

中国证券投资基金 盈利能力持续性实证研究

张兆国 康自强 宁健武

摘要: 20世纪90年代以来,证券投资基金盈利能力的持续性是西方证券投资研究领域人们颇为关注的一个问题。通过运用非参数检验和参数检验两种方法对中国投资基金盈利能力是否具有持续性进行实证研究,得出了中国证券投资基金盈利能力在时间上具有一定的正相关性,但不显著;超额收益率指标对中国证券投资基金盈利能力的解释缺乏有效性;业绩分类信息对投资者获得超额收益有一定的解释力,但不显著等结论。这些结论表明,目前中国证券投资基金盈利能力在时间上不具有显著的持续性。

关键词: 证券投资基金 盈利能力 持续性

一、文献回顾

证券投资基金盈利能力的持续性是指证券投资基金的业绩在各个不同时期的连续性。证券投资基金的业绩是否具有这种连续性或其大小在一定程度上反映了基金经理是否具有对证券的选择能力和对市场时机的把握能力。因此,对证券投资基金盈利能力的持续性进行研究,无疑有助于基金投资者了解基金经理的能力,从而做出正确的投资决策。

20世纪90年代以来,在西方市场经济发达国家,证券投资基金盈利能力的持续性是证券投资基金研究领域人们颇为关注的一个热点问题。最早对这一问题进行研究的学者是亨德里克斯、帕特尔和泽克豪泽(Hendricks, Patel and Zeckhause, 1993),他们通过对1974-1988年间共同基金业绩持续性的实证研究,认为共同基金的盈利能力在短期具有持续性,即“烫手”现象,同时也发现业绩最差的基金,其业绩具有较强的持续性。

布莱克、埃尔顿和格鲁伯(Blake, Elton and Gruber, 1993)运用两种不同类型的模型(线性和非线性)、选择两组不同的样本(一个是消除了生存偏见的样本和一个规模更大的样本)对固定收入的证券投资基金的业绩进行了考察,其结果表明,固定收入的证券投资基金的业绩比相关指数的业绩大致低了和费用相当的一部分,而且也没有证据支持过去的业绩可以预示将来的业绩。这就是说,固定收入的证券投资基金的盈利能力不具有持续性。

戈茨曼和伊博森(Getzmann and Ibbotson, 1994)先将1976-1985年间的股权共同基金按其不同时间段的投资收益率分为“赢家”(业绩好的)和“输家”(业绩差的)两组,然后观察它们在下期的业绩表现。其研究结果表明,上期业绩较好的基金有62%在下一个时间段继续保持了较好的业绩,而上期业绩较差的基金则有63.4%在下一个时间段的业绩仍然较差。因此,他们认为股权共同基金的业绩在时间上具有一定的连续性。马尔基尔(Malkiel, 1995)采用同样的方法对证券投资基金盈利能力的持续性进行了研究,不同的是把投资收益率的计算期由2年改为1年。其研究结果表明,在70年代,前一年的业绩可以预示下一年的业绩;而在80年

代,这种业绩的前后一致性就消失了,呈现出一种随机状态。

埃尔顿、格鲁伯和布莱克(Elton, Gruber and Blake, 1996)通过建立下列四因素模型,运用现代投资组合理论对美国1977-1993年间188只证券投资基金的风险调整收益(i_t)的持续能力进行了分析:

$$R_{it} = i_t + i_{SP} \times R_{SPt} + i_{SL} \times R_{SLt} + i_{GV} \times R_{GVt} + i_B \times R_{Bt} + i_t$$

式中: R_{it} 为第*i*只基金在*t*期超过无风险收益率的超额收益率(以月为时间单位); R_{SPt} 为在*t*期市场指数组合超过无风险收益率的超额收益率; R_{SLt} 为在*t*期小盘股对大盘股的超额收益率; R_{GVt} 为在*t*期价值股对成长股的超额收益率; R_{Bt} 为在*t*期国债指数的超额收益率; i_k 为第*i*只基金的超额收益率对指数*k*的敏感系数($k = SP, SL, GV, B$); i_t 为随机误差项。其研究结果表明,证券投资基金的盈利能力无论在短时期(1年)内还是在较长时期(3年)内都具有显著的持续性。

