

中国基金市场中的现状偏好现象研究

郭杰 洪洁瑛

(中国人民大学经济学院,北京 100872;图卢兹一大经济学院,法国图卢兹 31000)

摘要:现代行为金融理论的研究表明,现状偏好作为人们的一种行为选择,是经济生活中广泛存在的一种现象。西方学者的研究表明,在西方国家的基金市场等资本投资领域,现状偏好现象也是普遍存在的。本文以中国基金市场过去现金流入的增长对当前现金流入的增长的影响来衡量现状偏好,并选择2001至2006年的数据进行实证分析,发现现状偏好系数不显著,这说明中国基金市场不存在现状偏好现象。我们进一步的讨论发现,现状偏好现象的不存在并不是由于中国基金市场具有效率造成的,相反,市场投机氛围浓厚是基金市场现状偏好不存在的重要可能原因。

关键词:现状偏好;基金市场;投机性

JEL分类号:G11;G23;Z19 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-7246(2008)12-0135-12

一、引言

近年来,中国证券市场迅速发展,基金市场作为证券市场的重要组成部分,其发展速度更为惊人。中国证券监督管理委员会官方网站的统计数据表明,截止到2008年3月,中国的基金总数已达353只,其中,已有净值的开放式基金达280只。基金市场的迅速发展给中国经济的发展带来了极大的机会,同时,也将对中国证券市场的波动产生不可忽视的影响。基金公司作为中国证券市场的主要投资者,投资者对它的投资偏好,将会间接地对股票等投资品价格的波动起着至关重要的作用。

现状偏好(status quo bias)作为人们的一种行为选择,对于分析投资者的投资决策起着重要作用。现状偏好现象在中国基金市场是否存在?关于这一问题的探讨对于分析中国证券市场的价格波动,改善政府对基金市场投资者的监管,正确引导投资者的投资行

收稿日期:2008-08-02

作者简介:郭杰(1964-),男,经济学博士,中国人民大学经济学院副教授。

洪洁瑛(1984-),女,经济学博士生,法国图卢兹一大经济学院。

作者感谢匿名审稿人宝贵的意见和建议,也感谢中国人民大学财政金融学院李涛博士在本文修改过程中所给予的帮助,当然文责自负。

为,遏制证券市场的投机活动,都将提供有益的帮助。

在西方经济学界,现状偏好现象的理论研究是一个较新兴的领域,而关于它的实证检验则始于 1988 年。Samuelson 和 Zeckhauser(1988)运用实验的方法分析了哈佛员工的养老金计划,发现这些人都表现出显著的现状偏好,这是国际上第一次用实验的方法发现现状偏好这一与古典经济学假设不同的现象。后来,许多学者通过研究人们的交易行为、投资组合和储蓄计划等来进一步考察是否存在现状偏好现象。Ameriks 和 Zeldes(2001)研究了家庭的投资组合,发现他们投资组合的构成很少变动,即家庭投资组合同样存在现状偏好现象。Madrianh 和 Shea(2001)研究公司雇员参与一个特定储蓄计划的行为,发现雇员在选择储蓄计划时存在着现状偏好的惯性现象。Agnew、Balduzzi 和 Sunden(2003)在研究美国投资者养老金账户时,也发现投资者的资产配置存在现状偏好现象。

近年来,有些学者将现状偏好这一理论成果运用到基金市场,并做了大量深入的实证研究。Patel、Zeckhauser 和 Hendricks(1991,1994)的实证研究表明,人们倾向于投资那些过去购买过的基金。Agarwal、Daniel 和 Naik(2004)在对冲基金的投资者中同样发现了现状偏好现象。Kempf 和 Ruenzi(2006)的实证研究显示,美国共同基金市场存在现状偏好现象,而且其现状偏好系数的大小与这一基金类别的可选择数目成正比。

可见,现状偏好是现实生活中普遍存在的现象,它的存在对于传统经济学的理性人假设是一个巨大的冲击,因此,现状偏好现象成为行为金融学当前研究的热点问题之一。

而在我国学术界,利用现状偏好理论,分析中国证券市场现实问题的学术成果(已公开发表的)则近乎空白,因此,本文借鉴西方学术界理论和实证研究的最新成果,并根据中国的实际情况,构建中国基金市场现状偏好现象的实证分析模型,探讨中国基金市场是否存在现状偏好现象,并对这一问题的实证发现的可能原因进行探讨。

