

金融学季刊

Quarterly Journal of Finance

孔东民 横截面风险还是时间序列可预测性?

——中国股市异常收益的来源

段昌文 洪坤 王其文 期货合约择时期权的估价与便利收益率

龚六堂 朱胜豪 具有双曲贴现因子的生产经济中的资产定价

赵进文 闵捷 我国经济增长波动非线性特征的实证建模研究

——兼谈货币政策操作对经济增长影响的特点

郑葵方 韩立岩 李东辉 中国小麦期货市场的套期保值功能及其与现货市场的信息传递关系

——基于多份合约和连续时序的分析

阎大颖 才静涵 20世纪90年代日本JASDAQ市场股票首次发行(IPO)融资绩效的实证研究及成因透析

游家兴 对资产的理性定价与非理性定价之争的再探讨

——基于跨期资本资产定价理论的视角



图书在版编目(CIP)数据

金融学季刊(第2卷·第1期)/徐信忠,刘力,朱武祥主编. —北京:北京大学出版社,2006.7

ISBN 7-301-10899-0

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(2006)第081008号

书 名: 金融学季刊(第2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 魏 聃

标准书号: ISBN 7-301-10899-0/F·1429

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

电子信箱: 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 9.5印张 171千字

2006年7月第1版 2006年7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,翻版必究

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:北京市中关村北大街151号资源大厦1413室《金融学季刊》编辑部(邮编100080),或将电子稿发送至: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之内给予作者答复。信息查询请访问:
<http://www.cfaqjf.org>。

编辑部电话:(010) 58876210;传真:(010) 58876211。

Quarterly Journal of Finance

《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、出版者地点、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》, 2003年第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。

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/台湾大学
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/北京大学
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 魏 聘

2006 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2006/2007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	☐ 2006 年度(共 2 期) ☐ 2007 年度(共 2 期)				份 数	每 期 份
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》2006/2007 年度”及您的联系电话)

2. 银行电汇：户名：北京大学出版社发行部

开户行：中国工商银行北京市分行海淀镇支行

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。请勿在信中夹带钱物。

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

2006 年 第 2 卷 第 1 期

目 录

横截面风险还是时间序列可预测性?

——中国股市异常收益的来源 孔东民 (1)

期货合约择时期权的估价与便利收益率

..... 段昌文 洪 坤 王其文 (24)

具有双曲贴现因子的生产经济中的资产定价 龚六堂 朱胜豪 (54)

我国经济增长波动非线性特征的实证建模研究

——兼谈货币政策操作对经济增长影响的特点

..... 赵进文 闵 捷 (69)

中国小麦期货市场的套期保值功能及其与现货市场的信息传递关系

——基于多份合约和连续时序的分析

..... 郑葵方 韩立岩 李东辉 (83)

20 世纪 90 年代日本 JASDAQ 市场股票首次发行 (IPO)

融资绩效的实证研究及成因透析 阎大颖 才静涵 (105)

对资产的理性定价与非理性定价之争的再探讨

——基于跨期资本资产定价理论的视角 游家兴 (124)

Quarterly Journal of Finance

Vol. 2 , No. 1 , 2006

CONTENTS

- Sources of Abnormal Stock Return in Chinese Stock Market:
Cross-Sectional Variation or Time-Series Predictability?
..... Dongmin Kong (1)
- Valuation of Timing Option in Futures Contracts and Convenience
Yields Changwen Duan Ken Hung Qiwen Wang (24)
- Asset Pricing in a Production Economy with the Hyperbolic
Discounting Liutang Gong Shenghao Zhu (54)
- Empirical Modeling Study on the Nonlinear Characteristic of the
Fluctuation for China's Economic Growth
—Also Talking about the Special Features Which the Operation of
Monetary Policy Influences Economic Growth
..... Jinwen Zhao Jie Min (69)
- An Empirical Study of Chinese Wheat Futures Market's Hedging
Function and Information Transmission with Spot Market:
Based on Analyses of Multi-contracts and Continuous
Time Series Kuifang Zheng Liyan Han Donghui Li (83)
- Long-Run Operating Performance of Initial Public Offerings in
Japanese Over-the-Counter Market in 1990's: Evidence
and Implications Daying Yan Jinghan Cai (105)
- A Further Discussion on the Debate about whether Asset Prices
are Rational or Not: An ICAPM-Based Perspective
..... Jiaxing You (124)

横截面风险还是时间序列可预测性?

