

## 摘要

资产配置是证券投资决策中的首要环节，是整个投资决策过程中最关键的要素，但由于市场容量限制和流动性困境导致大规模的基金在个股投资上趋于分散，而行业内的股票往往同质化倾向比较严重，这就使得行业资产配置的作用显得尤其重要。据国外的实证研究表明，共同基金大部分的收益都可以用行业资产配置来解释，也就是说在成熟市场中行业资产配置在基金的投资组合管理中占据了首要的地位，适时而恰当的行业配置比单个股票选择更具降低风险和增加收益的潜力。

本文通过建立 DCC(1,1)-MVGARCH(1,1)模型刻画了我国沪深 A 股市场中各行业指数的时变  $\beta$  系数，并在时变  $\beta$  系数约束的条件下实现了行业配置过程，研究表明：各行业时变  $\beta$  系数的均值具有趋一性的特征，但从最大值、最小值以及趋势图中可以发现各行业的时变  $\beta$  系数存在着显著的差异，即同一时刻各行业指数波动受到市场整体波动影响的大小是不同的，这证实了在我国进行行业配置的可行性；通过刻画各行业指数系统风险占总风险的比例趋势可以发现各行业系统风险比例平均均值高达 82.99%，从整体上看各行业的系统风险比例过高，但各行业系统风险比例的均值及最小值还是存在着较显著的差异，其中采掘、金融、房地产、文化传播以及木材家具行业的平均系统风险比例要低于其他各行业；通过对行业配置的效果检验可以发现进行行业配置可以获得高于市场平均收益率的收益，即超额收益，但从行业配置分散非系统风险的效果来看，其理论上只比投资单个行业平均最多分散 17% 左右的非系统风险，各行业过高的系统风险比例一定程度上制约了行业配置组合分散风险的效果。因此可以考虑通过适时推出股指期货交易、建立双向交易制度、规范融资融券制度、改革新股发行定价机制、健全上市公司退出机制、优化上市公司的股权结构以及加强市场监管等措施来规避和降低系统风险，从而增加各行业的非系统风险比例，使得行业配置更加有效。

关键词 时变  $\beta$  系数 行业资产配置 DCC-MVGARCH 模型

## Abstract

Asset allocation is the primary aspect of the decision-making in portfolio investment and the most critical elements in the entire investment decision-making process, but because of the capacity constraints and liquidity difficulties in the market that lead to large-scale investment tends to be decentralized, and the stocks in the same industry tend to homogenization of a more serious tendency, making the role of industries asset allocation is particularly important. According to the foreign empirical studies show that most of the proceeds of the Common Fund can be explained by the asset allocation in the different industries, that is to say the industries asset allocation at the fund asset allocation portfolio management have occupied the primary position in a mature market, that the timely and appropriate industries allocation has more potential to reduce risks and increase earnings than a single stock.

This paper describes the time-varying coefficients  $\beta$  of the various industries in Shanghai and Shenzhen A-share markets by the DCC (1,1)-MVGARCH (1,1) model, and achieves the industries asset allocation process in the time-varying coefficient  $\beta$  constraints. Study shows that: the time-varying coefficient  $\beta$  of different industries has the same feature which the mean tends to one, but there are significant differences that can be found from the maximum value, the minimum value and the trends in various industries, that is to say, in the same time the fluctuations of different industries index affected by the whole market are different, it confirms that it has the possibility of the industries asset allocation in our country; From the trends of systematic risk proportion of the total risk can be found that the average mean of the proportion of systematic risk in various industries is as high as 82.99 percent, overall the proportion of systematic risk in various industries is too high, but the mean and the minimum value of the proportion of systematic risk have significant differences, including the extractive industry, the financial industry, the real estate industry, the cultural transmission industry, as well as the wood furniture industry, the mean of the proportion of systematic risk is significantly lower than other industries; By testing the effect of industries asset allocation can be found that it could get the excess earnings which the average rate of returns is higher than the market returns, but from the view of the effects of spreading the non-systematic risk, theoretically it only disperses about 17 percent of non-systematic risk at most compared to invest in a single industry, the systemic risk of the various industries is too high to affect the effect of portfolio risk diversification in a certain degree constraints. Therefore it could be

considered by introducing the stock index futures timely, setting up a two-way trading system, standardizing the system of margin financing, reforming IPO pricing mechanism, perfecting the exit mechanism of listed companies, optimizing the ownership structure of listed companies, strengthening market supervision and other measures to circumvent and reduce the systemic risks, thus it could increase the proportion of non-systematic risk, make the industries asset allocation more efficient.

**Key words** Time-varying coefficient  $\beta$  Industries Asset Allocation  
DCC-MVGARCH model

# 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过的材料。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： 王冬 日期： 2009 年 6 月 2 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 时变除数约束下的动态行业资源配置 的学位论文，是我个人在导师（陈志国）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： 王冬 日期： 2009 年 6 月 2 日

作者签名： 王冬 日期： 2009 年 6 月 2 日

导师签名： 陈志国 日期： 2009 年 6 月 2 日

## 第1章 导论

### 1.1 选题背景与研究意义

#### 1.1.1 选题背景

资产配置是证券投资决策中的首要环节，是整个投资决策过程中最关键的要素，Brinson Hood Beebower (1986)发表于《金融分析家杂志》的名为“组合绩效的决定”的一项研究表明，在整个投资管理过程中总回报的93.6%可以由资产配置解释，只有6.4%的回报由市场时机、证券选择和其他特定因素解释。Ibbotson 和 Kaplan(2000)的研究表明，在不同基金绩效差异中，资产配置可以解释40%；在同一基金回报随时间波动中，资产配置可以解释90%；在同一基金的总回报中，资产配置可以解释100%<sup>[1]</sup>。

对于多数的专业投资者，资产配置通常意味着：(1) 计算各种不同资产的收益率、标准差以及相关性和相关性；(2) 运用这些变量进行均值-方差最优化，从而选择不同风险收益率的资产组合；(3) 根据机构的目标、历史、偏好、限制以及其他因素，分析和执行备选的某一种资产配置方案<sup>[2]</sup>。资产配置的核心目标就是为了在给定的风险水平下，增加整个投资组合的收益，或是在一定目标的收益水平下，减少整个投资组合的风险。对于特定的投资者，要使资产配置在任一有效时间框架下都产生令人满意的结果，就应该以适当的比例对具有适当特性的资产类别进行配置。然而，资产配置的一个主要缺点就在于会导致投资者错失投资于一类或几类涨幅显著且稳定的资产类别的机会。在某些金融市场环境下，资产配置提高风险控制和投资收益的机会要高于其他市场环境，一般包括：价格的循环领涨、稳定的关系、低相关性、稳定的成分/结果特征、适当的再平衡活动以及投资者的判断力与技巧等；在某些情况下，资产配置可能导致投资结果偏离投资者的最初设想，一般包括：异常的金融市场环境、不稳定的关系、增长的相关性、不稳定的组合或结果、不恰当的再平衡活动以及投资者的失误等。

对于金融资产配置优化最通常使用的最优化技术是20世纪50年代早期由马柯维茨提出的均值-方差最优化技术(mean-variance optimization, MVO)，本质上说，这种方法论起源于混合互相之间没有高相关性的不同种类的股票，以减少一个股票组合的整体方差(或它的平方根，标准差)，与此相同的观点后来被延伸到各种各样的资产类别的投资组合。资产配置模型通过设定最小和最大的资产类别限制、进行敏感性分析，以及定期回

顾过去和预测结果，投资者能够对定性的和趋向性的问题予以量化，使得投资者可以获得广泛分散化的利益。然而投资者也不应该盲目地依赖于某个资产配置优化模型，许多资产配置优化模型都存在着一定的局限性，因此，当在资产配置过程中使用这些模型作为工具时，投资者应该寻求最大化其优点—数量化理论和强调资产类别的特征；最小化其缺点—对于输入数据的敏感和对重要判断因素缺乏关注等<sup>[2]</sup>。

### 1.1.2 研究意义

由于市场容量限制和流动性困境导致大规模的基金在个股投资上趋于分散，而行业内的股票往往同质化倾向比较严重，这就使得行业资产配置的作用显得尤其重要。据国外的实证研究统计，共同基金大部分的收益都可以用行业资产配置来解释，也就是说在成熟市场中行业资产配置在基金的投资组合管理中占据了首要的地位，适时而恰当的行业配置比单个股票选择更具降低风险和增加收益的潜力。

目前国内有关行业资产配置的研究主要来自于一些大型证券公司的行业配置数量化研究报告，其研究方法也主要集中在 C-VAR 行业配置方法和 Black-Litterman 模型以及一些衍生模型等。本文拟对国内众多学者提到的  $\beta$  约束下投资收益率最大化模型进行改进，在充分考虑到  $\beta$  系数时变性的前提下，从行业角度来度量各行业的系统性风险，提出了时变  $\beta$  系数约束下的动态行业资产配置模型，并验证了该模型行业配置的效果，以期使投资者获得更多的超额收益。

## 1.2 国内外研究综述

### 1.2.1 国外资产配置理论的研究综述

马柯维茨(Harry Markowitz)(1952)均值-方差组合理论的核心思想是分散化投资，降低投资组合的非系统性风险，同时获得最优的投资回报，其中的分散化投资不仅隐含着将资金分散投资于不同种类的股票，还隐含着应将资金投资于相关系数较低甚至负相关的不同产业的股票。马柯维茨的均值-方差组合理论奠定了现代金融学、投资学乃至财务管理学的理论基础，很多投资组合优化模型都是衍生自马柯维茨的模型，例如威廉·夏普的单指数模型以及著名的资本资产定价模型(CAPM 模型)、Black-Litterman 模型等等。

威廉·夏普(William Sharpe)(1963)提出的单指数模型，将马柯维茨的均值-方差模型进行了简化，该模型假设各证券收益之间彼此无关，仅与市场因素有关，这一市场因素可以是股票市场指数、国民生产总值、物价指数等对股票收益产生最大影响的因素，每

一种证券的收益都与某种单一指数线性相关。在此基础上,威廉·夏普提出了著名的资本资产定价模型(CAPM模型),其核心思想就是在风险资产的定价中,那些只影响该证券的方差而不影响该股票与股票市场组合的协方差的因素在定价中不起作用,对定价唯一起作用的是该股票的 $\beta$ 系数。由于收益的方差是风险大小的量度,也就是说与市场风险不相关的单个风险(非系统风险),在股票的定价中不起作用,起作用的是有规律的市场风险(系统风险)。系统风险不能由分散化投资而消除,必须伴随有相应的收益来吸引投资者投资,而非系统风险可以由分散化投资而消除<sup>[3]</sup>。

特雷诺(Treynor)与布莱克(Black)(1973)基于威廉·夏普的单指数模型提出了Treynor-Black模型,该模型用Alpha指标,即市场风险调节后预测的超额收益率来衡量个股收益,最优化的投资组合应该超配那些预期具有超额收益的股票( $\text{Alpha}>0$ ),而回避那些不具有超额收益的股票( $\text{Alpha}<0$ ),个股的投资比例应该与其Alpha成正比,与个股风险(方差)成反比<sup>[4][5]</sup>。

布莱克(Black)和利特曼(Litterman)(1990)基于马柯维茨的均值-方差模型提出了Black-Litterman模型,并长久以来将其作为高盛资产管理公司基金操作的原则,该模型结合了投资者对某项资产的主观预期和市场均衡条件下的期望收益率来进行资产配置,其关键在于确定新的市场收益预期:  $E[R] = [(\tau\Sigma)^{-1} + P^T\Omega^{-1}P]^{-1} [(\tau\Sigma)^{-1}\Pi + P^T\Omega^{-1}Q]$ , 其中  $E[R]$ =新的收益向量( $n \times 1$  维列向量),  $\tau$ =比例系数(常数),  $\Sigma$ =收益的协方差矩阵( $n \times n$  维矩阵),  $P$ =看法组合,表达的看法所涉及的资产( $k \times n$  维矩阵),  $\Omega$ =表达看法的误差项的对角协方差矩阵,代表了对看法组合收益的置信度( $k \times k$  维矩阵),  $\Pi$ =隐含均衡收益向量( $n \times 1$  维列向量),  $Q$ =看法组合的设定收益向量( $k \times 1$  维列向量)<sup>[6]</sup>。目前该模型在国内外投资实践中得到了广泛应用,但该模型的推导过程仍然比较复杂,且主观观点的设定仍需要专业人员不断调整优化。

此外,还有不少学者在风险度量以及加入其他的一些限制条件方面做了大量的探讨,比如Mao(1970)将Markowitz的组合模型加入一个“投资组合中所包含的证券数目不能超过某个上限”的限制条件。Jacob(1974)提出一套适合小额投资者的组合选择的“限制资产分散模型”,将Sharpe的“单指数模型”加入一条限制式以限制投资者股票的投资数目,使小额投资者可以在有限的股票数目中,选择最优的投资组合。Konno(1990)提出“均值-绝对方差-偏态最优投资组合”模型,该模型以投资组合的预期收益以及



绝对方差作为限制条件,以投资组合的偏态最大值为目标,认为理性投资者会选择具有右偏态的股票或投资组合<sup>[4]</sup>。

## 1.2.2 国内资产配置理论的研究综述

近些年来,资产配置理论在证券投资决策中的重要性也得到了国内学者和机构投资者的广泛关注,并从多个角度对传统的资产配置理论进行了完善,使其更加适用于我国资本市场的发展。

程仕军(1994)指出自马柯维茨的证券组合优化均值方差模型(MVM)奠定了现代证券组合理论的基础以来,证券组合优化研究一直很活跃,但遗憾的是,忽视了对证券组合收益率问题的研究。为此他提出了以极大化证券组合的投资收益率为目标的分式线性规划模型,在建模过程中,结合投资者的风险态度直接引进多样化约束条件,使得每一个可行的证券组合的风险水平都在可以接受的程度之内<sup>[7]</sup>。

史本山和文忠平(1996)在分析了证券组合中系统风险和非系统风险对投资收益的内在意义的基础上,运用马柯维茨的 MVM 与夏普的 CAPM 理论,建立了  $\beta$  约束下投资收益率最大化的二次规划模型,并给出了通解<sup>[8]</sup>。之后,杨辉煌(1998)在史本山和文忠平(1996)研究的基础上,用证券的多样化选择,建立了以收益极大化为目标的证券投资决策模型,使模型更便于计算和实际的应用<sup>[9]</sup>。侯为波和徐成贤(2000)建立了含  $\beta$  约束的证券组合多目标优化模型,并给出解析解,分析了解的性态,研究结果表明,只要适当控制证券组合的非系统风险,就能确保所求证券组合具有良好的分散性,从而较好地解决了  $\beta$ -类模型中的投资分散问题<sup>[10]</sup>。龙朝阳、王键和祝建军(2001)考虑到  $\beta$  因子呈现方向性,即当股指上扬(市场收益为正)时个股相对于市场的上涨倍数与股指下降(市场收益为负)时个股相对于市场的下跌倍数呈现显著的差异性,提出了以方向  $\beta$  约束来代替下方风险约束的证券组合决策模型,但个股  $\beta$  因子会随时间而改变,借助该模型决策时须辅以其他风险决策手段<sup>[11]</sup>。胡达沙和吴炜(2004)综合考虑了证券组合的收益、风险以及交易费用等因素,运用目标规划的方法,建立了证券组合投资的模型<sup>[12]</sup>。刘正春和蒋福坤(2005)利用  $\beta$  系数建立了证券组合投资的多目标优化模型,允许投资者在一定系统风险范围内寻找最优解,考虑了交易成本问题,并采用遗传算法研究了模型的求解<sup>[13]</sup>。韩瑞娜和邢培旭(2008)建立了考虑交易费用的  $\beta$  值证券组合投资模型,并对模型进行了求解<sup>[14]</sup>。

马永开和唐小我(1998)利用证券收益的市场模型和资本资产定价模型导出了 $\beta$ 值证券组合投资决策模型,并研究了该模型的解及其性质。他与史本山和文忠平(1996)的研究的区别就在于是以投资风险最小化为前提,而后者是以投资收益最大化为前提<sup>[15]</sup>。马永开和唐小我(1998)考虑到证券收益的时变特性,将证券收益看成随机序列,应用多项式拟合模型与加权移动平均模型提出了几种时变证券组合投资决策方法<sup>[16]</sup>。马永开和唐小我(1999)提出了 $\beta$ 值时变证券组合投资决策方法<sup>[17]</sup>。马永开(2005)认为因素模型是提高组合投资风险配置透明度的有效途径之一,应该考虑组合投资管理的不同阶段、不同市场环境下和不同理论框架下的基于因素模型的组合投资决策问题,为投资者和投资者提供尽可能多的方法和工具。主要研究成果包括:分别导出了允许卖空、允许有保证金要求的卖空、允许抵押的卖空和完全不允许卖空等市场环境下的因素证券组合投资决策模型,建立了基于基准组合的多因素证券组合投资决策模型,建立了基于多因素模型的风险预算方法体系,建立了实用的行为证券组合投资决策模型等<sup>[18]</sup>。

陈国华(2008)提出了一种兼顾收益和风险的效用函数 $g(x)$ ,并在此基础上建立了证券组合投资的线性分式规划决策模型,对该决策模型的目标函数 $g(x)$ 最小化时,一方面使投资风险 $\sum_{i=1}^n \beta_i x_i$ 最小化,另一方面使投资收益 $\sum_{i=1}^n r_i x_i$ 最大化,然后给出了该模型的线性分式规划解法及数值算例<sup>[19]</sup>。

目前国内对行业资产配置的主要研究成果包括:

郑木清(2003)对经济周期与机构投资者行业资产配置决策的关系进行了深入研究,他认为对经济周期中所处阶段的有效识别,是机构投资者成功进行行业资产配置决策的基石,他考察了不同经济周期阶段上各个行业相对于整体市场的价格表现,根据不同行业对GDP或利率的不同敏感度特征进行分类,并在此基础上给出了机构投资者在不同经济周期阶段上进行股票资产行业配置的一般规则<sup>[20]</sup>。

聂祖荣、雷泽和周晓忠(2003)认为传统的行业研究与比较方法难以量化,进而难以应用数量方法进行量化配置,探讨新的行业研究及其比较方法显得尤其重要。他们应用“本构分析”与“差异比较”进行行业比较,并采用C-VAR行业配置方法构造了行业投资结构的量化方法体系<sup>[21]</sup>。

宋曦(2007)设计了两种动量行业投资策略:累积收益动量和Alpha动量,按照动量和反转策略定期对组合内的行业进行相对的超配与低配,以此来实现行业的动态调整,

并利用 Wind 证监会六个行业分类指数检验了我国沪深 A 股市场行业轮动的特征,发现行业轮动较为明显,即便是历史上表现很好的行业,也不是在每个阶段都表现得好<sup>[22]</sup>。

