

## 摘要

股票市场是金融市场重要的组成部分,具有优化资本配置和提高资金融通效率等功能,被成为宏观经济的“晴雨表”。随着我国股票市场的发展,股票市场在经济生活中的作用越来越大、影响也越来越深远。在许多股票市场发展已经相当成熟的国家,货币当局已经认识到了股票市场与货币政策施行之间相互影响,并在制定货币政策时把股票市场的一些因素考虑进去,以便更好的实施货币政策。因此,研究股票市场发展与货币政策关系具有重要的理论与现实意义。

本文首先对货币政策股市传导渠道进行了研究,在理论上论述了托宾的 $q$ 理论、企业资产负债表效应、通货膨胀效应、财富效应和流动性效应。然后通过理论、数据和图表说明我国股票市场和货币政策之间存在着互相影响的关系。在后面的实证研究中,运用了 ADF 检验、协整分析、格兰杰因果检验、向量误差修正模型(VECM)、脉冲响应等最新计量方法对我国股票市场的发展对我国货币需求的影响和股票市场对货币传导机制—财富效应进行了实证研究。最后,笔者通过对上述实证的结果,得出我国股票市场的总市值和狭义货币具有长期协整关系,并对狭义货币需求产生同向影响,但影响不大;在对广义货币的需求研究中并没有发现它与股票总市值存在长期的协整关系,但在格兰杰因果检验中发现广义货币对股票市场产生一定影响,这可能是货币量的变化对股票供需产生影响,以至影响到股票价格和股票市值;我国股票市场具有财富效应,但财富效应不明显,这主要是我国股票市场并不完善的原因,例如我国股票处于牛市时,我国的信贷资金会大量流入股市,特别是我国 IPO 的首日收益率远超出贷款利率时会使得同业拆解市场资金大量流入股市等结论。最后通过我国现有情况提出了一些改进我国股票市场和货币政策建议。

关键词 股票市场 货币政策 协整检验 格兰杰因果检验

## Abstract

Stock market is the most part of money market. It has many functions, such as optimizing capital allocation and raising a fund financing efficiency and so on. So, it is regarded as macro-economy "barometer". With development of our country stock market, stock market have an effect upon economic life is more and more big, and the effect is also more and more far-reaching. Many developed countries what Stock market develops the already pretty mature, stock market and monetary policy influences each other what have been realized by currency authority, and some factor of stock market is considered when work out monetary policy, to put monetary policy into practice more well. Therefore, study stock market develops and monetary policy relation has important theory and practical.

To begin with, penman studies theory what monetary policy transmission stock market of channel. We discussed Tobin's "q" theory, enterprise balance sheet effect, inflation effect, wealth effect and liquidity effect. Then, the penman explains our country stock market and monetary policy relation affecting each other by theory, the data and the diagram. In the demonstration studies, penman apply up-to-date metrology method such as ADF test, Co-integration test, Granger causality test, impulse reaction and model (VECM) to study our country stock market develops effect stock market and currency transmission mechanism-wealth effect. Finally, the penman depend on the result to above-mentioned demonstration, we know market capitalization and M1 market have long Co-integration relation in our country, and it is identical direction effect with M1, but effect is not big; we not discover that market capitalization and M2 market have long Co-integration relation, but penman discover M2 in effect stock market in granger causality test, This may be that currency amounts change weighs to stock supply and demand, so as to effect stock price and stock market capitalization; Our country stock market has wealth effect, but wealth effect is not evidence, the main reason is our country stock market is not perfect, for example when our country stock are in bull market, large amount credit

fund are flow into stock market. Especially, a great number of inter-bank lending market' fund flows into stock market when our country IPO day earning ratio exceeds loan interest. Finally, the penman put forward some suggestions that improve our country stock market and monetary policy by our country current condition.

**Key words** Stock market Monetary policy Co-integration test Granger causality test

# 河北大学

## 学位论文独创性声明

本人郑重声明：所呈交的学位论文，是本人在导师指导下进行的研究工作及取得的研究成果。尽我所知，除了文中特别加以标注和致谢的地方外，论文中不包含其他人已经发表或撰写过的研究成果，也不包含为获得河北大学或其他教育机构的学位或证书所使用的材料。与我一同工作的同志对本研究所做的任何贡献均已在论文中作了明确的说明并表示了致谢。

作者签名： 郑华 日期： 2007 年 1 月 1 日

## 学位论文使用授权声明

本人完全了解河北大学有关保留、使用学位论文的规定，即：学校有权保留并向国家有关部门或机构送交论文的复印件和电子版，允许论文被查阅和借阅。学校可以公布论文的全部或部分内容，可以采用影印、缩印或其他复制手段保存论文。

本学位论文属于

- 1、保密  ，在 \_\_\_\_\_ 年 \_\_\_\_\_ 月 \_\_\_\_\_ 日解密后适用本授权声明。
- 2、不保密  。

( 请在以上相应方格内打“√” )

## 保护知识产权声明

本人为申请河北大学学位所提交的题目为（雄安新区发展与社会政策关系的实证研究）的学位论文，是我个人在导师（康书白）指导并与导师合作下取得的研究成果，研究工作及取得的研究成果是在河北大学所提供的研究经费及导师的研究经费资助下完成的。本人完全了解并严格遵守中华人民共和国为保护知识产权所制定的各项法律、行政法规以及河北大学的相关规定。

本人声明如下：本论文的成果归河北大学所有，未经征得指导教师和河北大学的书面同意和授权，本人保证不以任何形式公开和传播科研成果和科研工作内容。如果违反本声明，本人愿意承担相应法律责任。

声明人：韩冰川 日期：2017年1月1日

作者签名：韩冰川 日期：2017年1月1日  
导师签名：康书白 日期：2017年1月1日

## 第1章 导言

### 1.1 研究的目的及意义

股票市场是金融市场重要的组成部分，具有优化资本配置和提高资金融通效率等功能，被成为宏观经济的“晴雨表”。但股票市场如果泡沫过大，同样会加剧经济危机，冲击实体经济的发展。例如：上世纪 80 年代，日本的股市和房地产泡沫破裂导致日本经济陷入长达十多年的经济不增长；97 年震惊世界的东南亚危机使许多东南亚小国经济倒退数年；美国高科技泡沫的破灭也使美国经济一度混乱。不过股票市场的泡沫并不完全是坏事，少许的股票市场泡沫，有利于经济的发展。例如，20 世纪 80 年代到 21 世纪初，美国的股票市场保持了长时间的可持续泡沫，金融泡沫起到了支持和推动其经济结构优化作用，实现了被世人称之为新经济的经济结构演进。当然，要稳定资产价格，使其保持少许稳定的泡沫，与其当局的货币政策是分不开的，那么了解一个国家的股票市场与货币政策的关系就显得尤为重要了。

由于我国过去几年一直是外向型经济，使我国每年产生大量的外汇顺差。截止到 2008 年 3 月我国的外汇储备已达到 16821.77 亿美元，并且还在继续高速增长。大量的外汇储备致使我国产生了严重的流动性过剩。与此同时，房地产和股票市场都出现不同程度的泡沫，在房地产领域近 10 年的全部投资利润达到 50% 以上，如果以风险投资利润率来说，则高达 300% 以上，由此可见房地产泡沫是十分严重的。而股票市场也从 05 年 6 月 6 日沪市的 998 点后就一路高歌，不但在短短两年多的时间内沪市突破了 2245 点达到历史新高，而且在 07 年 10 月 15 号突破了 6000 点大关。为抑制流动性过剩，中国人民银行自 06 年 7 月 5 日调高存款准备金 7.5% 至 8% 后，连续调高 17 次存款准备金率，存款准备金率达到历史新高的 16.5%。在利率方面，中国政府顾忌美国的利率水平，所以在利率方面并未出现像存款准备金这样的大幅调整，但自 06 年以来利率也已调高 7 次，一年期存款利率从 2.52% 调高至 4.14%。究竟如此大的调整是否有利于我国股票市场的发展，还是调整幅度不够，这都需要我们对股票市场和货币政策的关系进行深入研究。另外，虽然在我国股票市场发展初期，股票市场并没有对我国的经济产生多大的影响力，对金融体系起着主导作用的是商业银行。但随着我国股票市场的日益壮大，我国股票市场已初具规模。截至到 2007 年底我国上市公司已达 1550 家，股票总市值

327140.89 亿元与 2007 年 GDP 比为 132.6%，2007 年沪深两市累计成交总额为 460556.2 亿元，同比增加 4.1 倍。因此对货币产生了不可忽视的增量需求。所以在制定货币政策时我们不得不考虑股票市场货币的需求量。而过多的货币供给势必会使一部分资金流向股市，抬高股价，甚至产生严重的泡沫。

在上述现实背景下，本文研究股票市场的发展与货币政策关系具有重要的理论和现实意义。正确地认识两者之间的关系对提高我国货币政策的有效性和科学性具有很大的指导意义，因此本文的研究具有重要的学术和实用意义。

## 1.2 国内外研究现状

凯恩斯(1936)把货币需求分为交易性需求、预防性需求和投机性需求，其中投机性需求通过利率和股票价格产生了联系。Friedman and Schwartz (1963) 理论认为人们持有各类风险资产应有一定固定比例，而货币是资产组合中的一项低风险资产，其货币持有增加时，人们对高风险资产（股票）需求增加，在供给不变时，股票价格上升。在利率渠道中，货币的供需决定利率的水平，供给变化改变利率水平，又因为资产替代效应，当利率变化时，公众会选择收益相对较高的资产，从而改变股票价格。詹姆斯·托宾 (1969) 提出了著名的托宾“q 理论”，“q 理论”通过真实资本的当期证券价格和资本的当期重置成本的关系，阐述了股票价格对实体经济的影响。另外，国外许多著名学者还研究了货币政策与股票市场的其它关系，例如：Sangbae kim(2005)对美国 1926 年至 2000 年的月度数据进行了研究，股票市场收益率与通货膨胀率在短期为正相关，而在长期来为负相关的关系等结论；Ludvigson (1999)对美国股票市场进行了财富效应分析，并得出：随着股票的发展，使人们的财富增加后，社会总消费随之增长；Rigobon and Sack (2001)分析了美国的货币政策对股市的影响，结果表明，股市对货币政策影响十分显著，标准普尔 500 指数上升 1%，可能导致利率升降 5 个基本点。

国内也有许多学者对我国的股票市场的发展与货币政策的关系进行了整理和实证研究，并提出了许多宝贵的政策建议。刘明,朱虹飞(2005)运用格兰杰检验对中国股票市场货币传达效率进行了实证研究，研究发现：我国股票市场不具备财富效应，货币传导机制还不能从股市渠道影响消费与投资。聂家福(2007)采用实证分析方法，从股票市场与消费、投资、产业结构调整、企业重组等方面的关系出发，研究现阶段我国股票市

场与经济增长之间的关系，并以此为基础，提出发展与完善股票市场的应对策略<sup>①</sup>。储小俊(2005)在从股票市场看货币政策工具的选择一文中得出：货币供应量与股票市场存在长期均衡关系，但由于实行利率管制制度，利率与股票市场不存在长期均衡的关系。胡再勇(2007)根据我国的实际情况，以1992年1季度到2003年2季度之间的数据为基础，构造具有股票市场因素的货币需求函数，并进行了实证分析，得出上证综合指数对M1及M2几乎不存在影响等结论；肖才林(2005)对股票市场发展对货币政策的影响进行了研究，并得出股票市场对货币需求、货币供给、货币流通速度、利率等带来影响，股票市场发展降低了货币供应量的可测性，增强了货币供给的内生性，相应降低了货币供应量的可控性；股票市场对实体经济和金融稳定会带来较大影响，股票市场发展对我国所产生的金融脆弱性问题是不可忽视的等结论<sup>②</sup>。

### 1.3 研究思路

本论文分为五章。第一章是导言，对选题做基本介绍，包括研究的目的及意义、国内外研究现状、研究的思路和方法和本文的创新点。第二章研究的是对股票市场的货币政策传导机制主要理论进行阐述，其中包括托宾的Q理论、企业资产负债表效应、通货膨胀效应、财富效应、流动性效应这五种。第三章研究的是股票市场的发展与货币政策的相互影响的理论基础。第四章是本文的重点，分别对我国货币政策对股票市场的影响、我国股票市场的发展对货币需求影响和我国股市的财富效应进行了实证研究。第五章对本文做出了总结并对我国股票市场的发展和货币政策提出了一些建议。

### 1.4 研究方法

本文采取实证分析与规范分析相结合的分析方法，本文在分析股票市场的发展与货币政策之间的关系时，利用相关理论阐述之间的关系，后用数据、图和表来说明之间存在的关系，最后利用计量经济学的方法对我国股票市场的发展与货币政策之间的关系进行了实证分析。计量软件采用了EViews5.0。

以下介绍本文所使用的计量经济学方法。

#### (1) 平稳性检验

在金融市场的时间序列中往往会出现非平稳的时间序列，时间序列的非平稳性，是

<sup>①</sup> 聂家福：《我国股票市场对经济增长贡献的实证分析》[D]，厦门大学，2007年5月

<sup>②</sup> 肖才林：《股票市场发展对货币政策的影响研究》[D]，华中科技大学，2005年11月

指时间序列的统计规律随着时间的位移而发生变化,即生成变量时间序列数据的随机过程的特征随时间而变化。平稳性检验可归结为单位根检验,如果存在单位根,则该过程是不平稳的;如果不存在单位根,该过程是平稳的。在单位根检验中我将采用 ADF 检验方法,ADF 检验方法好处在于消除了 DF 检验方法中随机误差项  $U_t$  不存在自相关的假设。

### (2) 协整检验

当变量均为非平稳序列时,变量间所进行的回归将很有可能导致伪回归现象。如果一组非平稳的但同阶的时间序列存在一个平稳的线性组合,那么这组序列就是协整的,这个线性组合被称为协整方程,表示一种长期稳定关系。

### (3) 格兰杰因果检验

经济时间序列常出现伪相关问题,即变量显著相关但几乎没有联系。格兰杰因果检验解决了两变量是否有意义的问题,格兰杰因果检验在考察序列  $x$  是否序列  $y$  产生原因时先估计当前的  $y$  值被其自身滞后期取值所能解释的程度,然后通过验证加入  $x$  的滞后期值是否使解释程度提高。如果是,则  $x$  是  $y$  的格兰杰成因,此时  $x$  的滞后期系数具有统计显著性。

### (4) 脉冲响应函数

脉冲响应函数 (Impulse Response Function) 用来衡量随机扰动项的一个标准差冲击对内生变量当前和未来取值的影响。

### (5) 向量误差修正模型

VECM 模型是带有误差修正机制的 VAR 模型,应用于具有协整关系的非平稳时间序列建模。VECM 不但能反映不同时间序列之间的长期均衡关系,也能反映短期偏离向长期均衡修正的机制,是稳定性和可靠性很高的一种模型。

## 1.5 创新点

本文结合较新的数据,同时利用计量经济学的方法对我国股票市场发展与货币政策之间的关系进行了实证研究。

本文通过数据挖掘,得到我国股票一级市场存在超额利润时,银行的同业拆解资金有非法进入一级市场现象。同时在股票市场进入牛市时,银行的资金有进入股票二级市场现象。



## 第2章 关于股票市场的货币政策传导机制理论

货币政策的传导机制研究的是货币政策变动经由某种渠道或变量的传导引发真实经济变动从而影响到整个社会经济的活动过程。具体地说,“传导机制”揭示的是发生影响的渠道、方式、手段及其内在机理。根据诸多经济学家的研究,货币政策的传导渠道在股票市场的作用下主要有托宾的Q理论、企业资产负债表效应、通货膨胀效应、财富效应、流动性效应这五种。

### 2.1 托宾的q理论

詹姆斯·托宾(1961)提出融入货币的价值理论框架是研究货币理论的外部考察方法的基础;他在1969年发表的《货币理论中的一般均衡方法》中,阐述了将货币需求理论的凯恩斯主义资产选择方法与一般均衡分析的相结合的观点,也就是他的著名的“q理论”。托宾的q理论阐述的是一种股价和投资支出相互关联的理论,其重点是提出了q比率。q比率是金融市场价值与相关投资成本的比率,通常用企业的市场价值与企业的当前重置成本之间的比率来衡量。反映的是一个企业两种不同价值估计的比值,分子上的价值是金融市场的价值,分母中的价值是企业的重置成本。其计算公式为:

Q比率=企业的股票市场价值/资产重置成本(重置成本是指如果我们重新创建该公司需要花费多少钱)

托宾的Q理论还衍生了有关股票价格和投资支出相互关联的理论。托宾的q理论表明了资本存量 and 投资的相对价格关系,这也涉及到资产选择理论。即资本存量价值不仅依赖于商品市场中流量的供给与需求,而且依赖于金融市场的资产选择,进而联系到资本品和消费品的相对价格。Q理论也揭示了投资者对企业未来预期的观点,当企业股票价格升高且 $q>1$ 时,表明投资者对企业将来盈利能力的预期高于相关的投资成本。反之,股价降低且 $q<1$ 时,表明投资者对企业将来盈利能力的预期低相关的投资成本。另外企业可以通过q理论进行金融市场上的操作,当股价升高且 $q>1$ 时,说明企业的市场价值高于资本的重置成本,生产规模投资相对降低,企业可以增资扩股,利用筹到的资金进行实物投资,为原股东赚取额外收益;当其它企业股价降低且 $q<1$ 时,可以采用收购或兼并,通过低价购买其它企业获得已经存在的资本来扩大规模。根据托宾的Q理论的货币政策传导机制为:货币供应增加(下降)→利率下降(上升)→股价上升(下降)→

q 比例上升（下降）→企业投资增加（减少）→产出增加（减少）。

## 2.2 企业资产负债表效应

资产负债表效应又称非对称信息效应。该效应因信贷市场产生的不对称信息而出现，所以该理论建立在不完全竞争的金融市场假设之上。该理论和股票联系起来的理论基础是股价的变化影响企业的资产负债表进而引发逆向选择和道德风险的变化。

在不完全竞争金融市场，借款人对贷款的信息比银行等金融机构更多，这样就产生了信息不对称。因为这种现象的存在导致了逆向选择和道德风险的存在，银行为防止借款者这种不道德行为不得不对借款人的资金运用进行监督和提出与授信额度相符的抵押或担保以防止贷款损失。这样借款者授信度大小就由借款者的资产负债表状况决定，即借款人净资产与负债之比。当股票的价格上升，借款人现有资本品的价值和抵押品价格随之上升，借款人净资产增加，意味着企业为其贷款提供了较多的担保，逆向选择问题减轻，贷款回收的可能性上升。因此鼓励了银行为借款人的投资需求提供融资，投资支出增加。反之，当股票价格下跌，净资产的降低加重了逆向选择问题，从而导致支持投资支出的贷款下降。资产负债表效应在短期内影响总需求水平后，在长期内还会持续降低支出水平，影响总供给，因为在社会总需求初次下降后，企业销售额下降，意味着企业收益继续减少，信用会进一步紧缩，产出继续下降，这样在股票价格的下降和总需求下降之间出现了恶性循环。另外货币政策也可以通过影响利率高低来影响企业的平衡表，例如当利率降低时增加现金流量，从而降低逆向选择和道德风险，这将依次导致贷款、投资支出、总需求和总产量的增加。资产负债表效应描述为：货币供应增加（减少）→股票价格上升（下降）→资产净值增加（减少）→逆向选择和道德风险下降（上升）→银行贷款增加（减少）→投资增加（减少）→有利（不利）经济增长<sup>①</sup>。

## 2.3 通货膨胀效应

Ralph Chami 等人于 1999 年提出了通货膨胀效应。该理论有三种假设：第一，在现代社会中，至少存在三种资产：货币、金融资产和实物资产，居民支配着金融资产，企业支配着实物资产。第二，投资者在不同时期中进行消费的最优配置，即使得一个单位当期消费的边际收益等于这一个单位的货币投资于某种资产带来的边际收益。第三，企

<sup>①</sup> 余传奇，杨璐：《西方货币政策的股票市场传导理论研究》[J]，江淮论坛 2004 年第 1 期

业管理者受到股东的有效约束，股东的意愿决定企业行为<sup>①</sup>。

在上述三种假设下，一般上市公司发放股利都以现金和送股的方式进行分配，当物价上涨时，股东在未来所获得现金可以购买到的商品和服务数量将减少，因此通货膨胀率的大小会影响到股票的实际回报率，从而会影响到人们持有股票的意愿。另外，因为股利分配前的股票实际价值等于未来实际股利的现值，为了使股东价值最大化，企业会通过选择资本和劳动的投入水平来使未来实际股利的现值达到最大化。具体过程描述如下：股东的收益表现为股票红利和资本利得，二者都是名义收入，其实际价值的高低由价格水平决定。货币政策扩张后，通货膨胀率上升。实际的和预期的通货膨胀率不仅减少了下期的实际红利，而且减少了未来各期股利收益的现值。股东会随着通胀的变化改变其对股票回报率的要求。企业要为股东创造价值，会对股价的变化做出反应，相应调整生产，最终使总产量上升。即：货币供应增加→通胀上升→股票实际回报下降→（在股东的压力下）企业下期投资增加→下一期产出增加→经济增长。

## 2.4 财富效应

所谓财富效应，按照新帕尔格雷夫经济学大词典(1992)上的解释，是指：货币余额发生变化，而在其他条件相同的情况下，消费者开支方面将会发生变动。由于现代社会财富构成不断调整，个人财富已被金融资产所体现，而金融资产中股票又占主要地位，从而导致消费需求的变动。由此可见，股票市场的财富效应在财富效应中最为突出。从广义的财富效应中我们可以得出股票市场的财富效应是指是指由于股票价格上涨（或下跌），导致股票持有人财富的增长（或减少），进而促进（或抑制）消费增长，影响短期边际消费倾向（MPC），促进（或抑制）经济增长的效应。简而言之，就是指人们资产越多，消费意欲越强。财富效应又称实际余额效应。

股票市场能带来财富效应，主要表现在两个方面。第一，股票市场能给投资者带来收益。投资者购买股票的收益来自于两个方面，一方面是股息，即股利、红利，是指股份公司从留存收益中派发给股东的那一部分。另一方面，就是来自于股票市场的溢价收益，溢价收益是买卖股票的差价，当然，溢价有正有负。这两个方面，都带来股票持有财富的实际增加。因而扩大了投资者的消费支出，使得消费需求增加，促进了经济的增长。第二，股票市场财富效应又来自人们对收入的预期。按照永久收入假说，未来收入

<sup>①</sup> 郝丹：《我国货币政策股市传导渠道研究》[D]，哈尔滨工程大学，2005年1月

的增长也会促使公众增加对当期产品和劳务的消费。所以如果预期收入增加,则消费倾向增大,使得居民当期收入中用于消费的部分增加;反之,即期消费减小。当股票市场处于牛市时,人们对股票溢价收入增强,使得人们的消费增多。另外,由于股票市场是经济的“晴雨表”,牛市会让投资者对经济看好,增加投资,因此扩大社会总需求。当然财富效应包括两方面的影响,一方面是财富效应的正效应;另一方面是财富效应的负效应。财富效应的正效应是指当居民的财富增加后,居民的消费能力增加,人们就增加了消费,促进了投资 and 经济增长;反之,财富效应的负效应是指居民财富减少,居民消费意愿则会减少,人们减少消费,从而抑制了投资 and 经济增长。在整个经济系统中,财富效应往往受到“正反馈”机理作用,具有自我加强趋势。财富效应的正效应产生后,消费需求增长并带动投资增长,通过乘数作用拉动经济增长,经济快速增长又进一步带动居民收入增加。在财富效应的负效应作用下,消费需求萎缩,投资相对减少,导致经济增长乏力或下降,经济增长乏力或下降又会进一步导致股票价值下降,居民财富进一步减少。整体上,股市财富效应的大小,既可用 MPC 来衡量,也可用弹性系数来衡量。弹性系数是用来衡量财富增加 1 个百分点,消费增加多少个百分点的一个指标。货币政策的传导过程为:货币供应增加(减少)→股价上升(下降)→金融财富增加(减少)→个人可支配财富增加(减少)→消费增加(减少)→产出增加(减少)<sup>①</sup>。

## 2.5 流动性效应

流动性是指资产能够以一个合理的价格顺利变现的能力,它是一种所投资的时间尺度(卖出它所需多长时间)和价格尺度(与公平市场价格相比的折扣)之间的关系。流动性效应理论认为当货币供应增加导致个人的财富增加时,人们在选择资产配置时会考虑流动性的要求。例如如果消费者急需现金时,被迫卖掉流动性较差的消费耐用品,必定会受很大损失;相反,如果消费者持有流动性较强的金融资产,就能很容易地按市场价值变现。所以,当人们预期未来可能会出现严重的财务危机时,人们会选择流动性较强的金融资产,而不愿意持有缺乏流动性的耐用消费品;相反,如果人们预期未来出现财务危机的可能性较小时,在资产配置中,耐用品将增多。

米什金在论述货币的流动性效应时认为消费者的资产负债状况对消费者评价自己是否陷入财务困境具有重要的影响。具体说来,当股票价格上升或下降时,金融资产的

<sup>①</sup> 黄迪:《中国股市财富效应研究》[D],西南财经大学,2004年4月

价值将提高或降低，这时如果人们持有的金融资产与负债相比较大时，人们因金融资产（股票）的价值的提高或降低财务状况变得更加稳定或恶化，对陷入财务困境的可能性就会降低或增加，因而对耐用消费品支出将会增加或减少，从而影响产出的增加或减少。当人们持有的金融资产与负债相比为数较少时，当股票价格上升或下降时，金融资产的价值将降低或提高，人们的财务状况因金融持有资产较少而不会发生太大的变化。但随着时代的发展，人们的金融资产在所有资产的比重越来越大，流动性效应也就越来越明显。由此可见，货币和股票价格之间存在着比较密切的联系，它们之间的联系及对经济的影响过程也就是货币政策的传导过程。这一过程被米什金描述为：货币供应增加（减少）→股票价格上涨（下降）→金融资产价值上升（下降）→财务困难的可能性下降（上升）→耐用消费品支出增加（减少）→产出增多（减少）。

## 第3章 股票市场的发展与货币政策的相互影响

### 3.1 股票市场发展对货币政策的影响

#### 3.1.1 股票市场发展对货币政策最终目标的影响

货币政策调控目标主要有四个:物价稳定、经济增长、充分就业和国际收支平衡。在改革开放二十年来(1979—1997),我国中央银行把发展经济、稳定物价作为货币政策的最终目标;在间接调控初期(1998—2000)以稳定货币并以此促进经济增长作为货币政策的最终目标;间接调控时期(2001—2010)以稳定货币作为货币政策的最终目标。可见我国的货币政策调控目标是以稳定物价为主,适当兼顾经济增长。

##### (1) 股票市场的发展对经济增长的影响

许多国家的实践经验已经证明,股票市场对经济增长具有促进作用。有关股票市场与经济增长关系的研究文献也比较多,美国经济学家 Goldsmith(1969)利用 35 个发达和发展中国家的统计数据进行分析,并作了实证检验,得出了股票收益与实际经济增长之间的存在着正向关系。Atie 和 Jovanovic (1993)利用模型研究了股票市场的经济增长效应,对包括发达国家和发展中国家在内的 40 个国家的人均 GDP 与股票市场增长率的回归分析后发现这些国家的股票市场发展与经济增长有明显的相关关系,同时他们还得出股票市场的发展对人均实际 GDP 增长率有显著影响,而银行贷款对人均实际 GDP 增长率的影响不大。帕加诺(Pagano, 1993)在内生增长理论上建立的模型对股票市场促进经济增长的机制进行理论上的分析。并得出股票市场从以下三个方面促进经济增长:第一,促进储蓄转化为投资;第二,股票市场通过收集并传递信息、提供风险分担来促进投资和促进创新活动这三方面提高资本的配置效率;第三,改变储蓄率来影响经济<sup>①</sup>。我国学者股票市场的发展对促进经济增长也做了大量研究。张亚非(2005)利用 1996—2004 年的季度数据对我国股票市场发展与经济增长之间的关系进行协整和格兰杰因果等实证研究。并得出股票市场规模和股票市场流动性与经济增长之间都存在协整关系,但经济增长和股票市场规模只存在单向因果关系,股票市场流动性和经济增长之间不存在格兰杰因果关系。王先锋(2005)在对检验中国股票市场发展情况对经济增长的

<sup>①</sup> 刘然:《中国股票市场与经济增长的关系研究》[D],西南财经大学,2006年4月

影响中发现我国股票市场的发展对经济增长的作用力度很弱的,但是从股票市场与固定资产投资和储蓄增长率的正相关性显示,我国股票市场对经济增长有一定的作用。

在上述文献中我们可以看出,股票市场发展情况对促进经济增长还是有一定的影响,但影响的程度要看股票市场发展的状况。但是,股票市场在融资能力、流动性、规模及信息获取等方面拥有的优势,有利于加速资金的流动和投资的形成,从而有利于经济增长。社会资源通过股票市场的集中和分配,在既定条件下提高配置效率。随着股票市场的发展,股票市场的功能发挥得越充分、越完善,便越有利于促进经济增长。

#### (2) 股票市场的发展对物价水平的影响

股票市场的发展对物价水平的影响的研究其实就是研究股票市场发展与通货膨胀的关系。而研究股票市场发展与通货膨胀的关系主要体现在股票收益率与通货膨胀率之间的关系和股票价格与通货膨胀的关系。

在研究股票收益率与通货膨胀率之间的关系中最著名的理论是1930年美国经济学家费雪提出的关于利率与通货膨胀率的理论,费雪把利率分为名义利率与实际利率,实际利率等于名义利率减轻通货膨胀率,后被人们称为费雪方程。费雪认为名义利率会随着货币价值的变动作充分的调整,也即名义利率会随预期通货膨胀率和物价水平的变动作一对一的调整,使得名义利率与物价水平变动呈现长期地绝对相关性,而实际利率则仅受实质因素,例如资本生产率、时间偏好、风险偏好等,与通货膨胀率无关。因此该理论也支持了股票名义收益率与通货膨胀率呈现出正相关关系。对研究股票收益率与通货膨胀率之间的关系的研究理论还包括代理假说理论、波动性假说理论、货币幻觉假说、税收假说和风险溢价假说等。

在股票价格与通货膨胀的关系的研究中,许多学者对股票价格是否对通货膨胀有预期效应展开了辩论。美联储主席格林斯潘,就曾在1999年8月27日举行的货币政策会议上强调,美联储的货币政策将更多地考虑股票市场的因素,因为越来越多的美国人投资于股市以及个人投资在美国家庭财富中所占的比重越来越大。Msikhni(1990)认为,将收益差价和资产价格构成的指标可以可靠的预测未来三年的通货膨胀,但是仅可以解释3%—7%的通货膨胀波动。Michael F. Bryan(2002)等人在《通货膨胀测量中的资产价格》一文中,认为将资产价格纳入到总体价格水平的统计中,是由于受到下面观点的驱动,即资产价格是未来通货膨胀的先行指标,这一观点仅是一个假设,从来没有得到很好的证明。Bryan等人利用现代的统计技巧,对将资产价格包括在内的“动态因素

指数”进行了研究。研究发现，由于没有将资产价格纳入到总体价格水平的统计中来，导致美国的消费物价指数每年向下偏差四分之一个百分点。他们的结论是：资产价格确实对总体价格水平的变化产生影响。我国学者余元全（2004）对1993年一季度到2002年四季度数据进行研究，发现我国股票市场对一般物价水平可能只有较弱的、不显著的影响。虽然股票价格在不同的国家、不同的经济时期中对通货膨胀的预测作用可能是不同的。但股票价格确实对物价水平有一定影响。

