

文章编号:1000-6788(2006)11-0017-09

基于证券价格时间序列的协整优化指数跟踪方法研究

李俭富,马永开

(电子科技大学 管理学院,成都 610054)

摘要: 通过考虑不允许卖空约束和目标指数进行调整的现实情况,研究了基于证券价格时间序列的协整优化指数跟踪方法对目标指数进行直接跟踪的效果以及用简单平均法引入的非样本信息在指数跟踪中的作用.实证结果表明,相比于最小化跟踪误差优化指数跟踪方法,协整优化指数跟踪方法是一种非常好的指数跟踪方法,更多的信息可以进一步改进指数跟踪效果.

关键词: 协整;指数跟踪;跟踪误差;非样本信息

中图分类号: F830.9

文献标志码: A

Research on the Cointegration Optimization Index Tracking Approach based on the Time Series of Securities Prices

LI Jian-fu, MA Yong-kai

(School of Management, University of Electronic Science and Technology of China, Chengdu 610054, China)

Abstract: By considering the constraints of no short selling and the realistic condition of the adjustment of target index, the directly tracking performance of the cointegration optimization index tracking approach based on the time series of securities prices for the targeting index is researched in this paper. Meanwhile, by introducing into the non-sampling information with simple average method, the usage of the non-sampling information in index tracking is researched too. The empirical results show that, comparing to the index tracking approach of minimizing tracking error, the cointegration optimization index tracking approach is one good approach for index tracking; furthermore, the performance of index tracking can be improved with more information.

Key words: cointegration; index tracking; tracking error; non-sampling information

1 引言

指数跟踪(Index Tracking)技术是指数基金等指数产品进行消极资产配置的方法,它通过构造跟踪组合来复制基准组合或者目标指数的业绩,期望跟踪组合与目标指数有相同的收益率、相同的波动性以及目标指数具有高度相关性.近年来,随着对指数化投资的广泛认可,指数跟踪技术受到了理论界和业界越来越多的重视,应用时间序列对指数跟踪问题进行研究得到了广泛应用;但是在已有研究中,应用得较多的时间序列是收益率时间序列,而应用价格时间序列并考虑序列间的均衡关系来进行指数跟踪研究才刚刚起步.

寻求良好的指数跟踪技术进行消极资产配置和构建跟踪组合一直是指数跟踪技术研究的一个主要方向^[1~5],这些研究几乎都是以最小化跟踪误差为目标函数,以资产收益率相关性分析为基础来构造跟踪组合,这种方法有较多的局限性:首先,目标指数是含有噪声的成分证券价格的线性组合,最小化跟踪误差优化指数跟踪方法可能会使跟踪组合仅对特定的样本有效,在易变的 market 环境下往往缺乏稳定性;其次,相关性分析的方法对平稳的收益率时间序列有效,但是在应用时通常会因为需要对价格进行差分处理而损失变量含有的信息;再次,收益率的相关性对变量变化非常敏感,其预测性能差,应用于长时间序列的数据

收稿日期:2005-09-20

资助项目:教育部新世纪优秀人才支持计划(NCEF05-0811)

作者简介:李俭富(1975-),男,四川隆昌人,博士研究生,主要研究方向:金融工程与金融投资;马永开(1963-),男,安徽天长人,教授,博士生导师,电子科技大学管理学院副院长.

分析和建模可能会导致错误的结论;最后,应用收益率的相关性分析来构造跟踪组合没有考虑跟踪组合与目标指数之间的均衡关系.因此,在指数跟踪过程中,为了避免采用平稳的收益率时间序列进行研究的局限性,减少时间序列含有信息的损失,一个较好的办法是利用非平稳的价格时间序列构造跟踪组合进行指数跟踪.当前,在计量经济学和金融研究中用于研究非平稳时间序列之间的均衡关系的工具是协整理论^[6,7].在组合投资领域, Lucas(1997)较早应用协整方法进行投资组合的资产配置研究^[8];而 Alexander 和 Dimitriu(2004)基于对数价格时间序列提出了采用协整方法研究允许卖空条件下的指数跟踪问题,他们通过协整回归系数间接地确定跟踪组合的权重配置,同时通过对重新构造的指数进行跟踪来间接地实现对目标指数的跟踪^[9].可见, Alexander 和 Dimitriu 没有考虑目标指数成分证券的变化,对不允许卖空情况下的指数跟踪问题并没有进行深入研究,而且考虑的是对数价格时间序列,还不是直接考虑水平价格时间序列之间的均衡关系.此外,采用协整优化方法进行指数跟踪充分利用了价格时间序列含有的信息,而不同的指数跟踪方法可以获得不同的信息,这种非样本信息在协整优化指数跟踪中的作用也不清晰.因此,本文对协整优化指数跟踪方法中的这些尚未考虑到的问题进行深入研究.

