

doi: 10.19920/j.cnki.jmsc.2022.11.006

基于相关性调整的公募基金管理能力度量^①

林 旻^{1,3}, 何 为^{2*}, 余剑峰³

(1. 天津大学管理与经济学部, 天津 300072; 2. 西南财经大学中国金融研究中心, 成都 611130;
3. 清华大学五道口金融学院, 北京 100084)

摘要: 由于投资者使用基金的收益排名评价管理能力, 致使基金资金流具有历史表现追逐的特征。而基金短期表现具有较大的随机性, 因此易造成无效资金流动进而降低基金行业资源配置效率。本文提出使用日收益率的相关性以及基金同僚的表现来调整基金管理能力的度量, 并检验调整后指标的预测能力。实证结果表明, 对6个不同的历史收益指标进行调整, 调整后指标均可显著预测基金的未来收益; 其套利组合平均收益率在控制中国三个定价因子后达到每年14.46%, 显著高于指标调整前的表现; 调整后指标与原指标相关性仅38%左右, 并被证实控制在原指标的基础上依然可以提升对基金未来收益的预测精度。该方法贡献于提高公募基金市场资金流配置有效性, 进而避免基金表现评价中由于信息技术造成的对历史表现过度依赖。

关键词: 相关性调整; 能力度量; 历史表现追逐; 中国公募基金

中图分类号: F830.91 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2022)11-0109-18

0 引 言

个体投资者倾向直接参与股票交易被认为是我国市场质量受限和价格波动较高的原因之一, 因此通过公募基金实现“散户投资机构化”一直是我国资本市场改革的重要组成部分。由于公募基金管理能力存在差异^[1,2], 因此引导散户资金进入具有较好管理能力的基金产品, 减少市场中无效管理资金的份额, 是充分发挥“散户投资机构化”正面作用的重要因素。部分文献表明, 资金具有追逐有效管理产品的能力^[3,4], 但有更多的文献表明基金资金流动并非完全有效^[5-9], 特别是对于历史表现排名极端靠前产品的过度追逐^[10]。这些排名极端靠前的产品往往是大量高波动产品中由于幸运进而碰巧获得, 往往并非市场中最具备有效管理能力的产品。过度追逐甚至可能使得部分基金管理人使用一些无效行为^[11-13]

来给粉饰他们的历史表现, 致使他不再能有效揭示基金的管理能力。那么如何改进公募基金历史表现指标, 更好地挖掘基金产品真正的管理能力? 本研究利用中国公募基金市场数据, 从基金产品能力共性方面入手, 对这一问题进行了研究。

伴随着我国资本市场的蓬勃发展以及倡导投资“机构化”逐步进行, 公募基金作为中小家庭资产管理的主要渠道之一, 其管理规模在近几年持续处于高速发展状态。截至2020年1季度末, 公募基金的总管理规模达到16.6万亿人民币, 其中股票型基金和混合型基金规模分别达到了1.4万亿人民币和2.1万亿人民币。持续上升的市场份额使得公募基金投资行为在金融市场中的影响力也持续上升, 而针对公募基金在市场中作用的讨论也逐渐升温。大量研究表明, 公募基金持股可以预测股票的未来价值, 增加了市场效率^[14], 降低股票市场波动^[15], 并改善上市公司未来绩效^[16]。

① 收稿日期: 2020-11-22; 修订日期: 2021-11-16。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71903107; 72141304; 72001033; 71790591)。

通讯作者: 何 为(1989—), 男, 四川木里人, 博士, 副教授。Email: wei_he@swufe.edu.cn

这些研究结果表明,我国股票二级市场所经历的“机构化”之路可以提高资本市场效率、保护投资者利益并更好地服务实体经济发展。

然而公募基金快速发展也伴随着潜在的风险。虽然公募基金相对个体投资者更为理性,平均而言持续为投资人创造高于股票市场风险收益比的超额收益率^[17],但基金的部分行为依然存在危害投资者利益以及市场质量的可能。一方面,公募基金的资金流动限制了其投资的主动性,形成了牛市助涨、熊市助跌的现象,加大了市场以及个股^[18,19]的波动。而基金对资金流的追逐,也往往使得他们使用拆分^[9]或者大比例分红^[8]等手段吸引投资者。另一方面,中小投资者简单依赖历史表现的评价体系,使得基金管理人普遍存在羊群行为^[20]、过度的风险承担^[11]、不必要的管理风格切换^[21,22]、甚至股价操纵等行为^[12,13]。这些行为造成基金市场的资源错配,危害了中小投资者权益和资本市场质量。

而这些错误行为都有着相同的内在驱动力:个体投资者往往简单利用基金的历史表现(排名)来评价基金产品的管理能力。虽然大量的研究表明基金的历史收益可以部分揭示其管理能力^[1,23]以及,但是一段时期内的绝对收益指标存在着过多噪音^[24]且相对较容易被基金的短期行为改变。例如林树等^[25]发现平均管理能力较弱的基金家族会通过牺牲其他产品以制造明星基金的方法来吸引资金,而余音等^[13]则发现基金家族会在季度末期拉升重仓股票以达到粉饰基金产品表现的目的。这些行为使得投资人难以辨别出哪些产品具备真实有效的管理能力。更重要的是,随着信息技术的快速发展,互联网基金销售平台直接将基金历史收益排名数据提供给中小个体投资者,强化了投资者对这一信号的依赖程度,使得造成基金管理人相关错误行为的内在驱动力进一步加强^[10]。因此,研究如何有效利用历史收益率数据指引个体投资者优化基金选择,对于提高个体投资者投资效率,避免基金管理人错误的行为导向,进而改善资本市场质量有着巨大的意义。

Cohen等^[26]为解决这一问题提供了新思路:由于优质基金的投资能力存在共性,因此他们倾向于持有相同的股票。那么,利用公募基金持有的股票和基金的历史表现可以推测股票的质量:一

只股票如果被很多表现优异(糟糕)的基金持有,说明这个股票质量较高(低),再根据这些股票的质量以及公募基金持仓数据评判基金选择股票质量的能力。该方法可以筛除公募基金表现中较为随机、不为市场通识的部分,可以更好的揭示基金产品的管理能力并预测基金的未来表现。虽然这种方法在美国市场中有着较好的表现,但中国基金产品由于持仓数据披露的滞后性和不完整性以及中国公募基金更高的股票换手率,使得这个指标调整方法无法在中国市场中得到充分发挥。美国市场基金每个季度均会完成披露所有股票持仓,而中国市场基金每个季度仅披露前10大持仓基金,每半年披露一次完整持仓且完整披露存在着2个月~3个月的延迟(半年报延迟2个月,年报延迟3个月)。披露的局限和延迟使得中国基金的持仓数据信息含量相对较低,进而降低了Cohen等^[26]指标的价值。此外,中国基金的股票换手率也明显高于美国基金,说明他们的获利来源不仅仅来自于长期持有高质量的股票,还有可能来自于市场择时,短期流动性提供和纠正定价错误等此类需要较高换手率的交易行为。而这些中国市场基金的重要特征无法被低频率披露的基金间交叉持仓所反应。

基于Cohen等^[26]的逻辑,本研究认为尽管公募基金信息来源各有不同,但他们的获利渠道必然存在一定共性,而这些共性将会使得基金日收益率相关性提升。若一个基金的日收益率序列与大部分表现优异的基金日收益率相关性高,说明他的持仓和交易模式与这些优秀的基金接近,意味着他很可能也是只具备有效管理能力的基金,即使其短期表现暂时并不是特别突出。更重要的是,这一方法天然解决了前文描述的短期度量偏差问题。从这一思想出发,本研究基于公募基金两两之间的相关性,通过以下方法调整基于历史表现的基金能力指标:将所有基金样本的原始能力指标,根据他们与目标基金的历史日超额收益率相关性加权,作为目标基金相关性调整后的能力指标。随后,研究了这一调整方法是否改进了历史收益指标的预测能力。

实证结果表明,基于相关性调整后指标可以显著预测基金的未来表现,并在控制了原指标的基础上,贡献于基金未来表现的预测。通过调整6

个不同估计周期、定价模型下的历史超额收益率,发现这些调整后指标均可以显著预测基金未来的超额收益。根据这些调整后指标构建的套利组合平均可以获得年化 6.36% 的超额收益率,并在资本资产定价模型^[27]和中国三因子模型^[28]调整后分别达到了每年 7.37% 和 14.46% 且均统计上显著大于 0。这一超额收益率经过中国三因子模型调整后显著高于基于原指标构建的套利组合。更重要的是,经过调整后的指标与原指标的相关性并不高,平均仅在 0.38 左右;且这一相关性随着基金数量的增多持续减少,说明指标经过调整后测度的管理能力与原指标并不完全一致。正是由于挖掘出新的能力度量,在控制了原指标的基础之上,调整后指标仍可以显著区分基金的未来收益。双因素分组研究、信号组合研究以及截面的 Fama-MacBeth 回归^[29] 都发现调整后指标可以为预测基金未来收益提供显著的增量贡献。

本文的主要学术贡献在于: 1) 在我国公募基金存在高换手率、持仓数据严重滞后的大环境下,为公募基金获利来源存在同质性的论断^[26] 提供了经验证据,丰富和发展了公募基金能力度量相关的文献体系; 2) 在公募基金以及其他管理类资产存在收益随机性的前提下,本文提出的基于日度收益率相关性的调整方法可以在各类度量指标中被广泛运用,提出的思路 and 模式可以为后续研究提供一定的借鉴意义; 3) 本文提出的指标显著区分了公募基金管理能力,为验证公募基金是否具有管理能力、是否具有投资价值以及是否改善资本市场质量等问题提供了论证思路和实证经验,丰富了中国公募基金相关系列研究。实践方面,本文提出的调整方法规避了现有基金评价体系中过度依赖历史收益表现的问题,且方法并不依赖披露频率较低的持仓数据。这些特性使得这一方法可以有效应用于改进各类平台、评奖、基金中的基金(fund of fund) 以及监管部门的基金评价体系,可以显著减少简单依赖收益造成的市场价格操纵。这将进一步规范基金管理人内在动机,使得他们专注于挖掘资产的有效信息,进而改进资本市场定价效率。

