

# 资产流动性、投资者情绪与中国封闭式基金之谜<sup>\*</sup>

□刘煜辉 熊 鹏

**摘要：**国内一些学者对中国封闭式基金折价之谜进行过有意义的探索。本文通过严谨的实证分析，重新检讨了先前研究的有关结论，发现许多与之相悖的结果。整体而言，资产流动性假说对中国封闭式基金折价之谜有较强的解释力，基金绩效及机构投资者持有基金份额比例与折价呈显著正相关，与假说预期相反，与当前中国证券市场的制度背景是相关联的，长期投资的理念很难在市场得到认同，市场的流动性状况更为投资者所关注。引入残差波动率，发现与折价显著正相关，基金投资组合的随机变动可能被投资者认同为一种风险。先前文献关于传统的、注重基本面的理论无法解释我国基金折价之谜的结论可能归因于计量方法的偏差。另外，本文在对“投资者情绪”假说的考量中，发现折价与规模投资组合收益的关系表现得并不稳定，而且在2001~2002年时段，折价与规模投资组合收益的关系模式并不明显，故中国市场中大市值股票上升，折价收窄；小市值股票上升，折价加大。此结论的强健性存在问题，规模投资组合的收益并不是一个很好的投资者情绪的度量指标。

**关键词：**折价 资产流动性 基金绩效 残差波动率 投资者情绪

## 一、导言

封闭式基金的交易价格和其持有资产净值的不匹配一直是金融学中有争议的问题之一。基金折价之谜通常有4种表现：一是溢价发行迅速跌破净值。美国的封闭式基金发行价格通常高于其净值约10%，英国是5%。美国1985~1987年新发行的封闭式基金，平均在120天之后交易价格即低于净值约10%。这里引出的问题是谁会购买以后会贬值的封闭式基金（Weiss，1989；Peavy，1988；Iain，1987；Ball & Leger，2000）？二是基金交易价格通常低于净值（Lee，Shleifer & Thaler，1990；Dimson & Marsh，2002）。这里的问题是为什么基金普遍会折价，是什么因素阻碍了套利的发生？三是基金的折价和溢价在不同时间和不同基金之间变化很大。有人发现，美国1988年基金的周末价格水平从溢价6.7%到折价17.9%不等，同时基金的价格变化的相关性很大。故问题之三是为什么基金价格变动相关性很大，而且不同基金和不同时间差异明显？四是当封闭式基金转为开放，或者解散时，其价格迅速收敛于其净值（Brauer，1984；Brickley & Schallheim，1985）。有人认为基金折价是因为基金净值衡量有误，例如对非流动资产的估价有误，如果这种假说成立的话，为什么看到的现象是价格趋向净值，而不是净值趋向价格呢？

作为对有效市场假说最为有力的挑战之一，基金折价现象在各国证券市场均普遍存在。中国的封闭式基金市场自从1998年起，经历了一个高速发展的时期。基金折价之谜除了第4个现象在中国尚未有条件观测到外，中国的封闭式基金折价同样也表现出上述现象<sup>①</sup>。是

<sup>\*</sup> 作者特别感谢中国社会科学院金融研究所李扬教授、耶鲁大学陈志武教授及北京大学中国经济研究中心陈平教授，对本文提出的建设性的意见。

什么引起中国的封闭式基金折价呢?

解释基金折价,通常从两个方面进行。1990年以前的研究主要集中在探寻市场摩擦,市场摩擦主要来自4个方面:一是净值衡量有误,包括税收负担和资产流动性导致折价;二是代理成本,管理费的存在将导致基金资产的减少;三是税收的择时问题,由于美国税制对基金未实现的资本利得同样收税,因此选择一个合适的纳税时点和投资品种将有助于税负优化;第4种解释来源于市场分割。研究者发现投资者更乐于投资自己熟悉的资产,当美国的投资基金投资于信息不够充分、法律保护较差的新兴市场时,投资者需要一个额外的风险补偿。

另外的一个解释是从投资者的行为角度出发。投资者分为个人投资者和机构投资者,个人投资者在做投资决策时常不够理性,喜欢基于谣言、信念、情绪进行交易;相反,机构投资者的行为相对理性。由于个人投资者带来“情绪风险”(定义为预期或情绪的变异性),导致机构投资者的套利行为不能顺利进行,因此折价普遍存在。除了投资者的行为分析以外,还有人认为机构投资者由于在获取和处理信息方面相对个人投资者处于优势,因此导致对风险的评价不一,进而引起基金折价(Grullon & Wang, 2001)。

中国封闭式基金折价研究包括张俊生、卢贤义和杨熠(2001),田明圣、胡雅梅(2003),金晓斌、高道德、石建民和刘红忠(2002)、张俊喜和张华(2002)。这些研究结论不一,例如张俊生等的研究认为投资者情绪不能解释我国的封闭式基金折价,而张俊喜等人的研究表明投资者情绪有较好的解释力,但一些基本的结论却有别于美国的结论。我们认为,结论差异较大的原因一是由于各项研究使用的方法不同,例如,张俊生等的研究是从折价指数和市场收益率的相关关系出发,发现市场收益率越高,基金折价越高,从而认为这不符合投资者情绪模型的预期;而张俊喜等的研究则充分检验了影响基金折价的相关因素,认为投资者情绪可以解释折价,但他们给出的解释却背离了该模型。结论差异较大的另一个原因是样本

的差异<sup>②</sup>。张俊生等的研究取的是上海证券交易所1999~2000年10月的12只封闭式基金;而张俊喜等的研究取的是两个交易所1998~2000年的10只基金。基金数量和所取时间的差异,加上采用不同的市场收益和投资组合收益,会对分析结果造成一定差异。

本文拟在张俊喜、张华的《解析我国封闭式基金折价之谜》(以下简称“张文”)基础上,对中国封闭式基金折价之谜做进一步探索。

张文的主要结论如下:

