

金融学季刊

Quarterly Journal of Finance

陈超 闫作远 投资者有选择优秀基金的能力吗?

—— 中国股票型基金的“聪明理财”效应研究

史永东 李君初 基于双指数跳跃扩散模型的外汇期权定价实证研究

吕长江 周县华 投资者保护、股权集中与利益侵占研究

李平 陈瑜 曾勇 从限价指令簿的量价关系看逆向选择成本

—— 基于中国股票市场的实证研究

段昌文 Ken Hung Z-score模型与KMV模型预测违约风险能力的比较研究

毛小元 配股对股票长期收益的影响

—— 基于投资的实证研究



金融学季刊

Quarterly Journal of Finance

编委会名单(按姓氏拼音排序)

执行主编

刘 力/北京大学

徐信忠/北京大学

朱武祥/清华大学

主编

陈学彬/复旦大学

吴冲锋/上海交通大学

刘锡良/西南财经大学

郑振龙/厦门大学

副主编

巴曙松/国务院发展研究中心

汪昌云/中国人民大学

柴 俊/香港城市大学

王春锋/天津大学

陈守东/吉林大学

王晓芳/西安交通大学

杜化宇/台湾政治大学

魏国强/香港科技大学

贺 强/中央财经大学

巫和懋/北京大学

胡金焱/山东大学

吴 军/对外经贸大学

金雪军/浙江大学

杨胜刚/湖南大学

李心丹/南京大学

叶永刚/武汉大学

刘少波/暨南大学

曾 勇/电子科技大学

柳永明/上海财经大学

张 华/香港中文大学

陆 军/中山大学

张 荔/辽宁大学

马君潞/南开大学

张 维/天津财经学院

裴 平/南京大学

张 新/中国人民银行

史永东/东北财经大学

周春生/长江商学院

唐齐鸣/华中科技大学

朱新蓉/中南财经政法大学

万解秋/苏州大学

编辑部

张 峥 张 燕 祖国鹏

图书在版编目(CIP)数据

金融学季刊. 第5卷. 第1期/徐信忠, 刘力, 朱武祥主编. —北京: 北京大学出版社, 2009. 9

ISBN 978 - 7 - 301 - 15933 - 0

I. 金… II. ①徐… ②刘… ③朱… III. 金融学 - 丛刊 IV. F830 - 55

中国版本图书馆 CIP 数据核字(2009)第 173671 号

书 名: 金融学季刊(第5卷 第1期)

著作责任者: 徐信忠 刘 力 朱武祥 主编

责任编辑: 张 燕 祖国鹏

标准书号: ISBN 978 - 7 - 301 - 15933 - 0/F · 2315

出版发行: 北京大学出版社

地 址: 北京市海淀区成府路 205 号 100871

网 址: <http://www.pup.cn>

电 话: 邮购部 62752015 发行部 62750672 编辑部 62752926

出版部 62754962

电子邮箱: em@pup.pku.edu.cn

印 刷 者: 北京大学印刷厂

经 销 者: 新华书店

787 毫米 × 1092 毫米 16 开本 8.5 印张 144 千字

2009 年 9 月第 1 版 2009 年 9 月第 1 次印刷

定 价: 30.00 元

International Price: US \$25.00

未经许可, 不得以任何方式复制或抄袭本书之部分或全部内容。

版权所有, 侵权必究

举报电话: 010-62752024 电子邮箱: fd@pup.pku.edu.cn

《金融学季刊》征稿启事

《金融学季刊》(Quarterly Journal of Finance)是由中国金融学年会主办、北京大学出版社出版的专业学术刊物,主要刊登有关资产定价、公司财务与治理、金融市场与金融机构、金融工程、货币银行、国际金融等领域的高水平学术性论文。中国金融学年会是我国三十余所大学联合成立的金融学学术组织,目的是通过定期举办学术年会和创办《金融学季刊》来进一步推动我国金融学研究的发展,为我国金融教学和研究提供一个学术交流的平台,提高中国金融学研究的国际地位。

《金融学季刊》将秉承学术中立、公正的原则,以弘扬金融学术研究为最高宗旨,坚持严谨、深入、细致、求实的学术风范。《金融学季刊》倡导国际主流的金融学理论和经验式研究,也欢迎基于案例分析、实验设计、问卷调查等方法的研究。

《金融学季刊》特别鼓励针对中国金融问题的研究。

《金融学季刊》按照国际规范学术期刊的管理和编辑工作方式运作,实行严格的双匿名审稿制。《金融学季刊》的创刊目标是成为代表中国金融学研究最高水平的权威刊物,成为中国金融理论与实践研究和教学所必备的文献资源。我们诚挚邀请海内外学者共襄盛举,踊跃投稿,为中国金融学的发展共同努力。

