学校代码： 10385 分类号：

研究生学号：0900106003 密 级 ：



**我国金融脱媒对货币政策传导机制影响研究**

博 士 学 位 论 文

作者姓名： **朱玲玲** 指导教师： **胡日东** 学 科： **应用经济学・数量经济学**研究方向： **宏观经济分析** 所在学院： **经济与金融学院**

论文提交日期：**二〇一五年六月八日**

**Study on the impact of financial disintermediation on monetary transmission mechanism of China**

A Dissertation submitted to Huaqiao University

In partial fulfillment of the requirements for the degree of Doctor

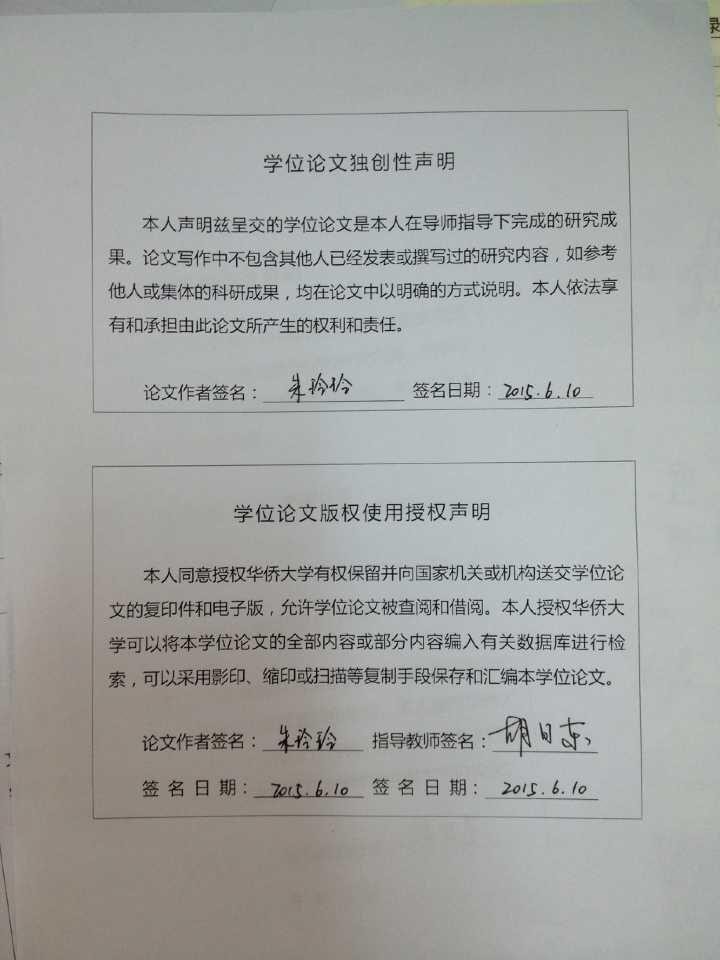
By

**Zhu Lingling (Quantitative economics)**

Supervisor: **Professor Hu Ridong**

School of economics and finance Huaqiao University, Quanzhou, Fujian, China

April, 2015



摘要

金融脱媒现象最早出现在20世纪60年代的美国，是指资金的供需双方绕过了商业银行等金融中介而直接在资本市场、货币市场上投融资的现象。金融脱媒的出现是金融市场发展到一定时期的产物。随着我国直接融资在社会融资总量中的比重越来越大，居民金融资产结构中存款比重日益下降，尤其是近几年互联网金融和“影子银行”的出现和快速发展，商业银行感受到的金融脱媒压力不断增加。

国内理论界对金融脱媒的研究更多地局限在对金融脱媒迹象的简单描述，或是讨论金融脱媒形势下商业银行应对措施，而对我国金融脱媒度量以及金融脱媒对宏观经济影响等深入的研究目前则较少。金融体系的变化在很大程度上影响着货币政策的传导，因此，从我国的实际出发对我国金融脱媒程度进行度量，并从理论和实证上分析金融脱媒对我国货币政策传导机制的影响，对我国货币政策工具、目标的选择以及更好地发挥宏观调控作用有着重要的现实意义和实践价值。

结合我国金融脱媒的特点和研究目的，本文将度量金融脱媒的指标（DIF）定义为人民币贷款增量与股票市场筹资额、企业债券发行量、人民币贷款增量总和之比，即间接融资占融资总量的比重。并用该指标衡量1998年1季度-2014

年2季度我国的金融脱媒程度，发现1998年1季度-2005年2季度期间，我国

处于非金融脱媒时期；而2005年3季度-2014年2季度期间，我国处于金融脱媒时期。

本文针对金融脱媒对我国货币政策的利率、资产价格、信贷三大传导机制的影响分别进行理论分析和实证检验。金融脱媒推动了利率市场化进程增强了货币需求的利率弹性、改变了企业单纯依靠银行贷款的融资方式增强了投资支出的利率弹性，从而使货币政策利率传导渠道更加顺畅；金融脱媒增强了托宾Q值效应、财富效应、流动性效应、资产负债表效应，有利于增强货币政策的资产价格传导效应；金融脱媒改变了企业依靠银行贷款的融资模式，削弱了货币政策信贷传导效应。在理论分析的基础上，为更清晰地反应出金融脱媒对传导过程的影响，本文对货币政策三大传导机制的各个主要传导环节分别进行实证

检验，对金融脱媒前和金融脱媒后两个时期分别建立向量自回归（VAR）模型，并通过脉冲响应函数和方差分解分析，得出结论：金融脱媒时期货币政策利率传导机制及资产价格传导机制运行更加顺畅，但货币政策信贷传导过程则受到了梗阻。

为了进一步研究金融脱媒对货币政策三大传导机制的影响，本文引入了非线性时间序列模型—平滑转换向量自回归（STVAR）模型。与其他非线性时间序列模型相比，STVAR模型可以使两个极端机制之间的变化成为平滑或渐进的变化，在经济研究中最易模拟经济现实和突发性经济政策带来的非对称影响。通过STVAR模型，本文进一步验证了我国在2005年之后出现了金融脱媒现象，同时非线性检验也确定了在非金融脱媒及金融脱媒这两个不同的机制下货币政策利率传导、资产价格传导、信贷传导均存在着非对称性，最后通过广义脉冲响应函数（GRIF）得出结论：金融脱媒强化了货币政策利率传导及资产价格传导机制，同时削弱了货币政策的信贷传导机制。

因此随着金融脱媒的进一步深化，我国政府应充分考虑金融脱媒对货币政策传导机制产生的影响，选择更为有效的货币政策中介目标及货币政策调控工具、加快推进利率市场化进程及存款保险制度建立、在注意信贷总量控制的同时调整信贷结构、进一步规范发展资本市场，以更好地发挥货币政策在调控实体经济方面的作用。

关键词：金融脱媒； 影子银行； 互联网金融； 货币政策传导机制平滑转换向量自回归模型

Abstract

Abstract

In the 1960s, “financial disintermediation" appears most early in USA. It refers that the supply and demand of the capital divorce from commercial banks and other financial intermediaries, the investment and financing occurs directly in the capital market and the money market. The emergence of financial disintermediation is a product of the development of financial market. As the proportion of direct financing in China's total social financing become more and more big, and the proportion of deposits in residents' financial assets is declining, especially with the rapid development of the internet finance and the―shadow banking‖in recent years, the commercial banks' pressure of the financial disintermediation is also increasing.

Domestic researches on financial disintermediation are limited to simple description, or discuss measures of commercial banks under the situation of financial disintermediation. The in-depth researches, such as metric on China's financial disintermediation and its influence on macroeconomic area, are less. However, changes in the financial system have a great influence on the transmission of monetary policy. Therefore, from China's actual conditions, analysis on the scale of financial disintermediation in China, and the effect of financial disintermediation on the transmission of monetary policy in China from theoretical and empirical, has important theoretical guidance and reference meaning to the choice of China's monetary policy tools and target, giving better play to the effect of macro-control.

Combined the characteristics of China's financial disintermediation with the purpose of this research, the financial disintermediation index (DIF) is defined as the division of the increment of RMB loans and the the amount of stock market financing, enterprise bond issuance and the increment of RMB loans, i. e. the proportion of indirect financing in the total financing. And use the index to measure China's financial disintermediation degree between the first quarter of 1998 and the second quarter of 2014. The result shows that: during the first quarter of 1998 to the second quarter of 2005, our country is in the period of non financial disintermediation; and

华侨大学博士学位论文

During the third quarter of 2005 to the second quarter of 2014, our country is in the period of financial disintermediation.

In this paper, we analyze the influence of financial disintermediation on China's monetary policy transmission mechanism of interest rates, asset prices and credit from theory and the empirical test. Financial disintermediation promotes the marketization of interest rates, increasing the interest rate elasticity of currency demand. Financial disintermediation aslo changes the enterprises' financing way which is rely on bank loans, enhancing the interest rate elasticity of investment spending. That is, by the influence of financial disintermediation, the two links of interest rate transmission mechanism have become more smoothly; Financial disintermediation enhances Tobin Q effect, wealth effect, the liquidity effect, the balance sheet effect, and enhance the effect of asset price transmission mechanism; Financial disintermediation changed the mode of enterprises' finance which is rely on bank loans, and weakened the monetary policy credit transmission effect. On the basis of theoretical analysis, in order to more clearly reflect the influence of financial disintermediation, this paper respectively carried out an empirical test on the influence of financial disintermediation on every links of the monetary policy transmission mechanism. We establish vector autoregressive (VAR) model respectively in two periods: non financial disintermediation period and financial disintermediation period, through the impulse response function and variance decomposition analysis, we draw the conclusion: during financial disintermediation period, interest rate transmission mechanism and asset price transmission mechanism of monetary policy become more smoothly, but the effect of credit transmission monetary mechanism of monetary policy is reduced.

In order to further study the influence of financial disintermediation on the three

Monetary policy transmission mechanism, this paper introduces a nonlinear time series model—smooth transition vector autoregressive (STVAR) model. Compared with other nonlinear time series model, the STVAR model can make a smooth or

Gradual change between two extreme mechanisms, therefore most easily be used to simulate the economic reality and the sudden economic policy. Through the STVAR model, this paper further validates that China's financial disintermediation

Abstract

Phenomenon appeared in 2005, at the same time, nonlinear test also confirmed that the effects of interest rate transmission mechanism, asset price transmission mechanism and credit transmission mechanism are asymmetric under non financial disintermediation period and financial disintermediation period. Finally, through the generalized impulse response function (GRIF), we get the conclusion: financial disintermediation strengthening the effect of interest rate and asset price transmission mechanism of monetary policy, but weakened the effect of credit transmission mechanism of monetary policy.

Therefore, with the further deepening of financial disintermediation, our government should fully consider the impact on the monetary policy transmission mechanism of financial disintermediation, choose a more effective monetary policy intermediary goal and monetary policy tools, and accelerate the marketization of interest rates and the establishment of deposit insurance system, pay attention to credit total quantity control and adjust credit structure at the same time, further standardize the development of the capital market, in order to play the role of monetary policy in the regulation of the real economy better.

**Keywords:** financial; Disintermediation; Shadow; Banking; Internet; Finance monetary policy transmission mechanism

Smooth transition vector autoregressive (STVAR) model

目 录

[摘要](#_Toc686593772) 2

[Abstract](#_Toc686593773) 3

[Abstract](#_Toc686593774) 3

[Abstract](#_Toc686593775) 3

[第1章 引言](#_Toc686593776) 5

[1.1 选题背景及意义](#_Toc686593777) 5

[1.1.1 美国等国家的金融脱媒现象](#_Toc686593778) 5

[1.1.2 中国金融脱媒现象的出现](#_Toc686593779) 6

[1.1.3 研究意义](#_Toc686593780) 6

[1.2 论文结构安排](#_Toc686593781) 6

[1.3 研究方法](#_Toc686593782) 6

[1.4 创新之处](#_Toc686593783) 7

[第2章 金融脱媒文献综述及货币政策传导机制理论综述](#_Toc686593784) 7

[2.1 金融脱媒文献综述](#_Toc686593785) 7

[2.1.1 国外研究现状](#_Toc686593786) 7

[2.1.2 国内研究现状](#_Toc686593787) 8

[2.1.3 评述](#_Toc686593788) 9

[2.2 货币政策传导机制理论综述](#_Toc686593789) 9

[2.2.1 货币政策利率传导机制理论](#_Toc686593790) 9

[2.2.2 货币政策资产价格传导机制理论](#_Toc686593791) 10

[2.2.3 货币政策信贷传导机制理论](#_Toc686593792) 11

[2.2.4 货币政策汇率传导机制理论](#_Toc686593793) 13

[2.2.5 小结](#_Toc686593794) 14

[第3章 我国金融脱媒现象分析](#_Toc686593795) 14

[3.1 我国金融脱媒的现状、新形势及特点](#_Toc686593796) 14

[3.1.1 资金供给方的金融脱媒——居民金融资产结构中存款比重下降](#_Toc686593797) 14

[3.1.2 资金需求方的金融脱媒——企业融资中银行贷款比重减少](#_Toc686593798) 17

[3.1.3 金融脱媒新形势：影子银行和互联网金融](#_Toc686593799) 20

[3.1.4 我国金融脱媒的特点](#_Toc686593800) 22

[3.2 我国金融脱媒程度的度量](#_Toc686593801) 22

[3.2.1 我国金融脱媒度量指标](#_Toc686593802) 22

[3.2.2 邹突变点检验](#_Toc686593803) 23

[第4章 我国货币政策传导机制发展历程](#_Toc686593804) 23

[4.1 高度计划控制时期（1979年前）](#_Toc686593805) 23

[4.2 直接调控时期（1979-1991年）](#_Toc686593806) 23

[4.3 直接调控为主间接调控为辅时期（1992-1997年）](#_Toc686593807) 24

[4.4 间接调控为主直接调控为辅时期（1998年至今）](#_Toc686593808) 24

[4.5 我国货币政策传导机制评述](#_Toc686593809) 24

[第5章 金融脱媒对我国货币政策利率传导机制影响分析](#_Toc686593810) 25

[5.1 金融脱媒推进我国利率市场化进程](#_Toc686593811) 25

[5.1.1 我国利率体系](#_Toc686593812) 25

[5.1.2 我国利率市场化进程](#_Toc686593813) 25

[5.1.3 金融脱媒是利率市场化的助推器](#_Toc686593814) 26

[5.2 金融脱媒对利率传导机制影响理论分析](#_Toc686593815) 26

[5.3 金融脱媒对“货币政策传导到利率环节”影响实证分析](#_Toc686593816) 27

[5.3.1 指标选取](#_Toc686593817) 27

[5.3.2 实证分析](#_Toc686593818) 27

[5.4 金融脱媒对“利率传导到投资环节”影响实证分析](#_Toc686593819) 29

[5.4.1 指标选取](#_Toc686593820) 29

[5.4.2 实证分析](#_Toc686593821) 30

[5.5 小结](#_Toc686593822) 33

[第6 章 金融脱媒对我国货币政策资产价格传导机制影响分析](#_Toc686593823) 33

[6.1 金融脱媒对货币政策资产价格传导影响理论分析](#_Toc686593824) 33

[6.2 金融脱媒对“货币政策传导到资产价格环节”影响实证分析](#_Toc686593825) 33

[6.2.1 指标选取](#_Toc686593826) 33

[6.2.2 实证分析](#_Toc686593827) 33

[6.3 金融脱媒对“资产价格传导到消费、投资环节”影响实证分析](#_Toc686593828) 35

[6.3.1 指标选取](#_Toc686593829) 36

[6.3.2 实证分析](#_Toc686593830) 36

[6.4 小结](#_Toc686593831) 41

[第7章 金融脱媒对我国货币政策信贷传导机制影响分析](#_Toc686593832) 41

[7.1 金融脱媒对我国货币政策信贷传导机制影响理论分析](#_Toc686593833) 41

[7.2 金融脱媒对“货币政策传导到信贷环节‖影响实证分析](#_Toc686593834) 41

[7.2.1 指标选取](#_Toc686593835) 41

[7.2.2 实证分析](#_Toc686593836) 41

[7.3 金融脱媒对“信贷传导到投资环节”影响实证分析](#_Toc686593837) 44

[7.3.1 指标选取](#_Toc686593838) 44

[7.3.2 实证分析](#_Toc686593839) 44

[7.4 金融脱媒对货币政策信贷传导整体影响实证分析](#_Toc686593840) 47

[7.4.1 金融脱媒前:1998年1季度-2005年2季度](#_Toc686593841) 47

[7.4.2 金融脱媒后:2005年3季度-2014年2季度](#_Toc686593842) 48

[7.5 小结](#_Toc686593843) 49

[第8章 金融脱媒对我国货币政策传导机制影响分析](#_Toc686593844) 49

[8.1 平滑转换向量自回归（STVAR）模型介绍](#_Toc686593845) 50

[8.1.1 STR模型及STVAR模型一般特征](#_Toc686593846) 50

[8.1.2 STVAR模型估计步骤](#_Toc686593847) 51

[8.1.3 模型非线性的检验](#_Toc686593848) 51

[8.1.4 STVAR模型估计](#_Toc686593849) 53

[8.1.5 广义脉冲响应函数分析](#_Toc686593850) 53

[8.2 金融脱媒对货币政策传导渠道影响实证分析](#_Toc686593851) 53

[8.2.1 指标选取](#_Toc686593852) 53

[8.2.2 基于STVAR模型的实证分析](#_Toc686593853) 54

[8.3 小结](#_Toc686593854) 56

[第9章 结论及政策建议](#_Toc686593855) 56

[9.1 研究结论](#_Toc686593856) 56

[9.2 政策建议](#_Toc686593857) 57

[9.3 研究不足和展望](#_Toc686593858) 57

[参考文献](#_Toc686593859) 57

[个人简历、在学期间发表的学术论文及研究成果](#_Toc686593860) 60

# 第1章 引言

## 1.1 选题背景及意义

### 1.1.1 美国等国家的金融脱媒现象

“金融脱媒”（Financial Disintermediation）最早出现在20世纪60年代的美国。1929年的经济大萧条之后，美国政府颁布了一系列金融管理条例对金融市场进行管制，Q条例就是其中重要的一个，其对商业银行存款利率设定了最高限度。Q条例的实施对当时美国维持和恢复金融秩序起到了一定的积极作用。然而到20世纪50年代中后期，特别是60年代之后，Q条例的弊端便暴露出来。当时美国通货膨胀率高达20%，而银行存款利率上限受到管制使银行存款对投资者的吸引力急剧下降，银行吸存能力受到极大影响。这种情况下，资金选择绕过低收益的银行存款而寻找其他更高收益率的投资机会。金融创新尤其是金融机构的创新也就应运而生，越来越多的银行存款脱离银行等金融中介机构大量流向货币市场基金、证券等市场，这种金融非中介化的现象即被称为―金融脱媒‖。

1960年，美国金融机构总资产中存款类金融机构资产占到57.9％，其中商业银行占到40％，而基金和投资公司仅占12.6％。到了1997年，商业银行占比则下降为23％，而基金和投资公司资产占比升至25.9％。在这近40年期间，美国的非银行金融机构取得了长足发展。另外，从[金融产品](http://www.shenmeshi.com/Business/Business_20130102201305.html)的规模看，2000年末，美国[股票市值](http://www.shenmeshi.com/Business/Business_20080228135340.html)为私人部门贷款余额的3倍，这清楚地说明美国金融脱媒的迅速发展趋势[1]。

继美国之后，法国、加拿大、日本等发达国家都相继出现了不同程度的金融脱媒。以法国为例，1980 年至1993 期间，银行贷款占银行总资产的比例由

84%下降至55%，而股票等证券在银行总负债中的份额则由6%上升至56%。金融脱媒不仅出现在发达国家和地区，亚洲几个新兴[工业](http://www.shenmeshi.com/Science/Science_20100830221430.html)国家的金融市场同样如此。尽管受限于金融发展水平，在这些国家和地区商业银行仍是金融市场的主体，但是其直接融资增长速度迅猛，股票市值增速远远高于商业银行资产增速。例如，在1983—2004年期间，亚洲几个新兴工业国家的股票市值年平均增长率为26％，而同期银行资产年平均增长率为15％；我国台湾地区的情况也与此相

1

似，其股票市值年平均增长19％，而银行资产年平均增长为13％。[1]由此可见，随着金融发展、监管放松以及市场化水平提高，金融脱媒已成为一个全球性趋势。

### 1.1.2 中国金融脱媒现象的出现

一直以来，我国的金融体系都是以银行为主，银行贷款在企业融资中占据了重要的位置。虽然这种体系为我国经济发展做出了突出贡献，但以商业银行为主导的融资体系不仅融资成本高而且由于道德风险和逆向选择等信息不对称因素的存在，商业银行作为市场经济主体，从自身利益最大化的角度出发，更愿意把资金贷给发展潜力大、可抵押资产多的大公司，而不愿意贷给风险较大的中小企业，加上我国资本市场发展较晚，对企业上市融资的要求也较为苛刻，使得中小企业的资金需求往往得不到满足，造成了中小企业的融资难问题。我国各类中小企业数量占我国企业总数的90%以上，吸纳了75%以上的城镇就业人口，为我国经济发展做出突出贡献。然而，以商业银行为主导的金融体系使得中小企业长期因为融资困难而举步维艰。早在2001年，经济学家林毅夫即提出要大力发展和完善中小金融机构，以此解决我国中小企业融资难问题[2]。因此，为了提高资金配置效率、满足中小企业发展，以银行贷款为主的融资模式必然改变。

随着我国金融改革不断深入，特别是直接融资的快速发展，商业银行面临金融脱媒的挑战越来越明显。从股票市场发展到以[短期融资券](http://www.shenmeshi.com/Business/Business_20071231132530.html)发行为标志的债券市场发展、信贷资产证券化的发展，再到互联网金融的蓬勃发展、“影子银行”的日益活跃，商业银行感受到的金融脱媒压力不断增加。1990年12月19

日和1991年7月4日上海和深圳证券交易所分别挂牌成立，企业可以通过IPO、增发等方式在股票市场上获得融资。我国资本市场发展初期对上市公司在资产、利润等方面均有着严格的限制，只有盈利能力较强的大企业才能在股票市场上获得融资，因此上市公司数量较少、融资成本也较高。但随着2004年中小企业板的开幕、2009年创业板的面世、2014年“新三板”扩容以及今后股票发行注册制的推出，我国资本市场在政策支持下快速发展，越来越多中小企业可以通过资本市场获得融资，股票市场一定程度上成为解决中小企业融资难的有效途径。据中国人民银行数据统计，我国境内A、B股上市公司数由1990年的10

家，迅猛增加到2013年的2489家，非金融企业境内股票市场融资额也从2002

2

年的628亿元迅速增长到2010年5786亿元。随着资本市场的发展，金融脱媒现象的加剧将是不可逆转的趋势，资本市场与银行业关于资金供给与需求的竞争必将愈演愈烈。而随着债券市场的不断发展与完善，由于企业债的融资成本远低于银行贷款，因此作为一种融资渠道越来越受到企业，特别是一些大型企业的青睐，降低了对于银行贷款的依赖程度。当股票与债券市场所占据融资份额逐年递增时，银行业的筹资难度必然大幅提高。

近年来，尤其是2013年以来，随着互联网技术的发展、电子商务的繁荣、金融管制的放松，“互联网金融”横空出世，以“余额宝”为首的互联网理财产品正跨界进入传统商业银行领地，扮演着“搅局者”的角色。互联网金融以其透明度更高、参与度更强、协作性更好、中间成本更低、操作更便捷等优势，对传统商业银行业务造成了严重的冲击。尤其是从互联网金融这种轻应用、碎片化理财的属性来看，相比传统金融机构和渠道而言更易受到中小微企业的青睐，对扶持中小企业发展具有重要的意义。因此随着互联网金融的发展，金融脱媒大有加速之势。

从长期来看，随着金融脱媒的深化，我国直接融资规模及比重将进一步增加，以间接融资为主的融资体系将发生变化，传统的货币信贷指标已难以全面反映市场的流动性状况和金融对实体经济的支持。在此宏观经济大背景下，中央银行从2011年开始推出了“社会融资总量”新概念，是金融业对实体经济的新增融资总量，它的统计范畴不仅包括了银行体系的间接融资，还包括了资本市场的债券、股票等直接融资。由于其内涵更为广泛，社会融资总量将成为未来货币政策制定过程中的一个重要参考指标。

### 1.1.3 研究意义

所谓货币政策传导机制是指货币当局通过运用各种货币政策工具影响中介目标，进而实现既定政策目标的传导途径与作用机理，货币传导机制是否顺畅，直接影响货币政策的实施效果。自上世纪90年代以来，我国货币政策在调控宏观经济方面发挥着日益重要的作用，因此货币政策的传导机制及其效应问题也一直是国内学者、政策制定者所关心的重大理论与现实问题。

金融体系连接着货币政策与实体经济，货币政策通过金融体系传导到实体经济。因此，金融体系的变化在很大程度上影响着货币政策的传导效率。金融脱媒的出现不仅对商业银行的经营管理带来挑战，也会对货币政策传导机制产

3

生影响。在国外，学者们已经认识到金融脱媒对货币政策传导机制的影响并展开了实证研究。例如，Roldos（2006）指出，金融脱媒以及市场化的融资渠道增强了加拿大的货币政策有效性[3]。Tan和Goh（2007）认为，20世纪90年代初以来马来西亚货币政策在金融脱媒的影响下，对实体经济的影响力逐渐减弱[4]。在我国，宋旺、钟正生（2010）从实证上检验了金融脱媒对货币政策传导确实存在非对称影响，并且对不同货币政策传导机制有着不同的影响[5]。然而由于数据的可得性及方法的局限性，国内在金融脱媒对货币政策传导影响方面的研究还不够深入。

因此，在目前经济金融发展新形势下，从我国的实际出发对我国金融脱媒程度进行度量，并从理论和实证上分析金融脱媒对我国货币政策传导影响，这对我国货币政策工具、目标的选择以及更好地发挥宏观调控效果有着重要的理论指导和借鉴意义。

## 1.2 论文结构安排

本文的研究思路具体包括五大部分九个章节的内容：

第一部分即第1章，全文的引言部分，主要介绍本论文的选题背景、研究意义、论文结构安排、研究方法及主要创新点；

第二部分即第2章，阐述了目前国内外学者在金融脱媒方面的研究现状并对货币政策传导机制理论进行综述，分别对利率传导机制、资产价格传导机制、信贷传导机制、汇率传导机制的相关经典理论进行阐述分析，为接下来的金融脱媒对货币政策传导机制影响的理论分析和实证检验奠定理论基础。

第三部分即第3章，主要针对我国金融脱媒现象的现状、目前发展的新趋势以及特征进行描述，此后从我国金融脱媒的独特性以及本文研究的重点出发构建了我国金融脱媒度量指标，并结合邹突变点检验方法判断我国是否存在金融脱媒现象；

第四部分是本文的主体部分，包括第4、5、6、7、8章。第4章对我国货币政策传导机制发展历程进行梳理。由于我国特殊的外汇政策，分析金融脱媒对我国货币政策汇率传导机制影响意义不大，因此从第5章起至第7章分别对金融脱媒对我国货币政策利率传导、资产价格传导、信贷传导机制影响从理论分析和实证检验上进行研究。第5 章从我国利率体系及利率市场化进程着手，

认为金融脱媒推进了我国利率市场化进程，此后将金融脱媒对货币政策利率传导的影响划分为金融脱媒对“货币政策传导到利率”以及“利率传导到投资”这两个环节的影响，从理论和实证分析（采用VAR模型）分别对这两个环节进行研究，最终得出金融脱媒强化了我国货币政策利率传导机制效果的结论。第6章则将信贷传导机制分成两个环节：“货币政策传导到资产价格”以及“资产价格传导到实体经济（消费、投资）”，分别分析金融脱媒对它们的影响，理论分析认为金融脱媒对这两个环节都有所强化，通过构建VAR模型进行实证检验同样验证了这一点。第7章同样将金融脱媒对信贷传导机制影响划分为两个环节：金融脱媒对“货币政策传导到信贷”的影响以及金融脱媒对“信贷传导到投资”的影响。由于实证分析得出金融脱媒对这两个环节的影响不一致，因此又采用

VAR模型从货币政策信贷传导总体上进行分析，最终得出结论：在我国，金融脱媒阻碍了货币政策的信贷传导。第8章可以说是本文的主要创新点之一，引入非线性机制转换模型—平滑转换向量自回归（STVAR）模型，通过Matlab软件编程实证分析在机制1（非金融脱媒时期）及机制2（金融脱媒时期）下货币政策传导效应的非对称性，并通过非线性检验、广义脉冲响应函数分析金融脱媒对货币政策利率传导、资产价格传导、信贷传导机制的影响。

最后一部分第9章，为文章的结论及政策建议，并分析了存在的一些不足，对未来的进一步研究进行展望。

文章的结构框架如图1.1

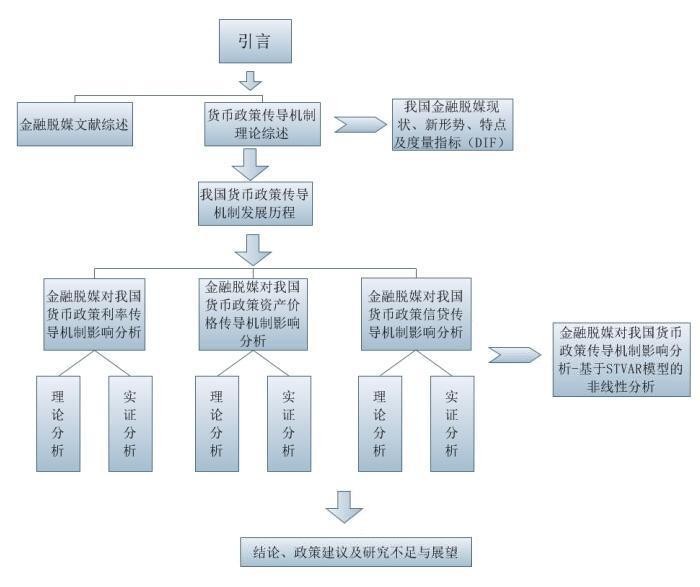


图 1.1 论文结构框架图

## 1.3 研究方法

1、定性分析与定量分析相结合。我国居民金融资产结构中存款比重下降、企业融资结构中贷款比重下降，影子银行的出现、互联网金融的蓬勃发展等事实以及银行存贷款量、股票流通市值、债券期末余额、企业债和股票融资额等大量数据都表明了不管是在资金供给方还是资金需求方我国都出现了金融脱媒现象。在定性分析的基础上，结合本文分析着重点，构建了我国金融脱媒（DIF）指标，并采用Chow`s断点检验方法进行检验，通过定量分析更准确地判断出我国金融脱媒趋势。

2、理论分析与实证检验相结合。本文梳理了货币政策传导的主要理论包括：货币政策利率传导理论（凯恩斯理论、希克斯—汉森模型）、货币政策资产价格

传导理论（托宾Q理论、莫迪利亚生命周期理论、布鲁纳—梅而查理论）、货币政策利率信贷理论（银行信贷传导渠道理论、资产负债表渠道理论）、货币政策汇率传导理论（基于购买力平价的汇率传导理论、基于利率平价的汇率传导理论、蒙代尔一弗莱明模型）。在这些经典理论的基础上，逐个分析金融脱媒对货币政策利率传导、资产价格传导、信贷传导每个主要环节的影响，采用VAR模型、脉冲响应函数、方差分解分析的实证方法检验金融脱媒前时期和金融脱媒后时期货币政策传导效应的不同。引入非对称机制转换模型—平滑转换向量自回归（STVAR）模型，进一步检验在非金融脱媒及金融脱媒这两个不同的机制下货币政策传导是否存在着非对称性，并通过广义脉冲响应函数（GRIF）分别分析金融脱媒对货币政策利率传导、资产价格传导、信贷传导机制产生的不同影响。

## 1.4 创新之处

1、研究内容的创新。综观国内金融脱媒的研究文献，大部分还局限在介绍金融脱媒现象、分析产生原因及定性分析其对商业银行的影响，从宏观角度研究金融脱媒对货币政策影响的文献还比较少。本文将金融脱媒与货币政策传导机制有机结合在一起，从理论分析入手，结合实证方法对金融脱媒对不同的货币政策传导机制影响进行研究，试图以一个崭新的视角分析金融脱媒对经济发展的影响，为我国政府制定宏观货币政策提供借鉴。