1. 传统的、注重基本面的理论无法解释我国基金折价之谜。(1)代理成本假说不成立,依据假说,折价应与管理费用率(代理成本替代指标),即较高的管理费将导致较大的折价。国内各基金管理费用在1年内是一个相对固定的数额(1.5%固定费率+业绩报酬提成),而不同基金折价差异却很大。实证结果二者相关不大。(2)资产流动性假说也不成立,基金投资组合的资产流动性越好,基金折价收窄。但张文对中国市场的实证,与理论预期相反且不显著。投资组合的集中度与基金折价负相关,文中所取集中度指标为前10位最大资产净值之和与基金的基金总资产净值的比例。(3)基金管理人能力假说也不成立。基金管理人绩效越好,基金折价应越小,但张文中发现国内基金业绩与折价呈不显著的正相关,实证结果与预期相反。

2. 张文援引Lee, Shleifer, Thaler (1991)的分析框架,发现行为金融学的“投资者情绪”理论有较强的解释力。(1)不同封闭式基金折价变动具有同步性;(2)新基金上市的时间选择安排在折价指数大幅下降时;(3)检验了折价变化与不同市值股票收益率之间的关系,发现结果与Lee et al. (1991)关于美国市场的结论完全相反,折价指数的变动的回归系数随按市值划分的投资组合(下简称投组)的上升而单调下降,只有在最大规模投组中,回归系数显著为负。即小市值股票收益上升,折价加大;大市值股票上升,折价收窄。

我们的研究在如下方面与张文有不同看法:

1. 关于折价影响因素的选取。由于中国证券市场的制度结构与美国市场有很大的不同,一些

在中国市场明显不成立的假说不应纳入考察中。譬如，美国市场中一个最重要的影响折价的因素是未实现的资本利得，即对当前的基金持有人征收未实现的资本利得税，即使他们还未兑现资本利得，故封闭式基金应相对于其净资产有一个折扣出售。但目前中国并未对证券收益征收资本利得税，所以这不是中国封闭式基金折价的问题。同时中国证券投资基金投资范围局限于国内股票市场与债券市场，而不像成熟市场的封闭式基金投资在国外的比例较重，故地区性偏差也不是问题。另外国内投资基金几乎皆施行1.5%的固定年管理费率加业绩报酬提成，故费率相对固定，而基金折价变动较大，故所谓“代理成本”假说也应不是一个主要的解释角度。

2. 张文中考察资产流动性假说中，取前10大股票投资比例之和作为基金流动性状况的替代性指标，处理方式可能欠妥。譬如，若基金投组中持有大量流动性好的大市值股票时，或者是虽基金投组中股票投资比例较低，但持有的皆是交投不活跃的庄股时，这两种情况流动性状况又如何呢？考虑基金投组的流动性状况时，主要是度量组合中的持仓头寸实现流动时将当前市场价格发生的影响。影响股票流动成本的两个最重要的因素就是组合中持仓头寸的大小与该股票流通规模的关系以及该股票的交易活跃程度。尽管目前国内各基金信息披露有很大的局限性（每个季度仅公布前10大股票投资比例），但我们还是应从这两个角度来考虑问题。

3. 张文中截面因素回归中纳入了基金规模，参与估计的样本共18只基金，仅2只是10亿规模的中小基金，而其余皆为20亿以上的大规模基金，规模样本变量本身差异性就小，故造成基金规模对基金折价没有什么解释力，而中国市场明显的情况是小规模基金折价小，而大规模基金折价大。

4. 张文中对折价变化与不同市值股票收益率之间的关系的实证结果的解释实与“投资者情绪”假说没有太大联系。Lee et al. (1991)关于投资者情绪与封闭式基金折价的关系的讨论，其理论逻辑源于De Long et al. (1990)的噪声交易理

论，市场投资者被分为理性投资者与噪声交易者，即基于谣言、信念、情绪来交易的，资产价格的波动既来自于新的基本信息的冲击，也来自噪声交易者预期或情绪的变异性。理性投资者被认同为机构投资者，而噪声交易者被定义为个人投资者。由于在美国市场中，小市值股票与封闭式基金都主要被个人投资者所持有，故若资产价格的变动是由个人投资者情绪所引起的，那么基金折价与小市值股票的收益率之间应该存在某种联系。Lee et al. (1991)遵循这一思路的实证发现，当基金折价指数降低时，小市值股票收益率升高；反之亦然。因此小市值股票收益与基金折价封闭式成了度量投资者情绪的重要的替代性指标。

张文援用了以上Lee et al. (1991)的方法，将1999~2000年度沪深所有上市公司依流通市值划分为8个投组，实证结果发现折价指数变动的回归系数随投组市值的上升而单调下降，只有在最大规模投组中，回归系数显著为负。结论与美国市场恰好相反。张文为此给出了两种解释：一是基金出于流动性考虑，倾向持有大市值股票，大市值股票表现好时，投资者看好基金，从而抬高基金价格，折价收窄；二是封闭式基金与小市值股票互为替代品，当投资者热衷于小市值股票时，就会提高小市值股票的持有量而降低封闭式基金的持有量。这两种解释显然已完全脱离了“投资者情绪”假说的框架。

本文的贡献在于使用一个更大的样本对基金折价现象进行研究；在因素选择上本文更充分地考虑了中国市场的特征，剔除了一些不符合现实情况的因素；在投资组合构造方面使用了流通A股市值加权(CCER Value-Weighted Size Portfolio)和均等加权(CCER Equal-Weighted Size Portfolio)两种模式；最后我们还对投资者情绪假说的解释做了深入的探讨。

## 二、我们关于中国封闭式基金折价的实证研究

### (一) 数据说明

本文研究数据来自CCER中国债券市场价

格与收益数据库、CCER 中国基金数据库<sup>③</sup>。本研究取基金数据集从最开始的两只封闭式基金(开元和金泰)开始运作的1998年4月~2002年底。这个数据集包含54只基金。信息包括封闭式基金每周收盘价、基金净值、基金周净值收益率(对基金分红和扩募进行了相应调整)、个股收益率。基金每个季度需报告基金各资产持仓比例、基金投资组合中前10大股票投资比例。