请将论文打印稿一式两份寄至:北京大学光华楼502室《金融学季刊》编辑部(邮编100871),或将电子稿件发送至:cfaqjf@gsm.pku.edu.cn;凡投稿,请将作者的姓名、所在单位、通讯地址、邮政编码、联系电话、传真、E-mail等个人信息全部放在与正文内容相独立的首页,正文(包括英文内容提要)中隐去所有相关方面的信息。本刊将在收到稿件的三个月内给予作者答复。信息查询请访问:<http://www.cfaqjf.org>。

编辑部电话:(010)62757074 传真:(010)62757074

《金融学季刊》投稿体例

《金融学季刊》编辑部将在收到稿件三个月之内将评审结果通知作者。稿件如被录用, 请作者将文章按照如下规范用与中文Microsoft Word兼容的软件录入, 并将软盘寄至编辑部, 或通过电子邮件将文章电子版发送至cfaqjf@gsm.pku.edu.cn。

1. 所有被本刊录用的稿件(中文稿)必须是原创性工作, 并保证没有同时被其他杂志接受或在其他杂志的审稿进程之中。稿件被录用后, 在公开发表之前, 未经本刊同意, 作者不得将论文主要结果发表在其他刊物之上。

2. 本刊是以中文为工作语言的学术杂志。海外学者可用英文投稿, 通过匿名评审之后经作者同意, 可由本刊组织翻译成中文发表。中文稿在本刊发表后, 作者可继续以英文发表。

3. 稿件文本须以双倍行距排版, 并按顺序标注页码。标题应尽量精简。

4. 稿件的第1页应包括以下信息:(1) 文章标题;(2) 作者姓名、单位以及通讯作者的通信地址、电话或电子邮件地址;(3) 致谢及资助声明(如果有的话)。

5. 稿件的第2页应提供以下信息:(1) 文章中文标题;(2) 不超过200字的中文摘要;(3) 3-5个中文关键词;(4) 文章英文标题;(5) 作者英文名及单位英文名;(6) 不超过200字的英文摘要;(7) 3-5个英文关键词;(8) 3个JEL (*Journal of Economic Literature*) 分类号。

6. 文章正文的标题、表格、插图、公式必须分别连续编号。第一级标题居中, 用中文数字一、二、三等编号; 第二级标题左对齐, 用中文数字(一)、(二)、(三)等编号; 第三级标题以阿拉伯数字1、2、3等编号; 第四级标题以(1)、(2)、(3)等编号; 第五级标题以①、②、③等编号。

7. 数学公式应单独一行居中表示, 公式右边以阿拉伯数字(1)、(2)、(3)等编号。

8. 表格必须以阿拉伯数字编序。表格的标题置于表格上方, 解释说明文字置于表格下方。

9. 插图必须以阿拉伯数字编序。插图的标题及解释说明文字置于插图下方。插图必须清晰, 达到出版质量。

10. 脚注数目应尽量精简, 并用连续的阿拉伯数字上标标注。脚注不得包含图表, 尽量不包含公式。

11. 所有参考文献出现在文章的末尾。文献信息如出自著作, 则应包含作者、出版年份、作品名称、出版地点、出版者名称; 如出自期刊, 则应包含作者、出版年份、文献名、期刊名和期刊序列号, 以及文献所在页码。中文文献按作者姓名的汉语拼音从a到z排序, 英文文献按第一作者的姓从A到Z排序。参考文献应参照如下格式列示:

[1] 厉以宁, 2003, 《资本主义的起源——比较经济史研究》, 北京: 商务印书馆。

[2] 张维迎、邓峰, 2003, 信息、激励与连带责任, 《中国社会科学》, 第3期, 第99-112页。

[3] Cochrane, J.H., 2001, *Asset Pricing*, Princeton, New Jersey: Princeton University Press.

[4] Hermalin, B., M. Weisbach, 1995, Endogenously chosen boards and their monitoring of the CEO, Unpublished working paper, University of California, Berkeley.

[5] Jensen, M.C., and W. H. Meckling, 1976, Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure, *Journal of Financial Economics* 3, 305-360.