1 文献综述

如果公募基金的管理能力存在差别,那么将

会存在一部分基金产品的表现持续优于其他产品,因此截面上基金应该存在动量现象。利用 1974 年 ~ 1984 年美国公募基金市场的数据,Grinblatt 和 Titman^[1] 肯定了基金动量的存在,发现在样本前 5 年中表现较好的公募基金在后 5 年中同样表现显著优于表现前 5 年表现较差的基金。Hendricks 等^[23] 也发现了类似的结论,并称这种现象为公募基金“热手(hot hands)”现象。庄云志和唐旭^[30] 也在中国市场中发现了这一现象。这些实证结果表明,公募基金管理水平的确存在差异,那么如何更好的捕捉不同类型的管理能力就成为了一个长久以来经久不衰的研究话题。在这一方面,Kacperczyk 等^[31] 认为公募基金投资于行业的集中度越高,则管理人对行业了解的程度越高,因此行业集中度更高的基金产品其未来表现更好。其他类似的指标还有: 未被观测到基金操作收益^[32]; 投资组合偏离指数的程度^[33]; 投资收益不可被定价模型解释部分收益^[24]; 持仓中不被媒体报道的股票比例^[34]; 突然上升的换手率^[35]; 基金持仓的股票未来财务报表中的信息成分^[36]; 以及税费管理有效性^[37] 等。这些指标在美国市场中均能显著预测基金的未来表现。

而在中国资本市场中,一系列的指标也被发现可以预测基金的未来表现。例如韩燕等^[38] 发现基金持仓中预测未来并购事件发生的概率,可以持续性的影响基金的未来表现。孔高文等^[39]、林树等^[40]、凌爱凡和杨炎君^[41] 发现基金的创新偏好和年报语调影响了基金的未来表现。本文在以下方面贡献于这类文献。首先,提出了一个新的基金管理能力度量方法,并提供了实证证据证明了这一度量的有效性,拓宽了挖掘基金管理能力相关研究的边界。其次,与大部分研究中只使用基金自身的数据来构建预测指标不同,本文提出的利用所有同类型产品数据来度量管理能力的方法,为同类型文献拓宽了研究思路并提供了一些基本的方法。

与本文最为相关的文献来自 Cohen 等^[26] 的研究。Cohen 等^[26] 认为公募基金持有资产的质量体现了管理能力,而利用市场上所有基金的持仓数据以及他们的历史表现,可以度量出资产的质量。这一方法首先将公募基金的管理能力赋值于他们投资的资产之上,进而再使用这种加权后的资产质量度量所有基金的管理能力。该方法主要

排除了基金历史收益中幸运的部分:当基金的收益来源于少数几个特定资产,且这些资产并未被其他优质基金持有.利用美国1982年~2002年的数据,Cohen等^[26]发现这一持仓调整后度量构建的投资组合可以创造3.7%~5.2%的年化超额收益率,且不能被各类市场定价因子所解释.但这一方法应用于我国市场可能存在着以下缺陷.首先,这一方法所捕捉的能力仅限于长期持有优质资产获取的超额收益率.而基金管理人的管理能力除了选择优质资产之外,还可能来源于市场择时、短期流动性提供或者纠正定价错误等,且这些能力在这种度量方法之下都难以显现.其次,如果基金的换手率较高,则此度量的噪声可能使得他的提纯属性无法占据主要地位,而中国公募基金的换手率显著高于美国市场.

基于这一思想,本研究认为利用历史日超额收益率的相关性来捕捉两个基金之间的管理能力近似程度,可以克服Cohen等^[26]方法的缺点.日收益率序列捕捉到了基金的短时间操作,体现了他们择时能力和短时流动性相关操作之间的关联程度,可以更好的捕捉各类型的基金管理能力.而基金的长期持有股票质量,同样会在相关性中得到体现.本研究贡献于Cohen等^[26]的方法,为使用跨基金数据度量基金能力的文献提供了新的方法,并为其有效性提供了经验证据.

最后,本文还为解决基金资金流的非理性流动以及由此造成的基金管理人非理性行为提供了一个可能的方法.无论在美国^[6,42]还是中国市场^[43,44]上,现有研究都发现基金投资者有着显著的历史表现追逐,即倾向买入历史表现好的基金.由于基金表现存在一定的持续性,业绩追逐还可以被认为是相对理性的行为.但其他一系列的行为,例如分红追求^[8,45]、名义价格幻觉^[9,43]、基金家族溢出^[25]、家族造星^[44]、名校学历^[46]等,均是非理性现象并损害了投资者的财富.不仅如此,这些行为所造成的内在驱动力使得公募基金管理人尝试通过一些与信息挖掘无关的手段^[11,22,47]吸引更多的投资者.更有甚者,有些基金(家族)为了获取额外的资金流,不惜使用股价操纵^[12,13]的方式来粉饰基金表现,严重影响了基金市场的资源配置质量和股票市场定价效率.本研究提出的新指标一定程度上改善了问题,特别是由纯粹历

史收益评价造成的资金流非理性流动,进而改善基金市场资源配置有效性.

2 数据来源及描述性统计

本研究数据来源于CSMAR公募基金研究数据库和股票交易数据库,数据样本覆盖了2006年~2019年6月市场中所有股票型基金和重点投资于股票市场的混合型基金.由于相关性调整方法在截面上需要一定数量的基金,因此排除2006年之前的数据.除此之外,还排除了ETF类基金、QDII基金、被动管理基金、上市时间短于12个月以及上次披露的股票持仓少于净值30%的基金.样本内共涵盖基金2100支.

本研究提出的相关性调整后指标的构建方法是:根据基金池中所有基金与目标基金两两之间的相关性作为权重,将所有基金的收益指标度量(减去市场均值后)加权求和,作为目标基金的相关性调整后的管理能力度量.具体公式如下

$$\varphi_{i,s}^{adj} = \sum_{j=1}^N \rho_{i,j} \left(\varphi_{j,s} - \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \varphi_{k,s} \right) \quad (1)$$

其中 $\varphi_{i,s}^{adj}$ 是基金*i*基于*s*类指标的相关性调整后度量; $\varphi_{j,s}$ 是基金*j*的*s*类指标原始方法度量;包括 CA^{12} 、 CVA^{12} 、 CA^{36} 、 CVA^{36} 、 SA^{36} 和 SVA^{36} (这些原始指标的定义在下文给出);而*N*代表此刻进入基金池内基金的数量.而 $\rho_{i,j}$ 则是基金*i*与基金*j*在过去60个交易日内超额收益率的相关系数.基金的超额收益率定义为基金日收益率与基金市场管理市值加权日收益率的差.在选择输入指标 $\varphi_{j,s}$ 时,主要考察了以下6个历史表现指标:1)过去1年的资本资产定价模型超额收益率(12-month CAPM Alpha, CA^{12});2)过去1年的波动率调整后资本资产定价模型超额收益率(12-month CAPM Volatility-adjusted Alpha, CVA^{12});3)过去3年的资本资产定价模型超额收益率(36-month CAPM Alpha, CA^{36});4)过去3年的波动率调整后资本资产定价模型超额收益率(36-month CAPM Volatility-adjusted Alpha, CVA^{36});5)过去3年的中国三因子模型超额收益率(36-month SVC Alpha, SA^{36});6)过去3年的中国三因子波动率调整后资本资产定价模型超额收益率(36-month

SVC Volatility-adjusted Alpha, SVA^{36})。其中 CA^{12} 、 CA^{36} 和 SA^{12} 为对应定价模型及样本期内回归的截距项, 而 CVA^{12} 、 CVA^{36} 和 SA^{36} 则为截距项除以残差的标准差。本研究使用的中国三因子模型是 Liu 等^[28]的“Size and Value in China”(下文简称 SVC) 中的市场超额收益、市值和价值因子。

使用此类构建方法出于以下观点: 虽然基金产品各有不同, 但他们有效的管理能力存在一定的趋同性, 例如发现了类似的流动性补偿或者超额收益来源。因此, 基于相关性调整的 φ_s^{adj} 可以捕捉基金在平日中的表现与其他表现优异的基金是否存在共性。如果一个产品的超额收益获取于固定且较短的时间段内, 那么他与其他表现优秀基金的相关性将不会太高, 即使他们的原始度量数值接近, 而此类基金的超额收益可能来自短时的幸运。相反, 如果某个基金的累计收益来源于日积月累的超额收益中, 且这一收益的波动与其他表现优秀的基金类似, 则这个基金的超额收益很可

能来源于与其他产品类似的管理能力。值得注意的是, 这种调整方法无疑会忽略管理能力中与其他基金有差异的部分。但在市场非理性程度有限, 市场中的获利机会也比较有限时, 大部分基金的获利渠道或者模式将会是相关的, 而本调整方法尝试捕捉的管理能力则主要来源于这一部分。

表 1 给出了 φ_s^{adj} 和 φ_s 的描述性统计, 主要包括基于 φ_s 分组构建的“高减低”组合超额收益率, 各类 φ_s 之间的相关系数以及 φ_s^{adj} 和 φ_s 截面上的相关系数。每个月末, 根据 φ_s 将样本内所有基金从高到低分为 5 组, 并计算下个月 φ_s 最高组和最低组之间等额加权超额收益率的差 (Excess Return, ER), 以及他们的资本资产定价模型 (CAPM) 和中国三因子模型 (SVC) 调整后超额收益率, 并将这些结果和他们的 T 检验数 (括号中) 报告在面板 A 中。面板 B 报告了利用 Cohen 方法对原始指标进行调整后构建的基金组合的未来表现。面板 C 则计算了每个月末截面上基金各个 φ_s

