

资产配置模型在中国资本市场真的有效吗?*

韩其恒*, 吴文生, 曹志广

(上海财经大学金融学院, 上海 200433)

内容提要:本文在标准的均值一方差模型框架下,以改善估计误差为主线,选取经典的样本外MV模型和其他15种具有代表性的资产配置模型,运用六组中国资本市场数据进行对比研究。结果表明,增加估计窗口会减少估计误差,11种非卖空限制策略表现优于样本外MV模型,卖空限制模型优于非卖空限制模型。同时,本文选取了简单的等权重(EW)策略作为基准策略,发现估计误差对资产配置产生了严重影响,导致几乎没有模型的确定性等价收益(Certainty Equivalent return, CEQ)一致优于EW策略。为进一步了解估计窗口长度和卖空限制对估计误差的影响,本文以证监会分类的13个行业数据为例进行模拟,结果表明,当估计窗口从60个月增加到600个月时,非卖空限制模型的CEQ大幅提高(除EW策略外),但是,当估计窗口达到600个月时,增加估计窗口对估计误差的改善效果在减少;相对于非卖空策略,卖空限制策略在估计窗口较短时对估计误差改善程度较大,当估计窗口达到480个月时,CEQ大致保持不变,说明当估计窗口达到一定临界值后,卖空限制会抑制投资组合模型的配置效果。最后,本文根据这些实证结果提出了相应的完善资本市场的政策建议。

关键词:投资组合;均值一方差模型;估计误差;CEQ

中图分类号:F830.91 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2016)03—0124—11

一、引言及文献综述

当前在中国,资本市场的发展无论对微观的个体投资者,还是对宏观的实体经济都有着越来越重要的作用。首先,随着个人财富的增加,各种投资组合策略也被广泛应用,积极主动参与市场来管理自己的财富已成为未来的资产管理方向。其次,资本市场已成为整体经济中最重要的组成部分之一,其健康的发展和完善对当前经济发展起着至关重要的作用,正如十八届三中全会对资本市场所提出的要求:“提高直接融资比重。继续坚持服务实体经济的本质要求,着力推动经济发展方式转变和经济结构调整,大力发展股票市场、债券市场等资本市场,拓宽企业直接融资渠道,优化社会融资结

构。”而对资本市场参与者来说,资产配置一直是其核心问题,因为其不仅有利于增加居民财产性收入和增强抗通货膨胀能力,而且有利于进一步完善资本市场和提高资本市场对社会资源的配置效率,从而推进经济结构调整和产业升级,促进经济稳定持久地发展。因此,对资产配置模型在我国资本市场适用性的研究是当今中国资本市场的理论界和实务界非常重要的任务之一。

现代资产配置研究起源于1952年,Markowitz提出了均值一方差模型(mean-variance, MV),首次将数量分析工具引入其中,拉开了现代金融研究的序幕。60余年以来,一系列丰富的投资组合理论研究和应用成果都建立在此基础上,所以,从某种意义上可以说MV模型是现代金融的基石之一。尽管

收稿日期:2015-10-20

* **基金项目:**国家自然科学基金面上项目“不完全市场模型下涉及寿险相关产品的最优资产组合”(71271127/G0115)。

作者简介:韩其恒*(1963-),男,陕西宝鸡人,博士生导师,研究领域是资产组合管理、博弈论,E-mail:hqheng@mail.shufe.edu.cn;吴文生(1988-),男,安徽安庆人,博士研究生,研究领域是资产组合管理、汇率,E-mail:ahwensheng@163.com;曹志广(1977-),男,上海人,博士研究生,研究领域是资产组合管理、汇率,E-mail:caozhiguang@mail.shufe.edu.cn。*为通讯作者。

MV模型在理论上有着完善的基础,但在应用时须提前获知资产真实的均值和方差。通常做法是利用样本数据估计的均值和方差来代替真实的均值和方差,但由于估计值与真实值之间存在着估计误差,使得MV模型的应用效果不尽如人意。此后,许多学者提出了众多改善的资产配置模型,本文将改善方法分为五类:第一类是均值一方差模型(及其扩展),除经典的样本外MV模型外,还有Kan & Zhou(2007)在最大化CEQ的基础上提出的最优两基金模型(two fund, 2fund)和三基金模型(three fund, mv-min)。第二类是贝叶斯模型,主要是利用先验信念对均值方差模型进行改善,如Barry(1974)提出的先验扩散模型(Bayes diffuse-prior, bd)等。第三类是资产定价模型,该类模型运用了各种资产定价方法来估计均值和方差,主要包括著名的资本资产定价模型(CAPM), Fama & French(1993)三因子模型(FF3), Mackinlay & Pastor(2000)运用因子模型结构提出的遗失定价因子的资产配置策略(missing pricing factor, mp),以及Wei Liu等(2013)在零贝塔模型基础上提出的改进的zcapm模型。第四类是方差改进模型, Merton(1980)指出,均值短期内难以精确估计,而方差的相对稳定性使其更容易获相对较准确的估计,据此, Best & Grauer(1992)和 Lediot & Wolf(2004)认为,估计方法应集中于对方差估计的改善,主要包括传统的最小方差模型(min), Yves Choueifaty & Yves Coignard(2008)提出了最大分散化组合(Most Diversified Portfolio, MDP)。最后一类是卖空限制模型, Frost & Savarino(1986)、Chopra(1993)、Jaganathan & Ma(2003)等研究了卖空限制对资产配置策略效果的影响, Maillard等(2010)也在卖空约束限制下,通过最小方差和等权重方法组合构造了等风险贡献策略(equally-weighted risk contributions portfolios, etc)。

然而,这些模型在实际应用中改善效果的程度引起了不少经济学家们的关注,例如,早期的 Bloomfield等(1977)比较了样本外MV模型与EW策略; Jorion(1991)选取EW策略和按市值加权投

