

我国证券投资基金业绩的实证研究与评价

沈维涛 黄兴李

(厦门大学管理学院 361005)

内容提要:本文应用国外基金业绩评价中普遍采用的风险调整指数法、T-M模型和H-M模型,对我国证券投资基金的业绩进行实证研究。实证研究表明:(1)经过风险调整后,我国证券投资基金的业绩总体上优于市场基准组合;(2)我国基金经理的良好业绩是通过一定的证券选择来获得的;(3)几种不同的评价指标对10只基金业绩的排序结果非常相近,而且,即使不考虑风险因素,只根据基金净资产值的涨幅大小进行排序也具有较高的参考价值。

关键词:投资基金 业绩评价 实证研究

一、文献回顾

20世纪60年代以前,对投资基金的业绩评价,主要是根据投资基金单位净资产和投资基金的投资收益率这两个指标来进行的。但显然基金的投资收益与股票的投资收益一样具有波动性,即具有风险,所以早期不考虑风险因素的基金业绩评价有很大的缺陷。

美国财务学者特雷诺(Treynor,1965)在《如何评价投资基金的管理》一文中,首先提出一种考虑风险因素的基金业绩评价指标,后人称为“特雷诺指数”。在财务理论中,衡量投资收益的风险一般采用两个指标:一是其历史收益率标准差,衡量投资收益的总风险;二是其系统性风险系数,即的估计值。特雷诺认为,基金管理者通过投资组合应消除所有的非系统性风险,因此特雷诺用单位系统性风险系数所获得的超额收益率来衡量投资基金的业绩。但夏普(Sharpe,1966)则认为对于管理较好的投资基金,其总风险可能接近于系统性风险,而对于管理不好的投资基金,其总风险可能因非系统性风险不等而相差甚远。因此夏普及单位总风险所获得的超额收益率即“夏普指数”来评价基金的业绩。尽管使用不同的风险度量指标,许多国外的实证研究表明,分别采用特雷诺指数和夏普指数评价基金的管理业绩,结果没有显著的差异。

夏普(1966)考察了1954年到1963年之间34个共同基金的经营业绩,他发现收益率的主要差异是源于每个共同基金的费用各不相同,而且,若用夏普指数来衡量的话,则大部分基金的业绩表现都不如道琼斯工业指数所衡量出的业绩表现。

1968年詹森(Jensen)提出了以资本资产定价模型(CAPM)为基础的业绩衡量指数,又称为“詹森指数”。它能在风险调整以后以百分比的形式来评估出基金的业绩表现。具体而言,詹森指数是通过比较评价期的实际收益和由CAPM推算出的预期收益来进行评价的。在考察了1958年到1964年间115只共同基金的业绩表现之后,詹森发现,没有证据能够说明任何一只基金能比随机选择的投资组合的业绩表现优异。

1966年,特雷诺和玛泽(Treynor and Mazuy)首次对基金经理时机选择能力进行了计量分析。他们分析了时机选择可能产生的两种情形,如图1所示。在折线情形下基金经理准确预测市场的转折点,并进行相应的调整。这是最理想的情形,但他们同时认为,这过于理想而不现实。在弧线的

情形下基金经理则在行情上升或下滑过程中逐渐调整其证券组合。特雷诺和玛泽根据第二种情形引入一个二项式进行回归分析(简称 T-M 模型),他们利用 T-M 模型对一些共同基金的数据进行了估计,但几乎没有找到任何基金经理把握市场时机的证据。阿玛蒂等人(Admati, Bhattacharya, Pfleiderer and Ross, 1986)论证了 T-M 模型在衡量市场时机选择能力是有效的。比较有意思的是,许多学者研究发现, c 值(二项式的参数)为负数的居多,呈现一种负的市场时机选择能力。康比和格莱姆(Cumby and Gem, 1990)对美国 15 个国际投资基金在 1982 年 1 月至 1988 年 6 月(不包括 1987 年)的业绩进行了分析,其中也使用了 T-M 模型,研究发现样本的 c 绝大部分为负值,且大部分样本的 t 检验并不显著,总体上也呈现一种负的市场时机选择能力。