宋曦(2008)引入了 Black-Litterman 模型对我国行业资产配置的实际效果进行研究,在对 2007 年行业配置投资结果检验过程中发现无论是进行有约束还是无约束的行业资产配置, Black-Litterman 模型都能取得高于基准的投资业绩,之后结合朝阳永续统计的卖方分析师一致预期行业净资产收益率(ROE)作为投资者对行业预期收益的看法,对 2008 年的行业资产配置提出了参考意见<sup>[23]</sup>。宋曦(2008)基于多因素模型与 Black-Litterman 模型构建了一套数量化行业配置投资体系,检验了 2005 年至 2007 年在我国沪深 A 股市场上的投资绩效,同时发掘出了最具有 alpha 生成器特征的行业。所谓 alpha 生成器是指一种资产加入到现有资产组合中,能够在不增加风险的情况下产生超额收益或者使得收益高于某预设的基准收益,这种资产就称为 alpha 生成器<sup>[24]</sup>。宋曦(2008)采用重复抽样的均值-方差模型与 Black-Litterman 模型来构建稳健的数量化行业配置,并对 2007 年沪深 300 行业指数进行了最优组合的构建,研究表明经过重复抽样得到的均值-方差组合模型具有更强的稳定性和更好的投资业绩<sup>[25]</sup>。此外,娄静与丁鲁明(2008)以及蒋瑛琨与杨喆(2008)等均运用 Black-Litterman 模型对我国沪深 A 股市场进行了行业资产配置,并且效果良好<sup>[6][26]</sup>。

刘湘宁(2008)从行业超额收益与成长价值的关系角度分析了不同行业的属性对于该行业取得超额收益的重要性,对 2000 年至 2008 年第三季度这段时间内具有超额收益的行业进行了系统分析,并给出了适合不同市场环境的行业配置方案<sup>[27]</sup>。

综上所述,资产配置理论在国内的发展主要是对传统均值-方差模型的不断完善,对其加入更加符合国内资本市场发展现状的一些限制条件,其中系统风险约束下的资产配置模型最早见于史本山和文忠平(1996)建立的  $\beta$  约束下投资收益率最大化的二次规划模型,之后国内学者又不断的对此进行完善,包括对模型约束条件的补充以及对模型算法的改进等等,但在这期间大多学者都忽略了  $\beta$  系数的时变性问题,这使得以上模型存在很大的局限性。而目前国内对行业资产配置的研究主要来自一些大型证券公司的行业配置数量化报告,研究方法也主要集中在 C-VAR 行业配置方法和 Black-Litterman 模型以及一些衍生模型。因此,将更多的资产配置理论应用到行业配置领域或设计出更多简洁实用的行业配置模型已是国内亟待解决的问题。

## 1.3 本文的内容框架、研究方法与创新点

### 1.3.1 本文的内容框架

全文共分为四章：

第一章是导论，介绍了本文的选题背景与研究意义，对国内外相关领域的研究进行了综述，并描述了本文的内容框架、研究方法以及创新点。

第二章是相关理论的介绍，主要介绍了马柯维茨的均值-方差模型与威廉·夏普的单指数模型，对单指数模型中的 $\beta$ 系数进行了较详细的分析，并对国内众多学者提出的 $\beta$ 约束下投资收益率最大化模型进行改进，结合 Engle 和 Sheppard (2002) 提出的 DCC-MVGARCH 模型，提出了时变 $\beta$ 系数约束下的动态行业资产配置模型。

第三章是实证分析，利用 Wind 中国金融数据库中 2001 年 4 月 3 日至 2008 年 9 月 19 日的全 A 指数和各行业指数的日收益率，分别建立了全 A 指数与各行业指数收益率间的二元 DCC-MVGARCH 模型，由此得到全 A 指数与各行业指数的动态相关系数以及各行业的时变 $\beta$ 系数值，最后建立了时变 $\beta$ 系数约束下的动态行业资产配置模型，并对模型的有效性进行了检验。

第四章是结论对策与研究展望，总结了实证分析结果，并为更好地发挥行业资产配置的有效性提出了对策与建议，最后指出文中的不足之处，明确了今后研究方向。

### 1.3.2 本文的主要研究方法

本文首先对各指数收益率序列进行描述性统计分析，包括标准差、偏度、峰度以及 JB 统计量等，接着进行 ADF 序列平稳性检验、Ljung-Box Q 统计量的序列相关性检验以及 ARCH LM 异方差性检验，建立全 A 指数与各行业指数间的单变量 GARCH(1,1)模型，提取标准残差数据，在 Kevin Sheppard (2001) 提供的 Matlab 源程序基础上实现 DCC (1, 1) -MVGARCH (1, 1) 模型，得到全 A 指数与各行业指数的动态相关系数以及各行业的时变 $\beta$ 系数值，最后利用 Matlab 中的线性规划函数完成时变 $\beta$ 系数约束下的动态行业资产配置。

### 1.3.3 本文的创新点

本文创新之处在于对传统的 $\beta$ 系数约束下投资收益率最大化模型进行的改进，在充分考虑到 $\beta$ 系数时变性的前提下，结合 Engle 和 Sheppard (2002) 的 DCC-MVGARCH 模型提出了时变 $\beta$ 系数约束下的动态行业资产配置模型，并将其应用到我国沪深 A 股市场中进行了实证分析，验证了该模型的有效性。

## 第 2 章 相关理论介绍

### 2.1 马柯维茨(Markowitz)的均值-方差模型

马柯维茨(1952)发表了题为《资产组合的选择》(Portfolio Selection)的文章，文中提出的均值-方差资产组合选择模型，奠定了现代投资理论的基础。其基本假设是投资者从根本上讲是回避风险的，如果投资者接受高风险，必定要有高收益率来补偿。因此对于理性的投资者而言，其投资目标不再只是期望收益率最大化，而是涵盖了期望收益率与风险，即在给定风险水平下期望收益率最大或在给定期望收益率下风险水平最小。因此资产组合选择问题就可以通过二次线性规划模型来求解，并且根据投资者的无差异曲线，确定投资者最满意证券组合。其主要内容包括：基本的均值-方差模型、证券投资组合的可行域、有效组合与有效边界、最满意证券组合的选择。其中基本的均值-方差模型如下：

最大期望收益率模型：

$$\begin{aligned} \max_x \quad & E(R_p) = \sum_{i=1}^n x_i E(R_i) \\ \text{s.t.} \quad & \text{Var}(R_p) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_i x_j \sigma_{ij} \\ & \sum_{i=1}^n x_i = 1 \end{aligned}$$

最小方差模型：

$$\begin{aligned} \min_x \quad & \text{Var}(R_p) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_i x_j \sigma_{ij} \\ \text{s.t.} \quad & E(R_p) = \sum_{i=1}^n x_i E(R_i) \\ & \sum_{i=1}^n x_i = 1 \end{aligned}$$

其中  $x_i$  和  $x_j$  分别代表资产组合中第  $i$  种和第  $j$  种资产的权重， $\sigma_{ij}$  代表第  $i$  种资产收益率和第  $j$  种资产收益率间的协方差， $E(R_i)$  和  $E(R_p)$  分别代表第  $i$  种资产和资产组合的期望收益率，所有权重之和等于 1 的约束意味着无闲置资本，上述模型的最优解即为风险资产的有效边界<sup>[28]</sup>。

然而，马柯维茨的均值-方差模型是在一系列严格的假设条件下推导出来的，比如假定投资者以期望收益率来衡量未来实际收益率的总体水平，以收益率的方差来衡量收益率的风险；假定无风险资产存在，风险资产期望收益率服从标准正态分布；投资者假定为风险厌恶，所有的投资者对风险资产收益率均值、方差、协方差具有同质的预期等等。其只考虑了资产组合选择的短期决策问题，并且通常的应用方法是根据历史观测的收益率数据来估计各风险资产的期望收益率、收益率方差和协方差，将其带入模型来求

解资产组合选择问题。均值方差模型在计算证券组合方差时是精确的，但当处理含有大量证券的组合时就难以实现。例如，一个证券组合包含  $N$  个证券，用马柯维茨模型求解时，就需要计算  $N$  个期望收益率、 $N$  个方差和  $N(N-1)/2$  个协方差<sup>[29]</sup>。因此，自马柯维茨提出均值方差模型以后，他的后继者致力于简化证券组合分析的研究，从而引出了威廉·夏普(William Sharpe)的单指数模型及多指数模型、Treynor-Black 模型、布莱克-利特曼(Black-Litterman)模型等等。

## 2.2 威廉·夏普(William Sharpe)的单指数模型

### 2.2.1 单指数模型简介

单指数模型(Single Index Model, 简称 SIM)是由威廉·夏普(William Sharpe)在马柯维茨(Harry Markowitz)创立的证券组合理论上提出的，其基本思想是证券收益率只与一个因素有关，即宏观经济因素。

威廉·夏普将投资风险分为宏观经济因素带来的系统风险和企业特定因素带来的非系统风险，经济周期的变化、市场利率水平的波动、通货膨胀的影响、影响全局的技术创新、生产成本和劳动力价格的变动等，这些带有宏观性的因素会对几乎所有的公司都产生影响，尽管这些影响的程度不完全一样，但方向是一致的；而公司战略、市场营销策略、内部管理等公司内部特有的因素，对每个公司的影响是不确定的，从总体上来看，这类因素对公司股价影响的期望值是零，即随着投资的分散化，这类因素的影响是逐渐减少的。

在这样的基础上，威廉·夏普提出了单指数模型，某种证券的收益公式可以写成： $R_i = a_i + \beta_i R_m + e_i$ ，其中  $R_i$  代表第  $i$  种证券的收益率， $R_m$  代表证券市场股价指数的收益率， $a_i$  代表证券收益中独立于市场的部分， $\beta_i$  代表第  $i$  种证券收益率对市场股价指数收益率的敏感程度， $\beta_i$  被定义为第  $i$  种证券收益率和市场股价指数收益率的协方差，再除以证券市场股价指数收益率的方差，即单个证券风险与整个市场风险的比值。

单指数模型中的两个基本假设：

- 1、 $e_i$  的均值为零， $E(e_i) = 0$ ，对于一切  $i \neq j$ ， $e_i$  与  $e_j$  不相关，即  $E(e_i e_j) = 0$ ；
- 2、市场指数与独立的证券收益率不相关，即协方差  $COV(e_i, R_m) = E[(e_i - 0)(R_m - \bar{R}_m)] = 0$ 。

根据单指数模型的假设，某种证券的期望收益率、方差和协方差可以表示为：

$$E(R_i) = \bar{R}_i = E(a_i + \beta_i R_m + e_i) = a_i + \beta_i \bar{R}_m$$

$$\begin{aligned} \sigma_i^2 &= E[R_i - \bar{R}_i]^2 = E[(a_i + \beta_i R_m + e_i) - (a_i + \beta_i \bar{R}_m)]^2 = E[\beta_i (R_m - \bar{R}_m) + e_i]^2 \\ &= \beta_i^2 E(R_m - \bar{R}_m)^2 + 2\beta_i E[e_i (R_m - \bar{R}_m)] + E(e_i)^2 = \beta_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{e_i}^2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \sigma_{ij} &= E[(R_i - \bar{R}_i)(R_j - \bar{R}_j)] = E[(\beta_i (R_m - \bar{R}_m) + e_i)(\beta_j (R_m - \bar{R}_m) + e_j)] \\ &= \beta_i \beta_j E[(R_m - \bar{R}_m)]^2 + E(e_i e_j) + \beta_i E[e_j (R_m - \bar{R}_m)] + \beta_j E[e_i (R_m - \bar{R}_m)] = \beta_i \beta_j \sigma_m^2 \end{aligned}$$

由此可知，某种证券收益率的方差总可以被分为两部分：一是由宏观因素影响产生的系统风险  $\beta_i^2 \sigma_m^2$ ；另一部分是由微观因素影响产生的非系统风险  $\sigma_{e_i}^2$ 。而任何两种证券间的协方差只取决于市场风险，协方差反映两种证券协同变化的数量，其绝对值依赖于每个证券收益率与自身期望收益率的偏离程度。为了衡量证券间的相关程度，应将收益率与期望收益率的偏离用收益率的标准差来标准化，从而使得不同证券的协方差具有可比性。标准化后的协方差称为相关系数，即证券 i 与 j 之间的相关系数  $\rho_{ij} = \frac{\sigma_{ij}}{\sigma_i \sigma_j}$ 。

单指数模型中参数估计的最通用方法就是根据最小二乘法对  $R_{it} = a_i + \beta_i R_{mt} + e_{it}$  进行回归，即可求出  $\beta$  系数值：

$$\beta_i = \frac{\sigma_{im}}{\sigma_m^2} = \frac{\sum_{t=1}^n [(R_{it} - \bar{R}_i)(R_{mt} - \bar{R}_m)]}{\sum_{t=1}^n (R_{mt} - \bar{R}_m)^2} = \frac{\rho_{im} \sigma_i \sigma_m}{\sigma_m^2}$$

需要指出的是，单指数模型是一种静态模型，故其所描述的系统性风险也是静态风险。 $\beta > 0$  意味着证券或证券组合的收益率变化与市场同向； $\beta < 0$  意味着证券或证券组合的收益率变化与市场反向； $|\beta|$  越大意味着证券或证券组合收益率对市场变化的反映就越敏感<sup>[29]</sup>。

### 2.2.2 $\beta$ 系数在最优化组合模型中的应用

假设有  $N$  种风险资产，这  $N$  种风险资产的期望收益率是  $\bar{R} = (\bar{R}_1, \dots, \bar{R}_N)^T$ ， $I = (1, 1, \dots, 1)^T$  是单位向量， $N$  种风险资产的投资比例是  $x = (x_1, \dots, x_N)^T$ ，而其余资金  $1 - \sum_{i=1}^N x_i = 1 - x^T I$  投资于无风险资产。对于给定的期望收益率  $\bar{R}_p$ ，以投资风险最小化为目标，在允许卖空情况下的二次规划方程如下：

$$\begin{aligned} \min_x \quad & \frac{1}{2} x^T V x \\ \text{s.t.} \quad & x^T \bar{R} + (1 - x^T I) R_f = \bar{R}_p \end{aligned}$$

引入参数  $\lambda$ ，构造拉格朗日函数： $L = \frac{1}{2} x^T V x + \lambda [\bar{R}_p - x^T \bar{R} - (1 - x^T I) R_f]$ ，结合单指数模型框架中的  $\sigma_i^2 = \beta_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{ei}^2$ ， $\sigma_{ij} = \beta_i \beta_j \sigma_m^2$ ，最终可以推导出最优投资比例<sup>[29]</sup>：

$$x_i = \frac{z_i}{\sum_{i=1}^N z_i}, \quad \text{其中 } z_i = \frac{\beta_i}{\sigma_{ei}^2} \left[ \frac{\bar{R}_j - R_f}{\beta_i} - \sigma_m^2 \sum_{j=1}^N \frac{\bar{R}_j - R_f}{\sigma_{ej}^2} \beta_j \right] / \left( 1 + \sigma_m^2 \sum_{j=1}^N \frac{\beta_j^2}{\sigma_{ej}^2} \right)$$

以史本山和文忠平(1996)为代表提出的  $\beta$  约束下投资收益率最大化的二次规划模型如下<sup>[8]</sup>：

$$\begin{aligned} \max_x \quad & r_p = \sum_{i=1}^n x_i r_i \\ \text{s.t.} \quad & \sum_{i=1}^n \beta_i x_i = \beta_0 \\ & \sum_{i=1}^n x_i = 1 \end{aligned} \quad \text{其中, 令} \quad \begin{aligned} X &= [x_1, x_2, \dots, x_n]^T \\ R &= [r_1, r_2, \dots, r_n]^T \\ A &= \begin{bmatrix} \beta_1 & \beta_2 & \dots & \beta_n \\ 1 & 1 & \dots & 1 \end{bmatrix} \\ B &= \begin{bmatrix} \beta_0 \\ 1 \end{bmatrix} \end{aligned}$$

$\beta_0$  代表投资者依据自身的风险偏好确定的所愿意承担的系统风险，则可以得到最优投资比例系数向量为： $X^* = (RR^T)^{-1} A^T [A(RR^T)^{-1} A^T]^{-1} B$ ，对应的最优组合投资收益率为： $r_p^* = B^T [A(RR^T)^{-1} A^T]^{-1} A(RR^T)^{-1} R$ 。

### 2.2.3 $\beta$ 系数的其他应用范围

$\beta$  系数作为度量所投资资产和证券市场系统性风险的指标，已成为投资决策中的重要因素。因此，研究、评价与预测  $\beta$  系数，无论对投资者决策还是对政府监测股票市场风险的变动趋势都具有重要的现实意义。在发达资本市场中的大型投资服务公司，如美国的标准普尔 (Standard & Poor)、穆迪 (Moody) 及价值线 (Value Line) 等公司都会定期公布上市公司股票和基金的  $\beta$  系数值供投资者参考。



### 2.2.3.1 $\beta$ 系数在划分证券类型中的应用

由于资本资产定价模型 (CAPM) 中特征线的斜率  $\beta$  表示单个证券的收益率和市场证券组合收益率之间的线性关系, 因此, 特征线的概念也隐含了按照风险将证券进行分类的可能性。根据  $\beta$  系数值的大小可以将证券分为三类: 进攻型证券 ( $\beta > 0$ )、防守型证券 ( $\beta < 0$ )、中性证券 ( $\beta = 1$ )。不同类型的证券在不同的市场状况中的表现是不相同的。投资者可以根据当时的市场状况及其发展趋势、证券类型和自身的风险承受能力进行投资选择, 即在牛市中配置较高  $\beta$  系数值的证券以获得超额收益; 熊市中配置较低  $\beta$  系数值的证券以抵御市场风险<sup>[29]</sup>。

### 2.2.3.2 $\beta$ 系数在评估资产价格中的应用

根据资本资产定价模型 (CAPM), 当完善的资本市场达到均衡时, 任何风险资产的超回报和市场证券组合的超回报成正比例关系, 所有风险资产都将落在证券市场线上:  $E(R_i) = R_f + [E(R_m) - R_f]\beta_i$ 。然而, 在现实市场中往往有一些风险资产没有落在证券市场线上, 即未能正确定价或者说风险资产的市场价格被误定。为了反映市场价格被误定的程度, 引入  $\alpha$  系数, 即由证券特征方程得到的风险资产期望收益率与均衡状态下证券市场线上对应的期望收益率之差。

$$\alpha \text{ 系数的计算公式为: } \alpha_i = [a_i + \beta_i E(R_m)] - \{R_f + [E(R_m) - R_f]\beta_i\} = a_i - R_f + \beta_i R_f$$

如果  $\alpha > 0$ , 表明市场对风险资产的预期收益率高于均衡期望收益率, 因而市场价格被低估; 如果  $\alpha < 0$ , 表明市场对风险资产的预期收益率低于均衡期望收益率, 因而市场价格被高估<sup>[29]</sup>。

### 2.2.3.3 $\beta$ 系数在业绩评价中的应用

根据资本资产定价模型 (CAPM), 投资组合的管理者应消除所有的非系统风险, 只有系统性风险才能反映投资组合的真正风险。因此,  $\beta$  系数就被广泛应用于投资组合管理的业绩评价过程中, 如特雷诺指数 (Treyner) 与詹森指数 (Jensen)。

特雷诺指数 (Treyner): 用单位系统性风险系数所获得的超额收益率来衡量投资组合的业绩, 即表示每单位系统风险所获得的风险收益, 其评估方法是首先计算样本期内各投资组合和市场的特雷诺指数, 然后进行比较, 较大的特雷诺指数意味着较好的绩效。

