



中國人民大學
RENMIN UNIVERSITY OF CHINA

不同频率波动率对股票收益率影响研究
——基于改进后的 CAPM 模型

沈政	2015100701	学硕三班	财政金融学院
夏森华	2015100698	学硕三班	财政金融学院

不同频率波动率对股票收益率影响研究

——基于改进后的 CAPM 模型

摘要：本文借鉴 Fama-French 三因子模型部分思想和 Adrian、Rosenberg 提出的均衡下的资产定价约束条件，在 CAPM 模型中引入股票市场长期波动率和短期波动率作为额外的解释因子，形成改进的 CAPM。我们利用改进后的 CAPM 对中国 A 股市场进行了实证研究。研究发现，短期波动率和长期波动率对股票组合收益分别有着反向与正向的影响，但是这些影响仅针对一定特征的股票组合。同时，我们还发现，在 5x5 的设置下，相较于 Fama-French 三因子模型而言，使用改进后的 CAPM 可以对中国 A 股市场股票组合投资收益率进行更好的解释。

关键词：波动率分解；Fama-French 三因子模型；CAPM

一、引言

股票投资组合的收益率由何种因素决定是市场经久不衰的研究话题,对该问题的研究是资产定价领域研究中的重要议题。股票投资时间经验和对交易数据的分析能够丰富和完善定价理论,某些投资策略长期获得超额收益促使学者们不断完善理论体系,修改定价模型,从而提升资本市场的定价效率并形成交易策略。价值投资策略注重对财务报表和盈利能力的分析以及企业经营状况和管理能力分析,其在投资实践中长期获得超额回报使其在全球备受推崇,基于公司价值和成长性的价值策略(value strategy)长期以来的超额收益挑战着Fama-French三因子模型的有效性。

资产定价模型的解释能力一般因资本市场发展水平而异,因为资产定价模型大多是以美国成熟的股票市场的数据为样本进行分析的,就新兴资本市场而言,投资者交易理念、信息环境等与成熟股票市场存在较大差异,这些因素通过交易过程影响着资产定价机制。Morck等(2000)认为,对于新兴的股票市场而言,系统风险仍是主导风险。Griffin(2002)发现三因子模型对于不同国家股票市场的解释能力有所差异,田利辉等(2014)发现我国的定价因素与美国市场经验有较大差异。本文主要借鉴了部分Fama-French三因子模型的思想,在CAPM模型的基础上做出改进,并对我国A股市场投资组合定价进行了实证检验。我们发现不同频率的市场波动对A股投资组合收益率的影响是不同的,而且同一频率的市场波动对不同的投资组合收益率的影响也是不同的。

基于此,本文的结构安排如下:首先,第一部分,我们梳理了一下CAPM模型的演变以及国内外学者对于市场波动率的研究;第二部分,我们尝试估计出中国股市的不同频率的波动率;第三部分,我们将不同频率的波动率引入CAPM模型中,对中国A股市场投资组合收益率进行解释;第四部分,我们进行了一些稳健性检验;第五部分是我们对于文章的总结。

二、文献综述

(一) CAPM 模型的发展

资产定价模型一直是金融研究中的热点课题,在诸多学者的持续推进下,定价模型本身也在不断演变。CAPM模型是其中很多模型的基础,该模型是由Sharpe(1964),Lintner(1965),Mossin(1966)在Markowitz(1952)有效组合理论基础上,基于一系列假设推导出的单因子模

型。模型中只有一个风险因素即市场风险，投资者对市场风险给出收益率补偿。尽管 CAPM 模型对资产定价理论和实务方面的影响巨大，被当做资产定价的基准，但该模型在理论或实证层面都存在缺陷，比如模型假设投资者同质性的期望、无风险资产的存在、市场无摩擦、没有交易成本等严格的假设条件使得模型在解释实际问题方面应用首先，因此后续研究者在这一经典模型基础上进行了不断的改进，在此过程中形成的研究成果主要可划分为静态 CAPM 和动态 CAPM 两个方向。

静态 CAPM 方向的研究主要是在原 CAPM 模型市场超额收益单一定价因子的基础上加入其它的定价因子，早期的学者 Brennan (1970) , Litzenberger and Ramaswamy (1979)以及 Black and Scholes (1974) 分别在模型中加入了税收政策、投资者的融资约束以及企业股利政策因素对股票的收益率形成进行了解释。

既然原 CAPM 模型严格的假设限制了其实际应用，当然就有很多学者尝试着放松模型假设以推进研究。其中，由于投资者同质性期望假设的存在，所有的投资者都会投资同样的资产组合，这就会导致组合风险和收益存在显著的关系，然而显然不符合现实的假设。Lee et al. (1990)检验了投资者投资期限异质性对 CAPM 模型的影响，并提出了一个新的模型来估计风险和收益之间的关系。他们的研究中提到，很多与传统 CAPM 模型并不相符的实证检验结果都是由于忽略了观察到的数据时限与实际投资期限的差别，从而导致对于 CAPM 模型的错误设定引起的。在原有研究的基础上，Levy et al. (2006) 再次放松了消费者同质性期望的假设，检验了在消费者期望异质性的情况下 CAPM 模型对于实际情况的解释力。研究发现在投资者期望异质性的市场中，市场中存在数量巨大的投资者和近乎无限的风险资产，CAPM 模型阐述的风险和收益之间的关系仍然成立，得到了实证方面的支持。

CAPM 模型的另一个发展方向是动态多期模型。Merton(1973)放松了原模型中单期的假设，发展了随机模型下的 CAPM 模型，研究表明任务资产的期望收益率都是由多因子的连续时间 CAPM 模型简化而来。Breedon (1979)在 Merton 的框架下也进行了多期随机投资机会的 CAPM 模型研究。在他们的多期模型中，主要的结论都来自于投资者平滑消费的行为。为了最大化效用，投资者会在各期间平滑资源分配，在不同期间内调整所要求的金融资产的收益率。比如，投资者预期到在某一期的收入会下降，那么他就会选择将财富调整到该期，尽管需要接受较低的利率，即资源调整的成本较高。Merton 和 Breedon 放松了 CAPM 单期模型的假设，引入跨期资源配置的因素，推进了资产定价模型并且也更符合实际情况，但是他们的研究也是有缺陷的，提出的模型仅仅集中于需求层面，从投资者资产需求的角度，而没有从资产供给的角度考虑。

Black(1976) 检验了金融市场上对于个人投资行为冲击带来的影响，假设投资者的理性预期并在静态资产定价模型中加入供给方面因素的影响，他建立了一个新的资产定价模型，其中包括了多层次消费者和对于可交易证券供给的考量，这是对 Merton 原有模型的扩展，同期 Grinols(1984) 也进行了类似的研究。

在放松模型假设，推进动态资产定价模型研究的同时，也有学者对模型中价格产生的假设，均衡的存在与否提出了质疑。正如同 Hart(1974)所言，现有的定价模型在对资产进行定价时都至少是假设均衡的存在，然而事实却未必如此。并且，很多关于静态 CAPM 模型的实证研究都假设 β 值在不同时期保持不变，并且以价值为权重的所有股票组合收益率就能指代整个市场财富的回报。这些都是模型中不合理的假设，剔除了这些假设，市场均衡是否存在，根据定价模型确定的价格是否是均衡价格都是一个未知的问题。

表 1 CAPM 模型的演变	
模型	研究成果
The Original CAPM	CAPM
The Static CAPM(single-period)	No Riskless Asset
	Dividend and Taxiation Effect Models
	Skewness Effect Model
	Equilibrium Models with Heterogeneity Investment Horizon
	Equilibrium Models with Heterogeneity Beliefs and Investors
	Liquidity-based Models
The Dynamic CAPM(multi-period)	Intertemporal CAPM: Merton model
	intertemporal CAPM: Consumption-based Models
	intertemporal CAPM: Production-based Models
	Supply-Side Effect Models
	International CAPM

也正是由于这些原因，学界形成的一个共识在于静态 CAPM 模型不能很好的解释资产的收益率。因此，Fama 和 French（1992,1996）提出了针对股票期望收益率的三因子模型，掀起了关于股票收益率定价因子的讨论。Sharpe (1998)指出，可能决定股票收益率的因素不如当前学者所提出的那么多，但绝对不止市场超额收益率一个，简洁的阐述了 CAPM 模型的缺陷所在。

Fama-French 的三因子模型结合了此前的研究，在 CAPM 的基础上加入了解释企业市值

效应的因子 **SMB** 和估值因素的因子 **HML**，利用美国股市的数据进行了实证研究，表明企业规模和估值因素对股票收益率有着显著的影响，在此研究的基础上，将模型扩展到全球市场，利用全球市场数据与 **CAPM** 模型进行了对比，发现三因子模型的解释能力更强。该模型也因此受到了市场的广泛关注。其他国家的学者也利用三因子模型对本国市场的情况进行研究，**Griffin(2002)**用日本、英国和加拿大的数据检验三因子模型，发现数据能够有效解释股票组合回报的差异，但使用本国的三因子模型要比使用全球市场的三因子模型解释力更好。