卡哈特(Cahart, 1997)通过建立下列四因素模型对美国1963年7月-1993年间证券投资基金盈利能力(i_{IT})的持续性进行了分析:

$$R_{it} = i_{IT} + b_{IT} RMR_{IT} + S_{IT} SMB_{IT} + h_{IT} HML_{IT} + P_{IT} PRI_{IT} Y_{IT} + e_{it}$$

式中: R_{it} 为第*i*只基金在*t*期超过无风险收益率的超额收益率; RMR_{IT} 为在*t*期市场指数组合的超额收益率; SMB_{IT} 为在*t*期小盘股对大盘股的超额收益率; HML_{IT} 为在*t*期价值股对成长股的超额收益率; $PRI_{IT} Y_{IT}$ 为在*t*期1年期股票收益的“价格势头”; $b_{IT}, S_{IT}, h_{IT}, P_{IT}$ 分别为证券投资基金超额收益率对相应指数指标的敏感系数; e_{it} 为随机误差项。其研究结果表明,证券投资基金业绩的持续性集中表现在两极,即业绩最好的基金的业绩在较短时期内具有一定的连续性,而业绩最差的基金的业绩则在较长时期内具有较强的连续性。但是,这种连续性不是由毛收益率引起的,而一般是由管理费用和交易成本引起的。这一结论和亨德里克斯、帕特尔和泽克豪泽(Hendricks, Patel and Zeckhause, 1993)的结论基本一致。

综上所述可见,国外学者对证券投资基金盈利能力是否具有持续性的研究在结论上存在着一定的差异。但是,这些研究成果无论是否表明证券投资基金盈利能力具有持续性,

都对基金投资者做出正确的投资决策具有理论指导意义。然而,目前中国学术界却对这一问题尚未进行研究。

二、样本和数据的选取

1. 样本的选取。本文所选取的样本基金为在 2000 年 1 月 1 日至 2002 年 6 月 30 日这一期间内至少经营了 6 个季度(以上市后的第一个完整的季度为基准,例如,一只基金在 2000 年 5 月份上市,那么 2000 年的第三季度就是本文所说的第一个完整的季度)的封闭式证券投资基金(以下简称“证券投资基金”)。本文之所以对所选取的样本基金作出这样的限定,主要是因为:(1)2000 年以前的证券投资基金数量太少(如 1999 年 6 月以前只有 14 只证券投资基金),如果对此不加以排除,就可能使本文的分析结果具有较大的波动性;(2)本文运用四因素模型对证券投资基金盈利能力的持续性进行分析时,所需要的各种指数指标的数据在 2000 年以前几乎无法取得;(3)本文对证券投资基金盈利能力的持续性进行分析时,除了要“以一个月”为时间单位外,还要以“三个季度”为时间单位。

2. 数据的来源。本文所用的基金单位资产净值和现金分红金额均来源于泰阳证券网、和讯网和《中国证券报》网络版等网站。指数指标的数据来源于中信指数网站。

3. 基金收益率的确定。其公式如下:

$$R_t = \frac{(NAV_t - NAV_{t-1}) + D_t}{NAV_{t-1}}$$

式中: R_t 为证券投资基金在第 t 周的收益率; NAV_t 为第 t 周末的证券投资基金净资产; D_t 为证券投资基金在第 t 周的现金分红。为了使证券投资基金的收益率更具有代表性,本文剔除了一些异常情况的影响,例如,2000 年 5 月 23 日之前配售新股对证券投资基金收益率的影响,以及“1 月份效应”对证券投资基金收益率的影响等等。