——中国股市异常收益的来源

孔东民*

摘 要 本文对我国股市异常收益的来源进行剖析。从横截面风险和时序可预测性两个方面入手,并对比了 Conrad and Kaul (1998) 的恒等式分解和 Jegadeesh and Titman (1995) 的因子定价分解。发现我国股市异常收益的主要来源为时间序列可预测性,它不但抵消了高横截面风险所致的高收益率,而且进一步使异常收益表现出过度反应的特征。最后,对不同市场状态下收益的检验分解以及对收益率随机排序的 bootstrap 模拟结果进一步证明了上述结论的稳健性。

关键词 异常收益,横截面风险,时间序列可预测性,市场状态,bootstrap 抽样

一、引 言

De Bondt and Thaler (1985, 1987) 最早发现美国股市存在长期的过度反应,即过去 3—5 年股票收益率较差的公司在未来有更好的表现;Jegadeesh and Titman (1993) 则发现零成本的惯性交易策略在美国股市中能够获得显著的中期收益。此后,有大量的研究对不同时期不同国家的股市进行了类似的实证检验。例如,Rouwenhorst (1998) 发现欧洲市场也存在惯性现象;Moskowitz and Grinblatt (1999) 指出行业组合之间也和个股一样存在惯性收益;Lee and Swaminathan (2000) 进一步考察了交易量和惯性策略的关系,并提出基于交易量的

* 孔东民,中山大学行为金融与金融经济学研究所,中山大学管理学院。通信地址:广州市中山大学管理学院,510275。电话:020-34027646;E-mail: mnp01kdm@zsu.edu.cn。本文得到广东省自然科学基金项目资助(项目编号:0400975)。作者在文章的写作和研究过程中,得到了来自中山大学的陆家驷、清华大学的柯瑞豪、香港科技大学的申睿和彭倩、香港城市大学的陈庆、Nebraska-Lincoln 大学的 Haigang Zhou 和 John Geppert、三峡大学的盛艳和两位匿名审稿人的热情帮助和宝贵意见,谨致谢忱;清华大学的程小可为本研究提供了主要数据,在此一并谢过。当然,文责自负。

“惯性生命周期”理论;Grundy and Martin (2001)发现自从20世纪20年代以来美国市场都存在惯性收益;Cooper, Gutierrez and Hameed (2004)则在不同的市场状态下考察惯性交易策略并发现收益和市场状态有显著关系。

这些异常现象吸引人们注意的重要原因在于,异常收益的存在对效率市场假说(EMH)提出了严峻的挑战,而最近发展起来的一类基于投资者行为偏差的模型,如Barberis, Shleifer and Vishny (1998), Daniel, Hirshleifer and Subrahmanyam (1998)以及Hong and Stein (1999),均试图通过认知偏差(导致投资者反应不足)和正反馈交易策略(导致投资者反应过度)来捕捉市场上存在的这些交易异象。Jegadeesh and Titman (1993)和Chan, Jegadeesh and Lakonishok (1996)认为股票价格对信息的反应不足导致了惯性收益,也即股市存在较强的时间序列可预测性。最近的一些实证研究如Lee and Swaminathan (2000), Jegadeesh and Titman (2001)以及Cooper, Gutierrez and Hameed (2004)则更是分别从不同的角度证明了这些行为模型的合理性。

然而,另有不少学者认为,惯性收益的源泉也可以是资本资产定价模型(CAPM)或Fama-French三因子模型所无法测度的风险^[1],这种风险属于股票的横截面风险,它与上述的投资者行为偏差没有关系,具体的推导见本文第二部分。这样,对于惯性收益的一个直观解释就是过去收益高的股票具有较高的风险,因此它在未来也同样具有较高的期望收益。Berk, Green and Naik (1999)构建了一个理论模型,与前面所提的几个行为模型相反,他们发现只要风险和期望收益在横截面上存在差异,那么惯性策略就会有效。以此为基础,Johnson (2002)的模型则进一步在投资者理性的情况下通过一个定价核模型证明了惯性收益的存在性。实证方面的支持则来自Lo and MacKinlay (1990)和Conrad and Kaul (1998),他们发现横截面方差在惯性收益中占有较为重要的地位,基于时间序列的可预测性并非主要因素。