### 3.1.2 股票市场发展对货币政策中介目标的影响

从货币政策工具的运用到最终目标的达到，必须经过许多中间环节，中央银行实际上不可能通过货币政策的实施而直接达到其最终的目标，而只能通过观测和控制它所能控制的一些具体的指标来影响实际的经济活动，从而间接地达到其最终目标。这些能为中央银行所直接控制和观测的指标就是货币政策的中介目标。货币政策的中介目标包括超额准备金、基础货币、利率和货币供应量等。被中央银行选做中间目标的条件是可控性、可测性、抗干扰性和相关性。我国货币政策中介目标经历了改革开放起初的以贷款规模和货币供应量为中介目标、20世纪90年代只以货币供应量为中介目标和间接调控时期（2001—2010）的中介目标以货币供应量向中长期利率过渡三个时期。从上面叙述可见长期以来，货币供应量一直是我国货币政策的中介目标，具体为M1、M2。但货币供应量作为货币政策的中介目标正因股票市场的发展而受到削弱。从货币供给的模型分析： $S=m \times B$ （S为货币供给，m为货币乘数），股票市场对货币供给总量的影响是从两个方面来实现的：（1）影响基础货币B；（2）影响货币乘数m。

基础货币通常指流通于银行体系之外的现金（通货）和银行体系的储备之和。一般认为基础货币具有一定的稳定性，且基础货币的多少取决于中央银行的行为。但截至到2008年9月18日我国上市公司已达1601家，股票市场市值合计124110.31亿元，我国股票市场以对基础货币的数量产生了影响。股票市场的发展对货币需求的交易效应增强，将增强对执行流通手段的货币需求。特别是当股市行情高涨，为追求高额的资本利得，一部分生产资金就可能流入股市，例如：在2006年到2007年我国出现难的牛市行情时，包括长江电力、佛山照明等多家上市公司都对股票市场进行了投资。这既可能是用银行的信贷资金、也可能是用自有资金进行炒股，这都会造成生产资金紧张。在倒逼机制的作用下，中央银行可能被迫投放基础货币。根据公式 $S=B \times m$ ，如果m不变，B



增大将导致 S 增大。另外随着我国居民对股票市场认知的成熟,人们会在收益和风险之间做出权衡,对货币资产和股票资产进行合理的资产配置。所以股票市场的发展会使金融机构和社会公众的货币需求发生变化,同时改变了基础货币在金融机构和社会公众之间的分配比例,进而影响基础货币的创造能力。货币乘数  $m = (Rc+1) / (Rd+Re+Rc)$ 。其中 Rd、Re、Rc 分别代表法定准备率、超额准备率和现金在存款中的比率。当股票市场处于牛市时,一部分居民就会用手持现金去购买股票,所以现金在存款中的比率下降。因为货币乘数是大于1,所以当分子和分母减去等值数值时,货币乘数增大。相反当股票市场处于熊市时,货币乘数减小。当股票市场越庞大,对基础货币和货币乘数的影响越大,所以对货币供给影响越大。

### 3.1.3 股票市场的发展对货币政策工具的影响

所谓货币政策工具,就是中央银行为实现货币政策目标,对金融进行调节和控制所运用的各种策略手段。一般性货币政策工具,又称经常性、常规性货币政策工具,即传统的三大货币政策工具:存款准备金政策、再贴现政策和公开市场业务。我国政府在充分利用三大货币政策工具外,对中央银行再贷款和利率政策也很看重。

股票市场的发展会使存款准备金比率、再贴现率和再贷款政策作用力减弱。股票市场的发展会使上市公司更容易通过股票市场得到融资,改善了融资渠道,导致中央银行通过调节存款准备金比率来改变货币乘数、收缩或扩张商业银行的信用创造能力、调节货币供应量的能力减弱,同时金融机构也可以在股票市场融资,使金融机构对再贴现与再贷款的依赖程度降低,削弱了中央银行再贴现与再贷款政策的作用力。我国股票市场的快速发展使我国的融资渠道得到了很好的改善。如表(3-1):

表(3-1) 2007年国内非金融机构部门融资情况简表

	融资量(亿元人民币)		比重(%)	
	2007年	2006年	2007年	2006年
国内非金融机构部门融资总量	49705	39874	100.0	100.0
贷款	39205	32687	78.9	82.0
股票	6532	2246	13.1	5.6
国债	1790	2675	3.6	6.7
企业债	2178	2266	4.4	6.7

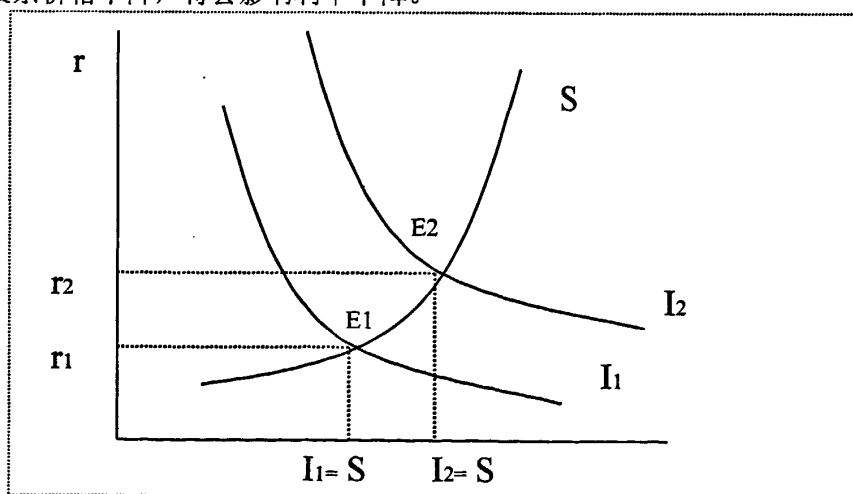
注: 1. 股票融资不包括金融机构上市融资额;

2. 国债融资不包括1.55万亿元特别国债融资。

数据来源: 二〇〇七年第四季度中国货币政策执行报告。

公开市场业务是指中央银行在金融市场上公开买卖有价证券，以改变商业银行等存款货币机构的准备金，进而影响货币供应量和利率，实现货币政策目标的一种货币政策手段。起初由于我国股票市场市场流通总规模较小、资本市场的政策性功能强，没有充分发挥市场配置资源的作用等原因，使我国股票市场运营效率低下、功能不到位，资本市场与货币政策无法互动。随着我国股票市场的发展，上述问题已得到一定程度的解决，这种分割状态已被打破。中央银行通过通过在股票市场买卖股票，可直接增加或减少商业银行等存款货币机构的超额储备水平，从而影响存款银行的贷款规模和货币供应量。当银行影响货币供应的同时，又因为货币需求不变而使利率发生了改变。可见股票市场的发展不但对公开市场业务的空间与力度逐渐增强，而且使货币市场与资本市场的一体化程度加强，这不仅为货币当局公开市场业务的有效运作提供了基础，且使公开市场业务的影响面扩大，公开市场操作的效力将因此得到极大提高。

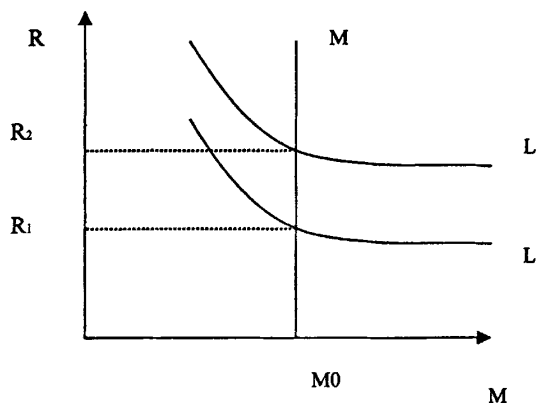
股票市场对利率的影响可以用利率决定理论来说明。首先我们来用古典利率决定理论解释，古典利率决定理论认为，利率决定于储蓄与投资的均衡点。投资是利率  $I$  的递减函数，储蓄  $S$  是利率的递增函数。如图（3-1）投资曲线  $I_1$  和投资曲线  $I_2$  分别交储蓄曲线  $S$  于  $E_1$  和  $E_2$  点，分别得到均衡利率  $r_1$  和  $r_2$ ，且  $r_2$  大于  $r_1$ 。投资曲线  $I_2$  高于投资曲线  $I_1$  是因为投资的边际收益上升造成的。当股票价格上升时，就如同投资的边际收益上升，从而影响利率将上升。也就是说股票价格上升将会影响利率上升。反之，当股票价格下降，将会影响利率下降。



图（3-1）利率决定理论

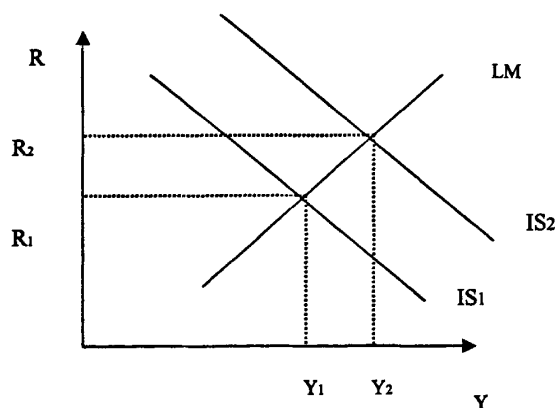
凯恩斯的流动偏好利率决定理论认为，货币的供应量由中央银行直接控制，货币的

需求量起因于三种动机。即交易动机，预防动机和投机动机。前两种动机的货币需求是收入的递增函数，记为  $M_1=L_1(y)$ ，投机动机的货币需求是利率的递减函数，记为  $M_2=L_2(r)$ ，货币总需求函数： $M_d=L_1(y) + L_2(r)$ 。当股票价格上升时，人们的投机需求增大，货币需求曲线上升，利率上升。也就是说当股票价格上升时，会影响利率上升；反之，利率下降<sup>①</sup>。如图：(3-2)



图(3-2) 凯恩斯的货币需求理论

IS-LM 模型利率决定理论认为：均衡利率的大小取决于投资需求函数、储蓄函数、流动偏好即货币需求函数、货币供给函数。当资本投资的边际效率提高，IS 曲线将向右移动，利率将上升。也就是说当股票价格上升时，投资的边际效率提高，利率将上升；反之，利率将下降。如图：(3-3)



图(3-3) IS-LM 模型

<sup>①</sup>康书生，鲍静海：《货币银行》[M]，高等教育出版社，2007 年版

综上所述，当股票市场不断的发展、规模不断的扩大，股票价格的变动会对利率产生正相关的影响。

### 3.2 货币政策对股票市场的影响

#### 3.2.1 利率变化对股票价格的影响

利率是股票市场的一个敏感指标，也是个复杂的因素，它对股价的影响是复杂和多方面的。许多国内外学者都对其做了很多贡献。例如法玛(1990)的研究发现，从1953年到1987年间，工业生产和利率变化能够解释大约58%的每年证券市场收益的变化。张绍斌和齐中英运用回归分析方法研究三个月、六个月、一年、五年期存款利率与上交所股价指数之间的关系，表明无论是名义长短期利率，还是实际长短期利率都和股价指数呈较强的负相关关系。

##### (1) 利率变动对股票内在价值的影响

1938年，美国著名投资理论家约翰·b·威廉斯在《投资价值理论》一书中，提出了贴现现金流估值模型。该模型在后来的几十年里一直被人们奉为股票估值的经典模型。约翰·b·威廉斯认为，投资者投资股票的目的是为了获得对未来股利的索取权，也就是未来现金流，由于现金流是未来时期的预期值，因此必须按照一定的贴现率返还原值，也就是说，一种资产的内在价值等于预期现金流的贴现值。由此，约翰·b·威廉斯推出了以股利贴现来确认股票内在价值的最一般的表达式：

$$V = \frac{D_1}{1+K} + \frac{D_2}{(1+K)^2} + \frac{D_3}{(1+K)^3} + \dots + \frac{D_\infty}{(1+K)^\infty}$$

$$= \sum_{t=1}^{\infty} \frac{D_t}{(1+K)^t}$$

式中： $D_t$ 为在时间  $t$  末以现金形式表示的每股股息； $K$ 为在一定风险程度下现金流的合适的贴现率； $V$ 为股票在起初的内在价值<sup>①</sup>。

在贴现现金流估值模型中，改变股票价值主要有两个因素：每股股息  $D_t$  和贴现率  $K$ 。每股股息  $D_t$  是由上市公司自身所决定的，而贴现率  $K$  是由上市公司的股票所承受的风险和无风险利率所决定的。也就是说当市场利率发生改变时，会影响股票的内在价值，从而影响股票的市场价格。因为  $K$  位于公式的分母，所以当市场利率上升时，股票的内在

<sup>①</sup> 中国证券业协会：《证券投资分析》[M]，中国财政经济出版社，2006版

价值会下降，股票的市场价格随之下降；相反，当市场利率下降时，股票的内在价值将上升，股票的市场价格随之上升。

### (2) 利率变动对股价的影响机制

利率变动对股价的影响机制分为利率变动的资本增值效应和投资替代效应。

利率变动的资本增值效应是指利率的变动将会影响公司的经营环境，改变公司的经营成本，影响公司的经营业绩，从而引起公司资本价值及投资者预期的变化，使股票价格发生变动，具体而言可以从两个方面来看。

首先、利率调整对企业经营环境产生了变化，首先利率的调整对投资的成本产生变化，当利率下调时，企业的投资成本降低、预期投资收益上升，从而使企业加大投资，使整个社会总需求增加；反之，当利率上升时，企业的投资成本增加、预期投资收益下降，从而使企业减少投资，使整个社会总需求下降。另一方面，利率是居民现期消费的机会成本，利率的变动也会影响着人们的消费行为，这就是所谓的消费替代效应。在消费者的预算限制理论中这点也有所体现，他们把人们的一生消费化为两个阶段，第一个时期代表消费者的青年时期，第二个时期代表消费者的老年时期。在第一个消费时期消费者赚到  $Y_1$  并消费  $C_1$ ，而第二个时期消费者赚到  $Y_2$  并消费  $C_2$ 。由于消费者有机会接待与储蓄，所以，在任何一个时期的消费都可以大于或小于那一时期的收入。第一个时期，储蓄等于收入减消费。这就是：

$$S = Y_1 - C_1 \quad S \text{ 是储蓄}$$

第二个时期，消费等于积累的储蓄，包括储蓄所赚到的利息加第二个时期的收入。这就是：

$$C_2 = (1+r)S + Y_2$$

由两个式子最后整理得：

$$C_1 + C_2 / (1+r) = Y_1 + Y_2 / (1+r)$$

由上面式子可见当利率减少时，会增加  $C_1$  的消费，也就是说增加现期消费。增加消费会增加有效需求，改善市场条件，有利于企业经营业绩的提高。企业的业绩提高，会使上市公司股票的内在价值提高，提高股票价格。同时，利率所产生的收入效应，收入效应是指当利率的变动会改变利息收入，当利率降低会使利息收入降低，从而减少消费，消费的降低会恶化市场条件，不利于企业的发展，企业的业绩下降，导致上市公司股票的内在价值下降，股票价格下降。

其次、利率调整会改变企业经营成本，从而影响企业经营业绩。负债经营是现代企业的主要经营手段之一，运用得当会给企业带来收益，成为企业发展的有力杠杆。财务杠杆是企业利用负债来调节权益资本收益的手段。所以，降低利率，可以减轻企业负担，降低企业的经营成本，改善企业的经营业绩，提高企业资本价值，从而提高股票价格。但利率的下降往往会引起通胀，而通胀会使企业生产成本加大而使经营业绩下降。所以利率的变化影响企业业绩的程度还要看其它宏观经济因素的变化。

投资替代效应是利率的变化引起不同投资产品收益率的对比的变化，使投资者重新进行资产配置。也就是说，利率调整会影响股票投资的相对收益率。即股票投资收益率与其他投资产品收益率对比的变化。当股票相对收益率提高时，人们会增加对股票在资产配置中的比重，减少其它投资产品的比重；反之，当股票投资的相对收益率下降时，人们会减少对股票在资产配置中的比重，增加其它投资产品的比重。比如：在一个人的资产配置中只有存款和股票两种资产。当利率上升时，存款的相对收益率上升，于是这个投资者将会卖出一些股票而换成存款。也就是存款代替了股票在资产配置中的比重。投资替代效应受到其他投资方式的利率弹性和投资者对未来预期以及不同投资方式的风险性制约。当其它投资方式的利率弹性较强时，利率调整对其他投资方式的影响较强；当其它投资方式的利率弹性较弱时，利率调整对其他投资方式的影响较弱。例如储蓄存款利率弹性较强，股票对它的替代效应会很强。其次，投资者的预期也会改变替代效应的效果。例如 2006 年 8 月我国上调一年期存款基准利率，而我国 2006 年银行储蓄同比减少增 1125 亿元，特别是 10 月份人民币储蓄存款就已比 9 月减少 76 亿元，这是 2001 年 6 月份以来首次出现月度储蓄存款下降，其主要原因是中国股市正处于牛市，投资者对股票市场看好。