基金折价计算方法如下:

$$disc_{i,t} = (NAV_{i,t} - PRC_{i,t}) / NAV_{i,t}$$

其中,  $NAV_{i,t}$  为基金的周单位份额净值,  $PRC_{i,t}$  为基金周市场收盘价格。

## (二) 考察因素的选取

1. Panel data 样本期从1998年2季度(开元、金泰首次公布基金半年报)~2003年第1季度季报。

2. 基金规模定义为封闭式基金的发行份额, 国内封闭式基金折价与规模相关是显而易见的事实, 尽管随着基金上市运行时间的推移, 这种关联度在减弱。我们无论是对Panel Data 直接做最小二乘还是均值回归, 皆发现基金折价与基金规模呈很强的负相关, 为保证更好地独立研究其他因素对基金折价的影响, 故将基金规模视为公司层面的固定效应(fixed effect), 而不纳入对其他因素的讨论。

3. 基金投组资产流动性, 在考虑基金投组的流动性状况时, 主要是度量组合中的持仓头寸实现流动时将对当前市场价格发生的影响。影响股票流动成本的两个最重要的因素就是组合中持仓有头寸的大小与该股票流通规模的关系以及该股票的市场交易活跃程度。鉴于国内基金信息披露的局限性, 我们每个季度仅能获得前10大股票持仓情况及股票投资比例, 故由此计算这10大股票的平均流通比率: 股票投资比例 =  $\sum (\text{个股持股数} / \text{流通股本}) \times \text{个股投资比例} / 10 \text{大股票投资比例}$ 。以此指标作为该基金投资集中度的替代指标。另以这10大股票的加权季度平均换手率作为该基金投组市场交投活跃程度的替代指标。预期基金投组流动性越好, 基金折价越小。

4. 基金绩效, 每个季度末我们取基金52周的净值收益率, 依市场模型(市场投组收益取CCER流通A股市值加权的市场收益率), 计算风险调整后的超额收益 $\alpha$ 值。预期基金管理人能力越强, 基金折价越窄。

5. 残差波动率, 市场模型的残差可能包含着市场风险外的其他风险因素的信息, 如时变风险溢价与时变 $\beta$ 的协方差, 可以理解为流动性风险的变化或者随机换手率风险(Xu, 2000), 即基金投组的随机变化(由于管理人不断地调整), 投资者持有基金而不是直接持有基本资产, 会增加额外的风险。因此预期残差波动率越高, 基金折价越大。

6. 基金持有人中机构投资者所占比重: 为检验“投资者情绪假说”逻辑思路, 基金折价是由个人投资者情绪变异所引起的, 我们采用基金半年报、年报所披露的10大基金持有人所持基金份额作为基金持有人中机构投资者所占比重的替代性指标。假说中的预期基金机构持有份额越多, 基金折价越窄。

## (三) 基于Panel Data 的实证方案及结果

针对Panel Data 样本(1998.2~2003.1), 我们首先用最小二乘法, 直接估计基金折价与流动性、绩效、残差及机构投资者比重等因素的关系, 结果如表1。

由表1可以得出以下基本结论:(1)流通比率(投资集中度)与折价显著正相关, 与假说一致, 但与张文中结论相反;(2)基金投组的股票交投越活跃, 折价越窄, 与假说一致;(3)基金绩效与折价显著正相关, 基金绩效越好, 折价越深, 与假说预期相反;(4)残差波动率与折价正相关, 与假说预期一致;(5)残差中可能附含有流动性以外的信息, 如基金投组随机变化, 因为在回归3式中加入残差波动率因子, 即回归6式并未削弱流动性指标的显著性;(6)基金机构持有份额越多, 基金折价越大, 与预期不一致。

由于基金折价本身有很强的一阶自相关, 另我们所取指标如 $\alpha$ 、残差等也存在时变性问题, 故直接对Panel Data 样本做回归可能会存在内生

表 1 Panel Data 样本( 1998. 2~2003. 1) 最小二乘回归结果

	liq	turnover	alpha	resid	cons	R <sup>2</sup>	No. of Obs
reg 01	15.55303*** (7.957452)					0.109491	517
reg 02		0.004549 (0.194238)				0.000173	517
reg 03	17.42632*** (8.435733)	-0.062379** (-2.670158)				0.121674	390
reg 04			22.19438*** (9.510661)			0.189053	390
reg 05				9.944787*** (11.63811)		0.040563	390
reg 06	9.639355*** (5.475522)	-0.112602*** (-5.091353)		9.858906*** (11.42293)		0.331692	390
reg 07					0.402258*** (6.139065)	0.147399	220
reg 08	5.273115** (2.362784)	0.018207 (0.546077)	7.311306* (1.781522)	9.007502*** (6.587542)	0.375895*** (6.912407)	0.462391	175

注：表中liq 为基金投组的流通比率( 投资集中度)，turnover 为基金投组的交投活跃程度，alpha 为基金绩效，resid 为残差波动率，cons 为机构持有基金份额。表中给出了回归参数及其t 检验值( 括号中)，\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%与 10%水平显著。

表 2 2001~2002 两年样本均值回归结果

	liq	turnover	alpha	resid	cons	R <sup>2</sup>	No. of Obs
reg 01	5.630859* (1.882813)					0.102619	33
reg 02		-0.274373** (-3.06052)				0.232042	33
reg 03	6.220946 (0.356743)	-0.287768** (-3.442636)				0.354460	33
reg 04			-7.506237 (-1.550902)			0.049691	33
reg 05				-7.979946 (-1.144824)		0.040563	33
reg 06					0.291872*** (5.550647)	0.49846	33
reg 07	4.522851** (1.996981)	-0.155359** (-2.191364)	-17.22350** (-2.519427)	3.775864 (0.766464)	0.252119*** (4.391803)	0.666536	33

注：表中liq 为基金投组的流通比率( 投资集中度)，turnover 为基金投组的交投活跃程度，alpha 为基金绩效，resid 为残差波动率，cons 为机构持有基金份额。表中给出了回归参数及其t 检验值( 括号中)，\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%与 10%水平显著。

性问题，到底是这些因素影响了基金折价，还是折价对这些因素产生了影响。为了解决这一内生性问题，我们取 2001 年及 2002 年年末最后一个交易日基金折价以及以上所有控制变量两年的平均数做回归，只取两年的数据做均值回归，是考虑到连续运行了 3 年以上的基金数量太少，易造成小样本偏差。均值回归得到表 2 的结果。

