

Research of Dynamic Relationship between
the Price of Alternative Investment Products and Macro-Economy

by

Jianxian Huang

A Dissertation Presented in Partial Fulfillment
of the Requirements For the Degree
Doctor of Business Administration

Approved March 2016 by the
Graduate Supervisory Committee:

Sunil Wahal, Co-Chair

Chun Chang, Co-Chair

Peggy Lee

ARIZONA STATE UNIVERSITY

May 2016

宏观经济与券商另类投资定价的动态关系研究

作者：黄建贤

全球金融管理专业工商管理博士
学位论文

研究生管理委员会
批准于二零一六年三月

Sunil Wahal, 联席主席
张春, 联席主席
Peggy Lee

亚利桑那州立大学

2016年5月

ABSTRACT

This paper studies the dynamic relationship between the pricing of Alternative Asset Management products and macroeconomic variables. It does so using an index of Alternative Asset Management products, employing a VAR framework and examining the implied impulse response functions. I find a bivariate causal relation between the expected rate of return on Alternative Asset Management products and the growth rate of industrial value added. I also find that the CPI, the yield on one-year national debt, the weighted average yield of bond repurchases in interbank bond market, and the one-year loan interest rate can influence the expected return rate of Alternative Asset Management products. An analysis of the variance decomposition suggests that macroeconomic variables have a different impacts on forecast errors variance.

摘要

本文研究了券商另类资管产品的定价机制与宏观经济变量之间的动态关系,通过 VAR、脉冲响应和方差分解等各种模型工具的分析,寻找宏观经济中各指标变量对券商另类资管产品的收益率关系,为该类资管产品的估值定价提供理论上参考依据。

研究发现另类投资的预期收益率与工业增加值增速互为因果关系;而 CPI、一年期国债收益率、银行间市场债券质押式回购加权平均收益率、一年期贷款基准利率能够影响另类投资资管计划的估值定价和预期收益率走势;宏观经济变量对于不同类型产品的预期收益率的影响具有差异性;

通过 VAR 模型方差分解分析表明,宏观经济变量对于不同类型另类资管产品的预期收益率的预测误差方差影响具有很大差异性,宏观经济变量对于房地产资管产品波动的影响较小,工业增加值增速对于基础产业资管产品预期收益率预测误差的贡献要显著高于其他类型另类资管产品。

同时另类资管产品预期收益率与宏观经济变量具有显著的互动关系,在另类资管产品定价过程中要充分考虑当前以及未来宏观经济变动情况,合理制定另类资管产品的预期收益率,才能保证了产品的市场竞争力。

关键词: 预期收益率、另类投资定价、资产价格、宏观经济

感谢

在亚利桑那州立大学凯瑞商学院和上海高级金融学院这三年的学习，我在金融理论的学习上有了更渊博的知识、更深刻的体会、更广阔的视野、更理性的决策，这对我在专业发展上带来巨大助益和进一步的成功。所以我感谢高金和凯瑞商学院的各位老师，他们的专业水平、为人处世给我深深的引导和激励，对他们的辛勤付出表达由衷的谢意！

其次，也是基于这个学习的团队，把来自各行各业的精英聚集到一起，让我们能有机会与各位精英同学进行深入交流，并结下深厚的友谊，这种同学情谊让我们受益终身。因此感谢拥有好爽义气的同学兄弟！

第三，我特别要感谢 Sunil 教授、张春教授和 Peggy 教授等三位教授对我论文的严格要求和悉心指导，他们严谨的学术要求和规范使我受益匪浅。

最后，我还要感谢我太太任怡女士和我儿子黄海阳小朋友，感谢他们支持在我繁忙工作之外，把更多的时间投入到学习当中，没有他们的支持，我无法在三年内完成本课程。

目录

	页码
表格目录	vii
图目录	viii
章节	
一、引言	1
(一) 选题的背景及意义	1
1. 券商资管计划的发展情况	5
2. 券商另类投资的定价机制	5
3. 宏观经济对券商另类投资产品定价的影响与联动关系	6
(二) 文献综述及研究现状	7
1. 券商另类投资定价对宏观经济作用回顾	8
2. 评价券商资管的指标体系及对宏观经济的影响的评价	9
(2) 券商另类投资的估值规则	11
(3) 另类投资预期收益率和估值的特殊性	11
(三) 研究的思路和方法	12
1. 基本的研究思路	12
2. 基本研究的方法	13
(四) 本文结构	15
二、宏观经济与券商另类投资预期收益率的波动特征及相关关系分析	16

章节	页码
(一) 数据来源与处理	16
(二) 宏观经济与另类投资预期收益率的协整关系分析	18
(三) 宏观经济与另类投资预期收益率的 Granger 因果关系分析	19
(四) 宏观经济与另类投资预期收益率的波动特征分析	21
1.VAR 模型回归结果分析	21
2.脉冲响应分析	21
3.方差分解结果分析	22
(五) 宏观经济与另类投资预期收益率的相关影响关系	23
(五) 本章小结	27
三、宏观经济对另类投资定价冲击效应的实证分析	29
(一) 向量自回归模型和脉冲响应函数	29
(二) 我国股票收益率与宏观经济运行的关联性检验	32
(三) 本章小结	33
四、宏观经济与另类投资收益率的长期均衡和短期波动分析	36
(一) 协整与误差修正模型	36
(二) 宏观经济与另类投资预期收益率的长期均衡和短期波动	37
1.另类投资发行量对宏观经济变量的影响	37
(三) 本章小结	53
五、研究结论	55

章节	页码
(一) 结论.....	55
(二) 创新点、不足及进一步要研究的问题	56
1.本文可能的创新点是:	56
2.本文不足之处是:	56
参考文献	58

表格目录

表格	页码
1 数据变量单位根检验结果	17
2 Johansen 协整关系检验结果	18
3 格兰杰因果检验结果	19
4 宏观经济对集合信托预期收益率预测误差的贡献度	25
5 Granger 因果关系检验结果	30
6 各宏观经济变量的平稳性检验结果	39
7 对(5.1)模型进行回归方程残差的 ARCH LM 检验结果	41
8 GARCH (1,1)模型参数估计结果	41
9 对(5.2)模型进行回归方程残差的 ARCH LM 检验结果	43
10 GARCH (1,1)模型参数估计结果	44
11 对(5.3)模型进行残差的 LM 检验结果	45
12 GARCH (1,1)模型参数估计结果	46
13 对(5.4)模型进行残差的 ARCH LM 检验	48
14 GARCH (1,1)模型参数估计结果	49
15 对(5.5)模型进行残差的 ARCH LM 检验结果	50
16 GARCH (1,1)模型参数估计结果	51
17 对(7.6)模型进行残差的 ARCH LM 检验结果	53

图目录

图	页码
1 发达国家产出缺口、房地产价格波动与股票价格的关系.....	2
2 股指收益率（加入利率）模型的 OLS 回归的残差图	40
3 股指收益率(加入 M_1 与 M_2 增速差)模型的 OLS 回归的残差图	43
4 股指收益率(加入 CPI)模型的 OLS 回归的残差图	45
5 股指收益率(加入汇率)模型的 OLS 回归的残差图	48
6 股指收益模型(加入工业增加值)OLS 回归残差	50
7 股指收益模型(整体)OLS 回归残差图.....	52

一、引言

本研究论文主要是研究证券公司和基金管理公司等在中国证券监督管理委员会监管下的金融机构所发行的针对实体经济融资的资产管理产品，这些产品在行业被称为非标或者另类投资（以下简称另类投资），研究这些产品的预期收益率与宏观经济指标之间的动态互动关系，以及宏观经济对这些产品定价的影响。主要使用 2009 年 1 月至 2014 年 6 月券商和基金管理公司所发行的资产管理产品预期收益率和宏观经济数据，基于 VAR 模型，分析了另类投资预期收益率和宏观经济变量之间的动态关系，并且进一步区分了不同类型另类投资，探寻其受到宏观经济变量影响的差异性以及对产品定价的影响，探讨另类投资预期收益率与宏观经济之间的动态关系，深入剖析券商另类投资定价机制，分析宏观经济波动对另类投资预期收益率的影响，说明券商另类投资的预期收益率是宏观经济系统的表征，可以比较准确反映流动性水平和市场资金需求所决定的真实利率。

（一）选题的背景及意义

20 世纪 80 年代以来，伴随着经济全球化、金融自由化和世界范围内金融体系的大幅改革，不断发展的信息技术和层数不穷的金融创新促进了世界各国的资产市场和金融体系发展的日益广化与深化，也对世界各国的宏观经济运行产生了广泛而深远的影响。在上述背景下，世界各国的宏观经济运行呈现如下三方面特征：第一，在过去三十年世界各国的通货膨胀都得到了有效控制。以主要 OECD 国家为例，通货膨胀率从 1980 年的 12.4% 下降到 2% 左右，因此有经济学家甚至认为“世界可能开始进入一个价格稳定的新时代”。第二，与低通货膨胀相伴随的事世界各国各类资产市场（包括股票市场、房地产市场、债券市场、外汇市场等），出现了比以往更频繁和更大幅度的资产价格波动。第三，世界各国的宏观经

济呈现出与各类资产价格高度相关的特征，从下列图我们可以很直观地看到这种相关性，而且许多国家的经济稳定都经历了或者正在经历资产价格波动带来的消极影响。

图 1 发达国家产出缺口、房地产价格波动与股票价格的关系

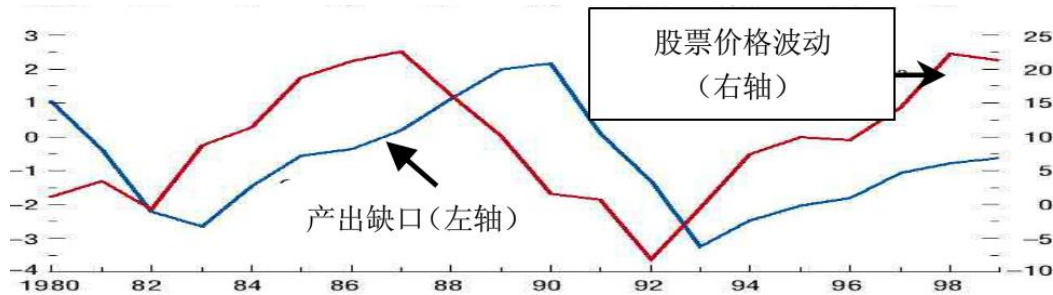


图 1.1 发达国家产出缺口、房地产价格波动与股票价格的关系

资料来源：IMF, International Financial Statistics 69th Annual Report

近三十年来，在资产价格波动对宏观经济和宏观经济政策的影响，例如北欧国家挪威、瑞典经历的资产价格剧烈波动后的经济衰退；日本以股票和房地产为代表的资产价格极度膨胀，由此引发的泡沫经济以及泡沫崩溃后的信贷紧缩与长期的经济萧条，以至于日本社会的“失落的十年”；1994年由墨西哥引发的拉美地区金融危机及亚洲金融危机中，资产价格的暴跌更是由股市、楼市扩散到外汇和金融衍生品市场，在经受资产价格巨幅波动的同时，亚洲国家的宏观经济也陷入了经济危机的泥潭，使的新兴市场经济国家经受了资产价格巨幅波动的洗礼；20世纪90年代后期，由美国“新经济”所带来的长达10年的股市大牛市也因为网络经济泡沫破灭、大公司的会计丑闻以及“9.11事件”的影响而暴跌，美国经济曾一度陷入衰退之中；由持续多年的全球房地产泡沫因08年的美国“次级抵押贷款危机”的全面爆发而走向崩溃，并引发了世界范围的经济危机，不但对全球的金融市场造成了巨大的冲击，而且对全球经济的稳定也产生了巨大的影响。毫无疑问，资产价格波动尤其是资

产价格破灭的产生、膨胀和破灭与宏观经济波动的关系成为各国宏观经济政策制定者深入研究的问题。

从理论上讲，资产价格是对未来收益的贴现；无论是未来收益，还是相应的贴现率，都受预期因素的影响，而这种预期本身既受经济基础的影响，也受心理因素的影响，而心理因素往往是非理性的，所有资产价格波动往往脱离所谓的基础面，在特殊条件下出现大幅振荡。另一方面，资产价格的过度波动不但会影响一级市场的定价，导致了资源配置价格信号错乱，同时由于其本身也会产生所谓的财富效应和托宾 Q 效应，影响消费和投资需求。此外，由于大多数资产价格的涨跌与信贷扩张收缩联系在一起，它的波动还会对金融体系进而对实体经济本身造成损失。国内外的研究有几个基本的结论：第一，随着金融体系的发展尤其是资本市场的深化，财富效应、托宾 Q 效应在多数国家呈现上升趋势；第二，资产价格波动对于理解经济周期性变化具有重要的作用，当资产价格上涨时，使企业担保资产净值上升，有利于推动投资和产出增长，当资产价格下跌时作用则相反，并且这种效应是不对称的，资产价格的下跌则可能引起经济的持续衰退。因此，要把握资产价格波动对宏观经济的可能影响，就需要考察资产价格波动对一国消费、投资的影响强弱和大小，需要分析资产价格波动与宏观经济变量之间的联系。

我国以股票市场和房地产市场为代表的资本市场在快速发展、不断完善的同时，也伴随着资产价格的快速波动。我国股票市场从 1990 年 12 月正式营业，股票市值从不足 10 亿元，发展到 2015 年的最高时候 60 多万亿元，股票市值达到 GDP 总量的数倍。我国股票市场成立以来经历较大幅度的涨跌。以上证指数为例，自 1990 年开始计点，到 1992 年底股票指数达到 780 点。此间是股票市场创立之初，由于放开涨停板制度股票市场波动幅度

较大，甚至出现日收益率高于 100% 记录。伺候我国股市出现了四次大的周期波动，最高时 2007 年 10 月指数高达 6124 点、股市最低时 1955 年首批指数为 555 点；近 5 年的高点是 2005 年 6 月指数点站上 5187 点，而低点是 2013 年 6 月指数 1849 点。

中国从 1998 年开始进入通货紧缩周期，直至 2008 年初，消费物价指数（CPI）也仅仅出现极其温和的上升。但与此同时，中国国内生产总值依然保持告诉的增长，而且中国的货币供应量 M2 的增长率和 GDP 增长率加上通货膨胀率之间始终都有一个缺口。这个缺口说明有大量没有实现的货币积累起来，但是这些货币既没有表现在商品市场里，也没有表现为实物经济的通货膨胀，而表现为相关资产（主要是股票、房地产）价格轮流持续的剧烈波动。中国作为一个转轨的发展中国家，较市场机制晚上的发达国家而言，资产价格波动影响经济稳定的危害性更大。因此，扭曲的资产价格会扭曲经济主体的行为，从而影响金融稳定和经济稳定，极有可能把中国经济的正常增长路径打乱，进而使得中国工业转型和现代化进程受阻。