4. 市场组合的确定。由于目前中国深、沪两市的指数是分开计算,但证券投资基金的投资组合却又涵盖了深、沪两市的股票和国债,再加上上证综合指数和深圳成分指数又受新股发行的影响,因此本文认为对市场组合的选择无论采用上证综合指数还是采用深圳成分指数或者采用这两种指数的组合均是不恰当的。基于这种认识,本文选择中信综合指数作为市场组合。这主要是因为中信综合指数是以各行业年内年均流通市值和总市值的大小综合排序后流通市值占该行业前 60% 的若干只股票为样本股,并按流通股本加权计算而得,它反映了中国股票市场上各行业中最大、最具有流动性的 A 股股票的价格走势。同时,由于中信指数体系(先按市值规模将沪深两市股票划分为大、中、小盘,形成三个规模风格指数;再以净资产除以总市值的比例为标准将各规模中的股票分为价值型或成长型,形成六种价值成长风格指数)的构建也借鉴了国际经验,还编报了国债指数,因此以中信综合指数为市场组合还为本文采用多因素模型提供了方便。

5. 无风险收益率的确定。本文在这里选择一年期的银行存款利率作为无风险利率,并按 52 周折算为周收益率。因为本文在研究中考虑了国债的超额收益率这一因素,所以没有选择短期国债的收益率作为无风险利率。

三、研究设计

本文将分别采用非参数检验和参数检验两种方法,对中

国封闭式证券投资基金盈利能力的持续性进行研究。

1. 本文采用的非参数检验方法,是依据前面所述的戈茨曼和伊博森(Goetzmann and Ibbotson, 1994)的思路,并进行了非参数²检验。依据这种思路对证券投资基金盈利能力的持续性进行判断的方法是:如果上期业绩较好或较坏的证券投资基金在下期的业绩均表现出一种随机的状态,即业绩好的和业绩坏的概率均为 50%,则说明证券投资基金的盈利能力不具有持续性;相反,如果上期业绩较好或较坏的证券投资基金分别以较大的概率在下期继续表现出较好的业绩和较坏的业绩,则说明证券投资基金的盈利能力具有持续性。

2. 本文采用的参数检验方法,是前面所述的埃尔顿、格鲁伯和布莱克(Elton, Gruber and Blake, 1996)提出的四因素模型,但四因素的计量方法不同,该模型如下:

$$R_{it} = i + i_{SP} \times R_{SPt} + i_{SL} \times R_{SLt} + i_{GV} \times R_{GVt} + i_B \times R_{Bt} + e_i$$

式中: R_{it} 为第 i 只证券投资基金在 t 周超过无风险收益率的超额收益率(以周为时间单位),用证券投资基金的周收益率减去周无风险收益率计算而得; R_{SPt} 为在 t 周市场指数组合超过无风险收益率的超额收益率,用中信综合指数的周收益率减去无风险债券的周收益率计算而得; R_{SLt} 为在 t 周小盘股对大盘股的超额收益率,用中信 400 指数的周收益率减去中信 100 指数的周收益率计算而得; R_{GVt} 为在 t 周价值股对成长股的超额收益,用中信风格指数中价值指数的周收益率减去中信风格指数中成长指数的周收益率计算而得; R_{Bt} 为在 t 周国债指数的超额收益率,用中信国债指数的周收益率减去周无风险收益率计算而得; i_k 为第 i 只证券投资基金的超额收益率对指数 k 的敏感系数($k = SP, SL, GV, B$); e_i 为随机误差项。

本文之所以采用上述四因素模型对中国证券投资基金盈利能力的持续性进行检验,主要是因为:(1)目前国内陈信元(2001)等学者的实证研究结果表明,股票的规模和 B/P 值(面值与市值之比)对解释中国股票收益率是有效的,因此 R_{SLt} 和 R_{GVt} 对中国证券投资基金的业绩也有着较大影响;(2)中国《证券投资基金管理暂行办法》规定,证券投资基金投资于国债的资产比例不得低于 20%,但实际的比例却高于这一比例,达到了 30.35%(张新,杜书明,2002),因此 R_{Bt} 对中国证券投资基金的业绩也有着较大影响。