资策略作为基准策略,分别把它们和最小方差模型与贝叶斯收缩模型进行了比较; Demiguel等(2009)在这方面做了综合的研究,以EW策略为基准,选取14个投资组合模型研究了美国资本市场的资产配置情况。但上述的对比研究中也存在着一些缺陷,例如, Demiguel等(2009)的研究没有纳入常用的资产定价模型等配置策略,并且在比较基准EW策略中没有考虑无风险资产,选取的其他投资策略却考虑了无风险资产,导致了资产选择对象的不一致性。同时,纵观国内资产配置方面的研究,尽管近些年来也取得了不少研究成果,例如,早期的王福穰、尹先龙(1990)、唐剑波(1993)等人对Markowitz的理论介绍和应用等;后来的吴世农、韦绍永(1998)、田波平等(2004)都利用MV模型研究了中国资本市场的均值和方差问题;近期的凌爱凡等(2013)也提出了多元权值的鲁棒积极投资组合模型等。但这些,大多局限于对国外的投资组合理论介绍和个别模型的应用,而对于估计误差在我国资本市场资产配置影响的研究较少,各种投资组合模型在我国资本市场表现效果的对比研究更鲜见,研究样本也不够全面,所以,无法考察投资组合模型在我国整个资本市场中实际应用效果,也无法从更深角度来研究资本市场的效率问题。

基于以上不足,一方面,本文拟从投资者的效用最大化角度出发,在Demiguel等(2009)研究基础上增加了更多的资产配置模型,例如资产定价模型等,使得资产配置模型的研究更加全面,同时,为了使所有模型统一在最大期望效用函数的基础上进行比较,本文将模型的风险资产的权重进行了调整,选择最优风险资产的投资比例,使得无风险资产和最优风险组合的组合效用达到最大^①;另一方面,本文选取了我国资本市场多组样本数据,考察这些模型在我国资本市场中对估计误差的改善问题,同时,也为了进一步深入研究进行了蒙特卡罗模拟。因此,本文的研究有利于促进资产配置模型在中国资本市场的合理应用,从而提高资本市场效率,进一步完善中国资本市场。

^①假设最优风险资产的权重是 w_0 , $\sum w_0 = 1$,那么,风险资产的投资比例是: $w = \frac{1}{\gamma} \frac{w_0^r \hat{u}}{w_0^r \sum \hat{u}} w_0$ 。其中, \hat{u} 和 $\hat{\Sigma}$ 为样本均值和协

方差矩阵,对于min-c和ERC策略,不能卖空无风险资产。

二、投资组合理论方法

1. 投资组合问题

考虑投资者标准的资产组合选择问题:有1种无风险资产和 N 种风险资产可供选择。在 t 期,无风险资产的收益为 r_{ft} ,风险资产的收益为 $N \times 1$ 维的 r_t ,那么, N 种风险资产的超额收益为 $R_t = r_t - r_{ft}$,其中, 1_N 代表 $N \times 1$ 的单位向量,且假设 $R_t \sim N(u, \Sigma)$ 。如果在 t 期 N 种风险资产的投资组合权重表示为 $N \times 1$ 维向量的 w_t ,那么无风险资产投资的比例为 $1 - 1_N^T w_t$,投资组合的超额收益为 $R_{pt} = w_t^T R_t$,组合的期望超额收益 $\hat{u}_t = w_t^T u$ 和方差 $\sigma_t^2 = w_t^T \Sigma w_t$ 。为了比较不同投资组合模型的效果,本文假设投资者的效用能够通过均值一方差来衡量,其中, γ 代表投资的风险厌恶系数。最大化(1)式可以得到投资者的最优投资组合的权重向量为:

$$U(w_t) = \bar{u}_t - \frac{\gamma}{2} \sigma_t^2 = w_t^T u - \frac{\gamma}{2} w_t^T \Sigma w_t \quad (1)$$

$$w_t^* = \frac{1}{\gamma} \Sigma^{-1} u \quad (2)$$

通过(2)式知,在真实参数 u 和 Σ 已知的情况下,如果给定投资者的风险厌恶系数 γ ,代入(2)可得最优权重 w_t^* 。但是,在实际中由于资产真实的均值 u 和方差 Σ 是未知的,投资者也无法知晓真实的最优权重 w_t^* ,同时,由于估计误差的存在,通过样本估计得到的 \hat{u} 和 $\hat{\Sigma}$ 并不一定是真实的 u 和 Σ ,从而获得的 \hat{w} 也不一定是理论上最优的权重。因此,学者们提出了许多关于估计 \hat{u} 和 $\hat{\Sigma}$ 的改进方法。

2. 模型描述

(1) 均值方差模型。主要包括:

① 基准策略:等权重投资组合(EW),即持有资产的比重都相等。② 样本外均值一方差模型(MV)。在Markowitz提出的经典均值一方差模型中,只需利用样本数据均值和方差代入(2)式即可。③ 最优两基金模型(two fund, 2fund)。Kan & Zhou(2007)通过最大化(3)式得到最优两基金模型,参数的具体估计见Kan & Zhou(2007):

$$\hat{w}^* = \frac{c^*}{\gamma} \hat{\Sigma}^{-1} \hat{u} \quad (3)$$

④ 三基金模型(three fund, MV-MIN)。Kan & Zhou(2007)的研究中运用了样本外MV策略和MIN两种策略的组合得到了三基金模型,参数的具体估计见Kan & Zhou(2007):

$$\hat{w}^* = \hat{w}(c, d) = \frac{1}{\gamma} (c \hat{\Sigma}^{-1} \hat{u} + d \hat{\Sigma}^{-1} 1_N) \quad (4)$$

(2) 贝叶斯改进模型。本文仅考虑两种最常用的贝叶斯方法。

① 贝叶斯扩散先验(Bayes diffuse-prior, bd)模型。Barry(1974)和Klein(1976)的研究表明,如果先验概率的选择是扩散的,那么得到的最优投资权重为:

$$\hat{w}_m^{bd} = \frac{1}{\gamma} \left(\frac{M - N - 2}{M + 1} \right) \hat{\Sigma}^{-1} \hat{u} \quad (5)$$