控制了内生性问题的结果并没有改变表 1 所反应的基本结论，但  $\alpha$  与残差等时变性较强的变量在均值回归中变得不显著。

但是上述模型并没有控制公司层面的固定效

应(fixed effect)，而无论是对 Panel Data 样本做最小二乘，还是做均值回归，我们都发现基金折价与基金规模有较强的负相关性，小规模基金折价小，故需控制公司层面的固定效应，做 Panel 回归，进一步考察以上结论的显著性，结果如表 3。

另为与张文中结果比较，我们将 Panel Data 样本分为两个子样本，即 1998 年 2 季度~2000 年 4 季度与 2001 年 1 季度~2003 年 1 季度，其中第一个子样本与张文中研究样本期相同。Panel 回归结果如表 4、表 5。

以上 Panel

回归中未加入机构持有基金份额(cons) 变量，是考虑到该变量与基金规模的相关性较强，很大程度会带入固定效应，而影响结果的显著性。表 5 结果表明，单独控制公司层面的固定效应也不能改变我们先前的结果，但子样本结果有几点值得关注。

1. 第一个子样本期间，基金绩效  $\alpha$  与折价负相关，且较为显著，与假说预期一致，但与张文中结论( 正相关且不显著) 相反，尽管该子样本期与张文研究样本期大致相同。

2. 第一个子样本期间，流动性指标与基金折

表3 Panel Data 样本(1998.2~2003.1) Panel 回归结果

	liq	turnover	alpha	resid	unweight R <sup>2</sup>	Number of Funds	No. of Obs
reg 01	13.01636*** (6.284572)				0.379844	54	517
reg 02		-0.043555** (-2.384431)			0.359490	54	517
reg 03			29.20981*** (24.554)		0.494487	49	390
reg 04				13.2034*** (33.93351)	0.571560	49	390
reg 05	13.10473*** (5.759146)	0.000268 (0.014023)			0.379737	54	517
reg 06	1.756642 (1.338273)	-0.060329*** (-5.20343)		13.35803*** (37.76817)	0.586011	49	390
reg 07	1.163118 (0.874277)	-0.045013** (-3.632419)	5.998426** (3.310683)	11.5508*** (16.01024)	0.593484	49	390

表4 Panel Data 样本(1998.2~2000.4) Panel 回归结果

	liq	turnover	alpha	resid	unweight R <sup>2</sup>	Number of Funds	No. of Obs
reg 01	8.516964 (1.190615)				0.456550	28	131
reg 02		0.038701 (1.646372)			0.459277	28	131
reg 03			-13.86914** (-2.254437)		0.464409	20	67
reg 04				5.99807** (2.037404)	0.386302	20	67
reg 05	6.369478 (1.363533)	0.028307 (1.155548)			0.469777	28	131
reg 06	-11.21034** (-3.012798)	-0.070682** (-2.54032)		13.86681** (4.837586)	0.449032	20	67
reg 07	-6.804462** (-2.269543)	-0.087441** (-2.996635)	-15.77133** (-3.275051)	14.46577*** (4.540562)	0.577501	20	67

表5 Panel Data 样本(2001.1~2003.1) Panel 回归结果

	liq	turnover	alpha	resid	unweight R <sup>2</sup>	Number of Funds	No. of Obs
reg 01	5.224934** (3.421196)				0.383242	54	386
reg 02		-0.180358*** (-7.220197)			0.441869	54	386
reg 03			30.67981*** (64.12269)		0.597849	49	323
reg 04				13.70187*** (40.23462)	0.589081	49	323
reg 05	9.506816*** (5.014813)	-0.20386*** (-8.281128)			0.459035	54	386
reg 06	0.146013 (0.162997)	-0.091419*** (-7.734202)		13.66258*** (41.14719)	0.611657	49	323
reg 07	1.08626 (0.889799)	-0.064983*** (-4.560943)	12.56576*** (6.877074)	8.60486*** (10.3492)	0.63642	49	323

注:表3~5中liq为基金投组的流通比率(投资集中度) turnover为基金投组的交投活跃程度 alpha为基金绩效 resid为残差波动率。表中给出了回归参数及其t检验值(括号中),\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%与10%水平显著。

价的关系不显著,且交投活跃程度的回归参数符号不正确,加入残差变量后,流动性指标与基金折

价的关系变得显著,但投资集中度的回归参数符号变得不正确,考虑到加入残差变量后,合格样本数减少了一半,是否存在小样本偏差问题,结论应审慎对待。

#### (四) 结论的分析和小结

1. 整体来说,资产流动性假说对中国封闭式基金折价的解释作用较强,基金投组集中度越高,资产交投越不活跃,基金折价越大。

2. 1998~2000年时段,资产流动性解释的显著性不强,而基金绩效的解释作用较强,与当时大牛市的背景是相符的,各基金崇尚重仓持股的积极投资策略,投资者更多地注重基金的净值业绩,对资产流动性状况较为淡漠。

3. 基金绩效、机构持有份额与基金折价的关系与假说预期相反,与目前中国证券市场的

制度背景是相关联的,股权割裂直接造成了整个流通市场的定价功能的扭曲,高企的股价与众多

上市公司的盈利增长严重脱节。在这样的市场格局中,以基金为代表的机构投资者缺乏长期投资的土壤,不可能靠公司的股息来取得收益,只能博取价差以实现投资收益,长期投资的理念不被市场所认同,市场的流动性状况更为投资者所关注,基金净值绩效越好,净值变现的压力越重,机构持有份额越多、越集中,一旦价格上涨,基金的交易市场流动性状况变差。

4. 残差波动率对基金折价有较强解释能力,其中包含着

流动性变化的信息,更多可能是基金投资组合的随机变化,造成的基金投组复制困难,投资者将其认同为一种风险。

5. 张文中得出的传统的、注重基本面的理论无法解释我国基金折价之谜的结论,主要归因于其计量方法上的偏差。

三、关于‘投资者情绪’假说的考量

(一) 数据说明

市场投资组合收益为CCER 流通A 股市值加权收益,包含沪深两市所有正常交易公司,遵循了市场投组构建的原则。

同样我们构建基金折价指数、净值收益指数及价格收益指数以刻画封闭式基金整体折价状态、净值收益及价格收益状态,美国市场中封闭式基金大多运行6 个月后,由最初IPO 的溢价阶段进入折价阶段,为保证对折价研究结果的强健性,我们同样设定基金必须运行24 周以上方能进入指数样本,不同于张文,与Lee et al .(1991)一样,指数采用价值加权方式构建。