二、现状偏好的理论解释

现状偏好是指人们在做出某些选择的时候,倾向于依据过去的经验。也就是说,他们不是根据传统经济理论的最优化假设来决定自己的行为,而是很大程度上受到过去选择的影响。例如,一个人过去投资于某只股票,那么现在他也倾向于投资于这一特定的股票,即使这个选择在现在看来已经不是最优的。对于现状偏好现象西方经济学者有许多理论的解释,主要分为三大类,即转变成本和不确定性、认知偏差、心理因素:^①

1. 在转变成本和不确定性存在的前提下,现状偏好是理性选择。转变成本是指人们在下一时期做出与上一时期不相同决定时所花费的成本,比如信息搜集成本。一般认为,如果人们在不同时间面对的是相同和独立的选择集的情况下,那么他们会在相邻两个时期做出相同的决定。然而,在更多的情况下,人们在不同时期所面临的选择集是非独立的。转变成本的引入使得现状偏好变为合理的选择,当转变成本大于不同决定所带来的收益时,人们会理性地保持与上一期一致的选择。另外一个相关的解释就是不确定性的

^① 此处的理论解释主要是根据经典文献 Samuelson 和 Zeckhauser(1988)讨论的结果进行总结得出。

存在。在经典的搜索理论中,可能的选择集合是未知的。即使没有搜索转变成本,不确定性的存在也会导致现状偏好现象的产生。

2. 认知偏差。Kahneman 和 Tversky (1979,1984)发现人们都是损失厌恶(loss aversion)型的,即相对于收益人们更关注损失。因此,就出现了一个与经典效用函数不同的函数:对于收益,效用函数是凹(concave)的,对于损失,效用函数是凸(convex)的,从而用于反映人们的损失厌恶。因为人们是损失厌恶型的,所以投资者害怕做出与上期不相同的决策会带来损失,这就在一定程度上导致了现状偏好现象的产生。除了损失厌恶的认知偏差外,另外一种基本的认知偏差就是期限锚定(termed anchoring),即人们在面临着一个或多个连续的变量并要作出最优的选择时,普通的战略就是确定一开始的选择,后面的决策就根据开始的选择进行调整。Kahneman 和 Tversky(1974)认为,虽然后来的调整方向是正确的,但是调整的幅度是不够的,这也会导致现状偏好现象的产生。

3. 心理因素。随着实验经济学的发展,经济学家发现人的行为模式与经济学假设的理性人不同。现状偏好的产生可能由许多心理因素造成,如:沉没成本、避免后悔(regret avoidance)、避免认知不协调(cognitive dissonance)或者是使事物显得可控(feel in control)。尽管经济学上认为评价一个项目是否可以投资的判断标准是增量的收益与成本相比,可是直觉告诉我们:如果某个决策过去投入越大,人们越倾向于继续投资。Brockner 和 Rubin(1982)做了一个关于沉没成本与现状偏好的研究。他们发现,在连续的决策过程中,人们不愿意放弃过去的损失(cut his losses)或者希望证实过去决策的正确而做出连续的一系列表现为现状偏好的选择。这就说明了沉没成本的存在在一定程度上引起现状偏好现象。另外一个导致现状偏好的心理因素是避免后悔的心理。人们发现当自己处于不好的境况时总是会后悔过去所做的决定,这些教训告诉人们要避免做出让将来后悔的事情。Kahneman 和 Tversky(1982)的研究发现,人们对采取新的措施带来的不良结果的后悔程度远超过不采取措施时造成的同等的不良结果。避免后悔的心理也是导致现状偏好现象的原因之一。避免后悔的心理支持了现状偏好和常规行为,也强化了人们遵从社会习惯的做法。心理学上还有一个重要的理论是认知不协调理论,即人们很难同时维持两个相互冲突的想法和连续保持认知的一致。为了减少认知不协调,人们一般倾向于偏好某一些信念。这也成为导致现状偏好产生的可能的心理因素之一。还有一种心理学上的解释就是人们会努力使事物可控,Langer(1983)的实验^①结果表明人们通过保持自己的决策可以给自己带来控制的幻觉。从目前的心理学解释来看,许多不同于理性选择假设的心理因素都是导致现状偏好的可能原因。

^① 该实验选择了2组参与者,每组27人,每人拥有一张足球牌。然后由机器随机选取其中一张,那么中奖者将获得\$50的奖励。第一小组由每个参与者自己从足球牌池中随机抽取一张。第二小组是每个参与者都给定足球牌,但是这些足球牌也是从同样的足球牌池中由机器随机取出。之后,参与者要求给出他手中的足球牌的价格(公平价格是\$1.85)。实验的结果是:第一小组(自己选择)的平均报价是\$8.67,而第二小组(非自己选择)的平均报价是\$1.96。

