分类号_	F820
U D C	

密级 \_\_\_\_ 编号 <u>10741</u>

# HANZHOU UNIVERSITY OF FINANCE AND ECONOMICS

# 硕士学位论文

论文题目

基于多视角的我国货币政策的非对称效应分析

研	究 生	姓	名:	周言玢	
指导	学教师妈	<b>全、</b> 即	只称:	三三三三司颖华	
学	科、专	业名	称:	数量经济学	
研	究	方	向:	宏观计量方法及其应用	

提 交 日 期: <u>2024年6月3日</u>

### 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。

### 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, (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: 2024.6.3

# Ananalysis of the asymmetric effects of China 's monetary policy based on multiple perspectives

Candidate: Zhou Yan Bin

Supervisor: Si Ying Hua

#### 摘要

在新型冠状病毒肺炎、国际政治冲突和国际市场动荡等因素的冲击下,实行宽松的货币政策刺激我国经济稳健复苏是必要的。因此,需要关注货币政策调控宏观经济目标的非对称效应,以便有针对性地实行稳健的货币政策。本文利用2001年12月到2023年9月中国经济政策不确定性指数、国房景气指数、名义GDP增长率、居民消费价格环比指数、银行间7天同业拆借利率和广义货币供应量的月度数据,采用门限向量自回归(TVAR)模型分析了在不同的经济增长速度、经济政策不确定和房地产市场发展方向下,我国实行货币政策对产出和价格的非对称影响。

本文的主要结论为: (1) 在经济增长较慢的时期,数量型货币政策对经济增长的刺激会产生明显的时滞性; 在经济政策环境不稳定的情况下,数量型货币政策调控经济增长几乎是无效的; 房地产市场朝着不景气的发展会干扰数量型货币政策调控经济增长的效率。而这些因素不会削弱价格型货币政策的效率。相反,价格型货币政策在这些逆环境下,对经济增长的调控效果反而会更加高效。(2)数量型货币政策对物价水平的刺激或者抑制效果更加稳定。经济政策不确定和房地产市场景气程度的变化方向几乎不会引起数量型货币政策调控物价水平的非对称效应,经济增长速度对数量型货币政策调控物价水平造成的非对称效应的程度也较小。但是价格型货币政策调控物价水平的非对称效应比较明显。

有鉴于此,本文认为: (1) 若以刺激经济增长或抑制经济过热为主要目标,央行应当使用价格型货币政策工具为主,数量型货币政策工具为辅; 若以刺激或抑制物价水平为主要目标,央行应当使用数量型货币政策工具为主, 价格型货币政策工具为辅。(2) 央行在实行货币政策时, 应当重视经济增长速度、经济政策不确定以及房地产市场景气程度的变化方向对货币政策调控效果带来的非对称效应。应当及时关注相关宏观因素的变化, 如经济增长速度、经济政策不确定以及房地产市场景气程度的变化方向, 以便对货币政策工具进行合适的结构性调整。

关键词: 货币政策 非对称效应 经济政策不确定性指数 国房景气指数

#### **Abstract**

Under the impact of the new coronavirus epidemic, international political conflicts and international market turmoil, it is necessary to implement loose monetary policy to stimulate the steady recovery of China 's economy. Therefore, it is necessary to pay attention to the asymmetric effect of monetary policy effect on macroeconomic objectives, so as to implement sound monetary policy in a targeted manner. Based on the monthly data of China's economic policy uncertainty index, national housing prosperity index, nominal GDP growth rate, consumer price chain index, inter-bank 7-day interbank lending rate and broad money supply from December 2001 to September 2023, this paper uses threshold vector autoregressive (TVAR) model to analyze the asymmetric impact of China 's monetary policy on output and price under different economic growth rate, economic policy uncertainty and real estate market development direction.

The main conclusions of this paper are as follows: (1) In the period of slow economic growth, the stimulation of quantitative monetary policy to economic growth will have obvious time lag; in the case of unstable economic policy environment, quantitative monetary policy is almost ineffective in regulating economic growth. The depressed development of the real estate market will interfere with the efficiency of quantitative

monetary policy in regulating economic growth. These factors will not weaken the efficiency of price-based monetary policy. On the contrary, price-based monetary policy will be more efficient in regulating economic growth in these adverse environments. (2)The effect of quantitative monetary policy on stimulating or inhibiting price level is more stable. The uncertainty of economic policy and the change direction of the real estate market prosperity will hardly cause the asymmetric effect of quantitative monetary policy on the price level, and the degree of asymmetric effect of economic growth rate on the price level caused by quantitative monetary policy is also small. However, the asymmetric effect of price-based monetary policy on regulating the price level is more obvious.

In view of this, this paper argues that: (1)If the main goal is to stimulate economic growth or curb economic overheating, the central bank should use price-based monetary policy tools, supplemented by quantitative monetary policy tools; if the main goal is to stimulate or suppress the price level, the central bank should use quantitative monetary policy tools, supplemented by price-based monetary policy tools. (2)When implementing monetary policy, the central bank should pay attention to the asymmetric effect of economic growth rate, economic policy uncertainty and the direction of the real estate market boom on the effect of monetary policy regulation. It is necessary to pay attention to the

changes of relevant macro factors, such as economic growth rate, economic policy uncertainty and the direction of the real estate market boom, so as to make appropriate structural adjustments to monetary policy tools.

**Keywords:** Monetary policy; Asymmetric effect; Economic policy uncertainty index; National Housing Prosperity Index

## 目 录

1 引	言	1
1. ′	选题背景与意义	1
	研究内容与方法概述	
	1.2.1 研究内容	3
	1.2.2 方法概述	5
1.3	理论发展与研究评述	8
	1.3.1 概念界定	
	1.3.2 货币政策非对称效应的理论探索	
	1.3.3 已有研究综述	
	1.3.4 文献评述	
	视角选取与政策目标选择	
	.1 视角选取的逻辑概述	
	.2 政策目标选择	
1.5	研究的创新点	14
2 经济	增长视角下货币政策的非对称效应	. 16
2.1	经济增长视角下货币政策非对称效应的机理分析	16
	变量选取与检验	
	阶数选择和模型检验	
	各参数的估计结果与有效性检验	
2.5	经济增长视角下货币政策对经济增长的非对称冲击	21
2.6	经济增长视角下货币政策对物价水平的非对称冲击	25
2.7	经济增长视角下货币政策非对称效应的政策思考	27
3 经济	政策不确定视角下货币政策的非对称效应	29
	经济政策不确定视角下货币政策非对称效应的机理分析	
	阶数选择和模型检验	
	经济政策不确定视角下货币政策对经济增长的非对称冲击	
	经济政策不确定视角下货币政策对物价水平的非对称冲击	
	经济政策不确定视角下货币政策非对称效应的政策思考	
	景气视角下货币政策的非对称效应	
4.1	国房景气视角下货币政策非对称效应的机理分析	40
4.2	阶数选择和模型检验	41
	各参数的估计结果与有效性检验	
	国房景气视角下货币政策对经济增长的非对称冲击	
	国房景气视角下货币政策对物价水平的非对称冲击	
4.6	国房景气视角下货币政策非对称效应的政策思考	49
5.结论	与建议	50

5.1 主要结论	50
5.2 政策建议	51
参考文献	53
攻读硕士学位期间承担的科研任务及主要成果	61
致 谢	62

#### 1引 言

#### 1.1 选题背景与意义

2020—2023年,全球经历了新型冠状病毒肺炎、国际政治冲突和国际市场动荡等因 素的冲击[74]; 尤其因新型冠状病毒肺炎,全球经济增长严重减缓[82]。同时,因新型冠状 病毒肺炎的出现,货币政策向金融市场的传导效果被削弱[27],货币政策的调控效果受到 学术界和政策界的更多关注。这四年间,我国面临着房地产市场的低需求与高库存[119] 等问题。因此,实行货币政策以刺激经济增长、稳定物价、实现充分就业、维持国际收 支平衡和维护金融稳定是必要的。为修补国际动荡等原因对我国经济和金融市场带来的 冲击,中央银行需实行扩张性的货币政策提高货币供应增长速度,拉动内需,刺激经济 增长,促进我国社会秩序、经济秩序、金融秩序有条不紊地恢复。2023年,央行加大逆 周期调节力度,实行稳中求进的货币政策。在2023年的前三季度,一年期和五年期的 贷款市场报价利率(LRP)分别下降20个基点、10个基点;2023年9月,企业新发放 贷款加权平均利率较上年同期下降 14 个基点,存量住房贷款加权平均利率较上月下降 42 个基点¹。当前,我国经济呈现分化型弱复苏状态,经济市场内生的需求仍然不足[120]; 在生产、投资与供给方面,中小微企业的恢复进度落后[55],同时因为中小微企业转型意 识增强和对市场风险较为敏感的原因,这类主体的投资变得更加谨慎[61]。为进一步扩大 内需、优化结构,中央政治局会议要求,2024年仍需实行积极的财政政策和稳健的货币 政策[104]。但货币政策的实行效果存在非对称性[1-2、4-5],受经济周期不同阶段或外部宏观 因素的影响,货币政策对经济目标的调控效果存在明显差异。由此可见,有必要研究货 币政策非对称效果的具体表现和影响因素,以助于保证货币政策能有效地调控经济目 标。

在这个充满机遇与挑战的时期,忽视货币政策的非对称性以及黑天鹅事件对货币政策调控效果造成的影响,可能引起货币政策的低效、无效甚至负面效果。2022年美国央行无节制地增发美元以刺激经济,结果美国通胀率快速上升,其恶果之一是美国硅谷银行倒闭。美国失败的货币政策并非偶然,历史经验告诉我们,不顾经济所在周期以及外部宏观因素影响,盲目实行货币政策必然导致严重的经济危机:民国政府过量发行法币,

1

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> 数据来自中国人民银行发布的《2023 年三季度金融统计数据新闻发布会文字实录》,网址 http://www.pbc.gov.cn/rmyh/3963412/3963426/5096504/index.html

致其飞速贬值;日本央行为刺激经济,实行了十几年的量化宽松货币政策,却以失败告终;斯里兰卡实行错误的货币政策,导致预算赤字飙升。因此,中央高度重视货币政策的有效性,2023年中央与金融经济相关的重要会议都强调了货币政策。2023年中央经济会议¹提出,货币供应量要与我国的经济增长、物价水平的预期目标相匹配<sup>[62]</sup>,货币政策工具总量和结构的双重功能应当被充分发挥<sup>[121]</sup>,社会综合融资成本要稳定且要下降<sup>[106]</sup>。2023年中央金融会议²提出,要确保我国的货币金融环境是良好的<sup>[64]</sup>,健全我国特色现代货币政策框架<sup>[87]</sup>,更加关注跨周期和逆周期调节<sup>[85]</sup>,充实货币政策工具箱<sup>[93]</sup>。当前,我国货币政策工具包括定向中期借贷便利、结构性货币政策工具等九大项³。但是,我国的货币政策仍发展在初级阶段,现有的货币政策制度无法满足金融市场的新需求<sup>[94]</sup>。而且,能够削弱货币政策实行效果的影响因素众多,包括人口老龄化<sup>[33-34, 122-123]</sup>、歧视性信贷<sup>[124]</sup>、外部金融冲击<sup>[46, 103]</sup>、经济不确定性<sup>[92]</sup>、影子银行<sup>[125-126]</sup>、境外人民币存量<sup>[77]</sup>、央行信息透明度低<sup>[52]</sup>、市场分割<sup>[54]</sup>等。因此,针对经济所在周期、国内外宏观因素影响、经济结构与金融结构,充分考虑货币政策的非对称性效应,有助于货币政策达到预期的调控效果。

综上所述,我国当前仍存在一定的金融、经济、社会问题,我国的经济恢复存在挑战,央行应当继续实行稳健的货币政策刺激经济稳步恢复。但国外经验表明失败的货币政策会造成恶劣后果,且众多研究表明的确存在使货币政策的调控效果产生非对称效应的因素。所以有必要深入研究货币政策的非对称效应以及导致货币政策调控效果非对称的因素。因此,本文通过梳理货币政策非对称效应的相关理论和文献综述,结合货币分解理论(2017)和预期机制假说、以及近几年被多次提起的"供给与需求同时发力促经济增长"的思想,分析货币政策非对称效应的成因机制,其理论意义是为货币政策非对称效应的成因机制,其理论意义是为货币政策非对称效应的成因机制提供了新的分析思路;本文利用 TVAR 模型实证检验货币政策的非对称效应及其诱因,将货币政策非对称效应可视化,其现实意义是能更精确地认识我国货币政策实行效果的现状,进一步剖析当前我国货币政策可能存在的问题,有利于央行实行合理、精准、有效的货币政策,高效调控我国宏观经济目标,促进我国经济发展、金融活动、社会秩序的恢复与稳定。

<sup>1 2023</sup>年12月11日至12日,中央经济工作会议在北京举行。

<sup>2 2023</sup>年10月30日至31日,中央金融工作会议在北京举行。

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> 中国人民银行货币政策司对当前的货币政策工具有详细的解释,网址 http://www.pbc.gov.cn/zhengcehuobisi/125207/125213/index.html

#### 1.2 研究内容与方法概述

#### 1.2.1 研究内容

本文的行文思路如下:

分别从货币政策的有效性和非对称性、经济政策不确定与货币政策非对称效应、房地产行业与货币政策非对称效应和其他因素引起的货币政策非对称效应——这四个方面系统梳理国内外相关文献,汇总货币政策非对称效应的经典理论和前沿研究,评述既有研究的贡献与不足。

通过混频动态因子模型构建月度 GDP 增长率,利用门限向量自回归(TVAR)模型,分别验证并分析由经济增长速度、经济政策不确定性和房地产市场发展方向引起的,我国数量型货币政策和价格型货币政策对经济增长和物价水平的调控效果的非对称效应,对我国货币政策实行效果可能存在的问题提出建议。

本文的逻辑框架如图 1.1 所示。

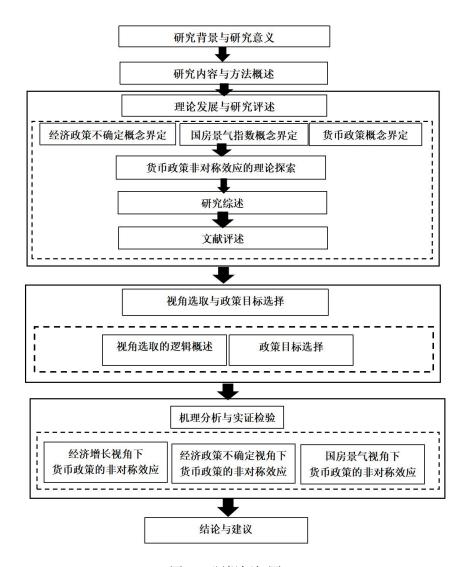


图 1.1 逻辑框架图

根据研究内容的逻辑框架,本文主要研究了以下四个方面的内容:

- (1)对货币政策非对称效应的理论和相关研究进行了梳理。首先,本文从货币政策的有效性和非对称性、经济政策不确定与货币政策的非对称效应、房地产行业与货币政策的非对称效应和其他因素引起的货币政策的非对称效应四个方面,评述了相关研究的贡献与不足;其次,汇总货币政策非对称效应的经典理论和前沿研究,深入分析货币政策非对称效应的成因和机理,归纳该领域现有理论的缺陷与不足,从理论综述的角度分析本文研究的必要性。
- (2) 实证检验由经济增长速度引起的数量型货币政策和价格型货币政策的非对称效应,选用月度 GDP 增长率为门限变量,数据时间跨度为 2001 年 12 月至 2023 年 9 月,

利用两区制的 TVAR 模型分别对比在低经济增长下和高经济增长下,两类货币政策调控经济增长和物价水平的效果。在实证检验的基础上,总结不同经济增长区制下的货币政策实行效果的非对称效应。

- (3)实证检验由经济政策不确定性引起的数量型货币政策和价格型货币政策的非对称效应,选用中国经济政策不确定性指数去对数作为门限变量,数据时间跨度为 2001年 12月至 2023年 9月,利用两区制的 TVAR 模型分别对比在低经济政策不确定下和高经济政策不确定下,两类货币政策调控经济增长和物价水平的效果。在实证检验的基础上,总结不同经济政策不确定区制下的货币政策实行效果的非对称效应。
- (4)实证检验由我国房地产行业景气程度的变化方向引起的数量型货币政策和价格型货币政策的非对称效应,选用国房景气指数的增量为门限变量,设定零为门限值,数据时间跨度为 2001 年 12 月至 2023 年 9 月,利用两区制的 TVAR 模型分别对比在我国房地产行业朝着更景气的方向发展或者更萧条的方向发展下的,两类货币政策调控经济增长和物价水平的效果。在实证检验的基础上,总结由我国房地产行业的景气程度的变化方向引起的,我国货币政策实行效果的非对称性效应。

#### 1.2.2 方法概述

#### (1) 门限向量自回归模型

门限向量自回归(TVAR)模型是一种非线性模型,其模型形式与分段线性模型较为相似。TVAR模型的基本思路是,通过网格搜索(GridSearchCV)方法确定最优阈值,在门限变量的取值范围内引入 L-1 个门限值,根据滞后期 d 将对应的时序组合分为 L 个区间,对不同区间的时序组合用不同的自回归(VAR)模型表示<sup>[15]</sup>。其一般形式为:

$$y_{t} = \alpha_{i} + \sum_{i=1}^{L} \phi_{i,j} y_{t-j} I_{i}(h_{t-d}) + \xi_{t}$$
(1.1)

在公式中, $y_i$ 为 k×1 维的内生变量向量,若时间序列是 n 维的,则 k=n-d; $\alpha_i$ 是 k×1 维的常数向量,i=1,2,....,L 表示区制; $\phi_{i,j}$ 是 k×k 维系数矩阵,j=1,2,....,d 表示 TVAR 的阶数; I 是指示函数,h 是门限变量,d 是滞后期,当 $h_{i-d} \in \Omega_i$ 时, $I_i$ =1,当 $h_{i-d} \notin \Omega_i$ 时, $I_i$ =0。

#### (2) 脉冲响应函数

脉冲响应函数通常是将诸如 VAR 模型的线性多变量模型进行 Wold 分解,并对模型进行估计,然后利用估计值去求得脉冲响应,但前提条件是该模型能够准确表述模型中的数据生成过程,这样求得的脉冲响应才能真实地反映冲击的响应。Koop 和 Potter 等人认为脉冲响应函数即使在数据生成过程未知,Wold 分解不存在的情况下,依然可以定义成如下的形式:

$$\Phi(t, h, d_i) = E(y_{t+h} | v_t = d_t; X_t) - E(y_{t+h} | v_t = 0; X_t)$$
(1.2)

