



投资机会变动与 风险收益关系实证研究

王燕鸣, 王宜峰

中山大学 岭南学院, 广州 510275

摘要:应用跨期资本资产定价模型研究股市投资机会变动时的风险收益关系和跨期风险对冲策略。以25个规模-账面市值比组合以及扩展组合作为检验资产,以经济、情绪和市场指标作为状态变量反映投资机会,以DCC-MVGARCH方法估计的资产超额收益与市场超额收益的条件协方差衡量市场风险,以DCC-MVGARCH方法估计的资产超额收益与状态变量新息的条件协方差衡量跨期风险,应用面板回归方法检验资产超额收益与风险的关系。研究结果表明,在单状态变量中,货币供应增长率、房地产投资增长率、宏观经济景气指数、规模溢价等新息降低,投资机会出现不利变动,与这些新息负相关的资产能对冲投资机会的不利变动;存货差增长率、利率、股市波动等新息增加时,投资机会出现不利变动,与这些新息正相关的资产能对冲投资机会的不利变动;各模型具有良好的解释能力,其中规模溢价、股市波动和货币供应的解释能力较高。还对多状态变量进行检验、比较,并提供了相应投资策略。

关键词:投资机会;市场风险;跨期风险;风险收益关系

中图分类号:F830.91

文献标识码:A

文章编号:1672-0334(2012)04-0100-11

1 引言

金融学家一直关注资产风险与收益间的权衡关系,该关系对投资组合优化、资产超额收益预测和波动率建模具有重要的学术意义和实践意义。资本资产定价模型(capital asset pricing model, CAPM)是现代资产定价理论的基础,在CAPM的理论框架中,投资者通过构造投资组合可以分散个体风险,此时只有系统风险才得到定价,CAPM用贝塔系数衡量市场风险载荷,从而决定投资组合的预期收益。CAPM最初得到实证结果的支持,但随后发现它难以解释横截面资产超额收益的一些异常现象,如规模效应、账面市值比效应等。CAPM是单期模型,其静态的假设使它只考虑收益波动风险,而在现实的多期投资环境中,投资者还要考虑投资环境跨期变动的风险,所以CAPM严格的前提假设导致其解释力不高。

随着金融学术的发展,在关于动态资产定价理论的研究中,Merton^[1]建立跨期资本资产定价模型(intertemporal capital asset pricing model, ICAPM)。ICAPM

将单期扩展为多期动态情形,在多期条件下,投资者关注如何在不同期间分配资产,以实现终生消费效用的最大化。Merton^[1]认为不同时期的经济环境、市场因素等特征可以反映投资机会,当投资机会跨期变动时,长期投资者不仅关心财富水平,还关心经济和市场状态(投资机会)的变化,此时投资者会采取措施规避投资机会的不利变动,所以需要金融工具对冲跨期风险,从而影响金融工具的价格。Merton^[1]证明在多期环境中,资产超额收益不仅取决于市场风险,还取决于影响投资机会的各种状态变量变动的风险。ICAPM为动态资产定价实证研究提供了理论依据。

2 相关研究评述

根据ICAPM,市场组合不一定具有均方效率,资产与市场组合的协方差(市场风险)不足以描述其风险,它与投资机会变动的协方差(跨期风险)也会影响资产价格和最优需求数量,投资者会对所有这些

收稿日期:2011-10-09 修返日期:2012-04-18

基金项目:国家自然科学基金(70532003)

作者简介:王燕鸣(1957-),男,江西吉安人,毕业于四川大学,获博士学位,现为中山大学岭南学院教授、博士生导师,研究方向:投资理论和金融工程等。E-mail:stswym@mail.sysu.edu.cn

风险因素进行套期保值,对风险载荷高的股票要求风险溢价。Merton^[1]的理论模型在连续状态假设条件下推导得出,且假设协方差固定不变。这与实际情形存在差异,所以学者们进行实证检验时需要用修改后的离散模型,并以时变的条件协方差衡量市场风险或跨期风险,如 Bali^[2]和 Guo 等^[3]的研究。

众多学者为衡量风险收益跨期关系,围绕 ICAPM 做了大量实证工作。Scruggs^[4]以长期国债收益率作为状态变量,发现市场风险溢价与市场超额收益条件方差的关系显著为正,ICAPM 对股市具有良好的解释能力;Guo 等^[5]将预期收益分为市场风险成分和跨期风险成分,发现预期收益主要受跨期风险成分影响,投资机会变动和投资者的跨期对冲需求对资产超额收益起到关键作用;Lundblad^[6]采用1836年至2003年美国长期股市数据研究证实 ICAPM 具有良好的解释能力。Scruggs^[4]、Guo 等^[5]和 Lundblad^[6]的研究只针对以市场指数为代表的单一的市场组合收益开展,而 Merton^[7]的研究表明离散状态 ICAPM 理论模型的关系不仅适用于市场组合,而且适用于单个股票或证券组合,Bali^[2]认为仅以市场组合收益作为检验资产时系数估计的检验效能不高。Gerard 等^[8]和 Bali^[2]认为增加检验资产的数量会提高系数估计的检验效能,所以 Bali 等^[2,9]将检验资产从单一市场组合扩展到多个证券组合。

当投资机会不变或代表性投资者具有对数效用时,可以省略跨期风险成分,如 Lundblad^[6]的研究。但当投资机会变动或投资者效用不是对数形式时,这种操作可能导致遗漏变量问题,所以 Petkova^[10]和 Bali 等^[2,9]以规模溢价、价值溢价、利率等多个金融和经济状态变量衡量投资机会变动,考察这些状态变量导致投资机会如何变动,检验风险收益间的关系是否显著。

检验 ICAPM 的主要困难之一在于条件协方差不能直接观测,必须通过收益或其他变量进行估计。Scruggs^[4]和 Lundblad^[6]应用单变量 GARCH-M 系列模型估计条件协方差,并对离散状态 ICAPM 理论模型进行实证分析;Guo 等^[5]将市场超额收益条件方差作为一系列状态变量的函数估计条件协方差,再对离散状态 ICAPM 理论模型进行实证检验。当检验资产从单一市场序列扩展到多个资产超额收益序列时,上述方法在计算难度或模型限定等方面面临更大的问题,可能导致条件协方差估计出现偏误。由于 DCC-MVGARCH 相对于其他多元 GARCH 模型具有明显的计算优势,能够同时估计大量资产的条件协方差矩阵,所以 Bali 等^[9]应用该方法估计条件协方差,并对条件协方差进行合理性检验,确保条件协方差估计合理,然后构建联立方程系统,对多个资产序列同时按离散状态 ICAPM 理论模型进行回归,此时需要考虑到各资产的自相关以及资产间的同期相关、异方差等问题。

中国也有一些学者开展关于风险收益关系的研究,但目前大部分是应用单序列 GARCH-M 系列模型

研究市场超额收益条件方差对市场超额收益的影响,只研究单一市场序列,且没有考虑跨期风险成分。由于研究目的、时间段和模型设定的不同,这些研究结论也不一致。刘勇等^[11]发现市场超额收益与波动率具有显著正向关系,何兴强等^[12]发现市场超额收益与波动率具有负向关系。由于仅针对单一市场序列,且省略了 ICAPM 中跨期风险成分,所以这些研究面临着效能不高和遗漏变量等问题。