运用上述四因素模型对中国证券投资基金盈利能力持续性进行检验的步骤是:第一,将考察期分为备选期和预测期;第二,根据证券投资基金的超额收益率、回归的 t 值、回归值的调整值及其对应的 t 值,把备选期的样本基金分别分为五个等级;第三,在预测期,运用四因素模型分别预测出反映证券投资基金以“1 个季度”和“3 个季度”为时间单位业绩的 t 值;第四,对于按每一个分类标准所划分的五个等级来说,如果预测值仍然落在相应的等级上,并且具有显著性,则表明证券投资基金的盈利能力具有持续性;否则,就不具有持续性。

四、实证的结果

1. 非参数检验的结果。本文依据戈茨曼和伊博森(Goetzmann and Ibbotson, 1994)的思路,分别以“1 个季度”和“3 个季度”为时间单位,对 2000 年 1 月 1 日至 2002 年 6 月 30 日这一期间

内中国证券投资基金盈利能力的持续性进行了非参数检验,其结果如表1和表2所示。

表1 以“1个季度”为时间单位的非参数检验结果

初期业绩	下期业绩	
	业绩好的一半	业绩坏的一半
业绩好的一半	49.26 %	50.74 %
业绩坏的一半	52.67 %	47.33 %
² 检验结果	² > 1.832, 不能拒绝 H ₀ 假设。	

注: 表1中的数据为选择期内各时间段检验结果的汇总。

² 检验的显著水平为5%, 自由度为3。

H₀ 假设为: 证券投资基金盈利能力的变化呈现出一种随机状态。

表2 以“3个季度”为时间单位的非参数检验结果

初期业绩	下期业绩	
	业绩好的一半	业绩坏的一半
业绩好的一半	48.15 %	51.85 %
业绩坏的一半	51.85 %	48.15 %
² 检验结果	² > 1.068, 不能拒绝 H ₀ 假设。	

注: 同表1。

由表1可见, 上期业绩好的一半在下期有49.26%继续保持了较好的状态, 有50.74%落在了业绩坏的一半; 而上期业绩差的一半则在下期有47.33%继续保持了较坏的状态, 有52.67%落在了业绩好的一半。再由表2可见, 上期业绩好的一半在下期只有48.15%继续保持了较好的状态, 有51.85%则落在了业绩坏的一半; 而上期业绩坏的一半则出现了相反的情况。总之, 非参数检验的结果表明, 中国证券投资基金盈利能力的变化基本上呈现出一种随机状态, 不具有持续性。

2. 参数检验的结果。本文运用四因素模型对中国证券投资基金盈利能力的持续性从以下两个方面进行了参数检验:

第一, 检验证券投资基金的过去业绩对未来业绩是否具有解释能力, 其结果如表3和表4所示。

由表3可见, 等级相关性检验的P值都大于5%, 则表明以“3个季度”为时间单位的证券投资基金盈利能力不具有显著的持续性。但是, 除了以超额收益率为分类标准的检验结果出现了负相关外, 其他分类标准的检验结果都具有一定的正相关性。这就说明用超额收益率对中国证券投资基金的盈利能力难以作出客观的解释。这可能是因为目前中国证券投资基金尚处于起步阶段, 其经营能力不强, 再加之证券市场又不成熟, 从而造成了证券投资基金的超额收益率具有较大的不确定性。同时, 剔除了那些对四因素模型适应性较差的证券投资基金 ($R^2 < 0.75$) 以后, 其结果并没有较大变化 (即等级相关性检验的P值仍然都大于5%), 这就进一步说明以“3个季度”为时间单位的证券投资基金盈利能力不具有显著的持续性, 即过去的业绩对未来的业绩不具有显著的解释能力。

