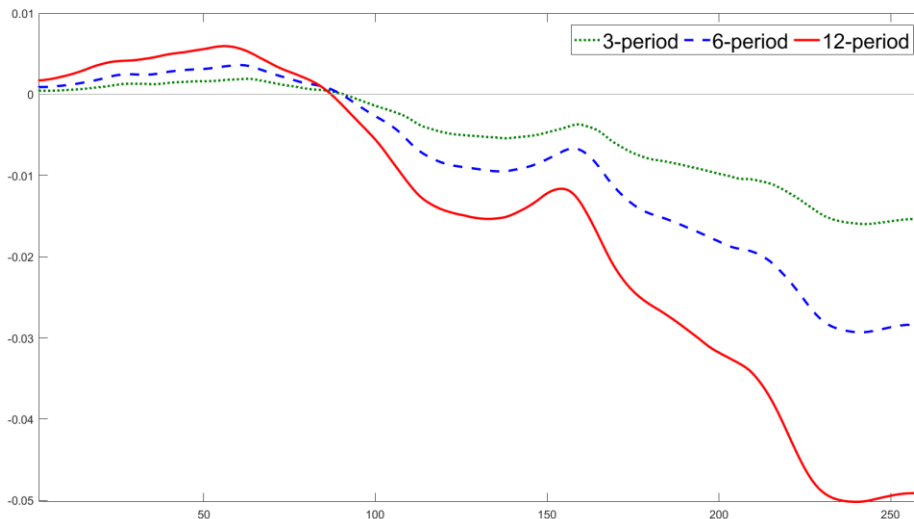


图 5.4 HP 对 CHIBOR 冲击的等间隔脉冲响应

图 5.4 表示利率对房价因子 HP 的冲击影响，面对利率一单位标准差的正向冲击，房价在不同时期的响应表现出明显差异，其中 2007 年以前为正向效果，此后由正转负。这表明房地产市场发展早期，利率上升会使房价同向变化，存在“房价之谜”现象，而这种状况在 2007 年后发生转变。整体看来，CHIBOR 上升对房价的冲击效果呈现出短期最弱，中间较强，长期最强的特征，随着时间增长不同滞后期下影响效果的差异逐渐增大。这说明价格型货币政策对房价的影响具有滞后性，调整利率并不会在短期内对房价产生显著影响，而且随着我国利率市场化的不断深化改革，价格型货币政策对房价的影响效果越来越明显，有进一步增强的趋势。

### 5.2.2 时点脉冲响应分析

时点脉冲响应函数图可以描绘在不同的时间节点上，对于自变量一单位的正向冲击，因变量的脉冲响应路径，由此观察模型的动态结构变化。本文选取 4 个重要时间节点，与之对应的具体时间及政策背景如表 5.6 所示。

表 5.6 重要时间节点与其经济背景

时间	经济背景
2003 年 5 月	经济快速发展时期，宽松的货币政策使大量资金流入房地产业，刺激其繁荣发展。
2008 年 12 月	全球金融危机时期，经济下行压力加大，失业率上升，为促进经济复苏，实施宽松的货币政策，再次发动房地产业的经济带动能力。
2016 年 3 月	我国已经进入新常态时期，经济增速减缓，增长动力转变，房地产业开始拖累经济增长，因区域分化愈发显现，实施“因城施策”。
2019 年 8 月	对房地产市场的调控全面从严，强调“住房不炒”，实施定向降准的调控政策。

依据表 5.3 中的这五个关键节点绘制房价对货币政策冲击的时点脉冲响应函数图，其中横坐标代表冲击作用的滞后期数，纵坐标为受到冲击后因变量的波动强度。图 5.5 为不同时点房价因子对 M2 冲击的脉冲响应图。