2、度量指标的创新。本文全面分析我国金融脱媒的现状，更为重要的是发现目前我国金融脱媒的一些新形势：影子银行和互联网金融。在综合对比了国内外学者定义的金融脱媒指标，从我国金融脱媒的独特性出发，结合数据可得性及本文分析侧重点，构造了金融脱媒（DIF）指标。文章不满足于通过主观判断及指标趋势得出我国金融脱媒存在的结论，又进一步采用Chow`s断点检验判断出金融脱媒指标突变点，以更准确地判断出金融脱媒趋势。

3、分析角度的创新。综观对货币政策传导实证分析的文献，一般都是从总体进行实证分析，而本文从货币政策传导每个环节细化分析，理论和实证相结合逐个分析金融脱媒对货币政策传导每个主要环节的影响。以货币政策利率传导机制为例，本文并非直接分析金融脱媒对货币政策变动传导到实体经济这个整体的影响，而是对传导环节进行拆分，分别分析金融脱媒对货币政策变动传

导到利率的影响以及金融脱媒对利率变动传导到投资（实体经济）的影响。对每个传导环节的细化分析能更好地发现总结出金融脱媒对货币政策传导影响的机理。

4、研究方法的创新。本文引入非对称机制转换模型—平滑转换向量自回归

（STVAR）模型，与其他非线性时间序列模型相比，STVAR模型可以使在两个极端机制之间的变化成为平滑或逐渐的变化，因此在经济研究中最易模拟经济现实和突发性经济政策，它不仅刻画了不同状态下的效应特征，而且可以刻画不同状态间的转化过程，是刻画货币传导非对称性较佳模型。采用STVAR模型可以进一步检验在非金融脱媒及金融脱媒这两个不同的机制下货币政策传导是否存在着非对称性，并通过广义脉冲响应函数（GRIF）分别分析金融脱媒对货币政策利率传导、资产价格传导、信贷传导机制产生的不同影响，试图为目前我国金融脱媒形势下，货币政策工具的选择及宏观政策制定提供借鉴。

# 第2章 金融脱媒文献综述及货币政策传导机制理论综述

## 2.1 金融脱媒文献综述

### 2.1.1 国外研究现状

金融脱媒现象一经出现就引起了理论界的广泛关注，国外对金融脱媒的研究主要集中在对金融脱媒现象的描述并对不同国家金融脱媒存在性进行验证，分析金融脱媒的成因，构建指标对其进行度量和分析金融脱媒造成的影响等方面。

1、金融脱媒现象描述

最早提出了金融脱媒概念的是Hester（1969）。他发现在1958-1967年期间的美国，出现了资金绕过银行而直接通过资本市场和其他金融机构进行配置的现象，他将此定义为“金融脱媒”[6]。继美国之后，一些学者对西方主要发达国家的金融脱媒状况进行研究。Schmidt、Hackethal和Tyrell（1997）对德、英、法三国的金融脱媒情况进行了研究。结果表明，在1981-1996年这个时间段内，只有法国出现了明显的金融脱媒，英国只是出现了短暂的金融脱媒，而德国并没有出现金融脱媒现象。德、英、法三国的金融系统证券化趋势已经非常明显，虽然商业银行依然在金融体系中占据重要位置，但非银行金融中介的作用在融资中的作用开始显现[7]；Anderson and Mskhija（1999）则发现日本在20世纪80

年代经历了一个明显的金融脱媒过程[8]；Roldos（2006）研究表明自20世纪80年代以来加拿大出现了明显的金融脱媒，原因是金融管制框架的变化和金融创新的出现[3]。

在研究金融脱媒现象的过程中，金融脱媒的内涵进一步得到延伸。Mishkin

（2001）认为金融脱媒是在政府对利率进行管制的条件下，当市场利率水平高于存款利率上限时，存款资金脱离银行而流向收益率更高的证券市场，银行可贷资金从而被限制的一种现象[9]。Harmes（2001）将金融脱媒定义为资金供给者与资金需求者绕过中介机构直接进行交易，“媒”的范围扩展到了银行以外的金融机构[10]。French和Leyshon（2004）把金融脱媒分为两类。第一类是伴随着金融信息的可得性和消费者金融知识水平的上升，资金需求者与供给者之间跳过了金

9

融中介机构，直接进行产品交易时发生的；第二类是企业不通过银行等金融机构直接在市场上进行的更加直接、透明的借款方式[11]。Tan和Goh（2009）将发生在马来西亚的金融脱媒定义为资金需求部门绕过银行等金融机构直接从资本市场上获得资金的一种现象[4]。Madan Sabnavis（2010）则认为金融脱媒是在没有金融中介介入的情况下，借款人通过直接渠道以更低的利息成本获得所需的资金，而贷款人可以通过交易成本降低来提高其收益水平[12]。

2、金融脱媒成因分析

在金融脱媒成因方面，一部分国外学者认为是外部环境因素引起的。Hester

（1969）把当时出现在美国的金融脱媒归因为反通胀性的货币政策，认为是当时利率上限管制政策引起的[6]。Goldsmith（1969）把金融脱媒的原因归结为过于强硬和限制过多的金融监管。他认为在金融监管过严的国家，资本市场更容易对银行进行替代[13]。Hendershott（1971）发现1953-1969年间的美国金融脱媒是由利率上限管制引起的[14]。Samuel Theodore（2002）认为金融市场的不断完善和科学技术的不断创新造成了金融脱媒现象的产生。随着互联网、电子金融的不断普遍化，人们对银行业务的需求不断降低[15]。Roldos（2006）则认为加拿大金融脱媒现象出现的主要驱动力是管制框架的变化以及全球和加拿大金融市场条件的变化[3]。

而另一些学者则认为金融脱媒的产生应归结于金融中介本身。Donald Brash (1991) [16]、Dybvig (1993) [17]都认为金融脱媒是因为银行内部监管不到位，资金流动性不足，风险不断增大。Smith（1991）从交易成本的角度分析金融脱媒产生的原因，认为与直接通过资本市场融资相比，通过金融中介间接融资的交易成本要高的多[18]。Merton（1995）则认为在金融中介机构创新和互相竞争下整个金融系统效率有所提高，金融系统不断改善的过程必然会出现金融脱媒[19]。

3、金融脱媒度量指标

由于各国金融脱媒的表现以及相关研究的侧重点不同，学者在对金融脱媒度量方面采用不同的指标。作为金融脱媒研究领域的开创者，Hester（1969）把中介分为金融部门以及非金融部门，从金融中介的资产方和负债方两个维度衡量金融部门对非金融部门的要求权以此度量金融脱媒[6]；Schmidt, Hackethal 和

Tyrell（1999）继承了Hester两个维度的研究方法以资产（负债）中介化比率和证券化比率来解读金融脱媒。其中，资产（负债）中介化比率为某部门对金融部门或银行的要求权（债务）除以该部门的总金融资产（负债）；证券化比率为

10

某部门拥有的某种金融资产（负债）中以证券形式持有的比率[7]。Capelle-Blcancard, Cluppey-Soubeyran和Soulat（2006）将国内非金融机构从国内金融机构获得的贷款占国内非金融机构全部外部融资的比率称为信贷中介比率，国内金融机构持有的国内非金融部门发行的证券占国内非金融部门外部融资的比率称为市场中介比率，两者的总和即为“金融中介比率”[20]。Roldos

（2006）定义了两个指标来度量加拿大在1971-2005年间的金融脱媒。其中一个指标为非金融企业发行的证券与非金融企业获得的商业贷款的比率；另一个指标为非金融企业发行的证券与金融机构的贷款余额的比率[3]。Tan和Goh（2007）对金融脱媒的度量采用了两个比率：一是非金融公司的直接融资与间接融资之比，二是非金融公司的直接融资与银行系统向非金融公司放出的贷款总额之比

[4]。

4、金融脱媒对宏观经济产生影响

关于金融脱媒造成的影响起先是从解释金融脱媒与商业银行等金融中介的关系开始的。Hendershott（1973）认为一定程度上说，金融脱媒会对整个金融结构造成冲击[21]。在对商业银行的影响研究上，Powell（1998）认为，金融脱媒使银行的专业化分工加强了，银行不能再像以前一样能简单的依赖信贷业务，需要在功能上进行了调整，不断发展新兴业务[22]。Nissen（2000）等人的研究发现金融脱媒校正效应的存在，即金融脱媒不仅不会使金融机构（银行）的媒介作用消失，反而会促使其把自身功能更好地发挥出来[23]。Alan Ching-biu Tse（2003）的研究也证明了这一点，发现金融脱媒将促使金融中介不断创新和发展[24]。

金融脱媒现象的出现必定会对宏观经济包括货币政策传导机制产生影响。此后，国外学者开始从定量的角度分析金融脱媒对宏观经济的影响。Robert. C. Merton（1995）认为金融脱媒使得金融工具和金融产品越来越多样化，居民融资渠道不断拓宽，间接融资比重不断上升，导致货币政策中介目标无法发挥作用，通过实证证实金融脱媒的出现降低了货币政策中介目标和最终目标之间的关联性[25]。Afit Mian和Amir Sufi（2008）认为金融脱媒和美国次贷危机有着紧密的联系，金融脱媒在金融市场的不断深化使得信用危机不断加深，最终信用膨胀引发了次贷危机[26]。Bencivenga和Smith（2005）则认为金融脱媒和经济增长两者之间存在长期关系，金融脱媒促进经济增长，经济增长又会推动金融脱媒的发展[27]。Roldos（2006）对加拿大金融脱媒对货币政策的影响进行了分析。实证结果表明，加拿大的货币政策传导在金融脱媒的影响下产生了结构性的变化，

11

增强了实际利率的总需求敏感性。他认为，货币政策的有效性在更广泛地使用以市场为基础的融资渠道时将有所增强[3]。Craig Burnside, Martin Eichenbaum, Sergio Rebel（2006）的研究同样认为1988年后加拿大的货币政策传导在金融脱媒的影响下发生了重大的转折，货币政策有效性得到了增强[28]。Tan和Goh（2009）对马来西亚的情况进行研究表明20世纪90年代以后，该国的金融体系向市场主导转变，金融脱媒的不断深化使其货币政策传导机制发生了明显变化，脱媒之前更有效，脱媒之后出现了梗阻，而且货币政策传导机制中的利率渠道强于资本市场渠道[4]。Anthony（2009）认为，在马来西亚，金融脱媒后实际利率对实体经济的影响减弱，货币政策的传导效果被弱化[29]。

### 2.1.2 国内研究现状

国内学者对金融脱媒的研究起步较晚，同时由于我国金融市场的不够完善，金融脱媒表现还不十分明显，因此国内相关的研究文献相对较少。直到近年来，随着股票、债券、信托等投融资渠道的逐渐增多，我国资本市场得到迅猛发展，金融脱媒现象也浮出水面，逐渐受到理论界的关注。

1、金融脱媒现象描述

辛琪（1990）是国内较早研究金融脱媒的学者，他描述了20世纪70年代后期意大利的金融脱媒现象，认为金融脱媒是资金需求者和资金供给者不再经过金融中介而直接进行资金融通的行为，是金融去中介化的过程。同时，他还认为金融脱媒或许是意大利“经济奇迹”出现的一个原因，意大利金融资产结构在金融脱媒影响下发生变化，这些变化对我国金融体制改革有着重要的借鉴意义

[30]. 邓向荣（2006）对国外金融脱媒理论进行归纳总结，认为金融脱媒的出现

主要是由于不均衡金融管制引起的金融资源配置市场化[31]。而在国内的研究中，不同的学者根据其讨论角度的不同，对金融脱媒的界定也有所不同。李扬（2007）将金融脱媒定义为资金供需在商业银行体系外的一种“体外循环”，他认为我国金融脱媒具体表现为以间接融资为主的金融结构发生变化，资金逐步脱离银行系统，银行的贷款与存款比例都有所降低[32]。吴清（2003）从金融创新的角度研究了金融脱媒，他认为电子金融的发展使人们对金融中介的依赖大大降低，对金融业造成了冲击，金融脱媒因此而出现[33]。李亚芬（2005）认为资金渠道的多样化造成企业逐步降低对银行的依赖程度，金融脱媒是中国商业银行面临的最为严重的问题[34]。尽管他们在对金融脱媒的阐述时更强调脱媒形成的原因，但从

本质上看，他们与李扬的定义是相似的，都是指资金脱离银行体系。而其他学者则认为金融脱媒应该是一种更广义的现象。秦国楼（2002）指出一切让资金直接从资金供给方到达资金需求方而不依赖于金融中介的现象都可以称为金融脱媒，“媒”不仅包括商业银行也包含非银行金融机构的情况[35]。唐旭（2006）也将金融脱媒划分为狭义金融脱媒和广义金融脱媒，狭义上指在存款利率上限管制下，存款资金从低收益的存款性金融机构流向高收益的货币市场的现象；广义上指资金使用者绕过金融中介，直接在货币市场发行短期债券的行为[36]。尽管学者们在对“金融脱媒”的定义方面存在一些差异，但其本质都是“资金的筹集与运用脱离银行等金融中介机构直接在资本市场、货币市场上进行投融资的一种现象”。由于李扬提出的金融脱媒的定义比较贴近我国现实，目前在国内被较为广泛地使用。

由于我国处于经济金融体制的转轨时期，所以发生在我国的金融脱媒现象也与西方国家不同，不可避免的具有“转轨”特色。宋方（2006）的研究发现我国金融脱媒与美国等西方发达国家相比有着独特的特征，我国金融脱媒主要是资产方面的脱媒，即银行贷方的“单向脱媒”，而且我国银行业不仅面临着资本市场、货币市场基金、债券市场的冲击，还要面对电子商务等新兴金融产品的冲击[37]。葛兆强、连建辉（2006）认为我国商业银行正快速进入金融脱媒时代，且金融脱媒具有明显的非对称性。主要体现在：需求脱媒强于供给脱媒，企业脱媒强于居民脱媒，短期需求脱媒强于长期需求脱媒，短期供给脱媒弱于长期供给脱媒等[38]。

2、我国金融脱媒的度量

在国内，辛琪（1990）用存款与国内生产总值之比、存款与国内金融资产之比、存款实质增长率这三个与存款有关的指标考察我国的金融脱媒[30]。而宋旺、钟正生（2010）在Schmidt, Hackethal, Tyrell研究的基础上兼顾中国数据的可得性，将

“媒”进一步细分为银行和非银行金融机构，同时从银行和整个金融部门的资产和负债方两个维度构造了资产（负债）中介化比率和证券化比率两套金融脱媒指标[39]，如表2.1。但由于数据可得性原因只计算了年度数据，样本数据有限，且计算复杂，不适合用于定量模型做进一步探索研究。

表 2.1 金融脱媒度量指标

| 资产/负债  媒 | | 资产方 | 负债方 |
| --- | --- | --- | --- |
| 银行 | | 非金融部门对银行的负债中介化比率（NFBD）  非金融企业对银行的负债中介化比率（NFEBD） | 非金融部门对银行的资产中介化比率（NFBA）  住户部门对银行的资产中介化比率（HBA） |
| 金融部门 | 中介化比率 | 非金融部门对金融部门的负债中介化比率（NFFD）  非金融企业对金融部门的负债中介化比率（NFEFD） | 非金融部门对金融部门的资产中介化比率（NFFA）  住户部门对金融部门的资产中介化比率（HFA） |
| 证券化比率 | 非金融部门负债的证券化比率  （NFDS）  非金融企业负债的证券化比率  （NFEDS） | 非金融部门资产的证券化比率  （NFAS）  住户部门资产的证券化比率  （HAS） |

资料来源：宋旺、钟正生（2010）对金融脱媒指标定义

杨光（2013）借鉴了R. W. Goldsmith在《金融结构与发展》（1963）定义的金融中介比率定义[40]，并对此进行细化和完善，将其细分为测度狭义金融脱媒的信贷中介比率（国内非金融部门通过贷款进行的融资与国内非金融部门总体外部融资的比率，即贷款脱媒程度）、用于测度狭义金融脱媒与广义金融脱媒程度差别的市场中介比率（国内金融机构持有的国内非金融部门发行的债券、股票等有价证券与国内非金融部门总体外部融资的比率，）和测度广义金融脱媒的金融中介比率（国内非金融部门通过金融机构进行融资的比率，为信贷中介比率和市场中介比率的加总）[39]。

伍戈、刘琨（2013）借助“社会融资规模”概念来考察一定时期内实体经济从金融体系中获得的资金总量，并将其构成因素分成“直接融资”（企业债券、非金融企业股票、保险赔偿、保险公司投资性房地产及其他之和）和“间接融资”（人民币各项贷款、外币各项贷款、委托贷款、信托贷款、银行承兑汇票之和）两大部分，直接融资与间接融资的比率即为“金融脱媒”指数[42]。

马方方、唐薇（2014）认为我国目前的金融脱媒主要表现在银行资产方，

银行资产脱媒程度远大于负债脱媒程度。此外，由于银行信贷是传统货币政策主要传导渠道。且在研究金融脱媒对货币政策传导的影响时，银行贷款应该是主要考察对象，因此以银行贷款及社会融资结构的变化情况来考察中国金融脱媒现象[43]。

3、金融脱媒对商业银行影响

关于金融脱媒带来效应的深层次分析，国内文献大多是研究金融脱媒对商业银行的影响。杨星（1997）指出金融脱媒影响下，发展表外业务必将成为我国商业银行发展的现实选择[44]。葛兆强、连建辉（2006）认为在金融脱媒背景下，银行的盈利空间不断受到挤压，流动性过剩有所加剧。金融脱媒加大了我国商业银行的经营风险，使其应该向“多元经营”转变[38]。李军（2006）的研究表明，金融脱媒虽然会对商业银行的传统业务、风险管理水平造成冲击，但同时也会促其更加有效地管理风险、优化业务结构。另外金融脱媒加速了证券市场的发展，商业银行可以通过证券市场来消除内部风险，把风险由内部转移到外部。同时金融脱媒使得商业银行和其他非金融机构在业务上能融合有利于业务领域的拓宽[45]。许文兵（2006）从商业银行的资产证券化角度分析认为金融脱媒从短期上对资产证券化是不利的，因为金融脱媒会降低贷款规模，资金供过于求，金融脱媒下的商业银行很难满足资产证券化对资金流动性的需求。但从长期来看，金融脱媒对资产证券化还是起到促进和正面作用[46]。王廷科、陶长高、杨娟娟（2007）分析认为在法人治理结构、运行模式、利润来源根本转变的推动下，美国商业银行的经营业绩并没有受金融脱媒的影响而一蹶不振，反而形成了新的盈利空间。因此中国商业银行业应该改革现有产权制度、转变业务运行模式、增加中间业务收入等方式来应对金融脱媒影响[47]。乔海曙、崔娟（2009）认为商业银行不仅要面对非银行金融机构迅速发展造成“资本性脱媒”，而且还将面临网络技术、电子商务带来的脱媒新挑战[48]。巴曙松（2012）认为各国的金融体系在1997年亚洲金融危机、2007年美国次贷危机爆发之后都发生了变化。金融脱媒的出现使得我国金融监管面临了更大的挑战，要求监管部门不断提升监管方法[49]。此外，买建国（2006）[50]、陈斌（2007）[51]、樊永勤（2007）[52]、胡红业（2011）[53]、涂晓兵（2011）[54]等学者也认为金融脱媒对商业银行的发展既是机遇，也是挑战，并从银行业务转型等不同角度提出了商业银行的应对策略和对策建议。

4、金融脱媒对我国宏观经济影响

15

目前针对金融脱媒对宏观经济领域的影响，包括货币政策的影响等更深入的研究还较少。[樊明太](http://210.34.248.29/kcms/detail/%20%20%20%20%20%20%20%20%20%20%20%20%20%20%20%20search.aspx?dbcode=CJFQ&amp;sfield=au&amp;skey=%e6%a8%8a%e6%98%8e%e5%a4%aa&amp;code=09955739%3B)（2004）指出20世纪90年代以来，中国金融结构发生了巨大转型，开始由以银行为基础转向以市场为导向。金融结构的变迁深刻地影响了货币政策传导机制的性质和作用程度[55]。朱刚（2008）从货币政策中介目标角度入手，认为金融脱媒破坏了中介目标的可测性、降低其可控性、削弱其关联性，导致央行实施的货币政策效力弱化，调控难度加大[56]。宋旺，钟正生（2010）采用MS-AR模型对中国金融脱媒指标深入解读，从中获得中国金融脱媒发展趋势以及金融结构变化的信息[57]。并从实证模型上检验中国金融脱媒对货币政策传导机制的影响，得出结论：随着金融脱媒程度的加深，货币政策的利率渠道逐渐发挥作用；信贷渠道有所减弱；资产负债表渠道的作用有所加强[58]。李燕华、周丹（2012）认为金融脱媒疏通货币政策资产价格渠道，增强了我国货币供给量的变动对股票市场价格的传导效果[59]。伍戈、刘琨（2013）实证结果表明，金融脱媒显著增强了名义利率对产出缺口的弹性，使我国货币政策的利率传导机制更加有效[42]。马方方、唐薇（2014）通过对我国金融脱媒现象的基本判断，基于传统货币政策传导机制理论，针对我国金融脱媒对货币政策不同传导渠道效果的影响进行研究，发现金融脱媒使银行信贷渠道的传导效果明显减弱，对利率传导渠道、资产价格渠道及资产负债表渠道则具有促进作用。总体看，金融脱媒削弱了我国传统货币政策传导到实体经济的效果[43]。

### 2.1.3 评述

从国内外研究文献中可以看出，对金融脱媒的研究，国外学者经历了由研究现象存在性，到分析造成金融脱媒现象的原因，再到分析金融脱媒产生影响的转变。而在国内，现有的对金融脱媒的研究还较多的局限在对金融脱媒迹象的简单描述，或是描述现象或是讨论原因，更深入的实证研究也局限于分析金融脱媒对商业银行的影响并讨论商业银行的应对策略，而研究金融脱媒对宏观经济包括货币政策影响的文献还较少。在目前已有为数不多的关于金融脱媒对货币政策传导影响的研究文献中，大部分文献采用的是简单的理论分析或是采用线性的向量自回归（VAR）模型来进行简单的实证检验，缺乏系统完整的论述。宋旺，钟正生（2010）把马尔科夫机制转换引入到VAR模型中，用非线性时间序列模型MS-VAR进行实证，取得一定突破，但由于数据可得性原因，他们选取的金融脱媒指标只计算了年度数据，样本数据有限，不适合用于定量模型做

进一步探索研究，分析存在一定的缺陷。因此，在充分考虑我国实际国情的基础上，选择一个合适的金融脱媒指标，并采用合适的计量经济模型从货币政策的利率、资产价格、银行信贷等传导渠道分析金融脱媒对我国货币政策传导效果的影响还是具有重要的现实意义和实践价值。

## 2.2 货币政策传导机制理论综述

所谓货币政策传导机制是指中央银行运用货币政策工具影响中介目标或中间渠道，最终影响经济运行指标，实现既定政策目标的传导途径与作用机理，即货币政策工具实施到货币政策最终目标实现的过程。学者们形象地把它比喻为“黑箱”，对“黑箱”不同的观察角度、强调因素的不同，都会导致不同的观点，因此产生了众多的理论流派。Mishkin（1995）认为可以将货币政策传导机制理论分为利率传导机制理论、资产价格传导机制理论、信用传导机制理论、汇率传导机制理论等[60]。但从金融机构的资产和负债角度看，大体可以把货币政策传导机制理论分为两种：“货币观”（包括利率渠道、资产价格渠道、汇率渠道）和“信用观”（信贷渠道）。本节对目前常见的货币政策传导机制理论进行简要阐述，为接下来分析金融脱媒对货币政策传导机制的影响奠定理论基础。

### 2.2.1 货币政策利率传导机制理论

1、凯恩斯理论

凯恩斯的《就业利息和货币通论》（1935）开创了现代货币政策传导机制理论的先河[61]。其利率传导机制理论不仅是西方利率传导理论的经典，而且是整个西方现代货币政策传导机制的理论基石。

凯恩斯把人们对货币的需求（L）称为流动性偏好，并将其分为两部分，一部分需求（L1）是为了满足交易动机、预防动机，为收入（Y）的增函数，另一部分需求（L2）是为了满足投机动机，为利率（i）的减函数。货币供给量（M）由货币当局决定，利率水平由货币供求共同决定。凯恩斯的货币政策传导过程可分为三个环节：（1）货币政策（M）影响利率水平（i）。当货币当局增加货币供给量时，货币供给和货币需求的均衡状态被打破，人们手里持有的货币超过其流动性偏好所愿意持有的货币，人们会设法将多余的货币转换为债券资产。债券需求的增加，导致其价格的上涨，从而降低利率水平；（2）利率水平（i）影

响投资水平（I）。投资水平的变动是由利率和资本边际效率共同决定的。当利率下降到小于资本边际效率时，增加投资变得有利可图，这就会刺激投资的增加；

（3）投资水平（I）影响产出和收入（Y）。在消费倾向一定的条件下，投资增加可以通过投资乘数作用引起产出和收入的增加。整个传导过程用图示表述如下：

M—i—I—Y 

凯恩斯的货币政策传导理论认为，货币政策传导机制的关键变量是长期利

率。货币政策利率传导作用的大小取决于三个因素：（1）货币需求利率弹性，即流动性偏好，当利率降低一定量时，货币需求能增加多少；（2）投资支出利率弹性，即利率降低一定量时，投资将增加多少；（3）投资乘数，即在消费倾向一定的前提下，投资增加一定量时，总需求和产出能增加多少。这三个因素中，任一因素发生变化都会对货币政策利率传导机制产生影响。

2、希克斯—汉森模型（IS—LM模型）

在凯恩斯宏观经济理论基础上，英国现代著名的经济学家希克斯(John Richard Hicks)和美国凯恩斯学派的创始人汉森(Alvin Hansen)构造了一个经济分析模式，即“希克斯-汉森（IS-LM）模型”。IS—LM模型明晰地反映了产品市场和货币市场同时均衡条件下产出和利率之间的关系。

他们认为，储蓄（S）和投资（I）决定产品市场的均衡，储蓄是收入、利率的增

函数，即*dS* / *dY* 0, *dS* / *d*i 0；投资是利率的减函数，即*dI* / *d*i 0。产品市

场的均衡条件为投资等于储蓄，即

I(i) =S(Y) 即IS, Investment - Saving式（2.1）在纵轴表示利率i、横轴表示收入Y的座标平面上，作一条IS曲线（如图

2.1），曲线上的每一点都表示储蓄等于投资，都是产品市场的均衡点。

货币需求（L）和货币数量（M）决定着货币市场的均衡。货币需求由满足交易动机、预防动机需求的L1和满足投机动机需求的L2构成，其中L1是收入Y 的



增函数，L2是利率i的减函数，即*dL*1/ *dY*

件是货币需求等于实际货币供给，即

0, *dL*2 / *d*i 0. 货币市场的均衡条

M/P=L1(i) +L2(Y)即LM，Liquidity preference - Money Supply式（2.2）其中，P为物价水平，M/P为实际货币量。在以纵轴表示利率、横轴表示收

入的坐标平面上，可以作出一条LM曲线(如图2.1)。LM曲线上的每个点都是

货币的需求与货币供给相等的利率和收入的组合。



图 2.1 IS-LM模型

从图2.1可以看出，收入Y的均衡水平由IS曲线与LM曲线的交点决定，此时产品市场和货币市场都达到均衡水平。IS-LM模型所体现的利率传导机制如图2.2所示：



图 2.2 货币政策利率传导机制

（l）当中央银行采取扩张性货币政策，增加货币供应量M，LM曲线向右移动，即LM LM1，在给定收入*Y*0条件下，利率从*i*0下降到*i*1 。

##### （2）货币市场的变化引起产品市场的变化。利率下降引起投资I和产品总需



求增加，IS曲线向右移动，即IS IS1，收入相应增加，*Y*0

*Y*1 .