也有许多学者利用实证方法检验 **CAPM** 模型在我国市场的情况，**靳云汇、刘霖（2001）**利用 1997-2000 期间数据采用多种方法对这一模型进行了检验，研究发现，无论是否存在无风险资产，都不能否定用以代表市场组合的市场综合指数的“均值---方差”有效性。但是，股票收益率不仅与 β 之外的因子有关，而且与 β 之外的关系也不是线性的，说明 **CAPM** 并不适用于近年的中国股市。其主要原因可能在于市场不完善、过度投机、以及政府政策对市场的巨大影响等方面。另外，股票和股票资产组合的 β 系数不稳定也可能是一个重要原因。同一时期，**阮涛、林少宫（2000）**利用上海股票市场的数据对 **CAPM** 模型进行了检验，研究结果发现我国的股票市场存在典型的庄家操纵价格的行为，是一个典型的政策市场，政策干预力度大，影响显著，小盘股价格波动大于大盘股价格波动的效应，存在明显的日历效应，股票价格波动由于各方面的影响产生异常。而 **CAPM** 模型最看重的就是市场上所有资产的收益率服从多元正态分布，这与 **CAPM** 模型不一致，说明上海股票市场不符合 **CAPM** 模型。在**邹舟、楼百均（2013）**的研究也得出了类似的结论，股票预期收益率和系统风险之间不仅不存在正相关关系，而且也不存在线性关系，除了系统性风险外，非系统风险在解释股票收益上也具有一定的作用。

随着我国法律、监管等制度的不断完善，学界对于 **CAPM** 模型在我国资本市场的有效性检验的结论也出现了一定的分歧。**朱顺泉（2010）**采用上海资本市场交易数据对资本资产定价模型的适用性进行了检验，研究结果发现 2003 年 8 月 1 日至 2006 年 7 月 31 日期间，上海资本市场股票组合的平均超额收益率与其系统风险之间存在正相关关系，与非系统风险不存在显著的线性关系，基本符合标准形式的 **CAPM**，这与国内许多学者对 2001 年以前中国资本市场 **CAPM** 的实证检验结果不太一致。**田丁石、肖俊超（2012）**基于股票历史 β 值、异质波动风险、股票价格和公司规模四种分组模式，以 2007 年 7 月至 2011 年 7 月沪深股票为研究对象，实证结果发现，利用历史贝塔值分组，沪市和深市均基本符合 **CAPM** 模型，但在其他分组模式下，沪深两市存在不同程度的横截面异象。此外，本文还引入流动性补偿因子的改进 **Fama-French** 模型验证了以上结果，发现两个市场的结论并不一致。沪市规模效

应和“价格效应”等横截面异象完全可以由规模补偿效应、价值溢价因子和流动性补偿因子解释。对深圳证券市场而言，异质风险溢出可以由规模补偿因子和流动性溢价因子所解释，“价格效应”主要由规模补偿效应造成，而流动性溢价效应并不是规模报酬溢出的成因。

除了对于 CAPM 模型适用性的验证之外，也有学者结合实际数据对不同模型在解释我国市场的有效性方面进行比较。Fama-French 在三因子模型的基础上增加了 RWA（盈利因素）和 CMA（投资因素）两个代表公司盈利能力和投资水平的因子，发现原模型中 HML 成为冗余变量，说明在美国市场上五因子模型更有解释力。而赵胜民、闫红蕾（2016）通过对我国 A 股市场交易数据和财务数据的实证分析发现我国股市市值效应和价值效应明显，而 RWA 和 CMA 两个因子无益于诠释股票组合的回报率。与美国市场的经验相反，三因子模型更适合我国，因子定价模型的有效程度因市场发展水平和投资理念有关。

除了企业自身因素，市场因素也会对股票的收益率产生影响，其中很重要的一个因素就是市场波动率，作为资产定价模型扩展的一个重要方面，许多研究对市场波动率如何影响股票收益在多个方面进行了阐释。

（二）波动率因子研究

在资产定价模型的诸多因子当中，波动率作为其中之一，在早期就受到了学界的关注。Kenneth R. French, Richard Roll(1986) 研究了波动率的形成，波动率可能是由于交易阶段的公开或私人信息导致，也有可能是交易过程中的错误定价形成的，从具体层面说明了波动率与股票收益率之间的关系。在说明了波动率形成原因之后，通过美国金融市场数据发现股票的超额收益率与市场的预期波动率有显著的正相关关系，而未预期到的波动率则与之呈现负相关关系(Kenneth R French, G Williams Schwert Robert, 1987)，初步说明了波动率与股票收益率之间的关系，也为后来将波动率作为定价因子纳入到资产定价模型中提供了基础。

后来的学者展开了波动率对股票收益率的影响研究，Degennaro, Richard T Baillie(1990) 在文章中利用 GARCH 模型进行了检验，结果发现波动率与股票平均收益之间的关系很弱，表明投资者在进行投资决策的时候并不需要考虑太多的波动率因素，这与早期(Kenneth R French, 1987) 的研究结论不同。除了横截面的收益率研究，John Y. Campbell, LudgerHentschel(1991)则研究了在不同期间内，波动率大小对股票收益率分布的影响，研究表明波动率放大了股票的收益离散度，使得收益率分布呈现尖峰厚尾的形态，在这种收益率形态下更有可能发生市场危机，为波动率对整个市场的影响提供了理论说明。

除了对发达资本市场的研究，也有学者将眼光投向了不成熟但空间更大的新兴市场，由于新兴市场之间各自的异质性更强，首先需要考虑的问题是，不同市场波动率之间有着怎样的差异。Bekaert, Geert, Harvey, Campbell R(1997) 在他们的研究中对这一问题进行了解答，发现波动率在不同的新兴市场有差异，尤其是在考虑到资本市场改革的限制。研究发现资本市场自由化会增加本地市场与世界市场收益率的相关性，但并不会提高本地市场的波动率。Shin, Jaeun(2005) 利用 IFC(International Finance Corporation)新兴市场数据库对波动率和收益率之间的关系进行了研究，采用了参数和半参数的 GARCH 模型，发现在新兴市场中期望收益率与市场波动率存在正向但并不显著的关系。

在研究确认了波动率会对股票收益产生影响之后，就有学者尝试着将波动率加入到资产定价模型中，并与常用的定价模型进行对比，说明加入了波动率因子的模型是否有着更强的解释力。Rosenberg, Tobias Adrian And Joshua(2008) 将市场波动率分解为长期和短期成分，发现价格与两种波动率都呈现负向关系，结果表明投资者为波动率购买了保险，为规避高波动率支付了成本，尽管这种波动率并不具有很强的持续性。短期波动率解释了市场偏度风险，将其解释为对于金融约束程度的测量。长期波动率与商业周期风险有关。加入波动率的三因子模型比原始的三因子模型解释效果更好。Yuming Wang, Jinpeng Ma(2014)结合美国市场 1963-2010 年的数据利用 Fama-MacBeth 回归分析方法发现了波动率与收益率之间存在显著的正相关关系，利用波动率将股票分成两个投资组合，发现两组资产之间的收益率有着显著的差别，并且这种差别不能被常用的企业规模、价值和动量因素解释，流动性、风险厌恶效应等因素也无助于解释这种差异。说明了波动率因子对股票收益率有着独立且显著的解释力，并且不能被其他因素所替代。

由于我国资本市场发展相对缓慢，学术研究起步也相对较晚。胡大春、金赛男(2007)研究了基金持股比例与股票收益波动率之间的关系，文章采用动态面板数据模型对 1999 年到 2004 年 A 股市场进行了分析，发现随着基金提高其持股比例，其对应的股票收益的波动率在减小，起到了一定稳定股市的作用，说明随着我国资本市场在成熟，市场波动会逐渐减小。

杨华蔚，韩立岩(2009)则是对我国市场高特质波动率有异常低横截面预期回报现象进行分析，验证了特质波动率异常收益对各种风险因子以及非流动性、交易成本、信息延迟度等市场摩擦的稳健性。研究发现，与成熟市场不同，特质波动率异常收益与构造投资组合的权重无关，控制换手率的影响会减弱特质波动率对收益回报的解释能力，这可能是由于证券市场存在大量散户投资者以及卖空机制的缺失等因素导致。左浩苗、郑鸣、张翼(2011)同样对这个问题进行了研究，发现我国股票特质波动率与横截面收益率存在显著的负相关关系，但

在控制了但在控制了表征异质信念的换手率后,这种负相关关系消失了。这种现象的产生主要是因为是在卖空限制和投资者异质性的共同作用下,资产价格会被高估从而降低未来的收益率,造成了中国市场上的特质波动率之谜。

在对整个市场收益率特征方面,李静(2012)通过模拟描述了沪深 300 指数的波动率特征,分析了从 2008 年 3 月 10 日至 2011 年 1 月 07 日股票市场日收益率数据,结果表明我国股市高频价格序列和高频收益率序列都具有明显的尖峰厚尾、非正态分布、波动聚类时间序列特征。也有学者从波动成分结构方面进行研究,彭齐超、梁柱(2014)利用 2003 年 12 月至 2010 年 12 月 A 股和 H 股的指数收益率数据,采用 ARJI-Trend 模型,识别中国 A 股与中国香港 H 股的波动结构成份:长期波动、短期波动和跳跃波动,在此基础上,比较研究两个市场波动结构的差异及风险溢出成份。研究发现,两个市场存在高度持续性的长期波动,H 股的短期波动和 A 股的跳跃波动在自身总波动中均占有较高比重,且两个市场间存在双向的短期波动溢出及 A 股对 H 股的单向长期波动溢出,两个市场的投资者对异常事件的判断存在异质性。