券商资产管理计划也称为资产管理业务。指的是由证券公司发行的、客户的资产，由专业的投资者（券商）进行管理的一种理财产品。它是证券公司针对高端客户开发的理财服务创新产品。通俗地讲就是券商接受投资者委托，并将投资者的资金投资于股票、债券和非上市股权债权等金融产品的一种理财服务，其风险和收益介于储蓄和股票投资之间。证券公司是这种理财产品的发起人和管理人。按照投资标的不同，可以分为上市证券投资和非上市股权债权等权益性的投资，通过券商或基金的资产管理计划，直接投资非上市股权债权物权等财产性权益的投资也统称为非标投资或另类投资（以下简称另类投资），这些产

品主要是投向实体经济。本研究也主要集中在探讨这种另类投资的预期收益与宏观经济之间的动态关系，相互联动关系。

按照 2013 年 3 月底中国银监会发布的《中国银监会关于规范商业银行理财业务投资运作有关问题的通知》，从监管层面对另类资产也就是金融业内俗称非标资产做了定义，非标准化债权资产主要是指未在银行间市场及证券交易所市场交易的债权性资产，包括但不限于信贷资产、信托资产、委托债权、承兑汇票、信用证、应收账款、各类受（收）益权、带回购条款的股权性融资等。这一类资产一般没有公开发行，表现形式多样、流动性差、缺乏标准化证券的特征，没有直接纳入监管范畴。这其中券商的资产管理计划，尤其是没有纳入公开交易的资产管理产品，被统称为另类投资。

1. 券商资管计划的发展情况

根据 2015 年 3 月 6 日中国证券投资基金业协会发布的《证券公司、基金管理公司私募资产管理业务 2014 年统计年报》显示，截至 2014 年底，证券公司资管业务、基金公司及其子公司专户业务管理资产总规模 12.91 万亿元。其中，券商资管业务管理资产规模 7.95 万亿元；基金公司专户业务管理资产规模 1.22 万亿元；基金子公司专户业务管理资产规模 3.74 万亿元。券商资管业务的快速发展，其中灵活的另类投资定价机制成为推动券商资管行业的快速发展。这里面，券商资管的运行机制是通过发行理财产品在银行或是券商营业部募集资金，直接或者间接通过信托计划、券商资管、基金子公司资管等各类通道，以发放贷款、债权转让、股权投资等方式为实体经济提供资金支持，并形成各类另类投资的资产。

2. 券商另类投资的定价机制

券商另类投资的定价受到多种因素影响，诸如资金成本、管理费用、风险成本、管理公

司目标收益、投资项目收益水平等等。一般而言，另类投资定价通常采用成本加成法，并参照同业水平，确定最终定价策略。由于另类投资的资金端和项目端两端在外，定价能够及时反映市场资金供求变化，积极推动了我国利率市场化进程。

目前关于另类估值问题，目前只有中债登根据另类资产的实际融资人基本情况、行业及企业评级、抵质押及担保情况、资产期限、预期收益率、管理人情况等要素，同时参照另类资产份额的报价、成交价等进行日常的估值。

尽管在定价方面灵活，但也存在一些问题，第一，另类投资定价中有关成本要素量化性和精确性欠缺，导致定价的差异性和准确性；第二，定价策略过于单一，并不考虑客户可能存在的其他收益贡献；第三，定价策略存在失衡，即刚性兑付背景下，实质是由另类投资管理机构提供了隐性担保，而在实际定价中，管理公司并没有有效将其考虑到定价过程中，投资者基本不承担风险，享受固定收益，而其获得的收益中包括较高的风险成本，造成风险收益不匹配。

3.宏观经济对券商另类投资产品定价的影响与联动关系

另类投资定价模式和策略有待优化，其中宏观经济因素是资产管理计划产品定价需要重点考虑的因素，主要通过资金端、项目端两个方面影响另类投资预期收益率。

从资金端看，宏观经济对于资金成本影响较为显著，通货膨胀将会降低实际收益率，因而随着通货膨胀水平的升高，投资者对于收益率水平的要求会更高，比如 2008 年 2 月份 CPI 曾高达 8.7%，同年 1 月份的另类投资预期收益率也处于 10.09%的高位。资金市场价格将影响另类投资资金成本，在多种另类投资市场竞争下，券商的另类投资定价

更需密切关注资金市场变动。货币政策作为宏观经济调控的重要手段，既会影响到 CPI 也会影响到资金市场价格，诸如央行上调基准利率，将会提高另类投资的定价。

从项目端看，宏观经济周期性波动不仅会影响到投融资市场供求平衡的变化，也会影响到实体经济的信用风险，进而影响另类投资的风险成本，尤其是一些具有强周期特征的行业领域，诸如房地产、有色金属、煤炭等，这些成本都将在另类投资预期收益率中得到体现，通过提高风险承担补偿达到吸引投资者的目的。一般而言，当宏观经济处于繁荣时期，企业违约率较低，但其倾向于过度承担风险；当宏观经济处于衰退期时，企业前期所承担的风险无法消化，违约率会大幅上升。《新巴塞尔资本协议》明确要求银行估算违约概率时要考虑宏观经济条件，并对进行信用风险压力测试。宏观经济同时会影响另类投资项目可获得收益水平，进而形成与其相匹配的预期收益率。

（二）文献综述及研究现状

宏观经济与另类投资定价的传导机制为进一步研究二者之间的动态关系奠定了基础。然而，目前我国研究文献对于二者之间的动态关系研究较少。李志学、何文、张雷（2006）利用 2004 年和 2005 年数据研究了资金信托预期收益率影响因素，认为信托产品定价已经包含了信托期限、发行规模、发行地区、资金运用方式等因素，这些因素都显著影响信托产品预期收益率。不过，该研究主要局限在信托产品定价的微观层次，并没有涉及宏观因素对于信托定价的影响机制和方式。徐雄斌（2008）认为，信托预期收益率受到信托资金运用收益率、信托报酬率、信托发行和管理费用等因素影响，信托产品收益率最终决定因素是风险因素，因而其定价就是对风险因素进行度量。该研究同样没有考虑宏观经济因素对于信托预期收益率的影响。邓旭升、肖继五（2012 年）利用 SVAR-GARCH-M 模型研

究发现，我国信托产品预期收益率是以债券回购利率为基准，并随国内价格水平的上升而进行调整。该研究集中讨论了宏观经济因素对信托产品定价的影响，然而 SVAR 模型构建的经济理论基础并不明确，而且实证研究所使用的宏观经济变量也有必要进一步优化。

综上所述，券商的另类投资预期收益率与宏观经济的动态关系研究仍不充分，有必要继续深入分析，有利于提高另类投资定价的精确性，以及建立适合券商另类投资需求的定价机制。

1. 券商另类投资定价对宏观经济作用回顾

在过去相当长的历史时期里，资本市场对实体经济的影响极为有限，大多数国家的商业银行主导着国家金融体系，商业银行的信贷渠道是中央银行货币政策传导的主要渠道。但 20 世纪以来，随着资本市场规模的日益扩大，资本市场的资源配置、产权交易、风险定价等功能对现代经济生活的影响越来越大。

货币政策专注于国家宏观经济，资产价格更多地体现在微观层面的消费和投资上。然而，资产价格变化带来生命周期内的消费变化，改变未来收入水平预期而间接影响跨期消费等途径对消费产生影响；通过经典理论中的托宾 Q 效应、影响企业净值和融资成本“信贷渠道”、影响当期投资支出等途径对投资产生影响。经由消费和投资的传导，资产价格变化最终会影响通货膨胀，进而对货币政策的宏观经济目标产生影响。总的来说，资产价格影响未来通胀的潜在机制，是通过财富效应而增加了消费，间接刺激了投资，进而使得总需求超过总供给时，就会产生通胀压力。资产的价格取决于对未来的预期，那么对未来货币政策的预期自然也会影响到那些具有名义货币收入的资产的定价。反过来，货币政策

的制定，本身也应当考虑反映市场预期的资产价格。资产价格通过影响通货膨胀，进而与货币政策建立起联系。

资产价格与货币政策的关系日益紧密，传统的货币政策目标与操作体系面临愈来愈多的挑战。资产价格往往有可能对实体经济产生巨大的影响，资产价格由膨胀到崩溃的急剧变化很可能引发长时间的经济衰退和通货紧缩。

2.评价券商资管的指标体系及对宏观经济的影响的评价

(1) 预期收益率

在金融和会计领域，资产的核心特性都是能够直接或间接地产生现金流。由于外部影响因素和自身特质的差异性，不同资产所产生的现金流在时间分布、确定性水平和数量等维度方面存在显著差异。在时间分布方面，通过资产结构设计、资产管理或处分等技术行为进行合理规划、设定或预期。当评价现金流的确定性水平和数量时，需要根据系统和个性层面的因素对现金流发生的可能性和数量进行条件概率估计。在实务中，较难对远期的情况做出基于合理置信区间的估计，因此需要动态调整估计值以最大程度地减少实际与估计的差异。上述情况是由广泛存在的风险所引发的，因此投资者在对风险资产投资前产生了预期收益率。

预期收益率是指根据已知信息所能预测到的收益率，也称为期望收益，是指如果没有意外事件发生时根据已知信息所预测能得到的收益，就是资产管理机构在发行资管产品时，对资管产品的最终收益率的一个估值，这个估值并不代表资管产品到期的实际收益率。一般来讲未来的资产收益是不确定的，不确定的收益可以用多种可能的取值及其对应的概率

来表示，这两者的加权平均，即数学期望值，就是资产的预期收益。影响券商资管产品预期收益率的主要因素有：

A、无风险利率

无风险利率对收益率起“基础决定”作用，通常以一年期银行定期存款利率或国债收益率表示无风险利率，而一年期固定收益人民币资管产品的平均收益率始终高于定存利率。

从理论上说，银行的每一次加息都将带动资管产品收益率曲线中枢出现上移。

B、投资的期限

资管机构发行的资管产品期限集中在 2-3 年，当发行期限从 3 延长到 3 年以上时，资管产品的平均收益率整体呈上升趋势。

C、资管产品条款

资管产品的基础条款包括收益类型、资产投向、币种、发行期限等，这些条款都对资管产品收益率构成影响。以不同收益类型的资管产品为例，可分为保本固定型、保本浮动型、非保本型。从风险程度高低来考虑，其他产品条款相同时，保本固定型产品设置的发行预期收益率应该最低，非保本型产品最高。

在资管产品投资方向上，利率、票据、信贷、债券资产风险较低，主投这些资产的资管产品的发行预期收益率一般设定得较低；而汇率、商品、股票、另类投资等资产风险较高，预期收益率设置也较高。

D、产品起购金额

起购金额较大的资管产品约定的发行预期收益率往往要高于起购金额较低的资管产品，特别是对于起购金额在 100 万元以上的资管产品，这些产品主要是投资信托类资产的另类资管产品，因此约定的起购金额较高，并且给予的收益率也较高。

（2）券商另类投资的估值规则

估值是指对一项资产的内在价值做出即时的数值认定。从总体上而言，估值的方法有绝对估值和相对估值两类。绝对估值主要有现金流折现法（DCM）、重置成本和清算价值等；相对估值主要有市盈率（PE）估值法、市净率（PB）估值法等。对于另类资产来说，其利率期限结构特征与债券及债权直接融资工具相似，所以另类资产的估值原则即是由模型价格和市场价格结合，以内部的定价小组主动调整的方式进行评估，对于有成交记录的同类非标资产估值，以市场价格作为参考，结合模型价格，以债券利率曲线加减利差的方法确定贴现因子，对于市场异常或者另类资产利率期限结构的特殊情况，由内部定价小组对估值方法进行调整。

（3）另类投资预期收益率和估值的特殊性

另类投资预期收益率和估值的特殊性是资管行业独特性的突出表现。另类投资的资产在估值时，要比标准化资产的估值考虑更多的要素，这些要素包括资产规模、起息日、到期日、项目收益率、所属行业的情况、付息频率、计息基础、融资人、融资人内外部评级、项目增信安排等事宜。在计量方法上参照新会计准则对金融工具投资的分类，另类投资的资产产品也可分为交易、可售和持有到期三类，并采用不同的计量与损益确认方法。交易类和可售类的另类资产均采用公允价值计量，对持有到期的另类资产按摊余成本法计量。

（三）研究的思路和方法

1. 基本的研究思路

关于宏观经济对资产管理产品定价的影响的研究是伴随着另类投资也就是收益权等的私募发行开始的，尽管在理论上形成了各种派别和观点，实证检验也得出了不同的结论，但至今仍没能达成统一的认识来解释和明确宏观经济与资产管理产品之间的动态关联的影响程度以及两者之间的相关性。基于理论观点的多元化，选择任何一种理论形式或观点进行实证检验都有可能形成先入为主的结论。因此，本研究以先验未知的态度来研究宏观经济对资产管理产品定价的影响，并进行相关性的实证分析。

本研究将首先从不同角度或不同的衡量方式选择宏观经济指标与另类投资影响因素的代替变量，尽可能保证对研究对象有一个准确的测度。然后对研究对象对应的不同变量进行两两分析，先从简单的直观图形着手，对比另类投资预期收益等代替变量与宏观经济效应代替变量之间的偏离趋势图，从图形上初步识别变量之间的关系，为后面的定量分析做好准备。在定性分析的基础上，运用 **Granger** 因果检验对变量进行因果分析，以考察变量之间的相互影响的逻辑顺序，同时也可以识别变量之间的短期关系。

确定变量之间相互影响的逻辑顺序后，需要回答变量之间的影响程度大小，进一步对变量在非平稳状态下进行协整分析，并在向量自回归（**VAR**）框架下通过脉冲响应函数考察变量之间的相互影响路径，最后通过建立误差修正模型（**ECM**）分析个变量之间的长期均衡关系和短期波动特征，以量化各变量之间影响程度的大小。在研究的过程中将不局限于变量之间的某种单一关系，从直观定量的图形分析入手，到最后建立计量模型，从短期变动到长期均衡，来考察宏观经济对另类投资定价以及相互之间的影响，研究另类投资与与工

业增加值增速、CPI、1年期国债收益率、银行间市场债券质押式回购加权平均收益率、1年期贷款基准利率可能存在的众多关系，保证了实证分析结论的全面性和可靠性。

2. 基本研究的方法

本研究使用 2009 年 1 月至 2014 年 6 月券商和基金公司发行的另类投资预期收益率和宏观经济数据，基于 VAR 模型，分析另类投资预期收益率和宏观经济变量之间的动态关系，区分不同类型另类投资，探寻其受到宏观经济变量影响的差异性。