### 3.2.2 货币供应量对股票市场的影响

货币供给量的调整是货币当局调控经济的重要手段，因而也是影响股票市场的最重要因素之一。进入二十一世纪全球流动性过剩趋势进一步加剧，同样伴随而来的是全球股票市场的繁荣，特别是新兴国家的股票市场在这次全球流动性过剩的背景下，市值都以翻倍。所以我们不得不对货币供应量对股票市场的影响做些研究。

货币供应量影响股票价格主要通过两方面，一是资产的替代效应；在资产组合中货币也被看成资产组合中一种资产。货币供给的增加使得投资者的货币持有量增加，使得

货币在资产组合中的比重加大，打破了原有的资产组合结构。为了恢复原有的资产组合结构，投资者会用货币购买股票、债券、实物资产等原资产配置中的资产。股票和货币发生替代效应，增加了对股票的需求，股票价格将随之上升。反之，当货币供给量减少，则减少了对股票的需求，股票价格随之下降。二是货币供应量会影响物价水平，货币供应量增加会引起商品的价格上涨，上市公司的销售收入及利润相应增加，从而使得以货币形式表现的股利上升，使股票的内在价值上升，股票价格也相应上涨。反之，物价下降，利润减少，随之股票价格相应下降。由此可见，货币供应量对股票价格有整相关作用。

#### 3.2.3 货币政策工具对股票市场的影响

中央银行对是通过公开市场业务、法定准备金和再贴现率这三种货币政策工具来控制货币供给量。

公开市场业务对股票市场的影响。公开市场业务是指中央银行在金融市场上公开买卖有价证券，以此来调节市场货币供应量的政策行为。当中央银行利用公开市场增加货币供给时，就会在金融市场上买进股票、债券等有价证券。这时，股票的需求会瞬时增加，在供给不变的情况下，股票价格上升。反之，股票需求下降，股票价格下降。

法定存款准备金和再贴现利率对股票市场的影响。中央银行可以通过法定存款准备金率和再贴现政策调节货币供应量，进而影响证券市场。法定存款准备金率变动，会影响商业银行体系创造派生存款的能力，并通过货币乘数的作用，使货币供应量产生变动，从而影响股票市场；同样，中央银行改变再贴现率，也会影响股票价格，如果中央银行提高再贴现率，对再贴现资格加以严格审查，商业银行资金成本增加，市场贴现利率上升，社会信用收缩，证券市场的资金供应减少，使证券市场行情走势趋软。反之如果中央银行降低存款准备金率或降低再贴现率，通常都会导致证券市场行情上扬，股票价格上涨。

#### 3.2.4 汇率变动对股票市场的影响

2005年7月21日，中国人民银行宣布放弃人民币与美元挂钩，开始实行以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度。汇率制度的变动给人民银行的货币政策提供了更多的选择。但汇率的变动会影响社会的各个方面，股票市场对一国的经济重要性不言而喻的，所以汇率的变动如何影响股票市场是值得货币政策当局

清晰的。

汇率的变动主要从两个方面影响股市：一是对上市公司的业绩造成影响，二是对股票市场的资金供求造成影响。

汇率变动必将改变一国现有进出口状况，进而影响对进出口依存度大的上市公司的基本面及业绩；当一国的货币升值时，出口依存度较高的上市公司的产品在国际市场上的竞争能力减弱，利润率下降，利润减少，股价下跌；对进口依存度较高的上市公司的成本减少，利润增加，股票价格上涨。反之，当一国的货币贬值时，有利于出口依存度较高的上市公司，不利于进口依存度较高的上市公司。

汇率的波动导致投机性资金的流入或流出，股票市场因此发生波动。在全球化日益发展的时期，投资全球化也日益成型。在投资发展时也伴随着投机的出现，当一国货币升值，以该国货币计算的资产的价值也随之上升，国际市场的投机者会进入该国的资本市场，赚取该国货币升值前后的差额。当股票市场的股票供应量不变的情况下，大量的热钱流入股票市场，股票价格随之升高。反之，当一国货币贬值时，以该国货币计值资产的价值随之下降，投机者不愿损失由于货币贬值带来的损失，会卖掉股票换成汇率稳定甚至货币有升值趋势的国家的资产，从而导致股票价格下降。许多发达和发展中国家都经历了本币大幅升值的过程，在本币大幅升值期间往往伴随着股票价格的快速上升。如表：(3-2)

表 (3-2)主要国家汇率变动与股指变动比较

国家/地区	期间	本币对美元年平均升值幅度 (%)	主要股指年平均上涨幅度 (%)
日本	1985—1987	30.9	21.8
台湾	1983—1990	8.1	87.6
巴西	2002—2006	15.0	46.1
韩国	1998—2005	6.7	17.6

数据来源：中国证券报数据整理

但是以本币升值带来的热钱推动股票价格的快速上升往往会出现资产的价格远远超过资产的真实价值而产生泡沫现象，资产泡沫最终破裂，对一国的经济带来巨大的负面影响。如：日本日经 225 指数在 1989 年为 39000 点，达到高点后，股指快速下跌，用了 2 年时间，跌去 60%，股指从 39000 点跌到 1992 年 10 月的 17000 点。台湾加权指



数 1990 年达到 12000 点，达到高点后，股指一路快速下跌，用了 1 年时间，就跌去 78%，股指从 12000 点跌到 1990 年底的 2700 点附近。

### 3.2.5 银行信贷对股票市场的影响

1999 年 7 月 1 日开始实施的《中华人民共和国证券法》第一百三十三条明确规定：“禁止银行资金违规流入股市”。不过股票市场也为投资者提供了极高的投资回报率，特别是当我国股票处于牛市时期时的一级市场提供了无须冒很大的风险就能得到较高收益的特殊场所。由于资本的逐利行为，所以商业银行的信贷资金流向股票市场的现象一直存在，中央银行资金管理政策的松紧以及资金管理水平的高低在很大程度上决定了流入股市的银行资金数量的多少，进而影响到股市的发展和股票价格的稳定。

目前，我国商业银行资金流向股市的主要渠道有两条，一是同业拆借市场资金流入股票一级市场，主要表现在商业银行资金流向证券公司、基金公司和保险公司等其他金融机构；二是银行贷款流入股票二级市场。

同业拆借市场资金流入股票一级市场是追逐市场抑价，当一级市场抑价的收益高于同业拆借所付的成本时，就会有违规拆借资金进入股票一级市场获得收益。2007 年我国股票市场处于牛市期间，新股 IPO 的发行市盈率有所提高，证券公司、基金公司和保险公司等其他金融机构申购资金也获得大量超额的利润。如表：(3-3)

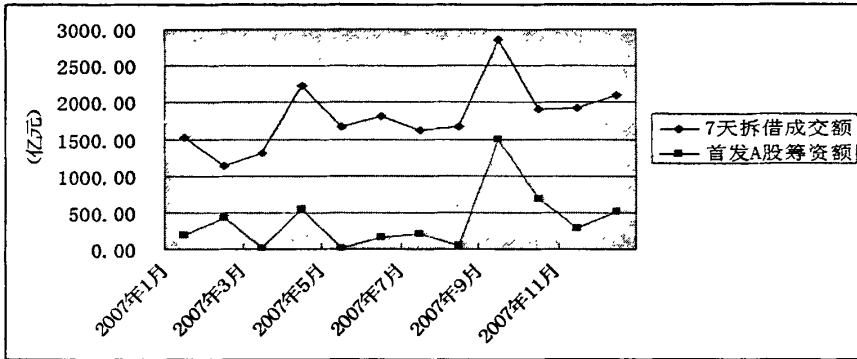
表：(3-3) 2007 年部分上市公司 IPO 情况

股票代码	股票简称	现金申购中签率 (%)	上市首日涨跌幅 (%)	收 益 率
				(%)
601628	中国人寿	1.97	106.2	2.09
601166	兴业银行	0.77	38.8	0.30
601318	中国平安	2.3	38.43	0.88
601998	中信银行	0.57	96.03	0.55
601328	交通银行	1.09	71.39	0.78
601919	中国远洋	0.62	93.16	0.58
601005	重庆钢铁	0.36	143.06	0.52
002128	露天煤业	0.23	168.37	0.39
002137	实益达	0.06	212.14	0.13
002130	沃尔核材	0.13	233.97	0.30

资料来源：Wind 资讯，收益率按新股上市首日收盘涨幅计算

由表(3-3)可以看出2007年发行大盘股的首日收益率在0.5%以上,申购资金只需封闭五天就可退回,以全国银行间同业拆借市场7天的利率计算收益为26%,发行小盘股的首日收益率在0.3%左右,以全国银行间同业拆借市场7天的利率计算收益为15.6%,而2007年全国银行间同业拆借市场7天的利率最高为4.75%,最低为1.99%,平均为3.01%。可见如果证券公司和基金管理公司等金融机构从银行拆借出来的资金投放到股票的一级市场会获得丰厚的利润。

如表(3-4)可以看出2006和2007年金融机构回购、同业拆借资金确实是由商业银行流向证券公司和基金管理公司等金融机构。并且由图(3-4)可以看出2007年首发A股筹资额与银行间同业拆借市场7天成交额趋势近似相符,我们可以得出证券公司和基金管理公司等金融机构为追求利润确实从银行拆借出来的资金投放到股票的一级市场。



图(3-4) 2007年首发A股筹资额与银行间同业拆借市场7天成交额比较

数据来源: 人民银行网站 证监会网站数据整理

表: (3-4)2007年金融机构回购、同业拆借资金净融出、净融入情况表

	回购市场		同业拆借	
	2007年	2006年	2007年	2006年
国有商业银行	-132639	-124757	11031	-3168
其他商业银行	9899	52114	-28619	-5218
证券及基金公司	15175	17797	7670	5236
保险公司	31055	18664	—	—
外资金融机构	34376	12819	6720	2434

注: 负号表示净融出, 正号表示净融入。 单位: 亿元

数据来源: 二〇〇七年第四季度中国货币政策执行报告

银行贷款进入股票市场分为企业利用银行贷款投资于股票市场和个人利用银行消费贷款进入股票市场。银行贷款主要流入股票市场的流通市场。按照国家有关规定国有、国有控股和上市公司都可以用自有资金投资于股票市场, 这样企业先将贷出银行贷款然

后将资金转向子公司或是有关系的其他公司等方法进行股票投资以躲开证监会的查询。例如审计署对国家开发银行 2007 年资产负债损益审计发现违规发放贷款 91.04 亿元，贷款被挪用 245.72 亿元，其中 58.41 亿元贷款违规进入股票市场、房地产市场，以及国家限制发展的产业和领域。居民利用个人综合消费贷款、住房抵押贷款等商业贷款投资于股票市场。北京和上海等发达城市的居民个人利用可透支的信用卡，或直接提取现金，或通过银证通帐户，将资金投入股票市场。贷款进入股市会通过杠杆效应会迅速地推高资产价格，一旦市场有了不利的风吹草动，信贷资金的收缩又会引起股票价格的大幅下挫。控制贷款资金的进入，才能会使股市的运行更健康。

## 第 4 章 实证分析

### 4.1 我国股票市场对货币传导机制—财富效应实证研究

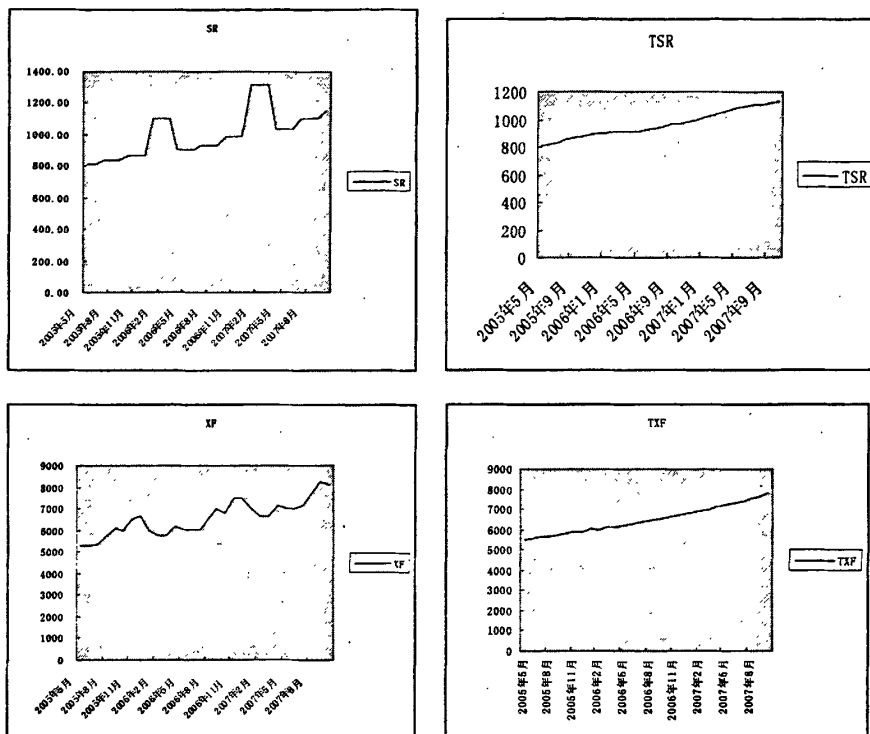
上文提到的财富效应中，我们可以得出股票市场的财富效应是指是指由于股票价格上涨（或下跌），导致股票持有人财富的增长（或减少），进而促进（或抑制）消费增长，影响短期边际消费倾向（MPC），促进（或抑制）经济增长的效应。所以我们可以得知是否具有财富效应就是看股票价格的变化是否影响到消费。

研究股票价格的变化是否影响到消费，我们必须了解消费理论。这里对主要的消费理论观点做下阐述，凯恩斯的消费理论认为人们在特定时间的消费是与他们在该时期的可支配收入相联系的，他认为人们存在着一条基本心里规律：随着收入的增加，消费也会随之增加，但是消费的增加不及收入增加的多，消费和收入的这种关系称为消费函数或是消费倾向，所以消费函数是： $C=C(y)$ ；美国经济学家杜森贝利提出了相对收入理论，该理论认为消费者受自己过去的消费习惯来决定消费，从而消费是相对的；生命周期的消费理论是由美国经济学家弗朗科·莫迪利提出的，他强调人们会在更长时间范围内计划他们的生活消费开支，以达到他们在整个生命周期内的最佳配置。美国经济学家米尔顿·弗里德曼的永久收入的消费理论认为消费者的消费支出主要不是由他的现期收入决定的，而是由他的永久收入决定的。

#### 4.1.1 数据的选取

从消费理论中我们可以看出，影响消费的有人们的收入和人们所拥有的财富，当然个人财富中包括股票财富。所以本文选取以下变量：收入变量，本文选取城镇居民人均可支配收入代替，记作 SR（因为没有全国人均可支配收入的月度数据，所以选取季度数据然后求平均数据求得月度数据）；财富变量，本文选取上证综合指数和居民储蓄余额，分别记作 ZS 和 CX，选取上证综合指数做为股票财富的变量是因为我国分为上海证券交易所和深圳证券交易所，在 06 年之前没有统一的指数编制，而上证综指具有权威性，能够代表股票的变动，另外不选取股票总市值的原因是不断的新股上市使总市值不能充分反映股票价格的波动；消费变量本文选取社会消费品零售总额，记作 XF。采用数据为 2005 年 5 月至 2007 年 12 月的月度数据（共 30 个样本点），这段为上证指数的上升阶段。所有数据均为大智慧软件、人民银行网站和中国证券监督管理委员会网站整理而得。

由于所选数据中社会消费品零售总额(XF)和城镇居民人均可支配收入(SR)带有较强的季节性,所以对数据社会消费品零售总额(XF)和城镇居民人均可支配收入(SR)进行季节调整,调整后的数据加前缀T。如图(4-1)所示调整前后XF和SR:



图：(4-1) 社会消费品零售总额和城镇居民人均可支配收入季节调整比较图

平稳性检验, ADF 检验如表:

表(4-1) 财富效应的 ADF 平稳性检验

变量		t 统计量	10% 临界值	检验类型 (c, t, n)	平稳性
城镇居民人均可支配收入	LnTSR	-3.933	-3.268	c, t, 9	平稳
社会消费品零售总额	LnTXF	-0.422	-3.225	c, t, 1	不平稳
上证综指	LnZS	-1.322	-3.229	c, t, 2	不平稳
储蓄存款	LnCX	-0.022	-3.221	c, t, 0	不平稳
二阶差分变量		t 统计量	10% 临界值	检验类型 (c, t, n)	平稳性
城镇居民人均可支配收入	$\Delta$ LnTSR	-3.88	-3.22	c, t, 1	平稳
社会消费品零售总额	$\Delta$ LnTXF	-3.93	-3.23	c, t, 3	平稳
上证综指	$\Delta$ LnZS	-6.44	-3.22	c, t, 1	平稳
储蓄存款	$\Delta$ LnCX	-4.01	-3.225	c, t, 0	平稳

注: c 和 t 表示带有常数项和趋势项, n 表示所采用的滞后阶数。

通过 ADF 检验，我们得出所有变量中城镇居民人均可支配收入变量在 10% 显著的水平下是平稳的，其它变量均不平稳，但是在一阶差分却是都平稳的。因此，满足构造协整方程的必要条件。

#### 4.1.2 协整检验

Johansen 协整检验结果如下

表(4-2)财富效应的 Johansen 协整检验

Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigen value	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.668863	29.84100	27.58434	0.0252
At most 1	0.440171	15.66333	21.13162	0.2451
At most 2	0.257564	8.041087	14.26460	0.3746
At most 3	0.030435	0.834506	3.841466	0.3610

注：\*表示在 5% 显著性水平下拒绝原假设

上表协整检验结果表明，城镇居民人均可支配收入 LnTSR，上证综指 LnZS，储蓄存款 LnCX，社会消费品零售总额 LnTXF 之间在 5% 的显著性水平下最多存在 1 个协整方程。也就是说它们之间存在长期稳定关系。具有共同的随机趋势，揭示社会消费品零售总额受城镇居民人均可支配收入、储蓄存款和股市的影响，而且这种影响具有长期稳定性。我们取第一个协整方程。

表(4-3)财富效应的协整方程

1 Coin tag rating Equation(s):		Log likelihood	371.7900
Normalized coin tog rating coefficients (standard error in parentheses)			
LNCX	LNTSR	LNTXF	LNZS
1.000000	-2.325469	0.318028	0.325204
	(1.54629)	(1.28010)	(0.11705)

$$VECM = LNCX - 2.325469LNTSR + 0.318028LNTXF + 0.325204LNZS$$

对 VECM 进行单位根检验，T 值为 -3.86 通过在 10% 显著性水平下拒绝原假设，说明协整关系成立。

## 4.1.3 上证指数与社会消费品零售总额格兰杰因果检验

表(4-4) 上证指数与社会消费品零售总额格兰杰因果检验

	Lags	F-Statistic	Probability
LNTXF does not Granger Cause LNZS	2	3.08576	0.06499
LNZS does not Granger Cause LNTXF	2	0.78805	0.46663
LNTXF does not Granger Cause LNZS	3	1.38354	0.27671
LNZS does not Granger Cause LNTXF	3	0.99210	0.41667
LNTXF does not Granger Cause LNZS	4	1.99749	0.14063
LNZS does not Granger Cause LNTXF	4	0.91737	0.47645
LNTXF does not Granger Cause LNZS	5	1.48418	0.25668
LNZS does not Granger Cause LNTXF	5	0.67620	0.64851

由表可以看出,在滞后期为2时,对于LNTXF不LNZS的格兰杰成因的原假设,相伴概率是只有0.06499,表明至少在90%的置信水平下,可以认为LNTXF是LNZS的格兰杰成因。而在同一滞后期LNZS不是LNTXF的格兰杰成因的原假设中相伴概率是0.47327,置信水平较低,在其它滞后水平下,LNZS不是LNTXF的格兰杰成因的原假设中的相伴概率也较高,无法拒绝原假设。于是我们可以得出结论,上证指数的变化并没有在格兰杰因果意义上导致消费的变化。

## 4.1.4 向量误差修正模型

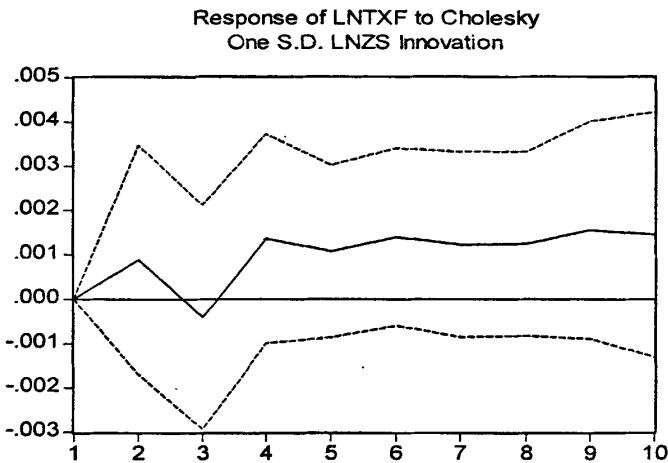
$$\begin{aligned}
 D(LNTXF) = & 0.057030 \text{ VECM}(-1) - 0.147208 D(LNCX(-1)) - 0.104758 D(LNCX(-2)) \\
 & - 0.303167 D(LNTR(-1)) + 0.283187 D(LNTR(-2)) - 1.080581 D(LNTXF(-1)) \\
 & - 0.426320 D(LNTXF(-2)) - 0.009089 D(LNZS(-1)) - 0.029119 D(LNZS(-2)) + 0.034697 \\
 \text{VECM} = & LNCX - 2.325469LNTR + 0.318028LNTXF + 0.325204LNZS
 \end{aligned}$$

表(4-5) 财富效应的VEC模型检验

R-squared	0.422177	0.891132	0.693778	0.458748
Adj. R-squared	0.116271	0.833495	0.531660	0.172203
Sum sq. resids	0.003681	6.64E-05	0.000588	0.074908
S.E. equation	0.014715	0.001977	0.005880	0.066381
F-statistic	1.380088	15.46132	4.279472	1.600962
Log likelihood	81.84435	136.0455	106.6107	41.16756
Akaike AIC	-5.321804	-9.336702	-7.156347	-2.308708
Schwarz SC	-4.841864	-8.856763	-6.676408	-1.828769
Mean dependent	0.006760	0.011115	0.012224	0.063127
S.D. dependent	0.015653	0.004844	0.008592	0.072959

由 VEC 模型检验结果可以看出, 方程的拟和优度较低, AIC 和 SC 非常小, 说明该模型不是很理想。从修正方程中我们可以看出股票价格指数的滞后一阶差分对消费差分的影响系数 0.00945, 也就是说股票指数在短期内对消费产生正效应的影响; 股票市场价格指数的滞后二阶差分对消费差分的影响系数-0.029119, 股票指数的发展对消费产生负效应的影响; 反应程度都较小。

#### 4.1.5 脉冲反应



图：（4-2）股票市场的发展对消费影响的脉冲反应图

上图是 LNTXF 受 LNZZ 变化的脉冲响应图, 上证综合指数出现标准差新息冲击后, 消费呈现正反应, 在 2 到 4 个月有所波动后呈现稳定趋势, 但反映程度很小。

#### 4.1.6 股票财富效应实证结论总结

从上述对中国股票市场的财富研究表明, 消费与股票指数存在一个长期稳定的协调关系。即它们之间存在着动态均衡机制, 短期呈现正反应, 即股票指数上涨 1%, 消费增加 0.00945%; 后一期呈现反向反应, 在股票指数上涨 1%, 消费减少 0.02%。但从格兰杰因果检验上看, 两者变动规律不明显。在脉冲反应中我们可以看出, 股票市场消费产生正反应, 在四个月后呈现稳定, 但反应程度较小。从数据上看, 我国股票市场呈现出微弱的财富效应, 财富效应微弱的原因是股票市场规模太小、上市公司分红较少、上市公司的质量普遍不高、政策主导股市暴涨暴跌和股票财富占居民财富比重较低等因素的存在使我国股市缺少长时期相对持续的繁荣、稳定, 从而制约了财富效应的发挥。由于



我国股票市场的不完善制约了正财富效应的发挥，可支配收入仍然是影响消费的最主要因素。而后一期产生的反向作用是财富效应的挤出效应，挤出效应是因为我国股票市场缺乏大量的投资者，而大量的投机者在股票上涨时期，会大量购买股票，股票的大量的购买会使人们缺乏资金，所以会减少消费。因为我国的股票市场的投机气氛较重，所以后一期的挤出效应相对较大。

## 4.2 我国股票市场的发展对货币需求影响的实证研究

根据 Fridman 在《货币与股票市场》一文所分析，股票市场会通过四种效应对总的货币需求产生影响：1 交易效应；2 资产组合效应；3 财富效应；4 替代效应。当股市上涨时，上述四种效应中，财富效应、资产组合效应和交易效应会增加货币需求，而替代效应对货币需求起负作用。

在传统的货币需求理论主要有马克思货币需求理论，马克思的货币需求理论集中反映在他的货币必要量公式中。公式为：执行流通手段职能的货币必要量=商品价格总额/同名货币的流通次数。费雪方程式，又称交易方程式，是美国经济学家欧文·费雪在1911年出版的《货币的购买力》一书中提出，是古典货币数量论的概括。费雪认为，从货币的交易媒介职能出发，有货币的流通就有商品的转移，有商品的交换就有货币的支付，所以商品交换总额与货币流通总额总是相等的，公式： $MV=PT$ 。且M为一定时期内流通中货币的平均数量，V为货币流通速度，P为各类商品价格的加权平均数，T各类商品的交易数量；剑桥经济学家马歇尔和庇古等人发展出剑桥方程式，即 $M=kPY$ 。M为现金余额，即货币需求量，k为现金余额占全部财富的比例，又称剑桥系数，P为价格，Y为人们的全部财富，则PY代表了货币形式的财富收入总额；凯恩斯继承了剑桥学派的分析方法，从资产的角度来考察货币需求。因为他把人们持有货币的行为流动偏好，所以他的货币需求理论叫作流动偏好理论。凯恩斯对货币需求理论最大的贡献在于三个动机分析的提出，即交易动机、预防动机和投机动机。如果用L1表示交易动机和预防动机引起的货币需求，用L2表示投机性需求函数，则凯恩斯的货币需求函数可以写成： $M=L1(Y)+L2(r)$ ；到20世纪50年代，一些经济学家对对凯恩斯的货币需求理论进行了发展。其中著名的是鲍莫尔和托宾的鲍莫尔—托宾模型；弗里德曼继承了传统货币数量论，提出一个由财富总量、财富在人力和非人力上的分配、持有货币的预期收益率、持有货币的机会成本和其他因素的货币函数。

### 4.2.1 变量及数据的选取

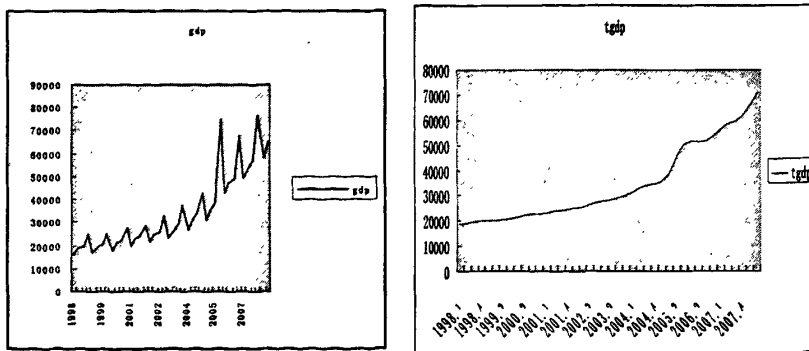
从上述货币需求理论和国内外有关股票市场与货币需求关系的研究文献来看，影响货币需求的变量主要有规模变量，机会变量，股票市场发展的规模。在数据的选取中规模变量用国内生产总值 GDP 表示，因为一国 GDP 在一定程度上能反映出一国居民的收入水平；利率 R，利率反映居民和企业持有货币的机会成本，因为我国存贷款利率尚未市场化，所以本文本文将采用同业拆解 7 天利率来代表，选取 7 天的同业拆解利率是因为 7 天的同业拆解额占到同业拆解额的主要部分；股票市场规模用股票市价总值代表，用 SZ 代表，选取股票市价总值是因为我国股票市场分为上海证券交易所和深圳证券交易所，而在 06 年之前一直没有一个统一的指数，所以采用股票市价总值。本文将先后研究股票市场对狭义货币 M1 需求及广义货币 M2 需求的影响，因为我国股票市场建立较晚，所以采用数据为 1998 年第 1 季度至 2008 年第 2 季度的季度数据(共 42 个样本点)。所有数据均为大智慧软件、人民银行网站和中国证券监督管理委员会网站整理而得。

因为我们选取的国内生产总值 GDP 和同业拆解 7 天利率 r 是名义值，所以我们通过通货膨胀率来推导出实际国内生产总值 GDP 和同业拆解 7 天利率 r。公式为：

$$\text{实际 GDP} = \text{名义 GDP} / \text{通货膨胀率} \quad \text{实际利率} = \text{名义利率} - \text{预期通胀率}$$

通货膨胀率由物价指数 CPI 代表，我们用消费价格指数月度 CPI 的环比数据的简单算术平均值求得季度数据，然后求得定基比价格指数 P(以 1997 年 12 月为基准计算)；预期通货膨胀率用 YCPI 代表，因为我国没有预期通货膨胀率数据，所以用消费价格指数月度 CPI 的环比数据的简单算术平均值求得季度数据来代替。结果如下表：

由于所选数据中 GDP 带有较强的季节性，所以对数据 GDP 进行 X12 季节调整，调整后的数据加前缀 T。如图 (4-3) 所示调整前后 GDP：



图：(4-3) GDP 季节调整比较图

对季节调整后各数据均作对数处理,以降低异方差的影响。

#### 4.2.2 对狭义货币需求的实证分析

回归分析中常常出现两个时间序列之间没有任何意义,但由于所涉及的时间序列之间存在强劲的趋势,所得到的 $R^2$ 值很高,从而出现伪回归的现象,而协整分析能避免这一问题。本文将采用协整分析(Co-Integration Analysis)对中国股票市场发展与货币需求之间的长期协整关系进行检验:

##### (1) 平稳性检验

在金融市场的时间序列中往往会出现非平稳的时间序列,时间序列的非平稳性,是指时间序列的统计规律随着时间的位移而发生变化,即生成变量时间序列数据的随机过程的特征随时间而变化。平稳性检验可归结为单位根检验,如果存在单位根,则该过程是不平稳的;如果不存在单位根,该过程是平稳的。在单位根检验中我将采用ADF检验方法,ADF检验方法好处在于消除了DF检验方法中随机误差项 $U_t$ 不存在自相关的假设。ADF检验如表:

表(4-6) 狭义货币需求的 ADF 平稳性检验

变量		t 统计量	10%临界值	检验类型(c, t, n)	平稳性
狭义货币供给量	LnM1	-4.693	-3.200	c, t, 4	平稳
广义货币供给量	LnM2	-2.025	-3.193	c, t, 0	不平稳
同业拆解利率	LnR	-1.38	-3.198	c, t, 3	不平稳
国内生产总值	LntGDP	-1.32	-3.200	c, t, 4	不平稳
股票市值	LnSZ	-4.754	-3.200	c, t, 4	平稳
一阶差分变量		t 统计量	10%临界值	检验类型(c, t, n)	平稳性
狭义货币供给量	$\Delta$ LnM1	-5.130	-3.207	c, t, 6	平稳
广义货币供给量	$\Delta$ LnM2	-6.283	-4.205	c, t, 0	平稳
同业拆解利率	$\Delta$ LnR	-8.038	-3.198	c, t, 2	平稳
国内生产总值	$\Delta$ LntGDP	-3.316	-3.200	c, t, 3	平稳
股票市值	$\Delta$ LnSZ	-3.992	-3.195	c, t, 0	平稳