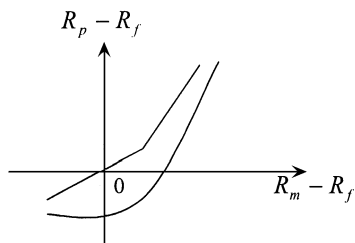


图 1 T-M 模型示意图

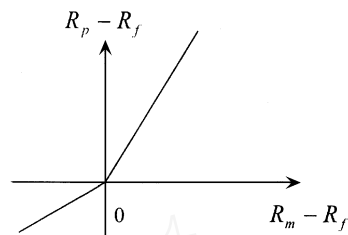


图 2 H-M 模型示意图

亨里克森和莫顿(Henriksson and Merton, 1981)提出了另一种相似的但更简单的方法。他们假设投资组合的 α 只取两个值:当市场走好时 α 取较大值,当市场萎靡时 α 取较小值。在这个假设下,投资组合的特征线就应如图 2 所示。因此他们引入一个带有虚拟变量的模型(简称 H-M 模型)并对 1968 年至 1980 年的 116 家共同基金进行了回归检验。研究发现,尽管其显著性水平没有达到 5% 的一般要求,但 c (虚拟变量的参数)的平均值却是负的(-0.07)。11 家共同基金具有显著的 c 值,而同时 8 家具有显著的 c 负值。从总体来看,62% 的基金其市场时机选择能力是负的。因此,这些结果对基金经理把握市场时机的能力同样没有提出多少有力的证据。

当上述这些基金业绩评价方法被广泛应用时,这些方法却受到了罗尔(Roll, 1978)和格林布特等人(Grinblatt, Mark and Titman, 1989)的批评。他们批评最为激烈的是在选择基准组合的问题和 CAPM 的有效性这两个方面。他们认为,大多数的评价方法都要求确定一个基准组合,这就意味着无论使用哪一个基准组合都存在着缺陷。可以证明,只要对基准组合稍作改变,基金的业绩排序就会完全不同。如果使用某些具有普遍意义的指数作为基准组合时,基金业绩的排位不会发生太大的变化,但由于构建指数的证券组合经常会有调整,这都会发生成本。因此,他们认为以指数收益率作为基准组合的收益率过高。对于资本资产定价模型(CAPM),他们认为,CAPM 可能并不是一个正确的定价模型,因为影响证券收益和风险的因素是多方面的,而 CAPM 只考虑市场这一因素,没办法解释市场上的一些异常现象(Market Anomalies)。换句话说,某些资产可能是根据其他的模型来定价的。如果这样的话,以 α 值为基础的证券组合的业绩测度就是不合适的,结果也是不准确的。

格林布拉特和蒂特曼(Grinblatt and Titman, 1989)提出了用基金以前周期的证券组合权重为基准组合来衡量基金的投资业绩,该方法可以避免以前基金业绩评价方法中在选择基准组合时所存在的问题。通过检验组合的权重值,格林布拉特和蒂特曼很好地解释了詹森等人在 1972 年研究中 α 为负值的问题。

针对 CAPM 的反常情况,法玛和弗伦奇(Fama and French, 1989)建立了三因素模型。该模型认为,投资基金的业绩与三个因素有关,即市场因素、规模因素和账面-市场价值因素。卡哈特(Carhart, 1997)在三因素模型的基础上,增加了证券收益率的态势变量,建立了四因素模型。该模型能

显著降低三因素模型的平均定价误差,很好地描述横截面平均证券收益率的变动。

在财务学的相关文献中,还有康和简(Kon and Jen,1978)、亨得里克等(Hendricks,Patel and Zeckhauser,1993)、格鲁伯(Grube,1996)等学者,都各自在基金经理的证券选择、时机选择或基金业绩持续性等方面提出了相关的模型和方法。基于篇幅和本文研究目的的考虑,在此不再展开介绍。