② Bayes-Stein 收缩模型(BS)。Jame & Stein(1961)提出了收缩均值的方法来改善估计误差^①:

$$\hat{u}_m^{bs} = (1 - \hat{\phi}_m) \hat{u}_m + \hat{\phi}_m \hat{u}_m^{min} \quad (6)$$

(3) 按资产定价模型原理进行改进的资产配置模型。该方法利用不同类型资产定价模型获取样本的估计均值和方差,然后代入(2)式可得到估计的权值。本文选取了四种具有代表性的资产定价模型:资本资产定价模型(capm)、三因子模型(FF3)、遗失定价因子的资产配置策略(mp)和Zero-capm模型(Zcapm)。

① 资本资产定价模型(Capm)。根据资本资产定价模型,资产的超额收益 R 与市场组合超额收益 R_{MKT} 的关系如下:

$$R = \alpha + \hat{\beta}_{MKT} R_{MKT} + \varepsilon \quad (7)$$

② 三因子模型(FF3)。Fama & French(1993)提出了著名的三因子资产定价模型,其中, R_{SMB} 是小规模公司的超额收益减去大规模公司超额收益, R_{HML} 是高账面市值比的公司超额收益减去低账面市值比公司的超额收益。

$$R = \alpha + \hat{\beta}_{MKT} R_{MKT} + \hat{\beta}_{SMB} R_{SMB} + \hat{\beta}_{HML} R_{HML} + \varepsilon \quad (8)$$

③ 遗失定价因子的资产配置策略(MP)。MacKinlay & Pastor(2000)在某些定价因子可能遗失的情况下,得到了下面形式的均值和方差的估计值,其中, v, σ^2 都是正的标量,运用最大似然估计方法可得 v, σ^2 和均值 u 的估计值。

$$\hat{\Sigma} = v u u^T + \sigma^2 1_N \quad (9)$$

④ 零贝塔定价模型(Zcapm)。Wei Liu等(2013)

^① 由于篇幅的限制,参数的具体估计见Jorion(1986),也可以向本文作者索取。

在零贝塔模型的基础上进行了改进,进而提出了 Zcapm 模型,其中, $\hat{\sigma}$ 为所有股票收益率的标准差。

$$R = \alpha + \beta R_{MKT} + Z_i^* \hat{\sigma} + \varepsilon \quad (10)$$

(4) 方差改进模型。Merton(1980)通过研究指出,对均值的估计所需估计时间较长,且估计误差较大,而方差相对稳定易于估计,许多学者在此基础上提出了各种方差改进模型。

① 最小方差模型(MIN)。最小方差模型的最优风险资产权重为:

$$w_t^{min} = \frac{1^T \hat{\Sigma}_t^{-1} 1}{1^T \hat{\Sigma}_t^{-1} 1_N} \quad (11)$$

② 最大化分散策略(MDP)。Chouifaty(2008)认为,投资者主要关心如何最大化分散自己的投资组合,因此,他们提出了通过最大化分散比例(12)式来获取最优配置比例,其中, Δ 是 N 个资产的波动向量。

$$D(w) = \frac{w^T \Delta}{\sqrt{w^T \Sigma w}} \quad (12)$$

(5) 卖空限制策略。由于我国资本市场中 $T+1$ 制度的限制,因此,本文也选取了四种具有代表性的不允许卖空限制模型,包括样本外均值方差模型(mv-c)、卖空限制的最小方差模型(min-c)、卖空限制的两基金最优模型(2fund-c),以及 Maillard 等(2010)提出的等风险贡献模型(equally-weighted risk contributions,erc)。其中,等风险贡献模型具体的权重可以通过下列表达式获取数值解:

$$w = \operatorname{argmin} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N [w_i (\sum_{i=1}^N w_i) - w_j (\sum_{j=1}^N w_j)]^2$$

$$\text{s. t } 1_N^T w = 1 \quad 0 \leq w \leq 1 \quad (13)$$

综上所述,本文已经根据不同的估计误差改善方法列举了 16 种具有代表性的模型,如表 1 所示。

表 1 各种资产配置模型列表

均值一方差模型:	
1. 等比例策略	EW
2. 样本外均值方差模型	MV
3. 两基金模型	2fund
4. 三基金模型	MV-MIN
贝叶斯改进模型:	
5. 贝叶斯扩散模型	BD
6. 贝叶斯收缩模型	BS

资产定价模型:

7. 资本资产定价策略	Capm
8. 三因子定价策略	FF3
9. 遗失定价因子的投资策略	MP
10. 零贝塔资本资产定价模型	Zcapm

方差改进模型:

11. 最小方差模型	MIN
12. 最大分散化策略	MDP

卖空限制模型

13. 卖空限制均值方差模型	MV-c
14. 卖空限制的最小方差模型	min-c
15. 卖空限制的两基金模型	2fund-c
16. 等风险贡献模型	ERC

资料来源:本文整理

二、模型的实证

1. 数据的选取,估计方法和模型比较标准

本文将研究表 1 列举的资产配置策略在我国资本市场的表现。尽管我国股票交易的起始时间是 1990 年,在 1990—1996 年的期间里,股市尚处于起步阶段,上市股票的数量较少,规模也较小,涨跌缺乏合理的限制,因此,本文选取 1997 年 7 月—2013 年 6 月沪深 A 股月度超额收益率数据作为研究样本(总共 192 个月)。三因子数据来自 CSMAR 数据库,在构造其他组数据时,本文在样本中剔除了 ST 股、退市的股票、2009 年才成立的创业板股票以及上市时间少于两年的股票^①。同时,为了充分验证模型的实证结果,本文参照了 Demiguel 等(2009)的做法,选取了六组资本市场数据,第一组数据是中国的三因子:小规模公司股票的超额收益减去大规模公司股票的超额收益(SMB),高账面市值比公司股票的超额收益减去低账面市值比公司股票的超额收益(HML)和市场组合的超额收益(MKT);第二组数据是按照证监会的行业分类标准,构造的 13 个行业的月度收益数据;第三组数据是按照 Fama & French 的方法,编制的 25 个规模和账面市值比资产组合;第四组数据是由第三组数据剔除五个最大规模资产组合后组合的 20 个资产组合;第五组数据由第四组和市场组合(MKT)构成,最后一组数据由第四组数据和 Fama & French 的三因子(MKT,SMB,HML)构成。上述六组数据如表 2 所示。

