

|  |
| --- |
| 学校代码： 10327 |
| 学 号： MG11007003 |



**硕** 士 学 位 论 文

**基于时变参数因子 VAR 模型的中国货币政策有效性研究**

|  |  |
| --- | --- |
| **院** **系：** | **经济学院** |
| **专** **业：** | **数量经济学** |
| **研 究 方 向：** | **金融数量分析** |
| **姓** **名：** | **刘傲琼** |
| **指 导 教 师：** | **孙瑞博** |
| **完 成 日 期：** | **2013 年 5 月** |
| **答 辩 日 期：** | **2013 年 6 月** |

**THE RESERCH OF CHINESE MONETARY POLICY EFFECTIVENESS**

**BASED ON TVP-FAVAR MODEL**

A Dissertation Submitted to

Nanjing University of Finance and Economics For the Academic Degree of Master of Economics

BY

Liu Aoqiong

Supervised by (Associate) Professor Sun Ruibo

School of Economics

Nanjing University of Finance and Economics

May 2013

**学位论文独创性声明**

本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。论文中除了特别加以标注和致谢的地方外，不包含其他人或其它机构已经发表或撰写过的研究成果。其他同志对本研究的启发和所做的贡献均已在论文中作了明确的声明并表示了谢意。

作者签名： 日期：

**学位论文使用授权声明**

本人完全了解南京财经大学有关保留、使用学位论文的规定，即：学校有权保留送交论文的复印件，允许论文被查阅和借阅；学校可以公布论文的全部或部分内容，可以采用影印、缩印或其它复制手段保存论文。保密的论文在解密后遵守此规定。

作者签名： 导师签名： 日期：

摘要

货币政策是一个国家促进经济增长，稳定物价，进行宏观经济调控的重要工具之一，对货币政策的有效性研究由来已久并且具有重要的理论与实际意义。在对货币政策有效性的传统研究中，研究者使用政策变量与一个或两个宏观经济变量建立VAR模型，找到政策变量与宏观经济变量之间一对一的关系。由于少数几个宏观经济变量无法全面反映宏观经济的整体发展情况，政策变量与某一个宏观经济变量一对一的关系也无法反映政策变量对宏观经济整体发展的作用，这就需要增加多个宏观经济变量以获取经济发展的完整信息。由于VAR模型自身的特点，当变量较多、维数过高时估计模型，模型自由度消耗严重，需要大量的数据作为支撑。但是我国宏观经济变量的发布频率以月、季、年为主，不可能获得足够规模的数据量，数据相对不足的情况时有发生。为了全面反映货币变量与宏观经济整体发展情况的关系，并且克服VAR维度过高自由度消耗过大而数据不足的情况，本文采用因子VAR模型(FAVAR)作为基础模型，选取8个宏观经济变量综合反应经济发展，通过主成分分析提取出两个能够代表宏观经济发展情况的因子，然后选取3个货币政策变量：货币供给量、汇率、利率，将每一个政策变量与宏观经济因子分别建立因子VAR模型，寻求每一个政策变量与宏观经济因子之间的关系。

因子VAR模型的常系数无法刻画我国货币政策随时间的不断推移改革的不断进行，有效性不断变化的情况。为了刻画这种变化过程，因子VAR模型的系数必须具有时变性，所以本文在因子VAR 模型的基础上采用了时变参数因子

VAR模型(TVP-FAVAR)，描绘不同时间段货币政策对宏观经济产生的时变性影响，突出我国货币政策改革随时间不断深化的效果，刻画不同时间段处于改革进程中的货币政策对经济发展的具体作用。通过建立模型进行比较分析，本文发现我国货币政策整体上是有效的，但是选择不同的政策变量，货币政策的有效性有明显的差异，并且选择同一货币政策在不同时期由于改革方式不同，改革进程不同，货币政策的有效性也有明显不同。调节货币供给量的货币政策对宏观经济的影响力度在不断减弱，货币供给量的有效性水平也随之不断减小。我国汇率制度改革后，新的汇率制度在提高货币政策有效性方面起到了更大的推动作用，但是利率市场化水平较低致使货币政策有效性在一定程度被削弱了。

**关键词：**货币政策有效性；时变参数因子； VAR 模型；汇率改革；利率市场化

Abstract

Monetary policy is one of the most important tools for government to develop economic, to stable the price and to adjust macro-economy, so the research on the effectiveness of monetary policy has a long history and has important theoretical and practical significance. In the traditional study of effectiveness of monetary policy, the researchers use policy variable and one or two or three macro-economic variables to establish the VAR model, to find out a one-to-one relationship between the policy and macroeconomic variables. Due to a few macroeconomic variables cannot fully reflect the overall development of the macro economic, one-to-one relationship can't reflect the overall policy variables on the macroeconomic development. It's needed to increase the number of macro-economic variables in order to get complete information of the development of economy. Because of the limitation of the VAR model, when the dimension of model is high, the degree of freedom consumpts severely, so the model needs a large amount of data as support. The release frequency of macro-economic variables in China is mainly month, season or year, so it's difficult for the researchers to obtain enough data. In order to fully reflect the overall relationship between monetary and macroeconomic development situation, and to overcome high degrees of freedom excessive consumption and shortage of data, this dissertation choose factor-augmented VAR model (FAVAR) as a basic model, select eight macroeconomic variables, use principal component analysis to extract two factors, which can represent the situation of macro-economic development and then choose three monetary policy variables, money supply, exchange rates, interest rates, and use each of the policy variables and macro-economic factors to establish FAVAR model, to find out the relationship between every policy variables and the macro-economic factors.

In recent years, in order to adapt to the macroeconomic development direction of the future, China has been committed to the monetary policy reform and optimization. These reform measures play an important role on our country's economy development, also make a large extent influence on the effectiveness of monetary policy in our country. However, the constant coefficient of FAVAR model can't depict the time-varying effectiveness of China's monetary policy. In order to depict the changing process, FAVAR model coefficient must be modified, so based on the FAVAR model this dissertation adopts the time-varying parameters (TVP - FAVAR) to depict that the

Same monetary policy could have different effects on macro-economic during the different periods of time. It highlights the effect of China's monetary policy reform, and portrays the different period of reform on the specific role of economic development. This dissertation found that China's monetary policy is valid in general, but choose different monetary policy variables will lead to the different effectiveness of monetary policy, even choose the same variables of monetary policy will also lead to the different effectiveness in different periods because of the different ways of reform, different reform process and different international and domestic situation. The effect of monetary policy which choose money supply as the policy variable is becoming weak, and the monetary efficiency level has been continuously reduced. Exchange rate adjustment has played a larger role in improving the monetary policy effectiveness after the new exchange rate regime of exchange rate system reform in our country. However, the low level of interest rate liberalization makes the effectiveness of monetary policy weakened.

**KEY WORDS:**: Monetary policy effectiveness; Time-varying parameter VAR model; Exchange rate reform; Interest rate liberalization

目 录

[摘要](#_Toc686114161) 3

[Abstract](#_Toc686114162) 3

[第一章 绪论](#_Toc686114163) 4

**[1.1](#_Toc686114164)** [研究背景](#_Toc686114164) 4

**[1.2](#_Toc686114165)** [研究意义](#_Toc686114165) 5

**[1.3](#_Toc686114166)** [国内外研究现状](#_Toc686114166) 5

**[1.3.1](#_Toc686114167)** [国内外货币有效性理论研究](#_Toc686114167) 5

**[1.3.2](#_Toc686114168)** [国内外方法研究](#_Toc686114168) 5

**[1.4](#_Toc686114169)** [论文创新点](#_Toc686114169) 5

[第二章 模型简介、变量选取和因子提取](#_Toc686114170) 5

**[2.1](#_Toc686114171)** [主成分分析法](#_Toc686114171) 5

**[2.1.1](#_Toc686114172)** [主成分分析理论方法](#_Toc686114172) 5

**[2.1.2](#_Toc686114173)** [主成分分析步骤](#_Toc686114173) 7

**[2.2](#_Toc686114174)****[FAVAR](#_Toc686114174)**[模型](#_Toc686114174) 7

**[2.2.1](#_Toc686114175)****[FAVAR](#_Toc686114175)**[模型的提出](#_Toc686114175) 7

**[2.2.2](#_Toc686114176)****[FAVAR](#_Toc686114176)**[模型](#_Toc686114176) 8

**[2.3](#_Toc686114177)****[TVP-FAVAR](#_Toc686114177)**[模型](#_Toc686114177) 8

**[2.3.1](#_Toc686114178)****[TVP-FAVAR](#_Toc686114178)**[模型的提出](#_Toc686114178) 8

**[2.3.2](#_Toc686114179)****[TVP-FAVAR](#_Toc686114179)**[模型](#_Toc686114179) 8

**[2.3.3](#_Toc686114180)****[TVP-FAVAR](#_Toc686114180)**[模型的估计方法](#_Toc686114180) 10

**[2.4](#_Toc686114181)** [变量设定与数据预处理](#_Toc686114181) 15

**[2.5](#_Toc686114182)** [主成分分析](#_Toc686114182) 17

[第三章 货币供给量的货币政策有效性](#_Toc686114183) 18

**[3.1](#_Toc686114184)** [货币供给量在产出水平方面的有效性研究](#_Toc686114184) 18

**[3.1.1](#_Toc686114185)****[Granger](#_Toc686114185)**[因果检验与协整检验](#_Toc686114185) 18

**[3.1.2](#_Toc686114186)****[TVP-FAVAR](#_Toc686114186)**[模型的建立及脉冲响应分析](#_Toc686114186) 18

**[3.2](#_Toc686114187)** [货币供给量在价格水平方面的有效性研究](#_Toc686114187) 24

**[3.2.1](#_Toc686114188)****[Granger](#_Toc686114188)**[因果检验与协整检验](#_Toc686114188) 24

**[3.2.2](#_Toc686114189)****[FAVAR](#_Toc686114189)**[模型的建立及脉冲响应分析](#_Toc686114189) 25

**[3.3](#_Toc686114190)** [实证结果讨论](#_Toc686114190) 25

**[3.3.1](#_Toc686114191)** [产出水平方面](#_Toc686114191) 25

**[3.3.2](#_Toc686114192)** [价格水平方面](#_Toc686114192) 25

**[3.3.3](#_Toc686114193)** [有效性分析](#_Toc686114193) 26

[第四章 汇率的货币政策有效性](#_Toc686114194) 26

**[4.1](#_Toc686114195)** [汇率在产出水平方面的有效性研究](#_Toc686114195) 26

**[4.1.1](#_Toc686114196)****[Granger](#_Toc686114196)**[因果检验与协整检验](#_Toc686114196) 26

**[4.1.2](#_Toc686114197)****[TVP-FAVAR](#_Toc686114197)**[模型的建立及脉冲响应分析](#_Toc686114197) 26

**[4.2](#_Toc686114198)** [汇率在价格水平方面的有效性研究](#_Toc686114198) 32

**[4.2.1](#_Toc686114199)****[Granger](#_Toc686114199)**[因果检验与协整检验](#_Toc686114199) 32

**[4.2.2](#_Toc686114200)****[FAVAR](#_Toc686114200)**[模型的建立及脉冲响应分析](#_Toc686114200) 33

**[4.3](#_Toc686114201)** [实证结果讨论](#_Toc686114201) 33

**[4.3.1](#_Toc686114202)** [产出水平方面](#_Toc686114202) 33

**[4.3.2](#_Toc686114203)** [价格水平方面](#_Toc686114203) 33

**[4.3.3](#_Toc686114204)** [有效性分析](#_Toc686114204) 34

[第五章 利率的货币政策有效性](#_Toc686114205) 34

**[5.1](#_Toc686114206)** [利率在产出水平方面的有效性研究](#_Toc686114206) 34

**[5.1.1](#_Toc686114207)****[Granger](#_Toc686114207)**[因果检验与协整检验](#_Toc686114207) 34

**[5.1.2](#_Toc686114208)****[TVP-FAVAR](#_Toc686114208)**[模型的建立及脉冲响应分析](#_Toc686114208) 34

**[5.2](#_Toc686114209)** [利率在价格水平方面的有效性研究](#_Toc686114209) 39

**[5.2.1](#_Toc686114210)****[Granger](#_Toc686114210)**[因果检验与协整检验](#_Toc686114210) 39

**[6.2.2](#_Toc686114211)****[FAVAR](#_Toc686114211)**[模型的建立及脉冲响应分析](#_Toc686114211) 40

**[5.3](#_Toc686114212)** [实证结果讨论](#_Toc686114212) 41

**[5.3.1](#_Toc686114213)** [产出水平方面](#_Toc686114213) 41

**[5.3.2](#_Toc686114214)** [价格水平方面](#_Toc686114214) 41

**[5.3.3](#_Toc686114215)** [有效性分析](#_Toc686114215) 41

[第六章 研究结论与政策建议](#_Toc686114216) 41

**[6.1](#_Toc686114217)** [研究结论](#_Toc686114217) 41

**[6.2](#_Toc686114218)** [政策建议](#_Toc686114218) 41

[参考文献](#_Toc686114219) 41

# 第一章 绪论

## **1.1** 研究背景

货币政策一直是政府调控本国经济发展的重要手段。自2008年金融危机以来，世界金融市场动荡，以美国为首的发达国家为刺激本国经济的快速复苏相继出台了一系列量化宽松的货币政策，使得货币政策手段在一国促进经济发展、防范外部风险等方面发挥的重要作用日益凸显。同时由于在半开放、完全开放的资本市场背景下，财政政策的实施效果由于资本的流动和汇率浮动等原因被大大削弱，致使货币政策成为一个国家调控宏观经济的主要手段。