二、研究样本及数据来源

1. 研究样本的选取

本文研究样本选取的标准是1999年5月10日以前上市的新基金,一共有10只,分别为基金金泰、安信、裕阳、兴华、开元、普惠、同益、泰和、景宏和基金汉盛。评价期间为1999年5月14日—2001年3月23日。样本选取和评价期间确定的原因是:(1)这10只基金投资范围均是深、沪上市股票或债券,基金规模都是20亿元,相互之间具有可比性;(2)在评价期间,这些投资基金都经历了两波行情(1999年5—9行情和2000年年初行情),它们的投资理念和操作思路可以在此期间体现出来。

2. 基金单位净资产值及其剔除

本文所需的基金单位净资产值来源于《中国证券报》每周一公布的基金资产净值。由于基金新股政策使基金可以在几乎没有任何风险的情况下获得极大的额外收益,虽然2000年5月18日证监会发布了《关于调整证券投资基金认购新股事项的通知》,取消了基金在这方面的特权,但为了研究的连续性和真实、合理地评价基金的经营业绩,本文对新股配售给基金带来的超额收益在公布的净资产值中进行剔除。剔除方法:根据新股发行配售和上市的实际日期,在新股上市日后的第一个星期五用当日的收盘价与股票发行价之差作为新股配售带来的超额收益。在各基金的当期收益率计算中从期末净资产值中扣除这一部分的超额收益。在下个时期的期初,这部分新增的资产看作是基金中新增加的份额。因为这部分资产价值实际上已经加入到了基金的净资产值中,由于配售新股的流通还需一段时间,所以这部分资产暂时不可流动。新股配售数据同样根据《中国证券报》公布的资料整理。

3. 市场基准组合和无风险收益率的确定

比较证券投资基金的经营业绩需要有一个合适的标准。一般而言,一个市场指数可以代表市场组合。但由于我国深、沪两市的指数是分开计算的,而投资基金投资的股票或债券组合却包含了深、沪两市上市股票或债券。此外,根据《证券投资基金管理暂行办法》的规定,证券投资基金投资于国债的资产比例不得低于20%。因此,无论以上证指数还是以深圳股指作为市场基准组合都不适当。本文拟合一个涵盖深、沪两市证券和国债的市场基准组合:这一基准组合的40%随上海股票市场变动,40%随深圳股票市场变动,另外的20%按年收益4%投资于国债。所以基准组合的周收益率为:

$$R_{py} = 0.4 \times R_{shangnt} + 0.4 \times R_{shennt} + 0.2 \times \frac{0.04}{52}$$

式中, $R_{shangnt}$ 为上海证券综合指数周收益率; R_{shennt} 为深圳成分指数周收益率;52为一年的周数。

上海证券综合指数和深圳成分指数的周收益率根据《中国证券报》每周六公布的数据整理。

由于我国债券市场并不发达、品种不多等原因,本文未采用通行的国债收益率作为无风险收益

据测算,1999年新股配售对基金年净值增长的平均贡献达0.17元,约占收益的40%,有的基金新股配售贡献超过50%。
转引自凌华薇《新基金:告别襁褓的滋味》(2000)。

率,而是用同期一年期银行定期储蓄存款利率(2.25%,利息税忽略不计)作为无风险收益率,按 52 周折算周收益率。

4. 基金投资组合 值的估计

本文对基金投资组合 值的估计,是通过基金周收益率与市场基准组合周收益率根据 CAPM 模型进行回归来估计的。即估计方程为:

$$R_{pt} = \alpha + \beta (R_{bt} - R_{ft})$$

三、研究方法

由于我国证券投资基金发展的时间很短,公布的资料也相对有限,国外最新的一些业绩评价方法对我国基金业绩评价的实用性还有待于探讨。本文决定选用收益率指标、三个风险调整指数、T - M 模型和 H - M 模型等较为成熟的方法,对我国投资基金风险调整后的收益、业绩能否高于市场基准组合、基金经理证券选择和市场时机选择这几个方面进行实证研究。

1. 基金收益率的计算方法

$$\text{基金周收益率 } R_{pt} = \frac{(NAV_t - NAV_{t-1}) + D_t}{NAV_{t-1}}$$

式中, R_{pt} 为基金在 t 周的收益率; NAV_t 为第 t 周末的基金净资产; D_t 为基金在 t 周的现金分红。基金在更长时期(月、年等)的收益率的计算方法同上。