诚然,不仅仅是 A 股和 H 股,我国内地沪深两市不同板块的股票之间收益率特征也可能存在差异。David G. McMillan, Pornsawan Evans(2014)针对这一问题进行了研究,研究首先揭示了我国市场上波动率的持续性,但是波动率却呈现出不对称的特点。另外,上海和深圳主板市场波动率和收益率有正向的关系,但是中小板市场却呈现负相关关系,更具体的来说,我国市场中大企业股票波动率和收益率有正向关系,但是小企业则相反,呈现出负向关系,这与传统的风险厌恶假设相悖。研究所揭示出的有趣结论也表明了我国市场上股票波动率与收益率之间的关系研究大有可为。

三、市场波动率分解与 Component GARCH 模型

(一) Component GARCH 模型

研究市场风险的相关文献表明市场总体波动率可以分解成不同频率的波动 (Engle 和 Lee (1999))。在此之后,诸多研究结果表明将波动率分解为两部分的模型在解释股票市场波动性方面比单一成分波动率模型效果更好。另外,加入了两部分波动率的模型在期权定价方面也体现出了优势 (Christoffersen, Jacobs, and Wang (2006))。

为了得到市场的长期波动和短期波动数据,我们尝试使用 Engle 和 Lee (1999)提出的

Component GARCH 模型对市场总体波动率进行分解。

我们假定股票收益过程是一个有不可测信息集控制的随机过程，投资者对市场信息产生预期并影响其投资决策和股票价格，从而股票收益率数据是信息集的最好代理。假定 $\Phi_{t-1} = R_{t-1}^M, R_{t-2}^M, \dots, R_1^M$ 是 t 时刻市场历史收益率的信息集，则 t 是的市场收益表示为为下列过程：

$$R_t^M = \mu + \sum_i^m \phi_i R_{t-i}^M + \sqrt{\sigma_t^2} \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim NID(0,1) \quad (1a)$$

在一般的 GARCH 模型中，给定信息集 Φ_{t-1} ，式(1a)中的条件波动率 σ_t^2 由如下的 GARCH(p,q)模型控制：

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_i^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_i^q \beta_i \sigma_{t-i}^2$$

而 Engle 和 Lee (1999)提出的 Component GARCH 模型，将条件波动率分解为长期波动率和短期波动率，具体如下：

$$\sigma_t^2 = l_t + \sum_{j=1}^q \alpha_j (\varepsilon_{t-j}^2 - l_{t-j}) + \sum_{j=1}^p \beta_j (\sigma_{t-j}^2 - l_{t-j}) \quad (1b)$$

$$l_t = \omega + \rho l_{t-1} + \phi (\varepsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2) \quad (1c)$$

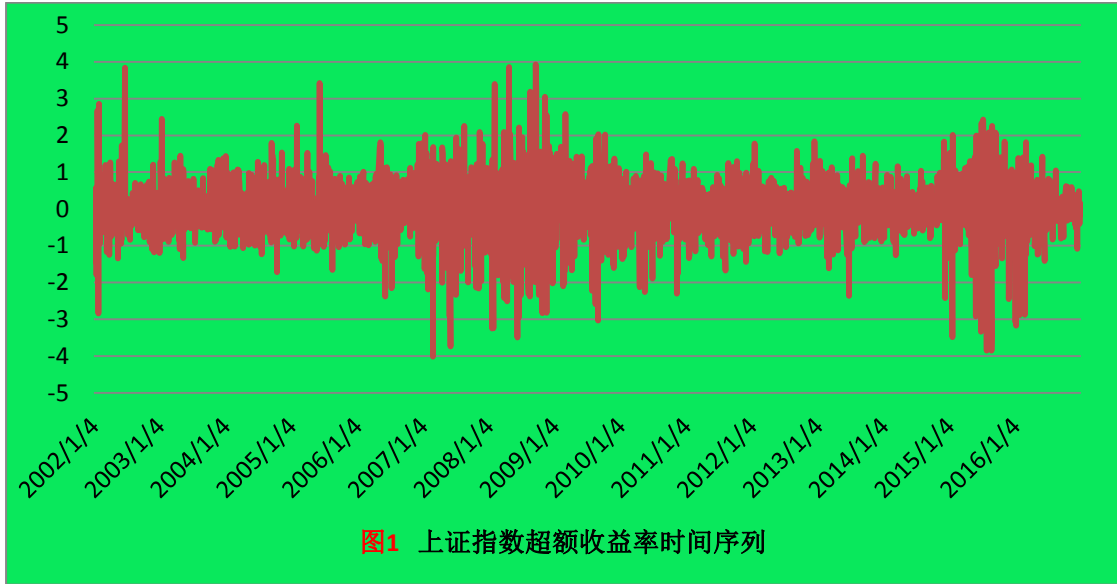
$$s_t = \sigma_t^2 - l_t \quad (1d)$$

其中， l_t 和 s_t 分别表示市场的长期波动率和短期波动率。从式(1b)、(1c)和(1d)可以看出，长期波动率 l_t 的均值回复速度取决于 ρ ，而短期波动的持续性取决于 $\sum (\alpha_i + \beta_i)$ 。依据时间序列平稳性要求，一般需要同时满足 $\rho < 1$ 和 $\sum (\alpha_i + \beta_i) < 1$ ，才能保证长期波动率和短期波动率序列的平稳性。

（二）波动率不同成分的估计

我们使用了股票市场日度超额收益率估计我们的波动率模型，而使用日度数据主要是为了提高估计的精度（Merton(1980)）。关于市场收益率，我们使用的是上海证券综合指数的日收益率作为其测度，用 1 个月的中债国债到期收益率作为无风险利率的代理变量。考虑到数据的可获得性，我们使用从 2002 年 1 月 4 日到 2016 年 12 月 30 日的数据对波动率模型进行估计，其中 p、q 都取 1，即我们估计的模型是 Component GARCH(1,1)模型（Engle 和 Lee(1999)）。

图 1 给出的是从 2002 年 1 月 4 日到 2016 年 12 月 30 日的上证综指日度超额收益率，而表 1 的 Panel A 给出市场超额收益率的描述性统计，Panel B 展示的是波动率模型的估计结果。



从 Panel A 的收益率平方的自相关性检验(Ljung-Box Test)结果来看，上证综指的波动具有集聚特点，一个时期的高波动会引起下一时期的高波动，用 GARCH 方差结构来描述这种现象是合适的。同时，Panel A 中偏度、峰度以及 Jarque-Bera 检验都说明上证综指的超额收益率分布都存在尖峰厚尾，偏离正态分布。

从 Panel B 的对波动率模型的估计结果来看，首先，Ljung-Box 统计量对标准化残差平方的序列自相关的检验结果显示，不能拒绝无自相关的假定，因此，GARCH(1,1)足够捕捉波动集聚的性质。其次，从各参数的显著性来看，所有参数都在 1% 的显著性水平下显著。最后，从稳定性约束条件来看， $\alpha_1 + \beta_1 = 0.100438 + 0.831840 < 1$ ，并且 $\rho = 0.995167 < 1$ ，即参数的估计值满足波动的稳定性要求。进一步，我们对 $\rho = 1$ 的进行检验，结果显示长期波动是平稳的。虽然，从数值上看，似乎长期波动和短期波动的持续性都比较高，这一点与彭齐超和梁柱(2014)利用 ARJI-Trend 对上证综指的估计结果类似。但是粗略的计算显示，短期波动持续 65 个交易日后基本消失了，而长期波动却可以持续 950 个交易日 ($\ln(0.01)/\ln(0.100438 + 0.831840) = 65.672$ 和 $\ln(0.01)/\ln(0.995167) = 950.555$)，这说明短期波动的持续性并不高，而长期波动则有较高的持续性。从 $\alpha_1 = 0.100438$ 以及显著性来看，市场收益率波动的冲击对于短期波动是有显著影响的，但这种影响持续不长，大约只有 2 个交易日 ($\ln(0.01)/\ln(0.100438) = 2.004$)。

表 2 市场超额收益率的描述性统计与 Component GARCH 模型回归结果				
Panel A:市场超额收益率的描述性统计				
平均值	中位数	标准差	偏度	峰度
0.0076	0.027	0.724	-0.410	4.170
Jarque-Bera test:	statistic	p-value		
	5789200	2.2e-16		
Ljung-Box Test:	lags	statistic	p-value	
收益率	30	106.65	1.606e-10	
收益率的平方	30	46.705	0.02659	
Panel B:波动率模型估计结果				
	Coeff	Std. Error(Robust)	t-value	Pr(> t)
mu	0.031917	0.011776	2.7103	0.006723
omega	0.002957	0.000991	2.9852	0.002834
alpha1	0.100438	0.007710	13.027	0.000000
beta1	0.831840	0.017222	48.301	0.000000
rho	0.995167	0.000005	2.1360e+05	0.000000
phi	0.035503	0.006668	5.3247	0.000000
p-value of beta=1:	0.000			
p-value of rho=1:	0.000			
LogLikelihood : -6592.44				
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Squared Residuals				
Lags	statistic	p-value		
1	0.05019	0.8227		
5	0.14408	0.9961		
9	0.31129	0.9997		