在构成货币政策调控的诸多变量中，货币供给量、汇率、利率一直是最为主要的三个变量。央行通过这些变量的传导机制对国内产出、价格水平等目标进行调节以达到推动经济增长的作用。但是裴平、熊鹏在《我国货币政策传导过程中的“渗漏”效应》一文中指出货币政策具有一定的“渗漏”现象，其原因在于货币政策在从上至下的实施过程中存在梗阻现象，致使货币政策的有效性降低。而张代强、王立勇、刘文革在《开放经济下我国非线性货币政策非对称效应研究》中发现在低经济增长状态下，利率政策冲击的价格效应具有显著的非对称性；在高增长状态下，利率冲击对产出具有显著的非对称性，这些研究成果表明货币政策在实际的实施过程中货币政策变量对于宏观经济产出水平、价格水平等方面的调节作用具有相当的不确定性。所以，为了解货币政策的有效性到底如何，不能只是进行理论分析，而应该建立模型用数据精确的分析与衡量。

众多的学者选择汇率、货币供给量、利率等货币政策变量与GDP、CPI等宏观经济变量，通过构建VAR、VEC模型，将货币政策变量与目标变量放入同一模型中，并进行脉冲响应分析，以衡量两变量之间较为精确的变化关系。然而随着对货币政策研究的不断深入，不少学者发现传统的货币政策有效性分析方法中，只能选择一个或者几个数量较少的目标变量进行分析，而研究者希望能够测算出货币政策与总体宏观经济发展情况或者诸如第一产业、第二产业等某一领域整体发展情况的关系，这就要求在传统的VAR模型中纳入多个宏观经济变量。由于VAR模型自身的限制，当变量较多维数过高时会严重消耗模型的自由度，需要大量的数据作为支撑，然而我国宏观经济变量的发布频率以月、季、年为主，获取大规模数据具有一定的难度，数据相对不足的情况时有发生。Stock、Watson在2005年Implications of Dynamic Factor Models for VAR analysis一文中在原有

VAR模型的基础上，将VAR模型发展成为因子VAR模型（FAVAR）。因子VAR模型克服了传统VAR模型由于自身构建上的限制（维度过高时严重消耗自由度），即当数据量不足时依然可以构建VAR模型分析变量之间的关系。

但是，近年来中国对于货币政策的改革一直不断地进行着，尤其是致力于推进利率市场化和汇率制度改革两方面。这些循序渐进的改革措施导致了模型中选择的货币政策变量对于目标变量的影响并非是一成不变的，而应是随时间的变化而变化的。由于VAR、FAVAR模型中系数被设定为常数，因而无法刻画系数的时变性。为解决这一问题Korobilis 2009年Assessing the Transmission of Monetary Policy Shocks Using Dynamic Factor Models一文中提出将FAVAR模型与时变系数的时变参数VAR模型(TVP-VAR)结合，发展成为时变参数因子VAR模型(TVP-FAVAR)来分析货币政策冲击的传导机制。该模型利用MCMC算法，将因子VAR模型中的常系数转变为动态的时变系数，从而能够刻画出随着时间的改变所选变量之间的时变关系。

本文选择了因子VAR模型(FAVAR)作为基础模型，选取8个宏观经济变量进行主成分分析，提取出两个能够代表宏观经济发展情况的因子，然后选取3个货币政策变量，货币供给量、汇率、利率，将每一个政策变量与宏观经济因子分别建立因子VAR模型，找到每一个政策变量与宏观经济因子之间的关系。在

FAVAR模型的基础上，采用了时变参数因子VAR模型(TVP-FAVAR)并进行脉冲响应分析，描绘不同时间段货币政策对宏观经济产生的时变性影响，突出我国货币政策改革随时间不断深化的效果，刻画不同时间段处于改革进程中的货币政策对经济发展的具体作用，对我国货币政策有效性进行比以往更为精确的分析与研究。

## **1.2** 研究意义

1．学习使用因子VAR、时变参数因子VAR两种发展后的VAR模型，将VAR模型发展到一个具有更宽松约束条件、更符合实际货币政策有效性研究需求的新的高度。

2．选择更符合中国国情的方法，对不同时间段变量之间影响进行分析。从而更为精确地对货币政策有效性进行研究。为政策制定者提供比以往更为准确的数模参考，以便其能做出正确、符合客观事实的判断并制定相关政策。

3．强调货币供给量、汇率、利率三个货币政策变量在推动中国经济发展中的重要作用，突出货币供给量调节、利率市场化及汇率制度改革的重要性，为货币政策变量的选择与货币政策实施的效果提供客观评价。

## **1.3** 国内外研究现状

### **1.3.1** 国内外货币有效性理论研究

货币政策有效性包含两层含义：理论的有效性和实施的有效性。凯恩斯认为，货币政策在经济发展的正常情况下是理论有效的，但是在经济危机期间，货币政策是无效的；多数新古典综合经济学家认为货币政策是理论和实施同时有效的；货币主义一方面在理论上肯定了货币政策的有效性，另一方面坚持认为货币政策是实施无效的；新古典宏观经济学家则从根本上否认了货币政策的理论有效性；新凯恩斯主义和新新古典综合经济学家肯定了货币政策在理论和实施上是同时有效的。目前，经济学界的基本共识是：货币政策在短期内对实际经济发展具有重要和相对持续的影响，即货币政策是有效的；但是，货币政策的长期效果几乎全部体现在了物价水平的变动上。卡尔瓦什（2001）在《货币理论与政策》一文中总结了货币、价格与产出关系的两个基本共识：第一，在长期中，货币增长与通货膨胀表现出的相关系数接近于1；货币增长与实际产出增长的相关系数很可能接近于零，虽然该系数在低通货膨胀率时可能会略微大于零，而在高通货膨胀率时小于零。第二，实证研究文献中关于货币短期效应取得的共识是，外生的货币政策冲击会对实际的经济活动产生驼峰状影响，效应的峰值出现在若干个季度的时滞之后（有的估计为两或三年），并最后消失。泰勒(Taylor, 1998)也认同了货币冲击在经济发展的短期内会影响产出而在长期中会影响通货膨胀的特征，同时总结了货币、真实产出和通货膨胀之间关系的另外三个事实：首先，货币政策冲击对真实产出具有持续的影响，持续的扩散影响超过了最初的影响；第二，真实产出与未来的通货膨胀之间存在着正向相关的关系，也就是真实产出格兰杰因果（正向）导致了通货膨胀；第三，通货膨胀与未来的真实产出之间存在负向相关的关系，即通货膨胀格兰杰因果（负向）导致了真实产出变动。这就意味着国外经济学界普遍认为，货币政策在短期对实际经济发展具有重要而持续的影响，即货币政策是有效的；但货币政策的长期影响体现在物价水平的变动上，无法利用货币政策达到追求长期经济增长的目标，特别是超出经济潜在生产力的增长目的。如果说对于货币是否具有有效性进行研究是就货币政策对实际宏观经济变量产生影响的研究，那么考察货币政策传导机制就是对这一过程中内在机制展开的研究，所以在达到货币政策在短期具有有效性的共识之后，各国研究者从货币政策传导机制入手，通过对货币政策自上而下的传导渠道进行研究，分析货币政策在短期内的有效程度，。

Bernanke和Blinder（1988, 1992）通过理论和实证分析，揭示了货币政策通过货币渠道和信贷渠道对实体经济产生作用的原理，即货币政策通过商业银行对负债

和资产的调节从而传导作用到实体经济上。Bernanke和Blinder（1988, 1992）对货币渠道、信贷渠道等属于金融市场“数量”(Financial Market Quantities)意义上传导机制进行了深入研究，Taylor（1995）等则对金融市场“价格”(Financial Market Prices)意义上的传导机制给予了更多的关注和研究，如汇率、短期利率、长期利率、货币供给量等变量的传导机制。Taylor（1995）认为，具有刚性的工资和价格条件下， 调节短期名义利率会对实际的汇率水平和实际的利率水平产生影响，并进一步对实际投资、实际消费和实际净出口产生影响，最终影响到实际产出。现实经济运行中的货币政策传导机制是十分复杂的，具有众多的不确定性，尤其是在开放经济背景下这种不确定性变的更加突出。

我国研究者对于货币政策有效性的研究是从实施有效性上开始的。巴曙松

（2000）在对关于货币政策实施有效性进行研究时指出，货币政策有效性的研究必须与特定的经济金融环境相联系，通过选择适合的方法对不同货币政策变量的传导机制进行研究，找出影响宏观经济发展，提高资源配置效率，实现调控目标的手段。这种对货币政策有效性的界定就意味着对货币政策的实施方面进行了强调，实际上是假定了货币政策在本质上是能够对经济增长产生实质性的影响，而利用这种影响的方法关键就在于货币政策当局应该如何适时、适度地选择货币政策变量和手段调控宏观经济以实现政府对经济预先设定的调控目标。李春琦

（2003）在对货币政策理论有效性进行研究指出，能够引起总需求和总收入水平变动的货币政策就可被称之为有效。也就是说，货币政策的有效性是指对货币政策进行调整时是否能够对真实的经济变量产生意料之中的实质性影响以及影响程度的大小，强调了货币政策从实施上而言影响能力和强度方面的问题。如此界定货币政策有效性实际上忽略了一个重要的问题——货币政策当局实施货币政策的能力，即使在理论上货币政策能对实体经济增长产巨大的影响，但货币政策当局利用货币政策产生的这种影响力，实现其宏观经济目标的能力，同样是货币政策有效性研究不能忽略的重要问题。

我国对货币政策实施有效性的早期研究主要是在我国货币供应量与真实产量和通货膨胀的关系研究上。王洪斌、董风斌（2004）指出，我国货币供应量增长率的增加会引起实际人均GDP的下降。陆云航（2005）则发现，由于我国银行部门独立性相对与发达国家较差、银行和国有企业预算约束和外汇占款比例较大等诸多原因，货币供应量具有一定程度的内生性。货币供应量的增加最先引起价格水平上涨，随后引起名义产出的增加，并且最终导致实际产出出现的下降趋势，价格水平随之缓慢下降，并且货币政策在长期中呈中性。刘金全、郭明星、刘志刚

（2005）对我国产出和货币供给的转移概率、区制状态及区制相关性进行检验研究，指出我国货币供给水平与实际产出水平之间存在着长期的均衡关系。它们的

增长率序列呈现出显著的三区制状态，货币变量的区制和不同的产出水平之间具有一一的对应关系。货币供给增长率与产出增长率之间的影响关系依赖经济周期的阶段性，这就表明货币政策作用机制和经济周期的波动之间具有一定程度的非对称性。近些年来，我国对于货币政策有效性的研究开始逐步转向选择特定货币政策变量和中介变量对货币传导机制进行分析，其中孙敬祥（2008）在《我国货币政策利率传导机制的分析与检验》一文中通过建立VAR模型分析了利率传导机制对经济增长的作用，指出由于我国的金融市场发展状况以及利率市场化进展缓慢，目前我国的利率机制有效性相对较弱的结论。黄连慧，李成（2010）在《我国现行汇率制度对货币政策有效性的影响研究》一文中对我国当前汇率制度与经济增长的关系进行研究，分析我国汇率改革对于货币政策有效性的重要影响。

### **1.3.2** 国内外方法研究

从VAR模型到FAVAR模型，再发展到TVP-FAVAR模型经历了一个较为漫长的过程。FAVAR模型假设存在几个少数因子能够捕捉宏观经济中经济变量的共同信息。该假设已经被大量的文献进行实证，并将此方法加以运用。Sims and

Sargent（1977）建立了一个小规模经济模型，发现只要提取2个信息因子便能解释主要经济变量方差的80%以上，这些经济变量包括工业产出增长率、失业率、批发价格通胀率、就业增长率等，并且，其中一个信息因子主要是反映真实经济变量的变化，另一个因子则主要是反映价格变量的变化。Stock and Watson(1999, 2002), Giannone, Reichlin（2004）同样认为很少数量的因子能够解释主要宏观经济总量增长预期变化的绝大部分信息。同时，Stock and Watson（2002）还指出这些因子在做预测时的表现甚至要优于单变量的VAR模型，小规模的VAR模型以及领先指标模型。事实上正是由于这些分析和估计因子模型的新方法，以及只要很少几个信息因子就足以解释大部分宏观经济变量包含的经济信息，使得研究者们将因子模型引入到了VAR和SVAR的模型里面。Bemanke and Boivin（2003），认为通过估计这些因子有效地降低了联邦储备局政策反应函数的估计难度。Bemanke, Boivin and Eliasz（2005）进而正式地提出了因子自回归模型（FAVAR）的概念。Favero and Marcemno（2001）利用因子模型分析了欧洲的宏观经济数据。Marcellino, Favero and Neglia（2005）基于静态和动态的主成分分析抽取了因子，建立因子模型分析了美国和欧洲两个国家的宏观经济数据，发现通过估计出来的少量因子能够为货币政策的制定提供非常重要的的整体信息。Giannone, Reichlin and Sala（2002）基于大规模变量集进行因子的提取并使用因子进行宏观分析，他们识别出了货币政策系统和非系统两个种类的冲击，同时估计出了货币政策规则变量的参数。

Giannone, Reichlin and Sala（2004）发现美国经济增长的两个主要驱动力来源，一个是货币供给量对真实产出产生的冲击，另一个是由货币供给量增长主导的通货膨胀，这就要求央行有足够的能力制定合适当前经济发展的货币政策，把握好经济的动态演变。Fomi, Giannone, Lippi and Rekhlin（2000）提出了一个广义动态因子模型，并使用欧洲的宏观经济数据建立模型。由于FAVAR无法处理时变系数问题，此时，建立具有时变系数的VAR模型来处理时变系数问题就需要改变传统的估计方法，选择全新的贝叶斯方法来估计时变参数因子VAR 模型。最终，