此外,中国学者应用向量自回归、协整、GARCH 等时间序列计量方法研究经济和情绪等指标对市场超额收益和波动的影响。刘焯松^[13]和路迹等^[14]分别研究货币供应量和利率对证券市场的影响,伍燕然等^[15]和杨阳等^[16]研究情绪对市场超额收益和条件波动的影响。这些研究都是应用计量经济方法探讨各变量间的统计关系,但不能说明这些指标是否包含影响资产超额收益的风险因素、是否具备定价能力。

本研究参考 Petkova^[10]和 Bali 等^[2,9]的相关方法,将检验资产从单一市场组合扩展到多个证券组合,以一系列经济、情绪和市场状态变量衡量投资机会变动,采用 Engle^[17]的 DCC-MVGARCH 方法估计资产超额收益与市场超额收益、状态变量新息的条件协方差,再应用面板回归方法对资产超额收益与相应条件协方差进行回归分析,检验相对风险厌恶系数和跨期风险溢价的显著性,并探讨状态变量变化的经济意义。

3 模型、数据和计量方法

3.1 ICAPM 介绍

参考 Bali^[2]和 Guo 等^[3]的研究,离散状态的 ICAPM 理论模型为

$$E_t(R_{i,t+1}) = A\sigma_{iM,t+1} + B\sigma_{iF,t+1} \quad (1)$$

$$A = \left[\frac{-J_{ww}W}{J_w} \right], B = \left[\frac{-J_{wF}}{J_w} \right], J_w = \frac{\partial J}{\partial W}$$

$$J_{ww} = \frac{\partial^2 J}{\partial W^2}, J_{wF} = \frac{\partial^2 J}{\partial W \partial F}$$

其中, $E_t(R_{i,t+1})$ 为资产 i 的预期超额收益; t 为时间标识; A 为相对风险厌恶系数; M 为市场标识; $\sigma_{iM,t+1}$ 为资产 i 的超额收益与市场超额收益的条件协方差,衡量市场风险; B 为跨期风险溢价; F 为状态变量的预期外变化(本研究称为新息),在 ICAPM 中只有新息才可成为定价因素; $\sigma_{iF,t+1}$ 为资产 i 的超额收益与状态变量新息的条件协方差,衡量跨期风险; W 为投资者财富; $J(W, F, t)$ 为代表性投资者的间接效用函数; J_w 为效用函数对财富的一阶偏导,即财富的边际效用; J_{ww} 为财富边际效用对财富的偏导数; J_{wF} 为财富边际效用对状态变量新息的偏导数。

根据 ICAPM,对于风险厌恶的代表性投资者, J_w 为正数,随着财富的增加其边际效用递减,即 J_{ww} 小于 0,所以此时 A 应该为正数。当 $J_{wF} > 0$ 时 $B < 0$,表明该状态变量新息增加时财富的边际效用增加,意味着财富水平下降,投资机会恶化。若 $B < 0$,对于 $\sigma_{iF,t+1}$

> 0 的资产,由于该资产在财富水平低时具有较高的收益,所以能对冲投资机会的不利变动,投资者对该资产产生套期保值需求。从(1)式可知,给定 $A\sigma_{IM,t+1}$, 当 $B < 0$ 时,由于 $\sigma_{IF,t+1} > 0$,则该资产具有较低的预期收益。当 B 为正数时,则相反。当财富的边际效用状态独立时 ($J_{WF} = 0$), B 为零。

3.2 数据和来源

3.2.1 检验资产选择

Fama 等^[18]发现账面市值比和规模分组存在明显的定价异常,杨忻等^[19]也发现同样的现象。行为金融研究对账面市值比和规模分组也有深入研究, Baker 等^[20]发现小规模股票、极端成长股和价值股更易受情绪影响,张强等^[21]和蒋玉梅等^[22]对此也有相关分析。本研究以中国股市的 25 个规模-账面市值比组合及其扩展组合作为检验资产,对面板数据进行回归分析。在资产定价研究中,25 个规模-账面市值比组合成为广泛采用的检验资产,25 个组合的收益数据来源于锐思数据库,组合收益由个股收益按照流通市值加权平均,如表 1 所示。

从表 1 可知, $S_1 \sim S_5$ 各组平均收益分别为 0.022、0.020、0.018、0.015、0.014,平均收益随市值规模的增加呈现递减趋势,且在每一账面市值比分组内也呈现出这种特征,综合说明中国股市存在明显的规模效应。 $H_1 \sim H_5$ 各组平均收益分别为 0.015、0.018、0.019、0.019、0.018, H_5 组的平均收益并不是最高,各规模分组内也具有类似现象,平均收益并没有随着账面市值比升高而增加。而在国际成熟市场上规模效益往往不显著,账面市值比效益比较显著。

3.2.2 状态变量选择

Merton^[1]认为影响未来投资机会的变量都可以成为定价因素,正如 Scruggs^[4]所说的,选择代表投资机会的状态变量是个开放的问题。为尽可能从多个方面衡量投资机会,参考相关研究,本研究选取一系列经济、情绪和市场指标作为备选状态变量。

首先,宏观经济指标未预期到的变化可能对资产基本面造成冲击,如现金流、贴现率、赢利等,从而使市场投资机会发生变化。为反映经济环境的多个

方面,考察一系列经济指标未预期到的变化是否包含系统性风险,它们将导致投资机会如何变化,本研究分别考虑宏观经济中的生产、消费、产销情况、投资、房地产开发、出口、货币供应、存贷款、通胀、利率等因素,并以下列指标作为代表,即工业增加值同比增长率 ($R_{industry}$)、社会消费品零售总额同比增长率 ($R_{consume}$)、产销率 (R_{sale})、固定资产投资同比增长率 (R_{invest})、房地产开发投资同比增长率 (R_{house})、出口商品总额同比增长率 (R_{export})、广义货币供应增长率 (R_{m2})、金融机构存贷款差额同比增长率 (R_{save})、消费者物价指数 (CPI)、上海银行间同业拆借利率 ($Shibor$)。上述单一指标衡量经济状态可能不够全面,以国家统计局发布的宏观经济景气一致指数 ($Macro$) 代表经济综合情况, $Macro$ 是根据工业生产、总需求(投资+消费+外贸)、总收入(国家税收+企业利润+居民收入)、就业等方面构造的指数,反映同期经济的总体情况。

Bali^[2]和 Petkova^[10]没有考虑情绪因素对投资机会的影响。行为金融学研究认为情绪是影响资产价格的系统性因素,而且中国股市作为新兴加转轨的资本市场,个人投资者比例较高,且不允许卖空,套利被严格限制,这些特有的股权结构、市场结构和投资者结构使中国股市受情绪的影响更大,所以本研究也选择情绪指标作为状态变量。但由于情绪指标不如经济指标具体、明确,学术界关于情绪的衡量还存在争议。情绪代理指标可分为主观指标和客观指标,主观指标通过问卷调查获得投资者对市场看法,客观指标通过市场交易的实际数据来反映情绪。由于中国缺乏权威、持续的情绪主观指标,主观指标可能存在调查样本代表性不足和内容失真,客观指标相对更能反映投资者的实际行为,所以本研究以客观指标衡量情绪。参考国内外相关研究,选取封闭式基金折价率 ($Disc$)、IPO 数量 ($Nipo$)、IPO 首日收益率 ($Ipor$)、筹资额 (Cz)、筹资率 (Czl)、换手率 ($Turnover$) 6 个指标代理情绪。仅用单个指标衡量整个市场的情绪可能不够全面,而且不同指标对情绪的反映可能具有领先-滞后关系。本研究参考 Baker