三、模型及相关变量说明

分析中国基金市场的现状偏好现象,很重要一点是如何定义现状偏好,为此,我们采用 Patel、Zeckhauser 和 Hendricks(1994)的基金市场中现状偏好大小的衡量方法,即基金现在的现金流入的大小依赖于过去的现金流入的大小。也就是说投资者对基金昨天的投资在多大程度上决定着投资者对该基金今天的投资。投资者对基金的投资从基金公司的角度来看,就是基金的现金流入。这样,就可以运用基金过去资金净流入对现在资金净流入的影响来刻画现状偏好。

然后,我们借鉴 Kempf 和 Ruenzi(2006)的计量分析模型。

$$FLOW_{i,t} = f(FLOW_{i,t-1}, Perf_{i,t-1}, Controls) \quad (1)$$

其中, $FLOW_{i,t}$ 指基金 i 在 t 年由于新的现金流入带来的增长, $Perf_{i,t-1}$ 指基金 i 在 $t-1$ 年的投资表现, $Controls$ 是一系列控制变量。

对于本文计量模型控制变量(Controls)的选择,我们有这样一些考虑:Kempf 和 Ruenzi(2006)的模型采用了 15 个控制变量,然而一般认为,控制变量过多可能会导致 R^2 虚高,而且容易出现变量相关,导致估计的不准确。在 Kempf 和 Ruenzi(2006)的模型中采用了基金所属类别(Segment)和所属公司(Family)的控制变量,但是在中国大部分基金的投资风格差异并不大,而且基金分类也不是很完整,所以,在本文中均不采用这些变量。Kempf 和 Ruenzi(2006)还采用了费率作为控制变量,但是国内基金的费率基本上都是一致的,而且年度上基本也保持不变,因此,这些变量都不适用于中国基金市场数据研究。

根据 Sharpe 的投资理论,投资者通过风险收益的衡量来决定自己的投资组合,所以,本文采用过去一年的收益率以及基金收益率的方差作为衡量收益风险的变量。而基金净值,换手率、基金年龄也是比较常用的解释基金收益的一些控制变量,因此,这几个变量也将进入我们的计量模型。对于我们选择的这些变量,后续有进一步的解释。

在前述的基础上,我们构建如下具体模型:

$$FLOW_{i,t} = b_0 + b_1 * FLOW_{i,t-1} + b_2 * Perf_{i,t-1} + b_3 * Std_{i,t-1} + b_4 * \ln TNA_{i,t-1} + b_5 * \ln Age_{i,t} + b_6 * TO_{i,t-1} + \sum a_j D_j \quad (2)$$

其中:

1. 基金现金流入增长率 $FLOW_{i,t}$

它是指基金 i 在 t 年由于新的现金流入带来的增长,具体的计算如下:

$$FLOW_{i,t} = \frac{TNA_{i,t} - TNA_{i,t-1}}{TNA_{i,t-1}} - r_{i,t} \quad (3)$$

$TNA_{i,t}$ 指基金 i 在 t 年底的资产净值, $r_{i,t}$ 指基金 i 在 t 年的收益率,上面计算假设了分红是完全再投资的。即: $FLOW_{i,t}$ 表示的是扣除了基金投资收益带来的增长后的净资产的增长。所以, $FLOW_{i,t}$ 的计算相对是比较保守的。系数 b_1 刻画的就是现状偏好,称为现状偏好系数。

2. 排序收益率 $Perf_{i,t-1}$

它是指基金 i 在 $t-1$ 年时期的投资表现。实证研究表明,过去的业绩表现对于基金的增长具有显著的正效应。如:Chevalier 和 Ellison(1997)及 Sirri 和 Tufano(1998)都发现共同基金的资金流入与过去的基金业绩呈正比,也就是说,投资者喜欢投资于那些过去表现优异的基金。根据 Patel 等(1991)以及 Harless 和 Peterson(1998)年的研究进一步说明:序数的业绩刻画^①能更好的解释基金的增长。因此,我们就将基金的收益进行排序,最高的设为 1,最低的为 0,中间的在 $[0,1]$ 之间平均分配。