Korobilis（2009）将FAVAR模型与时变系数的TVP-VAR模型相结合，发展成为时变参数因子VAR模型。

国内利用FAVAR做实证的文献并不多见，主要包括沈悦、周奎省和李善燊

（2011a, b）利用FAVAR 模型分析了利率对房价的影响。王胜和陈继勇（2010）利用

FAVAR模型分析了中美经济之间的传导冲击。尹力博、韩立岩（2012）利用FAVAR模型分析了外部冲击对PPI指数的结构性传导。而黄威、陆懋祖（2011）利用TVP-VAR模型分析了我国财政支出政策冲击效应的动态变化。陈宗义（2012）利用TVP-VAR模型分析了人民币汇率对中国长期贸易顺差的影响。

## **1.4** 论文创新点

1.以往研究者们在研究货币政策有效性时，研究者往往只选择一个或少数几个宏观经济政策变量与货币政策变量建立模型VAR模型，研究货币政策变量与宏观经济变量之间一对一的关系。然而，一个或少数几个经济变量无法代表整个宏观经济的增长情况，而货币政策变量与宏观经济变量之间一对一的关系也表示货币政策对整个宏观经济的影响。所以为了能够捕捉比较中国宏观经济整体情况的全面综合的信息，本文选取了多个宏观经济变量进行主成分分析，提取出两个能够代表宏观经济整体发展情况的因子，进而使用这两个因子与货币政策变量建立模型。通过这种方法能够找到货币政策变量的变动对整个宏观经济发展的整体影响。

2.由于VAR模型自身的限制，当变量较多维数过高时会严重消耗模型的自由度，需要大量的数据作为支撑。但是我国宏观经济变量的发布频率以月、季、年为主，获取大规模数据具有一定的难度，数据相对不足的情况时有发生。为了克服VAR维度过高自由度消耗过大而数据不足的情况，本文选择了FAVAR作为基础模型，使用货币政策变量与宏观经济因子建立FAVAR模型，减少了模型需要估计的参数节省了自由度，同时能够找到政策变量与整个宏观经济发展的之间的关系。

3.无论是VAR还是FAVAR模型，模型系数均被设定为常数，这就使得这两种模型无法区分在不同时段内货币政策对宏观经济产生的不同影响。由于TVP-FAVAR系数具有时变性的特点，本文将货币供给量、汇率、利率三个货币政策变量与两个因子分别建立TVP-FAVAR模型并做脉冲响应分析，找到不同时间段货币政策对宏观经济产生的时变性影响，突出我国货币政策改革随时间不断深化的效果，刻画不同时间段处于改革进程中的货币政策对经济发展的具体作用，进而对我国货币政策的有效性进行深入研究。

# 第二章 模型简介、变量选取和因子提取

## **2.1** 主成分分析法

### **2.1.1** 主成分分析理论方法

Hotelling（1933）年首先提出主成分分析方法，该方法通过投影旨在对高维数据进行降维处理，在尽量减少数据信息的基础上将多个变量转化为适当数量具有代表意义的综合指标。

假设在研究宏观经济问题时选取了p个变量，记为X1、X2、...、XP，则随机向量X=(X1、X2、...、XP)’。设对X进行线性变换后得到合成随机向量Y=(Y1 、

Y2、...、YP) '，即

*Y*1  *a* 1 1 *a*

1 2...

*A p* 1 *X*1 

*Y* *a* a

... *a*

*X* 

 2  

2 1 2 2

*P*22 

(2.1)

... ............ ... 

*Y*

*a* a

...

*A* *X* 

*p* *P*1 *p* 2

*Pp**P* 

其中X的均值记为μ，∑记为X的协方差矩阵。设*i*(*i*1,*i*2,...,*ip*) ，

'

*A*(**1,**2,...,*p* )，则将（2.1）式转换为（2.2）式。

'

*Y**AX* ,

*I*1, 2,..., *p*

(2.2)

同时

*V a* (*r Y*)**'**, *i*

*i i i*

1, 2, .

(2.3)

cov(*Y*, *Y* )**'**

*i j i j*

，*i*, *j*1, 2,..., *p*

(2.4)

（2.1）、（2.2）两式表示了原始变量进行不同的线性变换后所得到的合成变量Y的统计特征是不一样的。主成分分析的方法通过用Yi最大限度的反应原始变量中包含的信息内容，度量信息包含程度的方式是通过计算Yi的方差，方差越大表示Yi中包含原始变量的信息越多。

从（2.3）式可知，如果任意扩大系数向量*i*会导致Yi的方差无限扩大，因此增加约束条件**'**1来消除这种不确定性的影响。使得模型能够对原始变量信息做有效地反映并且合成变量Y中不包含信息的重叠。同时Yi在满足**'** 1的

*i i*

*i i*

条件下并且Y1, Y2, Y3,..., Yp-1不相关的前提下达到方差最大，同理Y2, Y3,..., Yp的方差均达到最大，则合成变量Y1, Y2, Y3,..., Yp为原始量的主成分，各主成分按照其方差在总方差中所占比例依次递减。

在实际的分析中选择适当数量的主成分已达到简化系统结构的的目的，这就要求在选择主成分数量时遵循一定的标准。由于对应该保留的主成分数量并没有确切的要求，所以在实际的工作中应当综合考虑总方差、特征值的相对大小和各主成分在对现实问题解释中所起到的作用。通常研究中选取累计贡献率达到85%以上数量的主成分，即主成分Y满足

**1... 0

*V a* (*r Y*) ...... 

(2.5)



0... ** 



*p* 

采用主成分分析的方法将随机变量的总方差分解成**1 +**2 +... +*p* 的不相关随

机变量的方差之和。则将（2.6）式，即第i个主成分占总方差的比例称为第i个主成分的贡献度，称（2.7）式为前m个主成分的累计贡献度。

*i*

**1**2... *p*

(2.6)

*m* *p*

*J* /*i* ,

*M* *p*

*j*1

*i*1

(2.7)

### **2.1.2** 主成分分析步骤

进行主成分分析的具体过程中，首先要消除各原始变量的量纲差异，然后按照以下步骤进行计算。

首先，利用相关系数矩阵计算特征根及对应的特征向量。

其次，计算提取出的各个主成分的方差贡献率，并根据贡献率的阈值选择适当数量的主成分个数。

然后，根据主成分载荷的大小对各个主成分进行命名，最后根据主成分载荷计算各个主成分的得分。

## **2.2** **FAVAR**模型

### **2.2.1** **FAVAR**模型的提出

Sims（1980）在研究如何确定货币政策效应的过程中的主要目的是确定宏观经济政策的实施效应—货币供给量的增加或者政府财政支出的减少会对宏观经济产生怎样的结构性影响。为了识别这些政策的效应，就必须找到识别宏观经济

结构变化的方法，而后再使用脉冲响应分析来计算宏观经济政策实施的动态效应。但是，Sims（1992）在使用VAR模型对金融变量与宏观经济变量之间的关系进行研究时发现了“价格之谜”。即，在建立VAR模型时，由于模型自身算法的限制，模型只能容纳数量较少的变量。而在实际对宏观经济的研究中变量数量较少会导致大量的信息缺失，使得模型的结果与理论分析的结果呈相反趋势。解决这个问题的方法是大量增加模型中所使用的变量，增加VAR模型中所包含的信息。

增加VAR模型所包含的信息的方法主要有两种。一种方法是Sims和他的学生共同使用的贝叶斯计算方法。另一种方法是Stock 和Waston（2005）提出的

FAVAR模型。该模型将因子模型融入VAR模型之中。通过对选取的变量进行主成分分析，将能够反映模型所使用所有变量的共同状态因子提出，该因子能够反映变量随时间变化过程的共同变化趋势，以确保变量信息不会大量流失。而后因子与政策工具变量共同进入VAR模型进行脉冲响应分析计算宏观经济的结构性变化。

### **2.2.2** **FAVAR**模型

按照VAR的标准表述形式，一个VAR模型如下：

*Ft* (*L*)*Ft*1**

(2.8)

*R* *R*  *t*

*t* *t*1 

其中*Ft*代表通过主成分分析提取中的因子，*Rt*表示政策变量，（*L*）是一个有限阶的滞后多项式矩阵，*t*均值为0，但可以存在自相关。在形式上，这就是一个

VAR模型。但*Ft*是从大量变量集中抽取的因子，它能够捕捉无法直接获得的信息或者反映一些理论概念如“经济活动”，“价格压力”等等，这些概念一般而言不是一两个代理变量能够说明并进入标准VAR系统的。同时，还需要一个得到*Ft*的方程。一般而言，可书写如下：

*X*   *f F*  *e* (2.9)

*t t t*

其中*X t*表示一个较大的变量集，维数为Nxl, N往往大于100，即*X t*往往包含上百个宏观经济变量，*f* 是NxK 的矩阵，*e*是白噪声。上述两个公式就构成了

*t*

FAVAR模型的基本设置。

## **2.3** **TVP-FAVAR**模型

### **2.3.1** **TVP-FAVAR**模型的提出

在对货币政策的进一步研究中，一个十分重要的内容是分析不同时段实施货币政策时对宏观经济政策产生的影响是否相同，这便要求所使用模型中的系数具有时变性。然而，无论VAR模型还是FAVAR模型所设定的系数均是常数，无法满足对货币政策更为深入的研究。Dimitris Korobilis（2009）在Stock 和

Watson（2005）提出的FAVAR模型的基础上提出TVP-FAVAR模型。由于该模型中系数具有时变性的特点，TVP-FAVAR模型可以更好地刻画货币政策实施后对宏观经济结构的真实影响。

### **2.3.2** **TVP-FAVAR**模型

传统的计算货币政策对宏观经济影响的方法是使用几个关键变量建立结构

VAR模型。模型如下：

*Yt**b*1 *yt*1... *bp yt**p**vt*

(2.10)

其中*y* ' [*x* ', *r*]，xt是代表宏观经济运行情况的变量所构成的n×1维矩阵。

*t t t*

TVP-FAVAR模型主要包含两个方程，一个方程是时变系数FAVAR方程，另一个方程是因子方程。首先，时变系数FAVAR方程为：

*Yt* *b*1 *t*, *yt* 

1... *bp t y*, *t**p**vt*

(2.11)

此时*y* ' [ *f* ', *r* ]

*t t t*

, *ft*表示因子所构成的k×1维矩阵，rt是货币政策变量。b*i，t*是k×k

维的系数矩阵，i=1,..., p，t=1,..., T。

其次，因子方程为：

*X* **f *f*  **

(2.12)

*It* *i*, *t t* *i*, *t*

其中*i*,*t* ~ *N* (0, exp(*hi*, *t* )) 。

为了计算(2.12)式，Pourahmadi(1999), Primiceri(2005)和Cogley(2005)使用三角分解降维的方法对(2.12)式干扰项的协方差矩阵进行处理。

*A**A* '  '

*t t t t*

式（2.13）等价于：

(2.13)

  *A* 1  

' ( *A* ' ) 1

*t* t t t t

其中，*t* *diag*(**1, *t*,...,*k*1, *t*), 而At 为

(2.14)





*A*  

1 0... 

*a*2 1*t*, 1... 



*T*......... 

*A*... *a*

 ( *k*1) *t*1 ,

*K* (

*K*1 *t*) ,1

(2.15)

为计算(2.13)式中的系数，假设*B*(*b*' ,..., *b*' ) , log** (log** ,..., log**) 并

*t* 1, *t* *p*, *t* *t* 1, *t* *p*, *t*

且*t*(*a j*1, *t* ,..., *a j* ( *j*1), *t* )，j=1,..., k+1. 假设每个时间段扰动项均服从随机游走过程，即*i*, *t* , *hi*, *t*，*Bt*，*t*和log*t*服从随机游走过程。

* *J *

*I*, *t* **

*H*  *h*

* *

，*i**t* 1, *i*

*J h h*

(2.16)

*I*, *t* *i t*, 1

*I t*, *t*

(2.17)

*B**B**J* B** B

*t* t1

*T* *t*1

*I*, *t t*

* *

* *J *

*I*, *t t*

(2.18)

(2.19)

此处，** ~ *N* (0, *Q* ). *J*取0或1用以刻画模型中的跳跃点。

*tt*

### **2.3.3** **TVP-FAVAR**模型的估计方法

**1. Markov chain Monte Carlo基本算法**

将（2.11）、（2.12）式改写成以下形式：

*Y* *X* ' *B**A*1** g

(2.20)

*T* t  *t* t t  *t*

*X* ' 

*t n*

*I*1, *y*'

，... *y*', (2.21)

同时V为方差—协方差矩阵，则有

*t*1

* *t*

 

 

*V*  *Var*  



*G*  

*B B*  

**

*J *

*t*

*I*, *t t*  



 *J  * 







*I*, *t t*



*J* 

 *i*, *t t*

  (2.22)

（2.20）、(2.21)式满足线性关系。Fruhwirh-Schnatter(1994)和Carter(1994)提出，密度函数p(BT|yT, AT,∑T, V)可以表示为：

*T* 1

p(B*T* | y*T*, A*T*, *T*, V)p(B*T* | y*T*, A*T*, *T*, V)*p*(B | B, y*t*, A*T*, *T*, V)

*t t* 1

(2.23)

*t*1

其中，

B | B, t y, T AT,, *N*V *B*~ (*P*

(2.24)

*T t* 1 |*t**t* 1 |*t* *t*

*B**E*( B | B

*T*, y *T*, A *T* ,

(2.25)

*T*|*t* 1 *t t* 1

*P* *V a*(*r*B | B

*T*, y *T*, A *T* ,

(2.26)

*T*|*t* 1 *t t* 1

p ()表示一般意义上的密度函数，N表示服从正态分布。通过使用卡尔曼滤

波向后递推方法可计算出Bt|t+1和Pt|t+1进而得到B矩阵并且在向后的递推过程中可以得到BT|T和PT|T。

将（2.20）、（2.21）式改写成以下形式：

*A* ( *y* *X*' B ) *A y***

(2.27)

*t* t t t t t

此处BT作为已知，*yt* 为可观测变量。将（2.27）式改写为：

*Yt* *Zt*

*T* *t*

(2.28)

**由(2.19)式定义，Zt为*n**n*(*n*1)矩阵：

*t* 2

0...... 0

 *y*





1,*t*



0... 0



*Zt* 0



*y*[1,2], *t*

......