(注: 引用的英文书名、杂志名要用斜体, 除虚词外首字母均大写; 引用的文章名用正体, 只有第一个单词的首字母大写。引用的英文人名除姓外均用缩写; 第一作者的姓放在名的缩写前面, 中间用逗号隔开; 第二、三作者的姓放在名的缩写的后面, 中间也用逗号隔开。)

文章正文中提及参考文献时, 应使用“著者+年份制”, 例如: “张明(2000)认为……”; “曾有研究者探讨过这一问题(Schipper, 2000)……”。正文提及的参考文献应与正文后列出的文献一一对应。

稿件发表后, 本刊向主要论文作者免费提供本刊同期正本2册。

2010 年度《金融学季刊》征订

《金融学季刊》是由中国金融学年会主办、北京大学出版社出版的专业学术刊物，主要刊登有关资产定价、公司财务与治理、金融市场与金融机构、金融工程、货币银行、国际金融等领域的高水平学术性论文。

《金融学季刊》将秉承学术中立、公正的原则，以弘扬金融学术研究为最高宗旨，坚持严谨、深入、细致、求实的学术风范。《金融学季刊》按照国际规范学术期刊的管理和编辑工作方式运作，实行严格的双匿名审稿制。《金融学季刊》的创刊目标是成为代表中国金融学研究最高水平的权威刊物，成为中国金融理论与实践研究和教学所必备的文献资源。

我们诚挚邀请海内外学者共襄盛举，踊跃投稿和订阅，为中国金融学的发展共同努力。

(为了保证创刊初期本刊的学术质量,《金融学季刊》拟于2010年度只出版2期,敬请广大读者谅解和支持。)

《金融学季刊》征订单 (可复制)

联系电话: 010-62752015 传真: 010-62753573 联系人: 迟频 邢丽华

电子邮箱: bdsd@pku.edu.cn

每期订价	人民币 35 元 (含邮费)			
订户名称				联系人
详细地址				邮 编
电子邮箱		传真		电 话
订阅年度	☐ 2010 年度 (共 2 期)			份 数
合计金额	人民币 (大写)		¥ 元	汇款日期
注: 订刊款汇出后请立即将此订单邮寄、传真或 E-mail 到北京大学出版社北大书店, 作为发行凭证。				

汇款方法:

1. 邮政汇款: 北京大学 871-150 信箱 邮编: 100871 收款人: 迟频

(请在附言栏注明“《金融学季刊》2009 年度”及您的联系电话)

2. 银行电汇: 户名: 北京大学出版社

开户行: 中国工商银行北京海淀西区支行

账号: 0200 0045 0906 6138 007 (请在汇款单的附言栏注明“北大书店”)

3. 银行汇款: 户名: 迟频 开户行: 中国工商银行 卡号: 9558 8002 0014 8872 514

注意事项:

1. 汇款时请务必将汇款人单位 (地址)、姓名及邮编写清楚, 以免影响邮寄。请勿在信中央寄钱物。

2. 银行电汇及汇款后, 请将汇款凭证及汇款人地址、邮编、电话、姓名传真给我们, 以便掌握您的回邮地址。

金融学季刊

2009 年 第 5 卷 第 1 期

目 录

投资者有选择优秀基金的能力吗？

——中国股票型基金的“聪明理财”效应研究

..... 陈 超 闫作远 (1)

基于双指数跳跃扩散模型的 ~~中国股票定价实证研究~~

..... 史永东 李君初 (15)

投资者保护、股权集中与利益 ~~侵占研究~~ 吕长江 周县华 (39)

从限价指令簿的量价关系看 ~~逆向选择成本~~

——基于中国股票市场的实证研究

..... 李 平 陈 瑜 曾 勇 (65)

Z-score 模型与 KMV 模型预测违约风险能力的比较研究

..... 段昌文 Ken Hung (85)

配股对股票长期收益的影响

——基于投资的实证研究 毛小元 (112)

Quarterly Journal of Finance

Vol. 5, No. 1, 2009

CONTENTS

Can Mutual Fund Investors Identify Good Funds?

Empirical Evidence of the "Smart Money"

Effect in China's Equity Mutual Funds

..... Chao Chen Zuoyuan Yan (1)

Empirical Research of Option Pricing on Double

Exponential Jump Diffuse Process Model

..... Yongdong Shi Junchu Li (15)

Investor Protection, Ownership Concentration

and Expropriation Changjiang Lv Xianhua Zhou (39)

Detecting Adverse Selection Cost with the Restrictions

on the Price and Volume in Limit Order Books:

Evidence from China Stock Markets

..... Ping Li Yu Chen Yong Zeng (65)

The Comparison of Forecasting Ability on Default Risk

Using Z-score and Improved KMV Approach

..... Chang-wen Duan Ken Hung (85)

Long-run Return Performance Following Listed Rights

Offering: From Investment Perspective

..... Xiaoyuan Mao (112)

投资者有选择优秀基金的能力吗？ ——中国股票型基金的“聪明理财”效应研究

陈 超 闫作远*

摘 要 基金投资者是否具有选择优秀基金的能力是近来金融学研究的一个重要课题。本文基于对基金自身业绩与投资者基金申购、赎回行为关系的分析,研究了中国股票型基金市场中的投资者是否具有选择高收益基金的能力。本文研究表明,投资者前期申购与赎回活动与基金未来业绩没有显著的关系,说明中国股票型基金投资者不存在“聪明理财”(smart money)效应。