2. 特雷诺指数

特雷诺指数是利用证券市场线(SML)为基准组合评价基金的业绩,它等于基金的超额收益除以其系统风险测度值。计算公式如下:

$$T_p = \frac{\bar{R}_p - R_f}{\beta_p}$$

这里, β_p 是历史 值,它是基于基金的历史收益率,通过资本资产定价模型计算得出。当市场处于均衡时,所有的资产组合都将落在证券市场线上,但在实际中,一些基金将落在证券市场线之上而另一些将落在证券市场线之下,投资者希望在一定的 值下获得尽可能高的收益或在一定收益水平之下尽量降低 值。如果 T_p 大于 SML 的斜率,则该基金证券组合就位于 SML 之上,表明其业绩优于市场表现;反之,如果 T_p 小于 SML 的斜率,则该基金证券组合位于 SML 之下,表明其业绩劣于市场表现。

3. 夏普指数

与特雷诺指数不同,夏普指数以资本市场线(CML)为基准来评价基金业绩。它是指在一定评价期内的基金投资组合的平均收益率超过无风险收益率部分与该基金的收益率的标准差之比。计算公式为:

$$S_p = \frac{\bar{R}_p - R_f}{\sigma_p}$$

公式中, σ_p 表示基金投资组合收益率的标准差,它是基金收益总风险的数学度量,既考虑了系统性风险,也考虑了非系统性的风险。相似地,如果基金的夏普指数大于市场基准组合的夏普指数,则该基金的证券组合就位于 CML 之上,表明其表现好于市场,反之,则表明其表现比市场差。

4. 詹森指数

用特雷诺指数和夏普指数都能比较不同基金的投资表现及对其进行排序,但它们无法告诉我们基金表现优于基准组合具体是多少。在实证研究中,首先用历史收益率来计算 $E(R_p)$, $E(R_m)$ 和 β_p , 分别用 \bar{R}_p , \bar{R}_m 和 $\hat{\beta}_p$ 表示。然后同样可以用历史数据计算 CAPM 所需的参数。这样,得到的可

能不是同一条直线,其函数关系式如下:

$$\bar{R}_p = R_f + (\bar{R}_m - R_f) \wedge_p + e_p$$

这里, e_p 是基金实际收益直线与 $\bar{R}_p = R_f + (\bar{R}_m - R_f) \wedge_p$ 的偏离度。而实际上, e_p 就是詹森业绩指数,用 J_p 表示。如果 e_p 大于 0,说明了基金的收益超过它所承受风险对应的预期收益;如果 e_p 小于 0,则相反。因而,詹森指数用公式表示就是:

$$J_p = \bar{R}_p - [R_f + (\bar{R}_m - R_f) \wedge_p]$$

5. T- M 模型

T- M 模型用公式表示如下:

$$R_p - R_f = a + b(R_m - R_f) + c(R_m - R_f)^2 + e_p$$

式中 e_p 是随机误差项。根据回归模型,如果 c 显著大于 0,则当沿横轴向右移动时,拟合曲线变得越来越陡。这一变化说明相对于市场来说,当市场收益率提高时基金收益率提高得更快;而当市场收益率降低时,基金收益率降低的幅度要小一些。这种曲线变化形态说明基金经理正确地预测了市场的变化。因此,如果回归得到显著的正的 c 值,就说明有市场时机选择能力的存在。

6. H- M 模型

H- M 模型用公式表示如下:

$$R_p - R_f = a + b(R_m - R_f) + c(R_m - R_f)D + e_p$$

这里 D 是一个虚拟变量,当 $R_m > R_f$ 时, $D=1$,否则 $D=0$ 。于是投资组合的 β 值在熊市时就为 b ,在牛市时就变成 $b+c$ 。同样,如果回归得到显著的正的 c 值,就说明有市场时机选择能力的存在。