一是通过格兰杰因果检验，假设另类投资预期收益率与工业增加值增速互为因果关系，同时 CPI、1 年期国债收益率、银行间市场债券质押式回购加权平均收益率、1 年期贷款基准利率都是另类投资预期收益率的格兰杰原因，能够影响另类投资定价和预期收益率走势。

二是通过脉冲响应分析假设，不同宏观经济因素的冲击对于另类投资预期收益率的影响具有一定差异，1 年期国债收益率、CPI、工业增加值增速、银行间市场债券质押式回购加权平均收益率均对其具有长期正向效应，1 年期贷款基准利率对另类投资预期收益率具有相应的效应。

三是经由 VAR 模型方差分解假设，券商另类投资定价主要以 1 年期国债收益率等中期资金市场基准价格为参照，并根据 CPI 水平进行相应调整，以反映真实收益率水平，短期资金价格波动对于另类投资预期收益率影响。宏观经济变量对于不同类型另类投资预期率的预测误差方差影响具有的差异性，宏观经济变量对于房地产信托波动的影响较小，工业增加值增速对于基础产业信托预期收益率预测误差的贡献要显著高于其他类型另类投资。

四是设定另类投资预期收益率与宏观经济变量具有显著的互动关系，在另类投资定价过程中要充分考虑当前以及未来宏观经济变动情况，合理制定另类投资预期收益率，即保证了产品的市场竞争力，同时也更好地服务实体经济。

资管行业的高速扩张，这种扩张的背后必定是其预期收益率和估值拥有自己的逻辑并且处于相对合理的区间。考虑到相对于其他资产，另类投资的期限还是较短的。这一特性决定了，相对于估值，另类投资的预期收益率处在更加重要的地位。对于投资者而言，它是必要的投资回报率；对于资管公司而言，它是最低融资成本。

基于投资者的投资理念、受托人弱化的风险定价权，根据资本资产定价模型（CAPM），另类投资的风险溢价 $\beta(R_m - R_f)$ 主要成分是宏观经济系统的运行状况决定的真实利率水平。影响和反映真实利率水平的主要指标有新增货币量、新增信贷量、银行同业拆借利率、PPI、CPI 等。这也就意味着另类投资的预期收益率在很大程度上协整于上述主要指标。另外，另类投资预期收益率在很大程度上具有一致性，也就是说投资者前期已实现的收益率对本期有着非常重要的影响。因此另类投资的预期收益率主要是宏观系统的表征。考虑到以上各因素，可以初步认为另类投资预期收益率（RE）与其前一期预期收益率（PRE）、新增货币量（MONEY）、新增银行信贷（LOAN）、银行同业拆借利率（SHIBOR）、PMI 和 CPI 等指标存在协整关系。进而建立如下回归方程：

$$RE = \beta_0 + \beta_1 PRE + \beta_2 MONEY + \beta_3 LOAN + \beta_4 SHIBOR + \beta_5 PMI + \beta_6 CPI$$

通过模型的研究，去了解另类投资前一期预期收益率和银行间同业拆借利率对另类投资当期预期收益率正向的关联性，探讨另类投资预期收益率存在明显的一致性。而新增货币量和新增银行信贷对另类投资当期预期收益率的影响方向，了解流动性的充裕与否影响

着另类投资的收益率。关注 PMI 和 CPI 对另类投资的预期收益率所产生的影响，并分析模型所捕捉到的关系定性，观察其是相关性或非因果关系。通过这些影响因素的研究，去分析当下另类投资的预期收益率是否主要是宏观经济系统的表征，在某种程度上衡量了市场上真实的资金成本。

虽然另类投资的预期收益率主要是流动性水平、真实利率的表征，但微观层面的特质如交易对手所处的行业、性质、规模等相关因素对资管公司和投资者所面临风险的影响无疑是重要的。随着资管行业的不断发展和成熟，另类投资预期收益率中微观特质溢价的占比将会逐步提高。对微观特质溢价水平的识别和评估能力将会是资管转型成功与否的关键。

（四）本文结构

本文第一部分为引言部分，主要阐述本次选题的背景及意义，文献综述及现状研究，以及研究的思路和方法。

第二部分主要阐述宏观经济与券商另类投资预期收益率的波动特征，分析宏观经济与另类投资预期收益率之间的协整关系、波动特征和 Granger 因果关系。

第三部分主要是对宏观经济对另类投资定价冲击效应的实证分析。

第四部分是对宏观经济与另类投资收益率的长期均衡和短期波动分析。

第五部分为本文结论。

二、宏观经济与券商另类投资预期收益率的波动特征及相关关系分析

我国券商资产管理行业发展快速，截至 2014 年 4 季度末管理资产规模已经突破 20 万亿元。资产产品作为高端理财产品因为其较高的收益率而为社会所认识和接受。但是另类投资产品预期收益率是如何确定的？它与宏观经济有怎样的动态关系？这些问题并没有得到很好的研究和解释。

本研究基于向量自回归模型（VAR）研究另类投资预期收益率与宏观经济之间的动态关系，深入剖析另类投资定价机制，分析宏观经济波动对另类投资产品预期收益率的影响。

（一）数据来源与处理

VAR 模型实证研究之前，需要对数据样本进行稳定性检验、协整检验和因果检验，确保 VAR 模型的合理性和稳健性。

数据来源及稳定性检验。本文实证研究选取了 2008 年 6 月至 2014 年 6 月的另类投资预期收益率（TR）、规模以上工业增加值增速（GY）、通货膨胀（CPI）根据国家统计局公布的中国居民消费指数（去年=100）的基础上减去 100 得到的、银行间市场债券质押式回购加权平均收益率（YH）、1 年期国债收益率（GZ）、1 年期贷款基准利率（DK）6 个月度数据序列，利用 EVIEWS6.0 进行数据处理和模型计量。虽然工业增加值只是国民经济的重要组成部分，不过由于我国经济增长依然较为依赖工业，工业增长能够较好的代表经济增长周期，同时也代表实体经济融资需求的变动。通货膨胀影响真实利率水平，一般情况下，通货膨胀越高，投资者所要求的收益率会越高。银行间市场债券质押式回购加权平均收益率主要反映短期资金市场价格水平，而 1 年期国债收益率则反映中期资金市场的

价格水平；1 年期贷款基准利率反映了货币政策的走向，其越低，说明货币政策越趋向宽松；越高，说明货币政策越趋向从紧。

VAR 模型建模要求所有数据变量具有平稳性，同时也为了避免伪回归，需要对模型所涉及的数据指标进行单位根检验，本研究将采用 Dickey 和 Fuller(1981) 提出的 ADF 方法进行变量单位根检验。单位根检验结果表明，所有数据变量在水平值条件下均存在单位根，不稳定；数据变量的一阶差分序列在 1%的显著性水平下均不存在单位根，为稳定时间序列。这说明所有数据变量都是一阶单整时间序列，可进行 VAR 模型实证研究。但是对于表 1 数据，在进行 VAR 模型前，需要进行协整检验。

表格 1 数据变量单位根检验结果

检验变量	ADF 检验值	1%临界值	5%临界值	10%临界值	原假设结论
TR	-2.61291	-4.07534	-3.46625	-3.15978	不稳定
Δ TR	-13.1636	-4.07534	-3.46625	-3.15978	稳定
GY	-2.68619	-4.07386	-3.46555	-3.15937	不稳定
Δ GY	-7.93703	-4.07386	-3.46555	-3.15937	稳定
CPI	-3.03072	-4.09255	-3.47436	-3.1645	不稳定
Δ CPI	-3.99165	-4.09255	-3.47436	-3.1645	稳定
YH	-3.03374	-4.07386	-3.46555	-3.15937	不稳定
Δ YH	-7.85176	-4.07386	-3.46555	-3.15937	稳定
GZ	-1.98846	-4.07534	-3.46625	-3.15978	不稳定
Δ GZ	-5.40881	-4.07534	-3.46625	-3.15978	稳定
DK	-2.00275	-4.07534	-3.46625	-3.15978	不稳定
Δ DK	-5.10183	-4.07534	-3.46625	-3.15978	稳定

（二）宏观经济与另类投资预期收益率的协整关系分析

本文利用 **Johansen** 极大似然值协整关系检验法，验证另类投资预期收益率与其他宏观经济变量之间是否存在长期关系。通过协整关系去研究券商另类投资预期收益率与各宏观经济变量的协整关系是否符合理论分析，符合假定均为正向相关。研究各宏观经济变量中，1 年期国债收益率、CPI 对于另类投资预期收益率的影响系数和影响程度；探讨 1 年期贷款基准利率的系数情况，研究官定利率是否有效反映社会实际资金供需状态，以及对于另类投资定价的参考价值。

协整关系检验结果显示，在 5% 的显著性水平下，数据指标间存在 2 个协整关系。其中将另类投资预期收益率指标的系数标准化后，协整关系表达式为：

$$TR=1.992658*GY+3.539868*CPI+9.91073*GZ+1.469706*YH+1.085408*LOAN$$

$$t=(0.38279)(0.66786) (2.62809) (1.39563) (1.66029)$$

表格 2 Johansen 协整关系检验结果

	特征值	最大特征统计值	5%置信水平临界值	P 值
不存在协整关系	0.375862	109.39245	34.8059	0.004136
至多存在 1 个协整关系	0.311199	71.681717	28.5881	0.035241
至多存在 2 个协整关系	0.226856	41.857453	22.2996	0.162744
至多存在 3 个协整关系	0.154066	21.274197	15.8921	0.340759
至多存在 4 个协整关系	0.086644	7.889018	9.1645	0.477327

从协整关系式可以看出，另类投资预期收益率与各宏观经济变量的协整关系符合理论分析，均为正向相关。各宏观经济变量中，1年期国债收益率、CPI对于另类投资预期收益率的系数较大，对另类投资定价影响较高；1年期贷款基准利率的系数最小，这说明官定利率无法有效反映社会实际资金供需状态，对于另类投资定价的参考价值并不是很大，也意味着我国加快推动利率市场化的紧迫性。

（三）宏观经济与另类投资预期收益率的 Granger 因果关系分析

协整关系检验无法理解各变量的之间的相互作用关系，还需要进行格兰杰因果检验，确定宏观经济变量与另类投资预期收益率之间的相互作用机制。

表格 3 格兰杰因果检验结果

原假设	滞后期	F 值	P 值
GY 对 TR 不存在 Granger 因果性	2	5.47751	0.006
TR 对 GY 不存在 Granger 因果性	2	4.82131	0.0107
CPI 对 TR 不存在 Granger 因果性	2	3.8645	0.0252
TR 对 CPI 不存在 Granger 因果性	2	1.9833	0.1447
GZ 对 TR 不存在 Granger 因果性	2	10.3884	0.0001
TR 对 GZ 不存在 Granger 因果性	2	1.0453	0.3566
YH 对 TR 不存在 Granger 因果性	2	4.5336	0.038
TR 对 YH 不存在 Granger 因果性	2	2.2604	0.3185
LOAN 对 TR 不存在 Granger 因果性	2	4.6324	0.0126
TR 对 LOAN 不存在 Granger 因果性	2	1.2897	0.2813

通过格兰杰因果检验结果观察：

A、工业增加值增速与另类投资预期收益率之间是否存在双向因果关系。是否确定经济增长周期的波动将会对融资需求和企业信用风险产生深刻影响，进而带动另类投资预期收

益率的波动？同时探讨另类投资定价的波动对企业融资成本的影响，进而影响企业投资热情，对实体经济产生作用。研究二者走势的方向性，寻找券商另类投资定价顺周期性情况。

从格兰杰因果检验结果可以看出：1.工业增加值增速与集合信托预期收益率之间存在双向因果关系。这与相关金融理论相一致，经济增长周期的波动将会对融资需求和企业信用风险产生深刻影响，进而带动集合信托预期收益率的波动，同时集合信托定价的波动将会影响企业融资成本，进而影响企业投资热情，对实体经济产生作用。二者走势具有同向性，表明集合信托定价具有顺周期性。

B、CPI 是另类投资预期收益率的格兰杰原因。CPI 对于另类投资定价的影响主要体现在，通货膨胀势必影响到投资者实际收益水平，因而另类投资定价要跟随 CPI 的走势同向波动。不过，另类投资预期收益率并不是 CPI 的格兰杰原因，这主要在于我国通货膨胀主要受到食品价格波动，食品价格波动与供需关系的关系更大，资金成本的影响并不显著。

C、1 年期国债收益率是另类投资预期收益率的格兰杰原因。1 年期国债收益率主要代表了中期资金价格的走势，能够反映中期资金供需关系和价格水平。另类投资期限主要集中在中期，其定价必然密切关注资金市场价格水平的走势，制定具有市场竞争力的收益率水平。另类投资预期收益率并不是 1 年期国债收益率的格兰杰原因，这缘于另类投资对于中期资金市场供求关系影响较小。

D、银行间市场债券质押式回购加权平均收益率是另类投资预期收益率的格兰杰原因。银行间市场债券质押回购加权平均收益率代表了短期资金市场的价格走势，反映了短期社会流动性水平和资金供求状况，其走势也会影响到另类投资资金成本。不过，另类投资预

期收益率同样不是银行间市场债券质押回购加权平均收益率的格兰杰原因，另类投资对于短期资金市场的影响同样不显著。

E、1 年期贷款基准利率是另类投资预期收益率的格兰杰原因。1 年期贷款基准利率作为重要的价格型货币政策工具，既会影响到另类投资资金成本，同时货币政策的变动也会影响到经济增长周期的走势，进而改变另类投资的风险成本，最终作用于另类投资预期收益率。货币政策主要由央行主导，另类投资难以影响央行货币政策决策，因而不会成为 1 年期贷款基准利率的格兰杰原因。

（四）宏观经济与另类投资预期收益率的波动特征分析

1.VAR 模型回归结果分析

VAR 模型对于相互联系的时间序列变量系统是有效的预测模型，同时 VAR 模型也被频繁地用于分析不同类型的随机误差项对系统变量的动态影响，VAR 模型滞后阶数的确定主要根据 EViews6.0 所提供的似然比检验统计量(LR)、最终预测误差(FPE)、AIC 信息准则、SC 信息准则和 HQ 信息准则等标准进行筛选。

通过 VAR 模型回归结果了解模型回归的效果情况，各变量是否能够较好地解释另类投资预期收益率的变动情况，并从总体看 VAR 模型回归效果，了解建模具有合理性和科学性。

2.脉冲响应分析

本研究计划通过脉冲响应分析另类投资预期收益率与宏观经济变量的动态关系。研究工业增加值增速的正向冲击将使另类投资预期收益率变动情况，从长期的时间段里研究工业增加值增速对于另类投资预期收益率是否有正向效应。观察 CPI 标准差的扰动在本期对