关键词 “聪明理财”效应,基金业绩,基金申购,基金赎回

一、引 言

近年来,随着我国资本市场的不断发展和完善,中国基金快速成长,由 2002 年的 13 只发展到了 2006 年的 196 只,股票型基金、偏股混合型基金以及配置混合型基金占据了其中大部分份额。以 2006 年为例,在 196 家开放式基金中,股票型基金有 95 只,偏股混合型基金有 41 只,配置混合型基金有 29 只,所占比例分别为 48.47%、20.92% 和 14.8%。就开放式基金规模而言,由 2002 年的 4000 亿元发展到了 2006 年的 45800 亿元,股票型基金、偏股混合型基金以及配置混合型基金仍然占据了其中大部分份额。仍以 2006 年为例,在 45800 亿元的净资产总额中,股票型基金为 24313 亿元,偏股混合型基金为 11818 亿元,

* 陈超,复旦大学管理学院;闫作远,南开大学商学院。通信作者及地址:陈超,上海市国顺路 670 号,复旦大学管理学院思源楼 314 室,200433; E-mail: chen_chao@fudan.edu.cn。作者感谢匿名审稿者对本文的许多宝贵评论与建议。

配置混合型基金为 6 264 亿元,所占比例分别为 53.1%、25.81% 和 13.68%。此外,与其他投资类型的开放式基金相比,股票型基金的发展速度最快,股票型基金数量五年的平均发展速度为 101%,股票型基金规模五年的平均发展速度为 97.57%。

股票型基金的投资者能够获得高收益吗?这一直是投资者与学术界极为关注的问题。Gruber(1996)的研究发现美国基金投资者可以识别出业绩优秀的基金并且他们的资金会自动流向那里,Gruber 称这些资金为“聪明理财”(smart money)。美国的基金投资者主要是美国个人或家庭,尤其是通过个人的延税退休基金与个人保险的退休理财产品投资到基金。Investment Company Institute (ICI)2008 年的年度调查报告显示,美国有超过 9 200 万的个人基金投资者,有 5 300 万的美国家庭(占全部美国家庭的 45.6%)有基金投资。其投资者中三分之二为 35 岁到 64 岁之间的中产阶级。

与国外基金的投资群体不一样,依据《证券时报》2006 年 10 月的统计分析,中国基金投资者中机构投资者与个人投资者的比率分别为 46.6% 和 53.4%。即使大多数个人投资者比较盲目,我们还是应研究中国的机构投资者是否有“聪明理财”的能力。本文旨在探讨中国股票型基金市场中,“聪明理财”效应是否存在。我们对基金自身业绩与投资者基金申购、赎回行为的关系进行分析,研究中国股票型基金市场中的投资者是否具有选择高收益基金的能力,并对投资者基金申购与赎回行为的决定因素以及是否能够通过投资者的申购与赎回活动预测基金未来业绩等问题进行全面的论述。考虑到国内新兴市场的特性和近几年来熊市及牛市多次更迭,本文进一步将中国市场分成牛市与熊市。

Gruber(1996), Zheng(1999), Wermers(2003), Sapp and Tiwari(2004)以及 Keswani and Stolin(2008)等国外学者对基金市场中的“聪明理财”效应作了大量研究。他们的文章主要研究反映投资者赎回、申购行为的变量与基金业绩之间的关系。Gruber(1996)以 1985 年至 1994 年的 270 只共同基金为样本,通过单因素模型和四因素模型^[1]对基金业绩的研究表明,那些具有正净现金流的基金,其业绩显著高于样本基金的平均水平,进而发现了美国共同基金市场中的“聪明理财”效应;Zheng(1999)深化了 Gruber(1996)的研究,她将研究样