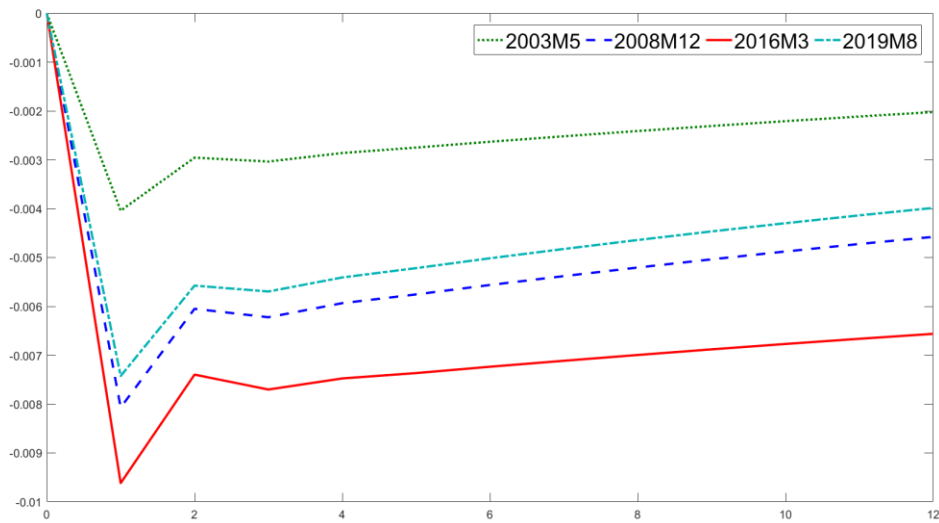


图 5.5 不同时点 HP 对 M2 冲击的脉冲响应

图 5.5 为 M2 增速在不同时点的冲击下 HP 的响应路径，可见两者呈负向关系，四个时间点的曲线波动特征相近，均在一个月后达到最大负向响应值，随后回升，小幅波动后三个月开始趋于平缓并缓慢收敛。不同时期 M2 对房价的冲击

效果表现出明显差异，2016年3月的影响效果最强，2003年5月最弱，这可能是因为“新常态”时期采取的“因城施策”政策对不同区域的房地产市场情况采取具有针对性的政策措施，使影响效果大大加强。而在早期，我国经济快速发展，采用宽松的货币政策刺激房地产业拉动经济增长的引擎能力，但由于当时“大水漫灌”的政策，即使大量货币资金流入房地产市场，产生的影响效果也略逊与其他时期。图 5.6 为不同时点房价因子对 CHIBOR 冲击的脉冲响应图。

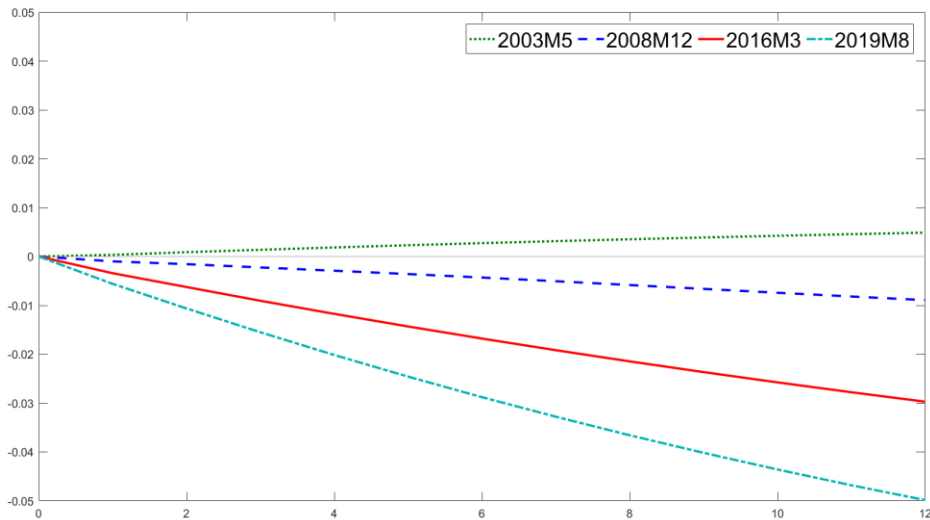


图 5.6 不同时点 HP 对 CHIBOR 冲击的脉冲响应

图 5.6 表明 CHIBOR 对房价因子的影响效果逐渐增强。总体看来四个时期的脉冲响应路径表现出显著的滞后性，响应强度随着滞后期数的增加而加大。仅在 2003 年 5 月利率对房价的影响为正向效果，说明此时我国的房地产市场存在“房价之谜”现象，这也与图 5.4 所得结论一致。后期的三条脉冲响应路径均为负向，且为发散状，说明利率对房价的长期效应越来越显著。这表明价格型货币政策对房价调控的有效性逐步增强，抑制房价上涨效果显著，是应对房地产市场“泡沫”的强有力手段。

稳定物价和经济增长都是中国货币政策的最终目标，房地产市场与实体经济直接关联，作为投资的热点产业，房地产业对相关实体产业有巨大的带动作用，是 GDP 的重要组成，而且房价也是物价的重要组成部分，房价上涨或下跌势必会造成物价波动。实际经济运行过程中，房价与经济的发展可能会出现背离的情

况，货币政策的调控如果没有在保障房价稳定的同时维持经济增长，则很难说是有效的，图 5.7 显示了不同的经济背景下房价变动对产出水平 F1 和物价水平 F2 的冲击效应，有助于判断货币政策对房价的调控是否真实有效。

