

图书在版编目(CIP)数据

金融学季刊(第4卷·第1期)/徐信忠,刘力,朱武祥主编. —北京:北京大学出版社,2008.4

ISBN 978-7-301-13674-4

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(2008)第053952号

书 名: 金融学季刊(第4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

标准书号: ISBN 978-7-301-13674-4/F·1889

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 157千字

2008年4月第1版 2008年4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/台湾大学
胡金焱/山东大学	吴军/对外经贸大学
金雪军/浙江大学	杨胜刚/湖南大学
李心丹/南京大学	叶永刚/武汉大学
刘少波/暨南大学	曾勇/电子科技大学
柳永明/上海财经大学	张华/香港中文大学
陆军/中山大学	张荔/辽宁大学
马君潞/南开大学	张维/天津财经学院
裴平/南京大学	张新/中国人民银行
史永东/东北财经大学	周春生/北京大学
唐齐鸣/华中科技大学	朱新蓉/中南财经政法大学
万解秋/苏州大学	

编辑部

张峥 张燕 魏聃

金融学季刊

2008 年 第 4 卷 第 1 期

目 录

现金分红与我国股票权证的理论价值	汪 浩 (1)
IPO 定价:投资银行会逆对风向吗?	贾春新 高培道 (19)
我国证券投资基金动量交易行为的 实证研究	杨胜男 邓可斌 (38)
交叉上市证券的价格差异.....	杨 婷 徐信忠 杨云红 (54)
随机仿射环境下的股指期货定价	徐 爽 姚长辉 (91)
多维流动性因子与资产定价模型	陈 莹 (110)

Quarterly Journal of Finance

Vol. 4, No. 1, 2008

CONTENTS

Cash Dividend and the Value of Chinese Stock Warrants	Hao Wang (1)
IPO Pricing: Are the Underwriters Leaning against the Wind?	Chunxin Jia Peidao Gao (19)
A Study on Securities Investment Funds' Invest Behaviors of Momentum Trading: Evidence from China	Shengnan Yang Kebin Deng (38)
Multimarket Trading and Price Differences	Ping Yang Xinzhong Xu Yunhong Yang (54)
Stock Index Futures Pricing in Stochastic Affine Environments	Shuang Xu Changhui Yao (91)
Multi-Dimension Liquidity Factor and Asset Pricing Model	Ying Chen (110)

现金分红与我国股票权证的理论价值

汪 浩^{*}

摘 要 我国的股票权证的行权价格随标的股票的现金分红而作相应调整,而在国际主要证券市场上交易的期权和权证一般不作该调整。本文发现,如果考虑到现金分红但套用标准的 Black-Scholes 公式,会低估我国认购权证,高估我国认沽权证的价值;如果忽略标的公司的现金分红,标准 Black-Scholes 公式则会高估我国权证,尤其是认沽权证的价值。本文讨论如何对 Black-Scholes 公式进行修改,以正确计算我国权证的理论价值。

关键词 股票权证,衍生品定价,股权分置改革,现金分红

一、引 言

在经济发达的国家和地区,衍生产品的交易在经济生活中往往具有很大影响,金融机构、企业和个人根据各自面临的风险性质和预期收益情况,创设了大量基于不同标的(如股票、债券、外汇、大宗商品、价格指数,甚至体育比赛等)的衍生产品,并在各类市场尤其是柜台市场(OTC)上进行交易。期权(option)和权证(warrant)是衍生产品中非常重要的项目。关于期权价值的研究始于法国数学家 Bachelier (1900)。目前人们普遍采用 Black-Scholes 公式(Black and Scholes, 1972, 1973)来计算期权的价值,在假设标的产品的期末回报率服从自然对数正态分布(lognormal distribution)等条件下,该公式分别给出买入期权(call)和卖出期权(put)的理论价值。

在我国的股权分置改革中,部分上市公司的股改方案中包含向流通股股东赠送认购或认沽权证的内容,由此产生了相当数量的股票权证在我国内地的证券市场上流通。我国的权证与国际主要证券市场中的期权或权证有很大不同。首先,我国证券交易所一般要求股票权证根据标的股票的现金分红相应调整行

^{*} 汪浩,北京大学中国经济研究中心副教授。通信地址:北京大学中国经济研究中心 623 室, 100871。E-mail: hwang@ccer.edu.cn。作者非常感谢陈国玲和一位匿名审稿人的修改建议,文责自负。

权价格,而国际证券市场上的类似产品一般不作该调整。常用的 Black-Scholes 公式也假设行权价格不随标的股票的现金分红调整,所以不适用于我国的权证。其次,我国目前的权证是股权分置改革的产物,是由标的公司原非流通股股东创设并免费赠送给原流通股股东的,因此权证的价值与原非流通股股东的利益有关,而国外的期权与标的公司股东一般没有必然的利益关系。最后,我国权证缺乏套利机制,因为普通投资者不可以随意创设并出售权证。不过我国已开始“创设备兑权证”的试点,即允许符合条件的金融机构在已有权证品种的基础上创设新的权证份额并在市场上出售,这在一定程度上提供了一个套利的手段,有利于遏制权证市场的过度投机。

国外 20 世纪 70 年代前后的期权产品,尤其是在柜台交易的期权品种,其行权价格一般也会随标的股票的现金分红而下调,具体方法是把旧的行权价格减去每股现金分红作为新的行权价格,这种调整方式在当时被称为“分红保护”(dividend protection)。可是 Merton(1973)证明,这种“分红保护”只是部分而非完全保护了期权投资者的期末收益(payoffs)。在假设分红不影响股票投资回报的情况下,Merton 给出了可以完全保护期权投资者期末收益的调整方案。如果记 X 为期权的原行权价格, v 为标的股票的每股现金分红, S 为除息后标的股票价格,那么当时实行的“分红保护”是在现金分红后将期权的行权价格下调为 $X - v$,而 Merton 给出的完全保护方案是将一份期权的行权比例,即每一份权证对应的股票股数上调为 $1 + \frac{v}{S}$,同时将行权价格下调为 $\frac{S}{S+v}X$ 。在 Merton 的方案下,Black-Scholes 公式的适用性不会受到现金分红的影响。在我国股票权证采用的分红保护方案中,行权价格的下调方式与 Merton 方案相同,但是不调整行权比例。另外,Geske, Roll and Shastri(1983)在他们的研究短文中,估计了当以 $X - v$ 作为新行权价格时,美式期权和相应的无现金分红条件下的期权的理论价值的区别。

在国内相关文献中,谢兵华和林志毅(2005)讨论了标的公司的股票除权和除息后,权证行权价格的不同调整方式对权证投资者利益的影响,认为目前我国市场上权证行权价格和行权比例随标的股票除权的调整方案保护了权证投资者的利益。他们还提到,当标的股票公司派息后,仅调整权证的行权价格而不调整行权比例会使认购权证和认沽权证的价值均下跌。我们注意到这个结论是在假设投资者事前没有预期到标的公司的派息的前提下成立。焦健(2005)以长江电力权证为例,给出修正后的 Black-Scholes 公式来计算具有中国特色的认股证的理论价值。焦健的公式是基于认股证的特征,认股证的行权会使标的股票的总量增加,从而摊薄原股东的每股收益。但是在我国证券市场上流通的认购权证大多数相当于买入期权而不是认股证,因为其行权不会改变标

的股票总量。

本文把我国市场上的股票权证与国际市场上的类似产品进行对比,讨论由于产品设计不同而导致的理论价值计算公式上的区别。本文发现,在计算我国股票权证的理论价值时,如果标的公司有现金分红,标准的 Black-Scholes 公式会低估我国认购权证的价值,高估我国认沽权证的价值。如果忽略标的公司实有的现金分红,标准的 Black-Scholes 公式则高估我国权证,尤其是认沽权证的价值。本文还给出了当标的股票在权证有效期内预期的现金分红时,我国的认购和认沽权证的理论价值计算公式。最后,由于目前我国内地的权证不是由普通投资者自由创设并出售给其他投资者的,而是由标的公司的原非流通股股东创设并免费赠送给原流通股股东的,前者作为公司大股东可能有动机促使公司在权证存续期内增加现金分红的力度。

二、现金分红与权证持有者的期末收益

我们首先讨论我国股票权证的理论价值与标的公司的现金分红之间的关系。权证的理论价值等于其期望的期末收益的贴现,而现金分红与权证的期末收益之间存在着密切的关系。在国际主要证券市场上交易的期权一般不因标的股票的现金分红而调整行权价格,在这种情况下,由于现金分红会使相应股票的市场价格降低,因而使得买入期权的内在价值(intrinsic value)下降,而使得卖出期权的内在价值上升,最终影响期权的期末收益。因此投资者在计算期权的理论价值或进行期权买卖时,必须考虑在期权有效期内标的股票可能的现金分红。在国际主要证券市场上交易的期权和权证一般是以信誉卓著的蓝筹大公司的股票作为标的产品,而这些公司的每股现金红利往往具有高度的可预测性,例如:美国电力公司(AEP),从1989年到2003年有连续14年每股每年分红2.40美元的记录;通用电气(GE)从2001年到2006年每股每年分红分别为0.64、0.72、0.76、0.80、0.88、1.00美元;沃尔玛(WMT)从2000年到2006年每股每年分红分别为0.24、0.28、0.30、0.36、0.52、0.60、0.672美元。标准的 Black-Scholes 公式是在考虑了预期的现金分红情况下,针对国际市场上常见的期权条款推导出来的。

然而目前我国证券市场上流通的权证,其行权价格会根据现金分红而进行调整。记 S 为除息前一交易日标的股票收盘价, S' 为除息后参考价, X 为原行权价格, X' 为新的行权价格,具体的调整方法是: $X' = \frac{S'}{S}X$ 。如果现金分红是投资者预期之外的,相对于不调整行权价格的情形,这种调整提高了认购权证的内在价值,降低了认沽权证的内在价值。但是如果现金分红是预料之中的,这

种调整不会对权证持有者的利益产生明显影响,因为对分红的预期已经反映在权证的交易价格和理论价值之中。这种行权价格的调整也降低了权证持有者面临的由于分红的不确定性而带来的风险。另外,我国目前的权证大多是公司的大股东创设并免费赠送给原流通股股东的,这种安排有利于保护中小投资者的利益。否则,如果某公司的权证主要是认购权证,那么大股东有动机促成公司大比例现金分红,以降低标的股票价格;相反,如果某公司的权证主要是认沽权证,那么大股东则有动机促成公司减少现金分红,以提高标的股票价格,从而显著降低大股东作为权证发行人应承担的义务。

但是我国权证随现金分红调整行权价格的特点也使得其理论价值不能通过标准的 Black-Scholes 公式得到。我们可通过两个例子来观察现金分红与权证持有者的期末收益之间的关系。假设有一个基于某股票的认购权证,其行权价为 3 元(行权比例为 1)。假如行权日前一天的股票收盘价为 4 元,如果股票没有分红,那么每份认购权证的期末收益为 1 元。如果公司在权证有效期内现金分红,不妨假设是在行权日前一天分红 1 元,那么股票参考价为 3 元,行权价调为 $\frac{3}{4} \times 3 \text{ 元} = 2.25 \text{ 元}$,每一份权证的期末收益仅为 $3 \text{ 元} - 2.25 \text{ 元} = 0.75 \text{ 元}$,相对于无分红时下降了 25%。从这个简单的例子可以看出,标的股票的现金分红使得我国认购权证持有者的期末收益减少,因此在计算我国认购权证的理论价值时必须考虑到可能的现金分红,否则会高估其价值。如果公司进行送股,那么无论送股比例如何,当认购权证的行权价格和行权比例作相应调整后,每一份认购权证的期末收益不变,因而权证持有者的利益完全不受影响。

认沽权证的情形与认购权证类似,不考虑标的股票的现金分红也会高估其价值。我们来看一个实际的例子,即“上海机场(600009)”的欧式认沽权证,简称“沪场权证(580996)”。该权证的初始行权价格为 13.6 元,到期日为 2007 年 3 月 6 日。沪场权证 2006 年 4 月 3 日的收盘价为 1.753 元,其标的股票上海机场当天收盘价为 11.46 元。有投资者认为该权证的市场价格“过低”以至于存在套利机会,因为 $13.6 > 13.213 = 1.753 + 11.46$ 。现在我们就来分析这个套利机会,如果在权证到期之前上海机场没有现金分红,那么考虑一个由一份该认沽权证和一股上海机场股票组成的投资组合,投资方案如表 1 所示。

表 1 上海机场认沽权证套利投资方案的期末收益

买入一份认沽权证和一股股票的期初投入	期末收益	
	如果股价 ≥ 13.6	如果股价 < 13.6
$1.753 + 11.46 = 13.213$	股价	13.6

由于权证的期末收益最低为 13.6,那么投资组合 337 天的回报率最低为

$\frac{13.6}{13.213} - 1 = 2.929\%$ 。在不计交易手续费的情况下,如果投资者可以得到期限为 337 天、利率低于 2.929% 的贷款,就可通过同时买入沪场认沽权证和上海机场股票进行无风险套利操作。但是如果投资者考虑到现金分红因素,情况就会有所不同。事实上,上海机场 2005 年的分红为每股派发现金 0.15 元(扣所得税后 0.135 元),简单起见,不妨假设现金分红的股权登记日为 2006 年 4 月 3 日,于是行权价格调整为 $\frac{11.46 - 0.15}{11.46} \times 13.6 = 13.42$,上述投资组合的收益情况如表 2 所示:

表 2 上海机场现金分红对沪场权证期末收益的影响

买入一份认沽权证和一股股票的期初投入	期末收益	
	股价 ≥ 13.42	股价 < 13.42
$1.753 + 11.46 - 0.135 = 13.078$	股价	13.42

在现金分红的情况下,沪场权证的期末收益最低为 13.42 元,因此该投资组合 337 天的回报率最低为 $\frac{13.422}{13.078} - 1 = 2.63\%$,显然低于没有现金分红时投资组合的最低回报率。投资者如果要进行无风险套利操作,必须获得期限为 337 天、利率低于 2.63% 而不是 2.929% 的贷款。因此考虑到现金分红后,沪场权证市场价格“过低”的程度就减弱了。注意到上海机场每股 0.15 元的现金分红相对其股价 11.46 元(2006 年 4 月 3 日)是比较低的,仅为 1.3% 左右。对于收入型股票,如宝钢等,现金分红比例可能达到 3% 甚至 5%,这样影响将更加显著。

三、我国权证的理论价值计算公式

记 c 为一份欧式买入期权的价格, p 为一份欧式卖出期权的价格,两者的行权比例均为 1, S_0 为标的股票在当前时间的价格, S_T 为期末股票价格, T 为期权存续期, X 为期权的行权价格, r 为无风险年收益率, σ 为标的股票价格的年波动率。那么一份买入期权的期末收益为 $\max(S_T - X, 0)$,一份卖出期权的期末收益为 $\max(X - S_T, 0)$,标准的 Black-Scholes 公式给出的买入和卖出期权的理论价值分别为:

$$c = S_0 N(d_1) - Xe^{-rT} N(d_2) \quad (1)$$

$$p = Xe^{-rT} N(-d_2) - S_0 N(-d_1) \quad (2)$$

其中 $N(\cdot)$ 为标准正态分布函数,且

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{S_0}{X}\right) + \left(r + \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}}, \quad d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{T} \quad (3)$$

在相关公司的股改说明书中,一般都列举了使用上述 Black-Scholes 公式计算的权证理论价值,该价值是权证上市首日标的股票价格的函数。各公告书中的计算实际上都有一个隐含的假设,即在权证存续期内标的股票没有现金红利派发。例如,宝钢认购权证的存续期为 2005 年 8 月 18 日至 2006 年 8 月 30 日,有效期为 378 天,即 $T = 1.0356$ 年,行权价格为 $X = 4.5$ 元,宝钢股改说明书(2005)中给出的宝钢股价年波动率为 $\sigma = 30.9\%$,无风险收益率为 $r = 3.3\%$ 。不难验证,对应于宝钢股价 $S_0 = 5.0, 4.8, 4.5$ 和 4.2 ,通过上述 Black-Scholes 公式计算的认购权证理论价值分别为 $0.966, 0.82, 0.63$ 和 0.46 ,这些正是宝钢股改说明书中给出的数据。由于该计算中没有考虑到宝钢股票在权证交易期间的现金分红,正如前面两个例子所表明的那样,会高估该权证的理论价值。

不仅如此,即使投资者预期到标的公司在权证存续期内会有特定的现金分红,如果简单地套用标准的 Black-Scholes 公式,仍然可能错误估计我国权证的理论价值。记 $c(v)$ 和 $p(v)$ 分别为假设行权价不随现金分红调减,并且标的股票在时间 $D(0 < D < T)$ 有预期的现金分红 $v > 0$ 时欧式认购权证和认沽权证的理论价值。如果直接使用 Black-Scholes 公式,我们有

$$c(v) = (S_0 - ve^{-rD})N(d_3) - Xe^{-rT}N(d_4) \quad (4)$$

$$p(v) = Xe^{-rT}N(-d_4) - (S_0 - ve^{-rD})N(-d_3) \quad (5)$$

$$\text{其中} \quad d_3 = \frac{\ln\left(\frac{S_0 - ve^{-rD}}{X}\right) + \left(r + \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}}, \quad d_4 = d_3 - \sigma\sqrt{T} \quad (6)$$

与公式(1)、(2)和(3)相比,这里我们只是把 S_0 换成了 $(S_0 - ve^{-rD})$,后者为扣除贴现的预期分红后的当前股价。另外,我们记 $\tilde{c}(v)$ 和 $\tilde{p}(v)$ 为在该现金分红下我国认购权证和认沽权证的真实理论价值。注意到 $\tilde{c}(v)$ 的计算是建立在行权价格调低的基础上,而 $c(v)$ 的计算是建立在行权价格不变的基础上,其他参数相同。由于行权价格下调会提高认购权证的期末收益,所以必然有 $\tilde{c}(v) > c(v)$ 。对于认沽权证正好相反,行权价格下调会降低认沽权证的期末收益,所以有 $\tilde{p}(v) < p(v)$ 。我们将此结论记为以下引理。

引理 1: 如果标的股票在权证存续期内有预期的现金分红 $v > 0$,考虑了现金分红的 Black-Scholes 公式(4)、(5)和(6)会低估我国认购权证的价值,而高估认沽权证的价值,即

$$\tilde{c}(v) > c(v), \quad \tilde{p}(v) < p(v) \quad (7)$$

由于简单套用 Black-Scholes 公式无法得到我国权证的正确价值,我们需要

找出专门针对我国权证的计算公式。以下除非特别说明,我们总是假设权证的行权价格要随标的股票的现金分红作相应调减。由于在权证存续期内的现金分红只可能是预测值,我们将要讨论的权证理论价值计算公式都是基于预期的现金分红。另外,由于我国上市公司的现金分红由公司代缴所得税,即投资者拿到的仅是税后分红,而股票在除权后的参考价格是按税前现金分红计算的,这样计算出来的官方参考除权价低于市场的除权价,所以我们需要引入一个参数 $t \in [0,1)$ 来表示现金分红适用的所得税税率。这种官方除权价与市场除权价不一致的特点使得我国权证价值的计算更加复杂,同时也是我们不能直接套用标准 Black-Scholes 公式的另一个原因。

以下我们讨论如何修改 Black-Scholes 公式以适用于我国的权证。应该指出的是,为了简化推导过程,人们往往是在风险中性的假设下推导 Black-Scholes 公式。具体来说,在假设标的股票的期望回报率等于无风险收益率的前提下,人们计算期权产品期望的期末回报,然后计算以无风险收益率作为贴现率的期望期末回报的现值。人们普遍认为,Black-Scholes 公式可以推广到投资者并非风险中性的情形,相关论述详见 Hull(2000,第248页)。为了简化分析,本文还是假设投资者为风险中性。首先,如果投资者预计标的股票有相对于其股价特定比例的现金分红,对标准 Black-Scholes 公式进行简单修改就可得到我国权证理论价值的计算公式。

定理1: 假设标的股票的期末回报率服从自然对数正态分布,投资者为风险中性,权证的标的股票在权证存续期内有相当于除息前日收盘价 $q\%$ 的现金分红,现金分红适用的所得税税率为 $t \in [0,1)$,且分红不影响股票的回报,那么我国的认购权证和认沽权证的理论价值分别为:

$$\tilde{c}(t, q\%) = [1 - (1 - t)q\%] S_0 N(\hat{d}_1) - (1 - q\%) X e^{-rT} N(\hat{d}_2) \quad (8)$$

$$\tilde{p}(t, q\%) = (1 - q\%) X e^{-rT} N(-\hat{d}_2) - [1 - (1 - t)q\%] S_0 N(-\hat{d}_1) \quad (9)$$

其中的参数为

$$\hat{d}_1 = \frac{\ln \left(\frac{(1 - (1 - t)q\%) S_0}{(1 - q\%) X} \right) + \left(r + \frac{\sigma^2}{2} \right) T}{\sigma \sqrt{T}}, \quad \hat{d}_2 = \hat{d}_1 - \sigma \sqrt{T}$$

证明: 如果预期的现金分红为除息前一日股票收盘价 S_0 的 $q\%$,那么行权价格调整为 $(1 - q\%)X$,认购权证的期末收益为 $\max(S_T - (1 - q\%)X, 0)$ 。记 S_T^* 为没有分红情况下标的股票的期末价格,那么由于现金分红不影响股票回报,即在除息前后时刻投资该股票的期望回报率相同,因而除息后股票市场参考价格为 $(1 - (1 - t)q\%) S_0$ (这是唯一使得投资者在除息前后没有套利机会的价格,不同于上海深圳证券交易所给出的股票除权参考价)。所以实际的股票

期末价格为 $S_T = (1 - (1 - t)q\%)S_T^*$, 于是认购权证的期末收益可写为

$$\max((1 - (1 - t)q\%)S_T^* - (1 - q\%)X, 0) \quad (10)$$

由于满足自然对数正态分布的随机变量的常数倍仍然满足自然对数正态分布且波动率不变, S_T 仍服从自然对数正态分布。在风险中性下, 我们有 $\ln \frac{S_T^*}{S_0}$

$\sim \phi\left[\left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T, \sigma\sqrt{T}\right]$, 其中 $\phi(m, s)$ 表示均值为 m 、标准差为 s 的正态分布。认

购权证在期初的价值为其期望期末收入按无风险收益率的折现, 即

$$\tilde{c}(t, q\%) = e^{-rt} \hat{E}[\max((1 - (1 - t)q\%)S_T^* - (1 - q\%)Xe^{-rT}, 0)]$$

直接根据公式(1)我们即得到公式(8)。类似地, 对于认沽权证我们有公式(9)。证毕。

对应于 Black-Scholes 公式中的买入卖出期权平价关系 (put-call parity), 我国的认沽权证和认购权证的价格之间也存在一个平价关系, 并且这个平价关系与标的股票的价格的波动率无关。在不计交易手续费的情况下, 若权证的市场交易价格不满足该关系, 就一定存在套利机会。

推论 1: 假设在权证存续期内标的股票的现金分红为除息前一日收盘价的 $q\%$, 所得税税率为 $t \in [0, 1]$, 我国欧式认购权证的价格 $\tilde{c}$ 和对应的欧式认沽权证的价格 $\tilde{p}$ 之间存在以下平价关系:

$$\tilde{c}(t, q\%) + (1 - q\%)Xe^{-rT} = \tilde{p}(t, q\%) + (1 - (1 - t)q\%)S_0 \quad (11)$$

证明: 记投资组合 A 为一份认购权证和 $(1 - q\%)Xe^{-rT}$ 的现金, 其期初投入为公式(11)左边值; 记投资组合 B 为一份对应的认沽权证和 $1 - (1 - t)q\%$ 股的股票, 其投入为公式(11)右边值。表 3 列出了权证到期日投资组合 A 和投资组合 B 的期末收益情况。

表 3 投资组合 A 和组合 B 的期末收益比较

期初投入	期间现金分红 (除权日股价的 $q\%$)	期末收益	
		若 $S_T \geq (1 - q\%)X$	若 $S_T < (1 - q\%)X$
组合 A: $\tilde{c} + (1 - q\%)Xe^{-rT}$	权证行权价格由 X 调整为 $(1 - q\%)X$	S_T	$(1 - q\%)X$
组合 B: $\tilde{p} + (1 - (1 - t)q\%)S_0$	分红再投资买入 $(1 - t)q\%$ 股该股票, 股票总数成为 1	S_T	$(1 - q\%)X$

在权证到期日, 无论股票的价格如何, 投资组合 A 和组合 B 的期末收益均相同, 所以在没有套利机会的市场上它们应该有相同的期初投入, 即式(11)成立。证毕。

以上定理和推论十分简洁, 便于我们从直观上理解和估计现金分红对权证

期末价值的影响,同时对权证投资也有一定指导意义。从公式(8)和(9)不难证明,当其他参数给定时,所得税税率上升会提高认购权证的价值而降低认沽权证的内在价值。直观上看,假如标的公司股票有每股 1 元的现金分红,股民仅有 $1-t$ 元的税后收入,而相应权证的行权价会根据税前的 1 元进行调整,显然行权价下调过多,从而对认购权证的持有者有利,对认沽权证的持有者不利。

如果定理 1 中的所得税税率 $t=0$,公式(8)和(9)可以简化为

$$\tilde{c}(0, q\%) = (1 - q\%) [S_0 N(d_1) - Xe^{-rT} N(d_2)] = (1 - q\%) c \quad (12)$$

$$\tilde{p}(0, q\%) = (1 - q\%) [Xe^{-rT} N(-d_2) - S_0 N(-d_1)] = (1 - q\%) p \quad (13)$$

其中 c 和 p 由公式(1)和(2)给出,即在没有现金分红时的标准 Black-Scholes 公式。因此如果不考虑由于所得税因素导致的官方除权价和市场除权价的不一致,假设权证投资者预期到在权证存续期内,标的股票有相当于股票现价 $q\%$ 的现金分红,我国权证的真实理论价值比标准的没有现金分红的 Black-Scholes 公式给出的价值低 $q\%$ 。如果考虑到官方除权价和市场除权价不一致的特点,我们有以下结论:

推论 2: 存在 $t_0 > 0$, 当所得税税率 $t \in (0, t_0)$ 时,我国认购权证的理论价值低于没有现金分红时的标准 Black-Scholes 公式给出的价值,但程度不超过 $(1-t)q\%$; 而对任意 $t \in (0, 1)$, 我国认沽权证的理论价值都低于没有现金分红时的标准 Black-Scholes 公式给出的价值,且程度超过 $q\%$ 。(证明参见附录)

推论 3: 存在 $t_0 > 0$, 当所得税税率 $t < t_0$ 时,较高的(预期之中的)标的公司现金分红导致较低的公司认购权证价值; 而对任意 $t \in [0, 1)$, 较高的(预期之中的)标的公司现金分红都会导致较低的公司认沽权证价值。

证明: 把公式(8)和公式(9)对 $q\%$ 求导,我们有

$$\begin{aligned} \frac{\partial \tilde{c}(t, q\%)}{\partial q\%} &= -(1-t)S_0 N(\hat{d}_1) + (1 - (1-t)q\%)S_0 N'(\hat{d}_1) \frac{\partial \hat{d}_1}{\partial q\%} \\ &\quad - (1 - q\%)Xe^{-rT} N'(\hat{d}_2) \frac{\partial \hat{d}_2}{\partial q\%} + Xe^{-rT} N(\hat{d}_2) \\ &= -(1-t)S_0 N(\hat{d}_1) + Xe^{-rT} N(\hat{d}_2) \end{aligned}$$

这是一个关于 t 的单调递增函数(数学证明略),且 $\lim_{t \rightarrow 0^+} \frac{\partial \tilde{c}(t, q\%)}{\partial q\%} = -c < 0$ 。

另外,

$$\begin{aligned} \frac{\partial \tilde{p}(t, q\%)}{\partial q\%} &= -Xe^{-rT} N(-\hat{d}_2) + (1-t)S_0 N(-\hat{d}_1) \\ &= -\frac{\tilde{p}(t, q\%) + tS_0 N(-\hat{d}_1)}{1 - q\%} \leq 0 \end{aligned}$$

从以上两式我们可见推论 3 成立。证毕。

推论3显示,现金分红对我国的权证价值,特别是认沽权证的价值可能有显著的影响。因此投资者在买卖现金分红比例较大的收入型公司的权证时,应注意现金分红的影响。当红利的所得税税率足够低时,现金分红(假设不影响公司股票的投资价值)会使得利益从权证持有者向权证发行者转移。在国外的主要证券市场上,期权或权证大多是由投资者创设并相互交易的,标的公司股东和权证交易没有直接利益关系。而我国目前的权证是由原非流通股股东创设并免费赠送给原流通股股东的,权证的价值与作为公司大股东的原非流通股股东的利益有密切关系。因此大股东可能有动机促使公司在权证存续期内增加现金分红,以降低自己作为权证发行人应承担的义务。当然,理性的投资者应该能够预期到这个激励的存在,从而使分红预期在权证的交易价格和理论价值上得到体现。我国的股改权证的存续期除万科权证外均为一年或一年以上,期间标的公司都有一次以上的利润分配(包括万科)。同时大部分权证的标的公司都是绩优蓝筹大公司,如宝钢、武钢、万科、首创、上海机场等,这些公司每年的每股现金分红往往相对较高,因此上述现金分红动机应该引起人们一定的重视。

对于认购权证,如果政府收取的所得税过高,显然会使得增加现金分红对认购权证的发行者无利可图,因为这时分红会使行权价格下降的幅度大于股票价格下降的幅度。推论2和推论3中的临界税率 t_0 与权证的参数有关,且是可计算的。例如,假设 $r=2\%$, $\sigma=30\%$, $T=1$,下表给出在不同的初始价格和分红率下相应的 t_0 值。从表4可见,对于在我国市场上交易的认购权证,除非权证行权价远远高于标的股票现价(如 $X=2S_0$)且分红比例极高(如 $q\%=20\%$),我国现金分红适用的所得税税率 $t=10\%$ 的确满足推论2和推论3所需要的“足够小”条件。

表4 “足够小”的所得税税率的上限

	$q\% = 2\%$	$q\% = 10\%$	$q\% = 20\%$
$X = 0.8S_0$	29%	28.5%	27.8%
$X = S_0$	21%	20%	19.5%
$X = 1.1S_0$	19%	18%	16.9%
$X = 1.5S_0$	13%	12.2%	11.2%

定理1给出了我国市场上认购权证和认沽权证的理论价值的计算公式,但是它们均以现金分红占除息前一日股票收盘价的百分比作为参数,而除息前一日的股价是不确定的,所以相对于现金分红的绝对值,分红比例 $q\%$ 在事前可能比较难以预测。作为对定理1的补充,我们有必要进一步讨论基于现金分红绝对值的权证价值公式。在考虑现金分红绝对值时,官方除权价与市场除权价的不一致给讨论带来极大的复杂性,为简化起见,在本节以后的讨论中我们假设 t

$=0$ 。当然,这样做会低估认购权证的价值,而高估认沽权证的价值,但事实上,令 $t=0$ 对计算结果影响甚微。我国的权证在标的公司现金分红 v 后,行权价格的调整比例可以写成

$$\frac{S_D - v}{S_D} = \frac{S_D - (1-t)v}{S_D} \times \frac{S_D - v}{S_D - (1-t)v}$$

上式右边第一项是按税后分红进行调整的比例,第二项是一个非常接近于 1 的数值。我们的公式可以计算出按税后分红调整行权价时的权证价值,而由于认购权证和认沽权证的价值(c 和 p)满足 $0 < \frac{\partial c}{\partial X} < 1$ 和 $-1 < \frac{\partial p}{\partial X} < 0$,所以上式右边

的第二项对权证价值的影响在比例上严格小于 $1 - \frac{S_D - v}{S_D - (1-t)v} = \frac{tv}{S_D - (1-t)v}$,由于 t 和 v 都很小,从现实的角度看这个比例几乎可以忽略不计。

另外,对于现金分红 $v > 0$,一个极小概率事件是 $S_D < v$,即派息量大于除息前日股票收盘价,按行权价格的调整规则,行权价格将为负值,同时股票的除息参考价也为负值,这样标的公司应不复存在。在以下的定理 2 中,我们假设当 $S_D < v$ 时权证作废。证明参见附录。

定理 2:假设标的股票的期末回报率服从自然对数正态分布,投资者风险中性,如果标的股票在权证存续期内的时间 $D(0 < D < T)$ 有每股 v 元的现金分红,而且分红不影响股票的回报,那么我国的欧式认购权证和认沽权证在当期的理论价值分别由下式给出:

$$\begin{aligned} \tilde{c}(v) = & S_0 M\left(a_1 + \sigma \sqrt{D}, b_1 + \sigma \sqrt{T}; \sqrt{\frac{D}{T}}\right) - X e^{-rT} M\left(a_1, b_1; \sqrt{\frac{D}{T}}\right) \\ & - v e^{-rD} M\left(a_1, b_1 + \frac{\sigma(T-D)}{\sqrt{T}}; \sqrt{\frac{D}{T}}\right) \\ & + \frac{v X e^{-(r-\sigma^2)D-rT}}{S_0} M\left(a_1 - \sigma \sqrt{D}, b_1 - \sigma \frac{D}{\sqrt{T}}; \sqrt{\frac{D}{T}}\right) \end{aligned} \quad (14)$$

$$\begin{aligned} \tilde{p}(v) = & X e^{-rT} M\left(a_1, -b_1; -\sqrt{\frac{D}{T}}\right) - S_0 M\left(a_1 + \sigma \sqrt{D}, -b_1 - \sigma \sqrt{T}; -\sqrt{\frac{D}{T}}\right) \\ & - \frac{v X e^{-(r-\sigma^2)D-rT}}{S_0} M\left(a_1 - \sigma \sqrt{D}, -b_1 + \sigma \frac{D}{\sqrt{T}}; -\sqrt{\frac{D}{T}}\right) \\ & + v e^{-rD} M\left(a_1, -b_1 - \frac{\sigma(T-D)}{\sqrt{T}}; -\sqrt{\frac{D}{T}}\right) \end{aligned} \quad (15)$$

$$\text{其中} \quad a_1 = \frac{\ln \frac{S_0}{v} + \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)D}{\sigma \sqrt{D}}, \quad b_1 = \frac{\ln \frac{S_0}{X} + \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma \sqrt{T}} \quad (16)$$

其中函数 $M(a, b; \rho) = \text{Prob}(X < a, Y < b)$, (X, Y) 服从相关系数为 ρ 的标准二元正态分布。^[1]

在公式(14)和(15)中,前两项是不计现金分红时的期末收益的贴现,后两项是当现金分红使股票价格和行权价格同比例下调时引起的期末收益下调量的贴现。其中 $M\left(a_1, b_1; \sqrt{\frac{D}{T}}\right)$ 是认购权证有正的期末收益的概率,即认购权证行权的概率; $M\left(a_1, -b_1; -\sqrt{\frac{D}{T}}\right)$ 是认沽权证行权的概率。上述公式虽然比较复杂,但在实际应用时可以很方便地利用计算机软件来计算^[2]。从定理2可以得到以下两个推论。

推论4: $\lim_{v \rightarrow 0^+} \tilde{c}(v) = c(0)$, $\lim_{v \rightarrow 0^+} \tilde{p}(v) = p(0)$, 其中 $c(0)$ 和 $p(0)$ 是基于公式(4)和(5)。

证明: 由于公式(14)和(15)中的每一项都对 $v \geq 0$ 是连续的,而且 $\lim_{v \rightarrow 0^+} a_1(v) = +\infty$, 所以

$$\begin{aligned} \lim_{v \rightarrow 0^+} \tilde{c}(v) &= S_0 M\left(\infty, b_1 + \sigma\sqrt{T}; \sqrt{\frac{D}{T}}\right) - Xe^{-rT} M\left(\infty, b_1; \sqrt{\frac{D}{T}}\right) \\ &= S_0 N(b_1 + \sigma\sqrt{T}) - Xe^{-rT} N(b_1) \end{aligned}$$

$$\text{其中 } b_1 = \frac{\ln \frac{S_0}{X} + \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}} = d_2, \quad b_1 + \sigma\sqrt{T} = d_2 + \sigma\sqrt{T} = d_1$$

所以 $\lim_{v \rightarrow 0^+} \tilde{c}(v) = c(0)$ 。对于认沽权证可以类似地证明 $\lim_{v \rightarrow 0^+} \tilde{p}(v) = p(0)$ 。证毕。

推论4表明,当派息趋向于零时,即当 $v \rightarrow 0^+$ 时,公式(14)、(15)和(16)退化为常规的 Black-Scholes 公式。因此,当且仅当投资者预期标的公司在权证存续期不进行现金分红时,我们才可以使用标准的 Black-Scholes 公式来计算我国权证的理论价值。以下的推论5则进一步表明,忽略标的公司的现金分红会高估我国权证的价值,证明参见附录。

推论5: 函数 $\tilde{c}(v)$ 和 $\tilde{p}(v)$ 在区间 $[0, +\infty)$ 上关于 v 是严格单减的。特别地, $\tilde{c}(v) < c(0)$, $\tilde{p}(v) < p(0)$ 。

最后,我们利用公式(14)来计算宝钢认购权证上市首日(2005年8月18日)的理论价值。与宝钢股改说明书(2005)一样,我们假定无风险年利率为3.3%,股价年波动率为30.9%。宝钢2005年度分红预案为每10股派3.2元。宝钢红利的除权日假定为2006年6月13日(因为2004年红利的除权日为

[1] 函数 $M(\cdot)$ 的详细计算公式可参见 Hull(2000, 第272页)。

[2] 作者有基于 Excel 的计算文件,感兴趣的读者可来信索要。

2005 年 6 月 13 日), 则 $T = \frac{378}{365}, D = \frac{299}{365}$ 。计算结果见表 5。

表 5 宝钢认购权证的理论价值(2005 年 8 月 18 日)

权证上市日 的宝钢股价(元)	认购权证理论价值(行权价格为 4.5 元)		
	不考虑现金分红	每 10 股派 3.2 元	高估程度
5.0	0.9656	0.9179	5.20%
4.8	0.8248	0.783	5.33%
4.5	0.6316	0.5984	5.54%
4.2	0.4376	0.4427	5.76%

应该指出的是,距权证到期日越近,期望的现金分红对权证价值的影响越大。以宝钢权证为例,在 2006 年 3 月 6 日,我们有 $T = \frac{178}{365}, D = \frac{99}{365}$,其他参数不变。当忽略现金分红时,基于不同股价的权证理论价值分别高于真实理论价值 6.05%、6.24%、6.55% 和 6.88%,高估程度更加可观。

四、结 论

随着经济的快速成长和金融市场的逐渐成熟,我国金融衍生品的发展面临崭新的发展机遇。权证作为风险管理的一个重要工具,经常被用于套期保值,只有正确估计了权证的真实理论价值,才能够在套期保值操作中作出正确的决策。我国的股票权证在标的股票现金分红后要对权证的行权价格进行调整,而国际主要证券市场上的类似产品一般不作该调整。这个特点使得我国权证的理论价值不能直接用标准的 Black-Scholes 公式来计算。本文发现,如果考虑到现金分红但套用常见的 Black-Scholes 公式,会低估我国认购权证的值,而高估认沽权证的值;如果忽略标的股票在权证存续期内的现金分红,会高估我国权证,尤其是认沽权证的理论价值。本文还针对我国权证的特点,对标准的 Black-Scholes 公式进行修改,分别给出了我国的认购权证和认沽权证的理论价值计算公式。本文表明,在权证投资中应充分考虑到标的公司可能的现金分红对权证价值的影响,尤其是当现金分红相对于正股价格较可观,并且权证剩余期限较短的情况下,应特别注意避免高估权证的价值。最后,由于我国目前的权证基本上是股权分置改革的产物,由原非流通股股东创设并免费赠送给原流通股股东,而不是由普通投资者自由创设并相互交易的,这样原非流通股股东(多为公司大股东)的利益与权证的价值密切相关。这种利益关系使得大股东有动机促使标的公司在权证存续期内增加现金分红。

附录 定理及推论的证明

1. 推论 2 的证明

从(10)式可见

$$\begin{aligned} (1 - (1 - t)q\%) \max(S_T^* - X, 0) &\leq \max((1 - (1 - t)q\%)S_T^* - (1 - q\%)X, 0) \\ &= (1 - (1 - t)q\%) \max\left(S_T^* - \frac{1 - q\%}{1 - (1 - t)q\%}X, 0\right) \end{aligned}$$

因此

$$\begin{aligned} (1 - (1 - t)q\%)c &= \tilde{c}(0, (1 - t)q\%) \leq \tilde{c}(t, q\%) \\ &= (1 - (1 - t)q\%)c\left(\frac{1 - q\%}{1 - (1 - t)q\%}X\right) \end{aligned}$$

其中记 $c(\cdot)$ 为无现金分红的 Black-Scholes 公式。由于 $c(X) = S_0 N(d_1) - Xe^{-rT}N(d_2)$, 有

$$\begin{aligned} \frac{\partial c}{\partial X} &= S_0 N'(d_1) \frac{\partial d_1}{\partial X} - Xe^{-rT}N'(d_2) \frac{\partial d_2}{\partial X} - e^{-rT}N(d_2) \\ &= -e^{-rT}N(d_2) < 0 \\ \frac{\partial^2 c}{\partial X^2} &= \frac{1}{X\sigma\sqrt{T}}e^{-rT}N'(d_2) > 0 \end{aligned}$$

所以 c 是行权价格 X 的下凸函数, 记 $X^0 = \frac{1 - q\%}{1 - (1 - t)q\%}X$, 我们有

$$\begin{aligned} c(X^0) &< c(X) - \frac{tq\%}{1 - (1 - t)q\%}X \cdot c'(X^0) \\ &= c(X) + \frac{tq\%}{1 - (1 - t)q\%}X \cdot e^{-rT}N(\hat{d}_2) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \tilde{c}(t, q\%) &= (1 - (1 - t)q\%)c(X^0) \leq (1 - (1 - t)q\%)c(X) + tq\%X \cdot e^{-rT}N(\hat{d}_2) \\ &= c(X) - (1 - t)q\%c(X) + tq\%X \cdot e^{-rT}N(\hat{d}_2) \end{aligned}$$

所以当 $t \leq \left(\frac{X \cdot e^{-rT}N(\hat{d}_2)}{c(X)} + 1\right)^{-1}$ 时, $(1 - (1 - t)q\%)c \leq \tilde{c}(t, q\%) < c(X)$, 即我国认购权证的真实价值低于无现金分红的标准 Black-Scholes 公式给出的价值, 但程度不超过 $(1 - t)q\%$ 。

对于认沽权证, 由于 $\tilde{p}(t, q\%) < \tilde{p}(0, q\%) = (1 - q\%)p$, 我们有 $1 - \frac{\tilde{p}(t, q\%)}{p} > q\%$, 即我国认沽权证的真实价值低于标准的没有现金分红的 Black-Scholes 公式给出的价值, 且程度超过 $q\%$ 。证毕。

2. 定理 2 的证明

权证的价值等于其期望的期末收益的贴现, 本定理证明的关键是把相关的非标准二元正态分布变量替换为相关标准二元正态分布, 然后利用已知的标准二元正态分布函数 $M(\cdot)$ 来计算权证期末收益的期望值的贴现。具体地, 由于假设分红不影响股票的投资回报, 而且投资者是风险中性的, 不妨假设得到的红利 v 用于股票再投资, 买进 $\frac{v}{S_D - v}$ 股股票, 股

票总数为 $1 + \frac{v}{S_D - v} = \frac{S_D}{S_D - v}$, 记 $S_r^o = \frac{S_D}{S_D - v} S_r$, $y = \ln \frac{S_r^o}{S_0}$, $z = \ln \frac{S_D}{S_0}$, 那么 y 和 z 是服从正态分布的随机变量, 即

$$y \sim \phi\left(\left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T, \sigma\sqrt{T}\right), \quad z \sim \phi\left(\left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)D, \sigma\sqrt{D}\right)$$