表 1 核心指标描述性统计

Table 1 Summary statistics for key measures

面板 A: φ_s 高减低超额收益率							
	CA^{12}	CVA^{12}	CA^{36}	CVA^{36}	SA^{36}	SVA^{36}	平均
ER	6.64 ^c (3.23)	6.70 ^c (4.31)	3.57 ^b (2.41)	3.30 ^c (2.72)	3.11 ^a (1.87)	2.35 (1.52)	4.28 ^c (3.30)
CAPM	6.79 ^c (3.37)	7.14 ^c (4.78)	3.66 ^b (2.55)	3.62 ^c (3.20)	3.18 ^b (1.99)	2.62 ^a (1.78)	4.50 ^c (3.58)
SVC	9.06 ^c (4.28)	8.31 ^c (4.96)	6.17 ^c (4.70)	5.45 ^c (4.63)	7.12 ^c (4.90)	6.17 ^c (4.39)	7.05 ^c (5.76)
面板 B: 基于 Cohen 等(2005)方法调整后高减低超额收益率							
ER	5.69 ^c (2.80)	6.36 ^c (3.47)	5.16 ^c (2.71)	4.71 ^c (2.77)	4.41 ^b (2.24)	4.16 ^b (2.22)	5.08 ^c (2.99)
CAPM	5.96 ^c (3.01)	6.88 ^c (3.94)	5.30 ^c (2.89)	5.13 ^c (3.19)	4.41 ^b (2.28)	4.25 ^b (2.32)	5.32 ^c (3.24)
SVC	8.95 ^c (3.87)	9.17 ^c (4.36)	9.43 ^c (4.75)	8.27 ^c (4.60)	10.06 ^c (5.53)	9.47 ^c (5.52)	9.23 ^c (5.21)
面板 C: φ_s 指标间相关系数							
CA^{12}	1.000						0.626
CVA^{12}	0.892	1.000					0.613
CA^{36}	0.555	0.492	1.000				0.751
CVA^{36}	0.517	0.556	0.900	1.000			0.746
SA^{36}	0.406	0.348	0.812	0.714	1.000		0.700
SVA^{36}	0.384	0.393	0.744	0.785	0.920	1.000	0.704
面板 D: φ_s^{adj} 与 φ_s 指标相关系数							
值	0.448	0.408	0.342	0.312	0.390	0.360	0.377
排序	0.450	0.407	0.333	0.306	0.389	0.359	0.374

注: 上标 a、b 和 c 分别代表在 90%、95% 和 99% 的显著性水平下异于零。

之间的相关系数,并将他们的平均报告在表中. 面板 D 则计算了每个月末每类 φ_s 指标和 φ_s^{adj} 之间的相关系数(值)以及他们排序之间的相关系数(排序),并报告了他们时间序列的平均值. 除了每个指标的描述性统计之外,表 1 还将 6 类指标各类描述性统计的均值报告在每个面板的最右侧.

表 1 肯定并重现了庄云志和唐旭^[30]的结果: 中国存在显著的基金动量效应. 所选用的 6 个原始历史表现指标均能较好地预测基金未来期望收益,且他们的平均高减低套利组合超额收益率达到每年 4.28% 且统计上显著大于 0. 在 CAPM 和 SVC 调整之后,这一超额收益依然统计上显著,说明这些超额收益并非来源于承担了过高的系统性风险. 面板 B 的结果表明基于 Cohen 方法调整历史表现的确可以略微提高指标的预测能力,6 个指标构建的套利组合平均年化收益率提高约 0.8% 左右. 这一实证结论说明,正是由于上文所提到中国数据中存在的数个缺陷,该方法无法较好的提升指标的预测能力. 但即使如此, Cohen 所提出方法依赖的经济直觉是无误的,可以轻微提升指标的预测能力.

6 个原始指标之间也存在较高的相关性,平均约在 0.7 左右,但在不同的样本期和不同的定价模型下,指标间的相关性也有较大的不同. 例如 CA^{12} 和 SA^{36} 的相关性仅在 0.4 左右,说明两者捕捉到的管理能力并不尽然相同. 因此使用多类别的原始指标来构建 φ_s^{adj} 并检验使用相关性调整这一方法的有效性具有较大的意义. 此外,面板 D

表明在全样本期内, φ_s 和 φ_s^{adj} 指标的相关性并不高,仅在 0.377 左右. 而依据两者排序的相关性也仅在 0.374,说明经过历史相关性调整后指标捕捉到的能力度量也与原指标不尽相同.

φ_s 和 φ_s^{adj} 在多大程度上相关也应与基金的数量存在较大的关系. 当基金数量较少时, φ_s^{adj} 有较大的可能性与 φ_s 高度相关(因为 $\rho_{i,i} = 1$). 但当基金数量较多时, φ_s^{adj} 则主要取决于目标基金与其他基金的相关性以及这些基金 φ_s 的大小. 图 1 展示了随着时间推移,截面上两者之间相关性的变化情况. 在每个月末,算了当月基金池中有效基金的数量以及 6 类 φ_s 和 φ_s^{adj} 的相关性并将他们的平均值展示在图 1 中. 整体而言,两者的相关性随着时间的推移以及基金数量的上升而下降. 但当基金数量达到一定数值之后,两者相关性并不会持续性的下降,并保持在 0.3 ~ 0.4 之间. 这说明 φ_s 和 φ_s^{adj} 所捕捉的能力度量在一定程度上存在重合(30% 左右),但依旧有很大程度上的区别.

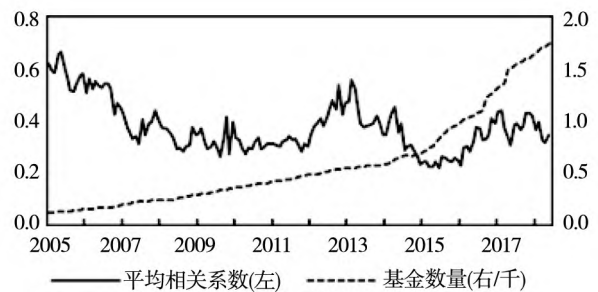


图 1 原始指标和调整后的指标相关性

Fig. 1 Correlation between original and adjusted ability measure

表 2 相关性调整后指标表现

Table 2 Performance of correlation-adjusted measures

面板 A: 调整后指标套利组合收益率							
	CA^{12}	CVA^{12}	CA^{36}	CVA^{36}	SA^{36}	SVA^{36}	平均
ER	9.44 ^b (2.45)	9.79 ^c (2.60)	4.42 (1.21)	4.35 (1.14)	5.50 (1.51)	4.65 (1.23)	6.36 ^a (1.92)
CAPM	9.68 ^b (2.44)	11.15 ^c (3.04)	5.31 (1.45)	6.57 ^a (1.85)	5.76 (1.58)	5.80 (1.56)	7.38 ^b (2.27)
SVC	15.25 ^c (3.95)	16.35 ^c (4.56)	12.88 ^c (3.63)	13.67 ^c (3.99)	14.49 ^c (4.39)	14.14 ^c (4.08)	14.46 ^c (4.74)
面板 B: 调整后指标与原指标套利组合收益率的差							
ER	2.81 (1.14)	3.09 (1.17)	0.84 (0.31)	1.04 (0.34)	2.39 (0.97)	2.30 (0.83)	2.08 (0.93)
CAPM	2.89 (1.12)	4.01 (1.53)	1.65 (0.59)	2.95 (1.04)	2.58 (1.03)	3.18 (1.16)	2.88 (1.30)
SVC	6.19 ^b (2.43)	8.04 ^c (3.35)	6.70 ^b (2.43)	8.22 ^c (2.94)	7.37 ^c (2.88)	7.97 ^c (2.84)	7.41 ^c (3.52)

注: 上标 a, b 和 c 分别代表在 90%, 95% 和 99% 的显著性水平下异于零.

3 相关性调整后的指标表现

本节研究了调整后指标对基金未来收益的预测能力. 上文中的描述性统计显示, 调整后的指标已经和原指标有一定的区别, 那么这一指标对未来收益的预测能力则有待检验. 表 2 的面板 A 报告了利用调整后指标构建套利投资组合的超额收益率, 资本资产定价模型超额收益率以及中国三因子模型超额收益率. 从面板 A 的结果可以看到, 经过调整后的指标同样可以在截面上预测未来基金的超额收益率. 利用这些调整后指标构建的套利组合平均上可以获得年化 6.36% 的超额收益率, 并在 10% 的显著性水平下显著. 这一超额收益不能被传统的定价模型所解释, 在经过

CAPM 和 SVC 三因子调整后, 这一收益率进一步扩大, 分别达到每年 7.38% 和 14.46%.

从表 2 的面板 A 和表 1 的结果能看出, 调整后指标的套利组合收益较高, 但显著性并未整体上高于原始指标. 这可能的原因来源于本文的基本假设, 也就是这样的调整方法捕捉到的是公募基金之间具有共性的管理能力. 因此这一指标选择出的基金未来表现的相关性会较高, 造成组合的波动性较大. 那么两者之间的绝对差异是否显著? 表 2 的面板 B 通过比较原始指标和调整后指标构建的套利组合收益率的差值回答了这一问题. 首先, 相关性调整之后, 各个指标套利组合的超额收益都得到了提升, 约在每年 2% 左右, 但这一差异并未在统计上显著. 经过 SVC 调整之后, 这一差异平均扩大到每年 7.41% 并且在 99% 水平下显著.