##### （3）收入的增加使L1增加，为保持货币供需均衡，必须使L2减少，LM 曲



线向左移动，LM1 LM2，利率随之回升，即从*i*1上升到*i*2 。

##### （4）利率的上升的结果是IS曲线向左移动，即IS1 IS2，收入由*Y*1下降到

*Y*2，最后得到一个均衡点。

产品市场和货币市场按照上述作用机制相互影响，最后两个市场同时达到均衡。上述传导过程和反馈过程可表示如下：

M—i—I —Y 

Y—L1—L2—i 

其中，利率是最重要的一个中介变量，既受货币政策外生影响传导货币政策信号，同时也受真实经济内生影响反馈真实经济信息。货币政策的利率传导效应大小由LM和IS两条曲线的相对斜率，即货币需求的利率弹性和投资需求的利率弹性决定。如果LM的斜率大而IS的斜率小，即当货币需求的利率弹性大而投资需求的利率弹性小，那么货币供给增加只能引起收入略微增长；反之，若IS斜率大而LM斜率小，即投资需求的利率弹性大而货币需求的利率弹性小，则货币增长就能引致较大的收入增长。

3、简要评述

以凯恩斯学派为代表的货币政策利率传导机制理论将利率作为货币政策中介目标的主张，在以后货币政策实践中遭受到很多反对。反对的理由包括资产结构过于简单；忽视货币供应量增长对利率产生的所得效应和价格预期效应会使得利率在短期下降后自动回升；使用利率作为货币政策中介目标的可操作性不强等等。尽管如此，凯恩斯首创的“流动性偏好说”为今后经济学家们倡导的货币政策传导机制中的替代效应奠定了理论基础。而且从各国实践看，除了货币主义鼎盛的二十世纪七八十年代，利率作为货币政策传导中介的作用在西方国家调控宏观经济的实践中一直发挥着重要的作用。因此，不管理论本身是否完善，理论界分歧如何，利率传导机制理论在市场经济国家货币政策实践中的指导意义是值得肯定的。

### 2.2.2 货币政策资产价格传导机制理论

货币政策资产价格传导理论中的资产价格是一个广义的概念，即包括非金融资产，如房地产、机器设备、存货、耐用消费品等，也包括金融资产，如股票、债券、期货、期权等。诺贝尔经济学奖获得者詹姆斯・托宾和弗朗科・莫迪利亚尼都是资产价格传导机制的倡导者。托宾著名的Q理论是以凯恩斯利率

传导机制理论为基础发展起来的，为股票价格的变动如何影响经济提供了重要的理论支撑。莫迪利亚尼从“生命周期理论”角度提出了货币政策资产价格传导的另一条渠道。同时，布鲁纳和梅尔查虽为货币主义学派代表，但他们对货币政策的传导也是从资产价格角度着手，因此被归纳为资产价格渠道理论大类。可以说，货币政策的资产价格传导机制理论是凯恩斯主义和货币主义的一个融合。

1、托宾Q理论

托宾的Q理论（Tobin, 1961）认为股票价格是货币政策影响真实经济的关键因素。Q理论是在凯恩斯利率传导机制理论基础上发展起来的，托宾同样认为利率是衡量货币政策效果的重要指标，但Q理论中的利率已不是凯恩斯假定的单一利率，而是某种利率的组合。他认为经济体系是由实体部门和金融部门两部分构成，并在两者之间构建了一个桥梁—Q值，即真实资本的股票市场价格与重置成本的比率。当Q>l时，企业的股票市场价格高于重置新厂房和设备的成本，企业能通过少量的股票发行就可以购买较多的资本品，此时企业愿意扩大投资支出。反之，当Q＜1时，企业通过资本市场进行收购的成本低于厂房设备等的重置成本，企业则不愿意追加投资。Q值越高，对投资的刺激越大[62]。

托宾的Q理论货币政策传导机制主要为四个环节：（l）货币政策影响股票价

格（*Pe*）。假设中央银行采取降低法定准备金率或降低利率等扩张性货币政策，商业银行为消化超额储备会选择增加贷款或债券投资，在贷款需求不变和债券供给不变的条件下，将导致债券价格上升、利率下降。此时，非银行部门会选择降低债券持有比例而去购买相对便宜的股票，从而导致股票价格上涨。（2）股票价格（*Pe*）的变化影响Q值。Q值是股票市场价格与重置成本的比值，在重置成本不变的情况下，股票价格上升必然导致Q值的上升。（3）Q值变动影响投资变动。Q值上升，企业重置成本相对较低，投资意愿增强。（4）投资变动影响产出。投资增加通过投资乘数作用引起产出和收入随之增加。托宾的资产价格传导机制可以表示为：



M—*Pe*

—Q—I—Y 



托宾Q理论不仅仅是凯恩斯理论的一种继承，他对Q值的引入较之传统的利率传导机制更为复杂和精细，将利率传导机制中单一的利率扩大到利率组合不仅丰富了利率的概念，同时资产价格传导机制的流动性偏好也与凯恩斯利率传导机制理论有所不同。凯恩斯的流动性偏好是指人们在流动性好但无收益率

21

的货币和流动性不好但收益率较高的债券之间进行选择，其本质是在资产流动性和收益性之间进行选择。而托宾的Q理论则是在收益为零但最安全的货币和其他收益大小和安全程度各异的资产之间进行选择，本质是对各种资产之间的安全性和流动性的权衡。

2、莫迪利亚尼生命周期理论

莫迪利亚尼（Modigliani, 1986）则根据他的“生命周期理论”（强调消费与个人生命周期阶段的关系）提出了货币政策传导资产价格传导的另一条渠道[63]。该渠道中资产价格与真实经济的关联与托宾Q理论强调利率通过Q值影响投资不同，他强调的是利率通过对私人消费的影响最终影响实体经济，因此，其对货币政策的传导效果被称之“消费财富效应”。莫迪利亚尼认为消费者对其各年龄阶段的消费安排取决于其终生收入，而非本期收入。消费者终生收入包括工资、实物资产以及股票、债券等金融资产。其中，股票作为是消费者终生收入的重要组成部分，当其价格上升时，消费者的终生收入（Lifetime resource, LR）也会相应增加，消费支出（C）随之增加，最终促进产出增长。莫迪利亚尼储蓄生命周期理论的货币政策传导过程可以表示为：



M —*Pe*

—LR—C—Y



3、布鲁纳—梅尔查理论

同托宾和莫迪利亚尼不同，卡尔・布鲁纳和阿伦・梅尔查(Karl Brunner and Allan H. Meltzer, 1995)是货币主义者[64]。事实上，以弗里德曼为代表的货币主义者对于货币如何影响真实经济的研究仅仅依赖于它们之间单纯的相关关系，并不重视特定的货币政策传导机制[65]。但卡尔・布鲁纳和阿伦・梅尔查弥补了货币主义的缺陷，强调资产价格的变动在货币政策传导过程中的作用，因此他们的理论也可归入资产价格传导理论。

与凯恩斯理论中只有货币和债券两种资产不同，布鲁纳和梅尔查把资产形式假定有三大类：（l）货币等充当交易媒介的资产；（2）股票或债券等以利率表示收益率的名义资产；（3）房屋、耐用消费品和生产者资本等用价格表示其收益率的真实资本存量。另外，除了利率变动外，资产价格、预期因素等其他因素也可引起投资、产出的变化。

布鲁纳—梅尔查理论的货币传导过程有以下三个环节：（l）货币政策影响资产价格。当中央银行公开市场操作买入证券，证券价格上升、利率下降。扩张性的货币政策使得公众持有的货币量增加，货币边际效用相对于其他资产有所

下降，导致人们增加其他资产的购买，进一步推高资产价格、降低市场利率，直到人们愿意持有新增货币为止，此时货币供给和货币需求达到均衡状态。（2）资产价格的变动影响商品市场的产出和价格。商品市场上，资产价格上升使得新产品产出成本相对较低，人们更加愿意将新增加的财富用于购买商品或服务，于是总需求上升，原有的供需平衡被破坏，商品和服务出现短缺，导致商品价格相应上升。（3）预期因素使总需求进一步调整。随着公开市场操作的进行，人们将预期到资产价格和商品价格的上涨，因此工资和其他生产成本也将随之上涨，单位价格水平的产出下降。同时，在资本市场上，价格上涨的预期导致债券需求下降，利率随之上升，导致总需求进一步调整。最终货币政策只能引起物价水平的改变。

尽管布鲁纳—梅尔查理论对货币政策传导机制的分析复杂而精细、亦吸收了凯恩斯主义关于利率作用的观点，在资产结构调整和财富效应方面也与托宾和莫迪利安尼的理论相似，但他们依然信守着货币主义传统观念：强调货币传导的直接性、价格因素的重要性、政策实施的不变性（单一规则），尽管货币供给量的变化在短期内可能会对收入、实际产出产生作用，但从长期看货币是中性的，最终只能引起物价水平的变化，因此布鲁纳—梅尔查理论仍属于货币学派理论

[68]。

4、简要评述

货币政策资产价格渠道产生作用可以总结为托宾Q值效应、财富效应、流动性效应、资产负债表效应。货币政策资产价格传导机制理论一直存在争议，争议主要来自两个方面：一是货币政策的意向是否能够透过资产价格波动反映。资产价格传导机制理论的反对者认为，影响资产价格的因素有很多，除货币政策外，还有内含价值、政治事件、预期因素、资本流入等。另外还有一个观点，即股票价格变动是随机的。因此资产价格的波动并不必然反映货币政策的意向，以资产价格作为货币政策传递渠道或中介目标，确实存在误导的可能；二是资产价格波动是否引起实体经济的波动。尤其是在资本市场不够完善的发展中国家，资产价格的变动并不必然引起消费、投资随之变动。但也有很多学者认为，随着资本市场的完善，其对实体经济影响将不断扩大，资产价格作为货币政策中介目标的作用更加凸显，即使不作为中介目标，起码应将其作为货币政策制定的重要参考指标。

### 2.2.3 货币政策信贷传导机制理论

货币政策的利率传导机制和资产价格传导机制都是从借款人、消费者的角度进行分析，强调了利率对借款人的影响，而没有考虑利率对商业银行等贷款者的影响。而事实上，商业银行等贷款者对利率也是十分敏感，并且银行贷款对经济活动的影响也是不容忽视的。尤其是在投资需求的利率弹性很低的情况下，与其强调利率变动对借款人的作用，倒不如强调利率变动对贷款人的作用。信贷配给假说是货币政策信贷传导机制的理论前提，主要有两部分内容：一是政府出于经济的管制而推行的各种信贷控制，如贷款规模限制、利率管制等；二是基于安全、信誉等方面的目标，商业银行在信贷市场上的自发配给行为，即在信息不对称条件下所采取的次优均衡贷款。由于信息不对称，商业银行等贷款者有选择地发放贷款，以至于总有一些资金需求者即使愿意付出较高利率也得不到贷款。

货币政策信贷传导机制的研究可以追溯到罗萨(R. V. Rosa, 1951) [66]，新凯恩斯主义学派的伯南克和布林德（Bernake和B1inder, 1988）又进一步对理论进行发展，指出货币政策信用传导主要有两个渠道：银行贷款渠道和资产负债渠道

[67]。

1、银行贷款渠道理论

伯南克和布林德的理论假设市场上有三种金融资产，即货币、债券和银行贷款，他们拓展了传统的IS-LM模型，将银行贷款要素引入模型，建立了CC-LM模型，其中CC曲线被称为“商品和信贷曲线”，从信贷市场、货币市场、产品市场三个市场均衡出发进行分析。

##### （1）首先是在信贷市场上：

*L*d *L*(, *i*, *y*)

式（2.3）

其中*Ld* 为贷款需求，**为贷款利率，i为债券利率，y为总体经济产出，且



*DL*d / *d *

0, *dL*d / *di*

0, *dLd* / *dy*

0，即贷款需求是贷款利率的减函数，是债

券利率、经济产出的增函数。即贷款利率越高信贷需求越低，而货币市场与信贷市场有替代性，所以债券利率越高，信贷需求就越高。一般而言，收入越高，市场的交易活动就越大，贷款需求量也更高。

假设银行不存在超额储备，考虑在一个简化的银行资产负债表情况下：

*L*s **(, *i*) *D*(1** )

式（2.4）

其中*Ls*为贷款供给函数，**()为*Ls*关于**、i的函数，且*dLs* / *d*0 ，

*dLs* / *di* 0，即贷款供给是贷款利率增函数和债券利率的减函数，贷款利率越高

贷款供给就越多，债券利率越高贷款供给就越小。D为银行负债（即存款），**为法定准备金率。

于是有信贷市场出清条件：

*L*(, *i*, *y*) =**(, *i*) *D*(1** )

式（2.5）

##### （2）然后是在货币市场，其均衡条件即传统的LM曲线，为

*D*(*i*, *y*)*m*(*i*) *R*

式（2.6）

式（2.6）的左边表示的是货币需求函数，*dD* / *dy*

0, *dD* / *di*

0，即货币

需求函数D（）是收入的增函数，是利率的减函数。等式的右边表示的是货币供

给函数，m为货币乘数，*d*m / *di* 0，即m是债券利率i的增函数。因为利率水

平较高的情况下，银行持有超额准备金的成本较大，银行会减少超额储备，增加货币供给。R为银行准备金。

##### （3）最后在产品市场上，均衡条件为：

*Y**Y* (*i*, **)

其中*dy* / *di*



0, *dy* / *d *

0，即产出是债券和贷款利率的减函数

式（2.7）

在三个市场同时出清的情况下，根据式（2.5）、（2.6）、（2.7）可以得出



*Y**Y* (*i*, )*Y* (*i*,**(*i*, *y*, *R*))

式（2.8）

这里，*dy* / *di*

0, *dy* / *d *

0, *dy* / *dR*

0. 式（2.8）所构成的曲线即所谓

的“商品和信贷曲线”，简称 CC 曲线。在信贷和债券完全替代的情况下，CC 曲线即为传统的 IS 曲线。从 CC-LM 模型可以看出，货币政策不仅会通过货币渠道影响 LM 曲线，还会通过信贷渠道影响 CC 曲线。通过这个模型，他们把信贷引入传统的宏观经济模型的分析框架中。

从CC-LM模型分析可以看出，银行贷款渠道传导途径为：（1）当中央银行

实行紧缩性货币政策时，银行储备（R）下降。（2）银行准备金的减少限制了其可贷资金的供给，贷款(LOAN)随之下降。（3）贷款下降使得那些依赖银行贷款的借款者减少投资支出，最终使产出下降。即：

M—R —LOAN—I—Y 

银行贷款渠道传导机制的存在必须满足两个前提条件：一是中央银行能通过准备金操作影响银行的贷款供给；二是银行贷款与债券之间不可完全替代。这两个前提缺一不可，如果准备金操作不能影响银行的贷款供给，那么货币当局的政策意向便无法通过银行信贷渠道传递出来。同时，如果银行贷款与债券可完全替代且信贷市场上信息是对称的，那么借款人完全可以通过其他渠道获得资金而不需要依赖银行贷款，那么货币政策便难以通过贷款供给渠道对经济产生影响。

2、资产负债表渠道理论

从实质上说，伯南克和布林德提出的信贷传导渠道是一种狭义信贷渠道。这种渠道的传导机制主要强调银行在信贷市场中的作用，而不考虑企业和消费者的角色。伯南克和格特勒（Bernanke and Gertler, 1995）提出了广义信贷渠道，被称为“资产负债表渠道”，也成为“净财富渠道”[68]。货币政策的资产负债表渠道指货币政策通过影响企业资产负债表当中的企业净值、现金流以及流动性资产等，从而影响到企业的融资能力，进而影响到企业投资并最终导致总体经济产出发生变化。

资产负债表渠道传导途径为：（1）当中央银行实行紧缩性货币政策，降低货币供给量导致股票等资产价格下降，企业可用于贷款的担保品价值下降，财务状况恶化。同时，紧缩的货币政策使利率上升，借款者的利息支出增加，企业的净现金流减少，财务状况进一步恶化。（2）当企业资产负债状况恶化，净财富减少，可用于贷款抵押的资产减少，在信息不完全条件下，逆向选择和道德风险问题趋向严重。（3）商业银行等贷款者将减少对企业的贷款（LOAN），从而导致投资和产出下降。货币政策资产负债表渠道的传导过程可以表示为：

M—企业资产负债状况恶化—逆向选择和道德风险—Y 

3、简要评述

以银行借贷渠道和资产负债表渠道为代表的货币政策信贷传导机制弥补了传统利率理论的缺陷，加入了利率对贷款人影响因素，对于利率长期受到管制、

资本市场发育不健全、间接融资比重大大高于直接融资的新兴市场国家，意义尤为重大。但货币政策信贷传导渠道的反对者对银行贷款渠道的怀疑主要集中在两个方面：一是货币政策能在多大程度上影响银行贷款供给量。反对者认为银行贷款的变化并不由货币当局政策意向决定，而是由借贷者需求决定的。尤其是在金融自由化情况下，资金筹措渠道丰富，只要有借款需求，对贷款者有利可图，那么银行完全可以通过借入外币、发行债券等方法来满足借款需求，并不会受制于货币当局的紧缩性货币政策而减少自身的贷款；二是借款人是否完全依赖银行的贷款。反对者认为，随着金融市场的发展、融资渠道的拓宽，企业的融资需求可以通过金融市场上的其他融资方式或依靠为数众多的非银行金融机构得到解决，并非完全依赖银行贷款。

### 2.2.4 货币政策汇率传导机制理论

货币政策的利率、资产价格、信贷传导机制都是在封闭型经济条件下进行研究的。而随着经济一体化的发展，各国经济的相互依存度不断加强，在开放型经济条件下，汇率作为一个极为重要的宏观经济变量和十分灵敏的内外均衡指示指标，货币政策通过汇率渠道对经济的影响受到越来越多的关注。

货币政策的汇率传导可以划分为两个阶段：一是从货币政策调控到市场实际汇率变动，实际上就是汇率决定理论；二是从实际汇率变动到实体经济运行，即汇率变动效应理论。汇率的决定和变动是一个各种因素相互作用相当复杂的过程，关于汇率决定和变动的理论也十分繁杂，因此货币政策的汇率传导机制理论也较为繁杂。接下来介绍几个比较有代表性的汇率传导理论。

1、基于购买力平价的汇率传导理论

1922年，瑞典学者卡塞尔(G. Cassel)创立了购买力平价(PPP)理论，其核心思想是汇率主要是由两国货币的购买力决定的。PPP理论按照一国经济内的“一价定律”(The Law of one Price)，将两国间货币的均衡汇率定义为两国物价水平的比率，即

*E*，其中E为一国对他国的汇率水平，*p* 为本国物价水平，*P*为他国

*pd*

*d* *f*

*P*

*f*

物价水平。

根据PPP理论，汇率的走向由两国的通货膨胀率之差决定。也就是说，与别国的通货膨胀率相比，如果本国通货膨胀率较低，本币汇率趋于上升；如果

27

本国通货膨胀率较高，则本币汇率趋于下降。

因此，在浮动汇率制度下，货币政策汇率传导机制有以下三个环节：（1）货币政策影响物价水平。一国中央银行如果实行扩张性货币政策，其国内通货膨胀率(INF)上升。（2）物价水平影响汇率水平。在国外物价水平不变或下降的情况下，本币就会贬值。（3）汇率水平影响进出口水平。一国的汇率下调，出口增加、进口减少，净出口(NX)增加。（4）进出口水平影响实体经济。进出口减少使得国民收入增加。因此，基于PPP理论的货币政策汇率传导机制可以表示为：

M—INF—E—NX—Y

2、基于利率平价的汇率传导理论

凯恩斯（1923）的利率平价理论第一次系统地阐述了利率和汇率之间的关系，真正地把汇率问题放在货币政策框架下来进行系统研究。

利率平价理论是从国际间资本流动的角度来考虑汇率的决定的，它将远期汇率的变动同利率差异联系起来。假定资本可自由流动，并且交易成本低到忽略不计，且汇率变化具有充分灵活性。当两国利率存在差异，为谋取利润，资金将从低利率国流向高利率国。但为了规避外汇风险，套利者往往会在现汇交易的同时进行掉期交易，结果造成低利率国货币的现汇汇率下浮，期汇汇率上浮；高利率国货币则正好相反。随着外汇交易的不断进行，期汇汇率与现汇汇率的差额（即远期差价）不断加大，直到两者差价等于两国利差时套利活动停止。总之，利率平价说的基本观点就是：两个国家的汇率远期差价是这两国的利率差异决定的，在期汇市场上，低利率国货币必定升水，高利率国货币则会贴水。

因此基于利率平价理论的货币政策汇率传导机制的过程就可以描述为：（1）货币政策影响利率。如果一国中央银行实行扩张性货币政策，货币供给量增大，利率趋于下降。（2）利率水平影响汇率。在他国利率水平不变的情况下，本国利率的下降就会导致资金外流，从而使本币现汇汇率下浮。（3）、（4）环节同购买力平价理论的货币政策汇率传导机制，可表达为：

M—i—E—NX—Y

3、蒙代尔一弗莱明模型

蒙代尔—弗莱明模型(Mundel 1963; Fleming 1962)，[69][70]即IS-LM-BP模型，

在传统的IS-LM模型分析产品市场和货币市场均衡的基础上引入对国际收支平衡的分析，建立起研究开放经济下内外均衡问题的理论框架。

在固定汇率制下，一国货币当局采取扩张性的货币政策，使国内利率下降，从而导致资本外流，该国的国际收支逆差使本国货币面临着贬值的压力。为稳定汇率，该国中央银行将在外汇市场上抛售外币买入本币进行干预，结果本国市场上货币供应量减少，抵消了扩张货币政策的效果。而在浮动汇率制下，政府不对汇率进行干预，汇率完全由市场决定。传导过程为：（1）当一国货币当局采取扩张的货币政策，国内利率下降。（2）利率下降导致资金外流，本国汇率（E）贬值。（3）本国产品在国际市场上价格降低，出口增加，进口产品价格上升，进口减少，即净出口（NX）增加，从而使国民收入（Y）增加。可表达为：

M—i—E—NX—Y

4、简要评述

虽然货币政策的汇率传导机制从表面上看很容易理解，但汇率传导渠道是否通畅，与很多因素联系在一起，包括资本是否自由流动、货币是否可自由兑换等。而实际中，由于各国政府在汇率政策不同，货币政策的汇率传导效应也不尽相同。我国从1994年实施外汇体制改革至今，在汇率制度、国内金融体制以及外贸体制等方面采取了多项实质性改革，国家经济的外向度日益增大，汇率通过影响对外贸易和国内外资本流动从而对整个国民经济运行的影响力必定会越来越大。然而目前我国实行的是有管理的浮动汇率政策，人民币的资本项目还未实现可自由兑换，货币政策的汇率传导机制在一定程度上受到阻碍。

### 2.2.5 小结

货币政策传导机制是货币政策研究中的核心内容之一。尽管经过众多学者长时间的不断探索和实践，货币政策传导机制的理论发展与现实选择仍然是一个需要进一步深入研究的议题。从上面对货币政策传导四种渠道的理论分析可以看出，在货币政策传导的过程中对不同要素强调的不同就会导致不同的观点，但不管是何种渠道，都无法脱离货币当局、商业银行等金融机构、金融市场（货币市场、资本市场、外汇市场）、企业和个人等载体。货币政策能否顺利地传导到实体经济，取决于这些载体运转是否正常，各个传导环节是否顺畅。从不同历史时期、不同经济政治因素对货币政策传导机制影响的角度进行研究在目前

的中国具有很强现实意义。

# 第3章 我国金融脱媒现象分析

## 3.1 我国金融脱媒的现状、新形势及特点

具备完善金融体制和发达资本市场的美国是最早出现金融脱媒现象的国家，Q条例的出台使资金从低收益的银行存款流入高收益的资本市场，同时利润下降促使银行等金融机构纷纷规避政策影响，金融脱媒现象应运而生。事实上，现在我国银行业同样面临金融脱媒问题的困扰。改革开放后，尤其是近年来资本市场快速，市场规模和产品品种不断扩大，在居民金融资产结构中证券资产比例在提高，银行储蓄比例则相对下降，同样在企业融资结构中直接融资也渐渐取代间接融资。应该说金融脱媒现象是我国市场经济发展的客观规律，是政府推动金融市场创新的必然趋势。

### 3.1.1 资金供给方的金融脱媒——居民金融资产结构中存款比重下降

受传统消费观念以及金融市场发展滞后等因素影响，我国居民储蓄率一直以来都较高，银行存款在居民金融资产结构中处于主导地位。1981年我国首次发行国库券，国债的恢复发行使居民家庭多了一个投资工具。1990年、1991年上海、深圳证券交易所相继营业，股票投资逐渐成为居民主要投资工具之一。

1997年我国基金业进入规范化发展阶段，基金成为居民又一重要投资工具。2005年开始，银行理财产品、信托产品等专家理财产品也迅速发展。随着我国居民金融资产规模的不断增加，资本市场的发展以及金融产品的不断创新，我国居民投资理财的渠道日益增多，居民的金融资产结构更加多元化，已由单一的银行存款扩展到存款、债券、股票、基金、理财产品等多种形式。表3.1、图3.1

中显示的是1993年至2013年在我国居民金融资产结构中占主要位置的银行存款、股票、债券的相关情况。

表 3.1 1993年—2013年我国居民主要金融资产结构表单位：亿元

| 年份 | 居民储蓄存款余额 | 股票流通市值 | 债券期末余额 | 合计 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 1993 | 15203.5 | 862 | 2759.2 | 18824.7 |
| 1994 | 21518.8 | 969 | 3463.05 | 25950.85 |
| 1995 | 29662.3 | 938 | 5959.19 | 36559.49 |
| 1996 | 28520.8 | 5204 | 7727.25 | 41452.05 |
| 1997 | 46279.8 | 5204 | 9658.7 | 61142.5 |
| 1998 | 53407.47 | 5746 | 13563.76 | 72717.23 |
| 1999 | 59621.83 | 8213.96 | 17768.11 | 85603.9 |
| 2000 | 64332.38 | 16087.52 | 21264.91 | 101684.8 |
| 2001 | 73762.43 | 14463.17 | 25161.11 | 113386.7 |
| 2002 | 86910.57 | 12484.56 | 29390.2 | 128785.3 |
| 2003 | 103617.65 | 13178.52 | 34253.6 | 151049.8 |
| 2004 | 119555.39 | 11688.64 | 40742.2 | 171986.2 |
| 2005 | 141050.99 | 10630.52 | 48503.6 | 200185.1 |
| 2006 | 161587.3 | 25003.64 | 62711.19 | 249302.1 |
| 2007 | 172534.19 | 93064.35 | 90053 | 355651.5 |
| 2008 | 217885.35 | 45213.9 | 104349.1 | 367448.4 |
| 2009 | 260771.66 | 151258.65 | 134481.5 | 546511.8 |
| 2010 | 303302.49 | 193110 | 154719.8 | 651132.3 |
| 2011 | 343635.89 | 164921.3 | 185302.2 | 693859.4 |
| 2012 | 399551 | 181658.26 | 149703.6 | 730912.9 |
| 2013 | 447601.6 | 199579.54 | 188713 | 835894.1 |

数据来源：中经网、中国债券信息网、CEIC数据库



图 3.1 1993年—2013年我国居民主要金融资产结构

从图3.1中看到，20世纪90年代初，我国居民储蓄存款在居民金融资产结构中占据着较大的比例，在存款、股票、债券资产总和中的比例达到80%以上，这是我国居民传统的观念和特定的经济社会状况决定的。但是随着我国经济的发展和社会改革的进步，金融市场迅速发展，居民的投资意识和水平也随之提高，在配置金融资产时开始逐渐倾向于风险收益较高的资本市场，导致储蓄存款的比例出现了明显的下降势头。2007年，居民储蓄存款在金融资产结构中占比下降到最低点48.5%，并在此后的数年里保持在50%左右。

股票投资则从20世纪90年代初股票市场建立初期只占居民金融资产不到

5%发展到2013年23.88%，短短十几年呈现出从无到有快速发展态势。1990年、

1991年我国上海、深圳证券交易所相继成立，股票作为一种新型资产形式成为了居民金融资产的重要组成部分。随着股票市场的发展，加上居民理财意识和风险承受能力的增长，居民部门越来越多地参与到股票市场中，尤其是2006 和

2007年股市大涨，不断扩大的财富效应吸引着越来越多的居民资金进入股市和

基金市场。根据中经网统计数据，从股票有效帐户上看，其户数由2002 年的

7202.16万户增长到2013年的1.32亿户，短短十年投资股票的人数就翻了近一番。而债券占居民金融资产总量的比例则表现出平稳增长态势。1993年券占比仅为14.66%，到2013年已经占到22.58%。由于发行规模较小、流动性较弱，债券市场发展初期对居民部门的吸引力并不强。但随着发行规模的不断扩大、

品种的不断丰富以及流动性的增强，居民逐渐对这种以政府信用发行的金融产品更加青睐，债券投资在居民金融资产中占据的比例越来越大。股票和债券市场的繁荣，势必对银行储蓄存款造成分流，导致在资金供给方面出现脱媒现象。

### 3.1.2 资金需求方的金融脱媒——企业融资中银行贷款比重减少

我国融资体系一直以来都是以银行信贷为主导的。但随着全球金融市场化和资本市场的发展，我国的融资格局发生了深刻的变化，银行贷款规模在社会融资总量的比重越来越小。中央银行于2011年开始推出“社会融资规模”概念，指的是在一定时期内实体经济从金融体系中获得的资金总额。表3.2是2002～

2013年的社会融资规模及各组成部分情况。

我国资本市场在政策支持下快速发展，1990年、1991年沪深证券交易所分别挂牌成立、2004年中小企业板上市、2005年股权分置改革、2009年创业板面世、2014年“新三板”扩容，经过二十余年的发展，我国资本市场不断完善、规模不断扩大、产品种类日益丰富，据中经网数据显示，我国境内A、B股上市公司数由1990年的10家，迅猛增加到2013年的2489家，十几年间增加了近

250倍，越来越多的企业通过股票市场直接融资。如表3.2所示，2002年-2013年期间我国非金融企业境内股票市场融资额迅速增长，2002年仅为628亿元，到2010年已发展到5786亿元，增加了八倍多，尽管受到全球经济增速缓慢和我国股市低迷影响，2011年、2012年、2013年期间略有下降，但股票融资已成为企业融资的一个重要形式。由于信息不对称等因素的影响，中小企业在银行贷款获得方面一直处于弱势。随着金融市场的发展完善，中小企业更容易通过其他方式投融资，因此成为金融脱媒的先行军。随着2014年“新三板”扩容及股票发行注册制的推出，大量的中小企业能够通过股票市场获得直接融资，这将进一步降低贷款在企业融资中的重要性。

2005年企业短期融资券推出、2008年中期票据上市、2009年中小企业集合票据上市、2010年超短期融资券推出、2011年非公开定向债务融资工具上市，近年来，在国家政策支持下，我国债券市场快速发展，为各类企业提供更加丰富的直接债务融资工具。据中国人民银行统计数据显示，如表3.2, 2002年各类企业通过债券融资的规模从2002年的367亿元上升到2013年的18113亿元，是

2002年的近50倍，占社会融资规模的比重也从1.80%大幅提升到10.46%。

表 3.2 2002年-2013年社会融资规模结构单位：亿元

| 时间 | 社会融资规模 | 本币贷款 | 外币贷款 | 委托贷款 | 信托贷款 | 未贴现银行承兑汇票 | 企业债券 | 非金融企业境内股票融资 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 2002 | 20112 | 18475 | 731 | 175 | —— | -695 | 367 | 628 |
| 2003 | 34113 | 27652 | 2285 | 601 | —— | 2010 | 499 | 559 |
| 2004 | 28629 | 22673 | 1381 | 3118 | —— | -290 | 467 | 673 |
| 2005 | 30008 | 23544 | 1415 | 1961 | —— | 24 | 2010 | 339 |
| 2006 | 42696 | 31523 | 1459 | 2695 | 825 | 1500 | 2310 | 1536 |
| 2007 | 59663 | 36323 | 3864 | 3371 | 1702 | 6701 | 2284 | 4333 |
| 2008 | 69802 | 49041 | 1947 | 4262 | 3144 | 1064 | 5523 | 3324 |
| 2009 | 139104 | 95942 | 9265 | 6780 | 4364 | 4606 | 12367 | 3350 |
| 2010 | 140191 | 79451 | 4855 | 8748 | 3865 | 23346 | 11063 | 5786 |
| 2011 | 128286 | 74715 | 5712 | 12962 | 2034 | 10271 | 13658 | 4377 |
| 2012 | 157631 | 82038 | 9163 | 12838 | 12845 | 10499 | 22551 | 2508 |
| 2013 | 173168 | 88916 | 5848 | 25466 | 18404 | 7755 | 18113 | 2219 |

数据来源：中国人民银行

股票融资规模及债券发行规模的壮大导致银行贷款增速放缓，在社会融资总量中的地位迅速下降。由图3.2可看出，2002年时人民币贷款在社会融资总量中占据着绝对优势，达到91.86%。此后明显下降，到2013年仅为51.3%，这表明在资金需求方面的金融脱媒的趋势已十分明显。同时，股票融资和债券融资两者之和在社会融资总量中的比重却逐年上升，从2002 年的4.95%上升到

2012年的最高点15.90%，这表明社会通过直接融资渠道获得资金的比重在逐渐扩大。同时，2002年-2013年期间，外币贷款、委托贷款、信托贷款、未贴现银行承兑汇票等融资形式迅速发展，在社会融资总量中的比例也在迅速的上升，从2002年的1.05%上升到2013年的33.19%，十来年增长了30多倍，同样说明在资金需求方面，我国金融脱媒的趋势日益明显。



图 3.2 2002年-2013年社会融资规模结构数据来源：中国人民银行

### 3.1.3 金融脱媒新形势：影子银行和互联网金融

1、“影子银行”的出现和发展是金融脱媒的重要表现

2007 年，“影子银行”的概念由美国太平洋投资管理公司执行董事保罗麦考利提出[71]，美国金融稳定理事会（FSB）将影子银行定义为“游离于银行监管体系之外、可能引发系统性风险和监管套利等问题的信用中介体系（包括各类相关机构和业务活动）”[72]。影子银行没有传统银行以存款、贷款为核心的业务模式，却以贷款资产证券化等方式行使传统银行功能，直接或间接从事资金或信用中介等业务。

我国影子银行产生的根本原因是严格的金融管控[73]。中国严格的市场准入限制使得正规的金融组织发育不足，无法满足市场的需要。2011年以来，为抑制高涨的通货膨胀率，我国实行紧缩性的货币政策，银行缩减信贷投放致使依然旺盛的实体经济，尤其是中小企业、民营企业的资金需求难以得到满足，只能求助于其他非正规金融渠道，结果推动影子银行兴起壮大。与此同时，为了逃避金融监管，商业银行等金融机构有强烈的意愿将信贷业务从表内转移出去。另外与银行存款利率相比，银行理财、信托投资、私人借贷等影子银行业务提供的收益率要高得多，相当一部分居民与企业选择把银行储蓄存款转移到影子银行业务上来，从而形成金融脱媒。总之，在我国严格的金融管控和利率管制的刺激下，大量追求高回报的投机资金充斥了整个市场，影子银行体系得到了迅速的发展。

在我国，目前影子银行主体主要有四类：

（1）商业银行由表内转移到表外的业务。为了规避监管并扩大收入来源，商业银行通过与证券公司、信托公司、保险公司等第三方金融机构合作将表内业务转化为表外业务。其中商业银行与信托公司合作推出的银信合作理财产品就是其中一个重要形式。银信合作是指商业银行通过发行信托理财产品隐蔽地为企业提供贷款，信托公司在其中充当资金需求企业与寻求更高收益的资金供给者之间的中介，商业银行则以其信誉发挥担保或隐性担保作用。其实质是商业银行将贷款转移给不受监管限制的信托公司，再由信托公司将贷款发放到资金需求者手里，这些贷款不会在银行的资产负债表上显示。因为商业银行并未使用存款发放贷款，因此不需要接受资本充足率、贷款限额、利率管制等约束，但销售银信合作理财产品获得的资金最终流入实体经济中，与传统商业银行信贷功能并无本质差别。据中国信托业协会统计，到2014年6月末，银信合作理财产品规模达2.67万亿元，占全部信托规模的21.41%。

近年来，委托贷款作为一种新型的融资方式得到迅猛发展。委托贷款是指一方提供资金，由银行等金融机构作为受托方根据委托人的要求代为发放、监督使用并协助收回的贷款。表面上，银行作为受托方只收取手续费，不承担贷款风险，是银行的一项表外业务。但往往一些具备优势的大企业更容易从银行获取贷款后以委托贷款的形式转贷放出，使得银行的表内资产转移到表外。委托贷款的迅猛发展，有着深层次的原因。一方面是一些中小企业或者资质方面存在瑕疵的企业无法获得银行贷款；另一方面是银行等金融机构受到信贷规模、存贷比等限制。在目前我国法律不支持企业之间直接借贷的情况下，委托贷款就应运而生了。根据中国人民银行数据显示，2014年上半年共计新增委托贷款