由表4可见, 等级相关性检验的P值也都大于5%, 这表明以“1个季度”为时间单位的投资基金盈利能力也不具有显著的持续性。但是, 以“1个季度”为时间单位的各等级相关系数都比以“3个季度”为时间单位的要显著, 这说明以“1个季度”为时间单位时, 过去的业绩和未来的业绩之间的相关性更高。

表3 按照不同分类标准预测“3个季度”业绩的均值 (以周为时间单位)

等级	超额收益率	回归的 值	回归 值的调整	t 值	剔除 $R^2 < 0.75$ 后的结果		
					回归的 值	回归 值的调整	t 值
一、数值							
第一等	0.07572	0.16279	0.14843	0.17751	0.13641	0.14076	0.19795
第二等	0.09016	0.15592	0.11880	0.13197	0.13866	0.11372	0.10929
第三等	0.12876	0.10517	0.13883	0.13374	0.13592	0.11287	0.09894
第四等	0.13607	0.06422	0.09263	0.05046	0.10478	0.09855	0.07920
第五等	0.16196	0.10587	0.09237	0.10119	0.06658	0.09414	0.09100
五个等级的均值	0.11853	0.11879	0.11821	0.11897	0.11647	0.11201	0.11528
第一等与第五等的差	- 0.08624	0.05692	0.05606	0.07632	0.06983	0.04662	0.10695
二、等级相关检验							
等级相关系数	- 0.255	0.258	0.136	0.271	0.225	0.141	0.316
P 值	0.264	0.122	0.566	0.116	0.322	0.648	0.253

注: 表3中的数据是样本证券投资基金业绩预测值的均值。

表3中“剔除 $R^2 < 0.75$ 后的结果”这一栏, 是为了提高检验结果的准确性, 本文剔除了那些对四因素模型适应性较差的证券投资基金。这主要是因为从统计上, 如果 $R^2 < 0.75$, 则认为模型的拟合度不够好, 从而不具有良好的预测性。

表3中列示的等级相关系数和P值是五次检验结果的均值。

表4 按照不同分类标准预测“1个季度”业绩的均值 (以周为时间单位)

等级	超额收益率	回归的 值	回归 值的调整	t 值	剔除 $R^2 < 0.75$ 后的结果		
					回归的 值	回归 值的调整	t 值
一、数值							
第一等	0.07378	0.14354	0.15599	0.17196	0.13843	0.17909	0.23190
第二等	0.14192	0.23474	0.16779	0.19615	0.23023	0.13521	0.14689
第三等	0.19206	0.12420	0.17206	0.17004	0.13670	0.15338	0.13448
第四等	0.19873	0.05320	0.07654	0.00917	0.09100	0.08376	0.05136
第五等	0.08480	0.13968	0.11807	0.15479	0.05831	0.10344	0.09237
五个等级的均值	0.13826	0.13907	0.13809	0.14042	0.13094	0.13098	0.13140
第一等与第五等的差	- 0.01102	0.00386	0.03792	0.01717	0.08012	0.07565	0.13953
二、等级相关检验							
等级相关系数	- 0.064	0.169	0.073	0.227	0.230	0.095	0.328
P 值	0.375	0.137	0.654	0.110	0.226	0.571	0.206

注: 同表3。

表 5 按照不同分类标准预测“3 个季度”业绩的均值 (以周为时间单位)

等级	超额收益率	回归的 值	回归 值的调整	t 值	剔除 $R^2 < 0.75$ 后的结果		
					回归的 值	回归 值的调整	t 值
一、均值							
第一等的值	0.07572	0.16279	0.14843	0.17751	0.13641	0.14076	0.19795
第五等的值	0.16196	0.10587	0.09237	0.10119	0.06658	0.09414	0.09100
五个等级的均值	0.11853	0.11879	0.11821	0.11897	0.11647	0.11201	0.11528
二、差值							
第一与第五等的差	- 0.08623 (0.095)	0.05692 (0.222)	0.05605 (0.219)	0.07632 (0.151)	0.06984 (0.310)	0.04662 (0.549)	0.10695 (0.098)
第一等与五个等级的均值的差	- 0.04281 (0.293)	0.04399 (0.455)	0.03021 (0.418)	0.05854 (0.208)	0.01995 (0.600)	0.02875 (0.571)	0.08267 (0.091)
三、差额为正的次数							
第一与第五等	0	4	4	4	4	3	4
第一等与五个等级的均值	2	4	4	4	4	3	4