表 1 25 个证券组合平均收益
Table 1 Average Returns of 25 Portfolios

分组	H_1	H_2	H_3	H_4	H_5	规模各组平均
S_1	0.019	0.024	0.024	0.020	0.024	0.022
S_2	0.018	0.019	0.021	0.022	0.018	0.020
S_3	0.016	0.017	0.018	0.019	0.018	0.018
S_4	0.011	0.016	0.017	0.017	0.017	0.015
S_5	0.011	0.014	0.016	0.014	0.013	0.014
账面市值比各组平均	0.015	0.018	0.019	0.019	0.018	

注: $S_1 \sim S_5$ 为股票市值规模从小到大的 5 个等分分组, $H_1 \sim H_5$ 为账面市值比从低到高的 5 个等分分组, $S_1 H_1$ 表示股票市值规模最小、账面市值比最低的证券组合,其他类推。

等^[20,23]和易志高等^[24]的主成分方法对6个情绪指标当期和滞后一期共12个序列进行分析,要求前几个主成分序列的累计方差解释率达到85%,应用特征值加权得到情绪综合指标(*Sent*)。主成分序列可以过滤单个情绪代理指标的噪音,反映它们共同的成分投资者情绪。由于中国股市早期处于创建发展阶段,部分数据难以取得,且1998年4月才出现新型封闭式基金,为避免早期异常数据的影响,本研究选取1999年5月至2011年2月间的月度数据进行研究。

再者,Fama等^[18]认为规模溢价*SMB*(小盘股与大盘股收益之差)和价值溢价*HML*(高账面市值比与低账面市值比股票收益之差)是能描述投资机会的状态变量,他们的猜想在一定程度上得到证实。Petkova^[10]证实三因素模型符合ICAPM理论框架,发现*SMB*与资产困境或违约风险有关,代表违约溢价,*HML*与资产的现金流期限风险有关,代表期限溢价;此外,Campbell^[25]认为投资者会对冲市场波动率(*Volatility*)未预期到的变化,Bali等^[2,9]实证发现市场波动率新息的跨期风险溢价显著为负。所以本研究也把*SMB*、*HML*、*Volatility*作为备选状态变量。参照Bali^[2]的方法,应用市场日收益数据($R_{M,d}$)按下式计算*Volatility*,即

$$Volatility_t = \sum_{d=1}^{D_t} R_{M,d}^2 + 2 \sum_{d=2}^{D_t} R_{M,d} R_{M,d-1} \quad (2)$$

其中, D_t 为第*t*月的交易天数, d 为第*t*月的交易日标识, $R_{M,d}$ 为市场在第*d*天的日收益,等式右边第二项为日收益自相关的调整项。

宏观经济指标来源于色诺芬数据库,IPO数据、封闭式基金数据来源于国泰安数据库,筹资额、成交额、流通市值等数据来源于中国证券登记结算有限责任公司,*SMB*、*HML*数据来源于锐思数据库。

3.3 计量方法

3.3.1 状态变量新息估计

本研究按照Petkova^[10]的方法对上述15个状态变量构建向量自回归(VAR)模型,根据似然比(LR)检验以及AIC、SIC准则,选择最优滞后阶数为1,以残差作为各变量的新息,衡量状态变量预期外的变化。VAR模型所有根的模的倒数小于1,表明该模型稳定。限于篇幅,不再列出VAR估计结果。

3.3.2 条件协方差估计

本研究根据Bali等^[9]设定的形式,对资产超额收益 $R_{i,t+1}$ 、市场超额收益 $R_{M,t+1}$ 、状态变量新息 $F_{j,t+1}$ 进行一阶自回归,即

$$\begin{aligned} R_{i,t+1} &= a_0^i + a_1^i R_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \\ R_{M,t+1} &= a_0^M + a_1^M R_{M,t} + \varepsilon_{M,t+1} \\ F_{j,t+1} &= a_0^j + a_1^j F_{j,t} + \varepsilon_{j,t+1} \end{aligned} \quad (3)$$

其中, a_0^i 为资产超额收益的一阶自回归截距项, a_0^M 为市场超额收益的一阶自回归截距项, a_0^j 为状态变量新息的一阶自回归截距项; a_1^i 为资产超额收益的一阶自回归系数, a_1^M 为市场超额收益的一阶自回归系数, a_1^j 为状态变量新息的一阶自回归系数; $\varepsilon_{i,t+1}$ 为资

产超额收益的一阶自回归残差, $\varepsilon_{M,t+1}$ 为市场超额收益的一阶自回归残差, $\varepsilon_{j,t+1}$ 为状态变量新息的一阶自回归残差。

再利用所得残差构建多变量的DCC-GARCH(1,1)方程估计条件协方差,条件协方差矩阵如(4)式。DCC-GARCH相对于其他多元GARCH模型具有明显的计算优势,可以同时估计大量资产的条件协方差矩阵。

$$V_t \begin{pmatrix} R_{t+1} \\ R_{M,t+1} \\ F_{t+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_{rr,t+1} & \sigma_{rM,t+1} & \sigma_{rF,t+1} \\ \sigma_{Mr,t+1} & \sigma_{MM,t+1} & \sigma_{MF,t+1} \\ \sigma_{Fr,t+1} & \sigma_{FM,t+1} & \sigma_{FF,t+1} \end{pmatrix} \quad (4)$$

其中, R_{t+1} 为 $R_{i,t+1}$ 组成的*n*维列向量,*n*为检验资产个数; F_{t+1} 为 $F_{j,t+1}$ 组成的*m*维列向量,*m*为状态变量个数; $\sigma_{rr,t+1}$ 为*n*×*n*维资产超额收益间的条件协方差矩阵; $\sigma_{rM,t+1}$ 为*n*×1维资产超额收益与市场超额收益的条件协方差矩阵; $\sigma_{rF,t+1}$ 为*n*×*m*维资产超额收益与状态变量新息的条件协方差矩阵; $\sigma_{Mr,t+1}$ 为1×*n*维市场超额收益与资产超额收益的条件协方差矩阵; $\sigma_{MM,t+1}$ 为市场超额收益的条件方差; $\sigma_{MF,t+1}$ 为1×*m*维市场超额收益与状态变量新息的条件协方差矩阵; $\sigma_{Fr,t+1}$ 为*m*×*n*维状态变量新息与资产超额收益的条件协方差矩阵; $\sigma_{FM,t+1}$ 为*m*×1维状态变量新息与市场超额收益的条件协方差矩阵; $\sigma_{FF,t+1}$ 为*m*×*m*维状态变量新息间的条件协方差矩阵。

为评估DCC-GARCH所得结果是否合理,参考Bali等^[9]的研究从两个维度进行检验。一方面,如果条件方差估计合理,则每个序列条件方差的平均数应等于无条件方差。对25个收益序列、市场超额收益、状态变量新息等条件方差的平均数与相应无条件方差进行相关性检验,相关系数为0.993,且显著相关。另一方面,如果条件协方差估计合理,则25个组合与市场超额收益每一期条件协方差的加权平均值应等于当期市场超额收益的条件方差,25个组合与状态变量新息每一期条件协方差的加权平均值应等于当期市场超额收益与状态变量新息的条件协方差。经检验,25个资产与市场超额收益条件协方差的加权平均值和市场超额收益条件方差的相关系数为0.998,25个资产与状态变量新息条件协方差的加权平均值和市场超额收益与状态变量新息条件协方差的相关系数为0.959,都显著相关。两个维度的检验结果证实DCC-GARCH所得条件协方差合理。