它们的相关系数为 $\sqrt{\frac{D}{T}}$, 派息后权证的行权价格调整为 $\frac{S_D - v}{S_D} X$, 认购权证的期末收益为

$$\max\left(S_r - \frac{S_D - v}{S_D} X, 0\right) = \max\left((S_r^o - X)\left(1 - \frac{v}{S_D}\right), 0\right)$$

记 $y_1 = \frac{y - \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}}$, $z_1 = \frac{z - \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)D}{\sigma\sqrt{D}}$, 那么 y_1 和 z_1 服从相关系数为 $\sqrt{\frac{D}{T}}$ 的标准二元正态

分布。再记 $a_1 = \frac{\ln \frac{S_0}{v} + \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)D}{\sigma\sqrt{D}}$, $b_1 = \frac{\ln \frac{S_0}{X} + \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}}$, 我们有

$$\begin{aligned} e^{rT} \cdot \tilde{c}(v) &= \int_{\ln \frac{v}{S_0}}^{\infty} \int_{\ln \frac{X}{S_0}}^{\infty} (S_0 e^y - X) \left(1 - \frac{v}{S_0} e^{-z}\right) f(z, y) dy dz \\ &= \frac{1}{2\pi \sqrt{1 - \frac{D}{T}}} \int_{-a_1}^{\infty} \int_{-b_1}^{\infty} \left(S_0 e^{\sigma\sqrt{T}y_1 + \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T} - X\right) \\ &\quad \cdot \left(1 - \frac{v}{S_0} e^{-\sigma\sqrt{D}z_1 - \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)D}\right) e^{-\frac{y_1^2 + z_1^2 - 2\sqrt{\frac{D}{T}}y_1 z_1}{2\left(1 - \frac{D}{T}\right)}} dy_1 dz_1 \\ I_1 &= \frac{1}{2\pi \sqrt{1 - \frac{D}{T}}} \int_{-a_1}^{\infty} \int_{-b_1}^{\infty} S_0 e^{\sigma\sqrt{T}y_1 + \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T} e^{-\frac{y_1^2 + z_1^2 - 2\sqrt{\frac{D}{T}}y_1 z_1}{2\left(1 - \frac{D}{T}\right)}} dy_1 dz_1 \end{aligned}$$

作变量替换: $y_2 = y_1 - \sigma\sqrt{T}$, $z_2 = z_1 - \sigma\sqrt{D}$,

$$\begin{aligned} I_1 &= \frac{S_0 e^{rT}}{2\pi \sqrt{1 - \frac{D}{T}}} \int_{-a_1 - \sigma\sqrt{D}}^{\infty} \int_{-b_1 - \sigma\sqrt{T}}^{\infty} e^{-\frac{y_2^2 + z_2^2 - 2\sqrt{\frac{D}{T}}y_2 z_2}{2\left(1 - \frac{D}{T}\right)}} dy_2 dz_2 \\ &= S_0 e^{rT} M\left(a_1 + \sigma\sqrt{D}, b_1 + \sigma\sqrt{T}; \sqrt{\frac{D}{T}}\right) \\ I_2 &= \frac{1}{2\pi \sqrt{1 - \frac{D}{T}}} \int_{-a_1}^{\infty} \int_{-b_1}^{\infty} X e^{-\frac{y_1^2 + z_1^2 - 2\sqrt{\frac{D}{T}}y_1 z_1}{2\left(1 - \frac{D}{T}\right)}} dy_1 dz_1 \\ &= XM\left(a, b; \sqrt{\frac{D}{T}}\right) \end{aligned}$$

$$I_3 = \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\frac{D}{T}}} \int_{-a_1}^{\infty} \int_{-b_1}^{\infty} \left(-ve^{\sigma\sqrt{T}y_1 + \left(r-\frac{\sigma^2}{2}\right)T} e^{-\sigma\sqrt{D}z_1 - \left(r-\frac{\sigma^2}{2}\right)D} e^{-\frac{y_1^2+z_1^2-2\sqrt{\frac{D}{T}}y_1z_1}{2\left(1-\frac{D}{T}\right)}} \right) dy_1 dz_1$$

定义 $y_2 = y_1 - \frac{\sigma(T-D)}{\sqrt{T}}$, 我们有

$$\begin{aligned} I_3 &= \frac{ve^{\tau(T-D)}}{2\pi\sqrt{1-\frac{D}{T}}} \int_{-a_1}^{\infty} \int_{-b_1-\frac{\sigma(T-D)}{\sqrt{T}}}^{\infty} e^{-\frac{y_2^2+z_1^2-2\sqrt{\frac{D}{T}}y_2z_1}{2\left(1-\frac{D}{T}\right)}} dy_2 dz_1 \\ &= -ve^{\tau(T-D)} M\left(a_1, b_1 + \frac{\sigma(T-D)}{\sqrt{T}}; \sqrt{\frac{D}{T}}\right) \\ I_4 &= \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\frac{D}{T}}} \int_{-a_1}^{\infty} \int_{-b_1}^{\infty} X \frac{v}{S_0} e^{-\sigma\sqrt{D}z_1 - \left(r-\frac{\sigma^2}{2}\right)D} e^{-\frac{y_1^2+z_1^2-2\sqrt{\frac{D}{T}}y_1z_1}{2\left(1-\frac{D}{T}\right)}} dy_1 dz_1 \\ &= \frac{vXe^{-\left(r-\frac{\sigma^2}{2}\right)D}}{2\pi S_0\sqrt{1-\frac{D}{T}}} \int_{-a_1}^{\infty} \int_{-b_1}^{\infty} e^{-\frac{y_1^2+z_1^2-2\sqrt{\frac{D}{T}}y_1z_1+2\left(1-\frac{D}{T}\right)\sigma\sqrt{D}z_1}{2\left(1-\frac{D}{T}\right)}} dy_1 dz_1 \end{aligned}$$

作变量替换: $y_2 = y_1 + \sigma \frac{D}{\sqrt{T}}, z_2 = z_1 + \sigma \sqrt{D}$, 我们有

$$\begin{aligned} I_4 &= \frac{vXe^{-\left(r-\sigma^2\right)D}}{2\pi S_0\sqrt{1-\frac{D}{T}}} \int_{-a_1+\sigma\sqrt{D}}^{\infty} \int_{-b_1+\sigma\frac{D}{\sqrt{T}}}^{\infty} e^{-\frac{y_2^2+z_2^2-2\sqrt{\frac{D}{T}}y_2z_2}{2\left(1-\frac{D}{T}\right)}} dy_2 dz_2 \\ &= \frac{vXe^{-\left(r-\sigma^2\right)D}}{S_0} M\left(a_1 - \sigma\sqrt{D}, b_1 - \sigma\frac{D}{\sqrt{T}}; \sqrt{\frac{D}{T}}\right) \end{aligned}$$

于是

$$\begin{aligned} \tilde{c}(v) &= e^{-rT} (I_1 + I_2 + I_3 + I_4) \\ &= S_0 M\left(a_1 + \sigma\sqrt{D}, b_1 + \sigma\sqrt{T}; \sqrt{\frac{D}{T}}\right) - Xe^{-rT} M\left(a_1, b_1; \sqrt{\frac{D}{T}}\right) \\ &\quad - ve^{-rD} M\left(a_1, b_1 + \frac{\sigma(T-D)}{\sqrt{T}}; \sqrt{\frac{D}{T}}\right) \\ &\quad + \frac{vXe^{-r(r-\sigma^2)D-rT}}{S_0} M\left(a_1 - \sigma\sqrt{D}, b_1 - \sigma\frac{D}{\sqrt{T}}; \sqrt{\frac{D}{T}}\right) \end{aligned}$$

对于认沽权证, 证明过程类似。证毕。

3. 推论 5 的证明

从定理 2 的证明过程可见, $\tilde{c}(v)$ 的计算公式在定积分展开前为

$$\tilde{c}(v) = e^{-rT} \int_{\ln \frac{x}{S_0}}^{\infty} \int_{\ln \frac{y}{S_0}}^{\infty} (S_0 e^y - X) \left(1 - \frac{v}{S_0} e^{-z}\right) f(z, y) dy dz$$

对 $\tilde{c}(v)$ 关于 v 求导, 我们得到

$$\begin{aligned} \frac{\partial \tilde{c}(v)}{\partial v} &= e^{-rT} \int_{\ln \frac{v}{S_0}}^{\infty} \int_{\ln \frac{X}{S_0}}^{\infty} (S_0 e^y - X) \left(-\frac{1}{S_0} e^{-z} \right) f(z, y) dy dz \\ &\quad - \frac{1}{v} \int_{\ln \frac{X}{S_0}}^{\infty} (S_0 e^y - X) \left(1 - \frac{v}{S_0} e^{-\ln \frac{v}{S_0}} \right) f\left(\ln \frac{v}{S_0}, y\right) dy \end{aligned}$$

由于 $1 - \frac{v}{S_0} e^{-\ln \frac{v}{S_0}} = 0$, 我们有

$$\frac{\partial \tilde{c}(v)}{\partial v} = -\frac{1}{S_0} e^{-rT} \int_{\ln \frac{v}{S_0}}^{\infty} \int_{\ln \frac{X}{S_0}}^{\infty} (S_0 e^y - X) e^{-z} f(z, y) dy dz < 0$$

类似地, 对于认沽权证我们有

$$\tilde{p}(v) = e^{-rT} \int_{\ln \frac{v}{S_0}}^{\infty} \int_{-\infty}^{\ln \frac{X}{S_0}} (X - S_0 e^y) \left(1 - \frac{v}{S_0} e^{-z} \right) f(z, y) dy dz$$

对 $\tilde{p}(v)$ 关于 v 求导, 有

$$\frac{\partial \tilde{p}(v)}{\partial v} = -\frac{1}{S_0} e^{-rT} \int_{\ln \frac{v}{S_0}}^{\infty} \int_{-\infty}^{\ln \frac{X}{S_0}} (X - S_0 e^y) e^{-z} f(z, y) dy dz < 0$$

证毕。

参 考 文 献

- [1] “宝山钢铁股份有限公司股权分置改革说明书”, 2005 年 6 月, <http://www.stock2000.com.cn/re-fresh/arch/2005/06/28/910576.htm>。
- [2] 焦健, 2005, 股权分置改革中的公司认股证定价探讨, 《证券市场导报》第 161 期, 第 61—64 页。
- [3] 谢兵华, 林志毅, 2005, 权证行权若干问题之思考, 《证券市场导报》第 158 期, 第 34—37 页。
- [4] Bachelier, L., 1900, Theory of speculations, Translated by A. J. Boness, In *The Random Character of Stock Market Prices*, edited by P. Cootner. Cambridge, MIT Press, 17—78.
- [5] Black, F. and M. Scholes, 1972, The valuation of option contracts and a test of market efficiency, *Journal of Finance* 27(2), 399—417.
- [6] Black, F. and M. Scholes, 1973, The pricing of option and corporate liabilities, *Journal of Political Economy* 81(3), 637—654.
- [7] Geske, R., R. Roll and K. Shastri, 1983, Over-the-counter option market dividend protection and “biases” in the black-scholes model: a note, *Journal of Finance* 38(4), 1271—1277.
- [8] Hull, J. C., 2000, *Options, Futures, and Other Derivatives*, 4th Edition, Prentice Hall, Pearson.
- [9] Merton, R., 1973, Theory of rational option pricing, *Bell Journal of Economics and Management Science* 4(1), 141—183.

Cash Dividend and the Value of Chinese Stock Warrants

Hao Wang

(*China Center for Economic Research, Peking University*)

Abstract The exercise prices of Chinese stock warrants are subject to adjustment if the underlying companies pay cash dividends to shareholders. This is against the assumption of the standard Black-Scholes formula. This paper shows that the standard Black-Scholes formula typically underestimates the values of Chinese calls while overestimates the values of Chinese puts. If cash dividends are ignored, the standard Black-Scholes formula tends to overestimate the values of Chinese warrants, especially the puts. This paper provides a version of Black-Scholes formula that can be used in calculating the theoretic values of Chinese warrants.

Key Words Warrant, Derivative Pricing, Non-tradable Share Reform, Cash Dividend

JEL Classification G11, G12, G13

IPO 定价:投资银行会逆对风向吗?

贾春新 高培道*

摘 要 Loughran and Ritter (2002) 发现, IPO 询价期间的市场收益与折价水平之间有显著的正的关系, 并称之为 IPO 定价对公共信息的“非充分调整”现象。运用中国询价制度实施以来的数据, 我们发现, IPO 折价水平不仅与询价期间的市场收益相关, 而且与更长期间的市场收益相关。这种关系的经济意义也是显著的。但是, 在剔除投资者情绪的影响后, 市场收益与折价水平的关系则不复存在。我们还发现, 越是等级高的投资银行, 折价水平越高, 越会把投资者情绪之外的公共信息反映到发行价格上。这一结果支持了来自业界而被理论界所忽视的关于 IPO 折价原因的解释: 投资银行是在逆对风向, 准确定价。

关键词 IPO 折价, 非充分调整, 投资者情绪, 投资银行

一、引 言

为完善股票发行价格形成机制, 中国证监会在 2004 年 12 月 7 日发布的《关于首次公开发行股票试行询价制度若干问题的通知》中, 规定自 2005 年 1 月 1 日起, 欲首次公开发行政股票的公司的发行申请经发审委核准后, 发行人应公告招股意向书, 开始进行推介和询价。询价分为初步询价和累计投标询价两个阶段, 发行人及其保荐机构应通过初步询价确定发行价格区间, 通过累计投标询价确定发行价格。^[1] 截至 2007 年 12 月 31 日, 询价制在我国已经实施了 3 年。在此期间, 我国上海和深圳两家证券交易所的 A 股市场共发行股票 204

* 贾春新, 北京大学光华管理学院副教授。高培道, 北京大学光华管理学院博士生。通信作者及地址: 高培道, 北京市海淀区中关村北大街 151 号北大资源大厦 1407 室, 100871; E-mail: gaopeidao@gsm.pku.edu.cn。

[1] 2006 年 9 月 17 日, 中国证监会发布《证券发行与承销管理办法》, 其中规定“首次发行的股票在中小板上市的, 发行人和主承销商可根据初步询价结果确定发行价格, 不再进行累计投标询价”, 即不再强制所有公司都要经过两个询价阶段。

只,公司募集资金总额约为 6 187.50 亿元人民币,留给投资者的资金额^[2] (money left on the table) 为 5 103.52 亿元人民币。按市值加权平均的首日收益为 82.48%,如果对这三年中首次公开发行股票的首日收益率进行简单平均,则此数值更是高达 147%,有 50% 以上的股票的首日收益高于 112%,这说明自询价制实施以来,我国 A 股市场上存在严重的 IPO 折价现象。

当然,IPO 折价不是我国的特有现象,它在许多市场普遍存在,也是理论界 IPO 研究的一个热点领域。对折价现象的理论解释多数是基于信息不对称的分析得出的,认为投资银行是有意地错误定价(贾春新,刘力,2006)。折价的定义本身,就意味着二级市场的价格是有效的,一级市场的价格是错误的。据我们所知,目前还没有一篇文献专门讨论投资银行是否在逆对风向定价的问题。Ritter and Welch(2002),Loughran and Ritter(2002)都曾经提到业界对此有一个解释,即投资银行不是在错误定价,而恰恰相反,它们是在正确定价,在逆对风向。但是这两篇文章对此都是一带而过,似乎这一观点是不需要讨论的。

来自业界的观点可能会有失偏颇。但许多时候,来自业界的观点可能是金融现象的真实解释。我们倾向于认为,比起二级市场的上市价而言,一级市场的发行价可能更接近于理论价格。投资银行可能确实是在逆对风向,准确定价,并因此导致了 IPO 折价现象。其原因有三:第一,IPO 发行价格与上市价格的差异,既可以解释为上市价格太高,又可以解释为发行价格太低。关于 IPO 折价的文献一般假定上市价格是有效的。折价的定义就表明了这一点。但是,IPO 长期表现研究同样是 IPO 领域的热点话题。许多实证研究,如 McConnell and Sanger(1987),Ritter(1991),Loughran and Ritter(1995),Brav and Gompers(1997)等,都发现 IPO 股票的 3—5 年长期表现明显低于基准。这说明,IPO 的上市价格可能偏高,而不是有效的。就是说,有效的价格可能在一级市场而不是二级市场。第二,出于声誉成本(reputation capital)的考虑,投资银行有动机去积极准确地定价。如果不能准确定价,投资银行可能会遭受声誉损失,从而可能失去市场份额。第三,通过尽职调查和询价过程,投资银行有可能正确定价。在确定发行价格时,投资银行往往比较清楚地知道上市价格会是多少。Cornelli and Goldreich(2003)就发现,根据他们的样本,IPO 发行价格往往恰恰等于初始价格区间的中值。Aggarwal and Conroy(2000)发现,主承销商在二级市场给出的初始报价往往与二级市场上市开盘价一致。

Hanley(1993)发现,IPO 价格对询价区间的调整程度(发行价格减去询价区间的中值)与 IPO 折价程度正相关,这一现象被称为对私人信息的“非充分调

[2] 按照 Loughran and Ritter(2002)的定义,该数额等于 IPO 的股票数量与首日上市交易收盘价与发行价之差的乘积。

调整”现象。相对于投资银行在“红鲱鱼”中给出的初始价格区间，发行价格的调整越大，说明投资银行询价获得的新信息越多。既然IPO折价程度不低反高，说明投资银行并没有根据询价过程中发现的新信息，对发行价格进行充分调整，而只进行了“非充分调整”，目的可能是回报在询价过程中提供了真实信息的机构投资者（Benveniste and Spindt, 1989）。Loughran and Ritter (2002) 发现，不仅询价过程中的私人信息只有一部分被反映在了价格上，这一过程中的公共信息同样只被部分反映在了价格上。这里，公共信息主要指在询价阶段的市场收益率。如果是完全的价格调整，那么，投资银行在定价时应该将在这期间的市场收益率信息全部反映在发行价格上。但是，实证资料却发现IPO折价程度和询价时期的市场收益率正相关。这一点比较难于用现有理论解释。如果说私人信息的“非充分调整”有人受益的话，公共信息的“非充分调整”似乎没有任何人受益。那么投资银行为什么要这样做呢？作为一个比较新发现的问题，有关的解释还不多见。Loughran and Ritter (2002) 用前景理论同时解释了对私人信息和公共信息的“非充分调整”。Lowry and Schwert (2004) 的实证研究认为，IPO定价过程几乎是有效的，因为公共信息和定价的关系虽然在统计上是显著的，但经济意义并不显著。

我们认为，如果猜想投资银行是逆对风向定价的，对公共信息的“非充分调整”就可以同时得到解释。投资者情绪与资产价格有密切关系。如果投资银行是逆对风向的，那么，投资银行将根据股票的基础价值定价，而不会考虑随时波动的投资者情绪。投资者情绪可以影响二级市场价格，却不能影响一级市场发行价格，折价水平就会受到影响。因此，IPO定价中对公共信息的“非充分调整”现象，表面上看是市场收益率与折价程度相关，而实际原因是，它们二者都与投资者情绪相关。

运用中国2005—2007年的数据，我们发现，在中国市场上，同样存在IPO对公共信息的“非充分调整”现象。与Lowry and Schwert (2004) 不同，我们发现这种关系的经济意义同样是显著的。与Loughran and Ritter (2002) 不同，我们还发现，不仅询价过程中的市场收益率与IPO折价程度相关，IPO询价之前的市场收益率与折价程度同样相关。“非充分调整”的定义，是投资银行没有充分利用询价过程中的信息。我们的发现首先说明“非充分调整”的定义本身就存在问题。同时，不仅这种相关性的统计意义是显著的，经济意义也是显著的。进一步的，当我们用两阶段回归方法剔除掉投资者情绪，并考虑了市场上升和下降的非对称性之后，市场收益率的残差与IPO折价就不再相关了。这表明，投资银行会把市场收益率中与短期情绪无关的信息充分反映到发行价格上，但不会把投资者的短期情绪反映进去，说明投资银行确实是在逆对风向。

有部分文献已经在关注投资者情绪对 IPO 领域的影响。Lee, Shleifer and Thaler(1991)发现年度 IPO 数量与用封闭式基金折价率衡量的投资者情绪有关。Aggarwal, Krigman and Womack(2002)发现越是“热”的发行,其长期表现越差。Cornelli, Goldreich and Ljungqvist(2006)发现,欧洲的 IPO 发行期市场(when issue market)作为小投资者估值的反映,可以预测 IPO 上市价格。所有这些文章存在一个共同的问题:投资者情绪会影响资产价格,但 IPO 折价是一二级市场的价格差,如果它仍然受到投资者情绪的影响,那么,不去讨论投资银行的定价行为就是不完整的。Ljungqvist, Nanda and Singh(2006)进行了首次尝试,他们的模型认为机构投资者在将来把股票卖给乐观的投资者时存在热市场结束的风险,IPO 折价是对这种风险的补偿。他们的文章仍然没有考虑投资银行的逆对风向问题,而且没有进行实证分析。

公共信息中同时包含者投资者情绪和其他信息。短期的投资者情绪对股票价格的影响,并不反映股票基础价值的变化。但是,其他的公共信息,可能会引起股票基础价值的变化。这些因素可能包括政府宏观政策、市场总体态势等。投资银行对这两部分公共信息的态度应该是不同的。越是等级高的投资银行,声誉问题越重要,越会逆对风向,对投资者情绪进行非充分调整,从而其承销的 IPO 折价水平越高。同时,越是等级高的投资银行,定价能力越强,越会对公共信息中的非投资者情绪因素进行充分调整。因而,非投资者情绪因素对它们承销的 IPO 折价应该没有影响。通过直接回归和两阶段回归,我们发现,投资银行的等级与 IPO 折价水平确实有正的关系,同时,投资银行等级与非投资者情绪公共信息的交叉项则与 IPO 折价水平没有明显关系。

本文的贡献在于:第一,本文是第一篇专门研究投资银行在 IPO 定价过程中逆对风向问题的文章。第二,本文重新考察了 IPO 定价对公共信息“非充分调整”的现象,从市场收益率、折价和投资者情绪三者关系的角度,提出了新的解释方法。第三,本文是首次研究中国证券市场 IPO 定价对公共信息“非充分调整”现象的文章。

本文的后续安排是:第二部分对样本和具体指标的选取进行说明;第三部分检验我国是否存在所谓的“非充分调整”现象;第四部分提出投资银行逆对风向的假设,并对其进行检验;第五部分以换手率为公共信息的代理变量,分析投资银行对投资者情绪和其他公共信息的调整问题;第六部分给出结论。

二、样本选取与说明

本文的研究样本为在 2005 年至 2007 年三年时间内于沪深两地首次公开

发行的非金融行业A股。文中初始数据取自中国经济研究中心的色诺芬(Sino-Fin)数据库。在2005—2007年的三年间,沪深两市共新发行股票204只,其中金融股(包括银行、保险和证券三类)12只,同时鉴于潍柴动力(股票代码000338)为换股发行,因此将其从样本中扣除,由此,本文的总样本数为191。

本文的被解释变量是IPO折价水平(IR),即新股上市的首日收益,以新股上市当日的收盘价减去发行价格,然后再除以发行价格计算。为了剔除上市当天的市场收益率影响,我们同时计算了经过市场调整的IPO折价。本文的解释变量包括公共信息代理变量和投行等级。公共信息代理变量包括IPO定价前的市场收益率和换手率。市场收益的具体数值等于发行股票所在市场市场指数^[3]的购买并持有策略的收益(buy-and-hold return)。在沪深两市A股市场,IPO公司从发布招股意向书至招股开始一般只需要一天的时间;招股开始至招股结束(即整个招股过程)从4天至29天不等,50%以上在7天以下。对于大多数公司而言,从股票价格确定至招股结束所需时间比较短,大约为1—2天。所以本文在此取发行结束前5个交易日(一周)的市场收益(Ret₅)作为研究对象。对换手率指标,我们首先取每只股票发行结束前5天在其所在市场交易的所有股票的交易信息,然后对其换手率按市值加权,得出每天的当地市场加权平均换手率,接下来对这5个加权平均换手率取均值,作为公共信息的代理指标,用Turnover₅表示。投行等级(Rank)是另一个解释变量。我们以主承销商等级表示。2005—2007年的三年间,共有50家券商作为主承销商参与了沪深两市204只新股的发行工作。对于主承销商等级的确定,我们主要考察券商在此期间发行股票的数量(Rank₁)和规模(Rank₂)两个维度。如果券商在此期间发行股票数量为1只,则Rank₁=1;如果此数量为2只,则Rank₁=2;如果此数量为2—3^[4]只,则Rank₁=3;如果此数量为3只以上,则Rank₁=4。同时,按照券商在此期间发行总金额,将券商平均分为四个等级,Rank₂分别为1(含12家券商)、2(含13家券商)、3(含13家券商)和4(含12家券商)。在此基础上,将Rank₁和Rank₂按相同权重加权平均,对应结果1、1.5—2、2.5—3.5、4,主承销商的等级Rank分别为1(含11家券商)、2(含14家券商)、3(含14家券商)

〔3〕 对于在上海证券交易所上市交易的股票,标的指数为“上海A股流通市值加权市场指数”;对于在深圳证券交易所上市交易的股票,标的指数为“深圳A股流通市值加权市场指数”。

〔4〕 某些股票为多家券商共同承销发行,对于此类情况,如果我们在计算其承销数量时,只计入其在该股票的承销比例,Rank₁可能出现非整数的情况。例如,某家股票有两家券商平均承销,则相当于每家券商承销0.5只股票。由于多家券商承销的股票一般规模较大(即Rank₂较高),因此我们这种处理方法并不会影响券商的最终综合评级(Rank)。

和4(含11家券商)。数值越大,等级越高。^[5] 越是高等级的投资银行,越会关注自己的声誉,也越善于发现股票的理论价值。由于二级市场的价格是由最乐观的投资者决定的(Miller,1977),如果投资银行是逆对风向的,那么,投资银行的等级越高,折价程度也就越高。同时,对于投资者情绪之外的公共信息,等级高的投资银行应该可以进行更充分的调整。

由于股票发行的许多公司层面信息已经在招股说明书中披露,因此,为了研究最新市场信息对折价程度的影响,我们必须控制原有信息的影响。对此,我们参照 Lowry and Schwert(2004)的做法,控制的影响因素包括:公司上市地点的选择(Exchange)、公司所处行业是否为高科技行业(Tech),以及公司此次发行的规模(Proceeds)。如果公司在上海证券交易所上市,则 Exchange = 1;否则 Exchange = 0。两家交易所上市的公司特征与投资者特征可能会存在一定的差异,从而可能会对折价程度产生影响。对于公司所处行业是否为高科技行业(Tech)这一变量的取值,我们主要参照中国证监会发布的《上市公司行业分类指引》,如果公司所处行业为信息技术业以及电子和生物制药业,则 Tech = 1,否则 Tech = 0。高科技公司有更强的不确定性,可能会有更高的折价水平。Loughran and Ritter(2004)发现高科技股票的折价程度高于非高科技股票,而且二者的差异在不断上升。公司此次发行的规模(Proceeds)越大,不确定性越低,折价程度应该越小。为了方差的稳定性,降低异方差的干扰,Proceeds 值取公司此次发行总金额的对数。

关于以上指标的描述性统计见表1。表1同时提供了IPO过程的描述性统计。其中,Pros-Start表示发布招股意向书至招股开始所需的时间;Start-Stop表示招股开始至招股结束所需的时间;Stop-List表示招股结束至股票上市交易所需的时间。

表1 样本描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	中值	最大值
IR	191	1.51	1.10	0	1.17	5.38
Excess IR	191	1.51	1.10	0	1.15	5.35
Ret ₅	191	0.02	0.05	-0.10	0.02	0.14
Turnover ₅	191	0.03	0.01	0.01	0.03	0.07
Rank	191	3.18	0.86	1	3	4

[5] 为了研究结果的稳健性,在下文的回归中,笔者同样考虑了将 Rank₁ 和 Rank₂ 作为券商等级的代理变量,其回归结果与用 Rank 作为代理变量的结果类似,并不影响本文相关结论,限于篇幅,在此没有再报告。

(续表)

变量	样本数	均值	标准差	最小值	中值	最大值
Exchange	191	0.15	0.36	0	0	1
Tech	191	0.25	0.43	0	0	1
Proceeds	191	19.82	1.16	18.32	19.47	24.92
Pros-Start	191	1.35	1.24	0	1	7
Start-Stop	191	9.35	4.96	4	7	29
Stop-List	191	13.73	3.55	6	14	23

注：第一行和第二行分别为2005—2007年间IPO首日收益和首日起超额收益的描述性统计。第三至第五行为本文回归过程的解释变量的描述性统计，其中，Ret₅为样本IPO结束前5天其所在市场指数的购买并持有策略的收益；Turnover₅为样本IPO结束前5天的在样本所在市场交易的所有A股股票的市值加权平均换手率；Rank表示样本IPO主承销商的等级，其值分别为1、2、3和4，数值越高，表示券商等级越高。第六至第八行为本文回归过程的控制变量的描述统计，其中，Exchange为交易所哑变量，如果公司在上海证券交易所上市，则Exchange=1，否则Exchange=0；Tech为公司所处行业哑变量，如果样本公司所处行业为高科技行业，则Tech=0，否则Tech=1；Proceeds为IPO发行募集资金的对数。第九至第十一行为IPO过程的描述性统计，其中，Pros-Start表示发布招股意向书至招股开始所需的时间；Start-Stop表示招股开始至招股结束所需的时间；Stop-List表示招股结束至股票上市交易所需的时间。由于某些样本数据的缺失，在此没有列出从股票价格确定至招股结束所需时间。

三、“非充分调整”现象分析

在询价制下，投资银行可以根据询价过程中收集到的信息，在充分考虑当时的市场状况的基础上确定发行价格。因此，股价确定之前的市场收益与其上市首日收益不应存在明显的相关关系，而Loughran and Ritter(2002)通过研究发现，以上两者具有显著的正相关关系。他们由此认为投资银行并没有充分考虑发行价格确定前的市场信息，即存在投资银行对公共信息的“非充分调整”现象。这一现象在我国A股市场是否存在呢？我们运用中国的数据考察这一问题。考虑到股票上市交易首日收益率除与个股特征相关外，还与当日市场整体状态有关，因此，本文在依照Loughran and Ritter(2002)的做法采用首日收益(IR)作为研究对象的同时，考察首日起超额收益(Excess IR，定义为首日收益与当日当地市场A股流通市值加权市场指数之差)与发行结束前一段时间内市场收益的关系，以对投资银行的行为做出更好的说明。

具体回归方程如下：

$$IR_i = \alpha + \beta_1 \text{Exchange}_i + \beta_2 \text{Tech}_i + \beta_3 \text{Proceeds}_i + \beta_4 \text{Rank}_i + \beta_5 \text{Ret}_{5,i} + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$\text{Excess IR}_i = \alpha + \beta_1 \text{Exchange}_i + \beta_2 \text{Tech}_i + \beta_3 \text{Proceeds}_i + \beta_4 \text{Rank}_i + \beta_5 \text{Ret}_{5,i} + \varepsilon_i \quad (2)$$

具体回归结果见表2。

表2 投资银行定价的“非充分调整”现象

变量	模型(1)	模型(2)
Intercept	5.585 *** (2.73)	5.579 *** (2.73)
Exchange	0.084 (0.27)	0.087 (0.28)
Tech	0.116 (0.70)	0.117 (0.68)
Proceeds	-0.248 ** (-2.49)	-0.248 ** (-2.48)
Rank	0.192 ** (2.14)	0.191 ** (2.12)
Ret ₅	8.449 *** (6.30)	8.429 *** (6.28)

注：本表按照如下等式进行检验： $IR_i (\text{Excess } IR_i) = \alpha + \beta_1 \text{Exchange}_i + \beta_2 \text{Tech}_i + \beta_3 \text{Proceeds}_i + \beta_4 \text{Rank}_i + \beta_5 \text{Ret}_{5,i} + \varepsilon_i$ ，其中，模型(1)为对IPO样本首日收益IR进行回归的结果，模型(2)为对IPO样本首日超额收益Excess IR进行回归的结果；Intercept为回归的截距项；Exchange为交易所哑变量，如果公司在上海证券交易所上市，则Exchange=1，否则Exchange=0；Tech为公司所处行业哑变量，如果样本公司所处行业为高科技行业，则Tech=0，否则Tech=1；Proceeds为IPO发行募集资金的对数；Rank表示样本IPO主承销商的等级，其值分别为1、2、3和4，数值越高，表示券商等级越高；Ret₅为样本IPO结束前5天其所在市场指数的购买并持有策略的收益；回归结果的第一行数值为估计系数，第二行小括号中的数值为回归的t检验值；***表示在1%的统计水平上显著，**表示在5%的统计水平上显著。

由表2可见，在1%的显著性水平下，不管对于方程(1)还是方程(2)，Ret₅的回归系数都显著异于0，即在我国A股市场同样存在投资银行定价过程中对公共信息的“非充分调整”现象。与现有文献不同，我们同时发现，这一现象不是由于市场收益时间序列的自相关而导致。

Lowry and Schwert (2004) 对公共信息“非充分调整”现象的解释是：公共信息和折价水平的关系虽然在统计上是显著的，但经济上并不显著。在它们的样本中，如果询价阶段市场收益变化11%（相当于一个单位的标准差），则首日收益IR将变化1.6%（相当于IR的0.08个单位的标准差）。中国的数据并不支持这一结论。在我们的样本中，询价阶段的收益率Ret₅变化5.34%（相当于一个单位的标准差），则首日收益IR将变化45.11%（相当于IR的0.41个单位的标准差），首日报超额收益Excess IR将变化45.00%（相当于Excess IR的0.41个标准差）。可见，市场收益变化对折价水平的影响，其经济意义是非常明显的。这种关系很值得我们进一步研究。

所谓的“非充分调整”，是根据折价水平与询价过程中的市场收益的相关关系，推断投资银行没有把全部信息反映在发行价格对初始询价区间的调整上。

但如果折价水平不仅与询价过程中的市场收益相关,而且与更长区间的市场收益相关,那么,对公共信息“非充分调整”的定义就是有失偏颇的。对此,我们将累计市场收益的时间扩展为20个交易日(约一个月)、40个交易日(约两个月)、60个交易日(约一季度)和120个交易日(约半年),进一步考察中长期市场收益与IPO折价的关系。具体回归结果见表3。

表3 中长期市场收益与IPO折价之间的关系

变量	t = 20		t = 40		t = 60		t = 120	
	模型(1)	模型(2)	模型(1)	模型(2)	模型(1)	模型(2)	模型(1)	模型(2)
Intercept	4.754** (2.14)	4.750** (2.13)	4.701** (2.02)	4.698** (2.02)	4.861** (2.12)	4.856** (2.11)	4.860** (2.56)	4.855** (2.56)
Exchange	-0.103 (-0.31)	-0.099 (-0.30)	-0.175 (-0.52)	-0.171 (-0.51)	-0.154 (-0.47)	-0.151 (-0.45)	0.065 (0.23)	0.069 (0.24)
Tech	0.151 (0.83)	0.149 (0.82)	0.090 (0.49)	0.089 (0.48)	0.072 (0.4)	0.071 (0.39)	0.077 (0.49)	0.075 (0.47)
Proceeds	-0.201* (-1.9)	-0.201* (-1.9)	-0.198* (-1.84)	-0.198* (-1.84)	-0.211* (-1.98)	-0.211** (-1.98)	-0.226** (2.46)	-0.226** (-2.46)
Rank	0.166* (1.73)	0.165* (1.71)	0.180* (1.84)	0.179* (1.83)	0.170* (1.76)	0.169* (1.75)	0.087 (1.04)	0.086 (1.02)
Ret _t	2.274*** (3.65)	2.264*** (3.63)	0.977** (2.59)	0.969** (2.57)	0.983*** (3.38)	0.976*** (3.35)	1.055*** (8.81)	1.055*** (8.81)

注：本表按照如下等式进行检验： $IR_i (\text{Excess } IR_i) = \alpha + \beta_1 \text{Exchange}_i + \beta_2 \text{Tech}_i + \beta_3 \text{Proceeds}_i + \beta_4 \text{Rank}_i + \beta_5 \text{Ret}_{t,i} + \varepsilon_i$ ，其中，模型(1)为对IPO样本首日收益IR进行回归的结果，模型(2)为对IPO样本首日超额收益Excess IR进行回归的结果；表中四栏分别对应于20个交易日、40个交易日、60个交易日和120个交易日的累计市场收益(Ret₂₀、Ret₄₀、Ret₆₀、Ret₁₂₀)；Intercept为回归的截距项；Exchange为交易所哑变量，如果公司在上海证券交易所上市，则Exchange = 1，否则Exchange = 0；Tech为公司所处行业哑变量，如果样本公司所处行业为高科技行业，则Tech = 0，否则Tech = 1；Proceeds为IPO发行募集资金的对数；Rank表示样本IPO主承销商的等级，其值分别为1、2、3和4，数值越高，表示券商等级越高；Ret为样本IPO结束前t天其所在市场指数的购买并持有策略的收益；回归结果的第一行数值为估计系数，第二行小括号中的数值为回归的t检验值；***表示在1%的统计水平上显著，**表示在5%的统计水平上显著，*表示在10%的统计水平上显著。

由表3可见，不仅短期市场收益(询价过程中的市场收益)与上市首日收益相关，中长期市场收益与上市首日收益之间也存在显著的正相关关系。因此，“非充分调整”的定义首先就是不合理的，这一现象并不仅仅是询价过程中价格调整的问题。

四、投资银行定价行为研究

Loughran and Ritter(2002)发现的所谓的投资银行定价过程中对公共信息的“非充分调整”现象，其出发点在于认为相对于发行价而言，股票上市交易当天的收盘价反映了市场对这一股票的估值，因此是更加准确的。事实是否真的

如此呢? McConnell and Sanger(1987), Ritter(1991), Loughran and Ritter(1995), Brav and Gompers(1997)等,都发现 IPO 股票的 3—5 年长期表现明显低于基准,这说明, IPO 的上市价格可能偏高,而不是有效的,就是说,有效的价格可能在一二级市场而不是二级市场。同时,投资银行在定价过程中“有所保留”的说法也是经不住推敲的,因为如果不能准确定价,投资银行可能会遭受声誉损失,从而可能失去市场份额。因此,本文猜想投资银行的定价是大体反映股票的内在价值的,他们之所以没有把部分市场信息考虑在内,是因为他们在逆对风向定价,以维持声誉和避免股票上市后股价迅速下滑以致需要他们支持股价的风险。

许多研究(如 Neal and Wheatley, 1998; Baker and Wurgler, 2006, 2007)都发现,投资者情绪与资产价格有密切关系。IPO 定价之前的市场收益率和 IPO 的上市价格,也应该会受到投资者情绪的重要影响。如果投资银行是逆对风向的,那么,投资银行将根据股票的基础价值定价,而不会考虑随时波动的投资者情绪。投资者情绪可以影响二级市场价格,却不能影响一级市场发行价格,由此折价水平就会受到影响。因此, IPO 定价中对公共信息的不完全反映,表面上看是市场收益率与折价程度相关,而实际原因是,它们二者都与投资者情绪相关。

国外很多文献(如 Weiss, 1989; Lee, Shleifer and Thaler, 1991)都认为封闭式基金折价率可以反映投资者情绪的高低。鉴于此,本文采取封闭式基金折价作为投资者情绪的代理变量。对此,我们首先取每只股票发行结束前 5 天在其所在市场交易的所有封闭式基金的折价数据,然后对其折价率按市值加权,得出每天的封闭式基金的加权平均折价率。同时,鉴于单日折价率波动较大,因此,再对这 5 个加权平均折价率取均值,得出最终投资者情绪的代理变量,在此我们用 Fmean5 表示。

为了说明市场收益率与折价程度的相关性主要是因为两者都与投资者情绪相关,我们首先用 Fmean5 对市场收益进行回归,然后用以上回归的残差(代表扣除投资者情绪影响后的市场信息)对首日收益(或首日起超额收益)进行回归,具体的回归方程分别为:

$$Ret_{t,i} = \alpha + \beta Fmean5_i + \varepsilon_{t,i} \quad (3)$$

$$IR_i(\text{Excess } IR_i) = \alpha + \beta_1 \text{Exchange}_i + \beta_2 \text{Tech}_i + \beta_3 \text{Proceeds}_i + \beta_4 \text{Rank}_i + \beta_5 \varepsilon_{t,i} + \eta_i \quad (4)$$

其中 $Ret_{t,i}$ 为第 i 个样本发行结束前 t (5、20、40) 个交易日的累计市场收益。

如果方程(3)中的回归系数 β 显著异于 0, 而方程(4)中的回归系数 β_5 在统计意义上不显著, 则说明 IPO 定价前的市场收益与股票上市交易首日收益率之间的关系, 主要由投资者情绪引起。具体回归结果见表 4。

表 4 扣除投资者情绪后的市场收益与 IPO 折价

变 量	$t = 5$		$t = 20$		$t = 40$	
Panel A						
Intercept	0. 149 ***		0. 247 ***		0. 342 ***	
	(11. 71)		(7. 22)		(5. 79)	
Fmean5	0. 473 ***		0. 603 ***		0. 619 ***	
	(10. 23)		(4. 85)		(2. 88)	
Panel B						
	模 型 (1)	模 型 (2)	模 型 (1)	模 型 (2)	模 型 (1)	模 型 (2)
Intercept	4. 998 **	4. 993 **	4. 815 **	4. 811 **	4. 829 **	4. 825 **
	(2. 17)	(2. 16)	(2. 05)	(2. 05)	(2. 03)	(2. 03)
Exchange	- 0. 149	- 0. 145	- 0. 194	- 0. 190	- 0. 210	- 0. 207
	(- 0. 44)	(- 0. 43)	(- 0. 57)	(- 0. 56)	(- 0. 62)	(- 0. 61)
Tech	0. 133	0. 131	0. 125	0. 123	0. 095	0. 093
	(0. 71)	(0. 70)	(0. 66)	(0. 65)	(0. 51)	(0. 50)
Proceeds	- 0. 208 *	- 0. 207 *	- 0. 196 *	- 0. 195 *	- 0. 197 *	- 0. 196 *
	(- 1. 92)	(- 1. 92)	(- 1. 80)	(- 1. 79)	(- 1. 80)	(- 1. 80)
Rank	0. 196 **	0. 195 **	0. 181 *	0. 180 *	0. 185 *	0. 184 *
	(2. 00)	(1. 99)	(1. 83)	(1. 82)	(1. 88)	(1. 86)
ε_t	3. 981 **	3. 977 **	0. 957	0. 950	0. 476	0. 470
	(2. 19)	(2. 19)	(1. 41)	(1. 40)	(1. 22)	(1. 20)