^①在处理股票停牌后复牌后对数据的影响时,本文基本上剔除了这些异常收益的数据,后来的实证也表明,这些异常点实证结果几乎没有影响。

表2 中国资本市场数据

数据	资产的个数	时间
1. SMB 和 HML 以及 MKT	3	1997/07—2013/06
2. 13 个行业数据	13	1997/07—2013/06
3. 25 个资产组合	25	1997/07—2013/06
4. 20 个资产组合	20	1997/07—2013/06
5. 20 个资产和 MKT	21	1997/07—2013/06
6. 20 个资产和 MKT, SMB, HML	23	1997/07—2013/06

资料来源:以上的中国资本数据原始来源是 CSMAR 数据库;其中,SMB 和 HML 以及市场组合(MKT)直接来自 CS-MAR 数据库已有的三因子,13 个证监会分类行业数据根据证监会行业分类编制,25 个资产组合根据 Fama & French (1993)的编制美国 25 个资产的方法

对表 2 每组数据,利用样本滚动窗口对表 1 所列举的资产配置模型进行实证分析。为了比较估计窗口时间长短对模型的影响,本文分别对估计窗口为 $M=60$ (5 年)和 $M=120$ (10 年)两种情况进行

实证,以每个策略样本外的 CEQ 作为衡量标准,综合比较不同模型在不同数据中的表现效果。除策略 k 样本外,确定性等价收益的公式为:

$$CEQ_k = u_k - \frac{\gamma}{2} \sigma_k^2 \quad (14)$$

其中, u_k 和 σ_k^2 是除策略 k 样本外超额收益的均值和方差。同时,为了分析每组模型对估计误差的改善效果以及与 EW 模型的对比情况,本文计算了每个模型在每组数据中与 EW 策略 CEQ 之差的 t 值, t 值的具体计算公式参见 Demiguel 等(2009)。在本文下面的实证中,只列举出了 $\gamma=1$ 的结果,在稳健性检验的中再讨论其他 γ 的取值情况。

2. 实证结果分析

实证的结果列举在表 3 ($M=60$) 和表 4 ($M=120$) 中,表中每行模型下面括号中分别是以 EW 模型为比较基准的 t 值。两表第一行是样本内的 MV 模型,假设样本内 MV 模型没有估计误差。

表3 估计窗口为 $M=60$ 中国资本市场实证结果

配置模型	三因子 (MKT,SMB, HML) 资产组合 $N=3$	13 个行业 资产组合 $N=13$	25 个规模和 账面市值比 资产组合 $N=25$	20 个规模和 账面市值比 资产组合 $N=20$	20 个规模和 账面市值比 + MKT 资产组合 $N=21$	20 个规模和 账面市值比 + MKT,SMB,HML 资产组合 $N=23$
mv(样本内)	0.0197	0.0840	0.1529	0.1229	0.1232	0.1477
均值-方差模型:						
EW	-0.0120 (0.0000)	-0.0141 (0.0000)	-0.0087 (0.0000)	-0.0090 (0.0000)	-0.0089 (0.0000)	-0.0091 (0.0000)
MV	-0.0690 (-2.6726)	-0.3389 (-3.3671)	-1.7045 (-7.0617)	-0.8333 (-5.9105)	-0.9764 (-6.2143)	-1.3845 (-6.4339)
2fund	-0.0268 (-1.0829)	0.0027 (0.7659)	-0.0106 (-0.0847)	-0.0227 (-0.6620)	-0.0252 (-0.7896)	-0.0141 (-0.2173)
MV - min	-0.0357 (-1.6743)	-0.0076 (0.3110)	-0.0086 (0.0040)	-0.0252 (-0.7841)	-0.0211 (-0.5870)	-0.0149 (-0.2122)
贝叶斯改进模型:						
BD	-0.0556 (-2.3098)	-0.1376 (-1.9010)	-0.4482 (-4.6005)	-0.2930 (-3.8973)	-0.3270 (-4.1100)	-0.3866 (-4.0655)
BS	-0.0381 (-1.9499)	-0.0263 (0.3350)	-0.1311 (-2.3996)	-0.0972 (-2.1896)	-0.0987 (-2.1586)	-0.1276 (-2.1712)
资产定价模型:						
Capm	-0.0631 (-2.1771)	-0.2846 (-3.6665)	-0.9182 (-6.3563)	-0.1144 (-3.002)	-5.8899 (-8.7510)	-6.7077 (-8.8608)
FF3	-0.0690 (-2.6726)	-0.1066 (-1.6439)	-0.4114 (-4.3105)	-0.1309 (-2.477)	-0.3529 (-4.0572)	-0.8288 (-5.5200)