特雷诺指数的计算公式为:  $T_i = \frac{\bar{R}_i - \bar{R}_f}{\beta_i}$ , 其中  $T_i$  代表某组合的特雷诺绩效指标;  $\bar{R}_i$  代表

某组合在样本期内的平均收益率； $\bar{R}_f$  代表某组合在样本期内的平均无风险收益率； $\beta_i$  代表某投资组合所承担的系统风险。

**詹森指数 (Jensen):** 一种以资本资产定价模型为基础的评价投资组合业绩的绝对指标，其通过比较样本期内投资组合收益率与由资本资产定价模型得到的预期收益率之差，即投资组合的实际收益超过其所承受风险所对应的预期收益的部分来评价投资组合。其值大于零意味着投资组合的绩效优于市场基准绩效；不同投资组合比较时，詹森指数越大越好。詹森指数的计算公式为： $J_i = R_{i,t} - [R_{f,t} + \beta_i (R_{m,t} - R_{f,t})]$ ，其中  $J_i$  代表某组合的詹森绩效指数； $R_{i,t}$  代表 t 时期某投资组合的收益率； $R_{f,t}$  代表 t 时期的无风险收益率； $R_{m,t}$  代表 t 时期的市场基准收益率； $\beta_i$  代表某投资组合所承担的系统风险<sup>[30]</sup>。

## 2.3 时变 $\beta$ 系数约束下的资产配置模型

### 2.3.1 $\beta$ 系数的稳定性与时变性分析

在传统的资产配置模型中， $\beta$  系数作为系统风险系数得到了广泛的应用，但在实际应用过程中， $\beta$  系数作为未知的输入参数，通常是根据历史时期数据进行回归估计得到，并假定  $\beta$  系数在一定时期内是完全稳定不变的，即未考虑到  $\beta$  系数的时变性与稳定性，这使得模型在实践中的应用受到极大限制。

Blume(1971)最早提出了  $\beta$  系数的时变性，研究发现投资组合的  $\beta$  系数比个股的  $\beta$  系数稳定，并且  $\beta$  系数的时变性具有非对称均值回归特征， $\beta$  系数估计值越小的投资组合向均值回归的趋势越强。Blume 给出的时变  $\beta$  系数的关系式为：

$$E\left(\beta_{i,t+1}/\hat{\beta}_{i,t}\right) - 1 = \frac{\text{cov}\left(\beta_{i,t+1}, \hat{\beta}_{i,t}\right)}{\sigma^2\left(\hat{\beta}_{i,t}\right)}\left(\hat{\beta}_{i,t} - 1\right), \text{ 其中 } \hat{\beta}_{i,t} \text{ 与 } \beta_{i,t+1} \text{ 服从均值为 1 的正态分布}^{[31]}; \text{ 随后}$$

Black(1972)、Brenner 和 Smidt(1977)、Fabozzi 和 Francis(1977, 1978)等的研究结论也都认为  $\beta$  系数具有时变性<sup>[32][33][34][35]</sup>；Bollerslev, Engle 和 Wooldridge(1988)采用多变量 GARCH(p,q)-M 模型从时变方差和协方差角度考察了  $\beta$  系数的动态特征<sup>[36]</sup>；Bollerslev, Engle 和 Nelson(1994)认为以 GARCH 模型为基础的时变  $\beta$  系数 CAPM 模型能够更好的刻画风险和收益的关系<sup>[37]</sup>；Engle 和 Sheppard (2002) 提出的 DCC-MVGARCH 模型又为时变  $\beta$  系数的研究提供了新的理论基础；沈艺峰和洪锡熙(1999)运用“CHOW 检验法”对我国股市的  $\beta$  系数的稳定性进行检验，发现个股或股票组合的  $\beta$  系数都不具有稳定性

<sup>[38]</sup>；苏卫东和张世英(2002)通过对我国上海股市股票与股票组合的月度 $\beta$ 系数的单位根检验，发现从长期来看，大多数股票的 $\beta$ 系数具有不稳定性，股票组合可以增加 $\beta$ 系数的稳定性<sup>[39]</sup>；胡勤勤(2004)运用多种数量模型研究我国股市 $\beta$ 系数的稳定性、时变性以及 $\beta$ 系数的影响因素，研究结果表明 $\beta$ 系数估计受到收益率度量时限的影响，即存在一定程度上的“时限效应”， $\beta$ 系数的稳定性与市场态势有关，股票或股票组合的 $\beta$ 系数均存在一定程度的均值回复过程，从状态空间模型的估计结果看，组合 $\beta$ 系数普遍存在动态特征，并随组合的构造方式和组合规模的不同而有所差别，组合的时变 $\beta$ 系数在时间序列上的变化具有稳定性和非随机性的趋势性，并且具有短期自相关性和可预测性<sup>[40]</sup>；周少甫和杜福林(2005)运用 DCC-MVGARCH 模型对上海股市中的五支股票进行研究，结果验证了时变 $\beta$ 系数的存在性，并给出了 $\beta$ 系数的预测公式<sup>[41]</sup>；苏治(2006)运用金融学无套利分析方法推导了 CAPM 跨期悖论，从理论上证明了 $\beta$ 系数跨期时变的存在性<sup>[42]</sup>；陈兴华和韩兆洲(2006)应用 CUSUMSQ 统计量对我国行业股票组合的 $\beta$ 系数进行稳定性检验，结果发现普遍存在 $\beta$ 系数不稳定性特征，并且 $\beta$ 系数时变性可用均值回复过程来描述<sup>[43]</sup>；罗登跃、王春峰和房振明(2007)运用 DCC-MVGARCH 模型刻画了我国深圳股市行业指数的时变 $\beta$ 系数，研究表明 $\beta$ 系数与收益间不存在传统的无条件相关关系，部分行业指数的 $\beta$ 系数与收益符合条件相关关系，当超额市场收益大于零(上市场)时， $\beta$ 系数和收益正相关，当超额收益小于零(下市场)时， $\beta$ 系数与收益负相关<sup>[44]</sup>。

综上所述现有国内外关于 $\beta$ 系数时变性的研究，无论是利用市场数据进行的实证检验还是理论上的证明，都表明了 $\beta$ 系数时变性的存在。在此前提下，本文拟用 Engle 和 Sheppard (2002) 提出的 DCC-MVGARCH 模型来分析我国沪深 A 股市场中各行业指数 $\beta$ 系数的时变性。

## 2.3.2 DCC-MVGARCH 模型以及相关模型简介

### 2.3.2.1 ARCH(q) 模型

在对波动性的建模研究中，Engle(1982)开创性地提出了自回归条件异方差 (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) 模型，简称 ARCH 模型，并将该方法成功地应用于英国通货膨胀指数的波动性研究中。ARCH 模型是在传统经济计量学模型基础上，引入条件方差来分析方差变化，规定条件方差  $h_t$  是  $q$  期滞后扰动平方  $\{\varepsilon_{t-1}^2, \varepsilon_{t-2}^2, \dots, \varepsilon_{t-q}^2\}$  的线性函数，ARCH(q)模型的具体形式为<sup>[45]</sup>：

$$\begin{aligned}
 y_t &= \mu_t + \varepsilon_t \\
 \varepsilon_t &= \sqrt{h_t} e_t \\
 h_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2
 \end{aligned}$$

ARCH(q)模型描述了在前  $t-1$  期信息集  $\Omega_{t-1}$  给定的条件下随机误差项  $\varepsilon_t$  的分布, 其中  $\varepsilon_t/\Omega_{t-1} \square i.i.N(0, h_t)$ ,  $\alpha_0 > 0$ ,  $\alpha_i \geq 0$ ,  $i=1, 2, \dots, n$ , 以确保条件方差  $h_t > 0$ ; 在 ARCH(q) 模型中  $\varepsilon_t$  的条件方差是滞后误差项的增函数, 因此较大(小)的误差后面一般紧接着较大(小)的误差, 即能反映出金融市场中波动的集簇性; 回归阶数  $q$  决定了冲击影响存留于后续误差项方差中是时间长度,  $q$  值越大, 波动持续的时间也就越大。

### 2.3.2.2 GARCH(p, q) 模型

在 ARCH(q)模型基础上, Bollerslev(1986)提出了广义自回归条件异方差(Generalized ARCH, GARCH)模型, GARCH 模型是对 ARCH 模型的重要扩展, 它比 ARCH 模型需要更小的滞后阶数, 并与 ARMA 模型有类似的结构, GARCH(p,q)模型的具体形式为<sup>[45]</sup>:

$$\begin{aligned}
 y_t &= \mu_t + \varepsilon_t \\
 \varepsilon_t &= \sqrt{h_t} e_t \\
 h_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j}
 \end{aligned}$$

其中  $\varepsilon_t/\Omega_{t-1} \square i.i.N(0, h_t)$ ,  $\Omega_{t-1}$  表示已知信息集;  $\alpha_0 > 0$ ,  $\alpha_i \geq 0$ ,  $\beta_j \geq 0$ ,  $i=1, 2, \dots, q$ ,  $j=1, 2, \dots, p$ , 以确保条件方差  $h_t > 0$ 。

### 2.3.2.3 向量 GARCH(p, q) 模型

在金融市场中, 不同市场或资产之间往往存在着相互影响和波动的相关关系。为了分散金融风险, 需要对多个资产进行组合以达到对冲和规避风险的目的, 因此要研究多个变量的波动与风险特征, 就要把单变量 ARCH、GARCH 类模型扩展到多变量情况, 研究向量 GARCH 模型<sup>[45]</sup>。

考虑一个  $N \times 1$  维向量随机序列:  $Y_t = M_t + \varepsilon_t$ , 其中  $M_t$  表示其均值向量,  $\{\varepsilon_t\}$  表示一个  $N \times 1$  维向量随机序列, 且有  $\varepsilon_t/\Omega_{t-1} \square N(0, H_t)$ ,  $\Omega_{t-1}$  表示已知信息集,  $H_t$  是  $N \times N$  维正定矩阵, 且关于  $\Omega_{t-1}$  是可测的。定义  $h_t = \text{Vech}(H_t)$ , 其中  $\text{Vech}(\square)$  称为向量半算子, 表示把矩阵  $H_t$  的下三角阵按列依次堆积而成的  $N(N+1)/2 \times 1$  维向量。向量 GARCH 类模型主要是研究  $H_t$  的不同动态特征。

Bollerslev 等(1988)提出的向量 GARCH(p,q)模型中  $Vech(H_t)$  的具体形式为:

$$Vech(H_t) = W + \sum_{i=1}^q A_i Vech(\varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-i}^T) + \sum_{j=1}^p B_j Vech(H_{t-j})$$

其中  $W$  为  $N(N+1)/2 \times 1$  维向量,  $A_i, B_j$  均为  $N(N+1)/2$  维方阵, 且  $A_i$  和  $B_j$  使  $H_t$  正定。参数矩阵  $A_i, B_j$  中的对角线元素反映方差、协方差序列自身的相关关系, 而非对角线元素反映不同变量的方差、协方差序列之间的相互影响。可见该向量 GARCH(p,q) 模型具有很好的经济意义, 但由于该模型参数较多制约了其实际应用, 因此在研究某些具体问题通常使用其简化形式。

### 2.3.2.4 常相关向量 GARCH(p, q) 模型

常相关向量 GARCH(p,q)模型是向量 GARCH(p,q)模型的一种简化形式。

令向量  $Y_t$  具有时变条件协方差矩阵  $H_t$ ,  $h_{ijt}$  是  $H_t$  中的第(i,j)个元素, 表示  $y_{it}$  与  $y_{jt}$  在  $t$  时刻的条件协方差;  $h_{iit}$  与  $h_{jjt}$  是  $H_t$  中对角线上的第  $i$  个和第  $j$  个元素, 分别表示  $y_{it}$  与  $y_{jt}$  在  $t$  时刻的条件方差;  $y_{it}$  与  $y_{jt}$  在  $t$  时刻的相关系数可以表示为:

$$\rho_{ijt} = \frac{h_{ijt}}{\sqrt{h_{iit} h_{jjt}}} \quad (-1 \leq \rho_{ijt} \leq 1)$$

在一般的向量 GARCH(p,q)模型中,  $\rho_{ijt}$  是时变的, Bollerslev(1990)提出了常相关系数的假设, 即假定  $\rho_{ijt}$  为常数  $\rho_{ij}$ , 则条件协方差矩阵  $H_t$  可以表示为:

$$\begin{aligned} H_t &= D_t R_t D_t = \left( \rho_{ij} \sqrt{h_{iit} h_{jjt}} \right) \\ D_t &= \text{diag} \left( \sqrt{h_{11t}}, \sqrt{h_{22t}}, \dots, \sqrt{h_{nn t}} \right) \\ R &= \left( \rho_{ij} \right)_{n \times n} \end{aligned}$$

其中  $D_t$  中的条件方差均可以表示为 GARCH(p,q)的形式:

$$h_{it} = \omega_i + \sum_{q=1}^{q_i} \alpha_{iq} \varepsilon_{it-q}^2 + \sum_{p=1}^{p_i} \beta_{ip} h_{it-p}$$

常相关向量 GARCH(p,q)模型假设了变量之间的常相关关系, 减少了模型中参数的个数, 但这个假设约束性很强, 往往不能被实际经济数据支持。可见, 该模型并不能捕捉时间序列间动态相关性的特征<sup>[45]</sup>。

## 2.3.2.5 动态相关向量 GARCH(p, q) 模型

DCC-MVGARCH (Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH) 模型, 即动态条件相关多变量广义自回归条件异方差模型, 是由 Engle 和 Sheppard (2002) 在拓展了常相关系数模型的基础上提出的。

DCC(m,n)-MVGARCH(p,q)模型假定  $k$  种资产的收益服从均值为 0, 协方差矩阵为  $H_t$  的多元正态分布, 该收益可以是均值为 0 的随机误差过程, 或者是某个过滤后的时间序列的回归残差<sup>[46][47][48]</sup>。

即  $\varepsilon_t/\Omega_{t-1} \square N(0, H_t)$ ,  $\Omega_{t-1}$  为  $\varepsilon_t$  在时刻  $t$  的信息集,  $H_t = D_t R_t D_t$ ,  $D_t = \text{diag}(\sqrt{h_{ii}})$  是由单一资产收益的 GARCH 过程得到的时变条件标准差  $\sqrt{h_{ii}}$  组成的  $k \times k$  阶对角矩

阵,  $h_{it} = \omega_i + \sum_{q=1}^{q_i} \alpha_{iq} \varepsilon_{it-q}^2 + \sum_{p=1}^{p_i} \beta_{ip} h_{it-p}$ ,  $R_t$  为动态相关系数矩阵,  $R_t$  中的元素为

$$\rho_{ijt} = \frac{q_{ijt}}{\sqrt{q_{ii}q_{jj}}}$$

DCC-MVGARCH 模型的动态相关结构设定为:

$$Q_t = \left(1 - \sum_{m=1}^M \alpha_m - \sum_{n=1}^N \beta_n\right) \bar{Q} + \sum_{m=1}^M \alpha_m (\nu_{t-m} \nu_{t-m}^T) + \sum_{n=1}^N \beta_n Q_{t-n}$$

$$R_t = Q_t^*{}^{-1} Q_t Q_t^*{}^{-1}$$

其中  $\nu_t = D_t^{-1} \varepsilon_t$  为标准残差序列,  $Q_t$  是由元素  $q_{ijt}$  组成的矩阵,  $Q_t^*$  是由  $Q_t$  中对角元

素的平方根  $\sqrt{q_{iit}}$  组成的对角矩阵, 即  $Q_t^* = \begin{pmatrix} \sqrt{q_{11}} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sqrt{q_{22}} & \vdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sqrt{q_{kk}} \end{pmatrix}$ ,

$\bar{Q} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \nu_t \nu_t^T$  为标准残差的无条件方差矩阵,  $Q_t$  中的  $\alpha_m$  和  $\beta_n$  为 DCC-MVGARCH 模型的参数, 分别代表前期标准化残差平方的系数和前期条件方差的系数,  $m$  和  $n$  为滞后阶数, 为了保障  $R_t$  的非负性和稳定性, 还需满足  $\alpha_m \geq 0, \beta_n \geq 0$  和  $\sum_{m=1}^M \alpha_m + \sum_{n=1}^N \beta_n < 1$  的

约束。

DCC-MVGARCH 模型的参数估计可以通过两个步骤来估计：

- 1、通过估计单一资产收益的单变量 GARCH 过程得到标准化残差；
- 2、利用标准化残差以 GARCH 模型形式来估计多变量的动态条件相关矩阵。

该模型的对数似然函数可以表示为：

$$\begin{aligned}
 L &= -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^T \left( k \log(2\pi) + \log(|H_i|) + \varepsilon_i^T H_i^{-1} \varepsilon_i \right) \\
 &= -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^T \left( k \log(2\pi) + \log(|D_i R_i D_i|) + \varepsilon_i^T D_i^{-1} R_i^{-1} D_i^{-1} \varepsilon_i \right) \\
 &= -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^T \left( k \log(2\pi) + 2 \log(|D_i|) + \log(|R_i|) + \nu_i^T R_i^{-1} \nu_i \right)
 \end{aligned}$$

模型参数  $\theta$  可以分解为两部分： $(\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_k, \psi) = (\phi, \psi)$ ，

$\phi_i = (\omega, \alpha_{1i}, \dots, \alpha_{pi}, \beta_{1i}, \dots, \beta_{qi})$  为第  $i$  种资产收益序列的单变量 GARCH 过程的参数。由于

于第一阶段的参数估计与  $R_i$  无关，于是在似然函数中用一个  $k \times k$  单位矩阵  $I_k$  代替  $R_i$ ，

第一阶段的似然函数可以表述为：

$$\begin{aligned}
 &QL_1(\phi/\varepsilon_i) \\
 &= -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^T \left( k \log(2\pi) + \log(|I_k|) + 2 \log(|D_i|) + \varepsilon_i^T D_i^{-1} I_k D_i^{-1} \varepsilon_i \right) \\
 &= -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^T \left( k \log(2\pi) + 2 \log(|D_i|) + \varepsilon_i^T D_i^{-2} \varepsilon_i \right) \\
 &= -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^T \left( k \log(2\pi) + \sum_{n=1}^k \left( \log(h_{in}) + \frac{\varepsilon_{in}^2}{h_{in}} \right) \right) \\
 &= -\frac{1}{2} \sum_{n=1}^k \left( T \log(2\pi) + \sum_{i=1}^T \left( \log(h_{in}) + \frac{\varepsilon_{in}^2}{h_{in}} \right) \right)
 \end{aligned}$$

以所得参数为条件，第二阶段的似然函数就可以表示为：

$$\begin{aligned}
 &QL_2(\psi/\hat{\phi}, \varepsilon_i) \\
 &= -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^T \left( k \log(2\pi) + 2 \log|D_i| + \log(|R_i|) + \varepsilon_i^T D_i^{-1} R_i^{-1} D_i^{-1} \varepsilon_i \right) \\
 &= -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^T \left( k \log(2\pi) + 2 \log|D_i| + \log(|R_i|) + \nu_i^T R_i^{-1} \nu_i \right)
 \end{aligned}$$