其中,h=0,1,2.....,H 表示脉冲响应期数;E(.|.)代表最优均方误差; $y_t$  是 $n\times 1$ 的随机向量; $X_t\equiv (y_{t-1},y_{t-2},...)'$ ;0 是 $n\times 1$ 的零向量; $v_t$ 是 $n\times 1$ 维简化式扰动项;D 是 $n\times n$ 的矩阵,其中列向量 $d_i$ 表示冲击的大小。一般来说,时间能反映 $y_t$ 中变量动态因果关系的纵向联系,却不能识别同期横向的因果关系。因此,VAR 类模型常常对 $y_t$ 中的元素设定一个VOld 顺序来对简化式模型残差的方差协方差矩阵进行三角分解,即 $\Omega=PP'$ 。因此,可以定义一个实验矩阵 $D=P^{-1}$ ,其中矩阵D 中的列向量 $d_i$ 表示对 $y_t$ 中的第 i 个元素的结构式冲击。

#### (3) 混频动态因子模型

动态因子模型因其能够有效地解决高维数据的降维问题,被广泛运用于高维时间序列和面板数据的建模中,已经成为宏观计量经济学的标准分析工具之一,针对中国相关的高维宏观经济和金融变量,可以利用动态因子模型提取少数几个共同因子来表征这些变量的大部分变动特征。

混频动态因子模型是动态因子模型的拓展,指的是频率不同的时间序列构成的模型。在宏观经济中,混频动态因子模型较常见的是由月度变量和季度变量组成。对于有些流量变量如 GDP,可将季度数据的观测值看作是变量第 3、6、9 以及 12 月份的数据,在其他月份的数据可认为是缺失的。设  $y_t^Q$  为可观测的季度数据,  $y_t^M$  为不可观测的月度数据。我们假设月度数据简单求和后可得到季度数据,即:

$$Y_{t}^{Q} = Y_{t}^{M} + Y_{t-1}^{M} + Y_{t-2}^{M} = \left[\frac{1}{3}(Y_{t}^{M} + Y_{t-1}^{M} + Y_{t-2}^{M})\right] \times 3$$
 (1.3)

本文借鉴郑挺国和王霞(2013)<sup>[136]</sup>的处理方法,将上式中算术平均数采用几何平均数代替,上式可写为:

$$Y_{t}^{Q} = Y_{t}^{M} + Y_{t-1}^{M} + Y_{t-2}^{M} = \left[ (Y_{t}^{M} + Y_{t-1}^{M} + Y_{t-2}^{M})^{\frac{1}{3}} \right] \times 3$$
 (1.4)

将上式左右两边取对数后可得到:

$$\ln Y_t^Q = \frac{1}{3} (\ln Y_t^M + \ln Y_{t-1}^M + \ln Y_{t-2}^M) + \ln 3$$
 (1.5)

为了消除季节因素的影响,构建同比数据的动态因子模型,对上式两边进行 12 阶差分得到:

$$\ln Y_{t}^{Q} - \ln Y_{t-12}^{Q} = \frac{1}{3} (\ln Y_{t}^{M} - \ln Y_{t-12}^{M}) + \frac{1}{3} (\ln Y_{t-1}^{M} - \ln Y_{t-13}^{M}) + \frac{1}{3} \ln(Y_{t-2}^{M} - Y_{t-14}^{M})$$
(1.6)

设  $y_t^Q = \ln y_t^Q - \ln y_{t-12}^Q$  为季度数据的同比增长率, $y_t^M = \ln y_t^M - \ln y_{t-12}^M$  为月度数据的同比增长率,上式可重新表示为:

$$y_t^Q = \frac{1}{3} (y_t^M + y_{t-1}^M + y_{t-2}^M)$$
 (1.7)

从上式可知,季度数据的同比增长率是对应不可观测的潜在月度数据同比增长率的 算术平均值。

首先构建月度动态因子模型:

$$\begin{pmatrix} y_t \\ y_t^M \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Lambda \\ \Lambda_M \end{pmatrix} F_t + \begin{pmatrix} e_t \\ e_t^M \end{pmatrix}$$
 (1.8)

$$A(L)F_t = \varepsilon_t \tag{1.9}$$

式 1.8 和式 1.9 称为动态因子(DFM)模型。

其中 $F_\iota$ 称为共同因子,用来捕获变量间变动的共同信息, $\Lambda$ 和 $\Lambda_M$ 为载荷系数矩阵, $e_\iota$  和  $e_\iota^M$  表 示 异 质 性 部 分 , A(L) 滞 后 算 子 多 项 式 矩 阵 。 假 定  $e_\iota \sim i.i.d.N\left(0,\Sigma_\iota\right), e_\iota^M \sim i.i.d.N\left(0,\Sigma\right), \varepsilon_\iota \sim i.i.d.N\left(0,\Sigma\right)$ 。

由于月度 GDP 增长率  $y_i^M$  不可观测,将月度 GDP 增长率利用季度 GDP 增长率  $y_i^Q$  代替,可以得到如下的月度混频动态因子模型:

$$\begin{pmatrix} y_t \\ y_t^{\mathcal{Q}} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Lambda & 0 & 0 \\ \frac{1}{3}\Lambda_m & \frac{1}{3}\Lambda_m & \frac{1}{3}\Lambda_m \end{pmatrix} \begin{pmatrix} F_t \\ F_{t-1} \\ F_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1/3 & 1/3 & 1/3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_t \\ e_t^M \\ e_{t-1}^M \\ e_{t-1}^M \end{pmatrix} (1.10)$$

#### 1.3 理论发展与研究评述

#### 1.3.1 概念界定

经济政策不确定性指数是一个反映某个经济主体经济和政策的不确定性<sup>[43-44、88-90]</sup>,这个指数一般和各大经济指标有着显著的反向关系,经济增长和就业率。最早的基尼政策不确定性指数是由 Baker 等人编制的美国经济政策不确定性指数。美国经济政策不确定性指数分为三个部分:一是新闻指数;二是税法法条失效指数;三是经济预测差值指数,包括 CPI 预测差值、联邦或州政府支出预测差值等。当前,中国经济政策不确定性指数仅是新闻指数。当前学术界主流使用的中国经济政策不确定性指数是由史蒂文•戴维斯、刘志彪和盛旭光编制的¹,报纸数据库包括《人民日报》和《光明日报》。

国房景气指数全称是全国房地产开发业综合景气指数<sup>[35]</sup>,能够量化反映房地产产业发展的变化趋势和变化程度。国房景气账户由政府部门编制,根据经济周期波动理论和景气指数原理,对房地产开发投资、资金来源、土地转让收入、土地开发面积、新开工面积、竣工面积、控制面积、商品房销售价格这八个统计指标进行分类指数测算,采用合成指数的计算方法,以 1995 年 3 月为基期对比计算出的综合指数体系。以 100 为景气线,国房景气指数高于 100 是代表房地产产业发展是景气的,低于 100 代表房地产产业发展是不景气的。

货币政策是为了实现物价稳定、充分就业、经济增长、国际收支平衡和金融稳定五大经济目标的由中央银行实行的宏观经济政策。中央银行通过实行扩张性的货币政策提高货币供应增长速度,或实行紧缩性的货币政策来削减货币供应增长速度<sup>[57]</sup>。货币政策工具是指中央银行为调节货币政策中介目标而采取的手段<sup>[53]</sup>,目前主流观点是将其分为数量型货币工具和价格型货币工具。

数量型货币政策是指通过调控货币供应量来直接调节宏观经济<sup>[134]</sup>,主要包括法定存款准备金率调整、公开市场业务、再贴现和信贷控制四种。价格型货币政策是指通过调控资产价格变化,影响微观主体的财务成本和收入预期,使微观主体根据宏观调控信号调控自己的经济行为,间接调节宏观经济<sup>[102、113、135]</sup>。主要包括利率和汇率两种价格变量。

8

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> 中国经济政策不确定性指数公布网站 http://www.policyuncertainty.com/china\_monthly.html,数据起始时间为 1949 年 10 月。

#### 1.3.2 货币政策非对称效应的理论探索

在货币政策非对称效应的成因探索中,前人提出经济变量粘性假说、信贷约束假说和预期机制假说<sup>[45]</sup>。

经济变量粘性假说,就是央行在实行宽松或紧缩的货币政策时,像商品价格、工资等经济变量不会立即根据央行增加或减少发行的货币数量或释放的利率信号进行调整,不同微观主体的相关经济变量对央行释放信号的敏感程度也不同,导致货币政策实行后通过各微观主体传递效果非预期和不一致,从而造成的非对称效应。

信贷约束假说,是指一些企业自有资金不足,生产的周转资金非常依赖银行信贷,但这类企业往往会因为抵押物的原因难以向银行获取贷款。当央行实行宽松的货币政策时,这类企业实际受到宽松货币政策带来的好处低于政策预期;当央行实行紧缩的货币政策时,这类企业则会面临着过度信贷约束问题。

预期机制假说是指,市场上的信息具有非完全性和非完备性,投资者会根据经济所处周期和央行释放的货币政策信号,对未来收益有一个乐观预期或悲观预期。一般来说,会假设风险规避者多于风险偏好者,投资者的乐观预期或悲观预期,会使央行释放的货币政策刺激投资者做出不同的投资决策,进而导致货币政策实行效果的非对称效应。

#### 1.3.3 已有研究综述

本文将从四个方面追踪国内外研究动态:

(1) 货币政策的有效性和非对称效应。

对于大多数国家主体而言,货币政策的非对称性被认为会降低货币政策实行效果的稳定,但可以利用国家信息制定最优的政策组合<sup>[7]</sup>。货币政策的非对称效应包括时域非对称效应<sup>1</sup>和地域非对称效应<sup>2</sup>,其在 19 世纪之前就受到广大学者的关注: Karras (1996) 考察了欧洲 18 个国家的经济数据,证实货币政策非对称性的命题在这 18 个国家中成立,并指出货币政策非对称效应的来源可以追溯到一些消费和投资行为<sup>[17]</sup>; Grauwe (2000) 对货币联盟中国家的货币政策进行研究,发现货币政策的非对称效应削弱了其对产出和就业的调控<sup>[7]</sup>; 此外,Hayo 和 Uhlenbrock (2000) 研究德国政府实行货币政策对产出的刺激效果<sup>[14]</sup>、Garcia 和 Schaller (2002) 通过马尔科夫区制转移模型研究美国的货币

 $<sup>^{1}</sup>$  货币政策的时域非对称效应,是指当经济运行在周期的不同阶段,或在不同的时间,实施同样的货币政策,调控经济目标的效果是不一样的。

<sup>2</sup> 货币政策的地域非对称效应, 是指针对不同的国家或地区, 实施同样的货币政策, 调控经济目标的效果是不一样的。

政策<sup>[12]</sup>、Gaiotti 和 Generale 从微观的企业层面研究意大利的货币政策<sup>[13]</sup>、Martin 和 Milas(2004)通过研究通胀对应该实行货币政策效果的影响<sup>[20]</sup>、Dolado等人(2005)将美联储和欧洲四家银行的数据代入到非线性菲利普斯曲线<sup>[8]</sup>、Chen(2007)和 Jansen(2010)研究了货币政策对股票市场的调控效果<sup>[6,16]</sup>、Santoro(2014)等人构建一个一般动态随机均衡模型<sup>[23]</sup>、Tenreyro 和 Thwaites(2016)考察美国货币政策对宏微观经济目标的冲击<sup>[25]</sup>、Maih等人(2021)研究美国和欧盟的货币政策<sup>[21]</sup>、Ullah等人(2021)研究巴基斯坦货币政策对环境治理的影响<sup>[26]</sup>、Aastveit 和 Anundsen(2022)研究货币政策对区域住房市场的调控效果<sup>[1]</sup>、Goshit等人(2022)研究尼日利亚的货币政策<sup>[11]</sup>以及众多国内学者对我国货币政策进行实证研究<sup>[37-40]</sup>,均证实货币政策存在非对称效应的结论。其中陆军和舒元(2002)认为,货币政策非对称效应削弱了扩张性的货币政策无效性不能画等号<sup>[72]</sup>;刘金全(2002)认为货币政策非对称效应削弱了扩张性的货币政策的调控效果<sup>[73]</sup>;徐茂魁等人(2010)认为,由于我国的金融体系与西方国家是有区别的,所以虽然我国的货币政策存在非对称效应,但是在经济萧条时期,扩张性的货币政策对宏观经济目标的刺激依然有效<sup>[110]</sup>;陈丰(2010)进一步阐明,我国的货币政策传导机制与西方国家是不同的,所以金融危机时期我国扩张性的货币政策并没有碰到流动性陷阱的难题<sup>[41]</sup>。

#### (2) 经济政策不确定与货币政策非对称效应。

经济政策不确定性是指某经济主体的经济或政策的不确定性,具有逆周期效应。Balcilar(2022)等人在不同的分位数下考察中印日韩四国的货币政策,指出过高的经济政策不确定性削弱了货币政策的调控效果<sup>[3]</sup>。Wang(2020)研究中国的数量型货币政策,认为在高经济政策不确定下,紧缩性数量型货币政策会引起持久的"房价之谜",增加房价调控难度<sup>[38]</sup>。陈文和史小坤(2020)认为,较低的经济政策不确定意味着货币政策抑制经济过热的效果较好<sup>[42]</sup>。刘金全等人(2021)认为,经济政策不确定的程度与货币政策的实行效果是反向关系<sup>[66]</sup>。刘旸和杜萌(2020)认为经济政策不确定对货币政策的影响是短期影响<sup>[67]</sup>。刘金全和艾昕(2020)指出,经济政策不确定不仅会影响货币政策的调控效果,也会影响财政政策的调控效果<sup>[68]</sup>。刘金全和陈德凯(2017)指出,经济政策不确定程度较低时,货币政策对房地产市场的调控效果较好<sup>[69]</sup>。段梅(2017)认为,较高的经济政策不确定抑制了货币政策调控企业融资的效果<sup>[47]</sup>。姜伟和徐放(2021)指出,经济政策不确定性可以削弱货币政策调控短期资本流动的能力<sup>[58]</sup>。王伟强(2019)认为,经济政策不确定程度的增加,会同时削弱数量型货币政策和价格型货币政策的调控效果<sup>[88]</sup>。梁丰(2019)认为,经济政策不确定程度的增加,会同时削弱数量型货币政策和价格型货币政策的调控效果<sup>[88]</sup>。梁丰(2019)认为,经济政策不确定的提升,导致数量型货币政策对产出和

物价的调控效果减弱,价格型货币政策对物价的调控效果减弱<sup>[81]</sup>。以上这些研究均证实了经济政策的不确定会导致货币政策的非对称效应。

#### (3) 房地产行业与货币政策非对称效应

当前的相关研究中,分析货币政策对房地产调控效果的非对称效应较多,分析因房 地产市场导致的货币政策非对称效应较少。Furceri 等人(2019)研究美联储利率的政 策效果,认为在房价较高的地区,货币政策紧缩的收缩效应更大<sup>[9]</sup>。Fratantoni 和 Schuh (2003)认为,房地产繁荣与否,是会影响货币政策的实行效果的[10]。张龙等人(2021) 认为,无论房地产市场处于扩张期还是紧缩期,数量型货币政策都优于价格型货币政策 [130]。齐岳和刘彤阳(2020)指出,当资产价格处于繁荣期,利率调控股价的结果可能和 理论预期的结果背道而驰[91]。李庆华和郑庶心(2020)指出,房地产市场的繁荣意味着 货币政策的资产价格传导渠道能更好地发挥作用,同时指出房屋限贷政策会抑制货币政 策的实行效果[79]。陈海龙(2020)认为,货币政策、物价波动和房地产投资三者存在复 杂且非对称的联动关系,且这三个变量没有较强的自我修正能力[36]。张品一(2019)以 房地产发展周期为区制,认为货币政策调控房地产市场存在非对称效果[131]。徐妍和安磊 (2020)认为,在新常态下,房地产价格走势与实体经济是背离的[111]。尽管在当前的研 究中,直接研究房地产市场是否导致了货币政策的非对称效应的文件占比极少,但仍可 支撑有房地产市场导致的货币政策非对称效应的研究。一是有少数学者证实了房地产市 场影响货币政策调控部分经济目标的效果;二是房地产市场与实体经济发展存在背离的 情况,由此可以排除因经济周期引起的实证伪回归; 三是房地产市场会影响到货币政策 的资产价格传导渠道。

#### (4) 其他因素引起的货币政策非对称效应

除了经济周期、地域因素、经济政策不确定和房地产市场,少数学者分析其他因素也会引起货币政策的非对称效应。Rahman和 Serletis(2010)指出,油价会引起美国货币政策的非对称性<sup>[22]</sup>。Li和 St-Amant(2010)认为,金融压力引起了加拿大货币政策的非对称效应<sup>[19]</sup>。卞学字和孙婷(2022)指出,外汇噪音会增强我国货币政策对美国经济的正向溢出<sup>[30]</sup>。陈利锋等人(2022)指出,银行信贷筛选削弱了扩张性货币政策刺激经济增长的效果<sup>[31]</sup>。崔百胜和高崧耀(2019)认为金融状况指数是导致货币政策非对称效应的原因之一<sup>[32]</sup>。王晓枫和宋东方(2015)认为,银行的规模变化会引起货币政策的非对称效应<sup>[99]</sup>。由此可见,会引起货币政策非对称效应的因素较多,但对此的研究还未成体系,经济学家仍在货币政策非对称效应的成因问题上探索前进。

#### 1.3.4 文献评述

既有研究主要形成如下共识:一是货币政策的实行效果存在非对称效应,且在时域 维度上和地域维度上均有体现。货币政策的非对称效应存在成因,且经济周期和经济政 策不确定导致货币政策非对称效应的论据较多。二是对于我国的货币政策而言,由于我 国的政治结构与西方国家有差异,我国货币政策的非对称效应并不意味着货币政策的无 效性。

然而,既有文献还存在以下待完善之处:

第一,引起货币政策非对称效应的因素众多,但对其因素的研究聚集在经济周期、 地域差异和经济政策不确定上。虽然也有少数学者研究导致货币政策非对称性的其他因 素,但未成体系。如果能构建一个范式的理论模型,用以推导哪些因素会导致货币政策 的非对称效应、导致货币政策产生怎样的非对称效应以及怎样导致货币政策产生非对称 效应,则可以为该领域的实证研究带来很好的导向作用,也防止实证模型滥用造成的伪 回归问题。

