

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:

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

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

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外汇期权定价实证研究
..... 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:

$$R_{it} - RF_t = \alpha_i + \beta_i^{\text{MKT}} \text{MKT}_t + \beta_i^{\text{SMB}} \text{SMB}_t + \beta_i^{\text{HML}} \text{HML}_t + \beta_i^{\text{UMD}} \text{UMD}_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

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						
	均值	方差	最小值	上四分位数	中位数	下四分位数	最大值
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_i 、 MKT_i 、 SMB_i 、 HML_i 和 UMD_i 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 购额	-0.0311	1.0103	-0.7764	-0.4662	-0.4657	0.5418	0.0168	0.5924
	隐性 申购额	-0.0479	1.0212	-0.7077	-0.4164	-0.4406	0.5141		
等值 加权	净申 购额	-0.0283	1.0035	-0.7523	-0.4271	-0.4444	0.5381	0.0219	0.4425
	隐性 申购额	-0.0503	1.0222	-0.7138	-0.4376	-0.4432	0.5179		
净申 购额	净申 购额	-0.0333	1.0403	-0.7699	-0.4814	-0.4608	0.5454	0.0163	0.6793
	隐性 申购额	-0.0496	1.0142	-0.6933	-0.3702	-0.4364	0.5055		
隐性 申购额	净申 购额	-0.0311	1.0357	-0.7498	-0.4467	-0.4428	0.5428	0.0196	0.6053
	隐性 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_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		
等值 加权	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		
	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 购额	0.4645	0.8276	-0.7814	-0.1847	-0.4735	-0.0108	0.8839	
		隐性 申购额	0.4752	0.8452	-0.8036	-0.1438	-0.5132			
	等值 加权	净申 购额	0.5034	0.9071	-0.7721	-0.1821	-0.4837	0.0259	0.8223	
		隐性 申购额	0.4775	0.8455	-0.8041	-0.1577	-0.5080			
	牛市	资产 加权	净申 购额	0.4672	0.8333	-0.7807	-0.1845	-0.4742	0.0049	0.9411
			隐性 申购额	0.4623	0.8232	-0.8038	-0.1464	-0.5076		
等值 加权		净申 购额	0.5034	0.9071	-0.7721	-0.1821	-0.4837	0.0407	0.7053	
		隐性 申购额	0.4627	0.8222	-0.8057	-0.1530	-0.5058			
牛市	资产 加权	净申 购额	0.0271	0.6152	-0.7682	-0.4860	-0.4600	0.0285	0.5152	
		隐性 申购额	-0.0013	0.6127	-0.6954	-0.4758	-0.4275			
	等值 加权	净申 购额	0.0308	0.6061	-0.7362	-0.4337	-0.4316	0.0353	0.3566	
		隐性 申购额	-0.0044	0.6139	-0.7035	-0.5041	-0.4309			
牛市	资产 加权	净申 购额	0.0273	0.6185	-0.7601	-0.4870	-0.4471	0.0358	0.4873	
		隐性 申购额	-0.0085	0.6320	-0.6793	-0.4119	-0.4241			
	等值 加权	净申 购额	0.0302	0.6124	-0.7334	-0.4407	-0.4231	0.0723	0.3038	
		隐性 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

金;与熊市相比,在牛市情况下两类基金的业绩差异变大,但这些业绩差异均未通过显著性检验。因此,市场环境的变化不会产生“聪明理财”效应。那么,如何解释中国开放式基金市场中这种资金“不聪明理财”的现象?主要由于我国股票型基金成立时间较短,与成熟市场基金投资者相比,我国基金投资者本身不掌握预测基金业绩的信息或者不具备预测基金业绩的能力。

4. 投资者赎回、申购行为的决定因素分析

由前面的实证研究,我们发现投资者通过申购与赎回行为并不能够追求到较高的投资收益,那么决定投资者申购与赎回行为的因素又是什么呢? Keswani and Stolin(2008)的研究认为,基金公司的前期业绩和投资者赎回、申购行为变量的前期值是决定投资者申购与赎回行为当期值的关键因素。我们分别以申购份额、赎回份额、净申购份额和隐性申购额的当期值为因变量,以基金公司的前期名义业绩——基金单位净值增长率以及因变量的滞后一期值为自变量,以基金公司的年龄、净资产的对数值、管理费用率、董事会规模以及独立董事所占比例为控制变量,建立回归模型。估计结果见表5。^[5]

表5 投资者申购、赎回行为决定因素分析

因变量	主要自变量参数估计结果及显著性检验				R ²
	滞后因变量	p 值	Performance	p 值	
申购份额	0.2804b	0.0492	0.2918b	0.0448	0.2677
赎回份额	0.0257	0.8724	-0.5331a	0.0027	0.3785
净申购份额	0.0789	0.5419	0.3602b	0.0160	0.3432
隐性申购额	0.0429	0.7602	0.6398a	0.0015	0.3542

注:a、b、c 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平下显著。

由表5的估计结果我们发现,因变量不同的四个模型中,基金的申购行为与反映基金前期名义业绩的自变量——Performance 正相关,而赎回行为与其负相关,且回归系数显著,这说明基金公司过去的名义业绩能够解释投资者当期的申购与赎回行为,也就是说投资者在申购或赎回基金时主要考虑的因素之一是基金过去的业绩;四个模型中滞后因变量的回归系数中仅申购份额系数显著,其他均不显著,这说明投资者自身的申购行为具有持续性,而赎回行为缺乏持续性,根据投资者过去赎回行为很难预测未来的申购与赎回行为。

[5] 与 Keswani and Stolin(2008)的研究方法相比,我们增加了反映基金公司治理情况的控制变量、董事会规模和独立董事所占比例。另外,为了突出重点并使表5简洁易读,我们略去了控制变量的估计结果。

5. 投资者的申购与赎回活动能够预测基金的业绩吗?

由前面的实证结果我们发现,基金公司前期业绩是投资者当期申购与赎回活动的决定因素,而中国开放式基金市场中的“聪明理财”效应并不显著。那么,基金公司当期业绩与投资者前期申购与赎回活动间又存在怎样的联系呢?是否可以通过投资者的基金申购与赎回行为预测基金公司未来业绩? Carhart (1997)认为管理费用率较高,会降低基金公司未来业绩;Chen, Hon, Huang and Kubik(2004)的研究中检验了基金公司规模对基金公司业绩的影响,他们认为由于规模不经济的原因,大型基金公司的业绩较差;而 Jensen(1993)则从公司治理的角度研究了董事会规模对公司业绩的影响,他们认为董事会规模过大会降低公司效率;Weisbach(1998)认为公司独立董事的比例越高,对公司经理的监督就越好,有利于提高公司业绩。综合以往研究,本部分我们以反映基金业绩的变量——Alpha 当期值为因变量,分别以前期净申购份额(Jsgfe)、基金业绩滞后值(Lag(Alpha))、基金年龄(Age)、基金净资产对数值(Size)、基金管理费用率(Fee)、董事会规模(BS)和独立董事比例(ID)为预测因素,建立五个回归模型,估计结果见表 6:

表 6 基金业绩预测因素分析

自变量	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五
Intercept	-0.0098 (0.3947)	-0.0052 (0.6608)	-0.0760 (0.7575)	0.0471 (0.5640)	-0.0667 (0.8022)
Jsgfe	-0.0231 (0.6189)	-0.0335 (0.4707)	-0.0359 (0.4834)	-0.0329 (0.4788)	-0.0335 (0.5180)
Lag(Alpha)		0.1248 (0.1309)	0.0962 (0.2505)	0.1265 (0.1292)	0.0953 (0.2701)
Age			0.0284c (0.0589)		0.0335c (0.0535)
Size			0.0038 (0.6358)		0.0020 (0.8108)
Fee			-8.0112c (0.0885)		-7.1982c (0.0662)
BS				-0.0085 (0.1768)	-0.0045 (0.5180)
ID				0.0669c (0.0630)	0.0988b (0.0493)
R ²	0.0041	0.0416	0.0941	0.0756	0.1095

注:括号中的数值为显著性概率;a、b、c 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平下显著。

由表6我们可以看出,在五个模型中,前期净申购额的回归系数均不显著,这说明很难通过基金的前期净申购额来预测基金的未来业绩;基金业绩滞后值与基金未来业绩有正相关关系,但这种关系并不显著,这说明我国股票型基金业绩的持续性较差;基金年龄对基金未来的业绩有显著的正向影响,基金年龄越大,未来业绩越好,而基金规模的正向影响却不显著;基金管理费用率对基金未来业绩有显著的负向影响,印证了 Carhart(1997)得出的结论;尽管董事会规模变量的符号与预期的一致,但它对基金未来业绩的负向影响并不显著;独立董事的比例对提升基金的未来业绩确实有推动作用,与 Weisbach(1998)得出的结论相一致。由以上分析我们发现,基金年龄、基金管理费用率和独立董事比例是预测基金未来业绩的有效因素,而基金净申购额等因素的预测能力有限,再次证明中国股票型基金市场中的“聪明理财”效应不显著。

四、结 论

投资者从基金买卖行为中获得的收益,是衡量其选择基金能力的重要标准。在“聪明理财”效应存在的前提下,投资者基金申购与赎回行为与基金未来业绩之间应呈现出显著的关系,资本会自动流向收益率较高的基金。在中国开放式基金市场中,“聪明理财”效应的存在性问题深受学术界与实务界关注。本文基于对基金自身业绩与投资者基金申购与赎回行为关系的实证分析,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。本文结论如下:

(1) 通过研究投资者前期基金申购与赎回行为以及基金当期业绩,我们发现前一季度申购额、赎回额、净申购额和隐性申购额较大的基金与较小的基金相比,在本季度中的业绩并没有出现显著差异,这说明中国股票型基金市场中的“聪明理财”效应不显著;

(2) 不同的市场行情均不会产生“聪明理财”效应;

(3) 基金公司过去的业绩能够解释投资者当期的申购与赎回行为,基金投资者的申购行为具有持续性;

(4) 基金年龄、基金管理费用率和独立董事比例是预测基金未来业绩的有效因素,而基金净申购额等因素的预测能力有限,基金公司业绩不具有显著的持续性。

参考文献

- [1] 李曜,2003,从行为金融学看基金的赎回现象、分红及基金经理选择,南京大学2003年行为金融学国际研讨会入选论文。
- [2] 刘志远、姚颐,2004,开放式基金的“赎回困惑”现象研究,《证券市场导报》,第2期。
- [3] 陆蓉、陈百助、徐龙炳、谢新厚,2007,基金业绩与投资者的选择——中国开放式基金赎回异常现象的研究,《经济研究》,第6期,第39—50页。
- [4] 杨湘豫、谭国威,2007,开放式基金经理与热手的实证研究,《系统工程》,第6期,第45—48页。
- [5] Carhart, M. M., 1997, On persistence in mutual fund performance, *Journal of Finance*, 52, 57—82.
- [6] Chen, J., H. Hong, M. Huang, and J. Kubik, 2004, Does fund size erode mutual fund performance? The role of liquidity and organization, *American Economic Review*, 95, 1276—1302.
- [7] Fama, E., and K. French, 1993, Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics*, 33, 3—56.
- [8] Ferris, S., and X. Yan, 2007, Do independent directors and chairmen matter? The role of boards of directors in mutual fund governance, *Journal of Corporate Finance*, 13, 392—420.
- [9] Grinblatt, M., and S. Titman, 1993, Performance measurement without benchmarks: An examination of mutual fund returns, *Journal of Business*, 66, 47—68.
- [10] Gruber, M., 1996, Another puzzle: The growth in actively managed mutual funds, *Journal of Finance*, 51, 783—810.
- [11] Jegadeesh, N., and S. Titman, 1993, Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency, *Journal of Finance*, 48, 65—91.
- [12] Jensen, M., 1993, The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control systems, *Journal of Finance*, 48, 831—880.
- [13] Keswani, A., and D. Stolin, 2008, Which money is smart? Mutual fund buys and sells of individual and institutional investors, *Journal of Finance*, 63, 85—118.
- [14] Sapp, T., and A. Tiwari, 2004, Does stock return momentum explain the “smart money” effect? *Journal of Finance*, 59, 2605—2622.
- [15] Weisbach, M., 1998, Outside directors and CEO turnover, *Journal of Financial Economics*, 20, 431—460.
- [16] Wermers, R., 2003, Is money really “smart”? New evidence on the relation between mutual fund flows, manager behavior, and performance persistence, Unpublished working paper, University of Maryland.
- [17] Zheng, L., 1999, Is money smart? A study of mutual fund investors’ fund selection ability, *Journal of Finance*, 54, 901—933.

Can Mutual Fund Investors Identify Good Funds? Empirical Evidence of the “Smart Money” Effect in China’s Equity Mutual Funds

Chao Chen

(School of Management, Fudan University)

Zuoyuan Yan

(School of Business, Nankai University)

Abstract Recently, the “smart money” effect has attracted tremendous attention from finance community. Studying the relationship between mutual fund performance and investors’ fund flows and redemptions, we are able to show whether Chinese equity fund investors have the ability to select good mutual funds. This paper finds that the relation between fund investors’ investment activities and the future performance of their selected funds is insignificant. We conclude that the “smart money” effect does not exist in Chinese equity mutual fund investors.

Key Words “Smart Money” Effect, Fund Performance, Fund Flow, Fund Redemption

JEL Classification G11, G14, G23

基于双指数跳跃扩散 模型的外汇期权定价实证研究

史永东 李君初*

摘要 为描述资产收益率,布朗运动与正态分布在 B-S 期权定价模型中得到了普遍应用,但实证研究存在两个问题:尖峰厚尾和波动率微笑。Kou (2002)提出的双指数跳跃扩散模型(DEJD)不仅能很好地解决这两个问题,而且又能匹配出资产收益率的主要特征。该模型自提出后,取得了广泛的认同,然而该模型的实证研究却少有人问津。本文采用一年 EUR/USD 外汇高频数据,实证研究了双指数跳跃扩散模型在期权定价中的应用。首先,采用卡尔曼滤波消除高频数据的市场微观结构噪声,将交易价格或买卖报价分解为有效价格和噪声;其次,基于 Barndorff-Nielsen and Shephard (2004)提出的双幂次变动方差,提出了一个无参数的实际模型用以侦测高频数据跳跃,将跳跃成分从有效价格当中分离出来;最后,利用双指数跳跃扩散模型将所得到的数据进行欧式期权定价,进而与 B-S 模型以及实际期权报价进行比较。在此基础上,从实证的角度,解释了模型参数的经济学意义。结论显示,双指数跳跃扩散模型同实际报价相比明显优于 B-S 模型,其精度要比 B-S 模型高出三倍以上,同时也说明了跳跃参数的引入对期权定价而言精度有显著的提高。

关键词 市场微观结构噪声,卡尔曼滤波,已实现方差,双指数跳跃扩散模型,期权定价

一、引言

在金融学领域,对资产进行定价,首先要对资产价格的动态变化进行描述。

* 史永东,东北财经大学应用金融研究中心和金融学院教授;李君初,东北财经大学应用金融研究中心和金融学院硕士研究生。通信作者及地址:史永东,大连市东北财经大学金融学院,116025;E-mail: ydshi@263.net。感谢匿名审稿人,其辛勤的劳动和富有建设性的意见使论文质量有了较大的提高。

资助项目:国家自然科学基金(70671019; 70871019);教育部人文社会科学重点研究基地中国人民大学应用统计科学研究中心重大项目(06JJD910002);教育部跨世纪优秀人才项目(NCET-06-0294);辽宁省教育厅创新团队项目(2006T042);辽宁省优秀人才项目(2006R19)。

自随机过程广泛应用于金融产品的定价策略以来,股价、汇率、利率等的变动过程大都假设其遵循所谓的扩散模式,也就是说价格变化是连续且密接发生的,不会有跳跃或不连续的情形产生。但该观点受到了极大的挑战,越来越多的实证研究表明,无论是股价、汇率还是利率的变化过程,皆会有不连续的行为发生(Rogers, 1997; Barndorff-Nielsen and Shephard, 2001)。仅用适合连续变动的扩散模式不足以揭示其变化过程,必须运用适当的模式才能获得较完善的解释。忽略跳跃因素对衍生性金融品的定价和避险运用而言,可能造成毁灭性风险(Kou, 2002)。

1976年, Merton首次建立了标的资产价格的跳跃扩散模型,该模型由线性漂移、布朗运动、复合泊松过程三部分组成。布朗运动代表正常的价格变异,复合泊松过程则代表由于信息的来临所造成的非正常价格波动。进一步, Merton在跳跃大小、跳跃风险为正态分布的假设条件下研究了期权定价问题,给出了欧式买入卖出期权的封闭解。该模型自发表之后,便成为考虑发生不连续变化的标准模式,取得了广泛的认同。但遗憾的是,该模型无法刻画资产收益率经验分布的尖峰和非对称特征及期权定价中的波动率微笑特征。目前的大部分研究就是针对以上缺陷对B-S模型进行修正。其中,描述收益率分布的尖峰和非对称特征的文献有Rogers(1997)等的混沌理论、Barndorff-Nielsen and Shephard(2001)的广义抛物线模型、Andersen(1996)的时变布朗运动模型;解释波动率微笑特征的主要有Hull and White(1987)的随机波动模型、Cox and Ross(1976)的CEV模型等。但有些模型很难获得期权定价的解析解,即使能获得欧式买入或卖出期权的解析解,但对利率衍生品以及路径依赖期权往往无能为力。为解决这两个问题, Kou(2002)提出了双指数跳跃扩散模型(DEJD)。其主要特点是:首先,该模型能体现资产收益率的尖峰和非对称特征及波动率微笑特征;其次,模型本身自相容,即不存在套利机会;再者,模型非常简单。由于指数分布的无记忆性,模型不仅能够求得欧式买入卖出期权的封闭解,而且能求出路径依赖型期权及利率衍生品的封闭解, Kou and Wang(2004)、Lipton(2002)和Sepp(2003)已应用双指数模型对永久美式期权、障碍期权、回望期权进行了研究。

随着双指数跳跃扩散模型被人们所熟知,在该模型框架下, Metayer(2003)将其应用到债券, Wong and Lau(2007)则对权证进行了研究。但是,他们在实际应用过程当中,模型的参数往往是人为给定的,正如Huang and Huang(2003)所指出的那样:没有对该模型进行参数估计的研究。虽然将双指数跳跃扩散模

型应用于资产定价、风险管理等领域的文献很多,但对该模型进行参数估计的文献并不多见,同时进行参数估计和资产定价的文献更是微乎其微。而对模型参数进行估计,进而研究其变动对模型的影响是十分必要的,因为它能恰当地体现模型的内在结构。本文试图从高频数据的市场微观结构理论出发,通过双指数跳跃扩散模型,进而进行期权定价,把这种内在结构和内在价值统一呈现出来,使我们对资产价格运动有一个更清晰的认识。

本文其余部分安排如下:第2部分描述了基本模型并给出了欧式期权定价的解析解;第3部分讨论了基于高频数据的跳跃参数的估计问题;第4部分引入了卡尔曼滤波,对高频数据下市场微观结构噪声进行处理;第5部分是经验研究,并将采用双指数跳跃扩散模型进行定价的结果与B-S模型的结果和实际期权价格进行了比较。在此基础上,第6部分对模型的内在结构进行了阐述,从实证角度解释了模型参数的经济学含义。第7部分为本文结论和进一步研究方向。

二、基本模型

在阐述双指数跳跃扩散模型之前,先引入帕累托-贝塔跳跃扩散模型(PB-JD)。该模型认为好信息和坏信息由两个独立泊松过程所激发,跳跃量则分别由帕累托分布和贝塔分布所控制(Ramazani and Zeng, 2007)。

以 S_t 表示资产在 t 时刻的价格,并且遵循如下过程:

$$\frac{dS_t}{S(t-)} = \mu dt + \sigma dW(t) + \sum_{j=u,d} (V_{N^j(\lambda_j t)} - 1) dN^j(\lambda_j t) \quad (1)$$

μ 为漂移量, σ 为波动率, $W(t)$ 为标准布朗运动, V^j 为跳跃量, $N^j(\lambda_j t)$ 为复合泊松过程,其强度参数 $\lambda^j(j=u,d)$ 分别代表向上、向下跳跃。假设向上跳跃量($V^u > 1$)服从帕累托分布(η_u),则其密度函数为 $f_{V^u}(x) = \eta_u/x^{\eta_u+1}$;同样假设向下跳跃量($0 < V^d < 1$)服从贝塔分布,则其密度函数为 $f_{V^d}(x) = \eta_d/x^{1-\eta_d}$ 。

假设 V 为独立同分布非负随机变量,令 $Y = \ln(V)$ 表示资产取自然对数情况下的随机跳跃量。如果布朗运动、泊松过程以及随机跳跃量彼此独立,PBJD模型中分别激发好坏信息的两个泊松过程就可以简化为一个,即转化为双指数跳跃扩散模型(DEJD):

$$\frac{dS_t}{S(t-)} = \mu dt + \sigma dW(t) + (e^Y - 1) dN(t) \quad (2)$$

其中 $N(t)$ 为泊松过程, 强度为 $\lambda = \lambda_u + \lambda_d$, 其他各变量同公式(1)。

由 Ito 引理, 得价格自然对数遵循的跳跃扩散过程为:

$$d(\ln S) = \left(\mu - \frac{\sigma^2}{2} \right) dt + \sigma dW(t) + Y dN(t) \quad (3)$$

其中 Y 遵循非对称双指数分布, 其密度函数为:

$$f_Y(y) = p \times \eta_u \times e^{-\eta_u y} I_{(y \geq 0)} + q \times \eta_d \times e^{\eta_d y} I_{(y < 0)} \quad (4)$$

其中 $p = \lambda_u / (\lambda_u + \lambda_d)$, $q = 1 - p$ 分别代表正负跳跃的概率; $0 < 1/\eta_u < 1$, $1/\eta_d > 0$ 分别代表正负跳跃的平均跳跃量。之所以设定 $\eta_u > 1$, 是为确保 $E(V) < \infty$ 及 $E(S(t)) < \infty$, 也就是说平均向上跳跃不能超过 100%。

为了进行期权定价, 需在风险中性的概率测度中加以衡量, 则式(2)重新定义为:

$$\frac{dS_t}{S(t-)} = (r - \lambda m) dt + \sigma dW(t) + (e^Y - 1) dN(t) \quad (5)$$

r 为无风险利率, $m = p^* \eta_1 / (\eta_1 - h) + q^* \eta_2 / (1 + \eta_2) - 1$, 为补偿项, 其他变量的意义同公式(1)。但是风险中性测度下的参数 $\hat{p}, \hat{q}, \hat{\eta}_1, \hat{\eta}_2, \hat{\lambda}$ 同现实世界所得的参数是存在着差异的 (Le Courtois and Quittard-Pinon, 2006):

$$\begin{aligned} \hat{p} &= p \eta_1 / \zeta (\eta_1 - h) \\ \hat{q} &= 1 - \hat{p} \\ \hat{\eta}_1 &= \eta_1 - h \\ \hat{\eta}_2 &= \eta_2 + h \\ \hat{\lambda} &= \lambda \zeta \\ \zeta &= m + 1 \end{aligned} \quad (6)$$

h 为风险中性参数, 在研究中取值为 1。

双指数跳跃扩散模型有两个重要性质, 对其定价而言十分重要。首先是双指数分布的无记忆性; 其次是 Hh 函数。基于这两条性质, Kou (2002) 给出了双指数跳跃扩散模型下的欧式买入及卖出期权定价公式。我们对该公式进行修正得到欧式外汇期权定价公式为:

$$\begin{aligned} \psi_c(0) &= S(0) e^{-rT} a_1 \sum_{n=1}^{\infty} \pi_n \sum_{k=1}^n P_{n,k} (\sigma \sqrt{T} \eta_1)^k I_{k-1} \left(h; 1 - \eta_1, -\frac{1}{\sigma \sqrt{T}}, -\sigma \eta_1 \sqrt{T} \right) \\ &+ S(0) e^{-rT} a_2 \sum_{n=1}^{\infty} \pi_n \sum_{k=1}^n Q_{n,k} (\sigma \sqrt{T} \eta_2)^k I_{k-1} \left(h; 1 + \eta_2, \frac{1}{\sigma \sqrt{T}}, -\sigma \eta_2 \sqrt{T} \right) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& -Ke^{-r_d T} d_1 \sum_{n=1}^{\infty} \pi_n \sum_{k=1}^n P_{n,k} (\sigma \sqrt{T} \eta_1)^k I_{k-1} \left(h; -\eta_1, -\frac{1}{\sigma \sqrt{T}}, -\sigma \eta_1 \sqrt{T} \right) \\
& -Ke^{-r_d T} d_2 \sum_{n=1}^{\infty} \pi_n \sum_{k=1}^n Q_{n,k} (\sigma \sqrt{T} \eta_2)^k I_{k-1} \left(h; \eta_2, \frac{1}{\sigma \sqrt{T}}, -\sigma \eta_2 \sqrt{T} \right) \\
& + \pi_0 \{ S(0) e^{-r_f T} e^{-\lambda m T} \Phi(b_+) - Ke^{-r_d T} \Phi(b_-) \} \tag{7}
\end{aligned}$$

其中, r_d 为国内无风险利率, r_f 为国外无风险利率。

$$\begin{aligned}
b_{\pm} &= \frac{\ln(S(0)/K) + \left(r_d - r_f \pm \frac{\sigma^2}{2} - \lambda m \right) T}{\sigma \sqrt{T}} \\
a_i &= e^{-(\lambda m + \frac{\sigma^2}{2})T} d_i, \quad d_i = \frac{e^{(\sigma \eta_i)^2 T/2}}{\sigma \sqrt{2\pi T}}, \quad i = 1, 2 \\
h &= \ln\left(\frac{K}{S(0)}\right) + \lambda m T - \left(r_d - r_f - \frac{\sigma^2}{2} \right) T \\
P_{n,k} &= \sum_{i=k}^{n-1} \binom{n-k-1}{i-k} \binom{n}{i} g\left(\frac{\eta_1}{\eta_1 + \eta_2}\right)^{i-k} \left(\frac{\eta_2}{\eta_1 + \eta_2}\right)^{n-i} p^i q^{n-i}, \quad 1 \leq k \leq n-1 \\
Q_{n,k} &= \sum_{i=k}^{n-1} \binom{n-k-1}{i-k} \binom{n}{i} g\left(\frac{\eta_1}{\eta_1 + \eta_2}\right)^{n-i} \left(\frac{\eta_2}{\eta_1 + \eta_2}\right)^{i-k} p^{n-i} q^i, \quad 1 \leq k \leq n-1 \\
P_{n,n} &= p^n, \quad Q_{n,n} = q^n, \quad \pi_n := P^*(N(T) = n) = e^{-\lambda T} (\lambda T)^n / n!
\end{aligned}$$

三、参数估计

在应用中,对双指数跳跃扩散模型的参数估计和经验分析很少关注。最重要的几个跳跃参数 $p, q, \eta_1, \eta_2, \lambda$, 一般都是人为给定的 (Metayer, 2003; Huang and Zhou, 2005; Wong and Lau, 2007)。基于此, Pedersen (1995) 将参数的估计值作为缺失值, 提出了从参数的条件后验分布中抽取参数值的马尔可夫链蒙特卡罗方法 (MCMC)。但该方法随着跳跃因子这个隐含变量的加入, 使得模型参数的维数大量增加。Ramezani and Zeng (2007) 则基于极大似然估计 (MLE) 对其参数进行了估计, 但该方法要求样本数必须足够大, 其次对跃迁密度也有很高的要求, 实际应用很难满足。Lin (1998) 在对台湾利率市场的跳跃扩散进行研究后表明: 随着采样频率的增大, 对跳跃的侦测能力显著提高。从经济学角度而言, 采样频率的增大, 信息的采集量自然也会增大, 因此低频数据对跳跃的研究相较于高频数据而言, 有着天生内在的缺陷性。得益于技术创新的进步, 高频数据的获取和存储变得便利起来。本文正是从高频数据出发来对模型的

参数进行估计。

对于连续时间 $t \geq 0$, 资产价格自然对数记为 $s(t)$, 假设市场无摩擦并且无套利, 则有:

$$ds(t) = \mu(t)dt + \sigma(t)dW(t) + y(t)dN(t), \quad 0 \leq t \leq T \quad (8)$$

$\mu(t)$ 为漂移, $\sigma(t)$ 为瞬时波动率, $W(t)$ 为标准布朗运动, $N(t)$ 为复合泊松过程, $y(t)$ 为跳跃量。为了将连续和跳跃成分加以分离, 以一日内的高频数据作为衡量单位, 其日内的几何收益率定义为:

$$r_{t,j} = s(t-1+j/M) - s(t-1+(j-1)/M), \quad j = 1, 2, \dots, M \quad (9)$$

其中 M 为采样频率。

应用渐进理论, Barndorff-Nielsen and Shephard (2004, 2006) 给出了日内收益率方差的两种衡量方法: 一种是广泛熟悉的已实现方差 (RV), 定义为:

$$RV_t = \sum_{j=1}^M r_{t,j}^2 \quad (10)$$

另外一种为双幂次变差 (BV):

$$BV_t = \mu_1^{-2} \left(\frac{M}{M-1} \right) \sum_{j=2}^M |r_{t,j}| |r_{t,j-1}| = \frac{\pi}{2} \left(\frac{M}{M-1} \right) \sum_{j=2}^M |r_{t,j}| |r_{t,j-1}| \quad (11)$$

其中: $\mu_a = E(|Z|^a)$, $Z \sim N(0, 1)$, $a > 0$ 。引入一个新息 μ_1^{-2} 到双幂次变差定义当中, 与已实现方差直接比较。随着采样频率 M 的无限增加, RV_t 和 BV_t 的逼近值不同, 即:

$$\lim_{M \rightarrow \infty} RV_t = \int_{t-1}^t \sigma^2(s) ds + \sum_{j=1}^{N_t} y_{t,j}^2 \quad (12)$$

$$\lim_{M \rightarrow \infty} BV_t = \int_{t-1}^t \sigma^2(s) ds \quad (13)$$

也就是说, 随着采样频率的增大, BV_t 不受跳跃的影响, 给出的是积分方差的一致估计。两者的差异部分则可视作纯跳跃的一致估计, 并以此作为侦测跳跃的基本思路, 即:

$$\lim_{M \rightarrow \infty} RV_t - \lim_{M \rightarrow \infty} BV_t = \sum_{j=1}^{N_t} y_{t,j}^2 \quad (14)$$

定义相对跳跃测度为:

$$RJ_t = \frac{RV_t - BV_t}{RV_t} \times 100\% \quad (15)$$

这一指标衡量的是日内跳跃对总价格方差过程的贡献率。假设资产的对数价格过程不存在跳跃, 则 RJ_t 应趋向于正态分布。 RJ_t 对跳跃规模的判定有一种

直观的传达,若想在条件标准差下衡量 $RV_t - BV_t$ 的规模,则还需估计 $\int_{t-1}^t \sigma^4(s) ds$ 。Andersen, Bollerslev and Diebold (2004) 建议使用对跳跃具有稳健性的已实现三幂次变差(TP),它是 Barndorff-Nielsen and Shephard (2004) 多幂次变差中的一种,定义为:

$$TP_t = M\mu_{4/3}^{-3} \left(\frac{M}{M-2} \right) \sum_{j=3}^M |r_{t,j}|^{4/3} |r_{t,j-1}|^{4/3} |r_{t,j-2}|^{4/3} \quad (16)$$

同时他们还给出了已实现四幂次变差(QP),其定义为:

$$QP_t = M\mu_1^{-4} \left(\frac{M}{M-3} \right) \sum_{j=4}^M |r_{t,j}| |r_{t,j-1}| |r_{t,j-2}| |r_{t,j-3}| \quad (17)$$

随着 M 的增大, $TP_t, QP_t \rightarrow \int_{t-1}^t \sigma^4(s) ds$ 。

考虑金融市场跳跃的来源和性质,可认为小型的跳跃只是连续样本路径的一部分,对那些重要的大型跳跃给予特别的关注,利用以上的理论结果,就可以对日跳跃进行侦测,定义:

$$Z_{TP,t} = \sqrt{M} * RJ_t / \sqrt{(v_{bb} - v_{qq}) \max(1, TP_t/BV_t^2)} \quad (18)$$

$$Z_{QP,t} = \sqrt{M} * RJ_t / \sqrt{(v_{bb} - v_{qq}) \max(1, QP_t/BV_t^2)} \quad (19)$$

其中, $v_{bb} = \mu_1^{-4} - 1 + 2(\mu_1^{-2} - 1)$, $v_{qq} = \mu_4 - \mu_2^2$ 。

假设一日最多有一次跳跃发生,且一旦发生,将主导当日的资产收益率。这种假设使我们能对日已实现跳跃再进行过滤,其公式如下:

$$J_t = \text{sign}(r_t) \times (RV_t - BV_t) \times I(Z_t \geq \Phi_\alpha) \quad (20)$$

其中 Φ 为标准正态累计分布函数, α 为 Z 检验的显著性水平, $I(Z_t \geq \Phi_\alpha^{-1})$ 用来判断一天是否有跳跃发生,这样就能从大量的高频数据当中将跳跃侦测出来。再将侦测出来的跳跃进行统计学上的处理,进而得到双指数跳跃扩散模型所需的跳跃参数。

为保证连续和跳跃成分之和始终等于已实现方差,定义连续路径方差为:

$$CV_t = BV_t \cdot I(Z_t > \Phi_\alpha) + RV_t \cdot I(Z_t \leq \Phi_\alpha) \quad (21)$$

高频数据下,随着采样频率的增加, RV_t 和 CV_t 都将向隐含波动率逼近(Barn-dorff-Nielsen and Shephard, 2004)。因此,可以分别用 RV_t 和 CV_t 作为 B-S 模型和双指数模型所需要的隐含波动率估计值 σ 。

四、噪声处理

在上一节中,我们解决了双指数跳跃扩散模型实际应用中的跳跃侦测问

题,提供了一种从高频数据中实现信息采集最大化的方法。将侦测的跳跃进行统计上的处理,就可以直接得到双指数跳跃扩散模型的参数,进而进行衍生品定价或风险管理。然而由于市场交易过程中存在着买卖价差、不同步交易、闭市效应等引起的市场微观结构噪声 (Ghysels and Sinko, 2006; Ait-Sahalia, et al., 2005; 刘海龙, 吴冲锋, 2003), 因此, 资产真实价格运动受到市场微观结构噪声的干扰, 该现象可表述为:

$$S(t_j) = X(t_j) + U_{t,j} \quad (22)$$

其中, $X(t_j)$ 为真实价格, $U_{t,j}$ 为市场微观结构噪声, 定义其为白噪声过程, 独立于 $X(t_j)$, 均值为零, 方差为 R 。基于以上假设, 可以得到其收益率变化为:

$$r_{t,j} = r_{t,j}^* + \varepsilon_{t,j} \quad (23)$$

$\varepsilon_{t,j}$ 为 MA 过程, 且 $\text{Var}(\varepsilon_{t,j}) = 2R$, $\text{Cov}(\varepsilon_{t,j}, \varepsilon_{t,j-1}) = -R$ 。

随着采样频率的增大, 市场微观结构噪声的影响也逐渐突出, S_t 的平方增量就将由 U_t 的改变所主导, 这是因为 X_t 的增量遵循 $O_p(\sqrt{t/M})$, 而 U_t 的增量则始终遵循 $O_p(1)$, 从而高频数据下的 RV 是积分波动率的有偏和非一致性估计。

解决该问题的一种常用方法便是选取恰当的采样频率以便减少市场摩擦, 但这种方法对“恰当的”定义因人而异, 另外采样频率的减少是以信息采集量的减少为代价的, 对于跳跃的侦测而言无疑存在着损失。换个角度来看, 市场微观结构噪声来源于价格分离、点差、佣金等等, 也就是说, 市场运行机制在承载价格运动的同时, 不可避免地会有自身的运行频率。市场机制不同, 相应的运行频率也就不同。本文采用卡尔曼滤波方法 (Kalman, 1960; Hamilton, 1994) 对市场微观结构噪声进行过滤。卡尔曼滤波方法由以下两个基本等式组成:

系统方程:

$$X_k = AX_{k-1} + BU_{k-1} + \Gamma_{k-1}W_{k-1} \quad (24)$$

量测方程:

$$Z_k = HX_k + V_k \quad (25)$$

矩阵 A 为时刻 $K-1$ 到时刻 K 的转移矩阵, 矩阵 B 为控制输入矩阵, Γ_{k-1} 为系统噪声驱动矩阵, H 表示量测矩阵, Z 为所观测到的外汇价格运动, X 为未观测到的真实外汇价格运动, V_k 为量测噪声序列, W_k 为系统激励噪声序列, 这些变量彼此相互独立, 且为白噪声过程:

$$E(W_k) = 0, \quad E(V_k) = 0$$

$$E\left\{\begin{bmatrix} V_k \\ W_k \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_j^T \\ W_j^T \end{bmatrix}\right\} = \begin{bmatrix} Q_k & 0 \\ 0 & R_k \end{bmatrix} \delta_{kj} \quad (26)$$