图 2 描绘的是由 Component GARCH(1,1)模型估计出的条件波动率、长期波动率、短期波动率。从图中可以很明显地看出从 2004 年到 2016 年中国股市存在两个“异常”，对应的时期分别为 2007 年-2009 年（尤其是 2008 年整个年度）以及 2015 年-2016 年上半年。其中第一个异常来源于美国“次级贷”危机，美国股市业绩不佳，进而波及全球，中国也未能幸免于难。其中，上证综指从 2007 年 10 月 16 日的历史高位 6124 点一直下跌，到 2008 年 4 月 22 日，上证指数为 2990 点，距历史高位 6124 点已下跌超过 50%，此后又于 2008 年 9 月 5 日一举向下突破 2245 点。如果排除次贷危机前中国股市的异常牛市的影响，相对于 2007 年 1 月末上证综指的 2786 点，截止到 2008 年 9 月 5 日，上证综指的跌幅已达 19.42%。

股市的第二段异常的来源是多方面的:首先是 2015 年 3 月两会召开，改革利好不断出台，股市开始出现大幅上涨，例如，2015 年 3 月 16 日，上证指数突破 3400，并且随后仅仅用了 63 个交易日攀升到了 5178 点，期间出现多次千股涨停现象，股市存在大量泡沫。其次，监

管层清理杠杆融资，导致 2015 年 6 月下旬市场出现流动性危机，上证指数多日出现下跌 7% 以上、千股跌停的极端行情。这一切的背后主要是中国宏观经济表现不良，经济缓慢下行以及股民存在一定的非理性。当然了，IPO 重启、金融反腐等其他因素也加剧了 2015 年以来的股市波动现象。以上种种都是导致市场超额回报率出现大幅振荡的原因。另外，值得一提的是，无论是 Component GARCH 模型估计出的条件波动、长期波动还是短期波动，它们对市场的异常波动都有所体现，具体变现在：条件波动和长期波动会大幅上扬，而短期波动会剧烈振荡。

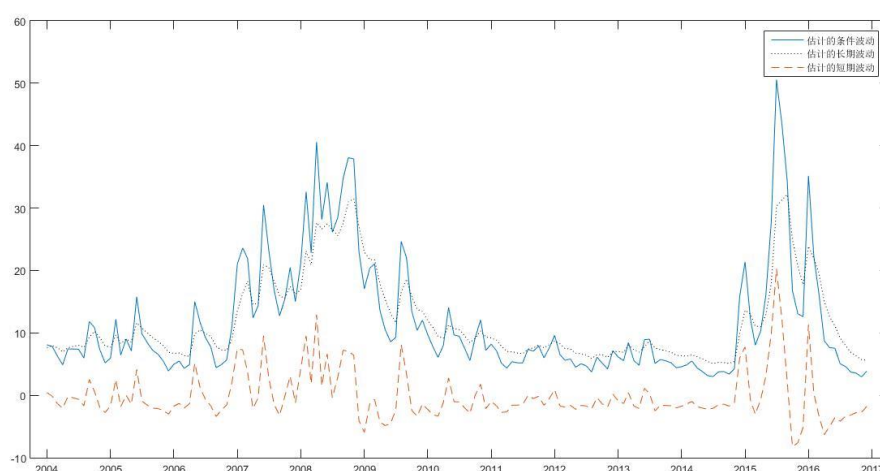


图2 上证指数条件波动率、长期波动率和短期波动率对比

在图 3 中，我们将 Component GARCH 模型所估计的条件波动率、长期波动率与已实现的波动率进行了对比。一个很明显的特征是三种波动率很相似，变化方向基本一致。并且值得注意的是，当波动率下降时，长期波动率在数值上都会明显高于条件波动率，这反映出长期波动率所刻画的是具有较强烈持续性的波动率。

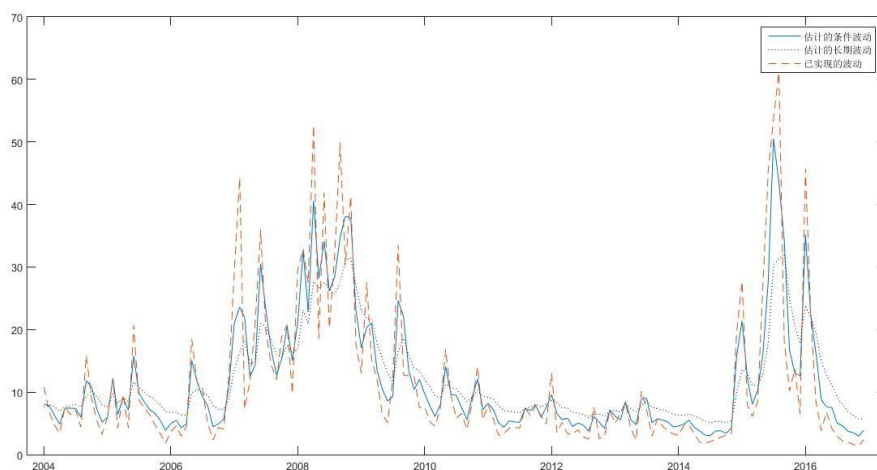


图3 上证指数条件波动率、长期波动率和已实现的波动率对比

四、Fama-French 三因子模型与改进后的 CAPM

（一）模型

夏普、林特纳等人发展的 CAPM 模型认为当资本市场达到均衡时，风险的边际价格是不变的，任何改变市场组合的投资所带来的边际效果是相同的，即增加一个单位的风险所得到的补偿是相同的，因此，组合的风险溢价与市场的风险溢价之间存在一个线性关系。但是，CAPM 模型假设所有投资者对证券收益率的概率分布的看法是一致的，并且他们具有相同的预期，即他们对预期收益率、标准差和证券之间的协方差具有相同的预期。这样的假设很强，也不存在合理性。

Fama 和 French(1993)在 CAPM 的基础上发展出了三因子模型，涵盖了 CAPM 无法解释的市值效应（size effect）和价值效应（value effect），三因子模型可以表示为：

$$R_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \beta_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

上式中 R_{it} 表示股票组合 i 在时间 t 的收益率； R_{Ft} 表示 t 时刻的无风险利率，用一个月国债收益率表示； R_{Mt} 表示已市值为权重的市场组合的收益率； SMB_t 表示 t 时期流通市值低的公司组合与流通市值高的公司组合回报率之差； HML_t 表示 t 时期账面市值比高的价值型公司组合与账面市值比低的成长型公司组合的回报率之差； ε_{it} 表示残差。

事实上，Adrian 和 Rosenberg (2008)认为像 Merton(1973)提出的跨期资本资产定价模型(ICAPM)这样的跨期均衡模型的内涵在于：影响收益率的状态变量就是定价核(pricing kernel)的状态变量，他们据此也提出了一个均衡下的资产定价约束，即

$$E_t(R_{t+1}^i) = \gamma_t Cov_t(R_{t+1}^i, R_{t+1}^M) + F_s Cov_t(R_{t+1}^i, s_{t+1}) + F_l Cov_t(R_{t+1}^i, l_{t+1})$$

其中， γ_t 是相对风险厌恶系数， s_{t+1} 和 l_{t+1} 分别表示 $t+1$ 期的短期波动率和小航期波动率， F_s 和 F_l 与状态变量 s_t 和 l_t 变化所导致的边际财富效用变化成比例关系。此方程表明，投资组合的期望收益率有三种风险溢价决定。第一个风险溢价来源于投资组合的收益率与市场收益率协方差，这也是一般静态 CAPM 中所共有的。第二和第三个风险溢价来源于投资组合收益率与影响市场的短期因素和长期因素的波动的协方差。

我们借鉴 Fama-French 三因子模型（Fama 和 French(1993)）的思想，区分不同的投资组合，并假定同一投资组合下的投资者具有相同的预期。同时，为了进一步挖掘不同组合下的投资者对风险的态度，我们引入之前用 Component GARCH 模型估计所得的长期波动率以及短期波动率，形成了所谓改进的 CAPM 模型，模型如下：

$$R_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \beta_i (R_{Mt} - R_{Ft}) + s_i SV_t + l_i LV_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

上式中， LV_t 表示长期波动率， SV_t 表示短期波动率，其他与 Fama-French 三因子模型的设定一致。

本文样本选取 2005 年 1 月至 2014 年 12 月沪深两市所有的 A 股股票（排除*ST，共计 2968 家）的月末收盘价数据、总市值、自由流通市值以及市净率 PB 值。无风险收益率使用的是 7 天期银行隔夜拆借利率（折算成月度利率）。数据主要来源于 wind 资讯数据库。

（二）Fama-French 三因子模型实证

首先，我们采用与 Fama 和 French(1993)类似的方法，构建了 5x5 的投资组合。表 3 报告了按两种不同维度划分的资产组合平均月度超额回报，直观的反映了不同因子的解释能力差异。其中 size 表示上个月份最后一个交易日的自由流通市值；而 B/M 表示的是上个月最后一个交易日的账面市值比（用市净率 PB 的倒数表示）。

表 3 两个维度划分的投资组合平均月度超额回报率					
Size-B/M 组合					
	Growth	2	3	4	Value
Small	4.69	4.03	4.80	5.04	5.03
2	2.18	2.78	3.11	3.10	3.19
3	1.93	2.18	2.45	2.78	2.76
4	1.56	1.94	2.01	2.29	2.42
Big	1.29	1.08	1.55	1.86	1.96

注：股票按照两个维度进行划分，第一个维度是按照总市值从小到大分为 5 组，分组依据是上个月末最后一个交易日所有可获得自由流通市值数据的五等分位数；第二个维度是按照账面市值比从小到大的顺序分为五组，分组依据与前述类似。如此，每期便都有 25 个投资组合，而组合的收益率的计算公式为： $R_{it} = \sum_{j=1}^{n_{it}} P_{jt}^i / P_{jt-1}^i / n_{it} - 1$ 。其中， P_{jt}^i 表示组合 i 中第 j 个股票在 t 期末的价格， n_{it} 表示组合 i 在 t 期所有股票的个数。