由于以  $\hat{\phi}$  为条件，影响参数选择的似然函数部分仅仅是  $\log(|R_t|) + v_t^T R_t^{-1} v_t$ ，因此可以最大化以下似然函数就能使 DCC 模型的参数得以估计：

$$QL_2^*(\psi/\hat{\phi}, \varepsilon_t) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\log(|R_t|) + v_t^T R_t^{-1} v_t)$$

### 2.3.3 定义 DCC-MVGARCH 模型下的时变 $\beta$ 系数

假设： $\sigma_i^2$  为风险资产  $i$  的收益率方差， $\sigma_m^2$  为市场组合收益率的方差， $\sigma_{im}$  为风险资产  $i$  的收益率与市场组合收益率之间的协方差， $R_i$  为风险资产  $i$  的收益率， $R_m$  为市场组合的收益率，则  $\beta$  系数可以定义为： $\beta_i = \frac{\sigma_{im}}{\sigma_m^2} = \frac{COV(R_i, R_m)}{VAR(R_m)}$ ，如果把方差和相关系数

都变为条件方差和条件相关系数，则时变  $\beta$  系数可以表示为：

$$\beta_{it} = \frac{COV(R_{it}, R_{mt})}{VAR(R_{mt})} = \frac{\rho_{imt} \cdot \sqrt{h_{it}} \cdot \sqrt{h_{mt}}}{h_{mt}} = \rho_{imt} \cdot \sqrt{\frac{h_{it}}{h_{mt}}}$$

其中  $h_{it}$  和  $h_{mt}$  分别为每个风险资产收益率和市场组合收益率的条件方差，可以通过每个风险资产及市场组合的单变量 GARCH 模型获得， $\rho_{imt}$  为每个风险资产收益率与市场组合收益率之间的时变相关系数，可以通过二元 DCC-MVGARCH 模型来获得。

### 2.3.4 定义时变 $\beta$ 系数约束下的资产配置模型

本文建立的时变  $\beta$  系数约束下的动态行业资产配置模型，即是在系统性风险  $\beta$  系数具有时变性的前提下，依据投资者各自的风险偏好，在某一能够承担的系统风险范围内，使行业资产配置组合收益最大化的模型，可以表示为一个线性规划模型，具体形式如下：

$$\begin{aligned} \max_x \quad & E(R_{pt}) = \sum_{i=1}^n x_{it} E(R_{it}) \\ \text{s.t.} \quad & \sum_{i=1}^n \beta_{it} x_{it} \leq \beta_{0t} \\ & \sum_{i=1}^n x_{it} = 1 \\ & 0 \leq x_{it} \leq \lambda_0 \end{aligned}$$

其中  $E(R_{pt})$  代表  $t$  时刻行业配置组合的期望收益率， $E(R_{it})$  代表  $t$  时刻各行业的期望收益率； $x_{it}$  代表各行业配置的权重，并且要满足各行业权重之和等于 1，各行业权重



均要大于等于 0 且小于等于  $\lambda_0$ ，即投资者可以根据  $\lambda_0$  的大小来确定行业配置权重的范围以及需要配置的最小行业数量； $\beta_{it}$  代表 t 时刻各行业的系统性风险的大小， $\beta_{0t}$  代表 t 时刻投资者根据自身偏好愿意承担的系统性风险的大小，并且  $\beta_{0t}$  的确定必须满足  $\beta_{\min t} \leq \beta_{0t} \leq \beta_{\max t}$ ， $\beta_{\min t} = \min\{\beta_{it}\}$ ， $\beta_{\max t} = \max\{\beta_{it}\}$ ， $i=1,2,\dots,n$ ，否则模型无实际可行解，并且要求  $\beta_{0t}$  不能显著地接近  $\beta_{\min t}$  和  $\beta_{\max t}$ ，否则最优行业配置权重会过多出现零值，这将增加行业配置组合的非系统性风险<sup>[8]</sup>。

## 第3章 实证分析

### 3.1 样本选择与数据定义

本文的样本数据来源于 Wind 中国金融数据库，其中包括 1 个市场指数的日收益率序列与 23 个行业指数的日收益率序列，令日收益率满足  $R_t = 100 \times \frac{(P_t - P_{t-1})}{P_{t-1}}$ ，其中  $R_t$  为第  $t$  日的收益率， $P_t$  为第  $t$  日的收盘价， $P_{t-1}$  为第  $t-1$  日收盘价，时间范围为 2001 年 4 月 3 日至 2008 年 9 月 19 日，共 1809 个交易日。市场指数选用 Wind 全部 A 股指数，该指数考虑到由于中国股票市场区分为上海证券交易所和深圳交易所，要表征整体市场的走势情况，就需要考虑一个统一的指数，Wind 全部 A 股指数取样所有在上海、深圳证券交易所上市的股票作为样本股，以流通股本作为权重进行计算。行业指数选用 Wind 证监会行业指数，该指数根据“证监会上市公司行业分类指引”中的门类、次类建立指数（共 23 个），其中包括农林牧渔、采掘行业、制造行业、公用事业、建筑行业、交运仓储、信息技术、商业贸易、金融服务、房地产、社会服务、文化传播、综合行业共 13 个门类，制造行业又包括食品饮料、纺织服装、木材家具、造纸印刷、石油化工、电子行业、金属非金属、机械设备、医药生物、其他制造业共 10 个次类，以流通股本作为权重计算，成分股仅包括 A 股。具体的指数成份股及编制方法详见 Wind 资讯。

DCC-MVGARCH 模型的参数估计及相应计算是在 Kevin Sheppard (2001) 提供的 Matlab 源程序基础上进行编程得到的，时变  $\beta$  系数约束下的动态行业配置模型是在 Matlab 7.6 中实现的<sup>[49]</sup>，其余模型的参数估计及检验均在 Eviews 5.0 中完成。

### 3.2 样本数据的描述性统计分析

常用的描述性统计量包括均值、最大值、最小值、标准差、偏度、峰度以及 JB 统计量等，其中标准差  $\hat{s} = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2}$  用来检验序列的离散程度， $N$  是样本中观

测值的个数， $\bar{y}$  是样本均值；偏度  $S = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^3}{\hat{\sigma}^3}$  用来检验序列分布围绕其均值的非对称性，其中  $\hat{\sigma} = s \sqrt{N-1/N}$  是变量方差的有偏估计，如果序列的分布是对称的， $S$  值

为 0，正的 S 值意味着序列分布有长的右拖尾，负的 S 值意味着序列分布有长的左拖尾；

峰度  $K = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^4}{\hat{\sigma}^4}$  用来检验序列分布的凸起或平坦程度，其中  $\hat{\sigma} = s\sqrt{N-1}/N$  是变

量方差的有偏估计，正态分布的 K 值为 3，如果 K 值大于 3，分布的凸起程度大于正态分布，如果 K 值小于 3，序列分布相对于正态分布是平坦的；JB 统计量

$JB = \frac{N-k}{6} \left[ S^2 + \frac{1}{4}(K-3)^2 \right]$  用来检验序列是否服从正态分布，其中 S 为偏度，K 为峰

度，k 是序列估计式中参数的个数。在原假设（该序列服从正态分布）成立的情况下，JB 统计量服从自由度为 2 的  $\chi^2$  分布。JB 统计量下显示的概率值（P 值）是 JB 统计量超出原假设下的观测值的概率，如果该值很小，则在一定显著性水平下拒绝原假设。

各指数收益率序列的统计特征详见表 3.1，采掘行业、交运仓储、商业贸易、金融服务、房地产、食品饮料、金属非金属以及机械设备等行业的平均收益率要明显高于全 A 指数收益率，其余都小于或接近全 A 指数；各指数收益率序列间的最大值及最小值并没有显著地差异，表明由于我国 A 股市场实行涨跌幅度的限制，各指数波动的最大幅度均无显著差异；除了食品饮料行业外，其余各行业指数的标准差均大于全 A 指数，表明这些行业指数波动偏离其各自均值的离散程度要大于全 A 指数，即这些行业指数的波动风险要大于全 A 指数；除了采掘行业、金融服务、房地产以及食品饮料行业的分布表现为右偏外，其余各行业的分布都呈现为左偏，并且所有指数收益率序列的峰度值都大于正态分布的峰度值 3，即都呈现尖峰厚尾的特征；JB 统计量与 P 值也证实了所有指数收益率的分布均显著异于正态分布。

表 3.1 各指数收益率序列的统计特征

行业指数	均值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	JB 统计量	P 值
全 A 指数	0.0168	9.7432	-8.8738	1.8162	-0.0446	6.8343	1108.781	0.0000
农林牧渔	0.0016	9.9967	-9.2322	2.1416	-0.2165	5.8817	640.0533	0.0000
采掘行业	0.0611	9.9965	-9.6749	1.9954	0.1559	6.0976	730.5586	0.0000
制造行业	0.0168	9.7052	-8.6664	1.8492	-0.1574	6.7718	1079.796	0.0000
公用事业	0.0152	10.0050	-9.3683	1.8662	-0.0711	6.7603	1067.364	0.0000
建筑行业	0.0172	9.8556	-9.3789	2.0777	-0.1714	5.8840	635.7729	0.0000
交运仓储	0.0326	9.9835	-9.5711	1.8392	-0.0820	7.4366	1485.638	0.0000
信息技术	-0.0058	9.8846	-8.9664	1.9953	-0.0409	5.9579	659.9567	0.0000
商业贸易	0.0298	9.6885	-8.9638	1.8616	-0.1028	6.4036	876.3579	0.0000
金融服务	0.0460	10.0080	-9.0819	2.1377	0.3199	5.7723	610.1517	0.0000
房地产	0.0287	9.9679	-9.5141	2.2596	0.0422	5.5498	490.5723	0.0000
社会服务	0.0085	9.8683	-9.5722	2.0298	-0.2597	6.6056	1000.217	0.0000
文化传播	0.0069	10.0050	-9.8545	2.3639	-0.1054	5.2573	387.4207	0.0000
综合行业	0.0011	9.5795	-8.8593	2.0053	-0.3344	6.2445	827.1603	0.0000
食品饮料	0.0437	9.5787	-8.6985	1.7438	0.2107	7.1065	1284.446	0.0000
纺织服装	-0.0023	9.7027	-9.2678	2.0410	-0.2982	6.5179	959.5987	0.0000
木材家具	-0.0146	9.9911	-9.6365	2.3548	-0.0728	5.6166	517.6433	0.0000
造纸印刷	-0.0079	9.8606	-9.5431	2.0306	-0.2607	6.7608	1086.598	0.0000
石油化工	0.0201	9.8082	-8.7928	1.8907	-0.1650	6.0397	704.6382	0.0000
电子行业	-0.0298	9.8138	-9.2279	2.0914	-0.2178	5.5782	515.3423	0.0000
金属非金属	0.0294	9.6658	-9.2387	1.9849	-0.1026	6.5663	961.8299	0.0000
机械设备	0.0216	9.6997	-8.5476	1.8888	-0.1516	6.5601	962.2393	0.0000
医药生物	0.0137	9.8918	-8.6852	1.8776	-0.1200	6.7961	1090.539	0.0000
其他制造业	-0.0233	9.8043	-9.5021	2.1507	-0.2748	6.0955	745.0239	0.0000

### 3.3 建立 DCC-MVGARCH 模型

#### 3.3.1 ADF 序列平稳性检验

在对时间序列建模时，若序列是不平稳的，就会出现“虚假回归”的问题。因此很多时间序列模型包括 GARCH 类模型都是以序列平稳性为前提的。直观地说，“平稳性”指序列的统计特征不随时间的推移而变化，序列平稳性的检验方法一般均采用单位根检验法，其中又包括 DF (Dickey-Fuller Test) 检验、ADF (Augmented Dickey-Fuller Test) 检验以及 PP (Phillips-Perron Test) 检验等。本文采用 ADF 检验法来检验时间序列的平稳性，ADF 检验方法通过在回归方程右边加入因变量  $y_t$  的滞后差分项来控制高阶序列相关，有以下三种形式：

1、没有常数项和时间趋势模型：
$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

2、仅有常数项，没有时间趋势模型：
$$\Delta y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

3、含有常数项和时间趋势模型：
$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

其中， $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\delta$ 、 $\lambda_j$ 是常数， $t$ 是趋势项， $p$ 是最优滞后项， $\varepsilon_t$ 是随机项。

检验序列  $y_t$  是否平稳就是检验  $y_{t-1}$  的系数  $\delta$  是否为零，构造零假设： $H_0 : \hat{\delta} = 0$ ；备择假设： $H_1 : \hat{\delta} \neq 0$ 。即零假设中序列存在一个单位根；备择假设中不存在单位根，序列  $y_t$  可能还包含常数项和时间趋势项。通过比较  $\delta$  的估计值  $\hat{\delta}$  与设定显著性水平下检验  $\hat{\delta}$  的  $t$  统计量临界值，可以选择接受零假设或者接受备择假设，也就检验了序列  $y_t$  是否为平稳序列。

在进行 ADF 检验时，检验回归中是否含有常数项和时间趋势可以通过画出原序列的曲线图来观察；滞后阶数的选择通常采用 AIC (Akaike Information Criterion) 准则和 SC (Schwarz Criterion) 准则，AIC 值或是 SC 值越小越好。

$$AIC = -2l/T + \frac{2k}{T}, \quad SC = -2l/T + \frac{k}{T}(\ln T)$$

其中， $l = -\frac{T}{2} \left[ 1 + \ln(2\pi) + \ln \left( \hat{\varepsilon}^T \hat{\varepsilon} / T \right) \right]$  为似然函数， $T$  为样本数量， $k$  为模型的滞后阶数<sup>[50]</sup>。

对各指数收益率序列进行 ADF 序列平稳性检验，依据 AIC 准则选择滞后 5 阶，不包含常数项和时间趋势项，在 1%、5%、10% 的显著性水平下的 ADF 检验的临界值分别为 -2.5662、-1.9410、-1.6166。各指数收益率序列的平稳性检验结果详见表 3.2，表明各指数收益率都拒绝随机游走的假设，即均是平稳时间序列数据。

表 3.2 各指数收益率序列的平稳性检验

行业指数	t 统计量	行业指数	t 统计量	行业指数	t 统计量
全 A 指数	-19.3628	商业贸易	-18.8745	木材家具	-22.5475
农林牧渔	-19.1323	金融服务	-41.2865	造纸印刷	-23.5562
采掘行业	-19.1930	房地产	-19.5979	石油化工	-19.2354
制造行业	-19.1870	社会服务	-23.3674	电子行业	-19.5554
公用事业	-17.5233	文化传播	-19.6830	金属非金属	-19.1188
建筑行业	-19.3740	综合行业	-18.9990	机械设备	-19.3944
交运仓储	-23.6563	食品饮料	-19.4273	医药生物	-22.6270
信息技术	-19.5971	纺织服装	-18.7132	其他制造业	-19.0706

### 3.3.2 各指数收益率序列的单变量 GARCH 过程

GARCH 类模型中一般包含两个方程：均值方程和方差方程，在很多有关金融的应用中，都将均值设定为一个常数，甚至为 0，而实证研究表明应该用更好的模型来描述均值和方差，一个设定错误的方差表达式不会影响对均值的估计，但一个设定错误的均值表达式却会影响方差的估计。因此应首先设定均值方程而后设定方差方程。本文通过对收益率序列的自相关检验来设定均值方程的形式，以全 A 指数收益率序列为例，发现其收益率序列与滞后三阶和滞后四阶存在显著地自相关性，因此全 A 指数的均值方程形式就可以初步设定为： $r_t = \alpha r_{t-3} + \beta r_{t-4} + \varepsilon_t$ ，之后再对均值方程中的残差进行序列相关性检验及异方差性检验以确保均值方程设定的准确性以及判断应用 GARCH 类模型的合理性。

#### 3.3.2.1 序列相关性检验

对于模型： $y_t = b_0 + b_1 x_{1t} + b_2 x_{2t} + \dots + b_k x_{kt} + u_t$ ，如果随机误差项的各期值之间存在着相关关系，即  $\text{cov}(u_t, u_s) = E(u_t u_s) \neq 0$  ( $t, s = 1, 2, \dots, k$ )，则称随机误差项之间存在自相关性 (Autocorrelation) 或序列相关 (Serial correlation)。

本文采用相关图以及 Ljung-Box Q 统计量来检验序列相关性，Ljung-Box Q 统计量是通过自相关系数求和来检验序列相关： $Q_{LB} = T(T+2) \sum_{j=1}^P \frac{r_j^2}{T-j}$ ，其中  $r_j$  是残差序列的 j 阶自相关系数，T 是样本容量，P 为设定的滞后阶数， $Q_{LB}$  服从自由度为 P 的  $\chi^2$  分布。如果各阶  $Q_{LB}$  统计量都没有超过由设定的显著性水平决定的临界值，则接受原假设，即残差不存在序列相关，且此时各阶滞后的自相关和偏自相关值都接近于零， $Q_{LB}$  统计

量的 P 值比较大；如果在某一滞后阶数 P， $Q_{LB}$  统计量超过设定的显著性水平的临界值，则拒绝原假设，说明残差序列存在 P 阶自相关<sup>[50]</sup>。

用 Ljung-Box Q 统计量对均值方程拟合后的残差及残差平方序列进行自相关检验，详见表 3.3，发现残差序列不存在自相关，而残差的平方存在着显著的自相关性，可见残差的分布可以用 ARCH 类模型来描述。

表 3.3 滞后 10 阶的残差序列与残差平方序列的自相关性检验

滞后阶数	残差 Q-Stat	残差 P 值	残差平方 Q-Stat	残差平方 P 值
1	3.0028	0.083	29.752	0.000
2	4.1012	0.129	47.370	0.000
3	4.1251	0.248	74.659	0.000
4	4.1252	0.389	97.345	0.000
5	4.2517	0.514	117.60	0.000
6	6.1959	0.402	139.60	0.000
7	6.7744	0.453	163.11	0.000
8	9.8176	0.278	197.70	0.000
9	10.202	0.334	204.83	0.000
10	11.912	0.291	216.44	0.000

### 3.3.2.2 异方差性检验

设线性回归模型为： $y_t = b_0 + b_1x_{1t} + b_2x_{2t} + \dots + b_kx_{kt} + u_t$ ，如果随机误差项的方差不是常数，即对不同的解释变量观测值彼此不同，则称随机项  $u_t$  具有异方差性 (heteroscedasticity)，即  $\text{var}(u_t) = \sigma_t^2 \neq \text{常数} (t = 1, 2, \dots, n)$ 。

本文采用 ARCH LM 检验来分析残差序列的异方差性，为检验原假设残差中直到 q 阶都没有 ARCH 效应，需要通过一个辅助检验回归  $\hat{u}_t^2 = \beta_0 + \beta_1\hat{u}_{t-1}^2 + \dots + \beta_q\hat{u}_{t-q}^2 + \varepsilon_t$  来计算，这是一个对常数和直到 q 阶的滞后平方残差所作的回归，这个检验回归有两个统计量：F 统计量是对所有滞后平方残差联合显著性所作的检验；Obs \*  $R^2$  统计量是 LM 检验统计量，它是  $(n - q)$  乘以检验回归  $R^2$ ，在  $H_0$  成立的条件下， $(n - q) R^2$  服从自由度为 q 的  $\chi^2$  分布，比较  $(n - q) R^2$  与给定  $\alpha$  下的临界值  $\chi_\alpha^2(q)$ ，如果  $(n - q) R^2 > \chi_\alpha^2(q)$ ，则拒绝  $H_0$ ，表明模型中存在异方差性<sup>[50]</sup>，Eviews 中通常用相伴概率 P 值的大小来表示，P 值接近于 0，就意味着存在着 ARCH 效应。