其中, Q_k 为系统噪声序列的方差阵, 假设为非负定阵, R_k 为量测噪声序列的方差阵, 假设为正定阵。

首先我们要利用系统方程, 来预测下一状态的系统。假设现在的系统状态是 K , 由系统模型, 可以基于系统的上一状态而预测出现在的状态:

$$\dot{X}_{k/k-1} = A X_{k-1/k-1} \quad (27)$$

$X(K|K-1)$ 是利用上一状态预测的结果, $X(K-1|K-1)$ 是上一状态最优的结果。系统已经更新了, 但是对应于 $X(K|K-1)$ 的协方差还未更新, 用 P 表示:

$$P_{k/k-1} = A P_{k-1/k-1} A' + Q \quad (28)$$

$P(K|K-1)$ 是 $X(K|K-1)$ 对应的协方差, $P(K-1|K-1)$ 是 $X(K-1|K-1)$ 对应的协方差。有了现在状态的预测结果, 再收集现在状态的最优化估算值 $X(K|K)$:

$$\dot{X}_{k/k} = \dot{X}_{k/k-1} + K_k [Z_k - H_k \dot{X}_{k-1/k-1}] \quad (29)$$

其中 $K(K)$ 为卡尔曼增益, 其计算公式为:

$$K_k = P_{k/k-1} H_k^T [H_k P_{k/k-1} H_k^T + R_k]^{-1} \quad (30)$$

到现在为止, 我们得到了 K 状态下最优的估算值 $X(K|K)$, 为了使滤波器不断地运行下去直到系统过程结束, 还需要更新 K 状态下的协方差:

$$P_k = [I - K_k H_k] P_{k/k-1} \quad (31)$$

在增益方程中, 若测量误差的协方差 R 趋于 0, 则增益量将趋近于 H^{-1} ; 若估计误差的协方差 P 趋于 0, 则增益量将趋于 0。通过以上分析可知: 卡尔曼滤波首先预测某一时刻的系统状态, 然后再从测量值中取得反馈, 从而通过反馈控制来估计随机过程。

五、期权定价的经验分析

(一) 模型参数的确定

在 B-S 模型中, 除了期权生命期的波动率外, 所有变量都是已知的; 而双指数模型中引入了跳跃成分, 因此未知变量相应增多。这些增多的变量虽会增加工作量, 但包含了 B-S 模型所忽略的重要信息, 可以更准确地刻画现实世界。为准确地进行期权定价, 对变量的提取就需要更高的精度。随着系统变量的增

多,同等情况下,系统的稳定性可能要降低,变量的灵敏度可能相应地要增大。上述变量的微小差异都可能会导致期权定价的巨大差异,这也是之所以引入卡尔曼滤波的原因所在。在表1中,给出了双幂次变动方差过滤前后的统计量变化,可以看出过滤后的变量值要略小于过滤前,变动幅度大概在2%—4%左右,换言之,噪声在双幂次变动方差这一变量中的影响程度大概也在这一幅度间。

表1 双幂次变动方差统计量

	去噪前	去噪后
均值	4.0668e-005	3.9823e-005
标准差	1.6427e-009	1.5744e-009
最大值	2.6945e-004	2.6649e-004
最小值	5.1282e-006	5.0480e-006

从数学上可以证明,已实现方差RV的估计量是对积分方差的逼近(Andersen and Bollerslev, 2001, Barndorff-Nielsen and Shephard, 2004);从研究隐含波动率的文献来看,积分波动率在预测隐含波动率上则是十分有效的(Bandi and Perron, 2004, Christensen and Prabhala, 1998, Koopman, et al., 2005)。因此,用已实现方差来对隐含波动率进行估计是可行的。假设不同时期的资产收益是独立的,那么T时段的波动率为 $\sigma_T = \sigma \sqrt{T}$,我们求出日波动率 $\sqrt{RV_t}$ 的均值作为日隐含波动率的估计,令 $\sigma_T = \sqrt{RV_t}$,就可以将其转化为年隐含波动率。我们从费城交易所选取了到期日不同的两种EUR/USD欧式期权,观测其每日隐含波动率的变动,发现隐含波动率本身是随时间而改变的。为了将这种变化体现在RV当中,就需要选取不同的样本数据进行衡量。譬如,对于2008年3月22日到期的期权,距到期日还有156个日历日、105个交易日,则选取距离到期日最近的105个交易日数据求其日波动率的均值,进而得出其隐含波动率的估计值。计算出来的RV值可作为B-S模型中隐含波动率的估计值。相应地,为了估计出双指数模型中的隐含波动率,我们求出日波动率 $\sqrt{CV_t}$ 的均值作为日隐含波动率的估计。做这样的处理是有实际意义的,倘若依旧采用RV,那么跳跃在计算过程中就会被重复考虑,导致人为的偏差。

隐含波动率的选取确定了之后,下一步便是对跳跃进行侦测的过程。在图1中,考虑每日跳跃发生的情形,可以看到RV增大时,跳跃量J呈现出正相关,但RJ并未呈现出正相关。这两个矛盾的指标让跳跃的甄别变得复杂起来,这也是设计两个Z指标的原因所在。但另外一个问题又浮现了出来,那就是显著性水

平 α 并没有给出,理论界对其取值也存在着较大的争议。从现有研究来看,一般取值是 0.001、0.0001、0.0001 及 0.00001,这种取值的确定是需要根据该资产的性质综合加以考虑的。随着 α 取值的减少,跳跃的次数呈现减少的趋势,而跳跃大小则呈现上升的趋势。倘若双指数模型中的跳跃引入成分其风险增益量大于因隐含波动率的相对减少而造成的风险惩罚量,那么跳跃次数的增多、跳跃大小的增大对期权费都是呈现正相关的。换言之,就要选取恰当的 α 值以平衡跳跃次数的减少和跳跃大小的上升。但更首要的问题则是要保证双指数跳跃扩散模型不能系统失真,大量微小跳跃的引入可能造成模型的定价无效性,这点我们将在下一节中进行研究。相对于外汇这一资产而言,即便取 0.00001 时,相对于股票这一资产而言其跳跃大小依旧显得比较低,这是由外汇的性质所决定。首先,它是二十四小时交易,也就杜绝了信息由于时间的截断所造成的信息累积;其次,它本身就属于保证金交易,微小的跳跃将以杠杆的形式成倍地对投资者产生冲击;最后,这一资产的交易量过于庞大,需求与供给大部分时间都处于平稳的轨道范围内。在进行双指数模型定价时,在实际计算过程中,选取 α 为 0.00001。确定了这些之后,我们就能对跳跃发生的参数甚至确切时间及程度加以刻画了。

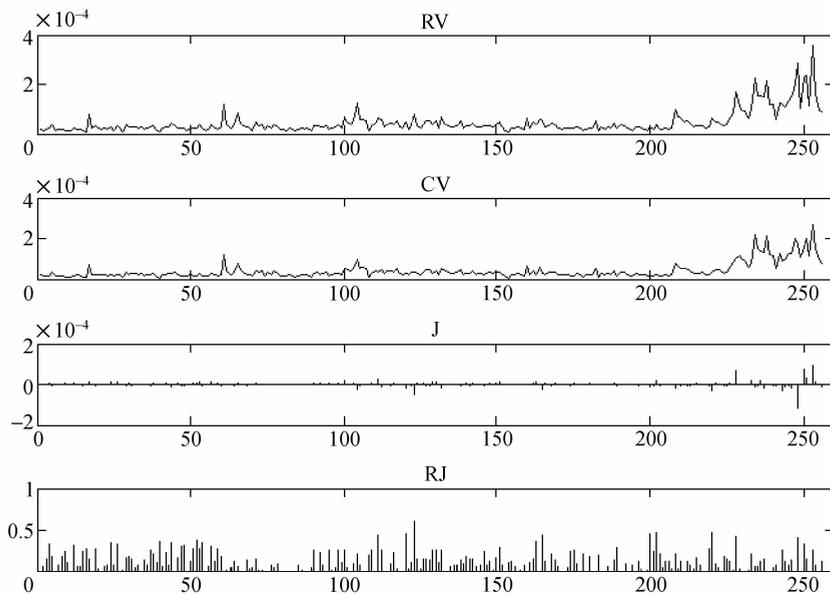


图 1 基于高频的日变量值

表 2 给出了欧式期权定价所需的各个参数估计值,其中括号内为去噪前的

数值。图2中我们可以清楚地将跳跃发生的时间精确到分钟。该图另外一个很有意思的现象就是,所侦测的这四个跳跃都发生在周末收盘附近。这一方面源自于重大的宏观信息的发布,另一方面可能在于避免隔夜或隔周的影响。

表2 欧式买入期权参数设定

	DEJD 模型		B-S 模型	
T	0.1781	0.9315	0.1781	0.9315
r_d	0.0495	0.0495	0.0495	0.0495
r_f	0.0520	0.0520	0.0520	0.0520
η_1	115.61 (112.24)	115.61 (112.24)	0	0
η_2	112.36 (115.73)	112.36 (115.73)	0	0
p	0.5	0.5	0	0
q	0.5	0.5	0	0
λ	0.0195	0.0195	0	0
σ	0.1537 (0.1554)	0.0982 (0.0992)	0.1577 (0.1594)	0.0992 (0.1002)

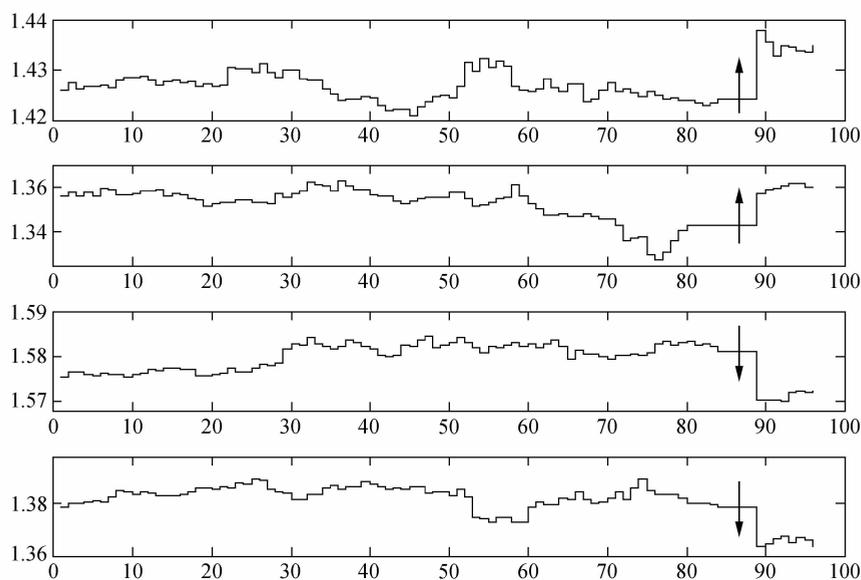


图2 正负跳跃侦测

(二) 期权定价的实证结果

为了衡量双指数跳跃扩散模型的期权定价与实际期权价格的差异,我们选

取费城交易所到期日分别为2008年12月20日和2009年9月25日的两种期权进行比较研究。在上文中,对于这两种期权共有的跳跃参数已分别给出,比较麻烦的是现价及执行价。考虑到这段时间现价的波动范围为1.36—1.40之间,在1.29—1.49之间每隔0.005取一组执行价数据,一方面取样样本包含实值和虚值期权,另一方面又要保证不能偏离现价过多。由于期权交易的非连续性,以及期权报价和现价报价交易的非同步性,我们尽量选取期权交易时对应的现价报价,以尽可能减小这种偏差。

在表3及表4中,计算出了这两种期权在不同定价模型下的期权价格,考虑市场微观结构噪声的影响,同时也给出了不经噪声处理下的期权定价,以同实际的期权报价相比较。从整体上来看,两种模型对于到期日为2008年12月20日的期权拟合度较好,去噪后的定价拟合度则普遍要好于去噪前。为更好地定量判断两种模型及噪声对期权定价的影响,可以计算出模型定价同实际报价的误差。在图3中,经噪声处理的DEJD相对定价误差减少到 $5E-4$ 以下,平均误差为 $3E-4$,而未经噪声处理的DEJD相对定价误差其平均误差为 $6E-4$,噪声的影响使定价误差增大了一倍;在图4中,经噪声处理的DEJD相对定价误差平均误差为 $21E-4$,而未经噪声处理的DEJD相对定价误差其平均误差为 $40E-4$,噪声的影响使定价误差同样差不多增大了一倍。而之所以去噪后相对定价误差与去噪前相比要降低50%左右,就在于卡尔曼滤波将价格序列中的噪声过滤了出去,基于价格序列所得的跳跃参数便不受噪声的影响,因而在DEJD定价过程中其精度有显著提高。进一步,分析DEJD模型定价过程中误差产生的原因。首先,实际期权值选取的是买入价,同模型的定价会存在着点差的影响,这是表3中模型定价始终高于实际期权值的主要原因。其次,表4中模型定价从高于到逐渐低于实际期权值的主要原因来源于两方面:其一是模型中由于跳跃参数的引入而造成稳定性不足,通常会高估价格;其二是该模型的期权定价涉及一个无穷序列,按照Kou(2002)给出的建议,可以通过截断前10—15项快速而准确地逼近,在研究中发现选择不同的截断项其定价存在着微小差异,通常15项之内的截断会低估价格。但两者的综合结果很难得出在何时高估或低估。最后,对双指数模型的研究虽已采用了高频数据,但依旧是用离散数据对连续状态进行逼近,自然还是会有信息的损失。

表3 期权定价比较

到期日:2008.12.20		DEJD 模型定价		B-S 模型定价		实际值
执行价	现价	去噪后	去噪前	去噪后	去噪前	
1.2900	1.3473	0.0691	0.0694	0.0698	0.0701	0.0688
1.2950	1.3473	0.0655	0.0658	0.0662	0.0665	0.0652
1.3000	1.3473	0.0620	0.0623	0.0627	0.0631	0.0617
1.3050	1.3473	0.0586	0.0590	0.0594	0.0597	0.0583
1.3100	1.3473	0.0553	0.0557	0.0561	0.0565	0.0550
1.3150	1.3473	0.0521	0.0525	0.0529	0.0533	0.0518
1.3200	1.3473	0.0491	0.0494	0.0499	0.0503	0.0487
1.3250	1.3473	0.0461	0.0465	0.0469	0.0473	0.0458
1.3300	1.3473	0.0433	0.0436	0.0441	0.0445	0.0429
1.3350	1.3473	0.0405	0.0409	0.0413	0.0418	0.0402
1.3400	1.3473	0.0379	0.0383	0.0387	0.0391	0.0375
1.3450	1.3473	0.0354	0.0358	0.0362	0.0366	0.0350
1.3500	1.3473	0.0330	0.0334	0.0338	0.0342	0.0326
1.3550	1.3473	0.0307	0.0311	0.0315	0.0320	0.0304
1.3600	1.3473	0.0285	0.0289	0.0293	0.0298	0.0282
1.3650	1.3477	0.0267	0.0270	0.0275	0.0279	0.0263
1.3700	1.3477	0.0247	0.0251	0.0255	0.0259	0.0243
1.3750	1.3477	0.0228	0.0232	0.0236	0.0240	0.0225
1.3800	1.3477	0.0211	0.0214	0.0219	0.0223	0.0207
1.3850	1.3477	0.0194	0.0198	0.0202	0.0206	0.0191
1.3900	1.3477	0.0179	0.0182	0.0186	0.0190	0.0176
1.3950	1.3477	0.0164	0.0168	0.0172	0.0175	0.0161
1.4000	1.3477	0.0151	0.0154	0.0158	0.0161	0.0148
1.4050	1.3477	0.0138	0.0141	0.0145	0.0148	0.0135
1.4100	1.3477	0.0126	0.0129	0.0133	0.0136	0.0123
1.4150	1.3477	0.0115	0.0118	0.0122	0.0125	0.0112
1.4200	1.3477	0.0105	0.0108	0.0112	0.0114	0.0102
1.4250	1.3477	0.0095	0.0098	0.0102	0.0104	0.0093
1.4300	1.3477	0.0087	0.0089	0.0093	0.0095	0.0084
1.4350	1.3477	0.0078	0.0081	0.0085	0.0087	0.0076
1.4400	1.3477	0.0071	0.0073	0.0077	0.0079	0.0069
1.4450	1.3477	0.0064	0.0066	0.0070	0.0071	0.0062
1.4500	1.3477	0.0058	0.0060	0.0063	0.0065	0.0056
1.4550	1.3477	0.0052	0.0054	0.0058	0.0058	0.0050
1.4600	1.3477	0.0047	0.0049	0.0052	0.0053	0.0045
1.4650	1.3477	0.0042	0.0044	0.0047	0.0048	0.0040
1.4700	1.3477	0.0037	0.0039	0.0043	0.0043	0.0036
1.4750	1.3477	0.0034	0.0035	0.0038	0.0039	0.0032
1.4800	1.3477	0.0030	0.0031	0.0035	0.0035	0.0029
1.4850	1.3477	0.0027	0.0028	0.0031	0.0031	0.0025
1.4900	1.3477	0.0024	0.0025	0.0028	0.0028	0.0023

表 4 期权定价比较

到期日:2009.09.25		DEJD 模型定价		B-S 模型定价		实际值
执行价	现价	去噪后	去噪前	去噪后	去噪前	
1.2900	1.3475	0.0987	0.1057	0.0779	0.0788	0.0974
1.2950	1.3475	0.0954	0.1024	0.0749	0.0758	0.0944
1.3000	1.3475	0.0922	0.0991	0.0719	0.0728	0.0916
1.3050	1.3475	0.0890	0.0959	0.0689	0.0699	0.0888
1.3100	1.3477	0.0861	0.0928	0.0662	0.0671	0.0861
1.3150	1.3477	0.0830	0.0897	0.0634	0.0644	0.0834
1.3200	1.3477	0.0801	0.0867	0.0607	0.0617	0.0807
1.3250	1.3477	0.0772	0.0838	0.0581	0.0591	0.0781
1.3300	1.3477	0.0744	0.0809	0.0555	0.0565	0.0755
1.3350	1.3477	0.0717	0.0781	0.0531	0.0540	0.0730
1.3400	1.3477	0.0690	0.0754	0.0507	0.0516	0.0705
1.3450	1.3477	0.0665	0.0728	0.0483	0.0493	0.0681
1.3500	1.3477	0.0640	0.0702	0.0461	0.0471	0.0658
1.3550	1.3477	0.0616	0.0678	0.0439	0.0449	0.0635
1.3600	1.3496	0.0602	0.0664	0.0424	0.0436	0.0623
1.3650	1.3496	0.0580	0.0640	0.0403	0.0416	0.0603
1.3700	1.3496	0.0558	0.0618	0.0383	0.0396	0.0583
1.3750	1.3496	0.0537	0.0596	0.0364	0.0377	0.0564
1.3800	1.3492	0.0516	0.0575	0.0346	0.0358	0.0545
1.3850	1.3492	0.0495	0.0554	0.0329	0.0339	0.0525
1.3900	1.3492	0.0477	0.0534	0.0312	0.0322	0.0508
1.3950	1.3492	0.0459	0.0516	0.0296	0.0305	0.0491
1.4000	1.3492	0.0442	0.0498	0.0280	0.0289	0.0474
1.4050	1.3492	0.0425	0.0481	0.0265	0.0274	0.0458
1.4100	1.3492	0.0409	0.0465	0.0250	0.0259	0.0442
1.4150	1.3492	0.0394	0.0449	0.0237	0.0246	0.0427
1.4200	1.3492	0.0380	0.0434	0.0223	0.0232	0.0412
1.4250	1.3492	0.0366	0.0420	0.0211	0.0219	0.0397
1.4300	1.3492	0.0353	0.0406	0.0199	0.0207	0.0383
1.4350	1.3492	0.0340	0.0393	0.0187	0.0195	0.0369
1.4400	1.3492	0.0328	0.0381	0.0176	0.0184	0.0356
1.4450	1.3492	0.0317	0.0369	0.0166	0.0174	0.0343
1.4500	1.3492	0.0306	0.0357	0.0156	0.0164	0.0332
1.4550	1.3492	0.0295	0.0346	0.0147	0.0154	0.0319
1.4600	1.3492	0.0285	0.0336	0.0138	0.0145	0.0308
1.4650	1.3492	0.0275	0.0325	0.0129	0.0136	0.0296
1.4700	1.3492	0.0266	0.0316	0.0121	0.0128	0.0285
1.4750	1.3492	0.0257	0.0306	0.0113	0.0120	0.0274
1.4800	1.3492	0.0249	0.0297	0.0106	0.0113	0.0264
1.4850	1.3492	0.0241	0.0289	0.0099	0.0105	0.0255
1.4900	1.3492	0.0234	0.0280	0.0093	0.0099	0.0247

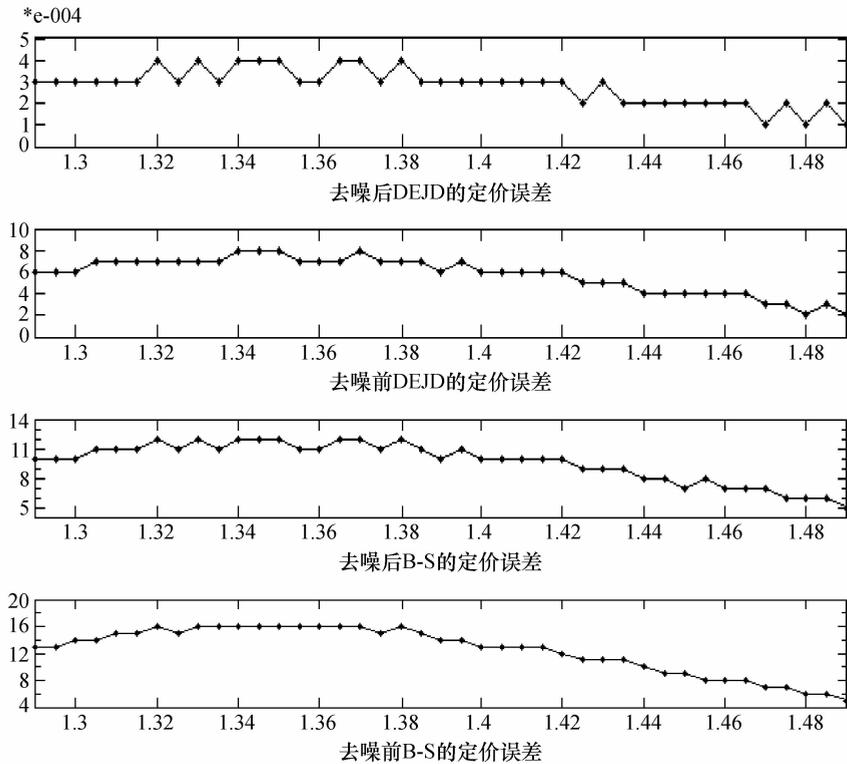
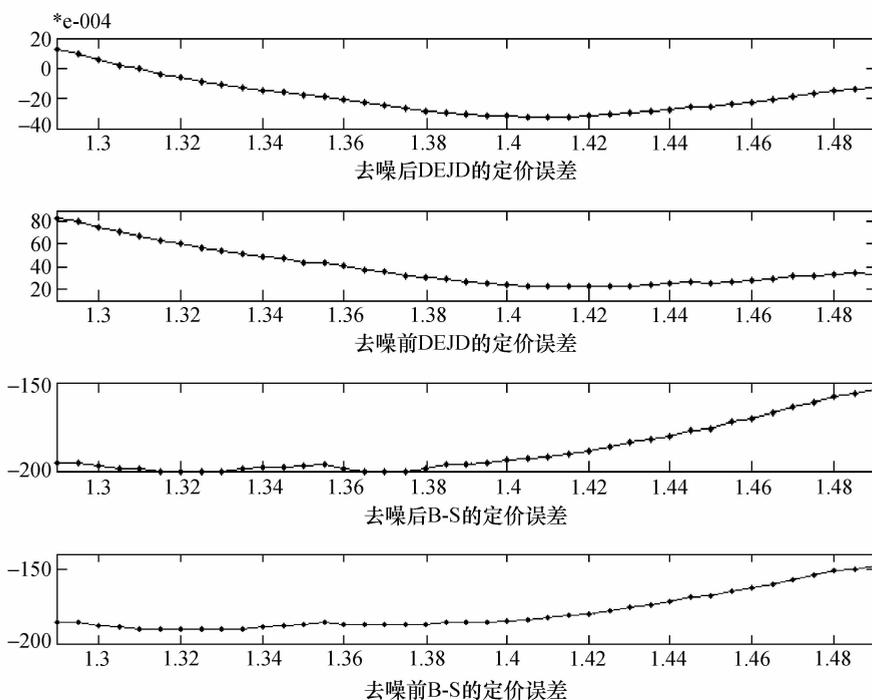


图3 相对定价误差比较 ($T=0.1781$)

再看 B-S 模型与 DEJD 模型相对定价误差的比较。在图 3 中,经噪声处理的 B-S 模型相对定价误差平均误差为 $10E-4$,明显大于 DEJD 模型的 $3E-4$;在图 4 中,经噪声处理的 B-S 模型相对定价误差平均误差为 $-193E-4$,同 DEJD 模型定价误差平均误差为 $21E-4$ 相比,可以说已是定价失效。之所以 B-S 模型对这两种期权的定价有如此大的差异,从预期理论来看,人们对未来的判断是在综合考虑过去与未来之后得出的结论。虽说现在是过去的结果,是未来的原因,但人们对过去的权值赋予其实是不相同的。到期日时间短,那么对日已实现波动率取平均权重的影响不大。但若时间段变长,并且最近处于重大危机或事件当中,那么对已实现波动率则最好取加权以反映人们对未来的期望,否则的话就将造成基于已实现波动率估计的隐含波动率偏高或偏低,从而造成 B-S 模型定价的偏高或偏低。而 DEJD 模型则将跳跃分离出来,形成重大危机或事件所造成的跳跃风险。当估计的隐含波动率偏高时,那么因跳跃而引入的风险增益相对而言就将较小,而引入 $\sqrt{CV_i}$ 替代 $\sqrt{RV_i}$ 所造成的风险惩罚相对而言就较大,从而内在地进行修正;同样的道理,当估计的隐含波动率偏低时,那么因

图4 相对定价误差比较 ($T=0.9315$)

跳跃而引入的风险增益相对而言就将较大,而引入 $\sqrt{CV_t}$ 替代 $\sqrt{RV_t}$ 所造成的风险惩罚相对而言就较小,这也是为什么 DEJD 模型在这两种不同到期日的期权定价更接近实际报价的原因所在。

六、参数变动对定价的影响

本节对 DEJD 模型进行比较静态分析,以便更深入地了解该模型的内在结构。在其他期权定价方法的研究当中,一般要研究 $0.97 < K/S < 1.05$ 这段执行价的期权以包含实值和虚值期权。考虑到目前的现价大概为 1.3475 左右,我们分别选择 1.305、1.35、1.415 这三种执行价的期权进行研究。

首先看 DEJD 模型与 B-S 模型的共有参数,分析无风险利率 r 、剩余生命期 T 以及隐含波动率估计值 σ 同期权费的关系。假设其他变量不变,考察其中某一参数的数值的变化对期权定价的影响。实证表明:这些参数与期权费所呈现的正负相关性在两个模型中是一致的,原因在于 B-S 模型可看作是 DEJD 模型在跳跃次数为零时的特例;但这些参数在 DEJD 模型中的变化范围要明显小于

B-S 模型,譬如隐含波动率估计值 σ 增大到某一值之后,DEJD 模型就会出现定价无效的情形,这种现象的产生是由于跳跃参数的引入而造成的系统稳定性降低,引入的参数增多,需要解释的变量增多,需要达到的目标增多。进一步来说,DEJD 模型在定价的精度上要明显强于 B-S 模型,但模型的稳定性则要差一些,这一点也制约了 DEJD 模型在应用上的广度。

其次看 DEJD 模型中的跳跃参数同期权费的关系。在图 5 中给出了第一个跳跃参数正跳跃概率 P 对期权费的影响。从整体上来看,随着 P 值的上升,呈现先略微下降后剧烈上升的趋势。 P 代表向上跳跃的概率,从信息角度来说,也就是说,正信息的概率在上升,价格上涨的可能在增加。对于欧式看涨期权而言,自然要求的期权价格要上升。这点我们从逻辑及经验中可以很容易得出。

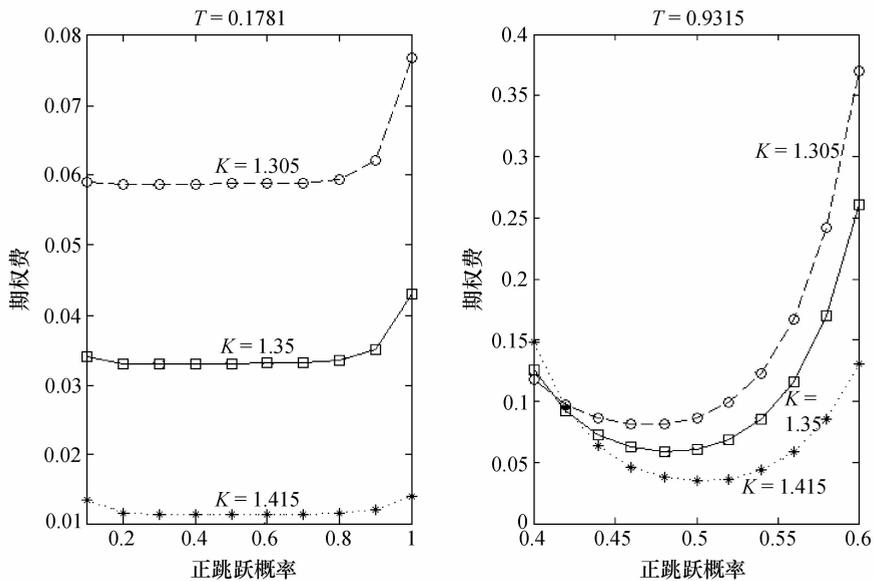


图 5 正跳跃概率与期权费的关系

我们感兴趣的是为什么图 5 中的这两张图都要经过最低点呢?为了分析这一问题,我们可以做一个比较极端的假设,在某一阶段的时间里 P 为零,表明市场总是处于一种空头市场,譬如全球金融危机下的中国股市,当人们对这种下跌市场习以为常形成预期之后,对偶然一次正跳跃的来临,自然愿意以更低价格出手以避免价格的继续下跌,但是当跳跃呈现上升趋势,获得有利信息的增多,人们的反应滞后性就会逐渐地更正,从而要求更高的收益。再假设某一阶段的时间里 P 为 1,表明市场总是处于一种多头市场,倘若出现一次负跳跃,

就会引起市场的恐慌,从而要求的期权费加速下滑。这也是为什么图形左侧的斜率要明显小于右侧的原因所在,它实际上解释了投资者在不同投资环境下的心理过程是不同的。另外,对于 $T=0.9315$ 的期权, P 的取值并不能从 0 到 1, 从另外一个角度说明了 DEJD 模型的系统稳定性不如 B-S 模型。

再次看图 6 中跳跃次数对期权费的影响。对于 $T=0.1781$ 的期权基本上是平行直线,对于 $T=0.9315$ 的期权而言,跳跃次数与期权费呈现正相关关系。我们另外研究的现货黄金这种资产则干脆呈现负相关关系。看起来杂乱无章,并且也不符合我们的经验思考。其原因在于,这种现象隐含着市场的预期。譬如对于 $T=0.9315$ 这种期权,我们回溯的历史数据也是 $T=0.9315$,在这个时间段里,美元整体呈现出巨大的贬值压力, EUR/USD 价格上升的力量占据了主导,那么随着跳跃次数的增加,价格上行的因素根据过去的经验将变得有利可图,同时期权的卖方也能预期到这一点,要求的期权费自然要上升。再看 $T=0.1781$ 这一期权,回溯的历史数据则是 $T=0.1781$,在这段时间里,一方面美元有贬值压力,一方面因全球金融危机却又处于升值通道,可以说随着跳跃次数的增加,市场对向上和向下的力量处于均衡,造成期权费基本为直线。因此,期权次数与期权费的相关性,表明的是投资者通过对最近相似时间段的价格变动学习之后形成的期望。

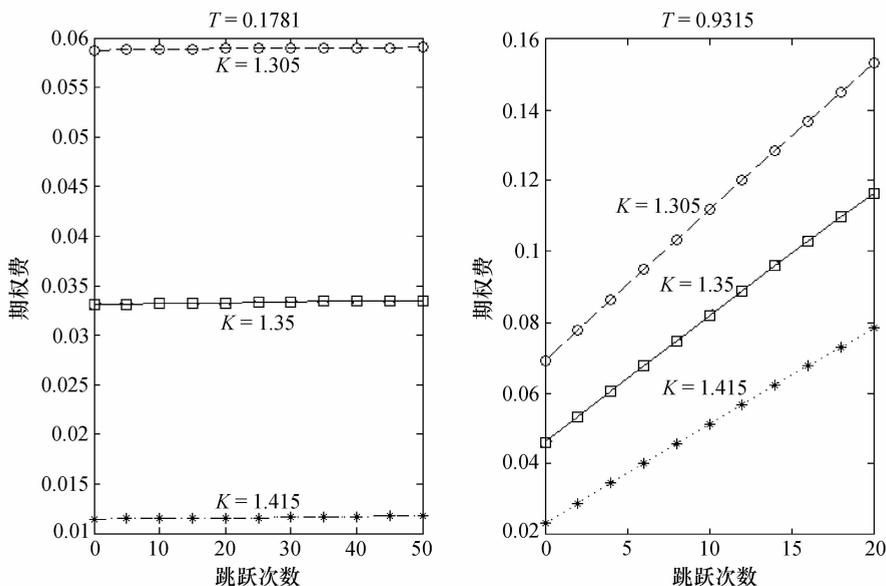


图 6 跳跃次数与期权费的关系

最后看图7和图8正负跳跃量对期权费的影响。原因很简单,正跳跃的变化使得分布的形状发生了变化,从而使得期权费发生了改变;负变化的效应也类似;图8中负跳跃量的变动对期权费的影响相对于图7而言要平缓。

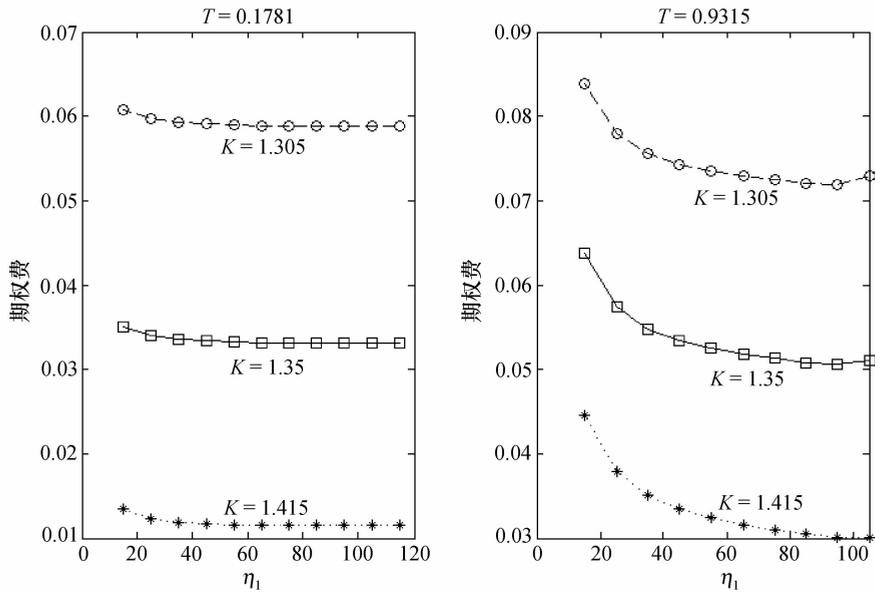


图7 正跳跃量与期权费的关系

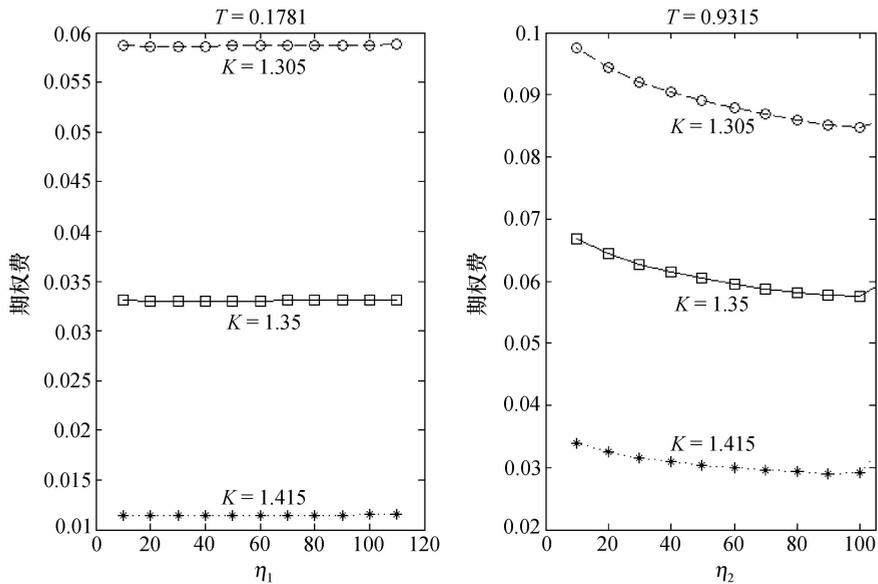


图8 负跳跃量与期权费的关系

七、主要结论及进一步研究方向

基于 Kou(2002)的双指数跳跃扩散模型,本文选取外汇期权高频数据,对其进行了实证研究,得到了以下几个主要结论:

(1) DEJD 模型参数的估计。本文将已实现跳跃和 DEJD 模型两者结合起来侦测跳跃的发生,进而估计模型的参数。从实际应用来看,能快速地获得模型所需的各个参数;从 DEJD 模型和 B-S 模型的期权定价比较来看,在同实际期权费的比较中,前者的相对定价误差并不大,能保证实际应用所需的精度,且相对于后者而言要降低 50% 以上,从另一个角度证明了模型参数估计的有效。

(2) 卡尔曼滤波在市场微观结构噪声中的应用。随着高频数据的应用,采集的信息量也在加大,但相应的市场微观结构噪声的影响也变得突出和尖锐,制约着研究的进一步进行。传统的去噪方法只是针对某些变量单独去噪,并不能从根本上解决问题。引入工程中广泛应用的时间序列去噪方法卡尔曼滤波,在 DEJD 模型期权定价当中取得了良好的效果。从实证角度来看,去噪后的定价误差减少了 50% 以上。但是基于标的资产的研究发现,噪声对各个变量的影响大概只在 3% 左右。这也说明噪声数据在期权定价中会通过模型中的内在结构将其影响放大。

(3) DEJD 模型的分析。DEJD 模型已证明了其强大的生命力,但是大部分情况下都是基于模型参数的假定之后再对模型进行研究,这种研究很难揭示出模型的内在结构。本文完全从实证出发估计模型参数,进而研究这些参数的变动对模型的影响。从结构分析来看,各个参数与期权费的关系说明了跳跃参数在经济学上有其不可忽略的价值,并且能更好地对现实世界的问题加以解释。但是该模型也存在一个致命的弱点:由于引入的跳跃参数而导致的系统稳定性降低。就目前来看,并不能提出良好的解决方案,原因在于其是由模型内生所决定的。

可以进一步研究的方向:

(1) 卡尔曼滤波。我们应用的卡尔曼滤波是线性的,噪声也是设定为白噪声的,实际的情况可能并非如此。对于金融市场这一动力学市场而言,线性的考虑只是近似,白噪声的假设也可能是一厢情愿。从实证研究来看,噪声呈现出时变特征。因此,可以引入非线性且噪声时变的卡尔曼滤波,这点在工程中已证明是可行的,只是过于复杂。

(2) 小波的引入。我们的跳跃侦测策略是假定一天最多只有一个跳跃发生,这可能与实际存在一些差异。因此我们认为可以引入小波进行噪声处理,这点是完全可以做到的,因为跳跃和连续的能量是不相同的。这样我们就可以对高频数据进行更微观化的研究。

参 考 文 献

- [1] 刘海龙、吴冲锋, 2003,《金融市场微观结构理论综述》,《金融研究》,第4期,第41—44页。
- [2] Aït-Sahalia, Y., P. A. Mykland, and L. Zhang, 2005, How often to sample a continuous time process in the presence of market microstructure noise, *Review of Financial Studies*, 18, 351—416.
- [3] Andersen, T. G., 1996, Return volatility and trading volume: An information flow interpretation of stochastic volatility, *Journal of Finance*, 51, 169—204.
- [4] Andersen, T. G., T. Bollerslev, and F. X. Diebold, 2001, The distribution of realized exchange rate volatility, *Journal of the American Statistical Association*, 96, 42—55.
- [5] Andersen, T. G., T. Bollerslev and F. X. Diebold, 2004, Parametric and Non-Parametric Volatility Measurement, In *Handbook of Financial Econometrics* (L. P Hansen and Y. Aït-Sahalia, eds.), Elsevier Science, New York.
- [6] Bandi, F. M., and B. Perron, 2004, Long memory and the relation between realized and implied volatility, Unpublished working paper, University of Chicago and University of Montreal.
- [7] Barndorff-Nielsen, O. E. and N. Shephard, 2001, Non-Gaussian Ornstein-Uhlenbeck based models and some of their uses in financial economics, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 63, 167—241.
- [8] Barndorff-Nielsen, O. E. and N. Shephard, 2004, Power and bipower variation with stochastic volatility and jumps, *Journal of Financial Econometrics*, 2, 1—37.
- [9] Barndorff-Nielsen, O. E. and N. Shephard, 2006, Econometrics of testing for jumps in financial economics using bipower variation, *Journal of Financial Econometrics*, 4(1), 1—30.
- [10] Christensen, B. J. and N. R. Prabhala, 1998, The relation between implied and realized volatility, *Journal of Financial Economics*, 50, 125—150.
- [11] Cox, J. and S. Ross. 1976, A survey of some new results in financial option pricing theory, *Journal of Finance*, 31(2), 383—402.
- [12] Eraker B., 2004, Do stock prices and volatility jump reconciling evidence from spot and option prices, *Journal of Finance*, 59, 1367—1404.
- [13] Garman, M. B. and S. Kohlhagen, 1983, Foreign currency option values, *Journal of International Money and Finance*, 2, 231—237.
- [14] Ghysels, E. and A. Sinko, 2006, Volatility forecasting and microstructure noise, Working paper, University of North Carolina.