第二,当前的中国经济政策不确定性指数仅为新闻指数,虽然仍具有很强的应用价值,但是距离反映中国经济和政策的不确定性还有着一定的差距。可以构建一个更能反映中国经济和政策的不确定性的指数,包括如下指标:一是新闻指数,且应当扩充原来使用的报纸数据库;二是重要经济指标的预测差值指数,包括 GDP 预测差值、CPI 预测差值、PPI 预测差值。

第三,当前研究货币政策对经济主体的影响,往往采用的是数量型货币政策和价格型货币政策,但是忽略了文本型货币政策。比如:中央银行每个月召开内部会议后的会议纪要;中央银行公布的与货币有关的政策文件等等¹。如何将这些文本提取出关键词并对其进行量化,是一个值得研究的问题。

#### 1.4 视角选取与政策目标选择

#### 1.4.1 视角选取的逻辑概述

现已研究的能导致货币政策非对称效应的因素包括:经济周期、地域因素、经济政策不确定、油价、金融压力、外汇噪音、银行信贷筛选、金融状况指数、银行的规模变

<sup>1</sup> 引述天津财经大学白仲林教授在一次讲座中表达的观点,讲座时间: 2023 年 11 月 22 日。

化等。且,现有一定的研究基础支持研究房地产市场引起的货币政策非对称效应。本文分别选取在经济增长视角下、经济政策不确定视角下和国房景气视角下研究货币政策的非对称效应。本文利用货币分解理论(2017)和预期机制假说,分析三个视角下的逻辑关系:

首先,货币政策存在时域非对称效应,而经济增长的快慢能客观地反映经济所处的 周期。经济增长的快慢更多影响的是民众的消费期望,即通过影响民众的消费行为来影响货币政策的实行效果。而相对于经济增长指标,民众更倾向通过商品价格尤其是一些 大宗商品价格、银行利率等指标做金融投资决策。即经济增长的快慢会影响货币政策的 实行效果,但虚拟经济市场对其非对称效应的贡献较弱。因此,研究经济增长视角下货 币政策的非对称效应是可行的。

其次,经济政策不确定具有逆周期效应,它反映了经济周期的另一种波动。当通过实行宽松或紧缩的货币政策,对经济增长和物价水平的调控的传导路径可以分为实体经济市场和虚拟经济市场。对于中低收入人群来说,货币政策信号会影响他们的消费行为,进而通过实体经济市场影响货币政策的调控效果;对于高收入人群来说,货币政策信号会影响他们的金融投资行为,进而通过虚拟经济市场影响货币政策的调控效果。相对来说,高收入人群比中低收入人群对经济政策不确定更加敏感。也就是说,经济政策不确定更多是通过虚拟经济市场影响货币政策的调控效果。因此,研究经济政策不确定视角下的货币政策非对称效应是可行的。

再次,虽然很多经济学家将房产买卖当作一种金融投资行为,认为房屋属于虚拟经济,但是在现实生活中部分房产是以必需品的形式存在于市场上的,尤其是在房地产市场下行阶段,房产的投资属性被大幅削弱。作为一种难以明确被划分为实体经济或虚拟经济的重要商品,房产的价格、供给与需求是民众判断经济走向和金融投资市场风险的直观的信号,会影响到民众的投资预期和消费期望,即风险规避者和风险偏好者的比例发生改变,消费行为也发生改变。这两个结果均会影响货币政策的实行效果,因此,研究国房景气视角下的货币政策非对称效应是可行的。

因此,本文将三个视角下的货币政策非对称效应的研究分别放在第二、三、四章。 这三个视角的共性在于:经济增长、经济政策不确定和房地产市场景气程度均是在宏观 层面上的,且三者虽然会受到国外形势的干扰,但主要影响因素来源于国内。这三个视 角的逻辑关系在于:三个视角下货币政策的非对称效应研究可互为对照组。经济增长引 起的货币政策非对称效应,更多是通过实体经济市场实现的;经济政策不确定引起的货 币政策非对称效应,更多是通过虚拟经济市场实现的;房地产市场景气程度引起的货币 政策非对称效应,既有通过实体经济市场实现的部分,也有通过虚拟经济市场实现的部分。

#### 1.4.2 政策目标选择

货币政策的目标包括:实现物价稳定、充分就业、经济增长、国际收支平衡和金融稳定。本文选择经济增长与物价作为货币政策的政策目标,原因如下:

刺激经济增长或抑制经济过热是宽松的货币政策或紧缩的货币政策最直接且最主要的政策目标。由于货币政策对经济目标的调控以短期调控为主,因此一般选择名义国内生产总值增长率为货币政策的政策目标<sup>1</sup>。

然而,当前我国经济出现了增长率倒挂<sup>2</sup>的现象: 2023 年 GDP 名义增速 4.6%,较 GDP 实际增速低了 0.6 个百分点;而 2024 年一季度我国 GDP 名义增速 4%,较 GDP 实际增速低了 1.3 个百分点,2024 年第一季度的增长率倒挂程度较 2023 年全年更加严重<sup>3</sup>。但是近几年的广义货币达到 GDP 规模的 230%<sup>4</sup>,与增长率倒挂这个异常的经济现象严重脱钩。从当前的经济形势来看,应当也选择物价水平作为货币政策的政策目标之一。

因此,本文选择经济增长和物价水平作为货币政策的政策目标。分别选择名义 GDP 增长率和居民消费价格环比指数作为本文的被冲击变量。

#### 1.5 研究的创新点

本文的创新点主要体现在以下两个方面:

第一,结合货币分解理论(2017)和预期机制假说、以及近几年被多次提起的"供给与需求同时发力促经济增长"的思想,完善对货币政策非对称效应的不对称性的经济机理分析。

第二,分别从经济增长的视角、经济政策不确定的视角和房地产市场发展方向的视 角研究我国货币政策的宏观经济的非对称效应。分别对数量型货币政策和价格型货币政 策的非对称效应进行细致的对比分析,论证了两种货币政策的优劣对比与协调互补。

<sup>1</sup> 引述天津财经大学白仲林教授在一次讲座中表达的观点,讲座时间: 2023年11月22日。

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> 增长率倒挂是指按现价计算的名义 GDP 增长率低于按不变价格计算的实际 GDP 增长率。

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> 引述中国财政科学研究院研究员刘尚希在 2024 年 5 月 9 日召开的 CF40 青年论坛双周内部研讨会第 168 期"央行购买国债的政策含义和市场影响"上所做的点评。https://mp.weixin.qq.com/s/JvonM-7hy-NSHsTiraRb-A

<sup>&</sup>lt;sup>4</sup> 引述中国财政部原部长楼继伟在中欧国际工商学院 2024CEO 论坛暨全球 CEO 俱乐部成立大会上发表的演讲。 https://mp.weixin.qq.com/s/jk9p0z5YKHBTAnCegjb5wQ

#### 2 经济增长视角下货币政策的非对称效应

#### 2.1 经济增长视角下货币政策非对称效应的机理分析

经济增长的快慢会影响民众的消费倾向,在经济增长较快的时期,民众通过消费行为获得的期望较高,民众的消费倾向较大;在经济增长较慢时期,民众通过消费行为获得的期望较低,民众的消费倾向较小。

当央行实行宽松的数量型货币政策时,增加发行的货币分别去向实体经济和虚拟经济。在前文的逻辑分析中可知,经济增长的快慢引起的货币政策的非对称效应,主要是通过实体经济市场实现的。当经济增长较快时,民众的消费倾向较高,额外发行进入实体经济市场的货币更多地被用于消费,实体经济市场的需求增多。如果产能较为充足,增加的需求会减少已生产产品的积压,生产者获得下一轮的生产资金,且对物价的刺激较小;若产能与需求旗鼓相当,增加的需求会刺激供给的增加,高效地刺激经济增长,且对物价的刺激较小;如产能不足,增加的需求会刺激供给的增加,且对物价的刺激较大。当经济增长较慢时,民众的消费倾向较低,额外发行进入实体经济市场的货币在经济增长较慢时期难以发挥作用,所以宽松的数量型货币政策很难刺激经济增长,对物价水平的刺激也较弱。

当央行实行宽松的价格型货币政策时,央行释放利率下降的信号。这种信号更多的 是影响金融投资行为,从这个角度来看,经济增长的快慢引起的价格型货币政策的非对 称效应较弱。

#### 2.2 变量选取与检验

本文的冲击变量为广义货币供应环比增长率 (M2) 和银行间 7 天同业拆借利率 (R), 这两个变量分别用来量化数量型货币政策工具和价格型货币政策工具。本文的被冲击变量为 GDP 名义增长率和居民消费价格环比指数 (CPI), 这两个变量分别用来量化经济增长和物价水平。本文的门限变量分别选取 GDP 名义增长率、经济政策不确定对数指数 (EPU) 和国房景气指数的一次差分结果 (CI), 这三个变量分别用来量化经济增长、经济政策不确定和中国房地产景气程度发展方向。本文的数据统一时间区间为 2001 年 12

月 2023 年 9 月, 统一数据频率为月度数据。本文使用的数据的来源及处理如表 2-1 所示。

数据	原数据	数据来源
中国经济政策不确定性对数指	中国经济政策不确定性指数	经济政策不确定性指数公布网
数(EPU)		站 <sup>1</sup>
国房景气指数增量(CI)	国房景气指数	中国经济大数据研究平台
广义货币供给量环比增长率	广义货币供给量	中国人民银行官网
(M2)		
银行间7天同业拆借利率(R)	银行间7天同业拆借利率	中经网数据库
名义 GDP 增长率(GDP)	季度 GDP	国家统计局
	社会消费品零售总额	中经网数据库
	工业增加值	中经网数据库
	固定投资完成额	中经网数据库
	发电量	中经网数据库
	进出口总额	中经网数据库
居民消费价格环比指数(CPI)	居民消费价格环比指数	中经网数据库

表 2-1 数据选取与数据来源

本文使用 R 语言下的 tseries 包对数据进行平稳性检验,根据公式

$$k_{adf} = trunc\left(\left(length(x) - 1\right)^{\frac{1}{3}}\right)$$
 (2.1)

可知, tseries 包自动令滞后阶数为6对该系统进行ADF检验。

根据公式

$$k_{pp} = trunc(4 \times (length(x)/100)^{\frac{1}{4}})$$
 (2.2)

可知, tseries 包自动令滞后阶数为 5 对该系统进行 ADF 检验。

检验结果如表 2-2 所示。根据自动阶数下的 ADF 检验显示,本文可以在 1%的显著性水平下接受国房景气指数的一次差分、广义货币供应量环比增量、名义 GDP 增长率和居民消费价格环比指数是平稳的;而根据自动阶数下的 PP 检验显示,本文可以在 1%的显著性水平下接受经济政策不确定性对数指数、国房景气指数的一次差分、广义货币供应量环比增量、银行间 7 天同业拆借利率、名义 GDP 增长率和消费者价格环比指数。因此,本文认为经济政策不确定性对数指数和银行间 7 天同业拆借利率是弱平稳的,这组数据可以用来做实证。

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> 网址 http://www.policyuncertainty.com/china monthly.html

	EPU	CI	M2	R	GDP	СРІ
ADF 值	-2.8629	-5.0124	-5.9646	-2.3361	-4.4992	-6.7382
p 值	0.2125	0.01	0.01	0.4344	0.01	0.01
Z-alpha 值	-152.68	-145.02	-314.1	-36.637	-55.918	-173.12
(PP 检验)						
p值	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01

表 2-2 自动阶数下的平稳性检验

其中,如果 p 值显示为 0.01,则表示实际 p 值小于等于 0.01。

而在本文后续的实验中,根据 BIC 准则 判定所有的实验组阶数均选择为 1,故在阶数为 1 的条件下再次对这组数据进行 ADF 检验,结果如表 2-3 所示。在阶数为 1 的条件下,本文在 1%的显著性水平下接受这组数据是平稳的。

	EPU	CI	M2	R	GDP	СРІ
ADF 值	-6.1778	-7.6745	-12.363	-4.1397	-6.0626	-10.972
<b>p</b> 值	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01

表 2-3 阶数为 1 下的 ADF 检验

#### 2.3 阶数选择和模型检验

在这一部分,本文将广义货币供应量环比增长率、银行间7天同业拆借加权平均利

 $<sup>^1</sup>$  贝叶斯信息(BIC)准则:在不完全情报下,对部分未知的状态用主观概率估计,然后用贝叶斯公式对发生概率进行修正,最后再利用期望值和修正概率做出最优决策。公式为:BIC=ln(n)k-2ln(L),k 为模型参数个数,n 为样本数量,L 为似然函数。 $\ln(n)$ k 是惩罚项,在维数过大且训练样本数据相对较少的情况下,可以有效避免出现维度灾难现象。

率、名义 GDP 增长率、居民消费价格环比指数列为同一矩阵,数据频率为月,数据跨度为 2001年12月至2023年9月。使用 R语言下的"tsDyn"包对该组数据进行阶数选择,在贝叶斯信息(BIC)准则下阶数选择为1。在阶数为1的条件下,该组数据均可在1%的显著性水平下通过 ADF 检验。

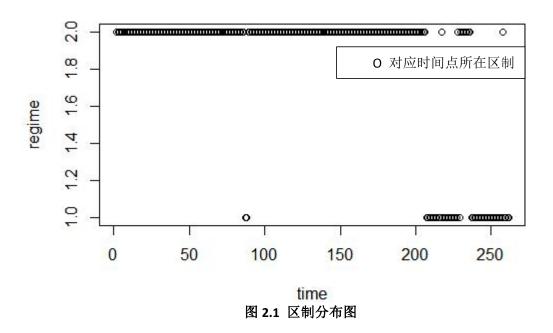
本文使用 R 语言下的"tsDyn"包对该组数据进行 LR 非线性检验,以确认这组数据是否适用与门限向量自回归(TVAR)模型。将 bootstrap 重复次数设置成 1000,LR 检验代码运行三次得到的 LR 值相同,两区制模型的 LR 值为 45. 29821,三区制模型的 LR 值为 81. 77953。三次的渐进 p 值如表 2-4 所示。本文在 10%的显著性水平下接受该矩阵是非线性的,可以使用 TVAR 模型进行实证。

两区制模型三区制模型第一次运行0.0720.090第二次运行0.0610.076第三次运行0.0710.096

表 2-4 渐进 p 值

本文采用 CLS 估计法估计阈值为 6.3, 且系统稳定。名义 GDP 增长率低于 6.3 占比 18.4%; 名义增长率高于 6.3 占比 81.6%。以 GDP 名义增长率为门限变量的区制分布图如图 2.1 所示。

每个空心圈所在的位置表示这个时刻上的变量所在区制,2.0 代表经济增长速度较快的区制;1.0 代表经济增长速度较慢的区制。由图可知,在大多数时刻我国经济增长速度政策或较快,但由于2019年受到疫情冲击,疫情期间我国经济增长增速较慢。



#### 2.4 各参数的估计结果与有效性检验

在这一小节,本文对以经济增长为门限的 TVAR 模型的参数估计结果进行分析。经济增长速度较慢区制下和经济增长速度较快区制下的参数估计结果分别如表 2-5 和 2-6 所示。

在经济速度增长较慢的区制下,本文在5%的显著性水平下接受银行7天同业拆借利率对滞后一期的居民消费者价格环比指数有正向影响。在经济增长速度较快的区制下,本文在5%的显著性水平下接受银行7天同业拆借利率对滞后一期的名义GDP增长率有负向影响;在1%的显著性水平下接受广义货币供应量增长率对滞后一期的居民消费价格环比指数有正向影响;在10%的显著性水平下接受银行7天同业拆借利率对滞后一期的居民消费者价格环比指数有正向影响。

	M2	R	GDP	CPI
	-0.1355	0.5160	85.7947	83.2366
c	(0.2822)	(14.3893)	(47.9199)*	(15.4247)***
MO	-0.1892	-4.4902	-16.3008	8.8067
$M2_{t-1}$	(0.1440)	(7.3417)	(24.4498)	(7.8700)
$R_{t-1}$	-0.0084	0.9079	-0.6429	0.3194
	(0.0028)***	(0.1436)***	(0.4782)	(0.1539)**
$GDP_{t-1}$	-0.0002	0.0225	0.6591	0.0505
	(0.0004)	(0.0210)	(0.0698)***	(0.0225)**
CPI <sub>t-1</sub>	0.0017	-0.0035	-0.8260	0.1585
	(0.0028)	(0.1443)	(0.4805)*	(0.1547)

表 2-5 经济增长速度较慢区制下的参数估计结果

其中,"\*\*\*"表示估计结果在 1%水平下显著,"\*\*"表示估计结果在 5%水平下显著,"\*"表示估计结果在 10%水平下显著。

	M2	R	GDP	CPI
	-0.1202	2.2648	-49.3873	78.4159
С	(0.1165)	(5.9388)	(19.7778)**	(6.3662)***
MO	-0.1334	0.7592	1.1689	16.3256
$M2_{t-1}$	(0.0677)**	(3.4513)	(11.4936)	(3.6996)***
D	-0.0024	0.8093	-0.2779	0.0833
$R_{t-1}$	(0.0008)***	(0.0395)***	(0.1315)**	(0.0423)*
CDD	0.000038	-0.0081	0.8099	0.0292
$GDP_{t-1}$	(0.0003)	(0.0145)	(0.0482)***	(0.0155)*
CDI	0.0014	-0.0165	0.5179	0.2105
CPI <sub>t-1</sub>	(0.0012)	(0.0597)	(0.1989)***	(0.0640)***

表 2-6 经济增长速度较快区制下的参数估计结果

其中,"\*\*\*"表示估计结果在 1%水平下显著,"\*\*"表示估计结果在 5%水平下显著,"\*"表示估计结果在 10%水平下显著。

#### 2.5 经济增长视角下货币政策对经济增长的非对称冲击

以经济增长为门限,两种货币政策工具对经济增长的冲击分别如图 2.2 和图 2.3 所示。

图 2.2 反映的是,在经济增长速度较快的区制下或在经济增长速度较慢的区制下, 广义货币供应量增长率受到自身一单位正向扰动量的冲击时,名义 GDP 增长率对广义货 币供应量增长率的波动的响应程度。即宽松的数量型货币政策在两种区制下对经济增长 的冲击效果。图 2.3 反映的是,在经济增长速度较快的高区制下或者经济增长速度较慢 的区制下,银行间7天同业拆借利率受到自身一单位正向扰动量的冲击时,名义GDP增长率对广义货币供应量增长率的波动的响应程度。即紧缩的价格型货币政策在两种区制下对经济增长的冲击效果。