另类投资预期收益率是否存在影响情况；也关注 1 年期国债收益率的正向冲击是否引起另类投资预期收益率变动，以及是否对于另类投资定价具有长期、持久的正向效应。银行间市场债券质押式回购加权平均收益率一个标准差的冲击是否引起另类投资预期收益率变动和对于另类投资预期收益率具有长期、持久的正向效应。了解 1 年期贷款基准利率标准差的扰动将对使另类投资预期收益率的变动方向，研究货币政策对将抑制经济过热问题的效应。

为了进一步研究不同类型另类投资预期收益率与宏观经济的动态关系，进一步将另类投资按照资金使用方式和资金投向进行细分，并进行脉冲响应分析和方差分解分析。

3.方差分解结果分析

VAR 模型的方差分解能够给出各种冲击的相对重要性信息。研究宏观经济对于另类投资预期收益率预测方差误差的贡献度、1 年期国债收益率对于另类投资预期收益率预测方差的贡献、CPI 对于预测方差的贡献、工业增加值增速最终的贡献度、1 年期贷款基准利率和银行间市场债券质押式回购加权平均收益率对预测误差贡献率增长情况。

通过实证研究，一是了解另类投资的定价基准，了解需要根据通货膨胀水平不断调整另类投资预期收益率水平，以适应实际收益率变化的需求。研究经济周期对于另类投资定价的影响情况；研究以 1 年期贷款基准利率为代表的价格型货币政策对于另类投资定价影响。

同时从另类投资资金使用方式分类研究，探究各宏观经济变量对于贷款另类投资的重要性与总体另类投资预期收益率的影响情况；探讨从另类投资资金不同投向的分类，了解金融类另类投资预期收益率对于自身波动的贡献占比。

（五）宏观经济与另类投资预期收益率的相关影响关系

为了进一步研究不同类型集合信托预期收益率与宏观经济的动态关系，进一步将集合信托按照资金使用方式和资金投向进行细分，并进行脉冲响应分析和方差分解分析。

集合信托资金按照使用方式可以分为贷款、证券投资、股权投资集合信托。通过脉冲响应分析发现，贷款类集合信托预期收益率对于宏观经济正向冲击的脉冲响应方式基本与集合信托平均预期收益率相似，只不过其对 1 年期国债收益率和 CPI 冲击的敏感性更大，其正效应更为显著；银行间市场债券质押式回购加权平均收益率一个标准差的扰动效应非常小；同时，对于 1 年贷款基准利率正向冲击的脉冲响应在第 8 期就由正转负，这说明货币政策调整对于贷款类集合信托预期收益率负效应更大。宏观经济变量对于股权投资类信托预期收益率的效应与集合信托平均预期收益率的相似，但是 1 年国债收益率正向冲击在第 2 期就引起股权投资类集合信托预期收益率大幅上升，之后脉冲响应逐步下降，其累计效应为 2.45，略小于 CPI 的 2.70。宏观经济变量对于证券投资类集合信托预期收益率的影响在于，1 年期贷款基准利率的正向冲击将引起证券投资类信托集合收益率在第 2 期大幅下降，在第 5 期由负转正，第 6 期又转为负效应，长期看 1 年期贷款基准利率对于证券投资类集合信托预期收益率具有显著的负向效应，这说明该类集合信托较其他集合信托而言受货币政策扰动的更大。

根据集合信托资金投向可以区分为金融、房地产以及基础产业集合信托，其对于宏观经济变量一个标准差扰动的脉冲效应特点在于，1 年期国债收益率以及 CPI 对于金融类集合信托预期收益率正效应更为显著，累计脉冲效应分别为 1.90 和 1.28。工业增加值增速以及 1 年底贷款基准利率的正向冲击对于房地产类和基础产业类集合信托预期收益率的

负向效应非常明显，这意味着经济周期波动以及货币政策对于上述两类集合信托预期收益率有较大影响。

VAR 模型的方差分解能够给出各种冲击的相对重要性信息。从宏观经济对于集合信托预期收益率预测方差误差的贡献度看，集合信托预期收益率自身波动的影响非常大，在第 1 期达到 100%，第 2 期达到 92.15%，但贡献度逐步减弱，最终可以解释自身波动的 40%。从第 2 期开始，宏观经济变量对于集合信托预期收益率波动的影响逐步增大，在第 24 期达到 59.83%。1 年期国债收益率对于集合信托预期收益率预测方差的贡献在第 2 期达到 7.42%，之后较快增长，第 17 期达到最大值，为 23.45%，之后开始减弱，其对集合信托预期收益率波动的影响很大。CPI 对于预测方差的贡献从第 2 期开始逐步增大，在第 17 期达到最大值后逐步下降，对于集合信托预期收益率的影响也较大。工业增加值增速最终的贡献度为 8%左右，1 年期贷款基准利率和银行间市场债券质押式回购加权平均收益率对预测误差贡献率持续缓慢增长，在第 24 期分别达到 6.47%和 4.38%，影响不高，但是影响持续、缓慢提升。

由此可见，集合信托定价主要是以 1 年期国债收益率为基准的，由于集合信托一般期限多为 1~2 年，因为需要以中期资金市场基准利率为基准，短期资金价格的波动对于集合信托定价影响较小，同时也需要根据通货膨胀水平不断调整集合信托预期收益率水平，以适应实际收益率变化的需求。经济周期对于集合信托定价的影响较小，这可能与集合信托交易对手特征有关，集合信托交易对手多为房地产企业、政府部门以及融资渠道不畅的企业，资金可获得性的重要性要高于资金价格水平，因而其利率敏感性较低。以 1 年期贷款基准利率为代表的价格型货币政策对于集合信托定价影响也较小，这主要在于我国尚未

完全实现利率市场化，官定资金价格认为压制资金价格，集合信托定价更加市场化，因而受到货币政策调整的影响较小。

从集合信托资金使用方式分类看，各宏观经济变量对于贷款集合信托的重要性与总体集合信托预期收益率基本相当，不过 1 年期国债收益率贡献度更大，占比可达到 34%。股权投资集合信托预期收益率对于自身波动的贡献率更高，可达到 52%，CPI、1 年期国债收益率、1 年贷款基准利率对于股权投资类集合信托预期收益率预测误差方差的最终贡献度由高到低依次为 17%、15%和 12.5%，较之集合信托平均收益率而言，CPI 的贡献度基本保持不变，但是 1 年期国债收益率贡献占比明显下降，而 1 年期贷款基准利率的贡献度则明显上升。证券投资集合信托收益率能够解释自身的 57%，宏观经济变量对其预测误差方差的贡献度有一定下降，其中 1 年期国债收益率以及 CPI 贡献度分别为 21.75%和 8.46%。

表格 4 宏观经济对集合信托预期收益率预测误差的贡献度

表 4 宏观经济对集合信托预期收益率预测误差的贡献度

滞后期	S.E.	TR	GY	CPI	GZ	YH	DK
1	0.427135	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.476307	92.14723	0.222532	0.072524	7.422205	0.122988	0.012519
3	0.580466	84.15942	2.021175	0.890124	9.997711	2.104776	0.826799
4	0.652601	74.02539	3.613778	2.716401	14.57461	3.112588	1.957240
5	0.725522	65.80844	5.355545	5.017326	16.94403	3.728300	3.146355
10	0.907416	45.96806	8.181597	14.66522	22.55719	4.235656	4.392279
15	0.952101	41.79491	8.625557	17.49750	23.42791	4.276617	4.377503
20	0.966096	40.65107	8.547544	17.47335	23.37496	4.350154	5.602919
21	0.967724	40.51735	8.518953	17.41461	23.33066	4.361789	5.856637
22	0.969201	40.39474	8.497062	17.36679	23.28042	4.371072	6.089916
23	0.970589	40.27934	8.484992	17.33505	23.22569	4.377802	6.297121
24	0.971927	40.16912	8.484592	17.32177	23.16779	4.381962	6.474767

从集合信托资金不同投向分类看，金融类集合信托预期收益率对于自身波动的贡献占比为 47%，宏观经济变量中 1 年期国债收益率、CPI 以及 1 年期贷款基准利率的预测误差贡献占比分别为 24.05%、13.11%以及 8.76%。房地产信托对于自身波动的贡献占比达

到 92%，其他宏观经济因素对于房地产信托预期收益率的解释非常不显著，这与其他类型集合信托非常不同，可能由于近年持续受到宏观调控，房地产行业融资需求缺口一直较大，导致房地产融资利率持续处于高位。基础产业集合信托预期收益率能够解释自身波动的 44.15%，1 年期国债预期收益率预测误差的贡献度为 29.67%，工业增加值增速贡献度为 17.28%，工业增加值增速的贡献度要高于其他类型集合信托，这说明经济周期波动对于基础产业类集合信托的预期收益率波动有较大影响。

本文使用 2007 年 1 月至 2014 年 5 月集合信托预期收益率和宏观经济数据，基于 VAR 模型，分析了集合信托预期收益率和宏观经济变量之间的动态关系，并且进一步区分了不同类型集合信托，探寻其受到宏观经济变量影响的差异性。

第一，格兰杰因果检验显示，集合信托预期收益率与工业增加值增速互为因果关系，同时 CPI、1 年期国债收益率、银行间市场债券质押式回购加权平均收益率、1 年期贷款基准利率都是集合信托预期收益率的格兰杰原因，能够影响集合信托定价和预期收益率走势。

第二，脉冲响应分析表明，不同宏观经济因素的冲击对于集合信托预期收益率的影响具有一定差异，1 年期国债收益率、CPI、工业增加值增速、银行间市场债券质押式回购加权平均收益率均对其具有长期正向效应，1 年期贷款基准利率对集合信托预期收益率先具有正向效应，之后转为负向效应。同时，宏观经济变量对于不同类型集合信托预期收益率的影响也具有一定差异性，诸如 1 年期贷款基准利率对于证券投资类信托以及基础产业信托具有显著的负向效应，工业增加值增速对于房地产信托具有显著的负向效应。

第三，VAR 模型方差分解分析表明，集合信托定价主要以 1 年期国债收益率等中期资金市场基准价格为参照，并根据 CPI 水平进行相应调整，以反映真实收益率水平，短期

资金价格波动对于集合信托预期收益率影响较小，源于集合信托期限多集中于中长期水平。宏观经济变量对于不同类型集合信托预期率的预测误差方差影响具有很大差异性，宏观经济变量对于房地产信托波动的影响较小，工业增加值增速对于基础产业信托预期收益率预测误差的贡献要显著高于其他类型集合信托。

第四，集合信托预期收益率与宏观经济变量具有显著的互动关系，在集合信托定价过程中要充分考虑当前以及未来宏观经济变动情况，合理制定集合信托预期收益率，即保证了产品的市场竞争力，同时也更好地服务实体经济。

（五）本章小结

本文使用 2007 年 1 月至 2014 年 5 月另类投资预期收益率和宏观经济数据，基于 VAR 模型，分析了另类投资预期收益率和宏观经济变量之间的动态关系，并且进一步区分了不同类型另类投资，探寻其受到宏观经济变量影响的差异性。第一，格兰杰因果检验显示，另类投资预期收益率与工业增加值增速互为因果关系，同时 CPI、1 年期国债收益率、银行间市场债券质押式回购加权平均收益率、1 年期贷款基准利率都是另类投资预期收益率的格兰杰原因，能够影响另类投资定价和预期收益率走势。第二，脉冲响应分析表明，不同宏观经济因素的冲击对于另类投资预期收益率的影响具有一定差异，1 年期国债收益率、CPI、工业增加值增速、银行间市场债券质押式回购加权平均收益率均对其具有长期正向效应，1 年期贷款基准利率对另类投资预期收益率先具有正向效应，之后转为负向效应。同时，宏观经济变量对于不同类型另类投资预期收益率的影响也具有一定差异性，诸如 1 年期贷款基准利率对于证券投资类信托以及基础产业信托具有显著的负向效应，工业增加值增速对于房地产信托具有显著的负向效应。第三，VAR 模型方差分解分析表明，另

类投资定价主要以 1 年期国债收益率等中期资金市场基准价格为参照，并根据 CPI 水平进行相应调整，以反映真实收益率水平，短期资金价格波动对于另类投资预期收益率影响较小，源于另类投资期限多集中于中长期水平。宏观经济变量对于不同类型另类投资预期率的预测误差方差影响具有很大差异性，宏观经济变量对于房地产信托波动的影响较小，工业增加值增速对于基础产业信托预期收益率预测误差的贡献要显著高于其他类型另类投资。第四，另类投资预期收益率与宏观经济变量具有显著的互动关系，在另类投资定价过程中要充分考虑当前以及未来宏观经济变动情况，合理制定另类投资预期收益率，即保证了产品的市场竞争力，同时也更好地服务实体经济。目前，另类投资定价仍然存在过于粗放、定价差异化不足等问题。随着大资管时代的到来，更多金融机构能够效仿信托公司通过资产的跨市场配置进而获得较高收益的基础，另类投资高定价优势逐步消失。未来资产管理竞争由价格竞争逐步转移到能力竞争。这就需要信托公司在提升自身资产管理能力的同时，强化资产定价能力，以此提升核心竞争力。

三、宏观经济对另类投资定价冲击效应的实证分析

所谓另类投资，是指传统的股票、债券和现金之外的金融和实物资产，如房地产、证券化资产、对冲基金、私人股本基金、大宗商品、艺术品等，其中证券化资产就包括了次级房贷为基础的债券以及这些债券的衍生金融产品。

然而另类投资中的（阳光）私募基金、对冲基金、集合信托（资管）计划等产品在以多种股票、债券进行的组合产品进行投资时，股市、债券的预期收益率也将影响着另类投资产品的整体收益率，因此本节从研究股票预期收益率角度出发，侧面分析与股票组合相关的另类投资产品的预期收益率。

其次，随着全球经济步入“后金融危机时期”，我国宏观经济调控以及股票市场运行也逐渐进入调整期和修复期，此外系统研究我国宏观经济变量与股票收益率之间的关联性分析显得尤为重要。鉴于此，我们运用多变量 VAR 模型检验我国汇率、利率、工业增加值以及货币供给量等主要宏观经济指标是否能够显著影响我国股票市场收益。

（一）向量自回归模型和脉冲响应函数

本文运用我国名义汇率(ER)、名义利率(IR)、工业增加值增速(IP)以及货币供给量(M1)的月度同比增长率(m)等四个变量的月度数据来度量我国宏观经济运行态势。同时利用我国股票综合指数月收益率(SR)数据来表征我国股票收益率特征。所研究序列的样本区间为 1990 年 1 月至 2010 年 12 月。数据来源于锐思(RESST)金融研究数据库以及中经网([HTTP://DB.CEI.GOV.CN](http://db.cei.gov.cn))数据库。为了防止伪回归现象，我们首先采用 ADF 检验以及 PP 检验方法对上述五个变量的平稳性进行检验。其中滞后阶数依照 Campbell 和 Perron 的选取原则进行选取，临界值由 Mackinnon 给出。我们发现五个宏观经济变量水平值序列