注：表中三栏分别对应于 5 个交易日、20 个交易日和 40 个交易日的相关数据；Panel A 为对等式 $\text{Ret}_{i,i} = \alpha + \beta \text{Fmean5}_i + \varepsilon_{i,i}$ 进行的检验，其中 Intercept 为回归的截距项；Fmean5 是投资者情绪的代理变量，为样本 IPO 结束前 5 天的在样本所在市场交易的封闭式基金的平均折价率。Panel B 为对等式 $\text{IR}_i (\text{Excess IR}_i) = \alpha + \beta_1 \text{Exchange}_i + \beta_2 \text{Tech}_i + \beta_3 \text{Proceeds}_i + \beta_4 \text{Rank}_i + \beta_5 \varepsilon_{i,i} + \eta_i$ 进行的检验，其中，模型(1)为对 IPO 样本首日收益 IR 进行回归的结果，模型(2)为对 IPO 样本首日超额收益 Excess IR 进行回归的结果；Intercept 为回归的截距项；Exchange 为交易所哑变量，如果公司在上海证券交易所上市，则 Exchange = 1，否则 Exchange = 0；Tech 为公司所处行业哑变量，如果样本公司所处行业为高科技行业，则 Tech = 0，否则 Tech = 1；Proceeds 为 IPO 发行募集资金的对数；Rank 表示样本 IPO 主承销商的等级，其值分别为 1、2、3 和 4，数值越高，表示券商等级越高； ε_i 为 Panel A 的回归残差。回归结果的第一行数值为估计系数，第二行小括号中的数值为回归的 t 检验值；*** 表示在 1% 的统计水平上显著，** 表示在 5% 的统计水平上显著，* 表示在 10% 的统计水平上显著。

由表 4 中数据可见，IPO 定价前的市场收益的确与封闭式基金折价之间存在相关关系，且这一关系在 1% 的统计水平下显著。与表 3 结果相比，扣除投资者情绪影响后的前 20 天和前 40 天的市场信息，IPO 折价已经没有显著的影响。经典的“非充分调整”理论，关注的是询价阶段的市场信息。在表 4 中，这一阶段的市场信息，即前 5 天的市场信息，在扣除投资者情绪后，虽然仍然对折价水平有影响，但影响程度显著降低。在不经市场调整的首日收益回归中，变量系数由 8.449 下降到 3.981，在经过市场调整的首日收益回归中，变量系数由 8.429 下降到 3.977。

同时,我们发现,与我们的猜想一致,券商等级越高,首日收益(或首日起超额收益)也越高。这说明,越是声誉资本高的投资银行,它们在定价过程中,越会逆对风向,从而使得首日收益水平更高。Carter, Dark and Singh(1998)发现在1980年代,声誉越好的投资银行所承销的IPO折价程度越低。然而,90年代后,这种关系似乎发生了逆转。Loughran and Ritter(2004)发现,在1990年代,特别是1999—2000年的互联网泡沫时期,投资银行越好,折价程度越高。Loughran and Ritter(2004)认为,发行人可能是在用折价水平与投资银行交换分析师关注。好的投资银行有更好的分析师,为了换取这些分析师在后市关注自己的股票,发行人宁愿接受更高的折价率。我们认为,投资银行的逆对风向行为同样可以解释这一变化。在1980年代,投资者情绪比较稳定,二级市场价格比较接近理论价值,好的投资银行能够事先发现这一价格,所以折价率较低。到1990年代,特别是泡沫时期,投资者情绪对股价的影响更明显。好的投资银行逆对风向行事,其制定的发行价格就会明显低于二级市场价格,于是首日收益会更高。中国的股市处于发展过程中,价格发现功能较弱。我们的样本起始于2005年,主要反映的是投资者情绪高涨阶段的股市状况,其结果自然就会更类似于美国的网络泡沫时期。当然,越是等级高的投资银行,根据非投资者情绪的公共信息进行定价的能力也越强。我们将在第五部分讨论这一问题。

在控制变量中,公司发行规模也对首日收益(或首日起超额收益)有显著的负的影响,这与现有理论和直观感觉相一致。公司发行规模越大,则说明公司整体规模越大,一般而言具有更低的经营风险和估计风险,因而投资者的投资风险较小,从而首日收益(或首日起超额收益)较低。公司是否属于高科技产业,对于首日收益没有明显影响,这可能与中国的整体市场估计风险较大有关。在这个不确定性很强的市场上,高科技公司就显得不那么特殊。两个交易所之间的差异主要在公司的规模上,深交所新上市的股票为中小公司板。由于我们已经控制了发行收益,交易所虚拟变量就对折价水平没有解释力。

Lowry and Schwert(2004),Bradley and Jordan(2002)都发现,在“非充分调整”现象中,询价阶段中收集到的信息对价格调整的影响是非对称性的。对询价中收到的正向信息,投资银行只进行部分调整,导致更高的首日收益。对询价中收到的负向信息,投资银行往往进行充分或较充分的调整。表5显示了在询价阶段(5天)市场收益为正和为负的两种情况下,市场收益率和折价水平的关系确实是不一样的。在收益率为正时,收益率与折价水平显著相关。但在收益率为负时,收益率的系数虽仍然是正的,但已经不再显著。因此,我们笼统的线形回归方法,可能无法准确地分析公共信息对首日收益的影响。因此,我们需要对正的市场收益和负的市场收益分别进行两阶段回归。表6的结果显示,

在扣除投资者情绪的影响后,询价阶段的市场收益与 IPO 折价之间,不论是市场下降阶段还是上升阶段,都已经不存在显著的相关关系。这一结果表明,投资银行只是对投资者情绪进行了部分调整,它们确实是在逆对风向。

表 5 不同市场状态下市场收益与 IPO 折价之间的关系

变量	升(126 家)		降(65 家)	
	模型(1)	模型(2)	模型(1)	模型(2)
Intercept	5.947 *	5.904 *	2.206	2.218
	(1.94)	(1.92)	(1.00)	(1.01)
Exchange	-0.133	-0.139	0.201	0.214
	(-0.29)	(-0.30)	(0.55)	(0.58)
Tech	0.037	0.035	0.329	0.326
	(0.15)	(0.14)	(1.54)	(1.52)
Proceeds	-0.272 *	-0.270 *	-0.082	-0.082
	(-1.95)	(-1.93)	(-0.63)	(-0.63)
Rank	0.214 *	0.213 *	0.112	0.111
	(1.74)	(1.74)	(0.96)	(0.95)
Ret ₅	10.054 ***	10.099 ***	1.319	1.320
	(3.72)	(3.74)	(0.37)	(0.37)

注：本表按照如下等式进行检验： $IR_i (\text{Excess } IR_i) = \alpha + \beta_1 \text{Exchange}_i + \beta_2 \text{Tech}_i + \beta_3 \text{Proceeds}_i + \beta_4 \text{Rank}_i + \beta_5 \text{Ret}_{5,i} + \varepsilon_i$ ，其中，模型(1)为对 IPO 样本首日收益 IR 进行回归的结果，模型(2)为对 IPO 样本首日超额收益 Excess IR 进行回归的结果。表中两栏分别对应于“升”与“降”两组样本。Intercept 为回归的截距项；Exchange 为交易所哑变量，如果公司在上海证券交易所上市，则 Exchange = 1，否则 Exchange = 0；Tech 为公司所处行业哑变量，如果样本公司所处行业为高科技行业，则 Tech = 0，否则 Tech = 1；Proceeds 为 IPO 发行募集资金的对数；Rank 表示样本 IPO 主承销商的等级，其值分别为 1、2、3 和 4，数值越高，表示券商等级越高；Ret₅ 为样本 IPO 结束前 5 天其所在市场指数的购买并持有策略的收益。回归结果的第一行数值为估计系数，第二行小括号中的数值为回归的 *t* 检验值；*** 表示在 1% 的统计水平上显著，** 表示在 5% 的统计水平上显著，* 表示在 10% 的统计水平上显著。

表 6 不同市场状态下扣除投资者情绪的市场收益与 IPO 折价

变量	升(138 家)	降(53 家)
Panel A		
Intercept	0.166 ***	0.056 ***
	(11.66)	(3.10)
Fmean5	0.491 ***	0.264 ***
	(9.14)	(4.39)

(续表)

Panel B				
	模型(1)	模型(2)	模型(1)	模型(2)
Intercept	6.845 ** (2.19)	6.853 ** (2.20)	1.448 (0.60)	1.465 (0.61)
Exchange	-0.064 (-0.14)	-0.066 (-0.15)	-0.141 (-0.35)	-0.130 (-0.32)
Tech	0.125 (0.53)	0.126 (0.54)	0.222 (0.94)	0.219 (0.93)
Proceeds	-0.297 ** (-2.00)	-0.297 ** (-2.00)	-0.042 (-0.35)	-0.043 (-0.36)
Rank	0.220 * (1.78)	0.221 * (1.79)	0.121 (0.97)	0.119 (0.95)
ε_5	3.616 (1.40)	3.585 (1.39)	-2.177 (-0.72)	-2.289 (-0.76)

注:表中两栏分别对应于“升”与“降”两组样本。Panel A 为对等式 $Ret_{5,i} = \alpha + \beta Fmean5_i + \varepsilon_{5,i}$ 进行的检验,其中 Intercept 为回归的截距项;Fmean5 是投资者情绪的代理变量,为样本 IPO 结束前 5 天的在样本所在市场交易的封闭式基金的平均折价率。Panel B 为对等式 $IR_i (Excess IR_i) = \alpha + \beta_1 Exchange_i + \beta_2 Tech_i + \beta_3 Proceeds_i + \beta_4 Rank_i + \beta_5 \varepsilon_{5,i} + \eta_i$ 进行的检验,其中,模型(1)为对 IPO 样本首日收益 IR 进行回归的结果,模型(2)为对 IPO 样本首日起超额收益 Excess IR 进行回归的结果;Intercept 为回归的截距项;Exchange 为交易所哑变量,如果公司在上海证券交易所上市,则 $Exchange = 1$,否则 $Exchange = 0$;Tech 为公司所处行业哑变量,如果样本公司所处行业为高科技行业,则 $Tech = 0$,否则 $Tech = 1$;Proceeds 为 IPO 发行募集资金的对数;Rank 表示样本 IPO 主承销商的等级,其值分别为 1、2、3 和 4,数值越高,表示券商等级越高; ε_5 为 Panel A 的回归残差。回归结果的第一行数值为估计系数,第二行小括号中的数值为回归的 t 检验值;***表示在 1% 的统计水平上显著,**表示在 5% 的统计水平上显著,*表示在 10% 的统计水平上显著。

五、询价期间的换手率与投资银行定价

询价阶段的公共信息,也可以用市场收益之外的变量衡量。例如,Liu, Sherman and Zhang (2007) 用媒体关注衡量公共信息。我们在此也用询价阶段(5 天)的换手率作为公共信息的代理变量。换手率是可以公开观测到的指标。同时,换手率一般也被看做信息的代表。信息越多,交易也就越多。在此我们讨论投资银行是否对询价过程中的换手率信息进行了非充分调整。根据与前面类似的方法,我们采用下面的回归模型:

$$IR_i = \alpha + \beta_1 Exchange_i + \beta_2 Tech_i + \beta_3 Proceeds_i + \beta_4 Rank_i + \beta_5 Turnover5_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

$$Excess IR_i = \alpha + \beta_1 Exchange_i + \beta_2 Tech_i + \beta_3 Proceeds_i + \beta_4 Rank_i + \beta_5 Turnover5_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

回归结果如表7所示。

表7 询价期间换手率与IPO折价

变量	模型(1)	模型(2)
Intercept	4.385* (1.96)	4.382* (1.95)
Exchange	-0.097 (-0.29)	-0.094 (-0.28)
Tech	0.081 (0.45)	0.080 (0.44)
Rank	0.158* (1.66)	0.157* (1.64)
Proceeds	-0.205* (-1.96)	-0.205* (-1.95)
Turnover5	22.707*** (4.04)	22.582*** (4.02)

注：本表按照如下等式进行检验： $IR_i (\text{Excess } IR_i) = \alpha + \beta_1 \text{Exchange}_i + \beta_2 \text{Tech}_i + \beta_3 \text{Proceeds}_i + \beta_4 \text{Rank}_i + \beta_5 \text{Turnover5}_i + \varepsilon_i$ ，其中，模型(1)为对IPO样本首日收益IR进行回归的结果，模型(2)为对IPO样本首日起超额收益Excess IR进行回归的结果；Intercept为回归的截距项；Exchange为交易所哑变量，如果公司在上海证券交易所上市，则Exchange=1，否则Exchange=0；Tech为公司所处行业哑变量，如果样本公司所处行业为高科技行业，则Tech=0，否则Tech=1；Proceeds为IPO发行募集资金的对数；Rank表示样本IPO主承销商的等级，其值分别为1、2、3和4，数值越高，表示券商等级越高；Turnover5是公共信息的代理变量，为样本IPO结束前5天的在样本所在市场交易的所有A股股票的市值加权平均换手率；回归结果的第一行数值为估计系数，第二行小括号中的数值为回归的t检验值；***表示在1%的统计水平上显著，**表示在5%的统计水平上显著。

表7的结果显示，无论是对折价率还是经过市场调整的折价率进行回归，询价期间的换手率的系数都显著为正，说明IPO定价对公共信息的非充分调整现象同样存在。按照前面的方法，我们进一步进行两阶段回归，回归模型为：

$$\text{Turnover5}_i = \alpha + \beta \text{Fmean5}_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

$$\begin{aligned} IR_i (\text{Excess } IR_i) = & \alpha + \beta_1 \text{Exchange}_i + \beta_2 \text{Tech}_i + \beta_3 \text{Proceeds}_i \\ & + \beta_4 \text{Rank}_i + \beta_5 \varepsilon_i + \eta_i \end{aligned} \quad (8)$$

结果如表8所示，换手率与封闭型基金折价率之间有显著的正向关系。在剔除了封闭型基金的折价率所代表的投资者情绪之后，换手率的残差与折价率水平之间虽然仍然显著相关，但显著性已经从1%下降到10%的水平。而且，系数也大大下降了。在折价率回归中，换手率的系数从22.707下降到了10.342。在经过市场调整的折价率回归中，换手率的系数从22.582下降到了10.246。说明投资银行确实是在逆对风向。

表8 扣除投资者情绪后的询价期间换手率与IPO折价

Panel A				
Intercept	0.049 *** (13.09)			
Fmean5	0.069 *** (5.12)			
Panel B				
	IR		Excess IR	
Intercept	4.851 ** (2.06)	4.948 ** (2.11)	4.846 ** (2.06)	4.945 ** (2.11)
Exchange	-0.192 (-0.57)	-0.189 (-0.56)	-0.189 (-0.56)	-0.185 (-0.55)
Tech	0.098 (0.52)	0.099 (0.53)	0.096 (0.51)	0.098 (0.52)
Proceeds	-0.196 * (-1.81)	-0.201 * (-1.86)	-0.196 * (-1.80)	-0.201 * (-1.85)
Rank	0.177 * (1.79)	0.177 * (1.79)	0.176 * (1.78)	0.175 * (1.78)
ε	10.342 * (1.67)	44.960 * (1.75)	10.246 * (1.66)	45.224 * (1.76)
Rank * ε		-10.076 (-1.39)		-10.180 (-1.40)

注:Panel A 为对等式 $\text{Turnover5}_i = \alpha + \beta \text{Fmean5}_i + \varepsilon_i$ 进行的检验,其中 Intercept 为回归的截距项;Fmean5 是投资者情绪的代理变量,为样本 IPO 结束前 5 天的在样本所在市场交易的封闭式基金的平均折价率;Turnover5 是公共信息的代理变量,为样本 IPO 结束前 5 天的在样本所在市场交易的所有 A 股股票的市值加权平均换手率。Panel B 中第一栏和第二栏分别为对 IR 和 Excess IR 进行回归所得到的结果,每栏的第一列和第二列分别为对等式 $\text{IR}_i(\text{Excess IR}_i) = \alpha + \beta_1 \text{Exchange}_i + \beta_2 \text{Tech}_i + \beta_3 \text{Proceeds}_i + \beta_4 \text{Rank}_i + \beta_5 \varepsilon_i + \eta_i$ 和 $\text{IR}_i(\text{Excess IR}_i) = \alpha + \beta_1 \text{Exchange}_i + \beta_2 \text{Tech}_i + \beta_3 \text{Proceeds}_i + \beta_4 \text{Rank}_i + \beta_5 \varepsilon_i + \beta_6 \text{Rank}_i * \varepsilon_i + \eta_i$ 进行的检验,其中,Intercept 为回归的截距项;Exchange 为交易所哑变量,如果公司在上海证券交易所上市,则 Exchange = 1,否则 Exchange = 0;Tech 为公司所处行业哑变量,如果样本公司所处行业为高科技行业,则 Tech = 0,否则 Tech = 1;Proceeds 为 IPO 发行募集资金的对数;Rank 表示样本 IPO 主承销商的等级,其值分别为 1、2、3 和 4,数值越高,表示券商等级越高; ε 为 Panel A 的回归残差;Rank * ε 为 Rank 与 ε 的交叉项。回归结果的第一行数值为估计系数,第二行小括号中的数值为回归的 t 检验值;***表示在 1% 的统计水平上显著,**表示在 5% 的统计水平上显著,*表示在 10% 的统计水平上显著。

剔除投资者情绪之后的残差,反映的是投资者情绪之外的公共信息,与投资银行逆对风向无关。投资银行不应该对此进行部分调整。我们猜想,可能是因为投资银行,特别是等级低的投资银行在定价上存在一定的误差,导致了残差对折价水平仍然有微弱的影响。为此,我们在回归方程中加入一个投资银行等级和换手率残差的交叉项 Rank * ε ,看是否等级越高的投资银行,越能够准

确定价,把投资者情绪之外的公共信息全部放映到发行价格上。回归方程为:

$$\begin{aligned} IR_i(\text{Excess } IR_i) = & \alpha + \beta_1 \text{Exchange}_i + \beta_2 \text{Tech}_i + \beta_3 \text{Proceeds}_i \\ & + \beta_4 \text{Rank}_i + \beta_5 \varepsilon_i + \beta_6 \text{Rank}_i * \varepsilon_i + \eta_i \end{aligned} \quad (9)$$

表8的结果显示,无论是折价率还是市场调整后的折价率回归中,交叉项 $\text{Rank} * \varepsilon$ 的系数都是负的,而且确实都是不显著的。这说明,投资银行的等级越高,投资者情绪之外的公共信息就会越多地被反映到发行价格中去,从而不存在所谓的非充分调整现象,不会对折价水平产生任何影响。对于等级高的投资银行来说,一方面,他们的声誉资本更大,会更加逆对风向,对公共信息中的投资者情绪部分进行非充分调整;另一方面,对于公共信息中的非投资者情绪部分,更高的定价能力使得它们能够在发行价格中把这些信息更全面地反映出来,进行充分调整。这两种调整行为与投资银行等级的关系是相反的。我们的两阶段分析和交叉项方法,可以把这两种因素分离开来。我们的结果表明,投资银行确实是在积极准确定价的。

六、结 论

在IPO询价制度下,投资银行会首先给出一个询价区间,再根据询价过程收集到的信息,最终确定发行价格。询价过程中的市场信息,在投资银行确定发行价格时是已知的。但是,Loughran and Ritter (2002)发现,询价期间的市场收益与IPO折价水平之间有显著的正的关系,并据此认为投资银行的定价只对询价区间进行了非充分调整。这一现象比较难于解释。Lowry and Schwert (2004)的实证研究发现,公共信息和折价的关系虽然在统计上是显著的,但经济上并不显著。

运用中国2005—2007年的数据,我们发现,中国同样存在这一非充分调整现象。询价期间的市场收益与IPO折价水平的关系不仅统计上是显著的,其经济意义也是显著的。而且,更长期间的市场收益与IPO折价水平同样有正的显著关系,因此,这种关系并不是一个对询价期间信息进行非充分调整的问题。

对于IPO折价这一广泛存在的现象,理论界有很多的解释。但是,几乎没有任何文献专门研究来自业界的观点:投资银行是在逆对风向。询价过程中的市场收益水平和新股上市价都会受到投资者情绪的影响。如果投资银行根据投资者情绪调整发行价格,IPO折价就不会受投资者情绪的影响。只有在投资银行逆对风向制定发行价格的情况下,以往的市场收益率才会与折价水平相关。我们发现,如果采用两阶段回归方法,在剔除了市场收益中包含的投资者情绪信息,并考虑了市场收益与折价水平关系的非对称性后,询价过程中的公

共信息已经对折价水平没有任何影响了。这表明,投资银行出于声誉和市场份额的考虑,逆对风向行事,才导致了所谓的非充分调整现象。我们还发现,越是等级高的投资银行,其承销的 IPO 折价率越高。同时,越是等级高的投资银行,越会把投资者情绪之外的公共信息,更充分地反映在发行价格上。这说明等级高的投资银行更能够准确定价。

中国市场从 2005 年才开始正式实行询价制度。样本期间较短,期间中国市场又以牛市为主,这些可能会在一定程度上影响我们的结论。

参考文献

- [1] 贾春新、刘力,2006,首次公开发行:从理论到实证,《管理世界》2006 年第 7 期,第 159—169 页。
- [2] Aggarwal, R., L. Krigman, and K. Womack, 2002, Strategic IPO underpricing, information momentum, and lockup expiration selling, *Journal of Financial Economics* 66, 105—137.
- [3] Aggarwal, R., P. Conroy, 2000, Price discovery in initial public offerings and the role of the lead underwriter, *Journal of Finance* 55, 2903—2922.
- [4] Baker, M., J. Wurgler, 2006, Investor sentiment and the cross-section of stock returns, *Journal of Finance* 61, 1645—1680.
- [5] Baker, M., J. Wurgler, 2007, Investor sentiment in the stock market, *The Journal of Economic Perspectives* 21(2), 129—151.
- [6] Benveniste, L. M., and P. A. Spindt, 1989, How investment bankers determine the offer price and allocation of new issues, *Journal of Financial Economics* 24, 343—361.
- [7] Bradley, D., B. Jordan, 2002, Partial adjustment to public information and IPO underpricing, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 37, 595—616.
- [8] Brav, A., P. A. Gompers, 1997, Myth or reality? The long-run underperformance of initial public offerings: Evidence from venture and nonventure capital-backed companies, *Journal of Finance* 52, 1791—1821.
- [9] Carter, R. B., F. H. Dark, and A. K. Singh, 1998, Underwriter reputation, initial returns, and the long-run performance of IPO stocks, *Journal of Finance* 53, 285—311.
- [10] Cornelli, F., D. Goldreich, 2003, Bookbuilding: How informative is the order book? *Journal of Finance* 58, 1415—1444.
- [11] Cornelli, F., D. Goldreich, and A. Ljungqvist, 2006, Investor sentiment and pre-IPO markets, *Journal of Finance* 61, 1187—1216.
- [12] Hanley, K. W., 1993, Underpricing of initial public offerings and the partial adjustment phenomenon, *Journal of Financial Economics* 34, 231—250.
- [13] Liu, L. X., A. E. Sherman, and Y. Zhang, 2007, Media coverage and IPO underpricing, Available at SSRN; <http://ssrn.com/abstract=890602>.
- [14] Lee, C., A. Shleifer, and R. H. Thaler, 1991, Investor sentiment and the closed-end fund puzzle, *Journal of Finance* 46, 75—109.
- [15] Ljungqvist, A., V. Nanda, and R. Singh, 2006, Hot markets, investor sentiment, and IPO pricing, *Journal of Business*, Forthcoming.
- [16] Loughran, T., J. R. Ritter, 1995, The new issues puzzle, *Journal of Finance* 50, 23—52.

- [17] Loughran, T. , J. R. Ritter, 2002, Why don't issuers get upset about leaving money on the table in IPOs? *Review of Financial Studies* 15, 413—443.
- [18] Loughran, T. , J. R. Ritter, 2004, Why has IPO underpricing changed over time? *Financial Management* 33, 5—37.
- [19] Lowry, M. , G. W. Schwert, 2004, Is the IPO pricing process efficient? *Journal of Financial Economic* 71, 3—26.
- [20] McConnell, J. J. , G. C. Sanger, 1987, The puzzle in post-listing common stock returns, *Journal of Finance* 42, 119—140.
- [21] Miller, E. M. , 1977, Risk, uncertainty and divergence of opinion, *Journal of Finance* 32, 1151—1168.
- [22] Neal, R. , S. M. Wheatley, 1998, Do measures of investor sentiment predict returns? *Journal of Financial & Quantitative Analysis* 33(4) , 523—548.
- [23] Ritter, J. R. , 1991, The long-run performance of initial public offerings, *Journal of Finance* 42, 365—394.
- [24] Ritter, J. R. , I. Welch, 2002, A review of IPO activity, pricing and allocations, *Journal of Finance* 57, 1795—1828.
- [25] Weiss, K. , 1989, The post-offering price performance of closed-end funds, *Financial management* 18(3) , 57—67.

IPO Pricing: Are the Underwriters Leaning against the Wind?

Chunxin Jia Peidao Gao

(*Guanghua School of Management, Peking University*)

Abstract IPO initial returns are positively related to the market movement of book building period, which is called partial adjustment to public information by Loughran and Ritter (2002). Using Chinese data, we find that IPO initial returns are related to the market movement of book building and longer period, both economically and statistically significant. But this relationship disappears when we use 2SLS regressions to rule out the influence of investor sentiment on market return. We also find that higher-ranking underwriters tends to have higher initial return and incorporate more public information excluding investor sentiment in the offer price. This is consistent with the hypothesis that underwriters are leaning against the wind and pricing IPO correctly, which is claimed by professionals.

Key Words IPO Underpricing, Partial Adjustment, Investor Sentiment, Underwriter

JEL Classification G24, G32

我国证券投资基金动量交易行为的实证研究

杨胜男 邓可斌*

摘 要 本文运用我国基金市场交易数据对我国证券投资基金动量交易行为(追涨杀跌)进行实证研究,结果表明:(1)基金总体表现为动量交易者;(2)基金建仓和买入股票时表现为明显的动量交易者,清仓和卖出股票时表现为反向交易者,持仓时没有表现出明显的动量交易与反转交易倾向;(3)各风格基金动量交易行为不同,成长型基金动量交易倾向最强烈,价值型基金次之,而平衡型基金动量倾向明显较低;(4)股权分置改革和股市行情的转变对基金动量交易行为的影响则视情况而定。

关键词 证券投资基金,动量交易行为,ITM 指标

一、引 言

“动量交易”(momentum trade)又译为“惯性交易”或“正反馈交易”。具体是指投资者相信股票在过去一段时间的价格趋势会继续,因此买入前一阶段价格上涨的股票,卖出价格下跌的股票,表现为“追涨杀跌”行为。首次发现和系统论证动量现象应当归功于 Jegadeesh and Titman (1993)的经典论文,他们对纽约证券交易所(NYSE)和美国证券交易所(AMEX)上市股票的每日收益率(从1965年1月到1989年12月)的变动水平研究中发现,在3—12个月的中、长周期上,存在收益动量效应(momentum effect),而且即使经过风险调整并扣除交易费用,这种收益效应仍然显著。无独有偶,美国以外的其他股市也发现了股价动量交易行为的存在。Jegadeesh 和 Titman 有关“惯性交易行为”的研究引起

* 杨胜男,暨南大学经济学院硕士研究生;邓可斌,广东外语外贸大学国际工商管理学院讲师,金融学博士。通信作者及地址:邓可斌,广东外语外贸大学国际工商管理学院,510420;E-mail: dengkebin@mail.gdufs.edu.cn。作者感谢暨南大学经济学院杜金岷、中山大学岭南学院陆军对论文的意见,文责自负。

了学术界激烈的争论,不少学者对该交易行为进行了实证研究。Rewenhorst (1998)研究了12个欧洲国家上市交易股票在1978—1995年间的月收益率,结果表明,在考虑风险与规模因素后,收益动量效应在中期仍然存在。随后,Rewenhorst (1999)又以20个发展中国家在1982年1月—1987年4月股市的表现作为研究样本,发现短中期动量交易行为在其中6个国家可以获得显著正收益。并且如果把这20个国家的1750家股票作为整体来实施该动量策略,也可以获得显著收益。此外,Schiereck et al. (1999)基于法兰克福股票交易所的研究也发现,就中期(3—12个月)而言,动量交易交易行为能获得显著收益。

国内对惯性与反转交易的研究主要集中在股市(如周琳杰,2002;攀登等,2003;朱战宇等,2004),基本可以证实我国股市存在着动量交易行为和动量效应。但是国内系统性研究证券投资基金惯性与反转交易行为的相关文献至今较少。黄静和高飞(2005)以2000年末期到2004年6月半年度持仓为样本进行实证研究,发现我国基金交易频率很高,近90%的基金采用动量交易行为,基金新进入股票时动量效应最强。同时,不同风格基金的动量交易倾向存在差别,价值型基金更易采取动量交易行为,高动量组收益高于低动量组收益。徐捷和肖峻(2006)的研究则发现,基金总体上并不表现为动量交易者,其建仓或买入时表现为动量交易者,而清仓或卖出时表现为反转交易者。而且不同风格基金广泛采用动量及反转交易行为,并且基金投资活动总体加速了个股价值发现过程。

二、样本选取及研究方法

(一) 样本选取及数据来源

根据我国现有的信息披露要求,自1998年第二季度起,投资基金必须每季公布季度投资组合,主要包括季末占净值比例前10名的重仓股名称、数量、市值、占净值比例以及股票、债券投资规模等相关信息。此外,从2000年开始,投资基金每年还必须公布半年报和年报,主要包括期末基金全部持股明细、基金收益率等相关信息。为准确研究基金交易行为及其对市场的影响,本文以半年报和年报披露的基金持股明细为研究样本。^[1]

本文以2003年上半年至2006年上半年(共6个研究区间)半年报和年报披露的基金持股明细为样本。本研究数据来源如下:基金半年报和年报数据来源于巨潮资讯(<http://jjzx.cninfo.com.cn>)和上海万德(WIND)资讯数据库系统。基金收益率和股票收益率来源于CSMAR数据库系统。

[1] 对于在半年内买入又全部卖出或者卖出又全部补进的股票,半年报和年报无法体现,我们假定这两种交易相互抵消,研究不予考虑。这可能对本文的研究结果有一定的影响。

研究样本选取标准如下:

(1) 剔除债券基金、货币基金、指数基金以及系列基金。

(2) 剔除运作未满一年的基金。因为对于新成立的基金,根据其契约的规定,初始建仓期一般为3个月到半年,在此期间,交易基本为买入,所以若将其作为研究样本,容易造成买入动量交易行为假象。

(3) 剔除基金半年报或年报中持股组合中申购的未上市和上市未满1个月的新股。因为我国采用市值配售方式发行新股,所以新股上市初期,基金可能会卖出与其投资理念不相符合的新股。因此若将其作为研究样本,容易造成逆向卖出假象。

(4) 剔除披露资料不全的基金。

(5) 在2005年至2006年间,剔除基金所持有的因股权分置改革而暂时停牌的股票和债券。

(二) 研究方法和指标选取

1. ITM 指标——投资动量衡量指标

本文采取 Badrinath and Wahal(2002) 动量测度指标 ITM 来衡量基金的动量交易行为,本文按下式计算 ITM 值:

$$ITM_{jt}(k, l) = \sum_{i=1}^N (w_{ijt} - w_{ijt-l}) (R_{i,t-k} - R_{m,t-k}) \quad (1)$$

$$w_{ijt} = \frac{P_{it} H_{ijt}}{\sum_{i=1}^N P_{it} H_{ijt}} \quad (2)$$

其中, P_{it} 表示第 t 期期末股票 i 的价格, H_{ijt} 表示基金 j 在第 t 期期末持有股票 i 的数量, $R_{i,t-k}$ 表示个股 i 滞后 k 个研究区间(半年)的持有期回报, $R_{m,t-k}$ 表示市场组合的滞后 k 个研究区间(半年)的持有期回报,本文选取同期上证指数的收益率, k 表示滞后半年数, l 表示权重变化测度间隔半年数。ITM 表示的是基金仓位调整与滞后收益之间的关系。

当 $ITM > 0$ 时,表明该基金投资者采取动量交易;

当 $ITM < 0$ 时,表明该基金投资者采取反转交易。

2. HRatio 指标

本文还引入了另一种行为度量指标 $HRatio_{ijt}$, 定义为:

$$HRatio_{ijt} = \frac{H_{ijt}}{H_{ijt-l}} \quad (3)$$

$HRatio_{ijt}$ 反映基金组合内本期与上期持有股票数量的变化情况,根据 $HRatio_{ijt}$ 值的大小,本文进行分类,见表1(Badrinath and Wahal, 2002):

表 1 HR 指标行为分类

买		卖	
小规模增持	$1 < \text{HRatio}_{ijt} \leq 1.1$	小规模减持	$0.9 \leq \text{HRatio}_{ijt} < 1$
中等规模增持	$1.1 < \text{HRatio}_{ijt} \leq 1.3$	中等规模减持	$0.7 \leq \text{HRatio}_{ijt} < 0.9$
大规模增持	$1.3 < \text{HRatio}_{ijt}$	大规模减持	$0 < \text{HRatio}_{ijt} < 0.7$
建仓 (entry)	$\text{HRatio}_{ijt} = \infty$	清仓 (exit)	$\text{HRatio}_{ijt} = 0$

三、实证结果及分析

(一) 基金交易频率统计分析

表 2 报告了各相应期间的基金家数、样本基金数目以及基金股票投资规模等。

表 2 基金描述性统计

期间	基金家数	样本基金家数	基金股票投资规模
2003 年末期	110	60	1 632.76 亿份
2004 年中期	111	62	2 596.43 亿份
2004 年末期	154	78	3 187.15 亿份
2005 年中期	167	87	3 556.31 亿份
2005 年末期	215	82	4 255.50 亿份
2006 年中期	241	101	5 924.37 亿份

数据来源：wind 数据库。

本文对基金交易清仓与建仓频率的统计研究发现,我国基金公司进出股票交易非常频繁。

表 3 列出了相应各区间基金持股明细的建仓与清仓交易情况,其中建仓比例和清仓比例分别为基金本期建仓个数和清仓个数与期初持股总数之比的平均值。

表 3 建仓与清仓交易统计

期间	建仓比例	清仓比例	建仓个股占净值比例	清仓个股占净值比例
2003 年末期	0.418	0.543	0.192	0.264
2004 年中期	0.675	0.493	0.257	0.271
2004 年末期	0.526	0.478	0.201	0.236
2005 年中期	0.358	0.424	0.252	0.244
2005 年末期	0.308	0.296	0.216	0.198
2006 年中期	0.356	0.450	0.179	0.208
平均	0.440	0.447	0.216	0.237

表中显示,我国基金建仓比例和清仓比例分别高达 44% 和 44.7%,它们占

股票总市值的比例为 21.6% 和 23.7%。而 Badrinath and Wahal (2002) 对美国共同基金的实证分析发现,其上述比例分别为 14%、13%、8.4% 和 7.8%。数据对比表明,我国证券市场上基金建仓与清仓交易频率远远高于国外进出股票频率,持股以短中期为主。黄静和高飞(2005)对 2000 年末期到 2004 年 6 月我国基金半年度持仓的研究也得出了相同的结论。

另外,本文将表 3 中建仓和清仓个股占净值比例与建仓和清仓比例进行比较,发现前两者的值仅为后两者的 50% 左右,这表明我国基金对小规模公司的股票上建仓清仓交易非常频繁,而对大规模公司的股票持有期相对较长。与此相似,Badrinath and Walhal(2002)亦发现机构投资者建仓、清仓主要针对小市值个股而持仓调整主要针对大市值个股。笔者认为在我国引起这一现象的主要原因有:第一,我国证券市场上缺乏一批具有较高投资价值的蓝筹股。第二,小规模公司财务透明度不高,股价波动较大,经营风险高,但其短期盈利能力普遍较高。基金公司追求短期内的市值上升,以获取高额管理费,因此倾向于在小规模公司快进快出。第三,基金公司一般在小规模公司上的投资比例小,进出相对容易。

将 2005 年末期和 2006 年中期建仓、清仓比例及其占净值比例分别与各平均值比较,我们发现,2005 年末期的建仓和清仓比例明显低于总区间平均值,而 2006 年中期的建仓与清仓比例与总区间平均值相差不大。这说明,我国股权分置改革可能使基金公司进出股票频率有所下降;与此相反,股市行情从熊市向牛市的转变则可能使基金公司进出股票频率相对增加。

(二) ITM 指标与基金动量交易行为分析

本部分分别计算了样本中每家基金每个区间的 $ITM_{jt}(k, l)$, 其中 $k = 0, 1, 2, 3$ 分别表示对应当区间收益、滞后半年收益、滞后一年收益和滞后一年半收益,用以考察基金在当期的交易行为对本期、上期、下期和再下期的股票收益率是否存在动量交易。^{〔2〕} 因为本文样本数据来自基金半年报和年报,因此, $l = 1$ 。然后,本部分还分别计算出总体、建仓、清仓、持仓调整的 $ITM_{jt}(0, l)$, $ITM_{jt}(1, l)$, $ITM_{jt}(2, l)$ 和 $ITM_{jt}(3, l)$ 的平均值和中位数,用以考察基金在不同交易行为中的动量交易倾向。表 4 列出了各 ITM 值。

〔2〕 与 Badrinath and Wahal(2002)不同的是,本文选择计算 $ITM(3, l)$ 而不是 $ITM(4, l)$ 。因为本文样本数据以半年为一区间,若选 $ITM(4, l)$ 时间跨度较大,影响样本数量;另外动量交易者根据两年前的价格变化进行交易决策从理论上也不合理。

表4 基金动量交易行为指标 $ITM_{jt}(k,l)$ 测度

ITM_{jt}	全体股票		建仓股票		清仓股票		持仓股票	
	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数
$ITM_{jt}(0,l)$	2.871	3.779	1.823	1.520	0.764	0.080	0.284	0.406
	(23.22)***	(79.96)***	(5.94)***	(86.47)***	(1.03)	(53.01)	(0.27)	(63.45)**
$ITM_{jt}(1,l)$	0.148	0.004	0.762	0.050	-0.668	-1.680	0.123	0.185
	(1.65)**	(60.55)	(3.95)***	(70.32)***	(-3.48)***	(37.02)	(1.03)	(51.20)
$ITM_{jt}(2,l)$	0.020	0.023	0.845	0.075	-0.244	-0.780	0.021	-0.002
	(0.18)	(67.14)	(2.06)**	(68.38)**	(4.87)***	(45.93)	(2.08)**	(48.97)
$ITM_{jt}(3,l)$	1.682	1.170	1.542	1.390	0.044	0.137	0.096	0.201
	(23.95)***	(72.84)	(3.49)***	(83.17)***	(0.84)	(59.07)	(1.56)	(55.98)
正值百分比 比平均值	70.124		77.082		48.458		54.900	

注：上表中 ITM 值的单位为%，均值下方括号里为 Fama and Macbeth (1973) t 统计量，中位数下方括号里为正值百分比（单位%），即 $ITM > 0$ 所占的百分比；*，**，*** 分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平上显著（双尾检验）。

Grinblatt, Timan and Wermers (1995) 认为 $ITM_{jt}(0,l)$ 测度了证券投资基金期内的动量交易行为，但是 Nofsinger and Sias (1999) 与 Badrinath and Wahal (2002) 等对此提出了质疑，他们认为 $ITM_{jt}(0,l)$ 还可以表示基金羊群行为对期内收益的冲击。为了避免争议，本文将重点用 $ITM_{jt}(1,l)$ 、 $ITM_{jt}(2,l)$ 和 $ITM_{jt}(3,l)$ 来分析基金的动量交易行为。

从表4中，本文可以得到以下结论：

1. 基金总体表现为动量交易者。就全体股票而言， $ITM_{jt}(0,l)$ 、 $ITM_{jt}(1,l)$ 、 $ITM_{jt}(2,l)$ 和 $ITM_{jt}(3,l)$ 的均值和中位数均为正值，且 $ITM_{jt}(0,l)$ 和 $ITM_{jt}(3,l)$ 的均值均在 1% 的统计水平上高度显著， $ITM_{jt}(1,l)$ 的均值在 5% 的统计水平上显著。另外，从 ITM 的正值百分比来看，分别有 79.96%、57.14% 和 72.84% 的基金会根据上一期、上两期和上三期的个股收益采取动量交易行为。与我们的发现相似，Grinblatt, Timan and Wermers (1995)，Badrinath and Wahal (2002)，黄静和高飞 (2005) 均发现基金总体表现为动量交易者。但徐捷和肖峻 (2006) 的研究结果却表明我国证券投资基金总体并不表现为动量交易者。

2. 基金建仓时表现出显著的动量交易特征。 $ITM_{jt}(0,l)$ 、 $ITM_{jt}(1,l)$ 、 $ITM_{jt}(2,l)$ 和 $ITM_{jt}(3,l)$ 的值均大于 0，且除 $ITM_{jt}(1,l)$ 在 5% 的统计水平显著外，其他均在 1% 的统计水平高度显著，其中 $ITM_{jt}(3,l)$ 的均值高达 1.542%。同时， ITM 的正值百分比显示，高达 70.32% 和 83.17% 的基金建仓时分别就上一期和上三期的个股收益采取动量交易行为。平均而言，有 77.082% 的基金建仓时会采取动量交易行为。

3. 与市场上一般认为“追涨杀跌”相反，结果显示，基金清仓时并不“杀跌”，相反采取的是反转交易行为。本文可以看到， $ITM_{jt}(1,l)$ 、 $ITM_{jt}(2,l)$ 均在 1% 的统计水平上显著小于 0。虽然 $ITM_{jt}(3,l)$ 大于 0，但结果并不显著。

4. 基金持仓调整期间动量交易行为并不明显。表4显示, $ITM_{jt}(1, l)$ 、 $ITM_{jt}(2, l)$ 和 $ITM_{jt}(3, l)$ 虽都大于0,但只有 $ITM_{jt}(2, l)$ 结果显著。与 Badrinath and Wahal (2002)不同,持仓调整期间也并未表现出明显的反转交易行为。

上述结果说明,我国证券投资基金表现出“追涨不杀跌”的现象。建仓时倾向于采取动量交易策略即“追涨”;清仓时则具有处置效应,表现出反转交易倾向即“逢高卖出”,持仓调整期间并未表现有采取动量交易行为或反转交易行为倾向。于是本文将对持仓中的增仓和减仓两部分进行分析。

(1) 当 $HRatio_{ijt} > 1$ 且 $HRatio_{ijt} \neq \infty$ 时,表示增仓,即基金 j 在 t 期增加了对股票 i 的持有。

(2) 当 $HRatio_{ijt} < 1$ 且 $HRatio_{ijt} \neq 0$ 时,表示减仓,即基金 j 在 t 期减少了对股票 i 的持有。

检验结果见表5。

表5 增仓/减仓动量交易测度

ITM_{jt}	增仓		减仓	
	平均值	中位数	平均值	中位数
$ITM_{jt}(0, l)$	0.007	-0.550	0.185	0.155
	(2.02)*	(47.34)***	(2.35)**	(57.03)***
$ITM_{jt}(1, l)$	-0.001	0.134	0.124	-0.001
	(-1.13)	(53.18)	(1.31)	(46.15)*
$ITM_{jt}(2, l)$	0.009	0.625	0.011	0.008
	(1.34)	(51.94)	(0.89)	(50.87)
$ITM_{jt}(3, l)$	-0.024	-0.160	0.121	0.012
	(0.84)	(43.17)	(0.04)	(54.93)**

注:上表中 ITM 值的单位为%,均值下方括号里为 Fama and Macbeth (1973) t 统计量,中位数下方括号里为正值百分比,即 $ITM > 0$ 所占百分比;*, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平上显著(双尾检验)。

表5显示,基金无论是增仓还是减仓时都没有表现出明显的动量交易或反转交易特征。本文可以看到,基金增仓时, $ITM_{jt}(1, l)$ 和 $ITM_{jt}(3, l)$ 均值都小于0,但不显著; $ITM_{jt}(2, l)$ 的值大于0,亦不显著。而且,它们三者的值的绝对值都很小。在基金减仓时, $ITM_{jt}(0, l)$ 、 $ITM_{jt}(1, l)$ 、 $ITM_{jt}(2, l)$ 和 $ITM_{jt}(3, l)$ 均大于0,但都不显著。这可能是因为大部分基金增仓和减仓时量都不是很大,只是正常的头寸调整或投资策略调整,所以没有呈现明显的动量或反向交易特征。