............



 0... 0

*y*[1,..., *n*1], *t*(2.29)

其中，*y*[1,..., *n*1],*t*表示[ *y*1, *t*, *y*2, *t*,... *yi*, *t*] 。

通过观察（2.28）式和（2.19）式可知，两式共同构成了一个状态空间模型。问题是*yt*同时出现在了（2.29）式的右端，因此[ *yt*,*t*]的联合条件分布无法使用标准卡尔曼滤波直接计算出来，而是应当使用卡尔曼滤波逐式向前递推。则有（2.30）式

成立。

,*i t* 1

*I*, *t*|*t* 1*E*(**

*i*,|*t*

, *t* y*B*, *T*

，*T*A, *T*

(2.30)

*I*, *t*|*t* 1*V a* (*r*

*i*,|*t*

, *t* y, *BT*

，*T*A, *T*

(2.31)

考虑方程（2.14）式，BT和AT视为给定，*y*\*为可观测变量，可知该方程为非线性方程但是通过将方程中的每个元素平方后取对数的方法很容易将其转化为线性方程。由于*y*2 的数值很可能会非常小，这会导致产生近似的状态空间模型

,*i t* 1

*t*

*i*,*t*

形式：

*y*\*\* 2*h* *e*

*t t t*

(2.32)

*Ht* 

*H**t* 1 *e*

(2.33)

*y*\*\* log[( *y*\* ) 2 *c*]；*c*被设定为常数0.001； *e*

Log(**2); *h*

log**

o *e*,** 不

*i*, *t* i, *t*

*i*, *t* i, *t*

*i*, *t* i, *t*

相关。则式（2.32）、（2.33）构成的状态空间模型是线性非高斯状态空间模型形式，为了将其转化成高斯形式同理有

*Ht*|*t* 1*E*(

*Ht* |

*Ht* 1

，*t* y, *TB*

，*T*A, *T*

(2.34)

*Ht*|*t* 1

*V a*(*r th*|

*H*, *t* y, *T B*, *T*A, *T*

(2.35)

（2.34）式的成立将原模型转换成为近似线性高斯状态空间模型，并在此基础上计算模型超参数。

*t* 1

**2.状态空间模型的Gibbs抽样**

状态空间模型的两个方程：

*Yt**H t**t *

(2.36)

*T* *F**t* 1(2.37)

其中，

**T~ *i*. *i*. *d*. *N*0,

*Rt*

0 

** 

0 0

*Q* 

*t*   (2.38)

假设(2.39)、(2.40)式成立

*s*

*T*| *s**E*(**

*T* | *Y*

，*Hs*

，*R*s ,

(2.39)

*V* *V a*(*r* | s *Y*, s*H*, s *R*,

*T*| *s* t

在**0|0和*V*0|0既定的条件下使用标准卡尔曼滤波，则有

*T*|*t* 1*F**t* 1|*t*

(2.40)

(2.41)

*Vt*|*t*1

'

*t*1|*t*1

 *FV F*  *Q*

(2.42)

*K**V* H ' (*H V* H ' *R*)1

*T* t|*t*1 *t* t t|*t*1 *t* *t*

(2.43)

*T*|*t* *t t*|

1*Kt* ( *yt**Htt t*| )

(2.44)

*Vt*| *t**V* |*t**t* 1

*K tH V**t* |

(2.45)

使用滤波后*T*的结果作为向前递推的初始值用来计算*T*1，向前递推一直到时间为零停止。则有下式成立：

*t*|*t*1

' 1

*t*|*t* t|*t* t1|*t* *t*1

 *V F V* (**

 **

*F *

*T*|*t* )

(2.46)

*V**V* *V F* '*V*1 *FV*

*t*|*t*1

*t*|*t* t|*t* t1|*t* *t*|*t*

(2.47)

在对潜在信息因子的提取中，与FAVAR模型相同，使用主成分分析的方法提取。在对TVP-FAVAR模型进行估计时所采用的主要方法是贝叶斯方法。使用贝叶斯方法进行计算的原因主要有两点。首先，如果时变系数的方差很小，那么采用经典的极大似然法计算这些方差时，计算结果大部分将会为零。其次，使用MCMC算法可以解决由于高维度所引发的“维数诅咒”问题。模型对每一个未知时变参数的后验分布进行Gibbs抽样，通过利用MCMC算法将高维问题进行降维处理，从而使用贝叶斯方法能够有效地处理模型高维度问题和计算存在非线性参数时的模型，将模型估计问题大大简化。

## **2.4** 变量设定与数据预处理

从我国货币政策的总体实践情况来看，1998年之前控制信贷规模是货币政策的主要调控方式。1998年，我国对货币政策调控方式进行了改革，取消了原来央行直接控制商业银行信贷规模的方式，改为对商业银行资产负债比例的管理，并且宣布以货币供应量为唯一的中介目标，当年5月央行恢复了公开市场操作，我国货币调控的方式由直接转为了间接。

八十年代，中国为了积极配合改革开放，扩大出口规模，实行了官定双重汇率制度，区别贸易用汇和非贸易用汇。1985年，政府对国民经济体制和外汇管理体制进行改革，将人民币汇率改为盯住美元的单一汇率制，同时连续四次允许人民币贬值，这一措施改善了国际市场长期以来对人民币过高估值的状况。1994年，人民币汇率又从官定汇率转变为以市场供求为基础的、单一的、有管理的浮动汇率，形成了汇率的市场化机制，但是此时我国的汇率制度仍然以盯住美元这一单一币种为主，同时人民币汇率仍保持固定汇率制。2005年7月起，我国开

始实行以市场供求为基础、参考一揽子货币进行调节、有管理有弹性的浮动汇率制度，人民币汇率改革进入了一个新的阶段。

从1996年起，我国开始积极推进利率改革，进行利率市场化建设。近些年来，我国加快了对利率市场化改革的步伐，2004年10月央行宣布不再统一设定金融机构人民币贷款利率的下限及贷款利率的上限，2005年央行允许商业银行自行决定除活期存款和定期外6种存款的定价，2006年央行扩大了商业性个人住房贷款利率浮动的范围。2006年，央行推出了上海银行间同业拆借利率

（SHIBOR），并将上海银行间同业拆借利率做为我国基准利率的培育对象，并于

2007年正式开始运行。经过几年的发展，上海银行间同业拆借利率在货币市场利率体系中逐步确立了基准地位，并逐步成为票据市场、债券市场、货币市场以及衍生产品市场的定价基准。尽管上海银行间同业拆借利率当前的运行还存在一些问题，但是它具有基准利率的全部属性，具有成长为真正基准利率的潜力，所以央行可以先将上海银行间同业拆借利率与市场化产品定价挂钩，进而将存贷款利率定价与上海银行间同业拆借利率挂钩，最终实现货币政策调控方式从数量控向价格转变的改革。

根据以上货币政策变量的不同背景和改革方向，本文选取了2000年1月至

2013年3月货币供给量M1（m），人民币兑美元汇率（h）、利率（r）作为货币政策变量。选取居民消费价格指数(CPI)、商品零售价格指数(PPI)、原材料燃料动力购进价格指数(RMP)、政府财政收入(INC)、固定资产投资(INV)、工业增加值(IND)、进出口总额(OUT)和社会消费品零售总额(GOD)作为代表中国宏观经济总体运行情况的变量，选取的货币政策变量与宏观经济变量数据均为月度数据。由于我国没有官方统计的标准利率数据，同时鉴于SHIBOR在货币市场利率体系中的重要作用，本文采用了SHIBOR 3个月的月平均数据代表我国平均利率进行分析，数据时间为2006年10月至2013年3月。

在对数据进行预处理中，本文首先采用Census X12方法对数据进行季节调整，然后将变量对数化后使用。本文使用模型均要求所选取的经济变量平稳，则将各个经过季节调整和对数化后的变量进行单位根检验，不平稳变量进行一阶差分或者二阶差分后变为平稳。预处理后变量由表2.1 显示。

表 2.1 变量名称频率及处理方式

|  | 变量名称 | 频率 | 处理方式 |
| --- | --- | --- | --- |
| 1 | 货币供给量(m) | 月度 | sa\_ln |
| 2 | 人民币兑美元汇率(h) | 月度 | sa\_ln |
| 3 | SHIBOR(r) | 月度 | sa\_ln |
| 4 | 居民消费价格指数(CPI) | 月度 | d\_sa\_ln |
| 5 | 商品零售价格指数(PPI) | 月度 | sa\_ln |
| 6 | 原材料燃料动力购进价格指数(RMP) | 月度 | d\_sa\_ln |
| 7 | 政府财政收入(INC) | 月度 | d\_sa\_ln |
| 8 | 固定资产投资(INV) | 月度 | d\_sa\_ln |
| 9 | 工业增加值(IND) | 月度 | sa\_ln |
| 10 | 进出口总额(OUT) | 月度 | d\_sa\_ln |
| 11 | 社会消费品零售总额(GOD) | 月度 | d2\_sa\_ln |

注：“ln”表示取对数，“d”表示一阶差分，“d2”表示二阶差分，“sa”表示季节调整。

## **2.5** 主成分分析

对居民消费价格指数到社会消费品零售总额八个宏观经济变量进行主成分分析，通过表2.2可知在计算的8个主成分中，第一个主成分的特征值为2.716824，对总方差的累计解释比例是92.11%可以较为完整的提取出各个宏观经济变量中包含的共同信息，代表中国宏观经济总体的运行情况。另一方面，在第一主成分中所占比例较大的变量主要是政府财政收入、固定资产投资等产出类变量，而第二主成分中所占比例较大的则是居民消费价格指数、商品零售价格指数、原材料燃料动力购进价格指数价格类指数变量。两个主成分的累计贡献率达到

95.97%，所以综合考量，本文选择第一、第二两个主成分作为信息因子进入

FAVAR和TVP-FAVAR模型，并分别命名为产出因子和价格因子。

表 2.2 主成分分析

|  | 主成分一 | 主成分二 | 主成分三 | 主成分四 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 特征值 | 2.7168 | 0.1138 | 0.0734 | 0.0292 |
| 贡献率 | 0.9211 | 0.0386 | 0.0249 | 0.0099 |
| 累计贡献率 | 0.9211 | 0.9597 | 0.9846 | 0.9945 |
|  | 主成分五 | 主成分六 | 主成分七 | 主成分八 |
| 特征值 | 0.0136 | 0.0025 | 0.0002 | 0 |
| 贡献率 | 0.0046 | 0.0008 | 0.0001 | 0 |
| 累计贡献率 | 0.9991 | 0.9999 | 0.999995 | 1 |

# 第三章 货币供给量的货币政策有效性

## **3.1** 货币供给量在产出水平方面的有效性研究

### **3.1.1** **Granger**因果检验与协整检验

为了确定产出因子与货币供给量之间的双向联系，在建立FAVAR与TVP-FAVAR模型之前需要对变量进行Granger因果检验，从表3.1可知产出因子与货币供给量之间具有双向Granger因果关系，并且从表3.2的Johansen协整检验结果中可知两变量具有协整关系，因此两变量可以建立VAR 方程。

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 原假设 | F 值 | P 值 |
| factor1 不是 m 的 Granger 原因 | 6.582 | 0.002\* |
| m 不是 factor1 的 Granger 原因 | 3.848 | 0.023\* |

表3.1 产出因子与货币供给量的格兰杰因果检验

注：factor1代表产出因子，m代表货币供给量，\*代表拒绝原假设，通过检验

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 原假设 | 特征根 | 迹统计量 | 5%临界值 | P 值 |
| 无 | 0.095 | 22.330 | 15.494 | 0.004\* |
| 最多有一组 | 0.044 | 6.996 | 3.841 | 0.008\* |

表3.2 产出因子与货币供给量的Johansen协整检验

注：\*代表拒绝原假设，通过检验

### **3.1.2** **TVP-FAVAR**模型的建立及脉冲响应分析

**1. FAVAR模型的建立及脉冲响应分析**

对产出因子与货币供给量进行Granger因果检验和协整检验之后选择模型的滞后阶数。本论文根据AIC准则，最后选择的滞后阶数为1，如表3.3所示建立

FAVAR模型，得到模型的表达式（3.1）。

*mt*

*b*11

*B*12  

*mt*1

*C*1 

(3.1)

 *factor*1 

*B* b *factor*1

 *C* 

*T* 

21 22 

*T*1 2 

表 3.3 产出因子与货币供给量FAVAR模型

|  | m | factor1 |
| --- | --- | --- |
| m(-1) | 0.957 | 0.037 |
| (0.020) | (0.011) |
| [ 46.933] | [ 3.329] |
| factor1(-1) | -0.181 | 0.972 |
| (0.040) | (0.027) |
| [-3.612] | [ 36.049] |
| c | 0.312 | -0.278 |
| (0.164) | (0.088) |
| [ 1.903] | [-3.153] |
| R-squared | 0.986 | 0.893 |
| Adj. R-squared | 0.975 | 0.892 |

图3.1为采用2000年1月至2013年3月的数据建立FAVAR模型之后，货币供给量m发生一单位正向标准差扰动时对产出因子产生的冲击。从图3.1中可以观察到，宏观经济总体运行对货币供给量的正向扰动产生正向的反应，整体呈现出抛物线的形状，在反应开始阶段反应的增长速率逐步上升，在滞后10期时达到最大冲击效果，最大值为0.3，之后便开始缓慢下降。

Impulse response of factor1 to m

0.6

0.5

0.4

0.3

0.2

0.1

0

-0.1

3 6 9 12 15 18 21

图3.1 货币供给量对产出因子的脉冲响应线

由货币政策传导机制角度出发，当中央银行增加货币供给量时，货币供给量的增加使得银行超额准备金增加，贷款利率下降从而社会投资总量上升，最终社会产出增加，国内宏观经济总体呈繁荣态势，所以建立FAVAR模型的分析结果与货币政策传导机制的理论相一致。