[1] 单因素模型反映股票市场因素对基金收益率的影响;而四因素模型反映股票市场因素、规模因素、成长性因素以及债券市场因素对基金收益率的影响。

本扩大到1973年至1993年的1826只基金,并分别运用Grinblatt and Titman (1993)测算总体回报率方法以及构建正、负现金流投资组合的方法证明了“聪明理财”效应的存在;Wermers(2003)通过检验基金投资组合的方法解释了“聪明理财”效应存在的原因,他认为投资者能够获得较高收益是因为基金经理为了维持基金业绩,将基金申购额中很大一部分投资在最近表现较好的股票上。而Sapp and Tiwari(2004)对“聪明理财”效应的存在性持反对观点,他们在研究中认为Gruber(1996)和Zheng(1999)在度量基金业绩时忽视了股票的收益率特征,导致研究结果出现偏差。他们重新运用加入反映股票收益率特征的Carhart(1997)四因素模型度量净现金流为正的基金业绩,结果发现这些基金的超额收益率消失了,因此,他们认为“聪明理财”效应的存在是忽视股票收益率特征的结果。以上结论都是以美国共同基金为样本得出的,在最近的关于“聪明理财”效应的研究中,Keswani and Stolin(2008)以英国基金市场1992年至2000年的30666只基金月度数据为样本,运用Carhart(1997)四因素模型度量基金业绩,他们的研究发现英国基金市场同样存在“聪明理财”效应。而国内对“聪明理财”效应的研究仍比较欠缺,李曜(2003)、刘志远和姚颐(2004)以及陆蓉等(2007)对基金业绩与基金申购赎回关系做了实证研究。李曜(2003)对2003年上半年我国17只开放式基金的净赎回比率和净值增长率进行了回归分析,发现基金净值增长率上升,赎回率也上升;刘志远和姚颐(2004)发现随着基金业绩增长,基金赎回率不降反升,而且基金的净申购并不是出现在基金业绩增长最高时,而恰恰是业绩增长最低时;陆蓉等(2007)的研究也发现了同样的问题,他们的研究发现中国开放式基金的业绩及资金流动的关系与成熟市场不同,呈现负相关且为凹形。由于国内基金投资者不具有“聪明理财”的能力,因此我国学者例如杨湘豫和谭国威(2007)主要将投资者获得的超常收益率归结为基金经理的选股择时能力。

综上所述,我们发现检验基金业绩同投资者基金赎回与申购行为的关系是研究“聪明理财”效应的关键。因此,本文以中国股票型基金为样本,在运用Carhart四因素模型度量经因子调整后的基金业绩基础上,通过加入反映基金公司治理结构变量的模型,研究基金申购额、赎回额、净申购额以及隐性申购额与基金业绩的关系,对中国股票型基金市场中是否存在“聪明理财”效应进行深入的探讨。

本文的结构安排如下:第二节介绍本文的研究方法,详细论述基金业绩以及投资者申购与赎回行为的度量方法;第三节以股票型基金为样本进行实证检

验,主要研究“聪明理财”效应的存在性、投资者申购与赎回行为的决定因素以及基金业绩的预测因素等问题;第四节是文章的结论。

二、研究方法

资本市场中的资金天生具有追逐高报酬的特性,中国股票型基金市场中的资金是否也流向与同类基金相比收益率较高的基金?我们需要研究基金业绩与投资者申购以及赎回行为之间的关系。

(一) 基金业绩的度量

准确而合理地度量基金业绩是研究股票型基金市场中“聪明理财”效应的基础。本文采用 Carhart(1997)提出的四因素模型来度量基金的业绩。Carhart 四因素模型是在 Fama and French(1993)三因素模型的基础上加入了 Jegadeesh and Titman(1993)提出的一年期收益因子的模型。与 CAPM 以及三因素模型相比,四因素模型显著地改善了平均价格误差并减少了平均绝对误差(Carhart, 1997)。模型的具体形式如下:

$$R_{it} - RF_t = \alpha_i + \beta_i^{MKT} MKT_t + \beta_i^{SMB} SMB_t + \beta_i^{HML} HML_t + \beta_i^{UMD} UMD_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, R_{it} 为基金 i 第 t 期的收益率, RF_t 为第 t 期的无风险收益率, α_i 为常数项, MKT_t 为第 t 期市场组合的超额收益率^[2], SMB_t 为第 t 期小市值股票与大市值股票收益率的差值, HML_t 为第 t 期大市值账面比股票与小市值账面比股票收益率的差值, UMD_t 为第 t 期高收益股票与低收益股票收益率的差值, ε_{it} 为残差, β_i^{MKT} 、 β_i^{SMB} 、 β_i^{HML} 和 β_i^{UMD} 为变量系数。

在对方程(1)进行估计前我们首先要计算 SMB_t 、 HML_t 和 UMD_t 的值。 SMB_t 的计算方法为:对每年深沪两市所有股票按市值大小升序排列,根据排序结果,以中位数为基准将所有股票分为大市值组和小市值组,并以股票市值为权重计算每月两组股票收益率的差值,该值反映上市公司规模差异; HML_t 的计算方法为:对每年深沪两市所有股票按账面比的大小升序排列,根据排序结果将排在前 30% 的股票定义为大市值账面比股票,将排在后 30% 的股票定义为小市值账面比股票,并以股票市值为权重计算每月两组股票收益率的差值,该值反映上市公司成长性差异; UMD_t 的计算方法为:对每月深沪两市所有股票按

[2] 市场组合超额收益率 = 市场组合收益率 - 无风险收益率。

前11个月的收益率大小进行升序排列,根据排序结果将排在前30%的股票定义为低收益股票,将排在后30%的股票定义为高收益股票,并以股票市值为权重计算每月两组股票收益率的差值,该值反映上市公司盈利能力差异。^[3]