为考察投资者情绪与基金折价的关系,遵循Lee et al .(1991)方式规模分档构建投组,即取上一个年度最后一个交易日将沪深所有上市公司,剔除ST、PT 股票(因为遭受特别处理的上市公

表 6 1999~2002 四年样本方程(1) 回归分析结果

	$\alpha_0$	t value	$\alpha_1$	t value	$\alpha_2$	t value	$R^2$
e mval 01	-0.000819	-0.962714	0.096925	2.004197	1.015760	40.795650	0.896611
e mval 02	-0.000614	-0.894104	0.063307	1.620925	0.959801	47.732070	0.922376
e mval 03	-0.000663	-0.975106	0.021073	0.545033	0.993514	49.910510	0.928678
e mval 04	-0.000817	-1.456076	0.011205	0.351334	0.984861	59.980490	0.949539
e mval 05	-0.000605	-1.182701	0.010506	0.361604	0.992917	66.380730	0.958417
e mval 06	-0.000604	-1.379502	0.003213	0.129144	0.976934	76.259850	0.968188
e mval 07	-0.001679	-3.941566	0.041818	1.727429	0.979317	78.573420	0.969909
e mval 08	-0.001382	-3.339523	0.123944	5.268622	0.967896	79.912570	0.970813
e mval 09	-0.001414	-4.452145	-0.030849	-1.708836	0.997750	107.347600	0.983732
e mval 10	-0.001671	-4.439916	0.021866	1.022567	0.983662	89.349170	0.976595
v mval 01	-0.000968	-1.756678	0.083790	2.676305	1.029609	63.875240	0.955093
v mval 02	0.000388	0.565655	0.101119	2.596039	0.983347	49.034440	0.926073
v mval 03	-0.000255	-0.383280	0.002975	0.078595	1.031171	52.915220	0.936118
v mval 04	0.000025	0.053608	0.028317	1.050800	1.008184	72.666650	0.965023
v mval 05	0.000340	0.738039	-0.024632	-0.940861	1.010954	75.000660	0.967215
v mval 06	0.000468	0.980382	0.002775	0.102382	0.959409	68.762540	0.961158
v mval 07	-0.000852	-2.039827	0.049001	2.064658	1.010860	82.727390	0.972767
v mval 08	-0.000228	-0.567339	0.121641	5.318288	0.993495	84.367080	0.973735
v mval 09	-0.000045	-0.118825	-0.059700	-2.768882	0.998009	89.903650	0.977029
v mval 10	-0.000843	-1.508233	-0.049252	-1.551089	0.974438	59.605310	0.949183

司交易规则发生了改变,5%涨跌停板限制),按流通市值大小排序,10 分位分档构建投组。投组成分在每个年度最后一个交易日依上述规则调整,另年交易中若有股票被特别处理,将被从相应投组中剔除。投组收益率依流通市值加权计算。为与张文结果比较,我们也计算了等权重加权投组收益。

样本期取 1999 年 1 月 4 日~2002 年 12 月 31 日共 4 年的交易数据。

(二) 实证分析

与张文一样,首先我们仍援引 Lee et al .(1991)方法,将 10 分位规模分档的投组的周收益对封闭式基金价值加权的折价指数的周变化与 CCER 价值加权投组的周收益做回归。即:

$$R_{i,t}^{size} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta disc + \alpha_2 R_{m,t} \quad (1)$$

其中  $R_{i,t}^{size}$  为规模 档投组收益率,  $\Delta disc$  为封闭式基金折价指数变化,  $R_{m,t}$  取 CCER 的价值加权市场投组收益率。结果如表 6。

为检验表 6 总样本结果的强健性,将其样本一分为二,1999~2000 年为一段,2001~2002 年为一断,分别对两个子样本重做以上回归,结果分别见表 7、表 8。其中第一个子样本与张文中研究样本完全一样。

在表 6 中,大体上能看出小市值投组收益与

基金折价变动正相关,而大市值投组收益与基金折价变动负相关的规律,但并未如张文中实证结果那样显著,也未发现折价指数的变动的回归系数随投组市值的上升而单调下降(美国市场是单调上升的),特别在表7等权重规模投组中亦如此(与张文中同研究样本期且同投组构成方式)。折价变动的回归系数与投组市值之间没有明确而显著的关系模式。

表8即第二个子样本中,折价变化与规模投组收益的关系相较第一个子样本来说,变得非常不显著。表7中表现出的较显著的关系几乎消失。因此小市值投组收益与基金折价变动正相关,而大市值投组收益与基金折价变动负相关的结论的强健性值得推敲。

以上这种考察规模投组收益与封闭式基金折价联系的方式并不直接,考虑将各档规模投组收益放到各回归的右边,作为决定变量,而将价值加权的折价放到左边作为被解释变量,基金折价与各规模档收益的联系就明显了。即:

$$R_{i,t}^{PRC} = b_0 + b_1 R_{i,t}^{NAV} + b_2 R_{i,t}^{size} + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中  $R_{i,t}^{PRC}$  其中为基金价格收益率,  $R_{i,t}^{NAV}$  为基金净值收益率,  $R_{i,t}^{size}$  为规模档投组收益率。如(2)式,不同规模投组收益的解释力,用  $R^2$  度量,就能直接比较,因为回归有同样的因变量。将折价的收益率形式定义为基金市场价格的价值加权收益与基金净值价值加权的收益的差异,进一步考察折价与规模投组收益的关系。将基金净值收益移至方程的右边,表明封闭式基金的价格

收益率多大程度反应了基金净值的基本因素,还有多大的附加解释力与各规模档投组收益相关。实证结果如表9、10、11。

从表9~11中,无论是总样本还是两个子样本,无论是等权重加权投组还是价值加权投组,都未发现相较小规模投组收益,大规模投组收益对基金净值收益的解释能力有显著提高的证据。特