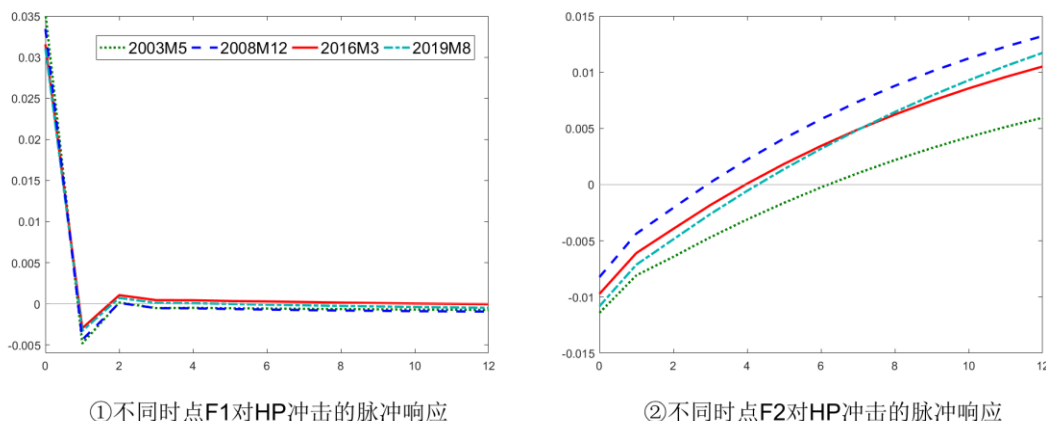


图 5.7 不同时间点货币政策最终目标对房价冲击的脉冲响应

如图 5.7 所示，房价因子对产出水平的冲击效应在不同时间点上路径趋同，房价波动会造成产出水平当期同方向变动，随后一期内迅速转为负向效应，两期后脉冲效应路径趋于收敛，冲击效应消失。这说明在任何时期房价上涨都可以在短期内带动产出水平大幅度上升，且负向效果远小于正向效果，房价的变动并未对产出造成不利影响，因此从经济增长的目标来看，货币政策对房价的调控是有效的。房价因子对物价水平的冲击效应在不同时期呈现出不同的强度，2003 年 5 月房价波动对物价的负向冲击效应最强，在六期后冲击效应由负转正，并随着滞后期数增加而增强。其余时期与之趋势相近，总体上都呈现出当期为负向效应，随后逐渐减弱转为正向，长期为正向响应，但随着时间推移，房价对物价冲击的负向效应逐渐减弱，影响消失的时间也逐渐缩短，2019 年 8 月房价对物价水平当期的冲击效应最弱，转为正向响应的时间较 2003 年提前了三期，一年后仍有较大影响且无收敛迹象。这表明房价上涨短期内会使物价下跌，但长期看来物价会反弹式上涨，造成通货膨胀，这显然不利于金融稳定，反之抑制房价虽然短期内使物价小幅上涨，但长期有利于稳定物价，可见货币政策可以兼顾物价稳定和抑制房价过快增长两个目标，从这个层面来讲货币政策对房价的调控也是有效的。



### 5.2.3 稳健性检验

为进一步体现基于 TVP-FAVAR 模型分析我国货币政策对房价的动态效应的优势,选取国房景气指数作为房价波动的衡量指标,记为 FJ,采用 TVP-VAR 模型进行稳健性检验。同样通过等间隔脉冲响应和时点脉冲响应展开分析。FJ 对 M2 冲击的等间隔脉冲响应函数曲线如图 5.8 所示。