1.35万亿元，较2013年同期多增0.24万亿元，而2013年委托贷款融资规模为

2.55万亿元，占全年社会融资规模的29.9%。

（2）非银行金融机构的影子银行业务。主要包括信托公司、担保公司、小额贷款公司、融资租赁公司、典当行、财务公司等直接或间接从事类似银行信贷业务的非银行金融机构。近年来，这些非银行金融机构发展势头强劲，增长速度快，在我国影子银行业务中占有较大的比重。据中国信托业协会统计数据，

2013年，全国68家信托公司管理的信托资产规模达到10.91万亿元。2014年 6

月末，信托业管理的资产总规模为12.48万亿元，再创历史新高，较2013年年

末增长了14.40%。据中国人民银行统计数据，截至2014年6月末，全国小额贷

款公司机构数量达到8394家，贷款余额8811亿元。小额贷款公司从2008年底

37

的不到500家，短短的5年多时间就增长了17倍之多。信托公司、小额贷款公司等非银行金融机构的风生水起，使得资金对银行的依赖性越来越低，金融脱媒的趋势更加明显。

（3）民间借贷。民间借贷完全游离于金融监管体系之外，借贷资金完全绕开银行等金融中介机构的参与，直接由资金剩余方向资金短缺方提供。当民间借贷、地下钱庄等民间金融因其资源丰富、操作便捷，是对传统正规金融的一种补充。据中国人民银行问卷调查测算，2008年3月末中国民间借贷余额为2万亿～2.5万亿元，占同期金融机构本外币贷款余额的6.8%～8.5%。据中国人民银行温州市中心支行发布的《温州民间借贷市场报告》，2011年上半年，温州的民间借贷规模达到1100亿元，比上年同期增长了300亿元，年利率超过20%。据统计，在温州89%的家庭（或个人）和59.67%的企业参与了民间借贷。西南财经大学发布的《中国民间金融发展报告》显示，2013年中国家庭民间借贷规模为5.28万亿，比2011年的4.47万亿上升18%。

（4）资产证券化（ABS）。目前国际上最普遍的影子银行是资产证券化，最典型的是在美国，被誉为美国金融市场30多年来最重大的金融创新。信贷资产证券化过程其实是将银行贷款等缺乏流动性的资产通过在资本市场发行证券进而实现信用无限扩张的一种方式，是银行盘活存量资产、降低风险的重要手段之一。其核心是用隐藏在证券化中的信贷关系代替传统的银行信贷关系。中国信贷资产证券化于2005 年12 月起步进入试点阶段。虽受次贷危机影响，

2009-2011年停滞发展，但2012年5月中国人民银行、银监会、财政部联合下发通知，重启信贷资产证券化。2013年8月信贷资产证券化试点进一步扩大，资产证券化业务的发展和繁荣将是未来中国金融的大趋势。根据中国资产证券化网公布的《2013年中国资产证券化年度报告》，自2005年证券化试点以来截至2013年底，我国资产证券化产品发行规模为1408.66亿元，其中信贷证券化产品为1026.65亿元，占比72.88%，券商证券化产品为382.01亿元，占比27.12%。

2014年11月银监会、证监会先后将信贷资产证券化及企业资产证券化由审批制改为备案制，而备案制的确立将进一步推动我国资产证券化市场的发展。2015年4月，中央银行宣布信贷资产支持证券发行实行注册制，中国资产证券化正式启动。

盛宏清（2013）对目前我国影子银行业务进行分类[74]，如表3.3。国内外研究机构中国影子银行的爆发式增长非常关注。标普公司估计，2012年底中国影

38

子银行的信用规模为22.9万亿元人民币，相当于同年银行业贷款总额的34%，国内生产总值的44%[75]。据社科院发布的《中国金融监管报告2014》，基于非传统信贷的视角，中国的广义影子银行体系规模约为27万亿元，占银行业全部资

产的比重约为19%[76]。盛宏清（2013）对我国影子银行规模进行估计，截至2012

年末，其规模大约在28万亿元，占中国银行业总资产21%，占2012年M2 的

29%，占中国金融资产总量的18.7%。从影子银行的构成上看，理财产品和信托融资所占份额最大，二者之和占比达45%；其次是表外商业汇票与委托贷款，占比分别为19%和17%；地下融资初步估计占11%左右[74]。如图3.3

表 3.3 影子银行业务分类



资料来源：参考盛宏清（2013）对影子银行业务的分类

39



图 3.3 影子银行各组成部分及占比

资料来源：盛宏清（2013）对我国影子银行规模的估计

近年来，随着影子银行的迅速成长，商业银行的表外业务对表内贷款表现出了明显的替代效应，信贷增长量已经不能完全反应社会的资金供给和资金需求状况。加上非银行金融机构的发展、民间借贷等其他融资方式的盛行，银行贷款在社会融资总量中的比重大幅下降，金融脱媒现象愈发明显。

2、互联网金融的迅猛发展推进金融脱媒

2013年以来，随着金融管制的放松、互联网技术的发展、电子商务的繁荣，

互联网金融迅猛发展，成为金融脱媒的一个新形势。2013年6月13日，阿里巴巴旗下支付宝推出了一款类存款产品，即“余额宝”。“余额宝”不仅方便客户网上购物、支付宝转账等结算，同时又能为客户带来银行活期存款收益十倍左右的稳定收益。因此，由于投资起点低、流动性好、投资收益高，“余额宝”快速地吸引了大量的社会闲散资金。至2014年6月余额宝规模已达到5741.6亿元，

用户超过8100万，从上线日至2014年5月24日已为客户累计实现收益118 亿

40

元。①在余额宝成功之后，其它第三方支付公司也纷纷效仿，推出各类存款理财产品，对银行个人存款造成分流。不仅如此，由于其收益率远远高于存款利率，

“余额宝”等“宝宝”类理财产品的快速推广还在一定程度上推动了利率市场化的进程。

2013年2月18日，由阿里巴巴、中国平安、腾讯联手打造一家互联网保险公司。2013年11月1日，阿里巴巴旗下淘宝网上线基金网店，17家基金公司参与其中，试图打造一个便利的理财平台。随着越来越多的第三方支付机构在线销售保险、基金，商业银行在代理保险、基金这方面的优势地位也受到严峻挑战。此外，支付宝平台所支持的不限定银行的信用卡还款、零手续费跨金融机构转账汇款等功能对于银行个人转账汇款等业务也造成了一定冲击，银行转账汇款等个人结算手续费收人增速也将呈现下滑态势。

总之，互联网金融的神速扩张，不仅大量吸纳了银行的短期资金，对个人活期存款的分流是显而易见的，而且还给银行优质的中间业务造成了威胁。互联网金融对商业银行的业务分流是新时期金融脱媒的新趋势。

### 3.1.4 我国金融脱媒的特点

我国银行业处于经济和体制转型的大环境中，所面临的问题同美国等发达市场经济国家并不完全相同，同样我国的金融脱媒现象也有着自身的一些特征。从上文对我国金融脱媒现状及近期出现的新形势，可以归纳出我国金融脱媒的几个特征：

1、资金需求脱媒强于资金供给脱媒

从我国银行业的脱媒现象来看，尽管股票、债券、基金等投资工具的出现分流了一部分存款，但总体看，由于我国资本市场发展滞后可供居民选择的投资品种仍然比较稀缺，加上福利制度不够完善使得银行储蓄仍然是居民的首选。以居民储蓄存款为例，我国居民储蓄存款从2002年的67.48%下降为2013年的

53.55%，十二年间仅下降近十四个百分点。因此，目前我国银行资金供给脱媒程度尚比较低，更多的是资金需求的脱媒。以我国人民币贷款为例，2002年时人民币贷款在社会融资总量中占比达到91.86%。至2013年占比降为51.3%，十二年间下降了四十个百分点；很明显，在我国，资金需求脱媒强于资金供给脱媒。

①数据来源：[http: //www. chinairn. com/news/20140702/105457728. shtml](http://www.chinairn.com/news/20140702/105457728.shtml)

41

2、企业脱媒强于居民脱媒

资本市场的飞速发展使得有条件的企业可选择资本市场进行直接融资，企业融资渠道更加多样化，对银行的依赖性大大减弱。从上市公司数量来看，我国境内A、B股上市公司数由1990年的10家，迅猛增加到2013年的2489家，

十几年间增加了近250倍，越来越多的企业通过股票市场直接融资。但居民个人的资金需求，如住房贷款、汽车贷款等消费贷款，缺乏其他资金渠道，还是较大地依赖于银行等金融中介机构。因此企业脱媒强于居民脱媒。

3、狭义金融脱媒强于广义金融脱媒

狭义金融脱媒指的是资金供需脱离商业银行，而广义的金融脱媒既包括了资金脱离商业银行的情况，也包含了那些脱离非银行金融机构的情况。从上文对影子银行的分析可以看出，近年来，信托公司、融资租赁公司、小额贷款公司等非银行金融机构在我国取得了较快的发展。一些资金供给和需求脱离了商业银行但是进入了非银行金融机构。从社会融资总量数据上看，委托贷款、信托贷款等非银行金融机构融资形式迅速发展，在社会融资总量中的比例从2002年的0.87%上升到2013年的25.33%。因此我国的金融脱媒现象更多地出现在商业银行层面而非整个金融机构层面，即狭义金融脱媒强于广义金融脱媒。

## 3.2 我国金融脱媒程度的度量

### 3.2.1 我国金融脱媒度量指标

从上文分析的我国金融脱媒的特点：资金需求脱媒强于资金供给脱媒，企业脱媒强于居民脱媒，银行脱媒强于金融机构脱媒，加上本文研究的侧重点是金融脱媒对货币政策传导机制的影响，而货币政策的传导更多的是研究货币政策工具如何通过影响企业决策来影响实体经济。因此本文站在企业融资的角度，以企业间接融资占融资总额的比例来度量金融脱媒是可行的。

目前，我国企业间接融资的方式主要是银行贷款，直接融资的方式主要是发行股票和企业债券。因此本文将度量金融脱媒的指标（DIF）定义为人民币贷款增量与股票市场筹资额、企业债券发行量、人民币贷款增量总和之比，即：

*DIF* 

人民币贷款增量

100%

人民币贷款增量股票市场筹资额企业债券发行量式（3.1）

其中股票市场筹资额不仅包含股票首发融资的金额还包括增发、配股融资和可转债融资等再融资的金额；而这里的企业债券发行量则包含了全国每月中央企业债、地方企业债、集合企业债、狭义公司债、资产支持证券、中期票据、短期融资券和集合票据等发行总量。

本文统计了1998年第一季度至2014年第二季度的季度数据，数据来源于中经网、中国人民银行网站、中国债券信息网，计算出指标如图3.4。



图 3.4 金融脱媒指标DIF

从图3.4中可以直观地看出，在2005年之前，DIF指标除了个别时点外，基本上都在90%以上的高位波动。这一时期，虽然股票市场、债券市场开始发展，但无论是股票还是债券发行量都较小，企业融资仍然以银行贷款为主。2005年之后，尽管DIF指标波动较大，但已经可以看出明显的下降趋势，尤其是2005年至2007年期间，随着2005年短期融资券的推出，债券市场扩容进程的加快

加上该时期股票行情的高涨，上证综合指数从2005年5月的1060点快速上涨

到2007年10月的5954点，DIF指标在这期间迅速地下降，2007年第四季度达到35.45%的最低点，银行贷款在企业融资中的比例越来越小，金融脱媒趋势明显。尽管2007年之后，由于股市的低迷、IPO的暂停，DIF指标有所回调，但

DIF指标数据依然处于下降通道，间接融资的比例与2005年之前相比还是大幅度降低，金融脱媒在我国已初见端倪。

### 3.2.2 邹突变点检验

为了确定金融脱媒指标DIF是否存在状态转换，接下来对DIF指标建立自回归模型，并进行Chow`s断点检验，也就是邹突变点检验。邹至庄于1960年提出了Chow`s断点检验，用于检验模型在某一点是否发生变化。它的基本原理是观察每个样本子集单独拟合的方程是否有显著的差异。构建F统计量、似然比（LR）检验统计量以及Wald统计量，若拒绝不同子样本拟合的方程无显著差异的零假设，则存在断点[77]。

本文首先对DIF指标采用X11法进行季节调整。X11季节调整的核心思想是对称移动平均和高阶移动平均，最终分离出变量序列的趋势成分、季节成分和不规则成分，得到剔除季节成分的调整后的变量序列[77]。为了避免异方差，对季节调整后的DIF指标取对数，定义为LNDIF。要建立自回归模型，首先要对LNDIF变量的平稳性进行检验。单位根检验（ADF检验）是检验时序平稳性的一种常用方法。LNDIF指标的ADF检验结果如表3.5：

表 3.5 LNDIF指标ADF检验结果

| 变量 ADF 统计量 p 值 结果 |
| --- |
| LNDIF -4.467（C,0,0） 0.0006 平稳 |

注：（C, T, K）分别表示ADF检验是否带有常数项、趋势项和差分滞后项，其中滞后阶数是根据AIC准则确定的。结果由Eviews8.0完成

从检验结果看，LNDIF指标是平稳的，可用于建立自回归滑动平均（ARMA）模型。在确定滞后阶数时，比较常用的检验方法是AIC、SC信息准则，根据AIC、

SC准则，确定了ARMA模型的滞后阶数为（2, 2），即：

LNDIF**0**1 *AR*(1)**2 *AR*(2)*t***1*t*1**2*t*2

式（3.2）

从图3.4中，我们可以看出2005年前后经济状态有着明显的区别，因此初步猜测2005年2季度是一个突变点。接下来，对自回归的结果进行Chow`s断点检验以证实我们的猜测。选取2005年2季度作为突变点，将数据分成两个子

集，第一个子集为1998年1季度至2005年2季度，第二个子集为2005年3 季

度至2014年2季度。表3.6显示了Chow`s断点检验的结果：

表3.6 Chow`s断点检验（2005年2季度）

F-statistic 5.793 Prob. F(3,56) 0.0002

Log likelihood Ratio 27.483 Prob. Chi-Square(3) 0.0000

Wald Statistic 606.37 Prob. Chi-Square(3) 0.0000

从检验结果可以看出，F统计量、似然比（LR）检验以及Wald统计量所对应的P值均小于显著水平0.01，因此拒绝了无显著差异的原假设，认为金融脱媒指标DIF在2005年2季度这一节点上发生了突变，两个子样本属于不同的过程。这与我们在图3.4中主观看到的是一致的，我们可以进一步肯定在2005 年

之前我国的经济状态属于非金融脱媒时期，而在2005年之后我国的金融脱媒趋势更加明显。接下来，随着IPO的重启、新三板的扩容、多层次金融市场的构建、股票发行注册制的改革，直接融资在企业融资中的地位必然越来越重要，我国金融脱媒的步伐也将越走越远。

# 第4章 我国货币政策传导机制发展历程

我国货币政策传导机制与经济、金融体制的发展是相对应的。我国经济体制经历了从封闭到开放，从计划经济到市场经济，伴随着经济与金融改革的进程，我国货币政策调控机制经过几十年的发展变得更加灵活、审慎和有针对性，逐渐形成了以货币政策工具、中介目标、最终目标构成的货币政策框架体系。在每个不同阶段，我国货币政策传导机制体现出不同的特点，大致可以分为高度计划控制、直接调控、直接调控为主间接调控为辅、间接调控为主直接调控为辅的四个阶段。

## 4.1 高度计划控制时期（1979年前）

1979年以前，我国经济体制处于高度集中的计划经济，此阶段几乎所有的金融活动都在中央银行的计划之内，中央银行实行“统存统贷、统收统支”为主要内容的高度金融垄断，其主要职责是根据国民经济计划供应资金，即“守计划、把口子”，其他金融机构和金融方式受到严格限制。这一阶段我国货币政策的目标就是国民经济计划的贯彻，货币政策工具主要是“信贷现金计划”，从严格意义上来说并不存在真正的货币政策。如果将这一时期中央银行执行计划理解为广义的货币政策，那么其传导过程与计划下达和执行的过程一致，货币政策传导的渠道为“中央银行—中央银行分支机构—企业”，基本上没有商业银行和金融市场的参与，即从政策手段直接到最终目标过程，极其简单。

## 4.2 直接调控时期（1979-1991年）

1984年，中国人民银行开始独立行使中央银行职能，我国的中央银行制度初步建立起来，这标志着我国真正意义上的货币政策开始出现。这一阶段，货币政策得益于经济改革，开始摆脱高度计划控制，逐渐获得释放。从整体上而言，这段时期的货币政策传导以直接调控为主，信贷规模控制还是这一时期的主要调控工具，同时中国人民银行通过再贷款的形式直接影响、调控各专业银行的资金规模及资金成本，再贷款成了当时基础货币投放的主要渠道。信贷计

划和再贷款是当时中央银行宏观金融调控的重要政策工具。虽然中央银行在进一步深化了信贷资金体制改革的同时，引进了间接性货币政策工具—法定准备金制度和利率调控机制，为以后的间接调控提供了条件，但它们只是作为调节货币供应量的辅助工具而存在。在这一阶段，我国货币政策操作目标主要有现金、基础货币、短期利率等，中间目标主要有长期利率、货币供应量和银行贷款量等。但操作目标与中间目标的界限并不是十分明显。整体而言，这一时期我国货币政策的传导渠道是以信贷渠道为主的直接调控。

## 4.3 直接调控为主间接调控为辅时期（1992-1997年）

20世纪90年代以后，随着中国资本市场的兴起和快速发展，直接融资逐渐成为企业融资的主要来源之一。货币市场的形成也使金融宏观调控方式逐步转化，特别是90年代中期以后，央行货币政策间接调控模式逐渐形成，我国货币政策传导机制有了很大变化，开始具有市场化特征，间接调控工具的使用开始浮出水面。

1994年中央银行开始对货币供应量进行统计并在此后的几年里使其成为货币政策传导最主要的中间目标。这个时期的货币政策工具也不断的多样化。1994年开始，我国对外汇管理体制进行改革，经常项目实现可自由兑换，并实行结售汇制度，促使出口成为中央银行投放基础货币的主要渠道之一。1996年，财政部发行短期国债，进行公开市场操作，公开市场业务运行框架初步建立起来。但是当时我国货币市场发展水平与利率体制改革滞后，公开市场业务无法成为货币政策操作的主要手段。中央银行在收购外汇、供应基础货币的同时，相应减少对商业银行再贷款的规模，大力推广再贴现业务。同时，积极地运用利率政策，多次调节利率水平，提高了利率的敏感性和灵活性。1996年，中央银行推出并于同年开放了同业拆借市场利率，迈出利率市场化的第一步。

总的来说，这一时期的货币政策逐步深化，形成了利用外汇市场操作和再贷款对冲来控制基础货币和货币供应量的直接调控方式为主，公开市场业务、利率等间接调控方式为辅的货币政策工具组合。无论从中央银行操作的角度，还是从货币市场发展状况、商业银行独立经营而言，我国货币政策都开始由直接调控向间接调控转变，货币政策传导也转变为以信贷渠道为主，汇率渠道、利率渠道、资产价格渠道多机制并存的局面。

## 4.4 间接调控为主直接调控为辅时期（1998年至今）

1998年1月1日，中央银行正式取消了对国有商业银行的贷款规模控制，这不仅是中央银行与商业银行关系的变革，更是货币政策调控机制的重大转变。加上在这一阶段，公开市场业务操作成为中央银行控制基础货币的主渠道，以此为标志，中国货币政策调控基本实现了由直接调控向间接调控的转变。

受亚洲金融危机的影响，1998—2000年我国经济明显下滑，中央银行采取下调利率、改革存款准备金制度、降低了存款准备金比率、下调再贴现利率延长再贴现期限、加大了信贷投放力度等多项扩张性货币政策手段来刺激国内需求。2001-2002年经济启稳回升，中央银行则通过开放同业拆借市场、加强对商业银行的窗口指导、扩大贷款利率浮动幅度等多项措施实施稳健的货币政策。2003-2006年我国经济走出低谷进入新一轮增长阶段，中央银行继续实行稳健的货币政策以实现经济平稳增长，在保持货币供应量稳定增长的前提下控制货币信贷增长偏快的势头，同时通过加强信贷政策和产业政策的协调配合，对经济结构进行调整。2007年开始，为了抑制经济过热带来的通货膨胀，中央银行频繁上调法定存款准备金和利率。2008年-2010年，面对国际金融危机加剧、国内通胀压力减缓情况，中央银行多次下调存款准备金率和存贷款基准利率，引导商业银行扩大贷款总量，货币政策转向适度宽松。2011年以来，随着经济形势的好转，我国货币政策趋于稳健，重点转移到“稳增长、调结构”上来，通过灵活运用各种政策工具组合，稳步推进利率市场化改革、进一步完善人民币汇率形成机制、引导货币信贷和社会融资规模平稳适度增长、实施定向调控，使货币政策调控的针对性、灵活性、前瞻性均有所增强。

随着我国金融经济体制的逐步完善，直接融资与间接融资相结合的金融体系运行环境基本建立，企业投资和居民消费行为日趋市场化，我国也逐渐建立起具有中国特色的稳健的货币政策。这一时期，我国货币政策的中间目标从贷款规模逐渐转向了货币供应量和基础货币。信贷控制等直接调控手段逐步缩小，公开市场操作、利率、存款准备金、再贷款、再贴现等间接调控手段逐步扩大。我国货币政策的传导框架也由单一渠道转变为信贷渠道、利率渠道、资产价格渠道、汇率渠道等多种渠道并存。在货币政策存在多重传导渠道的体制下，货币政策的实施过程变得更为复杂，货币政策传导机制日趋成熟。

## 4.5 我国货币政策传导机制评述

随着我国经济发展、金融体制的日渐完善，我国的货币政策传导机制也在不断地发展完善，直至目前的相对成熟。虽然长期以来，信贷政策都是我国货币政策的主要内容，但经历了20世纪80年代中期中央银行制度的确立，90年代市场经济体制初步建立、信贷规模控制的取消，21世纪的资本市场改革和利率市场化，我国的货币政策间接调控体系最终确立。货币政策传导渠道也由信贷渠道扩展到了信贷渠道、利率渠道、资产价格渠道、汇率渠道等多重传导渠道并存。我国货币政策传导机制的发展历程可以归纳如表4.1

表 4.1 我国货币政策传导机制发展历程

| 时期 | 1979年以前 | 1979-1991年 | 1992-1997年 | 1998年至今 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 特点 | 高度计划控制 | 直接调控 | 直接调控为主， 间接调控为辅 | 间接调控为主， 直接调控为辅 |
| 主要货币政策工具 | 信贷计划 | 信贷计划和再贷款 | 以外汇市场操作和再贷款为主，辅以公开市场业务、利率等调节工具 | 信贷工具等直接调控手段缩小， 存款准备金、利率、中央银行再贷款、再贴现、公开市场操作等间接调控手段逐步扩大 |
| 货币政策传导渠道 | 从政策计划到目标，无商业银行和金融市场的参与 | 以信贷渠道为主 | 信贷渠道为主， 汇率渠道、利率渠道、资产价格渠道为辅 | 信贷渠道、利率 渠道、汇率渠道、资产价格渠道等 多渠道并存 |

随着金融脱媒现象的出现及深化，其势必对货币政策传导的不同渠道产生不同影响。接下来几个章节，本文分别对金融脱媒对我国货币政策的利率传导机制、资产价格传导机制、信贷传导机制的影响进行深入分析。由于我国实行的是有管理的浮动汇率政策，资本项目还未实现自由兑换，因此货币政策的汇率传导机制在我国还不是很顺畅，故在此就不探讨金融脱媒对汇率传导机制的影响。

# 第5章 金融脱媒对我国货币政策利率传导机制影响分析

以凯恩斯主义为代表的货币政策利率传导机制理论认为，在货币政策传导过程中，利率起着非常重要的作用。本章通过分析金融脱媒对利率传导机制中

“利率”这一关键因素的影响，从利率传导渠道的两个最主要的环节（“货币政策传导到利率”和“利率传导到投资”）进行分析，最终判断金融脱媒是否会对货币政策传导机制产生影响，产生怎样的影响。

## 5.1 金融脱媒推进我国利率市场化进程

### 5.1.1 我国利率体系

我国利率体系非常庞大，大致由中央银行利率、金融机构利率和金融市场利率三大类构成[78]。

1、中央银行利率

中央银行利率在整个利率体系中居于主导地位，包括存款准备金利率、再贷款利率、再贴现利率和中央银行票据利率四大类。

存款[准备金](http://baike.baidu.com/view/110397.htm)是指[金融机构](http://baike.baidu.com/view/56260.htm)为保证客户提取存款和[资金清算](http://baike.baidu.com/view/2335182.htm)需要而准备的在[中央银行](http://baike.baidu.com/view/79768.htm)的存款，它赋予了[商业银行](http://baike.baidu.com/view/18754.htm)创造[货币](http://baike.baidu.com/view/26698.htm)的职能，是[货币政策](http://baike.baidu.com/view/142663.htm)的重要工具之一。[中国](http://baike.baidu.com/view/61891.htm)的存款准备金制度是在1984年[中国人民银行](http://baike.baidu.com/view/21741.htm)独立行使[中央银行](http://baike.baidu.com/view/79768.htm)职能后建立起来的，由法定存款准备金和超额存款准备金两部分组成。而存款准备金利率是央行支付给金融机构缴存的存款准备金（法定存款准备金和超额存款准备金）所支付的利率，分为法定准备金存款利率和超额准备金存款利率。

再贷款是指中央银行向商业银行等金融机构发放的贷款，作为货币政策重要工具之一，可用于调节金融机构短期头寸，其利率就称为再贷款利率。目前实行的是再贷款利率浮动制度，中央银行可以根据实际情况在再贷款利率基础上确定加点幅度，提高再贷款的利率市场化程度。

[再贴现是中央银行](http://baike.baidu.com/view/20233.htm)通过买进[商业银行](http://baike.baidu.com/view/18754.htm)持有的已贴现但尚未到期的[商业汇票](http://baike.baidu.com/view/239080.htm)，向商业银行提供融资支持的行为。1986年，我国正式开展再贴现业务，其利率在相应银行贷款利率基础上下浮5-10%，1996年调整为在相应再贷款利率

基础上下浮5-10%。1998年，再贴现利率开始作为独立的利率档次由中央银行确定。2004年3月，中央银行开始施行再贴现浮息制度，在再贴现基准利率基础上，由中央银行确定加点幅度，再贴现利率的市场化程度进一步提高。

中央银行票据是中央银行为调节商业银行等金融机构的超额准备金而向其发行的短期债务凭证，按照发行期限分为三个月、六个月、一年和三年期几类。自2003年以来，发行中央银行票据已成为中央银行公开市场操作的主要方式，其利率也成为影响货币市场利率的一个重要因素。



图 5.1 我国现阶段中央银行利率体系

2、金融机构利率

金融机构利率是金融机构吸收存款和发放贷款时采用的利率，分为存款利率和贷款利率两大类。

在我国，存款的种类可分为：活期存款、定期存款、通知存款、定活两便存款、协定存款、住房资金管理中心沉淀资金存款、住房公积金增值收益户资金存款、养老保险基金存款、基本医疗保险基金存款、协议存款、同业存款等十一类。其中，活期存款利率、定期存款利率、定活两便存款利率、通知存款利率、协定存款利率由中央银行制定基准利率，金融机构可在基准利率的基础上自主确定向下浮动幅度；住房资金管理中心沉淀资金存款、住房公积金增值收益户资金存款、养老保险基金存款、基本医疗保险基金存款等的利率则参照相应存款基准利率确定；同业存款、协议存款的利率则由市场决定。

贷款利率则可以分为两大类：商业银行贷款利率和优惠贷款利率。商业银

行贷款包括短期贷款、中长期贷款、个人住房公积金贷款、个人住房贷款、贴现贷款五类。其中，短期贷款利率、中长期贷款利率由中央银行制定基准利率，并从2013年7月开始在基准利率的基础上自由上下浮动；个人住房公积金贷款利率由中央银行确定，不能上下浮动；个人住房贷款利率参照相应期限档次的贷款利率确定；贴现贷款利率在中央银行再贴现利率的基础上加点确定，但目前已实现完全市场化。而优惠贷款利率是指针对国家拟重点发展的经济部门、行业或产品，中央银行制定较低的贷款利率以刺激这些部门发展，实现产业结构调整。



图 5.2 我国现阶段金融机构利率体系

3、金融市场利率

目前，我国的金融市场利率分为两大类：债券市场利率和货币市场利率。债券市场利率包括国债、企业债、金融债、企业中期票据、资产支持证券利率。货币市场利率包括银行间同业拆借利率、上海银行间拆放利率、债券回购利率、商业票据贴现利率、短期融资券利率等；金融市场的利率水平由金融市场参与者的供求直接决定，已基本实现市场化。



图 5.3 我国现阶段金融市场利率体系

### 5.1.2 我国利率市场化进程

与西方国家不同，我国利率长期受到政府管制。但[我国](http://money.163.com/keywords/6/1/621156fd/1.html)的[利率市场化](http://money.163.com/keywords/5/2/522973875e02573a5316/1.html)一直贯穿于我国金融市场培育和发展的全过程。早在1993年，我国即提出了利率市场化的构想，提出中国利率改革的目标是建立市场资金供求决定各种利率水平的市场利率体系。我国利率市场化改革按照“先外币、后本币；先贷款、后存款；先长期、大额，后短期、小额”的总体思路，先放开货币市场利率和债券市场利率，再逐步推进存、贷款利率市场化。

在同业拆借利率市场化方面，1996年1月1[日，我国](http://money.163.com/keywords/5/2/592e884c/1.html)建立了全国统一的银

行间同业拆借市场，形成银行间同业拆借市场利率(CHIBOR)，并于同年6月放开上限限制，利率水平完全由拆借双方自主决定，这是我国向利率市场化迈出的坚实的第一步。2006年，上海银行间同业拆借市场成立，鉴于其高度市场化，上海同业拆借利率(SHIBOR)很快发展成为我国货币市场的基准利率，我国利率市场化之路迈出了标志性的一步。

在债券市场利率市场化方面，1996年通过证券交易所市场平台，我国国债根据发行数量和市场供求情况公开进行利率招标，实现了发行市场化，这是债券利率市场化的开端；1997年6月，全国银行间债券市场成立并开办银行间债券回购业务，银行间债券回购利率和现券交易价格由交易双方决定，实现国债交易利率市场化；1998年9月，国家开发银行和中国进出口银行先后在通过中央银行债券发行系统以公开招标方式成功发行了政策性银行金融债。1999年，财政部首次在银行间债券市场实现以利率招标的方式发行国债，银行间债券市场全面实现利率市场化。

在存贷款利率市场化方面，1998年、1999年中央银行连续3次扩大金融机构利率浮动幅度，金融机构获得了更多的贷款自主定价权；1999年10月，中资商业银行获批对中资保险公司发行金额3000万元以上，期限5年以上的大额定期存款，其利率由双方协商确定，这是我国存款利率市场化改革的初步尝试；

2004年起，经过多次调整贷款利率浮动区间不断扩大，2004年10月，中央银

行取消贷款上浮封顶，下浮幅度为基准利率的0.9倍，同时取消存款下浮幅度；

2006年8月和2008年10月，中央银行两次扩大商业性个人住房贷款的利率浮

动范围，分别将下限扩大到基准利率的0.85倍和0.7倍；2012年6月，中央银

行进一步扩大存贷款利率浮动区间：存款利率上限调整为基准利率的1.1倍，贷

款利率下限调整为基准利率的0.8倍，并于同年7月调整为0.7倍。2013年7 月

53

20日起，中央银行取消金融机构贷款利率下限，贷款利率由金融机构根据商业原则自主确定，至此贷款利率实现完成市场化，存款利率市场化成为我国利率[市场化的最后一道门槛。我国利率市场化主要的进程](http://money.163.com/keywords/8/d/8fdb7a0b/1.html)如图5.4：