数量型货币政策对经济增长的冲击存在明显的非对称效应。当我国经济增长速度较快时,宽松的数量型货币政策对经济增长的冲击为正向冲击,该冲击在第二期达到极大值后缓慢下降;当我国经济增长的增速较慢,宽松的数量型货币政策对经济增长的冲击在当期虽然是正向冲击,但到第一期下降为负值也是极小值,至第四期后为正值,到第八期达到极大值。这说明,宽松的数量型货币政策在经济增长速度较快的时期能较好地刺激经济增长,但在经济增长速度较慢的时期不能立即刺激经济增长,或者说在经济萧条时期宽松的数量型货币政策有约四个月的政策实施效果的滞后效应。

价格型货币政策对经济增长的冲击存在一定的非对称效应。无论我国经济增长速度 较快还是较慢,紧缩的价格型货币政策都对经济增长有一个先增加再减少的负向冲击, 换句话说,宽松的价格型货币政策都会刺激经济增长。但是,在经济增长速度较慢的区 制下,银行间七天同业拆借利率的波动对居民消费者价格环比指数的负向冲击力零轴更 远。也就是说,当我国经济增长速度较慢时,紧缩的价格型货币政策对物价水平的抑制 力度更好。

对比两种货币政策工具对经济增长冲击的非对称效应,本文发现:在经济增长的视角下,价格型货币政策相比数量型货币政策,能更稳定地刺激经济增长;经济增长速度较快时两种宽松的货币政策均可有效刺激经济增长,但在经济增长速度较慢时使用宽松的数量型货币政策刺激经济增长会有明显的滞后效应,而使用宽松的价格型货币政策刺激经济增长的效果反而会更好。

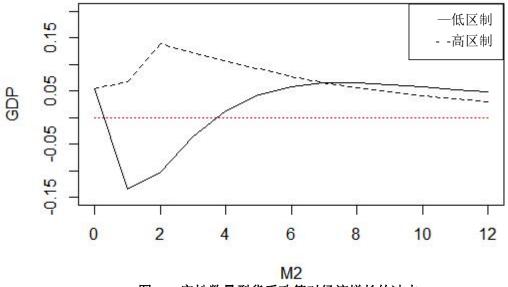


图 2.2 宽松数量型货币政策对经济增长的冲击

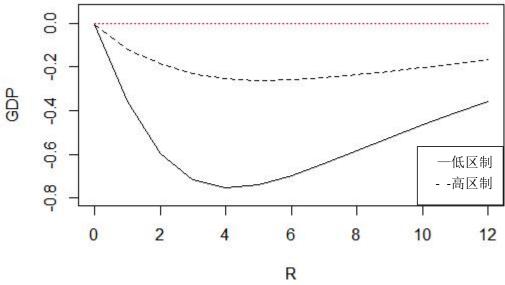


图 2.3 紧缩价格型货币政策对经济增长的冲击

在经济增长较快时期,由于家庭对经济前景较为看好,对未来生活的压力较小,消费意愿较高。家庭的存款意愿较低,贷款意愿较高。当央行实行宽松的数量型货币政策时,银行向家庭的贷款供给增加,由于家庭的贷款需求也是增加的,所以银行向家庭的实际贷款是增加的。由于银行的贷款在下一期需要支付利息,非耐心家庭当期的贷款实际数量不会超过其消费,换句话说,银行向家庭发放的贷款被大都用于消费,进而从消费拉动社会总产出。所以,在经济增长较快时期,央行实行宽松的数量型货币政策,利用消费拉动经济增长的效果较好。在经济增长较快时期,厂商有着扩大再生产和增加产出的冲动,当央行实行宽松的数量型货币政策时,会增加对厂商的贷款供给。由于厂商希望增加自己的产出,因此为获得更多的生产资金,会增加自己向银行的贷款需求。由

于厂商的贷款需求和银行对厂商的贷款供给都是增加的,因此银行向厂商的实际贷款金额也是增加的。厂商获取了更多的资金,会按比例增加购买资本品和聘用劳动力,从而增加产出。因此,在经济繁荣时期,央行实行宽松的价格型货币政策有效地增加了市场上的货币流通量,并刺激厂商的生产活动。所以,在经济增长速度较快时期,央行实行宽松的数量型货币政策可以有效地通过厂商部门刺激经济增长。

在经济增长速度较慢时期,家庭对经济前景不太看好,对未来的担忧较多。耐心家 庭部门的存款意愿较高,非耐心家庭部门的存款意愿较低,但不会低于其最低消费。当 央行实行宽松的数量型货币政策时,耐心家庭部门受到的影响较弱,但会因为对经济前 景的不看好,增加向银行部门的存款并减少当期消费;非耐心家庭部门担心自己下期还 款压力过大, 会降低自身的消费欲望从而减少贷款需求, 因此, 即使央行实行了宽松的 数量型货币政策,实际向家庭部门增加的贷款金额也较少。所以,在经济增长速度较慢 时期,央行实行宽松的数量型货币政策,利用消费拉动经济增长的效果较弱。在经济增 长速度较慢时期,厂商有降低产出的冲动。对于资金受限的厂商来说,但自己预期的产 出到了支付完地租仍然亏损的情况下,便会退出市场。当央行实行宽松的数量型货币政 策,会增加对厂商提供的贷款。厂商为了保证自己的厂商不倒闭,会接受银行部门提供 的贷款,也就是说央行实行宽松的数量型货币政策,即使在经济增长较慢时期,对厂商 的传导是疏通的。因此,在经济增长较慢时期,央行实行宽松的数量型货币政策能有效 缓解厂商的生产压力,增加厂商的产出。因此,即使在经济增长速度较慢时期,央行实 行宽松的数量型货币政策可以有效通过厂商刺激生产动力。但由于央行实行的宽松的数 量型货币政策不能有效地通过家庭消费与投资传导经济增长目标,因此在经济增长速度 较慢时期,宽松的数量型货币政策刺激经济增长效率较低。

在经济增长速度较快的时期,央行实行宽松的价格型货币政策,市场的存款利率和贷款利率都会降低。家庭倾向降低存款增加贷款。而由于对经济前景的看好,家庭没有对未来的存款压力,本就有增加消费的倾向,存款利率的降低意味着家庭会减少大量存款用于消费,从而刺激社会总产出的增加;家庭会因为存款利率的降低,将多余的资金取出向厂商投资,以获取更高的利息,从而使厂商部门有更多的资金购买资本品并聘用劳动力,增加产出;家庭判断自己下期的会有更多的工资,再加上还款压力小,会尽可能地贷款并增加消费。因此,央行实行宽松的价格型货币政策,会刺激家庭的贷款需求,会刺激家庭对厂商的投资,会增加家庭的消费需求,进而有效地刺激经济增长。所以,在经济增长速度较快时期,央行实行宽松的价格型货币政策,可以有效地通过需求和家

庭的投资刺激经济增长。在经济增长速度较快时期,央行实行宽松的价格型货币政策,银行的存款利率和贷款利率都下降。厂商会将更多的资金投入到生产中,减少向银行的存款,增加自己的贷款需求。同时,由于价格信号的释放,厂商会认为货币贬值,厂商的投资活动会因此活跃。所以,在经济增长速度较快时期,央行实行宽松的价格型货币政策可以有效地通过厂商刺激经济增长。

在经济增长速度较慢时期,央行实行宽松的价格型货币政策,虽然市场的存款利率和贷款利率都会降低,但是,家庭对经济前景并不看好,对未来的生计也有着较大的担忧。因此,家庭增加消费的幅度极小,同时厌恶风险的程度增加,若厂商承诺的投资利息没有高出存款利率很多,家庭还是会将大多资金投入到银行;家庭不认为自己在未来有机会获得足够的工资还贷,也不会大幅度地增加自己的消费需求,但会保证自己消费的最低水平。因此,在经济萧条时期,即使央行实行了宽松的价格型货币政策,对家庭的传导也是堵塞的,宽松的价格型货币政策并没有刺激家庭部门的投资和消费。所以,在经济增长速度较慢时期,宽松的价格型货币政策并不能有效地通过需求刺激经济增长。在经济增长速度较慢时期,厂商扩大再生产和增加产出的欲望较低。但是,贷款利率的降低意味着厂商的生产成本降低。厂商为了可以盈利或者不面临倒闭,会向银行贷款投入到生产活动中。同时,由于价格信号的释放,厂商认为货币的价值降低,不愿意囤放过多的货币使其贬值,厂商间的投资活动会因此活跃。所以,在经济增长速度较慢时期,价格型货币政策也可以较有效地通过厂商刺激经济增长。

#### 2.6 经济增长视角下货币政策对物价水平的非对称冲击

以经济增长为门限,两种货币政策工具对物价水平的冲击分别如图 2.4 和 2.5 所示。图 2.4 反映的是,在经济增长较快的高区制下或在经济增长较慢甚至有衰退趋势的低区制下,广义货币供应量增长率受到一单位正向扰动量的冲击时,居民消费价格环比指数受到的冲击响应。即宽松的数量型货币政策在两种区制下对物价水平的冲击效果。图 2.5 反映的是,在经济增长较快的高区制下或者经济增长较慢甚至有衰退趋势的低区制下,银行间 7 天同业拆借利率受到一单位正向扰动量的冲击时,居民消费价格环比指数受到的冲击响应。即紧缩的价格型货币政策在两种区制下对物价水平的冲击效果。

数量型货币政策对物价水平的冲击具有一定的非对称效应。当央行实行宽松的数量型货币政策时,不论经济增长速度较快还是较慢,物价水平都立即受到一个正向冲击,且在第一期达到最大值,自第二期开始冲击值变得很小。不同的是,在经济增长速度较

快时,央行实行宽松的数量型货币政策后,物价水平受到的冲击始终为正,而在经济增长速度较慢时,央行实行宽松的数量型货币政策后,物价水平在第二期受到的冲击为负且为极小值;在经济增长速度较快时,央行实行宽松的数量型货币政策,刺激物价水平上升的程度,大于经济增长速度较慢时。

价格型货币政策对物价水平的冲击具有一定的非对称效应。当央行实行紧缩的价格 型货币政策时,不论经济增长速度较快还是较慢,物价水平都立即受到一个正向冲击, 且在第一期达到最大值后,期冲击值以先快后慢的速度趋向零。不同的是,在经济增长 速度较快时,央行实行紧缩的价格型货币政策,刺激物价水平上升的程度较弱,也就是 说,在经济增长速度较慢时,央行实行宽松的价格型货币政策,抑制物价水平上涨的效 用较强。

对比两种货币政策工具对物价水平冲击的非对称效应,本文发现:实行同方向的数量型货币政策和价格型货币政策,对物价水平的刺激效果是相反的;若以物价水平为调控目标,数量型货币政策在经济增长速度较快时对物价水平的刺激强于经济增长速度较慢时,价格型货币政策在经济增长速度较慢时对物价水平的刺激强于经济增长速度较快时。

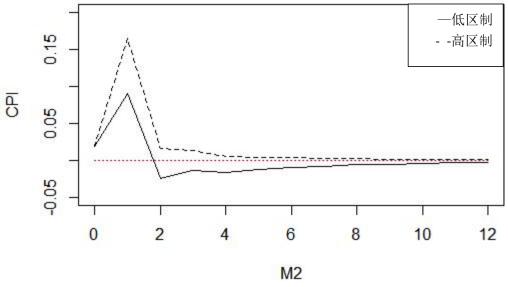
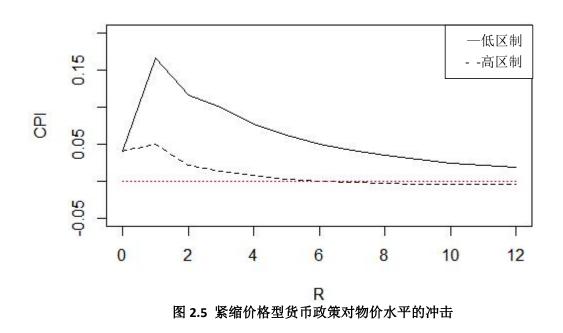


图 2.4 宽松数量型货币政策对物价水平的冲击



当经济增长速度较快时,宽松的数量型货币政策可以有效地刺激消费,也可以有效地刺激生产活动。即央行在经济增长速度较快时期实行宽松的数量型货币政策,可以同时刺激市场供需,从而刺激经济增长。同时,市场上货币数量的增加意味着物价水平也会受到正向的刺激。当经济增长速度较慢时,宽松的数量型货币政策不能有效地刺激消费,但可以有效地刺激厂商投入生产。于是,市场上会出现供大于求的情况。因此,经济增长较慢时期,央行实行宽松的数量型货币政策不能有效地刺激经济增长。同时受需求不足的影响,其对物价水平的正向刺激也被削弱。

当经济增长速度较快时,宽松的价格性货币政策可以有效地刺激消费、投资和生产活动。即央行在经济增长速度较快时期实行宽松的价格型货币政策可以有效地刺激市场供需,进而刺激经济增长。同时,宽松的价格型货币政策也释放了货币贬值的信号,抑制了物价水平的上升。当经济增长速度较慢时,宽松的价格型货币政策不能有效地刺激消费,但可以有效地刺激投资和生产活动,包括厂商间的内部投资。同时,由于厂商此时对价格信号的响应更加积极,宽松的价格型货币政策对物价水平的抑制效果优于经济繁荣期。

## 2.7 经济增长视角下货币政策非对称效应的政策思考

一般来说,当经济增长速度较慢时,央行会实行宽松的数量型货币政策和价格型货币政策刺激经济增长。从该部分的脉冲结果来看,宽松的数量型货币政策在经济衰退期

对经济增长的刺激有滞后性,而宽松的价格型货币政策能高效地刺激经济增长;宽松的数量型货币政策和宽松的价格型货币政策对物价水平的刺激方向相反,宽松的数量型货币政策会刺激通胀,宽松的价格型货币政策会刺激紧缩。若在经济衰退期既希望刺激经济增长又保持物价稳定,应当实施以价格型货币政策为主、数量型货币政策为辅的货币政策。

当经济处于经济增长速度较快时,央行可能实行宽松的货币政策刺激经济增长,也可能实行紧缩的货币政策抑制经济过热。

当央行在经济增长速度较快时,实行宽松的货币政策刺激经济增长时,数量型货币政策和价格型货币政策均可有效地刺激经济增长,宽松的数量型货币政策会刺激物价水平的上升,而宽松的价格型货币政策则可以起到抑制物价的作用。因此,若在经济增长速度较快时期既希望可以刺激经济增长又希望可以稳定物价,央行应当同时实行宽松的数量型货币政策和宽松的价格型货币政策。

当央行在经济增长速度较快实行紧缩的货币政策抑制经济过热时,数量型货币政策和价格型货币政策均可有效地抑制经济过热。由于经济过热往往伴随着物价超预期上涨,所以央行在抑制经济过热的同时也希望可以同时适当降低物价水平。此时,应当实行价格型货币政策为主、数量型货币政策为辅的紧缩的货币政策,以抑制经济过热和降低物价水平。

## 3 经济政策不确定视角下货币政策的非对称效应

### 3.1 经济政策不确定视角下货币政策非对称效应的机理分析

经济政策不确定会影响民众的金融投资倾向,在经济政策不确定性较高的时期,风险规避者对风险偏好者的比例增加,民众的金融投资倾向较小,在经济政策不确定性较低的时期,风险规避者对风险偏好者的比例减小,民众的金融投资倾向较大。

当央行实行宽松的数量型货币政策时,增加发行的货币分别去向实体经济和虚拟经济。在前文的逻辑分析中可知,由于高收入人群对经济政策不确定更加敏感,经济政策不确定引起的货币政策非对称效应,更多地是通过虚拟经济市场实现的。当经济政策不确定性较低时,民众的金融投资倾向较高,额外发行进入虚拟经济市场的货币更多地被用于购买金融产品和投资活动,生产者获得了更多的生产资金投入下一轮生产,从而增加了产出以刺激经济增长。当经济政策不确定性较高时,民众的金融投资倾向较低,额外发行在虚拟金融市场的货币不能有效发挥其作用,对经济增长的刺激较弱。

当央行实行宽松的价格型货币政策时,央行释放利率下降的信号,对金融投资释放利好信号。这种利好信号可以抵消掉因经济政策的不确定带来的风险厌恶。当经济政策不确定但央行却突然释放利率下降的信号时,一些投资者还会将这种信号当做熊市即将结束转向牛市的信号,认为在此时投资可以获取更多的利益。从这个层面上来看,经济政策不确定时,宽松的价格型货币政策反而可以更好地刺激经济增长。

### 3.2 阶数选择和模型检验

在这一部分,本文将经济政策不确定对数指数、广义货币供应量环比增长率、银行间7天同业拆借加权平均利率、名义GDP增长率、居民消费价格环比指数列为同一矩阵,数据频率为月,数据跨度为2001年12月至2023年9月。使用R软件下的"tsDyn"包对该组数据进行阶数选择,在贝叶斯信息(BIC)准则下阶数选择为1。在阶数为1的条件下,该组数据均可在1%的显著性水平下通过ADF检验。

本文使用 R 语言下的"tsDyn"包对该组数据进行 LR 非线性检验,以确认这组数据是否适用与门限向量自回归(TVAR)模型。将 bootstrap 重复次数设置成 1000, LR 检验代码运行三次得到的 LR 值相同,两区制模型的 LR 值为 74.4247,三区制模型的 LR

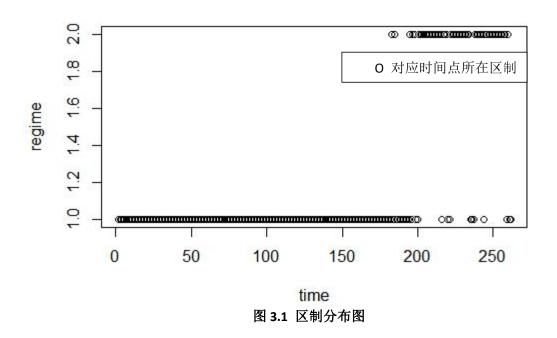
值为 136. 5758。三次的渐进 p 值如表 3-1 所示。本文在 5%的显著性水平下接受该矩阵 是非线性的,可以使用 TVAR 模型进行实证。

表 3-1 渐进 p 值

	两区制模型	三区制模型
第一次运行	0.012	0.012
第二次运行	0.009	0.004
第三次运行	0.018	0.012

本文基于 CLS 估计和一次迭代的条件搜索来确认门限值,在初步搜索中,分别搜索两区制情况下和三区制情况下的阈值:两区制情况下,用 CLS 估计门限值为 5.820539,两区制占比为 89.3%和 10.7%;三区制情况下,使用 CLS 估计和一次迭代的条件搜索到两个门限值为 5.379255 和 5.820539,这样三区制占比为 74.7%、14.6%和 10.7%。在这两种情况下,均会存在一个区制因样本量过小而导致模型不稳定的问题,所以本文进行第二轮搜索。第二轮条件搜索选择两区制模型,以 5.379255 为起点开始搜索,最终确定阈值为 5.455728,两区制占比为 78.2%和 21.8%。当 EPU 低于 5.455728 时为中国经济政策不确定性指数较低的区制,说明当前的经济政策环境比较稳定;当 EPU 高于5.455728 时为中国经济政策不确定性指数较高的区制,说明当前的经济政策环境不大稳定。以中国经济政策不确定性对数指数为门限变量的区制分布如图 3.1 所示。