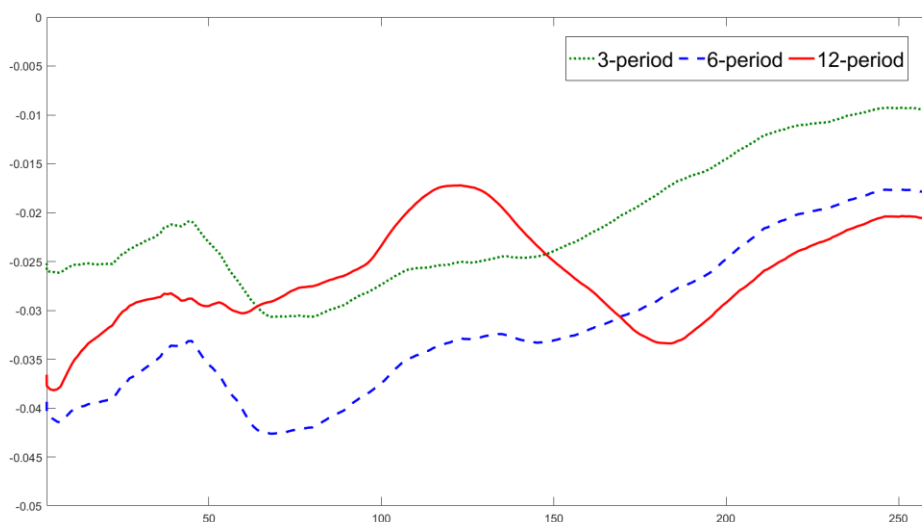


图 5.8 FJ 对 M2 冲击的等间隔脉冲响应

图 5.8 表明 M2 一单位标准差的正向冲击对 FJ 的冲击强度呈现出短期较弱,中期较强的特征。图中滞后一季和滞后半年的脉冲响应路径相似,自 2014 年起,三条曲线的响应路径都开始趋同,且长期效应增强,而此前长期的冲击效果较弱。这可能是因为在 2014 年经济下行压力不断加剧,为刺激房地产业发挥带动经济发展的强力引擎作用,对其调控有所放松,并且随着我国运用货币政策更加灵活,经济结构变化更加合理,数量型货币政策对房价的冲击效果也更加稳定,中长期效应明显。2009 年为滞后一年响应路径的低谷,表明此时长期影响最弱,这一年我国刚刚度过全球金融危机,为保障经济平稳健康增长,货币政策由松转紧。

FJ 对 CHIBOR 冲击的等间隔脉冲响应函数曲线如图 5.9 所示。

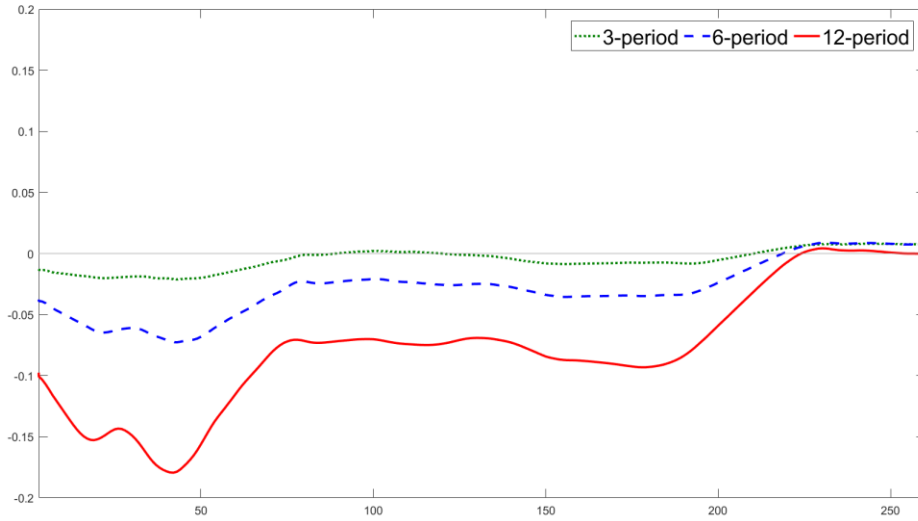


图 5.9 FJ 对 CHIBOR 冲击的等间隔脉冲响应

图 5.9 显示 FJ 对利率冲击的脉冲响应路径早期波动剧烈，冲击效果呈现出明显的“长期显著，中期较弱，短期甚微”的特征。低谷位于 2001 年中旬，此时宽松的货币政策冲击造成的长期效果最强。可以看出，利率上升增加了购房成本，需求者放弃购买使得房价下跌，而随后因价格降低反而刺激了需求使得房价上涨。2016 年后，函数曲线均趋向于收敛，表明价格型货币政策与房价的关系趋于稳定，这可能是由于我国自 2016 年来为协调房地产市场地区发展不平衡的问题，实施“因城施策”，针对性解决一、二线城市房地产业过热，而三、四线城市库存积压的问题。不同时点下 FJ 对 M2 冲击的脉冲响应函数曲线如图 5.10 所示。