最近,针对该问题有了更为激烈的争论。基于Lo and MacKinlay (1990)的异常收益恒等式分解模型,Lewellen (2002)认为股票之间很强的“协变”导致了较大的协方差,并进一步使美国股市呈现出惯性现象。此外,由于样本内的收益率有明显的负自相关,这与反应不足假说有所矛盾,因此他推断时间序列可

[1] Jegadeesh and Titman (1993)用CAPM作为基准模型,Fama and French (1996)和Grundy and Martin (2001)用Fama-French三因子模型作为基准模型,Cooper, Gutierrez and Hameed (2004)则同时用CAPM与Fama-French三因子模型对股票横截面风险进行调整,他们的研究均发现这些基准模型无法完全测度个股的风险,也不能解释惯性收益。当然,Cooper, Gutierrez and Hameed (2004)认为Fama-French三因子模型并不像CAPM那样具有坚实的理论基础,因此他们将其归于行为模型;为了避免CAPM或者Fama-French三因子的模型误设问题,Ahn, Conrad and Dittmar (2003)利用随机折现因子(SDF)和广义矩估计方法(GMM)对个股进行非参数的风险调整,其结果也仅能解释大约1/2的惯性收益,而且他们还不能排除残差错误定价的可能性。

预测性(即反应不足)在异常回报的解释中只扮演了一个不重要的角色;Chen and Hong (2002)在对 Lewellen (2002)的评论中则针锋相对,他们认为恒等式分解模型的经济含义不如 Jegadeesh and Titman (1995)因子定价模型。在此基础上,他们进一步认为样本内的收益率负自相关与反应不足并不矛盾;Jegadeesh and Titman (2002)重新考察了 Conrad and Kaul (1998)的研究后指出,如果考虑到小样本偏差,那么横截面因素在异常回报的来源中并不重要。

可见,即便是美国股市,学术界对异常收益的来源依然没有定论。就现有的研究来看,有两种不同思路可用来探讨异常收益的来源,即 Lo and MacKinlay (1990)和 Conrad and Kaul (1998)的恒等式分解模型与 Jegadeesh and Titman (1995)的因子定价分解模型。尽管二者的理论基础有较大区别,但其共同特征是均可从横截面与时间序列两个角度对收益进行分解。

虽然已有不少研究发现中国股市存在显著的异常收益^[2],但从检验的方法上来说,这些研究一般是以 De Bondt and Thaler (1985)的方法为基础,使用该方法所构建的组合不能将异常收益按个股权重分解,从而无法对结果进行更深入的考察,因此也就无法从横截面和时间序列两个角度对异常收益的来源进行分析。仅有孔东民(2004)对我国股市的异常收益来源进行了一个初步的探析,但是其研究方法局限于 Conrad and Kaul (1998)所使用的收益恒等式分解,而且其样本选取量过少,仅有 50 家,以此推论到有千余家上市公司的股市,结论自然有失稳健。

与前人的研究不同,本文的重点是探讨异常收益的来源及各自的贡献程度。我们通过两类模型将异常收益分解为两个成分:一个是股票收益率在时间序列上的可预测性,这个来源与股市是否呈现过度反应(或反应不足)有紧密的关系;另一个是各股票收益率在横截面上的差异,这个来源只和个股的差异有关,而不涉及股市投资者对收益率的反应程度。可见,这两个来源之间并没有任何关系,而且通过后面的模型能够发现,二者对异常收益贡献是正交的。具体而言,本文以收益恒等式分解和因子定价模型分解两种不同的思路为基础,将我国股市的异常收益从横截面风险和时间序列可预测性两个方面进行分析,然后再从市场状态和 bootstrap 抽样模拟两个方面进行稳健性检验,以期对我国股市的异常收益的来源进行深入的了解。