**2. TVP-FAVAR的模型及进行脉冲响应分析**

在FAVAR模型的基础上，对产出因子和货币供给量建立TVP-FAVAR（1,1）

 *CPIt* 

 *PPI* 

 *t* 

 *RMPt* 

 *INC*  *factor*1



 ** 

 *t* ** 

*t*

 1*t*

(3.2)

 *INV* 

1*t* 2*t*

*factor*2**

*T* 

 *t*

2*T* 

 *INDt* 

*OUT* 

*t*

*GODt* 

*Factor*1*t* *b* *b* *factor*1*t*1**2*t* 

(3.3)

*M*1*t* 2*t* *m*

 ** 

 *t* 

*t*1

 2*t* 

模型（3.2）、（3.3）式，此时TVP-FAVAR模型与FAVAR模型的计算方法不同，不再通过主成分分析的方法提取产出因子与价格因子，而是通过MCMC方法同时提取两个因子并估计两式中的时变参数，最后进行脉冲响应分析。如图3.2所示，在建立TVP-FAVAR模型时，本文选取了2004年10月，2006年10月，2008年3月和2012年12月四个时间段进行分析。从图中可以发现模型所描述的货币政策时变效果是非常显著的，说明在不同的时间段内，由于中国所处的国际形势、国内环境的不同，当货币政策发生变化时所起到的效果不尽相同。

将选择时间段为2004年10月的脉冲响应分析结果与选择2000年1月至

2013年3月建立的FAVAR模型的脉冲响应分析结果进行比较发现，虽然两个图形的整体趋势相似均是抛物线形式，宏观经济总体运行对货币供给量的正向扰动均产生正向的反应，但是两者之间的差异十分明显。不存在时变系数的FAVAR模型的脉冲响应分析结果显示，货币供给量的正向扰动对产出因子的影响在滞后

10阶时达到最大值，但是在图3.2中可以看到选择2004年10月进行的脉冲响应

分析中货币供给量的正向扰动对产出因子的影响在滞后3阶时达到最大值，这说

明在2004 年10 月这一时段中宏观经济对货币供给量冲击的反应速度较快。同时

该反应在滞后10阶时便已经消失，所以此时增加货币供给量这一货币政策对宏观经济的增长影响的持续时间较短。

0.2

0.15

0.1

0.05

Impulse response of factor1 to m, 2004:10

0.14

0.12

0.1

0.08

0.06

0.04

Impulse response of factor1 to m, 2006:10

0

-0.05

3 6 9 12 15 18 21

0.02

0

-0.02

3 6 9 12 15 18 21

Impulse response of factor1to m, 2008:3

0.15

0.1

Impulse response of factor1 to m, 2012:12

0.1 0.05

0.05 0

0 -0.05

-0.05

-0.1

-0.1

3 6 9 12 15 18 21

-0.15

3 6 9 12 15 18 21

图3.2 货币供给量对产出因子不同时间段的脉冲响应线

选择时间段为2006年10月的分析结果与2004年10月的分析结果大体趋势

相同，但也有一定的差异。与2004 年10 月的分析结果相比，货币供给量的扰动

对宏观经济产生的影响在滞后4期时达到最大并且最大值在0.08左右，说明货

币政策在2008年对宏观经济的影响效果要小于在2004年时的效果，但是保持了更长的影响时间。

与2004年、2006年相比，2008年3月与2012年12月两时段的脉冲响应分

析结果有着显著的不同。2008年3月与2012年12月的分析结果有相似的部分，

在货币供给量产生正向扰动的初始阶段对产出因子产生负向的影响。在滞后 3

期时才开始有缓慢的正向变动，并且持续时间较2004年10月与2006年10月期

间货币政策效果的持续时间更长。同时，对宏观经济的正向影响效果与2004 年

与2006年时相比较小，尤其是2012年12月的结果中表现的最为突出。在2012

年12 月的脉冲响应分析图中，货币供给增加对宏观经济的影响已经非常微小。

## **3.2** 货币供给量在价格水平方面的有效性研究

### **3.2.1** **Granger**因果检验与协整检验

为了确定价格因子与货币供给量之间的双向联系，在建立FAVAR模型之前需要对变量进行Granger因果检验，从表3.4可知价格因子与货币供给量之间具有双向的Granger因果关系并且从表3.5的Johansen协整检验结果中可知两变量具有协整关系，因此两变量可以建立VAR 方程。

表3.4 价格因子与货币供给量的格兰杰因果检验

| 原假设 | F 值 | P 值 |
| --- | --- | --- |
| factor2 不是 m 的 Granger 原因 | 1.953 | 0.029\* |
| m 不是 factor2 的 Granger 原因 | 3.727 | 0.004\* |

注：factor2代表价格因子，m代表货币供给量，\*代表拒绝原假设，通过检验

表3.5 价格因子与货币供给量的Johansen协整检验

| 原假设 | 特征根 | 迹统计量 | 5%临界值 | P 值 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 无 | 0.073 | 17.464 | 15.495 | 0.025\* |
| 最多有一组 | 0.037 | 5.847 | 3.841 | 0.016\* |

注：\*代表拒绝原假设，通过检验

### **3.2.2** **FAVAR**模型的建立及脉冲响应分析

对价格因子与货币供给量进行Granger因果检验和协整检验之后选择模型的滞后阶数。本论文根据AIC 准则，最后选择的滞后阶数为1 建立FAVAR（1, 1）模型，建立模型后进行脉冲响应分析。

.004

.003

.002

.001

.000

-.001

1 2 3 4 5 6 7 8 9 10

图3.3 货币供给量对价格因子的脉冲响应线

图3.3为采用2000年1月至2013年3月的数据建立FAVAR模型之后，货币供给量m发生一单位正向标准差扰动时对价格因子产生的冲击。从图3.3中可以观察到，价格因子对货币供给量的正向扰动产生正向的反应，反应整体呈现出不断上升的趋势，并且有较长的持续时间。

## **3.3** 实证结果讨论

### **3.3.1** 产出水平方面

在不同的时间段，中国面临的经济形势有所不同。2004年至2006年，中国的宏观经济总体运行平稳，经济正处在以较高速度增长的阶段，国际经济环境也较为缓和。在此阶段中央银行增加货币供给量从而刺激国内投资，增加了投资增长对宏观经济增长的贡献比例。所以在此期间增加货币供给量的货币政策与2008年与2012年相比有效性较为显著。但由于此阶段经济增长仍过分依赖于出口，增加货币供给量刺激投资、促进经济发展的货币政策效果的持续时间相对较短。

2007年底爆发的金融危机使国际经济形势动荡难测，中国也不免受到金融危机的波及。2008年3月正式金融危机的危害全面弥漫开来的时期，在此时期中央银行增加货币供给量与2004年至2006年的目的相同，希望通过扩大货币供给量刺激经济复苏，但是由于国际国内经济环境的差异，货币政策的效果差异非常明显。由于银行和各金融机构受到了金融危机的严重影响，开始出现“惜贷”现象。中央银行虽然增加了货币供给量使银行的准备金提升，然而金融危机的影响范围很大，在各企业与银行之间产生了“委托—代理”现象，使银行不肯想企业提供贷款，各企业尤其是出口型企业受到金融危机的危害严重无法取得贷款。这就意味着货币供给量的增加对经济没有起到应有的刺激作用，甚至反而加剧了金融行业的不稳定，加剧了经济的恶化。但是在一段时间之后，中国政府为了刺激中国宏观经济的复苏，出台了“4万亿投资计划”与此同时“委托—代理”问题的解决是银行对企业的质量和偿债能力有了一定的辨识度，二者均使增加货币供给量起到刺激投资、促进了经济增长的效果。所以此阶段增加货币供给量的货币政策开始有较强的有效性，并且具有较长的持续时间。

中国增加货币供给的方式主要是外汇占款，近两年来人民币对美元的汇率逐步走高，为了使人民币不产生大幅度的被动升值，中央银行只能以增加货币供给量的方式维持人民币币值的稳定。这样便使得国内物价水平上升幅度较大，同时由于美国金融危机之后量化宽松的货币政策使得国际原材料大宗商品价格上涨，从而国际通货膨胀输入到我国，推动我国物价水平继续上升，使我国投资受挫 。

这样货币供给量增加就无法起到刺激投资促进经济增长的效果，所以在2012年底增加货币供给量的货币政策的有效性已经显得非常微弱。

### **3.3.2** 价格水平方面

从货币供给量对价格水平的传导机制角度出发，根据费雪的交易方程式MV

= PT，其中P为物价水平、M为货币供应量、V为一定时期内的货币流通速度、

T为一定时期内发生的实际交易量，则有dP/P = dM/M + dV/V - dT/T。由于V在短时期内可以随着多种因素不断发生变化，而在长时期内V主要取决于人们的支付习惯和支付制度，所以V假定为固定不变是合理的，则有dV/V = 0，从长期来看，如果M的增速长期高于T的增速， 即dM/M> dT/T，将引发物价的上涨， 即dP/P> 0。也就是说从需求的角度看，大量的货币追逐少量商品从根源上引发了价格水平上涨。所以，货币在长期中呈现中性，货币供给量的增加将提高通货膨胀的增长速度，在短期中货币供给量的增加与价格水平也为正向动态关系，即价格水平随着货币供给量的递增而递增，这就与建立FAVAR模型的分析结果保持一致。同时，货币供给量对价格水平的影响也有其自身的特点，通过观察图

3.3可以知道在扰动开始的滞后1期、2期时刻，价格因子的反应微弱，滞后2期滞后反应上升速度较快并一直保持相对恒定的上升速率，说明货币供给量对于价格水平的影响有明显的滞后性。

### **3.3.3** 有效性分析

通过以上分析可知，从整体上看，增加货币供给量的货币政策对经济增长具有相当的促进作用，该货币政策的产出效应总体认为是有效的。在总体货币政策有效的基础上分析发现，在不同时期该货币政策的有效程度不同，并且差异十分明显。2004年与2006年货币政策对产出水平的影响效果更强，并且持续时间较长，到2012年12月时，增加货币供给量的货币政策对经济增长的促进作用已经较为微弱，这就要求央行要适时分析中国所处的国际国内形势，在此货币政策对经济增长的促进效果趋于减小时选择其他的货币政策工具，以更好的达到促进经济增长的效果。

另一方面，货币政策对于宏观经济产生的影响存在时滞性。通常认为，和对货币供给波动的脉冲响应滞后几期达到最大， 就认为货币政策存在几期的时滞。从本文的分析可以看出，不同时间段产出因子对货币供给波动的脉冲响应基本在两个月时达到最大，也就是说，短期货币政策存在两个月左右的时滞，而时滞

的存在降低了货币政策实施的速度，增加了不确定性，所以央行应当通过疏通货币政策传导机制管道，将这种时滞尽量降低。

在对价格水平的影响方面，该货币政策的价格效应显著。货币供给价格水平存在显著的相关性，无论在经济扩张期还是经济紧缩期，货币供给变化总是会引起物价水平一起发生同向变化，这就使得央行在利用增加货币供给量已达到经济增长的目的的同时必须将货币供给量的增加引起的价格水平的随之上升纳入到考虑范围中，权衡利弊。

# 第四章 汇率的货币政策有效性

## **4.1** 汇率在产出水平方面的有效性研究

### **4.1.1** **Granger**因果检验与协整检验

为了确定产出因子与汇率之间的双向联系，在建立FAVAR与TVP-FAVAR模型之前需要对变量进行Granger因果检验，从表4.1可知产出因子与汇率之间具有双向Granger因果关系，并且表4.2的从Johansen协整检验结果中可知两变量具有协整关系，。因此两变量可以建立VAR 方程中。

表4.1 产出因子与汇率的格兰杰因果检验

| 原假设 | F 值 | P 值 |
| --- | --- | --- |
| factor1 不是 h 的 Granger 原因 | 9.372 | 0.003\* |
| h 不是 factor1 的 Granger 原因 | 3.277 | 0.072\* |

注：factor1代表产出因子，h代表汇率，\*代表90%置信水平下拒绝原假设

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 原假设 | 特征根 | 迹统计量 | 5%临界值 | P 值 |
| 无 | 0.075 | 21.541 | 15.494 | 0.005\* |
| 最多有一组 | 0.059 | 9.527 | 3.841 | 0.002\* |

表4.2 产出因子与汇率的Johansen协整检验

注：\*代表拒绝原假设，通过检验

### **4.1.2** **TVP-FAVAR**模型的建立及脉冲响应分析

**1. FAVAR模型的建立及脉冲响应分析**

对产出因子与汇率进行Granger因果检验和协整检验之后选择模型的滞后阶数。本论文根据AIC准则，最后选择的滞后阶数为1，如表4.3所示建立FAVAR模型，得到模型的表达式（4.1）。

*ht*

*b*11

*B*12  

*ht*1

*C*1 

(4.1)

 *factor*1 

*B* b *factor*1

 *C* 

*T* 

21 22 

*T*1 2 

表 4.3 产出因子与汇率的FAVAR模型

|  | factor1 | h |
| --- | --- | --- |
| factor1(-1) | 1.005 | 0.208 |
| (0.015) | (0.046) |
| [ 68.024] | [-1.592] |
| h(-1) | 0.001 | 0.589 |
| (0.007) | (0.065) |
| [ 0.081] | [ 9.022] |
| c | 0.007 | 1.205 |
| (0.135) | (1.195) |
| [ 0.048] | [ 1.008] |
| R-squared | 0.970 | 0.795 |
| Adj. R-squared | 0.969 | 0.787 |

图4.1为采用2000年1月至2013年3月的数据建立FAVAR模型之后，汇率h发生一单位正向标准差扰动时对产出因子产生的冲击。从图4.1中可以观察到，宏观经济总体运行对货币供给量的正向扰动产生正向的反应，整体呈现出抛物线的形状在反应开始阶段反应的增长速率较快呈直线上升的趋势，在滞后约 2