配置模型	三因子 (MKT,SMB, HML) 资产组合 N = 3	13个行业 资产组合 N = 13	25个规模和 账面市值比 资产组合 N = 25	20个规模和 账面市值比 资产组合 N = 20	20个规模和 账面市值比 + MKT 资产组合 N = 21	20个规模和 账面市值 + MKT,SMB,HML 资产组合 N = 23
MP	-0.0396 (-1.3244)	-0.0516 (-1.8264)	-0.0637 (-3.0474)	-0.0417 (-2.4770)	-0.0426 (-2.2826)	-0.0348 (-1.8381)
Zcapm	-0.1078 (-3.5670)	-0.2167 (-3.4472)	-0.3618 (-3.9323)	-0.2433 (-3.5590)	-0.2927 (-3.5502)	-0.2611 (-3.4843)
方差改进模型:						
Min	-0.0508 (-2.4203)	-0.0366 (-1.2508)	-0.1241 (-2.6798)	-0.0693 (-2.0825)	-0.0529 (-1.4798)	-0.1309 (-2.2230)
MDP	-0.3270 (-2.0572)	-0.0483 (-2.2183)	-0.0427 (-1.1778)	0.0071 (1.0212)	-0.0195 (-0.5141)	-0.2408 (-2.9264)
卖空限制模型:						
MV - c	0.0070 (1.4743)	0.0067 (1.6057)	0.0144 (1.8965)	0.0112 (1.9201)	0.0100 (1.7573)	0.0109 (1.8931)
Min - c	-0.0009 (0.7096)	0.0005 (1.2252)	0.0032 (0.9764)	-0.0064 (0.2561)	-0.0001 (0.7582)	-0.0009 (0.5054)
2fund - c	0.0068 (1.4134)	0.0020 (1.2296)	0.0115 (1.3842)	0.0102 (1.3238)	0.0123 (1.4489)	0.0076 (1.1537)
ERC	0.0022 (0.9456)	-0.0023 (1.0612)	-0.0008 (0.7612)	-0.0014 (0.8304)	-0.0013 (0.8097)	0.0003 (0.7734)

资料来源:本文计算整理

表 4 估计窗口为 M = 120 中国资本市场实证结果

配置模型	三因子 (MKT,SMB, HML) 资产组合 N = 3	13个行业 资产组合 N = 13	25个规模和 账面市值比 资产组合 N = 25	20个规模和 账面市值比 资产组合 N = 20	20个规模和 账面市值比 + MKT 资产组合 N = 21	20个规模和 账面市值 + MKT,SMB,HML 资产组合 N = 23
mv(样本内)	0.0637	0.1523	0.5560	0.4409	0.4433	0.4456
均值-方差模型:						
EW	0.0009 (0.0000)	-0.0131 (0.0000)	0.0031 (0.0000)	0.0084 (0.0000)	0.0074 (0.0000)	0.0081 (0.0000)
MV	-0.0111 (-2.0452)	-0.1554 (-3.1821)	-0.2449 (-3.3591)	-0.1541 (-2.5909)	-0.1945 (-2.9643)	-0.2548 (-3.3532)
2fund	0.0004 (-0.0482)	-0.0353 (-1.3419)	0.0037 (0.0314)	0.0078 (-0.0283)	0.0055 (-0.0904)	0.0099 (0.0813)
MV - min	-0.0112 (-1.2722)	-0.0419 (-1.9727)	0.0259 (1.2039)	0.0258 (0.8782)	0.0207 (0.6781)	-0.0025 (-0.4763)
贝叶斯改进模型:						
BD	-0.0089 (-1.7634)	-0.1117 (-2.6362)	-0.1198 (-2.2826)	-0.0801 (-1.7913)	-0.1036 (-2.0999)	-0.1294 (-2.3536)
BS	-0.0093 (-1.2224)	-0.00432 (-1.5488)	-0.0054 (-0.2657)	0.0084 (-0.0025)	-0.0019 (-0.2980)	-0.0270 (-1.0119)

配置模型	三因子 (MKT,SMB, HML) 资产组合 N = 3	13个行业 资产组合 N = 13	25个规模和 账面市值比 资产组合 N = 25	20个规模和 账面市值比 资产组合 N = 20	20个规模和 账面市值比 + MKT 资产组合 N = 21	20个规模和 账面市值 + MKT,SMB,HML 资产组合 N = 23
资产定价模型:						
Capm	-0.0090 (-1.5421)	-0.0592 (-2.1971)	-0.0763 (-1.4173)	0.0497 (2.5807)	-0.3825 (-3.6610)	-0.5139 (-4.227)
FF3	-0.0111 (-2.0452)	-0.0922 (-3.0658)	0.0002 (-0.6360)	0.0542 (1.5799)	-0.0968 (-1.7325)	-0.4811 (-4.8505)
MP	0.0350 (3.5580)	-0.1099 (-3.3702)	0.0068 (0.7284)	0.0030 (-2.4163)	0.0033 (-1.5537)	0.0047 (-1.334)
Zcapm	-0.0120 (-1.0503)	-0.1101 (-3.1696)	-0.0126 (-0.3311)	0.0440 (0.9423)	-0.0206 (-0.5552)	-0.0189 (-0.6539)
方差改进模型:						
Min	-0.0177 (-1.3355)	-0.0230 (-0.9127)	0.0303 (1.4648)	0.0335 (1.6482)	0.03080 (1.6883)	-0.0203 (-1.6276)
MDP	-0.0066 (-1.0130)	-0.0113 (0.1542)	-0.0027 (-0.3790)	0.0109 (0.3397)	-0.0036 (-1.0576)	-0.03180 (-2.1946)
卖空限制模型:						
MV - c	-0.0001 (-0.0780)	-0.0001 (1.4013)	0.0198 (1.7888)	0.0201 (1.2973)	0.0201 (1.4019)	0.0201 (1.3164)
Min - c	-0.0009 (-0.1008)	-0.0049 (0.9401)	0.0045 (0.1270)	0.0100 (0.1593)	0.0028 (-0.4219)	-0.0009 (-0.5503)
2fund - c	0.0015 (0.0506)	-0.0015 (1.0309)	0.0062 (0.2311)	0.0107 (0.1740)	0.0092 (0.1390)	0.0072 (-0.0728)
ERC	0.0020 (0.0693)	0.0005 (1.6150)	0.0095 (0.6634)	0.0127 (0.4663)	0.0120 (0.4939)	0.0070 (-0.0944)