均非平稳. 而其一阶差分 序列均平稳, 因此这五个变量是典型的 $I(1)$ 型时间序列。1. VAR 模型的估计及 Granger 因果关系检验。在研究多元时间序列数据时,构造 VAR 模型能够消除其他时间序列分析方法中普遍存在的若干问题。首先, 利用 VAR 模型检验变量间的因果关系时, 对综合时间序列的次序要求不再敏感; 其次, 由于运用了一个多变量方法, 因此不像简单的双变量模型那样依赖模型选择及模型形式; 再次, 可以将每个变量都确定为内生变量, 进而 能够最小化在单方程模型中可能出现的联立偏倚性。鉴于此我们考虑如下多元 VAR 模型:

$$SR_t = \Phi_0 + \sum_{j=1}^p \Phi_1^{(j)} IR_{t-j} + \sum_{j=1}^p \Phi_2^{(j)} ER_{t-j} + \sum_{j=1}^p \Phi_3^{(j)} IP_{t-j} + \sum_{j=1}^p \Phi_4^{(j)} m_{t-j} + U_{3t}$$

其中 p 代表 VAR 模型的最优滞后阶数, u_{it} , $i=1, 2, 3,$ 为白噪声序列。在确定 VAR 模型之前, 应用 AIC 准则确定 使得 AIC 值最小的滞后阶数 p 。AIC 准则结果表明。本文所构造的多元 VAR 模型在滞后阶数取 6 时最优。在此基础上, 可以进一步检验四个宏观经济变量与股票收益率之间的滞后 Granger 影响关系。

表格 5 Granger 因果关系检验结果

原假设	χ^2 统计量	自由度	P 值
IR 非 Granger 影响 SR	8.397	6	0.2104
ER 非 Granger 影响 SR	7.8374	6	0.2503
IP 非 Granger 影响 SR	10.769	6	0.0958
m 非 Granger 影响 SR	11.309	6	0.0793
IR、ER、IP 以及 m 非同时 Granger 影响 SR	42.25	24	0.0121

其中 χ^2 检验统计量服从 χ^2 分布。如表 1 所示的 Granger 因果关系检验结果说明, IR 序列 与 ER 序列均近似 Granger 影响 SR 序列; 而 IP 序列以及 m 序列均显著 Granger 影

响 SR；此外 IR 序列、ER 序列、IP 序列以及 m 序列同时最著 Granger 影响 SR 序列。

VAR 模型相关系数估计值的经济含义是被解释变量对解释变量的弹性。具体分析 VAR 模型的系数估计可以得到相应的模型结构启示(具体估计略)。从系数显著性上分析，我们仍然可以得到与 Granger 因果关系检验一致的结果。

在得到变量间 Granger 因果关系的检验结果以及 VAR 模型系数的估计结果以后，可以进一步在 VAR 模型中描述各成分变量扰动之间的冲击影响。在此继续考虑滞后 p 阶 VAR 模型，假设 x_t 是多元平稳时间序列，则 VAR 模型的结构式方程为：

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \dots + \Gamma_p x_{t-p} + \varepsilon_t$$

其中 B 和 Γ_0 为参数矩阵， ε_t 是作用在所有分量上的结构式冲击。在 VAR 结构中可以利用冲击反应函数识别出结构变量对于各种冲击的动态反应过程。将结构式方程转化为简化式方程：

$$X^t = A^{-1} \Gamma_0 + A^{-1} \varepsilon_t, \quad A = (B - \Gamma_1 L - \dots - \Gamma_p L^p)$$

其中 L 是滞后算子。A 是算子多项式构成的矩阵，假设其特征根均落在单位圆外。如果假设结构式冲击发生的先后顺序，即给定变量的分解顺序。则可以获得简化式的可识别性约束。这时在获得上述简化式估计的基础上。可以判断可识别 VAR 模型中的经济变量对于结构式冲击的动态反应乘数。譬如，结构变量 x_{it} 相对于结构式冲击 ε_{it} 的冲击反应函数为(具体估计方法和过程略)：

$$\frac{d(x_{ij+n})}{d\varepsilon_{jt}} = f(n), \quad n=0,1,2,\dots$$

其中 n 是冲击作用的时间滞后间隔， $f(n)$ 是算子多项式 $(A^{-1} \varepsilon_t)$ 展开后得到的对应系数。

(二) 我国股票收益率与宏观经济运行的关联性检验

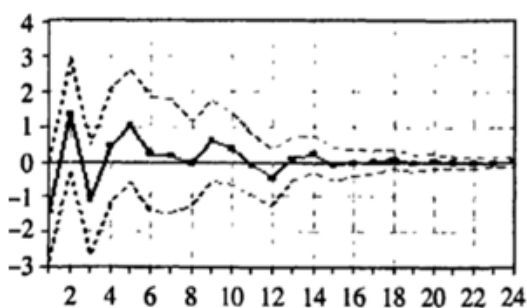


图1 IR对SR的冲击反应路径

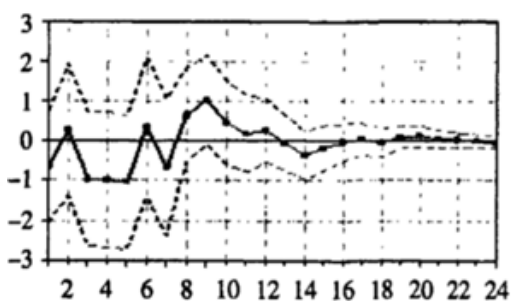


图2 ER对SR的冲击反应路径

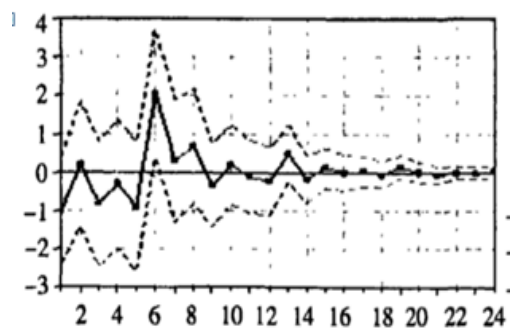


图3 IP对SR的冲击反应路径

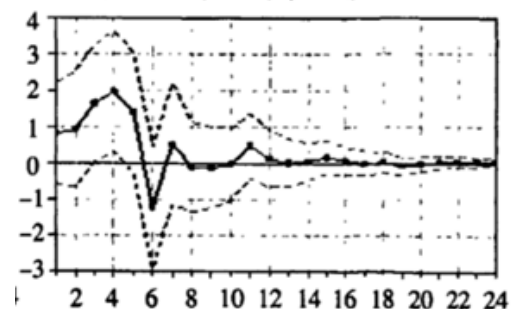


图4 M对SR的冲击反应路径

本文选取滞后长度为 24 个月，通过具体计算广义脉冲响应函数可以得到如图 1—图 4 所示的股票收益率对四个宏观经济变量的冲击的反应路径图，其中横坐标表示冲击发生后的时间间隔(月份)。纵坐标表示冲击反应程度(坐标刻度表示的百分数)。图中虚线表示 1 倍标准差范围内的置信曲线。从图 1 可以看出，当发生 1 单位的正向利率冲击以后(注意到这是暂时冲击，冲击发生以后便立即消失)，股票收益率在冲击的当期骤然下降 1.419 个单位以后迅速回升，并在第 2 个月达到正向 1.3622 个单位的最大值，而后伴随着冲击反应方向的交替、程度的减弱。大约在 15 个月以后该冲击反应衰减至零附近。图 2 说明，当发生 1 单位的正向汇率冲击以后，股票收益率在冲击的当期下降 0.654 个单位，随后在第 2 个月上升至 0.2673 个单位的正向反应以后方向再次改变，并在第 9 个月达到 1.0483 个单位的

正向最大冲击后逐渐减弱,大约自汇率冲击发生的 16 个月以后,冲击反应衰减为零附近。相类似地,在图 3 中,当发生 1 单位的正向工业增加值冲击以后,股票收益率在冲击的当期陡然下降 1.0079 个单位,此冲击反应的方向在第 2 个月发生改变,并在第 6 个月达到 2.2053 个单位的正向最大冲击以后逐渐减弱,并在 14 个月以后冲击反应衰减到零附近。与图 1~图 3 不同,在图 4 中,当发生 1 单位的正向货币供给冲击以后,股票收益率在冲击的当期上升 0.812 0 个单位以后仍然不断攀升,并在第 4 个月达到 1.9654 个单位的正向冲击以后急剧下降,并在第 6 个月降至 1.2466 个单位的负向反应后,大约自第 12 个月起冲击反应衰减为零。注意到本文所研究的四个宏观经济变量对股票收益率的冲击反应持续期均在一年以上。

由于股票的预期收益率的影响因素不仅仅只包括宏观经济因素,同时也受到外部多种因素影响,如政治因素、公司自身因素、自然因素、行业因素、心理因素等等,这些因素均对股票的预期收益率产生一定影响;另外,本节研究的股票预期收益率与宏观关系更多是在某种假定情况下的分析对比,受到数据样本选取等因素影响,存在研究结论偏离预期效果。

(三) 本章小结

1.从因果关系检验结果可以看出:名义汇率近似 Granger 影响股票收益率;脉冲响应函数显示。股票收益率对名义汇率单位冲击的反应相对较弱。因此我们认为我国名义汇率与股票收益率之间的相关性较低。金融市场能够为汇率市场和股票市场提供运作环境,是汇率传导的重要基础。但是目前我国金融市场还仅处于起步阶段,其交易的资金量较小,信用工具的种类也很少,因此还不能完全适应汇率传导的需要。同时资本市场与货币市场的一体化

程度对汇率与股票市场之间的传导也有十分重要的影响。

2.因果关系检验结果表明，名义利率近似 Granger 影响股票收益率；脉冲响应函数说明，股票收益率对名义利率单位冲击的反应非常迅速，因此我们认为在我国虽然名义利率对股票市场的影响较小，但是这种作用却相对稳定，自 1996 年我国放开银行间同业拆借市场利率以来，中央银行进行了，一系列关于利率市场化的改革。积极推进货币市场的建设，同时中央银行开始灵活运用公开市场操作从而调控货币市场利率。1998 年 1 月 1 日，中国人民银行宣布取消对国有独资商业银行贷款规模的限额控制，全面放弃曾经在我国实行近半个世纪的最为主要的货币政策工具，这足我国金融宏观调控方式的重大转变。此外同年颁布的《证券公司进入银行间同业市场管理规定》中指出，允许符合条件的证券公司进入银行间同业市场。这为银行资金通过证券公司间接进入股市提供合法渠道。随着间接调控方式的日益重要，货币政策通过货币市场利率对资本市场的影响逐渐显现。

3.因果关系检验结果告诉我们，工业增加值最著 Granger 影响股票收益率；脉冲响应函数说明，股票收益率对工业增加值单位冲击的反应较为敏感。因此我们认为我国工业增加值对股票收益率具有较为显著的影响作用。目前我国正处于工业化进程当中，工业企业在我国上市公司构成中占主导地位。从直接影响角度来讲，当工业增加值迅速增长时，作为股市基石的上市公司将会直接受益，在公司利润水平不断提高的同时股价也会迅速上涨。从间接影响角度来讲，工业增加值的快速增长将会直接增强投资者对股市的信心，从而能够吸引更多的资金流入股市，因此我国工业增加值与股票收益率之间存在着紧密的影响关系。

4.因果关系检验结果说明，货币供给显著 Granger 影响股票收益率；脉冲响应函数显

示，股票收益率对货币供给单位冲击的反应相当敏感。因此我们认为我国货币供给对股票市场的影响相对较大，但具有滞后性。自 1999 年以来，决策层已先后出台一系列连通货币市场和资本市场的措施，譬如允许一部分证券公司、基金管理公司和保险公司进入银行间市场，随着这些政策的逐步落实，货币市场和资本市场的联动性增强。此外在中央银行灵活运用公开市场操作的基础上，经过几年的努力，公开市场业务操作已成为中央银行调控货币的主要政策工具，由于资本市场的利润驱动，使得增加的货币供给以各种合法或非法渠道流入股票市场，使得股票市场对货币供给冲击的反应比较明显。然而由于资本流动管制以及法律上、技术上的阻碍使得这种反应相对较慢。

从理论层面上讲，货币政策的终极目标是保持货币币值的稳定和促进经济增长，而股票价格的变化与实体经济的发展关系密切，股票价格过度波动容易引起实体经济的损失。在实际操作中，诸如美国等发达国家确实根据资本市场的表现来制定相关的货币政策。本文所得的经验结果表明，我国货币供给量和利率等货币政策是股票市场价格波动行为的重要影响因素。在确定货币政策操作目标以后，央行在选择货币政策工具的执行和操作时也应考虑工具可能会对股票市场回报或波动产生的其他影响，进而决定使用的工具种类以及操作力度。

四、宏观经济与另类投资收益率的长期均衡和短期波动分析

(一) 协整与误差修正模型

经典的线性回归模型通常假定序列是平稳的，或者是一个确定性趋势加上平稳的部分，这样才能保证利用普通最小二乘法得到的估计量是一致的和具有渐近正态分布性质。但在实际中常常遇到的时间序列尤其是宏观变量的时间序列大多是非平稳的，利用这样的序列所得的回归常常会出现“伪回归”现象，显著性检验的 T 统计值和其它统计量无法解释，拟合优度往往很高，但是这些统计量不具有标准的分布，因而使回归结果难以评价。解决非平稳问题通常可以通过差分的办法，但是这样做可能导致数据中的长期信息的损失。协整 (co-integration) 提供了一种处理非平稳序列的分析方法，在回归问题中同时使用水平变量和差分后的变量，保留变量中的长期信息。

利用协整方法建模之前，必须先对序列的平稳性和整合阶数进行单位根检验，通常采用增强的 Dickey-Fuller 检验 (ADF) 对我们要建立协整方程的变量进行单位根检验。对于一个非平稳序列，如果经过 D 次差分以后可以变成稳定序列，则我们称之为具有 D 阶整合阶数，具有相同整合阶数的变量可以通过线性组合的方式变成稳定的变量。Engle 和 Granger (1987 年) 采用两步法来检验序列的协整性，若 y_t 和 $x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}$ 具有一阶整合阶数，则用后者作为解释变量对前者进行回归

$$y_t = \alpha + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} + \varepsilon_t \quad (1)$$

检验残差 ε_t 的稳定性，如果它是稳定的 (整合阶数为 0)，则证明 y_t 和各解释变量之间是 (1,1) 协整的。根据 Granger 的表示定理，可以建立如下的误差修正模型，对差分序列进行回归

$$\Delta y_t = c + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \sum_{i=0}^h \beta_i \Delta x_{j, t-i} + \delta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \text{Eq (2)}$$