总体来看，我国股票收益收益率还是有一定差异的，最小的月均收益率 1.08%，最大的月均收益率达到 5.04%。从投资组合的变化规律来看：首先，我国股票市场市值效应(size effect)非常明显，流通市值小的公司组合的回报率普遍高于流通市值大的公司组合的回报。其次，我国股票市场价值效应(value effect)非常明显，价值股的收益率基本高于成长股的收益率。这与黄惠平和彭博（2010）的研究结论是一致的。这种现象可能的解释是价值往往对应着一些风险价高的股票，正因为风险高，投资者所要求的收益率也相应提高，因而价值股的收益率相较于成长股收益率更高。

我们按照 Fama-French 构造因子的思想，计算了 SMB_t 和 HML_t 两个因子，关于这两个因子的描述性统计如表 4 所示。

表 4 SMB 和 HML 两个因子的描述性统计		
	SMB	HML
最小值	-38.47	-10.96
最大值	15.17	23.86
均值	-3.17	0.75
标准差	6.5569	4.6585
t 统计量	-5.7763***	1.9174*

注：*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平下显著。

从表 4 的统计描述可以看出，SMB 的平均值为-3.17%，并且其均值的 t 检验结果显示非常显著，充分说明市值效应对资产回报的影响呈现显著的负向影响；另一方面，HML 的平均

值为 0.75%，其均值的 t 统计量为 1.9174，对应的 p 值为 0.0572，在 10% 的显著性水平下显著，而在 5% 的显著性水平下不显著，大体可以反映出 HML 对组合汇报存在着较为明显的正向影响。事实上，HML 的计算与企业的财务数据有关，这里主要是与市净率 PB（每股股价与净资产的比值）有关。在投资实践中，尤其是对于投资者结构主要是个人投资者的 A 股市场，投资者获得的信息有限，分析和处理信息的能力有限，因而会根据一些易懂、易获取的指标数据（例如市净率等）选择价值被低估的股票投资。此外，机构投资者也比较关注市盈率、市净率等指标，尤其是对 IPO 定价以及对公司股价的预测主要是根据公司每股净资产乘以行业平均市净率计算股价。因此，HML 因子可以解释股票收益率。

（三）改进的 CAPM

为了研究波动率对资产回报率的影响，我们将之前用 Component GARCH 模型估计所得的短期波动率和长期波动率作为额外的解释变量加入 CAPM 模型中，即模型（3），并利用前述所划分的 25 个投资组合的超额回报率作为被解释变量进行回归。为方便比较，我们也同样展示了 Fama-French 三因子模型（模型（1））的回归结果，得到的结果整理如表 ??? 所示。

从表 5 中可以看出，Fama-French 三因子模型的截距项 α_i 都不能拒绝原假设，即 $\alpha_i = 0$ ， $i = 1, 2, \dots, N$ ，似乎说明 Fama-French 三因子模型对中国 A 股投资组合的解释力还是很不错的。而对于改进后的 CAPM 模型，同样地，单个的关于 $\alpha_i = 0$ ， $i = 1, 2, \dots, N$ ，的假设检验也都不能拒绝原假设。

从长期波动率和短期波动率对组合收益率的解释力来看，在改进后的 CAPM 模型中，短期波动率可以解释部分组合的收益率，主要集中在规模小、有成长价值的股票投资组合中。从方向上看，短期波动率对投资组合收益率的影响为负，原因可能是中国 A 股投资者很多都是非常厌恶风险的，而规模小、具有成长价值股票往往对应着新兴企业或是新兴行业，风险都比较大，而短期波动率的增加更加剧了投资者的避险需求，转而投资那些规模性、成熟稳定但缺乏成长性的企业，从而导致规模小、成长型的股票的收益率下跌。另一方面，长期波动率可以解释除规模大、成长型股票组合之外的大部分投资组合的收益率变化，并且长期波动率对投资组合收益率的影响是正向的。我们认为原因可能是长期波动的冲击使得投资者认为股票当前价格被高估而要求更高的收益率，从而使得股票当前价格相对于未来价格有下调的倾向，最终导致股票收益率提高；针对长期波动率对规模大、成长型股票组合收益率没有显著影响这一点，我们认为原因可能是，相对于规模小的企业而言，规模大的企业长期来说

经营可能更加稳健，市场长期因素的波动并未导致投资者认为这类企业当前股价被高估，因而长期波动率对着类股票组合没有显著的影响。

表 5 FF 三因子模型回归结果与改进的 CAPM 回归结果对比

Panel A: Fama-French 三因子模型实证结果										
α_i						$t(\alpha_i)$				
	Growth	2	3	4	Value	Growth	2	3	4	Value
Small	1.068	0.075	0.225	0.183	0.421	2.232**	0.166	0.498	0.378	0.927
2	-0.888	-0.309	-0.189	-0.242	-0.052	-1.800	-0.608	-0.367	-0.488	-0.103
3	-0.432	-0.371	-0.214	-0.229	-0.236	-0.863	-0.724	-0.415	-0.420	-0.513
4	-0.147	-0.235	-0.368	-0.078	-0.110	-0.298	-0.455	-0.724	-0.157	-0.245
Big	0.697	0.124	0.306	0.569	0.275	1.645	0.303	0.767	1.452	0.776
GRS 检验		2.2933***								
Panel B: 改进的 CAPM 实证结果										
α_i						$t(\alpha_i)$				
	Growth	2	3	4	Value	Growth	2	3	4	Value
Small	-1.439	-0.349	0.456	0.297	0.593	-0.925	-0.216	0.250	0.155	0.349
2	-1.246	-1.507	-0.897	-1.306	-0.309	-0.819	-1.025	-0.602	-0.924	-0.225
3	-0.905	-0.665	-0.674	-1.239	-0.627	-0.624	-0.471	-0.496	-0.884	-0.500
4	-0.220	-0.775	-0.698	-0.577	-0.073	-0.166	-0.589	-0.561	-0.487	-0.064
Big	0.531	-0.640	-0.771	-0.571	0.063	0.488	-0.707	-0.922	-0.710	0.070
S_i						$t(S_i)$				
	Growth	2	3	4	Value	Growth	2	3	4	Value
Small	-0.325	-0.366	-0.247	-0.224	0.095	-2.360**	-2.561*	-1.530	-1.322	0.632
2	-0.294	-0.350	-0.248	-0.216	-0.188	-2.188**	-2.691***	-1.881*	-1.730*	-1.548
3	-0.247	-0.207	-0.207	-0.161	-0.121	-1.924*	-1.656*	-1.725*	-1.300	-1.092
4	-0.147	-0.121	-0.079	-0.101	-0.028	-1.257	-1.043	-0.715	-0.967	-0.277
Big	-0.037	-0.023	-0.038	0.065	0.104	-0.385	-0.286	-0.518	0.918	1.290
l_i						$t(l_i)$				
	Growth	2	3	4	Value	Growth	2	3	4	Value
Small	0.311	0.209	0.208	0.231	0.219	3.927***	2.538**	2.246**	2.366**	2.529**
2	0.156	0.204	0.188	0.211	0.160	2.016**	2.731***	2.482**	2.934***	2.286**
3	0.122	0.123	0.138	0.188	0.153	1.656 *	1.716 *	2.002**	2.644***	2.407**
4	0.064	0.116	0.115	0.123	0.103	0.956	1.741*	1.823*	2.044**	1.768*
Big	0.007	0.059	0.093	0.099	0.069	0.126	1.287	2.185**	2.416**	1.490
GRS 检验		1.5811*								

注：*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平下显著。为节约篇幅，RM-RF、SMB 以及 HML 等指标的估计结果未作展示。表中的 α_i 表示回归的结局想的估计值， s_i 和 l_i 分别对应短期和长期波动率的估计系数，而 $t(\alpha_i)$ 、 $t(s_i)$ 、 $t(l_i)$ 则是对应的 t 统计量。

（四）GRS 检验

Gibbons 等 (1989) 提出了 GRS 统计量用于对投资组合定价模型有效性的检验。GRA 统计检验的原假设是 $\alpha_i=0, \forall i, i=1,2,\dots,N$ 。在检验投资组合定价模型有效性时, 较大的 GRS 统计量表明截距项的值联合不等于零, 也即定价模型不能够很好的解释投资组合的收益率波动。GRS 统计量的值越小, 说明模型中存在因子不能解释的收益越少, 因而模型的解释能力越好。

GRS 统计量的构建基于回归方程的截距项和回归的误差项。当模型有 L 个因子时, GRS 统计量表示为:

$$GRS = \left(\frac{T}{N}\right) \left(\frac{T-N-L}{T-L-1}\right) \left(\frac{\hat{\alpha}' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\alpha}}{1 + \bar{\mu}' \hat{\Omega}^{-1} \bar{\mu}}\right) \sim F(N, T-N-L) \quad (4)$$

其中, N 代表资产组合的个数, L 代表因子的个数, T 代表时间序列的观察期数。 $\hat{\alpha}$ 是有截距项组成的 $N \times 1$ 维列向量, $\hat{\Sigma}$ 表示残差的协方差矩阵的无偏估计, $\bar{\mu}$ 表示由因子的样本均值组成的 $L \times 1$ 为列向量, $\hat{\Omega}$ 表示因子的协方差矩阵的无偏估计。GRS 统计量服从自由度为 N 和 $T-N-L$ 的 F 分布 (赵胜民等 (2016))。