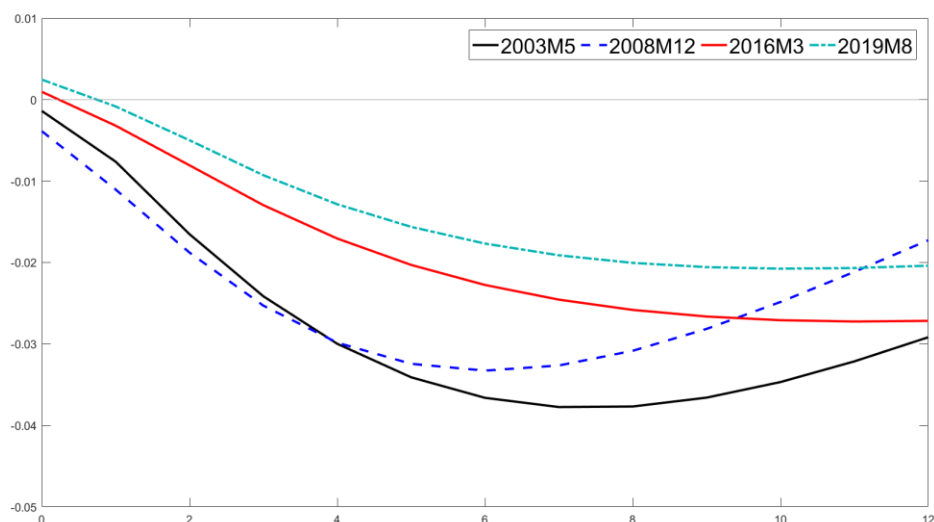


图 5.10 不同时点 FJ 对 M2 冲击的脉冲响应

图 5.10 显示 FJ 与 M2 呈负向关系，四个时点的脉冲响应路径呈现出阶段性特征，其中早期两条响应路径在一年内有收敛趋势。这表明，数量型货币政策对房价的影响为负向效果，且具有长期效应，在我国经济进入新常态时期后，影响效果的滞后性也进一步加强。不同时点 FJ 对 CHIBOR 冲击的脉冲响应函数曲线如图 5.11 所示。

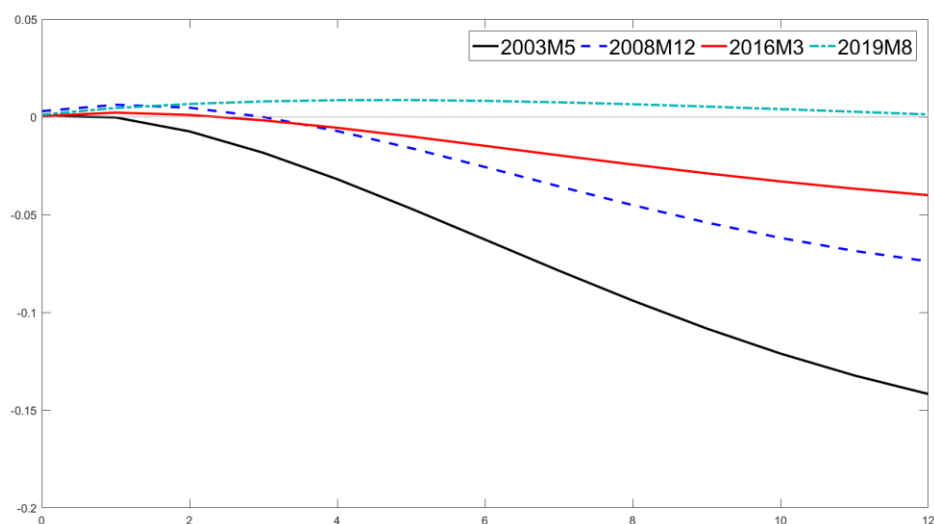


图 5.11 不同时点 FJ 对 CHIBOR 冲击的脉冲响应

图 5.11 显示出价格型货币政策的冲击对房价同样为负向效果,随着时间推进,影响效果越来越小,早期三条响应路径为发散状,均呈现出显著的长期效应,房价的波动强度随着时间的增加而增强,直到 2019 年 8 月的冲击响应路径接近 0 值,影响效果甚微。这表明房价对价格型货币政策的冲击响应在不同的经济背景下稳定程度不同,表现出阶段性特征,随着我国经济结构的不断变化,运用结构化的政策工具愈加娴熟,两者的关系也趋于稳定。总体看来,数量型和价格型货币政策都可有效抑制房价过快上涨,数量型货币政策冲击的滞后效应相对较短,房价在 1 期后就能够作出响应,响应程度也更强。房价对价格型货币政策的冲击则要在 2 至 4 个月后才能显现,近年来响应强度明显减弱,房价受到的冲击影响很小。

综上所述, TVP-VAR 模型的脉冲响应图与上文的 TVP-FAVAR 模型相比,两者在四个关键节点的脉冲响应结果相似,而且 TVP-FAVAR 模型的脉冲响应较 TVP-VAR 下降期缩短,平滑度明显增加,总体的收敛效果更好。

### 5.3 小结

本文运用 TVP-FAVAR 模型,收集了大量经济信息,从时域视角分析了中国货币政策对房价的冲击效应,得出结论如下:

第一,在中国经济进入“新常态”以前,数量型货币政策对房价的调控效果逐渐增强,在此之后,调控效果逐渐减弱。在 2016 年 3 月数量型货币政策对房价的冲击效应最强,与之相比,2008 年 12 月和 2019 年 8 月较弱,2003 年 5 月最弱。此外,货币资金的流入对中国房价的冲击效应持续时间较长,一年后仍不会消失。而价格型货币政策对房价调控的存在明显的时滞,利率的波动不会立即对房价产生显著的影响。

第二,全球金融危机前中国房地产市场存在“房价之谜”现象,2003 年 5 月的房价对利率冲击的脉冲响应函数曲线验证了这一状况。此后价格型货币政策对房价的负向冲击效应逐渐增强,冲击的时滞性也逐渐增强,特别是长期冲击效应在样本期末尾达到最大,2008 年 12 月价格型货币政策对房价的冲击效应为负向,2019 年 8 月负向冲击效应为四个时期中最强。

第三，从物价稳定和经济增长这两个方面判断，货币政策对房价的调控不会与货币政策的最终目标冲突，不存在顾此失彼的困境，因此货币政策对房价的调控是切实有效的。

## 6 研究结论与启示

### 6.1 研究结论

以构建 TVP-FAVAR 模型为基础, 本文从动态角度研究了我国货币政策有效性, 关于货币政策对产出、物价以及房价的动态有效性, 得出研究结论如下:

第一, 两种货币政策对产出都具有显著的短期拉动作用, 数量型货币政策在不同时期对产出的冲击效应差别甚微, 但总体上均表现出较强的波动性, 冲击效应在一年后消失, 货币供给量的增加在短期内刺激产出的效果显著, 但有较大的副作用。价格型货币政策对产出的冲击效应短期较强, 长期减弱, 两者呈负向关系。在 2003 年 6 月“非典”时期和 2005 年 6 月经济高速发展期, 利率对产出水平的冲击效应最为强烈, 长期效应较为显著。此外, 价格型货币政策对产出的长期影响效果的强度与经济增速呈正相关。

第二, 在对物价的调控效果上, 数量型货币政策工具短期抑制物价上涨效果显著, 其长期影响为正向, 会导致通货膨胀, 而且对物价水平的调控效果随时间逐渐减弱, 2009 年后开始出现副作用, 并且有增强的趋势。价格型货币政策短期内会使物价上涨, 但长期抑制通胀效果较好, 这表明利率在物价调控中起到的作用越来越重要。

第三, 从物价稳定和经济增长这两个方面来看, 货币政策对房价的调控是有效的, 与货币政策的最终目标并不冲突。数量型货币政策对房价的调控效果较强, 且在不同时期有明显差异, 其中 2016 年 3 月数量型货币政策对房价的冲击效应最强。价格型货币政策对房价的负向冲击效应在 2007 年之后逐渐增强, 而在此前我国房地产市场曾存在“房价之谜”现象, 价格型货币政策对房价的冲击有明显的滞后性和长期效应, 政策施行一年后仍未出现收敛趋势。

### 6.2 启示

针对上述研究结果, 本文得到以下启示:

第一, 我国货币政策调控方式应由货币数量调控为主过度向货币价格调控为主。价格型货币政策对产出和物价的调控效果均优于数量型货币政策, 并且随着利率市场化的建成以及我国经济结构的转变, 传统数量为主的调控手段的有效性日益下降, 与此相对的是副作用开始凸显, 亟待转向价格型调控方式。

第二，价格型货币政策对物价水平的冲击具有显著的长期效应，频繁使用不利于保持物价稳定和经济平稳运行，而价格机制是市场经济的核心，因此在使用价格型货币政策对物价进行调控时应当以“稳”为主，避免过度刺激。

第三，在对房价的调控方面，需要数量型和价格型货币政策工具灵活组合运用。与价格型货币政策相比，数量型货币政策能够在短期内对房价进行更有效的调控，限制货币资金的流入能够有效抑制房价过快上涨，而价格型货币政策对房价冲击的长期效应更强，对于建立房地产业长效发展机制有重要作用，两者各有所长。政策制定者应当结合房地产市场的实际发展状况，根据调控目标的不同采取不同的货币政策组合工具。