根据 Bates 和 Granger(1969)对组合预测问题研究的观点,通过综合各单项预测的信息,可以有效提高组合预测精度^[10].进一步, Bunn(1989)的实证检验表明,当序列模式变化明显时,简单的组合预测模型常常表现出良好的预测性能^[11].而指数跟踪问题研究的目的是期望通过对各成分证券的投资权重进行适当的加权形成跟踪组合,使得跟踪组合能够很好地预测目标指数的走势,取得与目标指数相同的收益率、相同的波动性以及和目标指数有高的相关性.可见,指数跟踪问题和组合预测的思想是一致的.因此,本文在水平价格时间序列而不是对数价格时间序列的基础上,考虑不允许卖空和目标指数定期进行调整的现实情况,通过利用协整优化方法构造跟踪组合来直接求解跟踪组合投资权重得到样本信息,并采用简单平均方法结合基于跟踪误差最小化得到的非样本信息,对目标指数进行直接跟踪.本文的研究结果表明,相比于最小化跟踪误差优化指数跟踪方法,协整优化指数跟踪方法是一种非常好的指数跟踪方法,而且通过引入非样本信息,改进了指数跟踪效果.

2 指数跟踪方法

2.1 协整优化指数跟踪方法与协整关系检验

已有研究表明,在多个非平稳经济时间序列之间可能存在着共同的长期趋势,协整理论的提出为研究这种多个非平稳序列之间的长期线性均衡关系提供了一个工具^[6,7],而本文采用协整优化方法进行指数跟踪的目的是通过协整理论构造跟踪组合.通常,用协整优化指数跟踪方法构造跟踪组合的过程可以由两个步骤来完成,第一步是在目标指数成分证券集中进行选股构成一个目标指数成分证券的子集,其中,选股可以依据模型、投资风格、技术分析和管理者的选股能力等方式来完成.第二步是应用协整优化方法构造跟踪组合,确定跟踪组合的投资权重,如果不考虑卖空约束,这一过程可以由以下协整回归模型来实现:

$$I_t = a + \sum_{i=1}^n b_i P_{it} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

式(1)中, I_t 是目标指数在第 t 时期的价格, P_{it} 是跟踪组合中第 i 只成分证券在 t 时期的价格, n 是成分证券数目, ε_t 是 t 时期的回归残差.对式(1)的回归系数作归一化处理得到

$$\begin{aligned} I_t &= a + c \sum_{i=1}^n w_i P_{it} + \varepsilon_t \\ \text{s. t. } \sum_{i=1}^n w_i &= 1 \end{aligned} \quad (2)$$

式(2)中, w_i 是第 i 只成分证券在跟踪组合中的权重, $\sum_{i=1}^n w_i P_{it}$ 为跟踪组合在 t 时期的价格.根据跟踪组合

选股的目标是选择与目标指数具有强而稳定的协整关系的子集,而且文献[9]认为,选股对协整指数跟踪方法非常重要,不但选股会影响子集与目标指数是否有强而稳定的协整关系;而且成分证券的数量对子集与目标指数的协整关系也有影响,一般而言,成分证券数量越多,协整关系可能越强越稳定.

的性质,由式(1)和式(2),显然有

$$c = \sum_{i=1}^n b_i, \quad (3)$$

$$w_i = b_i / \sum_{i=1}^n b_i. \quad (4)$$

在实务中,进行指数跟踪还存在的一些现实的约束条件,比如不允许卖空和投资权重的上下限约束,即

$$w_i \geq a, \quad (5)$$

式(5)中, a 是跟踪组合中各成分证券的投资权重下限,如果 $a > 0$,则表明存在不允许卖空的约束; b_i 是跟踪组合中各成分证券的投资权重上限,比如我国对证券投资基金规定每只证券的投资权重不能超过所有资产的 10%。在构造跟踪组合过程中,对成分证券投资权重进行约束,一方面是为了满足现实的规定,另一方面可以减少模型误差和避免角解。联合式(2)和式(5),则协整回归模型中含有约束条件,可以采用拉格朗日法将其转化为无约束回归问题或二次规划问题求解,得到非线性最小二乘指数跟踪模型

$$\begin{aligned} \min f(w_1, w_2, \dots, w_n) &= \min \left[\sum_{j=1}^T \left(I_j - a - c \sum_{i=1}^n w_i P_{ij} \right)^2 \right] \\ \text{s. t. } & w_i \geq a, \\ & \sum_{i=1}^n w_i = 1. \end{aligned} \quad (6)$$