资料来源:本文计算整理

首先,从整体上比较表3和表4的结果,发现表4各组模型的CEQ都大于表3中各组模型的CEQ,表明当估计窗口从60个月增加到120个月时,所有模型的估计误差均在降低,这与理论和前期研究是一致的,说明随着估计窗口的增加,对均值方差的估计更加准确。

下面比较各模型的实证结果,首先观察均值方差模型(及其扩展)的实证结果,发现有以下三点特征:(1)比较第一行样本内的MV模型和第二行的EW模型,发现在没有估计误差风险的情况下,样本内MV模型的CEQ值显著大于EW策略的CEQ。说明,如果能够获得资产均值和方差准确估计,MV模型在我国资本市场配置实践中有着重要的作用。(2)比较第三行样本外的MV模型和第一行样本内

的MV模型,发现在所有的数据中样本内MV模型的CEQ显著大于样本外MV模型的CEQ,其中,表4三因子数据中两者之差最小达到了0.0748,由此可见,估计误差对我国资本市场的配置效果影响是十分严重的。(3)再比较EW策略和样本外的MV模型及其他扩展模型,发现这些模型的CEQ也并不优于EW策略,或者两者之差在统计上并不显著,说明估计误差严重影响了MV模型在我国资本市场的应用,导致经典的MV最优配置的效果在我国资本市场没有完全体现出来。

接下来分析其他改善模型。第二个分析对象是贝叶斯模型配置效果。比较贝叶斯模型和简单的EW模型,发现大部分贝叶斯模型的效果都不及EW策略,说明在贝叶斯模型中,估计误差的问题依

然严重。接着考察资产定价模型的实证结果,尽管大部分情况下资产定价策略的模型效果都优于样本外 MV 模型,说明按资产定价模型进行配置的策略在一般情况下对估计误差有着一定的改善作用,但是,与 EW 策略相比,其 CEQ 均不优于 EW 的 CEQ,这也表明,这类策略对估计误差的改善程度有限。方差改进策略配置类型的效果与前面的贝叶斯模型效果类似。最后,对于卖空限制的情形,发现卖空限制策略的配置效果在一定程度上优于非卖空限制策略的配置效果,但是,依然有着严重的估计误差。

3. 实证数据的总结

首先,通过以上的实证发现,随着估计窗口的增加,投资组合模型的估计误差都得到了改善;其次,尽管和样本外 MV 模型相比,这些模型都对估计误差起到了一定的改善作用,但和样本内的 MV 模型比较,发现估计误差的影响依然非常严重,然后比较加入卖空限制后的策略和原策略的配置效果,发现加入卖空限制后改善误差的程度更大;最后,

选择 EW 策略为基准来比较其他所有策略的配置效果,发现估计误差使得各投资组合模型的最优化配置效果表现并不优于简单的 EW 策略,这与 Demiguel 等(2009)对美国资本市场研究结果一致。

三、模拟

1. 模拟数据的产生

为了深入了解估计窗口以及卖空限制对我国资本市场中资产配置的影响,本文参照了 Kan & Zhou (2007)的做法,使用模拟数据来分析表 1 中不同配置策略的效果。具体做法如下:设定风险规避系数为 $\gamma = 1$,考虑资产的个数为 $N = 13$,模拟数据中真实的均值和协方差来自于 1997 年 7 月到 2013 年 6 月中国 13 个行业和三因子月度超额的收益和协方差,运用蒙特卡罗模拟产生了 10000 个样本数据,然后分别设定估计窗口的长度为 $M = \{60, 120, 240, 480, 600, 1200\}$,即时间为 5 年、10 年、20 年、40 年、50 年和 100 年。

2. 模拟数据结果的讨论

表 5 数据模拟结果

组合模型	M = 60	M = 120	M = 240	M = 480	M = 600	M = 1200
MV(样本内)	0.0531	0.0526	0.0529	0.0522	0.0517	0.0518
均值—方差模型:						
EW	0.0015	0.0059	0.0084	0.0101	0.0101	0.0106
MV(样本外)	-0.2437	-0.0397	0.0123	0.0332	0.0370	0.0446
2fund	-0.0044	0.0160	0.0028	0.0372	0.0395	0.0451
MV - min	-0.0089	0.0127	0.0267	0.0368	0.0393	0.0451
贝叶斯改进模型:						
BD	-0.1051	-0.0159	0.0175	0.0343	0.0377	0.0448
BS	-0.0258	0.0115	0.0270	0.0370	0.0394	0.0451
资产定价模型:						
capm	-0.1529	-0.0537	-0.0144	0.0069	0.0110	0.0178
FF3	-0.0996	-0.0174	0.0134	0.0281	0.0306	0.0367
MP	-0.0307	-0.0107	-0.0015	0.0034	0.0040	0.0086
Zcapm	-0.1090	-0.0151	0.0177	0.0314	0.0339	0.0391
方差改进模型:						
Min	-0.0251	-0.0069	-0.0020	0.0001	0.0005	0.0012
MDP	-0.0115	-0.0034	-0.0005	0.0013	0.0016	0.0023
卖空限制模型:						
MV-c	0.0097	0.0111	0.0115	0.0112	0.0110	0.0117
Min-c	0.0017	0.0032	0.0046	0.0051	0.0050	0.0052
2fund-c	0.0074	0.0086	0.0106	0.0112	0.0111	0.0117
ERC	0.0057	0.0075	0.0089	0.0092	0.0091	0.0091

资料来源:本文计算整理

模拟的结果说明,当估计窗口较短时,由于估计误差的存在,EW策略以及卖空限制模型表现较好,估计误差严重影响了投资组合模型在我国资本市场的应用。随着估计窗口的增加,估计误差逐渐降低,当估计窗口达到240个月时,最大化CEQ策略超过了EW策略以及卖空限制模型,模型的配置效果逐渐体现出来。但当估计窗口达到480个月后,虽然估计误差在减少,最大化CEQ策略对效用值的边际改善在减少,说明通过均值方差进行资产配置,已经很难再获得更好的配置效果了。