用 ARCH LM 检验对均值方程拟合后的残差进行异方差检验，滞后 5 阶的检验结果详见表 3.4，检验的相伴概率 P=0，拒绝了残差序列不存在 ARCH 效应的原假设，即表

明残差序列存在显著的 ARCH 效应。

表 3.4 滞后 5 阶的 ARCH 效应检验

F 统计量	18.2162	P 值	0.0000
Obs*R <sup>2</sup> 统计量	86.9702	P 值	0.0000

类似地，其他各行业指数收益率序列的均值方程形式的确定以及残差序列的自相关性和异方差性检验也要经过以上过程验证，并且所设定的均值方程形式及检验结果需满足建立 GARCH 模型的条件。

### 3.3.2.3 建立单变量 GARCH(1, 1) 模型

通过残差序列的自相关检验以及异方差性检验后，分别对各指数收益率序列建立单变量 GARCH(1,1)模型，具体的参数估计结果如下：

全 A 指数的 GARCH(1,1)模型：

$$r_t = 0.038285r_{t-3} + 0.030486r_{t-4} + \hat{\varepsilon}_t$$

$z=(1.608102)$                        $(1.304530)$

$$\hat{h}_t = 0.042682 + 0.107646\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.888020\hat{h}_{t-1}$$

$z=(4.624664)$                        $(11.23010)$                        $(104.7125)$

农林牧渔行业的 GARCH(1,1)模型：

$$r_t = 0.065721r_{t-1} - 0.039519r_{t-2} + 0.054216r_{t-3} + \hat{\varepsilon}_t$$

$z=(2.742075)$                        $(-1.598284)$                        $(2.197367)$

$$\hat{h}_t = 0.056013 + 0.110290\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.884544\hat{h}_{t-1}$$

$z=(5.015046)$                        $(9.614598)$                        $(90.84866)$

采掘行业的 GARCH(1,1)模型：

$$r_t = 0.046551r_{t-4} + \hat{\varepsilon}_t$$

$z=(2.017194)$

$$\hat{h}_t = 0.076688 + 0.117343\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.871405\hat{h}_{t-1}$$

$z=(4.940315)$                        $(10.81126)$                        $(73.76317)$

制造行业的 GARCH(1,1)模型：

$$r_t = 0.047615r_{t-1} + 0.031798r_{t-4} + \hat{\varepsilon}_t$$

$z=(2.045038)$                        $(1.338271)$

$$\hat{h}_t = 0.037517 + 0.106297\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.891420\hat{h}_{t-1}$$

$z=(4.723987)$                        $(11.08247)$                        $(109.4866)$

公用事业行业的 GARCH(1,1)模型：

$$r_t = 0.041606r_{t-3} + \hat{\varepsilon}_t$$

$z=(1.725974)$

$$\hat{h}_t = 0.065462 + 0.129511\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.860674\hat{h}_{t-1}$$

$z=(4.806838)$                        $(11.02972)$                        $(69.15277)$

建筑行业的 GARCH(1,1)模型：

$$r_t = 0.066046r_{t-1} + 0.041740r_{t-3} + \hat{\varepsilon}_t$$

$z=(2.742241)$                        $(1.686956)$

$$\hat{h}_t = 0.051590 + 0.110504\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.885577\hat{h}_{t-1}$$

$z=(3.626777)$                        $(10.28283)$                        $(88.91697)$

交运仓储行业的 GARCH(1,1)模型：

$$r_t = 0.040729r_{t-3} + \hat{\varepsilon}_t$$

$z=(1.783525)$

$$\hat{h}_t = 0.051674 + 0.122236\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.871707\hat{h}_{t-1}$$

$z=(6.344271)$                        $(12.20950)$                        $(99.04915)$

信息技术行业的 GARCH(1,1)模型：

$$r_t = 0.039251r_{t-4} + \hat{\varepsilon}_t$$

$z=(1.561340)$

$$\hat{h}_t = 0.062818 + 0.097068\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.894078\hat{h}_{t-1}$$

$z=(4.043093)$                        $(9.891981)$                        $(92.89853)$



商业贸易行业的 GARCH(1,1)模型:

$$r_t = 0.076059r_{t-1} + 0.037258r_{t-4} + \hat{\varepsilon}_t$$

$z=(3.262595) \quad (1.559586)$

$$\hat{h}_t = 0.049860 + 0.110802\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.882702\hat{h}_{t-1}$$

$z=(5.883651) \quad (10.35965) \quad (92.50096)$

房地产行业的 GARCH(1,1)模型:

$$r_t = 0.060702r_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t$$

$z=(2.472087)$

$$\hat{h}_t = 0.042442 + 0.087248\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.908927\hat{h}_{t-1}$$

$z=(3.960164) \quad (9.338068) \quad (96.69177)$

文化传播行业的 GARCH(1,1)模型:

$$r_t = -0.051756r_{t-2} + 0.049466r_{t-4} + \hat{\varepsilon}_t$$

$z=(-2.147224) \quad (1.963177)$

$$\hat{h}_t = 0.069228 + 0.084875\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.906877\hat{h}_{t-1}$$

$z=(4.237164) \quad (9.727850) \quad (112.6432)$

食品行业的 GARCH(1,1)模型:

$$r_t = 0.059144r_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t$$

$z=(2.516149)$

$$\hat{h}_t = 0.038882 + 0.123212\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.874793\hat{h}_{t-1}$$

$z=(4.997020) \quad (12.05923) \quad (93.79545)$

木材家具行业的 GARCH(1,1)模型:

$$r_t = 0.056411r_{t-1} + 0.049579r_{t-3} + \hat{\varepsilon}_t$$

$z=(2.320577) \quad (1.940514)$

$$\hat{h}_t = 0.089980 + 0.079745\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.907694\hat{h}_{t-1}$$

$z=(4.729601) \quad (9.486361) \quad (108.7844)$

石油化工行业的 GARCH(1,1)模型:

$$r_t = 0.043517r_{t-1} + 0.034858r_{t-3} + \hat{\varepsilon}_t$$

$z=(1.871901) \quad (1.435227)$

$$\hat{h}_t = 0.048136 + 0.104347\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.889527\hat{h}_{t-1}$$

$z=(5.009219) \quad (10.87711) \quad (104.5805)$

金属非金属行业的 GARCH(1,1)模型:

$$r_t = 0.038175r_{t-1} + 0.053267r_{t-4} + \hat{\varepsilon}_t$$

$z=(1.573881) \quad (2.221237)$

$$\hat{h}_t = 0.042182 + 0.102007\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.894340\hat{h}_{t-1}$$

$z=(5.202568) \quad (10.67499) \quad (106.1020)$

金融服务行业的 GARCH(1,1)模型:

$$r_t = -0.055574r_{t-6} + \hat{\varepsilon}_t$$

$z=(-2.139723)$

$$\hat{h}_t = 0.098522 + 0.085228\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.897883\hat{h}_{t-1}$$

$z=(5.624599) \quad (9.662303) \quad (90.05613)$

社会服务行业的 GARCH(1,1)模型:

$$r_t = 0.038949r_{t-1} + 0.039181r_{t-3} + \hat{\varepsilon}_t$$

$z=(1.622552) \quad (1.620537)$

$$\hat{h}_t = 0.038774 + 0.098581\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.898700\hat{h}_{t-1}$$

$z=(4.497950) \quad (10.49656) \quad (106.2490)$

综合行业的 GARCH(1,1)模型:

$$r_t = 0.062071r_{t-1} + 0.035838r_{t-4} + \hat{\varepsilon}_t$$

$z=(2.601463) \quad (1.460230)$

$$\hat{h}_t = 0.035358 + 0.100885\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.898053\hat{h}_{t-1}$$

$z=(4.987643) \quad (10.39051) \quad (111.3104)$

纺织服装行业的 GARCH(1,1)模型:

$$r_t = 0.062663r_{t-1} + 0.056252r_{t-3} + \hat{\varepsilon}_t$$

$z=(2.674528) \quad (2.293043)$

$$\hat{h}_t = 0.034689 + 0.106504\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.893845\hat{h}_{t-1}$$

$z=(4.703213) \quad (11.57941) \quad (120.7091)$

造纸印刷行业的 GARCH(1,1)模型:

$$r_t = 0.060713r_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t$$

$z=(2.625178)$

$$\hat{h}_t = 0.033185 + 0.097664\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.901211\hat{h}_{t-1}$$

$z=(4.494409) \quad (10.61550) \quad (112.8485)$

电子行业的 GARCH(1,1)模型:

$$r_t = 0.054282r_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t$$

$z=(2.331072)$

$$\hat{h}_t = 0.052839 + 0.093177\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.901926\hat{h}_{t-1}$$

$z=(3.516707) \quad (10.78147) \quad (121.8276)$

机械设备行业的 GARCH(1,1)模型:

$$r_t = 0.055157r_{t-1} - 0.047467r_{t-2} + \hat{\varepsilon}_t$$

$z=(2.353817) \quad (-2.007983)$

$$\hat{h}_t = 0.034301 + 0.108907\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.890831\hat{h}_{t-1}$$

$z=(4.373074) \quad (10.63011) \quad (106.1915)$

医药生物行业的 GARCH(1,1)模型:

$$r_t = 0.061379r_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t$$

$z=(2.691951)$

$$\hat{h}_t = 0.042860 + 0.122681\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.875940\hat{h}_{t-1}$$

$z=(4.612000)$        $(11.98346)$        $(105.4663)$

其他制造业的 GARCH(1,1)模型:

$$r_t = 0.065115r_{t-1} + 0.049007r_{t-4} + \hat{\varepsilon}_t$$

$z=(2.881365)$        $(2.063075)$

$$\hat{h}_t = 0.051662 + 0.102482\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.893333\hat{h}_{t-1}$$

$z=(4.268339)$        $(10.55906)$        $(106.4823)$

分别对各指数收益率单变量 GARCH(1,1)过程后的残差序列以及残差平方序列进行自相关检验,发现不存在显著的序列自相关性,对残差序列的 ARCH 效应检验结果也显示不存在 ARCH 效应。单变量 GARCH(1,1)模型中各条件方差方程的 ARCH 项和 GARCH 项都是高度显著的,表明收益率序列具有显著的波动集簇性,并且 ARCH 项与 GARCH 项系数之和均小于 1,可见 GARCH(1,1)过程是平稳的,其条件方差表现出均值回复现象,即过去的波动对未来的影响是逐渐衰减的。对各指数收益率序列建立 GARCH(1,1)模型之后,提取回归方程残差项的条件方差数据及标准化残差数据。

### 3.3.3 建立全 A 指数与各行业指数间的 DCC(1,1)-MVGARCH(1,1)模型

#### 3.3.3.1 标准化残差序列的 DCC 检验

依据 Kevin Sheppard (2001) 提供的 DCC 检验程序,对全 A 指数收益率与各行业指数收益率单变量 GARCH(1,1)过程后提取的标准化残差序列进行检验,以判断全 A 指数收益率与各行业指数收益率间是否存在着动态相关关系。本文分别对滞后 5 阶和滞后 10 阶进行检验,检验结果详见表 3.5,其中 P 值代表相关系数为常数的可能性,可见除金融服务行业的 P 值不显著为零外,其余各行业的检验结果均拒绝了条件相关系数为常数的原假设,即可以认为全 A 指数收益率与各行业指数收益率间存在着动态相关关系。

表 3.5 全 A 指数与各行业指数标准化残差序列的 DCC 检验结果

残差序列	P(滞后 5 阶)	P(滞后 10 阶)	残差序列	P(滞后 5 阶)	P(滞后 10 阶)
农林牧渔	6.5642e-005	1.6957e-008	综合行业	4.1478e-006	4.1209e-010
采掘行业	3.8558e-004	2.2502e-004	食品饮料	0	0
制造行业	0	0	纺织服装	2.5150e-010	9.3039e-012
公用事业	3.5008e-011	1.5378e-009	木材家具	1.0730e-012	6.7057e-014
建筑行业	0.0084	0.0082	造纸印刷	1.0921e-009	4.7806e-013
交运仓储	3.3083e-008	8.6363e-010	石油化工	0	0
信息技术	8.8883e-004	3.7656e-005	电子行业	4.7471e-006	2.1919e-007
商业贸易	0	0	金属非金属	7.9081e-013	1.5321e-014
金融服务	0.2052	0.1600	机械设备	2.2168e-006	6.0741e-012
房地产	0	0	医药生物	0	0
社会服务	0	0	其他制造业	4.6336e-004	1.0137e-004
文化传播	8.1415e-004	4.0752e-005			

3.3.3.2 基于 DCC 模型计算全 A 指数与各行业指数收益率间的动态相关系数

DCC(1,1)-MVGARCH(1,1)模型的建立也是在 Kevin Sheppard (2001) 提供的 Matlab 源程序基础上实现的, 模型参数的估计结果详见表 3.6, 发现各行业动态异方差结构中前期标准化残差平方项与前期条件方差项均大于 0, 且两项系数之和均小于 1, 因此 DCC 模型满足正则性条件。全 A 指数收益率与各行业指数收益率间的动态相关系数的统计特征详见表 3.7, 其中制造行业的平均动态相关系数高达 0.9892, 而木材家具行业的平均动态相关系数只有 0.7064, 而且具有较高平均收益率的行业, 如采掘行业、金融服务行业及房地产业等, 这些行业与全 A 指数收益率之间的动态相关系数却显著低于其他行业, 全 A 指数收益率与各行业指数收益率的动态相关系数详见附录 1, 可发现各行业的动态相关系数存在着显著差异。

表 3.6 二元 DCC(1,1)-MVGARCH(1,1)模型的参数估计结果

行业指数	$\alpha$	$\beta$	$\alpha + \beta$	行业指数	$\alpha$	$\beta$	$\alpha + \beta$
农林牧渔	0.0313	0.9672	0.9985	综合行业	0.0514	0.9431	0.9945
采掘行业	0.0708	0.9096	0.9804	食品饮料	0.0470	0.9519	0.9989
制造行业	0.0352	0.9636	0.9988	纺织服装	0.0578	0.9401	0.9979
公用事业	0.0780	0.9121	0.9901	木材家具	0.0472	0.9495	0.9967
建筑行业	0.0678	0.9196	0.9874	造纸印刷	0.0621	0.9291	0.9912
交运仓储	0.0633	0.9330	0.9963	石油化工	0.0525	0.9454	0.9979
信息技术	0.0547	0.9280	0.9827	电子行业	0.0482	0.9477	0.9959
商业贸易	0.0560	0.9398	0.9958	金属非金属	0.0487	0.9492	0.9979
金融服务	0.0322	0.9441	0.9763	机械设备	0.0386	0.9585	0.9971
房地产	0.0578	0.9392	0.997	医药生物	0.1116	0.8693	0.9809
社会服务	0.0603	0.9369	0.9972	其他制造业	0.0396	0.9528	0.9924
文化传播	0.0568	0.9291	0.9859				

表 3.7 全 A 指数收益率与各行业指数收益率间的动态相关系数的统计特征

行业	均值	最大值	最小值	标准差	行业	均值	最大值	最小值	标准差
农林	0.9079	0.9896	0.7156	0.0564	综合	0.9497	0.9908	0.7811	0.0321
采掘	0.8490	0.9768	0.2804	0.0803	食品	0.9190	0.9936	0.6164	0.0661
制造	0.9892	0.9987	0.9319	0.0108	纺织	0.9364	0.9941	0.7205	0.0422
公用	0.9147	0.9941	0.2899	0.0613	木材	0.7064	0.9629	0.2223	0.1654
建筑	0.9317	0.9865	0.5779	0.0384	造纸	0.9105	0.9907	0.5855	0.0587
交运	0.9196	0.9937	0.6713	0.0556	石化	0.9642	0.9966	0.7327	0.0314
信息	0.9239	0.9843	0.7207	0.0361	电子	0.9182	0.9812	0.7408	0.0476
商贸	0.9471	0.9920	0.7437	0.0409	金属	0.9344	0.9959	0.6690	0.0508
金融	0.8034	0.9174	0.6075	0.0482	机械	0.9712	0.9957	0.8874	0.0184
地产	0.8785	0.9890	0.4407	0.0909	医药	0.9200	0.9957	0.1514	0.0814
社服	0.9312	0.9952	0.7296	0.0521	其他	0.9146	0.9816	0.7791	0.0367
文传	0.8140	0.9703	0.4878	0.0822	平均	0.9067	0.9855	0.6123	0.0558

### 3.4 建立时变 $\beta$ 系数约束下的动态行业资产配置模型

#### 3.4.1 各行业指数的时变 $\beta$ 系数的统计特征分析

本文通过单变量 GARCH(1,1)模型获得各行业指数和全 A 指数收益率的条件方差  $h_{it}$

和  $h_{mt}$ ，通过二元 DCC 模型来获得  $\rho_{imt}$ ，进而根据  $\beta_{it} = \rho_{imt} \cdot \sqrt{\frac{h_{it}}{h_{mt}}}$  来获得时变  $\beta$  系数。

各行业指数时变  $\beta$  系数的统计特征详见表 3.8，从均值来看，各行业的时变  $\beta$  系数都接近于 1，这也证实了  $\beta$  系数趋一性的特征，但从最大值、最小值、标准差以及附录 2 中各行业的时变  $\beta$  系数趋势图来看，各行业指数的时变  $\beta$  系数存在着显著的差异，这种差异可以用各行业受宏观经济波动的影响程度不一致、各行业所处的生命周期阶段的差异以及各行业内部竞争程度和技术水平的差异等原因来解释。

依据时变  $\beta$  系数图可以粗略地将所有行业分为攻击型、防御型与中性行业三大类，其中攻击型行业包括：农林牧渔行业、建筑行业、金融服务行业、房地产业、文化传播行业、电子行业以及其他制造业；防御型行业包括：公用事业行业、交运仓储行业、食品饮料、医药生物；中性行业包括：采掘行业、制造行业、信息技术行业、商业贸易行业、社会服务行业、综合行业、木材家具、纺织服装、造纸印刷、石油化工、金属非金属、机械设备。

表 3.8 各行业指数时变  $\beta$  系数的统计特征

行业	均值	最大值	最小值	标准差	行业	均值	最大值	最小值	标准差
农林	1.0491	1.5442	0.7184	0.0971	综合	1.0278	1.3625	0.7812	0.0947
采掘	0.9485	1.5474	0.3583	0.1324	食品	0.8706	1.6901	0.6050	0.1110
制造	0.9959	1.1350	0.9000	0.0407	纺织	1.0161	1.5653	0.7093	0.1188
公用	0.9263	1.4141	0.3969	0.1031	木材	0.9524	1.6274	0.2844	0.2253
建筑	1.0721	1.6740	0.7028	0.0989	造纸	0.9880	1.5675	0.6082	0.1207
交运	0.9097	1.2944	0.5255	0.1097	石化	1.0113	1.2772	0.7195	0.0774
信息	1.0582	1.4388	0.7422	0.1107	电子	1.1109	1.9182	0.7147	0.1415
商贸	0.9656	1.4150	0.6715	0.0718	金属	0.9947	1.4067	0.6798	0.1007
金融	1.0076	1.9772	0.5463	0.1826	机械	1.0004	1.4516	0.8223	0.0737
地产	1.0789	1.8014	0.6568	0.1350	医药	0.9403	2.4168	0.1514	0.1296
社服	1.0122	1.4069	0.6055	0.1126	其他	1.0759	1.4498	0.7461	0.1077
文传	1.0970	2.2881	0.4978	0.1848	平均	1.0048	1.5943	0.6150	0.1165