与徐捷和肖峻(2006)类似,为了检验我国证券投资基金总体上的买入和卖出交易行为,本文进一步将基金交易分为买入和卖出两类:建仓和增仓为买入类,清仓和减仓为卖出类。检验结果见表6。

表 6 买入/卖出动量交易指标 $ITM_{jt}(k, l)$ 测度

ITM_{jt}	买入		卖出	
	均值	中位数	均值	中位数
$ITM_{jt}(0, l)$	1.830	1.214	0.320	0.098
	(1.95) *	(80.35) ***	(0.69)	(56.04) ***
$ITM_{jt}(1, l)$	0.949	0.492	-0.185	-0.501
	(1.04)	(55.37)	(6.54) ***	(48.82)
$ITM_{jt}(2, l)$	0.854	0.521	-0.319	-0.008
	(3.18) ***	(57.98)	(2.61) ***	(49.07)
$ITM_{jt}(3, l)$	1.986	0.915	0.304	0.096
	(5.34) ***	(63.47) ***	(1.55)	(55.02) ***

注：上表中 ITM 值的单位为%，均值下方括号里为 Fama and Macbeth (1973) t 统计量，中位数下方括号里为正值百分比，即 $ITM > 0$ 所占的百分比；*，**，*** 分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平上显著（双尾检验）。

Grinblatt, Titman and Wermers (1995) 分析了美国 1975—1984 年 274 家共同基金 (mutual funds) 的季度持股变化以研究其交易策略，结果发现 77% 的基金采用动量策略，且买方动量较卖方动量更为显著。但分析表 6，本文发现，我国基金行为与他们的发现显然不同：

1. 我国证券投资基金买入股票存在显著的动量交易行为，此结果与建仓相似。该情况下， $ITM_{jt}(1, l)$ 、 $ITM_{jt}(2, l)$ 和 $ITM_{jt}(3, l)$ 的均值全部大于 0，其中 $ITM_{jt}(2, l)$ 和 $ITM_{jt}(3, l)$ 具有高度显著性。因为买入行为包括持仓和建仓两种行为，前文的实证结果表明，建仓存在显著的动量交易行为，而持仓不存在显著的动量交易行为。这可能说明，买入股票中存在显著的动量交易行为主要或本质上是因建仓行为中的动量交易行为导致的。

2. 与买入截然相反的是，我国证券投资基金卖出股票时表现出反转交易倾向。相应的 $ITM_{jt}(1, l)$ 和 $ITM_{jt}(2, l)$ 的值均小于 0，且结果显著。

3. Badrinath and Wahal (2002) 将买入与卖出的 ITM 的均值简单求和用以表现其净效果。采取此方法，本文得出买入与卖出的净效果为 0.284，此结果显示我国证券投资基金总体上采用动量交易行为，此结果进一步印证了表 4 的结论，从而说明本文具有良好的稳健性。

(三) HRatio 指标与基金投资行为分析

本部分在计算出 $HRatio_{ijt}$ 的基础上，按表 1 中所述方法，将其进行分类，并分别计算出每类交易行为（清仓、大规模减持、中等规模减持、小规模减持、无交易、建仓、大规模增持、中等规模增持和小规模增持）的数量、上期超额收益率、本期超额收益率和下期超额收益率。检验结果见表 7 和表 8。

表7 买入 HR 指标测度

HR 值	$\text{HRatio}_{ijt} = \infty$	$1.3 < \text{HRatio}_{ijt}$	$1.1 < \text{HRatio}_{ijt} \leq 1.3$	$1 < \text{HRatio}_{ijt} \leq 1.1$
交易次数	13 097	2 310	1 461	848
比例	0.3502	0.0657	0.0416	0.0241

表8 卖出 HR 指标测度

HR 值	$0.9 \leq \text{HRatio}_{ijt} < 1$	$0.7 \leq \text{HRatio}_{ijt} < 0.9$	$0 < \text{HRatio}_{ijt} < 0.7$	$\text{HRatio}_{ijt} = 0$
交易次数	761	1 200	2 687	12 302
比例	0.0217	0.0342	0.0765	0.3729

注:当 $\text{HRatio}_{ijt} = 1$,即无交易时,所占交易次数为 460,占有比例为 0.0131。

从表7和表8可以发现,我国基金在进行股票组合调整时,喜欢彻底退出并投资新的股票。在研究区间,基金清仓($\text{HRatio}_{ijt} = 0$)和建仓($\text{HRatio}_{ijt} = \infty$)的次数分别高达12 302和13 097次,分别占总交易次数的37.29%和35.02%。而小规模增仓($0.9 \leq \text{HRatio}_{ijt} < 1$)、小规模建仓($1 < \text{HRatio}_{ijt} \leq 1.1$)和无交易($\text{HRatio}_{ijt} = 1$)三者总共才占总交易次数的5.89%。我国基金进出股票频繁,这说明我国股市还是一个弱有效市场,股市波动大,“买入并持有”的投资策略并不完全适合我国特殊的股市,在我国真正意义上的长期、稳健的投资风格还有待形成。

(四) 基金风格与动量交易行为分析

上述研究表明,我国基金的主要交易行为是清仓与建仓,其比例之和高达72.31%。接下来将按基金风格对清仓与建仓交易中的动量倾向进行研究。

理论上,不同风格的基金其投资行为应该不尽相同。Badrinath and Sunil wahla (2002)的实证研究证明了此观点。他们根据风格对美国机构投资者的交易行为进行研究,发现成长型基金和平衡型基金的动量交易倾向较为明显,其ITM值分别为0.0066和0.0065,而价值型基金的ITM值仅为0.0003,动量交易倾向较小。

随着我国股票市场日趋成熟,我国基金的品种与风格越来越多样化。但是我们发现,其中成长型、平衡型和价值型的基金所占比例最高,在某种程度上达到了三足鼎立的局面。因此本文将就这三种不同风格的基金在建仓与清仓时的交易行为进行研究。与黄静和高飞(2005)不同的是,本文的基金投资风格按天相数据库所公布的各基金在长期投资中所采取的风格,而不是按其招募书(即事先确定)的风格进行研究。

表9对样本基金的风格作了简单的描述性统计。可以发现我国成长型基金和平衡型基金所占比例较大,而价值型基金所占比例相对较小。

表9 各风格基金数量统计

时间 风格	2003 年下	2004 年上	2004 年下	2005 年上	2005 年下	2006 年上	合计
成长型	27	28	35	36	36	46	208
价值型	8	9	11	11	12	15	66
平衡型	17	18	23	24	24	29	135
其他	7	7	9	11	11	11	56
合计	60	62	78	81	82	101	464

下面本文通过计算各风格基金的 ITM 值研究其建仓与清仓时的交易行为。

表 10 和表 11 分别报告了各风格基金在建仓和清仓时的动量交易测度。我们发现：

1. 就整体而言,各风格基金在建仓时表现为动量交易者,而清仓时则表现为反转交易者。在建仓时,各 ITM 均值都大于 0,且多数结果显著。相反,在清仓时,大部分 ITM 值都小于 0,且结果显著,仅剩的 4 个大于 0 的 ITM 均值结果均不显著。这一结果与表 4 结果相同,说明本文结论具有良好的稳健性。

2. 比较而言,各风格基金采取动量交易行为的程度有所不同。建仓时,成长型基金表现出最强烈的动量交易倾向,价值型基金次之,而平衡型基金的动量交易测度值明显低于前两者。清仓时,成长型基金反转交易倾向最明显,而价值型基金和平衡型基金的反转交易强度相差不大。

表 10 各风格基金建仓动量交易指标 $ITM_{\mu}(k, l)$ 测度

ITM_{μ}	成长型		价值型		平衡型	
	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数
$ITM_{\mu}(0, l)$	2.167	1.984	1.261	1.573	0.946	1.907
	(2.00) **	(88.06) ***	(3.03) ***	(87.34) ***	(4.23) ***	(76.62) ***
$ITM_{\mu}(1, l)$	1.715	0.167	2.335	3.967	1.005	2.391
	(1.67) *	(60.59) *	(8.37) ***	(88.76) ***	(2.97) ***	(78.16) ***
$ITM_{\mu}(2, l)$	1.611	1.816	0.956	0.969	0.893	1.091
	(5.03) ***	(70.01) ***	(1.16)	(65.39) ***	(3.73) ***	(73.30) ***
$ITM_{\mu}(3, l)$	2.984	3.180	2.349	1.013	1.348	0.325
	(4.38) ***	(87.31) ***	(2.95) ***	(85.52) ***	(1.94) *	(67.38) ***
平均值	2.119		1.725		1.048	

注：上表中 ITM 值的单位为%，均值下方括号里为 Fama and Macbeth(1973) t 统计量，中位数下方括号里为正值百分比，即 $ITM > 0$ 所占的百分比；*，**，*** 分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平上显著（双尾检验）。

表 11 各风格基金清仓动量交易指标 $ITM_{jt}(k, l)$ 测度

ITM_{jt}	成长型		价值型		平衡型	
	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数
$ITM_{jt}(0, l)$	-0.328	0.264	0.041	-0.750	1.377	0.035
	(0.95)	(56.24)	(1.97)	(48.00)	(0.61)	(52.93)
$ITM_{jt}(1, l)$	-0.907	-0.872	-0.073	0.388	-2.629	-3.087
	(-2.53)**	(39.37)**	(2.23)*	(53.16)	(2.97)***	(30.62)***
$ITM_{jt}(2, l)$	-2.150	-1.642	-1.954	-0.003	0.003	0.001
	(3.76)***	(40.93)*	(3.18)***	(49.64)	(1.25)	(50.34)
$ITM_{jt}(3, l)$	-1.082	0.874	0.321	-1.100	-0.433	0.051
	(2.73)***	(61.65)**	(1.05)	(59.94)***	(1.83)*	(50.86)
平均值	-1.117		-0.416		-0.421	

注：上表中 ITM 值的单位为%，均值下方括号里为 Fama and Macbeth (1973) t 统计量，中位数下方括号里为正值百分比，即 $ITM > 0$ 所占的百分比；*，**，*** 分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平上显著（双尾检验）。

此研究结果与徐捷和肖峻(2006)以及黄静和高飞(2005)的研究结果完全不同。他们的研究表明，我国价值型投资基金建仓时动量交易倾向最强烈，而清仓时其反转交易最明显。但是从理论上而言，由于成长型基金其投资对象以高成长性的股票为主，其主要目标是追求资本利得，而价值型基金和平衡型基金则以绩优股为主，以追求股利收入为主要目标。所以相对来说，成长型基金应该最重视当期股价涨跌并采取积极买卖的投资策略，其动量效应应该最明显。由此说明，本文的实证结果更贴近理论。

（五）股权分置改革和股市行情的变化与基金动量交易行为的实证检验

据我们所掌握的资料，关于股改与动量行为之间的关系，国内至今尚未有人研究，而关于市场行情对动量交易影响的研究也较少。考虑到 2005 年下半年和 2006 年上半年处于股权分置改革期间，而 2006 年上半年又是我国股市从熊市向牛市转变的过渡区间，本文分别计算了 2005 年下半年和 2006 年上半年的动量交易指标^[3]，将之与整个研究区间的平均值比较，用以考察股权分置改革和股市行情的转变对证券投资基金动量交易行为的影响。其中 2005 年下半年的数据用来考察股改的影响，而对 2006 年上半年的数据，本文还将它与 2005 年下半年数据对比分析，试图将股改与股市行情转变对动量交易的影响分开。^[4] 研究结果见表 12。

[3] 为了简化计算，这里本文只计算了 $ITM(0, l)$ 、 $ITM(1, l)$ 和 $ITM(2, l)$ 。

[4] 此方法可能过于简单，存在一定的局限性，笔者将在以后的研究中涉及。

表 12 特殊区间动量交易行为测度

		总体	建仓	清仓	持仓调整
$ITM_{\mu}(0,l)$	2005 年下	2.322	3.370	-1.100	0.052
		(6.07)***	(3.85)***	(1.98)**	(0.91)
	正值百分比	75.8	89.63	47.92	51.22
	2006 年上	-0.290	2.760	-0.670	-2.380
		(-0.58)	(2.32)**	(-2.69)***	(-1.83)*
	正值百分比	41.7	80.05	43.38	42.86
	平均值〔5〕	2.871	1.823	0.764	0.284
		(23.22)***	(5.94)***	(1.03)	(0.27)
	正值百分比	79.96***	86.47***	53.01	63.45**
$ITM_{\mu}(1,l)$	2005 年下	0.682	2.388	-1.324	-0.382
		(3.12)***	(2.976)***	(-4.65)***	(-1.17)
	正值百分比	71.00	73.31	43.01	51.24
	2006 年上	2.873	1.89	0.97	0.013
		(8.07)***	(1.84)*	(0.31)	(0.74)
	正值百分比	81.80	79.15	56.39	43.01
	平均值	0.148	0.762	-0.668	0.123
		(1.65)**	(3.95)***	(-3.48)***	(1.03)
	正值百分比	60.55	70.32***	37.02	51.20
$ITM_{\mu}(2,l)$	2005 年下	0.052	2.480	0.01	0.005
		(0.186)	(1.963)***	(-0.79)	(0.17)
	正值百分比	58.10	71.08	39.42	59.49
	2006 年上	1.415	3.790	-1.780	-3.938
		(4.537)***	(2.346)***	(-5.45)***	(-1.89)*
	正值百分比	73.3	80.31	49.37	35.67
	平均值	0.020	0.845	-0.244	0.021
		(0.18)	(2.06)**	(4.87)***	(2.08)**
	正值百分比	67.14	68.38**	45.93	48.97

注：上表中 ITM 值和正值百分比的单位为%，下方括号里为 Fama and Macbeth (1973) *t* 统计量，*，**，*** 分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平上显著（双尾检验）。

1. 就总体股票而言

(1) 2005 年下半年和 2006 年上半年证券投资基金者表现出明显的动量交易倾向，与整个样本区间的表现相同，这说明股改对基金投资者的动量交易行为影响不大。其中，2005 年下半年的 $ITM(0,l)$ 和 $ITM(1,l)$ 的均值均大于 0，且结果在 1% 的统计显著水平上显著，其正值百分比分别为 71% 和 58.10%；而 2006 年上半年有所不同， $ITM(1,l)$ 和 $ITM(2,l)$ 均值都显著大于 0 且远大于平

〔5〕 平均值为整个样本区间的平均值，在表 4 中已列出。

均值,且正值百分比均高于平均水平,高达81.8%和73.3%,而 $ITM(0,l)$ 却小于0,但不显著。不过因为前文已提到 $ITM(0,l)$ 的意义还存在争议,所以 $ITM(0,l)$ 的结果并不影响本文对动量交易的测度。

(2) 将2005年下半年的数据与2006年下半年的数据进行对比,本文发现,2006年上半年的动量交易倾向更为显著,且采取动量交易行为的基金投资者也远远多于2005年下半年。因此,就总体股票而言,股市行情由熊市向牛市转变可能导致更多的证券投资基金交易者采取动量交易行为,且采取程度更高。

2. 基金建仓时

(1) 2005年下半年和2006年上半年的 ITM 值和正值百分比都明显大于整个样本区间的平均值,说明在这两个区间建仓时,动量交易行为比整个样本区间要严重。基金清仓时,虽然2005年下半年和2006年上半年都表现出反转交易行为倾向,但与整个样本区间的表现又有不同之处:2005年下半年, $ITM(1,l)$ 为-1.324,其绝对值远远大于整个区间的平均值-0.668,而 $ITM(2,l)$ 虽然大于0但不显著,由此说明,在股改期间,清仓时的反转交易行为更为严重;2006年上半年, $ITM(2,l)$ 为-1.780,绝对值大于整个区间平均值-0.244, $ITM(0,l)$ 也显著为负,而 $ITM(1,l)$ 虽然为正却不具有统计显著性,所以2006年上半年清仓时的反转交易行为倾向更明显。

(2) 将两区间数据进行对比发现,2006年建仓与清仓时的各 ITM 值的正值百分比都要高于2005年相应的各正值百分比,说明在股市行情过渡期间,建仓时有更多的基金交易者采取动量交易,清仓时采取反转交易的基金交易者减少。

3. 基金持仓时

2005年下半年的 ITM 值显示,基金投资者并不表现为动量交易者或者反转交易者;而2006年上半年的 $ITM(2,l)$ 在10%的统计显著水平上小于0,表明基金投资者采取轻微的反转交易行为。因此本文可以得出结论,股改对持仓时的基金动量交易行为影响不大,但是股市行情的转变却令基金投资者对持仓股票有轻微的反转交易倾向。

(六) 投资基金动量交易行为的绩效研究

本文将每个区间的样本基金按 ITM 值大小分成动量交易组和反转交易组。因为有些基金的 ITM 虽然大于0,但却不显著,因此我们按照以下方法进行分类^[6]:

$ITM >$ 两倍标准差, 动量交易组; $ITM < -$ 两倍标准差, 反转交易组。

[6] 感谢匿名审稿人提出这一修改方法。

然后,我们比较其投资绩效。本文用基金的平均收益率作为投资绩效的衡量标准。

表 13 列出了动量交易组和反转交易组的每个样本区间的平均收益率。通过分析本文发现,总体上来说,采取动量交易策略的基金的收益明显高出采取反转交易策略的基金,尤其是在 2006 年上半年,这种优势更加明显。这说明在我国证券投资基金采取动量交易行为是相对有效的。

表 13 动量交易行为与反转交易行为收益率比较

收益率	2003 年下	2004 年上	2004 年下	2005 年上	2005 年下	2006 年上
ITM(0,I) > 两倍标准差	0.873%	5.938%	4.011%	-1.354%	-1.993%	26.012%
ITM(0,I) < -两倍标准差	-1.319%	6.321%	3.206%	-1.365%	-1.037%	22.384%
ITM(1,I) > 两倍标准差	1.861%	5.238%	3.924%	-1.673%	-1.983%	22.802%
ITM(1,I) < -两倍标准差	-0.813%	4.264%	3.267%	-3.037%	-2.351%	18.079%
ITM(2,I) > 两倍标准差	2.398%	7.986%	4.329%	-1.069%	0.038 %	23.984%
ITM(2,I) < -两倍标准差	-2.004%	6.036%	1.305%	-2.364%	-1.694%	19.345%
ITM(3,I) > 两倍标准差	1.392%	7.990%	3.967%	-0.276%	-1.001%	27.315%
ITM(3,I) < -两倍标准差	-1.587%	6.322%	3.034%	-1.946%	-2.292%	24.034%

四、结 论

通过对我国证券投资基金的动量交易行为进行实证研究,本文得出以下结论:

1. 我国基金进出股票非常频繁,其建仓与清仓交易频率远远高于国外交易频率,持股以短中期为主。进一步研究发现,我国基金对小规模公司的股票建仓清仓交易非常频繁,而对大规模公司的股票持有期相对较长。

2. 基金总体上表现为动量交易者。按基金对股票操作研究,本文发现我国证券投资基金表现为“追涨不杀跌”:建仓时表现出明显的动量交易倾向,但是清仓时并不杀跌,而是采取反转交易策略;基金持仓调整期间动量交易行为和反转交易行为均不明显。另外,本文将持仓分为增仓与建仓进行研究,发现其动量交易行为仍不显著。

3. 通过将基金交易分成买入与卖出两类,本文发现:我国基金在买入股票时存在明显的动量交易行为,但是在卖出股票时却表现出明显的反转交易行为。

4. 虽然总体来说,各风格基金在建仓时表现为动量交易者,清仓时为反转交易者,但具体而言它们采取动量交易行为的程度不尽相同。建仓时,成长型基金动量交易最为明显,价值型基金次之,而平衡型基金的动量交易测度值明显低于前两者。清仓时,成长型基金反转交易倾向最明显,而价值型基金和平衡型基金的反转交易强度相差不大。

5. 通过对2005年上半年和2006年下半年的ITM值进行分析,本文发现,我国股权分置和市场行情从熊市向牛市的转变对基金投资者的动量交易行为影响视情况而定。对总体股票而言,股改对其动量交易行为影响不大,但是股市行情由熊市向牛市转变可能导致更多的证券投资基金交易者采取动量交易行为,且采取程度更高。基金建仓时,股改期间动量交易行为更加严重。相反的是,清仓时,股改期间反转交易行为更加严重,而股市行情的转变均导致上述比例相应提高。基金持仓期间,股改对基金动量交易行为影响不大,但是股市行情的转变却令基金投资者对持仓股票有轻微的反转交易倾向。

6. 在我国,采取动量交易行为的基金的收益率明显高于采取反转交易策略的基金的收益率。这说明我国基金存在明显的“动量效应”。

参考文献

- [1] 方军雄,2006,我国证券投资基金投资策略及绩效的实证研究,《经济科学》第4期,第81—84页。
- [2] 黄静、高飞,2005,基金投资行为与投资绩效实证研究,《证券市场导报》第2期,第32—38页。
- [3] 攀登、施东晖和曹敏,2003,中国个人投资者采取股价趋势交易策略的经验研究,《世界经济》第11期,第71—77页。
- [4] 唐伟敏、唐湘晋,2003,基于价格动量和交易量实证研究,《武汉理工大学学报》第4期,第495—498页。
- [5] 施东晖,2001,证券投资基金的交易行为及其市场影响,《世界经济》第10期,第26—31页。
- [6] 徐捷、肖峻,2006,证券投资基金动量交易行为的经验研究,《金融研究》第7期,第113—122页。
- [7] 张羽、李黎,2005,证券投资基金交易行为及其对股价的影响,《管理科学》第4期,第77—85页。
- [8] 朱战宇、吴冲锋和王承炜,2004,股市价格动量与交易量关系:中国的经验研究与国际比较,《系统工程理论与实践》第2期,第1—7页。
- [9] 周琳杰,2002,中国股票市场动量策略盈利性研究,《世界经济》第8期,第60—64页。
- [10] Badrinath and S. wahl, 2002, Momentum trading by institutions, *Journal of Finance* 6, 2449—2478.
- [11] Fama, E. and J. Macbeth, 1973, Risk, return, and equilibrium: empirical tests, *Journal of Political Economy* 81, 607—636.
- [12] Grinblatt, M., S. Titman, and R. Wermers, 1995, Momentum investment strategies, portfolio performance, and herding: A study of mutual fund behavior, *American Economic Review* 85, 1088—1105.
- [13] Jegadeesh, N. and S. Titman, 1993, Return to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency, *Journal of Finance* 48, 65—91.
- [14] Nofsinger, J. and R. Sias, 1999, Herding and feedback trading by institutional and individual investor, *Journal of Finance* 54, 2263—2295.
- [15] Rewenhorst, K. G., 1998, International momentum, *Journal of Finance* 53, 267—284.
- [16] Rewenhorst, K. G., 1999, Local return factors and turnover in emerging stock market, *Journal of Finance* 54, 1439—1464.
- [17] Schiereck, D., W. De Bondt and M. Weber, 1999, Contrarian and momentum strategies in Germany, *Financial Analyst Journal* 55, 104—116.

A Study on Securities Investment Funds' Invest Behaviors of Momentum Trading: Evidence from China

Shengnan Yang

(*College of Economics, JiNan University*)

Kebin Deng

(*School of Management, GuangDong University of Foreign Studies*)

Abstract What this empirical paper trying to figure out is the behaviors of momentum trading in China's securities investment funds. We get the following conclusions: Firstly, the overall performance of funds are pretty much like that of momentum traders; Secondly, the funds act as momentum traders both at the time of entering and buying stocks, nevertheless they act as contrarian traders while exiting and selling stocks, and they act as neither momentum traders nor contrarian traders when investors decide to ongoing hold in position. Thirdly, there is diversity across different types of funds, the momentum trading inclination of Growth Funds is strongest, the next is that of Value Funds, and the lowest is the inclination of Balanced Funds; Finally, the effect of Equity Division Reform on momentum traders is uncertain.

Key Words Securities Investment Funds, Behavior of Momentum Trading, ITM Index

JEL Classification C22, G12, G15

交叉上市证券的价格差异

杨 婷 徐信忠 杨云红*

摘 要 本文建立了一个静态的理性预期模型,并借助这个模型讨论了交叉上市证券在市场分割条件下的资产定价问题。在本文的模型框架下,市场交易通过信息渠道和流动性渠道影响市场均衡价格。投资者的风险态度、系统风险因子和市场间信息不对称等因素的变化通过改变信息渠道和流动性渠道对市场均衡价格的影响程度间接影响市场均衡价格。本文通过理论模型证明:(1)从信息渠道看,市场内掌握信息的投资者越厌恶风险,交叉上市证券的价差受信息变化的影响越大;从流动性渠道看,随着市场内掌握信息的投资者越来越厌恶风险,交叉上市证券的价差受流动性的影响经过短暂的增长后逐渐变小。(2)一个市场发行的证券的系统风险越高,该市场的均衡价格就越高于其他市场的均衡价格。(3)市场间信息不对称越严重,交叉上市证券的价差受信息变化和流动性变化的影响越大。此外,模型分析还发现:(4)一个市场的流动性越高,该市场的均衡价格就越高。(5)交叉上市公司在一个市场内的证券发行规模越大,证券在该市场的市场均衡价格就越低。

关键词 交叉上市,价格差异,信息渠道,流动性渠道,市场间信息不对称

一、引 言

在过去的几十年中,越来越多的公司同时在多个证券交易所交叉上市(cross listing)。根据经典的资产定价理论,对于这些在多个市场交叉上市的同属一个公司的证券,由于其现金流一致,所以它们的内在价值应该一致。而事实上,由同一家公司发行的不同市场的证券的交易价格并不总是一样的,证券的交易价格受上市所在地市场的影响。以 Jardine Group 为例,虽然该公司的股

* 杨婷,中国人民银行研究局博士后;徐信忠,北京大学光华管理学院金融学教授、博士生导师、光华管理学院副院长,曾任英国英格兰银行货币政策局金融经济学家和英国 Lancaster 大学管理学院金融学讲座教授;杨云红,北京大学光华管理学院金融学副教授。通信作者及地址:杨婷,北京市西城区成方街 32 号 2-212,100800;E-mail:yangping@gsm.pku.edu.cn。本文得到国家自然科学基金重点项目(基金号:70432002)资助。作者感谢匿名审稿人提出的宝贵意见,当然,文责自负。

票在香港退市后到新加坡继续上市,但是其核心业务仍然在中国香港和中国内地。Chan, Hameed and Lau(2003)发现,在香港退市后,Jardine Group 的股票价格波动与香港市场的相关性低于其与新加坡市场的相关性。Froot and Dabora(1999)对 Royal Dutch/Shell、Unilever N. V./Unilever PLC 和 SmithKline Beecham 三组“孪生股票”(twin stocks)的研究也证实,股价的确与上市地市场有关。

已有文献主要从以下几个方面解释了交叉上市证券价格差异的成因:

(1) 需求差异假说(differential demand argument)。在资本市场分割的前提下,不同市场的投资者进行跨市场投资受到限制。Errunza and Losq(1985)证明,投资限制(investment barrier)严重的市场内的证券的价格较低。Eun and Janakiramanan(1986)首先研究了国内投资者是否可以持有在国外市场交易的证券(foreign ownership restriction)对证券价格的影响。他们用两国家模型证明,当国内投资者仅能持有很少量的国外证券,或者根本就不能持有在国外市场交易的证券时,国内投资者要为本国市场内的证券支付溢价。在另外一个模型中,Stulz and Wasserfallen(1995)研究了仅有少量的外国投资者被允许在国内市场上交易股票的情形。在这种所有权限制(ownership restriction)约束下,国内市场的上市公司会为了实现公司价值最大化,利用国内外投资者对国内市场上的证券的需求弹性差异分别定价,即上市公司会对需求的价格弹性较低的一方定高价。

(2) 投资者的风险态度假说(differential risk hypothesis)。在 Eun and Janakiramanan(1986)的两国家模型中,国内市场的投资者由于受到所有权限制的约束而不能无限制地参与国外证券市场的交易。他们从理论上证明,一个市场的投资者的风险厌恶程度越低,他们要求的风险溢价就越低,这个市场上的证券价格就越高。Ma(1996)也证明,投资者的风险态度是造成交叉上市证券价格差异的原因之一。

(3) 信息不对称假说(asymmetric information hypothesis)。市场分割条件下,不同市场间的信息传递会遇到障碍。Grossman and Stiglitz(1980)提出的信息不对称假说认为信息的获得是有成本的,不同的投资者对信息的获得是不同的。各交叉上市市场内的投资者在信息获得上的差异会造成资产价格的不同。Veldkamp(2006)研究了信息获取成本对证券价格协同运动的影响。在他的模型中,投资者获得不同的信息需要支付不同的成本;越是被其他投资者广泛了解的信息,其获得成本越低。受信息获取成本的影响,投资者只能有选择地从市场获取信息。在风险资产市场与信息市场同时达到均衡的条件下,投资者获得信息的成本过低或者过高都会降低股价的相关性,股价的协同运动减弱。这说明,交叉上市证券的信息不对称会影响证券的市场均衡价格。另一方面,由

于信息获取成本的存在,掌握信息的投资者必须决定是否参与市场交易、向市场扩散信息(见 Cho, Shin, and Singh, 1999)。Chowdhry and Nanda(1991)的模型研究了单一资产在多个市场交易的情况,Bhushan(1991)的模型则研究了多个资产在同一市场交易的情况。这些早期的模型提出的市场信息完美(如假设市场完全整合)、市场信息完全缺失(如假设市场完全分割)等假设是有缺陷的。Hargis and Ramanlal(1998)详细分析了信息不完全透明以及两个市场的信息透明程度不同对交叉上市证券的影响。他们指出,提高国内市场与国外市场间的信息透明(information transparency)程度,使对方市场的投资者可以更准确地了解本市场的成交情况,可以促进国内市场的发展,提高市场流动性与交易量。

(4) 流动性假说(liquidity hypothesis)。Amihud and Mendelson(1986)最早对证券流动性与市场价格的关系进行了理论分析和实证研究。他们认为资产的流动性会对资产的价格产生影响,流动性差的资产面临流动性风险,投资者会要求这样的资产提供比流动性好的资产更高的收益,即流动性差的资产必须采用比同类流动性好的资产更低的价格以吸引投资者持有该资产。Grossman(1992)指出,由于各证券市场的流动性不同,相同资产在不同市场的交易价格在短期内会相互偏离。Doidge, Karolyi, and Stulz(2004)的研究进一步表明,流动性差异显著影响交叉上市证券的价格差异现象。

此外,已有文献也已经注意到系统风险因子对资产价格的影响。Black(1974)、Stapleton and Subrahmanyam(1977)和 Stulz(1981)等指出,不同市场对相同风险的定价不尽相同。证券的系统风险越低,投资者能够要求的风险补偿就越少,这样的证券价格会较高。Morck, Yeung, and Yu(2000)发现,新兴市场中的上市公司面临的系统风险较大,而发达市场中的上市公司则面临较大的公司层面的风险。Ma(1996)首先以 S&P500 作为市场收益计算了中国 B 股的 β 值,然后在对 B 股相对于 A 股折价的横截面分析中引入该 β 值作为解释变量。他发现,在横截面回归中已经有 A 股的 β 值的前提下,引入 B 股的 β 值可以使经过调整的 R^2 从 21% 增加到 24%。

已有文献往往侧重从上述几个因素的一个或几个方面考察市场分割或交叉上市对资产定价的影响。与此不同,本文在一个拥有多个市场^[1]、三类投资者的经济环境中,建立了一个静态的理性预期模型,并在这个统一的框架下综合讨论了投资者的风险态度、系统风险因子、市场间的信息不对称、流动性和发行规模等因素对交叉上市证券价格差异的影响。

在本文提出的模型中,投资者的风险态度、系统风险因子和市场间信息不

[1] 虽然交叉上市以在两个市场同时上市的情况居多,但也有一些公司在更多的市场交叉上市,例如荷兰 Philip 公司的股票在全球 11 个市场上市交易。

对称等三个因素对各市场的市场均衡价格的影响通过(1) 信息渠道(*correlated information shock channel*)和(2) 流动性渠道(*correlated liquidity shock channel*)两个渠道实现。一般认为,信息的传递是由每一笔交易完成的,即交易价格是信息的载体。因而,一个市场内出现的新信息直接导致本市场的市场均衡价格发生改变。在本文的模型中,各交叉上市市场内的投资者通过观察其他市场的市场均衡价格获得其他市场的信息。^{〔2〕} 于是,观察到该市场的市场均衡价格变动的其他市场的投资者会据此改变他们的交易策略,即该市场内出现的新信息引起其他市场的市场均衡价格的变动。流动性的改善有助于促进公开信息在市场内扩散,降低投资者的投资风险。

Bhushan(1991)和 Hargis and Ramanlal(1998)认为,证券的未来价格同时受到全球、国家和公司三个层面的因素的影响,这三类影响因素互不相关。Chan(1993)将影响证券价值的信息分为两部分:一部分是影响市场上全部证券的信息,另一部分是仅影响特定证券的信息。本文改进了他们的这种做法,将影响交叉上市证券价值的公开信息细分为各市场的投资者共知的共同信息与仅被一个市场的投资者了解的市场内信息两部分,即不同的交叉上市市场的信息不完全一致,市场间的信息不对称由此形成。在本文的模型中,市场间的信息不对称有两个来源:(1) 信息灵通的投资者拥有的市场内信息不同;(2) 公开信息中含有噪音。

Kodres and Pritsker(2002)用一个市场内的信息灵通投资者掌握的私人信息的方差衡量的信息不对称,是一种市场内部的信息不对称。而交叉上市证券的价格差异问题中讨论的信息不对称应该是交叉上市市场间的信息不对称。因此,本文对信息不对称的刻画与 Kodres and Pritsker(2002)不同。本文以交叉上市市场的公开信息的差异的方差作为交叉上市市场的市场间信息不对称。

本文借助理论模型证实:(1) 市场内掌握信息的投资者越厌恶风险,交叉上市证券的价差受信息变化的影响越大;随着市场内掌握信息的投资者越来越厌恶风险,交叉上市证券的价差受流动性的影响经过短暂的增长后逐渐变小,但始终为正。(2) 一个市场发行的证券的系统风险越高,该市场的均衡价格就越高于对方市场的均衡价格。(3) 市场间信息不对称越严重,交叉上市证券的价差受信息变化和流动性变化的影响越大。此外,模型分析还发现:(4) 一个市场的流动性越高,该市场的均衡价格就越高。(5) 交叉上市公司在一个市场内的证券发行规模越大,证券在该市场的市场均衡价格就越低。

本文以下的结构安排如下:第二部分提出了模型假设。第三部分给出了交

〔2〕 在 Hargis and Ramanlal(1998)的模型中,国内市场与国外市场的投资者通过观察交叉上市证券在对方市场的总需求量获得对方市场的信息。本文与此不同。

又上市证券在交叉上市市场上的市场均衡价格以及价格差异的代数表达式。第四部分详细分析了投资者的风险态度、系统风险因子、两个市场间的信息不对称、流动性和发行规模等因素对交叉上市证券价格差异的影响。第五部分是本文的结论。最后是本文的附录。

二、模型假设

(一) 交叉上市证券

假设有一家上市公司同时在 N 个资本市场上交易。该公司在第 i 个市场 ($i=1, 2, \dots, N$) 的证券发行规模为 T_i 。为了简化分析,本文假设该公司在各市场发行的证券同股同权,持有该公司的证券的投资者在公司中拥有完全相同的权益。

Grossman and Stiglitz(1980)以及后续的文献将市场内的信息分为可观测的部分和不可观测的部分,并且这两个部分相互独立。本文沿用这种信息结构,将上市公司在第 i 个市场发行的证券的未来价格 v_i 表示为

$$v_i = V_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中, V_i 为上市公司发行的证券在第 i 个市场的公开信息。第 i 个市场内的部分投资者可以观测到本市场内的公开信息。 ε_i 为第 i 个市场的公开信息中含有的噪音,是不可观测部分。第 i 个市场内的任何投资者都观测不到公开信息中含有的噪音。各市场的 ε_i ($i=1, 2, \dots, N$) 两两互不相关,公开信息 V_i 与各市场的 ε_i ($i=1, 2, \dots, N$) 相互独立。借鉴 Bhushan (1991)、Hargis and Ramanlal (1998) 和 Chan (1993) 的做法,本文进一步将公开信息 V_i 表示为

$$V_i = \theta_i + \gamma_i M \quad (2)$$

其中, θ_i 和 M 分别为市场内信息和两个市场的共同信息,二者互不相关。并且,各市场的市场内信息 θ_i ($i=1, 2, \dots, N$) 也两两互不相关。当 $M=0$ 时,所有的交叉上市市场相互分割,各市场的投资者不分享任何信息。随着市场整合(contagion)的不断深入, M 越来越大,越来越多的市场内信息成为各市场的共同信息。Kodres and Pritsker(2002)将 γ_i 称为上市公司发行的证券的价格在第 i 个市场对共同信息 M 的系统风险因子(systematic risk factors)。需要指出的是,这里的 γ_i 并不是 CAPM 模型中的系统风险因子。 γ_i 之所以被称为系统风险因子是因为, γ_i 越大,上市公司在第 i 个市场发行的证券的市场均衡价格就越受共同信息 M 的影响。这意味着,面对完全相同的共同信息,第 i 个市场的市场均衡价格对上市公司的信息更敏感,因此,上市公司在第 i 个市场的系统风险更大。当 γ_i 不相等时,即使所有的信息都是共同信息,各市场的未来价格也不一样。

上述变量满足分布

$$\begin{pmatrix} \theta \\ M \\ \varepsilon \end{pmatrix} \sim N \left[\begin{pmatrix} \bar{\theta} \\ \bar{M} \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \Sigma_{\theta} & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_M & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_{\varepsilon} \end{pmatrix} \right] \quad (3)$$

其中, $\theta = (\theta_1 \cdots \theta_N)'$, $\bar{\theta} = (\bar{\theta}_1 \cdots \bar{\theta}_N)'$, $\varepsilon = (\varepsilon_1 \cdots \varepsilon_N)'$ 。 Σ_M 是一个数。由于两个市

场的公开信息中的噪音不相关, $\Sigma_{\varepsilon} = \begin{pmatrix} \sigma_{\varepsilon_1}^2 & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & \sigma_{\varepsilon_N}^2 \end{pmatrix}$ 是一个对角阵。同理, 由

于各市场的市场内信息互不相关, 即 $\text{Cov}(\theta_i, \theta_j) = 0 (i, j = 1, 2, \cdots, N, i \neq j)$, 因而

$\Sigma_{\theta} = \begin{pmatrix} \sigma_{\theta_1}^2 & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & \sigma_{\theta_N}^2 \end{pmatrix}$ 也是一个对角阵。于是, 公开信息 V 满足分布 $V \sim$

$N(\bar{\theta} + \gamma \bar{M}, \Sigma_{\theta} + \gamma \gamma' \Sigma_M)$, 其中, $\gamma = (\gamma_1 \cdots \gamma_N)'$ 。记 $\bar{V} = \bar{\theta} + \gamma \bar{M}$, $\Sigma_V = \Sigma_{\theta} + \gamma \gamma' \Sigma_M$ 。

在本文的模型中, 市场间的信息不对称有两个来源: (1) 各市场的市场内信息 $\theta_i (i = 1, 2, \cdots, N)$ 不同; (2) 公开信息中含有的噪音, 即 $\varepsilon_i (i = 1, 2, \cdots, N)$ 。

(二) 代表性投资者和做市商

本文的模型假设每个市场上有三类投资者和一个做市商。所有的投资者都是价格接受者, 他们都不能进行跨市场的投资。上市公司在各市场发行的证券的市场均衡价格 $P_1, P_2, \cdots, P_N$ 是所有市场上的所有投资者共知的信息。市场内的投资者通过观察其他市场的市场均衡价格获得其他市场的市场内信息。即在本文的模型中, 证券的市场均衡价格 $P = (P_1 \cdots P_N)'$ 是各市场相互沟通市场内信息的唯一来源。

1. 常绝对风险规避的信息灵通投资者 I

第 i 个市场的信息灵通投资者仅能在第 i 个市场参与交易。该市场内的信息灵通投资者数量为 $\mu_{i,I}$, 每个信息灵通投资者持有交叉上市公司的证券数量为 X_i 。第 i 个市场的市场内信息 θ_i 仅被本市场内的信息灵通投资者知晓。同时, 所有的信息灵通投资者都知道市场均衡价格 P 和共同信息 M 。

2. 常绝对风险规避的信息不灵通投资者 UI

第 i 个市场的信息不灵通投资者仅能在第 i 个市场参与交易。该市场内的

信息不灵通投资者数量为 $\mu_{i,UI}$, 每个信息不灵通投资者持有交叉上市公司的证券数量为 Y_i 。所有的信息不灵通投资者都既不知道市场内的信息, 也不知道两个市场的共同信息。市场均衡价格 P 是他们制定交易决策的唯一信息来源。

第 i 个市场内的投资者数量满足 $\mu_{i,I} + \mu_{i,UI} = 1$

3. 流动性提供者

与 Domowitz, Glen and Madhavan (1997) 和 Hargis and Ramanlal (1998) 一样, 模型中的流动性提供者对市场提供了流动性。第 i 个市场的流动性提供者仅能在第 i 个市场参与交易。该市场内的流动性提供者持有交叉上市公司的证券数量 Z_i 满足均值为 0、方差为 $\sigma_{Z_i}^2$ 的正态分布。不同市场的流动性提供者持有证券的数量互不相关, 即 Z 的分布满足

$$Z = \begin{pmatrix} Z_1 \\ \vdots \\ Z_N \end{pmatrix} \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{Z_1}^2 & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & \sigma_{Z_N}^2 \end{pmatrix} \right] \quad (4)$$

4. 做市商

每个交叉上市的市场都拥有一个专门的做市商。每个做市商仅知道本市场内的供给和需求, 即每个市场单独定价。本文的模型采用 Kyle (1985) 的交易定价模式。首先, 由市场内的信息灵通投资者、信息不灵通投资者以及流动性提供者等各类交易者根据他们掌握的信息提出交易需求; 然后, 各市场内的做市商遵照本市场内供求平衡的原则为证券定价。在这种理性预期均衡的框架下, 每个投资者都是价格接受者, 市场参与者共同决定证券的总体定价。不同类型的投资者 (信息灵通投资者与信息不灵通投资者) 之间不需要反复博弈, 简化了模型求解过程。

三、市场均衡价格

在理性预期均衡的框架下, 市场参与者决定证券的总体定价。当他们认为证券市场价格与价值不一致时, 他们会采取行动使其一致。交叉上市证券在每个市场都有一个由买卖供需决定的单一市场价格。如果证券需求超过供给, 证券价格会上升; 反之, 如果证券供给超过需求, 证券价格会下降。

(一) 代表性投资者持有交叉上市公司的证券数量

本文假设信息灵通投资者与信息不灵投资者都根据期望效用最大化进行决策。

1. 信息灵通投资者实现效用最大化

第 i 个市场的信息灵通投资者根据各市场的共同信息 M 、自己掌握的市场内信息 θ_i 以及市场均衡价格 P 进行投资决策,在第 i 个市场内买卖证券。他们的初始财富为 $W_0^{i,I}$,期末财富 $W_1^{i,I} = W_0^{i,I}(1 + r_f^i) + X_i[v_i - P_i(1 + r_f^i)]$ 满足正态分布。不妨令 $r_f^i = 0$,于是

$$W_1^{i,I} = W_0^{i,I} + X_i(v_i - P_i) \quad (5)$$

记他们的风险规避系数 $\tau^{i,I} > 0$,其 CARA 效用函数(constant absolute risk aversion utility)可写为

$$U^{i,I}(W_1^{i,I}) = -\exp(-\tau^{i,I}W_1^{i,I}) \quad (6)$$

信息灵通投资者根据期望效用最大化原则选择持有证券的数量 X_i ,即

$$\begin{aligned} \text{Max}_{X_i} E(W_1^{i,I} | \theta_i, M, P) - \frac{\tau^{i,I}}{2} \text{Var}(W_1^{i,I} | \theta_i, M, P) \\ \text{s. t. } W_1^{i,I} = W_0^{i,I} + X_i(v_i - P_i) \end{aligned} \quad (7)$$