- [15] Hamilton, J. , 1994, *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- [16] Huang, J. and M. Huang, 2003, How much of the corporate-treasury yield spread is due to credit risk? Working paper, New York University, New York, NY, and Stanford University, Stanford, CA.
- [17] Hull, J. , and A. White. 1987, The pricing of options on assets with stochastic volatilities, *Journal of Finance*, 42(2), 281—300.
- [18] Kalman, R. , 1960, A new approach to linear filtering and prediction problems, *Journal of Basic Engineering*, 82, 34—45.
- [19] Koopman, S. J. , B. Jungbacker and E. Hol, 2005, Forecasting daily variability of the s&p100 stock index using historical, realized and implied volatility measures, *Journal of Empirical Finance*, 12, 445—475.
- [20] Kou, S. G. 2002, A jump diffusion model for option pricing, *Management Science*, 48, 1086—1101.
- [21] Kou, S. G. and H. Wang, 2004, Option pricing under a double exponential jump diffusion model, *Management Science*, 50, 1178—1192.
- [22] Le Courtois, O. and F. Quittard-Pinon, 2006, Risk-neutral and actual default probabilities with an endogenous bankruptcy jump-diffusion model, *Asia-Pacific Financial Markets*, 13(1), 11—39.
- [23] Lin, B. , 1998, Jump-diffusion interest rate process: An empirical examination on the taiwan money market, *Journal of Financial Studies*, 6(1), 77—106.
- [24] Lipton, A. , 2002, Assets with jumps, *Risk*, 15(9), 149—153.
- [25] Mancini, C. , 2004, Estimation of the parameters of jump of a general Poisson-diffusion model, *Scandinavian actuarial Journal*, 104, 42—52.
- [26] Merton, R. C. , 1976, Option pricing when the underlying stock returns are discontinuous, *Financial Economics*, 3, 125—144.
- [27] Metayer, B. , 2003, A double exponential jump diffusion process to modelling risky bond prices, Working paper, ssrn.com.
- [28] Pedersen, A. , 1995, A new approach to maximum likelihood estimation for stochastic differential equations based on discrete observations, *Scandinavian Journal of Statistics* 22, 55—71.
- [29] Ramezani, C. A. and Y. Zeng, 2007, Maximum likelihood estimation of the double exponential jump-diffusion process, *Annals of Finance*, 3(4), 487—507.
- [30] Rogers, L. C. G. 1997, Arbitrage with fractional Brownian motion, *Mathematical Finance*, 7(1), 95—105.
- [31] Sepp A. , 2003, Fourier transform for option pricing under affine jump-diffusions: An overview, Unpublished manuscript, available at www.hot.ee/seppar.
- [32] Wong, H. and K. Lau, 2007, Analytical valuation of turbo warrants under double exponential jump diffusion, The Chinese University of Hong Kong, Working paper.

Empirical Research of Option Pricing on Double Exponential Jump Diffuse Process Model

Yongdong Shi Junchu Li

*(School of Finance and Research Center of Applied Finance,
Dongbei University of Finance and Economics)*

Abstract Brownian motion and normal distribution have been widely used in the Black Scholes option pricing framework to model the return of assets. However, two puzzles emerge from many empirical investigations: the leptokurtic feature and “volatility smile”. To incorporate both of them and to strike a balance between reality and tractability, Kou(2002) proposes a double exponential jump-diffusion model(DEJD). It is not only a best method to solve the two puzzles, but also it is capable of matching key features of asset returns. Accordingly, the model has gained widely acceptance. However, empirical research of the jump parameter has received little attention to date. In the paper, based on DEJD model, we do a empirical research of option pricing using high-frequency data of exchange rate. Firstly, we eliminate market microstructure noise in high-frequency data by Kalman filtering, and decompose transaction prices and bid-ask quotes into an estimate of the efficient price and noise. Secondly, based on Barndorff-Nielsen and Shephard(2004) for related bipower variation measures, the paper provides a practical framework for non-parametrically measuring the jump component, and decompose the efficient price to continue path and jump component. Finally, our results hold promise for derivatives pricing. Compared with the actual currency option, the difference can satisfy the condition of the precision. According to the research on the structure of the model, we explain the economics significance of the jump parameters.

Key Words Market Microstructure Noise, Kalman Filtering, Realized Variance, Double Exponential Jump Diffusion Model, Option Pricing

JEL Classification G12, G13, G14

投资者保护、股权集中与利益侵占研究

吕长江 周县华*

摘要 本文基于我国法律制度的历史变迁过程,研究投资者保护、股权集中与利益侵占问题。研究发现,投资者保护和股权集中都会影响利益侵占,随着我国法律制度的完善,投资者的利益保障得以加强。我国特有的股权集中及其性质对利益侵占的影响比较复杂,股权集中程度与利益侵占之间呈倒“U”形关系;与集团公司控股相比,政府或其他事业单位控股对中小股东的利益侵占程度较高;但是与国有上市公司相比,民营上市公司的利益侵占程度并没有显著区别。另外,我们还发现,随着中小投资者保护的逐步完善,股权集中相对逐渐降低,法律保护和股权集中的替代效应明显。

关键词 投资者保护,法律分权,股权集中,利益侵占

一、引言

公司治理是一种机制,该机制能够确保资金提供者收回基于其投资的合理回报。Shleifer and Vishny(1997)认为解决代理问题有两个办法:其一是加强投资者的法律保护,其二是提高股权集中度。提高股权集中度的同时促成控制股东的形成,增强了股东对公司的控制,降低了股东聘用职业经理人而发生的代理成本,从而保证控制股东收回投资报酬。Shleifer and Vishny(1997)认为,加强法律保护是完善公司治理结构的根本措施,虽然通过提高股权集中度可以实现投资者投资回报,但是在将资源重新分配给投资者的时候(控制股东与小股

* 吕长江,复旦大学管理学院教授;周县华,中央财经大学保险学院。通信作者及地址:吕长江,上海市国顺路679号,复旦大学管理学院会计系,200433;E-mail:Cjlu@fudan.edu.cn。本文得到国家自然科学基金项目(70572029、70632002),教育部人文社会科学研究项目(06JA630016)以及上海市浦江人才计划的资助。当然,作者对文中可能出现的错误负责。

东的分配),这种方法可能将变得无效。

我国股票市场还处在初级发展阶段,高度股权集中是非常明显的特征,我国制定的有关投资者保护的法律处于不断完善的过程。那么我国法律制度能够保护中小投资者的利益吗?在这样的法律环境下,股权集中是否是一种合理的治理结构模式?股权集中是否能够保护投资者的利益?为什么集团控制公司相比政府控制公司要发生更多的关联交易?是否存在控股股东侵占小股东利益的行为?民营企业是否就可以避免利益侵占?本文试图从我国法律制度历史变迁的角度来阐述我国投资者保护、股权集中和利益侵占的关系问题。

本文的结构安排如下:第一部分为引言;第二部分是对文献的回顾;第三部分提出研究假设;第四部分给出实证结果;第五部分为结论。

二、文献回顾

早期研究 Berle and Means(1932), Jensen and Meckling(1976) 都强调了企业内部人和外部投资者之间的代理成本问题。Grossman and Hart(1988) 强调投资者之所以能够获得现金回报在于他们手中的权利,使用这些权利可以更换董事,发放股利,终止一个以牺牲外部投资者利益为代价而有益于内部人的投资项目等等。La Porta, Lopez-de-Silanes, Shleifer and Vishny(以下简称 LLSV, 1997, 1998) 认为法律及其执行力度是公司治理的实质因素。当投资者的权利得到法律保护时,投资者就愿意为公司提供资金,相反,如果他们的权利得不到法律保障,则公司治理和外部融资机制都会运行不良。Bodenheimer(1962) 认为法律的重要作用之一是协调各种相互冲突的利益关系。股东拥有的最重要的法律权利是对公司重要事件的投票权,例如兼并和清算、选举董事会以及其他管理权利(Easterbrook and Fischel, 1983)。但是,有证据表明,行使投票权是有代价的,在发达国家可以通过法院行使投票权,即便如此,管理者也经常干扰投票过程,努力说服股东支持他们(Pound, 1988)。

LLSV(2000a) 认为在投资者保护较弱时,企业家可能希望保持其控制权。La Porta 等(1999) 指出,如果对投资者权利的剥夺需要秘密进行的话,则企业家就不愿意别人来分享公司控制权。Zingales(1995) 和 La Porta 等(1999) 认为,如果企业家把控制权分散在许多投资者手中,他们将得不到收购过程中的“私人收益”。企业家或者其家族需要保持对公司的控制的另外一个原因是,当外部投资者的法律保护很弱时,需要运用家族的信誉来获取外部资金。综合这些

原因,在法律保护薄弱的国家,公司需要集中的控制权。

在公司治理的实践中,大股东的作用也在增强。在德国, Frank and Mayer (1994) 研究发现大股东与董事的高绩效相关。在日本, Kaplan and Minton (1994) 认为,相对于没有大股东的公司而言,如果公司经营业绩差,拥有大股东的公司更有可能辞退经理。David and Serano (1996) 认为,如果收购失败,业绩差的公司如果有大股东,则管理层的流动性更大。以上所有研究都证明了大股东在公司治理中的重要作用。

显然,这些研究成果并没有直接讨论我国公有产权制度安排下的大股东问题,在这一制度安排下,大股东可能并不是出于弥补较弱的法律保护而存在,大股东存在的原因更有可能是出于降低经济改革的政治成本的需要。本文这里不会过多讨论大股东存在的原因,我们更关心的是,这一历史产物是否会像其他国家一样,在法律保护较弱的情形下,起到积极的作用。

虽然股权集中可以在一定程度上降低代理成本,但同时也存在负面效果,大股东只关心他们自身的利益,而他们的利益往往与企业其他投资者、员工和管理者的利益不一致。在通过控制权使得自身利益最大化的过程中,大股东可能会对其他投资者、管理者和员工的利益进行直接剥夺,也可能通过追求个人目标而使公司投资无效率,所有这些最后都会对其他利益相关者形成负面激励 (Shleifer and Vishny, 1997)。

近年来国内研究开始关注投资者保护问题。沈艺峰、许年行和杨熠 (2004) 发现,在我国中小投资者保护的不同阶段,首次公开发行 (IPOs) 的初始收益率存在显著的差别,并认为在中小投资者保护的不同阶段里,中小投资者的市场保护意识不同,两者之间存在显著的负相关关系。王克敏、陈井勇 (2004) 认为当投资者保护增强时,大股东对管理者的监督力度降低;当投资者保护减弱时,情况则相反,并推断大股东的存在可以作为投资者保护的一种替代机制。李增泉、孙铮和王志伟 (2004) 对所有权结构与控股股东的掏空行为之间的关系进行了实证分析,发现控制股东占用的上市公司资金与第一大股东持股比例之间存在先上升后下降的非线性关系。沈艺峰、肖珉和黄娟娟 (2005) 认为,中小投资者保护程度与上市公司的权益资本成本呈显著的负相关关系。

上述文献对于认识投资者法律保护、所有权结构特征及控股股东掏空行为具有重要意义。然而上述文献或者单独研究投资者保护与 IPO 初始收益率,或者局限于分析所有权结构与掏空行为的关系,没有同时考虑投资者保护、股权集中与利益侵占三者之间的逻辑关系。事实上,投资者法律环境(外部环境)和

公司股权结构安排(内部机制)都会影响公司治理结构,从而进一步影响控股股东对小股东的利益侵占程度。与此同时,他们本身也具有某种关系,这种关系更多地表现为替代效应。另外,以往文献基本都是使用混合数据做普通最小二乘回归,从而无法控制个体的异质性。^[1] 这些引起个体异质性的因素往往因为难以获得数据或不易衡量而无法进入分析模型,在截面分析中则往往会引起遗漏变量的问题。与以往文献不同的是,我们基于面板数据,利用固定效应方法研究投资者保护、股权集中与利益侵占三者之间的逻辑关系。我们发现,随着我国法律制度的完善,投资者的利益保障得以加强。股权集中将导致控制股东对中小股东的利益侵占,但当股权集中到一定程度后,股权集中可以降低利益侵占行为,侵占与股权集中程度呈倒“U”形关系。我们还发现控股股东的性质与利益侵占相关,与集团公司相比,政府或其他事业单位控股对中小股东的利益侵占(以大股东欠款形式存在)程度较高;与国有上市公司相比,民营上市公司的利益侵占程度并没有显著不同。从时间序列观察,随着中小投资者保护的逐步完善,股权集中中呈下降趋势,利益侵占的状况逐渐改善。

三、研究假设

通过以上相关研究的回顾,本文的基本思路是将投资者保护、股权集中与利益侵占纳入一个框架体系,以考察它们之间的逻辑作用关系。这些逻辑作用关系包括:法律保护对利益侵占的影响、股权集中和股权性质对利益侵占的影响,以及法律保护在时域上对股权集中的替代效应。

LLSV(2000a)强调法律和规章对投资者保护越强的国家,资本市场就越发达。虽然信誉可能有助于筹集资金,但要理解一些国家的公司筹集的资金为什么多于其他国家的公司,法律及其执行的差异是一个关键。在很大程度上,因为投资者的权利受到法律的保护,利益侵占程度较低,潜在股东和债权人愿意向公司融资。LLSV(2000b)率先在控股股东与小股东的代理理论框架内分析股利政策。他们在对由33个国家的4000家公司组成的样本进行了分析以后

[1] 例如,在研究全国30个省份居民人均消费青岛啤酒的数量时,可以选取居民的收入、当地的啤酒价格、上一年的啤酒消费量等变量作为解释变量。但同时我们认为民族习惯、民俗文化、广告投放等因素也会显著地影响居民的啤酒消费量。对于特定的个体而言,前两种因素不会随时间的推移而发生明显的变化,通常称为个体效应。而广告的投资往往通过电视或广播,我们可以认为在特定的年份所有省份所接受的广告投放量是相同的,通常称为时间效应。

发现,对股东保护较好的普通法系国家,公司的股利支付率高于大陆法系国家。而且,在普通法系国家,快速成长的公司股利支付率低于缓慢成长的公司。这意味着,如果公司有好的投资项目,受到法律保护的股东就愿意推迟获得股利。相反,如果缺乏法律保护,那么股东就有可能不考虑投资机会,而宁愿尽早获得股利。LLSV(2002)从法律对投资者保护的制度环境角度对股权结构、资本市场的发展、股利政策和公司价值等影响进行了研究,结果表明大股东控制会造成对小股东的利益侵占,这种侵占程度显著地受到法律环境对投资者保护好坏的影响。Johnson, La Porta, Shleifer and Vishny(2000a)从一个国家法律环境对投资者保护好坏的视角出发,研究了欧洲国家一些关联交易,表明即使是在发达的资本市场上,大股东也会为了私人受益而将资产或利润从上市公司转移到自己所控制的公司中,一国的法律环境对投资者保护的好坏显著影响了大股东的这种利益侵占行为。总结这些经验研究,我们有:

假设 1:控股股东的利益侵占程度随着法律保护的加强而降低。

基于控股股东对公司的有效控制,控股股东可以通过股利分配、关联交易、转移定价等方式侵占公司的利益。当控股股东通过少量持股比例拥有公司的控制权时,公司控制权与现金流量权相分离,控股股东以较低的成本损失实现较高的利益萃取,股权集中与利益侵占正相关,这种效应类似于 Morck 等(1988)的管理者堑壕效应(Entrenchment Effect)。当控股股东持股比例达到某一阙点时,控股股东的利益与外部小股东的利益相一致,控股股东将承担利益侵占的大部分成本,股权集中与利益侵占负相关。从这个角度讲,所有权比例的提高则会削弱控股股东获取控制权私人收益的动机。Gomes(2000)指出,持有较高比例的所有权股份可被视作控股股东向外部投资者所作的放弃控制权私人收益的一种承诺。Morck, Nakamura and Shivdasani(2000)研究了日本公司股权结构与公司托宾 Q 值的关系,发现公司价值与主办银行持股比例负相关。当公司主办银行持股比例较低时,公司托宾 Q 值随主银行持股比例上升而下降;持股比例达到一定程度后,这种负相关逐渐减弱,甚至转变为正相关。如果我们认为价值的升降取决于市场对利益侵占的反映或捕捉,那么从股权集中对公司价值的正“U”形关系,就可以推导出股权集中对利益侵占的倒“U”形关系。因此有:

假设 2:股权集中与控股股东的利益侵占程度之间呈倒“U”形关系。

鉴于我国股票市场的特点,国内外很多文献都从研究控制股东性质入手

(吕长江、周县华,2005;李增泉、孙铮和王志伟,2004,Jian and Wong,2003)。控制股东的性质可以从政府与集团、国有与民营两个角度来考虑。

中国上市公司由两类最大的股东控制,它们分别是国有资产管理局(或者其他事业性单位)和集团公司。Jian and Wong(2003)认为,当最大的股东是集团公司而不是国有资产管理局时,上市公司与最大股东的其他附属企业之间会发生更多的关联方交易。一个主要的原因是国有资产管理局只是政府的一个代理人,没有其他商业行为,而一个集团公司却能通过真正的商业交易成为上市公司的供应商或者顾客。如果控股股东是集团公司的话,其侵占小股东利益的方式是多样和隐性的:转移定价、关联交易,甚至秘密的偷盗等等。相对于集团公司来讲,政府和其他事业单位的利益侵占方式相对较窄,欠款和现金股利是比较常见的形式。吕长江和周县华(2005)指出,降低代理成本假说和利益侵占假说都可以解释我国的股利分配。其中,集团控股公司适合降低代理成本假说;而对于政府控制公司,用利益侵占假说解释其股利分配动机更为恰当。由于本文是以大股东欠款作为利益侵占的代理变量,考虑到集团公司会优先采用其他更加隐蔽的利益侵占方式,因此,我们推断:

假设 3.1:与集团公司相比,政府或者其他事业单位通过欠款方式对中小股东的利益侵占程度更高。

上海证券交易所研究中心发布的《中国公司治理报告(2005):民营上市公司治理》研究了民营上市公司治理机制现状及其存在的问题,认为我国民营上市公司盈利能力和公司治理状况总体上比非民营上市公司差,尤其是通过买壳上市的民营企业,经营业绩极差,民营上市公司掏空行为凸现。最近几年阳光隧道、科龙电器、托普软件、哈慈电器、信联股份、浙大海纳等媒体披露的一批民营企业的掏空侵占现象,引起了社会的普遍关注。Fan, Wong and Zhang(2005)指出,虽然国有上市公司和民营上市公司的最终控制人都采取金字塔股权结构,但其原因是不同的:前者主要是基于减少对上市公司行政干预的考虑,而后者的主要目的是以金字塔股权结构构建一个内部资本市场,方便集团附属公司的融资。而且,虽然同样采取金字塔股权结构,但在投票权与现金流量权的分离程度上二者是有差异的,国有上市公司的分离程度要小于民营上市公司。因此,与国有上市公司不同,民营上市公司最终控制人投票权与现金流量权特殊的分离目的及较大的分离程度导致了更为严重的代理问题。因此有:

假设 3.2:与国有上市公司相比,民营上市公司的利益侵占程度更高。

Shleifer and Vishny(1997)指出,一个好的公司治理机制根源于投资者法律保护与股权结构适度集中的良好结合。作为公司治理的机制之一,股权结构得到了学术界广泛的研究,而投资者法律保护在早期的公司治理研究中并未得到足够的重视。而且,早期的研究往往只关注两种机制各自在公司治理中的作用,并未注意到两者之间可能存在的联系。LLSV(1998,2000a)的研究表明,不同国家的投资者法律保护水平存在显著差异。在投资者法律保护较差的国家里,大股东需持有大量的现金流权来监督管理者,以避免遭受管理者的剥削,而且中小投资者面对较大的被剥削的风险,只愿意以较低的价格来购买股票,这使得股权融资异常困难,最终形成集中的股权结构。因此,股权的集中是投资者法律保护不足的一种替代。LLSV的研究将公司治理的外部机制(投资者法律保护)与内部机制(股权结构)有机地联系起来,这对于我们理解内外治理机制之间的联动作用,无疑具有重大的意义。

但是,LLSV只是横向比较了国与国之间在法律保护与股权结构上的差异,他们没有注意到,一个国家的投资者法律保护本身是一个历史实践的发展过程,而股权结构同样是一个动态的调整过程,在这个动态的发展过程中,股权结构与投资者法律保护可能存在一定的联系。因此,从时域角度来研究投资者法律保护与股权集中度的关系,可以极大地丰富和补充我们对两者关系的理解。

但遗憾的是,已有研究关于二者之间是否具有时域替代的结论并不一致。Julie and Laura(2004)来自德国和意大利的研究支持了股权集中度与投资者法律保护之间的替代假说,但Cheffins(2000)发现在20世纪上半叶,英国并不能为中小投资者提供很好的保护,但同时股权集中度已经非常分散。可见,英国的证据并不支持“法律是重要的”的理论。Burkart and Panunzi(2006)的研究似乎更具有代表性,他们发现,法律保护与股权集中度的关系取决于法律与监督效应之间的关系:当法律促进监督时,法律保护与股权集中度负相关;当法律削弱监督时^[2],法律保护与股权集中度之间的关系是非单调的,有可能是正相关,也可能是负相关。作为一个新兴的发展中国家,我国的中小投资者法律保护经历了一个从弱到强、逐步健全的历史发展过程(沈艺峰,许年行,杨熠,2004)。那么,这个逐步完善的过程会影响到股权集中度的变化吗?我们的理

[2] Burkart and Panunzi(2006)认为好的法律可能是促进监督的,也可能是削弱监督的,这主要是因为监督是有成本的,监督一方面会限制内部人对外部人的利益侵占,但另一方面,监督也会限制职业经理人的经营积极性,从而也就限制了股东的投资报酬率。

解是:在我国,高度集中的股权结构可能并非是由于法律保护较弱而产生的,其存在的原因更多是历史和政治层面的因素,但是在我国投资者法律保护较弱的时期,恰恰是这种高度集中的股权在客观上弥补了法律的缺失。至于在中小投资者法律保护逐渐完善的过程中,根据我们后文对1990—2005年的有关投资者法律保护的总结,我们发现这些法律更多强调的是外部人对内部人的监督问题。总结前面 Burkart and Panunzi(2006)的研究,我们有:

假设4:随着我国中小投资者法律保护的逐步完善,股权集中度逐渐降低,二者之间存在时域替代效应。

四、实证研究

(一) 样本设计

本文研究与投资者保护有关的法律法规、股权集中对利益侵占程度的影响,我们将研究对象定为1995年12月—2005年12月的整个中国股票市场。本文的数据来源于WIND数据库和清华大学开发的中国金融研究数据库(CFRD),以及中国证券监督管理委员会网站(www.csrc.gov.cn)。样本的筛选原则如下:(1)为了使法律分值在时间序列上有个较长的跨度,选取的样本公司为1995年12月至2005年12月上市的非平衡样本;(2)选择的行业类别包括采掘业,文化传播业,煤气及水的生产和供应业,房地产业,建筑业,交通运输和仓储业,农、林、牧、渔业,批发和零售贸易,社会服务业,信息技术业,制造业和综合类共12个大行业;(3)为了避免异常值的影响,剔除样本期间某一年负债率大于100%的公司;(4)剔除第一大股东持股比例小于10%的公司。最后选择的样本观测数目累计为2266个。本文运用的统计软件为Stata9.2。

(二) 中小投资者保护具体条款的设定

LLSV(2000a)列举了与中小投资者权利法律保护有关的6项条款:“抗董事权”中的通信表决权^[3]、会前停止出售股票权^[4]、累计投票权(或代表比例

[3] 股东可以通过邮件传达他们的表决权。

[4] 公司不能要求股东在股东大会召开之前停止对其手中股票的销售。

机制)^[5]、小股东话语权^[6]、优先购买权、临时股东会召集权的最小持股比例 $\leq 10\%$ 。根据对我国上市公司治理结构的研究,我们在这6条的基础上,又增加了18条,包括:一股一票权;重大事项(如分立、合并和解散等)的表决方式(沈艺峰等,2004);对控制股东的监督、建议和咨询权;对控制股东的违法行为阻止权;知情权;寻求司法保护权;上市公司信息披露;会计政策与审计制度;外部独立董事;送配股政策;内部人股权转让;管理层、董监事持股规定;内幕交易;规范关联交易;限制大股东行为的规定;竞业禁止制度;审议股东提案的最小持股比例 $\leq 5\%$;股利分配政策的规定。

(三) 法律法规赋分规则

由于国家法律与行政法规、部门规章的法律效力不同,我们对各类法律法规分别赋予不同的分值,见表1。

表1 法律法规赋分规则

法律、法规和规章	法律效力	分值大小
国家法律	高级	3
行政法规	中级	2
部门规章	低级	1

具体赋分原则与LLSV(2000a)相似,即“发现赋分”原则。只要法律法规中有上述24个关于中小投资者保护条款的相应规定,我们就会给该部法律法规赋予与其法律效力对应的分值,而且每一保护条款都单独计算分值,我们用每一部法律法规的分值累计之和来刻画这部法律法规对中小投资者的保护程度。例如1992年国家推出一部行政法规,该法规在“优先购买权”、“审议股东提案的最小持股比例”、“一股一票权”、“会计政策与审计制度”和“内部人股权转让”这五个方面都有规定,那么按照“发现赋分”原则和表1中的对法律效力确定的分值大小,这部法规的最终分值确定为10分,并且以后各个年份再计算投资者法律保护分值的时候都要加上这一年的分值,即我们这里的法律分值是个累计的概念,具体见表2。

[5] 累计投票权是指股东可以用他们手中的所有投票权只选举董事会中的一个候选人;代表比例机制是指小股东可以按照他们所持有的股份比例指定一定比例的董事会成员。

[6] 小股东可以通过向法院起诉的方式反对管理层所做的决策,当小股东们反对管理层所做的一些重大决策(比如并购、投资)等时,他们甚至可以要求公司回购他们手中的股票从而离开公司。这里的小股东主要是指那些持有公司股份比例低于或等于10%的股东。

(续表)

阶段	时间	法律 法规 级别	法律 法规 件数	中小股东法律保护得分																	法律 法规 单独 分值	当期 分值	累计 分值							
				1	2	3	4	5	6	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18				19	20	21	22	23	24	
第五阶段 2001	8月2日	部门											1	1	1	1	1	1	1	1	1					7				
	8月16日	部门													1							1					2			
	8月30日	部门											1	1													2			
	9月30日	部门																									0			
	10月8日	部门																									1			
	10月8日	部门																									1			
	10月11日	部门																									1			
	10月16日	部门																									1			
	10月16日	部门																									1			
	11月2日	部门																									2			
	11月7日	部门																									2			
	11月9日	部门																									1			
	11月30日	部门																									1			
	12月10日	部门																									8			
	12月10日	部门																									1			
	12月12日	部门																									1			
	12月23日	部门																									1			
12月25日	部门																									4				
12月25日	部门																									1				
12月26日	部门																									2				
12月30日	部门																									3				
12月31日	部门																									1				
																											123		304	

(四) 变量选择与模型设计

选择的变量及依据见表3。

表3 变量的选择及依据

	变量归属维度	变量	解释	参考文献
利益侵占	资金占用	Tunnelling	大股东欠款与总资产比值的对策	李增泉、孙铮和王志伟(2004); 天信投资(2004)
法律保护	法律保护分值	Laws	中小投资者法律保护分值	LLSV(1997,1998,2000a,2000b,2002);La Porta等(1999,2003); 沈艺峰、许年行和杨熠(2004); 沈艺峰、肖珉和黄娟娟(2005)
股东集中	第一大股东持股比例	Top1	第一大股东持股比例	Shleifer和Vishny(1986,1997); Franks和Mayer(1994);王克敏和陈井勇(2004); Zingales(1995); LaPorta等(1999); Bebchuk(1999);Gugler等(2003)
	第一大股东持股比例平方	Top1square	第一大股东持股比例平方	Gugler等(2003);吕长江和周县华(2005)
控制股东性质	第一大股东性质1	Character1	国有1,非国有0	陈晓和江东(2000);田利辉(2005);Franklin等(2005)
	第一大股东性质2	Character2	国有资产管理局、国有资产经营公司、政府部门(例如财政局)以及学校或科研机构1,集团0	Jian Ming和TJ Wong(2003); 吕长江和周县华(2005)
控制变量	净资产收益率	Roe	净利润/净资产	叶康涛(2003);王克敏和陈井勇(2004);李增泉、孙铮和王志伟(2004);吕长江、周县华(2005)
	资本结构	Leverage	总负债/总资产	王克敏和陈井勇(2004);李增泉、孙铮和王志伟(2004);吕长江、周县华(2005)
	规模	Size	总资产的自然对数	吕长江、周县华(2005)
	增长率	Salesgrow	过去三年平均主营业务增长率	Leora和Inessa(2004);LLSV(1999);Himmelberg等(2001)
	资产结构	K/S	固定资产净额/总资产	Leora和Inessa(2004);Franklin(2005)

1. 被解释变量

LLSV(2000a)指出,控股股东利益侵占的方式是多样化的,内部人可能直接地窃取公司利润;内部人也可以把他所控制公司的产品、资产和证券以低于市场价的价格出售给另一家他所控制的公司,这些资产的转移和股东的稀释通常是合法的,但是它们却会产生与偷窃相同的效应。

对于我国上市公司而言,上市公司是否被大股东占用资金,主要通过应收款项进行。^[7] 大股东在应收账款中的欠款通常是由于上市公司与大股东之间存在业务往来或购销关系等。如郑州煤电所生产的煤炭通过大股东的铁路运输计划额度对外销售,辽河油田通过中石油对外销售等。但如果大股东拖欠应付账款,久而久之,就可能演变为故意占用资金。如大股东神马集团 2004 年年初通过应收账款欠款近 80 088 万元,2004 年末欠款余额仍达 79 227 万元,显然这一欠款已经演变成大股东的占用资金。类似的通过占用货款变成占用资金的还有黑化股份、郑州煤电等。

基于李增泉、孙铮和王志伟(2004)的变量设计,我们用大股东欠款来反映控制股东对上市公司的利益侵占程度。具体度量方法如下:

$$\text{Tunnelling} = \text{Ln}(\text{大股东欠款} / \text{总资产})$$

2. 解释变量

本文中回归模型的自变量包括解释变量和控制变量两部分。其中解释变量为中小投资者保护分值、股权集中度和股权性质,用 *Laws*、*Top1*、*Character1* 和 *Character2* 表示。控制变量包括反映公司资本结构、盈利能力和规模的变量。

3. 其他影响利益侵占的变量

Himmelberg 等(1999,2001)指出公司层面的特征也会影响利益侵占程度。Allen 等(2005)举了资产结构的例子来说明这个问题,固定资产(例如机器和设备)相比那些“软”资产(无形资产、研发资产和其他短期资产,例如存货)而言,很容易监视,并且难以被窃取。因此一个无形资产比例较高的公司可能会采取较严厉的治理结构,这提醒我们在对利益侵占和解释变量进行回归的时候,要控制住资产结构这个变量。

另外一个内生性问题是公司成长性引起的。拥有较好成长机会的公司通常需要较多的外部融资以满足其迅速扩张和发展的需要。这个时候,改善其治理结构和增强投资者保护将有助于降低融资成本(LLSV,1999;Himmelberg 等,2001)。而如果利益侵占的降低是由于公司较好的增长机会引起的,则股权集中和利益侵占之间就有可能产生“伪”相关。这表明在回归方程中,我们至少还要控制能够代表公司增长机会的变量,我们在这里用的是公司前三年主营业务收入的平均增长率。

[7] 2004 年年末,有 399 家上市公司的其他应收账款中存在大股东欠款问题。占款数额最大的分别为 ST 轻骑、中国武夷、吉林炭素,都超过了 5 亿元。沱牌曲酒、阿继电器、江苏索普的大股东欠款占其他应收账款余额的比例则超过 90%。