## 参考文献

- [1] Alejandro Justiniano, Bruce Preston. Monetary Policy and Uncertainty in an Empirical Small Open-Economy Model[J]. Journal of Applied Econometrics, 2010, 25(1):.
- [2] Apergis Nicholas. The role of housing market in the effectiveness of monetary policy over the Covid-19 era[J]. Economics Letters, 2021, 200(200).
- [3] Aye Goodness C., Balcilar Mehmet, Gupta Rangan. The Effectiveness Of Monetary Policy In South Africa Under Inflation Targeting: Evidence from a Time-Varying Factor-Augmented Vector Autoregressive Model[J]. The Journal of Developing Areas, 2019, 54(4).
- [4] Ben S. Bernanke, Jean Boivin, Piotr Elias. Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2005, 120(1):.
- [5] Ben S. Bernanke, Mark Gertler. Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission[J]. The Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4):.
- [6] Dimitris Korobilis. Assessing the Transmission of Monetary Policy Using Time-varying Parameter Dynamic Factor Models [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2013, 75(2):.
- [7] Feldkircher Martin, Huber Florian, Pfarrhofer Michael. Measuring the effectiveness of US monetary policy during the COVID - 19 recession[J]. Scottish Journal of Political Economy, 2021, 68(3).
- [8] Gary Koop, Roberto Leon-Gonzalez, Rodney W. Strachan. On the evolution of the monetary policy transmission mechanism[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2008, 33(4):.
- [9] Giorgio E. Primiceri. Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy[J]. The Review of Economic Studies, 2005, 72(3):.
- [10] Jamar Nuraisyah, Aimon Hasdi. Analysis of the Effectiveness of Monetary Policy Transmission Through the Exchange Rate Channel in Maintaining Price Stability



- in Emerging Market Countries[P].Sixth Padang International Conference On Economics Education, Economics, Business and Management, Accounting and Entrepreneurship (PICEEBA 2020),2021.
- [11]Macroeconomics and Reality[J].Econometrica,1980,48(1):.
- [12]Maureen Were,Esman Nyamongo,Anne W. Kamau,Moses M. Sichei,Joseph Wambua.Assessing the effectiveness of monetary policy in Kenya: Evidence from a macroeconomic model[J].Economic Modelling,2014,37(37):.
- [13]Max Hanisch.The effectiveness of conventional and unconventional monetary policy: Evidence from a structural dynamic factor model for Japan[J].Journal of International Money and Finance,2017,70(70).
- [14]Nakajima J.Time-varying parameter with stochastic an overview of methodology and empirical application[J].Monetary and Economic Studies,2011,(29),107-142
- [15]Ono Shigeki.The effects of monetary policy in Russia: A factor-augmented VAR approach[J].Economic Systems,2021,(prepublish).
- [16]Serhan Cevik,Katerina Teksoz.Lost in Transmission? The Effectiveness of Monetary Policy Transmission Channels in the GCC Countries[J].Middle East Development Journal,2015,5(3).
- [17]戴金平,刘东坡.中国货币政策的动态有效性研究——基于 TVP-SV-FAVAR 模型的实证分析[J].世界经济研究,2016,(12):12-24+132.
- [18]戴金平,尹相颐.我国货币政策的调控效果与时变反应特征——基于房价与汇率变量的检验[J].中南财经政法大学学报,2017,(05):88-95+160.
- [19]丁华,丁宁.关键节点中国货币政策有效性检验[J].经济经纬,2018,35(06):150-157.
- [20]丁攀.基于 FAVAR 模型的房地产市场调控政策有效性研究[J].金融理论与实践,2015,(07):39-44.
- [21]丁志国,徐德财,周思越.通货膨胀跨境传染机制[J].吉林大学社会科学学报,2014,54(03):28-37+171-172.
- [22]胡小文.汇率制度改革能否提升货币政策独立性与有效性?:双目标双工具政策的视角[J].世界经济研究,2020,(05):45-58+136.

- [23]花秋玲,胡苗,李子鹏.影响我国通货膨胀的汇率传导渠道——基于 FAVAR 模型的实证分析[J].经济问题探索,2014,(07):82-85+123.
- [24]黄晶.货币政策的利率传导机制及其有效性研究[J].云南财经大学学报,2020,36(08):55-67.
- [25]李亮亮.货币政策的宏观经济效应——基于时变参数动态因子模型的分析[J].山西财经大学学报,2019,41(08):29-43.
- [26]刘畅.对外贸易结构性动能转换对流通经济发展的影响——基于空间溢出视角[J].商业经济研究,2021,(07):35-39.
- [27]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,(09):1-17.
- [28]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.
- [29]陆涛.我国价格型货币政策工具对房价调控机理研究——基于利率、汇率价格型政策工具的理论分析[J].价格理论与实践,2019,(07):87-90.
- [30]冉珍梅,刘孝斌,钟坚.政府债务、家庭债务与货币政策有效性——基于消费视角的理论与实证分析[J].经济问题探索,2020,(03):145-154.
- [31]沈律成.房价、股价波动与货币政策选择——基于 VAR 模型的实证分析[J].时代经贸,2021,18(05):66-69.
- [32]沈悦,李善燊,马续涛.VAR 宏观计量经济模型的演变与最新发展——基于 2011 年诺贝尔经济学奖得主 Smis 研究成果的拓展脉络[J].数量经济技术经济研究,2012,29(10):150-160.
- [33]沈悦,周奎省,李善燊.利率影响房价的有效性分析——基于 FAVAR 模型[J].经济科学,2011,(01):60-69.
- [34]史本叶,王晓娟,冯叶.流动性管理视角下中国货币政策工具有效性研究[J].世界经济,2020,43(09):147-172.
- [35]宋长青,巴合提努尔·尔斯别克.中国银行业结构对货币政策信贷传导有效性影响研究[J].宏观经济研究,2020,(01):5-12+80.