期时达到最大冲击效果，最大值为0.35左右，之后变缓慢下降直至滞后19期时反应完全消失。

Impulse response of factor1 to h

0.5

0.4

0.3

0.2

0.1

0

-0.1

-0.2

3 6 9 12 15 18 21

图4.1 汇率对产出因子的脉冲响应线

由货币政策传导机制角度出发，当人民币对美元汇率上升时人民币贬值，人民币贬值使中国的出口产品价格下降从而出口总额增长，出口是拉动我国经济增长的主要力量之一，出口总额的增长必然会促进我国的经济增长，使得国内宏观经济总体呈繁荣态势，所以建立FAVAR模型的分析结果与货币政策传导机制的理论相一致。

**2. TVP-FAVAR模型的建立及脉冲响应分析**

在FAVAR模型的基础上，对产出因子和汇率建立TVP-FAVAR（1,1）模型

 *CPIt* 

 *PPI* 

 *t* 

 *RMPt* 

 *INC*  *factor*1



 ** 

 *t* ** 

*t*

 1*t*

(4.2)

 *INV* 

1*t* 2*t*

*factor*2**

*T* 

 *t*

2*T* 

 *INDt* 

*OUT* 

*t*

*GODt* 

*Factor*1*t* *b* *b* *factor*1*t*1**2*t* 

(4.3)

*H*1*t* 2*t* *h*

 ** 

 *t*  *t*1

 2*t* 

（4.2）、（4.3）式，此时TVP-FAVAR模型与FAVAR模型的计算方法不同，不再通过主成分分析的方法提取产出因子与价格因子，而是通过MCMC方法同时提取两个因子并估计两式中的时变参数，最后进行脉冲响应分析。如图4.2 所示，在

建立TVP-FAVAR模型时本文选取了2004年10月，2006年10月，2008年 3

月和2012年12月四个时间段进行分析。从图中可以发现模型的时变效果是非常显著的，说明在不同的时间段内，由于中国所处的国际形势、国内环境和自身经济发展水平的不同，中国采取不同的汇率制度对中国的经济发展会起到不同程度的促进作用。

将选择时间段为2004年10月的脉冲响应分析结果与选择2000年1月至

2013年3月建立的FAVAR模型的脉冲响应分析结果进行比较发现，两个图形的整体趋势相似，宏观经济总体运行对汇率正向扰动均产生同向的反应，但是两者之间的仍然存在一定的差异。虽然两个反映效果在滞后约2期时达到最大，之后缓慢下降，但是FAVAR模型的分析结果表明最大值为0.35左右而对2004 年

10月的分析结果的最大值只有0.01左右，二者差异明显。同时在对2004年10

月的分析中可以发现，汇率的正向扰动对宏观经济的影响在滞后6期时便已经消

失，与图4.1 相比持续时间的差异同样非常明显。

Impulse response of factor1 to h, 2004:10

0.1

0.3

Impulse response of factor1 to h, 2006:10

0.25

0.05

0.2

0

-0.05

-0.1

0.15

0.1

0.05

0

3 6 9 12 15 18 21 -0.05

3 6 9 12 15 18 21

Impulse response of factor1 to h, 2008:3

0.3

0.4

Impulse response of factor1 to h, 2012:12

0.25

0.2

0.15

0.3

0.2

0.1 0.1

0.05

0

-0.05

3 6 9 12 15 18 21

0

-0.1

3 6 9 12 15 18 21

图4.2 汇率对产出因子不同时间段的脉冲响应线

选择时间段为2006年10月的分析结果与2004年10月的分析结果进行比较

发现，两者存在一定的区别。与2004年10月的分析结果相比2006年10月时汇

率的正向扰动对宏观经济的影响要更为明显。在选择2006年10月为时间段的脉冲响应分析结果中可以看到宏观经济信息因子对汇率产生一个正向扰动的反应是正向的。反应在滞后3期时达到最大，最大值为0.18左右。与2004年结果相

比，2006年时汇率的正向扰动对宏观经济的效果要远强于2004年时期，并且2006年汇率扰动的影响效果的持续时间相对较长，这均说明了此时调整汇率的货币政策比2004 年时有效性水平更高。

与2004年、2006年相比，2008年3月与2012年12月两时段的脉冲响应分析结果中产出因子对汇率产生一个正向扰动的反应同样是正向的，反应达到最大值的时间仍为滞后3期时刻。但是2008年3月产出因子对汇率反应效果的最大

值已经达到0.2左右，而2012年12月的效果最大值甚至达到0.25左右。在反应

持续时间方面，2008年3月时汇率的扰动对宏观经济的影响比2006年更为持久，

而2012年12月却与之相反，影响在滞后9期时便已经消失，但是2006年至2012

年三个时段的持续时间都要远大于2004年。

## **4.2** 汇率在价格水平方面的有效性研究

### **4.2.1** **Granger**因果检验与协整检验

为了确定价格因子与汇率之间的双向联系，在建立FAVAR模型之前需要对变量进行Granger 因果检验，从表4.4 可知价格因子与汇率之间具有双向的

Granger因果关系并且从表4.5的Johansen协整检验结果中可知两变量具有协整关系，因此两变量可以建立VAR 方程。

表4.4 价格因子与汇率的格兰杰因果检验

| 原假设 | F 值 | P 值 |
| --- | --- | --- |
| factor2 不是 h 的 Granger 原因 | 5.895 | 0.003\* |
| h 不是 factor2 的 Granger 原因 | 3.852 | 0.023\* |

注：factor2代表价格因子，h代表汇率，\*代表拒绝原假设，通过检验

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 原假设 | 特征根 | 迹统计量 | 5%临界值 | P 值 |
| 无 | 0.117 | 28.107 | 15.495 | 0.0004\* |
| 最多有一组 | 0.056 | 8.919 | 3.841 | 0.003\* |

表4.5 价格因子与汇率的Johansen协整检验

注：\*代表拒绝原假设，通过检验

### **4.2.2** **FAVAR**模型的建立及脉冲响应分析

对价格因子与汇率进行Grange因果检验和协整检验之后选择模型的滞后阶数。本论文根据AIC准则，最后选择滞后阶数为1建立FAVAR（1,1）模型，建立模型后进行脉冲响应分析。

图4.3为采用2000年1月至2013年3月的数据建立FAVAR模型之后，汇率h发生一单位正向标准差扰动时对价格因子产生的冲击。从图4.3中可以观察到，价格因子对汇率的正向扰动产生正向的反应，反应整体呈现出先不断上升后有趋于下降的趋势，并且有较长的持续时间。

.008

.007

.006

.005

.004

.003

.002

.001

.000

1 2 3 4 5 6 7 8 9 10

图4.3 汇率对价格因子的脉冲响应线

## **4.3** 实证结果讨论

### **4.3.1** 产出水平方面

通过一单位汇率的正向扰动对于产出因子产生的影响，存在差异的原因是显而易见的。迄今为止，我国汇率制度改革主要分为四个阶段，自2005年7月21日起，我国开始实行以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度。根据测算汇率合理均衡水平，人民币兑美元汇率保持在8.11左右，并且将美元每天的浮动范围限制在上一交易日收盘价的上下3‰之内，人民币对非美元币种的浮动范围则在1.5％。人民币汇率不再单一盯住美元，而是形成更富弹性汇率机制。本文选取了2004年3月、2006年3月汇率改革前一年与后一

年的时间段进行比较，突出2005 年的汇率制度改革对我国宏观经济的作用。从

图4.2中可以看出，汇率制度改革后宏观经济对汇率扰动的反应程度大大加强，同时汇率扰动影响的持久性也有明显提高，这都充分地体现了汇率制度改革对我国宏观经济增长起到了极大的促进作用，2005年的汇率制度改革是符合中国经济发展需要的，所以2005年的汇率制度改革增强了对汇率进行调整的货币政策的有效性。

2008年时受到金融危机的打击，各国经济复苏都面临着巨大的困难和挑战。为了使本国经济以最快的速度恢复，以美国、日本为首的国家争相开始主动使本国货币贬值。中国由于一直没有完全开放本国的金融投资市场，使得在金融危机爆发时相对较好地维持了本国经济的稳定，这便对人民币产生了较大的升值压力。中央银行为了稳定人民币汇率不使人民币大幅度升值，增加了外汇占款，将人民币兑美元汇率稳定在6.85左右并小范围波动，实现了汇率稳定。在此阶段，

由于人民币的升值压力致使我国的出口产品价格上升，加上美国欧洲等中国主要出口产品市场恶劣的经济形势，使得我国在出口方面遭受到了巨大的打击，严重阻碍了我国经济的恢复与发展。此时，如果汇率产生一个单位的正向扰动对宏观经济增长的积极影响势必要远大于2004年与2006年时期。所以，图4.2中在2008

年3月的脉冲响应分析结果中，汇率产生的扰动影响值要高于2004年与2006

年，并且持续时间与前两者相比更长久，这就说明对汇率进行调整的货币政策在

2008年时具有更强的有效性。

从2010年起，全球经济开始进入“后危机时代”，国际贸易保护主义风险加剧，以美国为首的国家强烈谴责中国为“汇率操纵国”，人民币升值压力日益突出同时由于2005年中国的汇率改革的主要内容是增加人民币弹性，这两方面导致

了人民币兑美元汇率2008年时为6.83而到2012年底已经升值为6.29的状况出现，人民币升值幅度前所未有。虽然世界经济已从金融危机中逐步恢复起来，但是面临人民币的大幅升值的压力中国的出口行业面临着巨大的挑战，加之金融危机过后各国为了尽快刺激本国经济发展，加强了各国的贸易保护程度，使得中国的出口行业的外部环境进一步恶化。以出口为主要拉动方式之一的中国经济增长受到了很大程度的制约。所以在此期间，对汇率的调整显得比任何时期都更为重要。在图4.2中显示，2012年12月汇率产生一个正向扰动时产出因子的反应最大值已达到0.25，这是符合客观事实的。

另一方面，由于政府近两年来逐步放开我国的金融市场，使得外国资本流入流出障碍逐步降低。当我国汇率小幅上升，人民币小幅贬值时，会有越来越多的外国资本流入我国金融市场进行投资行为，其中也一定比例的热钱。外国资本的流入使得人民币本来的贬值趋势快速停止而又重新面临着升值压力，致使汇率小幅上升对促进我国宏观经济增长的影响时间一定程度的被缩短，所以图4.2 中

2012年12月的脉冲响应分析结果显示汇率的一个正向扰动产生影响的持续时间

与2008年时相比较短，图4.2很好地描绘了我国各个时期的汇率与宏观经济之间的关系。

### **4.3.2** 价格水平方面

从汇率对国内价格水平的传导机制角度来看，由经常项目角度出发，人民币即期汇率对国内价格水平的传导机制主要体现在人民币有效汇率对进出口商品价格的影响上。从进口商品价格角度来看，当人民币汇率上升时，以人民币计价的进口商品价格随之下降，加之如果进口品需求弹性较小并且以进口为依托的工业增加值占GDP比重大，进口成本下降会带动国内总体消费物价水平下降，有利

于使输入型通货膨胀得到抑制。从出口商品价格方面考虑，当人民币汇率上升时，汇率上升会提高以外币计价的出口商品价格，本国出口商品价格的竞争力会随之下降，致使出口减少，输出型企业产能过剩将导致商品供过于求，从而引起一般物价水平下跌，这都表明人民币升值对国内有一定的通货紧缩效应。从人民币预期汇率角度出发，相对于预期汇率，人民币即期汇率对国内价格水平的传导机制具有更大的不确定性，这是因为即期汇率波动时首先受到影响的是进出口价格，然后进出口价格通过成本，进出口与本国产品替代作用，工资等方面对生产者价格造成影响，从而整个价格体系均会受到一定程度的影响，可见即期汇率的传导机制具有间接性和缓慢性的特点。与即期汇率相比，人民币预期汇率可更为直接快速的影响我国的物价水平，原因在于预期汇率的传导渠道比即期汇率传递过程短的多。所以综合以上两个方面的传导作用，以汇率作为政策变量的货币政策与以货币供给量作为政策变量的货币政策相比，汇率的变动对国内价格水平的影响效果更强并且反应更为迅速。

### **4.3.3** 有效性分析

通过以上分析可知，从整体上看，调整汇率的货币政策对经济增长具有相当的促进作用，该货币政策的产出效应总体认为是有效的。在总体货币政策有效的基础上分析发现，在不同时期该货币政策的有效程度不同，并且差异十分明显 。

2004年，人民币兑美元汇率上升，即人民币贬值对产出水平的促进影响效果与

2006年至2012年三个时段的影响效果相比较弱，并且持续时间相对较短，而2005年我国进行汇率改革之后，调整汇率的货币政策对经济增长的促进作用明显增强，这充分说明了2005年汇率改革对我国现阶段经济发展的适用性和推动型。我国央行对汇率的改革使得以汇率为工具变量的货币政策的有效性大大提升，对我国宏观经济今后的发展起到了重要的作用。

另一方面，通过将调节货币供给量的货币政策对应不同时段的分析结果进行比较可知，调整汇率的货币政策具有其自身的特点。与前者相比，调整汇率对宏观经济增长所起到的影响更强，但是持续时间却比前者更短。在对价格水平的影响方面，调整汇率的货币政策的价格效应同样是显著的。同时，对于我国的价格水平的促进作用与前者相比强度更大，但是滞后一定阶数后便会有消失的趋势。由于两种货币政策变量对经济增长和价格水平的作用不同，央行应当在不同时段选取不同种类的货币政策变量或者对不同种类的货币政策搭配实施，已达到提高货币政策有效性的目的。