(五) 实证分析

1. 描述性统计分析

图1显示,我国中小投资者保护呈现了一个不断增强和逐步完善的趋势。我们认为自1990年12月19日上交所开业以来,我国证券市场的发展历程大体上可以四个标志分为五个阶段,这四个标志分别为:(1)1992年1月邓小平南方谈话,肯定股票试点作用;(2)1994年7月份的《公司法》出台;(3)1999年7月份《证券法》出台;(4)2001年6月国有股减持办法出台。在五个历史阶段中小投资者保护分值逐渐递增,依次为3、16、71、250和314。与此同时,我国股票市场规模也不断扩大,具体表现为两市指数不断创出新高,这种情形一直持续到2000年下半年,指数才开始逐渐降低。

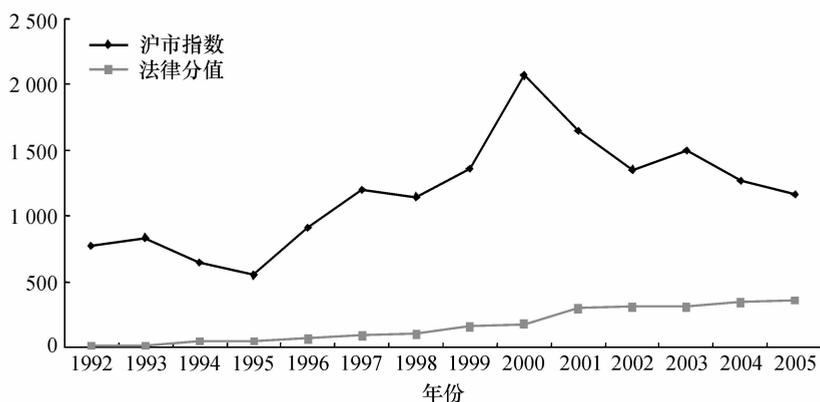


图1 中小投资者保护分值与沪市市值的关系

表4为利益侵占(Tunnelling)、法律保护分值(Laws)和股权集中度(Top1)在1995年至2005年间的均值统计。 $Z_{tunnelling}$ 、 Z_{laws} 和 Z_{top1} 分别为其标准化处理后的变量。如图2所示,我们发现随着法律分值的持续提高,利益侵占逐渐降低,而同时股权集中呈现先上升后下降的趋势。如果认为1999年7月份《证券法》的出台标志我国投资者法律保护达到一个新的阶段,而在此之前,我国投资者法律保护较弱,那么我们发现,在投资者法律保护较弱的2000年以前阶段,股权集中度逐渐提高,这与LLSV(1998)的结论相一致,即在公司治理体系中,高度集中的股权结构替代了弱投资者保护,而此后随着法律保护的进一步完善,股权集中度逐渐降低,尽管降低速度较缓。这很好地解释了两种治理机制(股权集中和法律保护)的交替现象:股权集中虽然被理解为政治和历史产物,但其在法律保护不成熟的阶段,作为一种改善治理结构的手段是现实存

在的,而此后,随着法律保护的逐步完善,这一手段的缺陷^[8]日益突出,因此又呈现缓步下降的趋势。

表4 法律分值、利益侵占和股权集中的描述性统计

年份	Zscore(tunnelling)	Zscore(laws)	Zscore(top1)
1995	0.2879682	-3.0365453	-0.8188506
1996	0.5253530	-2.8687856	-0.0436143
1997	0.2652602	-2.4945525	-0.2124801
1998	0.3066517	-2.3784111	0.0374066
1999	0.2616617	-1.6557540	0.0897019
2000	0.1291002	-1.3976622	0.2618024
2001	-0.0819044	0.1896026	0.1990717
2002	0.0542861	0.2670302	0.0248583
2003	-0.0282681	0.3186485	-0.0831764
2004	-0.0224990	0.7574046	-0.1026449
2005	-0.4164756	0.8993551	-0.0072246

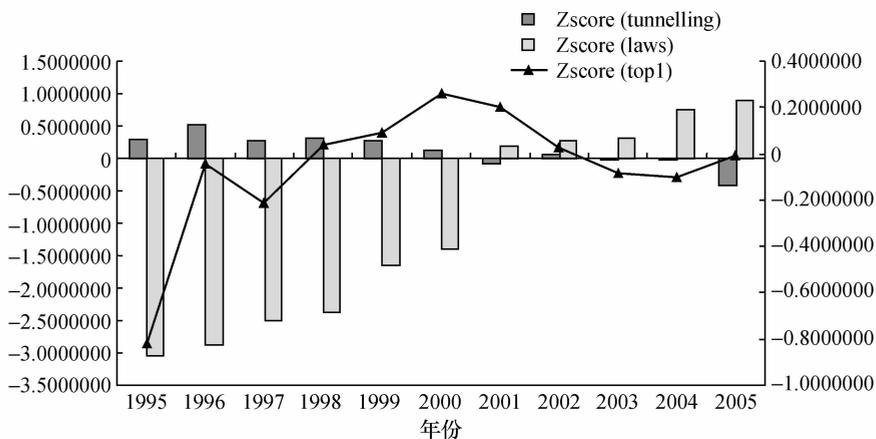


图2 法律分值、利益侵占和股权集中描述

2. 固定效应模型

本文使用基于面板数据的两个模型分别检验法律保护 and 股权集中对利益侵占的影响,以及法律保护 and 股权集中的替代效应:

$$\begin{aligned} \text{Tunnelling}_{it} = & \alpha_i + \beta_1 \text{Laws}_{it} + \beta_2 \text{Top1square}_{it} + \beta_3 \text{Character1}_{it} \\ & + \beta_4 \text{Character2}_{it} + \beta_5 \text{Roe}_{it} + \beta_6 \text{Leverage}_{it} \end{aligned}$$

[8] 导致控股股东对中小股东和其他利益相关者的利益侵占。

$$+ \beta_7 \text{Size}_{it} + \beta_8 \text{Salesgrow}_{it} + \beta_9 K/S + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \text{Top1}_{it} = & \alpha_i + \gamma_1 \text{Laws}_{it} + \gamma_2 \text{Character1}_{it} + \gamma_3 \text{Character2}_{it} + \gamma_4 \text{Roe}_{it} \\ & + \gamma_5 \text{Leverage}_{it} + \gamma_6 \text{Size}_{it} + \gamma_7 \text{Salesgrow}_{it} \\ & + \gamma_8 K/S + \delta_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

我们用方程(1)检验法律保护 and 股权集中对利益侵占的影响;方程(2)是在方程(1)的基础上检验法律保护 and 股权集中的替代效应。其中, i 表示公司下标, t 表示时间下标,Top1square为Top1的平方项; α_i 表示各公司有一个不随时间变化的效应,在这个效应中包含了一些回归方程中没考虑的因素(如行业)。 ε_{it} 和 δ_{it} 是随机扰动项。另外,对于特定的公司个体而言,都要遵守相同的法律法规,我们可以认为在特定的年份所有个体所接受的法律保护是相同的,通常这被称为面板数据中的时间效应。一般情况下,这些因素往往因为难以获得数据或不易衡量而无法进入我们的模型,所以在截面分析中则往往会引起遗漏变量的问题。有很多研究通过设定时间虚拟变量来反映这些时间效应的影响,但实际上这种做法会损失一些信息,因为时间效应本身在年度之间也会变化,比如本文中的法律保护分值。本文对于这个问题的具体处理,借鉴了沈艺峰、许年行和杨熠(2004),许年行和吴世农(2006)的做法,即在同一时点,各个公司的法律保护分值是相同的,而不同时点的法律保护分值是不同的。

3. Hausman 检验

面板数据模型主要有两种:一种是固定效应模型(Fixed Effect Model),另一种是随机效应模型(Random Effect Model)。采用何种模型更合适,需要进行Hausman检验,检验结果如表5所示。

表5 Hausman 检验结果

	固定效应	随机效应	差异	标准误差
Laws	-0.0001079	-0.0001465	0.0000386	0.0000253
Top1	-0.001622	0.000118	-0.00174	0.0004038
Character1	-0.0011851	-0.0246027	0.0234176	0.010939
Character2	0.0401223	0.0052355	0.0348869	0.0170207
Roe	-0.005191	-0.0081119	0.0029208	0.0014084
Leverage	0.0751001	0.0449463	0.0301538	0.0216484
Size	-0.0449083	-0.0158046	-0.0291037	0.0080791
Salesgrow	-0.0015279	-0.0063123	0.0047844	0.0013666
K/S	-0.0439584	-0.0136149	-0.0303435	0.0247282
chi2(9) = 66.73				
Prob > chi2 = 0.0000				

检验结果表明,固定效应模型更为合适。

4. 实证结果

表6中方程1至方程4列出了模型(1)的固定效应分析结果^[9],方程5列出了模型(2)的替代效应分析结果。

表6 固定效应分析结果

变量	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5
Intercept	1.730*** (9.39)	1.781*** (9.68)	1.754*** (9.50)	1.624*** (9.12)	43.731*** (4.17)
Laws	-0.00007* (-1.69)	-0.0001*** (-2.62)	-0.0001*** (-2.69)		-0.021*** (-9.69)
Top1					
Top1square		-0.00002*** (-3.68)	-0.00002*** (-3.41)		
Character1			0.001 (0.08)	-0.0005 (-0.04)	-2.304*** (-2.93)
Character2			0.040** (2.02)	0.047** (2.40)	-5.137*** (-4.59)
Laws × Top1				-2.49e-06*** (-3.42)	
Roe	-0.005* (-1.86)	-0.005* (-1.86)	-0.005* (-1.82)	-0.005* (-1.89)	0.018 (0.11)
Leverage	0.083*** (2.98)	0.077*** (2.79)	0.079*** (2.80)	0.081*** (2.96)	-4.421*** (-2.79)
Size	-0.047*** (-5.16)	-0.046*** (-5.16)	-0.045*** (-5.04)	-0.042*** (-4.74)	0.508 (0.98)
Salesgrow	-0.001 (-0.37)	-0.0009 (-0.31)	-0.001 (-0.41)	-0.002 (-0.54)	0.006 (0.03)
K/S	-0.045 (-1.46)	-0.042 (-1.40)	-0.044 (-1.46)	-0.043 (-1.44)	1.370 (0.79)
R ²	0.01	0.003	0.003	0.005	0.08
F	9.82	10.42	8.58	9.21	26.7
观测值	2266	2266	2266	2266	2266

注:(1)方程1至方程6的因变量为tunnelling,方程7的因变量为control,行业变量略;

(2)*、**、***分别表示在10%、5%和1%水平上显著,下同;

(3)括号内为t值。

[9] 从表6的结果看,虽然主要变量在统计上显著,但R²较小接近于零,虽然与随机效应相比,固定效应方程的R²一般较低(张军等,2007),但这也暴露了本文的不足。

从方程1到方程3我们可以看出,法律分值与利益侵占负相关。而且方程2和方程3的 t 值都在1%的水平上显著。这说明在我国中小投资者保护历史实践的整个过程中,中小投资者法律保护与利益侵占程度之间存在显著的负相关关系。虽然如图1所示,2000年6月以后出现了沪市指数负增长,而法律分值仍正增长的情形,但是实证分析显示,法律在限制利益侵占方面的作用比较明显,假设1成立。这些证据与LLSV(1997,1998,2000a)的结论一致。

从方程2和方程3可知,股权集中度和利益侵占的倒“U”形关系很明显,假设2得到证实。

通过方程4,我们发现,交互项Laws \times Top1在1%的水平上显著且系数为负,进一步证明了法律环境和股权集中对股东利益侵占的共同制约作用,即在股权集中度相同的情况,法律保护的提高会限制利益侵占;而在相同的法律保护环境下,股权集中也会限制利益侵占。

另外,方程3和方程4显示,政府对中小股东的利益侵占程度高于集团控制时发生的利益侵占,假设3.1得到证实。与国有上市公司相比,民营上市公司的利益侵占程度并没有明显区别,假设3.2没有得到证实。

方程5以股权集中度为因变量,以法律分值为自变量,在控制其他相关变量的基础上,我们发现,股权集中度和法律分值之间有很强的负相关关系,这与LLSV(1998)、Julie and Laura(2004)和Burkart and Panunzi(2006)的结论一致。当然,这也验证了我们前面的假设4。

5. 稳健性检验

本文虽然以大股东欠款作为利益侵占的替代变量,但是考虑到大股东对上市公司的侵占有时候会很隐蔽,这些侵占往往会通过应收账款和其他应收款科目有所体现,所以我们又设计了一个全新的利益侵占替代变量Tunnelling*。

$$\text{Tunnelling}^* = (\text{应收账款} + \text{其他应收款} - \text{应收账款坏账准备} - \text{其他应收款坏账准备} + \text{预付账款} - \text{应付账款} - \text{其他应付款} - \text{预收账款}) / \text{总资产} - \text{行业均值}$$

我们以Tunnelling*作为新的解释变量,重新做了上面的分析,结果与前面保持一致。为节省篇幅,在此不再赘述。

五、结 论

本文基于我国法律制度的变迁过程,研究了投资者保护、股权集中与利益侵占问题。实证研究表明,法律体系的完善与投资者保护密切相关,我国特有的股权集中及其性质对利益侵占产生不同的影响,股权集中与利益侵占存在着倒“U”形关系。控股股东的性质与利益侵占的关系比较复杂,与集团控股相比,政府或者其他事业单位控股对中小股东的利益侵占程度较高;与国有上市公司相比,民营上市公司的利益侵占程度并没有明显差异。

从时间序列观察,本文发现随着中小投资者法律保护的不断发展与完善,投资者保护效果逐渐提高。尽管2000年6月以后出现了指数负增长,而法律分值仍正增长的情形,但是实证分析显示,法律对中小投资者保护的正向影响关系比较明显^[10],这鼓舞我们应该继续坚定不移地加强中小投资者法律保护建设。

Shleifer and Vishny(1997)强调,数量巨大的少数持股者只可能在法制体系相对完善的国家里才有可能发挥作用,而法律作用较弱的国家则更适合直接采用股权集中制。我们的分析在他们结论的基础上有所发展,他们分析了全球范围内股权集中和法律保护的“地域替代”效应,本文则以中国时域样本为依据,发现随着中小投资者保护的逐步完善,股权集中度会适当降低,法律保护和股权集中存在比较明显的“时域替代”效应。正如前文假设所提到的,在我国,高度集中的股权结构可能并非是由于法律保护较弱而产生的,相反,其更多的是历史和政治层面的产物,但恰恰是这种高度集中的股权,在客观上弥补了法律的缺失。

基于面板数据,运用固定效应方法研究投资者保护、股权集中和利益侵占之间的逻辑关系,其结论的稳健性要优于运用混合数据进行的普通最小二乘回归。但本文没有针对法律执行效率(law enforcement)的定量分析以及利益侵占的计量等,对这些问题的改进,是未来进一步研究的方向。

[10] 这与沈艺峰、肖珉和黄娟娟(2005),陈炜、孔翔和许年行(2005)等人的结论一致。

参考文献

- [1] 宾国强、舒元,2003,股权结构、公司业绩与投资者保护,《管理世界》,第5期,第101—108页。
- [2] 曹红辉,2003,股权结构、公司治理与资本市场效率,清华大学中国经济研究中心工作论文。
- [3] 陈炜、孔翔和许年行,2005,我国的法律制度能保护中小投资者利益吗,深圳证券交易所综合研究所研究报告。
- [4] 陈晓,江东,2000,股权多元化、公司业绩与行业竞争性,《经济研究》,第8期,第28—35页。
- [5] 李增泉、孙铮和王志伟,2004,“掏空”与所有权安排——来自我国上市公司大股东资金占用的经验证据,《会计研究》,第12期,第3—13页。
- [6] 吕长江、周县华,2005,公司治理结构与股利分配动机——基于代理成本和利益侵占的分析,《南开管理评论》,第3期,第9—17页。
- [7] 沈艺峰、许年行和杨熠,2004,我国中小投资者法律保护历史实践的实证检验,《经济研究》,第9期,第90—100页。
- [8] 沈艺峰、肖珉和黄娟娟,2005,中小投资者法律保护与公司权益资本成本,《经济研究》,第6期,第115—124页。
- [7] 田利辉,2005,国有股权对上市公司绩效影响的U形曲线和政府股东两手论,《经济研究》,第10期,第48—58页。
- [8] 天信投资,2004,天信研究:大股东占用上市公司资金情况的综合分析。
- [9] 王克敏、陈井勇,2004,股权结构、投资者保护与公司绩效,《管理世界》,第7期,第127—133页。
- [10] 许年行、吴世农,2006,我国中小投资者法律保护影响股权集中度的变化吗,《经济学(季刊)》,第5卷第3期,第893—922页。
- [11] Bebchuk, L., 1999, The rent protection theory of corporate ownership and control, Working paper, Harvard Law School, Cambridge, MA.
- [12] Berle, A., and G. Means, 1932, *The Modern Corporation and Private Property*, New York: Commerce Clearing House.
- [13] Burkart, Mike, and F. Panunzi, 2006, Agency conflicts, ownership concentration, and legal shareholder protection, *Journal of Financial Intermediation*, 15, 1—31.
- [14] Cheffins, B. R., 2000, Does law matter? The separation of ownership and control in the United Kingdom, SSRN working paper.
- [15] David, D., and J. Serrano, 1996, Active investors and management turnover following unsuccessful control contests, *Journal of Financial Economics*, 40, 239—266.
- [16] Easterbrook, F., and D. Fischel, 1983, Voting in corporate law, *Journal of Law and Economics*, 26, 395—427.
- [17] Bodenheimer, E., 1962, *Jurisprudence: The Philosophy and Method of the Law*, Cambridge, MA: Harvard University Press.

- [18] Julie, A. E. , and R. Laura, 2004, Shareholder protection and the cost of capital: Empirical evidence from German and Italian Firms, SSRN working paper.
- [19] Allen F. , J. Qian, and M. Qian, 2005, Law, finance, and economic growth in China, *Journal of Financial Economics*, 77, 57—116.
- [20] Franks, J. , and C. Mayer, 1994, The ownership and control of German corporations, Manuscript, London Business School.
- [21] Gomes, A. , 2000, Going public without governance: Managerial reputation effects, *The Journal of Finance* ,55, 615—646.
- [22] Grossman, S. , and O. Hart, 1988, One-share-one-vote and the market for corporate control, *Journal of Financial Economics*, 20, 175—202.
- [23] Jensen, M. , and W. Meckling, 1976, Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs, and ownership structure, *Journal of Financial Economics*, 3, 305—360.
- [24] Jian, M. , and T. J. Wong, 2003, Tunnelling and earnings management through related party transactions: Evidence from Chinese corporate groups. HKUST working paper.
- [25] Johnson, S. , F. La Porta, A. Shleifer, and R. Vishny, 2000a, Tunnelling, *American Economic Review*, 90, 22—27.
- [26] Johnson, S. , P. Boone, A. Breach, and E. Friedman, 2000b, Corporate governance in the Asian financial crisis, *Journal of Financial Economics*, 58(1,2), 141—187.
- [27] Fan, J. P. H. , T. J. Wong and T. Zhang, 2005, The Emergence of Corporate Pyramids in China, Working paper.
- [28] Kaplan, S. , and B. Minton, 1994, Appointments of outsiders to Japanese boards: Determinants and implications for managers, *Journal of Financial Economics*, 36, 225—257.
- [29] Gugler, K. , and B. B. Yurtoglu, 2003, Corporate governance and dividend payout policy in Germany, *European Economic Review*, 47(4), 731—759.
- [30] Himmelberg, C. P. , R. G. Hubbard, and D. Palia, 1999, Understanding the determinants of managerial ownership and the link between ownership and performance, *Journal of Financial Economics*, 53, 353—384.
- [31] Himmelberg, C. P. , R. G. Hubbard, and I. Love, 2001, Investor protection, ownership and the cost of capital, Unpublished working paper, Columbia University.
- [32] La Porta, R. , F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny, 1997, Legal determinants of external finance, *Journal of Finance*, 52, 1131—1150.
- [33] La Porta, R. , F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny, 1998, Law and finance, *Journal of Political Economy*, 106, 1113—1155.
- [34] La Porta, R. , F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer, 1999, Corporate ownership around the world, *Journal of Finance*, 54, 471—517.
- [35] La Porta, R. , F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny, 2000a, Investor protection and corporate governance, *Journal of Financial Economics* ,58, 141—186.

- [36] La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny, 2000b, Agency problems and dividend policy around the world, *Journal of Finance*, 55, 1—34.
- [37] La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny, 2002, Investor protection and corporate valuation, *Journal of Finance*, 57, 1147—1170.
- [38] La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer, 2003, What works in securities laws? Working paper, Harvard University.
- [39] Klapper, L. F., and I. Love, 2004, Corporate governance, investor protection, and performance in emerging markets. *Journal of Corporate Finance*, 10, 703—728.
- [40] Morek, R., A. Shleifer, and R. Vishny, 1988, Management ownership and market valuation: An empirical analysis, *Journal of Financial Economics*, 20, 293—315.
- [41] Morek, R., M. Nakamura and A. Shivdasani, 2000, Banks, ownership structure, and firm value in Japan, *The Journal of Business*, Chicago, Oct., 539—567.
- [42] Pound, J., 1988, Proxy contests and the efficiency of shareholder oversight, *Journal of Financial Economics*, 20, 237—265.
- [43] Shleifer, A., and R. Vishny, 1986, *Large shareholders and corporate control*, *Journal of Political Economy*, 94, 461—488.
- [44] Shleifer, A., and R. Vishny, 1997, A Survey of Corporate Governance, *Journal of Finance*, 52 (2), 737—783.
- [45] Zingales, L., 1995, Inside ownership and the decision to go public, *Review of Economic Studies*, 62, 425—448.

Investor Protection, Ownership Concentration and Expropriation

Changjiang Lv

(*Management School, Fudan University*)

Xianhua Zhou

(*Insurance School, Central University of Finance and Economics*)

Abstract This paper studies the issues of investor protection, ownership concentration and expropriation based on the process of legal system improvement in China. We find investor protection and concentrated ownership can reduce shareholder expropriation behavior, and the interests of investors have been strengthened along with the improvement of legal system in China. Concentrated ownership and its nature have different impact on the expropriation of controlling shareholder to

minority shareholders, and there is inverse U shape relationship between ownership concentration and expropriation. The nature of controlling shareholder is related to expropriation. Compared with group controlling, government controlled shareholder exerts more expropriation of minority shareholder, while the expropriation happening in private controlled companies isn't different from that in the state-owned companies evidently. The extent of ownership concentration will be relatively reduced along with the improvement of minority investors' protection.

Key Words Investor Protection, Law Score, Ownership Concentration, Expropriation

JEL Classification G32, G38, K22

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*

摘 要 在指令驱动市场,限价指令簿中的指令申报价格和数量之间存在特定的函数关系。本文以沪深 300 指数成分股的高频数据为样本,采用广义矩估计方法,从静态特征和动态更新两个角度实证检验限价指令簿满足的量价关系,进而考察影响价格变化的相关因素。研究结论表明,限价指令簿量价关系模型能够较好地刻画中国股票市场限价指令簿的特征;逆向选择成本显著影响了短期价格变化,并且其影响程度随交易量水平和指令不平衡程度的上升而减小,随股票价格波动性的增大而增大。

关键词 逆向选择成本,量价关系,限价指令簿,广义矩估计,中国股票市场

一、引 言

对股票价值产生冲击的来源主要有两个:一个是新到达市场的公共信息;另一个是市场的指令流情况和交易行为。交易的意愿可能产生于不知情交易者纯粹的流动性需求,也可能来自于拥有私人信息的知情交易者利用其信息优势获取投资收益的动机。这种由信息不对称产生的对股票价值的冲击即为逆向选择成本。

关于逆向选择成本问题,大多数文献是从买卖价差分解这个角度进行研究

* 李平,电子科技大学经济与管理学院副教授;陈瑜,电子科技大学经济与管理学院硕士研究生;曾勇,电子科技大学经济与管理学院教授、博士生导师、院长。通信作者及地址:李平,电子科技大学经济与管理学院,610054;E-mail: lip@uestc.edu.cn。本文得到教育部新世纪优秀人才支持计划(教技函[2005]35号)和电子科技大学青年科学基金资助。作者感谢匿名审稿人提出的宝贵意见,当然,文责自负。

的。在报价驱动市场,买卖价差是做市商报出的买入报价与卖出报价之间的差额,是衡量证券市场流动性的重要指标。George, Kaul and Nimalendran(1991)和 Stoll(1989)将买卖价差分解为逆向选择成本、做市商的存货成本和指令处理成本等三种成分,并通过实证研究发现存货成本相对较小,买卖价差主要由逆向选择成本和指令处理成本引致。在指令驱动市场,不知情交易者(或耐心交易者)提交限价指令为市场提供流动性,限价指令簿中最高买入报价和最低卖出报价的差额为买卖价差。价差成分中除指令处理成本外,还包括逆向选择成本^[1],以弥补不知情交易者与知情交易者交易时可能遭受的损失。国内研究中,穆启国和吴冲锋(2004)、雷觉铭和曾勇(2006)等分别对深沪股市进行了实证分析,并发现中国股票市场买卖价差的主要成分为逆向选择成本(信息成本)和包含订单处理成本在内的非信息成本。

已有的价差分解模型主要有两类:一类是从价格变化的协方差和价差成分变化的协方差寻找对应关系,从而得到价差的各个成分,如 Lin, Sanger and Booth(1995);另一类是根据交易发起的方向,在价值预期过程中逐步得到信息成本和非信息成本,如 Huang and Stoll(1997)以及 Ahn et al. (2002)。近年来的研究多采用后一种分解模型。

与上述文献不同,本文不是通过分解买卖价差成分,而是通过实证检验限价指令簿的量价关系来考察逆向选择成本问题。在限价指令簿的量价关系方面, Glosten(1994)研究了电子撮合交易制度下限价指令簿特征和交易者指令提交策略,首次考察了指令流的信息内容和限价指令簿的状态变量,并推导出限价指令簿中各个价位指令申报价格和申报数量之间存在的特定函数关系。Sandås(2001)在 Glosten(1994)的理论模型框架下,引入 Seppi(1997)提出的价格离散性和时间优先原则,对瑞典斯德哥尔摩股票交易所的限价指令簿进行实证研究,考察了限价指令如何为市场提供流动性以及逆向选择成本对股票价格的影响。

中国股票市场目前采用指令驱动型的电子撮合交易制度,在连续竞价阶段依靠相对比较透明的限价指令簿来提供流动性。^[2] 限价指令簿汇集了所有的交易活动和指令提交,任何一种市场因素的改变都会立即在限价指令簿上有所

[1] 在指令驱动市场,没有任何一个市场参与者为市场的流动性负有确定的义务,投资者也不可能通过连续双向拍卖来维持一个理想的存货水平,因此不考虑存货成本。

[2] 在连续竞价阶段,限价指令簿即时披露最优五档买卖行情,包括指令的申报价格和申报数量。

体现,即使某些市场参与者故意隐藏其交易意愿,限价指令簿状态的后续变化也会反映出信息不对称的存在。戴洁(2003)描述了中国股票市场限价指令簿状态与股价变化之间的现象和规律,并对二者进行了格兰杰因果关系检验,但是没有从市场微观结构角度出发具体分析引起这些现象和规律的因素。国内其他对股票市场量价关系的研究也大多是基于交易量与价格变化之间的关系。李双成和王春峰(2003)运用 GARCH-M 模型实证检验了中国股票市场波动性与交易量之间的关系,并将交易量分解为预期交易量和非预期交易量,检验结果表明,中国股票市场的短期波动主要是由非预期交易量所隐含的新信息的冲击所产生的。王杉和宋逢明(2006)分析了中国股票市场上价格变化和交易量之间的关系,发现不知情交易者的持仓量变化和预期变化都会对量价关系产生影响,并且不知情交易者会根据交易情况推测庄家所掌握的私人信息。迄今为止,本文作者尚未见到专门针对中国股票市场限价指令簿量价关系的实证研究。

本文在 Glosten(1994)的理论模型基础上,借鉴 Sandås(2001)的实证方法,采用广义矩估计法从限价指令簿的静态特征和动态更新两个角度实证检验了中国股票市场限价指令簿的量价关系,进而考察了影响短期价格变化的相关因素。研究结论表明,限价指令簿量价关系模型能较好地刻画中国股票市场指令簿和指令流的特征以及股票短期价格行为;逆向选择成本显著影响了短期价格变化,并且其影响程度随交易量水平和指令不平衡程度的上升而减小,随股票价格波动性的增大而增大。本文的创新点在于:(1) Sandås(2001)直接采用广义矩估计方法对不等间隔的分笔交易数据进行估计,这将导致估计的偏误,而本文则对数据进行了恰当的预处理,使广义矩估计方法可以应用于估计不等间隔的时间序列数据。(2) Sandås(2001)在分析影响逆向选择成本的因素时,加入了股票市场指数波动这一公共信息,本文认为这是欠妥当的;此外,本文还分析了指令不平衡程度对逆向选择成本的影响。(3)与已有采用价差分解的研究方法不同,本文首次从限价指令簿量价关系实证检验了中国股票市场的逆向选择成本问题。

本文的结构安排如下:首先,介绍对股票市场中逆向选择成本以及限价指令簿量价关系的研究现状,并提出本文要研究的问题;其次,介绍限价指令簿量价关系理论模型;然后,从限价指令簿的静态特征和动态更新两个角度进行实证设计,分析实证结果,并将实证结果与 Glosten and Harris(1988)提出的价格冲击模型进行对比分析;最后,对模型进行扩展,并进一步分析影响逆向选择成本的相关因素。

二、限价指令簿量价关系模型

Sandås(2001)将价格离散性和时间优先原则引入到 Glosten(1994)的理论模型中,推导出了限价指令簿量价关系模型。下文对该模型进行介绍。

(一) 模型假设

假定市场上有两种交易者:不知情交易者和拥有私人信息的知情交易者。不知情交易者风险中性,并追求利润最大化,他们提交限价指令^[3],为市场提供流动性,无法保证及时成交,会发生等待成本,但是成交价格相对有利;知情交易者提交市价指令,从市场获取流动性,可以保证及时成交,不存在等待成本,但是成交价格相对不利。

在 t 时刻,股票基本价值为 X_t ,新信息的到来会影响该基本价值。假设 $t+1$ 时刻的基本价值为 X_{t+1} ,则有

$$X_{t+1} = X_t + \mu + d_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (1)$$

其中, μ 表示基于公共信息的基本价值期望变化, d_{t+1} 是私人信息对基本价值的影响, ε_{t+1} 是均值为零的干扰项。

每个时期(即从 t 时刻到 $t+1$ 时刻)分为三个阶段。第一阶段,各不知情交易者随机来到市场,提交限价指令;第二阶段,知情交易者提交市价指令,完成交易;第三阶段,股票的基本价值被更新。

用 $\{p_{+1}, p_{+2}, \dots, p_{+k}\}$ 依次表示限价指令簿中最优 k 档卖出价格,即卖 1、卖 2……至卖 k ,用 $\{Q_{+1}, Q_{+2}, \dots, Q_{+k}\}$ 依次表示限价指令簿中卖 1、卖 2……卖 k 上的申报数量; $\{p_{-1}, p_{-2}, \dots, p_{-k}\}$ 依次表示限价指令簿中最优 k 档买入价格, $\{Q_{-1}, Q_{-2}, \dots, Q_{-k}\}$ 依次表示限价指令簿中买 1、买 2……买 k 上的申报数量。

假设知情交易者提交市价买指令和市价卖指令的概率各为 50%,且 t 时刻提交的市价指令委托量为 m_t (若为市价买指令,则 $m_t > 0$;若为市价卖指令,则 $m_t < 0$)服从指数分布,其概率密度函数为:

$$f(m_t) = \begin{cases} f_{mb}(m_t) = \frac{1}{2\lambda} e^{-\frac{m_t}{\lambda}}, & m_t > 0 \\ f_{ms}(m_t) = \frac{1}{2\phi} e^{-\frac{m_t}{\phi}}, & m_t < 0 \end{cases} \quad (2)$$

[3] 在实际交易中,部分不知情交易者也可能出于流动性需求而不是信息优势提交市价指令,本文不考虑这种情况。

知情交易者掌握了式(1)中 d_{i+1} 的有关信息,于是市价买(卖)指令的到来会带来股票基本价值增大(减小)的信号。因此,市价指令委托量 m_i 与股票价值相关,本文用一个关于 m_i 的线性价格冲击函数 $h(m_i)$ (代表 d_{i+1} 的有关信息)来表示它们之间的相关性。由式(1),对 X_{i+1} 关于 X_i 和 m_i 求条件期望,我们有下列式:

$$E[X_{i+1} | X_i, m_i] = X_i + \mu + h(m_i) \quad (3)$$

其中, $h(m_i) = \alpha m_i$ 。 α 为正值,表示每一单位数量市价指令的价格冲击,也即每一单位数量市价指令的逆向选择成本。 α 越大意味着逆向选择问题越严重,即市场上非对称信息程度越严重,对股票价格变化的影响也越大。

(二) 限价指令簿量价关系

整个交易过程遵循价格优先、时间优先的原则。不同价位的指令按照价格优先原则依次排列等待执行;在同一价位上,限价指令按照提交的时间先后顺序依次排列在限价指令簿指令队列里等待执行,即遵循时间优先原则。如图1所示,在限价指令簿卖方,从 p_{+1} 到 p_{+k} 上累计指令申报数量为 q ,则当且仅当知情交易者提交的市价买指令委托量 $m_i \geq q$ 时,第 q 个申报单位才能被执行。

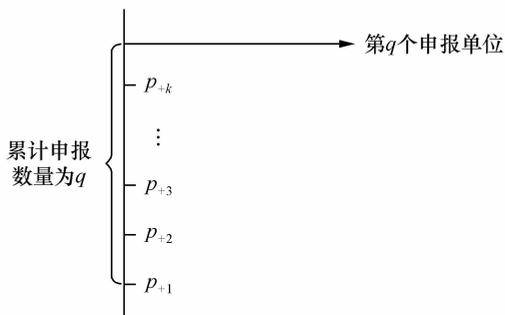


图1 限价指令簿卖指令队列示例图

一旦不知情交易者提交的限价指令被执行,交易者还必须支付固定的指令处理成本 γ 。假定 γ 与指令申报数量的大小无关,且买入和卖出指令的指令处理成本相等。

设 p_{+1} 是限价指令簿中的最优卖价,且 $p_{+1} > X_i$ 。由前面的分析可知,在同一价位上,指令簿队列中的申报单位位置越靠后,被执行的概率越低,等待成本越高,期望利润越低。假设不知情交易者掌握了市价指令委托量分布以及单位数量市价指令的逆向选择成本 α 的相关信息,但是不知道股票的真实价值。由

于追求利润最大化,投资者在该价位上提交的最后一个申报单位的期望利润应该为0,即达到边际盈亏平衡。可以从两个角度来考虑限价指令簿如何达到边际盈亏平衡:一是某不知情交易者频繁地进入市场,反复调整各个价位上的申报数量,直至达到平衡;二是众多的不知情交易者相互竞争,一旦发现指令簿表现出盈利机会或自己的头寸暴露在风险中就立即进行调整,这样指令簿中的盈利机会迅速消失,保持平衡状态。

根据式(3),最优卖价(p_{+1})上指令的最后一个申报单位(不妨假设其排列位置为第 q 个)的期望利润为:

$$E[(p_{+1} - \gamma - E[X_{t+1} | X_t, m_t])I(m_t \geq q)] \quad (4)$$

其中, $E[X_{t+1} | X_t, m_t]$ 是基于市价买指令委托量 m_t 和公共信息的股票基本价值。指令队列中第 q 个申报单位能够成交,前提是处于第 q 位置以前的申报数量已经成交。当市价指令委托量 m_t 大于或等于 q 时,令 $I(m_t \geq q) = 1$;否则 $I(m_t \leq q) = 0$ 。把式(2)、(3)和 $h(m_t) = \alpha m_t$ 代入式(4),有:

$$\begin{aligned} & \int_q^x \left((p_{+1} - \gamma - X_t - \mu - h(u)) \frac{1}{2\lambda} e^{-\frac{u}{\lambda}} \right) du \\ & = \frac{1}{2} (p_{+1} - \gamma - X_t - \mu - \alpha(q + \lambda)) e^{-\frac{q}{\lambda}} \end{aligned} \quad (5)$$

令式(5)右边等于0(即满足边际盈亏平衡),求解关于 q 的方程可得到最优价位对应的申报数量 Q_{+1} (此处假设 $Q_{+1} = q$)。

$$Q_{+1} = \frac{p_{+1} - \gamma - X_t - \mu}{\alpha} - \lambda \quad (6)$$

运用相同的方法,可以得到不知情交易者在价位 p_{+2} 上应提交的指令申报数量 Q_{+2} 。

$$Q_{+2} = \frac{p_{+2} - \gamma - X_t - \mu}{\alpha} - Q_{+1} - \lambda \quad (7)$$