四、实证结果及分析

表 1 是我们对 10 只基金在评价期收益率的计算过程及结果。表中累计分红是基金在 1999、2000 两年中累计的每单位基金分红总额;配股收益是从评价期初算起,基金配售新股获得额外总收益除以基金规模后每基金单位的累计值。期末累计净值 = 期末净值 + 累计分红 - 配股收益。从表 1 中,我们可以看出,较早设立的 5 只基金(金泰、安信、裕阳、兴华、开元)获得了相对较高的收益率。其中,安信最高,超出同期基准市场组合 28.23%;而基金金泰表现不佳,稍微落后于基准市场组合。在 1999 年设立的另外 5 只基金中,基金同益异军突起,表现相当不错,在评价期内获得了 72.86% 的收益率,比同期设立(1999 年 4 月 23 日)的基金泰和高出 34.27%,也优于基准组合。从总体上看,如果以基金收益率为评价标准,这 10 只基金中有 4 只基金的收益率胜过同期基准组合的收益率,占被评价基金总数的 40%。就这一比例而言,不超过一半的基金的业绩好于基准组合。

我们采用普通最小二乘法(OLS)对各基金周收益率与市场基准组合周收益率进行一元回归,一些主要参数列在表 2 中。表 2 显示,除基金景宏外,各基金判决系数均大于 0.60,有五只基金的判决系数大于 0.70。此外,基金与基准组合的关系均在 1% 的显著水平上通过了 t 检验和 F 检验,这说明回归直线与样本点拟合程度良好。

根据表 2,无论以总风险为调整基础的夏普指数,还是以系统性风险为调整基础的特雷诺指数和詹森指数为评价标准,基金同益和安信都分别位于第一和第二位,而汉盛和景宏相对最弱,排在第九和第十。基金景宏的夏普指数小于基准组合,说明如果以夏普指数为标准,基金景宏的业绩劣于市场基准组合。但另一方面,基金景宏的特雷诺指数大于基准组合,且其詹森指数大于 0,表明基金景宏的业绩优于基准组合的业绩。所以总的说来,对这 10 只基金的业绩进行风险调整后,可以发现基金的业绩优于基准组合的业绩。其中,同益和安信表现最佳,而泰和、汉盛和景宏的名次

靠后。

表 1 1999 年 5 月 10 日前上市的 10 只基金收益率

基金名称	期初净值	期末净值	累计分红	配股收益	累计期末净值	基金收益率	名次	同期基准组合收益率
金泰	0.9791	1.5977	0.190	0.1879	1.5998	0.6339	6	0.7028
安信	1.0378	1.9276	0.320	0.1874	2.0602	0.9851	1	
裕阳	1.0185	1.6721	0.390	0.1662	1.8959	0.8614	3	
兴华	1.0314	1.5290	0.406	0.1819	1.7531	0.6997	5	
开元	0.9860	1.7569	0.275	0.1865	1.8454	0.8716	2	
普惠	1.0139	1.5952	0.232	0.2216	1.6056	0.5836	7	
同益	1.0105	1.7903	0.167	0.2105	1.7468	0.7286	4	
泰和	1.0137	1.4576	0.152	0.2047	1.4049	0.3859	9	
景宏	1.0	1.3874	0.175	0.1825	1.3799	0.3799	10	
汉盛	1.0	1.4719	0.150	0.1873	1.4346	0.4346	8	

表 2 风险调整后的业绩同基准组的比较

基金名称	超额收益	标准差	R^2	Sharpe 指数	名次	Treynor 指数	名次	Jensen 指数	名次	
金泰	0.00571	0.806	0.0287	0.718	0.1989	8	0.0071	8	0.0014	8
安信	0.00778	0.905	0.0326	0.701	0.2387	2	0.0086	2	0.0029	2
裕阳	0.00728	0.979	0.0344	0.736	0.2116	6	0.0074	7	0.0020	6
兴华	0.00662	0.773	0.0297	0.614	0.2229	4	0.0086	3	0.0025	4
开元	0.00772	0.947	0.0339	0.711	0.2277	3	0.0082	4	0.0026	3
普惠	0.00627	0.775	0.0289	0.654	0.2170	5	0.0081	5	0.0021	5
同益	0.00718	0.719	0.0278	0.608	0.2583	1	0.0099	1	0.0033	1
泰和	0.00494	0.645	0.0247	0.621	0.2000	7	0.0077	6	0.0015	7
景宏	0.00545	0.942	0.0458	0.412	0.1190	10	0.0058	10	0.0004	10
汉盛	0.00522	0.782	0.0281	0.702	0.1858	9	0.0067	9	0.0010	9
基准组合	0.00537	1.0	0.0302	1.0	0.1778	-	0.0054	-	0	-