注：表 5 中的数据也是样本证券投资基金业绩预测值的平均值。

表 5 中“剔除 $R^2 < 0.75$ 后的结果”这一栏,也是为了检验结果的准确性,本文剔除了那些对四因素模型适应性较差的证券投资基金。

表 5 所列示的三部分内容:第一部分“均值”是表 3 中已列示的第一等和第五等的业绩值以及五个等级的均值;第二部分“差值”是第一等的值超过第五等的值的超额收益率和第一等的值超过五个等级的均值的超额收益率以及对这些差异进行显著性检验的结果,括号中的数值为显著性检验的 P 值;第三部分“差额为正的次数”是 5 次检验中出现的第一等的值超过第五等的值的超额收益率和第一等的值超过五个等级的均值的超额收益率为正的次数。

表 6 按照不同分类标准预测“1 个季度”业绩的均值 (以周为时间单位)

等级	超额收益率	回归的 值	回归 值的调整	t 值	剔除 $R^2 < 0.75$ 后的结果		
					回归的 值	回归 值的调整	t 值
一、均值							
第一等的值	0.07378	0.14354	0.15599	0.17196	0.13843	0.17909	0.23190
第五等的值	0.08480	0.13968	0.11807	0.15479	0.05831	0.10344	0.09237
五个等级的均值	0.13826	0.13907	0.13809	0.14042	0.13094	0.13098	0.13140
二、差值							
第一与第五等的差	- 0.01102 (0.958)	0.00386 (0.690)	0.03792 (1.000)	0.01717 (0.548)	0.08012 (0.223)	0.07565 (0.885)	0.13953 (0.152)
第一等与五个等级的均值的差	- 0.06448 (0.619)	0.00447 (0.998)	0.01790 (0.871)	0.03154 (0.828)	0.00750 (0.959)	0.04811 (0.702)	0.10050 (0.462)
三、差额为正的次数							
第一与第五等	2	3	3	4	4	3	4
第一等与五个等级的均值	2	3	4	3	4	4	4

注:同表 5。

综上所述,参数检验的结果表明中国证券投资基金盈利能力不具有显著的持续性,即过去的业绩对未来业绩不具有显著的解释能力。

第二,通过对第一等的值超过第五等的值的超额收益率和第一等的值超过五个等级的均值的超额收益率进行非参数检验,以判断分类信息能否给投资者带来额外收益,其结果如表 5 和表 6 所示。

由表 5 可见,从五次检验的均值来看,第一等的值超过第五等的值的超额收益率和第一等的值超过五个等级的均值的超额收益率,除了“超额收益率”这一栏的结果出现了负值外,其他栏的结果均为正值;从每次检验的结果来看,第一等的值超过第五等的值的超额收益率和第一等的值超过五个等级的均值的超额收益率,仍然是除了“超额收益率”这一栏外,其他栏都以正的次数居多。这些结果表明分类信息可以为投资者带来额外的收益。但是,这些结果的 P 值都大于 5%,这又说明这些分类信息对投资者获得额外收益的支持不具有显著性。另外,剔除 $R^2 < 0.75$ 的证券投资基金对检验结果没有产生重大的影响。表 6 的检验结果与表 5 基本一致。