同理可以得到限价指令簿中卖3、卖4等各档卖方指令的申报数量以及各档买方指令的申报数量。这一系列式子即为限价指令簿中各价位的边际盈亏平衡条件,它们描述了限价指令簿中指令申报价格和数量之间特定的函数关系。

三、实证方法

借鉴 Sandás(2001)的实证方法,本文从限价指令簿静态特征和动态更新两

个角度进行实证检验。

(一) 限价指令簿静态特征

将限价指令簿边际盈亏平衡条件应用到最优两档报价处,即买1、买2和卖1、卖2。^[4] 在实际的股票市场中,限价指令簿各个价位不是任意时刻都保持均衡状态,可能在某时刻存在盈利机会,也可能在某时刻暴露于风险中。另外,在中国股票市场,最小报价单位为0.01元,由最小报价单位造成的价格离散性也使不知情交易者在调整报价时受到限制。所以,限价指令簿只能在均值意义下达到边际盈亏平衡。我们在各个价位的量价关系中引入均值为零的随机误差项 ε_k 。这样,式(6)、(7)表示的限价指令簿中卖方指令的边际盈亏平衡条件可以改写成下式:

$$p_k - X_t - \mu - \gamma - \alpha \left(\sum_{i=+1}^k Q_i + \lambda \right) = \varepsilon_k, \quad k = +1, +2 \quad (8)$$

其中, $\sum_{i=+1}^k Q_i$ 表示在限价指令簿卖方指令第 k 及其以下价位累计的申报数量。同样,我们可以得到限价指令簿的买方指令应满足的条件:

$$X_t + \mu - p_k - \gamma - \alpha \left(\sum_{i=-1}^k Q_i + \phi \right) = \varepsilon_k, \quad k = -1, -2 \quad (9)$$

其中, $\sum_{i=-1}^k Q_i$ 表示限价指令簿中买方指令第 k 及其以上价位累计的申报数量。为了消除不能观察到的变量 X_t ,把式(8)和式(9)中的卖1和买1以及卖2和买2价位的边际盈亏平衡条件分别相加,然后求期望,得到以下两个矩条件:

$$E[e_1(y_t, \varphi)] = E[p_{+1} - p_{-1} - 2\gamma - \alpha(Q_{+1} + \lambda + Q_{-1} + \phi)] = 0 \quad (10)$$

$$E[e_2(y_t, \varphi)] = E[p_{+2} - p_{-2} - 2\gamma - \alpha \left(\sum_{i=+1}^{+2} Q_i + \lambda + \sum_{i=-1}^{-2} Q_i + \phi \right)] = 0 \quad (11)$$

其中, y_t 表示 t 时刻限价指令簿中各价位指令的申报价格和数量,即 $\{p_k, Q_k\}_{k=-2}^{k=+2}$; φ 表示待估参数 $\{\alpha, \gamma, \lambda, \phi\}$ 。

由式(2)表示的市价指令委托量概率密度函数以及指数分布的性质,可以得到另外两个矩条件:

[4] 仅将限价指令簿量价关系应用到最优两档报价处有两个原因:一是通过对样本数据进行统计,我们发现平均仅有0.332%的指令能在前一笔数据的最优两档报价之外成交,越靠后的报价档位反映信息和流动性的能力越弱;二是由最优两档报价推导出的矩条件数量已能满足广义矩估计的要求。

$$E[e_3(y_t, \varphi)] = E[m_t - \lambda \mid m_t > 0] = 0 \quad (12)$$

$$E[e_4(y_t, \varphi)] = E[m_t - \phi \mid m_t < 0] = 0 \quad (13)$$

(二) 限价指令簿的动态更新

在上一节中,我们由限价指令簿达到边际盈亏平衡时的静态特征以及市价指令委托量的概率分布得到了四个矩条件。事实上,我们还可以根据限价指令簿状态的动态更新得到另外四个矩条件。

由式(1)表示的股票基本价值的变化规律以及价格冲击函数 $h(m_t) = \alpha m_t$, 可以把从 t 时刻到 $t+1$ 时刻股票基本价值的变化用下式来表述:

$$X_{t+1} - X_t = \mu + h(m_t) + v_{t+1} = \mu + \alpha m_t + v_{t+1} \quad (14)$$

其中, v_{t+1} 是与 m_t 正交的干扰项。由式(8)知限价指令簿中的卖指令在 t 时刻和 $t+1$ 时刻的边际盈亏平衡条件分别为:

$$p_{k,t} - X_t - \mu - \gamma - \alpha \left(\sum_{i=1}^k Q_{i,t} + \lambda \right) = \varepsilon_{k,t}, \quad k = +1, +2 \quad (15)$$

$$p_{k,t+1} - X_{t+1} - \mu - \gamma - \alpha \left(\sum_{i=1}^k Q_{i,t+1} + \lambda \right) = \varepsilon_{k,t+1}, \quad k = +1, +2 \quad (16)$$

式(15)与式(16)左右两边分别相减,再将式(15)代入,可以得到:

$$\begin{aligned} p_{k,t+1} - p_{k,t} - \alpha \left(\sum_{i=1}^k Q_{i,t+1} - \sum_{i=1}^k Q_{i,t} \right) - \mu - \alpha m_t \\ = v_{t+1} + \varepsilon_{k,t+1} - \varepsilon_{k,t}, \quad k = +1, +2 \end{aligned} \quad (17)$$

同理也可以推出限价指令簿中的买指令应满足如下条件:

$$\begin{aligned} p_{k,t+1} - p_{k,t} + \alpha \left(\sum_{i=-1}^k Q_{i,t+1} - \sum_{i=-1}^k Q_{i,t} \right) - \mu - \alpha m_t \\ = v_{t+1} + \varepsilon_{k,t+1} - \varepsilon_{k,t}, \quad k = -1, -2 \end{aligned} \quad (18)$$

对式(17)和式(18)分别求期望,可以得到四个矩条件。其中,限价指令簿卖方指令满足以下两个矩条件:

$$E[e_5(y_t, \varphi)] = E \left[\Delta p_{+2} - \alpha \left(\sum_{i=1}^{+2} Q_{i,t+1} - \sum_{i=1}^{+2} Q_{i,t} \right) - \mu - \alpha m_t \right] = 0 \quad (19)$$

$$E[e_6(y_t, \varphi)] = E \left[\Delta p_{+1} - \alpha (Q_{+1,t+1} - Q_{+1,t}) - \mu - \alpha m_t \right] = 0 \quad (20)$$

限价指令簿买方指令满足以下两个矩条件:

$$E[e_7(y_t, \varphi)] = E \left[\Delta p_{-1} - \alpha (Q_{-1,t+1} - Q_{-1,t}) - \mu - \alpha m_t \right] = 0 \quad (21)$$

$$E[e_s(y_t, \varphi)] = E[\Delta p_{-2} - \alpha \left(\sum_{i=-1}^{-2} Q_{i,t+1} - \sum_{i=-1}^{-2} Q_{i,t} \right) - \mu - \alpha m_t] = 0 \quad (22)$$

其中, $\Delta p_j = p_{j,t+1} - p_{j,t}$ 。

另假设

$$E[m_t \varepsilon_{k,t}] = 0 \quad (23)$$

$$E[m_t \varepsilon_{k,t+1}] = 0 \quad (24)$$

本文采用广义矩估计法对上面得到的矩条件进行估计。

四、实证结果

(一) 样本数据

本文的数据来自国泰安公司提供的沪深 300 指数成分股的个股分笔高频数据库和沪深 300 指数高频数据库。个股数据包括证券代码、每笔交易的具体成交时间、交易数量、交易金额、成交价格、实时五个最高买入申报价格和数量以及实时五个最低卖出申报价格和数量等,其中交易时间的记录精确到秒。指数数据包括实时指数点、样本股成交量之和、样本股成交金额之和、样本股成交笔数之和。本文选取沪深 300 指数中 10 只交易活跃的股票在 2006 年 7 月 3 日至 2006 年 8 月 31 日之间的数据作为实证研究的样本。

由于提供的数据没有明确区分市价指令和限价指令^[5],本文在实证分析中将所有成交的指令近似作为市价指令,因为从指令的价格属性来看,即时成交的限价指令等同于市价指令。表 1 给出了 10 只样本股票的限价指令簿最优两档价位的描述性统计量。从表中可以观察到各只股票的买卖价差都较接近最小报价单位 0.01 元,最优价与次优价指令累计申报数量为最优价上申报数量的 1.63 倍至 2.70 倍。

由于分笔高频数据中各相邻两笔数据之间的时间间隔不同,所以不能直接应用广义矩估计方法对原始数据进行估计。Sandás (2001) 直接将广义矩估计方法用于不等间隔的数据,本文认为这将导致估计的偏误。设 $t-1$ 时刻交易与 t 时刻交易之间的时间间隔为 duration_t , 本文借鉴 Engle (2000) 的 UHF-GARCH 模型的方法,将模型中涉及的各项变量的每笔数据均除以 $\sqrt{\text{duration}_t}$,使得利用不等间隔数据计算的相关变量具有“时间刻度”,从而剔除了时间间隔的影响。

[5] 虽然深圳证券交易所与上海证券交易所已分别于 2006 年 7 月 3 日和 2006 年 8 月 7 日推出市价指令,但目前研究数据库中的数据还未区分市价指令和限价指令。

表1 限价指令簿描述性统计量

股票代码	Ask ₂ - Ask ₁	Ask ₁ - Bid ₁	Bid ₁ - Bid ₂	AskQ ₂ + AskQ ₁	AskQ ₁	BidQ ₁	BidQ ₂ + BidQ ₁
600997	0.0104	0.0107	0.0102	52 653	21 429	39 327	64 246
	0.0026	0.0032	0.0019	43 384	24 019	33 913	51 191
600663	0.0114	0.0124	0.0111	32 707	13 329	17 364	30 044
	0.0050	0.0065	0.0042	40 391	20 869	20 110	28 052
600602	0.0101	0.0103	0.0100	147 383	54 405	84 338	137 298
	0.0011	0.0018	0.0007	143 363	66 400	60 720	92 458
600779	0.0119	0.0132	0.0114	37 971	16 466	20 894	36 346
	0.0061	0.0081	0.0054	38 961	24 591	25 968	37 233
600005	0.0100	0.0100	0.0100	1 153 517	497 460	908 396	1 479 233
	0.0004	0.0010	0.0010	1 256 341	622 968	783 378	1 098 949
600011	0.0101	0.0103	0.0100	265 344	107 384	218 813	355 790
	0.0009	0.0021	0.0007	241 093	132 403	233 196	351 931
000059	0.0105	0.0111	0.0103	65 413	26 522	41 422	70 124
	0.0032	0.0041	0.0026	67 064	39 512	45 040	74 584
000100	0.0100	0.0100	0.0100	762 711	298 724	481 401	813 266
	0.0029	0.0036	0.0022	89 234	45 380	69 190	104 632
000568	0.0157	0.0177	0.0143	24 551	11 521	14 218	25 343
	0.0122	0.0151	0.0103	33 211	21 942	20 571	29 375
000029	0.0103	0.0107	0.0101	95 028	37 866	49 617	87 884
	0.0023	0.0030	0.0014	113 731	71 449	57 955	120 410

注: Ask₂ - Ask₁ 为次优卖出报价与最优卖出报价之差, Ask₁ - Bid₁ 为最优买卖报价之差, Bid₁ - Bid₂ 为最优买入报价与次优买入报价之差, AskQ₁ 为最优卖出报价上的申报数量, BidQ₁ 为最优买入报价上的申报数量, AskQ₂ + AskQ₁ 为最优卖出报价与次优卖出报价累计申报数量, BidQ₂ + BidQ₁ 为最优买入报价与次优买入报价累计申报数量。每只股票描述性统计量的第一、二行分别为各变量的均值和标准差。

(二) 量价关系模型实证结果

表2给出了分别使用静态特征和动态更新条件进行广义矩估计的结果。其中,第2—5列为利用静态特征条件式(10)至(13)进行估计的结果。 λ 和 ϕ 分别为市价买、卖指令委托量指数分布的参数。从估计结果来看,10只股票的市价买、卖指令委托量指数分布的参数 λ 、 ϕ 和指令处理成本 γ 都为正,且在0.01%的显著性水平下显著。 α 为单位数量市价指令的逆向选择成本,其回归结果全部为正,且在0.01%的显著性水平下显著。

表 2 使用静态特征和动态更新条件分别估计

股票代码	静态特征				动态更新	
	λ	ϕ	γ	α	μ	α
600997	1 472.85*	1 668.32*	0.001805*	1.03E-07*	6.42E-06	5.27E-08*
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.4006)	(0.0000)
600663	1 559.91*	1 397.46*	0.002643*	1.24E-07*	1.32E-05	4.40E-08*
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.3145)	(4.01E-12)
600602	2 266.19*	2 368.70*	0.001896*	3.84E-08*	2.03E-06	2.03E-08*
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.6750)	(0.0000)
600779	1 770.58*	1 891.28*	0.002670*	1.21E-07*	1.10E-05	5.42E-08*
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.4111)	(0.0000)
600005	5 117.19*	5 342.91*	0.001973*	4.07E-09*	5.11E-07*	3.28E-09*
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.8317)	(0.0000)
600011	3 203.85*	3 302.94*	0.002161*	1.44E-08*	-7.73E-06	3.84E-09*
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0580)	(3.00E-05)
000059	1 998.09*	2 056.38*	0.001998*	6.12E-08*	2.11E-06	-2.48E-09
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.8019)	(0.4819)
000100	2 611.61*	2 667.05*	0.001896*	4.33E-08*	5.44E-06	8.72E-10
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.4615)	(0.6085)
000568	1 533.22*	1 586.27*	0.003686*	1.39E-07*	1.49E-06	-2.17E-09
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.9418)	(0.7152)
000029	2 759.14*	2 603.25*	0.002360*	4.30E-08*	8.69E-06	7.31E-09*
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.1908)	(0.0014)

注：括号内为 p 值，* 表示在给定显著性水平 $\alpha = 0.01$ 条件下显著。静态特征估计中，选取常数为工具变量。由于矩条件个数与待估参数个数相等，不进行过度识别检验。动态更新估计中，由式(23)、(24)，选取常数和市价指令委托量 m_i 为工具变量。由于矩条件个数大于待估参数个数，故要进行过度识别检验，开滦股份(600997)、泸州老窖(000568)检验结果为 0.01 水平下拒绝模型过度识别约束条件，其他 8 只股票无法拒绝。

表 2 最后两列为使用动态更新条件式(19)至(22)估计基于公共信息的基本价值期望变化 μ 和 α 的结果。从估计结果来看，10 只股票的 μ 的估计值都非常接近于 0，在 5% 水平下不显著，且其中 8 只股票在 20% 水平下不显著，表明在非常短的时间内(相邻两笔交易)公共信息对股票价格变动的的影响非常小。7 只股票的 α 估计值在 1% 水平下显著为正，其余 3 只股票的 α 估计值在 40% 水平下不显著。从表 2 得知，利用静态特征条件得到的 α 估计值都比利用动态特征条件得到的 α 估计值大，前者约为后者的 1.95 倍至 5.88 倍。

为了同时捕捉限价指令簿的静态特征和动态更新这两方面的信息，我们综合 4 个静态特征矩条件式(10)至(13)，以及 4 个动态更新矩条件式(19)至(22)，用广义矩估计方法进行估计。从表 3 中可以看到，10 只股票的 λ 、 ϕ 估计

值都分别与表2中估计结果较接近;指令处理成本 γ 在0.01%的显著性水平下都显著为正; μ 的估计值全部都较接近于0,在5%的显著性水平下不显著异于零,且其中6只股票在20%的显著性水平下不显著异于零,再次说明与指令处理成本和逆向选择成本相比,公共信息对价格变动的的影响非常小;10只股票的单位数量指令逆向选择成本 α 的估计值在0.01%的显著性水平下都显著为正。通过对比表2与表3可以看出,综合利用两种条件与仅使用静态特征条件得到 α 的估计值较接近,而与由动态更新条件估计的结果差别较大。

表3 用静态特征和动态更新条件联合估计

股票代码	λ	ϕ	γ	α	μ
600997	1 472.85*	1 668.32*	0.001769*	1.06E-07*	1.20E-05
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0582)
600663	1 559.91*	1 397.46*	0.00267*	1.21E-07*	1.36E-05
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.2486)
600602	2 266.19*	2 368.70*	0.001867*	3.92E-08*	3.69E-06
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.3468)
600779	1 770.58*	1 891.28*	0.002664*	1.22E-07*	1.36E-05
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.2501)
600005	5 117.19*	5 342.91*	0.001972*	4.07E-09*	7.05E-07
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.7206)
600011	3 203.85*	3 302.94*	0.002139*	1.47E-08*	-4.76E-06
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.1724)
000059	1 998.09*	2 056.38*	0.001983*	6.22E-08*	7.89E-06
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.1860)
000100	2 611.61*	2 667.05*	0.001898*	4.33E-08*	7.09E-06
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.1986)
000568	1 533.22*	1 586.27*	0.003787*	1.24E-07*	1.17E-05
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.5112)
000029	2 759.14*	2 603.25*	0.002371*	4.24E-08*	4.82E-06
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.3939)

注:(1)括号内为 p 值,*表示在给定显著性水平 $\alpha=0.01$ 条件下显著。

(2)选取常数为工具变量。由于矩条件个数大于待估参数个数,故要进行过度识别检验,10只股票检验结果均为拒绝模型过度识别约束条件。

(三) 限价指令簿量价关系模型与价格冲击模型估计结果的对比分析

为了考察限价指令簿量价关系模型是否能准确刻画中国股票市场特征,下

面将一个较简单且被广泛使用的模型——Glosten and Harris(1988)价格冲击模型(后文简称为GH模型)作为参照,与前文的实证结果进行对比分析。对GH模型的描述如下:假设 t 时刻股票的基本价值是 X_t ,表示为:

$$X_t = X_{t-1} + a + cm_t I_t + \varepsilon_t \quad (25)$$

其中, I_t 表示 t 时刻进入市场的市价指令委托量的正负符号(买指令 $I_t = +1$,卖指令 $I_t = -1$); a 为从 $t-1$ 时刻到 t 时刻基于公开信息的股票基本价值的期望变化; m_t 为 t 时刻市价指令委托量; c 为单位数量指令的逆向选择成本; ε_t 是均值为零的扰动项。

假设 t 时刻股票的价格为:

$$p_t = X_t + bI_t \quad (26)$$

其中, b 为固定的指令处理成本。将式(25)代入式(26),得到:

$$p_t = X_{t-1} + a + cm_t I_t + bI_t + \varepsilon_t \quad (27)$$

其中, $cm_t I_t$ 为价格冲击,衡量数量为 m_t 的交易对 market 价格的冲击。对 p_t 作差分,可以得到:

$$p_{t+1} - p_t = a + b(I_{t+1} - I_t) + cm_{t+1} I_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (28)$$

用10只样本股数据对式(28)进行最小二乘回归。表4给出了回归结果,可以看到,指令处理成本 b 和单位指令逆向选择成本 c 都为正,且在1%水平下显著,而基于公开信息的股票基本价值期望变化 a 的估计值非常小,且都不显著。这些结果与前文量价关系模型相关的实证结果一致,即短期价格变化的主要影响因素是指令处理成本和逆向选择成本,而公共信息的影响不显著。

为了更直观地比较量价关系模型和GH模型,图2以陆家嘴(600663)和水井坊(600779)为例,将量价关系模型、GH模型回归结果与实际价格冲击进行对比。^[6]从图中我们可以发现,由GH模型得到价格冲击不能很好拟合实际价格冲击,由动态更新条件得到的价格冲击与实际价格冲击差异也较大,而由静态特征和综合两种条件估计得到的价格冲击都能较好拟合实际价格冲击,说明相对于GH模型,限价指令簿量价关系模型能更好地刻画中国股票市场指令簿和指令流数据的特征。

[6] 实际价格冲击为该笔交易的成交价格减去前一笔交易数据中的最优买卖报价中点。比如,某股票的最优买卖报价分别为10.01元和9.99元,如果十秒钟后有一个委托量为1000股的指令在10.05元价位上成交,则价格冲击可表示为1000股的成交引起0.05元的冲击成本。

表4 价格冲击回归结果

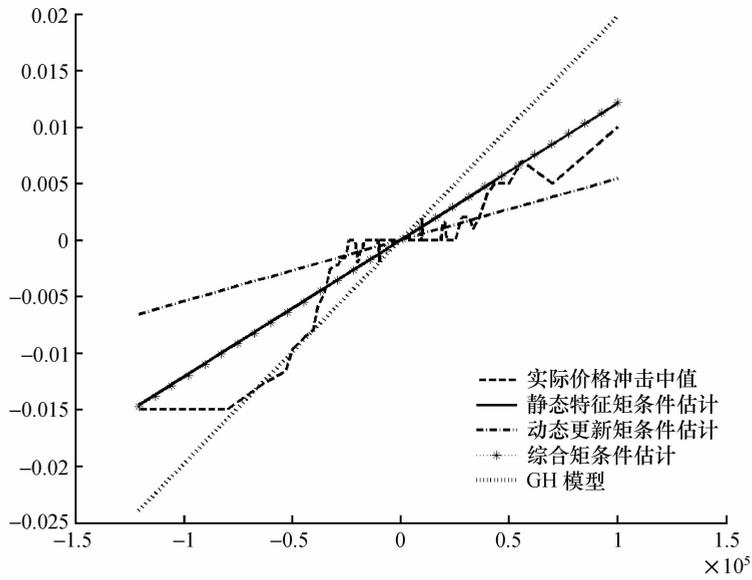
股票代码	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	R^2
600997	-1.09E-06 (0.8928)	0.004086* (0.0000)	1.12E-07* (0.0000)	0.62
600663	9.59E-06 (0.4438)	0.004679* (0.0000)	1.61E-07* (0.0000)	0.50
600602	-6.44E-07 (0.9114)	0.004093* (0.0000)	4.12E-08* (0.0000)	0.74
600779	4.72E-06 (0.7430)	0.004905* (0.0000)	1.98E-07* (0.0000)	0.47
600005	-2.64E-06 (0.4591)	0.004618* (0.0000)	4.94E-09* (0.0000)	0.89
600011	2.62E-06 (0.6526)	0.004354* (0.0000)	1.57E-08* (0.0000)	0.73
000059	-4.00E-06 (0.6797)	0.003924* (0.0000)	9.48E-08* (0.0000)	0.53
000100	2.84E-06 (0.7175)	0.003954* (0.0000)	5.67E-08* (0.0000)	0.59
000568	1.32E-05 (0.5386)	0.006431* (0.0000)	2.53E-07* (0.0000)	0.38
000029	-2.59E-06 (0.7232)	0.004062* (0.0000)	4.95E-08* (0.0000)	0.60

注:括号内为 p 值,*表示在给定显著性水平 $\alpha = 0.01$ 条件下显著, R^2 为拟合优度判定系数。

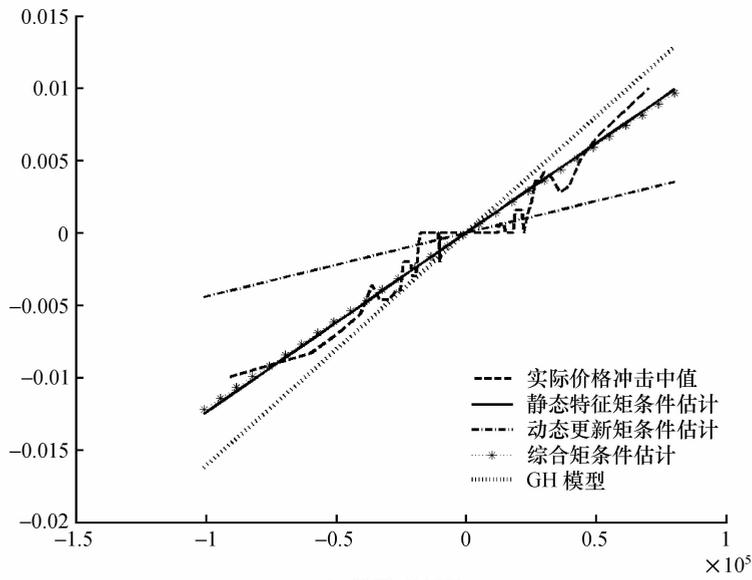
五、模型扩展

(一) 影响市价指令委托量的因素

市场状态是不断变化的,关于股票的信息和宏观层面信息的到来,会影响交易者中知情交易者和不知情交易者的相对比例以及他们的交易行为,进而改变市价指令委托量分布和市价指令流对股票价格的冲击程度。在前文中,我们假设市价指令委托量服从参数不变的指数分布,显然,这样的假设与实际情况存在一定的差别。实际情况是知情交易者进入市场,观察限价指令簿的状况,然后再根据所掌握的信息提交市价指令,所以市价指令委托量与个股的状况和市场状况是相联系的。



(a) 股票 600663



(b) 股票 600779

图 2 模型回归结果与实际价格冲击

注：横轴为市价指令委托量(单位：股)，纵轴为逆向选择成本对价格的冲击(单位：元)。虚线为实际价格冲击，点线为 GH 模型得到的 $cm_t I_t$ ，实线为静态特征条件估计得到的逆向选择成本对价格的冲击，点虚线为动态更新条件估计得到的逆向选择成本对价格的冲击，点星线为综合静态特征与动态更新条件估计得到的逆向选择成本对价格的冲击。为便于对比分析，图中各曲线均排除了截距项的影响。

借鉴 Sandås(2001)的方法,我们在 λ 、 ϕ 中引入三个变量 z_1 、 z_2 、 z_3 ,使市价指令委托量的指数分布参数可以随个股状况和市场状况的变化而变化。其中, z_1 为每笔交易前30分钟内该股票买卖报价中点的标准差; z_2 为每笔交易前30分钟内该股票累计的交易量; z_3 为每笔交易前30分钟内沪深300指数的标准差。 z_1 和 z_2 捕捉有关该股票的信息, z_3 捕捉市场宏观层面的信息。假设 λ 和 ϕ 与这三个变量之间具有如下线性关系:

$$\begin{aligned}\lambda(z) &= \lambda_0 + \lambda_1 z_1 + \lambda_2 z_2 + \lambda_3 z_3 \\ \phi(z) &= \phi_0 + \phi_1 z_1 + \phi_2 z_2 + \phi_3 z_3\end{aligned}\quad (29)$$

(二) 影响逆向选择成本的因素

与前面的分析类似,考虑在 α 中引入代表个股状况的变量 z_1 和 z_2 ,进而分析影响逆向选择成本的因素。^[7]另外,雷觉铭、曾勇和李平(2007)对深圳股市的实证研究发现,指令不平衡程度对逆向选择成本有显著的负向影响。令 z_4 为指令不平衡程度,用每笔交易前30分钟内该股票最优两档买与卖指令的申报数量差值的绝对值之和来表示。^[8]设 t 时刻交易的前30分钟内该股票一共发生了 n 笔交易,则有:

$$z_{4t} = \sum_{i=1}^n |Q_{+1i} + Q_{+2i} - Q_{-1i} - Q_{-2i}| \quad (30)$$

同样假设 α 与这三个变量之间具有如下线性关系:

$$\alpha(z) = \alpha_0 + \alpha_1 z_1 + \alpha_2 z_2 + \alpha_4 z_4 \quad (31)$$

将式(29)和式(31)代入静态特征和动态更新条件中,再一次进行综合两种条件的广义矩估计。^[9]从表5可以看到, λ_1 、 ϕ_1 、 ϕ_3 和 γ 的估计值在1%的显著性水平下显著为正和显著为负的股票数目相当,没有遵循一定规律。部分 γ 的估计值为负,反映了交易者对相同信息的不同认知所引起的估值差异。 λ_2 和 ϕ_2 估计值全部显著大于0,表明市价指令委托量与该股票当前一段时间内的交易量成正比。除了泸州老窖(000568)以外,其他9只股票的 λ_3 估计值都在5%

[7] Sandås(2001)实证研究中将股票市场指数波动这一公共信息也作为影响逆向选择成本的因素之一,本文作者认为这是存在商榷之处的。由前文中式(3)与 $h(m_t) = \alpha m_t$ 可知,逆向选择成本对价格的冲击与公共信息对价格的冲击正交,故 z_3 对 α 无影响。

[8] 本文也曾用每笔交易前30分钟内该股票最优一档买与卖指令的申报数量差值的绝对值之和来表示指令不平衡程度,得到的结论与选取最优两档指令相同。

[9] z_1 、 z_2 、 z_3 、 z_4 四个变量都分别通过减去各自的均值,再除以均值的方式进行了标准化。

的显著性水平下显著小于零,表明当前一段时间内市场整体行情的波动越大,市价买指令流越小。

表5 引入相关变量后的扩展模型

股票代码	γ	α_0	α_1	α_2	α_4	λ_0	λ_1
600997	-7.03E-05 (0.03717)	2.87E-07* (0.0000)	1.48E-07* (0.0000)	-4.33E-08* (2.57E-05)	-1.74E-07* (0.0000)	4344.510* (0.0000)	193.3263 (0.6966)
600663	0.000114 (0.03560)	5.49E-07* (0.0000)	1.50E-07* (8.88E-12)	-1.94E-07* (0.0000)	-1.75E-07* (0.0000)	4386.354* (0.0000)	1153.273 (0.04820)
600602	0.000237* (2.22E-16)	1.04E-07* (0.0000)	4.74E-08* (0.0000)	-4.24E-08* (0.0000)	-1.86E-08* (1.29E-14)	6414.886* (0.0000)	1974.604 (0.01316)
600779	-0.000278* (6.87E-07)	5.42E-07* (0.0000)	3.17E-07* (0.0000)	-8.56E-08* (0.008752)	-3.49E-07* (0.0000)	5196.681* (0.0000)	-1197.704 (0.01333)
600005	-8.91E-05 (0.03877)	1.21E-08* (0.0000)	4.09E-09* (3.08E-09)	-1.59E-09* (4.58E-10)	-3.46E-09* (0.0000)	14546.46* (0.0000)	-2303.592 (0.03992)
600011	0.000259* (7.91E-12)	4.63E-08* (0.0000)	-1.65E-09* (0.0000)	-4.05E-09* (0.001983)	-1.24E-08* (0.0000)	8974.456* (0.0000)	95.80436 (0.7738)
000059	-3.90E-05 (0.35206)	2.54E-07* (0.0000)	3.35E-08* (0.0000)	-2.57E-08* (0.002622)	-1.21E-07* (0.0000)	6662.984* (0.0000)	-105.7867 (0.4610)
000100	-8.90E-05* (0.001038)	2.04E-08* (0.0000)*	3.48E-09* (0.0000)	-7.46E-09* (0.0000)	-2.76E-09* (0.0000)	17919.51* (0.0000)	954.5539 (0.02731)
000568	-0.000432* (8.80E-05)	1.05E-06* (0.0000)	2.44E-07* (8.15E-13)	-1.35E-07* (1.64E-09)	-4.63E-07* (0.0000)	5257.026* (0.0000)	-63.90639 (0.3805)
000029	2.35E-05 (0.4594)	1.96E-07 (0.0000)	7.68E-09 (0.0000)	-2.48E-08* (0.0000)	-8.20E-08* (0.0000)	8424.888* (0.0000)	1890.722* (0.0000)
股票代码	λ_2	λ_3	ϕ_0	ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3	μ
600997	5461.290* (0.0000)	-1291.159* (0.0003490)	5072.105* (0.0000)	-1052.907 (0.06511)	5399.453* (0.0000)	-31.52397 (0.9415)	3.31E-05* (2.79E-08)
600663	5571.737* (0.0000)	-1917.363* (2.03E-08)	4177.011* (0.0000)	801.1568 (0.02771)	3382.272* (0.0000)	-791.0397* (0.001767)	2.34E-05 (0.01707)
600602	7808.414* (0.0000)	-2823.078* (4.15E-07)	6899.870* (0.0000)	1262.070 (0.08698)	6396.177* (0.0000)	-947.3803 (0.05797)	9.97E-06* (0.003155)
600779	6541.256* (0.0000)	-652.6204 (0.04077)	5714.799* (0.0000)	-247.2658 (0.6134)	5015.540* (0.0000)	944.8120* (0.007009)	4.23E-05* (8.68E-05)
600005	29356.55* (0.0000)	-4848.540* (0.001821)	16195.92* (0.0000)	-4237.031* (0.0005100)	16837.29* (2.22E-15)	906.1105 (0.5285)	2.20E-06 (0.1559)
600011	11735.52* (0.0000)	-4096.715* (4.89E-07)	9448.952* (0.0000)	401.0317 (0.14149)	11462.99* (0.0000)	-1777.027 (0.01514)	8.62E-06* (0.006166)
000059	9699.282* (0.0000)	-1755.275* (0.001047)	7045.300* (0.0000)	-364.2741* (0.001283)	7066.379* (0.0000)	-1212.006 (0.04072)	2.38E-05* (0.0001080)
000100	43511.61* (0.0000)	-9384.504* (2.04E-06)	17049.19* (0.0000)	-1051.276* (0.001293)	22647.12* (0.0000)	256.7318 (0.8488)	6.26E-06* (6.20E-05)
000568	2149.261* (1.15E-08)	226.4336 (0.4630)	5405.654* (0.0000)	-207.2987* (0.006377)	1027.696* (0.0002890)	816.8312 (0.04989)	8.53E-05* (3.89E-05)
000029	3841.735* (9.54E-08)	-3509.494* (5.45E-06)	8058.503* (0.0000)	1712.780* (0.0000)	2488.651* (1.27E-06)	-1144.950 (0.03600)	-4.83E-06 (0.3603)

注:括号内为 p 值,*表示在给定显著性水平 $\alpha=0.01$ 条件下显著。选取常数和内生变量 z_1, z_2, z_3, z_4 及其一阶差分 $\Delta z_1, \Delta z_2, \Delta z_3, \Delta z_4$ 为工具变量。由于矩条件个数大于待估参数个数,故要进行过度识别检验,10只股票检验结果均为拒绝模型过度识别约束条件。

除了华能国际(600011)以外,其他股票的 α_1 的估计值都显著为正,表明逆向选择成本随该股票价格波动性增大而增大。10只股票的 α_2 的估计值都显著为负,表明逆向选择成本随该股票当前一段时间内交易量增大而减小。本文认为逆向选择成本随交易量增大而减小反映了交易过程确实是一个信息释放和传递的过程。Kyle(1985)和Glosten and Milgrom(1985)指出,在交易过程中,知情交易者将逐渐传递出他们所拥有的私有信息,而非知情交易者也将指令流中不断推测和学习信息,并调整自己的交易策略,即交易过程本身将加速非知情交易者的推测和学习的过程。因此,随着交易量的增大,股价中的信息不对称成分逐渐下降,逆向选择成本也随之减小,Brockman and Chung(1998)、屈文洲和吴世农(2002)以及王志强和陈培昆(2006)采用其他方法也得到类似的结论。 α_4 的估计值全部显著为负,表明指令不平衡程度与逆向选择成本呈反比关系。随着交易者不断学习及信息逐步被吸收,信息非对称程度降低,使逆向选择成本减小;同时由于信息逐步被吸收,交易者对信息的反应和投资方向的判断将更加一致,从而使市场订单不平衡程度增大。

六、结 论

本文使用限价指令簿量价关系模型对中国股票市场进行了实证研究。在实证检验之前,本文首先对高频数据进行预处理,剔除分笔数据之间时间间隔的影响。研究结论表明,与GH模型相比,量价关系模型能较准确地刻画中国股票市场限价指令簿和指令流的特征以及股票的短期价格行为,并发现逆向选择成本显著影响了其短期价格变化。为进一步分析影响逆向选择成本的因素,本文通过引入市场状态的相关变量对基本模型进行扩展,得到如下结论:第一,逆向选择成本随着该股票交易量水平上升而减小,说明交易过程是一个信息释放和传递的过程,活跃的二级市场有利于降低股票的交易成本;第二,逆向选择成本与指令不平衡程度负相关;第三,逆向选择成本随股票价格波动性增大而增大;第四,市价指令委托量与该股票当前一段时间内的交易量成正比。

参 考 文 献

- [1] 戴洁,2003,限价委托单簿特征影响股票价格变动的实证研究,《经济科学》,第5期,第80—89页。
- [2] 雷觉铭、曾勇,2006,上海股市买卖价差成分分析,《系统工程》,第6期,第74—80页。

- [3] 雷觉铭、曾勇、李平,2007,什么影响了价差?——基于深圳股市的实证研究,中国金融国际年会。
- [4] 李双成、王春峰,2003,中国股票市场量价关系的实证研究,《山西财经大学学报》,第2期,第82—85页。
- [5] 穆启国、吴冲锋,2004,深圳证券交易所买卖价差的构成分析,《系统工程理论方法应用》,第3期,第239—243页。
- [6] 屈文洲、吴世农,2002,中国股市微观结构的特征分析——买卖报价价差模式及影响因素的实证研究,《经济研究》,第1期,第56—63页。
- [7] 王杉、宋逢明,2006,中国股票市场的简单量价关系模型,《管理科学学报》,第4期,第65—72页。
- [8] 王志强、陈培昆,2006,深市买卖价差逆向选择成分的估算与分析,《证券市场导报》,第3期,第65—70页。
- [9] Ahn, H. J., J. Cai, Y. Hamao, and R. Ho, 2002, The components of the bid-ask spread in a limit-order market: Evidence from the Tokyo Stock Exchange, *Journal of Empirical Finance*, 9(4), 399—430.
- [10] Brockman, P., and D. Y. Chung, 1998, Inter-and intra-day liquidity patterns on the Stock Exchange of Hong Kong, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 8(3), 279—300.
- [11] Engle, R. F., 2000, The econometrics of ultra-high-frequency data, *Econometrica*, 68(1), 1—22.
- [12] George, T., G. Kaul, and M. Nimalendran, 1991, Estimation of the bid-ask spread and its components: A new approach, *Review of Financial Studies*, 4(4), 623—656.
- [13] Glosten, L. R., 1994, Is the electronic open limit order book inevitable, *Journal of Finance*, 49(4), 1127—1161.
- [14] Glosten, L. R., and L. E. Harris, 1988, Estimating the component of the bid-ask spread, *Journal of Financial Economics*, 21(1), 123—142.
- [15] Glosten, L. R., and P. Milgrom, 1985, Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed agents, *Journal of Financial Economics*, 14(1), 71—100.
- [16] Huang, R., and H. Stoll, 1997, The components of the bid-ask spread: A general approach, *Review of Financial Studies*, 10(4), 995—1034.
- [17] Kyle, A. S., 1985, Continuous auctions and insider trading, *Econometrica* 53(6), 1315—1335.
- [18] Lin, J. C., G. Sanger, and G. Booth, 1995, Trade size and components of the bid-ask spread, *Review of Financial Studies*, 8(4), 1153—1183.
- [19] Sandås, P., 2001, Adverse selection and competitive market making: Empirical evidence from a limit order market, *Review of Financial Studies*, 14(3), 705—734.
- [20] Seppi, D. J., 1997, Liquidity provision with limit orders and a strategic specialist, *Review of Financial Studies*, 10(1), 103—150.
- [21] Stoll, H., 1989, Inferring the components of the bid-ask spread: Theory and empirical tests, *Journal of Finance*, 44, 115—134.