表 3 基金排序结果相关关系表

	基金收益率	夏普指数	特雷诺指数	詹森指数
基金收益率	1.0	0.7939	0.6848	0.7939
夏普指数	-	1.0	0.9758	1.0
特雷诺指数	-	-	1.0	0.9758
詹森指数	-	-	-	1.0

为了评价各种业绩度量方法之间的相关性,本文将基金收益率指标以及三种风险调整指数对基金业绩的排序结果进行两两配对,并检验其相关性,见表3。

表4 T-M模型回归参数表

基金名称	a	b	c	t 检验(c)	P 值	R^2
金泰	0.00150	0.8107	-0.154	-0.1406	0.889	0.718
安信	0.00123	0.8321	2.243	1.7796	0.079	0.711
裕阳	0.00111	0.9392	1.215	0.9610	0.339	0.738
兴华	0.00010	0.7096	1.952	1.4889	0.140	0.623
开元	0.00105	0.8791	2.099	1.6248	0.108	0.718
普惠	0.00152	0.7499	0.782	0.6424	0.522	0.656
同益	0.00373	0.7364	-0.542	-0.4336	0.608	0.665
泰和	0.00281	0.7016	-1.756	-1.6346	0.106	0.632
景宏	0.00333	1.0686	-3.891	-1.5253	0.131	0.421
汉盛	0.00064	0.7656	0.508	0.4614	0.646	0.703

表5 H-M模型回归参数表

基金名称	a	b	c	t 检验(c)	P 值	R^2
金泰	0.00105	0.7833	0.3421	0.2205	0.826	0.719
安信	-4.76E-05	0.7081	0.3055	1.6731	0.098	0.710
裕阳	0.00042	0.8717	0.1658	0.9073	0.367	0.738
兴华	-7.41E-05	0.6044	0.2617	1.3782	0.172	0.622
开元	-0.00099	0.7065	0.3735	2.0154	0.047	0.723
普惠	4.00E-04	0.6620	0.1758	1.0016	0.319	0.658
同益	0.00346	0.7277	-0.0137	-0.0757	0.940	0.608
泰和	3.55E-03	0.7819	-0.2132	-1.3665	0.175	0.629
景宏	0.00392	1.1761	-0.3628	-0.9765	0.332	0.418
汉盛	3.22E-04	0.7355	0.0723	0.4538	0.651	0.703

表3是各种评价指标对基金业绩排序结果分别进行回归得到的相关系数表。根据表3中的数据,我们发现,不经风险调整的累计收益率指标对各基金的排序,与三个经过风险调整的评价指标对各基金的排序均有较高的相关性,最小相关系数也有0.6848,而最高的达0.7939。表3还在一定程度上说明,不管使用三种经过风险调整的业绩评价方法的哪一种,对基金业绩排序的相关程度都非常高。此外值得注意的是,以总风险为调整基础的夏普指数与以系统性风险为调整基础的詹森指数对这10只基金有相同的排序结果,其相关程度高于同是以系统性风险为调整基础的特雷诺指数和詹森指数。我们认为原因有二:一是考察两两之间相关性的观察值只有10个,还不足以说明问题;二是样本时间跨度较短,无法消除短期波动。

表4和表5分别是使用T-M模型和H-M模型,对基金超额收益率与市场基准组合超额收益率进行回归得到的主要参数及c值的t检验值。表4和表2中的 R^2 值相当,而且基本上都大于0.60,表明两模型对数据的拟合程度都比较好。此外,表4中有6只基金的c值大于0,但t检验值