每个空心圈所在的位置表示这个时刻上的变量所在的区制,2.0代表中国经济政策不确定性较高的区制,也就是经济政策环境比较稳定的时刻;1.0代表中国经济政策不确定性较低的区制,即经济政策环境不大稳定的时刻。由图可知,在前期大多数时刻中国的经济政策环境比较稳定,后期大多数时刻中国的经济政策环境不太稳定。



## 3.3 各参数的估计结果与有效性检验

在这一小节,本文对以中国经济政策不确定性对数指数为门限值的 TVAR 模型的参数估计结果进行分析。中国经济政策不确定性指数较低的区制下和中国经济政策不确定性指数较高的区制下的参数估计结果分别如表 3-2 和 3-3 所示。

在中国经济政策不确定性指数较低的区制下,本文在1%的显著性水平下接受广义货币供应量增长率对滞后一期的居民消费者价格环比指数有正向影响;在10%的显著性水平下接受银行间7天同业拆借利率对滞后一期居民消费者价格环比指数有正向影响。在中国经济政策不确定性指数较高的区制下,本文在5%的显著性水平下接受广义货币供应量增长率对滞后一期的名义GDP增长率有负向影响;在10%的显著性水平下接受广义货币供应量对滞后一期的居民消费者价格指数有正向影响;在10%的显著性水平下接受银行间7天同业拆借利率对滞后一期的居民消费者价格指数有正向影响。

	EPU	M2	R	GDP	CPI
	-1.7846	-0.0816	2.3875	-7.3039	79.5755
С	(4.1399)	(0.1163)	(6.0940)	(19.7720)	(6.3119)***
EDII	0.7122	-0.0030	0.1287	-0.4979	0.2402
$\mathrm{EPU}_{t-1}$	(0.0579)***	(0.0016)*	(0.0853)	(0.2766)*	(0.0883)***
Ma	-2.4040	-0.1152	-0.6492	6.6548	13.7310
$M2_{t-1}$	(2.3145)	(0.0650)*	(3.4070)	(11.0541)	(3.5288)***
R <sub>t-1</sub>	0.0035	-0.0024	0.8149	-0.1714	0.0787
	(0.0263)	(0.0007)***	(0.0387)***	(0.1256)	(0.0401)*
$GDP_{t-1}$	-0.0385	-0.0004	0.0228	0.7644	0.0832
	(0.0103)***	(0.0003)	(0.0151)	(0.0491)***	(0.0157)***
$CPI_{t-1}$	0.0347	0.0012	-0.0265	0.1210	0.1837
	(0.0412)	(0.0012)	(0.0607)	(0.1969)	(0.0629)**

表 3-2 中国经济政策不确定性指数较高的区制下的参数估计结果

其中,"\*\*\*"表示估计结果在 1%水平下显著,"\*\*"表示估计结果在 5%水平下显著,"\*"表示估计结果在 10%水平下显著。

	EPU	M2	R	GDP	CPI
	4.2300	-0.1153	0.1334	-193.8518	71.0633
c	(9.9127)	(0.2785)	(14.5917)	(47.3426)***	(15.1134)***
EDIT	0.5326	-0.000099	0.0565	3.7724	0.2386
$EPU_{t-1}$	(0.2010)***	(0.0056)	(0.2959)	(0.9600)***	(0.3064)
$M2_{t-1}$ $-15.0719$ $(5.5362)***$	-15.0719	-0.3599	-1.4574	-63.7686	14.7250
	(5.5362)***	(0.1556)**	(8.1493)	(26.4403)**	(8.4406)*
$R_{t-1}$	-0.0866	-0.0025	0.9423	-0.7065	0.2705
	(0.0957)	(0.0027)	(0.1409)***	(0.4571)	(0.1459)*
$GDP_{t-1}$ $\begin{array}{c} -0.0042 \\ (0.0113) \end{array}$	-0.0042	0.000017	0.0013	0.8622	-0.0216
	(0.0113)	(0.0003)	(0.0167)	(0.0540)***	(0.0172)
$\mathrm{CPI}_{t\text{-}1}$	-0.0121	0.0013	-0.0031	1.7455	0.2699
	(0.0952)	(0.0027)	(0.1401)	(0.4545)***	(0.1451)*

表 3-3 中国经济不确定性指数较高的区制下的参数估计结果

其中,"\*\*\*"表示估计结果在 1%水平下显著,"\*\*"表示估计结果在 5%水平下显著,"\*"表示估计结果在 10%水平下显著。

# 3.4 经济政策不确定视角下货币政策对经济增长的非对称冲击

以经济政策不确定为门限,两种货币政策工具对经济增长的冲击如图 3.2 和图 3.3 所示。

图 3.2 反映的是, 在经济政策不确定性较高的高区制下或在经济政策不确定性较低

的低区制下,广义货币供应量增长率受到一单位正向扰动量的冲击时,名义 GDP 增长率受到的冲击响应。即宽松的数量型货币政策在两种区制下对经济增长的冲击效果。图 3.3 反映的是,在经济政策不确定性较高的高区制下或者经济政策不确定性较低的低区制下,银行间 7 天同业拆借利率受到一单位正向扰动量的冲击时,名义 GDP 增长率受到的冲击响应。即紧缩的价格型货币政策在两种区制下对经济增长的冲击效果。

数量型货币政策对经济增长的刺激存在明显的非对称效应。当经济政策稳定时,宽松的数量型货币政策对经济增长的冲击为正,在第二期达到最大值后缓慢下降;当经济政策不稳定时,宽松的数量型货币政策对经济增长的冲击为负,且在第三期达到的最小值点达到-0.66。这说明,当经济政策稳定时,宽松的数量型货币政策可以刺激经济增长,但当经济政策不稳定时,宽松的数量型货币政策无法有效刺激经济增长。

价格型货币政策对经济增长的刺激存在非对称效应。在两个区制下,紧缩的价格型货币政策对经济增长的冲击均为负,且冲击力度先增大后减小。无论经济政策是否稳定,紧缩的价格型货币政策都可有效抑制经济增长,但是当经济政策不稳定时,紧缩的价格型货币政策对经济增长的抑制程度更深。

对比两种货币政策工具对经济增长刺激的非对称效应,价格型货币政策发挥的作用 比数量型货币政策更加稳定,经济增长这一宏观经济目标对价格型货币政策的响应时间 也更长。

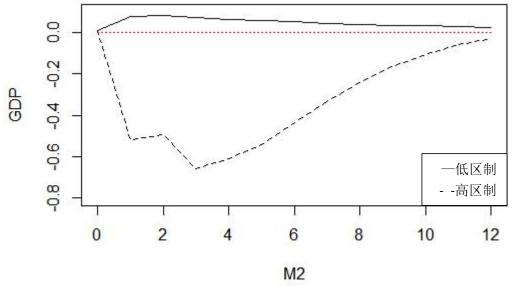


图 3.2 宽松数量型货币政策对经济增长的冲击

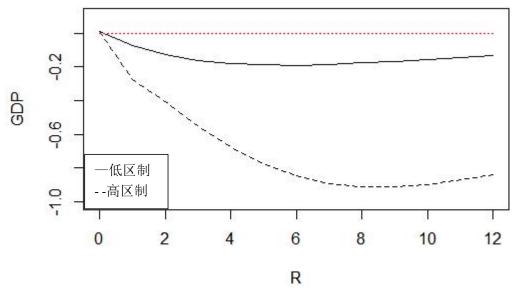


图 3.3 紧缩价格型货币政策对经济增长的冲击

当经济政策环境比较稳定时,家庭通过消费带来的期望更高。当央行实行宽松的数量型货币政策时,家庭有更多的贷款机会。由于经济政策相对稳定,家庭贷款的后顾之忧较小。所以,央行实行宽松的数量型货币政策,可以刺激家庭的消费,进而刺激产出。当央行实行紧缩的数量型货币政策时,家庭的贷款机会变小。所以,央行实行紧缩的数量型货币政策,可以抑制家庭消费。当经济政策环境比较稳定时,央行实行宽松的数量型货币政策,会增加对厂商的贷款供给。厂商将增加的贷款按比例增加对资本品的购买和对劳动力的聘用,进而增加总产出。因此央行实行宽松的价格型货币政策可以有效地通过刺激厂商的生产活动刺激经济增长。央行实行紧缩的数量型货币政策,会减少对厂商的贷款供给,导致其产出的减少。因此央行实行紧缩的数量型货币政策可以有效地通过抑制厂商生产以抑制经济过热。

当经济政策环境不稳定时,家庭通过消费带来的期望更低。当央行实行宽松的数量型货币政策时,家庭虽然有更多的贷款机会,但由于经济政策环境不稳定,贷款的后顾之忧较大,同时消费带来的期望也较低,所以家庭不会大幅度地增加贷款。所以,央行实行宽松的数量型货币政策,通过刺激家庭消费进而刺激产出的效率较低。当央行实行紧缩的数量型货币政策时,家庭的贷款机会变小。同时,受经济政策环境不稳定的影响,家庭对未来前景更加不看好,减少消费的程度更明显。所以,央行实行紧缩的数量型货币政策可以有效地通过抑制家庭的消费。当经济政策环境不大稳定时,央行实行宽松的数量型货币政策,仍然会增加有信贷约束的厂商部门的贷款供给。经济政策不确定对厂商部门扩大再生产和增加生产的意愿的抑制作用很低。因此,央行实行宽松的数量型货

币政策可以有效地刺激厂商生产。央行实行紧缩的数量型货币政策,降低了有信贷约束的厂商部门的贷款供给,进而降低其产出。因此央行实行紧缩的数量型货币政策可以有效抑制厂商生产。

当经济政策环境比较稳定时,央行实行宽松的价格型政策,释放货币贬值的信号。贷款利率和存款利率都下降。家庭存款获得的利息变低,会将更多的货币用于消费或者投资。家庭的贷款成本降低,会将银行贷款增加自己的当期消费。所以,央行实行宽松的价格货币政策可以有效刺激家庭的消费和投资。央行实行紧缩的价格型货币政策,释放货币升值的信号。贷款利率和存款利率都上升。家庭存款获得的利息变高,将货币存入银行的意愿增加。家庭的贷款成本增加,会减少贷款用于消费。所以,央行实行紧缩的价格型货币政策可以有效抑制家庭的消费和投资。当经济政策环境比较稳定时,央行实行宽松的价格型货币政策,释放货币贬值的信号。厂商将资金投入生产的意愿增加。厂商贷款的成本变低,增加向银行的贷款投入到生产活动中的意愿增加。因此,央行实行宽松的价格型货币政策能有效地刺激厂商的生产。央行实行紧缩的价格型货币政策,释放货币升值的信号。因为经济政策环境相对稳定,厂商对自己的生产前景比较看好,减少生产的程度较少;厂商的贷款成本虽然增加,但通过增加向银行的贷款以增加生产仍可以带来更多的利益,所以厂商减少贷款的幅度较低。因此,央行实行紧缩的价格型货币政策抑制厂商生产的效率较低。

当经济政策环境不稳定时,央行实行宽松的价格型货币政策,释放货币贬值的信号。家庭仍然会增加贷款以增加消费,但由于经济政策的不确定降低了消费对其带来的期望,家庭增加消费的程度要小一些。经济政策的不确定导致向厂商投资的风险变得相对较小,因此家庭的投资会明显增加。所以,央行实行宽松的价格型货币政策虽然不能高效刺激家庭消费,但是可以高效刺激家庭投资。当央行实行紧缩的价格型货币政策,释放货币升值的信号,家庭对自己未来的还款的实际利率抱有侥幸心理,不会大幅度地降低贷款以降低消费。同时,家庭也会因为货币升值的信号,减少对厂商的投资。所以,央行实行紧缩的价格型货币政策虽然不能高效抑制家庭消费,但是可以高效抑制家庭投资。当经济政策环境不稳定时,央行实行宽松的价格型货币政策释放货币贬值的信号。厂商内部的投资活动会活跃,使厂商内部自发地进行良性的结构性调整。因此,央行实行的宽松价格型货币政策更好地刺激了整个产业部门的产出。当央行实行紧缩的价格型货币政策释放货币升值的信号,厂商持有货币的意愿增强,贷款成本增加。厂商会保证自己的生产在预期的销售量内,也会减少贷款并减少产出。因此,央行实行紧缩的价格

型货币政策能更好地抑制厂商的产出。

### 3.5 经济政策不确定视角下货币政策对物价水平的非对称冲击

以经济政策不确定为门限,两种货币政策工具对物价水平的冲击如图 3.4 和图 3.5 所示。

图 3.4 反映的是,在经济政策不确定性较高的区制下或在经济政策不确定性较低的区制下,广义货币供应量增长率受到一单位正向扰动量的冲击时,居民消费价格环比指数受到的冲击响应。即宽松的数量型货币政策在两种区制下对物价水平的冲击效果。图 3.5 反映的是,在经济政策不确定性较高的高区制下或者经济政策不确定性较低的低区制下,银行间 7 天同业拆借利率受到一单位正向扰动量的冲击时,居民消费价格环比指数受到的冲击响应。即紧缩的价格型货币政策在两种区制下对物价水平的冲击效果。

数量型货币政策对物价水平冲击的非对称效应并不明显。在两个区制下,宽松的数量型货币政策对物价水平的冲击均在第一期达到极大值且为正值,并在第二期骤降趋于零。不同的是,低区制下,宽松的数量型货币政策对物价水平的冲击始终为正;高区制下,宽松的数量型货币政策对物价水平的冲击在第二期为最小值且为负值,并波动调式得趋于零。这说明,无论经济政策是否稳定,宽松的数量型货币政策均可刺激物价水平的上升。

价格型货币政策对物价水平的冲击存在一定的非对称效应。在两个区制下,紧缩的价格型货币政策对物价水平的冲击均为正值,但是在高区制下,紧缩的价格型货币政策对物价水平的正向冲击更强烈。这说明,无论经济政策是否稳定,紧缩的价格型货币政策都会刺激物价水平的上升,但在经济政策不稳定时紧缩的价格型货币政策刺激物价水平上升的程度更强烈。

对比两种货币政策工具,数量型货币政策对物价水平的刺激效果更加稳定,较易预测;同方向的数量型货币政策和价格型货币政策对物价水平的刺激方向是相反的。

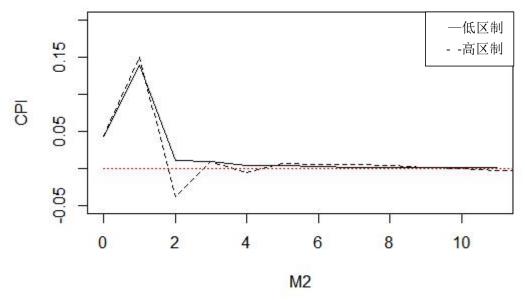


图 3.4 宽松数量型货币政策对物价水平的冲击

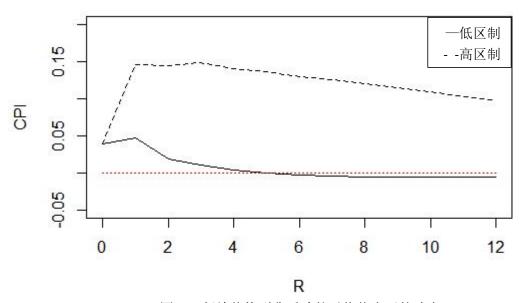


图 3.5 紧缩价格型货币政策对物价水平的冲击

当经济政策环境稳定时,宽松的数量型货币政策可以有效地刺激消费,也可以有效 地刺激生产活动。即央行在经济政策稳定时期实行宽松的数量型货币政策,可以同时刺 激市场供需,从而刺激经济增长。同时,市场上货币数量的增加意味着物价水平也会受 到正向的刺激。紧缩的数量型货币政策不能有效地抑制消费,但可以有效地抑制厂商生 产,从而有效地抑制经济过热。同时,市场上货币数量的减少意味着物价水平也会受到 负向的刺激。当经济政策环境不稳定时,宽松的数量型货币政策不能有效地刺激消费, 但可以有效地刺激厂商生产。由于市场需求不足,宽松的数量型货币政策不能有效地刺 激经济增长。同时,由于市场上货币数量的增加,物价水平受到正向刺激。紧缩的数量型货币政策可以有效抑制消费,但不能有效抑制厂商生产。紧缩的数量型不能有效地抑制经济增长。同时,由于市场上货币数量增加,物价水平受到负向刺激。

当经济政策环境稳定时,宽松的价格型货币政策可以有效地刺激消费、投资和生产活动。即央行在经济繁荣时期实行宽松的价格型货币政策可以有效地刺激市场供需,进而刺激经济增长。同时,宽松的价格型货币政策也释放了货币贬值的信号,抑制了物价水平的上升。紧缩的价格型货币政策不能高效抑制消费和生产,但可以高效抑制投资。因此紧缩的价格型货币政策也能有效地刺激经济增长。同时,紧缩的价格型货币政策释放货币升值的信号,刺激物价水平的上升。当经济政策环境不稳定时,宽松的价格型货币政策不能有效地刺激消费,但可以有效地刺激投资和生产活动,包括厂商间的内部投资。这意味着,无信贷约束的厂商部门减少了一部分对生产的投入,投资到有信贷约束的厂商部门,进而使厂商部门内部有一个良性的结构性调整,这个良性的结构性调整比经济繁荣期的效果反而更好。此时,央行实行宽松的价格型货币政策刺激经济增长的效果反而优于经济政策环境稳定时期。同时,由于厂商部门此时对价格信号的更加敏感,宽松的价格型货币政策对物价水平的抑制效果优于经济政策环境稳定期。紧缩的价格型货币政策抑制消费的效果更好,抑制投资和生产的效果也更好。央行实行紧缩的价格型货币政策抑制经济过热的效果更好,由于厂商部门此时对价格信号更加敏感,紧缩的价格型货币政策抑制经济过热的效果更好,由于厂商部门此时对价格信号更加敏感,紧缩的价格型货币政策刺激物价上涨的力度也更明显。