求解上述效用最大化问题可知,第 i 个市场的信息灵通投资者的证券最优持有数量为

$$X_i = \frac{V_i - P_i}{\tau^{i,I} \sigma_{\varepsilon_i}^2} \quad (8)$$

2. 信息不灵通投资者实现效用最大化

类似地,第 i 个市场的信息不灵通投资者根据市场均衡价格 P 进行投资决策,在第 i 个市场内买卖证券。他们的初始财富为 $W_0^{i,UI}$,期末财富 $W_1^{i,UI} = W_0^{i,UI}(1 + r_f^i) + Y_i[v_i - P_i(1 + r_f^i)]$ 满足正态分布。令 $r_f^i = 0$,于是

$$W_1^{i,UI} = W_0^{i,UI} + Y_i(v_i - P_i) \quad (9)$$

记他们的风险规避系数 $\tau^{i,UI} > 0$,其 CARA 效用函数可写为

$$U^{i,UI}(W_1^{i,UI}) = -\exp(-\tau^{i,UI}W_1^{i,UI}) \quad (10)$$

信息不灵通投资者也根据期望效用最大化原则选择持有证券的数量 Y_i ,即

$$\begin{aligned} \text{Max}_{Y_i} E(W_1^{i,UI} | P) - \frac{\tau^{i,UI}}{2} \text{Var}(W_1^{i,UI} | P) \\ \text{s. t. } W_1^{i,UI} = W_0^{i,UI} + Y_i(v_i - P_i) \end{aligned} \quad (11)$$

求解上述效用最大化问题可知,第 i 个市场的信息不灵通投资者的证券最优持有数量为

$$Y_i = \frac{E(v_i | P) - P_i}{\tau^{i,UI} \text{Var}(v_i | P)} \quad (12)$$

与信息灵通投资者相比,由于信息不灵通投资者无法直接了解上市公司的公开信息(包括共同信息和市场内信息),他们的证券最优持有量 Y_i 依赖于

$E(v_i|P)$ 和 $\text{Var}(v_i|P)$,即信息不灵通投资者根据市场均衡价格 P 对证券的未来价格 v_i 作出的判断会影响他们的证券持有量。

(二) 市场供需平衡:做市商定价

根据模型的假设,做市商根据供求平衡定价,以求实现市场出清。他们只掌握其所在市场的供求总量信息,既不了解市场上的公开信息,也不知道各类投资者持有的证券数量。这种均衡是一种竞争性的理性预期均衡。将 X_i 、 Y_i 和 Z_i 代入第 i 个市场的供求平衡关系

$$T_i = \mu_{i,I}X_i + \mu_{i,UI}Y_i + Z_i \quad (13)$$

可得

$$T = \begin{pmatrix} T_1 \\ \vdots \\ T_N \end{pmatrix} = \tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1} (V - P) + \tilde{\mu}_{UI} \text{Var}^{-1}(v|P) [E(v|P) - P] + Z \quad (14)$$

$$\text{其中, } \tilde{\mu}_I = \begin{pmatrix} \frac{\mu_{1,I}}{\tau^{1,I}} & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & \frac{\mu_{N,I}}{\tau^{N,I}} \end{pmatrix}, \tilde{\mu}_{UI} = \begin{pmatrix} \frac{\mu_{1,UI}}{\tau^{1,UI}} & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & \frac{\mu_{N,UI}}{\tau^{N,UI}} \end{pmatrix}, \text{Var}^{-1}(v|P) = \begin{pmatrix} \frac{1}{\text{Var}(v_1|P)} & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & \frac{1}{\text{Var}(v_N|P)} \end{pmatrix}, E(v|P) = \begin{pmatrix} E(v_1|P) \\ \vdots \\ E(v_N|P) \end{pmatrix}。$$

命题 1: 交叉上市证券在各市场的市场均衡价格为

$$P = K_0 T + K_1 V + K_2 E(v|P) + K_3 Z \quad (15)$$

其中,

$$\psi = \tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1} + \tilde{\mu}_{UI} \text{Var}^{-1}(v|P)$$

$$K_0 = -\psi^{-1}$$

$$K_1 = \psi^{-1} \tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1}$$

$$K_2 = \psi^{-1} \tilde{\mu}_{UI} \text{Var}^{-1}(v|P)$$

$$K_3 = \psi^{-1}$$

证明: 见附录(一)。

根据式(2)可得,上市公司的证券在任意两个交叉上市市场的价格差异 $P_i - P_j$,其中 $i, j = 1, 2, \dots, N, i \neq j$ 。Admati(1985)将 Σ_ε^{-1} 和 $\text{Var}(v|P)^{-1}$ 分别称为

信息灵通投资者的精确矩阵 (precision matrix) 和信息不灵通投资者的精确矩阵, 这两个矩阵反映了信息灵通投资者和信息不灵通投资者对证券未来价格的了解的精确程度。张圣平(2002)进一步指出, $\psi = \tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1} + \tilde{\mu}_{UI} \text{Var}^{-1}(v|P)$ 可以被解释为由市场形成的有关证券未来价格的信息精度的“总体”看法。于是, $K_1 = \psi^{-1} \tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1}$ 和 $K_2 = \psi^{-1} \tilde{\mu}_{UI} \text{Var}^{-1}(v|P)$ 分别反映了信息灵通投资者和信息不灵通投资者对证券未来价格的相对信息精确程度。不难发现, K_0 是主对角线上的元素均为负的对角阵, K_1 、 K_2 和 K_3 都是主对角线上的元素均为正的对角阵; 并且

$$K_1 + K_2 = \psi^{-1} \tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1} + \psi^{-1} \tilde{\mu}_{UI} \text{Var}^{-1}(v|P) = \psi^{-1} \psi = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \quad (16)$$

四、模型分析

(一) 市场交易影响市场均衡价格的渠道

Chan, Menkveld and Yang(2003)指出, 市场交易对上市公司的市场均衡价格的影响分为流动性效应 (liquidity effect) 和信息效应 (information effect) 两部分。由式(15)可以看出, 在本文的模型中, 投资者的风险态度、系统风险因子和信息不对称等三个因素对上市公司的市场均衡价格 P 的影响是通过信息渠道和流动性渠道实现的。不失一般性, 本文以下的讨论假设上市公司同时在两个市场交叉上市, 即 $N=2$; 这两个市场的系统风险因子 γ_1 与 γ_2 均大于 0, 交叉上市价差为 $P_1 - P_2$ 。

1. 信息渠道 (correlated information shock channel)

Barclay and Warner(1993)指出, 推动价格运动的是私人信息, 而不是公共信息。根据模型的假设, 市场上的投资者无法区分公开信息 V 中的市场内信息 θ 与共同信息 M 。在信息不灵通投资者仅知道市场均衡价格 P 的前提下, 信息灵通投资者通过不断地参与市场交易将其掌握的 market 内信息与共同信息释放到整个市场。也就是说, 共同信息和市场内的信息都是 Barclay and Warner(1993)所指的“私人信息”, 这些信息引起市场均衡价格变动。市场交易通过信息渠道对市场均衡价格 P 的影响可写为

$$\frac{\partial P}{\partial V} = K_1 + K_2 \frac{\partial E(v|P)}{\partial V} \quad (17)$$

等式(17)右端可以分为直接影响 K_1 和间接影响 $K_2 \frac{\partial E(v|P)}{\partial V}$ 两个部分。

在本文的模型中, 市场的公开信息仅由该市场内的信息灵通投资者掌握, 该市场内的信息不灵通投资者和对方市场的所有投资者对此一无所知。因此, 当一

个市场出现新的公开信息时,该市场的信息灵通投资者会重新制定他们的交易策略并影响市场均衡价格。由于市场内的投资者都是价格接受者,他们根据市场均衡价格调整他们的投资组合,所以也有文献将 K_1 称为组合平衡部分 (portfolio balance component)。 K_1 是主对角线元素均为正的对角阵意味着信息渠道的直接影响总是正向的,并且不产生交互作用。公开信息对市场均衡价格的间接影响既包括本市场内的影响,也包括市场间的交互影响。市场价格总是会对公开信息作出反映,而证券的市场均衡价格的变化会导致信息不灵通投资者对证券未来价格作出新的判断。于是,信息不灵通投资者会重新制定他们的交易策略并影响市场均衡价格。文献亦将这部分影响称为期望部分 (expectations component)。

2. 流动性渠道 (correlated liquidity shock channel)

一般认为,市场信息的传递是靠交易来进行的,交易是市场各方面信息进入价格的主要渠道。在本文的模型中,流动性提供者对市场提供了流动性,一个市场内的流动性提供者的交易越活跃、交易量越大,该市场的流动性就越好。Lo and MacKinlay (1990) 指出,交易频繁市场的收益会领先于交易不频繁市场的收益。周开国、何兴强、柴俊 (2006) 的分析表明,交易是揭示信息的重要途径,交易越活跃,私人信息就越迅速地揭示出来。市场交易通过流动性渠道对市场均衡价格 P 的影响可写为

$$\frac{\partial P}{\partial Z} = K_3 + K_2 \frac{\partial E(v|P)}{\partial Z} \quad (18)$$

证券的流动性变化不仅会直接引起市场均衡价格的变化,还会导致信息不灵通投资者对证券未来价格作出新的判断。因此,等式 (18) 也由直接影响 K_3 和间接影响 $K_2 \frac{\partial E(v|P)}{\partial Z}$ 两部分构成。 K_3 是主对角线元素均为正的对角阵意味着流动性渠道的直接影响总是正的,并且不产生交互作用。流动性渠道对市场均衡价格的间接影响既包括本市场内的影响,也包括市场间的交互影响。

命题 2: 市场交易对市场均衡价格的影响满足下列条件:

- (1) 信息渠道和流动性渠道对本市场的市场均衡价格的影响总是正的,信息渠道对本市场的市场均衡价格的影响介于 0 到 1 之间;
- (2) 当两个交叉上市市场的系统风险因子 γ_1 与 γ_2 同号时,这两个市场的信息渠道和流动性渠道对对方市场均衡价格的交互影响为正;
- (3) 信息渠道与流动性渠道对市场均衡价格 P 的影响满足 $\frac{\partial P}{\partial V} = \frac{\partial P}{\partial Z} \bar{\mu}_i \Sigma_\varepsilon^{-1}$ 。

证明: 见附录 (二)。

信息渠道对本市场的市场均衡价格 P 的影响总是介于 0 到 1 之间意味着,一

个市场的信息灵通投资者获得了公开信息,无论是市场内信息还是共同信息,该市场的市场均衡价格会作出正向反应;均衡条件下,市场价格对公开信息没有过度反应。类似地,流动性渠道对本市场的市场均衡价格 P 的影响总为正意味着,一个市场的流动性的改善有助于提高该市场的市场均衡价格。当系统风险因子 γ_i 与 γ_j 同号时,一个市场的信息渠道和流动性渠道对本市场的市场均衡价格的影响与对方市场的市场均衡价格的交互影响是同方向的。另外,当且仅当这两个市场的投资者结构和信息灵通投资者对证券未来价格的了解的精确程度 ($\bar{\mu}_i \Sigma_e^{-1}$) 发生变化时,信息渠道与流动性渠道对市场均衡价格 P 的影响不同。

(二) 投资者的风险态度对交叉上市价差的影响

在本文的模型中,投资者风险规避系数与投资者的数量总是在一起的。二者满足

$$\bar{\mu}_I = \begin{pmatrix} \frac{\mu_{1,I}}{\tau^{1,I}} & 0 \\ 0 & \frac{\mu_{2,I}}{\tau^{2,I}} \end{pmatrix}, \quad \bar{\mu}_{UI} = \begin{pmatrix} \frac{\mu_{1,UI}}{\tau^{1,UI}} & 0 \\ 0 & \frac{\mu_{2,UI}}{\tau^{2,UI}} \end{pmatrix} \quad (19)$$

也就是说,投资者的风险规避降低,意味着投资者愿意承担更多风险,即他们要求的风险补偿下降。当投资者数量增加,在平均意义上,每个投资者承担的风险就相应减小,这相当于投资者的风险规避增加。从这个意义上说,同类型投资者数量增加与风险规避增加对价格的影响是一致的。为简化分析,不妨令 $\tau^{1,I} = \tau^{1,UI} = \tau^{2,I} = \tau^{2,UI} = 1$ 。于是, $\bar{\mu}_I = \mu_I, \bar{\mu}_{UI} = \mu_{UI}$ 。

1. 通过信息渠道影响市场均衡价格

命题3:从信息渠道的角度看,投资者的风险态度对交叉上市价差的影响具有下列特征:

(1) 一个市场内的信息灵通投资者数量越多(风险偏好水平越低),该市场的公开信息对该市场的市场均衡价格的影响越大;

(2) 一个市场内的信息灵通投资者数量越多(风险偏好水平越低),该市场的公开信息对方市场的市场均衡价格的交互影响越大;

(3) 当两个市场内的信息灵通投资者都很少(风险偏好水平很高)时,影响市场均衡价格的信息渠道失效。

证明:见附录(三)。

命题3说明,一个市场内的市场均衡价格不仅受本市场的公开信息的影响(市场内作用),还受对方市场的公开信息的影响(两个市场的交互作用)。从市场内作用看,一个市场的信息灵通投资者数量越多(风险偏好水平越低),该市场的公开信息从一开始就被更多的信息灵通投资者知晓,因此,公开信息就

越容易在短时间内扩散到整个市场并在市场均衡价格中得到反映,公开信息对该市场的市场均衡价格的影响越大。反之,一个市场的信息灵通投资者数量越少(风险偏好水平越高),该市场内的信息不灵通投资者仅靠观察本市场的市场均衡价格难以获得充分的信息,他们会将对方市场的市场均衡价格(反映了对方市场的公开信息)作为信息来源,并借此进行他们的投资决策。于是,这个市场的公开信息对该市场的市场均衡价格的影响越小。

从两个市场的交互作用看,一个市场内的信息灵通投资者数量越少(风险偏好水平越高),该市场的公开信息对方市场的市场均衡价格的影响越小。这主要是因为,各种公开信息能够反映到价格中去的唯一途径就是信息灵通投资者的交易行为。当一个市场内的信息灵通投资者数量较少(风险偏好水平较高)时,该市场的市场均衡价格无法及时反映与上市公司有关的信息。由于对方市场的任何投资者都只能通过观察本市场的市场均衡价格了解本市场的公开信息,于是对方市场的投资者无法充分了解该市场的公开信息,该市场的公开信息对方市场的市场均衡价格的影响较小。

当两个交叉上市市场内都几乎没有信息灵通投资者(信息灵通投资者的风险偏好水平非常高)时,获知市场均衡价格 P 对市场内的信息不灵通投资者改进他们对证券未来价格 v 的期望没有帮助,于是

$$\frac{\partial P}{\partial V} = K_1 + K_2 \frac{\partial E(v | P)}{\partial V} = K_1 = \psi^{-1} \tilde{\mu}_i \Sigma_i^{-1} \rightarrow \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \quad (20)$$

这意味着两个市场的市场均衡价格都无法反映各自市场内的公开信息;两个市场间也没有交互作用。这主要是因为,各种公开信息能够反映到价格中去的唯一途径就是市场灵通投资者的交易行为。由于市场上的信息灵通投资者太少,市场内信息向外扩散的途径不通畅,于是,投资者(几乎全部是信息不灵通投资者)不仅无法在本市场内获得与上市公司有关的公开信息,而且不能从对方市场的市场均衡价格中获得相关的公开信息,信息渠道失效。

由于无法得到显式解,本文通过图1比较市场内作用和两个市场的交互作用的大小,进而判断投资者的风险态度通过信息渠道对交叉上市价差的影响。从图1中可以看出,虽然两个市场的交互作用随着第1个市场内的信息灵通投资者数量的增加(风险偏好水平的降低)而增大,但是这种交互作用小于第1个市场的公开信息变化对该市场的影响。因此,如果第1个市场内出现的公开信息是好消息,交叉上市证券的价格差异 $P_1 - P_2$ 就会增大;而当第1个市场内出现的公开信息是坏消息时,交叉上市价差就会减小。并且,第1个市场内的信息灵通投资者越多(风险偏好水平越低),市场交易通过信息渠道对交叉上市价差的影响越大。此外,当市场内的信息灵通投资者数量达到一定水平(风险偏好水平

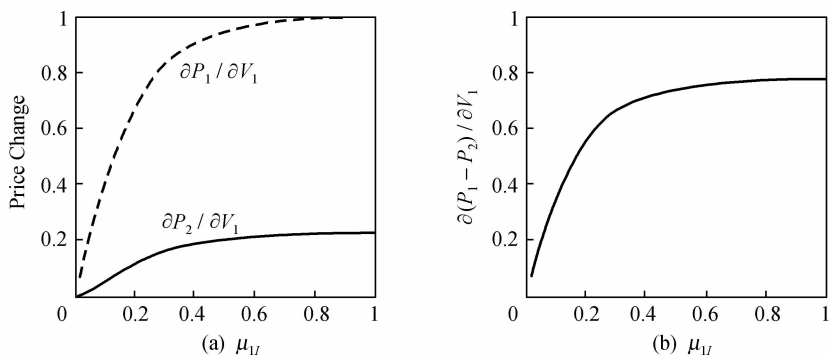


图1 投资者的风险态度通过信息渠道影响交叉上市价差

注:图1(a)反映了第1个市场内的信息灵通投资者数量(投资者的风险态度)通过信息渠道对本市场和对方市场的市场均衡价格的影响,图1(b)反映了第1个市场内的信息灵通投资者数量(投资者的风险态度)通过信息渠道对两个市场的价格差异的影响。图1(a)与(b)的横坐标均为第1个市场内的信息灵通投资者的数量 $\mu_{1,I}$ 。图中用到的参数有: $\Sigma_\theta = \begin{pmatrix} 0.2 & 0 \\ 0 & 0.2 \end{pmatrix}$, $\gamma = \begin{pmatrix} 1 \\ 0.6 \end{pmatrix}$, $\Sigma_M = 0.3$, $\Sigma_\varepsilon = \begin{pmatrix} 0.2 & 0 \\ 0 & 0.2 \end{pmatrix}$, $\Sigma_z = \begin{pmatrix} 0.5 & 0 \\ 0 & 0.25 \end{pmatrix}$, $\bar{\mu}_{2,I} = 0.1$ 。^[3]

降到一定程度)后,公开信息对本市场的市场均衡价格的影响接近1。也就是说,市场上的信息灵通投资者数量足够多(风险偏好水平足够低)时,市场均衡价格能够完整、及时、准确地反映本市场的信息灵通投资者所掌握的公开信息。

2. 通过流动性渠道影响市场均衡价格

命题4:从流动性渠道的角度看,投资者的风险态度对交叉上市价差的影响具有下列特征:

(1) 随着一个市场内的信息灵通投资者越来越多(风险偏好水平越来越低),该市场的流动性对该市场的市场均衡价格的影响先增大后减小;

(2) 随着一个市场内的信息灵通投资者越来越多(风险偏好水平越来越低),该市场的流动性对方市场的市场均衡价格的影响先增大后减小;

(3) 当

$$\bar{\mu}_{1,I}^* = \sigma_{\varepsilon_1}^2 \left\{ \frac{\sigma_{z_1}^2 \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\bar{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right]}{\sigma_{v_1}^2 \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\bar{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] - (\gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M)^2} \right\}^{\frac{1}{2}} \quad (21)$$

时,第1个市场的流动性对第2个市场的市场均衡价格的交互影响达到最大;

[3] 在两个市场的系统风险因子均为正的前提下,图中各参数的改变对结果没有本质影响。下同。

(4) 当两个市场内都仅有信息灵通投资者或者信息不灵通投资者时,无论这些投资者是信息灵通投资者还是信息不灵通投资者,影响市场均衡价格的流动性渠道失效。

证明:见附录(三)。

比较命题3与命题4可以发现,投资者的风险态度通过流动性渠道对市场均衡价格的影响与通过信息渠道对市场均衡价格的影响不同。

投资者风险态度通过流动性渠道对市场均衡价格的影响表现在两个方面:一方面,流动性提供者提供的流动性可以促进信息灵通投资者掌握的各种公开信息在市场内扩散。充分反映了本市场的公开信息的市场均衡价格又能够向对方市场的投资者传递该市场的信息,进而影响对方市场的市场均衡价格。另一方面,当市场内的信息灵通投资者数量较少(风险偏好水平较高)时,投资者在这样的市场环境中难以准确判断证券的真实价值,面临较大的投资风险。于是,投资者更加倾向于给流动性高的证券定高价,流动性对市场均衡价格的影响较大。随着市场内的信息灵通投资者越来越多(风险偏好水平越来越低),这个市场的公开信息已经能够比较容易地反映到市场均衡价格中,市场需要流动性提供者提供的流动性越来越少。流动性提供者提供过量的流动性不仅降低了本市场的市场效率,也向对方市场传递了含有更多噪声的信息。于是,本市场的市场均衡价格对方市场的市场均衡价格的影响越来越小。上述两种效应交互作用使投资者的风险态度通过流动性渠道影响本市场和对方市场的市场均衡价格。本文能够严格地证明,投资者的风险态度通过流动性渠道对方市场的市场均衡价格的影响先增大后减小。

当两个市场内都几乎没有信息灵通投资者(信息灵通投资者的风险偏好水平非常高)时,获知两个市场的市场均衡价格 P 对市场内的信息不灵通投资者改进他们对证券未来价格 v 的期望没有帮助,于是

$$\frac{\partial P}{\partial Z} = K_3 + K_2 \frac{\partial E(v|P)}{\partial Z} = K_3 \rightarrow (\tilde{\mu}_I \Sigma_e^{-1})^{-1} \rightarrow \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \quad (22)$$

这意味着在这种情况下,由于各种公开信息无法反映到市场均衡价格中,市场均衡价格不仅不受本市场的流动性的影响,两个市场间也没有交互作用。反之,当两个交叉上市市场内都是信息灵通投资者(信息灵通投资者的风险偏好水平非常低)时,公开信息能够在市场内充分扩散,即使没有流动性的帮助,市场均衡价格也能完整、及时、准确地反映本市场内的共同信息。综上所述,当两个市场内都仅有信息灵通投资者或者信息不灵通投资者时,无论这些投资者是信息灵通投资者还是信息不灵通投资者,影响市场均衡价格的流动性渠道失效。

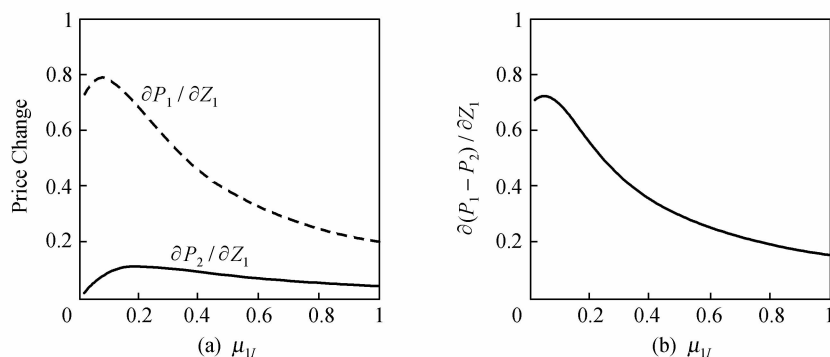


图2 投资者的风险态度通过流动性渠道影响交叉上市价差

注:图2(a)反映了第1个市场内的信息灵通投资者的数量(投资者的风险态度)通过流动性渠道对本市场和对方市场的市场均衡价格的影响,图2(b)反映了第1个市场内的信息灵通投资者的数量(投资者的风险态度)通过流动性渠道对两个市场的价格差异的影响。图2(a)与(b)的横坐标均为第1个市场内的信息灵通投资者的数量 $\mu_{1,I}$ 。图中用到的参数有:

$$\Sigma_{\theta} = \begin{pmatrix} 0.2 & 0 \\ 0 & 0.2 \end{pmatrix}, \gamma = \begin{pmatrix} 1 \\ 0.6 \end{pmatrix}, \Sigma_M = 0.3, \Sigma_{\varepsilon} = \begin{pmatrix} 0.2 & 0 \\ 0 & 0.2 \end{pmatrix}, \Sigma_Z = \begin{pmatrix} 0.5 & 0 \\ 0 & 0.25 \end{pmatrix}, \tilde{\mu}_{2,I} = 0.1。$$

图2比较了投资者的风险态度通过流动性渠道对本市场和对方市场的市场均衡价格的影响,及其对两个市场的价差的影响。图2显示,从两个市场的交互作用看,随着第1个市场内的信息灵通投资者越来越多(风险偏好水平越来越低),这个市场的流动性对第2个市场的市场均衡价格的影响先增大后减小。因此,第1个市场的流动性越好,交叉上市价差 $P_1 - P_2$ 越大。更进一步地,当第1个市场内的信息灵通投资者数量较少(风险偏好水平较高)时,流动性对交叉上市价差的影响较大。随着第1个市场内的信息灵通投资者数量越来越多(风险偏好水平越来越低),该市场的流动性对交叉上市价差的影响经过短暂的增长后逐渐变小。当一个市场内的信息灵通投资者数量无穷大(风险偏好极低)时,流动性渠道失效,交叉上市价差不受本市场的流动性的影响。

(三) 系统风险因子对交叉上市价差的影响

命题5:系统风险因子对交叉上市价差的影响具有下列特征:

- (1) 一个市场的系统风险因子为正时,该市场的系统风险因子越大,信息渠道和流动性渠道对该市场的市场均衡价格的影响越大;
- (2) 随着一个市场的系统风险因子越来越大,在对方市场的系统风险因子为正的前提下,信息渠道和流动性渠道对方市场的市场均衡价格的影响先上升后下降;

(3) 当

$$\gamma_1^* = \Sigma_M^{-\frac{1}{2}} \left[\sigma_{\theta_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,l}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right]^{-\frac{1}{2}} \left[\sigma_{\theta_1}^2 + \sigma_{z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,l}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \right]^{\frac{1}{2}} \cdot \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,l}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (23)$$

时,第1个市场的公开信息和流动性对第2个市场的市场均衡价格的交互影响最大。

证明:见附录(四)。

1. 通过信息渠道影响市场均衡价格

正常情况下,两个市场的系统风险因子 γ_1 与 γ_2 均大于0。在这个前提下,一个市场的系统风险因子很小时,该市场内的信息灵通投资者掌握的共同信息无法在市场均衡价格中得到反映。因此,公开信息对该市场的市场均衡价格的影响很小。随着该市场的系统风险因子越来越大,信息渠道对该市场的市场均衡价格的场内影响也越来越大。

从两个市场的交互作用看,当一个市场的系统风险因子很小时,两个市场的投资者通过对方市场的市场均衡价格获得的能够影响市场均衡价格的信息较少,两个市场的交互作用较小。这与 Kodres and Pritsker (2002) 的结论一致。一方面,该市场内的投资者能够从对方市场的市场均衡价格中了解到共同信息和对方市场的场内信息。但是,共同信息在该市场内无法有效扩散。因而对方市场的公开信息对该市场的市场均衡价格的交互影响较小。另一方面,该市场的市场均衡价格无法对共同信息作出反映,对方市场内的投资者从该市场的市场均衡价格中得到的信息有限,于是,该市场的公开信息对方市场的市场均衡价格的交互影响也较小。随着该市场的系统风险因子不断增大,共同信息在该市场内越来越容易扩散,越来越多的共同信息在该市场的市场均衡价格中得到反映,两个市场的交互作用逐渐增大。

当该市场的系统风险因子增大到一定程度以后,随着系统风险因子越来越大,共同信息在该市场的市场均衡价格所反映的信息中占了主体地位,投资者从对方市场的市场均衡价格中获得的有用信息减少,市场间的交互作用又越来越小。这主要是因为,一个市场的系统风险因子越大,意味着该市场的市场均衡价格受两个市场的共同信息的影响越大。而对方市场内的各种投资者仅知晓该市场的市场均衡价格,并不知道导致市场均衡价格变化的原因究竟是该市场的场内信息还是两个市场的共同信息。当该市场的系统风险因子很大时,该市场的市场均衡价格会随着共同信息发生剧烈的变化。这种情况下,对方市

场的各种投资者无法顺利地该市场的市场均衡价格中获得有关上市公司的信息,该市场的公开信息无法有效地传递到对方市场。从而,对方市场的市场均衡价格受该市场的公开信息的影响越来越小。

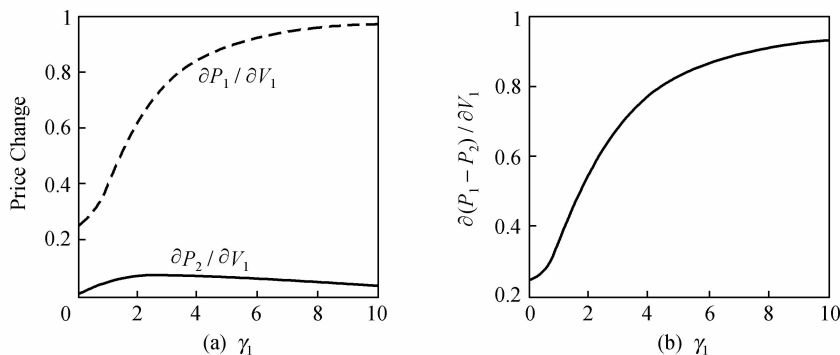


图3 系统风险因子通过信息渠道影响交叉上市价差

注:图3(a)反映了第1个市场的系统风险因子通过信息渠道对本市场和对方市场的市场均衡价格的影响,图3(b)反映了第1个市场的系统风险因子通过信息渠道对两个市场的价格差异的影响。图3(a)与(b)的横坐标均为第1个市场内的系统风险因子 γ_1 。图中用到的参数有:

$$\Sigma_{\theta} = \begin{pmatrix} 0.2 & 0 \\ 0 & 0.2 \end{pmatrix}, \gamma_2 = 0.6, \Sigma_M = 0.3, \Sigma_{\varepsilon} = \begin{pmatrix} 0.2 & 0 \\ 0 & 0.2 \end{pmatrix}, \Sigma_z = \begin{pmatrix} 0.5 & 0 \\ 0 & 0.25 \end{pmatrix}, \bar{\mu} = \begin{pmatrix} 0.1 & 0 \\ 0 & 0.1 \end{pmatrix}。$$

图3比较了系统风险因子 γ_1 通过信息渠道对本市场和对方市场的市场均衡价格的影响,及其对两个市场的价差的影响。容易看出,第1个市场内出现的公开信息与交叉上市价差 $P_1 - P_2$ 之间有正相关关系;并且 γ_1 越大,信息渠道对交叉上市价差的影响就越大。

2. 通过流动性渠道影响市场均衡价格

当一个市场的系统风险因子很小时,该市场的市场均衡价格不受共同信息的影响。市场流动性的作用在于促进信息在市场内的流动,因此,当市场内能够影响市场均衡价格的信息有限时,市场流动性发挥的作用也有限。随着该市场的系统风险因子越来越大,市场内能够影响市场均衡价格的信息越来越多,该市场的流动性对该市场的市场均衡价格的场内作用也越来越大。

从两个市场的交互作用看,当一个市场的系统风险因子很小时,两个市场的投资者通过对方市场的市场均衡价格获得的信息较少,流动性发挥的作用有限,两个市场的交互作用较小。随着该市场的系统风险因子不断增大,两个市场的交互作用逐渐增大。当该市场的系统风险因子增大到一定程度以后,随着该市场的系统风险因子越来越大,共同信息在市场均衡价格反映的信息中占了

主体地位,投资者从对方市场的市场均衡价格中获得的有用信息减少,流动性的信息传递作用减小,市场间的交互作用又越来越小。

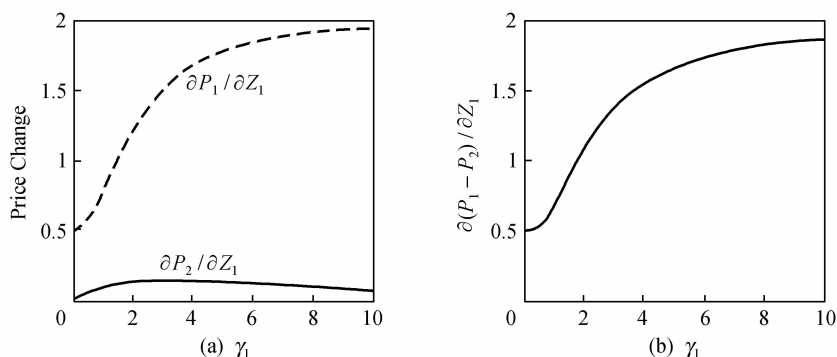


图4 系统风险因子通过流动性渠道影响交叉上市价差

注:图4(a)反映了第1个市场的系统风险因子通过流动性渠道对本市场和对方市场的市场均衡价格的影响,图4(b)反映了第1个市场的系统风险因子通过流动性渠道对两个市场的价格差异的影响。图4(a)与(b)的横坐标均为第1个市场内的系统风险因子 γ_1 。

图中用到的参数有: $\Sigma_\theta = \begin{pmatrix} 0.2 & 0 \\ 0 & 0.2 \end{pmatrix}$, $\gamma_2 = 0.6$, $\Sigma_M = 0.3$, $\Sigma_\varepsilon = \begin{pmatrix} 0.2 & 0 \\ 0 & 0.2 \end{pmatrix}$, $\Sigma_Z = \begin{pmatrix} 0.5 & 0 \\ 0 & 0.25 \end{pmatrix}$, $\tilde{\mu}_I = \begin{pmatrix} 0.1 & 0 \\ 0 & 0.1 \end{pmatrix}$ 。

图4比较了系统风险因子 γ_1 通过流动性渠道对本市场和对方市场的市场均衡价格的影响,及其对两个市场的价差的影响。与投资者的风险态度一样,系统风险因子 γ 不仅通过信息渠道影响市场均衡价格,还通过流动性渠道影响市场均衡价格。由命题2可知,由于 γ 与 $\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1}$ 不相关,系统风险因子通过信息渠道与流动性渠道对市场均衡价格 P 的影响相似。

(四) 信息不对称对交叉上市价差的影响

Kodres and Pritsker(2002)用一个市场内的信息灵通投资者掌握的私人信息的方差衡量信息不对称,并讨论了这种信息不对称对市场价格的影响。在其他条件不变的情况下,一个市场内的信息灵通投资者掌握的私人信息的方差越大,意味着这个市场内的信息灵通投资者与信息不灵通投资者之间的信息不对称越严重。换言之,Kodres and Pritsker(2002)定义的信息不对称是一种市场内部的信息不对称。而交叉上市价格差异问题中讨论的信息不对称是两个市场间的信息不对称。因此,本文采用新的指标 InfoAsy 度量两个交叉上市市场之间的信息不对称。

一个市场内的信息灵通投资者根据他们得到的公开信息进行决策;信息不

灵通投资者不掌握公开信息,仅依靠对各市场的市场均衡价格的了解进行投资决策。因此,两个交叉上市市场内的公开信息的差异为 $V_1 - V_2$ 。本文以两个市场的公开信息差异的方差度量它们的市场间信息不对称,即

$$\begin{aligned}\text{InfoAsy} &= \text{Var}(V_1 - V_2) = \text{Var}[(\theta_1 + \gamma_1 M) - (\theta_2 + \gamma_2 M)] \\ &= \sigma_{\theta_1}^2 + \sigma_{\theta_2}^2 + (\gamma_1 - \gamma_2)^2 \Sigma_M\end{aligned}\quad (24)$$

InfoAsy 越大,两个市场的市场间信息不对称越严重。容易看出,两个市场间的信息不对称程度由三个因素共同决定。第一,一个市场的市场内信息的方差($\sigma_{\theta_1}^2$ 或 $\sigma_{\theta_2}^2$)越大,该市场内的信息不对称越严重。由于这个市场的公开信息仅被该市场内的少数信息灵通投资者知晓,大部分信息不灵通投资者并不了解,两个市场的市场间信息不对称加重。当两个市场的市场内信息的方差均为零($\sigma_{\theta_1}^2 = 0, \sigma_{\theta_2}^2 = 0$)时,市场间信息不对称仅与两个市场的共同信息的方差有关。第二,两个市场的共同信息 M 的方差 Σ_M 越大, $\frac{1}{\Sigma_M}$ 就越小,即投资者对共同信息的了解越不精确。在这种情况下,投资者制定他们的投资策略时会更多地考虑市场内信息。而市场内信息 θ_1 与 θ_2 并不被对方市场的投资者了解,因此市场间信息不对称程度加重。第三, $(\gamma_1 - \gamma_2)^2$ 反映了两个市场的系统风险因子的差异。只有当两个市场的系统风险因子不同($\gamma_1 \neq \gamma_2$)时,这两个市场的共同信息的方差 Σ_M 才会影响市场间信息不对称的程度。当两个市场的共同信息不存在($\Sigma_M = 0$)或者两个市场的系统风险因子相同($\gamma_1 = \gamma_2$)时,市场间信息不对称仅与两个市场的市场内信息不对称有关。

命题6: 市场间信息不对称对交叉上市价差的影响具有下列特征:

(1) 两个交叉上市市场的市场间信息不对称越严重,一个市场内的公开信息和流动性对该市场的市场均衡价格的影响越大;

(2) 对于由共同信息的方差 Σ_M 导致的市场间信息不对称,两个交叉上市市场的市场间信息不对称越严重,一个市场内的公开信息与该市场的流动性对方市场的市场均衡价格的影响越大;对于由一个市场的市场内信息的方差($\sigma_{\theta_1}^2$ 或 $\sigma_{\theta_2}^2$)导致的市场间信息不对称,市场间信息不对称越严重,一个市场内的公开信息与该市场的流动性对方市场的市场均衡价格的影响越小。

证明: 见附录(五)。

1. 通过信息渠道影响市场均衡价格

从市场内作用看,无论导致市场间信息不对称的原因是什么,两个市场的市场间信息不对称越严重(InfoAsy 越大),一个市场内的公开信息的变化对该市场的市场均衡价格的影响也越大。这是因为,随着交叉上市市场间的信息不对称越来越严重,一个市场内的投资者进行决策时越来越难以从其他交叉上市

市场的市场均衡价格中得到信息,他们只能更多地依赖本市场的公开信息进行决策,因此,本市场的公开信息对市场均衡价格的影响随之增大。

从两个市场的交互作用看,引起市场间信息不对称的原因不同,信息渠道对两个市场的市场均衡价格的交互作用也不同。对于由共同信息的方差 Σ_M 导致的市场间信息不对称,两个市场间的信息不对称越严重,投资者对共同信息的了解就越不精确。在这种情况下,一个市场内的投资者更看重对方市场的市场内信息,对方市场的公开信息对该市场的市场均衡价格的影响越大。与此不同,对于由一个市场的市场内信息的方差(例如 $\sigma_{\theta_1}^2$)引起的市场间信息不对称,当这个市场的市场内信息不对称加重时,对方的投资者从该市场的市场均衡价格中得到信息的难度加大,信息渠道对两个市场的市场均衡价格的交互作用减小。

为了判断市场间信息不对称通过信息渠道对交叉上市价差的影响,图5比较了由共同信息的方差 Σ_M 导致的市场间信息不对称通过信息渠道对市场均衡价格和两个市场的价差的影响,图6比较了由第1个市场的市场内信息的方差 $\sigma_{\theta_1}^2$ 导致的市场间信息不对称通过信息渠道对市场均衡价格和两个市场的价差的影响。观察图5和图6可知,无论导致市场间信息不对称的原因是什么,由于市场间的交互作用弱于市场内作用,两个市场间的信息不对称越严重,市场间的信息不对称通过信息渠道对交叉上市价差 $P_1 - P_2$ 的影响越大。

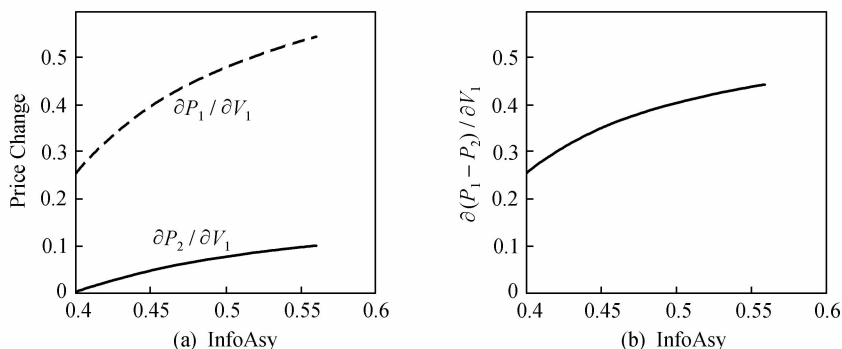


图5 由 Σ_M 导致的信息不对称通过信息渠道影响交叉上市价差

注:图5(a)反映了由共同信息的方差 Σ_M 导致的市场间信息不对称通过信息渠道对本市场和对方市场的市场均衡价格的影响,图5(b)反映了由 Σ_M 导致的市场间信息不对称通过信息渠道对两个市场的价格差异的影响。图5(a)与(b)的横坐标均为市场间信息不对称指标 InfoAsy。图中用到的参数有: $\Sigma_{\theta} = \begin{pmatrix} 0.2 & 0 \\ 0 & 0.2 \end{pmatrix}$, $\gamma = \begin{pmatrix} 1 \\ 0.6 \end{pmatrix}$, $\Sigma_{\varepsilon} = \begin{pmatrix} 0.2 & 0 \\ 0 & 0.2 \end{pmatrix}$, $\Sigma_z = \begin{pmatrix} 0.5 & 0 \\ 0 & 0.25 \end{pmatrix}$, $\tilde{\mu}_I = \begin{pmatrix} 0.1 & 0 \\ 0 & 0.1 \end{pmatrix}$ 。

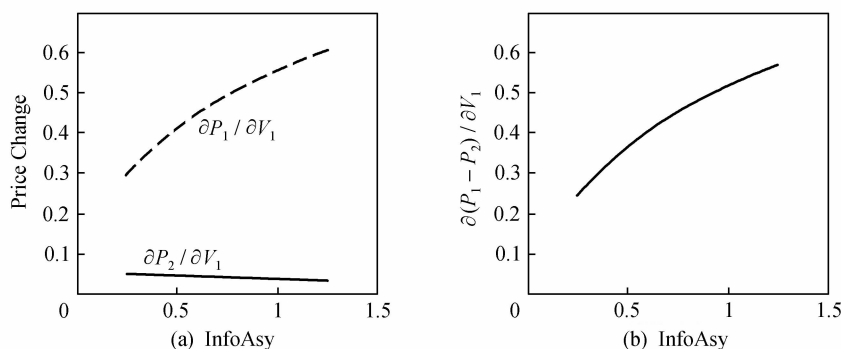


图 6 由 $\sigma_{\theta_1}^2$ 导致的信息不对称通过信息渠道影响交叉上市价差

注:图 6(a)反映了由第 1 个市场的市场内信息的方差 $\sigma_{\theta_1}^2$ 导致的市场间信息不对称通过信息渠道对本市场和对方市场的市场均衡价格的影响,图 6(b)反映了由 $\sigma_{\theta_1}^2$ 导致的市场间信息不对称通过信息渠道对两个市场的价格差异的影响。图 6(a)与(b)的横坐标