总之,表 5 和表 6 检验的结果表明,将证券投资基金按其业绩大小分为若干等级的分类信息对投资者获得额外收益具有一定的支持,但不具有显著性。

五、结论

本文运用非参数检验和参数检验两种方法对 2000 年 1 月 1 日 - 2002 年 6 月 30 日这一期间内中国证券投资基金盈利能力的持续性进行了实证研究,其结论主要有:(1)中国证券投资基金的盈利能力在时间上具有一定的正相关性(以“1 个季度”为时间单位的正相关性要大于以“3 个季度”为时间单位的正相关性),但是不具有显著的持续性;(2)超额收益率指标对解释中国证券投资基金的盈利能力缺乏有效性;(3)把证券投资基金按其业绩大小分为若干等级的分类信息对投资者获得额外收益虽然具有一定的解释力,但不具有显著性;(4)剔除对四因素模型适应性较差($R^2 < 0.75$)的证券投资基金之后,对分析结论并没有产生较大的影响。总之,中国证券投资基金的盈利能力不具有显著的持续性。

造成上述结果的原因主要有:(1)目前中国证券投资基金尚处于起步阶段,其经营能力较弱,缺乏对证券的选择能力和对证券市场的把握能力,造成证券投资基金的盈利能力不具有显著的持续性。(2)目前中国证券市场还不成熟,受非市场因素影响较大,从而使投资基金经理人员更难以把握市场走势,造成证券投资基金的收益率具有较大的不确定性。(3)证券投资基金对国债的投资还是一种被动的投资行为,这就限制了证券投资基金经理的决策空间和政策的选择余地。(4)目前中国证券投资基金在投资理念上,基本上是

投机性投资理念,而不是价值投资理念,这也增加了证券投资基金盈利能力的波动性。

最后,还有必要指出,由于中国证券投资基金发展的时间非常短,又由于中国证券指数体系还有许多不完善的地方,这些可能对本文的研究结论有一定影响。

注释:

本文在实证研究中把2000年1月1日至2002年6月30日这一期间分成了五个时间系列检验段:2000年第1季度至2001年第2季度、2000年第2季度至2001年第3季度、2000年第3季度至2001年第4季度、2000年第4季度至2002年第1季度、2001年第1季度至2002年第2季度,在这五个时间系列检验段中的样本基金分别为22只、22只、26只、32只、33只。

在2000年以前中国基本上没有系统的指数体系编报,因此有一些指数指标是无法取得的。

2002年2月21日前的一年期银行存款利率为2.25%,2002年2月21日后的一年期银行存款利率为1.98%。

值和 β 值是根据选择期内的数值,运用四因素模型进行回归而得。回归 β 值的调整是根据回归的 β 值加上临近预测期的一个季度的回归残差计算而得。例如,以回归 β 值的调整值作为分类标准来对2000年第4季度进行预测,就要根据2000年第1、2、3季度的数值,运用四因素模型进行回归而得到 β 值,然后再加上2000年第3季度的回归残差,就得到回归 β 值的调整。

以证券投资基金的超额收益率作为分类的标准是判断超额收益率作为一个业绩指标能否对预测期业绩的 β 值起到预测作用,以回归的 β 值作为分类的标准是判断 β 值作为一个业绩指标能否对预测期业绩的 β 值起到预测作用;以回归的 β 值的调整值作为分类的标准主要是考虑到临近预测期的业绩变化和预测期的业绩值有较大的一致性,理论上讲它比 β 值本身更具有预测功能;以回归 β 值对应的 t 值作为分类的标准主要是判断在备选期获得了在统计上具有显著性业绩值的证券投资基金在预测期的业绩是否仍然显著。

参考文献:

1. 陈信元、张田余、陈冬华:《预期股票收益的横截面多因素分析:来自中国证券市场的经验证据》,载《金融研究》,2001(6)。
2. 沈维涛、黄兴李:《我国证券投资基金业绩的实证研究与评价》,载《经济研究》,2001(9)。
3. 王朝领等:《证券投资基金的评估与绩效研究》,载《中国证券报》,2001-08-21。
4. 汪光成:《基金的市场时机把握能力研究》,载《经济研究》,2002(1)。
5. 张新、杜书明:《中国证券投资基金能否战胜市场?》,载《金融研究》,2002(1)。
6. Malkiel, Burton G., 1995. "Returns from Investing in Equity Mutual Funds 1971 - 1991." *Journal of Finance*, Vol. 50, pp. 549 - 572.
7. Blake, Christopher R., Elton, Edwin J. and Gruber, Martin J., 1993. "The Persistence of Bond Mutual Funds." *Journal of Business*, Vol. 66, pp. 371 - 404.
8. Hendricks, Darryll, Patel, Jayendu and Zeckhuaser, Richard, 1993. "Hot Hand in Mutual Funds: Short - Run Persistence of Relative Performance, 1974 - 1988." *Journal of Finance*, Vol. 43, pp. 93 - 130.
9. Elton, Edwin J., Gruber, Martin J. and Blake, Christopher R., 1996. "The Persistence of Risk - Adjusted Mutual Fund Performance." *Journal of Business*, Vol. 69, pp. 133 - 157.
10. Cahart, Mark M., 1997. "On Persistence in Mutual Funds Performance." *Journal of Finance*, Vol. 52, pp. 57 - 82.
11. Getzmann, William N. and Ibbotson, Roger G., 1994. "Do Winner Repeat?" *Journal of Portfolio Management (Winter)*, pp. 9 - 18.

(作者单位:武汉大学商学院 武汉 430072
中国人民财产保险公司深圳分公司财务中心 深圳 518003)
(责任编辑: M)

(上接第98页)确其首要目标,同时使多种目标之间协调一致。在计划经济时期,公企业的目标是相当复杂的。从宏观方面讲,公企业要追求国民经济的增长和发展。微观上讲,公企业追求产值和产量的最大化。在计划经济条件下,公企业的目标混乱和繁杂,而且还承担着众多的社会责任,如职工的医疗、住房、就业等福利性义务,提供学习、商业、社会治安等社会服务。因此,在那个时候,公企业目标的多样性成为了其低效运行的主要原因之一。在市场经济条件下,由于公企业的性质和功能有所变化,必须重新确立公企业的目标,明晰和区分公企业的商业性目标和非商业性目标。只有这样,公企业才能适应市场经济体制的要求。

还须指出的是,从公企业存在双重目标出发,我们需看到,不能以同一财务尺度来衡量比较公企业与非公企业实绩的优劣。两者追求的目标不同,价值取向不一,衡量的价值标准也应不同。如果说衡量非公企业的主要指标是财务盈利率(因其以盈利最大化为唯一目标),那么衡量公企业的指标则更为复杂(因其不只是为了追求盈利,更多的时候是为了实现其社会目标以不损失利润为代价),对大量公企业进行实绩评价还必须看其为实现政府为其规定的非商业目标作出了多大贡献,看其给全社会带来了多大的宏观经济和社

会效益。这些都不是财务盈利率所能说明的。只要公企业很好地完成了政府规定的任务,一般就应该认为其实绩是不错的。

注释:

有些学者也发现了这个困惑,参见金凤德:《论日本国有企业及其民营化》,见《日本公有企业的民营化及其问题》,上海,上海财经大学出版社,1996。

参见植草益:《微观规制经济学》,中文版,228、228、233 - 236页,北京,中国发展出版社,1992。

参见董辅初:《重新确定国有企业的功能定位》,载《改革纵横》,1999(8)。

金碚:《何去何从——当代中国的国有企业问题》,23页,北京,今日中国出版社,1996。

罗伯特·韦德:《驾驭市场》,中文版,216页,北京,企业管理出版社,1994。

王小鲁:《中国经济增长的可持续性 & 制度变革》,载《经济研究》,2000(7)。

参见陈甬军:《公有制市场经济企业的目标》,见徐滇庆、文贯中:《中国国有企业改革》,227 - 229页,北京,中国经济出版社,1996。

(作者单位:湖北省人民检察院 武汉 430060)
(责任编辑: Q)