## 3.6 经济政策不确定视角下货币政策非对称效应的政策思考

当央行想在经济政策不确定性较低的情况下,实行宽松的货币政策刺激经济增长时,宽松的数量型货币政策和宽松的价格型货币政策均可有效刺激经济增长。同时,实行宽松的数量型货币政策会刺激物价水平上升,而实行宽松的价格型货币政策会抑制物价水平的上升。所以当经济政策环境比较稳定时,央行如果想要刺激经济增长并稳定物价,应当同时实行宽松的数量型货币政策和价格型货币政策。

当央行在经济政策不确定性较低的情况下,实行紧缩的货币政策抑制经济过热、降低物价水平时,紧缩的数量型货币政策和紧缩的价格型货币政策均可有效地抑制经济增长。同时,实行紧缩的数量型货币政策会抑制物价水平的上升,实行紧缩的价格型货币政策会刺激物价水平的上升。所以当经济政策环境比较稳定时,央行如果想要抑制经济过热并降低物价水平,应当实行以数量型货币政策为主、价格型货币政策为辅的紧缩的

#### 货币政策。

当央行在经济政策不确定性较高的情况下,实行宽松的货币政策刺激经济增长时,宽松的数量型货币政策不能有效地刺激经济增长,但宽松的价格型货币政策可以高效刺激经济增长。同时,实行宽松的数量型货币政策会刺激物价水平的上升,实行宽松的价格型货币政策可以抑制物价水平的上升。所以当经济政策环境不稳定时,央行如果想要刺激经济增长并稳定物价,应当实行以价格型货币政策为主、数量型货币政策为辅的宽松的货币政策。

当央行在经济政策不确定性较高的情况下,实行紧缩的货币政策抑制经济过热、降低物价时,紧缩的数量型货币政策不能有效地抑制经济增长,而紧缩的价格型货币政策可以高效地抑制经济增长。同时,实行紧缩的数量型货币政策会抑制物价水平的上升,而实行紧缩的价格型货币政策会刺激物价水平的上升。所以,当经济政策环境不稳定时,央行如果想要抑制经济过热、降低物价,应当采用价格型货币政策为主、数量型货币政策为辅的紧缩的货币政策。

### 4 国房景气视角下货币政策的非对称效应

### 4.1 国房景气视角下货币政策非对称效应的机理分析

房地产市场景气程度的变化既会影响民众的消费倾向,也会影响民众的金融投资倾向。在房地产市场朝着更景气的方向变化时,民众的消费倾向和金融投资倾向较大;在 房地产市场朝着不景气的方向变化时,民众的消费倾向和金融投资倾向较小。

当央行实行宽松的数量型货币政策时,增加发行的货币分别去向实体经济和虚拟经济。在前文的逻辑分析中可知,由国房景气引起的货币政策非对称效应既可以通过实体经济市场实现,也可以通过虚拟经济市场实现。当房地产市场朝着更加景气的方向变化时,民众的金融投资倾向较高,额外发行进入虚拟经济市场的货币更多地被用于购买金融产品和投资活动,生产者获得了更多的生产资金投入下一轮生产,从而增加了产出以刺激经济增长;民众的消费倾向较低,额外发行进入实体经济市场的货币更多地被用于消费,实体经济市场的需求增多。如果产能较为充足,增加的需求会减少已生产产品的积压,生产者获得下一轮的生产资金,且对物价的刺激较小;若产能与需求旗鼓相当,增加的需求会刺激供给的增加,高效地刺激经济增长,且对物价的刺激较小;如产能不足,增加的需求会刺激供给的增加,且对物价的刺激较大。当房地产市场朝着不景气的方向变化时,民众的金融投资倾向较低,额外发行在虚拟金融市场的货币不能有效发挥其作用,通过虚拟经济市场对经济增长的刺激较弱;民众的消费倾向较低,额外发行进入实体经济市场的货币在经济增长较慢时期难以发挥作用,所以宽松的数量型货币政策很难通过实体经济市场刺激经济增长,通过实体经济市场对物价水平的刺激也较弱。

当央行实行宽松的价格型货币政策时,央行释放利率下降的信号,这种信号更多的 是影响金融投资行为,对金融投资释放利好信号。这种利好信号虽然可以抵消掉因房市 下行带来的金融投资的风险厌恶,但抵消程度低于其因经济政策不确定带来的金融投资 的风险厌恶。当房市下行但央行却突然释放利率下降的信号时,小部分投资者还会将这 种信号当做熊市即将结束转向牛市的信号,认为在此时投资可以获取更多的利益。从这 个层面上来看,房市下行时,宽松的价格型货币政策或许对经济增长的刺激有更好的效 果,但国房景气视角下的价格型货币政策刺激经济增长的非对称效应不如经济政策不确 定视角下的价格型货币政策刺激经济增长的非对称效应明显。

### 4.2 阶数选择和模型检验

在这一部分,本文将国房景气指数的一次差分、广义货币供应量环比增长率、银行间7天同业拆借加权平均利率、名义 GDP 增长率、居民消费价格环比指数列为同一矩阵,数据频率为月,数据跨度为 2001 年 12 月至 2023 年 9 月。使用 R 软件下的"tsDyn"包对该组数据进行阶数选择,在贝叶斯信息(BIC)准则下阶数选择为 1。在阶数为 1 的条件下,该组数据均可在 1%的显著性水平下通过 ADF 检验。

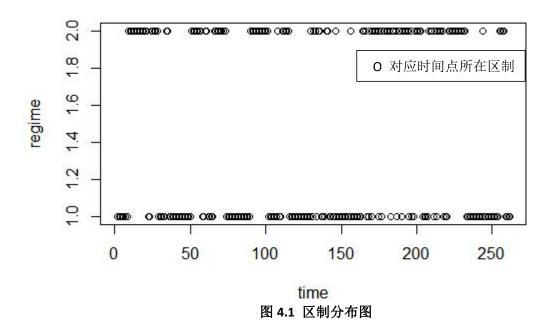
本文使用 R 语言下的"tsDyn"包对该组数据进行 LR 非线性检验,以确认这组数据是否适用与门限向量自回归(TVAR)模型。将 bootstrap 重复次数设置成 1000,LR 检验代码运行三次得到的 LR 值相同,两区制模型的 LR 值为 60. 52052,三区制模型的 LR 值为 140. 95526。三次的渐进 p 值如表 4-1 所示。本文在 10%的显著性水平下接受该矩阵是非线性的,可以使用 TVAR 模型进行实证。

两区制模型三区制模型第一次运行0.0570.009第二次运行0.0530.006第三次运行0.0540.006

表 4-1 渐进 p 值

由于本文按照国房景气程度的变化方向划分区制,检验货币政策的非对称效应,本文按照国房景气指数一次差分值的正负分为两个区制,即规定阈值为0,所以不再搜索或估计系统阈值。该系统的区制分布如图4.1所示。

如果点落在 2.0 上,说明这个时刻上的变量在国房景气指数增量为正的区制内;如果点落在 1.0 上,说明这个时刻上的变量在国房景气指数为负的区制内。所有的点以空心圈表示,如果颜色较黑,说明这一段时间内聚集在这个区制的点很多。由图可知,该系统的区制分布比较均匀。房地产市场是朝着景气的方向发展还是相反的方向发展,是不受时间的影响的,但存在一定的聚集性。



## 4.3 各参数的估计结果与有效性检验

在这一小节,本文对以国房景气指数增量为门限值的 TVAR 模型的参数估计结果进行分析。国房景气指数增量为负的区制下和国房景气指数为正的区制下的参数估计结果分别如表 4-2 和 4-3 所示。

在国房景气指数为负的区制下,本文在1%的显著性水平下接受广义货币供应量增长率对滞后一期的居民消费者价格环比指数有正向影响。在国房景气指数为正的区制下,本文在5%的显著性水平下接受广义货币供应量增长率对滞后一期的居民消费者价格环比指数有正向影响;在5%的显著性水平下接受银行间同业拆借利率对滞后一期的居民消费者价格环比指数有正向影响。

	CI	M2	R	GDP	CPI
	0.6348	-0.0849	3.5194	-40.9777	77.6145
С	(8.1664)	(0.1456)	(7.3111)	(25.3308)	(8.0527)***
CI	0.1136	-0.0041	0.1238	-0.3798	0.0989
$\mathrm{CI}_{t-1}$	(0.1005)	(0.0018)**	(0.0900)	(0.3118)	(0.0991)
-2 M2 <sub>t-1</sub>	-2.5050	-0.1576	3.3381	-14.3401	15.7849
1 <b>V1</b> ∠ <sub>t-1</sub>	(4.3642)	(0.0778)**	(3.9072)	(13.5371)	(4.3035)***
ъ.	-0.0156	-0.0024	0.9027	-0.1762	0.0587
$R_{t-1}$	(0.0515)	(0.0009)**	(0.0461)***	(0.1598)	(0.0508)
CDD	O.0108	0.0001	0.0116	0.9087	0.0084
GDP <sub>t-1</sub>	(0.0139)	(0.0002)	(0.0124)	(0.0431)***	(0.0137)
$\mathrm{CPI}_{t\text{-}1}$	-0.0087	0.0010	-0.0332	0.4193	0.2213
C1 I <sub>t-</sub> ]	(0.0817)	(0.0015)	(0.0732)	(0.2535)*	(0.0806)***

表 4-2 国房景气指数增量为负的区制下的参数估计结果

其中,"\*\*"表示估计结果在 1%水平下显著,"\*\*"表示估计结果在 5%水平下显著,"\*"表示估计结果在 10%水平下显著。

	CI	M2	R	GDP	CPI
_	4.9258	0.0390	-4.9008	-7.4787	82.3301
c	(9.5647)	(0.1705)	(8.5630)	(29.6682)	(9.4315)***
CI	0.5941	0.0020	-0.1174	0.0857	0.0054
$CI_{t-1}$	(0.1059)***	(0.0019)	(0.0948)	(0.3286)	(0.1045)
MO	3.8650	-0.1678	-6.3682	29.5722	14.0298
$M2_{t-1}$	(5.9001)	(0.1052)	(5.2822)	(18.3012)	(5.8180)**
$R_{t-1}$	-0.1256	-0.0024	0.7028	-0.1806	0.1372
	(0.0639)*	(0.0011)**	(0.0572)***	(0.1982)	(0.0630)**
GDP <sub>t-1</sub> $0.0016$ $(0.0155)$	0.0016	0.0007	-0.0037	0.8103	0.0338
	(0.0155)	(0.0003)**	(0.0139)	(0.0482)***	(0.0153)**
$CPI_{t-1}$	-0.0464	-0.0003	0.0582	0.0949	0.1706
	(0.0962)	(0.0017)	(0.0861)	(0.2983)	(0.0948)*

表 4-2 国房景气指数增量为正的区制下的参数估计结果

其中,"\*\*\*"表示估计结果在 1%水平下显著,"\*\*"表示估计结果在 5%水平下显著,"\*"表示估计结果在 10%水平下显著。

## 4.4 国房景气视角下货币政策对经济增长的非对称冲击

以国房景气程度的变化方向为门限,两种货币政策工具对经济增长的冲击分别如图 4.2 和图 4.3 所示。

图 4.2 反映的是, 在我国房地产景气指数高于上一期的高区制下或在我国房地产景

气指数低于上一期的低区制下,广义货币供应量增长率受到一单位正向扰动量的冲击时,名义 GDP 增长率受到的冲击响应。即宽松的数量型货币政策在两种区制下对经济增长的冲击效果。图 4.3 反映的是,在我国房地产景气指数高于上一期的高区制下或者我国房地产景气指数低于下一期的低区制下,银行间 7 天同业拆借利率受到一单位正向扰动量的冲击时,名义 GDP 增长率受到的冲击响应。即紧缩的价格型货币政策在两种区制下对经济增长的冲击效果。

数量型货币政策对经济增长的冲击存在非对称效应。无论在低区制还是高区制,宽松的数量型货币政策对经济增长的冲击都完全为正。但是,数量型货币政策在高区制下对经济增长的冲击明显大于数量型货币政策在低区制下对经济增长的冲击。在第零期,数量型货币政策对经济增长的冲击大小相同。但在低区制下,宽松的数量型货币政策对经济增长的冲击在第零期为最大值,且分别在第一期和第二期达到极小值点和极大值点,自第二期后缓慢趋向零;在高区制下,宽松的数量型货币政策对经济增长的冲击在第一期达到最大值点,后以先快后慢的速度趋于零。这说明,当我国的房地产朝着更景气的方向发展时,宽松的数量型货币政策刺激经济增长的效率明显高于我国的房地产市场朝着不景气的方向发展的时候。

价格型货币政策对经济增长的冲击存在一定的非对称效应。无论在低区制还是高区制,紧缩的价格型货币政策对经济增长的冲击都完全为负。在第八期之前,紧缩的价格型货币政策在高区制对经济增长的负向冲击的绝对值大于紧缩的价格型货币政策在低区制对经济增长的负向冲击的绝对值;在第二期以后,紧缩的价格型货币政策在高区制对经济增长的负向冲击的绝对值小于紧缩的价格型货币政策在低区制下对经济增长的负向冲击的绝对值,即以一个更慢的速度趋于零。这说明,当我国房地产市场朝着更好的方向发展时,短期内价格型货币政策对经济增长的调控效果更好;当我国房地产市场朝着不的方向发展时,短期内价格型货币政策对经济增长的调控效果更好;当我国房地产市场朝着环的方向发展时,经济增长这一宏观经济目标对价格型货币政策的响应时间更长。

对比两种货币政策工具,无论我国房地产市场朝着更好或更坏的方向发展,数量型货币政策都能有效地调控经济增长这一宏观目标。而相对来说,价格型货币政策对经济增长的调控效果更加稳定。数量型货币政策调控经济增长的效果在我国房地产市场朝着更坏的方向发展时效果是由下降的。当我国房地产市场朝着更好的方向发展时,价格型货币政策对短期的经济增长的宏观目标的调控效果略好;当我国房地产市场朝着更坏的方向发展时,价格型货币政策对长期的经济增长的宏观目标的调控效果略好。

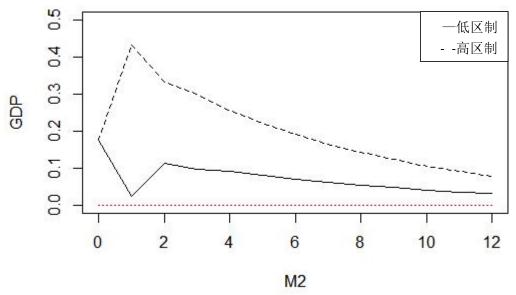


图 4.2 宽松数量型货币政策对经济增长的冲击

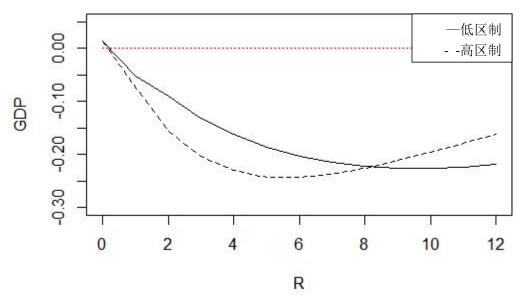


图 4.3 紧缩价格型货币政策对经济增长的冲击

当央行实行宽松的数量型货币政策时,厂商获得更多的资金,将其按比例增加对资本品的购买和对劳动力的聘用,进而增加产出;当央行实行紧缩的数量型货币政策时,厂商不能从银行获取更多资金,被迫地按比例减少对资本品的购买和对劳动力的聘用,进而减少产出。

当房地产市场朝着更加景气的方向发展时,家庭会增加对房地产的购买。房地产销量的增加会拉动上下游产品的增加,刺激家庭的消费需求。同时,银行向家庭增加更多的贷款供给,使家庭的消费增加。所以,宽松的数量型货币政策有效地刺激了消费。央

行实行紧缩的数量型货币政策,即使房地产生产商会刺激家庭对房地产的购买,资金不充足的家庭也难以增加消费。所以,宽松的数量型货币政策有效地抑制了消费。当房地产市场朝着不景气的方向发展时,家庭会减少对房地产市场的购买,抑制了房地产上下游产业的发展。当央行实行宽松的数量型货币政策时,家庭的消费欲望较低,所以宽松的数量型货币政策通过刺激消费来刺激经济增长的传导是不通畅的。由于此时家庭的消费欲望已经很低,央行再实行紧缩的数量型货币政策抑制家庭消费的作用不大。所以紧缩的数量型货币政策通过抑制消费以抑制经济过热的传导是不通畅的。

当央行实行宽松的价格型货币政策时,释放价格贬值的信号,厂商内部的投资活动减弱,但从厂商总体上看,宽松的价格型货币政策增加了厂商的产值;当央行实行紧缩的价格型货币政策时,释放价格升值的信号,厂商内部的投资活动更加频繁,但从厂商总体上看,紧缩的价格型货币政策降低了厂商的产值。

当房地产市场朝着更加景气的方向发展时,央行实行宽松的价格型货币政策,释放货币贬值的信号。家庭增加对房地产的购买,带动房地产上下游产业的发展,家庭也会增加对厂商部门的投资。家庭由于受到房地产向下游产业的刺激,消费欲望增加,而价格信号的释放意味着家庭的贷款成本降低。所以,央行实行宽松的价格型货币政策,有效地刺激了家庭的投资和消费。央行实行紧缩的价格型货币政策,释放货币增值的信号。家庭仍会增加对房地产的购买从而带动上下游产业发展,但会减少对厂商的投资,家庭的贷款成本增加。所以,央行实行紧缩的价格型货币政策,有效地抑制了家庭的投资和消费。

当房地产市场朝着不景气的方向发展时,央行实行宽松的价格型货币政策,释放货币贬值的信号。家庭对房地产的购买意愿不高,会增加自己的消费和向厂商的投资。所以,央行实行宽松的价格型货币政策会刺激家庭的投资,并在一定程度上刺激家庭的消费,但刺激力度低于房地产市场朝着更加景气的方向发展的时期。央行实行紧缩的价格型货币政策,释放货币增值的信号。家庭更愿意将货币持有在手中,同时,贷款成本的增加意味着其消费的降低。所以,央行实行紧缩的价格型货币政策,有效地抑制了家庭的消费和投资。

### 4.5 国房景气视角下货币政策对物价水平的非对称冲击

以国房景气程度的变化方向为门限,两种货币政策工具对经济增长的冲击分别如图 4.4 和图 4.5 所示。

图 4.4 反映的是,在我国房地产景气指数比上一期更高的高区制下或在我国房地产景气指数比上一期更低的低区制下,广义货币供应量增长率受到一单位正向扰动量的冲击时,居民消费价格环比指数受到的冲击响应。即宽松的数量型货币政策在两种区制下对物价水平的冲击效果。图 4.5 反映的是,在我国房地产景气指数比上一期更高的高区制下或者我国房地产景气指数比上一期更低的低区制下,银行间 7 天同业拆借利率受到一单位正向扰动量的冲击时,居民消费价格环比指数受到的冲击响应。即紧缩的价格型货币政策在两种区制下对物价水平的冲击效果。