#### 3.4.2 各行业系统风险占总风险比例的趋势分析

由威廉·夏普的单指数模型可知，任何第  $i$  种证券的总风险都可以表示为：

$\sigma_i^2 = \beta_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{ei}^2$ ，其中  $\beta_i^2 \sigma_m^2$  代表系统风险的度量，是不可以通过分散化投资消除的风险； $\sigma_{ei}^2$  代表与市场风险无关且仅由该证券所决定的非系统风险的度量，是可以通过分散化投资消除的风险。证券市场只是给具有高系统风险的资产以高收益的回报，对非系统风险则不予以弥补，因此通过证券组合投资规避这部分非系统风险是很有必要的。

系统风险占总风险的比例  $\theta_{im}$  可以表示为： $\theta_{im} = \frac{\beta_i^2 \sigma_m^2}{\sigma_i^2} = \left( \frac{\rho_{im} \sigma_i \sigma_m}{\sigma_m^2} \right)^2 \frac{\sigma_m^2}{\sigma_i^2} = \rho_{im}^2$ ，即某

种证券系统风险占总风险的比例  $\theta_{im}$  就可以表示为这种证券收益率与市场指数收益率间的相关系数的平方值  $\rho_{im}^2$ <sup>[51]</sup>。各行业系统风险占总风险比例的统计特征详见表 3.9，从均值角度来看，各行业系统风险占总风险比例的平均均值为 0.8299，表明各行业波动受整个市场波动的影响较大。其中系统风险比例较高的行业包括制造行业、综合行业、石油化工以及机械制造等行业，系统风险比例较低的行业包括采掘行业、金融服务、文化传媒以及木材家具等行业。附录 4 给出了系统风险比例存在显著差异的几种行业的收益率与整个市场的全 A 指数收益率间的差异，这里用同一时刻各行业收益率减去全 A 指数收益率来表示。可见，系统风险比例较低的行业与全 A 指数收益率的差异显著高于系统风险比例较高的行业，系统风险比例较高行业与全 A 指数收益率的差异在进入 2006 年以后也有着显著放大的趋势，而且无论系统风险比例的大小，任何行业的收益率都不存在持续高于或低于整个市场全 A 指数收益率的现象，即都出现了均值回复现象，这也证实了我国沪深 A 股市场存在着行业轮动的现象。

表 3.9 各行业系统风险占总风险比例的趋势值的统计特征

行业	均值	最大值	最小值	标准差	行业	均值	最大值	最小值	标准差
农林	0.8274	0.9793	0.5121	0.1003	综合	0.9030	0.9817	0.6102	0.0595
采掘	0.7272	0.9541	0.0787	0.1292	食品	0.8489	0.9873	0.3799	0.1157
制造	0.9786	0.9975	0.8686	0.0211	纺织	0.8786	0.9882	0.5191	0.0767
公用	0.8406	0.9883	0.0840	0.1045	木材	0.5264	0.9272	0.0494	0.2170
建筑	0.8696	0.9732	0.3339	0.0679	造纸	0.8325	0.9814	0.3428	0.1016
交运	0.8488	0.9874	0.4507	0.0993	石化	0.9307	0.9932	0.5369	0.0586
信息	0.8549	0.9688	0.5193	0.0650	电子	0.8454	0.9627	0.5488	0.0850
商贸	0.8986	0.9840	0.5531	0.0747	金属	0.8756	0.9918	0.4475	0.0916
金融	0.6477	0.8416	0.3690	0.0764	机械	0.9436	0.9915	0.7875	0.0352
地产	0.7801	0.9782	0.1942	0.1487	医药	0.8531	0.9914	0.0229	0.1267
社服	0.8698	0.9905	0.5324	0.0932	其他	0.8378	0.9634	0.6070	0.0662
文传	0.6694	0.9415	0.2380	0.1292	平均	0.8299	0.9715	0.4168	0.0932

### 3.4.3 时变 $\beta$ 系数约束下的动态行业资产配置的效果检验

#### 3.4.3.1 动态行业组合的收益率与全A指数收益率间的比较检验

时变 $\beta$ 系数约束下的动态行业资产配置模型中有 $\lambda_0$ 与 $\beta_{0t}$ 两个参数需要事先设定，本文中令 $\lambda_0 = 0.2$ ，意味着在任意 $t$ 时刻要求至少配置5个行业来控制非系统风险；令 $\beta_{0t} = \bar{\beta}_{it}$ ，意味着 $t$ 时刻投资者愿意承担的最大系统性风险等于各行业的平均系统性风险。在设定 $\lambda_0$ 与 $\beta_{0t}$ 之后，就可根据Matlab中的线性规划函数得到最优行业配置权重，进而得到时变 $\beta$ 系数约束下的动态行业配置组合的收益率。通过比较行业配置组合与全A指数收益率间的差异，这里用同一时刻行业配置组合的收益率减去全A指数收益率来表示，可以发现在没有考虑交易成本的情况下，行业配置组合的收益率要显著地高于全A指数的收益率，即从收益率角度可以证明时变 $\beta$ 系数约束下的动态行业配置是有效的，详见图3.1。

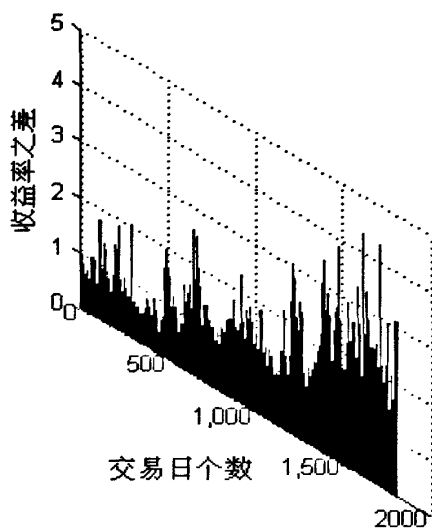


图3.1 行业配置组合与全A指数收益率之差

#### 3.4.3.2 动态行业组合的时变 $\beta$ 系数以及系统风险占总风险比例的趋势检验

图3.2给出了行业配置组合的时变 $\beta$ 系数的变化趋势，与附录2中各行业的时变 $\beta$ 系数相比，行业配置组合的时变 $\beta$ 系数趋势变化更加平稳，均值回复趋势更加清晰。从统计特征的角度来看，与各行业时变 $\beta$ 系数的统计特征相似，行业组合的时变 $\beta$ 系数也表现出趋一性，通过比较行业配置组合与各行业间时变 $\beta$ 系数的最大值、最小值以及标准差之间的差异，详见表3.8与表3.10，也可以证实行业组合面临的系统风险更加稳定。

按照证券投资组合理论，一个完全有效的投资组合所承担的风险将只有系统风险，即投资组合中系统风险占总风险的比例将接近 100%，此时投资组合的收益率将与整个市场收益率的相关性非常高，当然投资组合的收益率可以高于整个市场的收益率，也可以低于整个市场的收益率。图 3.3 给出了时变  $\beta$  系数约束下的行业配置组合的系统风险占总风险比例的变化趋势，对比附录 3 中各行业系统风险占总风险比例的变化趋势可以发现，除制造行业外，行业配置组合的系统风险比例整体上显著高于其他各行业的系统风险比例，表明通过行业配置组合规避了比投资单个行业更多的非系统风险，即行业配置组合是有效的。表 3.10 中给出了行业配置组合的系统风险占总风险比例趋势值的统计特征，与各行业的平均均值相比，行业配置组合系统风险比例提升了  $0.9168-0.8299=0.0869$ ，即通过行业配置组合比投资单个行业平均多规避了 8.69% 的非系统风险。

为了规避更多的非系统风险，可以通过调整行业资产配置模型中  $\lambda_0$  与  $\beta_{0r}$  的大小，使得资产分散到更多的行业中，但与 82.99% 的各行业的平均系统风险比例均值相比，行业配置组合平均最多只能分散 17% 左右的非系统风险。可见，各行业过高的系统风险比例一定程度上制约了行业配置组合分散风险的效果。

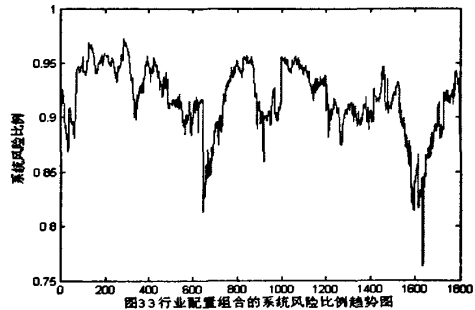
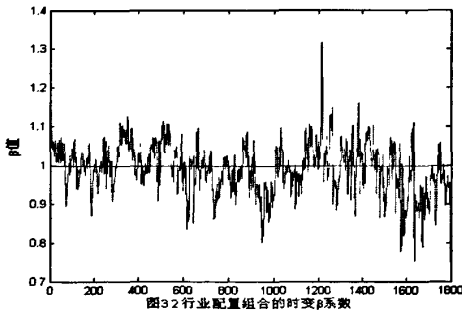


表 3.10 行业配置组合的时变  $\beta$  系数以及系统风险占总风险比例的趋势值的统计特征

名称	均值	最大值	最小值	标准差
时变 $\beta$ 系数	0.9921	1.3157	0.7479	0.0624
比例趋势值	0.9168	0.9726	0.7625	0.0310

## 第4章 结论对策与研究展望

### 4.1 研究结论

本文通过建立 DCC(1,1)-MVGARCH(1,1)模型刻画了我国沪深 A 股市场中各行业指数的时变  $\beta$  系数,并在时变  $\beta$  系数约束的条件下实现了行业配置过程,研究表明:

1、各行业时变  $\beta$  系数的均值具有趋一性的特征,但从最大值、最小值以及趋势图中可以发现各行业的时变  $\beta$  系数存在着显著的差异,即同一时刻各行业指数波动受到市场整体波动影响的大小是不同的,这表明在我国证券市场中存在着行业板块轮动的现象,也证实了在我国进行行业配置的可行性。

2、通过刻画各行业指数系统风险占总风险的比例趋势可以发现各行业系统风险比例平均均值高达 82.99%,从整体上看各行业的系统风险比例过高,但各行业系统风险比例的均值及最小值还是存在着较显著的差异,其中采掘、金融、房地产、文化传播以及木材家具行业的平均系统风险比例要低于其他各行业。

3、通过对行业配置的效果检验可以发现进行行业配置可以获得高于市场平均收益率的收益,即超额收益,但从行业配置分散非系统风险的效果来看,其理论上只比投资单个行业平均最多分散 17%左右的非系统风险,各行业过高的系统风险比例一定程度上制约了行业配置组合分散风险的效果。可见,若能充分降低各行业系统风险比例将会使得行业配置更加有效,即可以在保证获得一定超额收益的前提下进一步降低投资风险。

### 4.2 对策建议

由于在国内目前还没有规避系统风险的金融衍生工具,这就削弱了投资者的风险控制能力,也使得资产配置的效果受到一定的限制。因此可以借鉴国外成熟资本市场中规避系统风险的方式,结合国内资本市场发展现状,来完善我国资本市场的制度建设。

1、适时推出股指期货。在国外成熟的证券市场上通常利用股指期货来对冲证券投资过程中的系统风险,股指期货交易的实质是投资者将其对整个股票市场价格指数的预期风险转移至期货市场的过程,其风险是通过通过对股市走势持不同判断的投资者的买卖操作来相互抵消的,是以股票指数的变动为标准,以现金结算,买卖的是股票指数期货合约,投资者可以通过各种套期保值交易策略和套利交易策略来对冲股票市场中的系统风险。因此,适时推出股指期货不仅可以完善市场功能和体系,规避股票市场的系统风险,



而且也能增加市场流动性，促进股价的合理波动。

2、建立双向交易制度。目前我国证券市场实行的是单向交易制度，即只能先买后卖，不能先卖后买，这种交易制度使得多空双方没有真正的相互对垒和制约，从而造成了严重的单边市现象，引起股市的暴涨暴跌，大大增加了整个市场的系统风险。因此，尽快建立双向交易制度将有利于多空双方的相互制约，有利于建立股市中的风险控制机制，使得我国证券市场平衡发展。

3、规范融资融券制度。证券融资融券交易也是国外成熟资本市场中常见的交易方式，又称证券信用交易，包括券商对投资者的融资、融券和金融机构对券商的融资、融券四种，简而言之，融资是借钱买证券，而融券是借证券来卖，然后以证券归还，即卖空。2008年10月我国证监会宣布启动融资融券试点，将根据证券公司净资本规模、合规状况、净资本风险控制指标和试点方案准备情况，择优批准首批符合条件的试点证券公司，按照试点先行、逐步推开的原则进行。证券公司融资融券业务试点的推出，有助于市场内在价格稳定机制的形成，对促进我国资本市场稳定发展与改革创新具有积极意义，因此必须进一步规范融资融券制度，加强对违规融资融券活动的打击力度，保护投资者合法权益，保障融资融券业务的规范有序发展。

此外，还可以通过改革新股发行定价机制、健全上市公司退出机制、优化上市公司的股权结构以及加强市场监管等措施来规避和降低市场系统风险。

### 4.3 研究展望

由于笔者能力有限，文中还存在不足之处待今后继续研究，其中包括：

1、本文旨在对各指数历史波动收益率间的相关规律进行验证与归纳总结，只是验证了在我国沪深A股市场中进行时变 $\beta$ 系数约束下的动态行业配置的有效性，并未对未来各行业配置的比例进行预测。

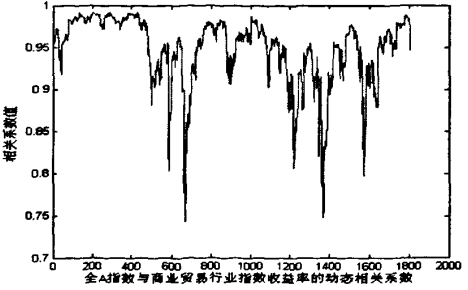
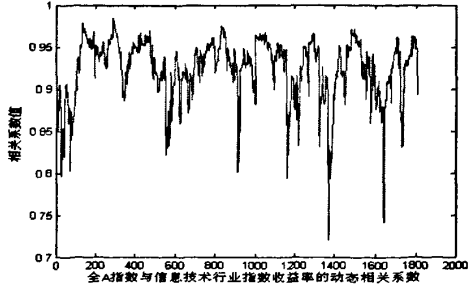
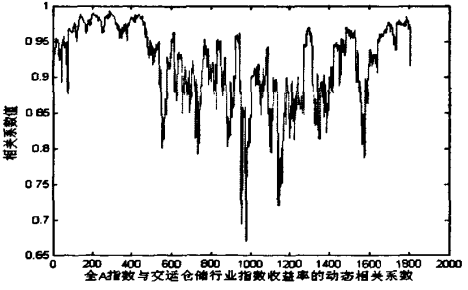
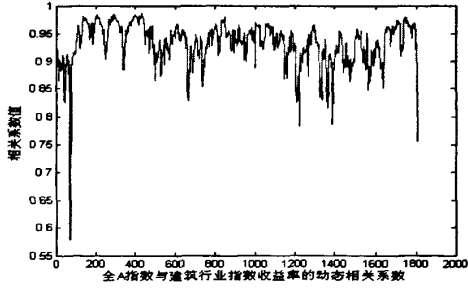
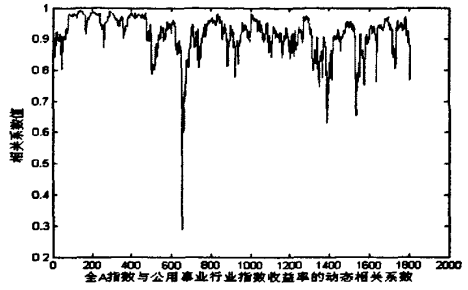
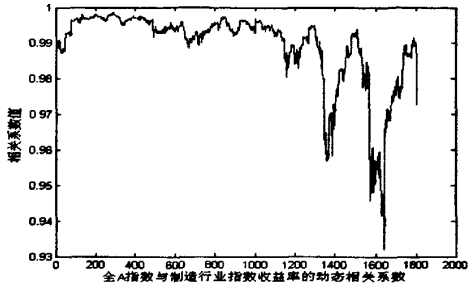
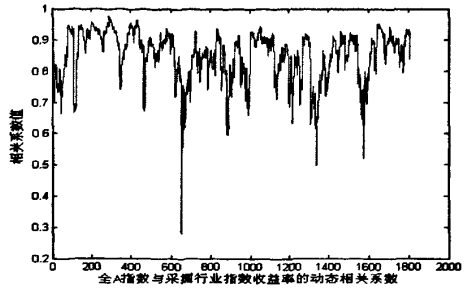
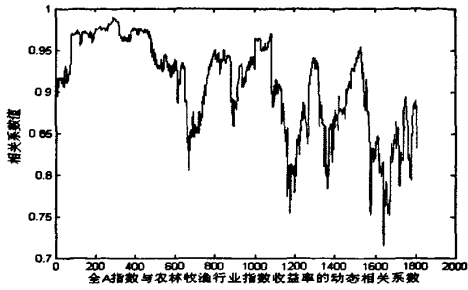
2、进行动态行业配置过程中未考虑到交易成本的影响因素，而且未对每次行业资产调整比例进行约束。