3. 基金收益率的标准差 $Std_{i,t-1}$

它是指基金收益 i 在 $t-1$ 年时期的年度标准差。其计算如下:

$$Std_{i,t-1} = \sigma_{i,t-1} \sqrt{n} \quad (4)$$

其中: $\sigma_{i,t-1}$ 表示基金收益每周的标准差, n 表示该年度内实际交易周数。

一般认为,基金的年度标准差对于基金的增长具有负效应。负的系数说明了投资者是风险厌恶的。即,在其他条件保持不变的情况下,风险越大,基金的现金流入会下降。

4. 净资产值 $TNA_{i,t-1}$

它是指基金 i 在 $t-1$ 年时期的资产净值,反映了基金的规模。研究表明基金的规模对现金流入有负面的影响。在模型中,我们选用的因子是基金资产净值的自然对数。

5. 基金年龄 $Age_{i,t}$

它指基金成立的总年龄。这一变量用来考查基金的新旧对于投资者的选择是否有影响。Bergstresser 和 Poterba(2002)以及 DelGuercio 和 Tkac(2002)都发现老基金增长比新基金慢。在模型中,我们选用年龄的自然对数作为控制变量。

6. 换手率 $TO_{i,t-1}$

它指基金 i 在 $t-1$ 年时期的换手率。换手率是影响基金增长的一个很重要的变量。如果系数为正,说明投资者喜欢主动投资方式。

7. 虚拟变量 D_j

如果观察的年份恰好是 j 年的话,取值为 1,否则为 0。运用虚拟变量,是想剔除年份的特殊影响。

在模型(2)中,变量 $FLOW_{i,t-1}$ 和 $FLOW_{i,t}$ 是我们关注的重点,系数 b_1 反映的就是现状偏好的大小。 $Perf_{i,t-1}$ 被认为是解释基金增长中最为重要的变量。而其他控制变量的引入可以帮助我们在控制其他影响的情况下更好地探讨现状偏好是否存在于中国基金市场。

Chevalier 和 Ellison(1997)以及 Sirri 和 Tufano(1998)研究发现过去业绩 $Perf_{i,t-1}$ 对于基金增长 $FLOW_{i,t}$ 的影响是凸的。所以,为了解释凸性影响,我们引入 $Perf_{i,t-1}^2$ 作为另外一个变量进入方程。具体形式如下:

$$FLOW_{i,t} = b_0 + b_1 * FLOW_{i,t-1} + b_2 * Perf_{i,t-1} + b'_2 * Perf_{i,t-1}^2 + b_3 * Std_{i,t-1} + b_4 * \ln TNA_{i,t-1} + b_5 * \ln Age_{i,t} + b_6 * TO_{i,t-1} + \sum a_j D_j \quad (5)$$

① 序数的业绩刻画是指每一年基金按照收益率进行排序。

四、数据选择与计量结果分析

本文运用的数据都来自 wind 资讯数据库,包括收益率、资产净值、基金年龄和基金份额变动率的数据。我们选用的是中国开放式基金的数据,截至 2008 年 3 月,市场上总共有 280 只开放式基金。由于我们选用的数据要求基金存续期至少两年以上,再加上部分基金有数据的缺失,我们仅选用了具有完整数据的样本:从 2001 年到 2006 年的 103 只基金的数据。(如表 1 所示)

表 1 每年采用的基金样本数

年度	2001	2002	2003	2004	2005	2006
数量	2	7	13	25	61	103

(注:表 1 表示的是各个年份包含完整数据的基金样本的数目)

由 wind 资讯数据库我们可以直接获得基金的年度收益率、周收益率、年资产净值、基金成立时间和基金年度份额变动率的数据。根据这些数据,我们分别计算所需的变量。

我们根据年资产净值和年度收益率数据,由公式(3)计算得到基金现金流入增长率 $FLOW_{i,t}$ 和 $FLOW_{i,t-1}$ 。排序收益率 $Perf_{i,t-1}$ 是根据基金每年的年度收益率排列从 0 至 1 分配而得。年度标准差根据周收益率计算得到的周标准差经公式(4)换算得到。我们没有找到开放式基金的换手率数据,在此我们采用类似的基金年度份额变动率的数据进行替代。

我们根据样本数据处理的结果如表 2 所示:

表 2 实证回归结果

	1	2	3	4	5	6
$FLOW_{i,t-1}$	-0.2231 (-0.24)	-0.3561 (-0.37)	0.3124 (0.74)	0.1329 (0.14)	-0.2188 (-0.23)	-0.3639 (-0.38)
$Perf_{i,t-1}$	2.0862 (0.11)	-35.2356 (-1.07)	10.1887 (0.57)	-33.9044 (-1.03)	0.8672 (0.05)	-39.5573 (-1.21)
$Perf_{i,t-1}^2$		34.7199 (1.36)		40.8011 (1.60)		37.7471 (1.49)
$Std_{i,t-1}$	-2.5179 *** (-4.90)	-2.7035 *** (-5.10)	-2.7051 *** (-5.58)	-2.8940 *** (-5.82)	-2.7492 *** (-5.72)	-2.9222 *** (-5.92)
$\ln TNA_{i,t-1}$	-6.0284 *** (-2.67)	-5.3592 ** (-2.33)	-4.7488 ** (-2.20)	-4.0985 * (-1.87)	-5.1386 ** (-2.4)	-4.5216 ** (-2.08)
$\ln Age_{i,t}$	-4.5995 (-1.27)	-4.0739 (-1.12)				

续表

	1	2	3	4	5	6
$TO_{i,t-1}$	0.0590** (2.32)	0.0565** (2.22)			0.0547** (2.17)	0.0526** (2.09)
D_{2002}	191.6141*** (3.42)	188.5138*** (3.37)	143.1456*** (2.76)	143.8322*** (2.78)	166.9406*** (3.18)	166.6357*** (3.18)
D_{2003}	149.9138*** (2.92)	145.7397*** (2.84)	107.7368** (2.28)	106.8725** (2.27)	125.4611*** (2.64)	123.9613*** (2.61)
D_{2004}	166.3389*** (3.44)	158.8854*** (3.27)	136.6980*** (3.01)	131.2661*** (2.89)	143.8362*** (3.19)	138.5288*** (3.07)
D_{2005}	161.0604*** (3.31)	156.6842*** (3.22)	124.0275*** (2.71)	122.3487*** (2.69)	140.5105*** (3.06)	138.3062*** (3.02)
D_{2006}	92.8330* (1.96)	87.4947* (1.85)	59.8576 (1.34)	56.8832 (1.28)	72.1929 (1.62)	68.9538 (1.55)
R^2	0.7882	0.7902	0.7815	0.7842	0.7865	0.7889
Adjusted R^2	0.7755	0.7764	0.7706	0.7724	0.7748	0.7761

(注:表2是根据2001年到2006年的数据用计量的方法计算所得。模型拟合效果用 R^2 和调整的 R^2 来衡量,放在表2的最后两行。而***,**和*分别表示置信水平为1%,5%和10%时统计上显著)

从表2的分析结果来看,我们发现 $FLOW_{i,t-1}$ 对 $FLOW_{i,t}$ 的影响四个模型为负值,两个为正值,所得系数均靠近0,并且都不显著。这一结果与国际研究的结果不同,国外学者研究美国市场的结论是现状偏好系数显著为正。从统计学的角度来说,这一不显著的回归结果不能说明中国基金市场中存在现状偏好现象。

过去一年的基金表现 $Perf_{i,t-1}$ 的影响在不考虑收益率的凸性的影响下(即不考虑过去业绩 $Perf_{i,t-1}$ 的平方项 $Perf_{i,t-1}^2$)均为正,但是不显著。若考虑可能存在的凸性影响(即考虑过去业绩 $Perf_{i,t-1}$ 的平方项 $Perf_{i,t-1}^2$),所得系数为负,亦不显著。这与一般的投资者追逐过去业绩好的实证结果不太相一致。

标准差 $Std_{i,t-1}$ 对于基金现金流入增长的影响在1%的水平下显著为负,这与投资者是风险厌恶的结论是相一致的。

资产净值 $\ln TNA_{i,t-1}$ 对于基金现金流入增长的影响在10%、5%或1%的水平下显著为负,这与基金规模对基金的资金净流入有负面影响的结论相一致。

基金份额变动率 $TO_{i,t-1}$ 对于基金现金流入的增长的影响在5%的水平下显著为正。说明国内投资者比较偏好主动投资。

从表2的结果来看,年度因素对于基金的净流入影响在五个年度几乎都显著为正,这可能是由于国内资本市场在本世纪的不断发展和完善,从而吸引了更多的投资者的进入。

从模型的拟合效果来看,所有模型的 R^2 都达到78%,调整的 R^2 都达到77%。这说

明模型具有比较好的拟合效果。

五、实证结果的进一步讨论

实证分析的结果表明,中国基金市场并不存在现状偏好现象,这与西方基金市场的情况正好相反。因此,我们有必要对中国证券市场的现状做进一步分析,以期能够解释导致这一结果的原因。