数量型货币政策对物价水平的冲击几乎不具有非对称效应。无论是在低区制下还是 高区制下,宽松的数量型货币政策对经济增长的刺激都为正,且在第一期达到最大值点, 在第零期和第二期以及之后都趋于零。这说明,无论我国房地产市场朝着更好或更坏的 方向发展,实行宽松的数量型货币政策对物价水平的刺激效果是非常相似的,都会在短 期内刺激物价水平的上升,且刺激响应时间极短。

价格型货币政策对物价水平的冲击存在一定的非对称效应。无论是在低区制还是在 高区制下,紧缩的价格型货币政策对物价水平的冲击都以正为主。在低区制下,紧缩的 价格型货币政策在第零期对物价水平的冲击达到最大值点,并以先快后慢的速度趋于 零;在高区制下,紧缩的价格型货币政策在第一期对物价水平的冲击达到最大值点,并 以先快后慢的速度趋于零。这说明,无论我国房地产市场朝着更好还是更坏的方向发展, 紧缩的价格型货币政策都会刺激物价水平的上升。当我国的房地产市场朝着更好的方向 发展时,在短期内紧缩的价格型货币政策刺激物价水平上升的力度更大;当我国的房地 产市场朝着更坏的方向发展时,物价水平响应价格型货币政策刺激的时间更长。

对比两种货币政策工具对物价水平刺激效果的非对称效应,数量型货币政策和价格型货币政策对物价水平的刺激效果都比较稳定,数量型货币政策对物价水平的刺激效果比价格型货币政策更加稳定。同时,实行同方向的数量型货币政策和价格型货币政策,对物价水平的刺激方向是相反的。

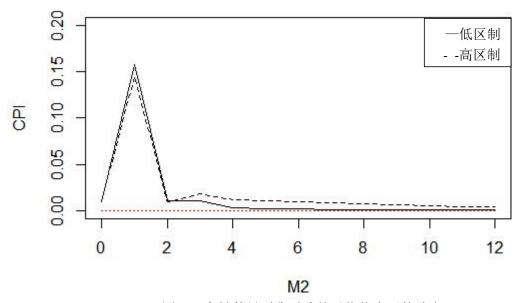


图 4.4 宽松数量型货币政策对物价水平的冲击

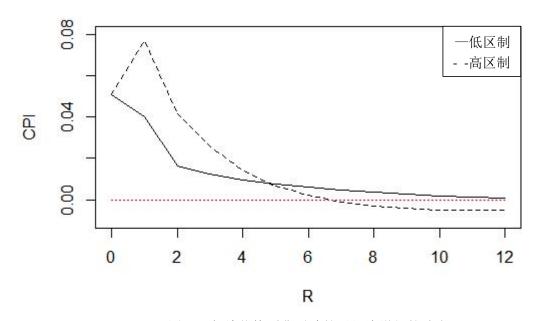


图 4.5 紧缩价格型货币政策对经济增长的冲击

当房地产市场朝着更加景气的方向发展时,宽松的数量型货币政策能高效地刺激家庭的消费,紧缩的货币政策能高效地抑制家庭的消费;当房地产市场朝着不景气的方向发展时,宽松的数量型货币政策刺激家庭的消费力度较低,紧缩的数量型货币政策抑制家庭的消费力度较低。同时,由于房地产市场的景气程度的变化方向,主要通过家庭对房地产的购买意愿影响数量型货币政策的调控效果,即使市场上增加的货币既没有用于消费也会用于对房地产的购买,因此房地产市场发展的变化方向不会引起数量型货币政策对物价水平的非对称效应。

不论房地产市场发展方向如何,价格型货币政策都能有效通过家庭和厂商调控经济增长。而房地产市场朝着更加景气的方向发展时,价格型货币政策对通过家庭的传导效果比房地产市场下行期更好一些。由于在房地产市场更加景气时价格型货币政策刺激消费的效果更好,而刺激产出的效果与房市下行期相似,所以紧缩的价格型货币政策刺激物价水平上升的力度更大,宽松的价格型货币政策抑制物价水平的力度更大。

## 4.6 国房景气视角下货币政策非对称效应的政策思考

当我国的房地产市场朝着更好的方向发展,央行想实行宽松的货币政策刺激经济增长时,数量型货币政策和价格型货币政策都能高效地刺激经济增长。但是,宽松的数量型货币政策会刺激物价水平的上升,而宽松的价格型货币政策会抑制物价水平的上升。因此,如果央行想在我国的房地产市场朝着更好的方向发展的情况下刺激我国经济增长并稳定物价,应当同时实行宽松的数量型货币政策和价格型货币政策。

当我国的房地产市场朝着更好的方向发展,央行想实行紧缩的货币政策抑制经济过热时,数量型货币政策和价格型货币政策都能高效地抑制经济过热。但是,紧缩的数量型货币政策会抑制物价水平的上升,而紧缩的价格型货币政策会刺激物价水平的上升。因此,如果央行想在我国的房地产市场朝着更好的方向发展的情况下抑制我国经济过热并降低物价,应当实行以数量型货币政策为主、以价格型货币政策为辅的紧缩的货币政策。

当我国的房地产市场朝着更坏的方向发展,央行想实行宽松的货币政策刺激经济增长时,数量型货币政策和价格型货币政策都能有效地刺激经济增长,但是相对来说,宽松的价格型货币政策刺激经济增长的效果更好一些。同时,宽松的数量型货币政策会刺激物价水平的上升,宽松的价格型货币政策会抑制物价水平的上升。因此,如果央行想在我国房地产市场朝着更坏的方向发展的情况下刺激我国经济增长并稳定物价,应当实行以价格型货币政策为主、以数量型货币政策为辅的宽松的货币政策。

当我国的房地产市场朝着更坏的方向发展,央行想实行紧缩的货币政策抑制经济过热时,数量型货币政策和价格型货币政策都能有效地抑制经济过热,但是相对来说,紧缩的价格型货币政策抑制经济过热的效果要更好一些。同时,紧缩的数量型货币政策会抑制物价水平的上升,紧缩的价格型货币政策会刺激物价水平的上升。因此,如果央行想在我国房地产市场朝着更坏的方向发展的情况下抑制我国经济过热并降低物价,应当同时实行紧缩的数量型货币政策和紧缩的价格型货币政策。

### 5.结论与建议

#### 5.1 主要结论

本文通过门限向量自回归模型,分别分析并检验了经济增长增速、经济政策不确定和房地产市场景气程度的变化方向,对数量型货币政策工具和价格型货币政策工具调控经济增长和物价水平的非对称效应。得到以下主要结论:

第一,我国货币政策的实行效果具有非对称效应。相对来说,数量型货币政策对经济增长的调控效果的非对称效应更强,价格型货币政策对物价水平的调控效果的非对称效应更强。以刺激经济增长或抑制经济过热为宏观经济目标,价格型货币政策相比数量型货币政策的调控效果更加稳健。在经济增长速度较慢时期,数量型货币政策对经济增长的刺激会产生明显的时滞性,在经济政策环境不稳定的情况下数量型货币政策调控经济增长几乎是无效的,房地产市场朝着不景气的发展会干扰数量型货币政策调控经济增长的效率。而这些因素不会削弱价格型货币政策的效率,相反,价格型货币政策在这些逆环境下对经济增长的调控效果反而会更加高效。数量型货币政策对物价水平的刺激或者抑制效果更加稳定。经济政策不确定和房地产市场景气程度的变化方向几乎不会引起数量型货币政策调控物价水平的非对称效应,经济增长所在周期对数量型货币政策调控物价水平造成的非对称效应的程度也较小。

第二,以经济增长程度划分,货币政策对经济增长的调控效果具有非对称效应。数量型货币政策在经济增长速度较高时对经济增长的调控效果较好,在经济增长速度较低时,对经济增长的调控效果存在非常明显的时滞性;价格型货币政策调控经济政策的效果比较稳定,但在经济增长速度较低时,对经济增长的调控效果更好。在经济慢增长甚至衰退的逆环境下,宽松的数量型刺激经济增长的时效性受到干预,宽松的价格型货币政策能格外高效地刺激经济增长。以经济增长程度划分,货币政策对物价水平的调控效果具有一定的非对称效应。宽松的数量型货币政策会刺激物价水平的上升,当经济增长较快时这个刺激效果会更明显。紧缩的数量型货币政策会抑制物价水平的上升。宽松的价格型货币政策会抑制物价水平的上涨,当经济增长速度较慢时这个抑制效果会更明显。紧缩的价格型货币政策会刺激物价水平的上涨。

第三,以经济政策不确定划分,货币政策对经济增长的调控效果具有非对称效应。 当经济政策相对确定时,宽松的数量型货币政策能有效刺激经济增长,紧缩的数量型货 币政策能有效地抑制经济过热;当经济政策相对不确定时,宽松的数量型货币政策不能有效刺激经济增长,紧缩的数量型货币政策不能有效抑制经济过热。不论经济政策是否确定,价格型货币政策都能有效地调控经济增长,但是当经济政策相对不确定时,宽松的价格型货币政策刺激经济增长的效果更好,紧缩的价格型抑制经济过热的效果更好。在经济政策不确定的逆环境下,数量型货币政策调控经济增长的效果受到干预,价格型货币政策能格外高效地调控经济增长。以经济政策不确定划分,数量型货币政策对物价水平的调控效果几乎不具有非对称效应,价格型货币政策调控物价水平的调控效果几乎不具有非对称效应。不论经济政策是否确定,宽松的数量型货币政策刺激物价水平的效果相似,紧缩的数量型货币政策抑制数量型货币政策的效果相似。不论经济政策是否确定,宽松的价格型货币政策都会刺激物价水平的上升,紧缩的价格型货币政策都会刺激物价水平的上升,但当经济政策不确定时,价格型货币政策刺激或抑制物价水平上升的力度更大。

第四,以房地产市场的发展方向划分,货币政策对经济增长的调控效果有一定的非对称效应,房地产市场的发展方向不会导致货币政策调控经济效果的无效。数量型货币政策调控经济增长的非对称效应相对于价格型货币政策更加明显。当房地产市场朝着更加景气的方向发展时,数量型货币政策刺激经济增长或者抑制经济过热的效果更好;当房地产市场朝着不景气的方向发展时,价格型货币政策刺激经济增长或者抑制经济过热的效果更好。以房地产市场的发展方向划分,数量型货币政策对物价水平的调控效果几乎不具有非对称效应,价格型货币政策的对物价水平的调控效果具有一定的非对称效应。不论房地产市场的发展方向如何,宽松的数量型货币政策会在短期内刺激物价水平的上升,紧缩的价格型货币政策短期内会抑制物价水平的上升。宽松的价格型货币政策会抑制物价水平的上升。宽松的价格型货币政策会抑制物价水平的上升。当房地产市场朝着更加景气的方向发展时,物价水平对价格型货币政策的响应程度更加强烈。

## 5.2 政策建议

根据本文的理论分析和实证的最终结果,为使我国的货币政策能更加有效甚至高效 地调控经济目标,本文得出如下政策启示:

第一,央行要根据自己当期主要的经济目标来对货币政策工具进行结构性调整。由于在本文提到的三种宏观因素的干扰下,价格型货币政策调控经济增长的效果更加稳健,因此,若以刺激经济增长或抑制经济过热为主要目标,央行应当使用价格型货币政

策工具为主,数量型货币政策工具为辅;由于在本文提到的三种宏观因素的干扰下,数量型货币政策调控物价水平的效果更加稳健,若以刺激或抑制物价水平为主要目标,央行应当使用数量型货币政策工具为主,价格型货币政策工具为辅。

第二,由于在本文提到的三种宏观因素的干扰下,会引起两种货币政策工具或对经济增长的调控效果或对物价水平的调控效果的非对称效应,因此央行在实行货币政策时,应当重视经济所处周期、经济政策不确定以及房地产市场景气程度的变化方向对货币政策调控效果带来的非对称效应。应当及时关注相关宏观因素的变化,以便对货币政策工具进行合适的结构性调整。

## 参考文献

- [1] Aastveit K A, Anundsen A K. Asymmetric effects of monetary policy in regional housing markets[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2022, Vol.14(4):499-529.
- [2] Alola U V, Usman O, Alola A A. Is pass-through of the exchange rate to restaurant and hotel prices asymmetric in the US? Role of monetary policy uncertainty[J]. Financial Innovation, 2023, Vol.9(1):1-19.
- [3] Balcilar M, Ozdemir Z A, Ozdemir H, et al. Effectiveness of monetary policy under the high and low economic uncertainty states: evidence from the major Asian economies[J]. Empirical Economics, 2022, Vol.63(4):1741-1769.
- [4] Ca'Zorzi M, Dedola L, Georgiadis G, et al. Making Waves: Monetary Policy and Its Asymmetric Transmission in a Globalized World[J]. International Journal of Central Banking, 2023, Vol.19(2): 95-144.
- [5] Cavoli T, Gopalan S, Rajan R S. Is Exchange Rate Centred Monetary Policy Asymmetric? Empirical Evidence from Singapore[J]. Applied Economics, 2023, Vol.55(21) 2438-2454.
- [6] Chen S S. Does monetary policy have asymmetric effects on stock returns?[J]. Journal of money, credit and banking, 2007, Vol.39(2-3):667-688.
- [7] De Grauwe P. Monetary policies in the presence of asymmetries[J]. JCMS: Journal of Common Market Studies, 2000, Vol.38(4):593-612.
- [8] Dolado J J, Maria-Dolores R, Naveira M. Are monetary-policy reaction functions asymmetric?: The role of nonlinearity in the Phillips curve[J]. European Economic Review, 2005, Vol.49(2):485-503.
- [9] Furceri D, Mazzola F, Pizzuto P. Asymmetric effects of monetary policy shocks across US states[J]. Papers in Regional Science, 2019, Vol.98(5):1861-1891.
- [10] Fratantoni M, Schuh S. Monetary policy, housing, and heterogeneous regional markets[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2003:557-589.
- [11] Goshit G G, Jelilov G, Iorember P T, et al. Asymmetric effects of monetary policy shocks on output growth in Nigeria: Evidence from nonlinear ARDL and Hatemi-J causality tests[J]. Journal of Public Affairs, 2022, 22(2).
- [12] Garcia R, Schaller H. Are the effects of monetary policy asymmetric?[J]. Economic inquiry, 2002, Vol. 40(1):102-119.
- [13] Gaiotti E, Generale A. Does monetary policy have asymmetric effects? A look at the investment decisions of Italian firms[J]. Giornale degli economisti e annali di economia, 2002, Vol.61(1):29-59.
- [14] Hayo B, Uhlenbrock B. Industry effects of monetary policy in Germany[M]//Regional aspects of monetary policy in Europe. Boston, MA: Springer US, 2000:127-158.
- [15] Huang Y, Luk P.Measuring economic policy uncertainty in China[J]. China Economic Review, 2020, Vol59.(1)1-18.

- [16] Jansen D W, Tsai C L. Monetary policy and stock returns: Financing constraints and asymmetries in bull and bear markets[J]. Journal of Empirical finance, 2010, Vol.17(5): 981-990.
- [17] Karras G. Are the output effects of monetary policy asymmetric? Evidence from a sample of European countries[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1996, Vol.58(2):267-278.
- [18] Levy M D, Plosser C I. The Murky Future of Monetary Policy[J]. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 2022.
- [19]Li F, St-Amant P. Financial stress, monetary policy, and economic activity[R]. Bank of Canada, 2010.
- [20] Martin C, Milas C. Modelling monetary policy: inflation targeting in practice[J]. Economica, 2004, Vol.71(282):209-221.
- [21] Maih J, Mazelis F, Motto R, et al. Asymmetric monetary policy rules for the euro area and the US[J]. Journal of Macroeconomics, 2021, Vol.70(4).
- [22] Rahman S, Serletis A. The asymmetric effects of oil price and monetary policy shocks: A nonlinear VAR approach[J]. Energy Economics, 2010, 32(6):1460-1466.
- [23] Santoro E, Petrella I, Pfajfar D, et al. Loss aversion and the asymmetric transmission of monetary policy[J]. Journal of Monetary Economics, 2014, Vol.68:19-36.
- [24] Sohail M T, \*\*uyuan Y, Usman A, et al. Renewable energy and non-renewable energy consumption: assessing the asymmetric role of monetary policy uncertainty in energy consumption[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2021, Vol.28:31575-31584.
- [25] Tenreyro S, Thwaites G. Pushing on a string: US monetary policy is less powerful in recessions [J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2016, Vol.8(4):43-74.
- [26] Ullah S, Ozturk I, Sohail S. The asymmetric effects of fiscal and monetary policy instruments on Pakistan's environmental pollution[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2021, Vol.28: 7450-7461.
- [27] Wei X, Han L. The impact of COVID-19 pandemic on transmission of monetary policy to financial markets[J]. International Review of Financial Analysis, 2021, Vol.74.
- [28] Wang S, Zeng Y, Yao J, et al. Economic policy uncertainty, monetary policy, and housing price in China[J]. Journal of Applied Economics, 2020, Vol.23(1):235-252.
- [29]Zhang X, Pan F. Asymmetric effects of monetary policy and output shocks on the real estate market in China[J]. Economic Modelling, 2021, Vol.103.
- [30] 卞学字,孙婷.美元体系中的外汇噪声交易与货币政策非对称传导[J].财贸研究, 2022, Vol.33(06):47-64.
- [31]陈利锋,王俊杰,钟玉婷等.违约风险、银行信贷筛选与货币政策非对称效应[J].中国管理科学, 2022, Vol.30(10):35-45.
- [32]崔百胜,高崧耀.G20 国家差异化金融条件下货币政策的非对称性传导研究[J].国际贸易问题, 2019(08):138-156.