及相应的 Probability 值表明,这些 c 值不能在 5% 的显著水平上通过 $c > 0$ 的检验。表 5 中有 7 只基金的 c 值大于 0,同样从 t 检验值及相应的 Probability 值看,除基金开元外,这些 c 值不能在 5% 的显著水平上通过 $c > 0$ 的检验。根据前面的分析我们知道, c 值检验不显著,说明没有足够的证据表明基金经理具有一定的市场时机选择能力。

三、研究结论及政策建议

通过前面的实证研究,本文得到以下几个结论:

1. 如果不考虑风险的因素,以收益率指标为评价标准,不超过一半的投资基金的业绩能够好于市场基准组合;但经过风险调整后,即使剔除新股配售对基金收益的影响,基金的业绩也能够优于市场基准组合。也就是说,在给定风险水平下,基金的收益率高于市场基准组合的收益率。这与夏普(1966)詹森(1968)等人对美国投资基金业绩研究的结论是截然相反的。国外的研究表明,同等风险水平下,证券投资基金的收益率不会超过市场基准组合的收益率,这在某种意义上支持了其证券市场有效性的假设。同样,我国证券投资基金的业绩能够优于市场,则在一定程度上反映了我国证券市场的效率还不够高。

2. 没有足够的证据表明我国基金经理具有市场时机选择能力,许多国外的实证结果同样没有找到基金经理把握市场时机的有力证据。根据现代投资学的知识,基金经理可以通过两方面的努力获得良好的业绩:其一是证券选择;其二是预测市场走势并随时调整投资组合,即本文所指的市场时机选择。结合上文的结论 1 我们认为,我国证券投资基金在给定风险水平下高于市场平均的超额收益,是通过一定的证券选择来获得的。

3. 不同业绩度量方法的比较研究发现,对于三种风险调整评价方法而言,尽管不同的衡量尺度提供关于业绩的各种可供选择的判断不同,但所有的评价结果都非常相近。这里有两个可能的原因:一是整个证券市场的系统性风险较大,而非系统性风险较小;二是各基金的投资组合已充分分散了非系统性风险,基金投资收益的总风险基本为系统性风险。但从表 2 中的 R^2 值来说,虽然各基金的 R^2 基本在 0.60 以上,但是若基金充分分散了非系统性的风险,则基金收益与市场基准收益的回归 R^2 应平均在 0.90 以上。因此第一个原因对这一结果的解释能力更强。从另一个角度看,是否考虑风险的因素,对基金业绩能否高于市场基准组合有截然相反的结论,也说明了我国证券市场较大的系统性风险。此外,不考虑风险因素的收益率指标对基金业绩的排序结果,与风险调整评价指标对基金业绩的排序结果也具有较高的相关性。这在一定程度上说明,我国目前每周公布基金净资产值并根据其涨幅对基金进行排名对投资者有较强的参考作用。

基于以上分析,笔者对我国证券投资基金的发展提出以下两点建议:

1. 进一步规范我国的证券市场,增强证券市场的效率。实证研究表明,我国的证券市场的系统性风险较大,市场效率还有待于增强。实际上,市场缺乏效率与市场风险较大这两者是相伴相随的。正如曹凤岐教授(1999)指出的,中国投资基金的风险除了有发达国家所具有的风险之外,还有自己的风险,其中最大的一个风险是所谓的市场缺陷风险,就是说市场本身不完善的风险。这包括:(1)政府的政策风险;(2)市场本身的风险;(3)上市公司的风险。这些风险从某种程度上来说都是一种系统性风险,不是任何一家公司所能解决的问题。所以,减少行政干预,加快立法,加强建立在法治基础上的市场监管,提高上市公司的质量等等,都是发展我国证券投资基金的关键。

2. 完善证券投资基金的信息披露制度,切实提高信息的透明度、公开度。实证研究表明,我国基金经理具有一定的证券选择能力。这在一定意义上确实体现了我国基金“专家理财”的作用。但也不可否认,我国证券市场还很不成熟,这主要表现为过度投机、股价与业绩严重脱离等等。在这样的市场环境中,我国基金经理的证券选择能力并不一定是所谓的“经过基本面分析,选择价值被