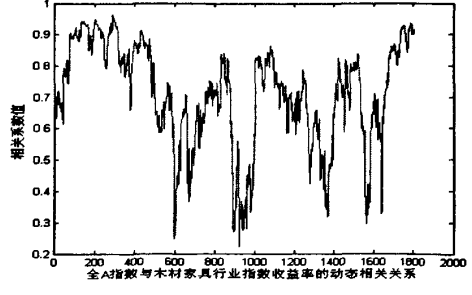
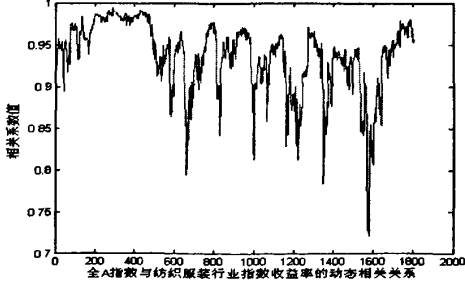
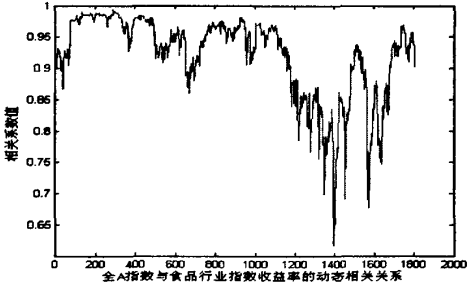
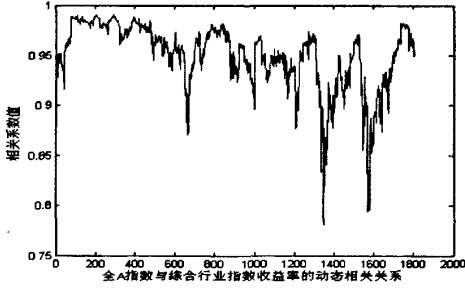
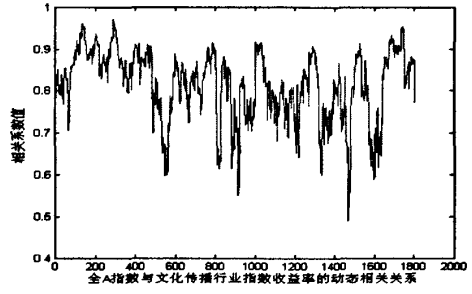
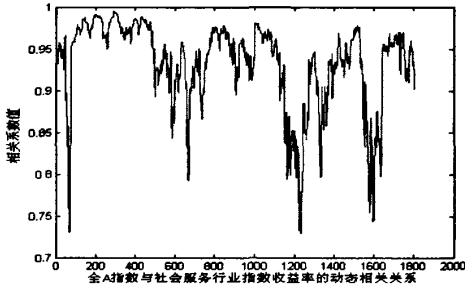
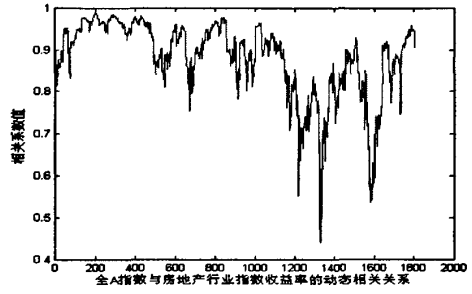
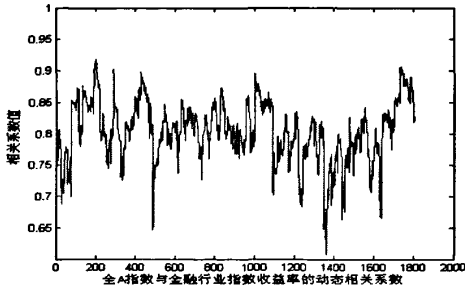
## 参考文献

- [1]郑木清.证券投资资产配置决策[M].北京:中国金融出版社,2003.6-29.
- [2]戴维·M.达斯特,李康(译).资产配置的艺术[M].上海:上海人民出版社,2005.3-75.
- [3]威廉·F.夏普,胡坚(译).投资组合理论与资本市场[M].北京:机械工业出版社,2001.146-176.
- [4]施东晖.投资组合模型综述[EB].<http://www.lionfund.com.cn/info.do?contentid=189>,2004-02-10.
- [5]Treyner, Black.How to use security analysis to improve portfolio selection[J].Journal of Business,1973,(1):73-86.
- [6]娄静,丁鲁明.量化行业资产配置研究:B-L模型在我国行业资产配置上的运用[R].海通证券,2008.
- [7]程仕军.极大化证券组合的投资收益率[J].系统工程,1994,12(4):7-10.
- [8]史本山,文忠平. $\beta$ 约束条件下的证券组合风险决策[J].预测,1996,(5):53-55.
- [9]杨辉煌.带有 $\beta$ 约束的收益率极大化证券组合优化模型[J].预测,1998,(4):49-51.
- [10]侯为波,徐成贤.证券组合投资决策的 $\beta$ 模型[J].应用数学,2000,13(3):25-30.
- [11]龙朝阳,王键,祝建军.改进 $\beta$ 约束的组合投资决策优化模型[J].预测,2001,(1):68-70.
- [12]胡达沙,吴炜.目标规划法在证券组合投资中的应用[J].运筹与管理,2004,(6):116-119.
- [13]刘正春,蒋福坤.最优证券组合投资 $\beta$ -模型的研究[J].温州大学学报,2005,18(2):13-16.
- [14]韩瑞娜,邢培旭.有交易费的 $\beta$ 值证券组合投资模型[J].中国科技信息,2008,(3):142-145.
- [15]马永开,唐小我. $\beta$ 值证券组合投资决策模型研究[J].数量经济技术经济研究,1998,(11):29-32.
- [16]马永开,唐小我.时变证券组合投资决策方法研究[J].预测,1998,(6):56-59.
- [17]马永开,唐小我.时变 $\beta$ 值证券组合投资决策模型研究[J].运筹与管理,1999,(12):37-40.
- [18]马永开,唐小我.基于因素模型的组合投资决策方法研究[D].电子科技大学,2005.
- [19]陈国华.基于 $\beta$ 值的分式效用函数投资组合选择模型[J].湖南人文科技学院学报,2008,(4):1-2.
- [20]郑木清.机构投资者积极资产配置决策研究[D].复旦大学,2003.
- [21]聂祖荣,雷泽,周晓忠.行业比较及配置方法研究[R].长江证券,2003.
- [22]宋曦.行业配置数量化研究之一:行业的动量与反转探索[R].联合证券,2007.
- [23]宋曦.行业配置数量化研究之二:基于一致预期的2008年行业配置[R].联合证券,2008.
- [24]宋曦.行业配置数量化研究之三:寻找增强组合收益的 $\alpha$ 生成器[R].联合证券,2008.
- [25]宋曦.行业配置数量化研究之四:寻找稳健的行业优化组合[R].联合证券,2008.
- [26]蒋瑛琨,杨喆.资产配置之B-L模型:实证篇[R].国泰君安证券,2008.
- [27]刘湘宁.行业配置数量化研究之五:行业超额收益与成长价值的关系[R].联合证券,2008.
- [28]Markowitz.Portfolio selection[J].The Journal of Finance,1952,(3):151-158.
- [29]曹志广,韩其恒.投资组合管理[M].上海:上海财经大学出版社,2005.67-92.
- [30]戴军,葛新元.数量化投资技术综述[R].国信证券,2008.

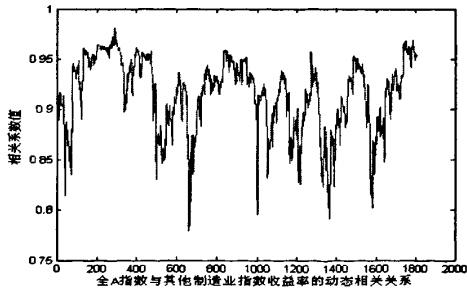
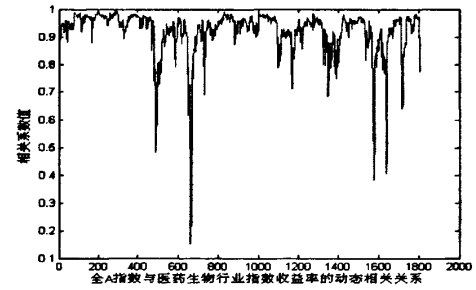
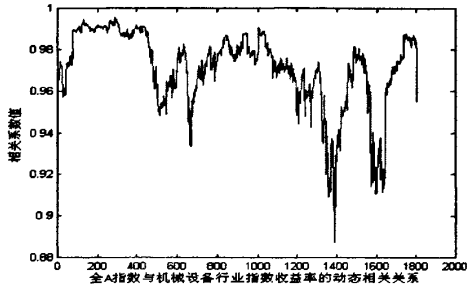
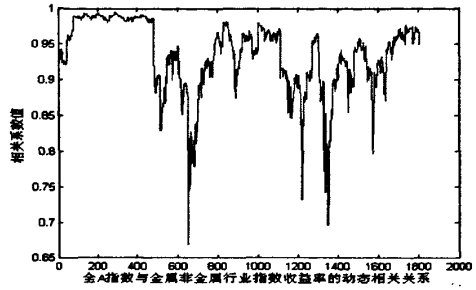
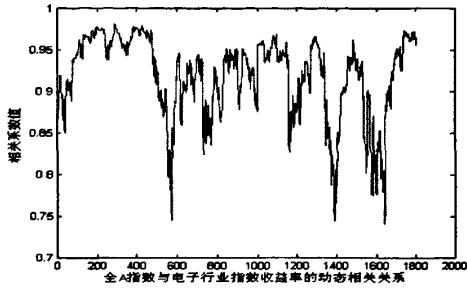
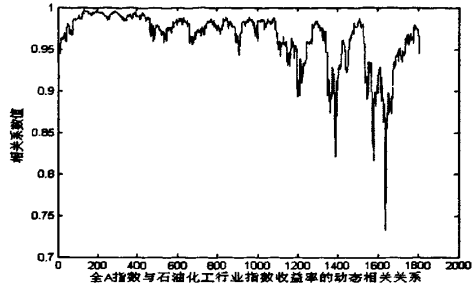
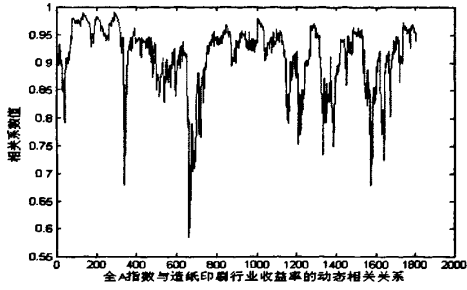
- [31]Blume, Marshall.On the assessment of risk[J].The Journal of Finance,1971,(3):1-10.
- [32]Black.Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing[J].The Journal of Business,1972,(45):444-454.
- [33]Brenner, Smidt.A Simple Model of Non-Stationary of Systematic Risk[J].The Journal of Finance,1977,(32),1081-1092.
- [34]Fabozzi, Francis.Stability Tests for Alphas and Betas over Bull and Bear Market Conditions[J]. The Journal of Finance,1977,(32),1093-1099.
- [35]Fabozzi, Francis.Beta as a Random Coefficient[J].The Journal of Financial and Quantitative Analysis,1978,(13),101-116.
- [36]Bollerslev, Engle, Wooldridge.A Capital Asset Pricing Model with Time Varying Covariances[J].The Journal of Political Economy,1988,(96):116-131.
- [37]Bollerslev, Engle, Nelson.ARCH Models[M].Amsterdam North-Holland: In Engle and McFadden,Handbook of econometrics, 1994.2959-3038.
- [38]沈艺峰, 洪锡熙.我国股票市场贝塔系数的稳定性检验[J].厦门大学学报(哲学社会科学版), 1999, (4): 62-68.
- [39]苏卫东, 张世英.上海股市  $\beta$  系数的稳定性检验[J].预测, 2002, (2): 44-46.
- [40]胡勤勤.中国股市  $\beta$  系数稳定性、时变性和影响因素的实证研究[D].厦门大学, 2004.
- [41]周少甫, 杜福林.上海股市时变贝塔系数的估计[J].统计与决策, 2005, (11):17-19.
- [42]苏治.跨期条件下  $\beta$  系数时变性研究[D].吉林大学, 2006.
- [43]陈学华, 韩兆洲.中国股票市场行业  $\beta$  系数的时变性[J].系统工程, 2006, (2): 62-67.
- [44]罗登跃, 王春峰, 房振明.深圳股市时变 Beta、条件 CAPM 实证研究[J].2007, (4): 102-109.
- [45]张世英.协整理论与波动模型-金融时间序列分析及应用[M].北京: 清华大学出版社, 2004.204-276.
- [46]Engle.Dynamic conditional correlation-A simple class of multivariate GARCH models[J].Journal of Business and Economic Statistics 2002,(20),339-350.
- [47]Engle, Sheppard.Theoretical and empirical properties of dynamic conditional correlation multivariate GARCH[C].UCSD.2001.
- [48]董秀良, 吴仁水.基于 DCC-MGARCH 模型的中国 A、B 股市场相关性及其解释[J].中国软科学, 2008, (7): 125-133.
- [49]张树德.金融计算教程-MATLAB 金融工具箱的应用[M].北京: 清华大学出版社, 2007.131-149.
- [50]高铁梅.计量经济分析方法与建模: EVIEWS 应用及实例[M].北京: 清华大学出版社,2005.126-199.
- [51]徐国祥, 檀向球.我国 A 股市场系统风险的实证研究[J].统计研究, 2002, (5): 37-40.

附录1 全A指数与各行业指数收益率间动态相关系数的趋势图

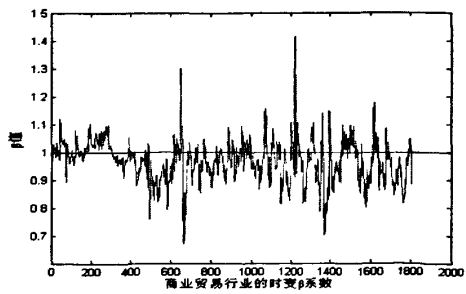
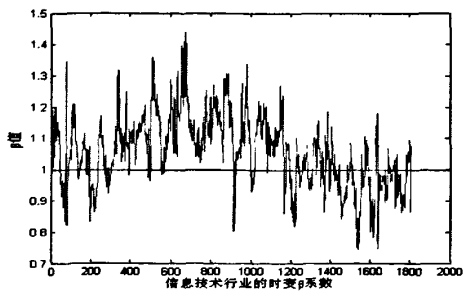
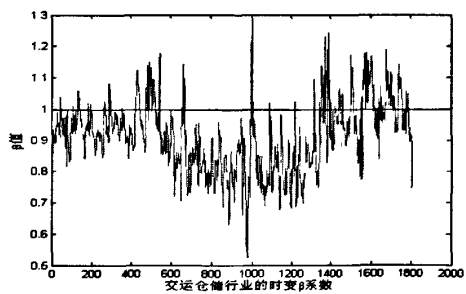
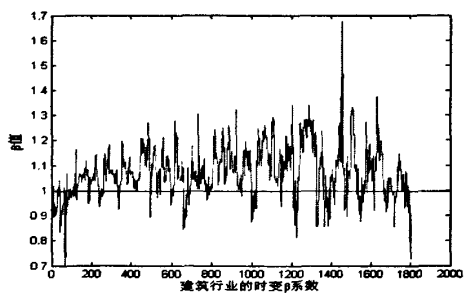
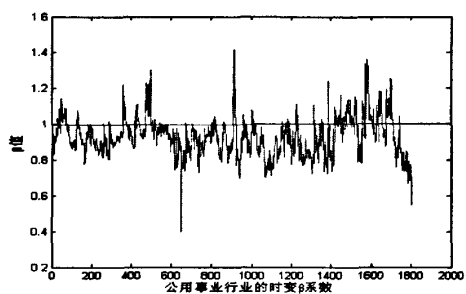
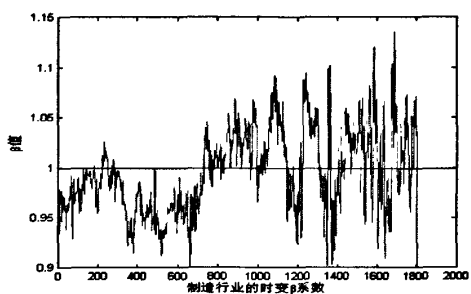
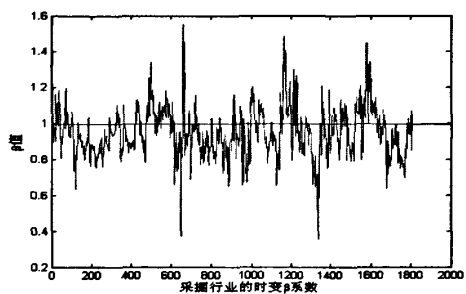
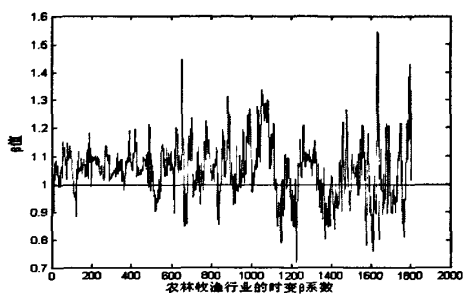




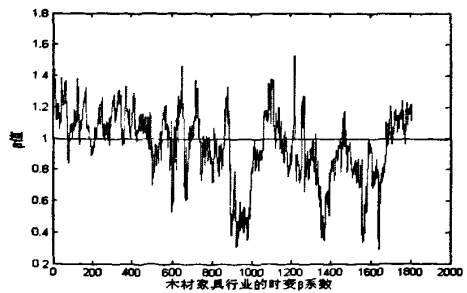
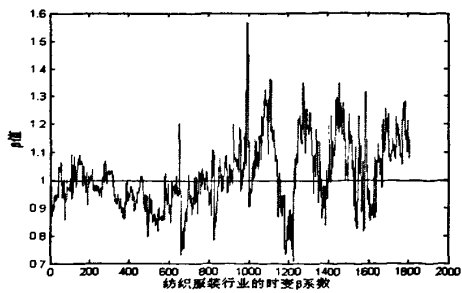
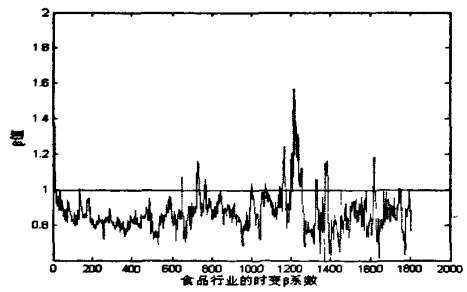
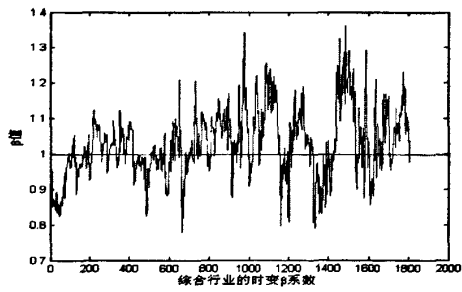
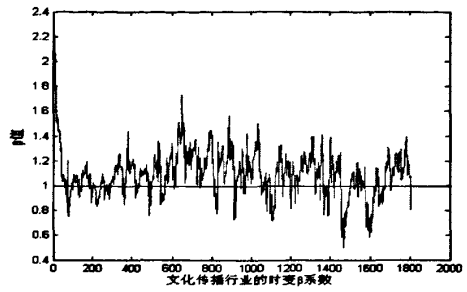
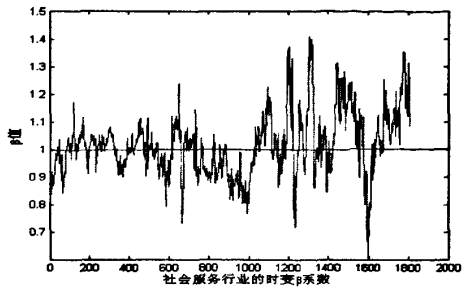
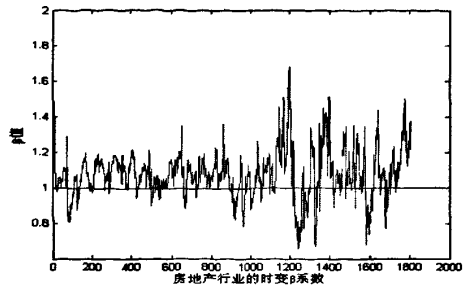
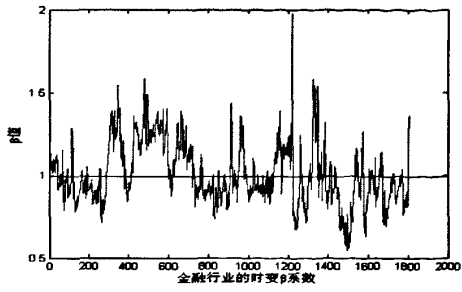
附录 I 全 A 指数收益率与各行业指数收益率的动态相关系数