# 第五章 利率的货币政策有效性

## **5.1** 利率在产出水平方面的有效性研究

### **5.1.1** **Granger**因果检验与协整检验

为了确定产出因子与利率之间的双向联系，在建立FAVAR与TVP-FAVAR模型之前需要对变量进行Granger因果检验，从表5.1可知产出因子与利率之间具有双向的Granger因果关系，并且从表5.2的Johansen协整检验结果中可知两变量具有协整关系。因此两变量可以建立VAR方程。

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 原假设 | F 值 | P 值 |
| factor1 不是 r 的 Granger 原因 | 3.099 | 0.047\* |
| r 不是 factor1 的 Granger 原因 | 5.319 | 0.006\* |

表5.1 产出因子与利率的格兰杰因果检验

注：factor1代表产出因子，r代表利率，\*代表拒绝原假设，通过检验

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 原假设 | 特征根 | 迹统计量 | 5%临界值 | P 值 |
| 无 | 0.099 | 22.176 | 15.495 | 0.004\* |
| 最多有一组 | 0.039 | 6.157 | 3.841 | 0.013\* |

表5.2 产出因子与利率的Johansen协整检验

注：\*代表拒绝原假设，通过检验

### **5.1.2** **TVP-FAVAR**模型的建立及脉冲响应分析

**1. FAVAR模型的建立及脉冲响应分析**

对产出因子与利率进行Granger因果检验和协整检验之后选择模型的滞后阶数。本论文根据AIC准则，最后选择的滞后阶数为1，如表5.3所示建立FAVAR模型，得到模型的表达式（5.1）。

*rt*

*b*11

*B*12  

*rt*1

*C*1 

(5.1)

 *factor*1 

*B* b *factor*1

 *C* 

*T* 

21 22 

*T*1 2 

表 5.3 产出因子与利率的FAVAR模型

|  | factor1 | r |
| --- | --- | --- |
| factor1(-1) | 0.923 | 0.296 |
| (0.029) | (0.062) |
| [ 32.983] | [ 3.643] |
| r(-1) | -0.052 | 0.202 |
| (0.020) | (0.049) |
| [ -2.564] | [ 4.535] |
| c | -0.063 | 0.620 |
| (0.046) | (0.182) |
| [-1.347] | [ 3.413] |
| R-squared | 0.910 | 0.880 |
| Adj. R-squared | 0.908 | 0.876 |

图5.1为采用2006年10月至2013年3月的数据建立FAVAR模型之后，利率r发生一单位正向标准差扰动时对宏观经济产出因子产生的冲击。从图5.1中可以观察到，产出因子对利率的正向扰动在起初阶段产生反向的反应，在滞后8期时转变方向受到利率的正向影响，负向影响最大值为-0.75左右，正向影响最大值为0.1左右，滞后21期时反应基本消失，这一结果说明利率对当期的经济增长具有负效应， 对滞后8期之后的经济增长则具有正效应。

Impulse response of factor1 to r

0.6

0.4

0.2

0

-0.2

-0.4

-0.6

-0.8

-1

3 6 9 12 15 18 21

图5.1 利率对产出因子的脉冲响应线

**2. TVP-FAVAR模型的建立及脉冲响应分析**

在FAVAR模型的基础上，对产出因子和利率r建立TVP-FAVAR（1,1）模型

（5.2）、（5.3）式，此时TVP-FAVAR模型与FAVAR模型的计算方法不同，不再通过主成分分析的方法提取产出因子与价格因子，而是通过MCMC方法同时提取两个因子并估计两式中的时变参数，最后进行脉冲响应分析。

 *CPIt* 

 *PPI* 

 *t* 

 *RMPt* 

 *INC*  *factor*1



 ** 

 *t* ** 

*t*

 1*t*

(5.2)

 *INV* 

1*t* 2*t*

*factor*2**

*T* 

 *t*

2*T* 

 *INDt* 

*OUT* 

*t*

*GODt* 

*Factor*1*t* *b* *b* *factor*1*t*1**2*t* 

(5.3)

*R*1*t* 2*t* *r*

 ** 

 *t*  *t*1

 2*t* 

如图5.2所示，在建立TVP-FAVAR模型时本文选取了2007年3月、2008

年3月、2009年3月、2010年3月、2011年3月、2012年12月6个时间段进行分析。从图中可以发现模型具有一定的时变性。

Impulse response of r, 2007:03

0.4

0.2

0

-0.2

-0.4

0.2

3 6 9 12 15 18 21

Impulse response of r, 2008:03

0

-0.2

-0.4

-0.6

0.1

3 6 9 12 15 18 21

Impulse response of r, 2009:03

0

-0.1

-0.2

-0.3

-0.4

3 6 9 12 15 18 21

Impulse response of r, 2010:03

0.1

0

-0.1

-0.2

-0.3

-0.4

0.2

3 6 9 12 15 18 21

Impulse response of r, 2011:03

0

-0.2

-0.4

-0.6

3 6 9 12 15 18 21

Impulse response of r, 2012:12

0.2

0

-0.2

-0.4

-0.6

3 6 9 12 15 18 21

图5.2 利率对产出因子不同时间段的脉冲响应线

通过对图5.2的观察可以发现，利率产生一个正向单位对产出因子的影响最大值呈逐渐上升的趋势，对于产出因子的正向作用呈递减的趋势，同时持续时间不断延长。但是直至2012 年12 月，利率对于产出因子的正向作用依然存在。

## **5.2** 利率在价格水平方面的有效性研究

### **5.2.1** **Granger**因果检验与协整检验

为了确定价格因子与利率之间的双向联系，在建立FAVAR模型之前需要对变量进行Granger 因果检验，从表5.4 可知价格因子与汇率之间具有双向的

Granger因果关系并且从表5.5的Johansen协整检验结果中可知两变量具有协整关系，因此两变量可以建立VAR 方程。

表 5.4 价格因子与利率的格兰杰因果检验

| 原假设 | F 值 | P 值 |
| --- | --- | --- |
| factor2 不是 r 的 Granger 原因 | 5.265 | 0.025\* |
| r 不是 factor2 的 Granger 原因 | 4.764 | 0.039\* |

注：factor2代表价格因子，r代表利率，\*代表拒绝原假设，通过检验

表5.5 价格因子与利率的Johansen协整检验

| 原假设 | 特征根 | 迹统计量 | 5%临界值 | P 值 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 无 | 0.309 | 32.354 | 15.494 | 0.0001\* |
| 最多有一组 | 0.055 | 4.309 | 3.841 | 0.038\* |

注：\*代表拒绝原假设，通过检验

### **6.2.2** **FAVAR**模型的建立及脉冲响应分析

对价格因子与利率进行Granger因果检验和协整检验之后选择模型的滞后阶数。本文根据AIC准则，最后选择的滞后阶数为1建立FAVAR（1,1）模型，建立模型后进行脉冲响应分析。

图5.3为采用2006年10月至2013年3月的数据建立FAVAR模型之后，利率r 发生一单位正向标准差扰动时对价格因子产生的冲击。

.04

.02

.00

-.02

-.04

-.06

-.08

1 2 3 4 5 6 7 8 9 10

图5.3 利率对价格因子的脉冲响应线

从图5.3中可以看到，当利率产生一单位正向扰动时价格因子在初始阶段会

有负向反应，滞后4期时反应变为正向。通过与图5.1比较可知利率调整对于价格因子的影响趋势与对产出因子的影响趋势相近，都是一个从负向转为正向的过程。

## **5.3** 实证结果讨论

### **5.3.1** 产出水平方面

利率对于产出的传导机制相对较为复杂，具体来说，当中央银行进行公开市场操作时，降低存款准备金率或买入有价证券，或降低再贴现率，这样会扩大货币供应量，从而降低导致市场利率。当市场利率降低后，一方面会引起社会其他成员通过，增加其他资产、降低国债的持有比例的方式改变其资产结构，结果代表其他资产的证券行市开始上涨，刺激了该资产的生产和投资，进而促进社会总产出增加。另一方面，当市场利率降低时，金融资产价格会利率降低而上涨，金融资产价格上涨会导致金融资产持有人的财富随之增长，从而导致持有人增加消费支出，消费支出的增加通过乘数效应更大程度地促进宏观经济的增长，总产出随之上升。反之，当中央银行进行反向的公开市场操作，提高再贴现率、提高存款准备金率或是卖出有价证券，会导致货币供应量的减少，从而市场利率上升。当利率提高后，产出水平会随着投资和消费的减少而降低。在宏观经济出现经济过热的情况时，中央银行会采取紧缩性的货币政策，在物价水平相对平稳的情况下通过提高基准利率，引起实际利率的上升，实际利率的上升会减小消费和增加投资的机会成本和银行风险，银行出现“惜贷”现象，同时人们对经济形势预期水平较低，会导致人们增加储蓄，减少消费和金融类投资，使得货币需求和信贷需求都开始下降，总产出水平下降，经济收缩。反之，当经济出现衰退时，中央银行会采取扩张性的货币政策，降低基准利率，从而引起实际利率上升，增加了消费，降低了投资的机会成本，最终提高了产出水平，促进了宏观经济增长。按照市场利率的传导机制，利率提高对于宏观经济应当产生抑制作用，但是从图

5.1中可以看到在滞后8期时利率一单位正向的扰动对产出因子的增长起到了促进作用，这个现象违背了利率完全市场化时对宏观经济的传导作用，说明我国利率的市场化程度仍然不够高，其中仍然受到了相当程度的央行干预行为。在图

5.2的分析结果中可以看到利率的提升对宏观经济的刺激作用，即利率产生一个单位的正向扰动对产出因子的正向影响在不断减弱，这说明虽然我国调整利率的货币政策对于宏观经济的影响不断增强，货币政策的有效性程度在不断的提升，但是由于我国利率市场化进程没有结束，利率无法做到不受央行干预完全由市场决定，所以利率作为货币政策变量的作用仍然没有完全的发挥出来。

### **5.3.2** 价格水平方面

由于利率对价格水平的传导机制作用，利率上调应当起到抑制价格水平上升的作用，但是从分析结果中可以看到这种作用只能持续较短的时间，之后价格就会有上涨的趋势。原因在于尽管从上世纪90年代开始我国着手进行利率市场化改革，逐步放宽和取消了多种利率工具。但我国利率形成体制仍然处于中央银行利率管制之下。实际上，当对国际国内经济形势不断变化时，我国对利率做出的调整在一定程度上是被动的并且需要相当长的决策时间。同时，由于央行无论在做任何决策时的基本原则是促进宏观经济稳定发展，所以对利率进行调整也是从宏观经济层面考虑的，这就制约了利率作为资金的价格信号，对资金供求进行调节的作用，导致利率水平无法对资金的市场价格和供求情况做出完全的反映。这样利率对市场上信贷资金的供需就无法完全发挥调节的作用，甚至会在一定程度上阻塞以调整利率为手段的货币政策传导渠道。

### **5.3.3** 有效性分析

通过以上分析可知，从整体上看，调整利率的货币政策对经济增长具有一定的促进作用，该货币政策的产出效应总体认为是有效的。在总体货币政策有效的基础上分析发现，在不同时期该货币政策的有效程度不同。在选取的2007年至

2010年时间段中，利率的上调对产出水平的负向影响效果与2011年至2012年两个时段的影响效果相比较弱，并且持续时间相对较短，与此同时将利率的上调对产出水平产生的滞后正向作用进行对比发现滞后的正向作用是逐渐减弱的。这就说明了两个问题，首先滞后的正向作用会抵消掉一部分货币政策的有效性致使调整利率的货币政策与本文研究的其他两个货币政策相比货币政策有效性较弱，但是利率政策的有效性会随这种逐渐减弱抵消作用而逐渐增强。

在对价格水平的影响方面，调整利率的货币政策的价格效应同样是显著的。同时，当上调利率时对价格水平的抑制作用同样会有一部分被滞后的正向作用抵消掉，致使在控制价格水平方面调整利率的货币政策与本文研究的其他两个货币政策相比货币政策有效性水平较低。

# 第六章 研究结论与政策建议

## **6.1** 研究结论

1．我国一直致力于不断推行货币政策改革，同时我国货币政策的改革是渐进性的，这就决定了货币政策改革对我国宏观经济运行的整体影响范围是不断扩大的并且在改革推进的不同阶段货币政策的有效性水平不同。传统的VAR模型既无法捕捉货币政策对宏观经济整体运行情况的影响，也无法捕捉货币政策改革在不同阶段的经济特征。本文在使用FAVAR模型来分析货币政策对宏观经济整体运行情况的基础上，运用TVP-FAVAR模型研究不同时期货币政策的有效性。结果发现选取不同变量的货币政策具有的有效性水平不同，并且这种不同随着时间的变化和改革的推进而不断变化，这是使用传统VAR模型无法准确计算的。所以相比之下，对像中国这样不断对货币政策进行改革的国家来说更适合使用TVP-FAVAR模型进行研究分析。

2．本文在货币政策有效性的方面进行研究时发现，我国货币政策整体上是有效的，但是选择不同变量的货币政策的有效性有明显的差异，并且选择同一变量的货币政策在不同时期由于改革方式不同，改革进程不同，国际国内形势不同而，货币政策的有效性也有明显不同。在本文研究的时间范围内，对选择货币供给量做为变量的货币政策进行研究时发现，货币供给量的调节对宏观经济的影响随着时间的变化而不断变化，不仅此货币政策对宏观经济的影响力度在不断减弱同时滞后时间也在不断延长，这一趋势与本文研究的其他两个货币政策是截然相反的，说明该货币政策的传导机制出现了越来越严重的阻塞现象，所以应当疏通整治对调节货币供给量的货币政策的传导机制方面及时予以关注和改革。

3．与2005年之前的汇率制度相比，我国对汇率制度的改革后新的汇率制度在提高调整汇率的货币政策有效性方面起到了更大的推动作用，这说明现今阶段我国选择的汇率制度是符合未来经济发展的客观需求的并且对经济发展已经起到了明显的促进作用，证明了对于汇率制度改革的必要性。但是与汇率制度改革的良好效果相比虽然近些年来央行不断致力于推进利率市场化的改革进程，然后由于改革速度较为缓慢，改革难度较大，我国的利率变动很大程度上仍然取决于央行政策。利率市场化水平较低致使调节利率的货币政策的有效性被削弱，利率对于宏观经济发展所起到的作用无法完全发挥出来，所以利率市场化进程需要进一步推进和深化。