3.3.3 资产超额收益与条件协方差回归方法

Merton^[7]用理论模型证明离散状态ICAPM理论模型的关系不仅适用于市场组合,而且适用于单个股票或证券组合。代表性投资者的风险厌恶程度和跨期风险溢价应相等,为确保内在一致性,不同资产组合收益对各自与市场超额收益和状态变量新息的协方差回归的斜率系数(*A*和*B*)应相等。由于市场存在税收和交易成本等市场不完美因素,在关于ICAPM的实证研究中,一般针对(5)式进行检验,如Scruggs^[4]和Bali^[2]等。

$$R_{i,t+1} = a + A\sigma_{iM,t+1} + B\sigma_{iF,t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (5)$$

其中, a 为资产风险调整后的收益。

本研究应用横截面相关、异方差及时序自相关的面板回归对 25 个规模 - 账面市值比组合按 (5) 式进行分析。(5) 式的截距项为各资产的风险调整后收益, 如果条件协方差对资产超额收益差异具有良好的解释能力, 根据 ICAPM 理论, 截距项应等于 0。

当不同的状态变量新息进入 (5) 式时, 为评判各模型对横截面资产超额收益的解释能力, 参考 Petkova^[10] 的方法计算横截面 R^2 , 即

$$R^2 = \frac{\text{var}(\bar{R}) - \text{var}(\bar{\varepsilon})}{\text{var}(\bar{R})} \quad (6)$$

其中, R^2 为模型所能解释的资产平均收益横截面差异的比例, $\text{var}(\bar{R})$ 为资产平均收益的横截面方差, $\text{var}(\bar{\varepsilon})$ 为平均残差的方差。

4 实证结果和分析

4.1 无对冲需求时的风险收益关系

假设没有跨期对冲需求, 应用 25 个规模 - 账面市值比组合联合估计 (7) 式, 所得结果如表 2 所示。

$$R_{i,t+1} = a + A\sigma_{iM,t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (7)$$

从表 2 可以看出, 联立方程系统估计的 A 在 10% 的水平上显著为正, A 衡量市场总体的相对风险厌恶, 从这个意义上看, 中国股市投资者平均表现为风险厌恶, 他们基于风险补偿进行投资。截距项反映了不能被条件协方差解释的超额收益, 它不能拒绝

原假设, 说明资产与市场超额收益条件协方差较好地反映了资产超额收益在时序和横截面上的变动, ICAPM 模型设定合理。

表 2 无对冲需求时面板回归结果

Table 2 Panel Regression Results without Hedge Demands

检验结果	a	A	调整后判决系数
系数值	-0.002	1.195*	0.078
t 值	-0.313	1.922	

注: * 为 10% 水平上显著, 下同。

4.2 单一状态变量时的风险收益关系

当投资机会变动时, 投资者希望调整投资组合对冲投资机会的不利变动。这种情况下, Merton^[1] 认为除传统的市场风险外, 资产超额收益与状态变量新息协方差表示的跨期风险成为相关的定价因素。

本研究以 $R_{industry}$ 、 $R_{consume}$ 、 R_{sale} 、 R_{invest} 、 R_{house} 、 R_{export} 、 R_{m_2} 、 R_{save} 、 CPI 、 $Shibor$ 、 $Macro$ 、 $Sent$ 、 SMB 、 HML 和 $Volatility$ 共 15 个指标作为备选状态变量, 以其向量自回归的残差作为新息, 研究新息能否预测投资机会的变动、是否会影响风险收益关系。为便于分析经济含义, 首先以一个状态变量描述投资机会, 当任一状态变量出现变化时, 应用检验资产系统估计 (5) 式, 结果如表 3 所示。

表 3 单状态变量 ICAPM 面板回归结果

Table 3 Panel Regression Results of ICAPM with a Single State Variable

状态变量	a	t_a	A	t_A	B	t_B	调整后判决系数
$R_{industry}$	-0.003	-0.378	1.184*	1.811	-0.021	-0.283	0.066
$R_{consume}$	-0.003	-0.458	1.228*	1.950	-1.124	-0.693	0.014
R_{sale}	-0.002	-0.250	1.161*	1.834	-0.049	-0.245	0.100
R_{invest}	-0.002	-0.320	1.221*	1.959	-0.226	-0.158	0.036
R_{house}	-0.003	-0.368	1.025	1.616	11.228**	2.248	0.022
R_{export}	-0.002	-0.243	0.800*	1.884	-4.089	-1.560	0.261
R_{m_2}	-0.003	-0.442	1.119*	1.788	58.073**	2.181	0.378
R_{save}	-0.005	-0.675	1.106*	1.648	-5.804*	-1.803	0.201
CPI	-0.001	-0.157	1.250**	1.971	-0.361	-0.878	0.111
$Shibor$	-0.002	-0.224	1.110*	1.776	-0.768**	-2.010	0.304
$Macro$	-0.004	-0.529	0.720	1.030	1.153*	1.873	0.370
$Sent$	-0.002	-0.345	1.236**	1.979	0.453	0.567	0.015
SMB	-0.001	-0.162	0.687	1.022	3.985**	2.100	0.680
HML	-0.002	-0.325	1.197*	1.836	0.278	0.086	0.033
$Volatility$	-0.003	-0.418	1.378**	2.157	-72.610***	-2.608	0.440

注: 表中数据为以该指标作为状态变量用 (5) 式估计的结果; t_a 为 a 的 t 统计量, t_A 为 A 的 t 统计量, t_B 为 B 的 t 统计量; ** 为 5% 水平上显著, *** 为 1% 水平上显著, 下同。

首先考察风险厌恶系数估计结果,从表3可以看出,加入状态变量新息与资产超额收益的协方差后, A 的取值在0.687~1.378之间,仍然都为正,具有合理的经济含义。但在考虑资产与 R_{house} 、 $Macro$ 、 SMB 等新息的条件协方差后, A 的显著水平有所下降,说明它们对资产超额收益的影响超过了市场因素。对比调整后判决系数, SMB 、 $Volatility$ 、 R_{m_2} 为解释能力最高的3个状态变量,它们对股市收益的影响更值得关注。

下面重点考察 B 的估计结果。 R_{house} 、 R_{m_2} 、 R_{save} 、 $Shibor$ 、 $Macro$ 、 SMB 、 $Volatility$ 的跨期风险溢价显著,说明这些因素的新息包含影响资产超额收益的系统风险。从因素分布看, $R_{industry}$ 、 $R_{consume}$ 、 R_{sale} 、 R_{invest} 、 R_{export} 、 CPI 等实体经济指标的跨期风险溢价都不显著,这些因素的变动没有被定价,投资者没有对冲它们变动的风险,参考Bali^[2]的解释,说明投资者对这些指标的变动没有一致反应。而 R_{m_2} 、 R_{save} 、 $Shibor$ 等资金因素都具有显著影响,说明货币供应、存贷差、利率等因素具有定价能力,资金总量和资金成本是影响资产超额收益的系统性风险因素,这个结果与Scruggs^[4]的研究结果相似,其实证结果表明 CPI 、生产增长率等经济指标不能显著影响市场超额收益,而利率具有显著的定价能力。 HML 的跨期风险溢价不显著,这与Bali^[2]的研究结果一致,但 SMB 的跨期风险溢价与Bali^[2]不同,Bali^[2]发现该系数显著为负数。这可能由于中国股市小盘股往往对市场信息更为敏感,由于规模小,当投资机会变好时,少量的买盘便可拉动股价上升,反之亦然,所以中国股市 SMB 增加意味着投资机会出现有利变化。通过对 HML 进行分析发现, HML 的均值为0.003,均值为0的检验 t 值为1.194,不能拒绝零假设,说明账面市值比效应不明显,所以其对投资机会的预测能力有限。对比来看, SMB 的均值为0.007,均值为0的检验 t 值为1.995,拒绝均值为0的假设,说明中国股市存在明显的规模效应,所以它具有显著的定价能力, SMB 和 HML 的风险溢价估计结果与表1平均收益结果基本一致。市场情绪的风险溢价不显著,没有足够的证据说明情绪变化具有定价能力,这也可能与本研究使用的是月度数据有关,由于情绪受多种因素影响,波动频率较高,它可能对资产的高频收益有显著影响。