在计算出 MKT_t 、 SMB_t 、 HML_t 和 UMD_t 数值的基础上,为了满足大样本的要求,我们用前30个月的数据对方程(1)进行估计,得到当月 β_i^{MKT} 、 β_i^{SMB} 、 β_i^{HML} 和 β_i^{UMD} 的估计值;然后,从当月 R_{it} 中减去估计值与其对应变量乘积之和,得出经过各项因子调整后的反映基金当月业绩的报酬率(Alpha)。

(二) 投资者基金申购行为、赎回行为的度量

如果投资者能够通过某些因素预测出基金未来业绩,进而鉴别出业绩优秀的基金,那么他们会采取合理的基金申购与赎回行动来获得较高的收益。在资本市场存在“聪明理财”效应的假设下,基金的未来业绩和投资者当期的申购与赎回行为是有密切联系的,因此我们需要度量出投资者基金申购与赎回行为。由于信息披露制度不同,国外关于基金申购额的研究中,实际申购额很难计算,一般使用隐性申购额(implied flow)。隐性申购额这一指标反映某期基金公司的净资金流入量,该指标的计算公式如下:

$$\text{隐性申购额} = \frac{TNA_t - TNA_{t-1} \times (1 + r_t)}{TNA_{t-1}} \quad (2)$$

其中 TNA_{t-1} 和 TNA_t 分别为基金公司前期与当期的净资产总额, r_t 为基金公司当期收益率。

我国的信息披露制度要求基金在季报和年报中提供申购和赎回的详细数据,这就给我们计算基金的实际净申购额提供了条件,因此本文根据我国基金公司的自身特点,在运用隐形申购额的同时,设计出其他三种度量投资者基金申购、赎回行为的方法,即申购份额、赎回份额以及实际净申购额,以增强实证结果的稳健性。在运用后三种指标分析问题之前,我们对其进行标准化处理,即用这三个指标除以本季度初期基金公司发行份额。因此,本文运用隐性申购额以及经过标准化的基金申购份额、基金赎回份额、基金净申购份额等四个指标来反映投资者的基金申购与赎回行为。

[3] 为了避免小盘股收益率大幅波动的影响,我们计算 UMD_t 时将 Carhart 采用的按等值加权的方法改为按市值加权。

三、实证检验

(一) 数据

本文所用数据主要分为两部分:一部分是股票数据,包括2001年2月至2006年12月深沪两市所有上市公司的股票月收益率、股票市值与股票账面市值比等;另一部分为基金数据,包括2002年第1季度至2006年第4季度31只股票型基金的单位净值增长率、资产净值、基金年龄、管理费用、申购份额、赎回份额、董事会规模以及独立董事所占比例等。关于本文数据我们要做两点说明:(1)股票数据与基金数据的起始时间不一致。在运用Carhart模型计算基金业绩时,需要对每月深沪两市所有股票按前11个月的收益率大小进行升序排列,进而计算出 UMD_t 的值,因此股票数据比基金数据早11个月。(2)基金公司的样本量。在运用Carhart模型计算基金业绩时,需要用前30个月的数据对Carhart四因素模型进行估计,基金数据的时间跨度截至2006年第4季度,这就要求基金设立日期最晚应在2004年6月,才能满足30个月度收益率数据的大样本要求,而2004年6月之前设立的股票型基金共有31家。另外,我们采用深沪两市股票指数的加权收益率作为市场组合收益率,采用1月期存款利率作为无风险利率。

本文所用数据除反映基金公司治理情况的董事会规模以及独立董事所占比例来自金融界网站外^[4],其他均来自北京大学经济研究中心的CCER数据库。

(二) 实证结果

首先,我们对隐性申购额以及标准化后的申购份额、赎回份额和净申购额等研究变量做一个简单的描述性统计,如表1所示。

2002年至2006年申购份额的波动程度最大,每季度平均申购份额占基金总发行份额的15.86%;赎回份额的波动程度最小,均值最大,每季度平均赎回份额占基金总发行份额的22.2%;净申购额的各项统计指标与隐性申购额相似,因此可以用净申购额修正隐性申购额带来的估计误差。

[4] 金融界网址为 <http://fund.jrj.com.cn/>。

表 1 样本描述性统计一览表

变量	描述性统计指标						最大值
	均值	方差	最小值	上四分位数	中位数	下四分位数	
申购份额	0.1586	0.4864	0.0002	0.0225	0.0751	0.1590	11.9830
赎回份额	0.2220	0.0438	0.0048	0.0959	0.1730	0.2934	2.5048
净申购额	-0.0634	0.3305	-0.7310	-0.1627	-0.0754	-0.0101	9.4783
隐性申购额	-0.1038	0.2564	-1.0860	-0.2064	-0.0794	-0.0224	8.0334