我们对 Fama-French 三因子模型和改进后的 CAPM 模型都进行了 GRS 检验, 检验的结果见表 5。首先, Fama-French 三因子模型的 GRS 统计量的值为 2.2933, 并且在 1% 的显著性水平下的拒绝了截距项 $\alpha_i=0, \forall i, i=1,2,\dots,N$, 的原假设, 表明截距项的值联合的不等于 0, 即定价模型不能够很好的解释投资组合的收益波动; 而改进后的 CAPM 模型的 GRS 统计量为 1.5811, 在 10% 的显著性水平上拒绝了原假设, 但是在 5% 和 1% 的显著性水平下都不能拒绝原假设。而且, 但从 GRS 检验统计量的数值来看, $1.5811 < 2.2933$, 说明改进后的 CAPM 对中国 A 股市场投资组合收益率的解释比 Fama-French 三因子模型的解释更好

五、稳健性检验

（一）市场波动率检验

首先, 我们对前述 Component GARCH 模型估计的条件波动率、长期波动率以及短期波动率重新估计。由于股票市场往往是存在联动性的, 尤其是对于同属于一个经济体范围内的股票市场。因此, 我们利用深圳证券交易所成份股股价指数重新对市场条件波动率、长期波动

率和短期波动率进行估计。我们选择的是 2002 年 1 月 4 日到 2016 年 12 月 30 日的深圳成指数据，同样利用 Component GARCH(1,1)模型对市场条件波动率、长期波动率、短期波动率进行估计。

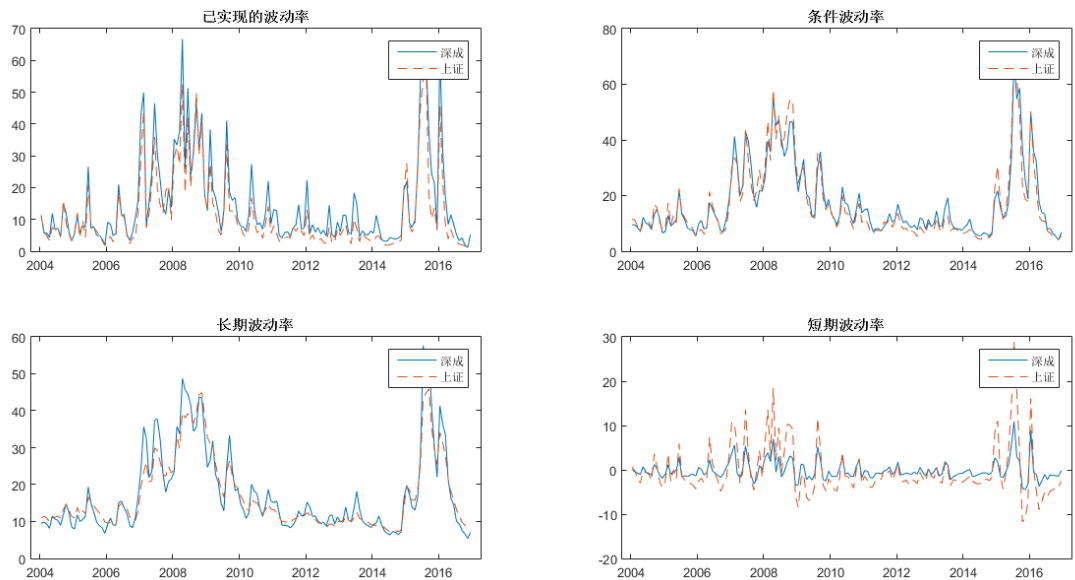


图 4：上证指数与深成指数四种不同波动率对比

从图 4 的左上角第一幅中，可以很明显的看出中国上证指数和深成指数具有高度的关联性，并且由 Component GARCH 模型估计出的两个市场的条件波动率、长期波动率以及短期波动率都有非常强的相关性。不过，直观上看，就长期波动率而言，上证指数的长期波动相对平缓一点；相反地，由上证指数估计出的短期波动率相对而言波动的更剧烈一些。

我们用上证指数估计所得的四种波动率对深成指数估计的四种波动率分别进行 OLS 回归来检验它们的相关性是否显著。表 6 给出了 OLS 估计的结果。

表 6：上证指数波动率对深成指数波动率的 OLS 回归结果				
	已实现的波动率	条件波动率	长期波动率	短期波动率
Coeff	0. 8388786***	1. 026634***	0. 8154063***	2. 402678***
R ²	0. 9287	0. 9322	0. 9265	0. 8596
t-test:Coeff=1	-5. 4034***	0. 7820	-7. 0998***	13. 0127***

注：*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平下显著。

从上表来看，上证指数的四种波动率与深成指数四种波动率的相关性在统计意义上是非常显著的。并且对各系数等于 1 的 t 检验显示，已实现的波动率的系数显著小于 1，说明相对于上证指数，深成指数的波动更为剧烈；而对于由 Component GARCH 模型估计的条件波动

率，估计的系数不能拒绝等于 1 的原假设，说明两个市场的条件波动率基本相当；值得一提的是，长期波动率对应的系数显著小于 1，而短期波动率对应的系数显著大于 1，充分说明深成指数长期波动更剧烈，而上证指数的短期波动更剧烈，与前述的直观分析结果一致。

总而言之，两个市场波动率数据的高度相关性水明，在估计长期波动率和短期波动率方面，无论使用上证指数还是深成指数，都可以很好地用于估计股票市场的长期波动和短期波动。

（二）不同的投资组合分类方法

Fama 和 French (2015) 为使因子更加稳健，在构造投资组合时，对因子采用了三种不同的分类方法。国内学者赵胜民等 (2016) 在对中国市场进行五因子模型实证时，也采用了类似的方法进行稳健性回归。本文参照前人的做法，使用 2x2 和 2x3 两种分类方法¹，对改进的 CAPM 模型进行稳健性检验。其中，2x2 模型是同时对 size 因子和 value 因子按照各自的中位数进行划分，共得到 4 个资产组合；而 2x3 模型是对 size 因子按照中位数划分，对 value 因子按照 30% 和 70% 的分位数进行划分，共得到六个资产组合。

表 7 不同分类方式下的组合超额回报率和因子的描述性统计					
Panel A: 2x2 和 2x3 模型的平均月度超额回报率					
	2x2 模型			2x3 模型	
	Growth	Value		Growth	Value
Small	3.26	3.90		3.11	3.84
Big	1.64	2.17		1.55	2.27
Panel B: 2x2 和 2x3 模型的两个因子 SMB、HML 的描述性统计					
	SMB	HML		SMB	HML
最小值	-18.80	-6.22	最小值	-17.70	-8.77
最大值	9.27	14.11	最大值	9.29	20.64
均值	-1.67	0.59	均值	-1.64	0.72
标准差	3.63	2.88	标准差	3.59	4.11
t 统计量	-5.5012***	2.4327***	t 统计量	-5.4584***	2.1049**

注：*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平下显著。

¹ 下文简称 2x2 模型和 2x3 模型

表 7 的 Panel A 给出了 2x2 模型和 2x3 模型中给投资组合的时间维度上的月平均超额回报率，从回报率的变化趋势上看，2x2 模型和 2x3 模型中投资组合的超额回报率都是与 size 因子负相关，而与 value 因子正相关。这与文章前述的结论是一致的。表 7 的 Panel B 中给出了 2x2 模型和 2x3 模型所得到的 SMB 和 HML 两个因子的描述性统计。其中，对于均值的 t 检验结果显示，2x2 模型和 2x3 模型中的 size 因子 SMB 和 value 因子 HML 的均值都是显著不为 0 的，并且 size 因子 SMB 的均值显著为负，value 因子 HML 的均值显著为正，充分表明 size 因子对投资组合超额回报率有负向影响，value 因子对投资组合超额回报率有正向影响，与前述正文的推断契合。

与之前的一样，我们分别用 2x2 模型和 2x3 模型得到的投资组合超额回报率月度数据对之前用 Component GARCH(1, 1) 模型估计的上证指数长期波动率率和短期波动率进行回归，得到的结果如表 8 所示。

表 8 不同分类方式下的回归结果					
2x2 模型			2x3 模型		
	α_i			α_i	
Small	-0.930	-0.383		-1.249	-0.577
Big	-0.339	-0.418		-0.229	-0.584
	s_i			s_i	
Small	-0.306**	-0.162		-0.316**	-0.265**
Big	-0.108	-0.023		-0.124	-0.065
	l_i			l_i	
Small	0.199***	0.205***		0.209***	0.204***
Big	0.075	0.108**		0.064	0.103**
GRS	0.7550		GRS	1.0621	

注：*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平下显著。表中的 α_i 表示回归的结局想的估计值， s_i 和 l_i 分别对应短期和长期波动率的估计系数。

从表 8 中结果来看，2x2 模型和 2x3 模型回归所得的截距项 α_i 都是不能拒绝原假设即 $\alpha_i=0$ ， $i=1,2,...,N$ ，并且 GRS 检验给出的结果显示，两种模型的截距项 α_i 联合不显著为 0，充分说明加入长期波动率和短期波动率的 CAPM 模型对中国 A 股市场的投资组合的收益率还是比较有解释力的。从长期波动率和短期波动率的回归系数来看，2x2 模型和 2x3 模型的回归结果均显示短期波动系数为负，并且主要是左上角的规模小、成长型股票组合的回归系数显著，这与前文中 5x5 模型的回归结果是一致的；另一方面，长期波动率在 2x2 模型和 2x3 模型中基本都是显著的（只有左下角规模大、成长型股票组合的回归结果不显著），并且两个模型中长期波动对组合投资超额收益率的影响都是正向的，这一点也与前文中 5x5