3. 稳健性检验

在上面模拟的过程中前文有以下假定:(1)风险的厌恶系数设定为 $\gamma=1$,为了检验本文结论对风险厌恶系数是否敏感,对 $\gamma=\{2,3,4,5,6\}$ 的研究结果发现,风险厌恶系数对结论^①并没有影响。(2)前文也假设样本的分布服从正态分布,对于样本服从*t*分布的情况,同样发现并不影响本文的结论。(3)对资产个数为3和25的情况,发现模拟的结论和资产个数为13的结论类似。

四、结论与政策建议

1. 研究结论

本文研究对比了16个投资组合模型在我国资本市场的表现,研究结果表明,尽管不同的投资组合模型都有改善估计误差的作用,但由于在我国资本市场中估计误差较大,致使不同投资组合模型对估计误差的改善效果有限,导致各配置模型表现甚至不及简单的等权重模型。同时,也发现卖空限制的模型普遍表现好于非卖空限制模型,但其结果也并不优于简单的等权重模型。为进一步深入研究,本文运用蒙特卡罗模拟方法,结果发现,在估计窗口较小的情况下,卖空限制和简单的等权重模型的表现较好。随着估计窗口的增加,投资组合模型的配置效果逐渐体现出来,优于卖空限制和简单的等权重模型,但当估计窗口达到480个月时,大部分模型的改善效果在降低。同时,在对卖空限制的研究中发现,当估计时间较短时,模拟的结果也随估计窗口的增加也不断得到改善,但是,达到一定的临界值(在480~1200个月之间)后,卖空限制约束却抑制资产配置效果。

2. 政策建议

本文的研究结果具有一定的实务、理论和政策意义:首先,在实践中估计误差问题存在于任何层次的资本市场中,且在不完善的中国资本市场尤其明显,严重影响了资产配置效果,因此,投资者在我国资本市场运用资产配置模型时,不应忽视估计误差问题。其次,基于本文的实证结果,可以进行更进一步的深入研究。例如,即使样本的长度达到1200个月时,各种改善均值和方差模型的模拟结果和样本内的结果还是有一定差距,说明还需进一步深入研究获取更多样本数据的信息,如可以考虑利用一些预测因子去改善均值的估计,利用贝叶斯学习模型进一步校对参数的估计等。最后,本文的研究也揭示了一些政策含义。虽然中国资本市场经过了20多年的发展,但是,和成熟资本市场相比,市场效率依然处于相对较低水平,资产的波动性较大,其估值很难长期处于一个合理的区间,从而导致较大估计误差的产生,使得资产配置模型在资本市场中配置效果不尽如人意。本研究表明,从短期来看,加强约束和监管有利于减少市场的过度波动,减少估计误差,从而提高资产的配置效果,但是,从长期来看,对资本市场的过度约束和监管可能会产生一些负面的影响,不利于市场自身效率的提高,也不利于资产配置模型在中国资本市场的实践。因此,本文提出以下政策建议:

(1)就当前我国资本市场发展的程度来说,加强政府监管,完善法律和法规,建立起事前预警机制和事后的及时处理措施,防止杠杆率过高等措施,都可以平滑资本市场中的非理性波动,从而提高市场效率。

(2)从长期来看,应采取市场引导和政府指导相结合的方法。第一,培养更多的专业人才。在我国资本市场中,散户投资者占了很大一部分比例,换手率较高,使得市场的波动幅度较大,降低了市场的效率,影响了资产配置效果。因此,需培养更多人才,让其运用更专业的知识来给投资者提供投资、咨询等服务,减少市场中投资者的非理性行为。第二,加强上市公司的管理。上市公司与投资者存在着显著的信息不对称,导致资本市场紊乱,运行困难。因此,需要强制上市公司建立更透明的信息

^① 由于篇幅的限制,有兴趣的读者可以向本文索取。

披露机制以及更合理的市值管理体系等,使投资者更加重视长期业绩回报。最后,需要进一步规范资本市场中的金融机构。它们是联系投资者与上市

公司的主要渠道,在资本市场中起着举足轻重的作用。因此,需加强规范和约束它们的行为,更好地为资本市场服务。

参考文献:

[1] Barry C B. Portfolio Analysis under Uncertain Means, Variances and Covariances[J]. Journal of Finance, 1974, 29, (2): 515 - 522.

[2] Best M J, R R Grauer. Positively Weighted Minimum-Variance Portfolios and the Structure of Asset Expected Returns[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1992, 14, (2): 513 - 537.

[3] Bloomfield T R, Leftwich, J Long. Portfolio Strategies and Performance[J]. Journal of Financial Economics, 1977, 5, (2): 201 - 218.

[4] Chopra V K. Improving Optimization[J]. Journal of Investing, 1993, 18, (2): 51 - 59.

[5] DeMiguel, Garlappi, Uppal. Optimal Versus Naive Diversification: How Inefficient is the 1/N Portfolio Strategy[J]. The Review of Financial Studies, 2009, 22, (5): 937 - 974.

[6] Fama E F, James MacBeth. Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests[J]. Journal of Political Economy, 1973, 81, (3): 607 - 636.

[7] Fama E F, K R French. Common Risk Factors in the Returns on Stock and Bonds[J]. Journal of Financial Economics, 1993, 33, (1): 3 - 56.

[8] Frost P A, J E Savarino. An Empirical Bayes Approach to Efficient Portfolio Selection[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1986, 21, (3): 293 - 305.

[9] Jagannathan R, T Ma. Risk Reduction in Large Portfolios: Why Imposing the Wrong Constraints Helps[J]. Journal of Finance, 2003, 58, (4): 1651 - 1684.