此外,变量的价格时间序列的协整回归方程也可以采用自然对数价格时间序列形式。

确定协整回归系数的最常用方法是 OLS 法,这种方法的运用取决于非平稳时间序列之间存在协整关系。通常,当且仅当式(1)中的残差项 $\hat{\epsilon}_t$ 为白噪声序列时,目标指数价格与跟踪组合价格之间就是协整的。如果非平稳时间序列之间不存在协整关系,那么普通最小二乘法(OLS)估计无效,因此,进行协整检验是构造协整优化跟踪组合的必须步骤。

协整关系检验的基本思想是,如果两个(或两个以上)的时间序列变量是非平稳的,但它们的某种线性组合却表现出平稳性,则这些变量之间存在协整关系。目前,检验协整关系的常用方法主要有两种:一种是基于回归残差的 E-G 两步法^[7]协整关系检验,这种检验方法也称为单一方程的协整检验,它适用于两变量的协整关系检验;另一种是 Johansen (1988)、Johansen 和 Juselius (1990) 提出的“极大似然估计法”检验多变量之间协整关系的方法^[12,13]。协整关系检验的具体做法是,针对协整回归方程,利用 ADF 统计量检验 OLS 法估计的残差 $\hat{\epsilon}_t$ 是否平稳的方程为

$$\hat{\epsilon}_t = \alpha \hat{\epsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \hat{\epsilon}_{t-i} + u_t, \quad (7)$$

式(7)是不含常数项和趋势项的 ADF 检验, p 是残差序列的自回归阶数。零假设为协整回归方程中估计的误差项是非平稳的,即 $\hat{\epsilon}_t$ 有单位根。检验的统计量是参数 α 的 t 统计值,其临界值不能用 Dickey-Fuller 检验的临界值,应使用 MacKinnon (1991) 给出的协整 ADF 检验的临界值^[14];若式(7)中 ADF 的 t 统计量小于临界值,则拒绝非平稳的零假设,表示时间序列是平稳的。

2.2 跟踪误差最小化指数跟踪模型

在已有的指数跟踪研究中,跟踪组合的确定几乎都是基于收益率以最小化跟踪误差为目标函数来确定的。为了与协整优化指数跟踪方法进行比较,同时也为了获得不同于用协整优化方法得到的跟踪组合投资权重信息,考虑以下最小化跟踪误差指数跟踪模型

$$\min TEV = \min_{t=1}^T \left[r_t - \sum_{i=1}^n x_i r_{it} \right]^2 / T$$

本文所指的非平稳时间序列是指目标指数与跟踪组合水平价格时间序列和目标指数与跟踪组合自然对数价格时间序列 ADF 检验有三种形式:含常数项不含趋势项;既含常数项又含趋势项;常数项和趋势项都不包含。跟踪误差度量方法有两类,分别是二次跟踪误差(如文献[15])和线性跟踪误差(如文献[4])。

$$\text{s. t. } \sum_{i=1}^n x_i = 1, \quad (8)$$

式(8)中, r_{it} 为目标指数在 t 时期的收益率, $\sum_{i=1}^n x_i r_{it}$ 为跟踪组合在 t 时期的收益率, r_{it} 为跟踪组合中第 i 只成分证券在 t 时期的收益率, x_i 为跟踪组合第 i 只成分证券的投资权重, T 为期间长度。

明显的, 式(1)与式(8)之间的差异在于指数跟踪思想的不同. 式(1)是以最小化跟踪组合与目标指数之间的价格差异为目标, 考虑的是价格上的关系, 体现了跟踪组合与目标指数价格间的长期均衡关系; 而式(8)是以最小化跟踪组合与目标指数之间的收益率差异为目标, 考虑的是收益率之间的关系。

2.3 非样本信息的引入

引入非样本信息的方法非常多, 既可以采用线性组合方式又可以采用非线性组合方式, 既可以采用贝叶斯组合方式又可以采用斯坦规则(Stein Rule)组合方式. 一种常见的方法是对样本信息和非样本信息进行加权平均, 由于实务中的指数跟踪通常都是不允许卖空, 因此, 考虑采用非负加权平均法引入非样本信息. 如果以协整优化方法确定的跟踪组合投资权重为样本信息, 以跟踪误差最小化方法确定的跟踪组合投资权重为非样本信息, 那么引入非样本信息的投资权重为

$$W_N = W + (1 - \alpha) X, \quad (9)$$

式(9)中, W 是以协整优化方法确定的跟踪组合投资权重的样本信息, X 是以跟踪误差最小化方法确定的跟踪组合投资权重的非样本信息, α 是样本信息与非样本信息的加权系数, W_N 是考虑样本信息和非样本信息后的跟踪组合新投资权重. Bunn(1989)的研究认为, 简单的组合预测模型常常能表现出良好的预测性能, 而指数跟踪问题是利用各成分证券投资权重进行适当加权来实现对目标指数的跟踪, 这与组合预测的思想一致, 因此, 本文采用简单平均法引入非样本信息, 此时 α 的大小为 0.5. 显然, 用简单平均法可以引入多于一项的非样本信息; 进一步, 还可以考虑采用优化方法确定加权系数。