均为市场间信息不对称指标 InfoAsy。图中用到的参数有: $\Sigma_{\theta} = \begin{pmatrix} \sigma_{\theta_1}^2 & 0 \\ 0 & 0.2 \end{pmatrix}$, $\gamma = \begin{pmatrix} 1 \\ 0.6 \end{pmatrix}$, $\Sigma_M = 0.3$, $\Sigma_{\varepsilon} = \begin{pmatrix} 0.2 & 0 \\ 0 & 0.2 \end{pmatrix}$, $\Sigma_z = \begin{pmatrix} 0.5 & 0 \\ 0 & 0.25 \end{pmatrix}$, $\tilde{\mu}_I = \begin{pmatrix} 0.1 & 0 \\ 0 & 0.1 \end{pmatrix}$ 。

2. 通过流动性渠道影响市场均衡价格

从市场内作用看,无论导致市场间信息不对称的原因是什么,两个市场的市场间信息不对称程度越高(InfoAsy 越大),各市场的流动性对本市场的市场均衡价格的影响越大。这主要是因为,流动性的作用在于帮助信息灵通投资者将他们掌握的市场内信息的共同信息向本市场内的信息不灵通投资者传递。市场的流动性越好,信息不灵通投资者就越能及时得到公开信息。该市场的市场均衡价格也在这种信息传递的过程中完成了价格调整。两个市场间的信息不对称程度较高时,每个市场内的投资者难以通过对方市场的市场均衡价格获知与上市公司有关的信息。这意味着该市场的市场均衡价格的调整仅仅是根据本市场内的信息灵通投资者掌握的公开信息确定的。因此,流动性渠道对市场均衡价格的影响较大。当两个市场间的信息不对称程度较低时,每个市场内的投资者能够从对方市场的市场均衡价格获知与上市公司有关的信息。于是,该市场的市场均衡价格的调整由本市场的公开信息和对方市场的市场均衡价格共同确定。因此,流动性渠道对市场均衡价格的影响相对较小。

从两个市场的交互作用看,引起市场间信息不对称的原因不同,流动性渠道对两个市场的市场均衡价格的交互作用也不同。当两个市场的市场间信息不对称由共同信息的方差 Σ_M 引起时,市场间信息不对称越严重,投资者对共同信息的了解就越不精确。良好的流动性有助于信息在市场内扩散,于是一个市场的流动性越高,该市场的市场均衡价格就越容易准确、快速地反映公开信息,对方市场的投资者从该市场的市场均衡价格中得到的信息就越多,因此,流动性渠道对两个市场的市场均衡价格的交互作用就越大。与此不同,当两个市场的市场间信息不对称由一个市场的市场内信息的方差(例如 $\sigma_{\theta_1}^2$)引起时,这个市场的市场内信息不对称越严重,该市场的市场均衡价格越难以快速、及时、准确地反映该市场的公开信息,对方市场的投资者从该市场的市场均衡价格中获得的有用信息越少,信息不对称通过流动性渠道对两个市场的市场均衡价格的交互作用就越小。

由命题2可知,由于 InfoAsy 与 $\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1}$ 不相关,市场间信息不对称通过信息渠道与流动性渠道对市场均衡价格 P 的影响相似。市场间信息不对称通过流动性渠道对交叉上市价差的影响见图7和图8。

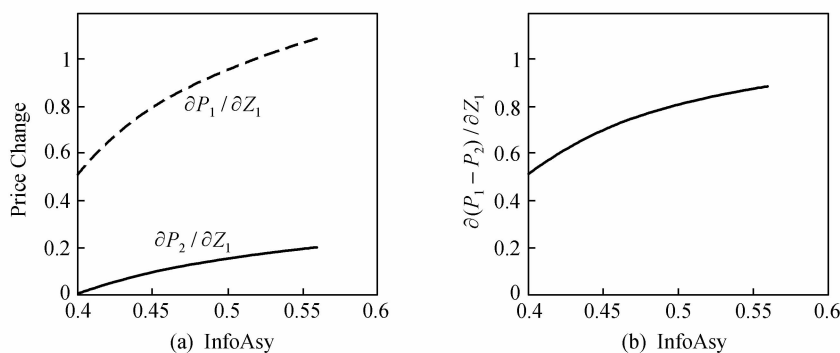


图7 由 Σ_M 导致的信息不对称通过流动性渠道影响交叉上市价差

注:图7(a)反映了由共同信息的方差 Σ_M 导致的市场间信息不对称通过流动性渠道对本市场和对方市场的市场均衡价格的影响,图7(b)反映了由 Σ_M 导致的市场间信息不对称通过流动性渠道对两个市场的价格差异的影响。图7(a)与(b)的横坐标均为市场间信息不对称指标 InfoAsy 。图中用到的参数有: $\Sigma_\theta = \begin{pmatrix} 0.2 & 0 \\ 0 & 0.2 \end{pmatrix}$, $\gamma = \begin{pmatrix} 1 \\ 0.6 \end{pmatrix}$, $\Sigma_\varepsilon = \begin{pmatrix} 0.2 & 0 \\ 0 & 0.2 \end{pmatrix}$, $\Sigma_z = \begin{pmatrix} 0.5 & 0 \\ 0 & 0.25 \end{pmatrix}$, $\tilde{\mu}_I = \begin{pmatrix} 0.1 & 0 \\ 0 & 0.1 \end{pmatrix}$ 。

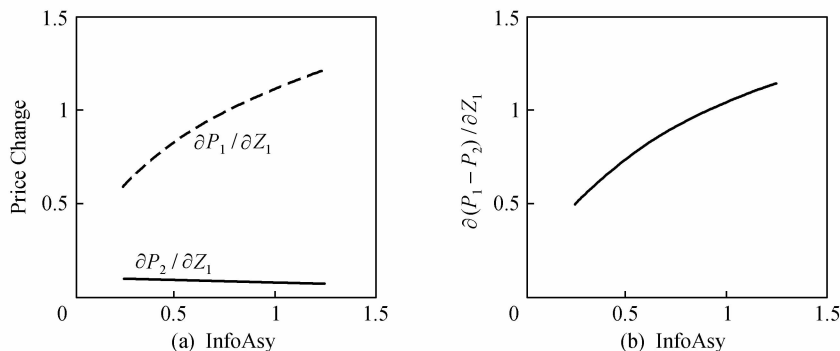


图8 由 $\sigma_{\theta_1}^2$ 导致的信息不对称通过流动性渠道影响交叉上市价差

注:图8(a)反映了由第1个市场的市场内信息的方差 $\sigma_{\theta_1}^2$ 导致的市场间信息不对称通过流动性渠道对本市场和对方市场的市场均衡价格的影响,图8(b)反映了由 $\sigma_{\theta_1}^2$ 导致的市场间信息不对称通过流动性渠道对两个市场的价格差异的影响。图8(a)与(b)的横

坐标均为市场间信息不对称指标 InfoAsy。图中用到的参数有: $\Sigma_{\theta} = \begin{pmatrix} \sigma_{\theta_1}^2 & 0 \\ 0 & 0.2 \end{pmatrix}$, $\gamma = \begin{pmatrix} 1 \\ 0.6 \end{pmatrix}$, $\Sigma_M = 0.3$, $\Sigma_{\varepsilon} = \begin{pmatrix} 0.2 & 0 \\ 0 & 0.2 \end{pmatrix}$, $\Sigma_Z = \begin{pmatrix} 0.5 & 0 \\ 0 & 0.25 \end{pmatrix}$, $\tilde{\mu}_I = \begin{pmatrix} 0.1 & 0 \\ 0 & 0.1 \end{pmatrix}$ 。

(五) 流动性对交叉上市价差的影响

在本文的模型中,流动性起到了促进公开信息在市场内扩散的作用。流动性对市场均衡价格的影响见式(4)。

根据命题2以及对图2、图4、图7与图8的分析可知,流动性渠道对本市场的市场均衡价格的影响总是正的。即,交叉上市公司的证券在一个市场的流动性越好,该公司的证券在这个市场的市场均衡价格就越高。同时,上市公司在一个市场的流动性对本市场的市场均衡价格的影响一定大于它对对方市场的市场均衡价格的交互作用。也就是说,第1个市场的流动性越高,交叉上市价差 $P_1 - P_2$ 就越大。

(六) 发行规模对交叉上市价差的影响

命题7:发行规模对市场均衡价格的影响满足下列条件:

(1) 上市公司在一个市场内的发行规模越大,该公司在这个市场上的证券价格就越低;

(2) 上市公司在一个市场内的发行规模对方市场的市场均衡价格没有交互影响。

本文的模型假设证券发行规模 T 是一个外生向量, 不受其他因素的影响, 即上市公司独立决定其在各交叉上市市场内的发行规模。 $\frac{\partial P}{\partial T} = K_0$ 意味着主对角线上的元素为负的对角阵 K_0 就是需求对市场均衡价格 P 的影响。在其他条件不变的情况下, 上市公司在一个市场发行的证券越多, 这个市场内的投资者对该公司的股票的需求弹性越小, 该公司在这个市场上的证券价格就越低; 并且, 发行规模 T 对市场均衡价格 P 没有交互影响。因此, 上市公司在第 1 个市场发行的证券数量 T_1 越大, 交叉上市价差 $P_1 - P_2$ 越小。

五、结 论

在市场分割的前提下, 不同市场对同一金融资产的定价可能不同。已有的理论模型方面的文献往往侧重从一个方面考察市场分割或者交叉上市对资产定价的影响。本文建立了一个拥有多个市场、三类投资者的理性预期模型。在这个统一的框架下, 本文发现, 投资者的风险态度、系统风险因子、两个市场间的信息不对称、流动性和发行规模等因素会影响交叉上市证券的市场均衡价格, 进而导致价格差异。

Chuhan (1994) 和 Bekaert (1995) 曾指出, 信息匮乏和流动性不足是在新兴市场上投资的主要障碍。在本文的模型框架下, 投资者的风险态度、系统风险因子和市场间的信息不对称等三个因素对市场均衡价格和交叉上市价差的影响恰恰是通过信息渠道和流动性渠道实现的。这两个渠道对市场均衡价格的影响都可以分为直接影响和间接影响两部分。直接影响指的是公开信息(流动性)变化对市场均衡价格的影响; 间接影响则指的是公开信息(流动性)变化会对信息不灵通投资者的预期产生影响, 进而影响市场均衡价格。当两个交叉上市市场的投资者结构和两个市场内的信息灵通投资者对证券未来价格的了解的精确程度不发生变化时, 信息渠道与流动性渠道对市场均衡价格的影响相似。

根据模型的假设, 公开信息仅由市场内的信息灵通投资者掌握, 包括市场内信息与两个市场的共同信息两部分。从信息渠道的角度看, 市场均衡价格总是会对本市场的公开信息作出正向反应。无论是市场内信息还是两个市场的共同信息, 只要公开信息是好消息, 该市场的市场均衡价格就上升; 反之, 如果公开信息是坏消息, 该市场的市场均衡价格就下降。从流动性渠道的角度看, 一个市场的流动性越好, 该市场的市场均衡价格就越高。同时, 某个市场的流动性对本市场的影响一定大于它对对方市场的交互作用。也就是说, 一个市场的流动性越高, 以该市场的市场均衡价格与其他市场的市场均衡价格之差表示

的交叉上市价差就越大。

观察模型可以发现,同类型投资者数量增加与风险规避增加对价格的影响是一致的。因此,本文通过研究投资者数量对市场均衡价格的影响了解投资者的风险态度对交叉上市价差的影响。分析结果显示,从信息渠道看,一个市场内的信息灵通投资者数量越多(风险偏好水平越低),这个市场的市场均衡价格越高,高于其他市场的市场均衡价格。从流动性渠道看,一个市场的信息灵通投资者数量越多(风险偏好水平越低),该市场的流动性对本市场的市场均衡价格的影响越小,对对方市场的市场均衡价格的影响先上升后下降。当两个市场内的信息灵通投资者都很少(风险偏好水平很高)时,市场内的信息来源很少,影响市场均衡价格的信息渠道失效。当市场内仅有一种类型的投资者时,无论这些投资者是信息灵通的投资者还是信息不灵通投资者,影响市场均衡价格的流动性渠道失效。

交叉上市公司在一个市场发行的证券的系统风险越高,信息渠道对以该市场的市场均衡价格减去其他市场的市场均衡价格表示的交叉上市价差的影响就越大。一方面,交叉上市证券在这个市场的均衡价格对该证券的信息比较敏感;另一方面,其他市场的投资者也能从该市场的均衡价格中间接获得较多的信息,进而其他市场的均衡价格受到较大影响。从流动性渠道看,随着一个市场的系统风险因子越来越大,流动性渠道对交叉上市价差的影响越来越大。

在本文的模型中,市场间的信息不对称也会导致交叉上市价差。本文以两个交叉上市市场的公开信息的差异的方差度量两个市场之间的信息不对称。根据模型的假设,市场间的信息不对称有两个来源:(1)信息灵通投资者拥有的市场内信息不同;(2)公开信息中含有的噪音。两个市场间的信息不对称越严重,市场间的信息不对称通过信息渠道对交叉上市价差的影响越大,通过流动性渠道对交叉上市价差的影响也越大。

此外,上市公司在一个市场内的发行规模也会影响该市场的市场均衡价格。上市公司在一个市场的证券发行规模越大,证券在该市场的市场均衡价格就越低。

本文还有许多可以改进的地方。本文建立的理论模型是一个静态模型。但事实上,消息灵通的投资者向市场扩散他们掌握的信息时是有选择性的。因为市场价格是市场信息的载体,消息灵通的投资者向市场传递信息的动机、方式和程度会对市场均衡价格产生影响。因此,采用多期模型考察交叉上市证券的价差在信息释放过程中的变化是未来研究的方向之一。另外,专门研究信息渠道和流动性渠道的间接影响部分可以进一步了解信息不灵通投资者的预期对交叉上市价差的影响。并且,一个市场的流动性对本市场的市场内影响与对方市场的交互影响之间的关系还有待于从理论上给出严格的证明。

附录 模型和命题的证明

(一) 信息不灵通投资者对证券未来价值的判断

由于信息不灵通投资者仅知道共同信息 M 、市场内信息 θ 以及流动性提供者的持有交叉上市公司的证券数量 Z 的分布,并不知道三者的具体取值。因此,沿用 Kodres and Pritsker (2002)^[4]的方法,将式(1)按照信息不灵通投资者了解与否进行整理得

$$S(P) = V + (\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1})^{-1} Z = V + (\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1})^{-1} Z \quad (A1)$$

其中, $S(P) = (\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1})^{-1} [\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1} P - \tilde{\mu}_{UI} \text{Var}^{-1}(v|P)(E(v|P) - P) + T]$ 是信息不灵通投资者能够了解的信息。式(A1)右边的部分则是信息不灵通投资者不了解的信息。假设信息不灵通投资者根据市场均衡价格 P 作出的判断与投资者根据 P 的函数作出的判断一致,即令

$$\begin{aligned} E(v|P) &= E(v|S(P)) \\ \text{Var}(v|P) &= \begin{pmatrix} \text{Var}(v_1|P) & & * \\ & \ddots & \\ * & & \text{Var}(v_N|P) \end{pmatrix} = \text{Var}(v|S(P)) \end{aligned} \quad (A2)$$

进而可得,信息不灵通投资者对证券未来价值的条件期望为

$$\begin{aligned} E(v|P) &= E(v|S(P)) \\ &= E(v) + \text{Cov}(v, S(P)) [\text{Var}(S(P))]^{-1} [S(P) - E(S(P))] \\ &= \bar{V} + \text{Cov}(V + \varepsilon, V + (\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1})^{-1} Z) [\text{Var}(V + (\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1})^{-1} Z)]^{-1} \\ &\quad \times [V + (\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1})^{-1} Z - E(V + (\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1})^{-1} Z)] \\ &= \bar{V} + \Sigma_V [\Sigma_V + (\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1})^{-1} \Sigma_Z (\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1})^{-1}]^{-1} [V + (\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1})^{-1} Z - \bar{V}] \end{aligned} \quad (A3)$$

进一步有

$$\frac{\partial E(v|P)}{\partial V} = \Sigma_V [\Sigma_V + (\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1})^{-1} \Sigma_Z (\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1})^{-1}]^{-1} \quad (A4)$$

$$\frac{\partial E(v|P)}{\partial Z} = \Sigma_V [\Sigma_V + (\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1})^{-1} \Sigma_Z (\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1})^{-1}]^{-1} (\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1})^{-1} \quad (A5)$$

信息不灵通投资者对证券未来价值的方差的判断为

$$\begin{aligned} \text{Var}(v|P) &= \text{Var}(v|S(P)) \\ &= \text{Var}(v) - \text{Cov}(v, S(P)) [\text{Var}(S(P))]^{-1} \text{Cov}(v, S(P))' \\ &= (\Sigma_V + \Sigma_\varepsilon) - \text{Cov}(V + \varepsilon, V + (\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1})^{-1} Z) \\ &\quad \cdot [\text{Var}(V + (\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1})^{-1} Z)]^{-1} \times \text{Cov}(V + \varepsilon, V + (\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1})^{-1} Z)' \\ &= (\Sigma_V + \Sigma_\varepsilon) - \Sigma_V [\Sigma_V + (\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1})^{-1} \Sigma_Z (\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1})^{-1}]^{-1} \Sigma_V' \end{aligned} \quad (A6)$$

于是, $\text{Var}^{-1}(v|P)$ 可从中得解。

[4] Kodres, L. and M. Pritsker, 2002, A rational expectations model of financial contagion, *Journal of Finance* 57(2), 769—799.

整理式(1)可得

$$\begin{aligned} & (\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1} + \tilde{\mu}_{UI} \text{Var}^{-1}(v|P))P \\ & = -T + \tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1} V + \tilde{\mu}_{UI} \text{Var}^{-1}(v|P) E(v|P) + Z \end{aligned} \quad (\text{A7})$$

记 $\psi = \tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1} + \tilde{\mu}_{UI} \text{Var}^{-1}(v|P)$, 这是一个主对角线上的元素均为正的对角阵。于是有

$$P = -\psi^{-1} T + \psi^{-1} \tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1} V + \psi^{-1} \tilde{\mu}_{UI} \text{Var}^{-1}(v|P) E(v|P) + \psi^{-1} Z \quad (\text{A8})$$

记

$$\begin{aligned} K_0 &= -\psi^{-1} \\ K_1 &= \psi^{-1} \tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1} \\ K_2 &= \psi^{-1} \tilde{\mu}_{UI} \text{Var}^{-1}(v|P) \\ K_3 &= \psi^{-1} \end{aligned} \quad (\text{A9})$$

上式可写为

$$P = K_0 T + K_1 V + K_2 E(v|P) + K_3 Z \quad (\text{A10})$$

(二) 市场交易对市场均衡价格的影响

比较信息渠道与流动性渠道可以发现, 由于有

$$K_1 = \psi^{-1} \tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1} = K_3 \tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1} \quad \text{和} \quad \frac{\partial E(v|P)}{\partial V} = \frac{\partial E(v|P)}{\partial Z} \tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1}$$

所以

$$\frac{\partial P}{\partial V} = K_1 + K_2 \frac{\partial E(v|P)}{\partial V} = K_3 \tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1} + K_2 \frac{\partial E(v|P)}{\partial Z} \tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1} = \frac{\partial P}{\partial Z} \tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1} \quad (\text{A11})$$

$$\text{将 } \Sigma_v = \Sigma_\theta + \gamma \gamma' \Sigma_M = \begin{pmatrix} \sigma_{v_1}^2 & \gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M \\ \gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M & \sigma_{v_2}^2 \end{pmatrix} \text{ 和}$$

$$(\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1})^{-1} \Sigma_Z (\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1})^{-1} = \begin{pmatrix} \sigma_{z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} & 0 \\ 0 & \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \end{pmatrix}$$

代入 $\frac{\partial E(v|P)}{\partial V}$ 得

$$\begin{aligned} \frac{\partial E(v|P)}{\partial V} &= \Sigma_v [\Sigma_v + (\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1})^{-1} \Sigma_Z (\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1})^{-1}]^{-1} \\ &= \frac{\begin{pmatrix} \sigma_{v_1}^2 \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] - (\gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M)^2 & \sigma_{z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M \\ \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M & \sigma_{v_2}^2 \left[\sigma_{v_1}^2 + \sigma_{z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \right] - (\gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M)^2 \end{pmatrix}}{\begin{bmatrix} \sigma_{v_1}^2 + \sigma_{z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \end{bmatrix} - (\gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M)^2} \end{aligned} \quad (\text{A12})$$

不难看出, $\frac{\partial E(v|P)}{\partial V}$ 中的各主对角线上的元素都介于 0 到 1 之间。由于系统风险因子 γ_1 与 γ_2 同号, $\frac{\partial E(v|P)}{\partial V}$ 中的各副对角线上的元素为正。又因为 K_1 和 K_2 都是主对角线上的元素均为正的对角阵, 并且 $K_1 + K_2 = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$, 所以信息渠道对市场均衡价格 P 的影响 $\frac{\partial P}{\partial V} = K_1 + K_2 \frac{\partial E(v|P)}{\partial V}$ 中的各主对角线上的元素也都介于 0 到 1 之间; 各副对角线上的元素大于 0。即两个市场的系统风险因子同号时, 一个市场的公开信息的变化对该市场和对方市场的市场均衡价格的影响总是正的; 该市场的市场均衡价格的变化不会超过市场公开信息的变化。以第 1 个市场为例, 该市场的公开信息变化对市场均衡价格 P_1 的影响为

$$\begin{aligned} \frac{\partial P_1}{\partial V_1} = & \frac{\frac{\tilde{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2}}{\frac{\tilde{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} + \frac{\tilde{\mu}_{1,UI}}{\text{Var}(v_1|P)}} \\ & + \frac{\frac{\tilde{\mu}_{1,UI}}{\text{Var}(v_1|P)}}{\frac{\tilde{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} + \frac{\tilde{\mu}_{1,UI}}{\text{Var}(v_1|P)}} \left\{ \sigma_{v_1}^2 \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] - (\gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M)^2 \right\} \\ & + \frac{\frac{\tilde{\mu}_{1,UI}}{\text{Var}(v_1|P)}}{\left[\sigma_{v_1}^2 + \sigma_{z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \right] \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] - (\gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M)^2} \end{aligned} \quad (A13)$$

该市场的公开信息变化对市场均衡价格 P_2 的交互影响为

$$\begin{aligned} \frac{\partial P_2}{\partial V_1} = & \frac{\frac{\frac{\tilde{\mu}_{2,UI}}{\text{Var}(v_2|P)}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M}{\left[\sigma_{v_1}^2 + \sigma_{z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \right] \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] - (\gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M)^2} \end{aligned} \quad (A14)$$

由 $\frac{\partial P}{\partial V} = \frac{\partial P}{\partial Z} \tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1}$ 可得

$$\frac{\partial P}{\partial V} = \frac{\partial P}{\partial V} (\tilde{\mu}_I \Sigma_\varepsilon^{-1})^{-1} = \frac{\partial P}{\partial V} \begin{pmatrix} \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-1} & 0 \\ 0 & \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-1} \end{pmatrix} \quad (A15)$$

所以, 流动性渠道对市场均衡价格 P 的影响 $\frac{\partial P}{\partial Z} = K_3 + K_2 \frac{\partial E(v|P)}{\partial Z}$ 中的各主对角线上的元素均大于零; 由于系统风险因子 γ_1 与 γ_2 同号, $\frac{\partial P}{\partial Z}$ 中的各副对角线上的元素也大于零。即两个市场的系统风险因子同号时, 一个市场的流动性变化对该市场和对方市场的市场均衡

价格的影响总是正的。以第 1 个市场为例,该市场的流动性变化对市场均衡价格 P_1 的影响与对市场均衡价格 P_2 的交互影响依次为

$$\frac{\partial P_1}{\partial Z_1} = \frac{\partial P_1}{\partial V_1} \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-1} \quad \text{和} \quad \frac{\partial P_2}{\partial Z_1} = \frac{\partial P_2}{\partial V_1} \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-1} \quad (\text{A16})$$

(三) 投资者的风险态度对市场均衡价格的影响

以第 1 个市场为例,反映信息灵通投资者的数量与风险态度的 $\tilde{\mu}_{1,I}$ 通过信息渠道对该市场的市场均衡价格 P_1 的影响为

$$\begin{aligned} \frac{\partial \frac{\partial P_1}{\partial V_1}}{\partial \tilde{\mu}_{1,I}} = & \frac{\sigma_{Z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} + \frac{\tilde{\mu}_{1,UI}}{\text{Var}(v_1 | P)} \right)^{-2} \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{Z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right]}{\sigma_{\varepsilon_1}^2 \text{Var}(v_1 | P) \left\{ \left[\sigma_{v_1}^2 + \sigma_{Z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \right] \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{Z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] - (\gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M)^2 \right\}} \\ & + 2 \frac{\frac{\tilde{\mu}_{1,UI}}{\text{Var}(v_1 | P)}}{\frac{\tilde{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} + \frac{\tilde{\mu}_{1,UI}}{\text{Var}(v_1 | P)}} \frac{\sigma_{Z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-3}}{\left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{Z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] \left\{ \sigma_{v_1}^2 + \sigma_{Z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \right\} - (\gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M)^2} \\ & \times \frac{\left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{Z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] \left\{ \sigma_{v_1}^2 + \sigma_{Z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \right\} - (\gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M)^2}{\left\{ \left[\sigma_{v_1}^2 + \sigma_{Z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \right] \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{Z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] - (\gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M)^2 \right\}^2} \end{aligned} \quad (\text{A17})$$

容易看出, $\frac{\partial \frac{\partial P_1}{\partial V_1}}{\partial \tilde{\mu}_{1,I}} > 0$ 恒成立,所以 $\tilde{\mu}_{1,I}$ 通过信息渠道对第 1 个市场的市场均衡价格 P_1 的影响为正。从信息渠道的角度看,随着 $\tilde{\mu}_{1,I}$ 越来越大,信息渠道对第 1 个市场的市场均衡价格 P_1 的影响越来越大。

$\tilde{\mu}_{1,I}$ 通过信息渠道对第 2 个市场的市场均衡价格 P_2 的交互影响为

$$\begin{aligned} \frac{\partial \frac{\partial P_2}{\partial V_1}}{\partial \tilde{\mu}_{1,I}} = & 2 \frac{\frac{\tilde{\mu}_{2,UI}}{\text{Var}(v_2 | P)}}{\frac{\tilde{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} + \frac{\tilde{\mu}_{2,UI}}{\text{Var}(v_2 | P)}} \\ & \times \frac{\sigma_{Z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M \frac{\sigma_{Z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-3} \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{Z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right]}{\left\{ \left[\sigma_{v_1}^2 + \sigma_{Z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \right] \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{Z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] - (\gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M)^2 \right\}^2} \end{aligned} \quad (\text{A18})$$

当系统风险因子 γ_1 与 γ_2 同号时, $\frac{\partial \frac{\partial P_2}{\partial V_1}}{\partial \tilde{\mu}_{1,I}} > 0$ 恒成立。所以随着 $\tilde{\mu}_{1,I}$ 越来越大,第 1 个市场内的公开信息对第 2 个市场的市场均衡价格 P_2 的交互影响越来越大。

以第1个市场为例,反映信息灵通投资者的数量与风险态度的 $\tilde{\mu}_{1,l}$ 通过流动性渠道对第1个市场的市场均衡价格 P_1 的影响为

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial \frac{\partial P_1}{\partial Z_1}}{\partial \tilde{\mu}_{1,l}} = & - \frac{\frac{1}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} - \frac{1}{\text{Var}(v_1 | P)}}{\left(\frac{\tilde{\mu}_{1,l}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} + \frac{\tilde{\mu}_{1,ul}}{\text{Var}(v_1 | P)} \right)^2} \\
 & - \frac{\tilde{\mu}_{1,l}(2 - \tilde{\mu}_{1,l}) \left(\frac{1}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} - \frac{1}{\text{Var}(v_1 | P)} \right) + \frac{1}{\text{Var}(v_1 | P)}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2 \text{Var}(v_1 | P) \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,l}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,l}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} + \frac{\tilde{\mu}_{1,ul}}{\text{Var}(v_1 | P)} \right)^2} \\
 & \times \frac{\left\{ \sigma_{v_1}^2 \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,l}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] - (\gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M)^2 \right\}}{\left[\sigma_{v_1}^2 + \sigma_{z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,l}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \right] \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,l}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] - (\gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M)^2} \\
 & + 2 \frac{\frac{\tilde{\mu}_{1,ul}}{\text{Var}(v_1 | P)} \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,l}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-1}}{\frac{\tilde{\mu}_{1,l}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} + \frac{\tilde{\mu}_{1,ul}}{\text{Var}(v_1 | P)}} \frac{\sigma_{z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,l}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-3}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \\
 & \times \frac{\left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,l}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] \left\{ \sigma_{v_1}^2 \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,l}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] - (\gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M)^2 \right\}}{\left\{ \left[\sigma_{v_1}^2 + \sigma_{z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,l}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \right] \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,l}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] - (\gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M)^2 \right\}^2} \quad (A19)
 \end{aligned}$$

因此,从流动性渠道的角度看, $\tilde{\mu}_{1,l}$ 通过流动性渠道对第1个市场的市场均衡价格 P_1 有

影响,但是 $\frac{\partial \frac{\partial P_1}{\partial Z_1}}{\partial \tilde{\mu}_{1,l}}$ 的正负难以直观判断。

第1个市场的流动性变化对第2个市场的市场均衡价格 P_2 的交互影响为

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial \frac{\partial P_2}{\partial Z_1}}{\partial \tilde{\mu}_{1,l}} = & \frac{\frac{\tilde{\mu}_{2,ul}}{\text{Var}(v_2 | P)}}{\frac{\tilde{\mu}_{2,l}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} + \frac{\tilde{\mu}_{2,ul}}{\text{Var}(v_2 | P)}} \frac{\sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,l}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,l}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M}{\left[\sigma_{v_1}^2 - \sigma_{z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,l}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \right] \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,l}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] - (\gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M)^2} \\
 & \times \frac{\left\{ \left[\sigma_{v_1}^2 + \sigma_{z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,l}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \right] \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,l}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] - (\gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M)^2 \right\}^2}{\left\{ \left[\sigma_{v_1}^2 + \sigma_{z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,l}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \right] \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,l}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] - (\gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M)^2 \right\}^2} \quad (A20)
 \end{aligned}$$

记

$$\tilde{\mu}_{1,l}^* = \sigma_{\varepsilon_1}^2 \left\{ \frac{\sigma_{z_1}^2 \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,l}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right]}{\sigma_{v_1}^2 \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,l}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] - (\gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M)^2} \right\}^{\frac{1}{2}} \quad (\text{A21})$$

在 γ_1 与 γ_2 同号的前提下, 当 $\tilde{\mu}_{1,l} < \tilde{\mu}_{1,l}^*$ 时, $\frac{\partial \frac{\partial P_2}{\partial Z_1}}{\partial \tilde{\mu}_{1,l}} > 0$; 当 $\tilde{\mu}_{1,l} > \tilde{\mu}_{1,l}^*$ 时, $\frac{\partial \frac{\partial P_2}{\partial Z_1}}{\partial \tilde{\mu}_{1,l}} < 0$ 。即, 随着 $\tilde{\mu}_{1,l}$ 越来越大, 第 1 个市场的流动性变化对第 2 个市场的市场均衡价格 P_2 的交互影响先上升

后下降。当且仅当 $\tilde{\mu}_{1,l} = \tilde{\mu}_{1,l}^*$ 时, $\frac{\partial \frac{\partial P_2}{\partial Z_1}}{\partial \tilde{\mu}_{1,l}} = 0$ 成立。此时, 第 1 个市场的流动性对第 2 个市场的市场均衡价格的交互作用最大。

(四) 系统风险因子对市场均衡价格的影响

以第 1 个市场为例, 系统风险因子 γ_1 通过信息渠道对第 1 个市场的市场均衡价格 P_1 的影响为

$$\begin{aligned} \frac{\partial \frac{\partial P_1}{\partial V_1}}{\partial \gamma_1} &= \frac{\frac{\tilde{\mu}_{1,UI}}{\text{Var}(v_1 | P)}}{\frac{\tilde{\mu}_{1,l}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} + \frac{\tilde{\mu}_{1,UI}}{\text{Var}(v_1 | P)}} \\ &\quad \times \frac{\sigma_{z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,l}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} (2\gamma_1 \Sigma_M) \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,l}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,l}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right]}{\left[\sigma_{v_1}^2 + \sigma_{z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,l}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \right] \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,l}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] - (\gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M)^2} \\ &\quad \frac{\partial P_1}{\partial V_1} \end{aligned} \quad (\text{A22})$$

容易看出, 在 $\gamma_1 > 0$ 的前提下, $\frac{\partial \frac{\partial P_1}{\partial V_1}}{\partial \gamma_1} > 0$ 恒成立, 所以系统风险因子 γ_1 通过信息渠道对第 1 个市场的市场均衡价格 P_1 的影响为正。从信息渠道的角度看, 随着 γ_1 越来越大, 信息渠道对市场均衡价格 P_1 的影响也越来越大。

系统风险因子 γ_1 通过信息渠道对第 2 个市场的市场均衡价格 P_2 的交互影响为

$$\frac{\partial \frac{\partial P_2}{\partial V_1}}{\partial \gamma_1} = \frac{\frac{\tilde{\mu}_{2,UI}}{\text{Var}(v_2 | P)} \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,l}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \gamma_2 \Sigma_M}{\frac{\tilde{\mu}_{2,l}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} + \frac{\tilde{\mu}_{2,UI}}{\text{Var}(v_2 | P)}}$$

$$\begin{aligned} & \left[\sigma_{\theta_1}^2 + \sigma_{z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,l}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \right] \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,l}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] - \gamma_1^2 \Sigma_M \left[\sigma_{\theta_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,l}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] \\ & \times \frac{\left\{ \left[\sigma_{v_1}^2 + \sigma_{z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,l}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \right] \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,l}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] - (\gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M)^2 \right\}^2}{\left\{ \left[\sigma_{v_1}^2 + \sigma_{z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,l}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \right] \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,l}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] - (\gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M)^2 \right\}^2} \end{aligned} \quad (\text{A23})$$

记

$$\begin{aligned} \gamma_1^* &= \Sigma_M^{-\frac{1}{2}} \left[\sigma_{\theta_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,l}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right]^{\frac{1}{2}} \left[\sigma_{\theta_1}^2 + \sigma_{z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,l}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \right]^{\frac{1}{2}} \\ &\cdot \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,l}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right]^{\frac{1}{2}} \end{aligned} \quad (\text{A24})$$

在 $\gamma_2 > 0$ 的前提下, 当 $\gamma_1 < \gamma_1^*$ 时, $\frac{\partial P_2}{\partial V_1} > 0$; 当 $\gamma_1 > \gamma_1^*$ 时, $\frac{\partial P_2}{\partial V_1} < 0$ 。即, 随着 γ_1 越来越大, 第1个市场内的公开信息变化对方市场的市场均衡价格的交互影响先上升后下降。

当且仅当 $\gamma_1 = \gamma_1^*$ 时, $\frac{\partial P_2}{\partial V_1} = 0$ 成立。此时, 第1个市场内的信息对方市场的市场均衡价格的交互作用最大。

由命题2可知, $\tilde{\mu}_l \Sigma_{\varepsilon}^{-1}$ 不发生变化时, 信息渠道与流动性渠道对市场均衡价格 P 的影响相似。因此, 上述结论对流动性渠道亦成立。

(五) 信息不对称对市场均衡价格的影响

如果两个交叉上市市场的市场间信息不对称的变化是由这两个市场的共同信息 M 的方差 Σ_M 的变化引起的(此时 $\gamma_1 \neq \gamma_2$), 则市场间信息不对称 InfoAsy 通过信息渠道对第1个市场的市场均衡价格 P_1 的影响为

$$\begin{aligned} \frac{\partial \frac{\partial P_1}{\partial V_1}}{\partial \text{InfoAsy}} &= \frac{\partial \frac{\partial P_1}{\partial V_1}}{\partial \Sigma_M} \times \frac{\partial \Sigma_M}{\partial \text{InfoAsy}} \\ &= \frac{\frac{\tilde{\mu}_{1,l}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2 + \text{Var}(v_1 | P)} \gamma_1^2 \sigma_{z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,l}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \left[\sigma_{\theta_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,l}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right]^2}{(\gamma_1 - \gamma_2)^2 \left\{ \left[\sigma_{v_1}^2 + \sigma_{z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,l}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \right] \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,l}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] - (\gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M)^2 \right\}^2} \end{aligned} \quad (\text{A25})$$

容易看出, $\frac{\partial \frac{\partial P_1}{\partial V_1}}{\partial \text{InfoAsy}} > 0$ 恒成立。因此, 两个交叉上市市场间的信息不对称越严重, 一个市

场的公开信息变化对该市场的市场均衡价格的影响越大。

第 1 个市场的公开信息对第 2 个市场的市场均衡价格 P_2 的交互影响为

$$\begin{aligned} \frac{\partial \frac{\partial P_2}{\partial V_1}}{\partial \text{InfoAsy}} &= \frac{\partial \frac{\partial P_2}{\partial V_1}}{\partial \Sigma_M} \times \frac{\partial \Sigma_M}{\partial \text{InfoAsy}} \\ &= \frac{\frac{\bar{\mu}_{2,U}}{\text{Var}(v_2 | P)} \sigma_{z_1}^2 \left(\frac{\bar{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-1} \gamma_1 \gamma_2 \left[\sigma_{\theta_1}^2 + \sigma_{z_1}^2 \left(\frac{\bar{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \right] \left[\sigma_{\theta_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\bar{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right]}{(\gamma_1 - \gamma_2)^2 \left(\frac{\bar{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} + \frac{\bar{\mu}_{2,U}}{\text{Var}(v_2 | P)} \right) \left\{ \left[\sigma_{v_1}^2 + \sigma_{z_1}^2 \left(\frac{\bar{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \right] \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\bar{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] - (\gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M)^2 \right\}^2} \end{aligned} \quad (\text{A26})$$

由命题 2 可知,当系统风险因子 γ_1 与 γ_2 同号时,一个市场的公开信息的变化对对方市

场均衡价格的交互影响为正,即 $\frac{\partial P_2}{\partial V_1} > 0$ 。此时, $\frac{\partial \frac{\partial P_2}{\partial V_1}}{\partial \text{InfoAsy}} > 0$ 意味着由共同信息的方差 Σ_M 导致的两个市场的市场间信息不对称越严重,第 1 个市场的公开信息对第 2 个市场的市场均衡价格 P_2 的交互影响越大。

以第 1 个市场为例,如果市场间信息不对称的变化是由市场内信息的方差 $\sigma_{\theta_1}^2$ 的变化引起的,则市场间信息不对称 InfoAsy 通过信息渠道对第 1 个市场的市场均衡价格 P_1 的影响为

$$\begin{aligned} \frac{\partial \frac{\partial P_1}{\partial V_1}}{\partial \text{InfoAsy}} &= \frac{\partial \frac{\partial P_1}{\partial V_1}}{\partial \sigma_{\theta_1}^2} \times \frac{\partial \sigma_{\theta_1}^2}{\partial \text{InfoAsy}} \\ &= \frac{\frac{\bar{\mu}_{1,U}}{\text{Var}(v_1 | P)} \sigma_{z_1}^2 \left(\frac{\bar{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\bar{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right]^2}{\frac{\bar{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} + \frac{\bar{\mu}_{1,U}}{\text{Var}(v_1 | P)}} \\ &= \frac{\left\{ \left[\sigma_{v_1}^2 + \sigma_{z_1}^2 \left(\frac{\bar{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \right] \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\bar{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] - (\gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M)^2 \right\}^2}{\left\{ \left[\sigma_{v_1}^2 + \sigma_{z_1}^2 \left(\frac{\bar{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \right] \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\bar{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] - (\gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M)^2 \right\}^2} \end{aligned} \quad (\text{A27})$$

容易看出, $\frac{\partial \frac{\partial P_1}{\partial V_1}}{\partial \text{InfoAsy}} > 0$ 恒成立。因此,两个交叉上市市场间的信息不对称越严重,第 1

个市场的公开信息变化对该市场的均衡价格 P_1 的影响越大。

第 1 个市场的市场内信息的方差 $\sigma_{\theta_1}^2$ 的变化对第 2 个市场的市场均衡价格 P_2 的交互影响为

$$\frac{\partial \frac{\partial P_1}{\partial V_1}}{\partial \text{InfoAsy}} = \frac{\partial \frac{\partial P_1}{\partial V_1}}{\partial \sigma_{\theta_1}^2} \times \frac{\partial \sigma_{\theta_1}^2}{\partial \text{InfoAsy}}$$

$$= - \frac{\frac{\tilde{\mu}_{2,UI}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right]}{\left(\frac{\tilde{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} + \frac{\tilde{\mu}_{2,UI}}{\text{Var}(v_2 | P)} \right) \left\{ \left[\sigma_{v_1}^2 + \sigma_{z_1}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{1,I}}{\sigma_{\varepsilon_1}^2} \right)^{-2} \right] \left[\sigma_{v_2}^2 + \sigma_{z_2}^2 \left(\frac{\tilde{\mu}_{2,I}}{\sigma_{\varepsilon_2}^2} \right)^{-2} \right] - (\gamma_1 \gamma_2 \Sigma_M)^2 \right\}^2} \quad (\text{A28})$$

由命题2可知,当系统风险因子 γ_d 与 γ_f 同号时,一个市场的公开信息的变化对对方市

场均衡价格的交互影响为正,即 $\frac{\partial P_2}{\partial V_1} > 0$ 。此时, $\frac{\partial \frac{\partial P_2}{\partial V_1}}{\partial \text{InfoAsy}} < 0$ 成立。因此,由市场内信息的方差 $\sigma_{\varepsilon_1}^2$ 导致的两个市场的市场间信息不对称越严重,第1个市场的公开信息对第2个市场的市场均衡价格 P_2 的交互影响越小。

由于市场间信息不对称 InfoAsy 与 $\tilde{\mu} \Sigma_{\varepsilon}^{-1}$ 无关,根据命题2可知,上述结论对流动性渠道亦成立。

参考文献

- [1] 张圣平,2002,偏好、信念、信息与证券价格,上海三联书店、上海人民出版社2002年版,第87页。
- [2] 周开国,何兴强,柴俊,2006,证券交易活跃性、流动性与基于信息的交易——对H股的微观结构分析,《财经问题研究》2006年第8期,第50—59页。
- [3] Admati, A. R., 1985, A noisy expectations equilibrium for multi-asset securities markets, *Econometrica* 53(3), 629—657.
- [4] Amihud, Y. and H. Mendelson, 1986, Asset pricing and the bid-ask spread, *Journal of Financial Economics* 17, 223—249.
- [5] Barclay, M. J. and J. B. Warner, 1993, Stealth trading and volatility: Which trades move prices? *Journal of Financial Economics* 34, 281—306.
- [6] Bekaert, G., 1995, Market integration and investment barriers in emerging equity markets, *World Bank Economic Review* 9, 75—107.
- [7] Bhushan, R., 1991, Trading cost, liquidity, and asset holdings, *Review of Financial Studies* 4(2), 343—360.
- [8] Black, F., 1974, International capital market equilibrium with investment barriers, *Journal of Financial Economics* 1, 337—352.
- [9] Chan, K., 1993, Imperfect information and cross-autocorrelation among stock prices, *Journal of Finance* 48, 1211—1230.
- [10] Chan, K., A. Hameed, and S. T. Lau, 2003, What if trading location is different from business location? Evidence from the Jardine Group, *Journal of Finance* 58, 1221—1246.
- [11] Chan, K., A. J. Menkveld, and Z. Yang, 2003, Are domestic investors more informed than foreign investors? Evidence from the perfectly segmented market in China, Working Paper.
- [12] Cho, J.-W., J. Shin, and R. Singh, 1999, Endogenous informed trading in the presence of trading costs: Theory and evidence, *Journal of Financial Markets* 2, 273—305.