我们把这方程一称为长期方程，而方程二为误差校正方程，其中方程二中的 ε_t 长期方程（Eq (1)）的估计残差。

（二）宏观经济与另类投资预期收益率的长期均衡和短期波动

所谓另类投资，是指传统的股票、债券和现金之外的金融和实物资产，如房地产、证券化资产、对冲基金、私人股本基金、大宗商品、艺术品等，其中证券化资产就包括了次级房贷为基础的债券以及这些债券的衍生金融产品。

然而另类投资中的（阳光）私募基金、对冲基金、集合信托（资管）计划等产品在以多种股票、债券进行的组合产品进行投资时，股市、债券的预期收益率也将影响着另类投资产品的整体收益率，因此本节从研究股票预期收益率角度出发，侧面分析与股票组合相关的另类投资产品的预期收益率。

1. 另类投资发行量对宏观经济变量的影响

研究宏观经济对股市收益率变动的的影响，金融理论里最常用的股利贴现模型(DDM)为我们提供了一些线索。按照这一模型，资产的价格等于未来期望股息的折现和，即为：

$$P_t = \sum_{j=0}^{\infty} E_t \left[\frac{D_{t+j}}{(1+r_{t+j})^j} \right]$$

其中 D_{t+y} 是 $t+j$ 时刻的股息， r_{t+j} 是时刻 t 到 $t+j$ 的年化风险收益率， E_t 为 t 时刻的预期。按照这一理论，所有可能影响股票未来现金流和风险收益水平的宏观经济因素都可以作为系统性风险的因子。也就是说这些宏观经济变量之所以影响股票市场价格波动，是因为它们影响了股票的的未来价值。但这些因子是否在现实中能起到定价作用，还需要用实证研究来进行进一步检验。下面文章首先从利率、汇率、通货膨胀、货币供应量、工业增加值五个方

面来分别研究其对股票市场收益率的影响,其次把所有因素都考虑进去后研究整体效果。

我们研究了在没有加入外界变量且均值方程为股指收益率的分布滞后模型时,我国股市收益率波动的特征。由于本章我们要研究宏观经济变量的变动对股市收益率及条件波动性的影响,所以我们在 GARCH (1,1)模型的均值方程中引入外界宏观经济变量,考察当引入外界变量后,均值方程的残差项的方差如何变化。考虑到宏观经济政策的时滞性,也就是说宏观经济变量的变动可能不会立刻对股票市场产生相应影响。那么我们的模型可能会加入宏观经济变量的滞后结构形式。我们通过逐步剔除法,去掉不显著的变量及其滞后期,得到最终均值模型形式。以此来研究当在股市收益率的均值模型中引入宏观经济变量后,其残差的方差是如何发生变化的。我们下面所用的模型为

$$R_t = \omega_0 + \omega_2 R_{t-2} + \sum_{i=0}^k \beta_i X_{t-i} + \mu_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \mu_{t-1}^2 + \gamma_1 \sigma_{t-1}^2$$

其中 X_{t-i} 表示某一宏观经济变量 t 时滞后 i 期的值,如力表示宏观经济变量的当期值。

在均值模型的具体估计过程中,我们采用从一般到特殊的建模方法,根据模型的显著性检验(F检验)和回归系数的显著性,逐步剔除统计上不显著的自变量形成最终的均值模型形式。

在这里宏观经济指标分别为居民消费价格指数、人民币汇率、与增速差、上海同业拆借利率和工业增加值(去年同期增长)。

本章选取数据 2006 年 1 月—2012 年 11 月上证综指月收益率 (R)、 M_1 与 M_2 增速差 (M)、人民币汇率 (E)、消费者物价指数(Consumer Price Index) (C)、上海银行间同业拆放利率(Shanghai Interbank Offered Rate) (S)、工业增加值(去年同期增长)(A)。

对时间序列数据建模之前,我们首先要检验其稳定性,下面是用 ADF 检验对各宏观经济变量时间序列的平稳性进行检验。对于不平稳的时间序列,我们采用了差分形式,最后看该差分形式是否平稳。

表格 6 各宏观经济变量的平稳性检验结果

变量	表示	adf 值	临界值	显著性	平稳性
	s	-2.375337	-2.585861	***	不平稳
上海同业拆借利率	Δs	-8.356453	-3.513344	*	平稳
	m	-2.467344	-2.586866	***	不平稳
m1 与 m2 增速差	Δm	-2.919051	-2.899115	**	平稳
	e	-1.933202	-2.586605	***	不平稳
人民币汇率	Δe	-9.398164	-3.513344	*	平稳
	c	-2.055627	-2.588902	***	不平稳
居民消费价格指数	Δc	-2.988	-2.909253	**	平稳
工业增加值	a	-2.849791	-2.897223	**	不平稳
(去年同期增长)	Δa	-11.59129	-3.513344	*	平稳

附注 1: *表示在 1%水平下显著,**表示在 5%水平下显著,2 表示对变量进行一阶差分。

由以上检验可知各宏观经济变量的一阶差分后在 1%或 5%的显著性水平下显著,说明它们的一阶差分是平稳的。而差分也正好能反应各变量的变动情况。

(1) 利率变动对股市收益率影响的实证检验

利率指标我们选择上海同业拆借三个月加权平均利率。时间从 2006 年 1 月到 2012 年 11 月。由于上海同业拆借利率序列一阶差分序列平稳,所以我们采用它的一阶差分形式。这刚好也反映了该变量的变动,于经济含义也是可以讲通的。理论研究表明,利率的变动对股价

变动是存在影响的,且方向为负。因此我们在股指收益率的自回归模型中加入利率变量,得到如下的模型形式:

$$R_t = \omega_0 + \omega_2 R_{t-2} + \beta_0 S_t + \mu_t \quad (5.1)$$

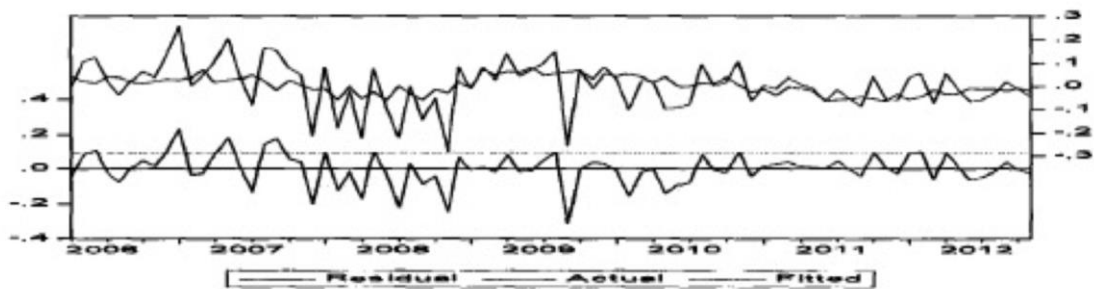
模型中 s_t 表示在模型中引入上海同业拆借利率当期变动值,它是对上海三个月加权同业拆借利率做一阶差分处理而得到的值。我们下面对(5.1)式进行 OLS 回归,参数估计结果如下(括号内为参数的 t-统计量,*表示在 1%的水平下显著):

$$R_t = 0.102465 + 0.200092 R_{t-2} - 0.027246 S_t (2.696001) * \\ (2.758555) * (-2.741588)$$

对数似然值=72.59741 AIC=-1.789935 SC=-1.695718

模型的拟合优度为 0.94,参数很显著。但观察对(5.1)进行的 OLS 回归的残差序列图,有波动聚集现象出现,说明残差项可能存在条件异方差性。

图 2 股指收益率（加入利率）模型的 OLS 回归的残差图



对(5.1)进行回归方程残差的 ARCH LM 检验,得到了在滞后阶数 $p=2$ 时的 ARCHLM 检验结果:

表格 7 对(5.1)模型进行回归方程残差的 ARCH LM 检验结果

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:
F-statistic 2.903372 Prob. F(2,75) 0.0610
Obs*R-squared 5.748771 Prob. Chi-Square(2) 0.0265

LM 统计量 Obs*R-squared 的值为 5.748771, χ^2 检验的相伴概率 p 值为 0.0265, 小于显著性水平 0.05。我们拒绝原假设选择备择假设, 说明残差序列存在 ARCH 效应。那么我们可以对此(7.1)模型进行 GARCH 建模。利用极大似然估计, 得到下述 GARCH 模型的参数估计结果(括号内为参数对应的 Z-统计量值,*表示在 1%的水平下显著,**表示在 5%的水平下显著):

$$R_t = 0.041191 + 0.045999R_{t-2} - 0.011694S_t,$$

$$(1.962428) * (3.175427) * (-3.157341)*$$

$$\sigma_t^2 = 0.048594 + 0.171952\mu_{t-1}^2 + 0.82586\sigma_{t-1}^2$$

$$(3.044744)* (3.036490)* (8.181135)*$$

$$\text{对数似然值} = 85.06069 \text{ AIC} = -1.951517 \text{ SC} = -1.74309$$

表格 8 GARCH (1,1)模型参数估计结果

方程	参数	系数估计值	z-统计量	p 值
均值方程	w0	0.041191	1.962428	0.0497
	w2	0.045999	3.175427	0.0021
	β_0	-0.011694	-3.157341	0.0022
条件方差方程	α_0	0.048594	3.044744	0.0023
	α_1	0.171952	3.03649	0.0024
	γ_1	0.80258	8.181135	0

方差方程中的 GARCH 项和 ARCH 项系数是显著的,并且 GARCH 模型的对数似然值比 OLS 回归的对数似然值大,而 AIC 值和 SC 值都比原来最小二乘回归结果要小,这说明 GARCH (1,1)模型能更好的拟合数据。这也说明利率的变动对股指收益是存在影响的。在均值方程中加入利率因素后, $\beta_0=-0.011694$,说明利率调整 1 个百分点,股指收益率会变动 0.011694 个百分点,且变动方向相反。加入利率因素之后,方差方程的 ARCH 项系数由原来的 0.184062 变为 0.201952,相应增大。GARCH 项系数由原来的 0.862586 变为 0.802586,相应减小了。ARCH 项与 GARCH

项系数之和等于 0.974538,满足模型参数的约束条件。由于系数之和非常接近于 1,表明条件方差所受的冲击是持久的,即冲击对未来所有的预测都有重要作用。

(2) M_1 与 M_2 增速差对股市收益率影响的实证检验

M_1 与 M_2 增速差大于 0,表明定期存款活期化,大量资金转向交易活跃的 M_1 , 从而对股市的资金供给可能形成较为积极的影响。这时股价走势可能向好的方面发展。通过反复试验,在股指收益率方程中加入 M_1 与 M_2 增速差的变动量,我们得出如下均值形式:

$$R_t = \omega_0 + \omega_2 R_{t-2} + \beta_0 M_t + \mu_t \quad (5.2)$$

其中 M_t 是 M_1 与 M_2 增速差的一阶差分,其余变量定义和前面相同。

对 5.2 模型进行 OLS 回归得到参数的回归结果如下:

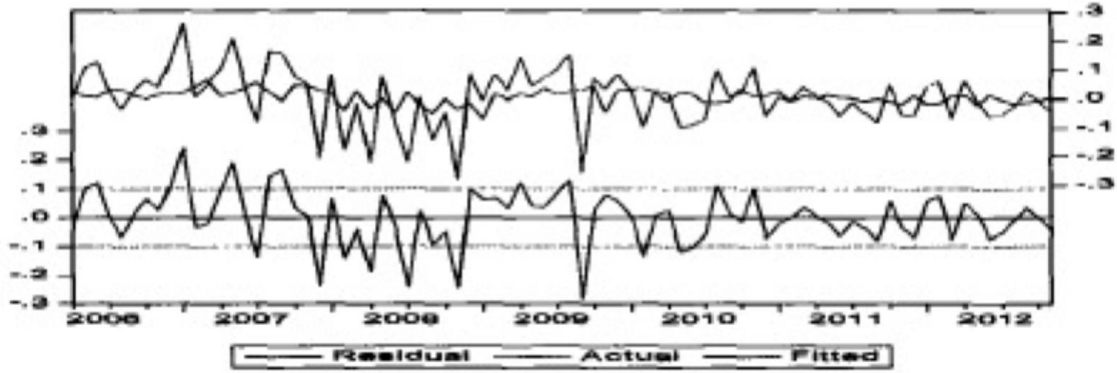
$$R_t = 0.0065 + 0.228127R_{t-2} + 0.214453M_t$$

$$(2.650079) (8.030079) * (12.78017) *$$

$$\text{对数似然值}=72.78379 \text{ AIC}=-1.744595 \text{ SC}=-1.655269$$

模型的拟合优度为 0.96,统计量很显著。但观察该回归方程的残差图,可以注意到有波动的集群现象,说明残差可能具有条件异方差性。

图 3 股指收益率(加入 M_1 与 M_2 增速差)模型的 OLS 回归的残差图



对(5.2)模型进行条件方差 ARCH LM 检验,得到了在滞后阶数 $p=2$ 时的 ARCHLM 检验结果如下:

表格 9 对(5.2)模型进行回归方程残差的 ARCH LM 检验结果

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	
F-statistic	3.299220 Prob. F(2,75) 0.0423
Obs*R-squared	6.469182 Prob. Chi-Square(2) 0.0394

LM 统计量 Obs*R-squared 的值为 6.469182, χ^2 检验的相伴概率 p 值为 0.0394, 小于显著性水平 0.05。我们拒绝原假设选择备择假设,说明残差序列存在 ARCH 效应。利用 GARCH (1,1)模型重新估计模型(5.2),结果如下(括号内为参数对应的 Z-统计量值,*表示在 1% 的水平下显著,**表示在 5%的水平下显著):

$$R_t = -0.007005 + 0.074058 R_{t-2} + 0.011694 M_t$$

$$(-2.523297) * (2.647672) * (2.517908) **$$

$$\sigma_t^2 = -0.0000898 + 0.160052 \mu_{t-1}^2 + 0.837119 \sigma_{t-1}^2$$

$$(-2.486862)^{**} (2.891347)^{*} (3.083466)^{*}$$

对数似然值=76.00439 AIC=-1.751517 SC=-1.573109

表格 10 GARCH (1,1)模型参数估计结果

方程	参数	系数估计值	z-统计量	p 值
均值方程	w0	-0.007005	-2.523297	0.0011
	w2	0.074058	2.647672	0.0081
	β_0	0.011694	2.517908	0.0122
条件方差方程	α_0	-8.98E-05	-2.486862	0.0377
	α_1	0.160052	2.891347	0.0038
	γ_1	0.837119	3.083466	0.002