[2] 如张人骥、朱平方和王怀芳(1998)拒绝接受(上海证券市场)过度反应的假设;沈艺峰和吴世农(1999)则倾向于接受市场有效性假设;王永宏和赵学军(2001)进行了较为全面的研究,他们发现各种交易策略都表现出收益反转特征,而且至少对于排序期大于一个月的策略来说,中国股市只存在反应过度现象,不存在反应不足现象;Kang, Liu and Ni (2002)发现我国股市存在显著的惯性收益;周琳杰(2002)认为我国股市存在价格惯性;最近的研究如 Wang (2004)和孔东民(2004)则发现反转策略在我国股市可获异常收益,其中,孔东民在“后持有期”检验中则进一步认为我国股市呈过度反应。

全文组织如下:第二部分讨论检验的理论基础;第三部分对数据选取进行说明;第四部分给出检验结果并分析;第五部分对前一部分的结果进行稳健性分析;第六部分给出结论。

二、异常收益的分解模型

(一) 投资策略的构建

本文采用加权相对强势策略(weighted relative strength strategy, WRSS)来构建组合,即在时期 t 买(卖)一只股票的依据是该股票从时期 $t-1$ 到时期 t 的表现。具体的构建过程为:

1. 选取一段长度为 q 的时间区间,称为投资组合形成期,标记为从时期 $t-1$ 到时期 t ,分别计算个股 i 在形成期内的收益率 $R_{i,t-1}(q)$ 。其计算公式为:

$$R_{i,t-1}(q) = \prod_{j=1}^q (1 + R_i^j) - 1 \quad (1)$$

其中, R_i^j 表示个股 i 在持有期内第 j 个单位时期的收益率。

2. 令形成期市场所有股票等权重组合收益率为 $R_{m,t-1}(q)$,易知

$$R_{m,t-1}(q) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N R_{i,t-1}(q) = \frac{1}{N} \mathbf{1}' R_{t-1}(q) \quad (2)$$

其中, N 表示时刻 t 的股票总数, $R_{t-1}(q)$ 表示投资组合在形成期的收益率向量, $\mathbf{1}$ 表示元素均为 1 的 N 维列向量。

3. 基于 $R_{i,t-1}(q)$ 相对于 $R_{m,t-1}(q)$ 离散的大小来调整个股 i 的投资比重,以此构建零成本套利投资组合。就 WRSS 策略而言,个股投资比重权数为^[3]:

$$w_{i,t}(q) = \frac{1}{N} [R_{i,t-1}(q) - \bar{R}_{m,t-1}(q)] \quad (3)$$

由上式,所有权重为正的个股构成赢家组合,反之则构成输家组合。^[4]

[3] 由本文的权重设定可知,反转收益与惯性收益的差别仅仅是符号相反。还需要指出的是,即便是在零成本的套利投资组合的前提下,权重的选择也有多种方式。例如,Lehman (1990) 运用了一个更为复杂的策略,这使得组合的权重在每个阶段都被一随机比例因子标准化为 1,从而输家和赢家的总投资分别是 -1 和 1。但 Lehman 同时也指出,这种标准化并不是必需的,因为即便忽略了这种标度因素,结果也只有十分微小的改变。并且根据 Lo and MacKinlay (1990),本文所沿用的权重计算方法可能是“捕捉反转投资策略基本思想的一个最简单的办法”。

[4] 输家组合与赢家组合的定义存在两种方法:第一种是 De Bondt and Thaler (1985, 1987) 所采用的方法,这是相关文献中最常见的方法。它对各证券在形成期的收益率从高到低排序,并按照排序的结果进行分组。通常平分为 10 组(或 5 组)。收益率最高的一组就作为赢家组合,最低的一组就作为输家组合。第二种是 Lo and MacKinlay (1990) 和 Lehman (1990) 所采用的方法,也是本文所沿用的方法。相对于第一种赢家输家组合的构造来说,本文的方法中引入了权重,这使得持有期收益成为形成期收益的线性函数,所以可以对策略收益进行分解,来进一步分析其构成。