表 3 相关性调整后指标投资组合

Table 3 Performance of correlation-adjusted measures

	L	3	H	H - L	L	3	H	H - L
	CA^{12}				CVA^{12}			
ER	9.76 (1.44)	14.46 ^b (2.12)	19.21 ^c (2.63)	9.44 ^b (2.45)	9.73 (1.36)	14.24 ^b (2.11)	19.52 ^c (2.83)	9.79 ^c (2.60)
CAPM	-0.19 (-0.10)	4.68 ^b (2.02)	9.48 ^c (2.60)	9.68 ^b (2.44)	-0.77 (-0.37)	4.55 ^b (2.01)	10.39 ^c (3.05)	11.15 ^c (3.04)
SVC	0.28 (0.16)	8.23 ^c (4.28)	15.53 ^c (4.80)	15.25 ^c (3.95)	-0.11 (-0.06)	7.94 ^c (4.22)	16.24 ^c (5.42)	16.35 ^c (4.56)
	CA^{36}				CVA^{36}			
ER	11.84 ^a (1.73)	13.76 ^b (2.06)	16.26 ^b (2.30)	4.42 (1.21)	11.67 (1.59)	13.41 ^b (2.03)	16.01 ^b (2.44)	4.35 (1.14)
CAPM	1.68 (1.01)	4.17 ^a (1.84)	6.98 ^a (1.90)	5.31 (1.45)	0.84 (0.41)	3.88 ^a (1.73)	7.41 ^b (2.20)	6.57 ^a (1.85)
SVC	1.28 (0.90)	7.85 ^c (4.17)	14.16 ^c (4.34)	12.88 ^c (3.63)	0.82 (0.47)	7.30 ^c (3.96)	14.49 ^c (4.87)	13.67 ^c (3.99)
	SA^{36}				SVA^{36}			
ER	11.14 ^a (1.68)	13.89 ^b (2.07)	16.64 ^b (2.30)	5.50 (1.51)	11.74 ^a (1.69)	13.48 ^b (1.99)	16.39 ^b (2.36)	4.65 (1.23)
CAPM	1.32 (0.80)	4.26 ^a (1.81)	7.08 ^a (1.95)	5.76 (1.58)	1.47 (0.81)	3.80 (1.60)	7.26 ^b (2.07)	5.80 (1.56)
SVC	0.20 (0.14)	7.95 ^c (4.17)	14.69 ^c (4.74)	14.49 ^c (4.39)	0.64 (0.39)	7.47 ^c (3.75)	14.78 ^c (4.95)	14.14 ^c (4.08)

注: 上标 a、b 和 c 分别代表在 90%、95% 和 99% 的显著性水平下异于零.

值得注意的是, 这一调整方法对评价周期较短的原始能力度量指标 (CA^{12} 和 CVA^{12}) 效果较好, 而这些指标也是现有互联网基金平台主要展示的

指标之一. 这一改进上的差异, 可能是由于评价周期较短的基金随机性更高, 但时效性更强. 考虑到基金产品挖掘能力的时变性较大, 因此短期重叠的

管理能力更有可能被本文所提到的管理方法所捕捉,也充分印证了前文提到的观点——通过相关性调整可以捕捉长期持仓以外的资产管理能力.更重要的是,大部分的基金平台(天天基金网,支付宝等)倾向于展示基金过去1个月、3个月、半年、1年的基金表现以及这些表现在同类基金产品中的横向排名.这种数据呈现方法使得个体投资者过度关注这些时间段内基金的表现,进而影响他们对产品

能力的评估.然而,较短评估周期可能使得评估误差较大,且要在短时间内取得较好的排名,意味着基金需要使用较为激进的策略(承担较高的风险)或者运气较好.这两者都与管理能力相左,意味着基于短期指标进行基金能力评估会造成较为严重的资源配置失效.而相关性调整的方法能有效的改善短期度量的有效性,说明该方法的对于基金平台改进评估方法以及对用户引导的意义更为重大.

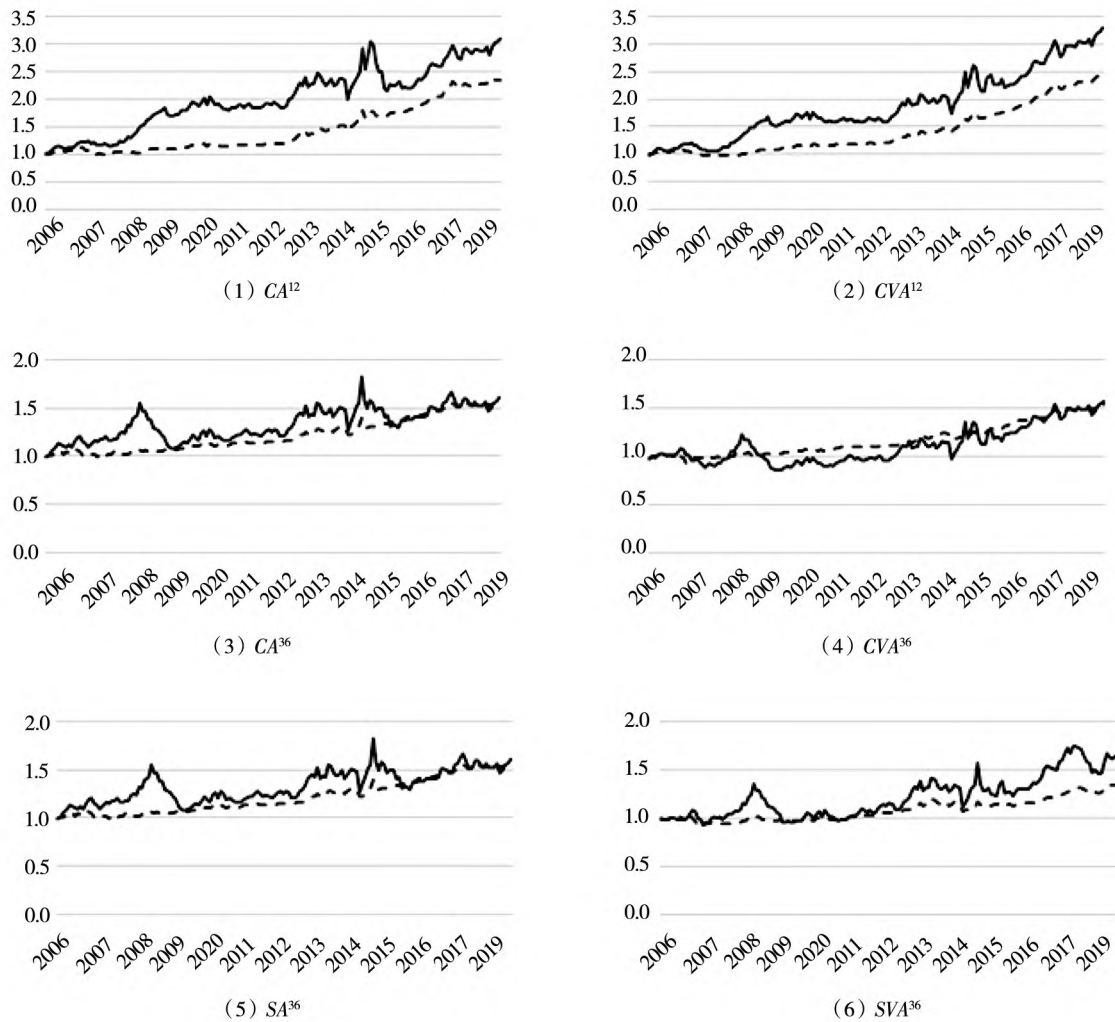


图2 套利组合累计收益率——相关性调整后指标和原始指标比较

Fig. 2 Cumulative return of arbitrage portfolio: Comparison of correlation-adjusted and original measures

图2展示了持续投资于两类指标的套利组合累计财富.实线和虚线分别标注了 φ_s^{adj} 组合和 φ_s 组合的结果.可以看出, φ_s^{adj} 组合财富在大部分时刻高于 φ_s 组合,当然其波动性也明显较高.说明经过相关性调整后,信号组合内基金未来表现的相关性明显提升,但预测能力同样增强.另一点,

也是更重要的一点是, φ_s^{adj} 组合展示出的财富走势与 φ_s 组合大不相同,说明两者捕捉到的能力度量并不完全一致.这个结果表明,通过相关性调整后,指标的不仅仅自身可以揭示基金的管理能力,还能与原指标互补,进一步提升基金管理能力度量的精准性.

由于基金不存在卖空的可能,如果调整后指标构建的套利组合收益主要来源于空头方向,则该策略存在明显的不可操作性。而这也是美国市场中基于历史表现指标构建的套利组合一大特点^[48]。为了检验基金套利组合是否具有这一特征,表 3 报告了调整后指标套利组合的多头(H)、空头(L)以及中间组(第 3 组)的收益情况。由于基金平均而言在过去一段时间中战胜市场,因此各个组合的 CAPM 组合存在显著的正偏,且其中间组合(3)的超额收益恰好和基金市场平均处在一个水平(4%左右)。这些结果表明,套利组合收益来源基本是对称的。指标为高(H)的组合收益与中间组(3)的差距与指标为低(L)与中间组(3)的差距接近,说明该指标能挑选出具有有效管理能力的基金,同时也分辨出了管理能力较差的基金。

4 相关性调整后指标在基金评价中的贡献

上面展示了相关性调整后指标自身具有反映基金管理才能并预测基金产品未来表现的能力。但调整后指标是否能够为原始指标的预测能力做出增量贡献,则依旧存在疑问。本节通过以下 3 个方法研究了以上问题: 1) 基于双信号的基金分组; 2) 信号组合下的基金选择表现; 3) Fama-Macbeth 截面回归分析。

4.1 基于双信号的基金分组

要检验调整后指标是否能在原始指标预测未来表现上做出增量贡献,最直接的方法是检验在具有近似原始指标的基金,是否可以利用调整后指标进一步预测未来基金收益率。为了实现这一检验,首先,将所有基金根据原始指标分为 3 组(φ_s 分组)。随后,在每一组内再将基金依据调整后指标再分为 3 组(φ_s^{adj} 分组),并检验各个 φ_s 分组中, φ_s^{adj} 高和 φ_s^{adj} 低的组合是否存在差异。这样,在各个 φ_s 分组中,其原始指标的值将较为接近,但却具有不同的相关性调整后指标。表 4 报告了基于双信号分组的结果,其中的每个子面板,从左到右分别是原始指标从低到高的 3 个组合(φ L、