- [33]陈小亮.老龄化与货币政策有效性[J].中国金融, 2021(18):81-82.
- [34]陈小亮,王兆瑞,郭俊杰.老龄化是否削弱了中国货币政策的"稳增长"效果?[J].经济学动态,2021(05):79-96.
- [35]陈英楠,莫东翠,唐思华等.测量中国房地产政策不确定性研究[J].经济学(季刊), 2022, Vol.22(02):405-424.
- [36]陈海龙.货币政策、物价波动与房地产投资的联动关系——基于 VAR 模型的实证研究[J].建筑经济, 2020, Vol.41(05):9-14.
- [37]陈建斌.政策方向、经济周期与货币政策效力非对称性[J].管理世界, 2006(09):6-12+171.
- [38]陈德伟,徐琼,孙崎岖.我国货币政策效果的非对称性实证研究[J].数量经济技术经济研究,2003(05):19-22.
- [39]陈创练,单敬群,林玉婷.中国金融风险周期监测与央行货币政策非对称性效果识别[J]. 统计研究, 2020, Vol.37(06):79-92.
- [40]陈创练,蒋海,单敬群.中国货币政策的非对称性偏好调控模式及其演变研究[J].统计研究, 2019, Vol.36(07):50-64.
- [41]陈丰.金融危机下中国货币政策是否陷入流动性陷阱——基于货币政策非对称性的实证研究[J].经济学动态, 2010(05):58-64.
- [42]陈文,史小坤.宏观经济不确定视域下货币政策的逆周期调控作用研究[J].金融与经济, 2020(10):7-15.
- [43]陈宓舟.经济政策不确定性对企业全球价值链分工的影响——理论机制和中国经验 [J].国际经贸探索, 2023, Vol.39(10):80-94.
- [44]陈伟光,钟华明.经济政策不确定性、国家治理能力与国家金融化[J].南开经济研究, 2023,(10):60-81.
- [45] 楚尔鸣.货币政策效果非对称性的理论分析[J].求索,2004,(11):14-17.
- [46]邓创,吴健,王哲.外部不确定性冲击的来源甄别及其对中国货币政策有效性的影响[J]. 数量经济技术经济研究,2023,Vol.40(07):5-26.
- [47] 段梅.经济政策不确定性会影响货币政策有效性吗——基于信贷渠道的视角[J].当代 财经, 2017(06):18-27.
- [48]方显仓,张卫峰.人口老龄化与货币政策有效性——理论演绎与跨国证据[J].国际金融研究, 2019(07):14-24.
- [49]潘海峰.货币政策、信贷与房价的非线性关系检验[J].统计与决策, 2020, Vol.36(18):141-144.
- [50]符号亮,袁鲲.货币政策、融资约束与商业信用替代性——基于中国上市公司的经验证据[J].经济体制改革, 2021(05): 129-135.
- [51] 冯根福,郑冠群.中国货币政策非对称干预资产价格波动的宏观经济效应——基于分段线性新凯恩斯动态随机一般均衡模型的模拟和评价[J].中国工业经济,2016,(10):5-22.
- [52]郭豫媚,周璇.央行沟通、适应性学习和货币政策有效性[J].经济研究, 2018,

Vol.53(04):77-91.

- [53]顾海峰,卞雨晨."双支柱"政策框架、跨境资本流动与银行系统性风险[J].世界经济研究, 2022,(11):72-88+136.
- [54]侯继磊,周国庆.市场分割、资源空间配置效率与货币政策有效性——区域经济视角下的分析与思考[J].东岳论丛, 2017, Vol.38(12):117-123.
- [55]韩亚栋,薛鹏. 乘风破浪[N]. 中国纪检监察报, 2023-12-08,(004).
- [56]黄佳琳,秦凤鸣.国货币政策效果的区域非对称性研究——来自混合截面全局向量自回归模型的证据[J].金融研究, 2017, (12):1-16.
- [57] 黄志钢.中国宏观经济管理的演变和创新发展[J].上海经济研究, 2023,(12):99-110.
- [58]姜伟,徐放.经济政策不确定性、货币政策与短期资本流动[J].重庆理工大学学报(社会科学), 2021, Vol.35(09):64-78.
- [59]刘汉,黄卫挺,贺彦飞.新常态下货币供给对工业经济的非对称冲击——兼论冲击路径的情景设计与分析[J].中国管理科学, 2018, Vol.26(01):1-12.
- [60] 卢盛荣,李文溥.中国地区间货币政策效应双重非对称性研究[J].数量经济技术经济研究, 2009, Vol.26(02):112-126.
- [61]李彪,石雨昕. 南开大学陈宗胜: 宏观微观对总体形势向好感受不一 主要是角度和侧重点不同造成[N]. 每日经济新闻, 2023-12-12,(002).
- [62]李苑,于祥明,李雁争等. 中央经济工作会议 11 大看点权威解读[N]. 上海证券报, 2023,(2).
- [63]刘明.信贷配给与货币政策效果非对称性及"阀值效应"分析[J].金融研究, 2006(02):12-20.
- [64]刘金全,隋艺.人口老龄化、信贷渠道和货币政策有效性——来自宏观层面和省级层面的经验证据[J].金融发展研究, 2023(08):15-23.
- [65]刘金全,郑挺国.我国货币政策冲击对实际产出周期波动的非对称影响分析[J].数量经济技术经济研究,2006(10):3-14.
- [66]刘金全,王国志,付卫艳.经济政策不确定性下货币政策有效性研究[J].中南大学学报(社会科学版), 2021, Vol.27(02):126-139.
- [67]刘旸,杜萌.经济政策不确定性、货币政策与股票市场流动性——基于 TVP-VAR 模型的实证分析[J].大连理工大学学报(社会科学版), 2020, Vol.41(05):42-50.
- [68]刘金全,艾昕.经济政策不确定性视角下宏观杠杆的调控效应及其策略选择[J].改革, 2020(03):74-84.
- [69]刘金全,陈德凯.我国房地产价格波动与货币政策调控模式研究——基于政策不确定性视角的实证分析[J].当代经济科学, 2017, Vol.39(04):51-57+126.
- [70]李雪.人口老龄化降低货币政策有效性了吗[J].现代经济探讨, 2023(09):22-35.
- [71]李戎,刘岩,彭俞超等.动态随机一般均衡模型在中国的研究进展与展望[J].经济学(季刊), 2022, Vol.22(06):1829-1846.
- [72]陆军,舒元.货币政策无效性命题在中国的实证研究[J].经济研究, 2002,(03):21-26+93.

- [73]刘金全.货币政策作用的有效性和非对称性研究[J].管理世界, 2002(03):43-51+59-153.
- [74]克里斯蒂娜·拉加德,王宇.为什么中央银行需要保持清晰的政策意图、灵活的分析方法和谦卑的自省精神[J/OL].金融发展研究:1-4.
- [75]刘斌.我国 DSGE 模型的开发及在货币政策分析中的应用[J].金融研究, 2008(10):1-21.
- [76]李建强,张淑翠.人口老龄化影响财政与货币政策的有效性吗?[J].财经研究, 2018, 44(07):16-32.
- [77]李金凯.境外人民币存量会弱化货币政策有效性吗?——基于 2004-2017 年境外人民币存量数据的实证研究[J].金融论坛, 2019, Vol.24(01):35-51.
- [78]李颖,林景润,高铁梅.我国通货膨胀、通货膨胀预期与货币政策的非对称分析[J].金融研究, 2010,(12):16-29.
- [79]李庆华,郑庶心.房地产调控条件下货币政策的资产价格传导效应——基于 35 个大中城市的实证分析[J].价格月刊, 2020(07):31-42.
- [80] 廉永辉,黄娇,高杰英.经济政策不确定性与银行羊群效应——基于贷款行业结构相似性视角[J].中央财经大学学报,2023,(05):35-49.
- [81]梁丰.经济政策不确定性与我国货币政策有效性——基于门槛向量自回归模型的实证研究[J].华东经济管理, 2019, Vol.33(06):84-90.
- [82]连俊.新冠疫情仍在严重拖累全球经济[N].经济日报, 2022-08-23,(004).
- [83]缪言,尹彦辉,白仲林. 人口老龄化、减税降费与货币政策有效性[C]//中国数量经济学会.21世纪数量经济学(第 21 卷).经济管理出版社,2020:17.
- [84]马梅若. 中央金融工作会议吹响金融改革发展新号角[N]. 金融时报, 2023-11-01(002).
- [85]马玲. 始终保持稳健 充实政策工具箱[N]. 金融时报, 2023-11-03(003).
- [86]欧阳志刚,王世杰.我国货币政策对通货膨胀与产出的非对称反应[J].经济研究, 2009, Vol.44(09):27-38.
- [87]彭扬. 中国人民银行: 保持货币政策稳健性 营造良好货币金融环境[N]. 中国证券报, 2023-11-01(A04).
- [88]杨国超,魏爽,院茜等.企业为何选择劳务外包——基于经济政策不确定性的解释[J]. 中国工业经济, 2023,(09):136-154.
- [89]颜忠宝,张跃化,赵峰.经济政策不确定性与企业风险——基于双重中介效应与双重调节效应的分析[J/OL].软科学:1-11.
- [90]杨科,郭亚飞,田凤平.经济政策不确定性冲击下全球系统性金融风险的跨市场传染——基于 TVP-FAVAR 和 TVP-VAR 模型的研究[J].统计研究, 2023, Vol.40(07):70-84.
- [91]齐岳,刘彤阳.货币政策对资产价格的冲击及资产价格联动——基于中国股票市场和房地产市场的实证分析[J].系统工程, 2020, Vol.38(06):108-117.
- [92] 苏治,刘程程,位雪丽.经济不确定性是否会弱化中国货币政策有效性[J].世界经济, 2019, Vol.42(10):49-72.
- [93]吴秋余.为高质量发展营造良好的货币金融环境[N].人民日报, 2023-11-05(002).

- [94]王忠雪,于洋. 关于银行金融创新与货币政策有效性研究[C]//吉林省财政科学研究所. 财金观察(2023年第1辑).[出版者不详],2023:17.
- [95]王爱俭,王璟怡.宏观审慎政策效应及其与货币政策关系研究[J].经济研究, 2014, Vol.49(04):17-31.
- [96]王博,李力,郝大鹏.货币政策不确定性、违约风险与宏观经济波动[J].经济研究, 2019, Vol.54(03):119-134.
- [97]吴锦顺.货币政策对金融压力的非对称性反应——基于 FA-DPT 模型的分析[J].国际金融研究, 2020(05):34-44.
- [98]王伟强.经济政策不确定性对货币政策调控有效性的影响[J].郑州大学学报(哲学社会科学版), 2019, Vol.52(03):27-34+126.
- [99]王晓枫,宋东方.影子银行视角下央行货币政策工具非对称效应研究[J].东北财经大学学报,2015(06):46-51.
- [100] 王博,康琦.经济政策不确定性对债券信用利差的影响研究[J].国际金融研究 2023,(07):73-82.
- [101] 魏建,李世杰.不确定性感知与企业绿色技术创新——基于区域与企业 异质性视角的分析[J/OL].重庆大学学报(社会科学版):1-19.
- [102] 王曙光.经济非均衡、市场主体和转型发展——厉以宁经济思想述评[J]. 北京大学学报(哲学社会科学版), 2023, Vol.60(03):163-173.
- [103] 徐滢,何一.美联储货币政策冲击对中国货币政策利率传导有效性的研究——基于时变参数向量自回归模型[J].财经理论研究, 2021(05):55-65.
- [104] 徐贝贝. 中国经济乘风破浪稳健前行[N]. 金融时报, 2023-12-11,(001).
- [105] 邢斐,海梦碟,曹瑜强.经济政策不确定性与企业技术型并购——基于企业间的策略性互动关系视角[J].中国工业经济, 2023,(96):137-155.
- [106] 肖世清. 明年货币政策"关键词": 稳健、灵活适度、精准有效[N]. 每日 经济新闻, 2023-12-14(002).
- [107] 肖强.我国货币政策的非对称性效应分析——基于金融状况视角[J].中央财经大学学报, 2015,(03):41-46.
- [108] 徐小君,苏梽芳.中国货币政策效应非对称性与货币政策选择——基于工资和价格下调刚性视角的经验研究[J].财贸经济, 2015,(07):137-149.
- [109] 徐小君.中国工资和价格下调刚性下的货币政策非对称性研究[J].统计研究, 2015, Vol.32(10):12-20.
- [110] 徐茂魁,陈丰,吴应宁.中国是否存在货币政策非对称性?——基于当前货币政策无效性的探讨[J].经济评论, 2010(01):72-79.
- [111] 徐妍,安磊.纳入房地产定价效率的最优货币政策规则设计——基于社会福利最大化视角[J].金融监管研究, 2020(07):57-76.
- [112] 闫红波,王国林.我国货币政策产业效应的非对称性研究——来自制造业的实证[J].数量经济技术经济研究, 2008(05):17-29+42.
- [113] 于金富,陈超然.高水平社会主义市场经济体制的制度体系构建及其重

点环节[J].经济纵横, 2023,(09):8-13.

- [114] 翟光宇,王超,郭晓馥.人口老龄化、货币政策有效性与房地产价格[J].金融论坛, 2023, Vol.28(03):70-80.
- [115] 尹韦琪.货币政策对产业发展的非对称性效应分析[J].财经科学, 2022(01):31-42.
- [116] 杨铖,郭树华.中美汇率政策与货币政策冲突效应的非对称性分析——基于通货膨胀视角[J].投资研究, 2022, Vol.41(07):46-60.
- [117] 杨鹏,刘汉.货币政策对股市波动和相关性的混频非对称影响研究[J].中央财经大学学报, 2023(06):42-54.
- [118] 张淑娟,王晓天.货币政策产业效应的双重非对称性研究——基于 STVEC 模型的非线性分析[J].金融研究, 2016,(07):17-32.
- [119] 周潇枭. 中央政治局会议定调 2024 年经济工作:加大宏观调控力度、 着力扩大国内需求[N]. 21 世纪经济报道, 2023-12-11(001).
- [120] 祝嫣然. CMF 报告: 此轮经济复苏有四个新特点 预计今年 GDP 增长 5.3%[N]. 第一财经日报, 2023-11-28,(A06).
- [121] 周潇枭. 详解中央经济工作会议释放的"进"与"立": 2024 年多出稳增长政策、点题新一轮财税改革[N]. 21 世纪经济报道, 2023-12-13(001).
- [122] 张卫峰,刘堂勇.人口老龄化与日本货币政策、财政政策有效性:抑制还是强化?[J].世界经济研究, 2019(06):3-16+134.
- [123] 周源,唐晓婕.人口老龄化与货币政策有效性[J].西安交通大学学报(社会科学版), 2015, 35(05):25-32.
- [124] 周立,马建.垂直结构、歧视性信贷与货币政策传导有效性——兼论我国国有企业市场化改革[J].中央财经大学学报,2023(01):39-57.
- [125] 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, Vol.35(01):64-73.
- [126] 周安.银行竞争、影子银行与货币政策有效性分析[J].中央财经大学学报, 2019(11):40-56.
- [127] 赵进文,闵捷.央行货币政策操作效果非对称性实证研究[J].经济研究, 2005(02):26-34+53.
- [128] 张骥.货币政策传导、融资结构与企业异质性[J].武汉金融, 2020(06):24-32.
- [129] 张小宇,周锦岚.中国货币政策调控模式演变及政策效应——基于 MS-DSGE 模型的研究[J].金融论坛, 2023, Vol.28(01):61-70.
- [130] 张龙,申瑛琦,尹韦琪.货币政策量价工具的房地产市场效应分析[J].财贸研究, 2021, Vol.32(10):48-56.
- [131] 张品一.货币政策与房地产周期性波动[J].现代经济探讨, 2019(05):48-54.
- [132] 张方,国文婷,张云.经济政策不确定性对企业并购行为的影响研究——

基于宏观政策"逆周期"调节精准性的视角[J/OL].金融经济学研究:1-24.

- [133] 祝树金,申志轩,文茜等.经济政策不确定性与企业数字化战略:效应与机制[J].数量经济技术经济研究, 2023, Vol.40(05):24-45.
- [134] 张明,刘瑶,张冲.如何通过财政政策与货币政策的协调配合来助力地区 经济发展?——基于某南方沿海省份的调查研究[J].财政研究, 2023,(10):31-43.
- [135] 朱民,Nicholas Stern,Joseph E.Stiglitz 等.拥抱绿色发展新范式: 中国碳中和政策框架研究[J].世界经济, 2023, Vol.46(03):3-30.
- [136] 郑挺国,王霞.中国经济周期的混频数据测度及实时分析[J].经济研究, 2013, Vol.48(06):58-70.

## 攻读硕士学位期间承担的科研任务及主要成果

#### 一、已发表的论文:

司颖华,周言玢. 我国货币政策的宏观经济非线性效应——基于经济政策不确定视角 [J]. 湖 南 财 政 经 济 学 院 学 报 ,2023,39(06):5-17. DOI:10.16546/j.cnki.cn43-1510/f.2023.06.001.

#### 二、投中会议的论文:

《疏通货币政策传导机制的检验:来自社会融资规模的证据》投中会议《(第四届)全国投入与产出大数据年会》。(二作,导师一作)

《社会融资规模对经济的结构性冲击》投中会议《第五届金融监管和金融稳定国际会议》。(二作,导师一作)

#### 三、其他论文:

《国房景气视角下货币政策的非线性效应分析》(二作,导师一作)。

#### 四、会议参与和组织情况说明:

- 2023 第五届金融监管与金融稳定国际会议: 以汇报人身份参加
- 2023 第四届全国投入产出与大数据研究会年会: 以汇报人身份参加
- 2023 数量经济学西部论坛: 以志愿者、协助组织者身份参加
- 2023 金融期刊联盟学术年会: 现场参加旁听
- 2023 金融统计与随机分析学术论坛: 现场参加旁听
- 线上参加旁听会议若干

#### 五、证书:

2022 年中国商业统计学会主办的"正大杯第十二届全国大学生市场调查与分析大赛西北赛区研究生组选拔赛"中获三等奖

2021 年在兰州财经大学统计与数据科学学院获得三等奖学金

### 致 谢

首先,感谢我的导师司颖华教授。司老师平易近人、治学严谨、对学生负责,是我科研之路的领路人。硕士一入学,司老师就敦促我自主学习,在完成所有课程的基础上多研读经济学的经典书目。在司老师的指导下,本是跨专业考研到兰州财经大学的我,开始静下心来认真阅读晦涩的经济学教材。从日常的学习到每一篇工作论文的完成,司老师和肖老师都悉心指导并认真提供修改意见,每一篇论文的发表都离不开司老师和肖老师严谨的治学态度与精益求精的精神,硕士论文的选题、开题、预答辩到最后成稿,离不开司老师和肖老师严谨负责对我的指导。

其次,感谢我兰州财经大学所有教导过我的老师们。硕士期间,兰州财经大学统计与数据科学学院优秀博学的老师们给我上的一门又一门拓展经济学。金融学和统计学的课程,也让我在数量经济学这个领域走得更远。

再次,感谢辛苦工作养育我的父母家人。为我的生活与教育创造良好的条件,感谢 他们为我的付出,让我能无后顾之忧地追求梦想。

最后,谢谢陪我一路求学的小伙伴们,无论是师兄、师姐、师弟师妹,我的成长也离不开他们,三人行必有我师,每个人身上的闪光点都会让我所有的选择变得更加正确。