注: c和t表示带有常数项和趋势项, n表示所采用的滞后阶数。

通过 ADF 检验,我们得出所有变量中只有狭义货币供给量和股票市值两个变量在10%显著的水平下是平稳的,其它变量均不平稳,但是在一阶差分却是都平稳的。因此,满足构造协整方程的必要条件。

##### (2) 协整检验

当变量均为非平稳序列时，变量间所进行的回归将很有可能导致伪回归现象。但是如果变量是同阶单整的，我们可以通过协整来避免这一问题。Johansen 协整检验结果如下：

表(4-7) 狭义货币需求的 Johansen 协整检

Hypothesized		Max-Eigen			0.05
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**	
None *	0.700445	45.80741	27.58434	0.0001	
At most 1 *	0.572006	32.24858	21.13162	0.0009	
At most 2	0.200031	8.480911	14.26460	0.3319	
At most 3	0.015153	0.580216	3.841466	0.4462	

注：\*表示在 5%显著性水平下拒绝原假设

上表协整检验结果表明，狭义货币 M1，国内生产总值 GDP，股票市值 SZ，同业拆借利率 R 之间在 5%的显著性水平下最多存在 2 个协整方程。也就是说它们之间存在长期稳定关系。具有共同的随机趋势，揭示货币需求受经济增长、利率和股市的影响，而且这种影响具有长期稳定性。我们取第一个协整方程。

表(4-8) 狭义货币需求的协整方程

1 Coin tag rating Equation(s):		Log likelihood		284.8870
LNR	LN M1	LNSZ	LNTGDP	
1.000000	5.709452	1.161049	-7.090908	
	(1.15760)	(0.28510)	(1.41587)	

$$VECM = \ln r + 5.709452 \ln m1 + 1.161049 \ln sz - 7.090908 \ln tgdgdp$$

对 ECM 进行单位根检验，T 值为 -3.396 通过在 10%显著性水平下拒绝原假设，验证了协整关系是正确的。

### (3) 股票市场与货币需求的格兰杰因果检验

理论说明股票市场发展与货币需求之间存在关系，但为了进一步说明这种关系。因此在这一部分里，将检验股票市场发展与货币需求之间的因果关系。本文采取格兰杰因果检验方法对股票市场总市值与狭义货币需求之间的因果关系，结果见表：

表(4-9) 股票市值和狭义货币的格兰杰因果检验

	Lags	F-Statistic	Probability
LNSZ does not Granger Cause LNM1	2	1.78523	0.18270
LNM1 does not Granger Cause LNSZ	2	1.24196	0.30123
LNSZ does not Granger Cause LNM1	3	2.28949	0.09718
LNM1 does not Granger Cause LNSZ	3	2.17229	0.11056
LNSZ does not Granger Cause LNM1	4	1.78523	0.18270
LNM1 does not Granger Cause LNSZ	4	1.24196	0.30123
LNSZ does not Granger Cause LNM1	5	1.98788	0.11397
LNM1 does not Granger Cause LNSZ	5	2.04245	0.10566

由表可以看出,在滞后期为3时,对于lnsz不是lnm1的格兰杰成因的原假设,相伴概率是只有0.09718,表明至少在90%的置信水平下,可以认为lnsz是lnm1的格兰杰成因。而在同一滞后期的lnm1不是lnsz的格兰杰成因的原假设中相伴概率是0.11056,置信水平较低,不过置信水平也只是略低于90%,而在其它滞后水平下,lnm1不是lnsz的格兰杰成因的原假设中的相伴概率也较高,无法拒绝原假设。于是我们可以得出结论,伴随着股票市场规模的扩大,中国股票市场在格兰杰因果意义上导致狭义货币需求,中国股票市场的持续发展对狭义货币需求产生明显的影响。反过来,狭义货币量并没有在格兰杰因果意义上导致股票市场的发展,或是说狭义货币量对股票市场发展的影响较低。

#### (4) 误差修正模型

向量误差修正(VEC)模型是对诸变量施加了协整约束条件的向量自回归模型。向量误差修正模型如下(只列出货币需求的误差修正模型):

$$\begin{aligned}
 D(LNM1) = & 0.083842 - 0.000652VECM(-1) - 0.297257 D(LNM1(-1)) - 0.426937 \\
 & D(LNM1(-2)) - 0.352313 D(LNM1(-3)) - 0.003369 D(LNR(-1)) + 0.025878 D(LNR(-2)) \\
 & - 0.023729 D(LNR(-3)) + 0.037729 D(LNSZ(-1)) + 0.034885 D(LNSZ(-2)) - 0.016424 \\
 & D(LNSZ(-3)) - 0.297208 D(LNTGDP(-1)) + 0.370588 D(LNTGDP(-2)) \\
 & - 0.383821D(LNTGDP(-3))
 \end{aligned}$$

$$VECM = lnr + 5.709452lnm1 + 1.161049lnsz - 7.090908lntgdp$$

VEC 模型检验结果:

表(4-10) 狭义货币需求的 VEC 模型检验

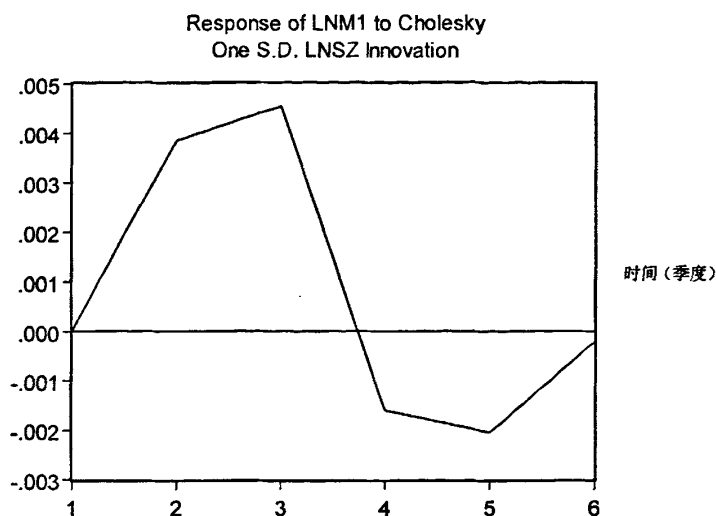
R-squared	0.720598	0.768124	0.634322	0.924143
Adj. R-squared	0.569255	0.642525	0.436247	0.883053
Sum sq. resids	0.008814	0.927065	0.506091	0.002587
S.E. equation	0.019164	0.196539	0.145214	0.010383
F-statistic	4.761358	6.115668	3.202427	22.49100
Log likelihood	105.0914	16.63337	28.13419	128.3789
Akaike AIC	-4.794286	-0.138598	-0.743905	-6.019945
Schwarz SC	-4.190964	0.464723	-0.140584	-5.416623
Mean dependent	0.036313	-0.008237	0.058191	0.033226
S.D. dependent	0.029199	0.328720	0.193404	0.030362

由 VEC 模型检验结果可以看出, 方程的拟和优度较为理想, AIC 和 SC 非常小, 说明该模型还是较为理想的。

从误差修正模型上看, 股票市值的滞后一阶差分对狭义货币需求差分的影响系数 0.037729, 也就是说股票市场的发展在短期内对狭义货币的需求产生正效应的影响; 股票市场价格指数的滞后二阶差分对狭义货币需求差分的影响系数 0.034885, 同理在中期股票市场的发展对狭义货币的需求产生正效应的影响; 但股票市场价格指数的滞后三阶差分对狭义货币需求差分的影响系数为-0.016424, 也就是在长期股票市场货币需求产生负效应。因为滞后一阶的 VECM 的系数较小, 对货币需求的影响微不足道, 所以可以忽略。

#### (5) 脉冲响应分析

由于我们要分析的是股市对货币需求的影响, 所以单独考察货币需求对股市冲击的脉冲响应情况。如图(4-6):



图：(4-4) 股市发展对 M1 的脉冲反应图

上图是  $lnm1$  受  $lnsz$  变化的脉冲响应图，股票总市值出现标准差新息冲击后，狭义货币需求的反应在不同的时间里存在一定差异。在股票总市值波动之初，狭义货币需求先是出现强烈正向反应。但是，在三季度后开始正反映开始下滑，在四季度时为负值，狭义货币需求开始出现负反映，然后开始回升。脉冲响应图表明，股票市场的变化对狭义货币需求的影响是不稳定的，狭义货币需求将出现较大幅度的起伏，不利于货币政策的顺利实施，这就需要货币当局相机而动的对货币量进行调解。

### 4.2.3 对广义货币需求的实证分析

#### (1) 协整检验

同对狭义货币的研究相同，对广义货币  $lnm2$ 、国内生产总值  $lntgdp$ 、同业拆解利率  $lnr$  和股票市场总值的 Johansen 协整检验结果如下：

表(4-11)广义货币需求的 Johansen 协整检验

Hypothesized		Trace		0.05	
No. of CE(s)	Eigen value	Statistic	Critical Value	Prob.**	
None *	0.803233	112.9471	47.85613	0.0000	
At most 1 *	0.666372	51.16916	29.79707	0.0001	
At most 2	0.199345	9.455435	15.49471	0.3249	
At most 3	0.026154	1.007078	3.841466	0.3156	

上表协整检验结果表明，广义货币 M1，国内生产总值 GDP，股票市值 SZ，同业拆借

利率 R 之间在 5% 的显著性水平下最多存在 2 个协整方程。也就是说它们之间存在长期稳定关系。具有共同的随机趋势，揭示货币需求受经济增长、利率和股市的影响，而且这种影响具有长期稳定性。我们取第一个协整方程。

表(4-12) 广义货币需求的协整方程

1 Coin tag rating Equation(s):		Log likelihood	306.7812
Normalized coin tag rating coefficients (standard error in parentheses)			
LNM2	LNR	LNSZ	LNTGDP
1.000000	0.387088	0.122289	-1.469160
	(0.04550)	(0.02830)	(0.06401)

$$ECM1 = 0.387088lnr + lnm2 + 0.122289lnsz - 1.46916lntgdp$$

对 ECM1 进行单位根检验，T 值为 -2.92，没有通过在 10% 显著性水平下拒绝原假设，无法验证协整关系的正确，说明长期稳定性不显著。

(2) 股票市场总市值与广义货币需求之间的因果关系

表(4-13) 股票市值和广义货币的格兰杰因果检验

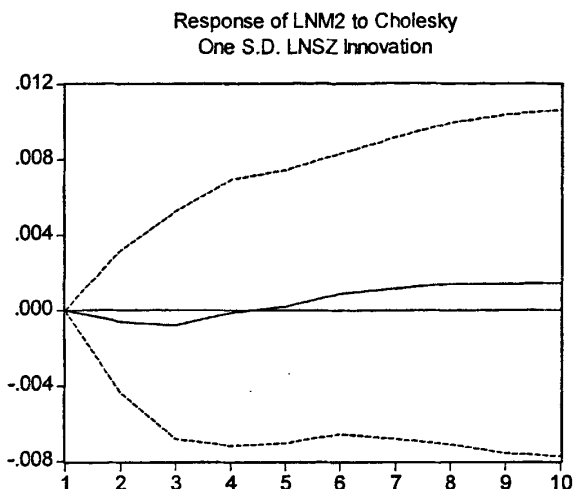
	Lags	F-Statistic	Probability
LNSZ does not Granger Cause LNM2	2	0.14717	0.86367
LNM2 does not Granger Cause LNSZ	2	1.34061	0.27479
LNSZ does not Granger Cause LNM2	3	0.19819	0.89685
LNM2 does not Granger Cause LNSZ	3	1.45178	0.24616
LNSZ does not Granger Cause LNM2	4	0.82218	0.52172
LNM2 does not Granger Cause LNSZ	4	1.91496	0.13467
LNSZ does not Granger Cause LNM2	5	1.14274	0.36327
LNM2 does not Granger Cause LNSZ	5	2.47720	0.05805

由表可以看出，在滞后期为 5 时，对于 LNM2 不是 LNSZ 的格兰杰成因的原假设，相伴概率是只有 0.05805，表明至少在 90% 的置信水平下，可以认为 LNM2 是 LNSZ 的格兰杰成因。而在其它滞后期的 LNSZ 不是 LNM2 的格兰杰成因的原假设中相伴概率都较高，置信水平较低，无法拒绝原假设，可以认为 LNSZ 不是 LNM2 的格兰杰成因。于是我们可以得出结论，伴随着股票市场规模的扩大，中国股票市场在格兰杰因果意义上没有导致



货币广义货币需求，而广义货币量对股票市场产生了一定影响。

### (3) 脉冲反应



图：（4—5）股市发展对 M2 的脉冲反应图

上图是  $lnm2$  受  $lnsz$  变化的脉冲响应图，股票总市值出现标准差新息冲击后，波动非常小。在股票总市值波动之初，广义货币需求出现负反映，在四个季度后广义货币需求开始出现正反映，而且呈现稳定趋势，但反映程度依然很小。

#### 4.2.4 实证结果总结

(1) 狭义货币需求  $M1$  和上证指数存在长期稳定的关系。股指上升一个百分点，货币需求在短期和中期增加 0.03 个百分点，表明股票市场的变化对货币需求的影响是财富效应、资产组合效应和交易效应大于替代效应，即股市上行时，增加了居民对货币需求的增加。但这种财富效应并不稳定，在长期股票市场的替代效应反过来大于财富效应、资产组合效应和交易，对货币需求有负向作用，然后出现波动趋势，这说明我国货币需求与股市的关系还不稳定。货币需求函数的不稳定性说明我国股市投资者大部分是投机者，长期投资者较少，再加上我国股市不规范，市场波动较大，当处于牛市行情时，短期内资金投入比较大，熊市时大量资金撤离，转换成储蓄。另一方面，我国社会保障体制改革还没到位和房地产价格升高和未来预期支出的不确定性因素加大等现实情况使投资者的预期收入减少，预期支出增加，因而减少即期消费，进行储蓄，表现出财富效应的不明显。但从长远来看，随着我国股市的渐趋完善，股市投资者人数的增加和投资

者素质的提高，最终会表现为股市影响货币需求函数走向稳定。

(2) 广义货币需求 M2 与股市不存在长期稳定的关系，这可能因为影响广义货币的因素很多，在中国股票市场当前的发展程度下，与储蓄存款等相比，股票还不是微观经济主体金融资产的主要持有形式，另外占全国人口总数 80% 的农村居民并没有投资股市的意识，他们的资产基本上是以储蓄的形式持有，所以中国股票市场还没有对广义货币需求产生系统影响。因此，股票市场总市值与广义货币需求之间的关是不稳定的，在不同的时间和经济发展状况下，两者之间的关系也是不同的。但从格兰杰因果检验中发现，广义货币对股票市场产生一定影响，这可能是货币量的变化对股票供需产生影响，以至影响到股票价格和股票市值。

### 4.3 我国货币政策对股票市场的影响

#### 4.3.1 我国利率变动对股票价格的影响分析

从表 (4-14) 中，我们可以看出，当我国一年期存款基准利率下调时，上证综指当天一般都会高开；当一年期存款基准利率上调时，上证综指次日一般都会低开；可见我国股票价格会对利率的调整做出及时的变化，且股票的价格和利率的调整成负相关表现。