- [36] 孙涛,郑晓亚.中国房地产价格动态变化的宏观经济影响——基于 FAVAR 模型的实证分析[J].贵州财经大学学报,2015,(05):26-35.
- [37] 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.
- [38] 王琳,孙子惠,赵登攀.中国货币政策预期管理有效性及政策透明度研究——基于社会融资规模数据[J].宏观经济研究,2020,(02):30-42.
- [39] 王少平,朱满洲,程海星.中国通胀分类指数的波动源及其性质[J].管理世界,2012,(08):5-14+187.
- [40] 王胜.中美经济发展与中国货币政策有效性[J].世界经济研究,2012,(01):81-86+89.
- [41] 王双正.我国 CPI 中长期运行分析及趋势预测[J].经济研究参考,2011,(47):3-12.
- [42] 肖强,汪卢俊.基于贝叶斯时变 VAR 模型的中国 FCI 构建及其应用[J/OL].数理统计与管理:1-14[2021-12-23].<https://doi.org/10.13860/j.cnki.sljt.20211130-012>.
- [43] 肖强,轩媛媛.基于混频动态因子模型的中国 FCI 构建及其应用[J/OL].数理统计与管理:1-16[2021-12-23].<https://doi.org/10.13860/j.cnki.sljt.20211207-001>.
- [44] 徐皓,张嘉明.美国量化宽松货币政策的有效性和传导机制再检验[J].统计与决策,2020,36(19):136-140.
- [45] 徐忠.经济高质量发展阶段的中国货币调控方式转型[J].金融研究,2018,(04):1-19.
- [46] 徐忠.中国稳健货币政策的实践经验与货币政策理论的国际前沿[J].金融研究,2017,(01):1-21.
- [47] 尹相颐,闫强.中美货币政策对我国汇率与房价的影响研究——基于 MS-VAR 模型的实证分析[J].农村金融研究,2021,(04):47-56.
- [48] 张波,陈瑶雯.金融稳定视角下我国货币政策有效性分析[J].统计与决策,2019,35(22):167-171.
- [49] 张海军,岳华.影子银行对货币政策有效性的影响研究[J].统计与信息论坛,2020,35(01):64-73.
- [50] 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,(07):61-79.

- [51]周春喜,张紫薇.时变视角下货币政策对房地产市场价格影响的研究[J].浙江金融,2021,(06):25-37+15.
- [52]周建,王丽婧.中国通货膨胀的内在周期波动与外在水平波动的驱动机制研究[J].南方经济,2018,(09):10-30.

## 致 谢

时光飞逝，研究生生涯转眼就接近尾声，回望过去，入学时的场景还像是昨天发生过的一样清晰，作为一名有志青年，这三年来我从未忘记初衷，坚持爱党爱国，努力学习科学文化知识，向着成为对社会有用之人的梦想而奋斗。

在这三年的学习过程中，我深刻意识到了研究生学习的意义与价值，也遇到过许多难以攻克的问题，一路走来，正是我的导师给予了我许多支持和帮助，为我在前进道路上点燃了一盏明灯，是我最想要感谢的人。我还要感谢我的父母，虽然我已经长大，但是他们无微不至的关怀和理解仍然在我失落的时候鼓励着我，还有我的爷爷奶奶、外公外婆，对我在情感和生活上给予了极大的支持，即使远在千里之外，依然惦记着我，像对待幼年的我时一般，用关切的话语问候我的学习和生活状况。

现在终于是我即将要毕业，向支持我的导师、爱我的亲人朋友展示学习成果的时刻了，我迫切地希望能以优秀的成绩为这段难忘的时光画上圆满的句号。我相信，志之所趋，无远弗届，在今后的日子里，我依旧会以昂扬的精神、向上的面貌，积极工作和生活，迎接更加美好的未来。