将跟踪组合投资权重的样本信息和非样本信息估计量代入式(9), 可以得到引入非样本信息的协整跟踪组合各成分证券的权重配置. 如果在 $T+1$ 时期第 i 只证券的价格、收益率和投资权重分别为 $P_{i,T+1}$ 、 $r_{i,T+1}$ 和 $w_{i,N}$, 跟踪组合在 $T+1$ 时期的价格和收益率分别为 $P_{p,T+1}$ 和 $r_{p,T+1}$, 那么有

$$P_{p,T+1} = \sum_{i=1}^n w_{i,N} P_{i,T+1}, \quad (10)$$

$$r_{p,T+1} = \sum_{i=1}^n w_{i,N} r_{i,T+1}. \quad (11)$$

3 实证分析

3.1 数据与参数设置

本文用于实证分析的数据是 CSMAR 数据库中的相关数据. 因为深证成分指数自 1995 年 1 月开始实施, 可进行指数跟踪的时间较长, 可以避免在形成期没有目标指数的相关数据的缺点, 所以本文以深证成分指数为目标指数进行实证研究. 在实证分析中, 进行指数跟踪的时间为 2002 年 9 月 23 日至 2004 年 5 月 21 日, 在该期间, 深证成分指数经历了四次调整, 因此, 将整个跟踪期间分为五个阶段: 第一个阶段为 2002 年 9 月 23 日到 2003 年 1 月 19 日, 该阶段的形成期为 2002 年 9 月 23 日前的三年, 其它阶段的形成期依此类推; 第二个阶段为 2003 年 1 月 20 日到 2003 年 5 月 18 日; 第三个阶段为 2003 年 5 月 19 日到 2003 年 9 月 14 日; 第四个阶段为 2003 年 9 月 15 日到 2004 年 1 月 28 日; 第五个阶段为 2004 年 1 月 29 日到 2004 年 5 月 21 日. 为了保证目标指数与跟踪组合价格时间序列之间的协整关系存在, 本文选择深成指在每次调整时存续期超过 3 年的成分证券形成跟踪组合对目标指数进行直接跟踪, 在五个阶段中, 满足存续期超过 3 年的成分证券数目依次为 35 只、37 只、37 只、38 只和 39 只. 此外, 不同优化方法构造的跟踪组合的投资权重确定过程如下: 比如要确定 2002 年 9 月 23 日构成跟踪组合的成分证券的权重, 以 2002 年 9 月 23 日公布的成分证券在 1999 年 9 月 23 日至 2002 年 9 月 20 日期间的数据作为形成期来确定跟踪组合中各成分

证券的投资权重并一直持有到目标指数进行调整时为止;而后,当目标指数调整时则依此类推。

由于在实际的指数产品(如指数基金)管理中,交易成本、管理费用是必须考虑的因素,同时需要考虑的是市场摩擦的存在和股票不能无限细分的性质,因此,在构造初始跟踪组合和随着目标指数调整而对跟踪组合进行再平衡(Rebalancing)处理时考虑以整手进行交易。在实证中,本文假定交易成本比例为 0.3%;管理费用按每日 0.002%的比例计算。

3.2 协整关系检验

根据协整理论,协整优化跟踪组合的确定必须进行协整检验,且只有满足单整条件才能进一步确定时间序列之间的协整关系是否存在。本文采用文献[12,13]的方法进行协整关系检验,具体过程如下:首先确定的是各变量是否是非平稳时间序列;如果是非平稳时间序列,然后确定各变量是否是同阶单整向量;如果是同阶单整向量,最后确定各变量之间是否存在协整关系。从表 1 的结果看,在各个阶段的变量水平值检验的 ADF 值都大于临界值,这表明各变量的水平值是非平稳的;而且其一阶差分检验的 ADF 值都小于临界值,这表明各变量一阶差分后都成了平稳时间序列,是一阶单整时间序列。表 1 的检验结果还表明,应当采用处理非平稳时间序列的协整方法来处理。表 2 的协整关系检验结果表明,目标指数与跟踪组合的水平价格时间序列和目标指数与跟踪组合的自然对数价格时间序列在 1%的显著性水平下存在协整关系,存在长期均衡关系。