φ M 和 φ H),以及 3 个组合的平均收益率(Avg.)。从上到下分别是相关性调整后指标从低到高的 3 个组合(φ^{adj} L、 φ^{adj} M 和 φ^{adj} H),以及最高组收益率与最低组收益率的差(H-L)。主表中报告了这些组合的 CAPM 超额收益率,并在下方展示 H-L 组合的 SVC 三因子超额收益率及他们的 T 检验数。

可以从表 4 的结果中发现,在原始指标接近的情况下,调整后指标依然可以在各个组内辨别基金的未来收益。原始指标评估周期为 12 个月时,相关性调整后的 CA^{12} 和 CVA^{12} 构建的套利组合平均可以获得 5.81% 和 7.52% 的超额收益。这一超额收益在 SVC 三因子调整之后反而上升至 9.64% 和 11.07% 并均在 1% 水平下显著。当原始指标的评估周期较长时,这一方法同样可以构建出 SVC 超额收益率显著为正的套利组合。 CA^{36} 、 CVA^{36} 、 SA^{36} 和 SVA^{36} 经过调整后,其在控制了原始指标的情况下依然可以获得 9% 左右的 SVC 三因子超额收益率。由此可见,经过相关性调整后的能力度量所区分出的基金与其原始度量并不完全相同。在控制了原始度量的基础上,调整后度量依旧能显著的区分基金的未来收益,特别是在控制了中国股票市场重要的系统性风险之后。

与表 2 的结果类似,相关性调整方法的表现,在短期的评价指标中对预测能力的提升更为显著。 CA^{12} 和 CVA^{12} 的 φ^{adj} 套利组合超额收益率在 3 个 φ 组合中分别达到 5.81% 和 7.25%。特别是在 φ^{adj} 和 φ 都低的组合中,他们的 CAPM 超额收益率已经为负了。而中国的基金市场同期平均每年可以取得约 4% 的超额收益^[17]。这一结果表明,当基金过去 1 年的 φ^{adj} 和 φ 指标都较低时,此基金挖掘信息的能力于最近显著低于基金市场平均水平,因此其表现与市场水平接近。两个信号基于 3 年期的原始指标也可以获得类似的结果,但其差别略小于 1 年期指标。

4.2 信号组合下的基金选择表现

另一个考察指标是否有额外贡献的方法,是将其与现有指标进行合并来执行投资组合选择,并研究这一合并是否改善了投资组合。在改善上存在两个方面: 1) 提高了组合的超额收益或者夏普比率; 2) 在保证组合收益不变的情况

下扩充了基金池使得可管理资产规模上升. 这两个方面,前者相对直观,而后者则是大规模资产管理中经常面临的问题. 针对以上两个方面,本文构建了以下4类投资组合:1) 每个月根据原始指标选出市场排名前10%的基金(φ);2) 每个月根据相关性调整后指标选出市场排名前10%的基金(φ^{adj});3) 每个月选择出两者均排名在市场前10%的基金($\varphi \& \varphi^{adj}$);4) 每个月选

择出两者至少其中之一排名在市场前10%的基金($\varphi \cup \varphi^{adj}$). 第3类组合是基于两者交集构建的投资组合,可以说是原始指标的一个精进的组合. 本文期望在这个组合中获取明显较高的超额收益和夏普比率. 而第4类组合则是两者的并集. 这一组合将具有较大的基金池,若这一组合的收益未出现明显下降,则有望用于扩充基金的管理规模.

表4 双因素分组—— φ^{adj} 在控制 φ 后的表现

Table 4 Double sorted portfolio: Performance of φ^{adj} after controlling φ

	φ L	φ M	φ H	Avg.	φ L	φ M	φ H	Avg.
	CA^{12}				CVA^{12}			
φ^{adj} L	-0.83	1.23	4.50	1.63	-1.49	0.95	3.36	0.94
φ^{adj} M	2.37	3.83	7.63	4.61	1.92	4.46	7.24	4.54
φ^{adj} H	4.15	7.14	11.04	7.44	4.46	7.79	12.32	8.19
H-L	4.98 ^a (1.65)	5.91 ^b (2.11)	6.54 ^b (2.12)	5.81 ^b (2.01)	5.95 ^b (2.09)	6.84 ^b (2.44)	8.96 ^c (3.02)	7.25 ^b (2.59)
SVC	9.56 ^c (3.26)	9.36 ^c (3.54)	10.00 ^c (3.36)	9.64 ^c (3.48)	10.13 ^c (3.64)	10.34 ^c (3.94)	12.74 ^c (4.62)	11.07 ^c (4.20)
	CA^{36}				CVA^{36}			
φ^{adj} L	1.00	2.95	4.16	2.70	0.85	1.90	2.98	1.91
φ^{adj} M	2.57	3.91	5.66	4.05	2.00	4.38	6.51	4.30
φ^{adj} H	4.12	5.46	8.16	5.91	4.58	6.92	7.87	6.46
H-L	3.12 (1.04)	2.51 (0.89)	3.99 (1.35)	3.21 (1.12)	3.73 (1.30)	5.02 ^a (1.76)	4.90 ^a (1.72)	4.55 (1.64)
SVC	8.76 ^c (2.96)	8.38 ^c (3.14)	9.63 ^c (3.36)	8.92 ^c (3.23)	8.26 ^c (2.97)	10.95 ^c (3.97)	10.18 ^c (3.74)	9.80 ^c (3.69)
	SA^{36}				SVA^{36}			
φ^{adj} L	0.69	2.70	4.13	2.50	1.14	2.81	3.76	2.57
φ^{adj} M	3.19	3.68	6.04	4.30	2.91	3.54	5.81	4.09
φ^{adj} H	4.73	5.22	7.70	5.88	4.53	5.53	7.93	6.00
H-L	4.04 (1.33)	2.52 (0.95)	3.57 (1.25)	3.38 (1.22)	3.39 (1.07)	2.72 (0.98)	4.17 (1.44)	3.43 (1.19)
SVC	11.11 ^c (4.03)	8.56 ^c (3.61)	9.20 ^c (3.41)	9.63 ^c (3.82)	10.31 ^c (3.45)	8.54 ^c (3.36)	9.25 ^c (3.39)	9.37 ^c (3.51)

注: 上标 a、b 和 c 分别代表在 90%、95% 和 99% 的显著性水平下异于零。

表5 报告了以上4个组合分别的表现,以及 $\varphi \& \varphi^{adj}$ 和 $\varphi \cup \varphi^{adj}$ 组合与原始指标组合之间的差,包括每个组合的年化超额收益率(ER)、年化夏普比率(SR)、CAPM 超额收益率和 SVC 三因子超额收益率. 结果表明,通过原始指标和相关性调整后指标同时作为组合筛选指标时($\varphi \& \varphi^{adj}$),其表现均优于仅适用原始指标. CA^{12} 和 CVA^{12} 的结果

表明,双指标筛选可以额外获得 6.5% 以上的年化超额收益率,且经过 CAPM 和 SVC 调整后均在 1% 水平下显著异于 0. 使用评估周期为 36 个月的指标作为基准时,同时使用两个指标同样可以提高组合的超额收益和夏普比率. 虽然绝对收益率的提高较为一般(年化 2% 左右),但收益率的差在经过 SVC 调整后也均在 1% 的水平上显著大于 0.

表 5 信号组合后投资组合表现
Table 5 Portfolio performance of signal combination

	(1) φ	(2) φ^{adj}	(3) $\varphi \& \varphi^{adj}$	(4) $\varphi \varphi^{adj}$	(3) - (1)	(4) - (1)
CA^{12}						
ER	18.84	21.50	25.46	19.26	6.62	0.42
SR	0.720	0.781	0.903	0.731	0.864	0.159
CAPM	9.37 ^c (2.73)	11.87 ^c (2.92)	15.79 ^c (3.63)	9.76 ^c (2.76)	6.42 ^c (3.03)	0.39 (0.51)
SVC	14.41 ^c (4.94)	18.49 ^c (5.02)	23.00 ^c (5.85)	15.34 ^c (4.95)	8.59 ^c (3.79)	0.92 (1.30)
CVA^{12}						
ER	18.39	21.26	25.27	18.89	6.88	0.50
SR	0.781	0.838	0.973	0.783	0.835	0.164
CAPM	9.38 ^c (3.85)	12.42 ^c (3.34)	16.39 ^c (4.13)	9.93 ^c (3.45)	7.01 ^c (3.09)	0.55 (0.67)
SVC	12.47 ^c (5.67)	18.74 ^c (5.62)	22.99 ^c (6.23)	14.48 ^c (5.61)	10.51 ^c (4.71)	2.01 ^b (2.57)
CA^{36}						
ER	16.99	17.73	19.24	16.94	2.25	-0.06
SR	0.650	0.655	0.690	0.650	0.306	-0.021
CAPM	7.23 ^b (2.37)	8.30 ^b (2.05)	9.76 ^b (2.25)	7.38 ^b (2.23)	2.53 (1.25)	0.14 (0.20)
SVC	13.15 ^c (5.22)	16.53 ^c (4.54)	19.01 ^c (4.69)	13.99 ^c (4.98)	5.86 ^c (2.94)	0.84 (1.23)
CVA^{36}						
ER	15.49	17.16	18.39	16.01	2.90	0.52
SR	0.657	0.712	0.736	0.681	0.326	0.162
CAPM	6.34 ^c (2.84)	8.89 ^b (2.41)	10.00 ^b (2.54)	7.23 ^c (2.62)	3.66 (1.54)	0.88 (1.02)
SVC	10.24 ^c (5.37)	16.75 ^c (5.11)	18.17 ^c (5.12)	12.69 ^c (5.27)	7.93 ^c (3.50)	2.45 ^c (3.12)
SA^{36}						
ER	16.28	16.73	17.99	16.12	1.71	-0.16
SR	0.621	0.605	0.632	0.611	0.260	-0.068
CAPM	6.43 ^b (2.15)	6.99 ^a (1.75)	8.15 ^a (1.91)	6.38 ^a (1.95)	1.72 (0.95)	-0.05 (-0.08)
SVC	12.98 ^c (5.48)	15.68 ^c (4.58)	17.96 ^c (4.94)	13.54 ^c (5.09)	4.98 ^c (2.77)	0.57 (0.84)
SVA^{36}						
ER	15.93	17.11	19.56	16.11	3.62	0.17
SR	0.641	0.655	0.747	0.642	0.484	0.063
CAPM	6.52 ^b (2.40)	8.06 ^b (2.07)	10.67 ^c (2.62)	6.86 ^b (2.21)	4.16 ^a (1.96)	0.34 (0.44)
SVC	11.91 ^c (5.35)	16.63 ^c (4.91)	19.77 ^c (5.35)	13.39 ^c (5.23)	7.87 ^c (3.68)	1.49 ^a (1.96)