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

(*School of Management & Economics,
University of Electronic Science & Technology of China*)

Abstract In order-driven market, there is a specific function relationship between the order price and volume in the limit order books. This paper analyzes the factors that influence the short-term price behaviors by examining the relationship between price and volume in the limit order books from China Stock Market. With Generalized Method of Moments based on static feature conditions for marginal limit orders and rational updating conditions for order book revisions over time, we find that the price-volume model in the limit order books can exactly describe the features of China Stock Market and the adverse selection cost significantly which influences the short-term price dynamics. Furthermore, we also find adverse selection cost is greater (smaller) in the markets with higher (lower) stock-specific volatility as well as lower (higher) trading volume and order imbalance.

Key Words Adverse Selection Cost, Restrictions on the Price and Volume, Limit Order Book, GMM, China Stock Market

JEL Classification G12, G15

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*

摘要 本文以会计学基础的 Z-score 模型与假设利率为随机模型下的改进后 KMV 模型,评估 1998 年至 2004 年间中国台湾地区上市、上柜公司发生违约事件前一年的违约风险。取样方式参考 Goldstein (1988) 对财务危机的动态定义,并将取样后的样本与未发生违约事件的正常公司配对,形成对照组。实证结果显示,违约公司的 Z-score 与违约距离 (DD) 均显著低于对照组,表明两种风险评估方法对公司违约具有判别能力。而 Z-score 模型于发生违约前 1 年、前 2 年、前 3 年的分类正确率分别为 77.89%、66.66%、64.63%,显示距离违约发生时点越远,正确率越低。比较 TCRI 指标、Z-score 与违约距离,三者显著正相关,显示三个指标对违约风险的预测效果一致。其次,我们也发现,Z-score、违约距离与资产市值呈正向关系,而与资产波动呈负向关系,隐含资产市值越大,波动率越小,则公司违约可能性越低。比较两模型的正确率,Z 值在排除截断值 70% 以上的公司后,正确率超过 50%,DD 值则需在排除截断值 60% 以上的公司后才大于 50%,这表明 Z-score 模型对于观察台湾上市与上柜公司违约事件具有较佳的预测能力。

关键词 违约风险,违约距离,KMV 模型,检验力,Z-score

一、引言

随着金融市场的蓬勃发展,金融机构的信用风险管理问题日益突出,例如

* 段昌文,淡江大学财务金融学系;Ken Hung, Sanchez School of Business, Texas A&M International University. 通信作者与地址:段昌文,台湾台北县淡水镇 251 英专路 151 号淡江大学财务金融学系;E-mail: 107800@mail.tku.edu.tw. Ken Hung, 5201 University Boulevard, Laredo, Texas 78041; E-mail: ken.hung@tamui.edu. 作者感谢二位匿名审稿人的宝贵意见,使本文更为完整。作者(段昌文)感谢中国台湾“国科会”提供经费补助,计划案编号: NSC93-2416-H-032-020。

1995年间中国台湾地区发生的许多财务危机事件均源于信用风险管理的不当,同时期新加坡也发生了英国巴林银行因不当操作衍生金融商品而倒闭的事件,直至1997年的亚洲金融风暴,多因财务危机导致许多企业倒闭。而2000年的安然公司(Enron)事件、2002年世通公司(WorldCom)的破产与2004年台湾的皇统与博达舞弊案也均属信用风险管理不当所致。2008年的全球金融风暴亦为相同之情况。观察这些快速发展的金融市场,我们发现,信用风险在早期皆因经济景气变化所致,后期则为授信不严谨所致,近几年的财务危机事件则多为操作衍生金融商品不当所致。上述财务危机案例说明了未来金融机构所面临的风险将更加多样化,这些案例也将促使金融机构更加重视对风险的衡量与管理。因此,如何正确并有效地在事件发生前预测企业的风险,将是金融机构管理者与投资者所关心的重要议题。

鉴于风险管理问题的日益重要,巴塞尔银行监管委员会(The Basel Committee on Banking Supervision)于2001年1月公布了新版巴塞尔资本协议(Basel II)草案,确立金融机构所面对的信用风险、市场风险与作业风险将全数纳入资本计提的范围,金融机构将可应用标准法或内部模型法建立全面监控风险的机制,然而标准法虽为国际规范,是否整体适用于台湾尚未定论,况且目前台湾对如何评估金融机构的风险尚未有一套完整的方法,因此以何种模型来评估台湾企业的风险值将是我们要研究的主题。传统金融机构对信用风险的管理均属利用财务报表上会计数字的风险管理方式,然而面临全球实施新版巴塞尔资本协议的背景,这些金融机构似乎有必要建立符合新资本协议的信用评级系统与风险管理制度,因此,本文期望寻求一个适用于台湾企业的信用风险评估与预测方法,以供金融机构的管理者与投资者参考。

传统的风险管理方式主要是利用财务报表信息对企业进行观察,然而财务报表的账面信息无法直接预测企业的违约情况,因此许多学者就从财务报表所提供的信息出发,将风险管理方式模型化。最早以Altman(1968)为代表,他利用多变量统计分析(multivariate statistical analysis)来处理会计报表所提供的信息,从22项财务比率中萃取5项可最佳解释公司破产可能性的财务比率,建构一个Z值的线性模型。他研究发现,当公司越接近破产时,模型的预测越准确;于破产前1年,模型的正确率可达96%;前2年则为72%;随时间的增加,预测力逐渐降低;当超过2年以上时,此模型便不适用。鉴于此,Altman, Haldeman, and Narayanan(1997)认为时间与环境的改变使模型受到影响,且模型中未包含风险概念,也未考虑规模效应。因此他们增加了公司规模与盈余稳定性两个

变量,分类正确率在破产前1年高达93%,前4年可达80%,甚至于破产前5年也可高达70%。该模型在制造业和零售业破产前5年便可侦测出是否有破产的可能性,因模型为私人所有,无法将所包含的市场参数全部列举,此模型被称为 Zeta 模型^[1]。Altman, Hatzell and Peck (1995) 在原始 Z-score 模型中去掉“销售与总资产比值”变量,将“权益市价与总负债账面价值比值”中的“权益市价”替换为“权益账面价值”,并将系数重新修正后称该模型为“Z-score”模型。

利用会计基础研究反应变量与解释变量之间相关性以衡量信用风险的方法包括 Logit 回归分析与 Probit 回归分析;例如 Ederington (1985) 利用多元回归模型、多元判别分析 (multivariate discriminant analysis, MDA)、有序 Probit 模型 (ordered Probit model) 与非有序 Logit 模型 (unordered Logit model) 等四种方法对 346 家经穆迪公司评级过的新发行公司债进行评级,结果发现只有在信用等级为 Baa 和 Ba 时,准确度较差。

一些学者运用神经网络 (neural networks) 来研究信用风险因素与违约概率之间的非线性关系。Odom and Sharda (1990) 利用类神经网络来建构财务危机模型,并且与区别分析作比较,其研究变量延续 Altman (1968) 使用的 5 项财务比率,结果显示类神经网络分析优于区别分析;然而 Altman, Marco and Varetto (1994) 在评估 1982 年至 1992 年间 1000 家财务健全与发生财务危机的意大利公司时显示,两种模型均可达 90% 以上的区别能力。

也有一些学者从评估公司的或有权益价值来推算公司的信用风险,此种评估方式多利用 Merton (1974) 的公司价值模型来处理,方法主要是将公司举债经营的权益视为看涨期权,即视股东持股为一种向债权人购买的看涨期权值,执行价格 (strike price) 为到期负债价值,到期时,若负债价值高于公司价值,由于股东为有限责任,因此他可选择放弃公司经营,反之,则执行。

KMV 模型^[2]也主要是对 Merton (1974) 价值模型拓展后形成的一套独特的信用风险评估方法。他们利用市场信息,推估公司的违约概率与违约距离,然而他们引用的资料相当广泛,且所评估的公司均为公开上市公司,因此对于没有股权公开发行的私人公司而言,应用上较为困难。

[1] Zeta 模型包括资产报酬率、盈余稳定性、利息保障率、流动比率、累积获利性、资本总额与规模。该模型预测效果良好,在实务上亦应用较广,甚至据以设立一个风险分析的专业机构 Zeta Services Inc.。

[2] KMV 的信用风险管理模型是由 KMV 顾问公司所发展,简称 KMV 法或投资组合管理法 (portfolio manager approach)。

其他有关评估信用风险的方法,有利用变动分析(migration analysis)及信用风险值(credit VaR)来检测投资组合中因债权资产信用等级改变所产生的信用风险,如摩根大通(J. P. Morgan)于1997年开发的信用计量法——Credit Metrics模型;有利用保险精算方法(actuarial approach)推算债务的损失分布,据此计算信用风险的损失准备与风险值,如瑞士信贷第一波士顿银行(Credit Suisse First Boston, CSFB)于1996年推出的CreditRisk⁺信用风险模型;有Wilson(1997)提出,由麦肯锡顾问公司(McKinsey and Company)于1997年正式发表的信用投资组合观点(Credit Portfolio View)模型;亦有Falkenstein(2000)基于穆迪公司的信用研究数据库(credit research database, CRD)并结合混合方法(hybrid approach)建构的RiskCalc模型。

虽然评估模型相当多且复杂,然而许多学者认为,利用或有权益来对公司价值进行评估应该可以获得比较好的结果。然而上述以或有权益方式对公司风险值评估的模型,均假设市场利率固定,这与现实情况不符。在放宽利率固定假设下,Rabinovitch(1989)最先将Vasicek(1977)利率随机模型(interest rate stochastic model)引入Merton(1973)模型中,推导具有封闭形式(close-form)解的模型。

综观台湾地区自1995年以来陆续发生的公司违约事件,再次显示信用风险管理的重要性。因此,如何对台湾证券市场上的公司进行信用风险衡量,且能于违约前实时预测破产的可能性,将是金融主管机构或投资大众所关心的议题。本文以台湾上市、上柜公司的违约案例为研究样本,分别以放宽利率为随机过程后的KMV模型(改进后的KMV模型)与Z-score模型来评估违约公司的信用风险,希望于违约发生前一年能够预测公司违约的可能性,最后,我们也以检验力(power test)方法来比较两种模型的预测能力。因此,本文的实证贡献有下述几点:首先,尚未有文献在放宽利率为固定值的假设后延伸至KMV模型以评估公司的违约距离(distance to default, DD),本文为首次尝试。其次,在应用Altman(1968)的Z-score模型时,我们使用台湾企业的财务信息数据,利用因素分析(factor analysis)萃取台湾市场专有的Z-score因素。最后,在研究设计中,我们与正常公司构成的对照组相比较,并以违约时点一年前的预测违约能力来判断模型好坏,以期能实时预防违约风险的发生,并采用检验力的技巧,观察模型对违约公司分类正确率的效力。实证结果表明,两种模型于一年前对公司违约风险是有判别能力的;我们应用的违约风险模型是适用于台湾市场的,其中Z-score模型在排除截断值(cutoff value)70%以上的公司后,正确率

超过 50%，其正确率高于改进后的 KMV 模型。

除了本节的引言外，我们所引用的理论模型将叙述于第二节，第三节为样本筛选准则、观察时点与估计技巧等研究设计与方法，第四节为实证结果，最后一节为结论。

二、理论模型

所谓信用风险，是指公司偿付债务能力的不确定性，其来自各式债权与债务契约，指交易对手无法在交割日履行交割义务的风险，例如买卖行为所发生的应收账款、公司债及近年来发展迅速的衍生金融商品——期权、期货等。更广义的信用风险除了前述债权契约的债务人无法于契约到期日履行其债务的违约风险外，还包括信用评级制度下，因信用评级变动致使债权资产价格波动的降级风险（downgrade risk），而受信用评级变动或违约与否影响的债权资产市值，即是所谓的信用暴露（credit exposure）。

本文应用的 Z-score 模型是以多变量统计分析为基础，运用因素分析与逐步判别分析（stepwise discriminant analysis）进行因素萃取并建构的。而在 KMV 模型中，我们将引用 Rabinovitch（1989）以 Vasicek（1977）利率模型导入 Merton（1973）期权定价模型（option pricing model）后建构的评价模型，并结合原始 KMV 模型对信用风险进行评价。

（一）Z-score 模型

以多变量统计分析来处理会计数据以评估信用等级，是目前评价风险时最为采用的风险管理方法。以多变量统计为基础的信用评分系统大多数以财务比率为投入变量，尝试将投入变量转换为潜在变量（latent variable）作为解释影响违约与否的主要因素，进一步估计企业的违约风险值，其中判别分析（discriminant analysis）是最常用的多变量统计的信用评级方法。此方法主要是在全体数据点归属群体已知的前提下，求取最能将各群体数据点区别清楚的线性函数，也就是使各群体在此线性函数上的投影，以及其群体间离差（between-group dispersion）相对于群体内离差（within-group dispersion）比值为最大，即建立一条多变量线性判别函数（discriminant function）：

$$Y = \nu_1 X_1 + \nu_2 X_2 + \cdots + \nu_i X_i = \nu' X \quad (1)$$

其中， Y 、 ν' 与 X 分别为判别函数或评分值、判别系数（discriminant coefficient）向

量与财务比率 (financial ratio) 向量。亦即将样本归类于数个事先群组中的某一个群组,并依其样本值建立判别函数,然后以判别函数对样本进行分类评分。

Altman (1968) 以多变量分析方法研究 1946 年至 1965 年间的 33 家公司,利用财务报告资料中的流动性、获利能力、财务杠杆、偿债能力与周转能力等五大类共 22 个财务比率,运用多变量的区别分析技术萃取而得到五种最具共同预测能力的财务比率,从而得到一个对公司评分的综合性指标,称为 Z-score,模型如下:

$$Z = \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 \quad (2)$$

其中, X_1 、 X_2 、 X_3 、 X_4 与 X_5 分别为营运资本与公司资产比、留存收益与总资产比、税前息前收益与总资产比、权益市值与负债账面价值比,销售收入与总资产比,而 β 则为影响变量的区别系数值。本文采用 Altman (1968) 的技巧,以因素分析进行因素萃取后,进一步采用判别分析建立我们的 Z-score 模型。

(二) 改进后的 KMV 模型

该模型指出,公司资产市值若低于到期负债时,公司即会发生违约。因此该模型认为,只要有资产市值的频率分布 (frequency distribution),就能合理估计公司的违约概率 (probability of default),但实际上公司资产市值是不易测量的,因此他们利用 Merton (1974) 的期权定价理论,以推估资产市值与波动率,然后进一步计算违约距离与预期违约概率。

Merton (1974) 指出,公司举债经营好比股东向债权人买进一个看涨期权,其中标的资产为公司资产市值 (market value of asset, V_A),执行价格为到期时的负债账面价值 (book value of debt, D),若公司资产市值大于负债,股东会全数清偿债务,继续握有公司经营权;反之,如果资产市值不足以清偿负债,股东会倒账,将公司经营权移转给债权人。因此,股东权益价值 (equity value, V_E) 即是一个看涨期权值:

$$V_E = \max(V_A - D, 0) \quad (3)$$

根据 Black-Scholes (1973) 期权模型,股东权益市值如下式:

$$V_E = V_A N(d_1) - D e^{-r_f \tau} N(d_2) \quad (4)$$

其中,

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{V_A}{D}\right) + \left(r_f + \frac{\sigma_A^2}{2}\right)\tau}{\sigma_A \sqrt{\tau}}$$

$$d_2 = d_1 - \sigma_A \sqrt{\tau}$$

公司资产市值服从维纳过程 (Weiner process), 如下式:

$$dV_A = \mu V_A dt + \sigma_A V_A dz \quad (5)$$

其中, τ 、 r_f 、 σ_A 、 μ 与 dz 分别为距到期日、无风险利率、资产市值波动性 (volatility)、资产市值平均数与韦纳过程。由于 Merton (1973) 模型假定短期利率为固定不变, 且利率期限结构为水平形态 (flat type), 这与现实不符。因此近期的研究均着手于建构利率为动态的模型。利率模型可分为两类: 一为均衡模型 (equilibrium models), 二为无套利模型 (no-arbitrage models)。许多学者的实证研究发现, 无套利模型的问题在于无法保证存在某个最适经济行为的均衡关系, 因此理论上均衡模型较具有说服力。其中均衡模型中的 CIR (Cox, Ingersoll and Ross, 1985) 模型与 Vasicek (1977) 模型, 均假设短期利率的瞬间波动性与状态变量有关, 且 CIR 模型更假设利率行为不会有负的现象, 与真实世界较为吻合; 只是在推导过程中, 非违约折价债券价格所获得的随机方差无法配适于 Merton 模型, 因此我们无法应用 CIR 模型。相较 CIR 均衡模型, Vasicek (1977) 模型的运用就较为恰当。

Vasicek 模型假设短期利率的随机过程如下式:

$$dr = q(m - r)dt + v dz_2 \quad (6)$$

其中, r 为短期利率, q 表示瞬间利率向平均水平 m 调整的速度, v 为瞬间利率的标准差, dz_2 为韦纳过程, 则经由下述参数估计可得零息票债券 (zero-coupon bond) 价格:

$$P(r_f, t, T) = A(t, T) \times e^{-B(t, T)r_f} \quad (7)$$

其中,

$$A(t, T) = \exp(k(B - \tau) - (\nu B/2)^2/q)$$

$$B(t, T) = (1 - \exp[-q\tau])/q$$

$$k = m + \nu\lambda/q - (\nu/q)^2/2$$

$$\lambda = (\gamma - r_f)/\delta$$

其中, γ 、 δ 与 λ 分别为债券的瞬间期望报酬 (bond's instantaneous expected return)、债券报酬的瞬间波动率与债券的风险市价 (market price of risk)。应用伊藤氏定理 (Ito's Lemma), 则风险性债券 $V_D = Q$ 必须满足下述偏微分方程 (partial differential equation, PDE):

$$Qt + \frac{1}{2}Q_{VV}V^2\sigma_V^2 + \frac{1}{2}Q_{rr}\sigma_r^2 + Q_{rV}\rho\nu\sigma_VV + Q_r[q(m-r) - \lambda] - rQ + rQ_VV = 0 \quad (8)$$

限制条件为 $V_D = \min(V_A - D, 0)$, 其中 $V = V_A, r = r_f, \delta(\tau) = \nu B(\tau)$, 进一步我们可解得一风险债券价值的封闭解:

$$V_D = V_A - V_A N(k_1) + De^{r\tau} N(k_2) \quad (9)$$

其中,

$$k_1 = (\ln(V_A/DP(r, \tau)) + T/2) / \sqrt{T}$$

$$k_2 = k_1 - \sqrt{T}$$

$$T = \sigma^2\tau + (\tau - 2B + (1 - \exp[-2q\tau])/2q)(\nu/q)^2 - 2\rho\sigma(\tau - B)\nu/q \quad (10)$$

$$dz_1 dz_2 = \rho dt \quad (11)$$

由式(9)至式(10), 我们可知式中成分与 Merton(1973) 模型是不同的; 调整后的模型加入了三种效应: 其一为波动性效应 (volatility effect), Merton 模型中未包含利率波动性, 此模型加入了利率波动性效应, 使模型具有随利率波动而调整的机制, 其中引入相关系数 ρ 进行调整; 其二为利率效应 (interest rate effect), 式中隐含债券现值 (current bond value) P , 因此期权价值为通过具有利率随机过程的债券价值来计算, 与实际状况较为吻合; 其三为短期利率向长期均衡利率趋势导入正态分布累积概率的计算, 期权值也随 Delta 值^[3]的波动而调整, 故此模型具有多项评估优势。

违约距离 (default distance, DD) 是指未来公司资产市值与负债账面价值相距的标准差, 计算方式如下:

$$DD = \frac{V_A - \text{default} \cdot \text{point}}{V_A \times \sigma_A} \quad (12)$$

其中, 违约点 (default point) 为负债账面价值; KMV 公司指出, 违约点多为短期负债加二分之一长期负债, 其理由有三: 第一, 由于公司负债到期时可能会进行再融资抑或举新债还旧债; 第二, 公司需支付长期负债和利息费用, 且含有短期负债; 第三, 公司长期负债规模的大小对公司运作具有影响能力, 且高于短期负债对公司的影响。由于长期负债会使违约风险下降, 因此我们选定的违约点为短期负债加二分之一长期负债。

[3] Delta 为期权的变动相对于基础资产的变动。

三、研究设计与方法

(一) 研究设计

本文研究对象为发生违约事件的公司,然而何种事件才合乎违约信用风险所定义的风险,将决定研究的准确性,因此我们有必要进一步定义何种违约情况为我们欲评估的信用风险。

文献显示,违约情况可依公司体制、信评机构及财务动态状况过程来判断。有鉴于先前研究者对公司违约的定义都过于狭隘,例如 Walters (1957) 单以储存的现金用尽来判断,Deakin (1972) 则以破产、跳票或清算来定义违约,Blum (1974) 则以公司债务到期时无法完全支付来定义,Zmijewski (1984) 则认为申请破产者即属违约。然而当公司发生无法存续情况时,通常对债权人或投资人已造成相当程度的伤害,且以此时点来衡量风险似乎已过了时效性,因为风险管理是要在危机发生前进行防范与管理,而非事后管理,故我们认为应以动态的财务危机过程来定义。

因此,在发生财务危机前应存在某些警讯,如财务比率的异常变化,这也说明财务危机是一种动态过程。以动态过程观察财务危机的相关文献有 Brigham (1980), Giroux and Wiggin (1984), Donaldson (1985), Lau (1987), Goldstein (1988), Hambrick and D'Aveni (1988), Laitinen (1991) 等等。其中, Goldstein (1988) 将公司违约分为三类:第一类为管理失败者,指公司未能发挥潜力或已实现的投资报酬率显著且持续地低于同类公司,即绩效不佳者;第二类为财务失败者,指企业遭受长期且严重损失或资产不足以清偿负债者;第三类为法律失败者,即法律宣告公司破产,公司破产可能源于绩效不佳而未予有效改善。按照其他文献的标准,所定义的危机企业在来年可能无法符合标准,或是筛选时会排除多数样本,因此以 Goldstein (1988) 的方式来设定违约样本是较为妥当的。我们在取样时采用 Goldstein (1988) 的违约定义,同时,为了让我们的样本更为严谨,本文利用报章媒体^[4]的公开信息以进一步确认,若公司原属于本文定义违约范围内,但报章媒体却没有公开报道,我们则剔除样本。

[4] 报章媒体为引用台湾实时报纸标题索引暨全文影像数据库进行比对:内含台湾地区的《联合报》、《中国时报》、《工商时报》、《民生报》、《中央日报》、《自由时报》。知识赢家:内含《中国时报》、《工商时报》、《中时晚报》。联合知识库:内含《联合报》、《经济日报》、《联合晚报》。台湾经济新报的金融大世纪。

为观察模型判别违约公司的正确性,我们选择对照组^[5]样本来比较。在确定违约公司样本后,我们于违约公司相同产业类型公司中,以相同违约时点的相近资产价值来配对样本公司,形成正常公司所构成的对照组公司(control firm),以验证本文运用模型的正确性。样本组与对照组的样本数将以1:2的比例取样,即一家违约公司配与两家正常公司,此两家正常公司总资产价值分别为高于样本公司和低于样本公司;除此之外,若违约公司总资产价值处于该产业的极端值时,将依次选取两家正常公司为对照组,目的在于消除配对方法对评估结果所产生的误差。在上述筛选准则中,若违约公司曾在违约时点前两年为上市、上柜公司,但在财务危机时点前一年转为上柜、上市公司或下市者,本文将以违约时点前两年来认定违约公司当时是上市、上柜公司,则对照组样本亦比照违约公司是上市或上柜公司进行配对。

为了揭示样本公司在发生违约前一年的风险情况,本文以违约发生时点前一年来观察,即观察点1,因此数据适用期间将以观察点1的前一年为范围,即以 t_1 至 t_2 区间,如图1显示。而在Z-score的评估方法中,我们则采用三个时点来观察,亦即观察时点1至3,各观察点的资料均为该观察点的公司财报数据,数据来源于台湾经济新报社(Taiwan Economic Journal, TEJ)。

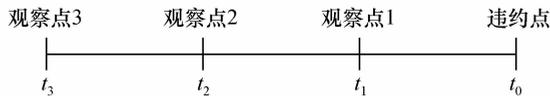


图1 研究的观察时点

注:每个观察时点 t_i 皆相距一年, $i=0,1,2,3$ 。

对于KMV模型估计违约距离所需的权益市值(V_E)^[6],我们将以评估时点前一年的平均权益市场价值来代表该年度的权益市值;负债总额(D)则以违约时点前首次发布的季度财报的账面负债总额为公司负债金额;无风险利率(r_f)以台湾债券市场的21—30天期公债附条件交易(government-bond of repurchase-resale agreement)的平均利率,并转为连续复利。而估计Vasicek(1977)利率模型下的参数,我们则以1—10天期利率公债附条件交易的利率来描述短期利率行为。资料来源于台湾经济新报社、证券柜台买卖中心(Gre-Tai Securities Market, GTSM)与报章杂志。

[5] 违约公司为样本组,正常公司为对照组。

[6] 权益市值以该年度平均值来计算。

(二) 因素萃取与判别分析

因素的萃取我们以因素分析与逐步判别分析两种方法来探讨,以对 15 项财务变量萃取最佳的财务解释变量与个数。为了避免同性质财务比率的列入造成无法衡量其他财务比率的影响,因此每项分类最多列入两项。根据 Altman (1968) 的实证结果,其所选出的 5 项财务比率可以有效区别公司优劣,因此也将是本文必要的萃取项目。

因素分析是以少数几个潜在变量及特定因素组成的线性组合,构成个别观察变量,称为因素模型,以向量及矩阵符号表示为:

$$\mathbf{x} = \mathbf{A}\mathbf{f} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (13)$$

其中 $\mathbf{x} = [x_1, x_2, \dots, x_p]'$ ($p \times 1$) 为可观察的随机向量 (random vector), 即为行为变量 (behavior variable) 向量; $\mathbf{A} = [(r_{ij})] = (p \times q)$ 为未知的因素组型矩阵, 其中 r_{ij} 为第 i 个因素上的组型负荷量 (pattern loading); $\mathbf{f} = [f_1, f_2, \dots, f_q]'$ ($q \times 1$) 为无法观察的潜因素 (latent factor) 向量; $\boldsymbol{\varepsilon} = [\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_p]'$ ($p \times 1$) 为不可观察的误差项, 即为独特因素 (unique factor) 向量。

因素分析萃取潜因素的方法有数种, 例如主轴法 (principal component method)、重心法及最大似然法 (maximum likelihood method) 等, 实务上以主轴法为主, 本文亦以主轴法来萃取我们的主要因素。

由于判别分析主要应用在设定已知的判别变量下, 但许多情况下并不确定有哪些合适的判别变量, 此时逐步判别分析法将有助于选择适当的判别变量以建立判别函数。逐步判别分析是应用自变量对判别函数的解释能力来进行萃取, 当影响判别群组划分的变量数目很大时, 逐步判别分析法通过逐次筛检自变量, 除了可以衡量在有效区别的情况下哪些变量是必要的以外, 也可寻找最佳^[7]的判别变量。

判别分析是探讨单一分类性反应变量 (假设为 A) 对 k 个分析性解释变量 (假设为 X_1, X_2, \dots, X_k) 的统计分析模型。可以表示如下:

$$A = f(X_1, X_2, \dots, X_k) \quad (14)$$

其中, A 为分类性反应变量, X_k 为第 k 个分析性解释变量。式中, 反应变量可分为 I 组, 若 $I=2$, 则称为简单判别分析; 若 $I>2$, 则为复判别分析, 一般 $I=2$ 。判别相当于预测, 通过鉴别函数预测样本的所属组别, 也就是预测之归类。判别

[7] 即解释力强。

分析包括数种判别法,如费雪法、正典法、马氏法(Mahalanobis method)等。其中,费雪法的理论较易了解;正典法可衡量彼此个别解释变量的判别力;马氏法用于预测最为精准。这些方法的理论及用途虽然各不相同,但最终的目的皆在于建构判别函数,以协助预测。

判别分析可以建构配适度与预测正确率皆高的鉴别函数,以预测个案在反应变量上的所属组别。理论上,虽然费雪法最容易理解,但在实务上多使用马氏法来建构鉴别函数。

以马氏法建构判别函数需要估计马氏距离(Mahalanobis distance),所谓马氏距离是指以联合共变异数矩阵(pooled within-group covariance matrix)为权数所计算的加权距离。当分析性解释变量有多个时,马氏距离的平方($D_i(\mathbf{x}_n)$)则为:

$$D_i(\mathbf{x}_n) = (\mathbf{x}_n - \bar{\mathbf{x}}_i)' \boldsymbol{\Sigma}_w^{-1} (\mathbf{x}_n - \bar{\mathbf{x}}_i) \quad (15)$$

其中 $D_i(\mathbf{x}_n)$ 为第 n 个反应变量至第 i 组中心值的马氏距离; $\mathbf{x}'_n = [x_1, x_2, \dots, x_k]$, 第 n 个反应变量在 k 个解释变量上的数值向量, 为一个 $(k \times 1)$ 向量; $\bar{\mathbf{x}}'_i = [x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ki}]$, 为第 i 组的组平均向量, 亦即第 i 组中心值, 包括 k 个解释变量的平均数, 为 $(k \times 1)$ 向量; $\boldsymbol{\Sigma}_w$ 为联合组内共变异数矩阵, 为 $(k \times k)$ 矩阵; $\boldsymbol{\Sigma}_w^{-1}$ 为联合组内共变异数矩阵的逆矩阵。根据马氏距离平方 $D_i(\mathbf{x}_n)$ 与组内共变异数矩阵 ($\boldsymbol{\Sigma}_w$), 第 i 组的样本联合概率密度函数 $f_i(x_n)$ 为一个多元常态概率密度函数:

$$f_i(x) = (2\pi)^{-\frac{k}{2}} \cdot |\boldsymbol{\Sigma}_w|^{-\frac{1}{2}} \cdot \exp\left[-\frac{1}{2}D_i(x)\right] \quad (16)$$

为了简化,马氏法会将前述第 i 组的样本联合概率密度函数取对数,成为:

$$\ln[f_i(x)] = c - \frac{1}{2}\mathbf{x}'_n\boldsymbol{\Sigma}_w^{-1}\mathbf{x}_n + \mathbf{x}'_n\boldsymbol{\Sigma}_w^{-1}\bar{\mathbf{x}}_i - \frac{1}{2}\bar{\mathbf{x}}'_i\boldsymbol{\Sigma}_w^{-1}\bar{\mathbf{x}}_i \quad (17)$$

其中 $c = -\frac{k}{2}\ln(2\pi) - \frac{1}{2}\ln|\boldsymbol{\Sigma}_w|$ 为一固定常数,在比较 I 组时可以忽略。在

删除 c 与 $-\frac{1}{2}\mathbf{x}'_n\boldsymbol{\Sigma}_w^{-1}\mathbf{x}_n$ 后, $\ln[f_i(x)]$ 可简化为样本线性判别函数 $d_i(x)$:

$$d_i(x) = \mathbf{x}'_n\boldsymbol{\Sigma}_w^{-1}\bar{\mathbf{x}}_i - \frac{1}{2}\bar{\mathbf{x}}'_i\boldsymbol{\Sigma}_w^{-1}\bar{\mathbf{x}}_i = -\frac{1}{2}\bar{\mathbf{x}}'_i\boldsymbol{\Sigma}_w^{-1}\bar{\mathbf{x}}_i + (\bar{\mathbf{x}}'_i\boldsymbol{\Sigma}_w^{-1})\mathbf{x}_n \quad (18)$$

其中 $-\frac{1}{2}\bar{\mathbf{x}}'_i\boldsymbol{\Sigma}_w^{-1}\bar{\mathbf{x}}_i$ 为截距项(constant), $\bar{\mathbf{x}}'_i\boldsymbol{\Sigma}_w^{-1}$ 则即为系数向量(coefficients vector); 我们运用式(18), 采用 SAS 软件来计算。

(三) 改进后 KMV 模型的参数估计

实证研究中,对资产价值波动性 (σ_A) 较为精确的估计方法,为采用基础资产的期权价值来推算隐含波动性 (implied volatility),然而我们的样本在台湾无法找到相对应的期权商品^[8],且也不容易通过观察市场来取得;其次,许多文献则使用 Merton 模型、权益定价与波动性联结的两公式的系统方程式来求解,例如 Jones, Mason, and Rosenfeld (1984), Ronn and Verma (1986), 等等。Duan (1994) 基于极大似然估计 (maximum likelihood estimation, MLE), 开发了一种转换数据的 MLE (transformed-data MLE), 在估计结构模型中亦被广泛地应用, 例如 Ericsson and Reneby (2005), Wong and Choi (2004) 与 Duan, Gauthier, Simonato, and Zaanoun (2003) 等等都使用了转换数据的 MLE 来估计参数;我们采用 Cox and Robinstein (1985) 的方法,将调整过的股票报酬转为连续复率报酬后,再应用 King (1986) 以财务杠杆来调整股权波动性 (σ_E) 的方法,可得 σ_A , 如下式:

$$\sigma_A = \frac{V_E \cdot \sigma_E}{V_A \cdot \Delta} \quad (19)$$

其中 $\Delta = N(D_1)$, 即公司股东权益与公司资产市值变动的比值,表示公司资产市值上涨 1 元,股权市价理论上将上涨 $N(D_1)$ 元,主要利用公司股东权益与公司资产市值的比值来调整欲估计的参数值,以接近 Duan, Gauthier, and Simonato (2005) 对于 KMV 模型估计参数值之结果。由于期权模型为一非线性方程,其中正态分布的积分式中包含有未知参数 V_A 与 σ_A , 因此我们运用牛顿-劳福森 (Newton-Raphson) 的方法,结合 Dekker (1967) 反二次内插法 (inverse quadratic interpolation) 与二分法 (bisection) 的求解法来求解公司资产市价与波动性。

首先,将理论上连续利率转为间断型利率后再行估计,然而在瞬间利率遵行 OU 过程 (Ornstein-Uhlenbeck Process) 下,我们可得 (6) 式的解,亦即当任何未来即期利率的条件密度分布函数为一正态分布时,其条件期望值与方差为:

$$E[r(T_s) | r(t)] = r(t)e^{-q(T_s-t)} + m(1 - e^{-q(T_s-t)}) \quad (20)$$

$$V[r(T_s) | r(t)] = \frac{v^2}{2q}(1 - e^{-q(T_s-t)}) \quad (21)$$

[8] 在台湾地区,除以股票为基础资产发行的认购权证以及 2001 年 12 月首次发行的台湾加权指数期权外,截至 2007 年 8 月,以个股发行的期权亦只有 27 只。