## **6.2** 政策建议

1．完善汇率形成的市场机制。

由于我国汇率制度进行了改革，人民币汇率弹性逐渐增强，汇率幅度范围进一步扩大，此时虽然汇率改革在很大程度上促进了我国宏观经济的发展，但是随之而来的问题是央行对人民币汇率的调节能力会随之减小，这就要求我国必须对汇率进行定价方式进行改革，使汇率形成由市场力量定价的新机制。对人民币汇率形成机制进行改革，有利于优化资源配置，改善贸易条件，使我国以扩大内需为现阶段促进的经济增长的目标得以贯彻实施，增强我国货币政策的独立性，将人民币汇率维持在合理、均衡水平上。所以我国应当增强人民币汇率灵活性，在汇率形成机制中进一步发挥市场供求的基础性作用。在为企业提供更丰富的避险工具和加强金融创新风险管理和监督的基础上，鼓励金融机构积极进行金融创新。逐步放宽外汇管制，提高居民企业可持外汇的限额。同时，根据国际经济形势，当前国际经济发展具有多极化的趋势，这就要求我国的外汇储备比例不应过分依赖于美元储备，而是应当增加其他种类的外汇储备，防范外汇风险，尽量减少汇率的大幅波动，这样就可以在现有调节汇率的货币政策有效性水平的基础上大大提高汇率对于宏观经济发展起到的作用，进一步提高货币政策的有效性。

2．疏通利率对宏观经济的传导机制，进一步推进利率市场化的进程。

利率市场化需要良好的实施条件，当务之急是要完善同业拆借的市场。其次要逐步开放国债利率以及短期利率的市场定价机制，增强货币市场各部分之间紧密的联系。再次，为了要加快以SHIBOR为代表的我国市场基准利率的建设，使其能够尽量反映市场货币资金的供求状况。然后，需要进一步完善我国的资本市场，发展多元化的金融资产，规范证券市场，促进我国国债市场的健康发展。最后，扩大市场的交易主体以为增强利率的引导作用，疏通货币市场和资本市场的资金流动。不断推进利率市场化进程，疏通利率的传导机制才能够改变调节利率的货币政策有效性较弱的现状，发挥市场化利率对宏观经济发展的自动调节机制。

3．加强货币政策和其他政策的配合

货币政策的实施效果不仅与货币政策的制定内容有关，还需要与其他政策共同配合。因此，注重各个政策的协调制约，增强货币政策和其他政策的配合，将会更有利于货币政策发挥促进宏观经济发展的作用。为了达到这一目的，首先需要加强财政政策和货币政策的配合。财政政策和货币政策是一国调控宏观经济政策两个主要手段，无论是政策的制定阶段或是实施阶段，政府都应当将货币政策与财政政策紧密结合，综合考量。同时，由于两种政策都有其自身的特点，财政

政策较为温和，货币政策更为直接。当实施货币政策引起经济较大程度波动时，应当利用财政政策与之相配合，减小经济波动，并同时注意避免两种政策出现矛盾，以致政策效果相互抵消，所以只有将财政政策与货币政策科学、适时的结合起来，才能使我国宏观经济健康平稳的发展。

参考文献

[1]谢平，廖强. 当代西方货币政策有效性理论述评[J]. 金融研究, 1998, 4: 7-12.

[2]闰力，刘克宫，张次兰. 货币政策有效性问题研究—基于1998~2009年月度数据的分析[J]. 金融研究，2009，12: 59-71.

[3]赵伟. 货币政策有效性研究的最新文献评述[J]. 上海金融，2010，3: 42-79.

[4]卡尔瓦什. 货币理论与政策[M]. 北京：中国人民大学出版社，2001: 32.

[5]裴平，熊鹏，朱永利. 经济开放度对中国货币政策有效性的影响—1985~2007年交叉数据的分析[J]. 世界经济，2006，17(6)：19-25.

[6]颜鹏飞，张彬. 凯恩斯主义经济政策述评[M]. 武汉：武汉大学出版社，1997：

74.

[7]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，2011，1: 60-69.

[8]方阳娥，张慕濒. 理论有效性与实施有效性：西方货币政策有效性理论述[J]. 经济评论，2006，2: 95-103.

[9]陈宗义. 人民币汇率对中国长期贸易顺差的影响性分析—基于TVP-VAR模型的实证检验[J]. 统计与信息论坛，2012，2(27)：66-79. [10]施建淮，傅雄广，许伟. 人民币汇率变动对我国价格水平的传递[J]. 经济研究，2008，7: 37-48. [11]于子年.人民币汇率机制改革对我国货币政策有效性的影响[J]. 科学决策，2009, 9: 26-36.

[12]尹力博，韩立岩. 外部冲击对PPI指数的结构性传导—基于FAVAR模型的全视角分析[J]. 数量经济技术经济研究，2012，12: 66-81.

[13]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: 3-13.

[14]陈飞，赵听东，高铁梅. 我国货币政策工具变量效应的实证研究[J]. 金融研究，2002, 10: 25-30．

[15]孙敬祥.我国货币政策利率传导机制的分析与检验[J]. 经济师，2008, 8：

44-45.

[16]黄连慧，李成.我国现行汇率制度对货币政策有效性的影响研究[J]. 西安财经学院学报，2010，2(23)：14-18.

[17]张成思. 中国CPI通货膨胀率子成分动态传导机制研究[J]. 世界经济，2009，

11: 50-62.

[18]梁向东，刘兵权，文林. 中国货币政策对当前宏观经济影响的测度—基于

FAVAR模型的分析[J]. 长沙理工大学学报（社会科学版），2011，6(26)：68-72.

[19]巴曙松. 中国货币政策有效性的经济学分析[M]. 北京：经济科学出版社，

2000: 1.

[20]李春琦.中国货币政策有效性分析[M].上海：上海财经大学出版社，2003: 1.

[21] Bai, J. & Ng, S. Confidence intervals for diffusion index forecasts and inference for factor-augmented regressions. Manuscript,2005a, University of Michigan.

[22] Bai, J. & Ng, S. Determining the number of primitive shocks in factor models. manuscript,2005b, University of Michigan.

[23] Bernake, B. & Blinder, A. The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission[J]. American Economic Review,1992, 82:901-921.

[24] Bernake, B. & Boivin, J. Measuring the Effects of Monetary Policy: A

Factor-Augmented Vector Autoregressive(FAVAR) Approach[R]. NBER. Working paper,2003.

[25] Bernanke, B. & MIHOV, I. Measuring Monetary Policy[J]. The Quarterly Journal of Economics,1998,113:869-902.

[26] Bernanke, B. & Boivin, J. Monetary policy in a data-rich environment[J]. Journal of Monetary Economics,2003,50:525-546.

[27] Bernanke, Ben S. and Blinder. Credit, Money, and Aggregate Demand[J]. American Economic Review,1988,78: 435- 439.

[28] Boivin, J. & Giannon, M. P. DSGE Models in a Data-Rich Environment. manuscript,2005, Columbia University.

[29] Carlstrom, C. T. T. S. Fuerst, & Paustian, M. Monetary policy shocks, Choleski identification and DNK models[J ]. Journal of MonetaryEconomics,2005,56:

1014-1021.

[30] Lawrence J. Christiano, Martin Eichenbaum, Charles L. Evans. Monetary Policy shocks: what have I learned and to what end[M]. Amsterdam: North-Holland, 1999,65-148.

[31] Cover, J. P. Asymmetric Effects of Positive and Negative Money Supply Shocks [J]. The Quarterly Journal of Economics,1992, 107:1261-1282.

[32] Dimitris, Korobilis. Assessing the Transmission of Monetary Policy Shocks Using Dynamic Factor Models [J]. The Rimini Centre for Economic Analysis, 2012,35:1-29.

[33] Eickmeier, S. Comovements and heterogeneity in the Euro Area analyzed in a non-stationary dynamic factor model[J]. Journal of Applied Econometrics,2009, 24:933-959.

[34] Favero, C. A. & M. Marcellino. Large datasets, small models and monetary policy

In Europe[J]. CLM Economia,2005,62:249-269.

[35] Forni, M. & Gambetti, L. The dynamic effects of monetary policy: A structural factor model approach[J]. Journal of Monetary Economics,2010a,57:203-216.

[36] Friedman M. and D. Meiselman, the relative stability of monetary velocity and the investment multiplier in the United States: 1897-1958 [J]. Stabilization Policies, Englewood Cliffs: Prentic Hall,1963,165-268.

[37] Gali, Jordi. New Perspectives on Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle[R]. NBER Working Paper, No.8767,2002.

[38] Goodfriend, Marvin and King, Robert G. The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy[J]. Macroeconomics Annual,1997,48: 231-282.

[39] Giannoni, D. L. Reichlin and L. Sala. Monetary Policy in Real Time [J]. NBER Macroeconomics Annual,2004.

[40] Giordani, P. and R. Kohn. Ecient Bayesian inference for multiple change-point and mixture innovation models [J]. Journal of Business and Economic Statistics, 2008,26:66-77.

[41] Georgios Karras, Openness and the Effects of Monetary Policy [J]. Journal of International Money and Finance,1999,18:13-26.

[42] Jarocinski, M. & Smets, F. R. House prices and the stance of monetary policy[J]. Review,2008,40:339-366.

[43] King, Robert G. and Plosser, Charles I. Money, Credit and Prices in a Real Business Cycle Economy[J]. American Economic Review,1984,74: 363-380.

[44] Koop, G. R. Leon-Gonzales, and R. Strachan. On the evolution of the monetary policy transmission mechanism [J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2009,33:997-1017.

[45] Koop, G. M. Pesaran and S. Potter. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models [J]. Journal of Econometrics,1996,74:77-118.

[46] Lopes, H. F. and M. West. Bayesian model assessment in factor analysis [J]. Statistica Sinica,2004,14:41-67.

[47] Mankiw, N. Gregory. Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly[J]. Quarterly Journal of Economics,1985,100: 529-537.

[48] Matteo, B. & Antonio, M. & Conti, M. L. Measuring Euro Area Monetary Policy Transmission in a Structural Dynamic Factor Model[R]. ECARES, Working Paper, 2011.

[49] McCallum, Bennett T. Recent Developments in Monetary Policy Analysis: the Roles of Theory and Evidence[R]. NBER Working Paper, No. 7088,1999.

[50] Nakajima, J. & Kasuya, M. & Watanabe, T. Bayesian Analysis of Time-Varying Parameter Vector Autoregressive Model for the Japanese Economy Monetary Policy [R]. Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series 072, Hitotsubashi University,2009.

[51] Onatski, A. Testing hypotheses about the number of factors in large factor models[J]. Econometrica,2009,77:1447-1479.

[52] Primiceri, G. E. Time varying structural vector auto-regressions and monetary policy[J]. Review of Economic Studies,2005,72:821-852.

[53] Pourahmadi, M. Joint mean-covariance models with applications to longitudinal data: Unconstrained parameterization [J]. Biometrica,1999,86:677-690.

[54] Ravenna, F. & Walsh, C. E. Optimal monetary policy with the cost channel[J]. Journal of Monetary Economics,2006, 53:199-216.

[55] Stock, J. H. & Watson, M. W. Forecasting using principal components from a large number of predictors[J]. Journal of the American Statistical Association,2002,97: 1167-1179.

[56] Stock, J. H. & Watson, M. W. Implications of dynamic factor models for VAR analysis[R]. Working Paper 11467, NBER,2005.

[57] Samuelson, Paul. and Solow, Robert. Analytical Aspects of Anti Inflation Policy[J]. American Economic Review,1960,50: 177-194.

[58] Sargent, Thomas J. and Wallace. Rational Expectation, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule[J]. Journal of Political Economy, 1975,83: 241-254.

[59] S. Chib, Y. Omori, M. Asai. Multivariate stochastic volatility[M]. Berlin: Springer-Verlag,2009,365-400.

[60] Sims, C. and T. Zha. Were there regime switches in macroeconomic policy[J]. AmericanEconomicReview,2006,96:54-81.

[61] Strachan, R. Valid Bayesian estimation of the cointegrating error correction model [J]. Journal of Business and Economic Statistics,2003,21:185-195.

[62] Sims. C. A. Money, Income and Causality [J]. American Economic Review, 1972,62:540-542.

[63] Taylor, John B. Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomics[R]. NBER Working Paper, No. 6754, 1998.

[64] Weber, A. R. Gerke. & Worms, A. Has the monetary transmission process in the euro area changedEvidencebasedonVARestimates[R]. WorkingPaper276, BankforInternationalSettlements,2009.

[65] Yun, Tack. Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeneity, and Business Cycles[J]. Journal of Monetary Economics,1996,37: 345-370 .

致 谢

在本论文即将完成之际，谨此向我的导师孙瑞博副教授致以衷心的感谢和崇高的敬意！本论文的所有工作是在孙老师的悉心指导下完成的。孙老师渊博的知识、严谨的治学态度和精益求精的工作作风给我留下了刻骨铭心的印象，使我受益匪浅，并将成为我终身学习的榜样。在攻读硕士的时间里，孙老师不仅在专业知识的学习和科学研究的探索上给予我很大的帮助，在思想、人生态度和未来的人生道路规划上也给予了我谆谆教诲。

同时，感谢陈耀辉教授、钱书法教授、桑乃泉教授、王庚教授、王云中教授对于我论文的批评指导，使我能够对论文写作中未发现问题进行修改，以进一步提高论文的整体水平。

最后，再次感谢为我提供帮助与指导的各位老师，我会在各位老师的帮助下继续前行！

刘傲琼二零一三年六月于南京