4. 紧接着形成期或间隔一段时间(即跳跃期^[5]),考察前述组合的在时期 t 到时期 $t+1$ 的收益 $\pi_t(q)$ ^[6]:

$$\pi_t(q) = \sum_{i=1}^N w_{i,t}(q) R_{i,t}(q) \quad (4)$$

(二) 异常收益的恒等式模型分解

在组合构建以后,可以得到该组合在持有期的收益的预期 $E[\pi_t(q)]$ 为^[7]:

$$\begin{aligned} E[\pi_t(q)] &= -\text{Cov}[R_{m,t-1}(q), R_{m,t}(q)] + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{Cov}[R_{i,t-1}(q), R_{i,t}(q)] \\ &\quad + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [\mu_{i,t-1}(q) - \mu_{m,t-1}(q)]^2 \\ &= -C_1(q) + O_1(q) + \sigma^2[\mu(q)] \\ &= P(q) + \sigma^2[\mu(q)] \end{aligned} \quad (5)$$

其中, $C_1(q)$ 表示等权重市场组合收益率的一阶自协方差, $O_1(q)$ 表示组合中 N 个样本股票收益率的一阶自协方差的均值。由于这二者都与时间序列的可预测性有关,因此定义 $P(q)$ 为该组合基于时间序列的收益预测性指数(predictability-profitability index, PPI), 且 $P(q) = -C_1(q) + O_1(q)$ 。 $\mu_{i,t}(q)$ 表示个股 i 在持有期收益率的无条件均值, $\mu_{m,t}(q) = (1/N) \sum_{i=1}^N \mu_{i,t}(q)$ 表示市场组合在持有期收益率的无条件均值。

等式(5)将基于零成本投资组合的总期望收益分解成两个部分: $P(q)$ 表示股票收益率在时间序列上的可预测性; $\sigma^2[\mu(q)]$ 表示总收益中由股票收益率的横截面方差所导致的部分,它独立于 $P(q)$ 。

根据 Conrad, Gultekin and Kaul (1997) 以及 Conrad and Kaul (1998), 在实证检验时,对于等式(5)三个成分的估计,我们允许序列协方差具有时间独立的特征,具体而言:

$$- \hat{C}_1(q) = - \frac{1}{T(q) - 1} \sum_{t(q)=1}^{T(q)} C_{1,t}(q)$$

[5] 选取一段跳跃期的原因是为了避免市场的“微观结构效应”,如 Lo and MacKinlay (1990), Jegadeesh and Titman (1993, 1995)。目的在于减弱买卖价差(bid-ask spread)、价格压力(price pressure)和滞后反应效应(lagged reaction effects)等因素的影响,本文在研究中选取跳跃期为1个月。

[6] 虽然 WRSS 本身并未要求形成期与持有期相等,但本文的重点并非考察我国股市各种策略下的异常收益,因此我们只选取了二者相等的策略。这与 Lo and MacKinlay (1990), Conrad and Kaul (1998), Lewellen (2002), Chen and Hong (2002) 和 Jegadeesh and Titman (2002) 的研究也一致。另外,在研究中也考察了不同形成期和持有期交叉策略的收益,有兴趣的读者可以向作者索取更详细的形成期和持有期不等时的收益分解公式。

[7] Conrad and Kaul (1998) 等人的研究并没有给出公式(5)详细的推导过程,具体的推导过程可见孔东民 (2004)。

其中,

$$\begin{aligned} -C_{1,t}(q) &= -R_{m,t}(q)R_{m,t-1}(q) + \hat{\mu}_{m,t-1}^2(q) \\ &\quad + \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N [R_{i,t}(q)R_{i,t-1}(q) - \hat{\mu}_{i,t-1}^2(q)] \\ -O_1(q) &= \frac{1}{T(q) - 1} \sum_{t(q)=1}^{T(q)} Q_{1,t}(q) \end{aligned} \quad (6)$$

其中,

$$\begin{aligned} O_{1,t}(q) &= \frac{N-1}{N^2-1} \sum_{i=1}^N [R_{i,t}(q)R_{i,t-1}(q) - \hat{\mu}_{i,t-1}^2(q)] \\ \hat{\sigma}_t^2[\hat{\mu}(q)] &= \frac{1}{T(q) - 1} \sum_{t(q)=1}^{T(q)} \sigma_t^2(q) \end{aligned} \quad (7)$$