在跨期风险溢价显著的因素中, R_{house} 、 R_{m_2} 、 $Macro$ 、 SMB 的风险溢价显著为正,说明它们的新息增加意味着投资机会出现有利变动,资产与它们的条件协方差越大,预期下一期产生越高的收益。 R_{save} 、 $Shibor$ 、 $Volatility$ 的风险溢价显著为负,它们的新息增加,投资机会出现不利变动,资产与它们的条件协方差越大,预期下一期产生越低的收益。根据ICAPM理论,与 R_{house} 、 R_{m_2} 、 $Macro$ 、 SMB 等新息负相关、与 R_{save} 、 $Shibor$ 、 $Volatility$ 等新息正相关的资产在财富水平低时具有较高的收益,它们能够对冲投资机会不利变动的风险。

从经济理论和现实意义分析上述实证结果,可

以得到以下启示。

(1)自1998年国家实施住房制度改革以来,房地产市场快速发展,房地产业成为带动中国实体经济发展的重要动力。由于房地产具有投资性资产的属性,房地产投资波动与房价波动密切关联,从而影响股市等相关资产市场,房地产投资新息增加成为促进股市投资机会改善的原因之一。

(2)货币政策是国家保持经济平稳较快增长的重要工具,中国现行的货币政策以货币供应量作为中介目标,货币供应超预期的增加可能导致市场上货币供应充足,在证券总额暂时稳定的前提下,股价具有上升预期;另外,货币供应增加则利率具有下降预期,这也会促使股价上升,所以此时投资机会应出现有利变动。实证结果与易纲等^[26]的理论分析一致,他们的研究表明在一定时期货币供给超预期的增加将促使股价升高。

(3)根据现值理论,股价与贴现利率负相关,当利率新息增加时股价有下降趋势;从另一个角度看,当利率上升时,投资者可能会调整资产配置,减少股票投资而增加银行存款和债券份额,这也会造成股价下跌。所以利率新息上升、股市投资机会恶化,实证结果符合理论预期,与Merton^[1]的分析也一致。

(4)中国人民银行研究局课题组^[27]的研究指出,信贷资金存在违规进入股市的问题,金融机构存贷款差额新息增加时,可能意味着资金从股市抽离,流向银行体系;另外,存贷差增加可能由利率上升引起。综合多种原因,存贷差新息增加导致股市投资机会恶化。

(5)宏观经济景气指数是当期经济基本走势的综合反映,其新息增加时投资机会出现有利变动,这说明虽然中国股市发展的广度和深度有限,但也受经济总体形势的显著影响。

(6)规模溢价在中国股市所指代的风险还不明确,理性定价的观点认为小规模公司在经营中更容易面临困境,所以其相对高的收益是对风险的补偿;行为金融的观点认为小规模等难以估值和难以套利的股票具有更高的情绪敏感度,情绪波动是造成它们收益差异的重要因素。从中国股市的实际情况看,规模小的公司在实际运营中面临人才、资金、市场等多方面的瓶颈,相对更容易遭受经营和发展困境,而由于流通盘小,在资本市场上也容易受到投机资金的炒作,所以 SMB 可能包含了经营风险或投机风险的成分,它们对资产定价起到显著影响。

(7)市场波动率新息上升时,股市投资风险加大,较多投资者会离场观察,所以投资机会出现不利变动,实证结果与Bali^[2]和Campbell^[25]的研究结果一致。

最后,考察截距项的检验结果,所有的 α 都不能拒绝为0的原假设,说明资产超额收益与市场超额收益和状态变量新息的条件协方差能较好地解释资产超额收益,ICAPM模型设定合理。

4.3 三因素模型检验

Fama等^[18]认为规模溢价和价值溢价能预测未

来投资机会的变化,并认为三因素模型是建立在ICAPM理论基础上的理性定价模型。三因素模型在国际学术界得到广泛应用,但该模型并没有严格的理论基础。表3表明规模溢价具有定价能力,价值溢价却没有显著的定价能力。为进一步探讨三因素模型与ICAPM的关系,令规模溢价和价值溢价同时为状态变量,如(8)式所示,估计结果见表4。

$$R_{i,t+1} = a + A\sigma_{im,t+1} + B_{smb}\sigma_{ismb,t+1} + B_{hml}\sigma_{ihml,t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (8)$$

其中, B_{smb} 为SMB的跨期风险溢价, B_{hml} 为HML的跨期风险溢价, $\sigma_{ismb,t+1}$ 为资产 i 的超额收益与SMB新息的条件协方差, $\sigma_{ihml,t+1}$ 为资产 i 的超额收益与HML新息的条件协方差。

表4 三因素模型面板回归结果
Table 4 Panel Regression Results of Three Factors Model

检验结果	a	A	B_{smb}	B_{hml}	调整后 判决系数
系数值	-0.001	0.494	4.529**	3.569	0.786
t 值	-0.174	0.678	2.293	1.046	

表4的结果与表3一致,3个解释变量的风险溢价都为正,但只有规模溢价显著,说明中国股市不能完全支持三因素模型与ICAPM的关系,在应用三因素模型评价投资业绩或估计预期收益时需谨慎。这与Petkova^[10]的发现不同,他认为三因素模型符合ICAPM理论框架。

4.4 资金因素为状态变量时的风险收益关系

R_{m2} 、 R_{save} 、 $Shibor$ 中单一因素变化时能显著影响投资机会,由于它们之间存在相互影响,很可能同时出现不利变化。下面以3个资金因素共同描述投资机会,如(9)式所示,控制其相互影响后,考察风险厌恶系数和跨期风险溢价,估计结果见表5。

$$R_{i,t+1} = a + A\sigma_{im,t+1} + B_{m2}\sigma_{im2,t+1} + B_{save}\sigma_{isav,t+1} + B_{shi}\sigma_{ishi,t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (9)$$

其中, B_{m2} 为 R_{m2} 的跨期风险溢价, B_{save} 为 R_{save} 的跨期风险溢价, B_{shi} 为 $Shibor$ 的跨期风险溢价, $\sigma_{im2,t+1}$ 为资产 i 的超额收益与 R_{m2} 新息的条件协方差, $\sigma_{isav,t+1}$ 为资产 i 的超额收益与 R_{save} 新息的条件协方差, $\sigma_{ishi,t+1}$ 为资产 i 的超额收益与 $Shibor$ 新息的条件协方差。