模型的回归结果相同。另外，值得一提的是，2x2 模型和 2x3 模型，相对于 5x5 模型来说，其 GRS 检验统计量结果都变小了，说明相对于 5x5 模型来说，用 2x2 模型和 2x3 模型可以对中国 A 股市场投资组合收益率做出更好的解释。

（三）不同的 size 因子

赵胜民等(2016)在利用 Fama-French 三因子和五因子模型对中国股市投资组合收益率进行实证时，对投资组合分类所使用的刻画规模的指标是上市公司的自由流通市值。正如前文所述，我们在正文中描述规模的指标是总市值，这是因为我们考虑到中国股票市场上除了自由流通的股票之外，还有国家股、法人股以及其他一些具有限制性的股票的存在，这些因素导致使用自由流通市值不一定能很好的刻画企业的规模，从而可能导致模型的结果存在偏差。对此，本文为验证模型的稳健性，尝试使用自由流通市值作为规模因素的代理变量，重新对模型进行估计，这里我们使用的是 5x5 的投资组合分类方式。

从表 9 的 Panel A 给出的 25 组投资组合的月平均收益率与表 7（前面的表）的结果类似，同时，数据的变化趋势也是一致的：随着规模的增加，投资组合的收益率下降；从成长型股票投资组合到价值型股票投资组合，其收益率大致呈现先减少后增加的趋势。说明使用自由流通市值和总市值两个不同指标作为股票规模因素的代理变量所得到的结果是类似的。不过，值得关注的是，使用自由流通市值作为规模因素代理变量所得到的投资组合中，规模小、价值型股票组合的月平均收益率更高一点。

表 9 不同的规模指标								
Panel A: 投资组合月度收益率均值						Panel B: SMB 和 HML 的描述性统计		
	Growth	2	3	4	Value		SMB	HML
Small	4.60	3.56	4.64	4.97	5.43	最小值	-43.62	-10.67
2	2.14	2.86	3.20	3.33	3.37	最大值	15.62	26.11
3	1.97	2.16	2.40	2.62	2.82	均值	-3.05	0.86
4	1.66	1.92	2.12	2.31	2.44	标准差	6.82	4.91
Big	1.32	1.21	1.53	1.94	1.94	t 统计量	-5.35***	2.10**

注：股票按照两个维度进行划分，第一个维度是按照自由流通市值从小到大分为 5 组，分组依据是上个月末最后一个交易日所有可获得自由流通市值数据的五等分位数；第二个维度是按照账面市值比从小到大的顺序分为五组，分组依据与前述类似。如

此，每期便都有 25 个投资组合，而组合的收益率的计算公式为： $R_{it} = \sum_{j=1}^{n_{it}} P_{jt}^i / P_{jt-1}^i / n_{it} - 1$ 。其中， P_{jt}^i 表示组合 i

中第 j 个股票在 t 期末的价格， n_{it} 表示组合 i 在 t 期所有股票的个数。

表 10 不同规模指标下的回归结果					
α_i					
	Growth	2	3	4	Value
Small	-1.18	-0.62	0.60	0.25	0.80
2	-1.30	-0.89	-0.98	-1.19	-0.42
3	-0.13	-0.94	-0.63	-1.15	-0.66
4	-0.57	-0.80	-1.02	-0.88	-0.25
Big	0.95	-0.50	-0.57	-0.45	0.40
S_i					
	Growth	2	3	4	Value
Small	-0.36**	-0.36**	-0.23	-0.20	0.16
2	-0.32***	-0.28**	-0.26**	-0.22*	-0.15
3	-0.20	-0.22*	-0.15	-0.17	-0.13
4	-0.19*	-0.17	-0.16	-0.12	-0.07
Big	0.00	-0.01	-0.02	0.05	0.12
l_i					
	Growth	2	3	4	Value
Small	0.29***	0.20**	0.19**	0.23**	0.23**
2	0.16**	0.17**	0.20***	0.22***	0.18**
3	0.08	0.14**	0.13*	0.17**	0.16**
4	0.09	0.12*	0.14*	0.14**	0.11**
Big	-0.02	0.06	0.08*	0.10**	0.05
GRS 检验		1.4641*			

注：*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平下显著。表中的 α_i 表示回归的结局想的估计值， s_i 和 l_i 分别对应短期和长期波动率的估计系数。

另外，我们也对不同规模指标下的 Fama-French 三因子模型中的 SMB 和 HML 做了一点描述统计。从表 9 的 Panel B 中可以看到(对比表 4)，使用自由流通市值作为规模因素代理变量所得到的 SMB 和 HML 与使用总市值作为规模因素的代理变量的结果是很接近的，并且从均值的 t 检验结果来看，size 因子与 value 因子对股票组合收益率的都是显著的，前者是负向影响，后者是正向影响，这与前述正文的结论是一致的，这也证实了 Fama-french 三因子模型的稳健性。

表 10 展示的是我们使用加入长期波动率和短期波动率后的 CAPM 的实证结果。首先，截距项 α_i 的 t 检验都不能拒绝原假设，即 $\alpha_i=0, i=1,2,...,N$ ，并且 GRS 检验给出的结果显示，两种模型的截距项 α_i 联合不显著为 0。这个结果说明，使用自由流通市值作为国模因素的代理变量一样不改变改进后的 CAPM 对中国 A 股市场投资组合回报率有一个比较不错的解释这一结论。从单个投资组合的短期波动率、长期波动率回归系数的 t 检验结果来看，短期波

动率主要影响规模小、成长型股票组合的收益率，并且，这种影响是负向的；而长期波动率对除规模大、成长型股票组合之外的投资组合收益率有显著的正向影响，这一点与前述正文中的结论也是吻合的。

总而言之，以上的结论表明，使用不同度量规模因素的指标对于改进后的 CAPM 影响不明显，而且，从 GRS 检验统计量变小这一点来看（从 1.5811 减少为 1.4641），似乎使用自由流通市值作为规模因素的代理变量的效果更好。

（四）投资组合不同的构建方式

在正文的模型中，我们计算组合收益率的方法是： $R_{it} = \sum_{j=1}^{n_{it}} P_{jt}^i / P_{jt-1}^i / n_{it} - 1$ ，其中， P_{jt}^i 表示组合 i 中第 j 个股票在 t 期末的价格， n_{it} 表示组合 i 在 t 期所有股票的个数。这种计算方法意味着，我们在构建股票投资组合时，同一个组合中的股票是投入的金额是相同的，也就意味这投资组合中每个股票的权重是一样的。这是因为在没有更多额外信息的情况下，使用等权重投资是最合理的（偏差最小）。但是，作为稳健性检验，我们考虑了另外一种构建组合的方式，即每个组合中的单个股票的数量是相同的，这相当于采用股票的价格作为权重构建投资组合，尽管使用这种方式构造投资组合缺乏合理性。其计算投资组合收益率的方法为： $R_{it} = \sum_{j=1}^{n_{it}} P_{jt}^i / \sum_{j=1}^{n_{it}} P_{jt-1}^i - 1$ ，其中， P_{jt}^i 表示组合 i 中第 j 个股票在 t 期末的价格， n_{it} 表示组合 i 在 t 期所有股票的个数。

表 11 不同投资组合构建方式								
Panel A: 投资组合月度收益率均值						Panel B: 因子的描述性统计		
	Growth	2	3	4	Value		SMB	HML
Small	3.38	3.71	4.66	4.94	4.65	最小值	-43.62	-10.67
2	1.68	2.46	2.75	2.83	2.90	最大值	15.62	26.11
3	1.39	1.82	2.18	2.49	2.55	均值	-3.05	0.86
4	0.91	1.50	1.67	1.98	2.09	标准差	6.82	4.91
Big	0.70	0.73	1.38	1.66	1.76	t 统计量	-5.35***	2.10**

注：股票按照两个维度进行划分，第一个维度是按照总市值从小到大分为 5 组，分组依据是上个月末最后一个交易日所有可获得总市值数据的五分位数；第二个维度是按照账面市值比从小到大的顺序分为五组，分组依据与前述类似。如此，每期便都

有 25 个投资组合，而组合的收益率的计算公式为： $R_{it} = \sum_{j=1}^{n_{it}} P_{jt}^i / \sum_{j=1}^{n_{it}} P_{jt-1}^i - 1$ 。其中， P_{jt}^i 表示组合 i 中第 j 个