根据上式,我们可将利率随机过程转为一间断形式的一阶自回归 (autoregression, AR),以进一步估计 q 、 m 及 v 等参数值。

风险市价 (market price of risk) 是指在某一市场上,每承担一单位市场风险所获得的异常报酬,因此在市场上,当发行者发行证券时将会考虑市场风险,与其相对应,投资人亦会考虑市场风险。因此当市场波动程度越大时,市场风险价格就越高,风险市价亦越高。Pindyck (1993) 在评估 1926 年至 1988 年纽约证券交易所的风险市价时,利用资本资产定价模型 (capital asset pricing model, CAPM) 估计法获得了良好的结果,因此我们亦利用相同的估计方式:

$$r_x = r_f + \beta(r_m - r_f) \quad (22)$$

其中

$$\beta = \frac{\sigma_x \sigma_m \rho_{xm}}{\sigma_m^2}$$

其中 r_x 、 σ_x 、 r_m 与 σ_m 分别为股票预期报酬、股票报酬标准差、证券市场预期报酬与证券市场报酬标准差,因此可得:

$$r_x = r_f + \frac{r_m - r_f}{\sigma_m} \rho_{xm} \sigma_x \quad (23)$$

$$\lambda = \frac{r_m - r_f}{\sigma_m}$$

其中 λ 即为证券市场的风险市价。

(四) 检验力方法

参考 Kealhofer (2003) 的处理方式,用某一个截断值将公司是否发生违约区分为所谓的拒绝区域 (rejection criterion) 和接受区域 (acceptance criterion),在给定一个截断值^[9]后,误差类型就可被确定。首先设定零假设 (null hypothesis) 为公司发生违约事件,则第 I 类错误 (type I error) 表示把会违约的公司误认为不会违约的公司,而第 II 类错误表示把不会违约的公司误认为会违约的公司。

正确预测能力,也就是实际违约公司除以违约公司总家数得到的数值。当截断值越大时,第 I 类错误比率越小,相对第 II 类错误比率越大,预测正确率就越高。其估计步骤如下:首先,我们将违约公司与正常公司依据违约距离由小

[9] 所谓的截断值是指,在某一个给定值下,能将事件或者个案区分出两种状况的一个数值。

到大排序,在给定某一截断值下,当违约距离小于截断值时,用实际发生违约家数除以发生违约的总家数,可得到在某一截断值下的正确预测能力。然后,依据不同截断值所对应的预测正确率,即可绘出检验力(power of test)曲线。检验力曲线越高,表示预测能力越佳。

四、实证结果

(一) 研究样本筛选

本研究样本的筛选结果如表1所示,共有98家违约公司为样本组,对应一家违约公司即产生2家对照组公司,因此总样本数为294家,包括样本组98家,对照组196家。根据表1,1999年至2001年发生违约公司的增加速度相当快,其原因可能与当时全球经济不景气有关,产业中则以钢铁、营建与纺织业违约个数较多,这些产业皆属传统产业,可能与产品单价高、存货周转率低有关。其次,我们亦可发现电子业的违约多集中于2001年至2004年。

表1 研究样本筛选后的违约公司类别统计

产业	年度							1998—2004		
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	上市	上柜	总计
水泥	0	0	1	0	0	0	0	1	0	1
食品	3	1	2	2	0	2	0	10	0	10
塑料	0	1	0	1	0	0	1	2	1	3
纺织	1	3	3	6	0	0	0	12	1	13
电机	1	0	1	0	0	0	0	2	0	2
电器	0	0	0	1	1	0	0	2	0	2
化学	0	0	0	1	0	0	0	1	0	1
玻璃	0	1	0	0	2	0	0	3	0	3
造纸	1	0	0	0	0	0	0	1	0	1
钢铁	2	5	4	5	1	0	0	15	2	17
汽车	1	0	0	0	0	0	0	1	0	1
电子	1	1	2	6	0	3	4	12	5	17
营建	2	3	5	9	1	0	1	14	7	21
运输	0	0	1	0	0	0	0	1	0	1
观光	0	0	1	0	0	0	0	1	0	1
百货	0	0	1	0	0	1	0	2	0	2
其他	0	2	0	0	0	0	0	1	1	2
总计	12	17	21	31	5	6	6	81	17	98

注:以1998年至2004年台湾经济新报社数据库中的上市、上柜样本筛选的违约公司统计。

(二) Z-score 模型

我们根据财务因素的五大分类项下分别取代表性的三项比率变量,共15项比率变量进行因素萃取,比率变量中亦包含 Altman (1968) 所选的财务比率。第一类为获利能力,包含资产报酬率 (X_1)、营业利润率 (X_2) 及税前息前净利与总资产比 (X_{13});第二类为成长能力,包括营业收入增长率 (X_3)、营业利润增长率 (X_4) 及留存收益与总资产比 (X_{12});第三类为流动能力,包含流动比率 (X_5)、速动比率 (X_6) 及营运资金与总资产比 (X_{11});第四类为偿债能力,包括负债比率 (X_7)、利息保障倍数 (X_8) 及权益市值与总资产比 (X_{14});最后一类为经营能力,包括存货周转率 (X_9)、固定资产周转率 (X_{10}) 及销货收入与总资产比 (X_{15})。

根据因素分析与逐步判别分析两种方法,我们将财务比率萃取结果呈列于表2。如表所示,除了 Altman (1968) 的5项财务比率均被选取外,影响台湾市场的变量也包含资产报酬率与负债比率,共7项因素。

表2 因素萃取结果

因素	违约公司	因素分析			逐步判别分析
		解释能力	正常公司	解释能力	
因素1	$X_1, X_2, X_{11}, X_{12}, X_{13}$	3.6829	$X_1, X_2, X_5, X_8, X_{13}$	3.7938	
因素2	X_5, X_6	2.3841	$X_9, X_{11}, X_{12}, X_{15}$	2.7318	$X_1, X_7, X_9,$
因素3	X_3, X_9, X_{10}, X_{15}	1.8385	X_4, X_7	1.8627	$X_{11}, X_{12}, X_{13},$
因素4	X_4, X_8	1.4983	X_6, X_{14}	1.5160	X_{14}
因素5	X_7, X_{14}	1.2727	X_{10}	1.0047	

注:其中,获利能力变量有资产报酬率 (X_1)、营业利润率 (X_2) 及税前息前净利与总资产比 (X_{13});成长能力变量有营业收入增长率 (X_3)、营业利润增长率 (X_4) 及留存收益与总资产比 (X_{12});流动能力变量有流动比率 (X_5)、速动比率 (X_6) 及营运资金与总资产比 (X_{11});偿债能力变量有负债比率 (X_7)、利息保障倍数 (X_8) 及权益市值与总资产比 (X_{14});经营能力变量有存货周转率 (X_9)、固定资产周转率 (X_{10}) 及销货收入与总资产比 (X_{15})。

进一步,我们利用判别分析的马氏法计算出7项变量的判别系数,结果显示于表3;我们发现三个观察时点均统计显著,观察表中的 Wilks' Lambda 检验值,也显示三个观察时点均统计显著,显示7项变量纳入模型中的配适度是妥当的。

表 3 判别能力检验

财务比率	观察时点 1		观察时点 2		观察时点 3	
	区别系数	F 值	区别系数	F 值	区别系数	F 值
X_1	0.7012	8.15***	1.8891	85.77***	-1.6913	15.40***
X_{13}	-0.7742	7.80***	-1.5328	72.92***	1.7308	20.39***
X_{12}	0.4730	19.72***	0.2741	86.39***	0.5180	50.39***
X_{11}	-0.1465	3.60*	0.2037	92.47***	0.0707	14.55***
X_7	-0.6436	33.53***	-0.5054	157.60***	-0.5875	53.34***
X_{14}	0.3194	14.91***	0.3264	9.60***	-0.0154	5.21**
X_{15}	0.2404	3.89**	0.1550	5.46**	0.2179	10.94***
Wilks' Lambda	0.8528	7.05***	0.5135	38.70***	0.7410	14.28***

注: (1) ***, **, * 分别为 1%、5%、10% 的统计显著水平。(2) 观察时点参考图 1。(3) 观察时点 1、2 与 3 分别为距离违约时间点的前 1 年、2 年与 3 年; 判别能力检验则为以判定分析的马氏法所估计的参数值进行检验; 财务比率为以因素分析所萃取。

表 4 为以观察时点 1 所估计的样本组与对照组的 Z-score 均值与差异检验, 结果显示, 除了首两年研究期间外, 样本组的年平均 Z-score 均显著低于对照组, 显示违约公司与正常公司的平均 Z-score 明显不同, 正常公司高于违约公司。根据马氏法的判别分析所架构的式 (18), 我们可分别建构三个观察时点的 Z-score 模型如下:

观察时点 1:

$$Z_1 = 0.70X_{1,1} - 0.77X_{1,13} + 0.47X_{1,12} - 0.14X_{1,11} - 0.64X_{1,7} + 0.31X_{1,14} + 0.24X_{1,15} \quad (24)$$

观察时点 2:

$$Z_2 = 1.88X_{2,1} - 1.53X_{2,13} + 0.27X_{2,12} + 0.20X_{2,11} - 0.50X_{2,7} + 0.32X_{2,14} + 0.15X_{2,15} \quad (25)$$

观察时点 3:

$$Z_3 = -1.691X_{3,1} + 1.73X_{3,13} + 0.51X_{3,12} + 0.07X_{3,11} - 0.58X_{3,7} - 0.01X_{3,14} + 0.21X_{3,15} \quad (26)$$

其中 Z_i 为第 i 个观察时点的 Z-score, $X_{i,*}$ 则为第 i 个观察时点的财务比率。

表4 违约公司与正常公司的 Z-score 均值与平均数差检验

年	平均数		差异 (1) - (2)
	违约公司 ⁽¹⁾	正常公司 ⁽²⁾	
1998	0.4308	0.4819	-0.0511
	(1.0538)	(1.1395)	(-0.3494)
1999	0.1964	0.2651	-0.0687
	(0.6063)	(1.1162)	(-0.7763)
2000	-0.1113	0.2047	-0.3160
	(-0.7434)	(0.6050)	(-5.1313)***
2001	-0.1482	0.0849	-0.2330
	(-0.6589)	(0.3386)	(-4.5315)***
2002	-0.1448	-0.0336	-0.1112
	(-1.3321)	(-0.1962)	(-1.5290)*
2003	-0.1006	0.1363	-0.2369
	(-0.4266)	(0.3932)	(-1.7063)*
2004	-0.1257	0.2265	-0.3522
	(-1.1094)	(0.7992)	(-3.7476)***
1998—2004	-0.0051	0.1962	-0.2013
	(-0.0159)	(0.6059)	(5.0625)***

注:(1) 括号内为 t 值。(2) ** *、* *、* 分别为 1%、5%、10% 的统计显著水平。(3) 此表为以观察时点 1 计算 Z-score 的平均数。

为了提升预测正确率与降低误差,第 1 个至第 3 个观察时点的最适截断分数^[10]分别为 -0.2131、0.0314、-0.2111,大于此值为正常公司,小于此值为违约公司。当以截断分数为分类门槛时,三个时点共有 100 家归类错误,其中观察点 1 有 24 家为第 I 类错误,41 家为第 II 类错误;观察点 2 有 30 家为第 I 类错误,68 家为第 II 类错误;观察点 3 有 36 家为第 I 类错误,62 家为第 II 类错误。表 5 中的分类结果显示,三个时点分类正确率分别为 77.89%、66.66% 及 64.63%,这表明,观察点距离发生违约时点越远,模型判断准确度越低;而第 I 类与第 II 类错误也随距离发生违约时点变远而逐渐增多。

[10] 截断分数为:(违约公司平均数 × 正常公司家数 + 正常公司平均数 × 违约公司家数) ÷ 正常公司家数 + 违约公司家数。

表 5 总样本的分类正确率

模型 观察点	判别模型		总错误率	正确分类率
	第 I 类错误	第 II 类错误		
观察时点 1	24.49%	20.95%	22.71%	77.89%
观察时点 2	30.61%	34.69%	33.34%	66.66%
观察时点 3	36.73%	34.69%	35.37%	64.63%

注: (1) 第 I 类错误比率 = 犯第 I 类错误公司家数 / 总违约公司家数。 (2) 第 II 类错误比率 = 犯第 II 类错误公司家数 / 总正常公司家数。 (3) 总错误率 = 犯第 I 类与第 II 类错误公司家数 / 样本总数。 (4) 正确率 = 1 - 总错误率。

(三) 改进后 KMV 模型的实证结果

运用 KMV 模型时, 由于以期权理论来评估需利用违约事件发生前 1—2 年的数据, 因此我们只能估计观察时点 1 的违约距离。违约距离的估计结果显示于表 6。从表 6 我们发现, 除了统计不显著者外, 样本组与对照组两者违约距离差均为负值, 显示违约公司的倒账距离明显低于正常公司。以年度观察, 违约公司的平均违约距离逐年下降, 尤其在 1998 年至 1999 年有较大幅度下降, 数据显示该期间台湾地区正逢金融风暴期间。

表 6 违约公司与正常公司的 DD 均值与平均数差检验

年	平均数		差异 (1) - (2)
	违约公司 ⁽¹⁾	正常公司 ⁽²⁾	
1998	4.3010	4.4646	-0.1635
	(2.8832)	(1.7986)	(-0.2989)
1999	3.3629	4.2688	-0.9059
	(2.8832)	(4.3528)	(-3.2770)***
2000	3.3039	4.6585	-1.3546
	(2.6416)	(1.2190)	(-2.0847)**
2001	2.6850	3.1580	-0.4730
	(2.4298)	(2.8414)	(-1.9424)**
2002	2.5653	2.9911	-0.4258
	(4.5171)	(2.6787)	-0.9789
2003	2.5015	2.9787	-0.4772
	(2.3297)	(4.4711)	(-0.99)
2004	2.4551	3.6248	-1.1697
	(3.5432)	(1.1788)	(-2.6434)***
1998— 2004	3.1017	3.8413	-0.7396
	(2.5307)	(1.7986)	(-3.7647)***

注: (1) 括号内为 t 值。 (2) * * *、* *、* 分别为 1%、5%、10% 的统计显著水平。 (3) 此表为以观察时点 1 计算 DD 的平均数。

(四) 评估方法比较与检验力分析

在台湾地区,自1996年起,台湾经济新报社就开始建构上市与上柜公司的信用风险指标,即台湾企业信用风险指标(Taiwan Corporate Credit Risk Index, TCRI)。此指标主要应用财务报告信息来进行评分,因此为一项基于会计信息与分析师判断的信用风险指标^[11],目前在台湾地区已被许多金融公司所引用。

因此,为了比较各种评估方式的相关性与正确性,首先,我们以违约公司评估的风险值为观察标的,将各个风险指标依风险程度先进行排序,各分成10个等级。此方式是为了配合TCRI以等级方式评估方法,将不同评估方法的估计值调整为相同基准,以进一步执行四变量间的相关分析,结果如表7所示。我们发现,相关系数均为正且统计上显著,表示四种风险指标与违约风险的评估是一致的。其中Z-score、TCRI与Altman(1986)的Z-score均属会计基础的评估法,因此彼此之间相关系数均高于以期权方式评估的DD值与会计基础计算的风险指标的相关系数。

表7 违约公司风险指标间的相关系数检验

变量	DD	Z	TCRI	A-Z
DD	1	0.4794***	0.3477***	0.3902***
Z		1	0.6163***	0.9062***
TCRI			1	0.5603***
A-Z				1

注:(1)表中数据为Pearson相关系数值。(2)***、**、*分别为1%、5%、10%的显著水平。(3)Z-score为本研究所建立信用风险分数,A-Z为Altman(1968)的Z-score模型,DD值为违约距离,TCRI为台湾企业信用风险指标。

其次,我们以资产市值与波动性为控制变量,执行横断面多元回归分析(multivariable regression analysis),以观察TCRI对我们的风险评估方法的解释能力,模型如下:

$$Z_i = \beta_0 + \beta_1 \log V_{A,i} + \beta_2 \sigma_{A,i} + \beta_3 DD_i + \beta_4 \log TCRI_i + \varepsilon_i \quad (27)$$

$$DD_i = \beta_0 + \beta_1 \log V_{A,i} + \beta_2 \sigma_{A,i} + \beta_3 Z_i + \beta_4 \log TCRI_i + \varepsilon_i \quad (28)$$

其中 β 与 ε 分别为回归系数与误差项, i 为公司,DD为违约距离,Z为本文评估的Z-score值。在KMV模型中,波动性隐含行业特性、公司面对经济变化的影响程度及财务杠杆,根据KMV公司实证结果发现,公司资产市值波动较小时,该行业将有较高的财务杠杆水平,面临经济变化影响程度亦较小,违约概率亦会较低。

[11] TCRI评估方式可参考 www.tej.com.tw。

表 8 为回归结果,我们发现两模型的 β_2 均显著为负,显示波动性较大时,违约概率较高,因此 DD 值较小,Z-score 亦降低。公司资产市值与 DD 值、Z 值的回归系数为正,显示资产价值越高,违约距离越大,评分即越高。观察 β_3 与 β_4 ,两模型皆为正的统计显著,说明 DD 值与 Z-score 与风险评估是一致的。

表 8 多元回归结果

系数	模型 I	模型 II
β_0	1.5345 (0.83)	1.7199 (6.70)***
β_1	0.0262 (0.12)	0.0565 (1.68)*
β_2	-5.1826 (-5.40)***	-0.8817 (-6.28)***
β_3	2.2613 (6.07)***	0.0500 (6.07)***
β_4	1.2121 (1.91)*	0.7134 (8.39)***
R^2	0.2043	0.4297
F	19.80***	56.20***

注:(1) 模型 I:

$$DD_i = \beta_0 + \beta_1 \log V_{A,i} + \beta_2 \sigma_{A,i} + \beta_3 Z_i + \beta_4 \log TCRI_i + \varepsilon_i$$

模型 II:

$$Z_i = \beta_0 + \beta_1 \log V_{A,i} + \beta_2 \sigma_{A,i} + \beta_3 DD_i + \beta_4 \log TCRI_i + \varepsilon_i$$

其中 TCRI 为台湾经济新报社对企业信用风险的指标, V_A 与 σ_A 分别为资产市值与波动性, DD 与 Z 分别为违约距离与 Z 值; β 与 ε 则分别为回归系数与误差项, i 则为违约公司。

(2) 括号内为 t 值。

(3) ***、**、* 分别为 1%、5%、10% 的显著水平。

为了比较不同年度各个模型的预测违约风险能力的差异,我们利用不同截断值下的违约公司预测正确百分比,进一步利用检验力方法绘出各年度的检验力曲线(power curve)。表 9 为在各种不同截断值下,违约公司预测正确的家数与百分比,根据表中信息将可绘出检验力曲线图,如图 2 所示。图 2 中纵轴的正确排除违约家数百分比,即正确预测能力;横轴为不同的截断值下的总样本排除百分比,45 度线为一辅助线,在 45 度线以上表示模型包含违约信息与解释能力,因此 45 度线与检验力曲线所围成的面积为模型所能包含的违约信息。^[12]若该模型能够完全捕捉信用风险,则 45 度线与检验力曲线所围成的面积会刚好为 45 度线以上的左边三角形。

[12] 可参考 Maria Vassalou and Yuhang Xing (2004)。

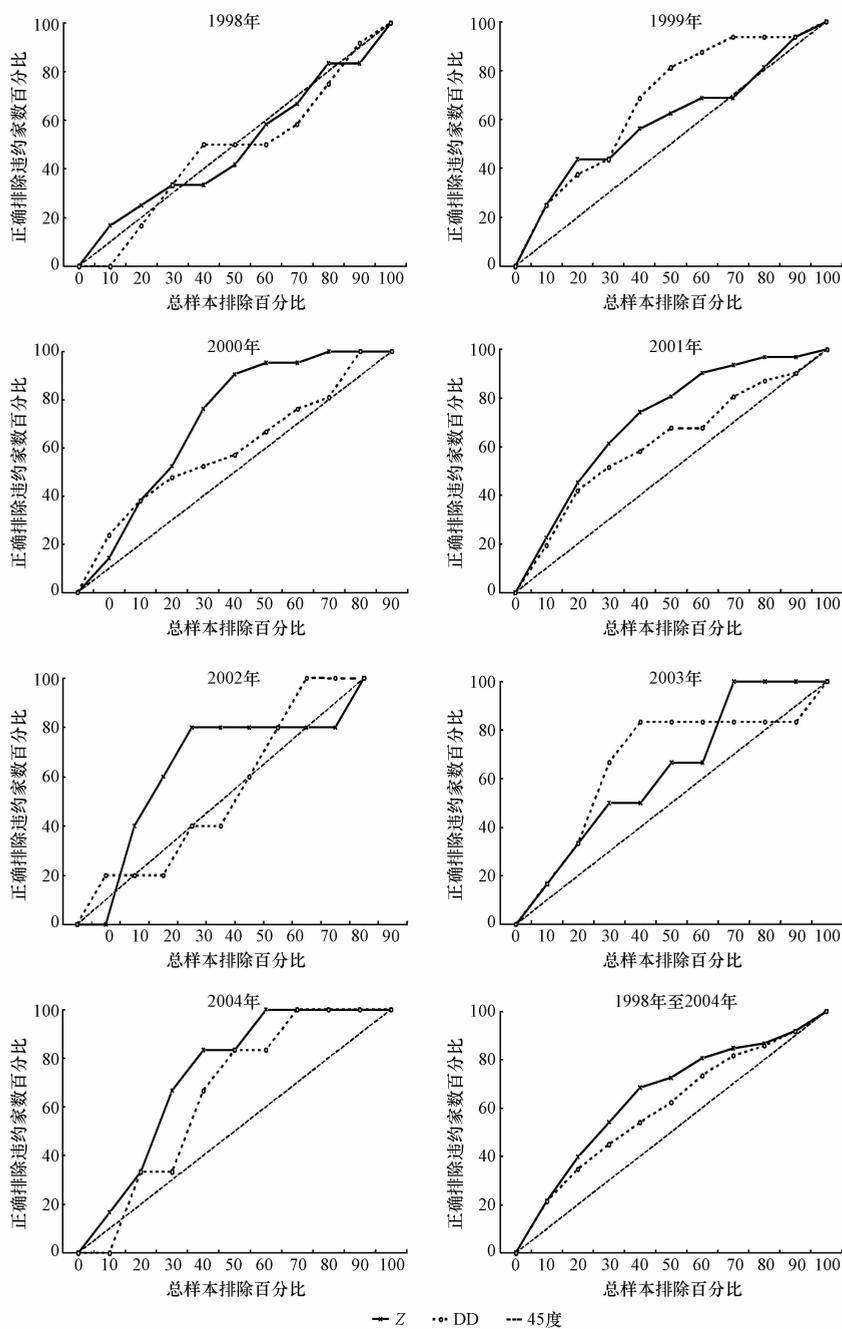


图2 Z-score与DD值检验力图

注:纵轴为正确排除违约家数百分比,即正确预测能力,横轴为不同的截断值下的总样本排除百分比,Z与DD皆为风险指标,45度线为辅助线,位于45度线以上表示模型包含违约信息与解释能力。

表9 检验力——不同截断值下的违约公司预测正确家数与百分比

年度	模型	截断值									
		10	20	30	40	50	60	70	80	90	100
1998	Z	2 17%	3 25%	4 33%	4 33%	5 42%	7 58%	8 67%	10 83%	10 83%	12 100%
	DD	0 0%	2 17%	4 33%	6 50%	6 50%	6 50%	7 58%	9 75%	11 92%	12 100%
1999	Z	4 25%	7 44%	7 44%	9 56%	10 63%	11 69%	11 69%	13 81%	15 94%	16 100%
	DD	4 25%	6 38%	7 44%	11 69%	13 81%	14 88%	15 94%	15 94%	15 94%	16 100%
2000	Z	3 14%	8 38%	11 52%	16 76%	19 90%	20 95%	20 95%	21 100%	21 100%	21 100%
	DD	5 24%	8 38%	10 48%	11 52%	12 57%	14 67%	16 76%	17 81%	21 100%	21 100%
2001	Z	7 23%	14 45%	19 61%	23 74%	25 81%	28 90%	29 94%	30 97%	30 97%	31 100%
	DD	6 19%	13 42%	16 52%	18 58%	21 68%	21 68%	25 81%	27 87%	28 90%	31 100%
2002	Z	0 0%	2 40%	3 60%	4 80%	4 80%	4 80%	4 80%	4 80%	4 80%	5 100%
	DD	1 20%	1 20%	1 20%	2 40%	2 40%	3 60%	4 80%	5 100%	5 100%	5 100%
2003	Z	1 17%	2 33%	3 50%	3 50%	4 67%	4 67%	6 100%	6 100%	6 100%	6 100%
	DD	1 17%	2 33%	4 67%	5 83%	5 83%	5 83%	5 83%	5 83%	5 83%	6 100%
2004	Z	1 17%	2 33%	4 67%	5 83%	5 83%	6 100%	6 100%	6 100%	6 100%	6 100%
	DD	0 0%	2 33%	2 33%	4 67%	5 83%	5 83%	6 100%	6 100%	6 100%	6 100%
1998— 2004	Z	21 21%	39 40%	53 54%	67 68%	71 72%	79 81%	83 85%	85 87%	90 92%	98 100%
	DD	21 21%	34 35%	44 45%	53 54%	61 62%	72 73%	80 82%	84 86%	90 92%	98 100%

注:表中数据为以台湾地区上市、上柜公司1998年至2004年的违约样本为基础计算而得;其中Z为我们以因素与判别分析法所建构的Z-score模型所估计的Z值;DD则为违约距离。

观察在排除截断值50%以上的公司后,我们发现,除了1998年的Z-score与2002年的DD值预测正确百分比未达50%外,其余正确率皆超过50%,其中

2002年与2004年的Z-score与2003年的DD值在排除截断值60%以上的公司后,正确率已超过80%。从整体研究期间观察,Z-score在排除截断值70%以上的公司后,正确率已超过50%,DD值则需在排除截断值60%以上的公司后,正确率才超越50%。然而,在排除截断值30%以上的公司后,两者正确率则逐渐接近。

观察违约公司的检验力曲线图形,除了1998年DD值与Z-score皆在45度线附近与2002年DD值在45度线以下外,其余的检验力曲线多在45度线以上,隐含两种风险指标是能包含台湾市场上未来违约信息的。

最后,我们观察整个研究期间的考验力曲线,DD值与Z-score两者皆明显高于45度线,意味两种评估方法在台湾市场上对违约公司具有预测能力。比较两者,由于Z-score检验力曲线高于DD值的检验力曲线,显示Z-score隐含的信息较为充分,以Z-score模型评估台湾上市、上柜公司违约风险的预测能力高于改进后的KMV模型。

五、结 论

本文基于会计基础的Z-score模型与利率随机模型的KMV模型(改进后的KMV模型),评估1998—2004年间台湾地区上市与上柜公司于发生违约事件前1年的违约风险,并以Goldstein(1988)提出的对动态财务危机的定义作为取样标准。

实证发现,违约公司的Z-score与改进后KMV模型的违约距离皆显著低于正常公司,显示两种风险评估方法对于公司违约具有判别能力。而Z-score模型于发生违约前1年、前2年、前3年分类正确率分别为77.89%、66.66%、64.63%,显示距发生违约时点越远,正确率越低,然而在前3年的正确率也超过50%,与Altman(1968)的实证结果一致。其次,与台湾经济新报社对上市上柜公司的评级指标TCRI比较,Z-score、违约距离与TCRI三者间显著正相关,显示三者与违约风险的评估是一致的。横断面多元回归执行结果发现,Z-score、违约距离与资产市值呈正向关系,而与资产波动则呈负向关系,隐含资产市值越大,波动率越小,则公司违约可能性越低。最后,以检验力来比较模型预测能力时发现,在排除截断值50%以上的公司后,正确率超过50%,整体观察,Z-score在排除截断值70%以上的公司后,正确率超过50%,DD值则需在排除截断值60%以上的公司后,正确率才超过50%,而在排除截断值30%以上的公

司后,两者正确率则逐渐接近,两模型中 Z-score 模型具有较佳的预测能力。

比较 Altman (1968) 的 Z-score 模型与本文建构的 Z-score 模型,实证结果虽然一致,但分类正确率方面却有些不同,原因在于 Altman (1968) 的研究对象不是台湾市场,况且 Altman (1968) 使用的财务比率亦不能完全适用于台湾地区的证券市场。根据 Moody's 公司研究发现,以原始 KMV 模型评估的违约风险预测能力优于 Z-score 模型,然而在台湾实证结果并非如此。

参 考 文 献

- [1] Altman, E. I., 1968, Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy, *Journal of Finance*, 23, 589—609.
- [2] Altman, E. I., R. Haldeman, and P. Narayanan, 1997, “ZETA analysis: A new model to identify bankruptcy risk of corporations, *Journal of Banking and Finance*, 1, 64—75.
- [3] Altman, E. I., J. Hartzell, and M. Peck, 1995, A scoring system for emerging market corporate debt, Salomon Brohers, 15.
- [4] Altman, E. I., G. Macro, and F. Varetto, 1994, Corporate distress diagnosis: Comparison using linear discriminate analysis and neural network, *Journal of Banking and Finance*, 18, 505—529.
- [5] Black, F., and M. Scholes, 1973, Pricing of options and corporate liabilities, *Journal of Political Economy*, 81, 637—659.
- [6] Blum, M., 1974, Failure company discriminant analysis, *Journal of Accounting Research*, 12, 1—25.
- [7] Brigham, E. F., 1980, *Financial Management*, 4th ed., Hinsdale III: The Dryden Press.
- [8] Cox, J. C., J. E. Ingersoll, and S. A. Ross, 1985, A theory of the term structure of interest rates, *Econometrica*, 53, 385—408.
- [9] Deakin, E. B., 1972, A Discriminant analysis of predictors of business failure, *Journal of Accounting Research*, 10, 167—179.
- [10] Donaldson, G., 1985, Financial goals and strategic consequences, *Harvard Business Review*, 8, 57—60.
- [11] Duan, J. C., 1994, Maximum likelihood estimation using price data of the derivative contract, *Mathematical Finance*, 4, 155—167.
- [12] Duan, J. C., G. Gauthier, J. G. Simonato, and S. Zaanoun, 2003, Estimating Merton's model by maximum likelihood with survivorship consideration, University of Toronto working paper.
- [13] Duan, J. C., 2005, On the equivalence of the KMV and maximum likelihood methods for structural credit risk models, Working paper.
- [14] Ederington, L. H., 1985, Classification models and bond ratings, *Financial Review*, 20, 237—262.
- [15] Ericsson, J., and J. Reneby, 2005, Estimating structural bond pricing models, *Journal of Business*, 78, 707—735.

- [16] Falkenstein, E. , A. Boral, and L. Carty, 2000, *RiskCalc Private Model: Moodys Default Model for Private Firms*, Moody's Investors Service.
- [17] Giroux, G. A. , and C. E. Wiggins, 1984, An event approach to corporate bankruptcy, *Journal of Bank Research*, 23, 179—187.
- [18] Goldstein, A. S. , 1988, *Corporate Comeback*, John Wiley & Son, 24.
- [19] Hambrick, D. C. , and R. A. D'Aveni, 1988, Large Corporate Failures as Downward Spirals, *Administrative Science Quarterly*, 33, 1—23.
- [20] Jones, E. , S. Mason, and E. Rosenfeld, 1984, Contingent claims analysis of corporate capital structures: An empirical investigation, *Journal of Finance*, 39, 611—627.
- [21] Kealhofer, S. , 2003, Quantifying credit risk I: default prediction, *Financial Analyst Journal*, 59, 30—44.
- [22] Lau, A. H. , 1987, A five-state financial distress prediction model, *Journal of Accounting Research*, 25, 127—138.
- [23] Laitinen, E. K. , 1991, Financial ratios and different failure processes, *Journal of Business Finance and Accounting*, 18, 649—673.
- [24] Merton, R. , 1974, On the pricing of corporate debt, *Journal of Finance*, 29, 449—470.
- [25] Odom, M. D. , and R. Sharda, 1990, A neural network model for bankruptcy prediction, Proceedings of the IEEE International Conference on Neural Networks, 11163—11168, San Diego, CA, USA.
- [26] Pindyck, R. , 1993, Investments of uncertain cost, *Journal of Financial Economics*, 34, 53—76.
- [27] Rabinovitch, R. , 1989, Pricing stock and bond options when the default-free rate is stochastic, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, 447—457.
- [28] Ronn, E. I. , and A. K. Verma, 1986, Pricing risk-adjusted deposit insurance: An option-based model, *Journal of Finance*, 41, 871—895.
- [29] King, R. , 1986, Convertible bond valuation: An empirical test, *Journal of Financial Research*, 9, 53—69.
- [30] Vasicek, O. , 1977, An equilibrium characterisation of the term structure, *Journal of Financial Economics*, 5, 177—188.
- [31] Walters, J. E. , 1957, The determination of technical solvency, *Journal of Business*, 30, 30—45.
- [32] Wong, H. , and T. Choi, 2004, The Impact of default barrier on the market value of firm's asset, Chinese University of Hong Kong working paper.
- [33] Wilson, T. C. , 1997, Measuring and managing credit portfolio risk: part 1: Modelling systemic default risk, *Journal of Lending and Credit Risk Management*, 79, 61—72.
- [34] Zmijewski, M. E. , 1984, Methodological issues related to the estimation of financial distress prediction models, *Journal of Accounting Research*, 22, 59—86.

The Comparison of Forecasting Ability on Default Risk Using Z-score and Improved KMV Approach

Chang-wen Duan

(*Department of Banking and Finance, Tamkang University*)

Ken Hung

(*Sanchez School of Business, Texas A&M International University*)

Abstract The paper applies the accounting-base Z-score model and the modified KMV model to estimate the value of default risk in the year before default for Taiwanese listed firms from 1998 to 2004. The modified KMV model considers the interest rate with stochastic process approach. The dynamic definition of financial crisis proposed by Goldstein (1988) is adopted here for our sampling process. The sample of defaulted firms is matched up with the sample of normal firms with no default as the controlling firms. The empirical results show that the Z-score and the Default Distance (DD) of defaulted firms are significantly lower than those of the controlling firms. The paper clearly shows both the Z-score model and the modified KMV model demonstrate the discriminating power for defaulted firms. The accuracy of the Z-score model is 77.89% one year ahead forecast, 66.66% two year ahead forecast, and 64.63% three year ahead forecast. There is a positive correlation between TCRI indicator, Z-score, and DD. The forecasting outcome of these three measures is consistent. Second, the paper discovers that there is a positive correlation between the asset market value and the Z-score (DD) and there is a negative correlation between the volatility of asset market value and the Z-score (DD). It implied that the larger the asset market value, the smaller the volatility of the asset market value and hence the smaller the default risk. The Z-score model performs better than the modified KMV model in forecasting the defaulted firms publicly listed in Taiwan Stock Exchange (TWSE) and Taiwan Over-the-Counter Market (OTC) as evidenced by Table 9 in the paper.

Key Words Default risk, Distance to Default, KMV model, Power Test, Z-score

JEL Classification C13, C63, G00

配股对股票长期收益的影响 ——基于投资的实证研究

毛小元*

摘要 配股后股票长期收益低绩效的原因是什么? 本文以1999—2005年中国A股市场的配股公司为样本, 研究发现, 投资因子有助于解释配股后的“新股发行之谜”。进一步研究表明, 配股公司比没有配股的公司进行了更多的投资, 但二者的长期盈利能力没有显著性差异, 配股长期收益低绩效与盈利能力无关。本文首次把投资和融资结合起来, 有助于对公司行为的全面研究。

关键词 配股, 长期收益, 投资

一、引言

股权再融资对股票长期收益的影响一直是学术界和市场投资者非常关注, 但又颇具争议的热点问题之一。已有的文献发现了股权再融资后股票收益的低绩效现象(Loughran and Ritter, 1995; Spiess and Affleck-Graves, 1995), Loughran and Ritter把首次公开发行和股权再融资的长期低绩效现象统称为“新股发行之谜”(The new issues puzzle)。国内外有很多学者从信息不对称或者盈余管理的角度来解释这个现象(例如 Healy and Palepu, 1990; Loughran and Ritter, 1997; Teo, Welch, and Wong, 1998等)。近年来, 一些理论和实证文献(Zhang, 2005; Carlson, Fisher, and Giammarino, 2006)试图从投资的角度来研究股权再

* 毛小元, 金融学博士, 任职于中央汇金投资有限责任公司。通信地址: 北京市东城区朝阳门北大街1号新保利大厦16层; E-mail: maoxiaoyuan@gsm.pku.edu.cn。作者感谢北京大学光华管理学院杨云红老师和王亚平老师的指导以及匿名审稿人的评论和修改建议。

融资对股票长期收益的影响,并取得了丰富的成果。

Carlson, Fisher, and Giammarino(2006)在信息不对称的框架下引入了实物期权(real option)的思想,他们认为公司是现有资产(assets in place)和增长期权(expansion options)的综合体,公司投资项目可看作执行一个增长期权,增长期权是杠杆化的工具,执行期权导致其杠杆下降;如果实物投资(real investment)的资本来自于股权融资,那么公司在实物投资后风险和期望收益都会降低。Zhang(2005)在Cochrane(1991)首次研究发现实物投资与期望收益存在负相关的基础上,认为投资可能是“新股发行之谜”的主要驱动因素。

与Carlson, Fisher, and Giammarino(2006)和Zhang(2005)的理论分析一致,Lyandres, Sun, and Zhang(2008)从投资角度研究了美国市场上SEO对股票的长期收益的影响,他们发现,投资对新股发行后的长期收益具有显著的解释能力。由此,我们感兴趣的是,在我国证券市场上,配股对股票长期收益有什么影响?投资能否解释配股后的股票长期收益呢?