从表5可以看出,控制资金因素间的相互影响

后,风险厌恶系数仍为正,符合理论预期,但已不再显著,说明当 R_{m2} 、 R_{save} 和 $Shibor$ 同时变化时,它们对资产超额收益的影响甚至超过了市场风险。从 B 的估计结果看,3个跨期风险溢价的符号与表3相同,但 $Shibor$ 的跨期风险溢价不再显著,说明 R_{m2} 和 R_{save} 反映资金数量的因素对资产定价的影响超过了利率因素,这符合中国实际情况。货币供应量是货币政策的操作目标,资金供应情况对货币市场和资本市场有着重要影响。当三者同时出现不利变动,投资者在进行投资决策和套期保值时,应重点考虑 R_{m2} 和 R_{save} 的跨期风险,并选择与 R_{m2} 新息负相关、与 R_{save} 新息正相关的资产对冲投资机会不利的变动。

4.5 多维状态变量时的风险收益关系

假设投资者综合考虑经济、情绪和市场指标的变化,由于 $Macro$ 和 $Sent$ 分别为经济、情绪的综合衡量指标, $Volatility$ 代表市场波动,以资产与它们新息的协方差分别代表经济、情绪、市场波动风险。SMB和HML在中国股市所指代的风险虽不直接,但与小盘股相似,账面市值比高(托宾 Q 低)的股票经常面临经营和发展难题,也容易受到庄家炒作,所以SMB和HML都可能包含经营风险或投机风险的成分。以 $Macro$ 、 $Sent$ 、SMB、HML和 $Volatility$ 等5个指标代表多维因素,以它们的新息衡量投资机会变动,考察跨期对冲需求和相应的风险溢价,检验公式如(10)式所示,回归结果见表6。

$$R_{i,t+1} = a + A\sigma_{im,t+1} + B_{mac}\sigma_{imac,t+1} + B_{sen}\sigma_{isen,t+1} + B_{smb}\sigma_{ismb,t+1} + B_{hml}\sigma_{ihml,t+1} + B_{vol}\sigma_{ivol,t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (10)$$

其中, B_{mac} 为 $Macro$ 的跨期风险溢价, B_{sen} 为 $Sent$ 的跨期风险溢价, B_{vol} 为 $Volatility$ 的跨期风险溢价, $\sigma_{imac,t+1}$ 为资产 i 的超额收益与 $Macro$ 新息的条件协方差, $\sigma_{isen,t+1}$ 为资产 i 的超额收益与 $Sent$ 新息的条件协方差, $\sigma_{ivol,t+1}$ 为资产 i 的超额收益与 $Volatility$ 新息的条件协方差。

从表6可以看出,当考虑多维因素后,风险厌恶系数为正但不显著。市场风险受经济、情绪和市场波动等因素的影响,同时考虑这些因素,市场风险不再是决定资产超额收益的显著因素。 $Macro$ 和SMB的风险溢价仍显著为正,说明 $Macro$ 和SMB的新息包含影响资产超额收益的系统性风险,宏观层面的经济波动风险、微观层面的经营风险或投机风险可能就包含其中。当5个状态变量同时出现不利变动时,选择同时与 $Macro$ 和SMB的新息负相关的资产能够对冲跨期风险。

表5 资金因素状态变量ICAPM面板回归结果

Table 5 Panel Regression Results of ICAPM with Monetary State Variables

检验结果	a	A	B_{m2}	B_{save}	B_{shi}	调整后判决系数
系数值	-0.007	0.993	51.522*	-6.732**	-0.453	0.508
t 值	-0.952	1.468	1.913	-2.112	-1.147	

表6 多维状态变量 ICAPM 面板回归结果

Table 6 Panel Regression Results of ICAPM with Multidimensional State Variables

检验结果	<i>a</i>	<i>A</i>	<i>B_{mac}</i>	<i>B_{sen}</i>	<i>B_{smb}</i>	<i>B_{hml}</i>	<i>B_{vol}</i>	调整后 判决系数
系数值	-0.004	0.019	1.473 **	0.859	5.099 **	2.302	-38.309	0.486
<i>t</i> 值	-0.543	0.024	2.126	0.982	2.351	0.657	-1.413	

表7 显著因素状态变量 ICAPM 面板回归结果

Table 7 Panel Regression Results of ICAPM with Significant State Variables

检验结果	<i>a</i>	<i>A</i>	<i>B_{m2}</i>	<i>B_{sav}</i>	<i>B_{shi}</i>	<i>B_{hou}</i>	<i>B_{mac}</i>	<i>B_{smb}</i>	<i>B_{vol}</i>	调整后 判决系数
系数值	-0.007	0.199	5.197	-8.408 **	-0.294	3.231	1.631 **	3.312	-61.819 **	0.445
<i>t</i> 值	-0.931	0.209	0.172	-2.501	-0.708	0.693	2.314	1.362	-2.137	

4.6 显著因素同时为状态变量时的风险收益关系

根据表3的结果, *Rhouse*、*Rm₂*、*Rsav*、*SMB*、*Shibor*、*Macro*和*Volatility*的跨期风险溢价显著,当这些因素变化的新息同时到达市场时,它们如何影响资产超额收益,投资者应如何对冲风险。虽然7个因素同时出现不利变动的概率较低,但也值得进行实证探讨。以7个因素描述投资机会,如(11)式所示,估计结果见表7。

$$\begin{aligned}
 R_{i,t+1} = & a + A\sigma_{im,t+1} + B_{m_2}\sigma_{im_2,t+1} + B_{sav}\sigma_{isav,t+1} + \\
 & B_{shi}\sigma_{ishi,t+1} + B_{hou}\sigma_{ihou,t+1} + B_{mac}\sigma_{imac,t+1} + \\
 & B_{smb}\sigma_{ismb,t+1} + B_{vol}\sigma_{ivol,t+1} + \varepsilon_{i,t+1}
 \end{aligned}
 \tag{11}$$

其中, *B_{hou}*为*Rhouse*的跨期风险溢价, $\sigma_{ihou,t+1}$ 为资产*i*的超额收益与*Rhouse*新息的条件协方差。

对比表3和表7的结果可以看出,各风险溢价的符号都相同。但控制了多个因素的交互影响后,相对风险厌恶系数和*Rm₂*、*Shibor*、*Rhouse*、*SMB*的跨期风险溢价不再显著, *Rsav*、*Macro*和*Volatility*的新息仍包含了影响资产超额收益的系统风险。当7个因素同时出现不利变动时,投资者可以选择同时与*Macro*新息负相关、与*Rsav*和*Volatility*新息正相关的资产对冲投资机会的不利变动。

对比表4、表5、表6、表7的调整后判决系数可以看出,三因素模型的解释能力最高,随着状态变量增加,模型的调整后判决系数反而降低,显著因素同时为状态变量的ICAPM解释能力最低,这说明增加状态变量个数并不一定能够提高定价模型的解释能力,从侧面反映出7个因素同时出现不利变动的可能性不大,投资者不必同时兼顾这些因素并进行风险对冲。

5 稳健性分析

5.1 分时间段检验

为探讨ICAPM对资产超额收益的解释能力、各状态变量的风险溢价等估计结果在不同时期是否稳健,同时考虑到样本必须具有一定的时间长度才具有统计功效,本研究将样本期均分为前后两个阶段分别进行前述检验,即1999年5月至2005年3月和2005年4月至2011年2月,结果表明各模型的截距项不能拒绝原假设,ICAPM在两个时期都具有较好的解释能力。