低估的股票”，而是可能利用资金优势，操纵市场抬高股价，从而获得超额收益，甚至给市场的健康发展带来严重的负面影响。笔者以为，我国规定基金每周公布一次净资产值和每季度公布一次投资组合的主要内容，还远远满足不了投资者的要求。惟有增加基金的信息披露，比如加大基金投资组合的公布频率，严格基金管理公司的审计工作等等，才可能有效地制止我国基金的黑箱操作和内部关联交易。

主要参考文献

- 曹凤岐,1999:《关于发展投资基金的战略思考》,《财贸经济》第2期。
- 吴世农,1997:《现代财务理论与方法》,中国经济出版社。
- 威廉·F·夏普等著,赵锡军等译,1998:《投资学》(第5版),中国人民大学出版社。
- Bodie, Zvi, Alex Kane and Alan Marcus, 1999, Investments (Fourth Edition), McGraw - Hill.
- Carhart, 1997, "On Persistence in Mutual Fund Performance", Journal of Finance, No. 1, 57 - 82.
- Fama and French, 1993, "Common Risk Factors in the Return on Stocks and Bonds", Journal of Financial Economics 33, 3 - 56.
- Grinblatt and Titman, 1989, "Portfolio Performance Evaluation: Old Issues and New Insights", Review of Financial Studies 2, 393 - 421.
- Henriksson and Merton, 1981, "On Market Timing and Investment Performance: Statistical Procedure for Evaluating, Forecasts Skills", Journal of Business 54, 217 - 235.
- Henriksson, 1984, "Market Timing and Mutual Fund Performance: An Empirical Investigation", Journal of Business 57, 73 - 96.
- Jensen, 1968, "The Performance of Mutual Funds in the Period 1945 - 1964", Journal of Finance 23, 389 - 416.
- Jensen, 1969, "Risk, the Pricing of Capital Assets and the Evaluation of Investment Portfolio", Journal of Business 42, 167 - 185.
- Roll, 1978, "Ambiguity When Performance Is Measured by the Security Market Line", Journal of Finance 33, 1051 - 1069.
- Sharpe, 1966, "Mutual Fund Performance", Journal of Business 39, 119 - 138.
- Treynor, 1965, "How to Rate Management Investment Funds", Harvard Business Review 43, 63 - 75.
- Treynor and Mazuy, 1966, "Can Mutual Funds Outguess the Market?", Harvard Business Review 44, 131 - 136.

(责任编辑:宏亮)(校对:凌)

(上接第11页)

参考文献

- 李扬,1996:《中国国债回购市场分析》,《经济研究》第8期。
- 吕世蕴、刘云,1999:《我国货币市场改革发展及其思考》,《中国金融》第8期。
- 全国银行间同业拆借中心课题组,2001:《票据市场发展模式的国际比较》,《汇市参考》第5期。
- 谢多,2000:《公开市场业务实践与货币政策操作方式转变》,《经济研究》第5期。
- 1997:《泰国的宏观经济政策失调与货币危机》,《国际经济评论》第9—10期。
- 1996:《管理浮动汇率制下的货币供给和货币政策协调》,《金融研究》第8期。
- 谢平,2000:《中国货币市场发展的理论与争论》,《中国人民银行工作人员论文》第3期。
- 中国人民银行货币政策司,1998:《转轨时期的货币政策》,警官教育出版社。
- 中国人民银行货币政策司,2000:《中国货币市场年鉴(2000)》,中国金融出版社。
- 中国人民银行编译,1999:《金融市场体系与运作》,中国金融出版社。
- Cook, Timothy Q. and LaRoche, Robert K. 1993, "Instruments of the Money Market", Federal Reserve Bank of Richmond.
- Reuters Limited, 1999, "An Introduction to Foreign Exchange and Money Markets", John Wiley & Sons(Asia) Pte Ltd.
- Steiner, Robert, 1997, "Mastering Repo Markets", Pitman Publishing.
- Stigum, Marcia, 1989, "The Repo and Reverse Markets", Dow Jones Irwin, Illinois.
- World Bank, 1995, "The Emerging Asian Bond Market".

(责任编辑:王沂)(校对:晓鸥)