同业拆借利率市场化



1996 年 6 月 1 日，在 Chibor 成功运行半年的基础上，央行放开对其上限管制， 实现利率水平完全由拆借双方自主决定



2004 年 10 月，央行取消贷款上浮封顶，

下浮最多到基准利率的 0.9 倍，同时取消存款下浮幅度；

2006 年 8 月和 2008 年 10 月，商业性个人住房贷款利率下限分别下调到基准利率的 0.85 倍和 0.7 倍；



1999 年 10 月，中资商业银行获批对中资保险公司发行大额定期存款，其利率由双方协商确定，这是我国存款利率市场化改革的初步尝试

1996 年 1 月 1 日，[央行](http://money.163.com/keywords/5/2/592e884c/1.html)建立全国统一的银行间同业拆借市场，形成银行间同业拆借市场利率(Chibor)

1996 年，证券交易所市场通过利率招标等多种方式率先实现国债发行利率市场化

1997 年，央行建立全国银行间债券市场， 存款类金融机构所持国债统一转入银行间债券市场流通，实现国债交易利率市场化

债券市场利率市场化

存贷款利率市场化



1998 年，国家开发银行和中国进出口银行先后在银行间债券市场以利率招标方式成功发行政策性银行金融债



2012 年 6 月和 7 月，存款利率上限调整为

基准利率的 1.1 倍，贷款利率下限分别扩

大至基准利率的 0.8 倍和 0.7 倍；



2006 年，上海同业拆借市场成立，上海同业拆借利率(SHIBOR)发展成为我国货币市场的基准利率





1999 年，国债发行开始采用市场招标形式，银行间债券市场全面市场全面实现利率市场化。

2013 年 7 月 20 日起，中央银行取消金融机构贷款利率下限，贷款利率实现完成市场化

图 5.4 我国利率市场化进程

### 5.1.3 金融脱媒是利率市场化的助推器

现阶段，中国人民银行实行二元化的利率调控模式（张晓慧，2011），一方面通过公开市场操作或调整各类中央银行利率，间接引导市场利率走势；另一方面调整存贷款基准利率，以影响金融机构存贷款利率水平，通过两类调控方式的共同作用，实现对整个利率体系的调节[79]。随着金融脱媒的深化，股票、债券等直接融资形式迅速发展，多元化金融系统的形成为利率市场化的推进提供了可能。尤其是互联网金融的迅猛发展，更是进一步推动了利率市场化的进

程。与此同时，不同市场之间的相互作用在金融脱媒的影响下逐步增强，这不仅仅加强了各个子市场之间的联系，也为利率的市场化提供便利，可以说金融脱媒是利率市场化的助推器。而相互联动的利率体系是沟通货币政策当局与实体经济的桥梁，二者之间的关系通过利率传导得以强化。

## 5.2 金融脱媒对利率传导机制影响理论分析

在凯恩斯理论中，货币需求的利率弹性、投资支出的利率弹性、投资乘数都决定了货币政策利率传导效应。如上文分析，金融脱媒推进了利率市场化进程，势必对货币需求的利率弹性和投资支出的利率弹性产生影响。在这一节里，先就金融脱媒对“货币政策传导到利率”以及“利率传导到投资”这两个环节的影响进行理论分析，在随后的研究中就金融脱媒对货币需求利率弹性影响和金融脱媒对投资支出利率弹性影响进行实证分析。

1、金融脱媒增强了货币需求的利率弹性。货币政策利率传导机制的第一个环节为货币政策传导至利率水平，即货币供应量M变动引起利率水平i的变动。货币供应量的变动能否引起利率的变动是货币政策利率传导机制发挥作用的重要一环。而我国的利率体系长期受到政府的管制，目前仍未实现完全的市场化。尤其是存贷款利率，在2004年之前，利率上下浮动的区间均有严格的规定，加上企业融资强烈依赖银行贷款，存贷款利率对经济发展起到至关重要的作用，这种情况下市场利率亦无法对货币供应量变化做出应有的反应，此时，货币政策利率传导的第一个环节即发生梗阻。可以说，利率市场化是货币政策利率传导机制发挥的重要基础。而金融脱媒改变了我国金融市场严重依赖银行贷款的融资方式，推进了利率市场化进程，货币政策对利率的影响更直接更明显，是货币政策传导机制的利率渠道得以广阔发展的关键。

2、金融脱媒增强了投资支出的利率弹性。凯恩斯认为，利率降低引发投资增加是货币政策利率传导渠道最重要的一个环节，当投资的利率弹性低下，也就是说利率的下降难以刺激投资的增长，货币政策利率传导渠道的第二个环节出现了梗阻。金融脱媒的发展使企业融资渠道更加多元化，除了银行贷款等间接融资方式，企业可以通过债券、股票等直接融资方式来筹集资金。同时，伴随着资本市场的日益成熟和壮大，企业和居民的投资方式也更加丰富，因此投资对于利率的变化敏感度更强。金融脱媒前，由于间接融资的独大，利率的变

动对于投资的影响并不明显。而金融脱媒后，伴随着金融摩擦的减少、直接融资占比的提高以及投资方式的多样化，利率的变动可以直接对投资产生影响。可以说，金融脱媒的出现改变了投资和利率并不明显相关的现象，增强了投资支出的利率弹性，使得利率传导渠道在对投资的影响过程中发挥出更大的效果。

## 5.3 金融脱媒对“货币政策传导到利率环节”影响实证分析

为进一步确认金融脱媒对“货币政策传导到利率”这一环节，即货币需求利率弹性的影响，本节用货币供应量与利率这两个变量建立向量自回归（VAR）模型，通过脉冲响应函数和方差分解分析判定不同金融脱媒状态下货币政策对利率的影响。

### 5.3.1 指标选取

同业拆借利率是市场利率体系中对货币政策和货币资金需求反映最为敏感和直接的利率。中央银行通过货币政策工具的操作，首先影响同业拆借利率水平，进而影响整个市场利率体系，从而达到调节货币供应量和调控宏观经济的目的，因此本文采用7日同业拆借利率作为利率指标变量；货币供应量选择“狭义货币供应量”指标M1（流通中的现金M0加上企业活期存款等）。至于“广义货币供应量”M2（M1加上居民储蓄存款、企业定期存款等）和M1两者作为货币政策中介目标的适用性哪个指标更合适，Sims（1992）在用货币供给M2指标进行VAR 实证分析时出现了在扩张的货币冲击下价格趋向下跌的“价格之迷”

（Price Puzzle）现象[80]。而Weise(1999)等研究发现，用货币供给M1指标替代

M2指标时可消除“价格之迷”[81]。因此，当前西方学者在实证研究中，一般选取M1变量，而非M2变量。在国内，耿中元、惠晓峰（2009）从两个指标的可控性和相关性入手，得出了M1比M2更适合作为货币政策中介目标的结论[82]。因此，本文选择M1作为货币供应量的指标；本文采用的数据为1998年1月至

2014年6月的月度数据，数据来源于中经网。

为了去除价格因素的影响，本文通过CPI指数对货币供应量M1进行价格调整，从而获得实际货币供应量M1。将名义利率减去通货膨胀率**t（CPI增长率）得出实际利率r。考虑到季节性因素可能带来的干扰，对所有变量使用X11方法进行季节调整。同时为避免短期波动的影响和获取数据的平稳性，对M1的月度

数据取对数并进行差分，从而得到货币供给增长率*M* t，对实际利率r取对数，定义为*r*t 。

### 5.3.2 实证分析

建立向量自回归（VAR）模型前先要检验变量的平稳性，因此首先采用ADF

方法对变量的平稳性进行检验，结果如表5.1：

表 5.1 ADF检验结果

| 变量 ADF 统计量 p 值 结果 |
| --- |
| M t - 2.344 (0,0,3) 0.0188 平稳  rt -4.258 (C,0,1) 0.0007 平稳 |

检验结果显示*M* t、*r*t两个变量都是平稳的，接下来分别针对金融脱媒前和金融脱媒后两个时期，分别对货币供给量*M* t与利率*r*t建立VAR模型。把数据根据金融脱媒指标DIF的突变点（2005年2季度）分成两个阶段，第一阶段为1998年1月至2005年6月，第二阶段为2005年7月-2014年6月，对货币供给增长率*M* t和利率*r*t建立两变量VAR模型，并通过脉冲响应函数和方差分解判断这两个时期货币供应量*M* t的变动对利率*r*t 变动的影响有何不同。

1、金融脱媒前：1998年1月-2005年6 月

建立VAR模型的重要一步即要选择最佳滞后阶数。滞后阶数p要足够大，以便完整反映模型动态特征。但如果滞后数过大，则需要估计的参数越多，模型的自由度就越小。所以在实际中应用中有时不得不限制滞后数，使它少于反映模型动态所应有的理想数目。比较常用的确定滞后阶数的检验方法是AIC信息准则。由于考虑到过大滞后阶数所带来的自由度损失，本文实证分析中限制最大滞后阶数为6。表5.2中给出了不同滞后期下VAR模型所对应的AIC值。根据最小AIC值准则，确定VAR模型滞后期p为3。

表 5.2 不同滞后期下所对应的AIC 值

| 滞后阶 | AIC 值 | 滞后阶 | AIC 值 |
| --- | --- | --- | --- |
| 1 | -5.086 | 4 | -5.211 |
| 2 | -5.200 | 5 | -5.149 |
| 3 | -5.251\* | 6 | -5.084 |

通过建立两变量VAR模型，得出利率*r*t对货币供应量*M* t一个标准差新息的脉冲响应图如图5.5：



图 5.5 货币供应量*M* t一单位冲击对利率*r*t影响

脉冲相应函数描述的是一个内生变量的冲击给其它内生变量所带来的影响。而方差分解则是通过分析每一个结构冲击对内生变量变化的贡献度，以进一步评价不同结构冲击的重要性。因此接下来，用方差分解方法研究模型的动态特征，分析货币供应量变动对利率变动的贡献，结果如表5.3：

表 5.3 利率*r*t的方差分解结果

| 时期 S.E. 货币供应量M t 利率rt |
| --- |
| 1 0.357 4.312 95.688  2 0.370 6.471 93.529  3 0.383 8.818 91.182  4 0.405 8.305 91.694  5 0.414 9.150 90.850  6 0.421 9.425 90.575  7 0.427 9.552 90.448  8 0.431 9.719 90.281  9 0.434 9.814 90.186  10 0.436 9.888 90.112 |

从图5.5中的利率*r*t对货币供应量*M* t一个标准差新息的脉冲响应图可以看出，在1998年1月至2005年6月之间，即金融脱媒前，货币供应量*M* t一单位正向冲击只能引起利率*r*t少量的下降，第一期即达到最大值-0.074，此后影响的负向效应逐渐减小，在第十期已趋近于零，货币供应量*M* t对利率*r*t的负向效应

并不明显。也就是说这个时期宽松的货币政策即货币供应量的增加并不能显著地引起利率的下降。同样可以从表5.3的利率*r*t方差分解结果中看出，货币供应量*M* t变动对利率*r*t变动的贡献率低于10%，货币供应量*M* t变动对利率*r*t变动的

影响不大。

这和历史上我国长期以来实行的利率管制是分不开的。金融脱媒前的这个时期，货币当局制定利率水平，规定存贷款利率上下限，银行金融机构必须严格按照法定利率开展业务。这种情况下，货币供应量的变化将难以导致利率随之进行变动，货币政策利率传导机制的第一个环节失效，导致货币政策的利率传导受到阻碍。

2、金融脱媒后：2005年7月-2014年6 月

表5.4中给出了不同滞后期下所对应的AIC值，根据最小AIC值准则，确定VAR模型滞后期p为6。

表 5.4 不同滞后期下所对应的AIC 值

| 滞后阶 | AIC 值 | 滞后阶 | AIC 值 |
| --- | --- | --- | --- |
| 1 | -5.109 | 4 | -5.204 |
| 2 | -5.183 | 5 | -5.149 |
| 3 | -5.122 | 6 | -5.277\* |

金融脱媒后的这个时期，利率*r*t对货币供应量*M* t一个标准差新息的脉冲响应图如图5.6：



图 5.6 货币供应量*M* t一单位冲击对利率*r*t影响

同样，用方差分解方法研究模型的动态特征，分析金融脱媒后时期货币供应量变动对利率变动的贡献，结果如表5.5：

表 5.5 利率*r*t的方差分解结果

| 时期 S.E. 货币供应量M t 利率rt |
| --- |
| 1 0.318 29.627 70.373  2 0.337 28.104 71.896  3 0.367 31.133 68.867  4 0.380 33.684 66.316  5 0.403 40.810 59.190  6 0.417 44.390 55.610  7 0.438 48.079 51.921  8 0.454 50.365 49.635  9 0.467 51.994 48.006  10 0.474 52.893 47.107 |

对比图5.5和图5.6的利率*r*t对货币供应量*M* t一个标准差新息的脉冲响应图发现2005年7月至2014年6月期间，即金融脱媒后，货币供应量*M* t一单位正

向冲击引起利率*r*t的下降程度要明显大于金融脱媒前的1998年1月至2005年6月。货币供应量*M* t一单位正向冲击在第一期使利率*r*t下降0.17，且冲击的负向效应一直持续下去，直至第十期仍为-0.075。同样，对比表5.3和表5.5的利率*r*t的方差分解结果，2005年7月至2014年6月期间，货币供应量*M* t变动对利率*r*t变动的贡献率大幅提高，贡献率最大值达到50%以上，即金融脱媒后货币供应

量*M* t变动对利率*r*t变动的影响与金融脱媒前相比已明显增强。

上一节中已分析过，金融脱媒是我国利率市场化的推进器，而利率市场化则是货币政策利率传导机制的基础。金融脱媒使得中央银行对市场利率的管制渐渐力不从心，利率市场化的进程越来越明显。2013年7月20日起我国取消了

金融机构贷款利率0.7倍的下限，由金融机构根据商业原则自主确定贷款利率水平，这标志着我国将全面开放金融机构贷款利率管制。而随着“余额宝”等互联网融的发展，存款利率的管制作用也在逐渐弱化。资本市场上的产品价格弹性更大，因此随着资本市场的快速发展，货币供应量增加后更多的货币流向价格弹性大的资本市场。而当资金流向债券市场、资本市场，原本的平衡被打破，债券产品价格上升，利率下降。货币政策利率传导机制的第一个环节在金融脱媒的推动下变得更加顺畅。

61

## 5.4 金融脱媒对“利率传导到投资环节”影响实证分析

利率与投资的关系一直以来都深受国内外学者的广泛关注。John B. Taylor

（1993）通过对美国、加拿大、德国、法国、日本、意大利、英国等七个国家的固定资产投资与实际利率的关系进行了实证分析，发现这些国家的投资都与实际利率负相关[83]。王召（2001）发现1978－1988年期间实际投资主要由收入来决定，利率对其影响不大；而在1989－2000年这一时期，实际利率对投资具有反向刺激作用，尽管由于利率管制因素的存在弹性非常微弱，但在一定程度上说明我国利率水平对投资的作用是朝着市场化方向发展的[84]。

### 5.4.1 指标选取

接下来，仍采用向量自回归（VAR）模型考察金融脱媒前后“利率传导到投资”效应，即投资的利率弹性是否有所不同。以金融脱媒DIF指标突变点（2005年2季度）作为分界点，考察1998年1季度至2005年2季度和2005年3季度

至2014年2季度这两个阶段利率与投资的关系。①投资采用的是固定资产投资完成额I。首先去除价格因素影响，通过CPI指数对固定资产投资完成额I进行价格调整后使用X11方法进行季节调整，为了消除异方差的影响同时获取数据的平稳性，对固定资产投资完成额I的季度数据取对数并进行差分，得到投资增长率*I*t。利率仍然采用减去通货膨胀率**t的7日同业拆借利率指标，即实际利率

r，同样进行季节调整并取对数，定义为*r*t 。

### 5.4.2 实证分析

对利率*r*t的季度数据及投资增长率*I*t变量进行ADF检验，检验其平稳性，结果如表5.6。检验结果显示利率*r*t的季度数据和投资增长率*I*t都是平稳的，接下来分两个阶段，即金融脱媒前（1998年1季度至2005年2季度）和金融脱媒后（2005年2季度至2014年2季度），分别对利率*r*t和投资增长率*I*t建立两变量

VAR模型，并通过脉冲响应函数和方差分解判断利率*r*t 变动对投资增长率*I*t 变

动的影响。

①根据目前的统计报表制度，固定资产投资完成额不公布每年1月份的数据，因此只能采用季度数据。本

文采用1998年1季度至2014年2季度的季度数据。

62

表 5.6 ADF检验结果

| 变量 ADF 统计量 p 值 结果 |
| --- |
| rt - 3.637 (C,T,0) 0.0343 平稳  It - 3.219 (C,0,3) 0.0236 平稳 |

1、金融脱媒前：1998年1季度-2005年2季度

首先根据AIC信息准则确定VAR模型的滞后阶数p。表5.7中给出了不同滞后期下所对应的AIC值，根据最小AIC值准则，确定VAR模型滞后期p为6。

表 5.7 不同滞后期下所对应的AIC 值

| 滞后阶 | AIC 值 | 滞后阶 | AIC 值 |
| --- | --- | --- | --- |
| 1 | -2.362 | 4 | -2.928 |
| 2 | -2.264 | 5 | -3.050 |
| 3 | -2.768 | 6 | -3.107\* |

通过建立两变量VAR模型，得出利率*r*t对投资增长率*I*t一个标准差新息的脉冲响应图如图5.7：



图 5.7 利率*r*t一单位冲击对投资增长率*I*t影响

然后，用方差分解方法研究模型的动态特征，分析利率变动对投资变动的

63

贡献，结果如表5.8：

表 5.8 投资增长率*I*t的方差分解结果

| 时期 S.E. 利率rt 投资增长率 I  t |
| --- |
| 1 0.058 4.384 95.616  2 0.075 2.720 97.280  3 0.076 5.674 94.326  4 0.078 6.243 93.757  5 0.083 5.658 94.342  6 0.089 5.943 94.057  7 0.092 10.407 89.593  8 0.092 10.409 89.591  9 0.094 10.155 89.845  10 0.095 10.446 89.554 |

从图5.7中的脉冲响应图可以看出，在1998年1季度至2005年2季度之间，即金融脱媒前，利率*r*t一单位正向冲击对投资增长率*I*t的影响并不明显，从1-10期都是在0上下波动，也就是利率的上升并不能显著的引起投资的下降。同样可以从表5.8的投资增长率*I*t方差分解结果中看出，利率*r*t变动对投资增长率*I*t变动的贡献率最大值仅为10%左右，利率*r*t变动对投资增长率*I*t的影响不大。可以看出在非金融脱媒情况下，利率的变化将难以导致投资随之进行变动。主要原因是，在非金融脱媒状态下，企业主要依靠商业银行贷款的融资方式使得利率与投资的联动性效应较弱。货币政策利率传导机制的第二个环节失效，导致货币政策的利率传导受到阻碍。

2、金融脱媒后：2005年3季度-2014年2季度

表5.9中给出了不同滞后期下所对应的AIC值，根据最小AIC值准则，确定VAR模型滞后期p为4。

表 5.9 不同滞后期下所对应的AIC 值

| 滞后阶 | AIC 值 | 滞后阶 | AIC 值 |
| --- | --- | --- | --- |
| 1 | -3.120 | 4 | -4.098\* |
| 2 | -3.379 | 5 | -4.044 |
| 3 | -3.897 | 6 | -3.865 |

金融脱媒后的这个时期，利率*r*t对投资增长率*I*t一个标准差新息的脉冲响应图如图5.8：



图 5.8 利率*r*t一单位冲击对投资增长率*I*t影响

同样，用方差分解方法研究模型的动态特征，分析利率变动对投资变动的贡献，结果如表5.10：

表 5.10 投资增长率*I*t的方差分解结果

| 时期 S.E. 利率rt 投资增长率 It |
| --- |
| 1 0.0181 9.494 90.506  2 0.0194 15.305 84.695  3 0.0232 38.564 61.436  4 0.0251 45.789 54.211 |

续表5.10投资增长率*I*t的方差分解结果

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 5 | 0.0265 | 44.484 | 55.516 |
| 6 | 0.0266 | 44.842 | 55.158 |
| 7 | 0.0270 | 45.184 | 54.816 |
| 8 | 0.0273 | 46.134 | 53.866 |
| 9 | 0.0275 | 45.620 | 54.380 |
| 10 | 0.0275 | 45.679 | 54.321 |

对比图5.7和图5.8的利率*r*t对投资增长率*I*t一个标准差新息的脉冲响应图发现2005年3季度至2014年2季度期间，即金融脱媒后，除了个别时期利率*r*t一单位正向冲击对投资增长率*I*t产生正效应外，利率*r*t上升引起投资增长率*I*t的下降幅度要明显大于金融脱媒前的1998年1季度至2005年2季度。同样，对

比表5.8和5.10的投资增长率*I*t方差分解结果，2005年3季度至2014年2季度期间，利率*r*t变动对投资增长率*I*t变动的贡献率大幅提高，贡献率最大值达到46%以上。也就是说金融脱媒后利率*r*t变动对投资增长率*I*t变动的影响与金融脱媒前相比已明显增强，金融脱媒增强了利率与投资之间的联动性，利率的下降

能够更明显地引起投资的增长。这与金融脱媒后，直接融资的增强、间接融资的减弱是密切相关的。从脉冲响应函数和方差分解方法的结论中可以看出，金融脱媒后货币政策利率传导的第二个环节（“利率传导到投资”）更加顺畅了，因此货币政策利率效应也越来越明显。

## 5.5 小结

从以上对货币政策利率传导渠道两个最重要环节（“货币政策传导到利率”和“利率传导到投资”）的理论和实证分析，可以看到金融脱媒对货币政策利率传导机制的影响是正向的，即随着金融脱媒的发展，我国货币政策利率传导机制越来越顺畅，发挥了越来越重要的作用。其根源主要在两个方面：一是金融脱媒推进了利率市场化，促进了利率体系之间的联动性，使得利率对货币供应量变动的反应更加明显；二是金融脱媒增强了投资的利率敏感性，使得利率在影响社会投资和总产出上的作用更强。

# 第6 章 金融脱媒对我国货币政策资产价格传导机制影响分析

货币政策资产价格传导理论中的资产价格是一个广义的概念，即包括股票、债券、期货、期权等金融资产，也包括房地产、存货、机器设备、耐用消费品等非金融资产。目前，股票和房地产是国内金融市场和居民金融资产中比较重要的组成部分，而且这两个市场与其他行业的关联度很高，进而影响到整个金融体系的稳定和宏观经济的发展，因此我国理论界对货币政策资产价格传导渠道的研究主要集中在以股票市场和房地产市场为视角进行分析。在目前资本市场快速发展的大背景下，越来越多的企业通过股市融资，越来越多的投资者加入到股票市场，股票市场无疑是对国民经济影响最大、与人们生活、企业资金最息息相关的市场，股票产品也成为居民、企业手上最重要的一项资产。因此本文从股票市场入手分析货币政策的资产价格传导途径。

我国股票市场起步较晚，但经过了二十几年的发展，已建立起包括主板、中小板、创业板、新三板及产权交易中心等在内的多层次资本市场体系，股票总市值已达近30万亿，居全球第二，股票年成交额近50万亿元，境内上市公

司数近2500家。中国股票市场从不规范、不成熟、不健康逐步走向规范化、法制化，股票市场直接融资、资源优化配置、促进经济结构战略性调整的功能也逐步显现出来。然而，目前中国股票市场仍然处于―新兴+转轨‖的特殊阶段，存 在着大而不强、对外开放程度低、上市[公司治理](http://www.baidu.com/s?wd=%E5%85%AC%E5%8F%B8%E6%B2%BB%E7%90%86&amp;hl_tag=textlink&amp;tn=SE_hldp01350_v6v6zkg6)不完善、投资者自律性不强、系统[风险控制](http://www.baidu.com/s?wd=%E9%A3%8E%E9%99%A9%E6%8E%A7%E5%88%B6&amp;hl_tag=textlink&amp;tn=SE_hldp01350_v6v6zkg6)弱等一系列问题，这些都会长期伴随中国股票市场存在，影响着股票市场功能的发挥。

## 6.1 金融脱媒对货币政策资产价格传导影响理论分析

不管是托宾的Q理论还是莫迪利亚尼的生命周期理论，货币政策的资产价格传导机制最重要的两个环节：第一个环节是从货币政策传导到资产价格，即资产价格效应。中央银行通过实施货币政策影响货币供应量的大小，货币供给量的变化对资产价格产生影响；第二个环节是从资产价格传导到实体经济，即

投资、消费效应。资产价格通过托宾Q值效应、财富效应、流动性效应、资产负债表效应等多渠道对消费和投资产生影响，进而影响整个实体经济，这是第二阶段。而金融脱媒增强了资产价格的这些效应，有助于货币政策调整从资产价格传导至实体经济和最终目标。

1、增强了托宾Q值效应。伴随着我国金融脱媒的进程，股票市场作为直接融资的重要市场得到了巨大的发展。由于交易摩擦和信息不对称，企业外部直接融资的成本一直较高，但金融脱媒使得企业通过股票市场等直接融资市场获得资金变得更加便利。同时伴随着股票市场的进一步发展完善，通过股市直接融资的企业不断增加，投资者也更容易通过股市获得越来越多企业的经营状况、财务状况、公司价值等信息，此时理性投资者能更方便和准确地对比直接投资新建企业与从股票市场收购企业的成本大小。当货币政策导致企业股票价格的高涨使得托宾Q值大于1，这时更多理性的投资者放弃从资本市场上收购企业而更愿意增加投资。总之，金融脱媒有助于托宾Q值效应的发挥，增强货币政策的股票市场传导效应。

2、增强了财富效应和流动性效应。金融脱媒的出现和不断深化促使股票等资本市场快速发展，使得居民资产结构更加多样化，由银行存款占主导转向银行存款、股票、债券、保险等多元化资产组合的格局。与银行存款相比，股票、债券等金融资产的价值对货币政策的敏感性高得多，更容易随货币政策的变动而变动，因此由金融脱媒带来的更加多元化的资产构成使得居民的总财富更容易受到货币政策变动的影响。举个例子，当利率下降时，股票、债券等金融资产的价值增长更快，居民总财富增长的就更快，在财富效应的作用下，消费也随之增长。可见金融脱媒增强了资产价格财富效应。另外金融脱媒也增强了居民资产组合的流动性，扩大了资产价格的流动性效应。

3、增强了资产负债表效应。金融脱媒后银行存款不再是企业和居民的唯一金融资产，股票、债券、房地产等金融资产开始成为居民金融资产的重要组成部分。当货币政策调整导致资产价格发生变化时，持有多元化金融资产的企业和居民的资产负债所发生的变动将明显大于银行存款作为唯一金融资产的情况，企业资产净值和外部融资能力受到的影响更为显著，并最终通过企业投资和居民消费影响到实体经济。因此，从理论上讲，金融脱媒增强了货币政策资产价格传导的资产负债表效应[5]。

## 6.2 金融脱媒对“货币政策传导到资产价格环节”影响实证分析

### 6.2.1 指标选取

本节仍然采用两变量向量自回归(VAR)模型来分别研究金融脱媒前后货币政策变动对资产价格变动影响，即货币政策的资产价格效应的不同，以此研究金融脱媒对该环节的影响。其中，货币政策指标仍然采用狭义的货币供应量M1。由于我国股票市场首个覆盖上海交易所、深圳交易所两大市场的统一指数——沪深300指数于2005年4月才开始正式发布，且大量的研究表明上海交易所的上证综合指数与深圳交易所的深成指有着很高的相关性，因此本文采用上证综合指数INDEX作为资产价格中介目标变量。样本期间为1998年1月至2014 年

6月，数据来源于中经网。

为了去除价格因素的影响，本文通过CPI指数对货币供应量M1、上证综合指数INDEX 进行价格调整，从而获得实际货币供应量M1、实际价格指数

INDEX。考虑到季节性因素可能带来的干扰，对所有变量使用X11方法进行季节调整。同时为避免短期波动的影响和获取数据的平稳性，对两个变量取对数并进行差分，从而得到货币供给增长率*M* t，股票指数增长率*IN*t 。

### 6.2.2 实证分析

上一章中已检验过货币供给增长率*M* t变量月度数据是平稳的，这里依然采用ADF方法对股票指数增长率*IN*t变量的平稳性进行检验，结果如表6.1：

表 6.1 ADF检验结果

| 变量 ADF 统计量 p 值 结果 |
| --- |
| INt -15.176 （0,0,0） 0.0000 平稳 |

检验结果显示股票指数增长率*IN*t变量也是平稳的，接下来仍然把货币供给增长率*M* t、股票指数增长率*IN*t两个变量数据根据金融脱媒指标DIF的突变点

（2005年2季度）分成两个阶段，第一阶段为1998年1月至2005年6月，第二阶段为2005年7月-2014年6月，分段对它们建立两变量VAR模型，并通过脉冲响应函数和方差分解判断货币供应量*M* t的变动对股票指数增长率*IN*t变动影响的异同。

1、金融脱媒前：1998年1月-2005年6 月

首先根据AIC信息准则确定VAR模型的滞后阶数p。表6.2中给出了不同滞后期下所对应的AIC值，根据最小AIC值准则，确定VAR模型滞后期p为2。

表 6.2 不同滞后期下所对应的AIC 值

| 滞后阶 | AIC 值 | 滞后阶 | AIC 值 |
| --- | --- | --- | --- |
| 1 | -8.701 | 4 | -8.646 |
| 2 | -8.720\* | 5 | -8.606 |
| 3 | -8.695 | 6 | -8.568 |

通过建立两变量VAR模型，得出股票指数增长率*IN*t对货币供应量*M* t一个标准差新息的脉冲响应图如图6.1：



图 6.1 货币供应量*M* t一单位冲击对股票指数增长率*IN*t影响

然后，用方差分解方法研究模型的动态特征，研究在金融脱媒前时期，货币供应量变动对资产价格（股票指数）变动的贡献，结果如表6.3：

表 6.3 股票指数增长率*IN*t的方差分解结果

| 时期 S.E. 货币供应量 M t 股票指数增长率 INt |
| --- |
| 1 0.0602 0.445 99.555  2 0.0603 0.614 99.386  3 0.0613 3.644 96.356  4 0.0614 3.938 96.062  5 0.0614 3.977 96.023  6 0.0614 3.990 96.010  7 0.0614 3.990 96.010  8 0.0614 3.990 96.010  9 0.0614 3.990 96.010  10 0.0614 3.990 96.010 |

从图6.1中的股票指数增长率*IN*t对货币供应量*M* t一个标准差新息的脉冲响应图可以看出，在1998年1月至2005年6月之间，即金融脱媒前，货币供应量*M* t一单位正向冲击在1-3期对股票指数增长率*IN*t的效应为负，直至第4期货币供应量*M* t一单位正向冲击才引起股票指数增长率*IN*t微弱的增长，此后效应几乎为零。也就是说非金融脱媒时期货币供应量的增加并不能显著的引起股票价格的上升。同样可以从表6.3的股票指数增长率*IN*t方差分解结果中看出，货币供应量*M* t对股票指数增长率*IN*t变动的贡献率很低，仅为3.99%，货币供应量*M* t变动对股票指数增长率*IN*t变动的影响不大。

2、金融脱媒后：2005年7月-2014年6 月

同样针对金融脱媒后的货币供应量*M* t和股票指数增长率*IN*t构建向量自回归模型。表6.4中给出了不同滞后期下所对应的AIC值，根据最小AIC值准则，确定VAR模型滞后期p为5。

表 6.4 不同滞后期下所对应的AIC 值

| 滞后阶 | AIC 值 | 滞后阶 | AIC 值 |
| --- | --- | --- | --- |
| 1 | -7.330 | 4 | -7.418 |
| 2 | -7.279 | 5 | -7.463\* |
| 3 | -7.338 | 6 | -7.439 |

金融脱媒后的这个时期，股票指数增长率*IN*t对货币供应量*M* t一个标准差新息的脉冲响应图如图6.2：



图 6.2 货币供应量*M* t一单位冲击对股票指数增长率*IN*t影响

同样，用方差分解方法研究模型的动态特征，分析货币供应量变动对股票价格变动的贡献，结果如表6.5：

表 6.5 金融脱媒后股票指数增长率*IN*t的方差分解结果

| 时期 S.E. 货币供应量M t 股票指数增长率 INt |
| --- |
| 1 0.0976 1.588 98.412  2 0.0981 1.667 98.333  3 0.1004 2.885 97.115  4 0.1032 7.887 92.113  5 0.1087 7.132 92.868  6 0.1089 7.486 92.514  7 0.1092 7.948 92.052  8 0.1101 8.630 91.370  9 0.1102 8.612 91.388  10 0.1104 8.685 91.315 |