在单状态变量ICAPM前后两阶段估计中,大部分状态变量的跨期风险溢价结果与全样本一致,仅前阶段的结果有2个与全样本在显著水平上存在差异。全样本中*Rhouse*的风险溢价显著为正, *Sent*的风险溢价为正但不显著,而前阶段*Rhouse*的风险溢价为正但不显著, *Sent*的风险溢价显著为正。这说明前阶段房地产投资对股市的作用还不明显,而在股市早期阶段投资者情绪对资产超额收益有显著影响,情绪升高投资机会明显改善。其他变量前后两阶段的检验结果与全样本一致。对比调整后判决系数发现,在各阶段*SMB*都是解释能力最高的状态变量,资金因素(*Rm₂*、*Rsav*、*Shibor*)和市场波动(*Volatility*)也都具有较高的解释能力。

在多状态变量ICAPM中,三因素模型在各阶段的结果一致, *HML*的风险溢价都不显著,三因素模型虽具有较高的解释能力,但并不完全符合ICAPM理论。在资金因素或多维状态变量的ICAPM中,风险溢价估计结果与全样本基本一致;各阶段的调整后判决系数并不高,考虑太多风险因素的模型解释能力不高,与全样本相似。

综合来看,前后阶段的检验结果虽有个别在显

著性程度上有差异,但这属于市场环境和股市发展程度不同所导致的正常样本差异,所以本研究的实证结果具有较好的稳健性。限于篇幅,不再列出具体数据。

5.2 扩展检验资产估计

为确保稳健,参考 Lewellen 等^[28]的建议,在25个资产组合基础上增加上证工业股指数、商业股指数、地产股指数、公用事业股指数、综合股指数、上证指数、深成指数,对32个检验资产进行上文的分析,研究区间同上文,所得结果一致。

5.3 似无关回归检验

参考 Bali^[2]的模型设定,对(12)式应用似无关回归进行检验,令截距项随资产各异,约束各方程的斜率系数(A和B)相等,计算小样本调整后的统计量,所得A和B结果与上文一致。但由于各资产截距项不同,Bali^[2]没有对所有截距项是否显著进行检验,所以本研究不以(12)式作为主要计量模型。

$$R_{i,t+1} = a_i + A\sigma_{IM,t+1} + B\sigma_{iF,t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (12)$$

6 结论

本研究以 Fama 等^[18]的25个规模-账面市值比组合及扩展的证券组合作为检验资产,考察中国股市投资机会变动时的风险收益关系,得到如下结论。

(1) 投资机会变动时,投资者希望调整投资组合对冲投资机会的不利变动。此时,除了传统的市场风险,资产超额收益与状态变量新息协方差表示的跨期风险成为相关的定价因素。以一个状态变量衡量投资机会时,*Rhouse*、*Rm₂*、*Macrot*和*SMB*的风险溢价显著为正,说明它们的新息增加意味着投资机会出现有利变动,资产与它们的条件协方差越大,预期下一期产生越高的收益。*Rsave*、*Shibor*和*Volatility*的风险溢价显著为负,它们的新息增加,投资机会出现不利变动,资产与它们的条件协方差越大,预期下一期产生越低的收益。根据 ICAPM 理论,与*Rhouse*、*Rm₂*、*Macro*和*SMB*新息负相关、与*Rsave*、*Shibor*和*Volatility*新息正相关的资产在财富水平低时具有较高的收益,它们能够对冲投资机会不利变动的风险。

(2) 应用面板数据检验三因素模型时,规模溢价的风险溢价显著为正,价值溢价的风险溢价为正但不显著,不能完全支持三因素模型属于 ICAPM 理论框架。

(3) 当以*Rm₂*、*Rsave*和*Shibor*等资金因素同时代表投资机会时,相对风险厌恶系数不再显著,说明资金因素对资产超额收益的影响超过了市场风险。*Rm₂*和*Rsave*的跨期风险溢价显著,而*Shibor*的跨期风险溢价不再显著,说明资金数量因素对资产定价的影响超过了资金成本因素,符合中国以货币供应量作为货币政策操作目标的实际情况。若三者同时出现不利变化,投资者在进行投资决策和套期保值时,应重点考虑*Rm₂*和*Rsave*的跨期风险,并选择同时与*Rm₂*新息负相关、与*Rsave*新息正相关的资产对冲投资机会

不利变动的风险。

(4) 以*Macro*、*Sent*、*SMB*、*HML*和*Volatility*反映经济、情绪和市场因素的指标同时代表投资机会时,市场风险不再是决定资产超额收益的显著因素,而*Macro*和*SMB*的风险溢价仍显著为正,说明*Macro*和*SMB*的新息包含影响资产超额收益的系统性风险,宏观层面的经济波动风险、微观层面的经营风险或投机风险可能就在其中。当5个因素同时出现不利变动时,选择与*Macro*和*SMB*的新息负相关的资产能够对冲投资机会不利变动的风险。

(5) 以一个状态变量衡量投资机会时,*Rm₂*、*Rsave*、*Shibor*、*Rhouse*、*Macro*、*SMB*和*Volatility*的跨期风险溢价显著。当以它们同时衡量投资机会时,*Rsave*、*Macro*和*Volatility*的风险溢价仍然显著,投资者可以选择与*Macro*新息负相关、与*Rsave*和*Volatility*新息正相关的资产对冲投资机会的不利变动。

(6) 对比各模型的调整后判决系数可以看出,三因素模型的解释能力最高,随着状态变量增加,模型的调整后判决系数反而降低,显著因素同时为状态变量的 ICAPM 解释能力最低,其次为多维状态变量 ICAPM,说明增加状态变量个数并不一定能够提高定价模型的解释能力,从侧面反映出太多因素同时出现不利变动的可能性不高,投资者不必同时兼顾太多风险因素。

综合结果表明,各模型的截距项都不能拒绝原假设,资产与市场超额收益、状态变量新息之间动态的条件协方差能较好地解释资产超额收益差异,ICAPM 模型对中国股市具有较好的解释能力。从各模型的拟合程度看,增加状态变量或同时对冲太多风险并不一定能够提高定价模型的解释能力,所以甄选关键的风险因素是资产定价的重要问题,本研究发现规模溢价、资金因素或市场波动具有较高的解释能力,它们是影响中国股市的重要风险因素。

上述研究结果不仅具有一定的理论意义,而且对投资决策和管理具有指导作用。由于影响资产定价的因素还有很多,本研究无法一一列举并进行检验,但应用本研究模型和方法可以进行扩展研究。

参考文献:

- [1] Merton R C. An intertemporal capital asset pricing model [J]. *Econometrica*, 1973, 41(5): 867-887.
- [2] Bali T G. The intertemporal relation between expected returns and risk [J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 87(1): 101-131.
- [3] Guo H, Savickas R, Wang Z, Yang J. Is the value premium a proxy for time-varying investment opportunities? Some time-series evidence [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2009, 44(1): 133-154.
- [4] Scruggs J T. Resolving the puzzling intertemporal relation between the market risk premium and conditional market variance: A two-factor approach [J].