其中,

$$\sigma_t^2(q) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [\hat{\mu}_{i,t-1}^2(q) - \hat{\mu}_{m,t-1}^2(q)]^2 \quad (8)$$

在等式(6)、(7)和(8)中, $\hat{\mu}_{i,t-1}(q)$ 和 $\hat{\mu}_{m,t-1}(q)$ 表示形成期的可得样本均值, 为个股和市场组合在形成期的平均值; $T(q)$ 表示整个样本检验期间在持有期为 k 的情况下所构造的总的组合数目。

(三) 异常收益的因子定价模型分解

考虑一个股票收益率服从 K -因子模型的情况, 允许股价反映当期和滞后一期的因子, 收益率过程如下:

$$R_{i,t} = \mu_i + \sum_{k=1}^K (b'_{0,i,k} f_{t,k} + b'_{1,i,k} f_{t-1,k}) + e_{i,t} \quad (9)$$

其中, μ_i 表示股票 i 的无条件期望; $e_{i,t}$ 反映时期 t 的公司特质; $b'_{0,i,k}$ 和 $b'_{1,i,k}$ 分别表示在时期 t 股票 i 对当期和滞后 1 期的第 k 个因子的敏感性。不失一般性, 令所有因子正交, 对于 $i \neq j$ 使得 $E(f_{t,i}, f_{t,j}) = 0$, 并且 $E(f_{t,k}^2) = \sigma_{f_k}^2$; 由于 $f_{t,k}$ 为非期望的因子, 因此 $\text{cov}(f_{t,k}, f_{t-1,j}) = 0$; 由于股票收益率可被共同因子完全捕捉, 因此对于任意的 $i \neq j$, $\text{cov}(e_{i,t}, e_{j,t-1}) = 0$ 。

容易看到, 对于第 k 个因子, 如果股票反应不足, 那么有 $b_{1,i,k} > 0$, 反之, 则 $b_{1,i,k} < 0$; 股价对于公司特质信息反应不足的情况下, e_i 呈现正的序列相关, 反之, 则呈现负的序列相关。

将公式(9)、(2)和(3)代入公式(4), 并在等号两端取期望, 可得:

$$\begin{aligned} E[\pi_t(q)] &= E\left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [R_{i,t-1}(q) - R_{m,t-1}(q)] R_{i,t}(q)\right] \\ &= \Omega(q) + \sum_{k=1}^K \delta_k(q) \sigma_{f_k}^2(q) + \sigma^2[\mu(q)] \end{aligned}$$

$$= P'(q) + \sigma^2[\mu(q)] \quad (10)$$

其中, $\sigma^2[\mu(q)]$ 的含义与公式(5)相同, $\Omega(q)$ 和 $\delta_k(q)$ 分别为:

$$\Omega(q) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{cov}[e_{i,t}(q), e_{i,t-1}(q)] \quad (11)$$

$$\delta_k(q) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [b_{0,i,k}^{t-1}(q) - \bar{b}_0^t(q)][b_{1,i,k}^{t-1}(q) - \bar{b}_1^t(q)] \quad (12)$$

在等式(12)中, $\bar{b}_0^t(q)$ 和 $\bar{b}_1^t(q)$ 分别表示 $b_{0,i,k}^t(q)$ 和 $b_{1,i,k}^t(q)$ 的横截面均值。

易知, $\Omega(q)$ 表示股票收益率中异质成分的序列协方差均值, 它由股价对于公司特质信息所决定。如果股价对公司特质信息反应过度, 那么下一期的价格修正将会使得 $\Omega(q)$ 为负, 此时反转策略可获利, 反之亦然。 $\delta_k(q)$ 表示在时间序列上, 股价对于共同因子反应差异之乘积的平均值。如果 $\delta_k(q) < 0$, 反转策略可获利, 反之亦然。

与等式(5)类似, 等式(9)也将基于零成本投资组合的总期望收益分解成两个部分: $P'(q)$ 表示股票收益率在时间序列上的可预测性; $\sigma^2[\mu(q)]$ 表示总收益中由股票收益率的横截面方差所导致的部分, 它独立于 $P'(q)$ 。