我们认为,中国基金市场不存在现状偏好现象,以及投资者投资选择变动的原因有以下两种可能性:

1. 资本市场的有效性。国内投资者善于随着外部环境的变化,选择自己最优的投资组合。即投资者通过不断调整投资组合以最大化自己的效用,在这种情况下,资本市场是有效的。但是,这种情形出现的基本前提是,中国资本市场的信息披露充分,同时,资本市场投资者具备较丰富的投资知识和实践经验。显然,对年轻的中国资本市场和同样年轻的中国资本市场投资者而言,这个前提是不存在的。

其实,对于国内资本市场是否有效性问题,学者们已经做了许多实证性的研究。俞乔(1994)应用误差项序列相关检验、游程检验、非参量性检验等方法对上海和深圳股市1990年至1994年的数据进行研究,结果表明上海和深圳股市不具备弱式有效。吴世农(1996)以1992年至1993年的上海股市中抽取的12种股票和综合指数为样本进行价格序列自相关分析,也发现市场不具备弱式有效。张亦春、周颖刚(2001)对1993年至2000年初上证A股日收盘指数进行实证分析发现中国股市不是弱有效,股价变动既不满足鞅过程也不满足随机漫步。陈灯塔、洪永森(2003)采用广义普导数方法对1990年至2002年的沪深两市股票数据进行分析,同样发现沪市和深市均没有达到弱式有效,但有效程度随着时间推移有所改善。张月飞、史震涛、陈耀光(2006)选取1998年至2004年上证综合指数、深圳成份指数和香港恒生指数,并运用时间序列单位根检验和事件研究方法进行实证检验,发现相对于半强式的香港市场,大陆股市呈现了弱式有效的特征。余俊瀚(2007)对2005年至2006年的沪综指和深成指进行单位根检验,发现两指数都满足一阶单位根的平稳序列,股价服从随机游走,从而得出我国证券市场已经初步达到弱式有效。从1994年至2007年对市场有效性检验的实证研究来看,大部分检验的结果都是非弱式有效,也有部分研究证实市场的弱式有效。

陈浪南、姚正春(2000)运用1998年至1999年沪市作为研究对象,运用事件研究法对股利政策的市场反应进行实证研究,发现各样本组合对“好”消息、“坏”消息反应通常要3~4个交易日,市场不是半强式有效的。许晓磊、黄良文(2002)通过对1998年至2001年上次公司被处罚后股票价格的研究,结果证明中国股市不是半强有效。邹小芄(2003)通过对沪市1993年至2001年的交易数据分析,检验出市场回报率有显著的过度反应,也得出市场非半强有效的结论。对市场半强有效的实证研究也在很大程度上说明中国资本市场并不是有效率的。

这些实证结果在很大程度上说明国内资本市场并非有效,也相应地说明国内投资者

并没有理性选择最优投资组合。因此,国内基金市场现状偏好现象的不存在,就不可能是由于投资者的理性选择和市场的有效性而导致的。

2. 资本市场的投机性。在中国这样一个缺乏效率而且发展水平相对较低的资本市场,投资者缺乏足够的投资知识和投资经验,因此资本市场的换手率可以相对比较准确地反映它的投机状况。换手率^①越高,表明投资者随着环境和时间的变化不断追逐投资热点,从而导致投资组合的不断变动,市场投机氛围就越浓厚。而国内资本市场投资者的投机活动,可以在很大程度上从国内股市的换手率数据反映出来。(如表3所示)

表3 中外证券交易所换手率对比(1992~2006)

中外证券交易所换手率对比(1992~2006)							
国家(地区)	NYSE	NASDAQ	东京	伦敦	香港	上海	深圳
1992	0.47	1.56	0.20	0.43	0.53	-	2.65
1993	0.53	1.90	0.26	0.81	0.61	3.41	3.24
1994	0.54	1.81	0.25	0.77	0.40	7.87	6.92
1995	0.58	2.44	0.27	0.78	0.37	5.19	3.10
1996	0.52	2.44	0.27	0.58	0.54	7.60	9.50
1997	0.66	2.65	0.33	0.44	0.91	5.35	6.62
1998	0.70	2.59	0.34	0.47	0.62	3.55	4.11
1999	0.75	-	0.49	0.52	0.51	4.22	3.72
2000	0.82	-	0.59	0.59	0.63	5.04	3.96
2001	0.87	-	0.60	0.84	0.44	2.57	1.90
2002	-	-	-	-	-	2.07	2.01
2003	1.80	0.89	0.83	1.07	0.52	2.69	2.17
2004	-	-	-	-	-	3.08	3.11
2005	-	-	-	-	-	2.90	3.51
2006	-	-	-	-	-	5.64	6.71