注: 上标 a、b 和 c 分别代表在 90%、95% 和 99% 的显著性水平下异于零。

表 5 结果还表明,使用两者的并集作为筛选基准($\varphi \mid \varphi^{adj}$)时,在扩充了基金池的情况下并不会显著降低组合的整体表现.这说明同时使用两个信号对投资组合有一定的分散作用.在所有 6 个指标中,仅有以 SA^{36} 作为原始指标的 $\varphi \mid \varphi^{adj}$ 组合的夏普比率略小于 φ 组合.更重要的是,在数据样本后期(2015 年之后),原始指标和相关性调整后指标所选择出来的基金重合度仅在

20% 左右.也就是说,这一方法在将基金池扩大了 80% 的情况下,却基本未降低组合的风险收益比.甚至在部分原始指标中(CVA^{12} 、 CVA^{36} 和 SVA^{36}) ,其合并组合的 SVC 调整后超额收益显著高于仅使用原始信号组合.这个结果表明,得益于投资分散以及信号信息度的不同,同时使用两个信号扩大基金池并不会显著降低组合的表现.

表 6 Fama-MacBeth 回归

Table 6 Fama-MacBeth regression

	CA^{12}			CVA^{12}		
	φ	0.24 ^c (6.54)		0.13 (2.54)	0.01 ^c (5.64)	
φ^{adj}		0.02 ^b (2.26)	0.03 ^b (2.03)		0.00 ^b (2.11)	0.00 ^a (1.85)
B_{mkt}	0.00 (0.72)	0.01 (1.19)	0.01 (1.30)	0.00 (0.74)	0.01 (1.21)	0.01 (1.33)
B_{smb}	0.00 (-0.52)	0.00 (0.02)	0.00 (-0.25)	0.00 (-0.24)	0.00 (0.11)	0.00 (0.02)
B_{vmg}	0.00 (1.02)	0.00 (0.49)	0.00 (0.69)	0.00 (0.71)	0.00 (0.46)	0.00 (0.36)
R-square	18.7%	24.8%	26.0%	18.1%	24.2%	25.4%
	CA^{36}			CVA^{36}		
	φ	0.25 ^c (9.14)		0.15 ^c (3.94)	0.01 ^c (7.14)	
φ^{adj}		0.05 ^b (2.26)	0.06 ^a (1.86)		0.00 ^a (1.69)	0.00 (1.36)
B_{mkt}	0.00 (0.61)	0.01 (1.22)	0.00 (1.01)	0.00 (0.77)	0.01 (1.13)	0.01 (1.18)
B_{smb}	0.00 (0.17)	0.00 (0.45)	0.00 (0.35)	0.00 (0.10)	0.00 (0.18)	0.00 (0.21)
B_{vmg}	0.00 (0.90)	0.00 (0.45)	0.00 (0.46)	0.00 (0.66)	0.00 (0.28)	0.00 (0.20)
R-square	17.4%	21.4%	22.2%	17.3%	24.0%	24.8%
	SA^{36}			SVA^{36}		
	φ	0.26 ^c (9.04)	-	0.20 ^c (9.32)	0.01 ^c (7.45)	-
φ^{adj}	-	0.03 ^a (1.94)	0.02 ^a (1.76)	-	0.00 (0.36)	0.00 (0.15)
B_{mkt}	0.00 (0.61)	0.00 (1.02)	0.00 (1.04)	0.00 (0.83)	0.01 (1.36)	0.01 (1.56)
B_{smb}	0.00 (1.01)	0.00 (0.19)	0.00 (0.83)	0.00 (0.91)	0.00 (-0.02)	0.00 (0.55)
B_{vmg}	0.00 ^a (1.65)	0.00 (0.86)	0.00 (1.60)	0.00 (1.40)	0.00 (0.60)	0.00 (1.20)
R-square	17.4%	24.4%	25.2%	17.3%	24.4%	25.3%

注: 上标 a、b 和 c 分别代表在 90%、95% 和 99% 的显著性水平下异于零。

4.3 Fama-MacBeth 截面回归分析

最后,本研究利用截面回归方法检验经过相关性调整指标是否贡献于基金未来表现预测。在每个月末,本研究将下个月的基金收益率回归于当月末观测到的原始度量以及相关性调整后指标,并将他们的时间序列平均值报告在表 6 中。对于每一个原始指标,分别报告了仅回归于原始指标,仅回归于相关性调整后指标以及同时回归于两个指标的结果。为了控制截面的系统风险承载,自变量中还包含了过去 36 个月 SVC 三因子的承载(B_{mkt} 、 B_{smb} 和 B_{umg})作为控制变量。表 5 报告了自变量回归系数的时间序列平均值,以及他们的 Newey-West^[49] T 检验数(lag 为 24)。

从表 6 的回归结果可以看出,不论是否加入相关性调整后度量,原始指标均可以显著的预测下个月的基金收益率。而在不控制原始指标的情况下,大部分相关性调整后度量均可以显著的预测下个月基金的收益率(除了 SA^{36} 之外)。虽然从 T 检验的角度上来看,原始指标的显著性更好,但相关性调整后度量的平均 R 方则明显高于原始度量。在将两者同时放入自变量中时,6 个回归中有 4 个相关性调整后度量仍可以显著的预测下个月的基金收益(CA^{36} 和 SA^{36} 回归中,调整后度量不显著)。且在大部分的回归中, φ 指标的显著性明显下降了,且回归 R 方相对于仅有 φ^{adj} 指标的 R 方提高并不多。这些结果表明,虽然 φ^{adj} 的稳定性相对较差,但他对未来收益率的解释能力,可以为 φ 做出很好的补充。

以上 3 类的实证结果表明,经过相关性调整后的基金管理能力度量指标可以为预测和解释未来基金收益率做出贡献,并对原始指标的解释能力进行补充。首先,调整后指标可以在具有近似的原始指标基金中有效区分出他们的未来表现。其次,利用调整后指标和原始指标同时构建基金组合时,可以提升基金的未来风险收益比或者扩充基金组合的容量,从而改善组合的表现。最后,调整后指标在截面回归中可以在控制了原始指标的情况下为改善基金收益率的预测做出贡献。这些结果表明,相关性调整方法可

以从原始指标中提取出与原指标并不完全一致的有效信息。

4.4 鲁棒性检验

如果本研究所呈现的结果受限于选用的相关性计算区间亦或者是超额收益率的计算方法,则本研究的结论很有可能来源于数据挖掘的结果。为了排除这一可能,本节检验并讨论了基于不同超额收益率的计算方法以及不同相关性估计周期对主要结论的影响。本文主要考虑了 3 类超额收益率计算方法:1) 基金日收益率减去基金市场管理规模加权平均日收益率(这也是正文中主要报告的构建方法);2) 基金日收益率减去 SVC 中的市场超额收益率因子以及无风险收益率;3) 基金日收益率回归于 SVC 三因子后的残差。对于每一种构建方法,分别报告了基于过去 60 个交易日、120 个交易日以及 240 个交易日计算相关性的结果。表 7 报告了鲁棒性检验的结果,其中 3 个面板分别报告了 3 类构建方法的主要结论,也就是调整后指标构建的套利组合超额收益率以及他们的 CAPM 和 SVC 调整后超额收益率。由于第一种方法 60 个交易日的结果已经报告在表 2 中,因此面板 A 报告的是 6 类指标基于 120 天相关性的调整结果,他们的平均(平均 120)以及基于 240 天相关性调整结果的平均(平均 240)。而对于另外两个超额收益率的相关性计算方法,面板 B 和面板 C 分别报告了 6 类指标基于 60 天相关性的调整结果,以及在 3 个不同估计长度下 6 类指标套利组合的平均(平均 60、平均 120 和平均 240)。

表 7 报告的鲁棒性检验结果表明,本研究所呈现的结果并不依赖于调整方法中相关性的计算方法。在不同的超额收益计算方法以及不同的估计长度之中,所有的套利组合平均超额收益率(ER)均在 90% 的显著性水平下显著。在经过 CAPM 和 SVC 调整之后,显著性水平都有一定程度的提升。所有计算方法下的平均超额收益在 SVC 调整后均在 99% 显著性水平下显著,与本文的主结论一致。这一结果表明本文报告的结论并不依赖于指标的构建方法,提出的调整方法是思路上的创新而非是数据挖掘的结果。