在后面的实证检验中, 我们与 Chen and Hong(2002)一致, 对以下单因子模型进行估计:

$$R_{i,t-1}(q) = \mu_i(q) + b_{0,i}^{t-1}f_{t-1}(q) + b_{1,i}^{t-2}f_{t-2}(q) + e_{i,t-1}(q) \quad (13)$$

其中, $f_{t-1}(q)$ 为从时期 $t-1$ 到时期 t 的基于加权平均法计算的市场收益率, 其计算公式为:

$$f_{t-1}(q) = \prod_{j=1}^q (1 + f_{t-1,j}) - 1 \quad (14)$$

这里, $f_{t-1,j}$ 表示在持有期内第 j 个单位时期的市场收益率。

(四) 一个基准的随机游走模型

假定股价服从一个有漂移的随机游走过程, 并以此作为后文分析的基准。在该假设下, 任一股票的收益率可以表达为:

$$R_{i,t}(q) = \mu_i(q) + \eta_{i,t}(q) \quad i = 1, \dots, N \quad (15)$$

其中, $\mu_i(q)$ 为个股 i 收益率的无条件均值, $\eta_{i,t}(q)$ 为随机分布项并满足下式:

$$E[\eta_{i,t}(q)\eta_{i,t-1}(q)] = 0, \text{ 对于任意的 } i \neq j, \text{ 以及 } k \neq 0$$

在随机游走模型的基础上, 易知, 对于任意 i, j, k , 有 $P(q) = C_1(q) = O_1(q) = 0$ 以及 $P'(q) = \Omega(q) = \sum_{k=1}^K \delta_k(q)\sigma_{f_k}^2(q) = 0$ 。相应地, 等式(5)和(10)则简化为:

$$E[\pi_i(q)] = \sigma^2[\mu(q)] \quad (16)$$

根据等式(16),即使股价完全无法预测,但只要保证样本股票的收益率在横截面上有所差异,那么惯性策略还是可以获利的,其大小为 $\sigma^2[\mu(q)]$ 。可以看到,此时投资策略的收益和任何时间序列的可预测性都无关,它的实现仅仅是证券价格遵循随机游走的结果。这个由横截面差异所带来的收益只有在所有股票价格运动都服从同样的变动时才会消失,而要求所有的股票分布都服从同样的行为显然是不可能的。

由等式(15)可知, $\mu(q) = q\mu(1)$,进一步可推导得出

$$\sigma^2[\mu(q)] = q^2 \sigma^2[\mu(1)]$$

将其代入等式(16),得:

$$E[\pi_i(q)] = \sigma^2[\mu(q)] = q^2 \sigma^2[\mu(1)] \quad (17)$$

从上式可以看出,在股价随机游走的假设下,惯性策略的期望收益随着持有期的提高呈几何增长。因此我们可以比较真实中的惯性收益与根据等式(17)所计算结果的大小,并根据二者之差来推断市场中时间序列可预测性在异常收益中的所占的贡献度。

基于以上的分析,可以得到如下结论:就横截面风险和时间序列可预测性来说,在一个存在惯性收益的市场,并不能直接推断二者的重要程度,但在反转策略可以获利的市场,则能够较为稳妥地推断,时间序列的可预测性要显著于横截面风险,而且这种时间序列特征所导致的惯性收益为负,也即市场是过度反应的。

三、样本的选取和说明

本文研究的样本为深沪两地上市的A股。股票价格为经过除权等调整的可比价格,取自中国经济研究中心的色诺芬(SinoFin)数据库,其余数据来源为中国股票市场交易数据库系统(CSMAR),检验区间为1994年1月1日到2003年12月31日。为了尽量扩大样本并避免上市公司的存活偏差,本文在检验时并未采取固定样本的方式,而是在任一时刻的组合都包括截止到当时上市所有公司的股票。此外,对于退市、ST或PT的公司^[8],凡是在相应事件发生之前,