股票在 t 期末的价格， n_{it} 表示组合 i 在 t 期所有股票的个数。

表 12 不同投资组合构建方式下的回归结果

α_i					
	Growth	2	3	4	Value
Small	-1.53	-0.57	0.19	0.22	0.41
2	-1.60	-1.69	-1.43	-1.69	-0.64
3	-1.38	-0.88	-0.95	-1.52	-0.97
4	-0.72	-0.99	-0.85	-0.75	-0.40
Big	0.52	-0.62	-1.01	-0.86	-0.39
S_i					
	Growth	2	3	4	Value
Small	-0.38***	-0.39***	-0.29*	-0.26	0.02
2	-0.31**	-0.38***	-0.29**	-0.25*	-0.22*
3	-0.28**	-0.21*	-0.23*	-0.16	-0.15
4	-0.18	-0.13	-0.06	-0.10	-0.05
Big	-0.05	-0.02	-0.04	0.06	0.06
l_i					
	Growth	2	3	4	Value
Small	0.24***	0.20**	0.22**	0.23**	0.21**
2	0.15*	0.20**	0.20**	0.22**	0.16**
3	0.12	0.12	0.14**	0.19***	0.16**
4	0.06	0.10	0.11*	0.12*	0.10*
Big	-0.02	0.04	0.10**	0.10**	0.08*
GRS 检验		1.3514			

注：*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平下显著。表中的 α_i 表示回归的结局想的估计值， s_i 和 l_i 分别对应短期和长期波动率的估计系数。

表 11 的 Panel A 给出的就是按照股票价格加权所构造的投资组合的月平均收益率，Panel B 给出的是相应的 SMB 和 HML 的描述性统计。从组合收益率的变化趋势上来看，与前文结论类似：size 因子对组合收益率有负向影响，而 value 因子对组合收益率有正向影响。这一点 SMB 和 HML 均值的 t 检验也给出了进一步的证实。另外，值得关注的是，使用股票价格加权所得到的股票投资组合的收益率普遍低于使用等权重股票投资组合的收益率，这一点也从反面说明，在没有更多额外信息的基础上，使用等权重构建股票投资组合方法的合理性。

表 12 进一步给出了各投资组合使用改进后的 CAPM 模型的回归结果。首先，截距项的 t 检验都没有拒绝原假设，即 $\alpha_i=0$ ， $i=1,2,...,N$ ；同时，GRS 检验的结果也坐实了这一点。其次，短动波动率主要对规模小、成长型股票组合的收益率有显著的负向影响。最后，长期波动率主要对除规模大、成长型股票组合之外的股票投资组合有相助的正向影响。这些都与等权重股票投资组合情况下的结论一致。

六、结论和总结

我们使用 Component GARCH(1, 1) 模型对上证指数的条件波动率、长期波动率和短期波动率进行了估计。估计的结果很好的捕捉到了自 2004 年以来中国股票市场的两个重要的异常波动时期，分别是 2007 年至 2009 年以及 2015 年至 2016 年上半年。接着，我们利用估计的上证指数的长期波动率和短期波动率作为回归因子，引入 CAPM 模型中，以解释中国 A 股股市投资组合的收益率。我们发现短期波动率主要对中国 A 股市场上规模小、成长型股票投资组合收益率具有显著的负向影响；而长期波动率对 A 股市场上除规模大、成长型股票之外的投资组合收益率有着正向影响，并且这种影响是显著的。作为对比，我们同时使用 Fama-French 三因子模型对中国 A 股市场股票组合进行实证，结果显示，Fama-French 三因子模型对 A 股市场投资组合收益率还是具有一定程度的解释力的。对比 Fama-French 三因子模型，我们发现在 5x5 的分类方式设定下，使用改进后的 CAPM 可以对中国 A 股股票市场投资组合收益里进行更好的解释，依据是改进后的 CAPM 的 GRS 统计量更小，并且在 5% 的显著性水平下不能拒绝截距项联合等于零 的原假设，说明改进后的 CAPM 对于中国 A 股市场投资组合定价具有一定的参考意义。

当然了，我们的文章也存在许多不足以及值得改进的地方。例如，我们注意到，无论是 Fama-French 三因子模型还是改进后的 CAPM，它们的回归结果中的截距项 α_i 虽然在统计意义上不显著不等于零，但是在符号上都基本为负值，我们相信这应该不是偶然的巧合，而是反映出无论 Fama-French 三因子模型还是改进后的 CAPM，都似乎高估了中国 A 股市场股票组合收益率，尽管这种高估在一定程度上说是不显著的。另外，改进后的 CAPM 与 Fama 和 French(2015)提出的五因子模型相比，谁能更好的解释中国 A 股市场投资组合收益率呢？这也是我们要进一步探究的方向。

参考文献

- [1] 胡大春, &金赛男. (2007). 基金持股比例与 A 股市场收益波动率的实证分析.金融研究, (04A), 129-142.
- [2] 黄惠平, &彭博. (2010). 市场估值与价值投资策略——基于中国证券市场的经验研究. 会计研究, 10, 40-46.
- [3] 靳云汇, &刘霖. (2001). 中国股票市场 CAPM 的实证研究.金融研究, 7, 106-114.
- [4] 彭齐超, &梁柱. (2014). 长期波动、短期波动和跳跃波动的风险溢出效应--基于大陆和香港股市的比较研究.财经论丛(浙江财经大学学报), V180(4), 26-33.
- [5] 阮涛, &林少宫. (2000). CAPM 模型对上海股票市场的检验.数理统计与管理, V19(2), 14-15.
- [6] 田利辉, 王冠英, 张伟. 三因素模型定价: 中国与美国有何不同?[J]. 国际金融研究, 2014(7): 37-45.
- [7] 田丁石, &肖俊超. (2012). 异质风险、市场有效性与 CAPM 异象研究---基于沪深股市横截面收益分析.南开经济研究, (5), 136-151.
- [8] 杨华蔚, &韩立岩. (2009). 中国股票市场特质波动率与横截面收益研究.北京航空航天大学学报: 社会科学版, 22(1), 6-10.
- [9] 朱顺泉. (2010). 资本资产定价模型 CAPM 在中国资本市场中的实证检验.统计与信息论坛, 25(8), 95-99.
- [10] 赵胜民, 闫红蕾, &张凯. (2016). Fama-French 五因子模型比三因子模型更胜一筹吗——来自中国 A 股市场的经验证据. 南开经济研究, (2), 41-59.
- [11] 邹舟, &楼百均. (2013). CAPM 模型在上海股票市场的有效性检验.企业经济, (1), 173-175.
- [12] 左浩苗, 郑鸣, &张翼. (2011). 股票特质波动率与横截面收益: 对中国股市“特质波动率之谜”的解释.
- [13] Adrian, T., & Rosenberg, J. (2008). Stock Returns and Volatility: Pricing the Short - Run and Long - Run Components of Market Risk. The Journal of Finance, 63(6), 2997-3030.
- [14] Bekaert, G., & Harvey, C. R. (1997). Emerging equity market volatility. Journal of Financial economics, 43(1), 29-77.
- [15] Baillie, R. T., & DeGennaro, R. P. (1990). Stock returns and volatility. Journal of financial and Quantitative Analysis, 25(02), 203-214.
- [16] Breeden, D. T. (1979). An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. Journal of financial Economics, 7(3), 265-296.
- [17] Black, F., & Scholes, M. (1974). The effects of dividend yield and dividend policy on common stock prices and returns. Journal of financial economics, 1(1), 1-22.
- [18] Burton, J. (1998). Revisiting the capital asset pricing model. Dow Jones Asset Manager, 20-28.
- [19] Campbell, J. Y., & Hentschel, L. (1992). No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns. Journal of financial Economics, 31(3), 281-318.
- [20] Eugene F. Fama, Kenneth R. French, A five-factor asset pricing model, Journal of Financial Economics, Volume 116, Issue 1, April 2015, Pages 1-22, ISSN 0304-405X.
- [21] Engle, Robert F., & Gary Lee, (1999). A permanent and transitory component model of stock return volatility, in Robert F. Engle, and Halbert L. White, eds.: Cointegration, Causality, and Forecasting: A Festschrift in Honor of Clive W. J. Granger (Oxford University Press, New

York).

- [22] Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*, 33(1), 3-56.
- [23] French, K. R., Schwert, G. W., & Stambaugh, R. F. (1987). Expected stock returns and volatility. *Journal of financial Economics*, 19(1), 3-29.
- [24] French, K. R., & Roll, R. (1986). Stock return variances: The arrival of information and the reaction of traders. *Journal of financial economics*, 17(1), 5-26.
- [25] Griffin J. M. Are the Fama and Factors Global or Country Specific?[J]. *Review of Financial Studies*, 2002, 15(3): 783-803.
- [26] Gibbons, M. R., Ross, S. A., & Shanken, J. (1989). A test of the efficiency of a given portfolio. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1121-1152.
- [27] Jensen, M. C., Black, F., & Scholes, M. S. (1972). The capital asset pricing model: Some empirical tests.
- [28] Lee, C. F., Wu, C., & Wei, K. J. (1990). The heterogeneous investment horizon and the capital asset pricing model: theory and implications. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25(03), 361-376.
- [29] McMillan, D. G., & Evans, P. (2015). Stock returns and volatility dynamics in China: does the control of state-owned enterprises (SOEs) matter?. *China Finance Review International*, 5(2), 103-131.
- [30] Merton, R. C. (1980). On estimating the expected return on the market: An exploratory investigation. *Journal of financial economics*, 8(4), 323-361.
- [31] Morck R., Yeung B, Yu W. The Information Content of Stock Markets: Why Do Emerging Markets Have Synchronous Stock Price Movements?[J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1): 215-60.
- [32] Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The journal of finance*, 19(3), 425-442.
- [33] Shin, J. (2005). Stock returns and volatility in emerging stock markets. *International Journal of Business and economics*, 4(1), 31.
- [34] Wang, Y., & Ma, J. (2014). Excess volatility and the cross-section of stock returns. *The North American Journal of Economics and Finance*, 27, 1-16.