- [13] Chowdhry, B. and V. Nanda, 1991, Multimarket trading and market liquidity, *Review of Financial Studies* 4(3), 483—511.
- [14] Chuhan, P., 1994, Are institutional investors an important source of portfolio investment in emerging markets? World Bank Working Paper 1243.
- [15] Doidge, C., G. A. Karolyi, and R. M. Stulz, 2004, Why are foreign firms listed in the U. S. worth more? *Journal of Financial Economics* 71, 205—238.
- [16] Domowitz, I., J. Glen, and A. Madhavan, 1997, Market segmentation and stock prices: Evidence from an emerging market, *Journal of Finance* 52, 1059—1085.
- [17] Errunza, V. and E. Losq, 1985, International asset pricing under mild segmentation: Theory and test, *Journal of Finance* 40(1), 105—124.
- [18] Eun, C. S. and S. Janakiramanan, 1986, A model of international asset pricing with a constraint on the foreign equity ownership, *Journal of Finance* 41, 897—914.
- [19] Froot, K. A. and E. M. Dabora, 1999, How are stock prices affected by the location of trade? *Journal of Financial Economics* 53, 189—216.
- [20] Grossman, S. J., 1992, The informational role of upstairs and downstairs trading, *Journal of Business* 65(4), 509—528.
- [21] Grossman, S. J. and J. E. Stiglitz, 1980, On the impossibility of informationally efficient markets, *American Economic Review* 70, 393—408.
- [22] Hargis, K. and P. Ramanlal, 1998, When does internationalization enhance the development of domestic stock markets? *Journal of Financial Intermediation* 7, 263—292.
- [23] Kodres, L. and M. Pritsker, 2002, A rational expectations model of financial contagion, *Journal of Finance* 57(2), 769—799.
- [24] Kyle, A., 1985, Continuous auctions and insider trading, *Econometrica* 53(6), 1315—1335.
- [25] Lo, A. W. and A. C. Mackinlay, 1990, An econometric analysis of nonsynchronous trading, *Journal of Economics* 45, 181—211.
- [26] Ma, X., 1996, Capital controls, market segmentation and stock prices: Evidence from the Chinese stock market, *Pacific-Basin Finance Journal* 4, 219—239.
- [27] Morck, R., B. Yeung, and W. Yu, 2000, The information content of stock markets: Why do emerging markets have synchronous stock prices movements? *Journal of Financial Economics* 58, 215—260.
- [28] Stapleton, R. and M. Subrahmanyam, 1977, Market imperfections, capital market equilibrium and corporate finance, *Journal of Finance* 32, 307—319.
- [29] Stulz, R. M., 1981, On the effects of barriers to international asset pricing, *Journal of Finance* 36(4), 783—794.
- [30] Stulz, R. M. and W. Wasserfallen, 1995, Foreign equity investment restrictions, capital flight, and shareholder wealth maximization: Theory and evidence, *Review of Financial Studies* 4, 1019—1057.
- [31] Veldkamp, L. L., 2006, Information markets and the comovement of asset prices, *Review of Economic Studies* 73, 823—845.

Multimarket Trading and Price Differences

Ping Yang

(*Research Bureau, the People's Bank of China*)

Xinzhong Xu Yunhong Yang

(*Guanghua School of Management, Peking University*)

Abstract We develop a rational expectations model of asset prices to explain the price differences of cross-listed shares. In the model proposed by this thesis, equilibrium prices are affected by investors' risk preference, systematic risk factors, and asymmetric information between the cross-listing markets through a correlated information or a correlated liquidity shock channel. The main predictions of our model are as follows. (1) If the informed investors are risk-averse, price differences would be deeply affected by information shock. Meanwhile, when the informed investors are more and more risk-averse, the liquidity shock effect on price differences is less and less, but always positive. (2) Investors require a lower rate of return, i. e. a higher price, when investing in stocks with lower risk. (3) Information asymmetry between dual-listed shares has significant power to capture the cross-sectional difference of price differences. (4) When the liquidity of one of dual-listed shares becomes better, the change of price of this share is bigger than that of its counterpart, although prices of both shares would be higher. (5) According to differential demand argument, the more shares listed, the lower the price is.

Key Words Cross-listing, Price Differences, Information Channel, Liquidity Channel, Asymmetric Information between Markets

JEL Classification G12, G15

随机仿射环境下的股指期货定价

徐 爽 姚长辉*

摘 要 本文研究多因子仿射环境下的股指期货定价问题。在随机仿射环境下,本文显式求解了股指期货价格满足的偏微分方程,其解由因子仿射组合的 e 指数函数构成。本文一般化了已有的期货定价模型,传统的股指期货定价模型是本文模型的特例。本文发现了一类新的可以显式求解的非线性定价模型,此类模型能够刻画非线性红利等经验特征,这为解释股指期货的过度波动率 (Mackinlay and Ramaswamy, 1998) 提供了新途径。本文说明股指期货的期限结构可以写成利率期限结构的仿射函数。

关键词 股指期货定价,仿射因子模型,期货波动率之谜

一、引 言

我国将推出股指期货合约市场,现已有多家机构开展了股指期货的模拟交易。研究股指期货的定价问题在今天的中国资本市场具有直接的实践意义。本文致力于为已有理论模型提供一个统一的分析平台,并且为解决经验反常提供新的研究方向。本文的方法有助于促进股指期货的理性定价和金融机构的风险管理。

理论上讲,股指期货最著名的模型就是经常出现在金融衍生品教科书中的持有成本模型,比如 Hull (1997)。简单的无套利论证要求股指期货价格和现货价格之间保持紧密的线性关系,用 r 表示利率, d 表示标的资产的红利率,则

$$F = W \exp[(r - d)(T - t)] \quad (1.1)$$

其中 F 为期货价格, W 为现货价格, $T - t$ 为剩余期限。

* 徐爽,北京大学光华管理学院博士研究生;姚长辉,北京大学光华管理学院教授;通信作者及地址:徐爽,北京大学畅春新园#2-553,邮政编码:100871;E-mail:xushuang@gsm.pku.edu.cn。感谢匿名审稿人提出的建设性评论和北京大学出版社张燕编辑的辛勤劳动。感谢唐国正老师、王亚平老师和周春生老师的批评和建议。感谢魏聃、吴刚对本文写作的关心。

式(1.1)适用于资产可贮存(比如,金融资产),而且利率和红利率都是常数的情形。如果标的资产不可贮存,或者利率和红利过程都是随机变量,式(1.1)的有效性就会受到挑战。在真实的市场上,资产可贮存和常数利率的假设都可能被违反。比如说,尽管个体资产的红利是跳跃的、不经常的,市场总体的红利却是连续发生的,股指期货的标的资产股指是一个产生随机红利的资产。因此,式(1.1)无法直接应用于随机变化环境下的股指期货定价。

由于式(1.1)对经验现象的解释能力有限,理论家把注意力转向了随机情形下的期货定价,并且发展出了许多模型。这些模型包括 Gibson and Schwartz (1990), Hemle and Longstaff (1991), Schwartz (1997) 和 Hilliard and Reis (1998) 等。为了获得显式解,这些模型往往限定在二因子或者三因子模型,而且对状态变量采用比较特定的假设和识别形式。比如, Hilliard-Reis 假设标的资产服从几何布朗运动,并设定均值回复的红利率过程,并由此得到了如下形式的期货定价公式:

$$F = W \exp[a(T-t)r + b(T-t)\delta] \quad (1.2)$$

这里, a, b 都是常数, δ 为红利率,其他变量的含义与公式(1.1)相同。Hemle and Longstaff (1991) 和 Schwartz (1997) 模型得到的解与此类似。

当前,尽管国外学者对股指期货定价的理论研究是比较丰富的,但已有的股指期货模型仍存在两方面的不足。首先,已有的模型都是个案式的研究,这些模型非常分散,每个作者往往建立一个特定的可以显式求解的模型。由于不同模型之间的关系是模糊的,不利于形成对股指期货定价理论的统一理解。于是产生了归纳已有理论模型的需求。这引出了一个自然的问题,即这些模型的共性是什么? 能否找到这些模型的一般性特征? 其次, Schwartz (1997) 等的实证研究表明,即使是他的最复杂的三因子模型对现实的期货定价问题也只具有有限的解释能力,比如, Mackinlay and Ramaswamy (1998) 发现的定价之谜。这产生了发展新模型的需求: 如何找到新的可解模型以刻画更为复杂的经验特征。

本文提出的多因子仿射定价模型能够同时解决以上两个问题。本文的核心观察是,已有的理论模型都是仿射因子模型的子集,只要把本文的仿射模型限定在特定的识别形式上,就得到了这些模型;更重要的是,沿着一般仿射因子模型的思路,本文发现了新的模型。本文基于这样的想法展开,主要取得了以下三方面的贡献:

第一,把传统模型扩展到多因子仿射情形,为已有的定价模型提供了一个统一的分析基础。本文找到了各个表面不同的模型背后的相互关联,一般化了现有的建模方法论,找到了各个表面不同的模型背后的相互关联。这使得不同

的模型可以在新的平台上更容易相互比较。Hemle and Longstaff (1991), Hilliard and Reis (1998) 和 Schwartz (1997) 模型都是本文一般模型的特定版本。

第二, 扩大了可以求出显式解的模型类, 为解决经验难题提供了新的理论方向。文献中的已有模型只是仿射类模型的真子集, 通过获得仿射类模型的全部解之后, 本文发现了新的可以找到显式解的模型。这些模型能够生成更加丰富的经验含义, 能够更准确地把握真实经济的特征。

第三, 为期货定价和风险管理建立起和利率产品相对应的理论结构。本文的一般化表述强调了期货定价和利率产品定价的相互联系。针对利率期限结构, 本文平行地讨论了期货定价的期限结构问题。鉴于债券市场价格数据的可获得性, 本文可以把股指期货的价格表达为可以观测的其他资产的价格的函数, 而不是依赖于不可观测的变量。这可以直接检验模型的有效性, 并且有助于发现市场的套利机会。

资产定价一般存在两种方法: 一般均衡方法和局部均衡方法。本文的仿射模型是在局部均衡的无套利框架下提出的; Cox, Ingersoll and Ross (1985b) 指出, 局部均衡模型要求任意识别的因子风险价格过程 (尤其在多因子模型中, 要求每个因子有一个风险价格), 任意的识别很可能是相互矛盾的。另外, 尽管局部均衡的方法能够简约地给出股指期货的无套利价格, 但这样的模型对于红利过程和财富过程的建模是任意的, 这些假设可能和一个一般均衡模型不一致。在一个一般均衡模型中, 股指的红利过程应该是内生决定的, 取决于市场的跨期消费配置问题, 外生直接给定的红利过程可能存在错误识别的可能性。本文为模型提供了一个一般均衡基础。Hemle and Longstaff (1991) 也是一个一般均衡模型, 但是他们只处理了两因子的情形, 本文的讨论表明, 类似的均衡结果同样适用于多因子经济。

本文提供了一个非常方便的框架, 用以理解和股指期货相关的理论和经验问题。作为一个例子, 本文讨论了股指期货对现货价格的线性关系问题。本文给出了一个股指期货是现货价格线性函数的充分条件, 同时指出在一般的假设下, 股指期货很有可能是现货价格的非线性函数。如果股指期货是现货价格的非线性函数, 风险管理和对冲的实践都要发生重大改变。

作为本文一般框架的一个应用, 本文求解了一个非线性红利模型, 分析了该模型中股指期货和现货波动率的关系。本文发现, 规模递减的红利率模型能够用于求解 Mackinlay and Ramaswamy (1998) 发现的定价之谜。模型可以很好地生成 Mackinlay and Ramaswamy (1998) 报告的经验反常: 股指期货的波动率超过了标准普尔指数的波动率, 即使去除交易非同时性因素的影响, 这种超额波动现象仍然存在, 而且, 发现递减的红利率过程意味着波动率差异是到期时间

长度的增函数。

由于我国还未推出股指期货,数据的匮乏使得本文无法对模型在中国市场的适用性进行正式的检验。但是,可以肯定的是,本文的一般框架提供了更宽阔的建模弹性来匹配经验事实和解决经验反常。股指期货的期限结构和利率期限结构关系的分析表明,本文模型有助于我国资本市场参与者理解股指期货的价格行为和风险特征,以及股指期货和当前已存在的市场之间的相互关联,本文模型能够对我国的股指期货实践起到建设性作用。

本文的结构安排如下:第二部分,列出基本的模型,并给出定价方程。模型被求解到一些黎卡提常微分方程。第三部分,讨论期货价格是现货价格线性函数的条件。几乎已有的所有模型都得出期货价格是现货价格线性函数的结论,有必要考察这个结论所要求的假设。第四部分,写下一个一般均衡模型,该模型提供了第三部分线性无套利模型的均衡基础。第五部分,把模型应用于文献中已经存在的期货定价模型。这些模型被理解成是本文一般模型的特例。第六部分考察非常数红利率模型的经验含义,并检查了模型解决 Mackinlay and Ramaswamy (1998) 发现的波动率之谜的能力。第七部分,采用相对定价方法,用零息债来定价股指期货。第八部分是相对定价方法的自然扩展,本文发现,股指期货的期限结构是利率期限结构的仿射组合。第九部分,讨论了模型对于应用股指期货进行风险管理和对冲的含义。第十部分是结论,指出了继续的研究方向。

二、多因子仿射模型

(一) 模型的基本结构

经济的信息由 (Ω, F_t, Q) 刻画,其中 Ω 是样本空间, $\{F_t\}$ 是由状态变量 W 和 X 生成的信息滤波,表明经济的状态由市场价值 W 和 N 维风险因子向量 X 驱动, Q 是风险中性概率测度。风险中性定价的合理性为无套利假设所蕴涵。为了表述的方便,本文定义如下的向量

$$dY = (dX, d\ln W)^T \quad (2.1)$$

上标 T 表示转置。这里 X 是 N 维向量, Y 是一个 $N+1$ 维向量。采用 Dai and Singleton (2000) 的构造,建造如下的仿射因子模型,风险中性概率测度 Q 下,状态变量服从如下的过程:

$$dY = \kappa(\theta - Y)dt + V\sqrt{S(Y)}dz \quad (2.2)$$

$\kappa = [\kappa_{ij}]$, $V = [v_{ij}]$, 是 $N+1$ 维常数矩阵, θ 是 $N+1$ 维常数向量。 $\kappa > 0$ 对应于状态变量的均值回复特征,长期均值由向量 θ 给出。这里第 $N+1$ 个状态变量

是财富的对数 $\ln W$, $S(Y)$ 是 $N+1$ 维对角矩阵, dz 是 $N+1$ 维标准的独立布朗运动, 根号对矩阵中每个元素取。

为了能够找到显式解, 本文要求红利过程、漂移过程和扩散过程都是状态变量的仿射^[1]函数, 这通过如下的设定实现:

$$S_{ii} = \alpha_i + \sum_{m=1}^{N+1} \beta_{im} Y_m \quad (2.3)$$

式(2.2)写成展开形式为

$$dY_i = \sum_{j=1}^{N+1} \kappa_{ij} (\theta_j - Y_j) dt + \sum_{j=1}^{N+1} v_{ij} \sqrt{\alpha_j + \sum_{m=1}^{N+1} \beta_{jm} Y_m} dz_j \quad (2.4)$$

在这样的建构之下, 漂移项 $\sum_{j=1}^{N+1} \kappa_{ij} (\theta_j - Y_j)$ 显然是仿射的, 方差项由如下形式的元素构成:

$$\begin{aligned} \text{Cov}(Y_p, Y_q) &= \sum_{j=1}^{N+1} v_{pj} v_{qj} \left(\alpha_j + \sum_{m=1}^{N+1} \beta_{jm} Y_m \right) \\ &= \sum_{j=1}^{N+1} v_{pj} v_{qj} \alpha_j + \sum_{m=1}^{N+1} \left(\sum_{j=1}^{N+1} v_{pj} v_{qj} \beta_{jm} \right) Y_m \\ &\triangleq \omega_{pq} + \sum_{m=1}^{N+1} \psi_{pqm} Y_m \end{aligned} \quad (2.5)$$

这是状态变量的仿射函数。最后, 本文要求利率也是状态变量的仿射函数

$$r = r_0 + r_1 Y \quad (2.6)$$

r_1 是 $N+1$ 维向量, 式(2.1)一式(2.4)就是本文的基本模型。需要指出的是, 类似的建构经常出现于利率期限结构理论中的多因子仿射模型, 比如, Dai and Singleton (2000)。唯一不同的是, 这里本文要求市场价格指数的对数 $\ln W$ 是一个独立的状态变量。在最一般的框架内, W 可以是可交易资产, 也可以是不可交易资产。如果 W 是可交易资产, 其风险中性动态学要求其资本收益和红利收益之和是无风险收益, 这等价于对 $\ln W$ 的随机过程施加进一步的限制。

(二) 定价方程和解

无套利假设蕴涵资本资产定价第一基本定理: 在风险中性概率测度下, 任何资产的价格过程都只获得无风险收益率。由于期货相当于一个以无风险利率连续分红的资产, 期货的价格必然满足如下的偏微分方程:

$$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^{N+1} \sum_{j=1}^{N+1} F_{Y_i Y_j} \text{Cov}(Y_j, Y_i) + \sum_{i=1}^{N+1} \mu_{Y_i}(Y) F_{Y_i} - F_t = 0 \quad (2.7)$$

关于该方程, 可以参见 Gibson and Schwartz (1990) 的方程 50, Hilliard and

[1] 截距不为零的线性函数。

Reis(1998)的方程5。该方程是一个简单的无套利条件。由Itô引理知道,该方程左边是资产的超额期望收益,无套利条件要求该收益是零。作为股指期货,相应的边界条件为

$$F(Y,0) = W = \exp(Y_{N+1}) \quad (2.8)$$

本文的目的是求解上面式(2.7)、式(2.8)给定的偏微分方程,求解了这个方程就得到了股指期货的价格。一个重要观察是,在式(2.1)一式(2.4)的设定下,状态矩阵的系数满足仿射条件,式(2.7)的系数都是仿射函数,该方程具有如下形式的解:

$$F(Y,t) = \exp[A(t) - B^T(t)Y] \quad (2.9)$$

$A(t)$ 、 $B^T(t)$ 仅仅是期货到期时间的函数。把式(2.9)代回偏微分方程(2.7),得到

$$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^{N+1} \sum_{j=1}^{N+1} B_i(t) B_j(t) \text{Cov}(Y_j, Y_i) - \sum_{i=1}^N \mu_i B_i(t) + \sum_{i=1}^N B'_i(t) Y_i + A' = 0 \quad (2.10)$$

这里的 $B'_i(t)$ 、 $A'(t)$ 分别表示对时间的导数。

为了让该方程对所有的非时间状态变量 Y 成立,要求如下定理给出的黎卡提常微分方程组成立。根据 Duffie and Kan(1996), Dai and Singleton(2000), 该方程系数完全由风险中性测度下的利率过程和状态变量的随机过程决定。给定边界条件,该方程组具有已知的解。

定理 2.1: 仿射模型中股指期货的价格由如下方程给出

$$F(Y,t) = \exp[A(t) - B^T(t)Y] \quad (2.11)$$

这里的系数由如下的黎卡提方程决定

$$\frac{dA(t)}{dt} = -\theta^T \kappa^T B(t) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{N+1} [V^T B(t)]_i^2 \alpha_i \quad (2.12)$$

$$\frac{dB(t)}{dt} = -\kappa^T B(t) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{N+1} [V^T B(t)]_i^2 \beta_i \quad (2.13)$$

满足边界条件

$$A(0) = 0, \quad B_i(0) = 0, \quad \forall i = 1, \dots, N, \quad B_{N+1}(0) = -1 \quad (2.14)$$

该常微分方程组的解存在唯一(Duffie and Kan, 1996)。

注意到第 $N+1$ 个状态变量是财富的对数,对应的边界条件可以写成

$$F(W, X, 0) = W \quad (2.15)$$

$$F(W, X, t) = W^{-B_{N+1}(t)} \exp \left[A(t) - \sum_{i=1}^N B_i(t) X_i \right] \quad (2.16)$$

三、期货价格是现货价格线性函数的条件

持有成本模型的一个重要结论是：期货价格是现货价格的线性函数。线性性质意味着期货价格和现货价格具有相同的变化率，每当现货价格变化1%，期货价格也变化1%。这种关系经常出现在股指期货定价的文献中，比如，Stoll and Whale(1990)检验如下的定价关系

$$R_F - R_S = r - d \quad (3.1)$$

从已有的文献来看，几乎所有的模型（包括随机利率模型）都保留了这样的线性结论。一个自然的问题是：线性性质在更一般的随机模型中是否能够保留呢？本部分证明，线性性质只是这些模型特定假设的结果，在随机模型中，股指期货的价格可以不是现货价格的线性函数。

本文考察一般模型的一种特殊情形。对矩阵 S 的所有主对角元素以及漂移项施加如下限制

$$\beta_{iN+1} = 0, \quad \kappa_{iN+1} = 0 \quad (3.2)$$

此时，财富不进入状态变量的漂移和扩散项。而且，这里隐含的假设是，股指的收益服从规模独立的运动过程

$$\frac{dW}{W} = [\mu_W(X) - \delta(X)]dt + \sigma_W(X)dz \quad (3.3)$$

已有文献多集中于讨论此种情形。此时模型的一个例子是

$$\begin{cases} d\ln(W) = \mu(X)dt + \sqrt{X}dz_1 + \sqrt{X+1}dz_2 \\ dX = \kappa(\theta - X)dt + \sqrt{X}dz_1 + \sqrt{X+1}dz_2 \\ r = r_0 + r_1X \end{cases} \quad (3.4)$$

如果条件(3.2)成立，期货的价格将是 W 的线性函数。这很容易从下面的推理中看出。给定常数 a ，如果当前财富变成 $aW(t)$ ，而且状态变量的运动独立于财富数量，那么，几何布朗运动的假设意味着到期财富也变成 $aW(T)$ 。由期货契约的线性性质，期货的到期支付也变成 a 倍，由线性定价法则很容易推出期货的当前价格变为 a 倍。

如果假设(3.2)不满足，期货价格可能不是现货价格的线性函数，式(3.2)的限定性使其难以在真实市场中成立，因此，真实市场中期货和现货之间的关系可能是非线性的。我们来看线性条件的必要条件，也就是线性意味着什么。假设期货的价格是财富的线性函数，也就是，如果财富变成 a 倍，期货价格也变成 a 倍。如果解满足

$$B_{N+1}(t) \equiv -1, \quad \forall t \quad (3.5)$$

则期货价格是现货价格的线性函数。这个条件是很难满足的,容易找到该条件被违反的模型。

定理 3.1: 如下两个判断成立:

(1) 期货价格是现货价格的线性函数的充分条件是 $\beta_{iN+1} = 0, \kappa_{iN+1} = 0$;

(2) 存在仿射的显式解模型,期货价格是现货价格的非线性函数。

证明: 本文已经说明了第一句话。接下来只需找到一个例子以说明非线性的可能性。假设短期利率 r 是常数,而且状态变量服从如下的过程:

$$dX = \mu_X dt + \sqrt{X} dz_1 + \sqrt{\ln W} dz_2 \quad (3.6)$$

$$d \ln W = \mu_K(X) dt + \sqrt{X} dz_1 + \sqrt{\ln W} dz_2 \quad (3.7)$$

此时,按照定理 2.1 的思路,让 $K = \ln W$,

$$\begin{aligned} & \frac{1}{2}(X + \ln W) F_{KK} + \frac{1}{2}(X + \ln W) F_{XX} + (X + \ln W) F_{XK} \\ & + F_K \mu_K + F_X \mu_X - F_t = 0 \end{aligned}$$

假设解具有 $F(W, Y, t) = \exp[a(t) + b(t) \ln W + c(t) X]$ 的形式,我们得到

$$\begin{aligned} & \frac{1}{2}(X + \ln W) F b^2(t) + \frac{1}{2}(X + \ln W) F c^2(t) + (X + \ln W) b c F \\ & + b F \mu_K + c F \mu_X - F \left[\frac{da}{dt} + \frac{db}{dt} \ln W + \frac{dc}{dt} X \right] = 0 \end{aligned}$$

让常数项和状态变量系数分别为零,得到

$$\begin{cases} \frac{1}{2} b^2(t) + \frac{1}{2} c^2(t) + bc - \frac{dc}{dt} = 0 \\ \frac{1}{2} b^2(t) + \frac{1}{2} c^2(t) + bc - \frac{db}{dt} = 0 \\ b \mu_K + c \mu_X - \frac{da}{dt} = 0 \\ a(0) = 0, \quad c(0) = 0, \quad b(0) = 1 \end{cases}$$

该方程存在解, b 满足简单方程: $\frac{db}{dt} = 2b^2 - 2b + \frac{1}{2}$ 。其解为

$$b(t) = \frac{1}{3 - 2e^{-2t}}$$

证明完毕!

在本例的模型中,解具有 $F(W, Y, t) = W^{b(t)} \exp[a(t) + c(t) Y]$ 的形式。此时,股指期货对股指的弹性不等于 1,可能大于 1,也可能小于 1。在本例中,这个数值小于 1,因为

$$\frac{\partial \ln F(W, Y, t)}{\partial \ln W} = \frac{1}{3 - 2e^{-2t}} < 1 \quad (3.8)$$

四、线性模型的一般均衡基础

本部分为无套利定价模型提供了一个一般均衡基础。Hemle and Longstaff (1991) 也是一个一般均衡模型,但是他们只处理了两因子的情形,本文的讨论表明,类似的均衡结果同样适用于多因子经济。与 Cox, Ingersoll and Ross (1985b) 和 Hemle and Longstaff (1991) 相同,本文假设对数形式的期望效用函数为

$$E\left[\int_0^{\infty} \exp(-\beta t) \ln(C) dt\right] \quad (4.1)$$

总量经济只有单一的生产机会,为如下的随机过程

$$\frac{d\eta}{\eta} = \mu_{\eta}(X) dt + \sqrt{\sigma_{\eta}(X)} dZ_{\eta} \quad (4.2)$$

$\mu_{\eta}(X)$ 、 $\sigma_{\eta}(X)$ 都是 X 的仿射函数。采用 Dai and Singleton (2000) 的构造,建造如下的状态变量过程

$$dX = \kappa(\theta - X) dt + \sigma_X \sqrt{S(X)} dz \quad (4.3)$$

这里 X 是一个 N 维向量, dz 是 N 维标准的独立布朗运动。

$$S_{ii} = \alpha_i + \sum_{m=1}^N \beta_{im} Y_m \quad (4.4)$$

对数效用函数模型的一个重大简化之处是,个体没有动态对冲需求,投资者是近似的,所以不用考虑投资机会集合状态变量和生产过程的相关性,因此,不用施加生成过程波动和状态变量波动之间的仿射扩散限制。

根据 Cox, Ingersoll and Ross (CIR, 1985a), 财富过程为

$$dW = (W\mu_{\eta}(Y) - C) dt + W\sigma_{\eta}(Y) dz \quad (4.5)$$

值函数具有如下形式

$$J = \exp(-\beta t) \ln(W) + j(Y, t) \quad (4.6)$$

最优消费过程为

$$C = \rho W \quad (4.7)$$

$$\frac{dW}{W} = (\mu_{\eta}(X) - \rho) dt + \sqrt{\sigma_{\eta}(X)} dz \quad (4.8)$$

利用 CIR 的经典结果

$$r = \mu_{\eta}(X) - \frac{-J_{WW}W}{J_W} \frac{\text{Var}W}{W^2} \quad (4.9)$$

在当前的模型里,对应的表达式是

$$r = \mu_{\eta}(X) - \sigma_{\eta}(X) \quad (4.10)$$

根据 CIR 的基本定价方程,期货价格过程满足如下的偏微分方程:

$$\begin{aligned} & \frac{1}{2} \text{Var}(W) F_{WW} + \sum_{i=1}^N \text{Cov}(W, Y_i) F_{WX_i} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N F_{X_i X_j} \text{Cov}(X_j, X_i) \\ & + F_W W(\alpha - \rho) + \sum_{i=1}^N [\mu_i - \text{Cov}(W, X_i)] F_{X_i} - F_t = 0 \end{aligned} \quad (4.11)$$

股指期货的价格满足 CIR 偏微分方程, 要求如下的边界条件

$$F(W, X, 0) = W \quad (4.12)$$

如果状态矩阵的系数满足仿射条件, 该方程具有如下形式的解

$$F(W, X, t) = W \exp \left[a(t) + \sum_{i=1}^N b_i(t) X_i \right] \quad (4.13)$$

把这个解代回上面的偏微分方程得到

$$\begin{aligned} & \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N b_i(t) b_j(t) \text{Cov}(X_j, X_i) + \left[\mu_\eta(X) + \sum_{i=1}^N \mu_{X_i}(X) b_i(t) \right] \\ & - \sum_{i=1}^N b'_i(t) X_i - \mu_\eta(X) + \sigma_\eta(X) = a'(t) + \rho \end{aligned} \quad (4.14)$$

满足边界条件 $A(0) = 0, B_i(0) = 0, \forall i$ 。

由于式(4.14)包含 X 的项都是线性的, 同样得到黎卡提常微分方程。这验证了式(4.13)的正确性。

五、文献中已有模型作为特例

已有文献中出现了很多关于随机环境下的期货定价理论模型。尽管其建模细节存在差异, 但是, 这些模型都可以归为本文模型的特例。我们简单地列举如下的模型:

(一) Hemler and Longstaff(1991) 模型

Hemler-Longstaff 模型由如下的状态变量给出, q 是标的资产价格

$$dq/q = (\mu X_1 - \rho) dt + \sigma \sqrt{X_2} dz_0 \quad (5.1)$$

$$dX_1 = (aX_1 + b) dt + c \sqrt{X_1} dz_1 \quad (5.2)$$

$$dX_2 = (dX_2 + e) dt + f \sqrt{X_2} dz_2 \quad (5.3)$$

$$r = g - hX \quad (5.4)$$

这里, $(dz_0, dz_1, dz_2)^T$ 是独立的标准布朗运动。显然, 这样的建构是本文模型的一个子类、一个 $N=2$ 的两因子模型。该模型可以写成如下的标准形式:

$$\begin{pmatrix} d \ln q \\ dX_1 \\ dX_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -\rho \\ b \\ e \end{pmatrix} dt + \begin{pmatrix} 0 & \mu & -\frac{1}{2}\sigma^2 \\ 0 & a & 0 \\ 0 & 0 & d \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \ln q \\ X_1 \\ X_2 \end{pmatrix} dt$$

$$+ \begin{pmatrix} \sigma & 0 & 0 \\ 0 & c & 0 \\ 0 & 0 & f \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sqrt{X_2} & 0 & 0 \\ 0 & \sqrt{X_1} & 0 \\ 0 & 0 & \sqrt{X_2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} dz_0 \\ dz_1 \\ dz_2 \end{pmatrix} \quad (5.5)$$

(二) Gibson and Schwartz(1990) 或者 Hilliard and Reis(1998) 模型

这两个模型由如下的状态变量给出, S 是标的资产价格, δ 是红利率

$$\frac{dS}{S} = (r - \delta) dt + \sigma_s dz_s \quad (5.6)$$

$$d\delta = \kappa_c(\bar{\delta} - \delta) dt + \sigma_\delta dz_\delta \quad (5.7)$$

这里利率 r 是常数。这是一个单因子模型, 两个布朗运动之间的相关系数为 ρ 。通过简单的正交化, 引入新的与 dz_s 正交的布朗运动 dz , 很容易保留状态变量的协方差结构, 也就是保留相关系数和方差。据此, 式(5.6)和式(5.7)可以写成如下等价的标准形式:

$$\begin{pmatrix} d\ln S \\ d\delta \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} r - \frac{1}{2}\sigma_s^2 \\ \kappa_c \bar{\delta} \end{pmatrix} dt + \begin{pmatrix} 0 & -1 \\ 0 & -\kappa_c \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \ln S \\ \delta \end{pmatrix} dt + \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ \rho \frac{\sigma_\delta}{\sigma_s} & \sqrt{1 - \rho^2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sigma_s & 0 \\ 0 & \sigma_\delta \end{pmatrix} \begin{pmatrix} dz_s \\ dz \end{pmatrix} \quad (5.8)$$

(三) Schwartz(1997) 模型 III

Schwartz(1997) 提出并检验了三个期货定价模型, 最复杂的是如下的三状态变量模型:

$$\frac{dS}{S} = (r - \delta) dt + \sigma_s dz_s \quad (5.9)$$

$$d\delta = \kappa_c(\bar{\delta} - \delta) dt + \sigma_\delta dz_\delta \quad (5.10)$$

$$dr = \kappa_r(\bar{r} - r) dt + \sigma_r dz_r \quad (5.11)$$

这是随机利率的双因子模型, 可以写成如下的标准形式:

$$\begin{pmatrix} d\ln S \\ d\delta \\ dr \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -\frac{1}{2}\sigma_s^2 \\ \kappa_c \bar{\delta} \\ \kappa_r \bar{r} \end{pmatrix} dt + \begin{pmatrix} 0 & -1 & +1 \\ 0 & -\kappa_c & 0 \\ 0 & 0 & -\kappa_r \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \ln S \\ \delta \\ r \end{pmatrix} dt$$

$$+ \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \rho_{12} \frac{\sigma_{\delta}}{\sigma_s} & \sqrt{1 - \rho_{12}^2 - \rho_{23}^2} & \rho_{23} \frac{\sigma_{\delta}}{\sigma_r} \\ \rho_{13} \frac{\sigma_r}{\sigma_s} & \rho_{23} \frac{\sigma_r}{\sigma_{\delta}} & \sqrt{1 - \rho_{13}^2 - \rho_{23}^2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sigma_s & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{\delta} & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_r \end{pmatrix} \begin{pmatrix} dz_s \\ dz_1 \\ dz_2 \end{pmatrix} \quad (5.12)$$

根据本文在第四节的讨论,这些模型都满足假设(3.2),因此,定理3.1成立。所以这些模型中股指期货的价格与现货价格都是线性关系。事实上,非线性模型同样很自然地产生于现实问题。根据 Merton(1971),当个体的效用函数不是 CRRA^[2]时,资产的最优消费(相当于红利)将不再是当前价值的线性函数。这提出了一个问题:如何研究非线性红利情形下的股指期货定价?

六、非线性红利与期货过度波动之谜

已有的股指期货定价模型都限定在线性红利的情形,但是,线性模型对资本市场的经验匹配能力有限。Mackinlay and Ramaswamy(1988)的经验研究报告了这样的经验事实:股指期货的波动率超过了标准普尔指数的波动率,即使去除交易非同时性因素的影响,这种超额波动性仍然存在。同时,他们还发现了相对于持有成本模型的定价误差模式:定价误差是到期时间长度的增函数。

本文模型能够对这种反常现象提供一个解释:股指期货的红利存在非线性特征。如何刻画这种非线性特征是一个理论难题。本文提供的模型能够用于刻画这种非线性特征。前面的定理2.1意味着如下的模型也是可以分析求解的:

$$\begin{aligned} d\ln W &= (\mu + \varphi \ln W) dt + \sqrt{X} dz_1 \\ dX &= \sqrt{X} dz_2 \end{aligned} \quad (6.1)$$

这样的模型可以表示非线性的红利率。为了说明这一点,对式(6.1)应用 Itô 引理,得到

$$\frac{dW}{W} = \left[\mu + \frac{1}{2}X + \varphi \ln(W) \right] dt + \sqrt{X} dz_1 \quad (6.2)$$

这个模型中,股票的红利率是 $\ln(W)$ 的线性函数,也就是,资本市场以递增还是递减的速度在分红,取决于 φ 的正负。

我们可以求解这个模型。此时,按照定理2.1的思路,

$$\frac{1}{2}XF_{KK} + \frac{1}{2}XF_{XX} + XF_{XK} + (\mu + \varphi K)F_K - F_t = 0 \quad (6.3)$$

[2] 相对风险规避系数是常数的效用函数,包括对数函数和指数函数。

假设解为 $F(K, X, t) = \exp[a(t) + b(t)K + c(t)X]$ 的形式, 我们得到

$$\frac{1}{2}Xb^2(t) + \frac{1}{2}Xc^2(t) + Xbc + (\mu + \varphi K)b - \left(\frac{da}{dt} + \frac{db}{dt}K + \frac{dc}{dt}X\right) = 0 \quad (6.4)$$

这进一步要求

$$\left[\frac{1}{2}b^2(t) + \frac{1}{2}c^2(t) + bc + \mu b - \frac{dc}{dt}\right]X + \left(\varphi b - \frac{db}{dt}\right)\ln W - \frac{da}{dt} = 0 \quad (6.5)$$

这要求 $b(t)$ 满足如下简单常微分方程:

$$\varphi b - \frac{db}{dt} = 0 \quad (6.6)$$

解为

$$b(t) = \exp(\varphi t) \quad (6.7)$$

由于 $a(t)$ 和 $c(t)$ 对于本部分的讨论来讲不重要, 其解没有被列出。期货价格为

$$F(W, Y, t) = W^{\exp(\varphi t)} \exp[c(t)X] \quad (6.8)$$

可以看到, 如果红利过程表现出非线性特征, 股指期货的价格不再是股指的线性函数; 如果继续采用线性模型来定价股指期货合约, 会导致重大的定价误差。而且, 如果 $\varphi > 0$, 也就是, 市场整体在以递减的速度在分红, 期货波动率将大于股指的波动率, 而且这种效果是随着期限递增的, 参见图 1。

$$\frac{\partial \ln F(W, Y, t)}{\partial \ln W} = \exp(\varphi t) > 1 \quad (6.9)$$

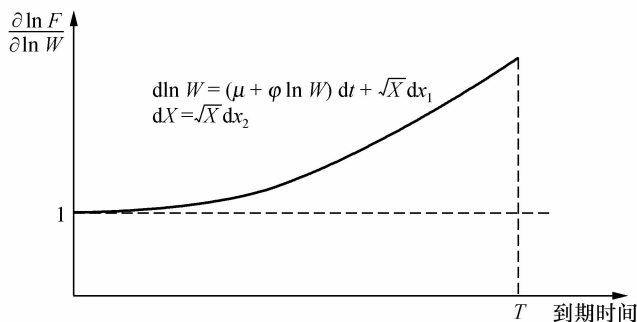


图1 分红率递减情形下期货价格对现货价格的弹性

注意到, 当股指变化 1% 时, 股指期货价格将变化 $\exp(\varphi t)$ 个百分点, 这个数值可能远远大于 1。因此, 本文模型有助于求解 Mackinlay and Ramaswamy (1998) 发现的股指期货相对于股指过分波动的经验难题。虽然本文没有对模型的数量重要性进行检验, 但是从 $\exp(\varphi t)$ 的形式看, 即使代表非线性特征的参数很小, 指数函数变换后的数量也可能是重要的; 而且到期期限会以相乘的方式加强非线性的效果。

七、可观测变量的相对定价

本部分使用零息债券为股指期货定价,我们继续回到设定的一般框架式(2.1)一式(2.4)。基本的定价方程是对任意的状态权益成立的,不同状态权益的差别在于其现金流,或者说,支付函数的不同。用 t 表示契约的剩余期限,对于 t 时刻到期的零息债券,其支付是 $P(Y, 0) = 1$ 。由仿射利率期限结构理论,比如 Duffie and Kan(1996),零息债的价格由如下函数给出:

$$P(X, t) = \exp[C(t) - D^T(t)X] \quad (7.1)$$

P 是零息债的价格

$$\frac{dC(t)}{dt} = -\theta^T \kappa^T D(t) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{N+1} [V^T D(t)]_i^2 \alpha_i - r_0 \quad (7.2)$$

$$\frac{dD(t)}{dt} = -\kappa^T D(t) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{N+1} [V^T D(t)]_i^2 \beta_i + r_1 \quad (7.3)$$

满足边界条件

$$C(0) = 0, \quad D_i(0) = 0, \quad \forall i = 1, \dots, N, N+1 \quad (7.4)$$

上面的常微分方程和股指期货的常微分方程几乎相同,不同的是常数项和第 $N+1$ 个状态变量的边界条件。零息债券要求 $D_{N+1}(0) = 0$, 而股指期货则要求 $B_{N+1}(0) = 1$ 。

定理 7.1: 对于到期期限为 $t_1, \dots, t_N$ 的 N 个零息债券,其价格向量为

$$[P(t_1), \dots, P(t_N)] \quad (7.5)$$

股指期货和债券价格之间满足如下的关系:

$$F(W, X, t) = \exp[-f(t)] W^{g_{N+1}(t)} \prod_{i=1}^N P^{g_i(t)}(t_i) \quad (7.6)$$

证明: 本文可以从如下方程中选取 $N+1$ 个到期期限的零息债券:

$$P(Y, t) = \exp[C(t) - D^T(t)Y]$$

反解出状态变量并代入股指期货的定价方程 $F(W, Y, t) = \exp[A(t) - B^T(t)Y]$, 得到

$$\begin{aligned} F(W, X, t) &= \exp[A(t) + B^T(t)D^{-1}(t)C(t) - B^T(t)D^{-1}(t)\ln P] \\ &= \exp[A(t) + B^T(t)D^{-1}(t)C(t)] \exp[-B^T(t)D^{-1}(t)\ln P] \\ &\triangleq \exp[-f(t)] W^{-g_{N+1}(t)} \prod_{i=1}^N P^{-g_i(t)}(t_i) \end{aligned}$$

证明完毕!