1. 基于净申购额和隐性申购额的“聪明理财”效应分析

净申购额与隐性申购额是某一时期基金申购份额与赎回份额相抵后的一个净值，有正负之分，正值表明这一时期基金的申购额大于赎回额，而负值则相反。基于净申购额与隐性申购额的符号，我们参考 Keswani and Stolin(2008)设计了一种检验“聪明理财”效应的方法。首先，我们估计反映本季度基金绩效的数值——Alpha；然后，我们按照前一个季度基金净申购额与隐性申购额的符号为本季度基金进行分类，并在正值和负值两类中分别按净资产加权和简单算术加权的方法计算出每一类中 Alpha、MKT_t、SMB_t、HML_t 和 UMD_t 等变量系数以及拟合优度的加权值；最后，计算所有季度两类别中各变量时间序列值的均值，进而比较两类别中 Alpha 的差异。计算结果见表 2：

表 2 基于基金净申购额和隐性申购额的“聪明理财”效应分析

	变量	Alpha	MKT	SMB	HML	UMD	R ²	dAlpha	p 值
资产 加权	净申	-0.0311	1.0103	-0.7764	-0.4662	-0.4657	0.5418	0.0168	0.5924
	购额	-0.0479	1.0212	-0.7077	-0.4164	-0.4406	0.5141		
	隐性	-0.0283	1.0035	-0.7523	-0.4271	-0.4444	0.5381	0.0219	0.4425
	申购额	-0.0503	1.0222	-0.7138	-0.4376	-0.4432	0.5179		
等值 加权	净申	-0.0333	1.0403	-0.7699	-0.4814	-0.4608	0.5454	0.0163	0.6793
	购额	-0.0496	1.0142	-0.6933	-0.3702	-0.4364	0.5055		
	隐性	-0.0311	1.0357	-0.7498	-0.4467	-0.4428	0.5428	0.0196	0.6053
	申购额	-0.0507	1.0144	-0.6965	-0.3813	-0.4378	0.5075		

注：(1) 阴影部分表示基金净申购额和隐性申购额为负的情况下，各变量时间序列的均值。

(2) p 值为检验各季度正负两类 Alpha 差值的均值是否等于 0 的显著性概率。

如果股票型基金市场存在“聪明理财”效应，资本就能够预测出基金未来业绩，并自动流向未来业绩较好的基金。也就是说前一季度净申购额和隐性申购额为正的基金，它们在本期的表现要显著优于前一季度净申购额和隐性申购额为负的基金，但表 2 的实证结果却不支持上述观点。由表 2 我们可以看出，无论按基金净资产加权还是按简单算术加权，前一季度净申购额和隐性申购额为

正的基金,它们的本期业绩——Alpha 均大于前一季度净申购额和隐性申购额为负的基金,但由 p 值我们发现,这种差异并不显著。这说明在投资者希望获得较高投资收益的驱动下,尽管一部分资金流向高收益的基金,即一部分投资者可以鉴别出业绩好的基金,但这种现象并不是普遍存在的,不具有代表性,绝大多数投资者并未获得满意的回报,因此中国股票型基金市场中的“聪明理财”效应并不显著。

2. 基于申购和赎回变量的“聪明理财”效应分析

为了增加实证结果的稳健性,我们将基金申购额和基金赎回额也纳入分析框架,进行基于基金申购和赎回变量排序的“聪明理财”效应分析。首先,我们仍然是估计出 Alpha;然后,我们分别对前一个季度基金申购额、赎回额、净申购额以及隐性申购额的大小进行排序,将大于中位数的归为大类,其他归为小类,并分别按净资产加权和简单算术加权的方法计算出每一类中的基金在本季度的 Alpha、MKT、SMB、HML 和 UMD 等变量系数以及拟合优度的加权重值;最后,计算所有季度两类别中各变量时间序列值的均值,进而比较两类中 Alpha 的差异。计算结果见表 3:

表 3 基于基金申购和赎回变量的“聪明理财”效应分析

		Alpha	MKT	SMB	HML	UMD	R^2	dAlpha	p 值
资产 加权	申购额	-0.0685	1.0075	-0.7514	-0.5528	-0.4524	0.5263	-0.0296	0.1323
		-0.0390	1.0270	-0.6870	-0.3562	-0.4357	0.5064		
	赎回额	-0.0429	1.0129	-0.7198	-0.4643	-0.4408	0.5087	0.0151	0.3859
		-0.0580	1.0179	-0.7216	-0.4551	-0.4444	0.5209		
	净申购额	-0.0620	1.0175	-0.7375	-0.5087	-0.4412	0.5273	-0.0254	0.2149
		-0.0366	1.0144	-0.6959	-0.3740	-0.4461	0.5013		
	隐性 申购额	-0.0619	1.0117	-0.7369	-0.4968	-0.4449	0.5215	-0.0240	0.1929
		-0.0379	1.0222	-0.6980	-0.4025	-0.4416	0.5099		
	申购额	-0.0608	1.0292	-0.7382	-0.4814	-0.4531	0.5113	-0.0161	0.1744
		-0.0447	1.0308	-0.6707	-0.3206	-0.4293	0.5039		
等值 加权	赎回额	-0.0514	1.0668	-0.7062	-0.3961	-0.4421	0.4930	0.0025	0.8415
		-0.0539	0.9941	-0.7019	-0.4045	-0.4395	0.5229		
	净申购额	-0.0598	1.0414	-0.7226	-0.4655	-0.4357	0.5182	-0.0149	0.2997
		-0.0449	1.0186	-0.6861	-0.3325	-0.4463	0.4966		
	隐性 申购额	-0.0577	1.0326	-0.7228	-0.4561	-0.4407	0.5117	-0.0100	0.3785
		-0.0476	1.0273	-0.6852	-0.3424	-0.4413	0.5026		

注:(1) 阴影部分表示基金申购额、赎回额、净申购额和隐性申购额为小类情况下,各变量时间序列均值;

(2) p 值为检验各季度大小两类 Alpha 差值的均值是否等于 0 的显著性概率。

由表 3 我们可以看出,前一季度申购额、赎回额、净申购额和隐性申购额较大的基金,在本季度中的业绩并没有显著异于其他小值基金。无论按基金净资产加权还是按简单算术加权,申购额、净申购额和隐性申购额较大基金的业绩均劣于其他数值较小的基金,高赎回额的基金业绩反而优于低赎回额的基金。这说明资本市场中的资本并没有流向未来业绩较好的基金,这是与“聪明理财”效应的定义互相矛盾的。因此,本部分的实证结果印证了前面得出的结论。

3. 市场环境变化会产生“聪明理财”效应吗？

通过以上两部分研究我们发现,整体上看,中国基金市场上不存在“聪明理财”效应。但在不同市场情况下,投资者采取不同的投资行为,市场环境的变化会产生“聪明理财”效应吗？我们根据我国市场行情,将市场划分为两个阶段,分别为 2001 年第 1 季度至 2005 年第 4 季度的熊市阶段和 2006 年第 1 季度至 2006 年第 4 季度的牛市阶段,检验不同市场情况下对“聪明理财”效应的影响,检验结果见表 4:

表 4 不同市场环境下“聪明理财”效应分析

	变量	Alpha	MKT	SMB	HML	UMD	dAlpha	p 值	
熊 市	资 产 加 权	净 申	0.4645	0.8276	-0.7814	-0.1847	-0.4735	-0.0108	0.8839
		购 额	0.4752	0.8452	-0.8036	-0.1438	-0.5132		
		隐 性	0.5034	0.9071	-0.7721	-0.1821	-0.4837		
		申 购 额	0.4775	0.8455	-0.8041	-0.1577	-0.5080		
	等 值 加 权	净 申	0.4672	0.8333	-0.7807	-0.1845	-0.4742	0.0049	0.9411
		购 额	0.4623	0.8232	-0.8038	-0.1464	-0.5076		
		隐 性	0.5034	0.9071	-0.7721	-0.1821	-0.4837		
		申 购 额	0.4627	0.8222	-0.8057	-0.1530	-0.5058		
牛 市	资 产 加 权	净 申	0.0271	0.6152	-0.7682	-0.4860	-0.4600	0.0285	0.5152
		购 额	-0.0013	0.6127	-0.6954	-0.4758	-0.4275		
		隐 性	0.0308	0.6061	-0.7362	-0.4337	-0.4316		
		申 购 额	-0.0044	0.6139	-0.7035	-0.5041	-0.4309		
	等 值 加 权	净 申	0.0273	0.6185	-0.7601	-0.4870	-0.4471	0.0358	0.4873
		购 额	-0.0085	0.6320	-0.6793	-0.4119	-0.4241		
		隐 性	0.0302	0.6124	-0.7334	-0.4407	-0.4231		
		申 购 额	-0.0421	0.6323	-0.6837	-0.4268	-0.4261		

注:(1) 阴影部分表示基金净申购额和隐性申购额为负的情况下,各变量时间序列的均值;
(2) p 值为检验各季度正负两类 Alpha 差值的均值是否等于 0 的显著性概率。

由表 4 可以看出,整体上讲,前一季度净申购额和隐性申购额为正的基金,它们的本期业绩——Alpha 均大于前一季度净申购额和隐性申购额为负的基