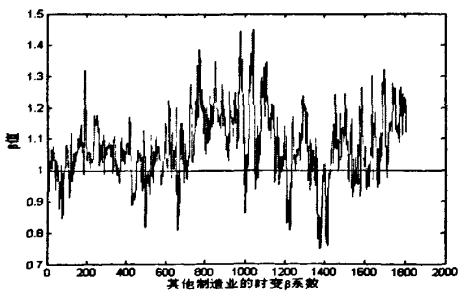
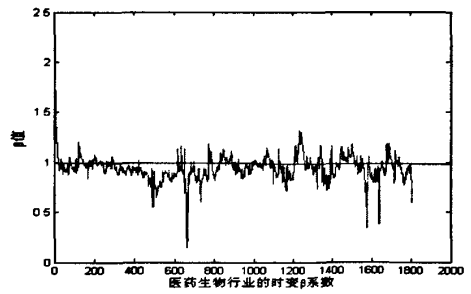
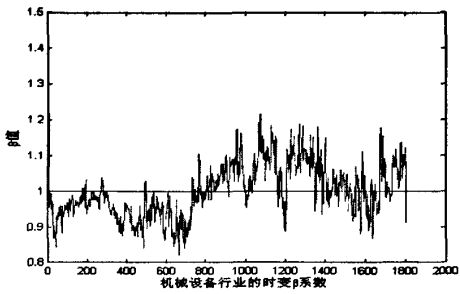
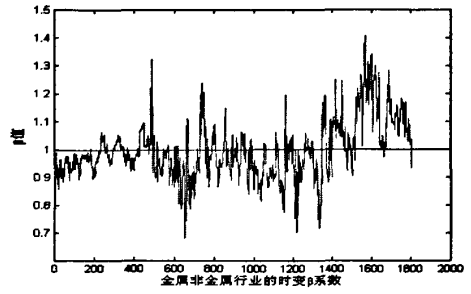
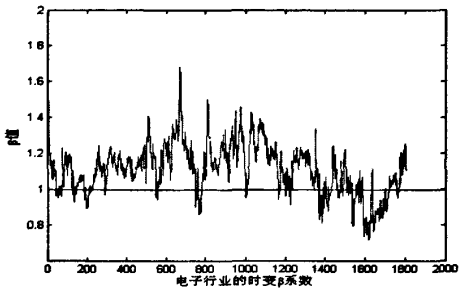
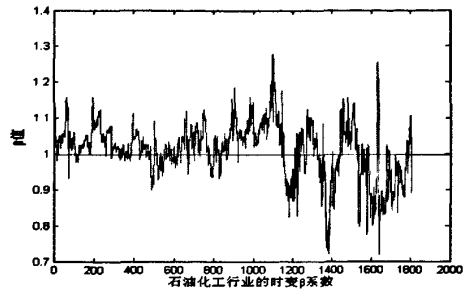
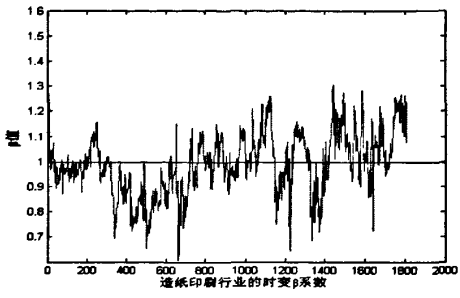
## 附录 2 各行业时变 $\beta$ 系数的趋势图



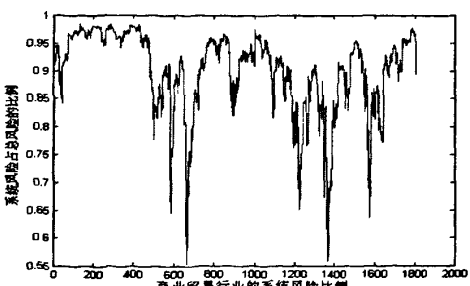
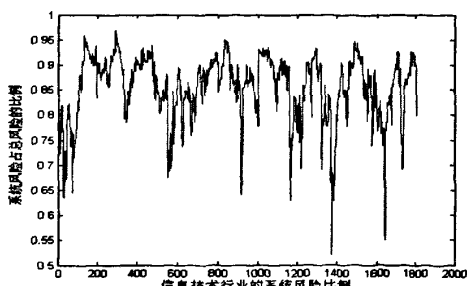
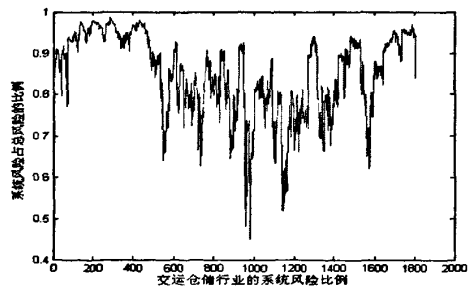
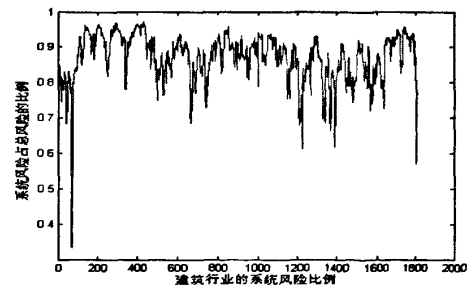
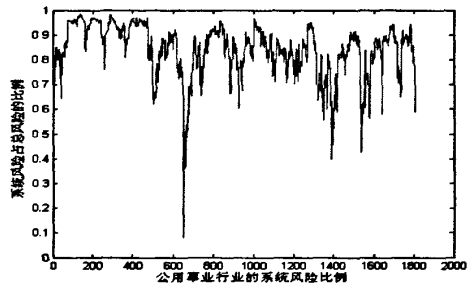
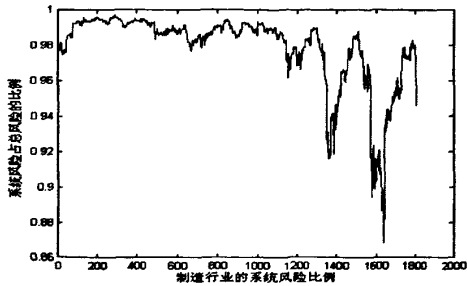
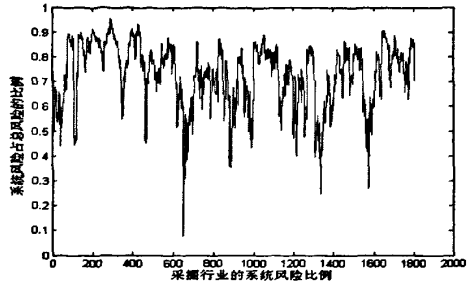
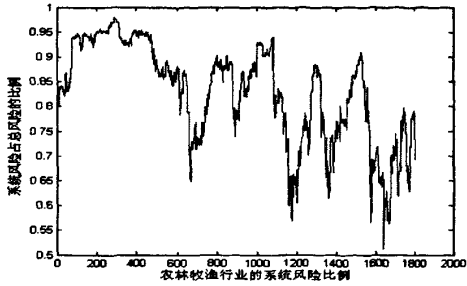
附录 2 各行业的时变  $\beta$  系数

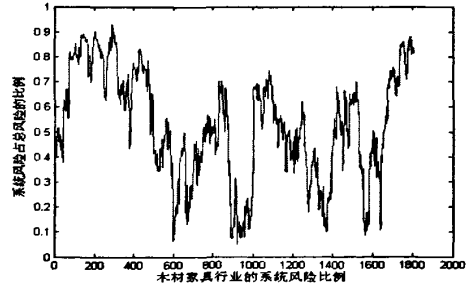
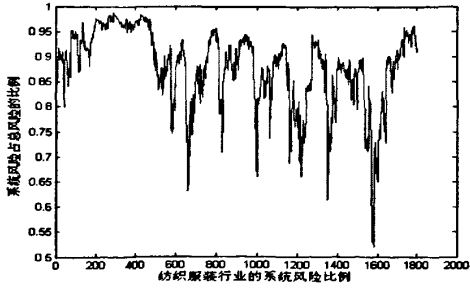
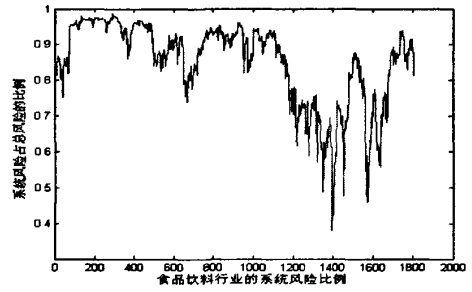
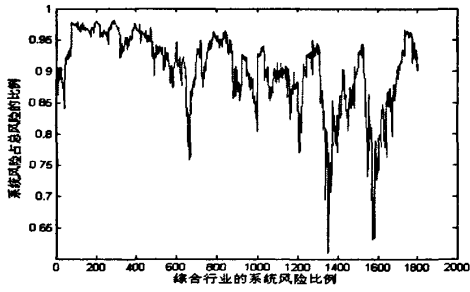
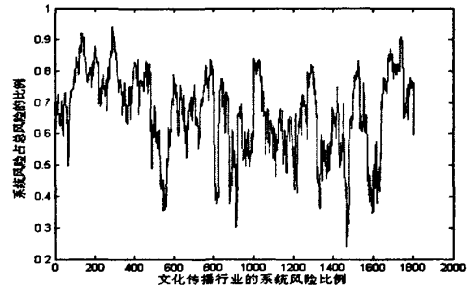
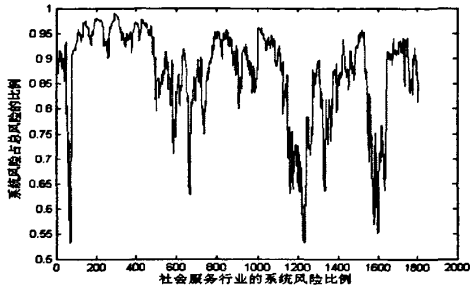
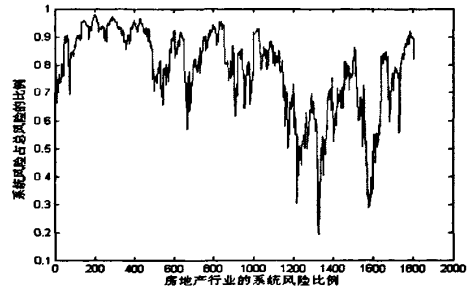
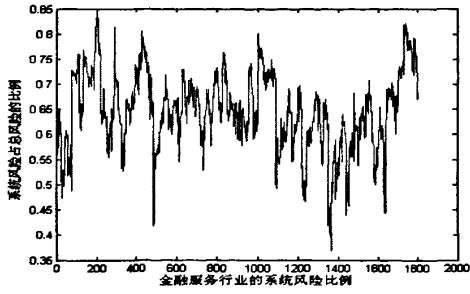




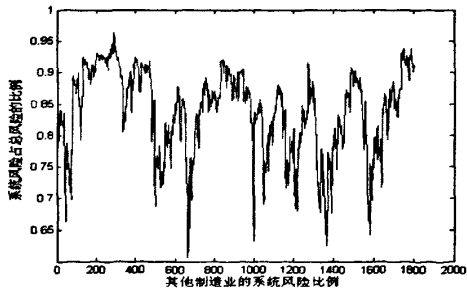
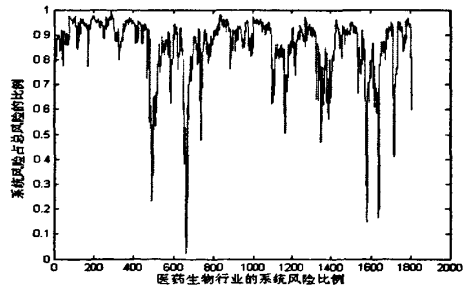
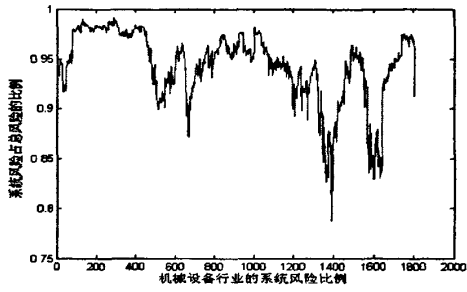
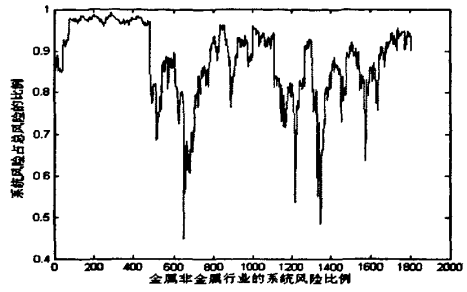
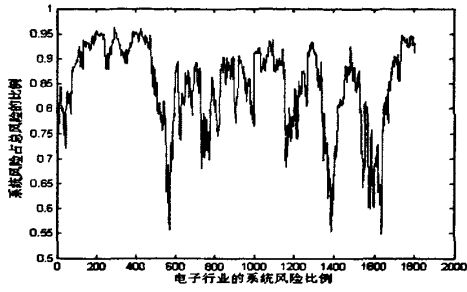
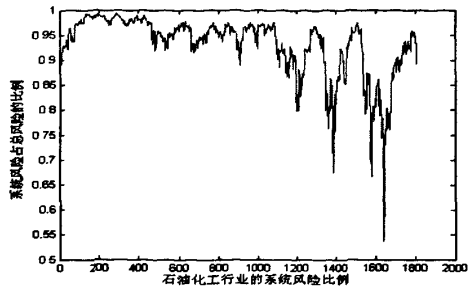
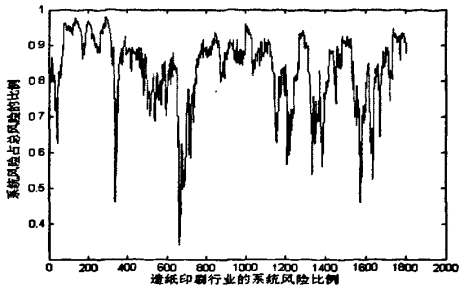


### 附录3 各行业系统风险占总风险比例的趋势图

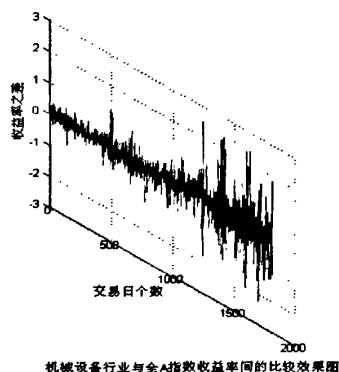
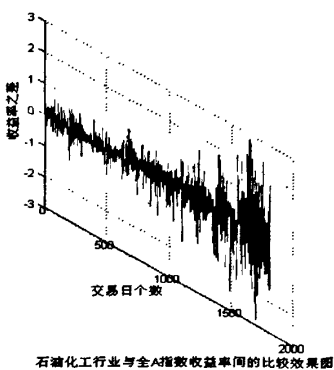
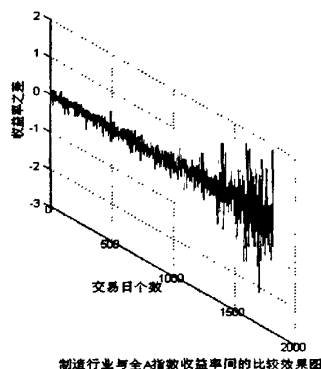
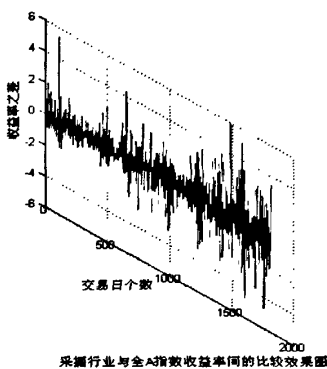
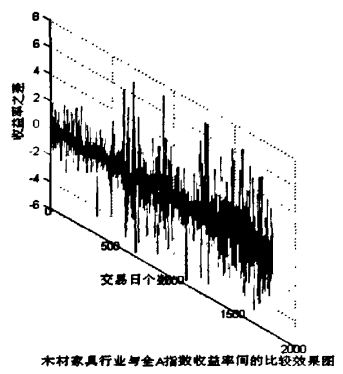
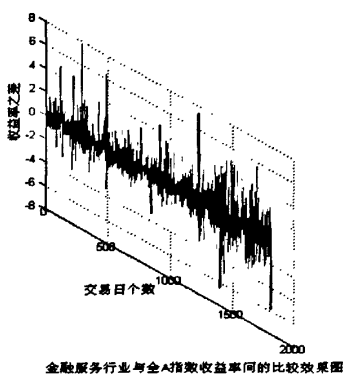




附录3 各行业系统风险占总风险比例的趋势图



## 附录 4 系统风险比例存在显著差异的几种行业指数与全 A 指数收益率间的比较效果图



## 附录 5 实证过程中相关的 Matlab 程序

```
% 标准化残差序列的 DCC 检验
[pval, stat]=dcc_mvlgarch_test(data,archP,garchQ,nlags)
% 计算动态相关系数
[DCC_parameters,DCC_loglikelihood,DCC_Ht]=dcc_mvlgarch(data,dccP,dccQ,archP,garchQ)
DCC_corr=squeeze(DCC_Ht(1,2,:))./(squeeze(sqrt(DCC_Ht(1,1,:))).*squeeze(sqrt(DCC_Ht(
2,2,:))))
% 计算系统风险比例
sriskprop=DCC_corr.*DCC_corr
% 计算时变  $\beta$  系数
beta=DCC_corr.*sqrt(indusvar./markvar)
% 计算行业配置权重及收益率
for i=1:t
    x(:,i)=linprog(-R(i,:),Beta(i,:),mean(Beta(i,:)),aeq,beq,lb,ub)
    r(i)=dot(R(i,:),x(:,i))
end
r=rot90(r,3)
```

## 致 谢

完成这篇论文既是对研究生学习阶段所积累知识的运用，又是一个不断汲取新知识并将其融会贯通的过程。在论文完成之际，首先要感谢我的导师陈志国教授的悉心指导，本论文从选题、撰写、修改、乃至定稿，都凝聚了陈教授大量的心血，导师渊博的知识、严谨的治学态度、对问题的深刻认识深深地影响了我，让我终生受益，在此特向陈教授致以最诚挚的谢意。

衷心感谢经济学院的顾六宝教授、李林杰教授、董正信教授、刘树教授、王会强教授、张明倩教授、金剑教授等，在校期间得到他们悉心教育和指导，我将终身不忘。

还要感谢统计系的所有同学以及我的好朋友们提供的真诚帮助。

最后要特别感谢我的父母及家人，他们对我的关心与支持是我不断前进的动力。