表7 鲁棒性检验

Table 7 Robustness tests

面板 A: 基金日收益率减去基金市场管理规模加权平均日收益率									
	CA ¹²	CVA ¹²	CA ³⁶	CVA ³⁶	SA ³⁶	SVA ³⁶	平均 60	平均 120	平均 240
ER	9.51 ^c (2.69)	9.39 ^c (2.77)	4.63 (1.38)	2.80 (0.81)	6.09 ^a (1.75)	4.40 (1.26)	-	6.14 ^b (2.05)	5.54 ^b (1.97)
CAPM	9.85 ^c (2.71)	10.89 ^c (3.36)	5.42 (1.63)	5.06 (1.64)	6.36 ^a (1.84)	5.53 (1.62)	-	7.19 ^b (2.47)	6.51 ^b (2.40)
SVC	15.00 ^c (4.23)	15.68 ^c (4.97)	12.28 ^c (3.67)	11.46 ^c (3.80)	14.89 ^c (4.70)	13.45 ^c (4.24)	-	13.80 ^c (4.98)	12.53 ^c (4.72)
面板 B: 基金日收益率减去股票市场日收益率									
ER	8.92 ^b (2.35)	9.21 ^c (2.60)	4.15 (1.16)	4.50 (1.24)	5.07 (1.42)	4.86 (1.28)	6.12 ^a (1.92)	5.55 ^a (1.92)	5.02 ^a (1.86)
CAPM	8.91 ^b (2.29)	10.28 ^c (2.94)	4.45 (1.23)	6.25 ^a (1.80)	5.17 (1.41)	5.68 (1.49)	6.79 ^b (2.15)	6.22 ^b (2.18)	5.58 ^b (2.11)
SVC	13.43 ^c (3.51)	14.25 ^c (4.12)	11.39 ^c (3.22)	12.30 ^c (3.63)	13.52 ^c (4.07)	13.66 ^c (3.84)	13.09 ^c (4.38)	12.47 ^c (4.55)	11.49 ^c (4.47)
面板 C: 基金日收益率回归于 SVC 三因子的残差									
ER	4.69 ^a (1.67)	5.76 ^b (2.28)	4.17 (1.52)	3.81 (1.43)	3.67 (1.30)	3.07 (1.10)	4.19 ^a (1.72)	4.16 ^a (1.84)	4.41 ^b (1.99)
CAPM	4.96 ^a (1.69)	6.61 ^b (2.56)	3.88 (1.42)	4.23 (1.55)	3.52 (1.23)	3.31 (1.17)	4.42 ^a (1.79)	4.45 ^a (1.95)	4.77 ^b (2.14)
SVC	9.77 ^c (3.45)	10.61 ^c (4.27)	9.73 ^c (3.56)	9.41 ^c (3.49)	9.83 ^c (3.84)	9.63 ^c (3.82)	9.83 ^c (4.19)	9.97 ^c (4.48)	10.39 ^c (5.06)

注: 上标 a、b 和 c 分别代表在 90%、95% 和 99% 的显著性水平下异于零。

5 结束语

基金能力度量过度依赖历史绝对收益,是造成基金市场资源配置不有效,进而危害市场质量的重要原因之一。本文提出了利用日收益率相关性来对基金收益进行调整的方法,并使用 2005 年~2019 年的数据对中国公募基金市场数据检验了这一方法的有效性,以试图改善这一潜在的基金市场风险。该指标将目标基金与所有同类基金的历史收益率根据相关性加权,作为目标基金的管理能力度量。基金的这一指标较高,意味着该基金的波动模式与市场中大部分高质量基金相关性更高,意味这该基金有更大的可能是一支具备有效管理能力的基金。实证结果表明,经过这一方法调整后的公募基金管理能力度量,可以有效预测基金的未来收益。利用这一调整后指标构建的基金套利组合平均可以获得年化 6.36% 的超额收益率并统计上显著高于 0。这一超额收益率在经过中国三因子调整

后达到 14.46% 每年,显著高于未经调整前的 7.05%。这一指标不仅本身可以用于预测未来收益,还可以为原指标的预测能力做出显著的增量贡献。无论是依据双因素的投资组合构建还是 Fama-MacBeth 截面回归中,调整后指标均可以在控制了原始指标的基础上显著的预测未来收益并提高整体组合的期望收益率。

基于这些思想以及实证证据,本研究提出以下建议。首先,无论是个体基金投资者还是基金中的基金(FOF)往往使用历史表现指标来度量他们的投资目标,但这一指标往往受到历史表现的随机性的影响。本研究的结果表明,相关性调整方法是历史表现度量合理的补充,可以用于改善基金组合的未来表现。而投资者资金流动的有效性不仅仅直接影响了他们的投资绩效,还影响着市场层面资金管理的有效性。因此建议个体投资人或者 FOF 基金使用该指标作为参考变量之一,以改善他们的资金流动。

其次,基金表现粉饰或者其他相关行为的动

因大部分来源于投资者资金流动,而投资者资金流动在信息技术快速发展的新时期开始呈现出新的特点。只有正确引导投资者进行基金选择和投资才能有效抑制基金管理人相关的非理性的、有害于市场的行为。本研究认为,监管机构应该通过改善投资者信息渠道的数据提供模式,提倡投资者使用依赖多信号的、复杂的基金评价方式。而本研究提供的相关性调整方法,在表现出具有良好管理能力揭示的特点同时,兼具了无法被基金管理人操纵的特点,从而使得这一方法可以成为改进基金评价方式和体系的重要组成部分。

现有研究仍存在一定局限性,例如该指标选取的基金往往具有较高的相关程度,使得在组合

构建过程时容易造成系统性崩溃的现象。此外,虽然该方法已经一定程度上较好的避免了极端运气带来的样本外预测降低,当行业聚集波动或者特征波动依然可能造成该方法短时间内失效。基于这些因素,本文认为未来的研究可以聚焦在: 1) 如何避免该指标出现的聚集效应,例如与其他指标结合使用,或者对于相关性形成的网络进行大类分析后,从各大类中进行择优; 2) 针对该指标的特征将其并入信号组合理论,构建基于多因子的基金评价体系并研究该信号对现有体系的贡献; 3) 通过因子模型或者其他手段对该指标进行精进,保证相关性调整不要收到无关因素的影响。

参 考 文 献:

- [1] Grinblatt M, Titman S. The persistence of mutual fund performance [J]. *The Journal of Finance*, 1992, 47(5): 1977 - 1984.
- [2] Jones C S, Mo H. Out-of-sample performance of mutual fund predictors [J]. *The Review of Financial Studies*, 2021, 34(1): 149 - 193.
- [3] Zheng L. Is money smart? A study of mutual fund investors' fund selection ability [J]. *The Journal of Finance*, 1999, 54(3): 901 - 933.
- [4] Keswani A, Stolin D. Which money is smart? Mutual fund buys and sells of individual and institutional investors [J]. *The Journal of Finance*, 2008, 63(1): 85 - 118.
- [5] Nanda V, Wang Z J, Zheng L. Family values and the star phenomenon: Strategies of mutual fund families [J]. *The Review of Financial Studies*, 2004, 17(3): 667 - 698.
- [6] Song Y. The mismatch between mutual fund scale and skill [J]. *The Journal of Finance*, 2020, 75(5): 2555 - 2589.
- [7] Barber B M, Odean T, Zheng L. Out of sight, out of mind: The effects of expenses on mutual fund flows [J]. *The Journal of Business*, 2005, 78(6): 2095 - 2120.
- [8] 李 科, 陆 蓉. 投资者有限理性与基金营销策略——基金大比例分红的证据 [J]. *管理世界*, 2011, (11): 39 - 48.
Li Ke, Lu Rong. Investor bounded rationality and fund marketing strategies: Evidence of large proportion of fund dividends [J]. *Managerial World*, 2011, (11): 39 - 48. (in Chinese)
- [9] 俞红海, 陆 蓉, 徐龙炳. 投资者名义价格幻觉与管理者迎合——基于基金拆分现象的研究 [J]. *经济研究*, 2014, (5): 135 - 148.
Yu Honghai, Lu Rong, Xu Longbing. Investor's nominal price illusion and manager's catering: The research based on mutual fund splits [J]. *Economic Research Journal*, 2014, (5): 135 - 148. (in Chinese)
- [10] Hong C Y, Lu X, Pan J. The Economic Impact of Distributing Financial Products on Third-Party Online Platforms [R]. SSRN Working Paper, 2019.
- [11] 路 磊, 黄京志, 吴 博. 基金排名变化和羊群效应变化 [J]. *金融研究*, 2014, (9): 177 - 191.
Lu Lei, Huang Jingzhi, Wu Bo. Ranking change and herding change of mutual fund [J]. *Journal of Financial Research*, 2014, (9): 177 - 191. (in Chinese)
- [12] 李祥文, 吴文锋. 基金业绩排名与期末业绩拉升 [J]. *管理世界*, 2018, 34(9): 33 - 45.