由以上实证结果可知:参数估计结果各项系数也均显著。方差方程中的 GARCH 项和 ARCH 项系数是显著的,并且 GARCH 模型的对数似然值比 OLS 回归的对数似然值大,而 AIC 值和 SC 值都比原来最小二乘回归结果要小,这说明 GARCH (1,1)模型能更好的拟合数据。说明 M_1 与 M_2 增速差变动对上证综指收益率是存在影响的。 $\beta_0=0.011694$,说明当 M_1 与 M_2 增速差变动一个百分点时,收益率有 0.011694 个百分点的变动。方差方程中的 ARCH 项和 GARCH 项的系数之和为 0.997171,小于 1,满足参数的约束条件。由于系数之和非常接近 1,表明均值方程的条件方差所受的冲击是持久的,即冲击对未来所有的预测都有重要作用。

(3) CPI 变动对股市收益率影响的实证检验

按照理论分析,通货膨胀率对股票市场是有影响的。通货膨胀对股市的影响存在初期和后期之分。通货膨胀在初期对股价是有促进作用的,但在持续期,会影响到人们对未来的预期,所以这时对股价是有负面影响的。因此我们可以在股指收益率模型中加入居民消费价格指数这一因素,得到如下模型形式:

$$R_t = \omega_0 + \omega_2 R_{t-2} + \beta_0 C_t + \mu_t \quad (5-3)$$

其中, C_t 为 CPI 第 t 期一阶差分后的值。

对 5.3 模型进行 OLS 回归得到参数的估计结果如下(括号内为变量的 t 统计量值,*表示在 1%的水平下显著,**表示在 5%的水平下显著):

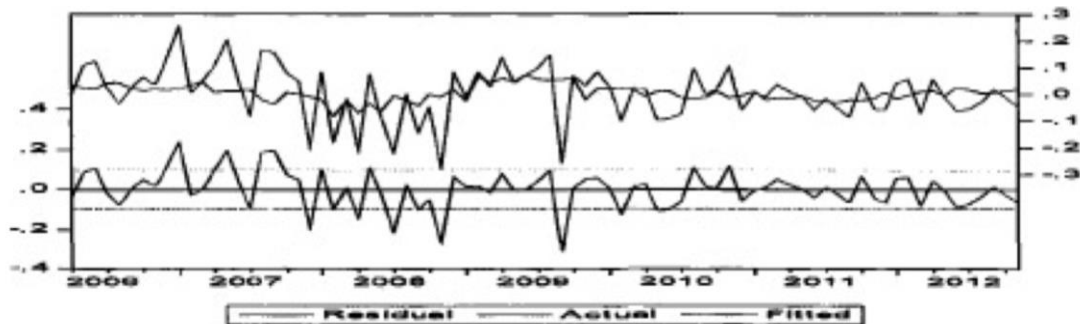
$$R_t = 0.039328 + 0.176731 R_{t-2} + 0.100274 C_t$$

$$(2.695822) * (7.228718) * (2.076199)$$

$$\text{对数似然值} = 74.62626 \quad \text{AIC} = -1.790657 \quad \text{SC} = -1.701331$$

模型的拟合优度为 0.92,各项参数的统计量很显著。但观察上式的残差的序列图,发现有波动的集群现象,也就是说可能存在条件异方差。

图 4 股指收益率(加入 CPI)模型的 OLS 回归的残差图



对(5.3)模型进行残差的 LM 检验,结果如下:

表格 11 对(5.3)模型进行残差的 LM 检验结果

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	
F-statistic 3.583288 Prob. F(2,75) 0.0350	
Obs*R-squared	6.899637 Prob. Chi-Square(2) 0.0318

LM 统计量 Obs*R-Squared 的值为 6.899637, χ^2 检验的相伴概率 p 值为 0.0318, 小于显著性水平 0.05? 我们拒绝原假设选择备择假设, 说明残差序列存在 ARCH 效应。那么我们利用 GARCH (1,1) 模型重新估计模型(5.3), 结果如下(括号内为参数对应的 Z-统计量值, *表示在 1%的水平下显著, **表示在 5%的水平下显著):

$$R_t = -0.005588 + 0.005003R_{t-2} + 0.039704C_t$$

$$(-2.524296) \quad ? \quad (2.651472) \quad ** \quad (2.545608) \quad **$$

$$\sigma_t^2 = -0.0000872 + 0.125918\mu_{t-1}^2 + 0.871435\sigma_{t-1}^2$$

$$(-2.496982) \quad ** \quad (2.781347) \quad * \quad (22.0191) \quad *$$

$$\text{对数似然值} = 77,23467 \quad \text{AIC} = -1.862364 \quad \text{SC} = -1.744589$$

表格 12 GARCH (1,1)模型参数估计结果

方程	参数	系数估计值	z-统计量	p 值
均值方程	w0	-0.005588	-2.524296	0.0121
	w2	0.005003	2.651472	0.0131
	β_0	0.039704	2.545608	0.0152
条件方差方程	α_0	-8.72E-05	-2.496982	0.0277
	α_1	0.125918	2.781347	0.0028
	γ_1	0.871435	22.0191	0

由以上实证结果可知:参数估计结果的各项系数也均显著。方差方程中的 GARCH 项和 ARCH 项系数是显著的,并且对数似然值有所增加,而 AIC 值和 SC 值都比原来最小二乘回归结果要小,这说明 GARCH (1,1)模型能更好的拟合数据。说明通货膨胀率的变动对上证综指收益率是存在影响的。 $\beta_0 = 0.039704$, 说明在我国通货膨胀对股价波动有正向影响关系。在理论介绍中我们也阐明了通货膨胀与股价的正向关系一般存在于通货膨胀初期。这也说明

我国最近几年通货膨胀率还是发生在可控范围内,方差方程中的 ARCH 项和 GARCH 项的系数之和为 0.997353,小于 1,这也满足 GARCH 模型中参数的约束条件。由于系数之和小于 1,说明股指收益的条件方差是持久的,即股市一旦受到冲击出现异常波动,在短期内很难消除。

(4) 人民币汇率变动对股市收益率影响的实证检验

这里人民币汇率指标我们采用该序列的一阶差分形式。本节我们研究人民币汇率的变动对股票市场收益率变动的的影响。汇率的变动会对一国的经济形势产生影响,也会对一国的出口企业的竞争力产生影响,进而影响到股票市场相关行业股价的波动。基于此我们在股指收益率模型中加入汇率因素。模型形式表示如下:

$$R_t = \omega_0 + \omega_2 R_{t-2} + \beta_0 E_t + \mu_t (5-4)$$

其中, E_t 表示人民币汇率月数据经过差分后的值,其它变量定义同上。对(5. 4)模型进行 OLS 回归得到参数的估计结果如下(括号内为变量的 t-统计量值,*表示在 1%的水平下显著):

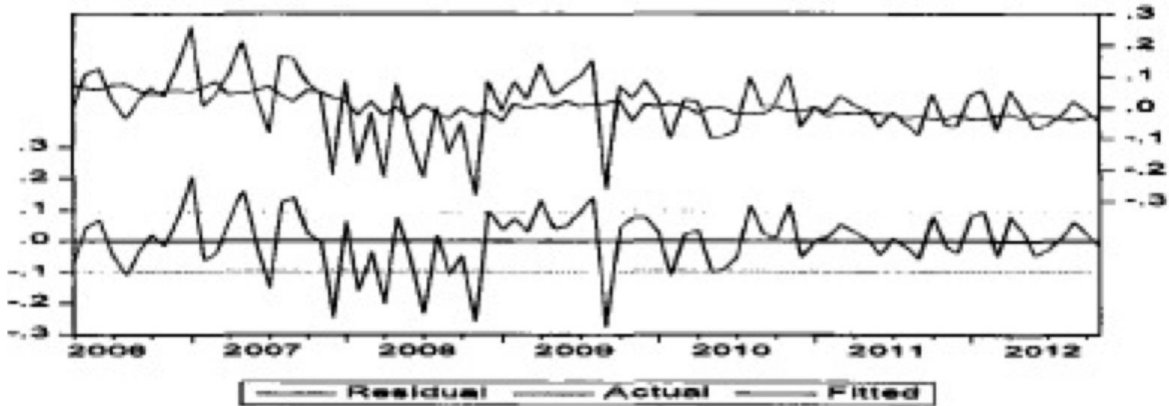
$$R_t = -0.410347 + 0.157561 R_{t-2} + 0.059879$$

$$(-6.440152) * (3.741631) * (8.476342) *$$

$$\text{对数似然值} = 75.45602 \quad \text{AIC} = -1.811400 \quad \text{SC} = -1.722074$$

模型的拟合优度为 0.97,各项参数的统计量也很显著。但观察上式的残差的序列图,发现有波动的集群现象,也就是说可能存在条件异方差。

图 5 股指收益率(加入汇率)模型的 OLS 回归的残差图



对(5.4)模型进行残差的 ARCH LM 检验,得出如下:

表格 13 对(5.4)模型进行残差的 ARCH LM 检验

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	
F-statistic	2.815575 Prob. F(2,75) 0.0262
Obs*R-squared	6.587072 Prob. Chi-Square(2) 0.0312

LM 统计量 Obs*R-squared 的值为 6.587072, χ^2 检验的相伴概率 p 值为 0.0312, 小于显著性水平 0.05。我们拒绝原假设选择备择假设, 说明残差序列存在 ARCH 效应。那么我们利用 GARCH (1,1) 模型重新估计模型(5.4), 结果如下(括号内为参数对应的 Z-统计量值,* 表示在 1%的水平下显著,**表示在 5%的水平下显著):

$$R_t = -0.347427 + 0.016070 R_{t-2} + 0.051539 E_t$$

$$(-0.347427) * (3.924557) * (3.892801) *$$

$$\sigma_t^2 = 0.000174 + 0.197597 \mu_{t-1}^2 + 0.798903 \sigma_{t-1}^2$$

$$(2.253566) ** (3.583756) * (5.055518) *$$

$$\text{对数似然值} = 78.71368 \quad \text{AIC} = -1.924573 \quad \text{SC} = -1.896467$$

表格 14 GARCH (1,1)模型参数估计结果

方程	参数	系数估计值	z-统计量	p 值
均值方程	w0	-0.347427	-3.688286	0.0002
	w2	0.01607	3.924557	0.0011
	β_0	0.051539	3.892801	0.0002
条件方差方程	α_0	0.000174	2.253566	0.0246
	α_1	0.197597	3.583756	0.0006
	γ_1	0.798903	5.055518	0

由以上实证结果可知:参数估计结果各项系数也均显著。方差方程中的 GARCH 项和 ARCH 项系数是显著的,并且对数似然值有所增加,而 AIC 值和 SC 值都比原来最小二乘回归结果要小,这说明 GARCH (1,1)模型能更好的拟合数据。 $\beta_0 = 0.051539$,说明汇率每变动一个百分点,股指收益率会变动 0.05139 个百分点。而该值为正,说明了在我国从长期来看,汇率的上升引起本币贬值,抑制进口,利于出口,从而刺激了国内出口行业的生产,增加该行业中企业的收入,进而使这类上市公司的利润和红利提高,股价攀升。方差方程中 GARCH 项和 ARCH 项之和为 0.9965,小于 1,也满足模型对参数的条件约束。由于 0.9965 非常接近 1,表明当在收益率方程中加入汇率因素后残差的条件方差所受的冲击是具有记忆性,即冲击对未来所有的预测都有重要作用。

(5) 工业增加值的变动对股市收益率影响的实证检验

从理论上说,工业增加值是一个国家在一定时期内产出状况的反应。工业增加值的变动,表示了经济环境的发展状况,这影响到人们对未来的预期,从而影响到股价的变动。那么工业增加值变化与股价之间是有一定联系的。因此,我们在收益率模型中加入了工业增加值这一因素,模型表示如下:

$$R_t = \omega_0 + \omega_2 R_{t-2} + \beta_0 A_t + \mu_t \quad (5-5)$$

其中 A_t 表示工业增加值(去年同期增长)经过差分之后的值,其他变量定义同前。下面对(7.5)的收益率模型进行简单线性回归,估计结果如下(括号内为变量的 t-统计量值,*表示在 1%的水平下显著):

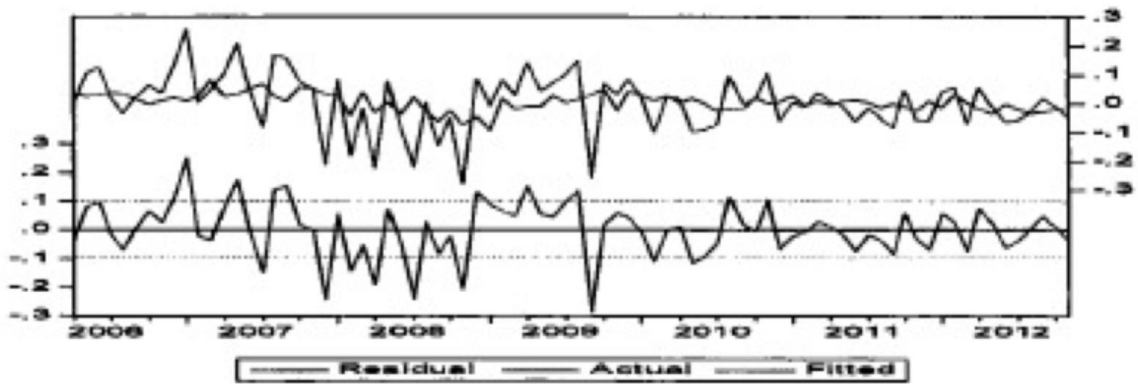
$$R_t = -0.0709 + 0.227161 R_{t-2} + 0.544392 A_t$$

$$(-3.229733) * (7.034111) * (7.209718) *$$

$$\text{对数似然值} = 73.83805 \quad \text{AIC} = -1.770951 \quad \text{SC} = -1.681625$$

模型的各项参数均显著,拟合优度为 0.96。但观察该回归模型的残差序列,有波动的群集性,说明残差可能会存在异方差性。

图 6 股指收益模型(加入工业增加值)OLS 回归残差



下面我们对(7.5)模型进行残差的 ARCH LM 检验,检验结果如下:

表格 15 对(5.5)模型进行残差的 ARCH LM 检验结果

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic 5.778900 Prob. F(2,75) 0.0209

Obs*R-squared 5.956099 Prob. Chi-Square(2) 0.0239

lm 统计量 Obs*R-squared 的值为 5.956099,/检验的相伴概率 p 值为 0.0239,小于显著性水平 0.05。我们拒绝原假设选择备择假设,说明残差序列存在 ARCH 效应。下面我们 用 GARCH (1,1)模型重新估计模型(5.5),得出估计结果为(括号内为变量的 Z-统计量值,*表示在 1%的水平下显著,**表示在 5%的水平下显著):

$$R_t = -0.061121 + 0.063455R_{t-2} + 0.399526 A_t$$

$$(-4.179792) * (11.54567) * (2.565228) **$$

$$\sigma_t^2 = -0.000029 + 0.202497\mu_{t-1}^2 + 0.789722\sigma_{t-1}^2$$

$$(-5.750056) * (2.207622) ** (8.149098) *$$

$$\text{对数似然值} = 78.98731 \text{ AIC} = -1.824683 \text{ SC} = -1.696031$$

表格 16 GARCH (1,1)模型参数估计结果

方程	参数	系数估计值	z-统计量	p 值
均值方程	w0	-0.061121	-4.179792	0.0001
	w2	0.063455	11.54567	0
	β_0	0.399526	2.565228	0.0199
条件方差方程	α_0	-2.94E+00	-5.75005	0
	α_1	0.202497	2.207622	0.0273
	γ_1	0.789772	8.149098	0

由以上实证结果可知:参数估计结果各项系数也均显著。方差方程中的 GARCH 项和 ARCH 项系数是显著的,并且对数似然值有所增加,同时 AIC 值和 SC 值都比原来最小二乘回归结果要小,这说明 GARCH (1,1)模型能更好的拟合数据。 $\beta_0 = 0.399526$ ^说明了工业增加值每增加一个百分点,股指收益率就会上升 0.399526 个百分点。这也说明了股指收益率与工业增加值之间是正相关关系。方差方程中的 ARCH 项和 GARCH 项的系数之和为 0.