对比图6.1和图6.2的股票指数增长率*IN*t对货币供应量*M* t一个标准差新息的脉冲响应图发现2005年7月至2014年6月期间，货币供应量*M* t一单位正向冲击在第一期即对股票指数增长率*IN*t产生正向效应，除了第3期、第6期和第

10期外，货币供应量*M* t的正向效应持续存在。货币供应量对股票指数的影响程度明显大于金融脱媒前的1998年1月至2005年6月这一时期。同样，对比表

6.3和6.5的方差分解结果，尽管2005年7月至2014年6月期间，货币供应量*M* t变动对股票指数增长率*IN*t变动的贡献率依然不大，贡献率最大值也仅为8.685%，但与金融脱媒前相比已有了一定的提高。

股票价格指数的变化是受包含货币政策在内的多种因素共同作用的结果。宏观经济的运行情况、微观主体的运作态势、投资者心理预期以及政治、社会因素等都会对股票价格变动产生影响，因此，在不同的经济形势背景下，货币政策对股票价格指数是不一样的。目前，我国股票市场发展处于初级阶段，还存在着行政干预、结构失衡、开放程度低等缺陷，传导货币政策受到各种因素的制约，导致效率偏低。因此货币政策对股票指数的影响还较小，但从以上的分析可以发现：金融脱媒增强了货币政策与股票价格指数之间的联动性，并且该效应为正。即金融脱媒后，宽松的货币政策更能促进股票价格指数上涨，反之亦然。

## 6.3 金融脱媒对“资产价格传导到消费、投资环节”影响实证分析

### 6.3.1 指标选取

本节分别研究金融脱媒对资产价格传导到消费和投资（即资产价格消费效应和投资效应）的影响。在分析股票价格的消费效应时，选取社会消费品零售总额C作为衡量消费的季度指标，①样本期间为1998年1季度至2014年2季度，数据来源于中经网。为了去除价格因素的影响，本文通过CPI指数对社会消费品零售总额C进行价格调整，并考虑到季节性因素可能带来的干扰，对所有变量使用X11方法进行季节调整。同时为避免短期波动的影响和获取数据的平稳性，对其取对数并进行差分，得到消费增长率*C*t 。

而分析股票价格的投资效应时，和上一章一样，投资采用固定资产投资完

①根据目前的统计报表制度，社会消费品零售总额从2012年开始不公布每年1、2月份的数据。因此实证分析样本采用季度数据。

73

成额I季度指标。样本期间为1998年1季度至2014年2季度，数据来源于中经网。经数据处理后得到投资增长率*I*t 。

### 6.3.2 实证分析

采用ADF方法对消费增长率*C*t变量及股票指数增长率*IN*t变量季度数据的平稳性进行检验，结果如表6.6：

表 6.6 ADF检验结果

| 变量 ADF 统计量 p 值 结果 |
| --- |
| Ct - 1.902(0,0,2) 0.0550 平稳  INt - 6.599(0,0,0) 0.0000 平稳 |

检验结果显示消费增长率*C*t、股票指数增长率*IN*t季度数据均为平稳序列，可用于建立向量自回归(VAR)模型。第5章中已检验过投资增长率*I*t季度数据是平稳序列，也可与股票指数增长率*IN*t构建向量自回归(VAR)模型。仍然以金融脱媒指标DIF的突变点（2005年2季度）为界限，把数据分成两个阶段，第一阶段为1998年1季度至2005年2季度，第二阶段为2005年3季度至2014年2季度，分段对股票指数增长率*IN*t和消费增长率*C*t、股票指数增长率*IN*t和投资增长率*I*t建立两变量VAR模型，并通过脉冲响应函数和方差分解判断股票指数增长率*IN*t变动对消费增长率*C*t变动及股票指数增长率*IN*t变动对投资增长率*I*t变动的影响，以此分析金融脱媒对资产价格的消费效应和投资效应的影响。

1、金融脱媒前：1998年1季度-2005年2季度

##### （1）资产价格的消费效应

用股票指数增长率*IN*t和消费增长率*C*t构建VAR模型之前，首先根据AIC信息准则确定滞后阶数p。表6.7中给出了不同滞后期下所对应的AIC值，根据最小AIC值准则，确定VAR模型滞后期p为1。

表 6.7 不同滞后期下所对应的AIC 值

| 滞后阶 | AIC 值 | 滞后阶 | AIC 值 |
| --- | --- | --- | --- |
| 1 | -7.286\* | 4 | -6.680 |
| 2 | -7.010 | 5 | -6.658 |
| 3 | -6.929 | 6 | -6.372 |

通过建立两变量VAR模型，得出消费增长率*C*t对股票指数增长率*IN*t一个标准差新息的脉冲响应图如图6.3：



图 6.3 股票指数增长率*IN*t一单位冲击对消费增长率*C*t影响

然后，用方差分解方法研究模型的动态特征，分析股票指数变动对消费变动的贡献，结果如表6.8：

表 6.8 消费增长率*C*t的方差分解结果

| 时期 S.E. 股票指数增长率 INt 消费增长率Ct |
| --- |
| 1 0.01329 3.330 96.670  2 0.01337 3.417 96.583  3 0.01337 3.417 96.583  4 0.01337 3.417 96.583  5 0.01337 3.417 96.583 |

续表6.8消费增长率*C*t的方差分解结果

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 6 | 0.01337 | 3.417 | 96.583 |
| 7 | 0.01337 | 3.417 | 96.583 |
| 8 | 0.01337 | 3.417 | 96.583 |
| 9 | 0.01337 | 3.417 | 96.583 |
| 10 | 0.01337 | 3.417 | 96.583 |

从图6.3中可以看出，股票指数增长率*IN*t对消费增长率*C*t影响很小，在第一期股票指数增长率*IN*t的上涨引起了消费增长率*C*t的轻微下跌，此后股票价格变动对消费的影响趋近于0。证明在1998年1季度到2005年2季度期间，即非金融脱媒时期，股票价格变动的消费效应很弱。同样表6.8的消费增长率*C*t方差分解结果，也显示出了股票指数增长率*IN*t对消费增长率*C*t的贡献率仅为3.417%，股票价格变动对消费变动的影响很小。

理论界关于股票价格对消费的影响，一直以来都有三种观点：财富正效应、财富负效应和不确定效应。在一些情况下，股票市场价格上涨对消费有短期的抑制作用，影响并非完全是正向的。当投资者预期股票价格会继续上涨时，资金不但从股票市场上撤出用于消费，反而可能会把原来用于消费的资金转而投资于股票市场，从而造成对消费需求的抑制。易纲（2002）分析得出货币政策通过股市财富效应来刺激消费的手段是不可取的，原因在于资产价格的易变性和不稳定性[85]。

##### （2）资产价格的投资效应

接下来用股票指数增长率*IN*t和投资增长率*I*t构建VAR模型，首先根据AIC信息准则确定滞后阶数p。表6.9中给出了不同滞后期下所对应的AIC值，根据最小AIC值准则，确定VAR模型滞后期p为3。

表 6.9 不同滞后期下所对应的AIC 值

| 滞后阶 | AIC 值 | 滞后阶 | AIC 值 |
| --- | --- | --- | --- |
| 1 | -3.666 | 4 | -3.768 |
| 2 | -3.437 | 5 | -3.931 |
| 3 | -3.965\* | 6 | -3.934 |

通过建立两变量VAR模型，得出投资增长率*I*t对股票指数增长率*IN*t一个标准差新息的脉冲响应图如图6.4：



图 6.4 股票指数增长率*IN*t一单位冲击对投资增长率*I*t影响

然后，用方差分解方法研究模型的动态特征，分析股票指数变动对投资变动的贡献，结果如表6.10：

表 6.10 投资增长率*I*t的方差分解结果

| 时期 S.E. 股票指数增长率 INt 投资增长率 It |
| --- |
| 1 0.0655 0.795 99.205  2 0.0782 5.467 94.533  3 0.0785 5.504 94.496  4 0.0805 8.252 91.748  5 0.0885 7.454 92.546  6 0.0901 7.771 92.229  7 0.0903 7.934 92.066  8 0.0906 8.002 91.998  9 0.0920 7.881 92.119  10 0.0923 8.086 91.914 |

从图6.4的脉冲响应图中可以看出，股票指数增长率*IN*t一单位正向冲击对投资增长率*I*t的影响在第一、二期为负效应，直到第三期才达到0.002，此后影响效应一直在0上下波动，影响不大。即在1998年1季度到2005年2季度的

非金融脱媒时期，股票价格变动的投资效应很弱。同样表6.10的投资增长率*I*t方差分解结果，也显示出了股票指数增长率*IN*t对投资增长率*I*t的贡献率仅为

8.086%，股票价格变动对投资变动的影响很小。巴曙松（2002）认为由于缺乏健康的评价机制和收购兼并机制，我国资本市场未能有效地提高投资效率。同时，资本市场还未成为企业融资的主渠道，企业从资本市场的融资未充分得到运用，对投资的影响并不大[86]。

2、金融脱媒后：2005年3季度-2014年2季度

##### （1）资产价格的消费效应

同样针对金融脱媒后的股票指数增长率*IN*t和消费增长率*C*t构建向量自回归模型。表6.11中给出了不同滞后期下所对应的AIC值，根据最小AIC值准则，确定VAR模型滞后期p为3。

表 6.11 不同滞后期下所对应的AIC 值

| 滞后阶 | AIC 值 | 滞后阶 | AIC 值 |
| --- | --- | --- | --- |
| 1 | -3.851 | 4 | -5.699 |
| 2 | -5.293 | 5 | -5.679 |
| 3 | -5.739\* | 6 | -5.719 |

金融脱媒后的这个时期，消费增长率*C*t对股票指数增长率*IN*t一个标准差新息的脉冲响应图如图6.5：



图 6.5 股票指数增长率*IN*t一单位冲击对消费增长率*C*t影响

然后，用方差分解方法研究模型的动态特征，分析金融脱媒后这一时期股票指数变动对消费变动的贡献，结果如表6.12：

表 6.12 消费增长率*C*t的方差分解结果

| 时期 S.E. 股票指数增长率 INt 消费增长率Ct |
| --- |
| 1 0.0155 22.030 77.970  2 0.0157 21.984 78.016  3 0.0162 24.159 75.841  4 0.0163 24.318 75.682  5 0.0163 24.291 75.709  6 0.0163 24.261 75.739  7 0.0163 24.281 75.719  8 0.0163 24.279 75.721  9 0.0163 24.282 75.718  10 0.0163 24.283 75.717 |

对比图6.3和图6.5的股票指数增长率*IN*t对消费增长率*C*t一个标准差新息的脉冲响应图，发现2005年3季度至2014年2季度期间，股票指数增长率*IN*t增长对消费增长率*C*t的正向效应在第2期即显现出来，达到0.0011。虽然在之后的几期，股票指数增长率*IN*t一单位正向冲击对消费增长率*C*t的影响仍然很小，但已明显比金融脱媒前显著。同样，对比表6.8和6.12的消费增长率*C*t方差分解结果，金融脱媒时期（2005年3季度—2014年2季度）与非金融脱媒时期（1998年1季度—2005年2季度）相比，股票指数增长率*IN*t变动对消费增长率*C*t变动的贡献率从3%左右大幅增长到24.283%，股票价格对消费的影响大幅的提高。与前文分析的金融脱媒将增强财富效应和流动性效应，从而提高资产价格的消费效应一致。Edison和Slok（2001）的研究发现，与银行主导型金融系统国家相比，在市场主导型金融系统国家，基本因素导致的股票价格的变化会对消费产生较为强烈的影响[87]。这也进一步验证了金融脱媒增强了股票价格的消费效应。

##### （2）资产价格的投资效应

接下来用股票指数增长率*IN*t和投资增长率*I*t构建VAR模型，首先根据AIC信息准则确定滞后阶数p。表6.13中给出了不同滞后期下所对应的AIC值，根据最小AIC值准则，确定VAR模型滞后期p为4。

表 6.13 不同滞后期下所对应的AIC 值

| 滞后阶 | AIC 值 | 滞后阶 | AIC 值 |
| --- | --- | --- | --- |
| 1 | -4.464 | 4 | -5.001\* |
| 2 | -4.366 | 5 | -4.873 |
| 3 | -4.571 | 6 | -4.106 |

通过建立两变量VAR模型，得出投资增长率*I*t对股票指数增长率*IN*t一个标准差新息的脉冲响应图如图6.6：



图 6.6 股票指数增长率*IN*t一单位冲击对投资增长率*I*t影响

然后，用方差分解方法研究模型的动态特征，分析股票指数变动对投资变动的贡献，结果如表6.14：

表 6.14 投资增长率*I*t的方差分解结果

| 时期 S.E. 股票指数增长率 INt 投资增长率 It |
| --- |
| 1 0.0215 9.947 90.053  2 0.0218 12.723 87.277  3 0.0243 27.611 72.389  4 0.0265 39.408 60.592 |

续表6.14投资增长率*I*t的方差分解结果

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 5 | 0.0298 | 36.188 | 63.812 |
| 6 | 0.0300 | 36.409 | 63.591 |
| 7 | 0.0303 | 37.272 | 62.728 |
| 8 | 0.0304 | 37.344 | 62.656 |
| 9 | 0.0311 | 37.277 | 62.723 |
| 10 | 0.0312 | 37.313 | 62.687 |

对比图6.4和图6.6的股票指数增长率*IN*t对投资增长率*I*t一个标准差新息的脉冲响应图，发现2005年3季度至2014年2季度期间，股票指数增长率*IN*t增长对投资增长率*I*t的正向效应在第1期即显现出来，达到0.0068。虽然在第3、

4、6、7期，股票指数增长率*IN*t一单位正向冲击对投资增长率*I*t的影响为负，但股票指数增长率*IN*t增长对投资增长率*I*t的正向效应一直持续到第10期，仍为0.0014，已明显强于金融脱媒前时期。同样，对比表6.10和6.14的投资增长率*I*t方差分解结果，金融脱媒时期（2005年3季度—2014年2季度）与非金融脱媒时期（1998年1季度—2005年2季度）相比，股票指数增长率*IN*t变动对投资增长率*I*t变动的贡献率从8%左右大幅增长到37.313%，股票价格对投资影响大幅地提高。这和前面理论分析的结果相一致，托宾Q值效应和资产负债表效应在金融脱媒的作用下均有所增强，因此资产价格的投资效应在金融脱媒的作用下同样也得到了增强。

## 6.4 小结

从以上的理论和实证分析，可以看出：不管是在货币政策传导到资产价格环节，还是在资产价格传导到实体经济（投资、消费）这一环节，金融脱媒都在其中起了促进作用。金融脱媒不仅增强了货币政策传导到资产价格的资产价格效应，即在金融脱媒环境下，货币政策的变动更能引发资产价格（股票市场价格）的变动。同时由于金融脱媒能够增强资产价格的托宾Q值效应、财富效应、流动性效应、资产负债表效应，导致资产价格（股票市场价格）的变动更加顺畅地传导到消费、投资，进一步影响实体经济。总之，金融脱媒增强了货币政策的资产价格传导效应，使得货币政策通过资产价格传导更加顺畅。

# 第7章 金融脱媒对我国货币政策信贷传导机制影响分析

由于我国资本市场发展起步较晚，长期以来，商业银行都在金融体系中扮演着重要的角色，企业融资主要依靠银行信贷等间接融资，因此在很长一段时间内，货币政策主要依靠信贷传导渠道来发挥作用。近年来，随着证券市场的不断规范和发展，银行贷款是企业主要甚至唯一的外源融资渠道的状况发生了改变，越来越多的企业摆脱了对银行信贷的依赖，从证券市场上直接获得融资。金融脱媒改变了企业融资方式，从而改变不同货币政策传导途径的效果。接下来依然从理论和实证分析上研究金融脱媒对我国货币政策信贷传导机制的影响。

## 7.1 金融脱媒对我国货币政策信贷传导机制影响理论分析

货币政策传导的银行信贷渠道发挥作用必须满足两个前提条件：一是在银行资产负债表的资产方，银行贷款与证券不能完全相互替代；二是在企业资产负债表的负债方，银行贷款与非银行资金来源之间不能完全相互替代。[81]在金融脱媒出现之后，这两个前提条件均难以成立，因此会削弱货币政策银行信贷传导渠道的有效性：

1、受我国特殊信贷利率政策影响，货币政策对银行贷款供给量的传导受金融脱媒影响效应无法确定。在货币政策信贷传导渠道中，中央银行通过实施货币政策来影响银行的可贷资金或者影响企业的财务状况，进而影响其可向商业银行提供抵押的抵押物价值，从而影响银行信贷供给量。但实际上，很多时候银行贷款的周期性变化并不是由货币当局政策意向的自主转变所致，而是由银行贷款供给的意愿和能力、企业贷款需求的意愿和能力、法定风险资本比例以及贷款所带来的利益等因素共同引起。只要有借款需求，对贷款者有利可图，银行又可以通过借入外币、发行债券等方法来满足借款需求，那么银行贷款受货币政策的影响极为有限的。而在金融脱媒、金融自由化、放松管制的情况下，各种来源的资金筹措更为容易。此时，如果货币当局采取紧缩性货币政策，银行不会受制于此而减少自身的贷款，从这个角度来讲，金融脱媒应该会削弱货币政策对信贷供应量的影响。但在我国特殊的信贷政策下，金融脱媒之前，我

国存贷款利率长期受到管制，存贷款利差无法由信贷供需决定，此时货币政策与信贷供应量的联动性也较弱。而金融脱媒后，存贷款利率管制的放开反而促进了商业银行根据自身的利益作出贷款决策。因此，在我国金融脱媒对货币供应量到银行贷款的传导影响还无法确定，需要实证进一步分析。

2、金融脱媒削弱银行信贷对投资的影响。在过去以银行为主导的社会融资结构中，当货币当局实行紧缩性货币政策时，银行信贷量减少，单纯依靠银行信贷的企业很难从其他渠道获得资金，因此减少投资的效果就十分明显了。而在金融脱媒情况下，股票、债券等直接融资方式发展十分迅速，可供企业挑选的融资方式明显增多，融资结构发生巨大变化。在货币当局实行紧缩性货币政策的时候，就算商业银行减少信贷量，企业也能通过其他的融资渠道获得投资资金来进行投资。

## 7.2 金融脱媒对“货币政策传导到信贷环节‖影响实证分析

### 7.2.1 指标选取

以金融脱媒DIF指标突变点（2005年2季度）作为分界点，对1998年1月至2005年6月和2005年7月至2014年6月这两个阶段货币供应量与信贷量建立向量自回归（VAR）模型。采用金融机构人民币贷款余额LOAN作为信贷变量。首先去除价格因素影响，通过CPI指数对金融机构人民币贷款余额LOAN进行价格调整后使用X11方法进行季节调整，为了消除异方差的影响同时获取数据的平稳性，对金融机构人民币贷款余额LOAN的月度数据取对数并进行差分，得到信贷增长率*L*t。货币供应量仍然采用经过数据处理后的货币供给增长率*M* t。数据来源于中经网。

### 7.2.2 实证分析

对信贷增长率*L*t变量进行ADF检验，检验其平稳性，结果如表7.1：

表 7.1 ADF检验结果

| 变量 ADF 统计量 p 值 结果 |
| --- |
| Lt - 2.4971（0,0,2） 0.0125 平稳 |

检验结果显示信贷增长率*L*t是平稳的，可以与平稳的货币供给增长率*M* t构建向量自回归模型。仍然将数据分两个阶段，即金融脱媒前（1998年1月至2005

年6月）和金融脱媒后（2005年7月至2014年6月），分别对货币供给增长率*M* t和信贷增长率*L*t建立两变量VAR模型，并通过脉冲响应函数和方差分解判断货币政策变动对信贷变动的影响。

1、金融脱媒前：1998年1月-2005年6 月

首先根据AIC信息准则确定VAR模型的滞后阶数p。表7.2中给出了不同滞后期下所对应的AIC值，根据最小AIC值准则，确定VAR模型滞后期p为1。

表 7.2 不同滞后期下所对应的AIC 值

| 滞后阶 | AIC 值 | 滞后阶 | AIC 值 |
| --- | --- | --- | --- |
| 1 | -12.956\* | 4 | -12.759 |
| 2 | -12.940 | 5 | -12.672 |
| 3 | -12.871 | 6 | -12.636 |

通过建立两变量VAR模型，得出信贷增长率*L*t对货币供给增长率*M* t一个标准差新息的脉冲响应图如图7.1：



图 7.1 货币供给增长率*M* t一单位冲击对信贷增长率*L*t影响

然后，用方差分解方法研究模型的动态特征，分析货币政策变动对信贷量

变动的贡献，结果如表7.3：

表 7.3 信贷增长率*L*t的方差分解结果

| 时期 S.E. 货币供给增长率M t 信贷增长率 Lt |
| --- |
| 1 0.00770 4.969 95.031  2 0.00846 4.999 95.001  3 0.00853 4.927 95.073  4 0.00855 4.919 95.081  5 0.00855 4.917 95.083  6 0.00855 4.917 95.083  7 0.00855 4.917 95.083  8 0.00855 4.917 95.083  9 0.00855 4.917 95.083  10 0.00855 4.917 95.083 |

从图7.1的脉冲响应图可以看出，在金融脱媒前的这段时期（1998年1月至2005年6月），货币供给增长率*M* t一单位正向冲击对信贷增长率*L*t的影响反应较为迅速，在第1期即达到最大值0.0017。但是随后正向效应转为负向效应，并在0上下波动，货币供应量的上升并不能显著的引起信贷量的上升。表7.3的信贷增长率*L*t方差分解结果显示，货币供给增长率*M* t变动对信贷增长率*L*t变动的贡献率最大值非常小，不到5%，货币供给增长率*M* t变动对信贷增长率*L*t的影响不大。这和我国长期以来的信贷调控政策是有关的。尽管在1998年以后，央行基本上不再直接对商业银行使用信贷限额管理控制这种货币工具，但正如前文分析，在2005年之前我国的存贷款利率均受到了严格的管制，存贷款利差无法由信贷需求决定，这就造成了商业银行无法从自身利益角度出发选择信贷供给，货币政策与信贷供应量的联动性较弱。

2、金融脱媒后：2005年7月-2014年6 月

表7.4中给出了不同滞后期下所对应的AIC值，根据最小AIC值准则，确定VAR模型滞后期p为4。

表 7.4 不同滞后期下所对应的AIC 值

| 滞后阶 | AIC 值 | 滞后阶 | AIC 值 |
| --- | --- | --- | --- |
| 1 | -12.900 | 4 | -13.033\* |
| 2 | -12.897 | 5 | -12.971 |
| 3 | -12.957 | 6 | -12.882 |

金融脱媒后的这个时期，信贷增长率*L*t对货币供给增长率*M* t一个标准差新息的脉冲响应图如图7.2：



图 7.2 货币供给增长率*M* t一单位冲击对信贷增长率*L*t影响

同样，用方差分解方法研究模型的动态特征，分析货币供应量变动对信贷量变动的贡献，结果如表7.5：

表 7.5 信贷增长率*L*t的方差分解结果

| 时期 S.E. 货币供给增长率M t 信贷增长率 Lt |
| --- |
| 1 0.00700 31.489 68.511  2 0.00729 29.374 70.626  3 0.00753 27.684 72.316  4 0.00807 25.056 74.944  5 0.00820 24.461 75.539  6 0.00832 24.151 75.849 |

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 7 | 0.00843 | 23.591 | 76.409 |
| 8 | 0.00847 | 23.395 | 76.605 |
| 9 | 0.00849 | 23.326 | 76.674 |
| 10 | 0.00852 | 23.314 | 76.686 |

对比图7.1和图7.2的信贷增长率*L*t对货币供给增长率*M* t一个标准差新息的脉冲响应图发现2005年7月至2014年6月期间，即金融脱媒后，货币供给增长率*M* t一单位正向冲击对信贷增长率*L*t的影响同样在第一期即达到最大值

0.0039，随后下降，并在0上下波动。虽然从脉冲响应图上看货币供给增长率*M* t对信贷增长率*L*t的影响同样不大，但与金融脱媒前时期（1998年1月-2005年6月）相比，影响程度有所增加。同样，对比表7.3和7.5的信贷增长率*L*t方差分解结果，2005年7月至2014年6月期间，货币供给增长率*M* t变动对信贷增长率*L*t变动的贡献率有所提高，从金融脱媒前不到5%的贡献率提高到25%左右。也就是说金融脱媒后货币供给增长率*M* t变动对信贷增长率*L*t变动的影响与金融脱媒前相比已有所增强。正如7.1节理论分析中提到，金融脱媒虽有利于增强银行资产负债表资产方中银行贷款与其他证券的替代性从而削弱货币供应量对

信贷供应量的影响，但同时存贷款利率的放开、利率弹性的增强又增强了货币供应量对信贷供应量的影响，在我国特殊的信贷政策条件下，实证分析的结果显示，金融脱媒后的这个阶段，货币政策信贷传导的第一个环节（货币政策传导到信贷）有所增强。

## 7.3 金融脱媒对“信贷传导到投资环节”影响实证分析

货币政策信贷传导渠道的第二个环节即信贷量变动引起投资量变动，从而影响实体经济。对于信贷量与投资量的关系，万跃楠（2004）对1991-2003年固定资产投资与贷款、利率的关系进行实证分析，结果表明在我国投资主要受信贷影响，受利率影响较小。而银行的信贷行为决定了货币政策对实体经济的影响[88]。聂学峰和刘传哲（2005）利用相关分析、Granger因果关系分析和自回归分布滞后模型进行实证分析，结论表明货币政策主要通过信贷途径传递到投资上，通过利率途径和股票价格途径传导到投资的机制都还不明显[89]。罗家宏，刘颖（2010）认为我国信贷规模与固定资产投资之间存在长期均衡的协整关系；我国货币政策信贷传导途径对固定资产投资有显著的影响[90]。那么金融脱媒又

会对“信贷传导到投资”这个传导环节产生何种影响？本节接下来仍采用向量自回归（VAR）模型及脉冲响应图、方差分解分析来考察1998年1季度至2005年2季度和2005年3季度至2014年2季度这两个阶段，①即金融脱媒前后，信贷量对投资影响的变化。

### 7.3.1 指标选取

信贷量指标、投资指标仍然采用的是经过数据处理的信贷增长率*L*t和投资增长率*I*t的季度数据。样本范围为1998年1季度至2014年2季度。

### 7.3.2 实证分析

对信贷增长率*L*t变量季度数据进行ADF检验，检验其平稳性，结果如表7.6：

表 7.6 ADF检验结果

| 变量 ADF 统计量 p 值 结果 |
| --- |
| Lt - 2.2793（0,0,0） 0.0229 平稳 |

检验结果显示信贷增长率*L*t季度数据是平稳的。信贷增长率*L*t和投资增长率*I*t都是平稳序列，可以直接用于构建两变量的VAR模型。

1、金融脱媒前：1998年1季度-2005年2季度

首先根据AIC信息准则确定VAR模型的滞后阶数p。表7.7中给出了不同滞后期下所对应的AIC值，根据最小AIC值准则，确定VAR模型滞后期p为6。

表 7.7 不同滞后期下所对应的AIC 值

| 滞后阶 | AIC 值 | 滞后阶 | AIC 值 |
| --- | --- | --- | --- |
| 1 | -7.329 | 4 | -7.603 |
| 2 | -7.079 | 5 | -8.008 |
| 3 | -7.338 | 6 | -8.526\* |

通过建立两变量VAR模型，得出投资增长率*I*t对信贷增长率*L*t一个标准差新息的脉冲响应图如图7.3：

①同上文，由于固定资产投资完成额只能用季度数据。因此这一节分析中所有变量采用1998年1季度至2014

年2季度的季度数据。

88



图 7.3 信贷增长率*L*t一单位冲击对投资增长率*I*t影响

然后，用方差分解方法研究模型的动态特征，分析信贷量变动对投资变动的贡献，结果如表7.8：

表 7.8 投资增长率*I*t的方差分解结果

| 时期 S.E. 信贷增长率 Lt 投资增长率 It |
| --- |
| 1 0.0417 30.962 69.038  2 0.0626 45.847 54.153  3 0.0666 43.875 56.125  4 0.0754 55.787 44.213  5 0.0769 56.324 43.676  6 0.0826 60.730 39.270  7 0.0849 58.869 41.131  8 0.0855 58.028 41.972  9 0.0877 57.108 42.892  10 0.0893 55.775 44.225 |

从图7.3中的脉冲响应图可以看出，在1998年1季度至2005年2季度之间，即金融脱媒前，投资增长率*I*t对信贷增长率*L*t一单位正向冲击的反应迅速，先

是上升，在第1期即达到0.023，虽然此后有所波动，但第4期达到最大值0.035，信贷对投资的影响较明显。表7.8的投资增长率*I*t方差分解表中看出，信贷增长率*L*t变动对投资增长率*I*t变动的贡献率在第6期达到最大值60.73%，并一直维持在50%以上。在非金融脱媒情况下，企业融资主要依靠银行信贷，因此信贷量的变化将直接影响企业融资额，并在很大程度上影响企业的投资。

2、金融脱媒后：2005年3季度-2014年2季度

表7.9中给出了不同滞后期下所对应的AIC值，根据最小AIC值准则，确定VAR模型滞后期p为3。

表 7.9 不同滞后期下所对应的AIC 值

| 滞后阶 | AIC 值 | 滞后阶 | AIC 值 |
| --- | --- | --- | --- |
| 1 | -9.475 | 4 | -9.761 |
| 2 | -9.419 | 5 | -9.522 |
| 3 | -9.898\* | 6 | -9.284 |

金融脱媒后的这个时期，投资增长率*I*t对信贷增长率*L*t一个标准差新息的脉冲响应图如图7.4：



图 7.4 信贷增长率*L*t一单位冲击对投资增长率*I*t影响

同样，用方差分解方法研究模型的动态特征，分析信贷变动对投资变动的贡献，结果如表7.10：

表 7.10 投资增长率*I*t的方差分解结果

| 时期 S.E. 信贷增长率 Lt 投资增长率 It |
| --- |
| 1 0.0200 12.930 87.070  2 0.0269 38.469 61.531  3 0.0272 37.588 62.412  4 0.0273 37.580 62.420  5 0.0281 35.883 64.117  6 0.0283 35.939 64.061  7 0.0285 35.572 64.428  8 0.0286 35.685 64.315  9 0.0287 35.335 64.665  10 0.0287 35.455 64.545 |

对比图7.3和图7.4的信贷增长率*L*t对投资增长率*I*t一个标准差新息的脉冲响应图发现2005年3季度至2014年2季度期间，即金融脱媒后，投资增长率*I*t对信贷增长率*L*t一单位正向冲击的反应也比较快速，在第2期达到最大值0.015，随后迅速下降，并在0上下波动。但和金融脱媒前（1998年1季度-2005年2季度）相比，金融脱媒后投资增长率*I*t对信贷增长率*L*t一单位正向冲击的反应不管是在影响的程度还是持续的时间方面有所减弱，即信贷增长率*L*t对投资增长率*I*t的影响有所下降。同样，对比表7.8和7.10的投资增长率*I*t方差分解结果，

2005年3季度至2014年2季度期间，信贷增长率*L*t变动对投资增长率*I*t变动的贡献率在第2期达到最大值38.469%，此后也一直维持在35%左右，与金融脱媒前相比有所下降。也就是说金融脱媒后信贷增长率*L*t变动对投资增长率*I*t变动的影响与金融脱媒前相比已有所减弱。金融脱媒后，随着股票、债券等资本市场的发展，企业摆脱了高度依赖银行信贷的间接融资模式，而是更多地选择在资本市场上直接融资，在这种情况下，信贷量的变化对融资额的影响会有所减弱，进一步地，对企业投资的影响也就相应地减弱了。从这一节实证分析的结论中可以看出，金融脱媒后货币政策信贷传导的第二个环节（信贷传导到投资）受到了一定的影响，货币政策信贷传导效应被削弱了。