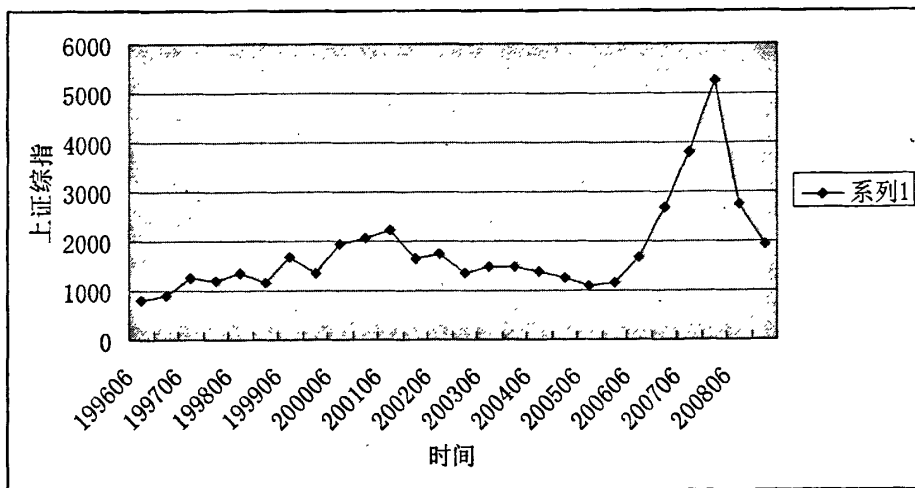
表 (4-14) 基准利率后调整次日上证反应情况

日期	一年期存款 基准利率调 整状况 (%)	上证综指次 天开盘涨跌 幅状况 (%)	日期	一年期存款 基准利率调 整状况 (%)	上证综指次 天开盘涨跌 幅状况 (%)
1996.05.01	下调 1.8	高开 5.11	2004.10.29	上调 0.27	低开 1.87
1996.08.23	下调 1.71	高开 1.53	2006.08.19	上调 0.27	低开 2.1
1997.10.23	下调 1.8	下跌 0.35	2007.03.18	上调 0.27	低开 2.3
1998.03.25	下调 0.45	高开 1.80	2007.05.19	上调 0.27	低开 3.2
1998.07.01	下调 0.45	高开 1.79	2007.07.21	上调 0.27	高开 1.1
1998.12.07	下调 0.99	高开 1.28	2007.08.22	上调 0.27	低开 1.62
1999.06.10	下调 1.53	高开 1.66	2007.09.15	上调 0.27	低开 3 点
2002.02.21	下调 0.27	高开 1.57	2007.12.21	上调 0.27	低开 0.51

数据来源：中国人民银行网站和大智慧软件整理

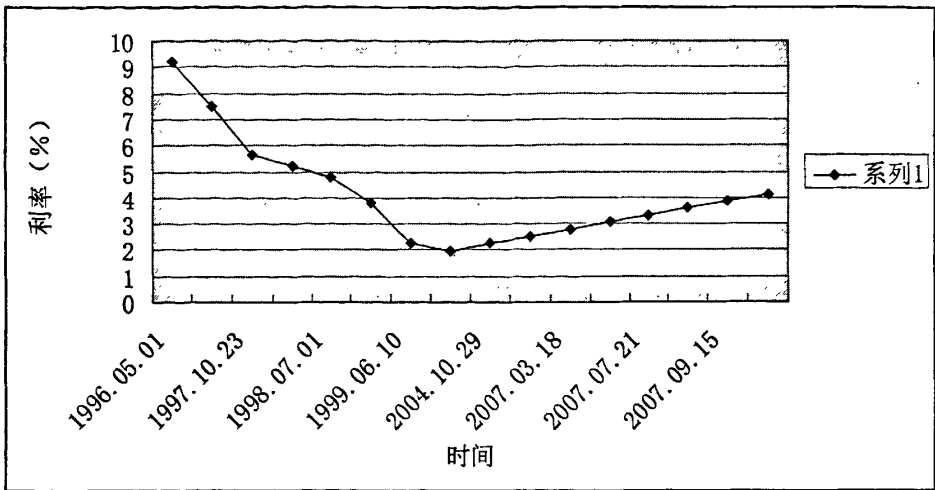
上面分析了我国利率变动对股票价格的短期影响，现在分析一下我国利率调整对股

票价格的长期影响，1996年5月1日至2002年2月21日，我国存款利率经历了长期的下调阶段，一年期存款基准利率从9.18%一路调整到1.98%，在此之间我国股票市场也进入了一段牛市行情，上证综合指数从最低的654.43点一路上升，最高达到2245.44点，这也是我国股票市场经历的第一波大牛市。从2004年10月29日，人民银行开始上调一年期存款基准利率，并一路上调，到2007年12月21日，人民银行一共上调了7次一年期存款基准利率，一年期存款基准利率从1.98%上调至4.14%。在这一轮利率上调过程中，我国股票市场在宏观经济良好的情况下经历一段长期的熊市，并一度跌破千点大关，虽然从06年后半年以后股票市场走出了一段熊市，这主要是股改的成功和世界性流动性过剩的结果。从以下两个图中可以看出，利率的升降趋势和股票指数的升降趋势正好相反。也就是说当利率进入一个长期下降趋势时，股票市场也随之会进入一个牛市阶段；当利率进入一个长期上升趋势时，股票市场也随之会进入一个熊市阶段。虽然两个阶段从时间和变化程度等方面没有相当吻合，其主要原因是股票价格的变化是受多种力量影响的，而且政策也有一定的滞后性和预期的影响。不过，利率的变化还是对股票价格有着长期的影响。



图(4-6) 1996年6月-2008年6月上证综合指数走势图

数据来源：大智慧软件数据整理



图(4-7) 1996年5月1日-2007年12月21日一年期存款基准利率走势图

数据来源: 大智慧软件数据整理

### 4.3.2 我国货币供应量对股票市场的影响

由表(4-15)可以看出,虽然有个别M0和M1新增变动率同上证综指的变动率不同,但大部分还是相同的,这也说明我国货币供应量的变化对股票价格确实有着正相关的关系。

表(4-15) 上证年变化率与M0和M1年变化率关系

年度	上证综指的变动率	M0 新增变动率	关系	M1 新增变动率	关系
1996	65.87%	53.86%	同涨	31.37%	同涨
1997	30.22%	50.01%	同涨	39.40%	同涨
1998	-3.97%	-25.38%	同跌	-34.61%	同跌
1999	19.18%	119.31%	同涨	66.78%	同涨
2000	51.73%	-46.79%	不同	6.19%	同涨
2001	-20.62%	-13.49%	同跌	-8.01%	同跌
2002	-17.52%	53.38%	不同	63.74%	不同
2003	10.27%	55.30%	同涨	20.22%	同涨
2004	-15.40%	-30.21%	同跌	-10.46%	同跌
2005	-8.33%	48.83%	不同	-4.59%	同跌
2006	130.43%	18.63%	同涨	65.81%	同涨
2007	96.66%	7.26%	同涨	41.29%	同涨
2008	-63.34%	-104.69%	同跌	-91.31%	同跌

数据来源: 人民银行网站和大智慧软件整理

### 4.3.3 我国存款准备金变动对股票市场的影响

我国从2003年8月24日到2008年6月7日,人民银行以先后十次提高存款准备

金率来减少货币供应量过多和通货膨胀的影响。每一次的宣布都会对我国投资者的预期产生影响，从而对在公布后股票市场第一个交易日产生影响。如图：表(4-16)

表(4-16) 存款准备金调整与上证指数开盘比较

存款准备金调整 宣布时间	调整幅度	公布第一交 易日上证指 数开盘情况	存款准备金调整 宣布时间	调整幅度	公布第一交 易日上证指 数开盘情况
2008年6月7日	1%	-3.83%	2007年5月18日	0.50%	-3.17%
2008年5月12日	0.50%	-3.07%	2007年4月29日	0.50%	0.65%
2008年4月16日	0.50%	-0.16%	2007年4月5日	0.50%	-0.95%
2008年3月18日	0.50%	2.10%	2007年2月16日	0.50%	-2.26%
2008年1月16日	0.50%	-1.03%	2007年1月5日	0.50%	-0.77%
2007年12月8日	1%	-1.59%	2006年11月3日	0.50%	-0.71%
2007年11月10日	0.50%	-2.53%	2006年7月21日	0.50%	-1.00%
2007年10月13日	0.50%	0.53%	2006年6月16日	0.50%	-0.92%
2007年9月6日	0.50%	-0.23%	2004年4月25日	0.50%	-0.14%
2007年7月30日	0.50%	-0.19%	2003年8月24日	1%	-0.32%

数据来源：人民银行网站 大智慧软件数据整理

从表(4-3)中可以看出，在每次宣布上调存款准备金后的第一个交易日开盘几乎都是低开。可见在我国股票市场会受到上调存款金后的货币供应量减少的预期的影响而使股票价格下降。

#### 4.3.4 我国汇率变动对股票市场的影响

##### (1) 汇率变动对上市公司的业绩造成影响

我国自从2005年7月21日本币开始升值以来，纺织行业已遭到前所未有的困境。据纺织行业研究，人民币每升值1%，纺织行业销售利润率下降2%—6%。如果人民币升值5%—10%，行业利润率下降10%—60%。在人民币快速升值期间，作为纺织行业的天山纺织营业利润率06年为3.30%到08年中期下降到-2.58%，销售毛利率06年为18.72%到08年中期下降到13.27%，净利润率06年为4.07%到08年中期下降到2.26%，整体业绩大幅下降，从而影响到股票的价格。但是造纸行业却是这场人民币升值的收益者，由于我国是纸消费的大国，需要大量进口优质纸浆，造纸产业中的纸浆成本占总成本70%，因此人民币升值将使得造纸产业的成本有较为明显的下降，而产品主

要在国内销售,从而明显提升造纸产业的盈利水平。例如:晨鸣纸业营业利润率06年为5.51%到08年中期上升13.86%,销售毛利率06年为18.91%到08年中期上升到22.28%,净利润率06年为5.10%到08年中期上升到11.08%,整体业绩大幅上升,从而影响到股票的价格。由于2005年7月21日的人民币升值,市场预期人民币会进一步升值,股票市场在7月22日就作出了积极的反应。如表(4-17):

表(4-17)2005年7月22日受汇率变动影响部分股票开盘情况

纺织	开盘涨跌幅(%)	造纸	开盘涨跌幅(%)
纺织服装指数	-0.61	造纸印刷指数	2.81
天山纺织	-4.22	晨鸣纸业	4.40
深纺织A	-0.94	岳阳纸业	3.35
雅戈尔	-1.17	山鹰纸业	3.35
南纺股份	-3.16	恒丰纸业	3.35

数据来源:大智慧软件数据整理

(2) 汇率变动对我国整体股市的影响

我国从2005年以来本币开始进入快速升值阶段,同时我国股票也进入上升时期。如图所示:(4-8)和图(4-9)

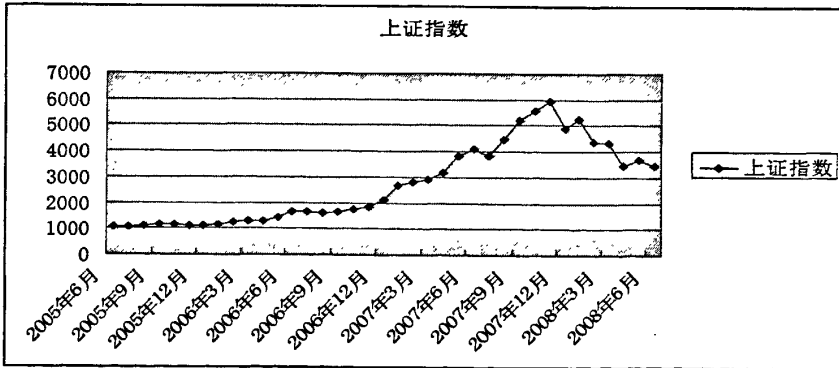
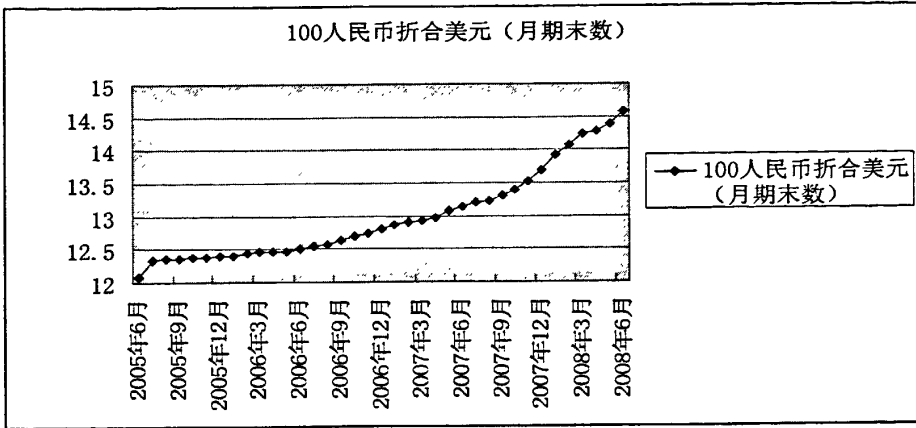


图:(4-8)上证指数走势图

数据来源:根据大智慧软件数据整理



图：（4—9）人民币折合美元走势图

数据来源：根据人民银行网站数据整理

我国随着本币的快速上升，股票价格也得到了快速增长。上证指数从2005年6月的1000点左右到上涨到2007年10月的6124点，历时两年多。但是在短短的一年时间里，上证指数在2008年9月回到了1800点。可见一国的本币的升值往往会引来短期投机的热钱进入股票市场，使股票价格快速升高。一旦升值达到一定程度，升值预期减少，投机的热钱会撤离市场，使股票价格快速下降。

#### 4.3.5 我国货币政策对股票市场的影响总结

从上述分析来看，我国的货币政策在短期和长期都对股票市场起着一定的影响。其中本文得出我国的利率对股票价格有反向关系；货币供应量与股票价格有正向关系；存款准备金率与股票价格有反向的关系；汇率的变动不但影响着个股，同时长期与整个股市有着正向关系的结论。

## 第 5 章 总结和 policy 建议

### 5.1 总结

通过对国外理论研究和我国的实证研究发现,国外的理论在我国市场上表现的并不明显,这可能是国外的理论研究是建立在完善的市场机制下的,而我国的市场机制还不完善,虽然已经有了很大进步,但有待完善,因而我国股票市场与货币政之间的关系并不明显。

本文在二章和第四章的部分从理论和实证两方面论述了股票市场的货币政策传导机制,在理论上论述了托宾的  $q$  理论、企业资产负债表效应、通货膨胀效应、财富效应和流动性效应。在实证方面,本文利用计量方法对我国的财富效应进行实证研究,并得出我国股票市场具有财富效应,但财富效应不明显,这主要是我国股票市场并不完善的原因。

在本文第三章和第四章论述了我国股票市场和货币政策互相影响的理论和实证研究。在第四章的第二部分用计量的方法对我国股票市场的发展分别对我国狭义货币需求  $M1$  和广义货币需求  $M2$  进行实证研究,并得出我国股票市场的总市值和狭义货币具有长期协整关系,并对狭义货币需求产生同向影响,但影响不大。在对广义货币的需求研究中并没有发现它与股票总市值存在长期的协整关系,但在格兰杰因果检验中发现广义货币对股票市场产生一定影响,这可能是货币量的变化对股票供需产生影响,以至影响到股票价格和股票市值。在第三章和第四章的第三部分分析了货币政策对股票市场的影响理论和实证研究,发现在我国利率调整会在短期对股票价格起到反向作用,也就是利率下调股票上涨,利率上调股票下跌;以每年为一周期我们发现我国货币供应量的变动往往与股票市场价格同向变动;在短期股票市场与存款准备金率呈反向变动;汇率的长期单边变动与股票市场产生同向变动;我国股票处于牛市时,我国的信贷资金会大量流入股市,特别是我国 IPO 的首日收益率远超出贷款利率时会使同业拆解市场资金大量流入股市。



## 5.2 政策建议

### 5.2.1 完善货币政策操作的参考指标

虽然我国的股票市场的发展还不足以对货币政策造成很大的影响,但我国股票市场以对货币需求等因素产生了影响,特别我国股票市场正处于一个快速发展时期,股改的成功更会使我国股票市场朝一个更好、跟健全、更大的股票市场的方向发展。到时,股票市场必将对货币政策产生不容忽视的影响,如果没有把股票市场的因素考虑进去,必将产生实体经济对货币需求不足或是供给过剩等现象,所以逐步把股票市场因素纳入参考指标是未雨绸缪的选择。