- Li Xiangwen , Wu Wenfeng. Fund performance ranking and portfolio pumping[J]. *Managerial World* ,2018 ,34(9) : 33 – 45. (in Chinese)
- [13]余音,姚彤,张峥,等. 期末溢价与基金家族策略——来自中国公募基金市场的证据[J]. *金融研究* ,2018 , (5) : 154 – 171.
- Yu Yin , Yao Tong , Zhang Zheng , et al. Holdings markup and mutual fund family strategy: Evidence from China[J]. *Journal of Financial Research* ,2018 , (5) : 154 – 171. (in Chinese)
- [14]潘宁宁,朱宏泉. 基金持股与交易行为对股价联动的影响分析[J]. *管理科学学报* ,2015 ,18(3) : 90 – 103.
- Pan Ningning , Zhu Hongquan. Impact of fund ownership and trading on stock return synchronicity[J]. *Journal of Management Sciences in China* ,2015 ,18(3) : 90 – 103. (in Chinese)
- [15]史永东,王谨乐. 中国机构投资者真的稳定市场了吗? [J]. *经济研究* ,2014 ,49(12) : 100 – 112.
- Shi Yongdong , Wang Jinle. Do Chinese institutional investors really stabilize the market? [J]. *Economic Research Journal* ,2014 ,49(12) : 100 – 112. (in Chinese)
- [16]张涤新,李忠海. 机构投资者对其持股公司绩效的影响研究——基于机构投资者自我保护的视角[J]. *管理科学学报* ,2017 ,20(5) : 82 – 101.
- Zhang Dixin , Li Zhonghai. Effect of institutional holdings on corporate performance: From the perspective of the institutional investors' self-protection[J]. *Journal of Management Sciences in China* ,2017 ,20(5) : 82 – 101. (in Chinese)
- [17]Chi Y. Performance Evaluation of Chinese Actively Managed Stock Mutual Funds[R]. SSRN Working Paper ,2013.
- [18]张小成,孟卫东,周孝华. 机构投资者异质预期对IPO抑价影响研究[J]. *系统工程学报* ,2011 ,26(2) : 195 – 202.
- Zhang Xiaocheng , Meng Weidong , Zhou Xiaohua. Study on the effect of the institutional investments' homogeneous on IPO underpricing[J]. *Journal of Systems Engineering* ,2011 ,26(2) : 195 – 202. (in Chinese)
- [19]张宗新,缪婧倩. 基金流量与基金投资行为——基于动态面板数据模型的实证研究[J]. *金融研究* ,2012 , (4) : 114 – 127.
- Zhang Zongxin , Miao Qingqian. Fund flow and fund investment behavior: An empirical study based on dynamic panel data model[J]. *Journal of Financial Research* ,2012 , (4) : 114 – 127. (in Chinese)
- [20]刘京军,刘彦初,熊和平. 基金竞争与泡沫资产配置的模仿行为研究[J]. *管理科学学报* ,2018 ,21(2) : 114 – 126.
- Liu Jingjun , Liu Yanchu , Xiong Heping. Competition among mutual funds and their imitation behavior on bubble assets allocations[J]. *Journal of Management Sciences in China* ,2018 ,21(2) : 114 – 126. (in Chinese)
- [21]郭白滢,龙翠红. 基金经理性别、信息依赖与风险承担水平[J]. *证券市场导报* ,2020 , (12) : 36 – 46.
- Guo Baiying , Long Cuihong. Gender of fund manager , information dependency and risk taking[J]. *Securities Market Herald* ,2020 , (12) : 36 – 46. (in Chinese)
- [22]孟庆斌,吴卫星,于上尧. 基金经理职业忧虑与其投资风格[J]. *经济研究* ,2015 ,50(3) : 115 – 130.
- Meng Qingbin , Wu Weixing , Yu Shangyao. Fund managers' career concern and their investment style[J]. *Economic Research Journal* ,2015 ,50(3) : 115 – 130. (in Chinese)
- [23]Hendricks D , Patel J , Zeckhauser R. Hot hands in mutual funds: Short-run persistence of relative performance ,1974 – 1988[J]. *The Journal of Finance* ,1993 ,48(1) : 93 – 130.
- [24]Amihud Y , Goyenko R. Mutual fund' s R2 as predictor of performance[J]. *The Review of Financial Studies* ,2013 ,26(3) : 667 – 694.
- [25]林树,李翔,杨雄胜,等. 他们真的是明星吗? ——来自中国证券投资基金市场的经验证据[J]. *金融研究* ,2009 , (5) : 107 – 120.
- Lin Shu , Li Xiang , Yang Xiongsheng , et al. Are they really stars? Empirical evidence from Chinese equity fund market [J]. *Journal of Financial Research* ,2009 , (5) : 107 – 120. (in Chinese)
- [26]Cohen R B , Coval J D , Pástor L. Judging fund managers by the company they keep[J]. *The Journal of Finance* ,2005 ,60

- (3): 1057 – 1096.
- [27] Sharpe W F. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk [J]. *The Journal of Finance*, 1964, 19(3): 425 – 442.
- [28] Liu J, Stambaugh R F, Yuan Y. Size and value in China [J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 134(1): 48 – 69.
- [29] Fama E F, MacBeth J D. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests [J]. *Journal of Political Economy*, 1973, 81(3): 607 – 636.
- [30] 庄云志, 唐 旭. 基金业绩持续性的实证研究 [J]. *金融研究*, 2004, (5): 20 – 27.
Zhuang Yunzhi, Tang Xu. An empirical study on the sustainability of fund performance [J]. *Journal of Financial Research*, 2004, (5): 20 – 27. (in Chinese)
- [31] Kacperczyk M, Sialm C, Zheng L. On the industry concentration of actively managed equity mutual funds [J]. *The Journal of Finance*, 2005, 60(4): 1983 – 2011.
- [32] Kacperczyk M, Sialm C, Zheng L. Unobserved actions of mutual funds [J]. *The Review of Financial Studies*, 2008, 21(6): 2379 – 2416.
- [33] Cremers K M, Petajisto A. How active is your fund manager? A new measure that predicts performance [J]. *The Review of Financial Studies*, 2009, 22(9): 3329 – 3365.
- [34] Fang L H, Peress J, Zheng L. Does media coverage of stocks affect mutual funds' trading and performance? [J]. *The Review of Financial Studies*, 2014, 27(12): 3441 – 3466.
- [35] Pástor L, Stambaugh R F, Taylor L A. Do funds make more when they trade more? [J]. *The Journal of Finance*, 2017, 72(4): 1483 – 1528.
- [36] Jiang H, Zheng L. Active fundamental performance [J]. *The Review of Financial Studies*, 2018, 31(12): 4688 – 4719.
- [37] Sialm C, Zhang H. Tax-efficient asset management: Evidence from equity mutual funds [J]. *The Journal of Finance*, 2020, 75(2): 735 – 777.
- [38] 韩 燕, 李 平, 崔 鑫. 哪些基金有超群的分析能力? [J]. *管理世界*, 2011, (2): 33 – 45.
Han Yan, Li Ping, Cui Xin. Which funds have superior analytical capabilities? [J]. *Management World*, 2011, (2): 33 – 45. (in Chinese)
- [39] 孔高文, 胡林峰, 孔东民, 等. 基金持股的创新偏好与基金业绩研究 [J]. *管理科学学报*, 2019, 22(12): 70 – 83.
Kong Gaowen, Hu Linfeng, Kong Dongmin, et al. Does innovative preferences improve mutual funds performances? [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2019, 22(12): 70 – 83. (in Chinese)
- [40] 林 树, 葛逸云, 朱 超. 基金经理语调与投资行为——基于基金年报的文本分析方法 [J]. *证券市场导报*, 2021, (8): 58 – 70.
Lin Shu, Ge Yiyun, Zhu Chao. Tones and investment behaviors of mutual fund managers: A text analysis based on annual reports of mutual funds [J]. *Securities Market Herald*, 2021, (8): 58 – 70. (in Chinese)
- [41] 凌爱凡, 杨炎君. 基金的投资技能提高了基金绩效吗? ——基于 q-因子模型的实证分析 [J]. *管理科学学报*, 2021, 24(5): 110 – 126.
Ling Aifan, Yang Yanjun. Does the skill of funds improve their performance? An empirical analysis from the q-factor model [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2021, 24(5): 110 – 126. (in Chinese)
- [42] Brown D P, Wu Y. Mutual fund flows and cross-fund learning within families [J]. *The Journal of Finance*, 2016, 71(1): 383 – 424.
- [43] 伍燕然, 王 凯, 苏 崧, 等. 有限理性对开放式基金业绩——流量关系的影响 [J]. *管理科学学报*, 2019, 22(10): 101 – 126.
Wu Yanran, Wang Kai, Su Song, et al. Effects of limited rational factors on performance: Flow relationship of mutual funds [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2019, 22(10): 101 – 126. (in Chinese)
- [44] 杨 坤, 曹 晖, 宋双杰. 基金业绩与资金流量: 明星效应与垫底效应 [J]. *管理科学学报*, 2013, 16(5): 29 – 38.

- Yang Kun , Cao Hui , Song Shuangjie. Star effect and bottom effect in flow-performance relationship: A principal agent analysis [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2013 , 16(5) : 29 – 38. (in Chinese)
- [45] Harris L E , Hartzmark S M , Solomon D H. Juicing the dividend yield: Mutual funds and the demand for dividends [J]. *Journal of Financial Economics* , 2015 , 116(3) : 433 – 451.
- [46] 李仲飞, 杨小欣, 包 特. 名校学历: 求职敲门砖还是升职踏脚石? ——基于中国公募基金行业的实证研究 [J]. *管理科学学报* , 2021 , 24(5) : 1 – 25.
- Li Zhongfei , Yang Xiaoxin , Bao Te. Elite school premium in job hunting and career development: Evidence from mutual funds in China [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2021 , 24(5) : 1 – 25. (in Chinese)
- [47] 沈红波, 展一帆, 周依仿. 基金业绩排名与泡沫资产配置 [J]. *证券市场导报* , 2021 , (4) : 47 – 59 , 67.
- Shen Hongbo , Zhan Yifan , Zhou Yifang. Performance rank and bubble assets allocations of mutual funds [J]. *Securities Market Herald* , 2021 , (4) : 47 – 59 , 67. (in Chinese)
- [48] Carhart M M. On persistence in mutual fund performance [J]. *The Journal of Finance* , 1997 , 52(1) : 57 – 82.
- [49] Newey W K , West K D. Hypothesis testing with efficient method of moments estimation [J]. *International Economic Review* , 1987 , 28(3) : 777 – 787.

A correlation-adjusted measure for the management ability of mutual funds

LIN Shen^{1,3} , HE Wei^{2*} , YU Jian-feng³

1. College of Management and Economics , Tianjin University , Tianjin 300072 , China;

2. Institute of Chinese Finance Studies , Southwestern University of Finance and Economics , Chengdu 611130 , China;

3. PBC School of Finance , Tsinghua University , Beijing 100084 , China

Abstract: Because of the chasing of mutual funds after the historical performance and the randomness in the short-term performance of funds , capital can easily flow into funds that are not equipped with effective management ability. This paper proposes a fund performance measure , adjusted by the correlation of daily excess returns and performances of all other funds , and investigates its predictive ability of funds' return. With six different performance measures , the evidences show that the correlation-adjusted measures can significantly predict funds' future return in cross-sections. The annual return spread of portfolios based on correlation-adjusted measures is 14.46% on average after controlling for China's three-factor model , which is significantly higher than original measures. The correlation between original and correlation-adjusted measures is only about 38% and the predicting ability of correlation-adjusted measures cannot be eliminated by controlling original ones. The implication of our findings is the correlation-adjustment approach erases the noises in the funds' return and refines the common management ability from original measures. This approach contributes to the improvement of allocation efficiency of fund flows , and to alleviating the problem that performance chasing is seriously impacted by the advance of online information technology.

Key words: correlation adjustment; managerial ability measurement; chasing historical performance; Chinese mutual funds