## 7.4 金融脱媒对货币政策信贷传导整体影响实证分析

上两节中，本文以我国的数据实证分析了货币政策信贷传导途径的两个环节（货币政策传导到信贷、信贷传导到投资）受金融脱媒的影响，结果金融脱媒使得货币供应量对信贷量影响加强，即“货币传导到信贷”环节更加顺畅；而金融脱媒使得信贷量对投资量影响减弱，即“信贷传导到投资”环节受到一定阻碍。那么金融脱媒对我国货币政策信贷传导途径的影响到底是增强还是减弱，本节从整体上（货币供应量—信贷量—投资量）对其进行实证分析。

对货币供给增长率*M* t变量季度数据进行ADF检验，检验其平稳性，结果如表7.11：

表 7.11 ADF检验结果

| 变量 ADF 统计量 p 值 结果 |
| --- |
| M t - 5.3015（C,0,0） 0.0000 平稳 |

结果证明货币供给增长率*M* t变量季度数据是平稳的。同样采用的是构建VAR模型，并作脉冲响应图及方差分解分析的方法。由于VAR模型的脉冲响应函数分析结果依赖于各变量进入模型的顺序，根据货币政策信贷传导理论，设置各变量进入三变量VAR模型的顺序为：货币供给增长率*M* t、信贷增长率*L*t、投资增长率*I*t，即向量为V=（*M* t、*L*t、*I*t）。

### 7.4.1 金融脱媒前:1998年1季度-2005年2季度

首先根据AIC信息准则确定VAR模型的滞后阶数p。表7.12中给出了不同滞后期下所对应的AIC值，根据最小AIC值准则，确定VAR模型滞后期p为6。

表 7.12 不同滞后期下所对应的AIC 值

| 滞后阶 | AIC 值 | 滞后阶 | AIC 值 |
| --- | --- | --- | --- |
| 1 | -12.602 | 4 | -13.211 |
| 2 | -12.277 | 5 | -13.891 |
| 3 | -12.443 | 6 | -16.921\* |

通过建立VAR模型，得出投资增长率*I*t对货币供给增长率*M* t一个标准差新息的脉冲响应图如图7.5 以及投资增长率*I*t对信贷增长率*L*t一个标准差新息的

脉冲响应图如图7.6：



图 7.5 货币供给增长率*M* t一单位冲击对投资增长率*I*t影响



图 7.6 信贷增长率*L*t一单位冲击对投资增长率*I*t影响

然后，用方差分解方法研究模型的动态特征，分析投资增长率*I*t变动的影响因素，结果如表7.13：

表 7.13 投资增长率*I*t的方差分解结果

| 时期 S.E. 货币供给增长率M t 信贷增长率 Lt 投资增长率 It |
| --- |
| 1 0.0285 18.926 36.361 44.712  2 0.0484 33.929 45.984 20.087  3 0.0593 55.274 31.276 13.450  4 0.0673 61.209 25.828 12.963  5 0.142 47.615 41.451 10.935  6 0.149 45.544 42.731 11.725  7 0.154 44.319 43.488 12.193  8 0.161 40.438 47.190 12.372  9 0.170 36.807 50.195 12.999  10 0.177 36.525 49.217 14.258 |

从图7.5和图7.6中的脉冲响应图可以看出，在1998年1季度至2005年2季度之间，即金融脱媒前，投资增长率*I*t对货币供给增长率*M* t一单位正向冲击的反应较为迅速，货币供给增长率*M* t带来的正向效应在第一期即呈现出来，并在第3期达到最大值0.034。而信贷增长率*L*t对投资增长率*I*t的影响也较为明显，在第5期达到最大值0.085。从表7.13的投资增长率*I*t的方差分解结果中可以看出，货币供给增长率*M* t和信贷增长率*L*t都对投资增长率*I*t变动有着较大的贡献率。货币供给增长率*M* t的贡献率在第四期最大达到61.209%，虽然此后有下降，对投资增长率*I*t变动贡献率始终保持在35%以上。而信贷增长率*L*t的贡献率最大也达到了50.195%。从脉冲响应图及方差分解分析可以看出，在非金融脱媒时期，货币供给量通过信贷量传导到投资的途径较为顺畅，货币供给量和信贷量对投资的影响较大。

### 7.4.2 金融脱媒后:2005年3季度-2014年2季度

表7.14中给出了不同滞后期下所对应的AIC值，根据最小AIC值准则，确定VAR模型滞后期p为6。

表 7.14 不同滞后期下所对应的AIC 值

| 滞后阶 | AIC 值 | 滞后阶 | AIC 值 |
| --- | --- | --- | --- |
| 1 | -14.938 | 4 | -15.408 |
| 2 | -14.894 | 5 | -15.192 |
| 3 | -15.250 | 6 | -15.812\* |

金融脱媒后的这个时期，投资增长率*I*t对货币供给增长率*M* t一个标准差新息的脉冲响应图如图7.7以及投资增长率*I*t对信贷增长率*L*t一个标准差新息的脉冲响应图如图7.8：



图 7.7 货币供给增长率*M* t一单位冲击对投资增长率*I*t影响



图 7.8 信贷增长率*L*t一单位冲击对投资增长率*I*t影响

同样，用方差分解方法研究模型的动态特征，研究投资增长率*I*t变动的影响因素，结果如表7.15：

表 7.15 投资增长率*I*t的方差分解结果

| 时期 S.E. 货币供给增长率 M t 信贷增长率 Lt 投资增长率 It |
| --- |
| 1 0.0209 8.599 7.117 84.284  2 0.0292 37.061 5.866 57.073  3 0.0299 35.810 8.412 55.777  4 0.0318 34.100 8.471 57.428  5 0.0332 33.060 7.997 58.943  6 0.0347 36.626 8.456 54.918  7 0.0365 34.097 16.303 49.600  8 0.0374 36.216 16.034 47.750  9 0.0377 36.536 16.352 47.112  10 0.0385 38.867 15.827 45.306 |

从图7.7和图7.8的脉冲响应图可以看出，金融脱媒后（2005年3季度至

2014年2季度），投资增长率*I*t对货币供给增长率*M* t 一单位正向冲击的反应仍然较为迅速，在第2期达到最大值0.017，投资增长率*I*t对信贷增长率*L*t一单位正向冲击的反应则在第1期即达到最大值0.0056。但与金融脱媒前（1998年1季度至2005年2季度）相比，货币供给增长率*M* t给投资增长率*I*t带来的正向效应还是明显降低。对比表7.13和表7.15的投资增长率*I*t的方差分解，金融脱媒后（2005年3季度至2014年2季度），货币供给增长率*M* t对投资增长率*I*t变动贡献率一直维持在35%左右，与金融脱媒前（1998年1季度至2005年2季度）相比有所降低。而货币信贷增长率*L*t对投资增长率*I*t变动贡献率则大幅降低，最大值仅为16.352%。可以判断，金融脱媒后，在信贷传导过程中，货币供应量和信贷量对投资的影响下降，即货币政策通过信贷对投资产生影响这一途径变得不如金融脱媒前顺畅。因此得出结论：金融脱媒削弱了货币政策的信贷传导效应。

## 7.5 小结

货币政策信贷传导渠道在我国货币政策传导机制中一直占据着重要的位置，通过理论和实证分析，得出结论：金融脱媒削弱了货币政策信贷传导机制效应。虽然金融脱媒拓宽了银行资金来源，但我国特殊的信贷政策及未完全市场化的存贷款利率使得金融脱媒反而促进了货币政策信贷传导渠道的第一环节

（货币政策传导到信贷）的传导；金融脱媒拓宽了企业融资渠道，因此削弱了信贷量与企业投资之间的联动性，货币政策信贷传导渠道的第二环节（信贷传导到投资）在金融脱媒的影响下受到一定的阻碍；但是从整体实证分析而言，我国货币政策信贷传导渠道在金融脱媒经济形势下还是弱化了。

# 第8章 金融脱媒对我国货币政策传导机制影响分析

—基于STVAR模型的非线性分析

在前面几个章节中，我们以货币政策传导理论为基础，分别从货币政策利率传导、资产价格传导、信贷传导三大机制的主要传导环节入手，以定性分析与定量分析相结合的方法，详细分析了金融脱媒前后货币政策传导效果的不同，以此得出金融脱媒对三大货币政策传导机制影响结论：金融脱媒加强了货币政策利率传导渠道和资产价格传导渠道效应，削弱了货币政策信贷传导渠道效应。

时间序列分析作为计量经济学一个重要分支，从其起源至20世纪70年代

末，一直都是以线性假设为主导。但是到了70年代后期，随着理论研究的深入，线性假设存在的诸多局限性开始显现，此时学者们开始关注非线性时间序列分析。特别是Hamilton（1989）把非线性时间序列模型—马尔可夫转换模型(Markov Switching Model)运用在分析美国国内生产总值增长率变化之后，非线性时间序列模型越来越受到广大学者的追捧，开始广泛地应用于经济计量、风险分析等诸多经济学领域[91]。20世纪90年代以来，非线性时间序列模型领域的主要研究方向：一个是混沌模型(chaos model)，另一个则是目前广泛运用的机制转换模型(switching regime models)。而目前，机制转换模型(switching regime models)根据不同形式的机制转换行为，即对机制转换结构中信息的处理的不同，又可以划分为：门限回归模型(Threshold model, TR)，其机制转换是内生的、可观测的、离散的，但引起机制转换的门限是不可直接观测的；马尔可夫机制转换模型(Markov Switching Regime model, MSR)，其机制转换由外生的、不可观测的马尔可夫链决定，并没有对机制变化的原因及时点做出解释；平滑转换回归模型(Smooth Transition model, STR)，该模型可以使两个极端机制之间的变化是平滑或逐渐过渡[92]。因此, STR模型与经济运行及突发性经济政策的现实最为贴近，容易用来模拟变化的过程，因此成为2000年以来计量经济学前沿领域追踪的热点。

研究金融脱媒对我国货币政策传导机制影响从根本上说是研究不同的金融脱媒状态下货币政策传导效应的非对称性，因此可引入非线性时间序列模型。宋旺，钟正生（2010）采用向量马尔科夫机制转换向量自回归（MS-VAR）模型

对金融脱媒对货币政策传导信贷渠道和资产负债表渠道的影响分别进行实证分析，得出结论：金融脱媒弱化了银行信贷渠道效应，但却拓展了资产负债表渠道[5]。向量马尔科夫机制转换（MS-VAR）模型虽然有利于解决非对称问题，但该模型需要事先对模型中变量所处的状态进行设定，这些设定一旦失真可能影响到结论的精确性，进一步，该模型只能推断不同机制转换的概论，不能给出机制转换的确切形式，这些特征都使向量马尔科夫机制转换（MS-VAR）模型在应用上受到局限。而Weise提出的平滑转换回归模型(STR)拓展模型——平滑转换向量自回归模型（Smooth Transition Vector Autoregression, STVAR），该模型的最重要的特征在于不同机制间是平滑的、连续的转移，而不是从一个机制到另一机制的瞬间跳跃，克服了向量马尔科夫机制转换（MS-VAR）模型的缺陷。它不仅刻画了不同状态下的效应特征，而且可以刻画不同状态间的转化过程，成为近年研究货币传导非对称性较佳模型[93]。接下来，本文将采用STVAR模型研究在不同金融脱媒形势下货币政策传导效应的非对称性，从而得出金融脱媒对货币政策传导影响的结论。

## 8.1 平滑转换向量自回归（STVAR）模型介绍

### 8.1.1 STR模型及STVAR模型一般特征

1、STR模型介绍

Chan和Tong（1986）最早提出了单方程平滑转换回归(smooth transition regression, STR)模型[94]，其形式为：

*Y**X* '*X* '*G*(, c, s

) **

式(8.1)

*t* t t t*d* t

其中，**和**为参数向量，*Y*为被解释变量，*X* '为解释变量构成的向量。

*t* *t*

*G*(, *c*, *st**d*)为转化函数，正是其导致了模型的非线性，反映了机制转换的过程。

*st**d*即为转换变量，它可以是内生变量、外生变量，甚至一个线性时间趋势。*G*(, *c*, *st**d*)是*st* -d的连续函数，随着*st* -d的变化，*G*(, *c*, *st**d*)在0与1间平滑转化，参数**决定了转化的速度，c为门限值，即转换发生的位置参数。

常用的*G*(, *c*, *st**d*)形式有指数函数型和逻辑函数型，对应的模型即为指数平滑回归（ESTR）模型和逻辑平滑回归（LSTR）模型。

*G*(, *c*, *s*

)1exp(**(*s*

*C*) 2 /) **

指数函数形式如下：

*T**d* t*d* t*d* ,

>0. 式(8.2)

*G*(, *c*, *s*

)[1exp(**(*s*

*C*) / **

)]1 **

逻辑函数形式如下：

*t**d* t*d* *t**d*

，> 0. 式(8.3)

其中*t**d*为转换变量*st**d*的标准差。

2、STVAR模型介绍

Weise(1999)将单方程的非线性STR模型扩展到多方程的平滑转换向量自回归模型（Smooth Transition Vector Autoregression, STVAR）[95]，其形式如下:

*Xt***0**1 *Xt*1... *p Xt**p*(**0**1 *Xt*1... *p Xt**p*) *G*(, *c*, *st**d*)*t*

式(8.4)

其中，

*Xt* (*X*1*t*,..., *Xkt*)为*k*1维向量时间序列；** (**,...,**)是k维白噪声

' '

过程。*G*(, *c*, *st**d*) =(*G*(**1, *c*1, *s*1, *t**d*)，…，*G* (*k*, *ck*, *s*k, *t**d* ))，表示每一个方程所对应的状态转移函数。为了处理方便，在实证研究过程中一般假设模型中所有方程采用同一个转换变量*G*(, *c*, *st**d* )，但其中s*t**d*可以采用不同的滞后阶数d。

*t* 1*t kt*

同样，当*G*(, *c*, *st**d*)形式为指数函数型时，STVAR模型为指数平滑转换向量自回归（ESTVAR）模型；当*G*(, *c*, *st**d*)形式为逻辑函数型时，STVAR模型为逻辑平滑转换向量自回归（LSTVAR）模型。

##### （1）ESTVAR模型

在ESTVAR模型中，转换函数*G*(, *c*, *st**d*)采用的是指数函数形式：

*G*(**, *c*, *s* ) 1 exp(** (*s*  *c*) 2 / ** ), ** >0。 (8.5)

*t**d* t*d* t*d*

模型在*st**d**c*周围是对称的。随着s*t**d*向门限值c靠近，*G*(, *c*, *st**d*)向0趋近；当s*t**d*远离c时，*G*(, *c*, *st**d*)向1趋近。不论是**0还是**，函数*G*(, *c*, *st**d*)都会退化为恒定值（0或1），此时ESTVAR也就退化为线性模型。

ESTVAR模型的特点是当s*t**d*取极值时，*G*(, *c*, *st**d*)等于1，称之为外机制(Outer

regime)；而当s*t**d*取中间的某个值c时，*G*(, *c*, *st**d*)等于0，属于另外一机制，称之为中间机制(middle regime) [89]. 指数函数形式的*G*(, *c*, *st**d*)所呈现样式如图

8.1所示：



图 8.1 指数函数形式的*G*(, *c*, *st**d* )

##### （2）LSTVAR模型

在LSTVAR模型中，转换函数*G*(, *c*, *st**d*)采用的是逻辑函数形式：

*G*(**, *c*, *s* )  [1 exp(** (*s*  *c*) / ** )]1, **> 0。 (8.6)

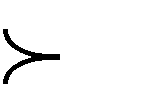
*t**d* t*d* *t**d*

在这种形式下，随着s*t**d*的增加，函数*G*(, *c*, *st**d*)从0到1单调递增。其中，参数c为两个机制之间的门限值，参数**决定了从一个机制到另一个机制的转换速度即逻辑函数*G*(, *c*, *st**d*)的平滑性。当**比较大时，那么s*t**d*相对于c很小的变化都会导致机制转换的剧烈变化，假设极端情况下，当**趋近于无穷大时，

*G*(**, *c*, *st* *d* ) 在 *st* *d*  *c* 这个点上瞬时从 0 变化到 1。LSTVAR 模型的特点是当



*c*



*c*

*st**d*

时，*G*(, *c*, *st**d*)等于0，称之为低机制(low regime)；当*st**d*时，

*G*(, *c*, *st**d*)等于1，称之为高机制(low regime)，在这两个不同机制间存在非线性转换。逻辑函数形式的*G*(, *c*, *st**d*)所呈现样式如图8.2所示：



图 8.2 逻辑函数形式的*G*(, *c*, *st**d* )

101

### 8.1.2 STVAR模型估计步骤

根据Van Dijk, Teräsvirta和Franses(2002), STVAR模型的设定和估计一般有以下几个步骤[96]：

1、根据研究主题，建立一个恰当的线性VAR（p）模型；

2、以线性VAR（p）模型为基础，进行线性对非线性检验。如果拒绝了线性过程的零假设，接受非线性的备择假设，则选取合适的转换变量s*t**d*和转换函数*G*(, *c*, *st**d*) 。

3、根据所选择的转换函数*G*(, *c*, *st**d*)，估计STVAR（p）模型中的参数；

4、通过广义脉冲响应函数，分析模型中一个变量冲击对其他变量的影响。

### 8.1.3 模型非线性的检验

为实现线性对非线性的检验，Luukkoneon、Saikkonen、Teräsvirta（1988）对式（8.4）在**0进行一阶泰勒展开[97]：

*Y**X* ' *X* 's

*X* 's2

*X* 's3  **

式(8.7)

*T* 0 *t*

*1 T t* *d*

*2 T t**d*

*3 T t**d* *t*

分别做序贯检验 ：

*H*01: **1 **2 **30 ;

*H*02: **30；

*H*03: **20 /**30；*H*04: **10 /**2**30。把s*t**d*不同的滞后阶d带入式（8.7）式，若检验结果为拒绝*H*01，则断定该模型是非线性的，若有存在多个滞后阶拒

绝*H*01，则选取拒绝*H*01 p值最小的那个滞后阶。在拒绝*H*01的条件下，可以进

一步判断转换函数的形式：若拒绝*H*03的p值最小，则选取转换函数为指数函数，对应的模型为ESTVAR；否则若拒绝*H*02或*H*04的p值最小转换函数则为逻辑函数，对应的模型为LSTVAR。

为实现上述检验，Luukkonen他们在**=0附近用一阶泰勒近似展开式来替

代转换函数*G*(, *c*, *st**d*)，由此构造两个单回归方程：

*p* ^

*Yit* *i* 0 *ij Xt**j* *it*, 另*SSR*0 ** 2

式(8.8)

*j*1 *it*

*p* ^

*Yit* *i*0*ij* (*ij Xt**j* *ij Xt**j*s*t**d*)*it*, 另*SSR*1 ** 2

式(8.9)

*j*1 *it*

式（8.8）、式（8.9）分别是线性VAR模型和STVAR模型的第i个方程。计算拉

格朗日乘数（LM）检验统计量，LM= *T* (*SSR*0 *SSR*1) / *SSR*0，其中T 为样本观

测值个数，在线性原假设成立的条件下LM统计量渐进服从**2 ( *pk*

），k为变量

个数，p为多项式的滞后阶。然而，当样本量较少的时候，LM统计量检验的检验势较低，因此Teräsvirta（1994）构造了另一个LM检验统计量，该统计量渐进服从F分布[98]：

LM=

(*SSR*0 *SSR*1) / 3(p1)

*SSR*1 / (*T*4(p1))

LM是对单方程的非线性检验，而运用似然比检验方法可以检验整体系统的

^ ^ ^ ^

线性特征，在此令**'/ *T*，，/ *T*，表示残差的方差协方

0 *it* it 1*itit*

差矩阵，似然比值LR=

*T*log0

log1 ，该统计量渐进服从**2 ( *pk* 2). 若该

统计量不显著，则拒绝线性原假设，认为VAR模型系统具有非对称性。如果存在多个转换变量拒绝线性原假设，则以LR检验时P值最小的那个为最适合的转换变量。

确定了模型存在非对称成分之后，还要决定是选择LSTVAR 模型还是

ESTVAR模型。Granger和Teräsvirta (1993)建议用F检验来对*H*02、*H*03、*H*04进行检验，若拒绝*H*02: **30，则选择LSTVAR模型；若不拒绝*H*02: **30，而拒绝*H*0 3: **20 /**30，则选择ESTVAR模型；若没有拒绝*H*02: **30和*H*03: **20 /**30，而拒绝*H*04: **10 /**2**3 0，则选择LSTVAR模型。所有三个检验同时被拒绝，则以拒绝程度最大者（F统计量对应的P值最小）来确

定STVAR模型的种类[99]。

一般情况下，还可以根据经济理论来选择模型形式。LSTVAR模型是在门限两侧具有非对称性，如果我们研究的经济序列在不同的经济状态下存在非对称的调整机制，那么我们就可以选择LSTVAR模型，否则我们就选择ESTVAR模型[100]。

### 8.1.4 STVAR模型估计

非线性模型估计与一般线性模型估计不同之处在于非线性模型中含有未识别参数。一旦可以事先确定未识别参数，则非线性模型就可以转化成线性模型，该类模型我们称之为条件线性参数模型。网格搜索算法是条件线性参数模型估

计时最常用的方法之一，其核心思想是：首先确定条件线性参数的可能区间、适当的步长，将所有可能的取值形成组合后代入目标函数，然后依据特定的准则，筛选出最合适的组合作为参数估计的最终结果。Hansen（1999）以目标函数估计的残差平方和最小为准则构造条件参数估计值的置信区间，设**ˆ为最佳参数估计值，*S*(**)为其残差平方和，**为条件线性参数在取值范围内的不同取值，*S*()为其对应的残差平方和，计算似然比：

*LR*()(*S*()*S*(**ˆ)) /**ˆ2

式(8.10)

其中**ˆ2为**ˆ的残差方差。通过bootstrap计算出上述似然比在10%、5%、1%显著性水平下的临界值分别为6.53、7.35、10.59，根据这些临界值即可构造**ˆ的置信区间[100]。

在STVAR模型中，确定了转换变量以及转换函数的形式后，可以采用优化的方法对转换函数中的速度参数**和位置参数c进行估计，优化的目标是：在一定范围内，选取不同的值使模型残差具有最小的方差—协方差矩阵。一旦转换变量和转换函数确定，STVAR模型就可转换为线性VAR模型[86]。

### 8.1.5 广义脉冲响应函数分析

非线性模型脉冲响应函数不同于线性模型的脉冲响应函数（Weise, 1999），主要体现在以下几点[95]：

（1）线性情况下，脉冲响应函数和变量的出发点及历史取值无关；而非线性的情况下，脉冲响应函数的值必须考虑出发点和变量的历史取值；

（2）线性情况下，未来冲击对研究变量的影响可以不考虑，即假设从第2期开始以后的冲击都为0；而非线性情况下，脉冲响应函数必须考虑研究变量受到的来自未来的连续冲击，并对这些冲击的影响进行平均化处理。

（3）线性情况下，冲击的大小与脉冲响应函数无关；而非线性情况下，不同大小的冲击将产生不同的反应。

基于此，Koop、Pesaran and Potter(1996)提出了广义脉冲响应函 数

（Generalized Impulse Response Function, GIRF），他们利用历史随机冲击和特殊冲击之间的差异来刻画非线性模型中的冲击反应过程[101]。在模型中，对任意冲击*t* **的广义脉冲响应函数定义为：

*GIRFX* (*h*,,*t*1)*E**Xt**ht*,*t*1*E**Xt**ht*1

式(8.11)

其中h为预测水平，h=1,2,…，n. *E*.为数学期望算子。*t*1包括变量的历史或初始值。由于GIRF方法的分析结果不会受VAR系统内生变量排序的影响，因此估计结果的稳定性和可靠性大大提高。

## 8.2 金融脱媒对货币政策传导渠道影响实证分析

### 8.2.1 指标选取

货币政策传导是中央银行操作货币政策工具，通过各种中介目标最终实现货币政策目标的过程。本文以国内生产总值（GDP）作为货币政策目标变量，以货币供应量作为货币政策工具变量以表达货币政策意图，以利率、股票价格、信贷量作为货币政策中介目标分别研究货币政策传导的利率渠道、资产价格渠道、信贷渠道。

由于我国只公布国内生产总值GDP的季度数据，鉴于数据的可得性，本文采用的数据为1998年1季度至2014年2季度的季度数据。与第五、六、七章中实证分析采用的指标一致，同样以狭义货币供给量M1作为货币供应量变量、以银行间七天同业拆借利率r作为利率变量，以上证综合指数INDEX作为资产价格变量，以金融机构贷款余额LOAN作为信贷变量。样本区间同样为1998年1季度至2014年2季度的季度数据，数据来源于中经网。

为了去除价格因素的影响，本文通过消费者价格指数CPI（以1998年1月为100）进行调整对GDP、M1、LOAN、INDEX进行价格调整，从而获得实际

GDP、实际M1、实际INDEX、实际LOAN。将名义利率r减去通货膨胀率**（t

CPI

增长率）得出实际利率*r*t。考虑到季节性因素可能带来的干扰，对所有变量使用X11方法进行季节调整。同时为避免短期波动的影响和获取数据的平稳性，对上述变量的季度数据取对数并进行差分，从而得到产出增长率*Y*t、货币供应量增长率*M* t、股票指数增长率*IN*t、信贷增长率*L*t。而为了减少异方差，同样对季节调整后的金融脱媒指标DIF取对数，定义为*DIF*t 。

STVAR模型实证分析的第一步即为基础线性VAR模型的设定，设定过程依赖于变量的平稳性，因此在实证分析之前首先对*Y*t、*M* t、*r*t、*IN*t、*L*t、*DIF*t这些变量进行ADF单位根检验。检验结果如表8.1：

表 8.1 ADF检验结果

| 变量 ADF 统计量 p 值 结果 |
| --- |
| Yt - 9.012(C,0,0) 0.0000 平稳  M t - 5.302(C,0,0) 0.0000 平稳  rt - 3.637(C,T,0) 0.0343 平稳  INt - 6.599(0,0,0) 0.0000 平稳  Lt - 2.279(0,0,0) 0.0229 平稳  DIFt - 4.467(C,0,0) 0.0006 平稳 |

检验结果证明*Y*t、*M* t、*r*t、*L*t、*IN*t、*DIF*t这些变量均为平稳变量，可以用于基础线性VAR模型设立中。

### 8.2.2 基于STVAR模型的实证分析

1、基础线性模型设定

由于VAR模型的脉冲响应函数分析结果依赖于各变量进入模型的顺序，根据货币政策传导理论，设置各变量进入VAR模型的顺序为：*M* t、*r*t、*L*t、*IN*t 、

*Y*t、*DIF*t，即向量为V=（*M* t、*r*t、*L*t、*IN*t、*Y*t、*DIF*t）。根据AIC信息准则

确定VAR系统的滞后阶数p。表8.2中给出了不同滞后期下所对应的AIC值，根据最小AIC值准则，确定滞后期p为1。

表 8.2 不同滞后期下所对应的AIC 值

| 滞后阶 | AIC 值 | 滞后阶 | AIC 值 |
| --- | --- | --- | --- |
| 1 | -17.015\* | 4 | -13.944 |
| 2 | -15.965 | 5 | -12.931 |
| 3 | -14.890 | 6 | -12.420 |

2．非线性检验

本文的研究目的是要确定金融脱媒前后货币政策传导效应是否存在非对称

性，因此选取金融脱媒指标*DIF*t作为转换变量。选取转换变量的最大滞后期为6，对模型整体的非线性状况进行LR 检验，本文中STVAR 模型分析结果全部由

Matlab编程来完成。结果如表8.3所示：

表 8.3 非线性检验结果

| 过渡变量 LR 检验 p 值 过渡变量 LR 检验 p 值 |
| --- |
| DIFt1 2.8873e-04\*\*\* DIFt4 2.1046e-06\*\*\*  DIFt2 4.1085e-04\*\* DIFt5 4.4772e-05\*\*\*  DIFt3 2.4983e-04\*\*\* DIFt6 0.0417\*\* |

备注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的显著性的水平下拒绝原假设

从检验的结果看，当滞后期为1、2、3、4、5、6时，LR检验都明显拒绝线性假设，因此当以*DIF*t指标作为过渡变量时，模型是非线性的。且当滞后期为4时LR检验的p值最小。因此本文选择*DIF*t4作为过渡变量。在确定了模型的非线性之后，表8.4的模型选择结果表明，相比较而言，拒绝*H*04的F统计量对应的p值最小，因此选择LSTVAR模型是合理的。

表 8.4 STVAR模型选择检验结果

| 变量 H02 : F 统计量 p 值 H03 : F 统计量 p 值 H04 : F 统计量 p 值 |
| --- |
| M t 0.0723\* 0.7617 4.0604e-06\*\*\*  rt 0.9991 0.1603 0.0034\*\*\*  Lt 0.3359 2.2213e-08\*\*\* 8.0937e-08\*\*\*  INt 0.1057 9.9598e-05\*\*\* 1.6108e-04\*\*\*  Yt 0.0022\*\*\* 5.8154e-05\*\*\* 0.0591\*  DIFt 0.1834 0.0037\*\*\* 0.8623 |

备注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的显著性的水平下拒绝原假设

107

3．模型估计

确定了转换变量以及转换函数的形式后，用优化的方法对转换函数中的速度参数**和位置参数c进行估计，优化的目标是：在一定范围内，选取不同的值使模型残差具有最小的方差—协方差矩阵。本文采用的是二维网格搜索法。c的取值范围为[3.7560, 4.6638]①，**的取值范围为[0, 25]，分别从最小值到最大值等距取50个值，构建2500个组合，将每个组合带入模型中进行回归估计得到参数，计算出残差平方和，取残差平方和最小的一组作为模型参数的初始值。然后根据这些参数的初始值作为非线性OLS的迭代初始值，回归得到最优的速度参数**和位置参数c。

图8.1 为二维网格搜索结果图。通过二维网格搜索法，得出结果**为21，c

为4.4058，最优位置参数c将过渡变量DIF划分为两个区间：金融脱媒及非金融脱媒。即当*DIF*t大于4.4058时，即DIF指标大于81.92%时，我国经济处于非金融脱媒状态，为机制1；而当*DIF*t小于4.4058时，即DIF指标小于81.92%时，我国经济处于金融脱媒状态，为机制2。与图3.4中我国1998年1季度-2014年2季度的DIF指标相对照，我们可以发现：在2005年之前的大部分时期DIF指标都大于81.92%，处于非金融脱媒状态，而2005年之后DIF指标进入下降通道，多数时期DIF指标小于81.92%，即2005年之后中国经济金融脱媒开始显现。宋旺（2010）通过MS-AR模型对1979-2007年期间的金融脱媒趋势进行分析后，认为1979-2005年间我国为缓慢脱媒状态，2006-2007年间为高速脱媒状态[48]。这与本文的结论是一致的。



图 8.1 网格搜索结果图

①为了避免极端值的影响，按最小值到最大值排列，剔除首尾5%的数据。

108

图8.2 为最优位置参数c和最优的速度参数**条件下的转换函数*G*(, *c*, *st**d* )

图:



图8.2 转换函数*G*(, *c*, *st**d* )

4．广义脉冲响应函数分析

根据前文分析，非线性广义脉冲响应函数与起点值和历史取值密切相关，根据Weise（1999）的做法，分别以经济处于非金融脱媒状态（机制1，*DIF*t指标大于门限值）和金融脱媒状态（机制2，*DIF*t 指标小于门限值）为起点，通过

Metlab软件编程，对广义脉冲响应函数程序进行100次重复试验，然后对结果

进行平均化处理，所得结果即是我们所需要的脉冲响应函数，以此分析不同机制下（金融脱媒和非金融脱媒）利率、资产价格、信贷对产出的影响是否存在非对称性。

（1）不同机制下利率水平对产出影响

以非金融脱媒状态（机制1）和金融脱媒状态（机制2）为起点，两种不同状态下利率一单位的正向冲击对产出的影响，广义脉冲响应结果如下：



图 8.3 不同机制下产出水平对利率冲击的响应

通过图8.3的脉冲响应分析，可以得出结论：在非金融脱媒状态下（机制1），利率一单位正向冲击的负效应在第3期才显现出来，并达到最大值-0.0033，此后利率上升对产出的影响在0上下波动，最终趋于0，利率上升对产出的负效应并不明显。而在金融脱媒状态下（机制2），利率上升立即引起了产出的下降，同样在第3期达到最大值-0.0045，此后负效应开始收敛，到第11期时即趋向于0。从两者对比，利率的正向冲击对产出水平的影响具有非对称性，金融脱媒状态下（机制2）利率对产出的影响明显大于非金融脱媒状态下（机制1）利率对产出的影响。该结论说明了金融脱媒强化了货币政策利率传导途径的效果，这也验证了第5章中的理论分析和实证检验。