### 5.2.2 完善股票市场

虽然我国股票市场这几年有较快速的发展,但我国股票还有许多地方有待完善。完善股票市场可以从以下几方面入手:(1)扩大股票市场相对规模。我国股票虽然在绝对量上已经有了很大幅度的提高,到2008年二季度末已达到178035亿元,但相对规模却不是很高,与07年的GDP相比,比率只有0.72。特别是我国股票市场上占有比率最高的是国有股,虽然原则上国有股也可上市流通,但是在我国一般情况下是不进入市场交易的,就算交易也只是很小的一部分或是国有公司之间交易,而百分之六十或是七十的股份往往是不流入市场的;(2)提高居民持有股票占居民财产中的比重。虽然我国居民持有大量资产,但绝大部分是储蓄存款,投资到股票市场的资产微乎其微。如果想扩大市场,一定需要大量的资金流入股市,鼓励居民进行多元化投资不但可以使居民获得国家发展而带来的收益,还能解决股票市场缺血的现象。(3)大力发展机构投资者。我国经常出现政策市,其中一个原因就是市场上充斥着大量投机者,投机者顺势做股票而不在乎股票的内在价值,使股票常常出现非理性上涨或下跌。如果市场出现大量机构投资者,他们对股票市场的目的是得到上市公司盈利所发的红利,这样就会有很大一笔的长期资金稳定在股市内,这样就不会出现股票市场缺乏资金而出现过大波动。(4)完善红利税收制度。本人认为,我国的红利税收极不合理,我国采取现金红利收取20%的个人所得税和股利红利不收取任何税。这致使大量上市公司为了避免缴税而采取股利红利的形式,就算是发放现金红利也只发放很少的一部分。这样使投资者产生更愿意投机的错觉,而不愿意去投资。另外20%的现金红利个人所得税过高,打击了投资者的热情,往往促使股票购买者在红利发放前卖出股票以减少税收带来的损失。(5)严格控制非法信

贷资金进入股市。信贷资金进入股票市场是允许的，我国正积极准备的融资融券也是建立了信贷资金进入股市的一个渠道，但是非法的信贷资金进入股票市场是严重影响到实体经济和股票市场的健康发展。例如我国在牛市期间大量同业拆解市场的资金进入股市，使我国的股票市场新股市盈率达到 50 倍甚至 60 倍之多，这完全扭曲了市场机制。（发达市场首日发行股票市盈率为 10—15 倍）

### 5.2.3 大力发展货币市场

货币市场和资本市场是货币政策传导的两个重要环节，协调发展货币市场与资本市场，才能保证货币政策的有效实施。在我国由于采取“先发展资本市场，后发展货币市场”的政策方针，使我国货币市场的发展远落后于资本市场的发展。这使我国货币政策的有效性有所减弱，例如：我国现在存在的证交所债券市场和银行间债券市场彼此独立的两大债券交易市场，市场的分割降低了央行货币政策意图传导的实效性，不利于央行货币政策的适时传导。货币市场发展的不好，资本市场很难取的更大的发展空间，这是因为资本市场的运作离不开货币市场提供的服务和短期资金的调剂，另外货币市场的发展有利于培育市场化的利率生成机制和合理的利率结构。所以完善的货币市场是发展资本市场和实施货币政策的基础。

### 5.2.4 加强货币市场和资本市场的联结

在一个完整的金融市场中，货币市场和资本市场应具有高度的相关性和联动性。才能使资金得到合理的配置，提高资金适用效率。（1）建立完善多层次的股票交易市场。只有资本市场具有高度的流动性，才能保证资金市场价格的关联性。我国的股票市场上市的公司大部分为国有大企业，小盘股较少。这种单一层次性股票市场无法满足各种阶层的企业融资要求，也无法满足具有不同投资偏好者的投资爱好。只有建立多层次的股票市场，才能使我国股票市场具有高度的流动性，才能使我国的货币市场和资本市场资金价格具有高度的关联性。（2）大力发展跨市场产品。两个市场的联结不但需要两个市场具有高度流动性所达到的价格关联，还需要设计一些沟通两个市场的金融产品。在大力发展已有的共同基金和银证合作计划等产品外，我国应鼓励银行和券商、基金、保险机构合作开发符合我国市场要求的跨市场的创新产品。只有创新才是市场发展的原动力。（3）扩大投资主体的联结程度。两个市场的联结，投资主体的参与是分不开的，投资者不但可以使两个市场资金得到合理的配置，还可以通过信息的交流使金融产品价格

处在一个合理范围之内，起到规范和监督市场的作用。因此逐步放宽两个市场投资主体互相进入彼此市场的条件对两个市场联结起到不容忽视的作用。(4) 发展债券市场。债券市场因债券产品按期限分为短期债券市场和中长期债券市场，而短期债券市场属于资本市场，所以债券市场具有跨越资本市场和货币市场两个市场的特殊功能。在发展债券市场的同时应重视债券产品的开发，我国经历了 6000 点狂跌到 1700 多点的大熊市后，很多股票投资者转向重视固定产品的投资。这对发展债券市场和产品是一个良机，特别对我国当前债券市场缺乏公司债券和可转债来说，趁此良机发展我国多层次的公司债券和可转债，会大大丰富债券市场的产品品种，将有利于整个债券市场的发展。

附表:

附表 1: 货币需求实证研究原始数据

时间	m1 (亿元)	m2 (亿元)	GDP (亿元)	市值 (亿元)	利率 r (%)
1998 年一季	33110.7	92037.0	15899.4	18679.33	8.41
1998 年二季	33775.7	94657.6	18831.6	21412.13	6.68
1998 年三季	36501.4	99794.5	19704.4	20452.64	5.33
1998 年四季	38953.7	104498.5	25117.6	19505.65	4.67
1999 年一季	38053.6	108438.2	16784.0	20180.13	4.59
1999 年二季	38821.8	111363.5	19405.0	30099.90	4.47
1999 年三季	41913.9	115079.3	20611.0	29126.22	3.03
1999 年四季	45837.3	119897.9	25254.0	26471.17	2.73
2000 年一季	45158.5	122606.8	18172.7	36562.62	2.51
2000 年二季	48024.4	126605.3	21318.7	40690.00	2.38
2000 年三季	50616.9	130473.8	22632.5	41849.30	2.36
2000 年四季	53147.2	134610.3	27279.7	48090.94	2.39
2001 年一季	53033.4	138744.5	19894.9	50908.44	2.61
2001 年二季	55187.4	147809.7	23047.1	53630.58	2.50
2001 年三季	56644.0	151642.7	24284.9	45831.36	2.43
2001 年四季	59871.6	158301.9	28706.1	43522.20	2.35
2002 年一季	59474.8	164064.6	21020.3	43050.55	2.30
2002 年二季	63144.0	169601.2	24515.5	47736.46	2.10
2002 年三季	66797.0	176985.2	26146.5	44243.44	2.03
2002 年四季	70882.0	185007.0	33108.7	38329.13	2.14
2003 年一季	71438.8	194487.3	23562.0	42729.13	2.12
2003 年二季	75923.2	204907.4	26491.0	41629.53	2.03
2003 年三季	79163.9	213567.1	29061.0	39080.79	2.34
2003 年四季	84118.6	221222.8	37580.0	42457.71	2.55
2004 年一季	85815.6	231654.6	27106.0	50417.42	2.24
2004 年二季	88627.1	238427.5	31667.0	40408.09	2.32
2004 年三季	90439.1	243756.9	34371.0	40928.61	2.31
2004 年四季	95970.8	253207.7	43371.1	37055.57	2.17
2005 年一季	94743.2	264588.9	31355.0	34802.72	2.10
2005 年二季	98601.3	275785.5	36067.0	31590.02	1.67
2005 年三季	100964.0	287438.3	38853.0	33367.60	1.55
2005 年四季	107278.6	298755.5	76046.0	32430.28	1.60
2006 年一季	106737.1	310490.7	43313.0	35341.74	1.74

## 附表

2006年二季	112342.4	322756.4	48130.0	44200.79	1.97
2006年三季	116814.1	331865.4	50034.0	52282.79	2.43
2006年四季	126028.1	345577.9	69394.0	89403.90	2.73
2007年一季	127900.0	364100.0	50287.0	128033.36	2.35
2007年二季	135847.4	377832.2	56481.0	166232.79	2.93
2007年三季	142591.6	393098.9	59275.0	253157.00	3.41
2007年四季	152519.2	403401.3	80576.0	327140.89	3.48
2008年一季	150867.5	423054.5	61491.0	226789.14	3.09
2008年二季	154820.2	443141.0	69128.0	178035.10	3.34

附表2: 实际GDP和r

时间	实际GDP(亿元)	实际r(%)	时间	实际GDP(亿元)	实际r(%)
1998.1	15695.36	7.11	2003.2	26652.49	2.73
1998.2	18758.76	7.58	2003.3	29102.34	1.87
1998.3	19589.01	5.13	2003.4	37322.45	1.72
1998.4	25003.84	4.80	2004.1	26812.98	1.84
1999.1	16669.1	4.36	2004.2	31356.03	2.42
1999.2	19539.19	5.84	2004.3	33852.94	1.78
1999.3	20609.27	2.33	2004.4	42745.9	2.24
1999.4	25302.49	2.93	2005.1	30749.27	1.60
2000.1	18135.05	2.11	2005.2	35524.17	2.10
2000.2	21518.41	3.51	2005.3	38153.78	1.25
2000.3	22708.26	1.76	2005.4	74553.16	1.43
2000.4	27307.31	2.16	2006.1	42335.73	1.44
2001.1	19888.53	2.48	2006.2	47106.85	2.10
2001.2	23155.49	3.00	2006.3	48888.87	2.26
2001.3	24358.51	2.26	2006.4	67401.37	2.13
2001.4	28773.92	2.28	2007.1	48616.13	1.88
2002.1	21062.95	2.27	2007.2	54495.34	2.73
2002.2	24688.68	2.60	2007.3	56737.21	2.61
2002.3	26278.65	1.83	2007.4	76615.44	2.81
2002.4	33231.74	2.01	2008.1	57870.55	2.06
2003.1	23539.7	1.65	2008.2	65166.52	3.51

附表 3: 财富效应实证研究原始数据

时间	上证综指	社会消费品零售总额	城镇居民人均可支配收入 (元)	储蓄存款(亿元)
2005年5月	1060.74	5319	812.07	136975.93
2005年6月	1080.94	5287	812.07	138673.97
2005年7月	1083.03	5340	842.67	139800.70
2005年8月	1162.80	5754	842.67	140546.56
2005年9月	1155.61	6120	842.67	142310.74
2005年10月	1092.82	5979	863.67	142831.75
2005年11月	1099.26	6542	863.67	144481.79
2005年12月	1161.06	6642	863.67	147053.74
2006年1月	1258.05	6002	1097.67	153264.67
2006年2月	1299.03	5797	1097.67	156497.42
2006年3月	1298.30	5775	1097.67	158112.55
2006年4月	1440.22	6176	901.33	158629.49
2006年5月	1641.30	6058	901.33	158721.89
2006年6月	1672.21	6012	901.33	160251.97
2006年7月	1612.73	6077	934.00	160390.54
2006年8月	1658.64	6554	934.00	161542.75
2006年9月	1752.42	6998	934.00	163320.99
2006年10月	1837.99	6822	986.67	163278.51
2006年11月	2099.29	7499	986.67	164847.72
2006年12月	2675.47	7488	986.67	166616.18
2007年1月	2786.33	7014	1311.67	166442.07
2007年2月	2881.07	6686	1311.67	175434.13
2007年3月	3183.98	6673	1311.67	176881.43
2007年4月	3841.27	7158	1039.00	175068.75
2007年5月	4109.65	7026	1039.00	172148.22
2007年6月	3820.70	6998	1039.00	173836.41
2007年7月	4471.03	7117	1098.00	173583.40
2007年8月	5218.83	7668	1098.00	173129.09
2007年9月	5552.30	8263	1098.00	172902.19
2007年10月	5954.77	8105	1146.67	167795.24

## 参考文献

- [1] 聂家福:《我国股票市场对经济增长贡献的实证分析》[D], 厦门大学, 2007年5月
- [2] 石建民:“股票市场、货币需求与总量经济:一般均衡分析”[J],《经济研究》, 2001年第5期:45-52
- [3] 戴国强:《中国货币需求分析》[M], 上海:复旦大学出版社, 1995年版
- [4] 肖才林:《股票市场发展对货币政策的影响研究》[D], 华中科技大学, 2005年11月
- [5] 古扎拉蒂,《计量经济学》[M], 北京:中国人民大学出版社, 2000年版
- [6] 苏剑,“西方货币传导理论综述”[J],《经济学动态》, 1999年第4期
- [7] 赵英军, 侯绍泽:“货币政策:通过股票市场的传导—西方对货币政策传导机制的新认识及对我国的启示”[J],《金融研究》, 1999年第12期
- [8] 高莉, 樊卫东:“中国股票市场与货币政策新挑战”[J],《金融研究》, 2001年第12期
- [9] 刘建江:“从美国经验看中国股市财富效应的制约因素”[J],《湖南社会科学》, 2002年第1期
- [10] 陈军, 钱皓:“我国资本市场和货币市场关联性分析”[J],《财经科学》, 2005年第2期
- [11] 杨新松, 龙革生:“货币政策是否影响股票市场:基于中国股市的实证分析”[J],《中央财经大学学报》, 2006年第3期
- [12] 周森, 谢云山:“我国货币政策与股票市场的实证分析”[J],《经济经纬》, 2006年第3期
- [13] 孙敬水:《计量经济学》[M], 清华大学出版社, 2004年版
- [14] 何德旭, 高伟凯:“股票市场对居民储蓄的影响:一个实证分析”[J],《数量经济技术经济研究》, 2002年第11期
- [15] 靳云汇, 于存高:“中国股票市场与国民经济关系的实证分析”[J],《金融研究》1998年第3、4期
- [16] 陈学彬, 杨凌, 方松:“货币政策效应的微观基础研究:我国居民储蓄行为的实证研究”[J],《复旦学报(社会科学版)》, 2005年第1期
- [17] 何宏:“我国银行利率与股市变动关系的实证分析”[J],《统计研究》, 2004年第2期
- [16] 张福, 赵华, 赵媛媛:“中美股市协整关系的实证分析”[J],《统计与决策》, 2004年第2期
- [19] 刘澜飏:《股票价格:经济功能与货币政策反应》[M], 北京:人民出版社, 2005年版
- [20] 易刚, 王召:“货币政策与资产价格”[J],《经济研究》, 2002年第3期
- [21] 杜巨澜:《中国货币需求的微观基础研究》[M], 上海:复旦大学出版社, 1998年版
- [22] 姜波克, 陈华:“证券市场与货币需求:一个新货币需求函数的探讨”[J],《世界经济文汇》, 2003年第1期
- [23] 曲丽清, 汪红丽:“中国股市财富效应的实证分析”[J],《上海金融》, 2007年6期

- [24] 李学峰, 徐辉: “中国股票市场财富效应微弱研究” [J] 《南开经济研究》, 2003 年 3 期
- [25] Sangbae Kim: “The Relationship Between Stock Returns and Inflation” [J] Journal of Empirical Finance, 2005, (12)
- [26] Ludvigson: “How Important is the stock market effect on Consumption” [J] Economic Policy Review, 1999
- [27] Rigobon and Sack: “ Measure the reaction of Monetary policy to the Stock Market” [J] NBEB Working Paper, 2001



## 致 谢

本硕士学位论文是我三年学业的总结。在文稿付梓之际，我要向所有指导、帮助过我的恩师和同学表示最衷心的感谢。非常感谢河北大学给了我七年的宝贵时间得以完善知识结构，培养思维的方式，明确奋斗的目标。在研究生三年的学习过程中，我得到了导师康书生老师的悉心指导和教诲，从论文的构思、体系的安排和研究的角度康老师都倾注了大量的心血。康老师学识渊博、治学严谨、兢兢业业，不论是在学习和生活中，都给了我无微不至的关怀和帮助，使我受益终生，在此表示衷心的感谢。

此外，我还要特别感谢金融系的鲍静海老师、尹成远老师、闫屹老师以及国际经济学的裴桂芬老师对我的教导。在此表示诚挚的谢意。

我能成就此文，也得益于同学和朋友的帮助。本专业的卞克阳和张志同学给我提供了很多的宝贵意见。统计系同学郝海港和陈东在论文的实证部分，对模型的拟和及数据的测算给予了大力帮助，在此对他们和同窗的其他学友表示感谢。

最后，我要特别感谢辛辛苦苦培养我到今天的父母，他们的支持和关心使我能安心学习，刻苦钻研，并顺利完成了论文的写作。

韩冰川

2009年4月于保定