[8] 一名审稿人指出,“因为ST股票股价具有独特的波动特性、流动性特征和5%的涨跌幅限制,所以样本中包括曾经有过ST股票或PT股票是否合适有待于商榷”。在本文的检验中确实存在这个问题,但是考虑到文章在样本期间为1994至2003年的情况下检验了两组样本(具体参见第四部分),在第二组样本中并未包括ST/PT类样本,可以看到两组样本的检验结果非常一致,因此本文的这种处理可能会对结果造成一定影响,但不会影响到文章的结论。此外,对于某个月有缺失的股票,在涉及缺失月份时不纳入组合,但在其他月份则按正常计算,这样的处理一是避免了存活偏差,也是考虑到如果在较长期间内有所交易的样本因为个别月份没有交易就加以剔除有失合理性,因此本文最终采取了现有的处理方式。

均按照正常公司对待;某个月有缺失的股票,在涉及缺失月份时不纳入组合,但在其他月份则按正常计算;上市时间小于6个月,即2003年6月1日之后上市的样本,加以剔除。

为了和 Conrad and Kaul 的研究方法保持一致,本文在收益的选择上使用了购买并持有策略的异常收益 (buy-and-hold abnormal return, BHAR),而未采用累积异常收益 (cumulative abnormal return, CAR)。根据 Conrad and Kaul (1993), Barber and Lyon (1997), BHAR 的优点在于“更真实地反映投资者的经验”,且能够反映 CAR 所忽略的月份混合效应。^[9]

在零成本投资组合的情况下,因为投资策略是同时买卖赢家投资组合与输家投资组合,并无真实投资,故计算所得的结果为收益(回报)而非收益率 (Lo and MacKinlay, 1990; Lehman, 1990; Conrad and Kaul, 1993),考虑到本文所关心的仅仅是收益是否显著以及各收益来源的贡献程度,因此未对结果按照持有期月份加以调整。

最后,由于我国股市的有效样本期间总体长度较短,仅为10年,可能会导致研究构建的组合数目过少。根据 Conrad and Kaul (1998) 和 Jegadeesh and Titman (2002),为避免小样本偏差 (small sample bias)^[10],本文使用每次仅移动1个月的重叠期间 (overlapping holding periods) 法,对于因重叠期间法所造成的样本序列自相关与异方差现象,则按照 Newey-West (1987) 的方法进行修正。在所有的形成期和持有期之间均有1个月的跳跃期。^[11]

[9] 有的学者认为市场异常收益的衡量应该采用 CAR。例如 Fama (1998), Mitchell and Stafford (2000) 曾指出,采用 CAR 的好处在于:(1) CAR 不易受“坏模型”的影响;(2) CAR 使用月份的日历时间组合,能自动将横截面关系考虑进组合方差;(3) CAR 所估计的分布接近正态,可以使用传统的统计检验。但总体上说,CAR 容易产生正的统计偏差,而 BHAR 则与之相反。一般来说,为了使结论更加稳妥,倾向于在反应不足的情况下使用 CAR,而在反应过度的情况下使用 BHAR。从有关研究来看,我国股市往往是呈现过度反应的,所以选用 BHAR 比较合适。

[10] Fuller (1976) 首先证明了小样本情况下,样本均值的错误估计将会使估计出的协方差偏小。Conrad and Kaul (1998) 则进一步证明了偏小的协方差会导致策略收益在分解时出现偏差,所以他们选用重叠期间的方法来尽量避免该偏差。

[11] 根据审稿人的建议,对全部市场个股和组合进行收益的平稳性检验,采用 ADF (增广迪基-富勒, Augmented Dicky-Fuller) 检验考察相应序列是否存在单位根。其中,全部市场个股是指在整个检验期间都有交易数据的样本。结果发现在 0.10 的显著性水平上,全部序列都拒绝存在单位根的零假设,这说明本文的数据特征符合平稳性前提。此外,在各种策略下相应组合的收益形成以后,也对 49 个组合收益序列进行了检验,发现对于全部的 7 种交易期间而言,仅仅在交易期间超过 24 时,部分结果无法拒绝存在单位根的零假设,因为 24 和 36 分别对应了 2 年和 3 年,此种情况下的序列样本量非常小(如策略 [36, 36] 下,样本序列只有 48 个),检验结果可能受小样本影响而有所偏差。考虑到全部的平稳性检验结果较多,所以文中未给出详细的报告,感兴趣的读者可以向作者索取该检验数据及结果(当然,也包括本文的其他未报告的所有相应检验结果)。