表7 1999~2000 两年样本方程(1) 回归分析结果

	$\alpha_0$	t value	$\alpha_1$	t value	$\alpha_2$	t value	$R^2$
e mval 01	-0.000816	-0.542947	0.123452	1.895168	0.973275	24.637040	0.866784
e mval 02	-0.000537	-0.444940	0.108164	2.068405	0.896150	28.257730	0.895334
e mval 03	0.000085	0.070561	0.050279	0.959810	0.929066	29.245100	0.901144
e mval 04	-0.000333	-0.364240	0.029493	0.744768	0.925811	38.549970	0.940560
e mval 05	-0.000252	-0.297287	0.040338	1.099421	0.943065	42.382860	0.950335
e mval 06	-0.000341	-0.472742	0.024570	0.785904	0.938407	49.493880	0.963070
e mval 07	-0.001432	-2.024175	0.061593	2.009483	0.923325	49.672290	0.963392
e mval 08	-0.001764	-2.423302	0.159354	5.051677	0.940906	49.183980	0.963051
e mval 09	-0.001713	-3.019533	-0.020720	-0.842805	0.991463	66.499700	0.979186
e mval 10	-0.002269	-3.286843	0.024340	0.813696	0.983108	54.192670	0.969005
v mval 01	-0.001253	-1.338212	0.101906	2.511514	1.011468	41.104580	0.947552
v mval 02	-0.000176	-0.131556	0.111919	1.930419	1.007625	28.658340	0.897857
v mval 03	-0.000387	-0.298337	0.013470	0.239692	1.028118	30.166790	0.906407
v mval 04	0.000780	1.000694	0.031918	0.945618	0.979302	47.840720	0.960584
v mval 05	0.000314	0.379746	-0.021266	-0.594463	1.018829	46.961690	0.959120
v mval 06	0.000699	0.837376	0.010546	0.291681	0.956489	43.620990	0.952938
v mval 07	-0.000561	-0.779230	0.059877	1.918378	0.968485	51.164780	0.965414
v mval 08	-0.000409	-0.550846	0.135969	4.228724	1.002227	51.397170	0.965922
v mval 09	0.000030	0.043780	-0.068042	-2.309031	1.017537	56.938670	0.971847
v mval 10	-0.002099	-2.389838	-0.085985	-2.259284	1.032238	44.722960	0.955182

表8 2001~2002 两年样本方程(1) 回归分析结果

	$\alpha_0$	t value	$\alpha_1$	t value	$\alpha_2$	t value	$R^2$
e mval 01	-0.000331	-0.374836	0.061731	0.718491	1.077388	34.695010	0.934667
e mval 02	-0.000006	-0.009850	-0.018214	-0.295119	1.047136	46.942010	0.963885
e mval 03	-0.000640	-1.032658	-0.017368	-0.287778	1.079162	49.472820	0.967357
e mval 04	-0.000503	-0.811530	0.027913	0.462850	1.073279	49.240860	0.966713
e mval 05	-0.000402	-0.727954	-0.042752	-0.795530	1.058901	54.517250	0.973130
e mval 06	-0.000422	-0.857524	-0.029137	-0.608212	1.029290	59.447050	0.977234
e mval 07	-0.001170	-2.949877	0.056874	1.472361	1.065874	76.345450	0.985783
e mval 08	-0.000813	-2.075136	0.031044	0.814152	1.002314	72.727860	0.984442
e mval 09	-0.001068	-3.267126	-0.050686	-1.591724	1.008821	87.653780	0.989459
e mval 10	-0.001029	-2.898384	0.042335	1.224680	0.995370	79.668040	0.986964
v mval 01	-0.000505	-0.795890	0.050609	0.819913	1.057213	47.388760	0.963966
v mval 02	0.000499	1.045906	0.023872	0.513759	0.942031	56.094040	0.974157
v mval 03	-0.000150	-0.302805	-0.034598	-0.717267	1.032465	59.221930	0.977096
v mval 04	-0.000340	-0.597213	0.035513	0.641322	1.044395	52.182610	0.970194
v mval 05	0.000207	0.431875	-0.057205	-1.228246	0.994417	59.074190	0.977127
v mval 06	0.000198	0.375739	-0.040784	-0.796117	0.954819	51.567820	0.970082
v mval 07	-0.000545	-1.346090	0.074948	1.902131	1.077017	75.627590	0.985459
v mval 08	-0.000302	-0.812437	0.041685	1.150000	0.971049	74.119640	0.984968
v mval 09	-0.000386	-1.028759	-0.066323	-1.815477	0.965483	73.122310	0.984996
v mval 10	-0.000134	-0.207281	0.067309	1.066350	0.916889	40.190320	0.950302

注:表6~8中e mval 01~e mval 10为由小至大规模分档等权重加权投组,v mval 01~v mval 10为由小至大规模分档流通价值加权投组。 $\alpha_1$ 与t-value为折价变化的回归参数及其t检验值。



别是第二个子样本期间, 大小规模投组的解释力几乎毫无差别, 与表 8 规模投组收益与基金折价变动关系模式消失的结论是一致的。故进一步对张文中关于折价指数的变动的回归系数随投组市值的上升而单调下降的结论的强健性提出置疑。

### (三) 结论的解释

Lee et al. (1991) 的“投资者情绪”假说的核心是认定封闭式基金与小市值公司具有相似的股权结构, 即大多为个人投资者所持有。而这种既

定的前提在中国证券市场并不成立, 正如前文指出, 由于制度缺陷造成国内股票投资只可能通过短线操作来实现收益, 因此各股票很难有长期稳定的持有人结构, 机构投资者在各类股、板块间进行“轮转”投资以寻求短期收益。大小规模股票只不过是其中一种市场板块的划分方式而已。