表 1 变量单位根的 ADF 检验结果

时期	变量	水平值检验结果 ADF 值	一阶差分检验结果 ADF 值
第一阶段	跟踪组合	- 1.0318 (- 1.0525)	- 13.1930 ^{**} (- 12.3309 ^{**})
	目标指数	- 0.9724 (- 0.9870)	- 11.7304 ^{**} (- 12.1011 ^{**})
第二阶段	跟踪组合	- 0.7991 (- 0.7882)	- 12.4622 ^{**} (- 12.0978 ^{**})
	目标指数	- 0.6899 (- 0.6956)	- 11.5215 ^{**} (- 11.9974 ^{**})
第三阶段	跟踪组合	- 1.0323 (1.1950)	- 11.4624 ^{**} (- 12.0991 ^{**})
	目标指数	- 1.0929 (- 1.1974)	- 10.8925 ^{**} (- 11.4710 ^{**})
第四阶段	跟踪组合	- 1.1682 (- 1.3099)	- 11.6567 ^{**} (- 11.8354 ^{**})
	目标指数	- 1.2479 (- 1.2791)	- 10.6548 ^{**} (- 11.4598 ^{**})
第五阶段	跟踪组合	- 1.7982 (- 1.8950)	- 11.8680 ^{**} (- 12.3544 ^{**})
	目标指数	- 1.8219 (- 1.8094)	- 11.0038 ^{**} (- 11.7118 ^{**})

注:1) ADF 检验在 1%、5%和 10%的显著性水平下的临界值分别为 - 3.4421、- 2.8660 和 - 2.5691;2) 检验形式为含截距但无趋势项;3) **表示在 1%的显著性水平下拒绝原假设,即在相应的显著性水平下认为变量是平稳的;4) 括号内数值是自然对数价格时间序列的 ADF 值。

3.3 实证结果

本文的实证分析是从与目标指数的相关系数、收益率均值与方差、累计收益率、累计超额收益率、跟踪误差、交易成本和管理费用等方面,对协整优化指数跟踪方法、最小化跟踪误差优化指数跟踪方法以及对两种协整优化指数跟踪方法与最小化跟踪误差优化指数跟踪方法进行简单加权平均而得到的两种方法,共五种方案的指数跟踪效果进行比较,结果如下:

从表 3 看,五种方案都与目标指数具有高度的相关性。同为采用协整优化指数跟踪方法进行指数跟踪,水平价格协整优化指数跟踪方法与目标指数的相关系数比自然对数价格协整优化指数跟踪方法要好;而且通过对不同的指数跟踪方法的投资权重进行简单平均,更多的信息可以提高对应的指数跟踪方法与目标指数之间的相关系数。

表2 协整关系检验结果

时期	特征值	似然率	5%的临界值	1%的临界值	原假设的协整向量个数
第一阶段	0.05512(0.05871)	41.07551(43.83944)	15.41	20.04	None ** (None **)
	0.00116(0.00139)	0.82079(0.98622)	3.76	6.65	At most 1(At most 1)
第二阶段	0.05349(0.04574)	39.44700(33.73006)	15.41	20.04	None ** (None **)
	0.00059(0.00069)	0.41753(0.488084)	3.76	6.65	At most 1(At most 1)
第三阶段	0.03504(0.05585)	26.39929(42.23474)	15.41	20.04	None ** (None **)
	0.00151(0.00201)	1.07586(1.43064)	3.76	6.65	At most 1(At most 1)
第四阶段	0.54434(0.04986)	41.19636(38.02073)	15.41	20.04	None ** (None **)
	0.00197(1.65439)	1.40057(1.65439)	3.76	6.65	At most 1(At most 1)
第五阶段	0.00381(0.05358)	30.92011(42.3554)	15.41	20.04	None ** (None **)
	0.00455(0.00441)	3.24630(3.14391)	3.76	6.65	At most 1(At most 1)

注:1)检验形式是含截距但无趋势项;2)*和**分别表示在5%和1%的显著性水平下拒绝原假设,即在相应的显著性水平下认为至少有一个协整关系存在;3)括号内数值是自然对数价格时间序列的检验结果。

表3 与目标指数的相关系数

时期	第一阶段	第二阶段	第三阶段	第四阶段	第五阶段
方案一	0.9858	0.9729	0.9584	0.9547	0.9442
方案二	0.9799	0.9732	0.9474	0.9570	0.9340
方案三	0.9878	0.9808	0.9407	0.9488	0.9773
方案四	0.9911	0.9886	0.9626	0.9648	0.9679
方案五	0.9877	0.9826	0.9508	0.9579	0.9656