本文以1999—2005年成功实施配股的公司为样本,从投资的角度检验配股对股票长期收益的影响。本文的主要结论是:第一,根据投资比率构造的投资因子有助于解释配股后的长期低绩效。在样本期内,投资因子每个月能够获得平均0.30%的显著为正的收益,同时,在Fama-French三因子模型中加入投资因子后,其在原有模型下表现出来的异常收益将显著降低。第二,增加投资比率作为匹配基准后,买入-持有异常收益的幅度将显著降低。

与理论的预测一致,本文发现,在控制规模和账面市值比后,配股公司比没有配股的公司进行了更多的投资。样本期间内,配股公司在配股前一年的投资比率的中位数为14.52%,没有配股的公司投资比率的中位数为6.75%,较前者低7.77%($p=0.000$)。这种差异会一直持续到发行后五年才消失。本文同时还发现,配股公司和没有配股的公司长期盈利能力没有显著性差异。

下文的结构安排如下:第二节是研究假设和设计;第三节是数据;第四节是实证结果;第五节是进一步的证据,分析了为什么实物投资有助于解释配股的低绩效;最后一节是本文的小结。

二、研究假设和设计

基于投资视角对“新股发行之谜”的解释认为,新股发行后的低绩效是由于两种效应结合在一起驱动所致。第一,实物投资和期望收益之间存在负的相关

性,第二,如果公司为了实物投资而进行股权融资,那么进行融资的公司将获得比没有融资的公司更低的期望收益。本节具体阐述研究假设和研究设计。

(一) 研究假设

假设 1:实物投资和期望收益存在负相关。Cochrane(1991)从投资的 q -理论的角度推导发现投资和收益存在负相关。在他的模型中,当边际 q -值(也即额外一单位资本产生的未来现金流的净现值)比较高的时候,公司会进行更多的投资。在控制期望现金流之后,低的资本成本意味着高的 q -值。Carlson, Fisher, and Giammarino (2004)基于一个实物期权模型框架,认为扩张期权比现有资产具有更大的风险,实物投资使得扩张期权转变为风险相对较小的现有资产,从而降低了风险和期望收益。

上述的局部均衡模型启发我们可以把投资当作风险相关的特征。与此相比的是,一般均衡模型促使我们可以构造一个按照实物投资排序的零成本投资组合,作为度量横截面收益的系统性的共同因子。Gala(2005)构造了一个异质厂商一般均衡生产经济,在他的模型中,厂商提供消费保险(consumption insurance)的能力依赖于它通过资本投资缓冲商业周期冲击的能力。Pastor and Veronesi(2005)建立了一个带 IPO 的最优择时的一般均衡模型,在此模型中,IPO 热潮(wave)的产生部分是由于市场的期望收益下降所引起的。他们认为,IPO 公司的实物投资可以当作一个状态变量,高的投资意味着低的市场期望收益、高的总体盈利能力或者二者均有。

假设 2:如果公司为了实物投资而进行股权融资,那么配股公司将获得比没有配股的公司更低的期望收益。由于配股募集的资金大多数是用于投资,Zhang(2005)和 Carlson, Fisher, and Giammarino (2006)发现,SEO 公司比对照组公司获得更低的期望收益。从资产负债表来看,资金的来源必须等于资金的运用,那么配股公司与对照组公司相比很可能投资得更多并且获得更低的平均收益。更一般地说,类似的方法也可以用于分析 IPOs、可转债和直接债发行后的低绩效问题。

本文的研究假设基石之一即投资和收益的负相关关系,是在给定盈利能力水平下的条件下成立的。高的投资不仅可能由于低的资本成本所致,而且可能由于高的期望现金流(盈利能力)所致,盈利性好的公司比盈利性差的公司可以获得更高的平均收益(例如:Piotroski,2000;Fama and French,2006)。本文的实证结果显示,配股公司与对照组公司在投资上的差异,而不是在盈利能力上的

差异导致了“新股发行之谜”。

(二) 研究设计

为了验证投资假设的理论分析,本文使用投资因子(investment factor)作为股票收益的共同因子(commom factor),同时使用投资比率(investmen-to-asset ratio)作为匹配对照组的特征因素之一。

本文借鉴 Cochrane(1991),Zhang(2005),Carlson, Fisher, and Giammarino(2006)等的局部均衡模型(the partial equilibrium model)的方法,考察配股样本相对以投资比率匹配的对照组的股价表现,该模型认为通过以投资比率匹配方法计算的买入-持有异常收益(buy-and-hold abnormal return, BHAR)较以传统的匹配方法计算的异常收益幅度要小。

本文同时借鉴 Gala(2005),Pastor and Veronesi(2005)的一般均衡模型(the general equilibrium model)的方法,在传统的三因子模型的基础上加入了投资因子,该方法认为加入投资因子后的因子回归模型常数项的绝对值将减小。

沿着 Fama and French(1993,1996)的思路,本文把投资因子解释为横截面回归的一个共同因子。尽管 Fama and French 进一步研究后把 SMB 和 HML 因子解释为 ICAPM 或者 APT 中的某种风险因子,但我们并不需把投资因子局限于风险因子的解释。我们所借鉴的理论模型没有假定市场反应不足或者反应过度,同时,与规模和账面市值比不同,投资比率不牵涉股票的市场价值,从而也不易受市场的错误定价的影响。

三、数 据

本文选取 1999—2005 年所有在中国 A 股配股发行上市的公司为样本。数据来源于 Wind 数据库。考虑到财务数据和价格数据的可得性,我们剔除 1 家金融公司、12 家配股后终止上市公司,实际配股样本 462 个。其中,50 个公司在样本期间发生两次配股,占配股样本公司的 12.14%。表 1 是各年度配股发行样本分布,我们可以看到,配股主要集中在前三年(1999—2001 年),占总样本的 84.63%,后四年(2002—2005 年)配股发行很少,仅占样本的 15.73%。

表1 样本描述

年度	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Obs.	116	156	119	22	24	23	2
%	25.11	33.77	25.76	4.76	5.19	4.98	0.43

注:配股所属年份按照发行新股上市日期划分。Obs.为各年度配股样本数量,%为该年配股占总体样本的百分比。

本文构建三因子模型的样本数据来自CSMAR,包括1997年7月至2005年12月在中国沪深两市上市的A股,但剔除金融类公司^[1],剔除IPO后第一个月的数据,剔除账面价值为负的公司,剔除连续三个月没有交易的股票。

我们检验样本的规模(SIZE)和账面市值比(Book-to-market, BM)效应。首先,基于Fama and French(1993)的方法,对A股市场所有股票按照BM和SIZE排序后进行独立分组。样本区间是1998年7月至2005年7月。BM是第 $t-1$ 年年末的权益的账面价值除第 $t-1$ 年年末的市场价值,SIZE是第 t 年6月底的流通市场价值。按照BM值高低分组,从低到高的组别依次用1到5表示;按SIZE大小分组,从小到大的组别依次用1到5表示。BM和SIZE交叉分组后共形成25(5×5)个组合。组合的形成每年的6月底更新一次。

其次,根据上述25个组合的分界点,我们把462个样本分配到相应的组合中。表2报告了基于BM和SIZE的配股发行样本分布,其中A栏报告的是25个组合内的配股样本数量,B栏报告的是25个组合内的配股样本数量占总配股样本数量的百分比。从表中可以看出,配股样本在BM维度上分布比较均匀,但在SIZE维度上,样本分布呈单调趋势,更多的配股公司集中在大公司组合中,其中,规模最大一组的样本是129个,占总样本的27.92%,而规模最小一组的样本仅为45个,占总样本的9.74%。方差分析结果显示,SIZE、BM对应的 F 值5.17为0.26, p 值分别为0.0072和0.9003,说明从样本分布来看规模效应显著,账面市值比效应不显著。总的来说,我国配股的公司主要以大公司为主,这与Brav, Geczy, and Gompers(2000)观察到的现象相反。究其原因在于,中国证券市场中监管层在配股资格审核方面较为严格,相对而言,大公司更容易满足实施配股的条件。同时,中国证券市场中由大型国有企业经股份制改造而设立的上市公司比重较高,受政府宏观经济政策和导向的影响,一些具有政府背景的大型上市公司,更易于获准配股。

[1] Fama and French(1992)认为由于金融类企业自身的经营特点,其财务杠杆远高于非金融类企业的财务杠杆,因此在同非金融类企业对比时,易被归类为出现了财务困境的企业,所以予以剔除。

表 2 基于 BM 和 SIZE 的配股发行样本分布

规模 SIZE	账面市值比 BM 分组					总计
	1	2	3	4	5	
A 栏配股股票数						
1	12	17	6	8	2	45
2	12	19	17	17	11	76
3	13	15	15	32	21	96
4	16	20	28	28	24	116
5	33	29	21	16	30	129
总计	86	100	87	101	88	462
B 栏配股百分比						
1	2.60	3.68	1.30	1.73	0.43	9.74
2	2.60	4.11	3.68	3.68	2.38	16.45
3	2.81	3.25	3.25	6.93	4.55	20.78
4	3.46	4.33	6.06	6.06	5.19	25.11
5	7.14	6.28	4.55	3.46	6.49	27.92
总计	18.61	21.65	18.83	21.86	19.05	100.00

再次,根据上述分组,计算各组内样本配股公司的发行毛收入资产比(new issue-to-assets)。发行毛收入资产比等于配股发行的毛收入(未剔除发行费用等)与配股前一年账面总资产的比率。表 3 报告了 25 个组合的发行毛收入资产比情况,其中 A 栏报告了发行毛收入资产比的均值,B 栏报告了发行毛收入资产比的中位数。从中可以看到,无论是基于平均值还是基于中位数比较,成长型(账面市值比低)配股公司的毛收入资产比都要比价值型(账面市值比高)配股公司要高。而从公司规模的角度来看,不同组合的毛收入资产比并没有明显的变化趋势,这可能和我国的配股监管政策中控制发行规模的规定有关。^[2]

表 3 发行毛收入资产比

规模 SIZE	账面市值比 BM 分组					总计
	1	2	3	4	5	
A 栏平均值						
1	0.3633	0.2381	0.1991	0.1693	0.1526	0.2503
2	0.3555	0.2266	0.2881	0.2054	0.1775	0.2489
3	0.3863	0.2289	0.2075	0.2001	0.1556	0.2212
4	0.2970	0.2740	0.2607	0.2564	0.1909	0.2525
5	0.4730	0.2902	0.2250	0.2205	0.1647	0.2885
总计	0.3954	0.2568	0.2440	0.2174	0.1710	

[2] 比如说,2001 年 2 月 25 日证监会发布的《上市公司新股发行管理办法》规定“一次配股总数,原则上不超过前次发行并募足股份后股本总额的 30%”。

(续表)

规模 SIZE	账面市值比 BM 分组					总计
	1	2	3	4	5	
	B 栏中位数					
1	0.3554	0.2154	0.1714	0.1595	0.1526	0.2102
2	0.3842	0.2226	0.1951	0.2192	0.1883	0.2130
3	0.3055	0.1992	0.1878	0.1762	0.1509	0.1898
4	0.2782	0.2354	0.2469	0.2202	0.1599	0.2252
5	0.3318	0.2430	0.2005	0.1408	0.1367	0.2196
总计	0.3085	0.2233	0.2005	0.1784	0.1501	

四、实证结果

(一) 因子回归

1. “新股发行之谜”

度量长期绩效的方法很多,比如累计超额收益(Cumulative abnormal returns, CAR)、买入-持有收益(buy-and-hold returns, BHR)以及因子回归(Factor regression)等。由于近年来的已有文献对使用 CAR 以及 BHR 方法来获得无偏推断提出了较多的质疑^[3],本文根据 Ritter(2003)的方法,运用 Fama and French(1993)三因子回归模型的 *Jensen alphas* 来度量配股后的绩效。在因子回归模型中,被解释变量是配股投资组合相对 1 个月的无风险利率的组合超额收益。配股投资组合分别由组合形成前 12 个月内和 24 个月内实施了配股的股票组成。

表 4 的 A 栏报告了前 12 个月内配股的股票组合的因子回归结果。结果显示,CAPM 回归的常数项是 -0.79%,相应的 t 值为 -2.17,在 5% 的水平下显著;三因子模型的常数项是 -0.65%,相应的 t 值为 -1.73,在 10% 的水平下显著。也就是说,配股后一年的收益平均每月下降了 -0.65%,一年下降了 -7.3%。类似地,表 4 的 B 栏报告了前 24 个月内配股的股票组合的因子回归结果。结果显示,CAPM 回归的常数项是 -0.47%,相应的 t 值为 -2.05,在 5% 的水平下显著;三因子模型的常数项是 -0.30%,相应的 t 值为 -1.29,统计意义上不显著。总之,配股公司股票一年内存在低绩效,这种低绩效在经济意义和统计意

[3] Barber and Lyon(1997), Fama(1998), Mitchell and Stafford(2000)等讨论了运用买入-持有收益度量的无偏估计显著性水平的问题;Schultz(2003)等讨论了 CAR 的估计问题。

义上均显著,而配股公司股票两年内是否存在低绩效依赖于基准模型的选择。

表 4 配股投资组合超额收益对因子的日历时间回归

	A 栏		B 栏	
	CAPM	Fama-French	CAPM	Fama-French
α	-0.0079** (-2.17)	-0.0065* (-1.73)	-0.0047** (-2.05)	-0.0030 (-1.29)
MKT	1.0394*** (18.32)	1.0214*** (17.69)	1.0222*** (29.02)	1.0209*** (29.14)
SMB		0.1042 (0.76)		-0.0383 (-0.46)
HML		-0.2880* (-1.95)		-0.2371** (-2.65)
Adj. R^2	0.8501	0.8560	0.9345	0.9399

注:本表报告了配股投资组合超额收益对因子的日历时间回归的结果。A 栏和 B 栏投资组合分别由组合形成前 12 个月内和 24 个月内实施了配股的股票组成。MKT 是 A 股所有上市公司股票价值加权的市场收益率减去无风险利率(本文中用三个月存款利率折算)后的市场超额收益率;SMB(small minus big)是每个月最小的公司和最大的公司收益率的差异,HML(high minus low)是每个月 BM 最高的组合和 BM 最低组合收益率的差异。表中报告了配股加权收益率的回归结果。括号内为系数所对应的 t 值。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著。

2. 构造投资因子

为了检验投资假设,本文在传统的因子模型基础上加入了一个新的投资因子。这个投资因子是通过控制 SIZE 和 BM 后,买进投资比率最低的 30% 的股票,同时卖出投资比率最高的 30% 的股票而构造一个零成本组合(Zero-cost portfolio)。

具体来说,本文根据 Lyandres, Sun, and Zhang(2008)中的定义,用固定资产(Property, Plant, and Equipment, PPE)和存货的年度变化与前一年资产的账面价值的比值来度量投资比率,其中,使用固定资产的变化来度量对房屋、机器、家具以及其他设备等长期资产的投资,使用存货的变化来度量对日常经营运作所需的商品、原材料以及在产品等短期资产的投资;然后,按照 Fama and French(1993)的方法,在每年的 6 月底,对 SIZE、BM 以及投资比率 $2 \times 3 \times 2$ 独立升序分组后,通过交叉分组,得到 12 个组合。我们定义 p_{ijk} 为第 i 个 SIZE 组、第 j 个 BM 组以及第 k 个投资比率组交叉形成的组合的价值加权收益率,那么,投资因子为低投资比率组合的平均收益与高投资比率组合的差值,即

$$INV = \frac{1}{6} \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^3 p_{ij1} - \frac{1}{6} \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^3 p_{ij2}。$$

3. 加入投资因子的因子回归

按照上一步构造了投资因子之后,我们在传统的 CAPM 和 Fama-French 三因子模型的基础上增加投资因子,重复第 1 步的工作,回归结果如表 5 所示。

表 5 加入投资因子后配股投资组合超额收益对因子的日历时间回归

	A 栏		B 栏	
	CAPM	Fama-French	CAPM	Fama-French
α	-0.0068 *	-0.0055	-0.0034	-0.0023
	(-1.79)	(-1.49)	(-1.48)	(-1.03)
MKT	1.0643 ***	1.0491 ***	1.0496 ***	1.0390 ***
	(17.71)	(18.04)	(28.96)	(29.60)
SMB		0.3365 **		0.1127
		(1.89)		(1.04)
HML		-0.2220		-0.1942 **
		(-1.50)		(-2.17)
INV	-0.3180	-0.6640 *	-0.3517 **	-0.4315 **
	(-1.21)	(-1.94)	(-2.22)	(-2.09)
$ \Delta\alpha / \alpha $	14%	15%	28%	23%
Adj. R^2	0.8513	0.8628	0.9386	0.9433

注:本表报告了配股投资组合超额收益对因子的日历时间回归的结果。相关变量说明参见表 4,表中,INV 是根据 SIZE、BM 以及投资比率 $2 \times 3 \times 2$ 独立分组后,投资比率小和投资比率大的收益率的差异。表中报告了配股加权收益率回归结果。括号内为系数所对应的 t 值。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著。

表 5 的 A 栏报告了加入投资因子后前 12 个月内配股的公司投资组合的因子回归结果。结果显示,CAPM 回归的常数项是 -0.68%,相应的 t 值为 -1.79,在 10% 的水平下显著,虽然常数项仍然显著,但是无论从绝对值的大小还是对应的 t 值上均有所降低;三因子模型的常数项是 -0.55%,相应的 t 值为 -1.49,在 10% 的水平下已经不显著。类似地,表 5 的 B 栏报告了加入投资因子后前 24 个月内配股公司的投资组合的因子回归结果。结果显示,CAPM 回归的常数项是 -0.34%,相应的 t 值为 -1.48,在 10% 的水平下不显著;三因子模型的常数项是 -0.23%,相应的 t 值为 -1.03,统计意义上仍不显著,而且常数项的绝对值的大小和对应的 t 值均有所降低。总之,加入了投资因子后的定价模型,能够比较好地解释在原有定价模型下度量的长期低绩效现象,其中,对一年内的低绩效程度显著下降,两年内不存在低绩效。

(二) 买入-持有异常收益

从上一小节中可以看到,投资因子对配股投资组合的收益有一定的解释能

力。我们同时检验作为匹配特征因素的投资比率的作用。我们根据 Lyon, Barber, and Tsai (1999) 的方法运用买入-持有异常收益 (BHAR) 方法度量异常收益。

我们用两种配对方法构造的投资组合收益作为比较基准。第一种是以规模和账面市值比配对交叉形成的投资组合收益作为比较基准,其满足两个条件:(1) 对照组的组成公司在组合形成前 24 个月内没有发生配股或增发;(2) 按规模和账面市值比二维交叉分组后,对照组的组成公司与配股样本归属于同一个组。第二种是以规模、账面市值比以及投资比率交叉形成的投资组合收益作为比较基准,其满足两个条件:(1) 对照组的组成公司在组合形成前 24 个月没有发生配股或者增发;(2) 按规模、账面市值比和投资比率三维交叉分组后,对照组的组成公司与配股样本归属于同一个组,其中,我们使用了所有公司可得的投资比率数据计算投资比率的分位点。

由于 Lyon, Barber, and Tsai (1999) 的方法可能受新上市偏误 (new listing bias)、重新调整偏误 (rebalancing bias) 以及偏态偏误 (skewness bias) 的影响^[4], 因此,对于每个样本事件,我们在其配股发行的当月确定其对照组以及对照组所包括的公司。为了控制重新调整偏误的影响,对照组一旦确定,其组合的组成在持有期内不进行调整(除非持有期内公司退市)。与 Lyon 等一致,我们使用未退市公司的平均月度收益代替退市公司的收益。

图 1 是配股组在发行三年内买入-持有异常收益的对比图。我们发现,采取两种匹配基准的 12 个月的 BHAR 分别为 -6.13% 和 -5.18%, 24 个月的 BHAR 分别为 -6.99% 和 -5.76%, 36 个月的 BHAR 分别为 -6.27% 和 -5.13%。在新的基准下度量的 BHAR 比原基准下度量的 BHAR 幅度平均减小 1.11%, 在统计上显著。

正如在 Barber and Lyon (1997), Fama (1998) 和 Mitchell and Stafford (2000) 所指出的,使用买入-持有收益方法进行无偏推断尚存在未能解决的困难,这些困难可能是导致日历时间和事件时间两种方法计算的配股长期收益差异的原因。

[4] 新上市偏误源于在计算股票长期后市收益时,计算基准收益的投资组合中包括新上市公司;重新调整偏误则是由于在计算基准投资组合收益时,会定期重新调整投资组合的组成公司,而在计算配股组合收益时却未定期重新调整组成公司所致;偏态偏误源于股票长期异常收益常呈正偏态。一般来说,在统计检验中,新上市偏误带来正的偏误,而重新调整偏误和偏态偏误带来负的偏误,具体可以参见 Lyon, Barber, and Tsai (1999)。

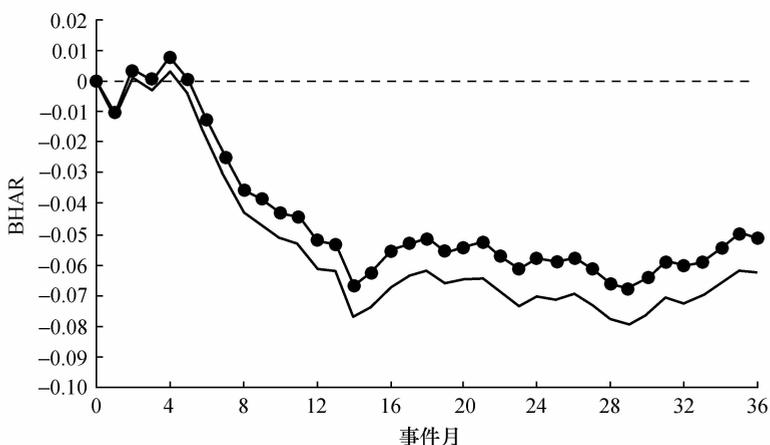


图1 配股组在发行后三年内买入-持有异常收益(BHAR)

注:本图报告的是配股后的买入-持有异常收益(BHAR)。实线代表的是相对于控制规模和账面市值比的配对组合的买入-持有异常收益,虚线代表的是相对于控制规模、账面市值比以及投资比率的配对组合的买入-持有异常收益。

五、进一步的证据:

为什么实物投资有助于解释配股的低绩效

为什么实物投资有助于解释配股的低绩效呢?本节试图探讨其背后的原因。我们检验了配股公司相对于以规模和账面市值比配对的非配股对照组的投资行为和盈利能力。结果显示,在发行的时候,配股公司比没有配股的对照组公司投资的更多,两类公司的投资比率差异直到组合形成第五年才消失;而长期盈利能力上的差别并不显著。

(一) 实物投资

为了确定配股发行公司的对照组,我们在每年的6月底根据SIZE和BM按 2×3 独立分成6组,以所有与配股样本处于同一个组内且在前24个月内未进行增发或配股的公司构成的组合为对照组。在确定了对照组后,我们比较配股公司投资比率中位数和对照组的投资比率中位数的差异。

表6报告了配股发行五年内样本公司和对照组投资比率中位数的比较。从中我们可以看到,在配股当年(也即0年)配股组的投资比率中位数为0.15,大大高于对照组的投资比率中位数0.07,Wilcoxon符号秩检验Z值为9.69,在

1%水平下显著;在配股后的第二年,配股组的投资比率中位数仍达0.09,远高于对照组的0.04,Wilcoxon符号秩检验 Z 值8.15,在1%水平下显著;尽管配股组的投资比率下降比较快,但是配股组与对照组投资比率的显著差异一直持续到第四年(第四年的Wilcoxon符号秩检验 Z 值为1.99,在5%水平下显著);最后,这种差异在第五年才消失。

表6 配股组与对照组投资比率比较

		0	1	2	3	4	5
投资比率 (%)	配股组	14.519	11.132	8.698	6.327	4.173	3.613
	对照组	6.747	5.145	4.057	3.558	3.365	3.913
	差距	7.772	5.986	4.640	2.769	0.808	-0.300
	Z 值	9.692***	7.883***	8.153***	5.534***	1.990**	-0.117

注:(1)配股当年为“0”,之前一年为“-1”,之后一年为“1”,依此类推;
 (2)由于指标一般不呈正态分布,故采用中位数进行分析;
 (3)差距=配股组中位数-对照组中位数;
 (4)本文用 Z 检验(双尾)即Wilcoxon符号秩检验比较配股组和配股对照组有无显著性差异,***、**、*表示在1%、5%、10%水平下显著。

我们从另外一个角度来考察配股样本的投资比率。首先,在每年6月底根据所有未配股或增发的公司投资比率的大小把排序分为五组,得到四个分位点(the decile breakpoint),然后根据分位点把配股样本分配到相应的组。结果见表7。

表7 配股样本按照投资比率的分布

	1	2	3	4	5
Obs.	48	68	100	112	134
%	10.39	14.72	21.65	24.24	29.00
Chi-Square	21.29				

注:(1)在每年6月底根据投资比率的大小把所有未配股或增发的公司排序分为五组,得到四个分位点,然后根据分位点把配股样本分配到相应的组;(2)投资比率从小到大五个组分别以数字1—5列示。

表7报告了配股样本在五个组合内数量的分布和占总配股样本的比例。我们可以看到,在最高的投资比率组的样本为134个,占总数的29%,而在最低的投资比率组的样本仅为48个,占总数的10.39%。对表7的配股样本表进行卡方检验,Chi-Square值为51.29,相应的 p 值为0.0000,也就是说,五个组的样本数分布差异是显著的。综上,我们得到结论,高投资比率公司相对于低投资比率公司更多地进行配股,这与我们的假设是一致的。

我们的结果是对 Loughran and Ritter (1997) 的补充, Loughran and Ritter (1997) 将投资比率定义为资本支出 (capital expenditure) 与研发费用 (R&D expense) 之和与账面资产的比率, 并发现在发行后四年内 SEO 公司比对照组公司具有更高的投资比率。值得一提的是, 在 Loughran and Ritter (1997) 的图 1 中, 发行后两年内样本组与对照组的投资比率分别是大约 10% 和 6.5%, 而我们的结果证实这种差异主要是由实物投资导致的 (因为本文的投资比率定义中不包括研发费用)。

这种差异在理论上具有十分重要的意义。本文的研究是基于 Zhang (2005) 和 Carlson, Fisher, and Giammarino (2006) 的理论模型, 这些理论模型在研究平均收益和实物投资的关系时, 实物投资中并没有包括研发。与投资比率和平均收益的负相关关系不一样的是, 研发资产比率和平均收益是呈正相关的 (例如: Chan, Lakonishok, and Sougiannis, 2001; Eberhart, Maxwell, and Siddique, 2004)。Chu (2005) 对此给出的解释是研发支出将产生风险性扩张期权, 而实物投资则是把风险性扩张期权转化为风险更小的现有资产。

(二) 盈利能力

我们考察并比较了样本和对照组配股后五年的盈利能力。我们分别用资产收益率 (ROA)、净资产收益率 (ROE) 以及主营业务利润率作为盈利能力的代理变量, 描述了样本和对照组的盈利能力的中位数的变化, 具体结果见表 8。

从表 8 中可以看到, 在配股当年, 样本组的 ROA 中位数为 6.66%, 相应的对照组的中位数为 5.12%, 差值为 1.55%, Wilcoxon 符号秩检验 Z 值为 10.05, 在 1% 水平下显著。在配股后的第 1 年差值有所增加, 之后差值逐渐缩小, 到配股后第 4 年, 样本和对照组的 ROA 已经没有差异。

从配股组与对照组的 ROE、主营业务利润率的比较中, 我们可以看到相似的情况。在配股当年, 样本组的 ROE 中位数为 10.73%, 相应的对照组的中位数为 9.62%, 差值为 1.11%, Wilcoxon 符号秩检验 Z 值为 8.91, 在 1% 水平下显著; 样本组的主营业务利润率中位数为 22.39%, 相应的对照组的中位数为 20.08%, 差值为 2.31%, Wilcoxon 符号秩检验 Z 值为 4.84, 在 1% 水平下显著。在配股后的第 1 年, ROE 和主营业务利润率的差值均有所增加, 但是从配股后的第 2 年开始, ROE 和主营业务利润率的差值均不显著, 值得一提的是, 配股后的第 5 年, 对照组主营业务利润率超过了样本组并且在统计意义上显著。

表8 配股组和配股对照组每年业绩比较

		0	1	2	3	4	5
ROA (%)	配股组	6.662	6.654	5.176	3.814	2.530	2.066
	对照组	5.116	4.440	4.017	3.402	2.619	2.406
	差距	1.546	2.213	1.159	0.412	-0.089	-0.340
	Z值	10.052***	10.911***	5.360***	2.796***	0.016	-1.310
ROE (%)	配股组	10.729	11.157	7.580	6.616	5.965	4.241
	对照组	9.616	8.838	7.517	6.417	5.897	5.740
	差距	1.112	2.319	0.063	0.198	0.068	-1.499
	Z值	8.909***	11.119***	0.365	1.526	0.412	-2.350**
主营业务 利润率 (%)	配股组	22.394	24.654	23.022	21.816	20.060	18.630
	对照组	20.081	22.066	22.635	22.754	22.040	21.176
	差距	2.313	2.589	0.387	-0.938	-1.980	-2.546
	Z值	4.842***	3.808***	0.536	-0.602	-1.346	-2.789***

注:(1) 配股当年为“0”,之前一年为“-1”,之后一年为“1”,依此类推;

(2) 由于指标一般不呈正态分布,故采用中位数进行分析;

(3) 差距 = 配股组中位数 - 对照组中位数;

(4) 本文用Z检验(双尾)即Wilcoxon符号秩检验比较配股组和配股对照组有无显著性差异,***、**、*表示在1%、5%、10%水平下显著。

综合以上分析,我们发现配股样本相对于对照组具有较强的盈利能力,但是其盈利能力的差异在幅度和持续时间上远远小于相应的投资比率差异。

以上的实证结果证实了我们的假设。正如前文所述,较高的投资不仅可能由低的资本成本所致,而且可能由高的盈利性所致。进一步说,盈利性好的公司能获得更高的平均收益(Piotroski,2000;Fama and French,2006)。样本公司和对照组的投资比率的差异有助于解释配股后的长期低绩效,但盈利能力差异的作用恰好相反。实证结果显示,投资比率的差异在数量上比盈利能力的差异更加重要。

六、小 结

实物投资是导致配股的“新股发行之谜”的重要驱动力量。根据投资比率构造的投资因子获得每个月平均0.30%的显著为正的收益。另外,配股公司比没有配股的对照组公司进行更多的实物投资。结果显示,在传统的三因子回归中加入投资因子后,模型有助于解释配股的低绩效。

毛小元等(2008)实证发现中国市场上的配股发行主要集中在大公司中,并

认为这些公司股票的低绩效只是反映了 Fama and French(1993)的公司规模效应和账面市值比效应。本文的证据显示,大公司和配股公司比其他类型的公司的投资比率都要高,实物投资很可能是这些公司低绩效背后的最原始驱动力量。Carlson, Fisher, and Giammarino(2005)发现市场的 beta 值在 SEO 前增加,在 SEO 后降低。本文的研究与他们不同,我们并不使用条件 CAPM(the conditional CAPM)的框架,只在传统的因子模型基础上加入了投资因子。

本文的实证研究给 Zhang(2005)和 Carlson, Fisher, and Giammarino(2006)的理论模型提供了支持,尽管不能排除模型错误定价的可能,但本文的研究作为一个初步的尝试,将融资和投资较为巧妙地综合在一起考虑,有一定的理论和实践意义。

参考文献

- [1] 毛小元、陈梦根、杨云红,2008,配股对股票长期收益的影响:基于改进三因子模型的研究,《金融研究》,第5期,第114—129页。
- [2] Barber, B., and J. Lyon, 1997, Detecting long-run abnormal stock returns: The empirical power and specification of test statistics, *Journal of Financial Economics*, 43, 341—372.
- [3] Brav, A., C. Geczy, and P. A. Gompers, 2000, Is the abnormal return following equity issuances anomalous?, *Journal of Financial Economics*, 56, 209—249.
- [4] Carlson, M., A. Fisher, and R. Giammarino, 2004, Corporate investment and asset price dynamics: Implications for the cross-section of returns, *Journal of Finance*, 59(6), 2577—2603.
- [5] Carlson, M., A. Fisher, and R. Giammarino, 2005, SEOs, real options, and risk dynamics: Empirical evidence, Working paper, University of British Columbia.
- [6] Carlson, M., A. Fisher, and R. Giammarino, 2006, Corporate investment and asset price dynamics: Implications for SEO events studies and long-term performance, *Journal of Finance*, 61(3), 1009—1034.
- [7] Chan, L. K. C., J. Lakonishok, and T. Sougiannis, 2001, The stock market valuation of research and development expenditures, *Journal of Finance*, 56, 2431—2456.
- [8] Chu, Y., 2005, R&D, capital investment, and stock returns, Working paper, University of Rochester.
- [9] Cochrane, J. H. 1991, Production-based asset pricing and the link between stock returns and economic fluctuations, *Journal of Finance*, 46, 209—237.
- [10] Eberhart, A. C., W. F. Maxwell, and A. R. Siddique, 2004, An examination of long-term abnormal stock returns and operating performance following R&D increases, *Journal of Finance*, 59(2), 623—650.
- [11] Fama, E., 1998, Market efficiency, long-term return, and behavioral finance, *Journal of Financial Economics*, 49, 283—306.

- [12] Fama, E. , and K. French, 1993, Common risk factors in the returns of stocks and bonds, *Journal of Financial Economics*, 33, 3—55.
- [13] Fama, E. , and K. French, 1996, Multifactor explanations of asset pricing anomalies, *Journal of Finance*, 51, 55—84.
- [14] Fama, E. , and K. French, 2006, Profitability, investment, and average returns, *Journal of Financial Economics*, 82, 491—518.
- [15] Gala, V. D. , 2005, Investment and returns, Working paper, University of Chicago.
- [16] Healy, P. M. , and K. G. Palepu, 1990, Earnings and risks changes surrounding primary stock offers, *Journal of Accounting Research*, 28, 25—48.
- [17] Loughran, T. , and J. Ritter, 1995, The new issues puzzle, *Journal of Finance*, 50, 23—51.
- [18] Loughran, T. , and J. Ritter, 1997, The operating performance of firms conducting seasoned equity offerings, *Journal of Finance*, 52, 1823—1850.
- [19] Lyandres, E. , L. Sun, and L. Zhang, 2008, The new issues puzzle: Testing the investment-based explanation, *Review of Financial Studies*, 21, 2825—2855.
- [20] Lyon, J. , B. Barber, and C. Tsai, 1999, Improved methods for tests of long run abnormal stock returns, *Journal of Finance*, 54, 165—202.
- [21] Mitchell, M. , and E. Stafford, 2000, Managerial decisions and long-term stock price performance, *Journal of Business*, 73, 287—329.
- [22] Pastor, L. , and P. Veronesi, 2005, Rational IPO waves, *Journal of Finance*, 60, 1713—1757.
- [23] Piotroski, J. D. , 2000, Value investing: The use of historical financial statement information to separate winners from losers, *Journal of Accounting Research*, 38, 1—51.
- [24] Ritter, J. R. , 2003, Investment banking and securities issuance, in G. M. Constantinides, M. Harris and R. Stulz eds. , *Handbook of the Economics of Finance*, Elsevier B. V.
- [25] Schultz, P. , 2003, Pseudo market timing and the long-run underperformance of IPOs, *Journal of Finance*, 58, 463—517.
- [26] Spiess, D. K. , and J. Affleck-Graves, 1995, Underperformance in long-run stock returns following seasoned equity offerings, *Journal of Financial Economics*, 38, 243—267.
- [27] Teo, S. H. , I. Welch, and T. J. Wong, 1998, Earnings management and the post-issue underperformance in seasoned equity offerings, *Journal of Financial Economics*, 50, 63—99.
- [28] Zhang, L. , 2005, Anomalies, NBER working paper 11322.

Long-run Return Performance Following Listed Rights Offering: From Investment Perspective

Xiaoyuan Mao

(*Central Huijin Investment Ltd.*)

Abstract What is the reason for the underperformance following rights offering? Using the data of listed rights offering from 1999 to 2005, we find that adding a return factor based on real investment into standard calendar-time regressions contributes to explain the new issues puzzle. Further study shows that issuers invest much more than non-issuers, and issuers are more profitable than matching non-issuers, but the profitability spread between them is not significant and thus the underperformance is nothing to do with profitability. In addition, this paper tries to link financing with investment, which will help us to overall understand the behavior of firms.

Key Words Rights Offering, Long-run Return, Investment

JEL Classification G12, G14, G30

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		电 话	
订 阅 年 度	<input type="checkbox"/> 2010 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》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。请勿在信中夹寄钱物。

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。