如我们实证, 1999~2000 年时段, 折价与大市值股票收益呈较显著负相关, 与小市值股票收益呈显著正相关; 2001~2002 年时段, 这种模式

消失了。若遵循“投资者情绪”假说的解释逻辑可以如下: 1999~2000 年, 中国股市处于牛市、庄股横行的时期, 小市值股票大多为机构所控盘, 而大市值的蓝筹股筹码分散。当时的投资理念就是如此。而 2001~2002 年市场处于大幅下跌时期, 各机构开始纷纷从庄股中撤离, 逐步投向大市值股票来回避流动性风险。所以随着小市值股票筹码的分散化, 第一个时段的模式不明显了。

实证表明, 对中国市场而言, 规模投组的收益并不是一个很好的投资者情绪的度量指标, 是否能找到有效而直接的方式来检验“投资者情绪”假说, 如交易量是后续研究值得努力的方向。

## 四、结论

本文通过严谨的实证分析, 兹将结论总结如下:

整体而言, 资产流动性假说对中国封闭式基金折价之谜有较强的解释力, 基金绩效及机构投资者持有基金份额比例与折价呈显著正相关, 与假说预期相反, 与当前中国证券市场的制度背景是相关联的, 长期投资的理念很难在市场得到认同, 市场的流动性状况更为投资者所关注。引入残差波动率, 发现与折

表 9 1999~2002 四年样本方程 (2) 回归分析结果

	$b_0$	t-value	$b_1$	t-value	$b_2$	t-value	$R^2$
e mval 01	-0.000833	-0.646178	0.619436	7.294593	0.207279	3.633538	0.594965
e mval 02	-0.000852	-0.666000	0.590961	6.911345	0.246502	3.998905	0.600370
e mval 03	-0.000799	-0.634147	0.527120	6.059186	0.289435	4.766549	0.612835
e mval 04	-0.000716	-0.572770	0.486444	5.466534	0.325896	5.143554	0.619426
e mval 05	-0.000784	-0.630193	0.472502	5.283146	0.335395	5.286258	0.621990
e mval 06	-0.000759	-0.615300	0.430815	4.713009	0.373850	5.646687	0.628614
e mval 07	-0.000397	-0.317506	0.451808	4.810158	0.353186	5.192375	0.620299
e mval 08	-0.000470	-0.370318	0.424714	3.886903	0.364123	4.539415	0.609004
e mval 09	-0.000192	-0.162047	0.246934	2.533513	0.505143	7.254437	0.659975
e mval 10	-0.000170	-0.139488	0.294621	2.886332	0.468463	6.349296	0.642030
v mval 01	-0.000688	-0.544278	0.482642	5.002286	0.306795	4.647585	0.610814
v mval 02	-0.001088	-0.848187	0.569870	6.218559	0.250890	3.880352	0.598575
v mval 03	-0.000853	-0.689825	0.424727	4.533360	0.350170	5.536080	0.626560
v mval 04	-0.000965	-0.778716	0.420474	4.399486	0.365015	5.441661	0.624821
v mval 05	-0.001088	-0.897112	0.372538	4.053763	0.405779	6.314939	0.641361
v mval 06	-0.001150	-0.948932	0.323406	3.283954	0.457531	6.320663	0.641473
v mval 07	-0.000656	-0.529337	0.403162	4.122493	0.376457	5.477339	0.625476
v mval 08	-0.000844	-0.677693	0.296530	2.500737	0.448113	5.275847	0.621802
v mval 09	-0.000817	-0.713039	0.145278	1.468808	0.577904	8.219132	0.679455
v mval 10	-0.000371	-0.323127	0.136446	1.362844	0.588164	8.193602	0.678939

表 10 1999~2000 两年样本方程 (2) 回归分析结果

	$b_0$	t-value	$b_1$	t-value	$b_2$	t-value	$R^2$
e mval 01	-0.002117	-0.879925	0.660773	5.541253	0.139286	1.524652	0.520266
e mval 02	-0.002158	-0.897803	0.647605	5.289607	0.165273	1.595537	0.521354
e mval 03	-0.002337	-0.984516	0.570895	4.548739	0.236690	2.297609	0.534400
e mval 04	-0.002274	-0.970253	0.508830	3.913681	0.301335	2.751676	0.544807
e mval 05	-0.002317	-0.986467	0.513604	3.932341	0.291836	2.689350	0.543297
e mval 06	-0.002314	-0.995215	0.462656	3.455345	0.342255	3.041238	0.552131
e mval 07	-0.001933	-0.825469	0.481506	3.470890	0.323905	2.734836	0.544397
e mval 08	-0.001768	-0.741447	0.497832	2.944077	0.281283	1.995309	0.528295
e mval 09	-0.001540	-0.692737	0.252759	1.743625	0.506299	4.348653	0.590119
e mval 10	-0.001420	-0.622680	0.321811	2.148282	0.441606	3.663617	0.569369
v mval 01	-0.002017	-0.851735	0.533974	3.829068	0.244834	2.273773	0.533894
v mval 02	-0.002225	-0.928708	0.615297	4.835548	0.174248	1.815798	0.525012
v mval 03	-0.002171	-0.933712	0.461441	3.405529	0.302889	3.000724	0.551077
v mval 04	-0.002636	-1.132839	0.428164	3.041852	0.353258	3.117332	0.554136
v mval 05	-0.002539	-1.111499	0.400910	3.034716	0.372207	3.642885	0.568767
v mval 06	-0.002685	-1.178079	0.322004	2.184154	0.452345	3.738213	0.571551
v mval 07	-0.002206	-0.948027	0.435045	3.037159	0.348981	2.989124	0.550777
v mval 08	-0.002151	-0.919241	0.339211	1.868322	0.396927	2.782908	0.545573
v mval 09	-0.002340	-1.089071	0.146993	1.020507	0.581587	5.180789	0.616795
v mval 10	-0.001063	-0.503651	0.092093	0.644392	0.612880	5.641160	0.631849