992269,略小于 1,满足参数的约束条件。由于系数之和非常接近 1,表明也当在收益率方程中加入汇率因素后的条件方差所受的冲击具有记忆性,即冲击对未来所有的预测都有重要作用。

(6) 综合考虑宏观经济变量对股市收益率影响的实证检验

由于宏观经济环境它是一个复杂的机体,把单个变量加入到模型中我们可能无法模拟现实情况。再者,由于宏观经济整体会受到经济周期的影响,各变量之间会有相互作用,使其相关性很高,影响到模型的模拟效果。考虑到此,这节我们首先将文章研究的所有宏观经济变量都加入到收益率模型中去,再剔除掉统计上系数不显著的变量,得以形成最终的均值模型形式。在均值模型中,由于 M_1 与 M_2 增速差、利率和汇率的系数不显著,因而排除了这三个变量。这可能是由于这些宏观经济变量之间相关性太高导致的。

$$R_t = \omega_0 + \omega_2 R_{t-2} + \beta A_t + \delta C_t + \mu_t \quad (5-6)$$

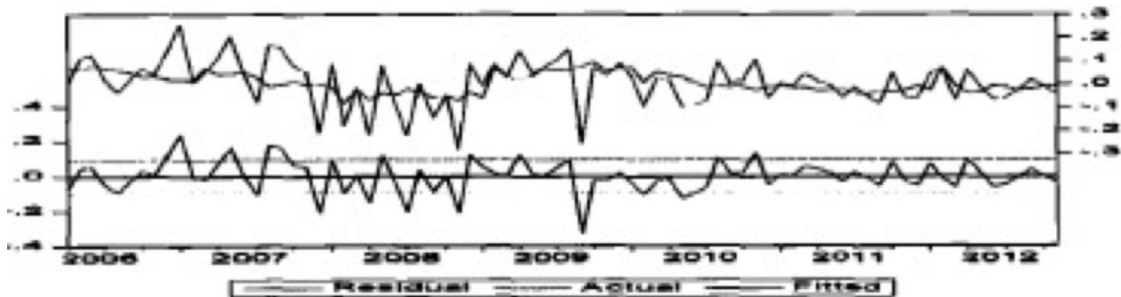
下面对(5.6)的收益率模型进行 OLS 回归,估计结果如下(括号内为变量的 t 统计量值,*表示在 1%的水平下显著):

$$R_t = -0.068545 + 0.115097R_{t-2} + 0.884661A_t + 0.014783C_t$$

$$(-4.99587) * (3.477436) * (3.617122) * (3.048783) *$$

$$\text{对数似然值} = 77.92845 \quad \text{AIC} = -1.848211 \quad \text{SC} = -1.729110$$

图 7 股指收益模型(整体)OLS 回归残差图



模型的各项参数均显著,拟合优度为 0.97。但观察该回归模型的残差序列,有波动的群集性,说明残差可能会存在异方差性。

对该均值模型的残差进行 LM 检验如下:LM 统计量 Obs*R-squared 的值为 6.372623,x₂ 检验的相伴概率 P 值为 0.0381,小于显著性水平 0.05。我们拒绝原假设选择备择假设,说明残差序列存在 ARCH 效应。

表格 17 对(7.6)模型进行残差的 ARCH LM 检验结果

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	
F-statistic	2.630024
Prob. F(2,75)	0.0489
Obs*R-squared	6.372623
Prob. Chi-Square(2)	0.0381

下面我们对此均值模型进行 GARCH 建模,模型参数估计结果如下(括号内为变量的 Z-统计量值,*表示在 1%的水平下显著,**表示在 5%的水平下显著):

$$R_t = -0.419430 + 0.016171R_{t-2} + 0.841854A_t + 0.015075C_t$$

$$(-3.556876) * (-0.126836) ** (3.765544) * (14.432) *$$

$$\sigma_t^2 = 0.000070 + 0.200323\mu_{t-1}^2 + 0.797246\sigma_{t-1}^2$$

$$(17.06024) * (17.3962) * (5.301006) *$$

$$\text{对数似然值} = 82.52535 \text{ AIC} = -1.948211 \text{ SC} = -1.829110$$

对(5.6)模型进行 GARCH 建模后,显然模型的各项系数很显著,且对数似然值增大了,而 AIC 值和 SC 值都比原来最小二乘回归结果要小,说明 GARCH (1,1)模型能更好的拟合数据。

(三) 本章小结

目前,集合信托定价仍然存在过于粗放、定价差异化不足等问题。随着大资管时代的到来,更多金融机构能够效仿信托公司通过资产的跨市场配置进而获得较高收益的基础,集

合信托高定价优势逐步消失。未来资产管理竞争由价格竞争逐步转移到能力竞争。这就需要信托公司在提升自身资产管理能力的同时，强化资产定价能力，以此提升核心竞争力。

本章在股指收益率自回归模型中分别加入各宏观经济变量,对加入外界变量后的股指收益率模型进行 GARCH 建模,发现模型的各项系数均显著,且 AIC 与 SC 值都比原来最小二乘回归结果要小,对数似然值变大,这说明宏观经济变量的变动对股市收益率是存在影响的,且 GARCH (1,1)比最小二乘估计能更好的拟合数据。

五、研究结论

（一）结论

通过本文上述对另类投资的预期收益率和宏观经济数据的研究，并基于 VAR 模型，分析了另类投资的预期收益率和宏观经济变量之间的动态关系，并且进一步区分了不同类型的另类投资资管计划，探寻其受到宏观经济变量影响的差异性。

首先，格兰杰因果检验显示，可以发现另类投资的预期收益率与工业增加值增速互为因果关系，同时 CPI、1 年期国债收益率、银行间市场债券质押式回购加权平均收益率、1 年期贷款基准利率都是另类投资预期收益率的格兰杰原因，能够影响另类投资资管计划的定价和预期收益率走势。

其次，通过脉冲响应分析表明，不同宏观经济因素的冲击对于另类投资的预期收益率的影响具有一定差异，1 年期国债收益率、CPI、工业增加值增速、银行间市场债券质押式回购加权平均收益率均对其具有长期正向效应，1 年期贷款基准利率对另类投资的预期收益率先具有正向效应，之后转为负向效应。同时，宏观经济变量对于不同类型另类投资资管产品的预期收益率的影响也具有一定差异性，诸如 1 年期贷款基准利率对于证券投资类资管产品以及基础产业资管产品具有显著的负向效应，工业增加值增速对于房地产资管产品具有显著的负向效应。

第三，VAR 模型方差分解分析表明，另类投资资管产品定价主要以 1 年期国债收益率等中期资金市场基准价格为参照，并根据 CPI 水平进行相应调整，以反映真实收益率水平，短期资金价格波动对于另类资管产品预期收益率影响较小，源于另类资管产品的期限多集中于中长期水平。宏观经济变量对于不同类型另类资管产品的预期收益率的预测误差方差

影响具有很大差异性，宏观经济变量对于房地产资管产品波动的影响较小，工业增加值增速对于基础产业资管产品预期收益率预测误差的贡献要显著高于其他类型另类资管产品。

第四，另类资管产品预期收益率与宏观经济变量具有显著的互动关系，在另类资管产品定价过程中要充分考虑当前以及未来宏观经济变动情况，合理制定另类资管产品的预期收益率，即保证了产品的市场竞争力，同时也更好地服务实体经济。

由于另类资管产品的定价当前存在过于粗放、定价差异化不足等问题，随着大资管时代的到来，更多金融机构能够通过资产的跨市场配置进而获得较高收益的基础，另类资管产品高定价优势逐步消失。未来资产管理竞争由价格竞争逐步转移到能力竞争。这就需要券商在提升自身资产管理能力的同时，强化资产定价能力，以此提升核心竞争力。

（二）创新点、不足及进一步要研究的问题

1.本文可能的创新点是：

第一，在以往有关宏观经济与另类投资关联性的文章中主要是单一采用向量自回归 (VAR)模型来说明另类投资与宏观经济变量的相互作用机制,或者是用协整理论来研究股市与宏观经济变量的长期关系。而研究股市收益率波动性的文章主要是用 GARCH 模型，但很少有人用 VAR、GARCH 及 ARCH 多种模型的均值方程中加入宏观经济变量。

第二，文章所选取的数据是 2006 年到 2014 年,数据跨度比较长，且比较新,这就使模型能更好的模拟现实情况。

2.本文不足之处是：

第一，选择参考指数较多，但在操作时候影响宏观经济及另类投资的变量较多，变量之间互相影响成都加大，从而建立模型可能并不是很合理。

第二，宏观因素选择了 5 个类别，虽然较为全面但是在操作和分析过程中，显得庞大臃肿，而且并不是对所有宏观经济因素进行了季节性调整，使得结果有一定的偏差。

第三，本文对另类投资未进行集体细分，所操作的以主要产品为样本，存在具体某种产品之间的不确定性。

参考文献

- Stephen A. Ross. The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing, *Journal of Economic Theory*, 1976, 13:341-360
- Chen, Nai-fii, Richard Roll, and Stephen A. Ross. Economic Forces and the Stock Market. *Journal of Business*, 1986, 59:383-403
- Johansen. Statistical analysis of cointegration vector, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988, 12:231-54
- Schwert GW. Why Stock Market Volatility Change and the Crash of 1987[J]. *Review of Financial Studies*, 1990, 3:77-102
- Fama E. Stock Return, Expected Returns, and Real Activity, *Journal of Finance*, 1990, 45:1089-1108
- Bulmash, S. B. and Trivoli, G W. Time-lagged interactions between stock prices and selected economic variables, *Journal of Portfolio Management*, 1991, 17:61-72
- AbdulIah, D. A. and Hayworth, S. C. Macro econometrics of stock price fluctuations, *Quarterly Journal of Business and Economics*, 1993:32, 50-67
- Dhakal, D., Kandil, M. and Sharma, S.C. Causality between the money supply and share prices: a VAR investigation, *Quarterly Journal of Business and Economics*, 1993, 32:52-74
- Atie R. and Jovanovich B. Stock Markets and Development. *European Economic Review*, 1993, 37:632-640
- Hamilton J. D. and Gang Lin. Stock Market Volatility and Business Cycle, *Journal of Applied Econometrics*, 1996, 11:573-593
- Apergis, N. Stock market volatility and deviations from macroeconomic fundamentals: evidence from GARCH and GARCH-X models, *Kredit und Kapital* U 998, 31, 400-412
- Petr Jakubik. Does Credit Risk Vary with The Economic Cycle: The Case of Finland [R] Bank of Finland Research Department, 2006(3).

Binswanger M. Stock Market Booms and Real Economic Activity: Is This Time Different?
International Review of Economics and Finance, 2000, 9:387-415

Bernanke and Mark Gertler. Monetary Policy and Asset Price Volatility, New Challenge
for Monetary Policy, A Symposium Sponsored by the Federal Reserve Bank of
Kansas City, Jackson Hole, Wyoming, 2001, 8:26-28

王锦功,徐尧.我国股票市场的实证分析.数量经济技术经济研究,1995(12)

高辉清.我国股市的经济预警作用初探.预测,1996(5)

王军波,邓述慧.中国利率政策和证券市场的关系分析.系统工程理论与实践,1999(8)

陈泽忠,杨启智,胡金泉.中国股票市场的波动性研究——EGARCH-M模型应用.决策借鉴,
2000, 10:24-27

叶青,易丹辉.中国股票市场价格波动与宏观经济波动的关系.统计与决策,2000(1)

刘澜飏,顾晶晶,李保伟.中国股票市场与经济波动基础关系研究.中国经济,2001(3)

顾岚,刘长标.中国股市与宏观经济基本面的关系.数理统计与管理,2001(3)

张卫国,马文俊,任九泉.中国股价指数与宏观影响因素的协整关系研究.当代经济科学,2002
(6)

朱东辰,余津津.中国股市波动与经济增长关系的实证分析.经济科学,2003(2)

易纲,王召.货币政策与金融资产价格.经济研究,2002(3)

赵振全,张宇.中国股票市场波动和宏观经济波动关系的实证分析.数量经济技术经济研
究,2003 (6)

杨再斌,匡霞.股票市场与经济增长关系的实证研究.[JL财贸研究,2004,3:61-67

李志学,何文,张雷.资金信托产品预期收益率影响因素分析[J].现代管理科学,2006(9).

邓旭升,肖继五.我国信托产品预期收益率的影响因素及市场风险评价[J].中南财经政法大学
学报,2012(2).

许雄斌.信托创新产品的定价机制与模型[J].宏观经济研究,2008(4).

- 张晓峒.EVIEWS 使用指南与案例[M].北京:机械工业出版社.2008年4月.
- 王雁茜.交易税率与市场波动-中国股票市场的经验研究.浙江金融,2004(8)
- 江红驹.宏观经济因素影响股票市场收益的实证分析.工作论文,2004(5)
- 董菲.证券交易税对市场波动性的影响-来自中国股票市场的证据.财贸研究,2005(3)
- 陈朝旭.我国股市收益率与宏观经济非对称性的关联分析.工业技术经济' 2006(11)
- 隋建利,曲国俊.中国股票收益率与宏观经济波动的关联性研究.现代管理科学,2011(3)
- 赵海云,刘琢琬.论中国股票市场的政府干预印花税调整的实证分析.金融与经济,2008(6)
- 李捷瑜,朱惊萍.印花税变动对股票波动率和换手率的影响——基于投机市场的分析.金融与投资,2008(2)
- 范辛亭.宏观经济变量与股市关系系列研究.金融工程,2011(1)
- 臧微.宏观经济统计数据对股票市场收益及波动性的影响.中国经贸导刊' 2012(3)