- The Journal of Finance, 1998, 53(2): 575-603.
- [5] Guo H, Whitelaw R F. Uncovering the risk: Return relation in the stock market [J]. The Journal of Finance, 2006, 61(3): 1433-1463.
- [6] Lundblad C. The risk return tradeoff in the long run: 1836-2003 [J]. Journal of Financial Economics, 2007, 85(1): 123-150.
- [7] Merton R C. On estimating the expected return on the market: An exploratory investigation [J]. Journal of Financial Economics, 1980, 8(4): 323-361.
- [8] Gerard B, Wu G. How important is intertemporal risk for asset allocation? [J]. Journal of Business, 2006, 79(4): 2203-2241.
- [9] Bali T G, Engle R F. The intertemporal capital asset pricing model with dynamic conditional correlations [J]. Journal of Monetary Economics, 2010, 57(4): 377-390.
- [10] Petkova R. Do the Fama-French factors proxy for innovations in predictive variables? [J]. The Journal of Finance, 2006, 61(2): 581-612.
- [11] 刘勇, 周宏. 上海股票市场时变的风险收益关系研究 [J]. 会计研究, 2005(12): 65-70.
Liu Yong, Zhou Hong. Empirical study on dynamic relationship between risk and return on Shanghai stock market [J]. Accounting Research, 2005(12): 65-70. (in Chinese)
- [12] 何兴强, 李涛. 不同市场态势下股票市场的非对称反应: 基于中国上证股市的实证分析 [J]. 金融研究, 2007(8): 131-140.
He Xingqiang, Li Tao. A study on the asymmetric reactions of stock market during bull and bear phases: Evidence from Shanghai stock exchange [J]. Journal of Financial Research, 2007(8): 131-140. (in Chinese)
- [13] 刘规松. 中国货币供应量与股市价格的实证研究 [J]. 管理世界, 2004(2): 131-132, 138.
Liu Huangsong. Empirical study on Chinese money supply and stock prices [J]. Management World, 2004(2): 131-132, 138. (in Chinese)
- [14] 路迹, 陈建国. 人民币利率走势及对证券市场的影响分析 [J]. 管理世界, 2004(9): 139-140.
Lu Ji, Chen Jianguo. Empirical study on Chinese interest rate and stock market [J]. Management World, 2004(9): 139-140. (in Chinese)
- [15] 伍燕然, 韩立岩. 不完全理性、投资者情绪与封闭式基金之谜 [J]. 经济研究, 2007, 42(3): 117-129.
Wu Yanran, Han Liyan. Imperfect rationality, sentiment and closed-end-fund puzzle [J]. Economic Research Journal, 2007, 42(3): 117-129. (in Chinese)
- [16] 杨阳, 万迪昉. 不同市态下投资者情绪与股市收益、收益波动的异化现象: 基于上证股市的实证分析 [J]. 系统工程, 2010, 28(1): 19-23.
Yang Yang, Wan Difang. Relationship among investor sentiment, stock market return and volatility in different market states [J]. Systems Engineering, 2010, 28(1): 19-23. (in Chinese)
- [17] Engle R. Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models [J]. Journal of Business and Economic Statistics, 2002, 20(3): 339-350.
- [18] Fama E F, French K R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds [J]. Journal of Financial Economics, 1993, 33(1): 3-56.
- [19] 杨忻, 陈展辉. 中国股市三因子资产定价模型实证研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2003, 20(12): 137-141.
Yang Xin, Chen Zhanhui. Empirical study on three factors asset pricing model in Chinese stock market [J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics, 2003, 20(12): 137-141. (in Chinese)
- [20] Baker M, Wurgler J. Investor sentiment and the cross-section of stock returns [J]. The Journal of Finance, 2006, 61(4): 1645-1680.
- [21] 张强, 杨淑娥. 中国股市横截面收益特征与投资者情绪的实证研究 [J]. 系统工程, 2008, 26(7): 22-28.
Zhang Qiang, Yang Shue. Empirical study on the cross-section stock returns and investor sentiment in China's stock markets [J]. Systems Engineering, 2008, 26(7): 22-28. (in Chinese)
- [22] 蒋玉梅, 王明照. 投资者情绪与股票收益: 总体效应与横截面效应的实证研究 [J]. 南开管理评论, 2010, 13(3): 150-160.
Jiang Yumei, Wang Mingzhao. Investor sentiment and stock returns: An empirical study on aggregate effects and cross-section effects [J]. Nankai Business Review, 2010, 13(3): 150-160. (in Chinese)
- [23] Baker M, Wurgler J. Investor sentiment in the stock market [J]. The Journal of Economic Perspectives, 2007, 21(2): 129-152.
- [24] 易志高, 茅宁. 中国股市投资者情绪测量研究: CICI的构建 [J]. 金融研究, 2009(11): 174-184.
Yi Zhigao, Mao Ning. Research on the measurement of investor sentiment in Chinese stock market: The CICI's construction [J]. Journal of Financial Research, 2009(11): 174-184. (in Chinese)
- [25] Campbell J Y. Understanding risk and return [J]. Journal of Political Economy, 1996, 104(2): 298-345.
- [26] 易纲, 王召. 货币政策与金融资产价格 [J]. 经济研究, 2002, 37(3): 13-20.

- Yi Gang, Wang Zhao. Monetary policy and financial assets price [J]. *Economic Research Journal*, 2002, 37(3):13-20. (in Chinese)
- [27] 中国人民银行研究局课题组. 中国股票市场发展与货币政策完善[J]. *金融研究*, 2002(4):1-12.
Project Group of the Research Department, the People's Bank of China. The development of stock market and the perfection of monetary policy in China [J]. *Journal of Financial Research*, 2002(4):1-12. (in Chinese)
- [28] Lewellen J, Nagel S, Shanken J. A skeptical appraisal of asset pricing tests [J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 96(2):175-194.

Empirical Study on Time-Varying Investment Opportunity and Risk-return Tradeoff

Wang Yanming, Wang Yifeng

Lingnan College, Sun Yat-Sen University, Guangzhou 510275, China

Abstract: On the basis of Intertemporal Capital Asset Pricing Model (ICAPM), this study investigate risk-return tradeoff and hedging strategies of intertemporal risk, when the investment opportunities are time varying. Applying panel regression to explore the risk-return tradeoff in Chinese stock market, test assets include 25 size and book-to-market portfolios and extended portfolios; take a series of state variables (economic, sentimental or market indicators) to reflect the investment opportunities; market risks are measured as conditional covariances between asset excess returns and market excess returns, intertemporal risks are measured as conditional covariances between asset excess returns and innovations in state variable, those covariances are estimated by DCC-MVGARCH. The results show: when state variable is single, the innovations of those state variables decrease lead to adverse changes in investment opportunities, such as generalized money supply growth rate, real estate investment growth rate, macro-economic climate index, size premium, assets which negatively correlate with those innovations can hedge against unfavorable shift in investment opportunities; the innovations of those state variables increase lead to adverse changes in investment opportunities, such as growth rate of difference between financial institutions deposit and loan, shanghai interbank offered rate, stock market volatility, assets which positively correlate with those innovations can hedge against unfavorable shift in investment opportunities; each model has good explanation power, *SMB*, *Volatility* or Rm_2 has higher explanation; Moreover, ICAPM consist of several state variables are tested and the investment strategies to hedge intertemporal risks are proposed.

Keywords: investment opportunity; market risk; intertemporal risk; risk-return tradeoff

Received Date: October 9th, 2011 **Accepted Date:** April 18th, 2012

Funded Project: Supported by the National Natural Science Foundation of China(70532003)

Biography: Dr. Wang Yanming, a Jiangxi Ji'an native(1957 -), graduated from Sichuan University and is a professor and Ph. D. advisor in the Lingnan College at Sun Yat-Sen University. His research interests include investment theory and finance engineering, etc.

E-mail: stswym@mail.sysu.edu.cn

□