注:1)表3至表8和图1至图3中的方案一至方案五分别代表水平价格协整优化指数跟踪方法、自然对数价格协整优化指数跟踪方法、最小化跟踪误差指数跟踪方法、水平价格协整优化指数跟踪方法与最小化跟踪误差指数跟踪方法的简单加权平均和自然对数价格协整优化指数跟踪方法与最小化跟踪误差指数跟踪方法的简单加权平均;2)表4至表8和图1至图3同理。

方案和累计超额收益率最高,而最小化跟踪误差优化指数跟踪方法的累计收益率和累计超额收益率最差;简单平均法确定的两种方案的累计收益率和累计超额收益率介于价格时间序列协整优化指数跟踪方法与最小化跟踪误差优化指数跟踪方法的累计收益率和超额累计收益率之间。

表4 收益率均值和标准差

时期	第一阶段	第二阶段	第三阶段	第四阶段	第五阶段
目标指数	-1.0837(1.3802)	1.96161(1.3303)	-0.9571(0.9405)	2.1379(1.2040)	-0.6837(1.3307)
方案一	-0.7353(1.4295)	2.5820(1.3953)	-1.1191(1.1189)	2.2035(1.4745)	0.0957(1.3570)
方案二	-0.9568(1.4738)	1.7524(1.4654)	-1.0845(1.1436)	1.8101(1.3986)	0.0397(1.3901)
方案三	-1.0932(1.5105)	1.2117(1.4472)	-1.2228(0.9484)	1.4551(1.2472)	-0.0474(1.3090)
方案四	-0.9142(1.4637)	1.8969(1.4045)	-1.1709(1.0218)	1.8293(1.3428)	0.0241(1.3227)
方案五	-1.0250(1.4864)	1.4820(1.4480)	-1.1536(1.0390)	1.6326(1.3166)	-0.0039(1.3347)

注:1)表4中括号外的数值是收益率均值,且其数值为乘以1000后的结果;2)括号内的数值是收益率标准差,且其数值为乘以100后的结果。

从表4的收益率均值和标准差看,两种价格时间序列的协整优化指数跟踪方法的收益率高于目标指数和其他指数跟踪方法,而且水平价格协整优化指数跟踪方法的收益率最大,最小化跟踪误差优化指数跟踪方法的收益率最小。此外,通过应用简单平均法,将协整优化指数跟踪方法的收益率向最小化跟踪误差优化指数跟踪方法确定的收益率收缩,能够降低收益率的波动性,同时获得比最小化跟踪误差优化指数跟踪方法更高收益率。

从表5和表6及图1和图2看,水平价格协整优化指数跟踪方法的累计收益率和累计超额收益率最高,而最小化跟踪误差优化指数跟踪方法的累计收益率和累计超额收益率最差;

表 5 累计收益率

时期	第一阶段	第二阶段	第三阶段	第四阶段	第五阶段
目标指数	- 0. 8776	0. 3863	- 0. 4612	1. 3452	0. 6908
方案一	- 0. 6312	1. 1754	0. 1073	2. 0520	2. 0563
方案二	- 0. 7965	0. 3441	- 0. 6190	0. 8326	0. 7862
方案三	- 0. 8976	- 0. 1525	- 1. 1588	- 0. 0739	- 0. 1744
方案四	- 0. 7646	0. 4932	- 0. 5432	0. 9447	0. 8923
方案五	- 0. 8466	0. 0943	- 0. 8906	0. 3731	0. 2999

表 6 累计超额收益率

时期	第一阶段	第二阶段	第三阶段	第四阶段	第五阶段
方案一	0. 2732	0. 7665	0. 6143	0. 6627	1. 3132
方案二	0. 0960	- 0. 0250	- 0. 1388	- 0. 4139	0. 1255
方案三	- 0. 0100	- 0. 5004	- 0. 7167	- 0. 12399	- 0. 8030
方案四	0. 1314	0. 1159	- 0. 0695	- 0. 032896	0. 2082
方案五	0. 0435	- 0. 2641	- 0. 4296	- 0. 08330	- 0. 3450