(资料来源:《中国证券期货统计年鉴(2007)》,中国证券监督管理委员会 www.csrc.gov.cn)

从表3各个国家股市换手率对比中,我们可以发现,中国沪深股市各期的换手率都明显高于其他国家。国内股市平均换手率一般为其他国家股市平均换手率的5~10倍,是NASDAQ平均换手率的2~3倍。国内资本市场很高的换手率也在一定程度上反映了国内投资者比较偏好于短期投资,热衷于频繁变动投资组合,表现出较浓厚的投机迹象。

尽管基金市场并不等同于股票市场,但是,从国内基金市场的实际情况来看,国内绝

^① 换手率可能不能完全准确地反映资本市场的投机状况,它并不是测度资本市场投机状况的最优指标。但是,基于数据的限制,我们没有找到一个更佳投机状况测度指标,因此只能选择了这一次优但数据可得换手率指标。寻找一个最优的中国资本市场投机状况指标也是今后研究应当重点关注的。感谢匿名审稿人对此的宝贵意见。

大部分基金都投资于股市,而且,股票型基金占了很大比重,因此,股票市场的浓厚投机氛围对基金市场的影响自然不可避免;另外,从相关的财经报道可知,相对于国际基金市场,国内基金市场的换手率也是比较高的,这说明国内基金市场的投资者同样偏好短期投资,会频繁变动投资组合。由此可见,国内基金市场和股票市场一样,具有较浓厚的投机氛围。基金市场上的投资者在进行投机交易时,他们的投资选择往往是随风起舞或通过打探所谓内幕消息而做出的。显然,这种典型的投机行为会通过不断地更换交易品种来获得最大收益,而不会偏好投资人自己熟悉的交易品种,因而也就不可能出现现状偏好现象。^①

通过对资本市场的有效性和投机性的考察,我们得出结论,从中国资本市场的现状来看,国内资本市场的大部分投资者并不具备丰富的投资知识和实践经验,即不具备最优化选择的能力,市场是无效率的。因此,国内资本市场不成熟,投机氛围浓厚是中国基金市场不存在现状偏好现象的主要原因。

六、结束语

对于资本市场而言,尽管现状偏好现象的存在表明市场是非效率的,但现状偏好作为一种行为决策,它却是生活中普遍存在的现象。而本文的实证结果表明,中国基金市场不存在现状偏好现象,导致这种结果可能的重要原因在于中国资本市场不成熟,投资者的非理性造成市场投机氛围浓厚。因此,为了防止资本市场的大起大落,防患市场风险,证券监管部门需要对投资者进行引导教育,同时,加强市场监管,从而促进资本市场的健康发展。

由于运用现状偏好的理论成果分析中国基金市场问题的学术研究并不多见,所以,本文的分析得到的还只能说是一种初步的结论,希望能起到抛砖引玉的作用。文中有待继续探讨的地方,主要表现在:本文在刻画现状偏好时借鉴了 Patel、Zeckhauser 和 Hendricks (1994)的方法;构建计量模型时,借鉴了 Kempf 和 Ruenzi (2006)模型的思想。对于本文实证分析的过程及其结果,有可能存在的问题主要是:Patel、Zeckhauser 和 Hendricks (1994)衡量现状偏好系数的方法缺乏坚实的理论支持,因为,该衡量方法是从基金公司现金流变动的角度出发,这只能间接地衡量现状偏好,与投资者的投资选择并不完全一致,严格地说,现状偏好应该由投资者投资组合保持不变来定义。但是,本文采取的这一衡量方法因市场数据的完整和易获得性,能够很好地进行实证检验。因此,如果希望更好地了解基金市场投资者是否具有现状偏好的特点,在数据可得的前提下,今后的研究可以从投资者的历史投资组合变动的角度进行考察;而且对于本文实证研究的结论——国内基金市场不存在现状偏好现象——的原因也可以做更深入的分析。