[10] James W, C Stein, Estimation with Quadratic Loss, University of California Press[M]. Proceedings of the 4th Berkeley Symposium on Probability and Statistics, 1961.

[11] Jorion P. Bayes-Stein Estimation for Portfolio Analysis[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1986, 21, (3): 279 - 292.

[12] Jorion P. Bayesian and CAPM Estimators of the Means: Implications for Portfolio Selection[J]. Journal of Banking and Finance, 1991, 15, (3): 717 - 727.

[13] Kan R, G Zhou. Optimal Portfolio Choice with Parameter Uncertainty[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2007, 42, (3): 621 - 656.

[14] Klein R W, V S Bawa. The Effect of Estimation Risk on Optimal Portfolio Choice[J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3, (3): 215 - 231.

[15] Ledoit O, M Wolf. Honey. I Shrank the Sample Covariance Matrix: Problems in Mean-Variance Optimization[J]. Journal of Portfolio Management, 2004, 30, (4): 110 - 119.

[16] MacKinlay, A C, L Pastor. Asset Pricing Models: Implications for Expected Returns and Portfolio Selection[J]. The Review of Financial Studies, 2000, 13, (4): 883 - 916.

[17] Markowitz H M. Portfolio Selection[J]. Journal of Finance, 1952, 7, (1): 77 - 91.

[18] Maillard, S., Roncalli, T., Teiletche, J. On the Properties of Equally-weighted Risk Contributions Portfolios[J]. The Journal of Portfolio Management, 2010, 36, (3): 60 - 70.

[19] Merton R C. On Estimating the Expected Return on the Market: An Exploratory Investigation[J]. Journal of Financial Economics, 1980, 8, (4): 323 - 361.

[20] Yves Choueifaty, Yves Coignard. Toward Maximun Diversification[J]. The Journal of Portfolio Management, 2008, 35, (1): 79 - 91.

[21] Wei Liu, James W. Kolari, Jianhua Z Huang. A Aew Asset Pricing Model Based on the Zero-Beta CAPM[R]. NBER Working Paper, 2013.

[22] 唐剑波. 证券组合理论及其借鉴[J]. 北京: 国际金融研究, 1995, (11).

[23] 田波平, 王大伟, 王中玉, 冯英俊. 股票市场投资组合规模与风险关系的实证[J]. 北京: 管理世界, 2004, (6).

[24] 王福穰, 尹先龙. 证券投资理论与实践[J]. 北京: 国际金融研究, 1990, (10).

[25] 吴世农, 韦绍永. 上海股市投资组合规模和风险关系的实证研究[J]. 北京: 经济研究, 1998, (4).

[26] 杨晓光, 凌爱凡, 唐乐. 具有多元权值约束的鲁棒 LPM 积极投资组合[J]. 天津: 管理科学学报, 2013, (8).

The Performance of Asset Allocation Models in Chinese Capital Market

HAN Qi-heng, WU Wen-sheng, CAO Zhi-guang

(School of Finance, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai, 200433, China)

Abstract: The performance of asset allocation has been widely concerned since Markowitz (1952) developed the mean-variance framework. Due to the estimation errors in expected returns and the covariance, the out-of sample performance for Markowitz's approach is not good as expected. Thus, efforts for improving Markowitz's approach have been made for decades, and many improved asset allocation models have been proposed, such as: equally weighted risk contribution portfolio, most diversified portfolio (MDP). Comparison between each of those recently developed models and Markowitz's approach has been made, yet comparison among those diversification models is more needed to be done. DeMieguel et al. (2009) compare the out-of-sample performance of 14 asset allocation models using data from developed stock markets for the first time, and find no asset allocation model outperforms a very naive strategy: equally weighted portfolio. As one of the fastest growth developing economy, China plays more and more roles and also its capital market attracts more and more international investors. The performance of existing asset allocation models in Chinese market becomes one important issue which has not been investigated yet.

This paper evaluates the out-of-sample performance of 16 asset allocation models by using six datasets from July, 1997 to June, 2013 in Chinese capital market and includes more recent asset allocation models relative to the empirical study by DeMieguel et al. (2009). And also the performance of those models with different length of rolling estimation windows is investigated. Empirical study in this paper shows that no strategy outperforms the benchmark: equally weighted portfolio in general. In addition, for the six datasets in Chinese capital market, we find that increasing the length of estimation window can reduce the estimation error. The 11 unconstrained models perform better than the mean-variance model, the 4 constrained models better than the other unconstrained models. And none of the models is consistently better than the benchmark in terms of certainty-equivalent return (CEQ), which indicates that the gain from optimal diversification is largely offset by estimation error. Based on the 13 sector portfolios in Chinese capital market, our simulation results show that window length and short-sale constraints have significant effect on the estimation error. Unconstrained models, except for equally weighted strategy, improves performance greatly when window length increases from 60 months to 600 months. While the constrained models performs better when window length is relatively small, but their CEQs remains nearly unchanged after 480 months, which indicates that short-sale constrains will have depressing effect on asset allocation after a certain window length.

This paper implicates that even in Chinese capital market which is supposed to be less efficient relative to U. S. market, none of those complicated asset allocation models outperforms the naive equally weighted strategy on the basis of out-of-sample tests. And lengthening the estimation window indeed helps to reduce the estimation errors in expected returns and covariance, yet presents marginal improvement on the performance in terms of CEQ, when the length of estimation window is greater than 20 years. Our results suggest that estimation errors has less impact on constrained models relative to the unconstrained models which are considered in this paper, which indicates that unconstrained models should be carefully treated when they are put into practice. Our results are robust to the length of estimation window, number of individual assets in the portfolio and the coefficient of risk aversion. Our findings call into question the efficiency of asset allocation models when the length of estimation window is small and naive diversification strategy is suggested in practice.

Key Words: portfolio; mean-variance model; estimation error; CEQ

(责任编辑:鲁言)