2）不同机制下资产价格水平对产出影响

接下来，以非金融脱媒状态（机制1）和金融脱媒状态（机制2）为起点，研究在两种不同状态下，资产价格（股票指数）的一个单位的正向冲击对产出的影响，脉冲响应结果如图8.4：



图 8.4 不同机制下资产价格水平对信贷冲击的响应

从图8.4 的脉冲响应分析中得出结论：在非金融脱媒状态下（机制1），资产价格一单位正向冲击下，产出反而下降了，在第1期达到最大值-0.0068，此

后资产价格上升给产出带来的一直都是负效应。正如第6章的分析，在非金融脱媒情况下，股票价格对消费的影响存在财富负效应，股票市场价格上涨时，更多地资金进入股市反而减少实体经济中的消费量，造成对消费需求的抑制。另外，股票市场筹资仍未成为我国投资的主渠道，企业从股票市场筹集的资金也没有得到充分有效的运用，股票市场筹资功能对于投资的贡献并不充分。而在金融脱媒状态下（机制2），资产价格的上涨带来产出的上涨，反应在第1期达到最高水平0.0027，此后收敛接近于0，但资产价格对产出水平产生的正效应一直存在。因此，从两者对比可以看出，金融脱媒状态下（机制2）资产价格对产出的影响明显大于非金融脱媒状态下（机制1）资产价格对产出的影响，呈现出非对称性，即金融脱媒增强了货币政策资产价格传导效应。

3）不同机制下信贷水平对产出影响

以金融脱媒状态（机制1）和非金融脱媒状态（机制2）为起点，研究在两种不同状态下，信贷的一个单位的正向冲击对产出的影响，脉冲响应结果如下：



图 8.5 不同机制下信贷水平对资产价格冲击的响应

图8.5 中的脉冲响应显示：在非金融脱媒状态下（机制1），在信贷一单位正向冲击下，产出迅速地大幅度上涨，在第1期即达到最高值0.077，其后信贷水平对产出的影响缓慢收敛至接近于0。而在金融脱媒状态下（机制2），产出对信贷的响应趋势基本与非金融脱媒状态下（机制1）相一致，但在第1期达到了最高值仅为0.054，其后的影响水平明显也低于非金融脱媒状态下（机制1）。因此可得出两状态下非对称的结论，与非金融脱媒状态下（机制1）相比，在金融脱媒状态下（机制2）信贷对产出的影响要小，即金融脱媒削弱了货币政策的信贷传导途径效应。

## 8.3 小结

通过构建非线性平滑转换向量自回归（STVAR）模型，以金融脱媒指标*DIF*t作为转换变量对货币政策传导进行非线性检验，发现在非金融脱媒及金融脱媒两种不同经济状态下，货币政策传导机制存在着非对称性。通过二维网格搜索法得到的转换变量金融脱媒指标*DIF*t的最优位置再次验证了2005年之前我国处于非金融脱媒状态，而2005年之后我国金融脱媒现象开始显现。广义脉冲响应函数分析结果也验证了金融脱媒对三大货币政策传导机制的影响，即金融脱媒强化了货币政策利率传导及资产价格传导机制，同时削弱了货币政策的信贷传导机制。

# 第9章 结论及政策建议

## 9.1 研究结论

1、金融脱媒是我国资本市场发展、金融产品创新的必然趋势。在股票、债券等资本市场快速发展、金融产品推陈出新、政府政策有力推动的大背景下，无论是资金的供给方（银行存款）还是资金的需求方（企业融资）方面，我国都出现了金融脱媒现象。近年来，在我国出现了“影子银行”、“互联网金融”等金融脱媒的新形势，更是进一步推动了我国金融脱媒的发展。由于我国金融脱媒存在着资金需求脱媒强于资金供给脱媒、企业脱媒强于居民脱媒、狭义脱媒强于广义脱媒的特征，本文将度量金融脱媒的指标（DIF）定义为人民币贷款增量与股票市场筹资额、企业债券发行量、人民币贷款增量总和之比，即间接融资占融资总量的比重。无论是DIF指标趋势还是邹突变点检验结果均显示：

1998年1季度-2005年2季度期间，我国处于非金融脱媒时期；而2005年3季度-2014年2季度期间，我国处于金融脱媒时期。

2、金融脱媒对货币政策利率传导机制的影响主要体现在金融脱媒对“货币政策传导到利率”以及“利率传导到投资”这两个传导环节的影响。金融脱媒推动了利率市场化进程增强了货币需求的利率弹性、改变了企业单纯依靠银行贷款的融资方式增强了投资支出的利率弹性，即这两个环节在金融脱媒的影响下都变得更顺畅。通过建立VAR模型，分别对非金融脱媒时期及金融脱媒时期，货币政策利率传导渠道的两个环节进行实证分析，同样得出结论：金融脱媒时期，货币政策利率传导渠道的两个环节的传导更加顺畅，即金融脱媒加强了货币政策利率传导效应。

3、金融脱媒对货币政策资产价格传导机制的影响主要体现在金融脱媒对“货币政策传导到资产价格”以及“资产价格传导到实体经济（投资、消费）”这两个传导环节的影响。金融脱媒增强了托宾Q值效应、财富效应、流动性效应、资产负债表效应，有利于货币政策通过资产价格（股票价格）进行传导。VAR模型实证分析结果也验证了：金融脱媒时期，货币政策资产价格传导渠道的两个环节的传导都更加顺畅，金融脱媒增强了货币政策资产价格传导效应。

4、金融脱媒对货币政策信贷传导机制的影响主要体现在金融脱媒对“货币

113

政策传导到信贷供给“以及”信贷供给传导到投资“这两个传导环节的影响。根据货币政策信贷传导机制理论，金融脱媒情况下，银行资金筹措途径有所扩宽，信贷资金受货币政策的影响较小。但通过VAR模型实证分析的结果却是：在金融脱媒时期，货币供应量对贷款供给量的影响不仅未减弱，反而加强了。这是由于金融脱媒之前，我国存贷款利率未市场化导致的。而金融脱媒后，存贷款利率管制的放开反而促进了货币政策对信贷的影响。在”信贷供给传导到投资“这个传导环节，金融脱媒削弱了银行贷款对投资的影响，VAR模型实证分析也验证了这点。而从整体上（货币供应量—信贷量—投资量）进行实证分析，脉冲响应函数和方差分解分析结果显示：金融脱媒削弱了货币政策信贷传导效应。

5、本文通过STVAR模型进一步验证了我国在2005年之后出现了金融脱媒现象，同时非线性实证分析也确定了在非金融脱媒及金融脱媒这两个不同的机制下货币政策利率传导、资产价格传导、信贷传导均存在着非对称性，通过广义脉冲响应函数（GRIF）更是得出结论：金融脱媒强化了货币政策利率传导与资产价格传导机制，同时削弱了货币政策的信贷传导机制。

## 9.2 政策建议

从上文的理论分析和实证检验看出，金融脱媒对货币政策利率、资产价格、信贷三大传导机制产生不同的影响，有增强也有削弱。因此随着金融脱媒的进一步深化，为了更好地发挥货币政策在调控实体经济方面的作用，我国政府应充分考虑金融脱媒对货币政策传导机制产生的影响，适时地做出相应调整。

##### （1）选择更为有效的货币政策中介目标及货币政策调控工具

选择合适的货币政策中介目标通常公认的三个准则：可测性、可控性、相关性，即货币政策中介目标的数据应该能够准确地被获取并进行预测，按政策设定的方向和力度变化，同货币政策的最终目标有着比较密切的关系。我国目前的货币政策中介指标主要有货币供应量、信贷量、利率等。随着金融脱媒的深化、各种金融产品和工具的不断创新，M0、M1、M2等不同层次货币供应量之间的界限越来越模糊，切换和规模变动也越来越频繁，货币不同层次的划分变得日益复杂。金融脱媒的出现使得大量资金进入非银行金融机构或者资本市场，更有甚者，如民间金融等资金完全脱离了政府监管，这些资金无法被及时、

114

准确地跟踪统计和预测。这些因素都导致了货币供应量作为货币政策的中介目标的可测性、可控性、相关性在不同程度上受到影响。因此，随着金融脱媒的继续深化，我国原有的以货币供应量为中介目标的货币政策出现了一定的弊端，我国应考虑对货币政策中介目标进行适当调整。早在2005年，中国人民银行行长周小川就指出在经济转轨阶段，政策制定者往往偏向于使用数量型调控工具而对价格类调控工具的使用还有所欠缺。其实，历史经验表明，价格类调控工作的作用往往比想象的要好很多(周小川,2005) [102]。前文的分析也指出，金融脱媒的出现促使利率和资产价格渠道对实体经济开始发挥更大的作用，而削弱了信贷渠道对实体经济的作用。因此在金融改革的进程中，要逐步加大价格型货币政策工具的运用力度，更多的以利率、资产价格等作为中介目标，而减少对数量型货币政策工具的依赖，减少货币供给量、信贷等数量型中介目标的使用，使货币政策的利率及资产价格等传导渠道在金融脱媒的大背景下更好地发挥作用。

##### （2）加快推进利率市场化进程及存款保险制度的建立

近年来，在金融脱媒的推动下，我国利率市场化进程不断加快，但目前银行存款利率管制还未完全放开，利率市场化进程的推进使得我国利率体系的联动性加强，最终为疏通我国的货币政策利率传导渠道奠定基础。因此要充分发挥货币政策的利率传导渠道的效果，我国应进一步加快利率市场化改革步伐。然而利率市场化的推进在激发商业银行创新活力同时，也可能刺激商业银行采取高风险的经营策略，以银信合作、委托贷款等为代表的商业银行表外业务所构成的“影子银行”就已经把商业银行的风险暴露出来，加上金融脱媒给商业银行带来的冲击，为妥善保障存款者的利益，规避银行系统性风险，及时防范和化解金融风险，维护金融稳定，存款保险制度的重要性即显现出来。目前我国金融改革已全面深化，经过二十多年的反复论证存款保险制度也日趋成熟。在这样的前提下，推出存款保险制度，给金融改革的深化形成一道制度上的保障成了当务之急。2015年3月31日，国务院正式发布了《存款保险条例》，已经酝酿21年的存款保险制度正式出台，并自2015年5月1日起实施。

##### （3）在注意信贷总量控制的同时调整信贷结构

尽管在金融脱媒背景下，股票、债券等直接融资在企业融资总量的比例越来越高，货币政策的银行贷款传导渠道受到一定阻碍，但目前银行贷款在企业融资方式中仍然占据主导地位，信贷渠道仍然是货币政策传导一个非常重要的

115

渠道，因此目前我国宏观经济调控仍要继续发挥好信贷总量控制的作用，从而提高信贷资金使用效率。但在目前经济结构改革的新形势以及“稳增长、调结构”的货币政策目标下，应该更加积极地发挥信贷政策在转方式调结构中的作用，优化信贷结构，增强信贷投放的针对性和有效性，加大对高附加值、高新技术行业及小微企业的信贷扶持力度，严格控制产能过剩行业以及高污染、高能耗行业的信贷投放，以此促进经济结构调整和转型升级。

##### （4）进一步规范发展多层次资本市场

随着直接融资在社会融资总量中比重的提高，资本市场逐渐成为解决企业资金来源的一个重要渠道。无论货币政策资产价格传导的投资效应还是消费效应，都离不开有一个一定规模的资本市场，为更好地发挥货币政策资产价格传导渠道作用，建议进一步扩大资本市场规模，加快资本市场对外开放。同时，完善系统性风险监测预警和评估处置机制，对内幕交易、市场操纵等违法违规行为从严查处，维护良好的市场环境。另一方面，在我国股票市场发展初期只有主板市场，其面向大中型企业的，门槛高层次单一，大量中小型企业包括创新型企业的融资需求无法得到满足。经过10年的探索，我国已经建立起了包括主板、中小板、创业板、新三板及产权交易中心等在内的多层次资本市场体系。多层次资本市场建设不仅拓宽企业和居民投融资渠道，激活经济增长活力，而且对优化融资结构、完善现代企业制度、防范金融风险具有重要意义。但同时应看到，当前我国资本市场仍处在―新兴加转轨‖阶段，国际化程度不高、产品不够丰富、转板退市机制不健全等问题还一直存在，需要进一步深化改革、扩大开放。

## 9.3 研究不足和展望

1、指标的构建不够完善。由于数据可得性等因素影响，本文构建的金融脱媒指标DIF中把企业融资的范围简单界定为人民币贷款增量、股票市场筹资额、企业债券发行量的总和，未能将目前无法准确衡量的“影子银行”和“互联网金融”带来的融资规模计入，因此导致DIF指标无法体现目前金融脱媒的新趋势。今后的研究可以加入“影子银行”和“互联网金融”的融资规模，进一步对指标进行完善。

2、尽管在我国金融脱媒趋势已形成，但银行信贷仍然占据了重要的位置，

银行贷款在企业融资中比例依然高达50%以上。从度量指标DIF来看，虽然下降趋势已形成，Chow's断点检验也确认了突变点的存在，但受股票、债券资本市场及政策影响等，DIF指标容易出现波动。因此在用STVAR模型进行实证分析的过程中，以DIF作为过渡变量时金融脱媒时期的数据较少，影响了实证分析的结果。相信随着我国资本市场进一步完善、金融产品进一步创新，金融脱媒现象会越来越明显，届时金融脱媒的数据更丰富，实证分析的效果会更有效。

3、本文引入STVAR模型对金融脱媒前后货币政策工具对实体经济影响的非对称性进行研究，所有实证过程都需要通过编程来完成。STVAR模型一个重要部分即通过广义脉冲响应函数分析得出结论，与线性的脉冲响应函数不同，非线性的广义脉冲响应在不同大小的冲击下有不同的反应。但由于本人能力有限，在编程时只考虑了一单位正向冲击带来的影响，未考虑其他大小的冲击的不同反应。今后的研究可以进一步扩展到负一单位、正两单位、负两单位等其他规模的冲击带来的影响。

今后随着中国金融体制改革继续深化、金融市场进一步发展以及金融领域的全面开放，与西方发达国家一样，中国金融脱媒现象必将越来越明显。近年来，―社会融资总量‖指标的推出、影子银行的治理、利率市场化改革、互联网金融的出现、股票发行注册制改革等金融领域重大事件把―金融脱媒‖推到了风口浪 尖，金融脱媒成为理论界研究一个热点课题。本文仅仅从金融脱媒对货币政策传导机制影响这个点上分析金融脱媒产生的影响，引入非对称时间序列模型对金融脱媒前后货币政策传导效应非对称性进行实证检验也只是一个初浅的尝试。但金融脱媒产生的影响远不止于此，还有比如对商业银行的影响、对资本市场的影响、对宏观经济的影响等等，今后研究可以从其他的角度切入，更深入地挖掘金融脱媒产生的影响及其背后的意义。

参考文献

[1] 连平. 金融脱媒时代来临银行面对全新环境. 新金融, 2006, (2): 7~9

[2] 林毅夫, 李永军. 中小金融机构发展与中小企业融资. 经济研究, 2001(1): 10-21

[3] Roldos J. Disintermediation and monetary transmission in Canada. IMF Working Paper, 2006

[4] Tan A C K, Goh K. Financial disintermediation in the 1990s: implications on monetary policy in Malaysia. Paper Prepared For The 15th Annual Conference on Pacific Basin Finance, Economics, Accounting and Management, 2007

[5] 宋旺, 钟正生. 我国金融脱媒对货币政策传导机制的影响: 1978—2007. 经济学家, 2010(2): 80-89

[6] HesterD D. Financial disintermediation and policy. Journal Of Money, Credit And Banking, 1969, (3): 600-617

[7] Schmidt R H, Hackethal A& Tyrell M. Disintermediation and the Role of Banks in Europe: An International Comparison. Journal of Financial Intermediation, 1999, (8): 36-67

[8] Christopher W. Anderson, Anil K. Makhija. Deregulation, disintermediation, and agency costs of debt: evidence from Japan. Journal Of Financial Economies, 1999, (2).

[9] Mishkin F S. The economics of money, banking and financial markets. 7th Ed. Addison-Wesley, 2001.

[10] Harmes A. Mass Investment culture. New left Review, 2001, (9): 103-124

[11] French, S. and A. Leyshon. The new, new financial systemTowardsaconceptualizationoffinancialreintermediation. Reviewofinternationalpoliticaleconomy, 2004, (2): 263-288

[12] Madan Sabnavis. It is time for financial disintermediation. [www. thehindubusinessline. com,](http://www.thehindubusinessline.com/) 2010-11-03

[13] Goldsmith. Financial Structure and Development. Yale University Press, 1969

[14] Hendershott P. H. Financial Disintermediation in a Macroeconomic Framework. The Journal of Finance, 1971, (4): 843-856

[15] Samuel Theodore. Globalization and its Discontents. W. W. Nortoa, New York and London, 2002

[16] Donald Brash. Structural Analysis of Cointergrating VARS. Journal of Economic surveys, 1991 (5): 471-506

[17] Dybvig. Financial Intermediation and Delegated Monitoring. Review of Economic Studies, 1993(2): 393-414

[18] Smith B. D. Financial Intermediation and Endogenous Growth. Review of Economic Studies, 1991, (2): 195-209

[19] Merton. R. C. A. Functional Perspective of Financial Intermediation. Financial Management, 1995, (1): 34-38

[20] Capelle-Blancard, G., and J. Cluppey-Soubeyran. The measurement offinancial intermediation in Japan. Japan and World Economy. 2006, (20): 40-60

[21] Hendershott P. H. Financial Disintermediation in a Macroeconomic Framework: Reply. The Journal of Finance, 1973, (4): 1029-1032

[22] Powell D. Financial Intermediation and Delegated Monitoring[J]. Review of Economic Studies, 1998, (2): 393-414

[23] Nissen M. Agent-based Supply Chain Disintermediation Versus Re-intermediation of Intelligent Systems in Accounting. Finance and Management, 2000, (9): 237-256

[24] Alan Ching-biu Tse. Disintermediation of travel agents in the hotel industry. Hospitality Management, 2003, (22): 453-460

[25] Robert. C. Merton. Functional Perspective of Financial disintermediation. Financial Management, 1995(24): 23-41

[26] Afit Mian. Disintermediation of travel agents in the hotel industry. Hospitality Management, 2003(22): 453-460

[27] Bencivenga, V. r., and B. D. Smith. Financial intermediation and endogenous growth. Review of economic studies, 2005, (2): 195-209

[28] Craig Burnside, Martin Eichenbaum, Sergio Rebel. Government finance in the wake of currency crises. Journal of Monetary Economics, 2006, (1): 401-440

[29] Tan, Anthony C. K. and Kim leng Goh. Financial Disintermediation in the 1990s: Implicationson Monetary Policy in Malaysia. Paper Prepared for the 15th Annual Conference on Pacific Basin Finance, Economics, Accounting and Management, 2009, (6): 1－27

[30] 辛琪. 意大利金融脱媒简介. 国际金融研究. 1990, (8): 45-46

[31] 邓向荣. 金融脱媒理论及其演进.. 经济学动态. 2006(6): 73-77

[32] 李扬. 脱媒: 中国金融改革发展面临的新挑战. 新金融. 2007, (11): 15-16

[33] 吴清. 20世纪90年代以来的金融创新及金融脱媒. 财贸经济. 2003, (1): 39-42

[34] 李亚芳. 金融脱媒撼动银行霸主交椅. 中国财经报. 2005-08-02

[35] 秦国楼. 现代金融中介论. 北京: 中国金融出版社, 2002

[36] 唐旭. 金融脱媒与多层次金融市场. 新金融. 2006, (1): 1-4

[37] 宋方. 银行如何应对“脱媒”挑战. 现代商业银行. 2006, (10): 24-26

[38] 葛兆强, 连建辉. 体制转轨期的金融脱媒和商业银行变革. 新金融. 2006, (14): 15-17

[39] 宋旺, 钟正生. 中国金融脱媒度量及国际比较. 当代经济科学. 2010, (2): 26-37119

[40] Goldsmith, R. W., Financial structure and development, Yale University Press. 1969

[41] 杨光. 我国金融脱媒测度及对商业银行发展的启示. 中国物价. 2013, (4): 61-63

[42] 伍戈, 刘琨. 金融脱媒与货币政策传导: 基于中国的实证分析. 金融监管研究. 2013, (12): 1-15

[43] 马方方, 唐薇. 金融脱媒对我国货币政策传导的影响. 经济纵横. 2014, (1): 96-101

[44] 杨星. 表外业务: 商业银行不可忽视的战略选择. 财经研究. 1997, (5): 26-29

[45] 李军. 金融脱媒趋势下商业银行面临的机遇与挑战. 中国金融. 2010, (14): 30-33

[46] 许文兵. 金融脱媒背景下商业银行资产证券化的发展策略. 新金融. 2006, (3): 15-17

[47] 王廷科, 陶长高, 杨娟. 金融“脱媒”现象下的商业银行经营策略. 财贸经济. 2007, (2): 37-42

[48] 乔海曙, 崔娟. 电子支付与技术性脱媒: 银行经营管理的新挑战. 投资研究. 2009, (4): 17-21

[49] 巴曙松. “脱媒”与商业银行业务模式转型. 河南金融管理干部学院学报. 2008, (6): 43-46

[50] 买建国. 金融脱媒——商业银行的策略选择. 宏观经济研究. 2006, (9): 41-43

[51] 陈斌. 金融脱媒在我国的表现及应对策略. 浙江金融. 2008, (7): 30-33

[52] 樊永勤. 金融脱媒在我国的表现及应对策略. 浙江金融. 2007, (7): 13-16

[53] 胡红业. 金融脱媒对我国商业银行存款影响. 武汉金融. 2011, (2): 55-57

[54] 涂晓兵. 金融脱媒下我国商业银行的路径选择. 经济管理. 2011, (6): 140-146

[[55] 樊明太.](http://210.34.248.29/kcms/detail/%20%20%20%20%20%20%20%20%20%20%20%20%20%20%20%20search.aspx?dbcode=CJFQ&amp;sfield=au&amp;skey=%e6%a8%8a%e6%98%8e%e5%a4%aa&amp;code=09955739%3B) 金融结构及其对货币传导机制的影响. 经济研究. 2004, (7): 27-37

[56] 朱刚. 金融脱媒现象对我国货币政策的影响分析——基于货币政策中介目标角度. 经济研究导刊. 2008, (11): 74－75

[56] 宋旺, 钟正生. 基于MS-AR模型的中国金融脱媒趋势分析. 财经研究. 2010, (11): 115-126

[58] 宋旺. 中国金融脱媒研究. 北京: 中国人民大学出版社, 2011.

[59] 李燕华, 周丹. 金融脱媒对我国货币政策传导机制影响的研究——基于资产价格传导渠道. 国际商贸. 2012, (10): 174－175

[60] Mishkin, F. S. Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. Journal of Economic Perspectives. 1995, (4): 24-31

[61] Keynes, John Maynard. The general theory of employment, interest and money. Macmillan Cambridge University Press. 1935

[62] Tobin, James. Monetary, Capital and Other Stores of Value. Amercian Economic Review. 1961

[63] Modigliani, Franco. LifeCycle, Individual thrift and the wealth of nations. American Economic Review. 1986

[64] Meltzer, A. H. Monetary, Credit and (other) transmission processes: a monetarist perspective. Journal of Economic Perspectives. 1995, 9, (2): 86-92120

[65] Friedman M. The role of monetary policy. American Economic Review. 1968, (58): 1-17

[66] Rosa. R. V. Interest rates and the central bank. In Money, Trade and Economic Growth: Essays on Honour of John H Williams. 1951

[67] Bernanke Ben S., A. S. Blinder. Is it money or credit, or both, or neitherCreditmoneyandaggregatedemand. AmericanEconomicReview. 1988, 78, (5): 223-227

[68] Bernanke B. and M. Gertler. Inside the black box: the credit channel of monetary transmission. Journal of Economic Perspectives. 1995, 9, (4): 58-65

[69] Mundell Robert A. The appropriate use of monetary and fiscal policy under fixed exchange rates. IMF Staff Paper. 1963

[70] Fleming J. M. Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates. IMF Staff Paper. 1962

[71] McCulley Paul. Teton Reflections. PIMCO Global Central Bank Focus. 2007, (9)

[72] FSB(Financial Stability Board). Shadow Banking: Scoping the Issues. Basel. 2011

[73] 陆晓明. 中美影子银行系统比较分析和启示. 国际金融研究. 2014, (1): 55-63

[74] 盛宏清. 影子银行运行和风险控制. 银行家. 2013, (4): 94-97

[75] 陈继勇, 甑臻. 后危机时代中美影子银行形成机制、风险特征比较及对策研究. 武汉大学学报. 2013, (11): 90-96

[76] 胡滨, 郑联盛. 非传统信贷视角下的中国影子银行. 上海证券报. 2014-05-09

[77] 易丹辉. 数据分析与Eviews应用. 北京: 中国统计出版社, 2002

[78] 古旻. 中国“双轨制”利率传导机制及效应研究: [博士学位论文]. 重庆: 重庆大学, 2010

[79] 张晓慧. 发挥货币政策工具作用维护宏观经济平稳运行. 金融时报. 2011-03-25

[80] Sims. Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy. European Economic Review. 1992, (36): 975-1011

[81] Weise. The asymmetric effects of monetary policy: A nonlinear vector autoregression approach. Journal of Money, Credit, and Banking. 1999

[82] 耿中元, 惠晓峰. M1和M2作为货币政策中介目标的适用性研究. 统计研究. 2009, (9): 64-69

[83] Taylor, John B., Macroeconomic Policy in a World Economy: from Econometric Design to Practical Operation. New York: W. W. Norton. 1993.

[84] 王召. 对中国货币政策利率传导机制的探讨． 经济科学. 2001, (5): 75-84

[[85] 易纲,](http://210.34.248.29/kcms/detail/%20%20%20%20%20%20%20%20%20%20%20%20%20%20%20%20search.aspx?dbcode=CJFQ&amp;sfield=au&amp;skey=%e6%98%93%e7%ba%b2&amp;code=10955758%3B06274903%3B) [王召.](http://210.34.248.29/kcms/detail/%20%20%20%20%20%20%20%20%20%20%20%20%20%20%20%20search.aspx?dbcode=CJFQ&amp;sfield=au&amp;skey=%e7%8e%8b%e5%8f%ac&amp;code=10955758%3B06274903%3B) 货币政策与金融资产价格. 经济研究. 2002, (3): 13-20

[86] 巴曙松. 通过股票市场上扬促进经济增长: 幻象与远景. 当代财经. 2002, (l): 30-33

[87] Edison, Hali, and Torsten Slok. Wealth Effects and the New Economy. IMF Working Paper 01/77 (Washington: Intemational Monetary Fund). 2001.

[88] 万跃楠. 我国货币政策影响投资的渠道分析. 中国城市经济. 2004, (4): 50-52121

[89] 聂学峰, 刘传哲. 我国货币政策传递到投资的实证分析. 管理评论. 2005, (2): 51-54

[90] 罗家宏, 刘颖. 货币政策信贷传导途径对固定资产投资的影响分析. 金融经济. 2010, (8): 70-72

[91] Hamilton. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. Econometrica. 1989, (57): 357-384

[92] 王俊, 孔令夷. 非线性时间序列分析STAR模型及其在经济学中的应用. 数量经济技术经济研究. 2006, (1): 77-85

[93] 彭方平. STR模型及我国货币政策传导非线性研究: [博士学位论文]. 湖北: 华中科技大学数量经济学系, 2006

[94] Chan, Tong. On estimating thresholds in autoregressive models. Journal of Time Series Analysis. 1986, (7): 179-194

[95] Weise. The asymmetric effects of monetary policy: A nonlinear vector autoregression approach. Journal of Money, Credit, and Banking. 1999

[96] Dijk, Teräsvirta, and Franses. Smooth transition autoregressive models-A survey of recent developments. Econometric Reviews. 2002, (21): 1-47

[97] Luukkonen, Saikkonen and Teräsvirta. Linearity against smooth transition autoregressive models. Biometrika. 1988, 75, (3): 491-499

[98] Teräsvirta. Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. Journal of the American Statistical Association, 1994, (89): 208-218

[99] Granger, Teräsvirta. Modelling nonlinear economic relationships. Oxford University Press. Oxford, 1993

[100] Hansen. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. Journal of Econometrics, 1999, (93): 345-368

[101] Koop, Pesaran and Potter. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. Journal of Econometrics, 1996, (74): 119-147

[102] 周小川. 当前研究和完善货币政策传导机制需要关注的几个问题. 中国货币政策传导机制: 中国人民银行与国际货币基金组织研讨会论文集. 北京: 中国金融出版社, 2005

致 谢

时光荏苒，六年的博士生生活一晃而过，回首走过的岁月，心中充满了无限的感慨和留恋。博士毕业论文写作期间正值我怀胎十月，一边工作一边学习，其中的艰辛自是常人所无法感受，但回首论文写作过程的点滴，在焦虑和紧张的同时也有着快乐和充实。在博士毕业论文辍笔之际，借此机会向帮助过我的师长、同学、朋友及家人表达最诚挚的谢意。

首先诚挚的感谢我的导师胡日东教授。胡日东教授也是我的硕士导师，他是我科研道路的引路人，对我的学术生涯乃至为人处世都有着极大的影响。胡老师对数量经济学前沿及经济热点问题的敏锐洞察和准确把握，为我的研究提供了很好的选题和思路。这次博士论文从选题、修改到定稿的过程中，自始至终都凝聚着胡老师的智慧和辛勤付出，倾注着胡老师的心血，在此对他表示深深的感谢。

感谢华侨大学经济与金融学院给我们授课的沈利生教授、高鸿帧教授、赵昕东教授、李拉亚教授、王志江教授等各位老师对我的指导和教诲，你们渊博的知识让我开拓了视野、严谨治学的态度让我深受感动，高深的学术造诣使我受益匪浅。

感谢我的同学汤丹、龙会学、黄纯灿，我们一起学习、一同成长，我们互相帮忙、互相鼓劲，与你们共同度过了难忘的博士生生涯。特别要感谢的是厦门大学王亚楠经济研究院的吴仁水同学，他在忙于自己博士毕业论文写作的同时，在软件编程方面给我极大的帮助，让我突破这个薄弱项顺利地完成了论文写作。

最后，感谢我的家人，感谢你们对我的照顾和支持，特别是在怀胎十月这个特殊的时期，不仅在生活上给了我无微不至的照顾，而且你们在精神上的支持给了我无限的动力和勇气，才能够使我顺利地完成博士学位。

朱玲玲

2015年6月于华园

# 个人简历、在学期间发表的学术论文及研究成果

本人出生于1984年11月23日，2005年7月于华侨大学获得经济学学士学位，2008年1月于华侨大学获得经济学硕士学位。

1、博士研究Th期间期间发表的学术论文：

[1]朱玲玲, 胡日东. 金融脱媒对我国货币政策传导机制的影响分析——基于STVAR模型.宏观经济研究.2014, (12):86-93(CSSCI期刊、北大核心期刊）

[2]朱玲玲, 胡日东, 黄纯灿. 金融脱媒对我国货币政策利率传导机制影响分析. 价格理论与实践.2014, (9):95 -97(CSSCI期刊、北大核心期刊）

[3]朱玲玲, 胡安其. 食品市场交易与监管博弈分析. 当代经济.2011, (12):151–152

[4] ZhuLingling, HuRidong, SuXiaohui. Analysis on the industrial restructuring effect of China's monetary policy—Based on VAR model. BMEI 2011国际会议

（EI检索）

2、博士研究Th期间主持和参与的科研项目：

[1]参与国家软科学研究计划项目《我国通货膨胀不确定性及其对宏观经济影响研究》，主持人：胡日东，项目编号2008GXS5D130；

[2]参与教育部人文社会科学规划基金项目，《人民币汇率变动对我国价格水平的传递效应研究》，主持人：胡日东，项目编号：11JYA790048

[3]参与福建省软科学研究项目《闽台经济集聚对科技创新活动影响的比较研究》，主持人：胡日东，项目编号2012R0058。

[4]参与教育部科学技术研究重点项目，《我国高技术产业集群与技术创新互动关系研究》，主持人：胡日东，项目编号：209148