^① 非常感谢匿名审稿人提醒我们注意这一点。

参 考 文 献

- [1] 陈灯塔、洪永森, 2003:《中国股市是弱式有效的吗—基于一种新方法的实证研究》,《经济学(季刊)》第3卷第1期,第97~124页。
- [2] 陈浪南、姚正春, 2000:《我国股利政策信号传递作用的实证研究》,《金融研究》第10期,第69~77页。
- [3] 吴世农, 1996:《我国证券市场效率的分析》,《经济研究》,第4期,第14~20页。
- [4] 许晓磊、黄良文, 2002:《上市公司被处罚后股价表现的实证研究—对我国股市半强式有效性的检验》,《统计研究》第8期,第67~70页。
- [5] 余俊瀚, 2007:《中国证券市场有效性的实证检验》,《时代金融》第344期,第31~34页。
- [6] 俞乔, 1994:《市场有效、周期异常与股价波动》,《经济研究》第9期,第43~50页。
- [7] 张亦春、周颖刚, 2001:《中国股市弱式有效吗》,《金融研究》第3期,第34~40页。
- [8] 张月飞、史震涛、陈耀光, 2006:《香港与大陆股市有效性比较研究》,《金融研究》第6期,第33~40页。
- [9] 邹小芄, 2003:《我国证券市场回报率过度反应的实证分析》,《经济科学》第4期,第32~40页。
- [10] Agarwal, V., N. D. Daniel, and N. Y. Naik, 2004, "Flow, Performance and Managerial Incentives in the Hedge Fund Industry", *Working Paper*, George State University.
- [11] Agnew, J., P. Balduzzi, and A. Sunden, 2003, "Portfolio Choice and Trading in a Large 401(k) Plan", *American Economic Review* 93: 193-215.
- [12] Ameriks, J., and S. D. Zeldes, 2001, "How do Household Portfolio Shares Vary with Age", *Working Paper*, Columbia University.
- [13] Bergstresser, D., and J. Poterba, 2002, "Do After-tax Returns Affect Mutual Fund Inflows", *Journal of Financial Economics* 63: 381-414.
- [14] Chevalier, J., and G. Ellison, 1997, "Risk Taking by Mutual Funds as a Response to Incentives," *Journal of Political Economy* 105: 1167-1200.
- [15] DelGuercio, D., and P. A. Tkac, 2002, "Star Power: The effect of Morningstar Ratings on Mutual Fund Flows", *Working Paper*, FRB of Atlanta.
- [16] Harless, D. W., and S. P. Peterson, 1998, "Investor Behavior and the Persistence of Poorly Performing Mutual Funds", *Journal of Economic Behavior and Organization* 37: 257-276.
- [17] Kempf, A., and S. Ruenzi, 2004, "Family Matters - the Performance Flow Relationship in the Mutual Fund Industry", *Working Paper*, University of Cologne.
- [18] Kempf, A., and S. Ruenzi, 2006, "Status Quo Bias and the Number of Alternatives: An Empirical Illustration from the Mutual Fund Industry", *Journal of Behavioral Finance* 7: 204-213.
- [19] Madrian, B. and D. Shea, 2001, "The Power of Suggestion: Inertia in 401(k) Participation and Savings Behavior", *Quarterly Journal of Economics* 116: 1149-1187.
- [20] Patel, J., R. Zeckhauser, and D. Hendricks, 1991, "The Rationality Struggle: Illustrations from Financial

- Markets*”, *American Economic Review* 81: 232 - 236.
- [21] Patel, J., R. Zeckhauser, and D. Hendricks, 1994, “Investment Flows and Performance: Evidence from Mutual funds, Cross-border Investments, and New Issues”, Chapter 4 of R. Sato, R., R. M. Levish, and R. V. Ramachandran (Eds.), *Japan, Europe, and International financial markets: Analytical and Empirical Perspectives*: 51 - 72, Cambridge University Press.
- [22] Samuelson, W., and R. Zeckhauser, 1988, “Status Quo Bias in Decision Making”, *Journal of Risk and Uncertainty* 1: 7 - 60.
- [23] Sirri, E. R. and P. Tufano, 1998, “Costly Search and Mutual Fund Flows”, *Journal of Finance* 53: 1589 - 1622.

Abstract: The literature of behavioral finance demonstrates that status quo bias is a common phenomenon. Recently, more and more researchers have discovered the existence of status quo bias in fund markets in western countries. The latest theory of measuring the degree of status quo bias has been employed in this paper to analyze the status quo bias phenomenon in Chinese fund market. By using the data from 2001 to 2006, the authors empirically test the situation and conclude that there is no status quo bias phenomenon in the fund market of China. A further discussion has been demonstrated to analyze the reason for the difference in China.

Key words: status quo bias; fund market; speculation

(责任编辑:王鹏)(校对:LN)