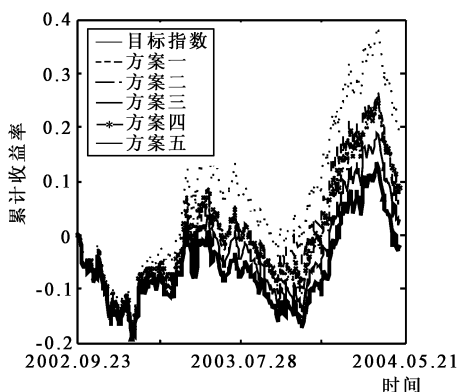


图 1 累计收益率

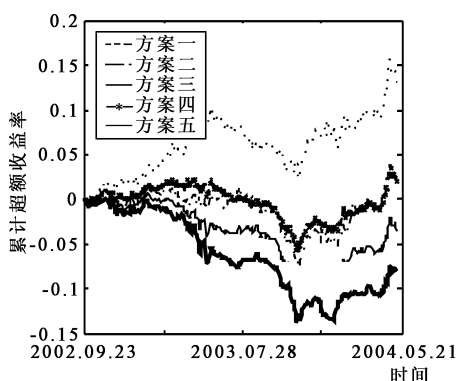


图 2 累计超额收益率

注:1)表 5 和表 6 中的累计收益率和超额累计收益率分别是各个阶段期末的累计收益率和超额累计收益率,且其数值是乘以 10 后的结果;2)表 6 和图 2 中的超额累计收益率由跟踪组合收益率减去目标指数的收益率得到。

从表 7 和图 3 看,方案四确定的日均跟踪误差最小,跟踪精度最高,而自然对数价格协整优化指数跟踪方法的日均跟踪误差最大;用简单平均法确定的两种方案的日均跟踪误差都比对应的协整优化指数跟踪方法的跟踪误差小,甚至小于最小化跟踪误差优化指数跟踪方法的跟踪误差,由此可见,更多的信息有助于提高指数跟踪精度;从整体上看,本文所涉及的五种方案的跟踪误差都非常小,都小于 0.25%,可以认为五种方案的跟踪效果都非常好。

表 7 日均跟踪误差

时期	第一阶段	第二阶段	第三阶段	第四阶段	第五阶段
方案一	1. 3381	1. 4317	1. 5743	1. 7997	1. 8648
方案二	1. 5924	1. 5379	1. 7067	1. 8278	1. 9635
方案三	1. 3709	1. 2960	1. 3260	1. 5097	1. 4747
方案四	1. 1064	1. 0332	1. 1490	1. 3403	1. 3809
方案五	1. 2654	1. 2022	1. 2980	1. 4776	1. 5211

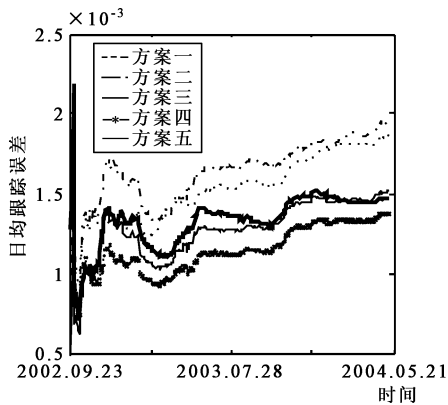


图3 日均跟踪误差

注:1)表7中的日均跟踪误差是各个阶段期末的日均跟踪误差,且其数值是乘以1000后的结果;2)表7和图3中日均跟踪误差是以跟踪组合收益率与目标指数收益率之间的差异的绝对值计算的线性跟踪误差。

的收益率。通过应用简单平均法,协整优化指数跟踪方法的收益率向最小化跟踪误差优化指数跟踪方法的收益率收缩,提高了指数跟踪精度。由此可见,相比于最小化跟踪误差优化指数跟踪方法,协整优化指数跟踪方法是一种非常好的指数跟踪方法,而且通过引入更多的信息,可以进一步改进指数跟踪效果。

表8 交易成本和管理费用百分比比例

	第一阶段		第二阶段		第三阶段		第四阶段		第五阶段	
	交易成本	管理费用	交易成本	管理费用	交易成本	管理费用	交易成本	管理费用	交易成本	管理费用
方案一	0.29999	0.2092	0.2579	0.2541	0.2345	0.2295	0.2623	0.2494	0.3273	0.2668
方案二	0.29999	0.2047	0.2105	0.2468	0.1629	0.2310	0.1611	0.2431	0.2232	0.2649
方案三	0.29999	0.2051	0.2872	0.2434	0.2694	0.2213	0.2337	0.2362	0.1074	0.2661
方案四	0.29999	0.2071	0.1620	0.2487	0.1514	0.2268	0.1673	0.2428	0.1968	0.2728
方案五	0.29999	0.2049	0.1297	0.2451	0.1229	0.2275	0.1178	0.2416	0.1467	0.2655