表 11 2001~2002 两年样本方程 (2) 回归分析结果

	$b_0$	t-value	$b_1$	t-value	$b_2$	t-value	$R^2$
e mval 01	0.001029	0.955060	0.615920	4.482586	0.285415	4.106625	0.776668
e mval 02	0.000873	0.832131	0.541919	4.040984	0.338693	4.824179	0.788769
e mval 03	0.001066	1.028344	0.508179	3.761181	0.347097	5.047220	0.792629
e mval 04	0.001047	0.989347	0.544804	3.891194	0.328385	4.559783	0.784243
e mval 05	0.000943	0.921044	0.455375	3.318332	0.381608	5.361986	0.798120
e mval 06	0.000952	0.929028	0.442549	3.166605	0.400054	5.345453	0.797830
e mval 07	0.001272	1.210529	0.482597	3.251392	0.366141	4.700238	0.786639
e mval 08	0.001137	1.094250	0.443475	2.992479	0.411068	4.987320	0.791589
e mval 09	0.001180	1.189726	0.318947	2.209273	0.478142	6.041715	0.810019
e mval 10	0.001200	1.173881	0.333956	2.118262	0.475581	5.371608	0.798288
v mval 01	0.001007	0.958179	0.475072	3.193663	0.368814	4.741717	0.787350
v mval 02	0.000620	0.588438	0.479568	3.301561	0.413739	4.842129	0.789078
v mval 03	0.000853	0.833174	0.451871	3.302124	0.394693	5.406771	0.798903
v mval 04	0.000998	0.942320	0.540773	3.836479	0.340261	4.553898	0.784143
v mval 05	0.000649	0.641226	0.402975	2.922189	0.436296	5.730414	0.804573
v mval 06	0.000721	0.702514	0.469489	3.490139	0.415333	5.378395	0.798407
v mval 07	0.001000	0.956140	0.411087	2.603928	0.398677	4.853182	0.789269
v mval 08	0.000894	0.863361	0.388114	2.509671	0.455725	5.124159	0.793967
v mval 09	0.000793	0.811742	0.242877	1.647963	0.540707	6.435551	0.816863
v mval 10	0.000850	0.801899	0.450153	2.855284	0.435536	4.600488	0.784935

注: 表 9~11 中 e mval 01~e mval 10 为由小至大规模分档等权重加权投组, v mval 01~v mval 10 为由小至大规模分档流通价值加权投组。 $R^2$  为回归方程的决定系数。

价显著正相关, 基金投组的随机变动可能被投资者认同为一种风险。张文中关于传统的、注重基本面的理论无法解释我国基金折价之谜的结论可能归因于计量方法的偏差。

另外, 本文在对“投资者情绪”假说的考量中, 发现折价与规模投组收益的关系并非如张文中实证结果那么强, 而且在 2001~2002 年时段, 折价与规模投组收益的关系模式并不明显, 故中国股市中大市值股票上升, 折价收窄; 小市值股票上升, 折价加大。此结论的强健性存在问题, 证明规模投组的收益并不是一个很好的投资者情绪的度量指标。

(作者单位: 刘焜辉, 中国社会科学院金融研究所; 熊鹏, 北京色诺芬信息服务公司, 北京大学中国经济研究中心; 责任编辑: 蒋东生)

#### 注释

①事实上, 进入 2002 年以来, 市场中一直有呼吁中国的封闭式基金转成开放式基金。例如, 张伟《封闭转开放效果会如何》《中国经济时报》, 2002 年 11 月 19 日。

②样本太小是类似研究都面临的问题。样本小的一个潜在问题是不能区分在市场大势不同时, 基金折价的情形。

③CCER 证券市场数据库系列是由北京大学中国经济研究中心和北京色诺芬信息服务公司推出的。

#### 参考文献

(1) 金晓斌、高道德、石建民和刘红忠《中国封闭式基金折价问题实证研究》, 《中国社会科学》, 2002 年第 5 期。

(2) 田明圣、胡雅梅:《理性投机者理论对我国封闭式基金折价的解释》, 《南开经济研究》, 2003 年第 2 期。

(3) 熊鹏、霍菲《小的, 赚钱的》, *Forthcoming in New Fortune, Working Paper*, 《新财富》, 色诺芬公司。

(4) 张俊生、卢贤义和杨熠:《噪音理论能解释我国封闭式基金折价交易现象吗》, 《财经研究》, 2001 年第 5 期。

(5) 张俊喜、张华:《解析中国封闭式基金折价之谜》, 《金融研究》, 2002 年第 12 期。

(6) Bailey, Warren, Kalok Chan, and Y. Peter Chung, 2000, “Depositary Receipts, Country Funds, and the Peso Crash: The Intraday Evidence”, *Journal of Finance* 55, 2693~2717.

(7) Brauer, Gregory, 1984, “‘Open—Ending’ Closed—End Funds”, *Journal of Financial Economics* 13, 491~507.

(8) Brickley, James, and James Schallheim, 1985, “Lifting the Lid on Closed—End Investment Companies: A Case of Abnormal Returns”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 20, 107~117.

(9) De Long, Bradford J., Andrei Shleifer, Lawrence H. Summers, and Robert J. Waldmann, 1990, “Noise Trader Risk in Financial Markets”, *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 4, pp. 703~738.

(10) Dixon, Elroy, and Eli Talmor, 2002, “A History of Corporate Finance”, Working Paper, London Business School.

(11) Draper, Paul, 1989, *The Investment Trust Industry in the UK: An Empirical Analysis*, Gower Press.

(12) Grullon, Gustavo, and Albert Wang, 2001, “Closed—End Fund Discounts with Informed Ownership Differential”, *Journal of Financial Intermediation* 10, 171~205.

(13) Lee, Charles, Andrei Shleifer, and Richard Thaler, 1990, “Anomalies: Closed—End Mutual Funds”, *Journal of Economic Perspectives* 4, 153~164.

(14) Lee, Charles, Andrei Shleifer, and Richard Thaler, 1991, “Investor Sentiment and the Closed—End Fund Puzzle”, *Journal of Finance*, Vol. 46, pp. 75~109.

(15) Peavy, John, 1990, “Returns on Initial Public Offerings of Closed—End Funds”, *Review of Financial Studies* 3, 695~708.

(16) Xu, Yexiao, 2000, “Understanding Closed—End Fund Puzzles—A Stochastic Turnover Perspective”, Working Paper, School of Management, The University of Texas at Dallas.

(17) Weiss Hanley, Kathleen, Charles Lee, and Paul Seguin, 1996, “The Marketing of Closed—End Fund IPOs: Evidence from Transactions Data”, *Journal of Financial Intermediation* 5, 127~159.