注:表8是各个阶段的交易成本和管理费用与各个阶段期初跟踪组合资产价值的比例。

4 结束语

本文利用证券价格时间序列,应用协整优化指数跟踪方法构造跟踪组合对目标指数进行指数跟踪,验证了目标指数与跟踪组合之间的长期均衡关系,有效地实现了指数跟踪的目的。结果表明,协整优化指数跟踪方法可以取得比最小化跟踪误差优化指数跟踪方法更高的收益率而且没有恶化跟踪精度;通过使用简单平均法引入非样本信息,协整优化指数跟踪方法的跟踪精度得到了提高,并且可以取得比最小化跟踪误差优化指数跟踪方法的收益率、累计收益率和累计超额收益率。由此可见,协整优化指数跟踪方法是一种非常好的指数跟踪方法,而且通过引入非样本信息,可以进一步改进相应的指数跟踪方法的跟踪效果,这些结果对指数跟踪管理具有一定的理论指导意义。

参考文献:

- [1] Franks E C. Targeting excess-of-benchmark returns [J]. Journal of Portfolio Management, 1992, 18(4): 6-12.
- [2] Worzel KJ, Zeniou CV, Zenions SA. Integrated simulation and optimization models for tracking indices of fixed-income securities [J]. Operations Research, 1994, 42(2): 223-233.

- [3] Larsen J G A , Resnick B G . Empirical insights on indexing [J] . Journal of Portfolio Management ,1998 , 25(1) : 51 - 60.
- [4] Rudolf M , Wolter H J , Zimmermann H . A linear model for tracking error minimization [J] . Journal of Banking & Finance ,1999 , 23(1) : 85 - 103.
- [5] Beasley J E , Meade N , Chang T J . An evolutionary heuristic for the index tracking problem [J] . European Journal of Operational Research , 2003 , 148(3) : 621 - 643.
- [6] Granger C W J . Developments in the study of cointegrated economic variables [J] . Oxford Bulletin of Economics and Statistics , 1986 , 48(3) : 213 - 228.
- [7] Engle R F , Granger C W J . Co-integration and error correction : Representation , estimation and testing [J] . Econometrica , 1987 , 55(2) : 251 - 276.
- [8] Lucas A . Strategic and tactical asset allocation and the effect of long-run equilibrium relations[R] . www.ideas.repec.org/s/dgr/vuarem.html , 1997.
- [9] Alexander C , Dimitriu A . Indexing and statistical arbitrage [J] . Journal of Portfolio Management ,2004 , 31(2) : 50 - 63.
- [10] Bates J M , Granger C W J . The combination of forecasts [J] . Operational Research Quarterly , 1969 , 20(4) : 451 - 468.
- [11] Bunn D W . Forecasting with more than one model [J] . Forecasting ,1989 , 8(3) : 161 - 166.
- [12] Johansen S . Statistical analysis of cointegration vectors [J] . Journal of Economic Dynamic and Control , 1988 , 12(2/3) : 231 - 254.
- [13] Johansen S , Juselius K . Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money [J] . Oxford Bulletin of Economics and Statistics , 1990 , 52(2) : 169 - 210.
- [14] MacKinnon J G . Critical Values for Cointegration Tests[C]//R Engle and C Granger. Long Run Equilibrium Relationships.London : Oxford University Press , 1991 , 267 - 276.
- [15] Roll R . A mean/variance analysis of tracking error [J] . Journal of Portfolio Management ,1992 , 18(4) : 13 - 22.

(上接第 7 页)

参考文献:

- [1] Brock W A , Dechert W , Scheinkman J . A test for independence based on the correlation dimension[J] . Econometric Reviews , 1996 , 15 : 197 - 235.
- [2] Hinich M J . Testing for gaussianity and linearity in a stationary time series[J] . Journal of Time Series Analysis , 1982 , 3 : 169 - 176.
- [3] Engle R F . Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of united kingdom inflation[J] . Econometrica , 1982 , 50 : 987 - 1007.
- [4] McLeod A I , Li W K . Diagnostic checking ARMA time series models using squared-residual autocorrelations[J] . Journal of Time Series Analysis , 1983 , 4 : 269 - 273.
- [5] Galka A , Ozaki T . Testing for nonlinearity in high dimensional time series from continuous dynamics[J] . Physica D , 2001 , 158 : 32 - 44.
- [6] Akaike H . A new look at the statistical model identification[J] . IEEE Transactions on Automatic Control , 1974 , 19 : 716 - 723.
- [7] Schreiber T , Schmitz A . Improved surrogate data for nonlinearity tests[J] . Physical Review Letters , 1996 , 77 : 635 - 638.
- [8] Soofi A , Galka A . Measuring the complexity of currency markets by fractional dimensional analysis[J] . International Journal of Theoretical and Applied Finance , 2003 , 6 : 553 - 563.
- [9] Aguirre L A , Billings S A . Retrieving dynamical invariants from chaotic data using NARMAX models[J] . International Journal of Bifurcations and Chaos , 1995 , 5 : 449 - 474.