定理 7.2: 如果 $\beta_{iN+1} = 0, \kappa_{iN+1} = 0$, 股指期货的价格可以表示为

$$F(W, X, t) = W \exp[-f(t)] \prod_{i=1}^N P^{-g_i(t)}(t_i) \quad (7.7)$$

证明：零息债的到期支付不依赖于财富，当 $\beta_{iN+1} = 0, \kappa_{iN+1} = 0$ 时，偏微分方程的系数不依赖于财富。因此，零息债的价格也独立于财富。

$$P(X, t) = \exp[C(t) - D^T(t)X] \quad (7.8)$$

股指期货的价格为

$$F(W, X, t) = W \exp[A(t) - B^T(t)X]$$

故此，由定理 7.1 知道，方程 (7.7) 成立。

证明完毕！

本部分的讨论表明，如果经济的状态可以用一组因子随机过程来描述，那么股指期货市场将和债券市场之间保持紧密的关联。这是因为，国债市场因其现金流确定的特点，完全反映的是经济状态的系统风险；如果国债市场的期限结构是完备的，就可以通过国债价格来反推经济的状态。同时，股指期货的标的资产股票价格指数衡量的是经济的总体资本存量的动态变化，反映的也是经济的系统风险。

八、线性模型中股指期货的期限结构

本部分，我们只考查线性模型。股指期货的期限结构 R 被定义为

$$F(W, X, t) \exp(Rt) \triangleq W \quad (8.1)$$

根据股指期货的定价公式，本文求解 R 得到股指期货的期限结构为

$$R|_{\text{index futures}} = \frac{B^T(t)}{t}X - \frac{A(t)}{t} \quad (8.2)$$

对应的利率期限结构为

$$R|_{\text{interest rate}} = \frac{D^T(t)}{t}X - \frac{C(t)}{t} \quad (8.3)$$

股指期货的期限结构和利率期限结构的差为

$$R|_{\text{index futures}} - R|_{\text{interest rate}} = \frac{B^T(t) - D^T(t)}{t}X - \frac{A(t) - C(t)}{t} \quad (8.4)$$

股指期货的期限结构和利率期限结构的关系可以通过定理 7.2 获得。把式 (7.7) 代入式 (8.1) 得到

$$W \exp[-f(t)] \prod_{i=1}^N P^{-g_i(t)}(t_i) \exp(Rt) = W \quad (8.5)$$

利用利率期限结构的定义式

$$R_{t_i} = - \frac{\ln P(t_i)}{t_i} \quad (8.6)$$

由此得到

定理 8.1: 股指期货的期限结构是利率期限结构的仿射函数:

$$R = \sum_{i=1}^N \frac{g_i(t)t_i}{t} R_{t_i} + \frac{f(t)}{t}$$

这表明,线性模型中股指期货的期限结构是利率期限结构的加权平均。只要知道了利率期限结构,就完全知道了股指期货的期限结构。我国股指期货没有交易数据,但是债券市场却有比较丰富的数据。这个结论对于通过债券市场来预测股指期货的收益率行为具有重要参考意义。

九、对冲和风险管理

本文的模型蕴涵着新的风险管理含义。

首先,随机环境下,股指期货自身无法使市场完备,债券市场具有同样重要的地位。在第七节,本文得到了如下的定价公式:

$$F(W, X, t) = Wf(t) \prod_{i=1}^N P^{g_i(t)}(t_i) \quad (9.1)$$

这表明,在随机环境下,即使套利部门具有完全的效率,股指期货始终等于其理论价格,股指期货也不能完全规避股指的风险。其他风险因子的存在使得股指期货的价格不但受股指的影响,而且和债券市场的波动紧密联系在一起。完备的风险管理体系要求同时使用股指期货和债券市场工具对冲现货风险。

其次,非线性模型要求动态调整的对冲策略。线性模型意味着,现货和期货的变化率相同。如果要完全对冲市场风险,个体应该选择在现货和期货上持有相同金额的头寸。非线性模型具有完全不同的风险管理含义。如果个体要完全对冲风险,非线性模型要求个体的期货现货比例和期货对现货的价格弹性成反比:

$$\frac{F}{W} = B_{N+1}(t) \quad (9.2)$$

随着时间推进调整期货头寸。在本文考查的模型中,个体应该逐步减少期货头寸,因为随着到期日的临近,期货对现货的敏感性越来越强。

最后,久期、凸性、时间价值等希腊字母是统一风险管理的高效语言。把基本的定价方程变换如下:

$$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^{N+1} \sum_{j=1}^{N+1} \frac{F_{Y_i Y_j}}{F} \text{Cov}(Y_j, Y_i) + \sum_{i=1}^{N+1} \frac{F_{Y_i}}{F} \mu_{Y_i}(Y) - \frac{F_t}{F} = 0 \quad (9.3)$$

如果使用风险管理的语言,我们可以重新定义该方程中出现的与 F 有关的项:

$$\text{Convexity} \triangleq \left(\frac{F_{Y_i Y_j}}{F} \right), \quad \text{Duration} \triangleq \left(\frac{F_{Y_i}}{F} \right), \quad \text{Time value} \triangleq \frac{F_t}{F} \quad (9.4)$$

此时的定价方程为

$$\begin{aligned} & \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{N+1} \sum_{j=1}^{N+1} \text{Convexity}_{ji} \times \text{Cov}(Y_j, Y_i) \\ & + \sum_{i=1}^{N+1} \text{Duration}_i \times \mu_{Y_i}(Y) = \text{Time value} \end{aligned} \quad (9.5)$$

该方程给出状态权益衍生品因子敏感性的相互关系。使用该方程,可以讨论股指期货和其他资产构成的投资组合的风险特征。最重要的,由于久期、凸性、时间价值等希腊字母是债券风险管理常用的工具,可以直接把债券风险管理的知识应用到股指期货的风险对冲问题。

十、结 论

本文发展并显式求解了一个关于股指期货定价的统一多因子仿射模型。以往的理论研究被证明是本文模型的特例。本文提供的仿射类模型具有相当的弹性,可以实现多种对标的资产价格过程和红利过程的识别形式,比如,非线性红利过程、状态变量依赖于财富过程等情形。本文的方法对于促进股指期货的理性定价、方便金融机构的风险管理都将具有重大价值,将对理解股指期货市场的运作起到基础性的作用。

本文模型的贡献表现在经验研究和理论研究两个方面。首先,从经验研究来看,本文的模型能够生成更加丰富的股指期货动态学,能够更好地匹配经验现象。作为经验研究的例子,本文讨论了非线性红利模型对期货波动率之谜的解释能力。其次,从理论研究来看,本文提供的显式解模型易于分析,能够用于分析和股指期货相关的各种定价问题。比如,本文讨论了股指期货的期限结构和利率期限结构之间的关系,并发现了二者之间通过一个仿射变换联系在一起。

继续值得研究的方向如下:随着我国股指期货市场的开放,本文提供的可观测变量定价模型提供了一个检验模型有效性的直接途径。可以预期其他股指衍生品也将在不远的将来允许交易,可以直接地把本文的框架扩展到其他股指衍生品的定价问题,比如,股指期权定价。另外,为了捕捉股指期货收益率对非财富变量的非线性关系,可以考虑发展二次因子定价模型。本文对期货波动率之谜提供的解释是非线性红利。尽管从表面含义来看,这个解释是合意的,但具体的数量匹配能力还有待进一步的经验研究。

对于那些急于研究特定市场股指期货定价的人来说,本文有两方面的含义:

第一,为了更准确地定价股指期货,精确地描述股指的动态过程至关重要。

经验上的错误识别不仅仅会导致定量的定价误差,更可能导致定性的差异。

第二,考虑到真实市场中利率和宏观经济因素的非确定性本质,股指期货所带来的套利机会无法仅仅通过股票市场来实现,必须借助债券市场来实现。债券市场的作用不可低估。

参考文献

- [1] Cox J. C. , J. E. Ingersoll, and S. A. Ross, 1981, A re-examination of traditional hypotheses about the term structure of interest rates, *Journal of Finance* 36(4), 769—799.
- [2] Cox J. C. , J. E. Ingersoll, and S. A. Ross, 1985a, An inter-temporal general equilibrium model of asset prices, *Econometrica* 53(2), 363—384.
- [3] Cox J. C. , J. E. Ingersoll, and S. A. Ross, 1985b, A theory of the term structure of interest rates, *Econometrica* 53(2), 385—408.
- [4] Dai, Q. , K. J. Singleton, 2000, Specification analysis of affine term structure models, *Journal of Finance* 55(5), 1943—1978.
- [5] Dai Q. , K. J. Singleton, 2003, Term structure dynamics in theory and reality, *The Review of Financial Studies* 16(3), 631—678.
- [6] Duffie, D. , R. Kan, 1996, A yield-factor model of interest rates, *Mathematical Finance* 6(4), 379—406.
- [7] Duffie, D. , J. Pan, and K. Singleton, 2000, Transform analysis and asset pricing for affine jump-diffusions, *Econometrica* 68(6), 1343—1376.
- [8] Gibson, R. , E. S. Schwartz, 1990, Stochastic convenience yield and the pricing of oil contingent claims, *Journal of Finance* 45(3), 959—976.
- [9] Hemler, M. L. , F. A. Longstaff, 1991, General equilibrium stock index futures prices: Theory and empirical evidence, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* 26(3), 287—308.
- [10] Hilliard, J. E. , J. Reis, 1998, Valuation of commodity futures and options under stochastic convenience yields, interest rates, and jump diffusions in the spot, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* 33(1), 61—86.
- [11] Hull, J. C. , 1997, *Options, Futures, and Other Derivative Securities*, Prentice Hall International, Inc.
- [12] MacKinlay C. , K. Ramaswamy, 1998, Index-futures arbitrage and the behavior of stock index futures prices, *The Review of Financial Studies* 1(2) (Summer, 1988), 137—158.
- [13] Merton, R. C. 1971, Optimum consumption and portfolio rules in a continuous-time model, *Journal of Economic Theory* 3, 373—413.
- [14] Schwartz E. S. , 1997, The stochastic behavior of commodity prices: Implications for valuation and hedging, *The Journal of Finance* 52(3), 923—973.
- [15] Stoll, H. R. , and R. E. Whaley, 1990, The dynamics of stock index and stock index futures returns, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25(4), 441—468.

Stock Index Futures Pricing in Stochastic Affine Environments

Shuang Xu Changhui Yao

(*Guanghua School of Management*)

Abstract This paper studies stock index futures (SIF) pricing in a multi-factor affine model. The explicit solution of the Partial Differential Equation governing stock index futures prices is found in this class of model. The solution is composed of exponential function of affine combination of the concerned risk factors. Traditional SIF pricing model is showed to be particular cases of our general model. A new kind of model is found to model the non-linear characteristic between SIF and stock index, which can be used to resolve the “Excess Volatility” puzzle found by Mackinlay and Ramaswamy (1998). It is shown that the term structure of SIF can be closely correlated with the interest rate term structure.

Key Words Stock Index Futures Pricing, Multi-factor Affine Model, Volatility Puzzle

JEL Classification G12, G13, G14

多维流动性因子与资产定价模型

陈莹^{*}

摘 要 本文从流动性定义入手,以 Liu(2006)的流动性指标构建方法与中国市场的实际情况相结合,对多维流动性指标进行构造,分析了流动性因子中所包含的经济意义。并将多维流动性因子与 Fama-French 三因子相结合进行检验。结果表明,中国股市存在显著的流动性风险溢价,说明流动性风险是风险定价中的一个重要来源;而将市场风险因子、与企业特质相关的账面市值比因子和考虑了市场微观结构情况的流动性因子三者相结合的资产定价模型,可以更好地解释资产回报。

关键词 流动性因子,流动性溢价,资产定价模型

一、引言

Fama and French(1993)的研究发现:在解释股票市场回报的横截面变动时,资本资产定价模型中的 Beta 只具有很小甚至没有解释能力,但是其他因子,如公司规模(Size)、公司的账面市值比(BE/ME)却能够很好地解释股票回报的横截面变动。随后许多学者致力于定价因子的研究,在 Fama-French 的三因子模型的基础上,不断地加入各种因子进行研究,来更好地解释股票市场回报的横截面变动,包括惯性因子、异质性风险因子等等。

近年来,在资产定价领域大量的文献用不同的流动性指标研究了流动性风险在资产定价中的角色。Pastor and Stambaugh(2003)给流动性概念作了一个全面的描述:“流动性是指在较低的成本且不对价格造成较大冲击情况下,很快且进行大量交易的能力。”这个描述从四个方面对流动性进行了定义:交易

^{*} 陈莹,中山大学管理学院博士生,中山大学行为金融与金融经济学研究所研究员。通信地址:广州市中山大学南校区 356A-705,510275;E-mail:lizzyingying@126.com。本文是在陆家骝教授的指导下完成的,也是国家社会科学基金重点项目(07AJL003)阶段性成果之一。本文为第四届中国金融学年会会议论文,作者感谢美国加州州立大学北岭分校陈超教授、对外经济贸易大学王茂斌及年会与会专家提出的宝贵意见。当然,对文中可能存在的问题,均由作者负责。

成本、价格冲击、交易速度和交易数量。那么,究竟流动性风险与资产回报是否相关?流动性风险因子在资产定价模型中是否重要?

对于文献中提出的各种流动性指标以及相关文献测度方法,詹场和胡星阳(2001)及刘逖(2002)对此作了全面的总结,汪昌云、汪勇祥和吴卫星(2004)则从公司金融、资产定价和证券市场微观结构三个角度对有关流动性的理论及实证文献作了一个详细的综述。Pastor and Stambaugh(2003)指出,流动性是资产定价模型中一个重要的状态变量。Acharya and Pedersen(2005)提出了一个基于流动性风险的CAPM模型(LCAPM),它将流动性风险可能影响资产价格的多种方式纳入一个统一的框架。国内许多学者也对流动性与资产定价进行研究。苏冬蔚和麦元勋(2004)直接用换手率(成交量与流通股之比)衡量流动性,发现我国股市存在显著的流动性溢价,换手率低、交易成本高且流动性差的资产具有较高的预期回报,且我国股市的流动性溢价主要来自交易成本而不是交易频率。陆静和唐小我(2006)通过构造基于流动性风险的多因子定价模型,研究了流动性风险对证券均衡价格的影响。孔东民(2006)用Acharya and Pedersen(2005)对中国股市进行检验,检验结果发现,我国股市的风险升水在大盘升降区间体现了不同的特征。无论在总区间还是分时段,LCAPM都能更好地拟合资产回报,在控制公司规模之后,效果依然稳健,这说明流动性在我国股市的资产定价上有重要影响。

然而这些文献都没有从流动性的概念出发,讨论流动性从何而来,有何经济含义,为什么会产生流动性溢价。而这正是流动性因子可以作为风险定价因子背后所隐含的经济意义和理论基础。另一方面,这些文献对流动性的定义和检验主要都是集中在流动性概念的其中一个维度上。例如,Amihud and Mendelson(1986)中用买卖价差作为流动性指标,捕捉到的是流动性在交易成本维度的含义。Datar et al.(1998)用的是与交易数量维度相关的换手率(turnover)指标。Amihud(2002)和Pastor and Stambaugh(2003)则侧重于价格冲击这方面,用“回报-交易量比”作为流动性指标。由于这些指标都只是反映了流动性概念的某个方面,所得出来的结论有其片面性,不能很好地全面衡量流动性在经济中的含义。

本文运用了Liu(2006)中新的流动性指标构建方法,结合中国市场实际,从流动性的概念中所包含的四个维度(交易成本、价格冲击、交易速度和交易数量)构建多维流动性因子对中国股票市场进行研究,结果表明,中国股票市场中存在着显著的流动性溢价。为了检验多维流动性因子在资产定价模型中是否重要,本文选择了在Fama-French的三因子模型中加入了流动性因子进行检验。回归结果表明,只有市场风险因子(MKT)、账面市值比因子(HML)和流动性因

子(Liq)是显著的。其中,市场风险因子考虑的是市场总体风险方面,账面市值比因子更多的考虑了与企业特质相关的因素,而流动性因子则是考虑了在市场上实际交易中的各种限制,包括交易实行的难度等。实证结果表明,流动性是风险定价中一个很重要的因子。

二、多维流动性因子的构建

对流动性问题的研究最早可能要追溯到凯恩斯的描述性定义:如果一种资产比另外一种资产更容易进行交易,那么,这种资产更具有流动性。Amihud and Mendelson(1989)认为市场的主要功能是提供流动性。流动性对投资者来说是很重要的,它会影响到投资者的一系列决定,如确定应该持有何种资产和何时交易。Pastor and Stambaugh(2003)指出:“流动性是指在较低的成本且不对价格造成较大冲击情况下,很快且进行大量交易的能力。”这个描述突出了流动性概念应包括四个维度:交易成本、价格冲击、交易速度和交易数量。本文将运用Liu(2006)中新的流动性指标定义——标准化的12个月前日交易量小于5000手的天数与调整后的换手率之和,从这四个维度对多维流动性指标进行构造。

(一) 现存的流动性指标

流动性的相关问题在近年来的文献中都是研究的重点。大量研究用了定义各异的流动性指标,并对流动性解释截面回归的重要性进行检验。詹场和胡星阳(2001)及刘逖(2002)对流动性的代理变量以及测度方法作了全面的总结,把流动性的衡量指标分为了价格方面、时间方面和交易热络程度方面进行讨论,这几个方面都是流动性概念的一部分。然而,现存的指标构造和相关检验都只是主要集中在流动性其中的一个维度上。

Amihud and Mendelson(1986)中用买卖价差,即与交易成本维度相联系的衡量标准。Datar等(1998)用与交易数量维度相关的换手率衡量标准。Amihud(2002)和Pastor and Stambaugh(2003)利用价格冲击这个概念捕捉与交易量相关的价格。然而,对于交易速度,即交易的连续性和执行指令时潜在的推迟或者在执行一个指令时的困难,相关的文献很少涉及。由于流动性是多维度的,现存的流动性指标不可避免地只有有限的能力去完全捕捉流动性风险。甚至在它们所讨论的维度中,也可能会有不正确的。

第一,考虑Amihud and Mendelson(1986)有使用买卖价差(bid-ask spread)作为测度流动性的指标,也就是用年初与年末的价差的平均值来衡量流动性。

假设有两只股票A和B,他们有相同的平均相关价差,如果股票A在该年一共交易了200天,而股票B只交易了50天,那么我们都认为股票A的流动性更好,但是无法用该流动性指标体现出来。若用新的流动性指标——标准化的12个月前日交易量小于5000手的天数与调整后的换手率之和,则很容易区分两者的流动性好坏。

第二,考虑近期文献中最常用的Amihud(2002)的“回报-交易量比”指标。Amihud(2002)将流动性指标定义为一年中日回报的绝对值和日交易金额的比的均值。显然,由于取交易量为分母,如果在某一交易日该股票的交易量为零,那么它的回报-交易量比就不能计算了。而Pastor and Stambaugh(2003)的流动性指标是用最小二乘法(OLS)对交易量的系数进行估计得到的,这个估计基于一个月至少16个日数据来进行。如果一个股票不交易或者在一个月内该股票交易少于16天,那么它的流动性就不能被测量到了。这个可能是他们的流动性指标在个股层面上不是很精确的原因之一。

第三,在交易速度方面,Bekaert et al.(2003)的流动性指标基于公司日回报为零的百分比。由于一个日回报为零的观测样本可以是由于缺少交易,所以零回报的百分比可以作为流动性的代理变量。但是由于Bekaert et al.(2003)用的是收盘时买价与卖价的平均值,而不是用交易价格来计算回报,因此有可能会产生流动性指标与现实的偏差。

第四,考虑用换手率指标(Datar,1998)。国外实证研究发现,换手率指标(前12个月的日换手率的平均值)对回报的预测能力比较弱,且对于低换手率和高换手率对股票的回报的预测没有显著的区别。由于日交易量为零的天数这个指标能比换手率更好地预测回报,所以流动性的速度维数比数量维数能更好地预测回报。这个结论与交易量的数量不能作为流动性指标的观点是一致的,因为不能保证交易者能在随后的时间里卖出部分或全部的股票。苏冬蔚和麦元勋(2004)对中国股市进行研究,发现换手率低、交易成本高且流动性小的资产具有较高的预期回报,这说明换手率这一指标在中国市场还是有一定的预测能力,所以在本文中换手率指标是作为对有相同日交易量小于5000手的天数的个股进行二次区分的标准,在新的流动性指标中充分考虑了换手率的影响。

(二) 流动性指标构造的相关问题

大量学者试图回答一系列与此相关的问题:流动性从何而来?为什么会产生流动性溢价?哪些因素影响流动性?流动性因子是否可以成为资产定价中一个重要的因素?

Huang(2003)指出,在面临流动性的冲击时,如果投资者没有借贷的限制(borrowing constraint),基金经理不用面对赎回风险,那么市场上就没有流动性风险的存在。但现实的情况是,投资者有借贷的限制,而基金经理会担忧赎回的需求忽然间增大,这就令投资者对流动性较差的资产要求有较高的回报,否则他们就不会持有此类资产。这就产生了对流动性溢价的要求。Lustig(2001)指出,偿付能力约束(solvency constraints)会增大流动性风险。在Lustig的模型中,作为对与经济周期相关的流动性风险的补偿,投资者对股票要求一个较高的回报。也就是说,在熊市的时候,投资者对股票回报的要求比较低;而在牛市的时候,对股票回报的要求比较高。与Lustig(2001)的偿付能力约束观点相似,Pastor and Stambaugh(2003)指出,对于持有有限偿付能力资产的投资者,他们会要求一个更高的预期回报,因为当流动性较差的时候,出售这些资产可能比较困难。他们发现,对流动性较为敏感的股票比较为不敏感的股票有更高的回报。所以得出结论,市场的流动性是资产定价中一个重要的状态变量。Holmstrom and Tirole(2001)则主要关注公司对流动性的需求方面。他们发展了一个基于流动性的资产定价模型,且得出结论,一个证券的期望回报与它对总流动性的敏感程度相关。Acharya and Pedersen(2005)建立了基于流动性风险的CAPM模型(LCAPM),用于分析流动性风险对资产定价的影响。他们的结论表明,证券的预期收益依赖于它的收益与市场非流动性的协方差,同时也依赖于该证券本身的非流动性与市场收益的协方差,此外还取决于该证券本身的非流动性与市场整体非流动性的协方差。最后文章得出结论,投资者可以根据流动性情况对证券收益进行预测。而在Liu(2006)的流动性指标特别强调了执行的困难程度,并指出这是产生流动性溢价的一个重要原因。

另一方面,在构造新的流动性指标之前,我们需要考虑的是:哪些因素会影响流动性因子?假设一般投资者都要面对偿付能力约束,那么是哪些因素影响了证券流动性因子呢?首先,经济基本面会影响流动性。当经济处于衰退期,或者预期是衰退的情况下,流动性变成投资者在投资时需要考虑的重要指标。风险厌恶的投资者如果预期市场是衰退的,那么他更愿意投资在那些风险较小、流动性较高的资产中。这就和Hicks(1967)的“流动性偏好”的概念是一致的——投资者持有金融资产不仅是为了它们的回报,而且是为了容易对经济情况变化作出调整。Chordia et al.(2005)指出流动性的波动在股票市场和债券市场是普遍现象,而股票的市场流动性与货币政策有关。Eisfeldt(2002)的模型中,则是由经济的基本面(如投资和生产)内生流动性波动性。而当经济表现很差的时候,公司在资本市场很难筹集资金,因此在这种情况下,公司就有储藏流动性的动机。其次,信息不对称也会产生非流动性。如果内部交易者拥有

私人信息,而没有私人信息的投资者也意识到了这一点,那么没有私人信息的投资者会选择不进行交易,这样就会限制了证券的流动性。所以 Easley et. al. (2004)研究了私人信息所产生的溢价与流动性溢价的相关,或者说,流动性溢价可以捕捉到私人信息所产生的溢价。最后,公司自身情况可以导致流动性或者非流动性。若其他条件相同,没有投资者愿意持有的公司的股票,要么就是退市的概率很高,要么就是管理团队很差。同样,破产的公司对于投资者而言是毫无吸引力的,所以也缺少流动性。

既然流动性因子如此重要,为何从 CAPM 到三因子模型,这些经典的资本定价模型都没有考虑到交易中所产生的各种问题(如交易成本等)? Constantinides (1986)对此进行了解释,他认为之所以在定价模型中可以忽略交易成本因素,是因为虽然交易成本对资产需求的影响是一阶,但对资产的均衡回报的影响是二阶的。然而,实证数据证明事实并非如此。Huang (2003)指出,之所以经济模型与实证结果相异,是因为理论模型中的很多设定过于理想与静态化,没有考虑到现实中的很多约束及变化,所以忽略了流动性因子在定价中的作用。文中所建立的模型证明,当投资者面对流动性冲击和借贷限制时,非流动性对资产回报有非常大的影响。O'Hara (2003)指出流动性因子可以作为交易成本加入到资产定价模型中。文中所构造的流动性溢价是作为买入1元低流动性的投资组合或者卖出1元高流动性的投资组合所得到的回报。与此相似, Pastor and Stambaugh (2003)和 Liu (2006)指出,流动性因子是资产定价中一个重要的状态变量。

(三) 流动性指标的构造

类似于 Liu (2006),本文对个股运用了一个新的流动性衡量指标,定义为 x 个月内($x=1,12$),标准化的日交易量小于5000手(500000股)的天数与换手率之和。具体公式为:

$$\text{Liq}_x = \left(\text{ZV_No} + \frac{1/x_TO}{\text{Deflator}} \right) \times \frac{20x}{\text{TD_No}} \quad (1)$$

其中,ZV_No表示前 x 个月中日交易量小于5000手的天数^[1], x_TO 表示提前 x 个月的换手率,用前 x 个月的日换手率进行加总得到,而日换手率则是用日交易股数与日末流通股股数之比来进行计算。TD_No表示在前 x 个月中交易的总天数。Deflator是一个可变的指数,在不同的 x 的情况下,选择不同的值,保证

[1] 与 Liu (2006)定义为日交易量为零的设置不同,本文考虑的是日交易量小于5000手的情况(包括日交易量为零)。因为与美国证券市场不同,中国证券市场几乎没有出现过非制度性的日交易量为零的情况。所以本文主要考虑的是制度性的停牌所造成的日交易量为零的情况。又由于中国市场有涨跌停幅度限制,当个股的日交易量小于5000手时,可以认为该股的流动性较差,基本上不进行交易。

对于每只股票都满足

$$0 < \frac{1/x_TO}{Deflator} < 1 \quad (2)$$

用 $\frac{1/x_TO}{Deflator}$ 与 ZV_No 相加的原因是,若两只股票有相同的小于 5 000 手日交易量的天数,那么用 $\frac{1/x_TO}{Deflator}$ 作为一个附加指标就可以将两只股票加以区分,而换手率更高的股票流动性更好。国外文献指出,换手率对资产收益的预测能力较小,则选取较大的可变指数,可以控制换手率在指标中的比重。然而在对中国证券市场的研究中发现,换手率指标能较显著地预测收益。本文通过对可变指数的控制,增大换手率在指标中的重要性。另外,由于本文研究期间内每个月的交易天数在 7—23 天,因此,乘以 $\frac{20x}{TD_No}$ 这个因子,可以将每个月交易天数标准化到 20 天,令多维流动性指标有更好的可比性。若某些股票缺少交易数据,可能是因为他们交易非常不频繁,由于 $1/x_TO$ 中分母不能为零,所以本文将剔除此类股票。剔除了这些流动性很差的样本,可能会造成流动性溢价的值下偏。本文用了两种流动性指标 Liq1 和 Liq12 来进行讨论。短期的指标 Liq1,用的是提前 1 个月的数据,较短的期限令流动性较差的股票难以用指标区分。因为在前一个月中有可能这些股票的日交易量基本为零,这样会令指标的第二项 $\frac{1/x_TO}{Deflator}$ 失去了区分的功能。所以在本文最后的检验中,运用了 Liq12 作为流动性指标。

等式(1)中的多维流动性指标捕捉了流动性多维的性质,包括交易成本、价格冲击和交易数量,而且也反映了流动性的相关文献中较少涉及的交易速度。新的流动性衡量标准与我们经常用的买卖价差、换手率和回报-交易量比的衡量标准是高度一致的。然而,正如前文对其他流动性指标所作的分析,新的衡量标准与现存的标准在本质上有很大区别。数据结果,新的流动性标准认为是流动性较差的股票一般都是规模较小、账面市值比较大、低换手率和高回报-交易量比的股票。新的流动性标准可以在一年或更早之前对股票回报进行预测。分组中流动性最差的一组股票的回报显著优于流动性最好的一组股票,而且流动性溢价对于控制不同的变量(如规模、账面市值比等)后,仍然是稳健的。

首先, x 个月前日交易量小于 5 000 手的天数可以捕捉到交易的连续性和执行指令时潜在可能的推后或者执行困难。也就是说,一只个股交易的缺失说明它的流动性程度:个股交易缺失的频率越高,个股的流动性就越差。在零交易量的极端情况中,这个指标也能捕捉到“锁定风险”(lock-in risk)——卖不出去

的风险。锁定风险的概念与 Gallmeyer et al. (2004) 的流动性风险的概念有很多相似的地方,指的是交易中投资者所面临的期限不确定。所以,本文中流动性的指标与基本的直觉是一致的:投资者害怕持有那些有锁定风险的股票。因此,可以预期持有那些有较高可能性是“锁定”的个股的投资者将要求更高的期望回报。在中国市场,由于有涨跌幅的限制,所以“锁定风险”蕴涵了更深的含义。在下面的实证检验中可以知道,有锁定风险的股票是流动性溢价的最显著的来源。当然,也有可能是因为一些投资者没有偿付的约束,所以他们会长期持有该股票。在此种情况下,新的流动性指标将可能低估流动性溢价。然而 Pereira and Zhang (2004) 发现,投资期限的不确定性充分增加了流动性溢价,说明流动性与长期投资者也是相关的。

其次,调整后的换手率令新的流动性标准可以在某种程度上捕捉到交易数量的维度。从流动性指标的构造——用基于 $Liqx$ 指标进行分组就等于是一个双重分组:第一重分组是按 x 个月前日交易量小于 5 000 手的数量来进行的,这是速度的维度;第二重分组是按照换手率来进行的,这是数量的维度。确切地说,在日交易量小于 5 000 手的天数相同时,换手率高(低)的股票更具有(缺少)流动性。所以,用新的流动性指标定义的流动性更高的股票是那些在 x 个月前,每天都以较大换手率进行交易的股票。而日交易量小于 5 000 手的数量主要定义了那些流动性最差的股票,这正是我们所感兴趣的。总而言之, $Liqx$ 是用 x 个月前的日交易量小于 5 000 手的天数去确定流动性较差的股票,而那些流动性较好的、经常进行交易的股票则根据它们的换手率来进行区分。

再次,新的流动性指标反映了流动性交易费用的维度:流动性越高的股票,投资者在交易中所要付出的费用越少。Lesmond et al. (1999) 基于因为没有进行交易而导致日回报为零的频率这个因素对交易费用进行了建模。在他们的模型中,如果交易费用很高或者交易的信息价值小于最大的交易费用,那么股票就会出现零回报率或者没有交易发生。模型的实证结果说明,日回报为零的数量是交易费用一个很好的代理变量。由于回报为零与日内无交易(或交易量非常小)直接相关,因此新的流动性指标可以捕捉到一个更广泛的流动性的交易费用维度。

最后,是关于价格冲击维度。在指标的构建上我们没有直接涉及价格,但是实证数据表明,新的指标和反映价格冲击维度的 Amihud (2002) “回报-交易量比”的指标也是高度相关的。这就可以说明,新的流动性指标可以反映价格冲击维度。

本文所构建的新的流动性指标是以 Liu (2006) 的构建方法为基础的,并充分考虑了中国股票市场的因素。首先,与美国证券市场不同,中国证券市场几

乎没有出现过非制度性的日交易量为零的情况。因此本文主要考虑的是制度性的停牌所造成的日交易量为零的情况。又由于中国市场有涨跌停幅度限制,当个股的日交易量小于 5 000 手时,可以认为该股的流动性较差,基本上不进行交易。所以与 Liu(2006)的定义不同,本文考虑的是日交易量小于 5 000 手的情况。其次,国外很多文献指出,对于美国市场,个股换手率对其回报率的预测能力较弱。而在中国市场,许多学者指出,换手率对回报率具有一定的预测能力。因此本文在选取可变指数 Deflator 的时候,尽量选取适当的值令 $\frac{1/x_{-TO}}{Deflator}$ 接近于 1,从而提升换手率指标在新的流动性指标中的重要性。

另外,本文所构建的新的流动性指标与我们通常所用的日回报为零^[2]、换手率、Amihud(2002)“回报-交易量比”等指标均高度相关,这说明新的流动性测度可以捕捉到流动性的多维特征,然而新的指标与这些现存的通用指标相比,更加全面真实地反映了个股的流动性。

三、实证数据分析

(一) 研究数据说明

本文研究的样本为深沪两地上市的 A 股,全部数据来源于中国股票市场交易数据库系统(CSMAR)的交易数据库。研究的样本期间为 1997 年 1 月至 2006 年 12 月,各年的有效样本数量参见表 1。为了尽量扩大样本并避免上市公司的存活偏差,本文在检验时并未采取固定样本的方式,而是任一年度的组合都包括截止到当年年底上市的所有公司股票。此外,对于退市的公司,由于数据较为异常,则在样本中忽略。IPO 后 6 个月以内的股票价格和回报率在研究中被剔除。而前 x 个月中换手率为零的股票也在样本中剔除($x = 1, 12$)。

表 1 各年有效样本数量

年度	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
数量	381	477	678	780	878	1 013	1 092	1 163	1 231	1 331

(二) 实证数据及其说明

1. 描述性统计结果

表 2 报告了研究中所用到的主要变量的描述性统计值和 Spearman 相关系数。其中 MV 是市场资本量,单位为百万美元;B/M 是账面市值比;Liq12 是多

[2] Liqx 指标与日回报为零指标的相关系数约为 1。

维流动性指标;TO12 是前 12 个月中平均日换手率,换手率用日交易股数与日流通股数的比来计算。R/V 是 Amihud(2002)“回报-交易量比”指标。从相关系数分析可以看出,Liq12 指标与 ME 和 R/V 的相关程度非常高,在一定程度上可以捕捉到两个指标对资产回报的贡献。Liq12 指标与换手率的相关系数较高,这与多维流动性指标的构建是有非常大的关系的,也可以得到,该指标可以很好地捕捉到交易数量这个维度。从 Liq12 与其他文献各指标的相关性数据可以看出,多维流动性指标值较大,即流动性较差的股票一般都是规模较小、账面市值比较大、低换手率和高回报-交易量比的股票。另外,Liq12 与 B/M 指标则显得相关度较小,在回归中避免了多重共线性的问题,这也为下文的回归模型提供了支持。表 2 还给出了以年为单位的 Liq12 指标在不同区间的股票数量。从表中数据可知,平均有 32 只股票在提前 12 个月中超过 60 天日交易量小于 5 000 手,有 72 只股票在提前 12 个月中有 20—60 天的日交易量小于 5 000 手。这说明流动性指标的分布较为分散。而在提前 12 个月中,最多只股票的日交易量小于 5 000 手的天数在 1—5 天。

表 2 1998—2006 年各变量统计结果

描述性统计					
	MV	B/M	To12(%)	R/V	Liq12
均值	105.018	0.353	1.12	0.56	2.609
中位数	74.209	0.308	0.94	0.32	2.114
Spearman 相关系数					
To12	0.027	-0.224	1		
R/V	-0.897	0.251	-0.412	1	
Liq12	-0.748	0.157	-0.650	0.712	1
Liq12 在不同的区间的股票数量					
	$0 \leq \text{Liq12} < 1$	$1 \leq \text{Liq12} < 5$	$5 \leq \text{Liq12} < 20$	$20 \leq \text{Liq12} < 60$	$\text{Liq12} \geq 60$
均值	105.16	727.48	68.73	71.52	31.02
中位数	53	841	57	28	14
最小值	15	273	19	12	9
最大值	309	1 068	181	320	47

注:本表 Panel A 报告了各变量的描述性统计结果,包括市场资本量 MV、账面市值比 B/M、换手率 To12、回报-交易量比 R/V 和多维非流动性指标 Liq12 等。Panel B 报告了各变量之间的 Spearman 相关系数。Panel C 报告了以年为单位的 Liq12 指标在不同的区间的股票数量。

2. 分组检验

本文的研究设计包括将股票用 Liq12 指标分为五组,用 G1 到 G5 来表示。组合 G5 代表最大的 Liq12 指标值,组合 G1 代表最小的 Liq12 指标值。在每个月的开始,把股票按照某个指标分组,然后就持有 n 个月($n = 1, 6, 12$)。本文用

Liu and Strong(2007)的方法对月投资组合回报进行计算,能较好地避免各种偏差的出现。假使投资组合 P 中的股票有 N 个,本文采用等权重来进行计算投资组合持有 n 个月的回报:

$$\text{bhr}_{p1} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N r_{i1}, \quad \text{bhr}_{pn} = \sum_{i=1}^N \frac{\prod_{t=1}^{n-1} (1 + r_{it})}{\sum_{j=1}^N \prod_{t=1}^{n-1} (1 + r_{jt})} r_{ix} \quad (n = 6, 12)$$

这种方法是对多月购买并持有的回报(buy-and-hold return)进行分解,来计算多月持有期的投资组合回报。表3对流动性溢价进行了分组检验。这个检验是基于新的多维流动性指标对股票进行分组来讨论的。如果流动性最差的投资组合G5的表现比流动性最好的投资组合G1的表现要好,那么这就是存在流动性溢价的证据。

表3报告了按照多维流动性指标 $\text{Liqx}(x=1, 12)$ 进行分组的等权重投资组合的回报。用了两个指标 Liq1 和 Liq12 进行检验,结果非常显著地表明流动性溢价是存在的。从流动性最好的一组G1(Liqx 值最小)到流动性最差的一组G5(Liqx 值最大),各种持有期的回报基本上都是单调上升,而且 Liqx 最大值与最小值两组之间的回报差是显著为正的。这些结果表明,流动性指标可对股票的下一个月到12个月的回报有预测的作用,而 Liq12 与投资组合在过去12月的表现也有关系。对于 Liq1 ,用的是提前1个月的数据,较短的期限令流动性较差的股票难以用指标区分。特别是对于持有1个月的相应结果,流动性较好的股票比流动性较差的股票的回报更高。Gervais et al. (2001)指出,在一天前或者一周前,交易量较大(小)的股票会有较高(低)的回报。而持有期为1个月的 Liq1 指标,由于其形成期和持有期都比较短,所以与 Gervais et al. (2001)有相似的结果。因此,在后文的检验中采用的是 Liq12 作为多维流动性指标,令结果更为可信和显著。

由于流动性因子与经济基本面是密切相关的,所以在表3中,我们对1999年1月—2000年12月^[3]和2002年1月—2003年12月两个时间段进行分析。1999年1月—2000年12月中,经济表现较好,股市呈现牛市;2002年1月—2003年12月,经济表现较差,股市呈现熊市。从数据可以看出,当持有期相同时,熊市中的流动性溢价要比牛市中高。流动性因子与市场的基本面呈高度负相关,特别是当经济表现差的时候,会导致流动性较差,投资者需要更高的流动性溢价来补充他们所承担的高流动性风险。这就反映了它的本质就是一个状态变量。

[3] 1999年爆发了“5·19”行情,2000年是行情的延续。

表3 按Liq12值分组后的投资组合的回报

	G1(low)	G2	G3	G4	G5(high)	G5 - G1
Panel A: 01/1998—12/2006						
Liq1 分组						
持有1个月	-0.0031 (-0.96)	0.1153 (8.01)	0.1273 (13.90)	0.0159 (7.02)	0.1004 (2.87)	0.1035 (10.54)
持有6个月	0.0137 (7.89)	0.0409 (6.21)	0.0505 (15.09)	0.0761 (8.60)	0.1235 (7.94)	0.1098 (15.99)
持有12个月	0.0396 (20.59)	0.0692 (7.44)	0.0731 (20.38)	0.0788 (15.70)	0.1150 (5.18)	0.0754 (7.53)
Liq12 分组						
持有1个月	0.0053 (3.50)	0.0078 (4.79)	0.0089 (17.27)	0.0085 (8.04)	0.0131 (4.61)	0.0078 (5.04)
持有6个月	0.0355 (9.81)	0.0501 (11.57)	0.0499 (4.29)	0.0665 (10.33)	0.1350 (9.34)	0.0995 (7.15)
持有12个月	0.0512 (7.13)	0.0706 (21.70)	0.0635 (8.03)	0.0883 (17.26)	0.1587 (8.39)	0.1075 (15.84)
Panel B: 01/1999—12/2000(牛市)						
Liq1 分组						
持有1个月	-0.0185 (-0.756)	0.0162 (15.48)	0.0284 (20.36)	0.0177 (7.06)	0.0226 (3.95)	0.0411 (0.78)
持有6个月	0.0617 (13.22)	0.0791 (8.95)	0.1006 (7.37)	0.09982 (9.01)	0.1474 (8.43)	0.0857 (2.05)
持有12个月	0.1035 (6.39)	0.1310 (18.11)	0.1409 (4.72)	0.1275 (2.99)	0.1814 (10.57)	0.0779 (4.15)
Panel C: 01/2002—12/2003(熊市)						
Liq1 分组						
持有1个月	-0.1186 (-16.73)	-0.0007 (-7.93)	-0.0010 (-3.60)	-0.0121 (-3.38)	-0.0008 (-5.51)	0.1178 (13.16)
持有6个月	-0.1028 (-3.75)	-0.0383 (-6.94)	-0.0517 (-4.66)	-0.0721 (-3.30)	-0.0078 (10.64)	0.0950 (7.46)
持有12个月	-0.2335 (-9.47)	-0.2019 (-3.60)	-0.1769 (-10.27)	-0.1610 (-5.19)	-0.0019 (2.93)	0.2316 (8.09)

注:本表 Panel A 报告了1998年1月到2006年12月按照多维非流动性指标 $Liqx(x=1, 12)$ 进行分组的等权重投资组合的收益。按照多维非流动性指标将个股平均分为五组, G1到G5, 其中, G1为 $Liqx$ 值最小, 即流动性最好的一组, G5为 $Liqx$ 值最大, 即流动性最差的一组, G5 - G1为两组的收益差。Panel B与Panel C分别报告了牛市与熊市中, 各分组投资组合的收益。表中结果的第一行数值表示投资组合收益, 第二行小括号中的数值为 t 值。

3. 稳健性检验

作为稳健性检验, 本文也考查了企业特质调整后持有期的表现。^[4] 本文考虑了两个指标: 一个是规模(MV), 另一个是账面市值比(B/M)。先将每年的

[4] 何佳等(2003)指出, 深市1996—2001年各年均不存在流动性的日周效应和月度效应, 因此本文没有采用季节分析法对稳健性进行讨论。

样本数据按照 MV(或 B/M)大小分为五组: MV1 到 MV5(B/M1 到 B/M5), 其中 MV1 为规模较小的样本, MV5 为规模最大的样本(B/M1 为账面市值比较小的样本, B/M5 为账面市值比较大的样本)。然后在组内根据 Liq12 的大小进行二次分组。检验结果见表 4。该结果表明, 流动性溢价仍然显著存在, 而且对于规模较小、账面市值比较大的股票的流动性溢价较大, 这与上面的数据结果也是一致的, 因为这类股票的流动性都比较差。

表 4 稳健性检验结果

Panel A: MV 分组后持有 12 个月结果						
Liq12 分组	G1(low)	G2	G3	G4	G5(high)	G5 - G1
MV 分组						
MV1(low)	0.0572 (3.91)	0.0640 (2.80)	0.0874 (3.68)	0.0933 (2.26)	0.1770 (3.31)	0.1198 (4.07)
MV2	0.0139 (7.19)	0.0482 (1.85)	0.0495 (3.17)	0.0919 (7.04)	0.1502 (3.96)	0.1363 (2.91)
MV3	0.0579 (2.18)	0.0704 (3.60)	0.0793 (2.98)	0.0816 (2.05)	0.1429 (2.88)	0.0850 (3.09)
MV4	0.0378 (2.41)	0.0497 (2.05)	0.0513 (5.90)	0.0783 (4.71)	0.1507 (3.69)	0.1129 (1.99)
MV5(high)	0.0764 (2.90)	0.0811 (2.15)	0.0693 (1.95)	0.1031 (3.04)	0.1374 (3.59)	0.0610 (2.53)
Panel B: B/M 分组后持有 12 个月结果						
Liq12 分组	G1(low)	G2	G3	G4	G5(high)	G5 - G1
BM 分组						
B/M1(low)	0.0482 (5.71)	0.0709 (2.47)	0.0712 (6.17)	0.0949 (3.52)	0.1583 (2.91)	0.1101 (2.41)
B/M2	0.0517 (3.61)	0.0628 (2.80)	0.0553 (3.28)	0.0796 (2.66)	0.1615 (3.58)	0.1098 (3.16)
B/M3	0.0590 (3.06)	0.0842 (4.81)	0.0504 (1.97)	0.1047 (3.42)	0.1586 (2.59)	0.0996 (4.79)
B/M4	0.0485 (6.10)	0.0684 (2.02)	0.0549 (3.86)	0.0851 (2.94)	0.1705 (3.87)	0.1220 (2.93)
B/M5(high)	0.0648 (2.75)	0.0725 (3.50)	0.0894 (3.95)	0.0993 (1.93)	0.1835 (2.63)	0.1187 (3.92)

注: 本表的 Panel A 与 Panel B 分别检验了对股票特征 MV 与 B/M 指标控制后结果的稳健性。分别先按照 MV 和 B/M 的大小分为五组: MV1 到 MV5 和 B/M1 到 B/M5, 其中 MV1 为规模较小的样本, MV5 为规模最大的样本组合, 而 B/M1 为账面市值比较小的样本, B/M5 为账面市值比较大的样本。然后在组内根据多维非流动性 ILLiq12 指标大小将个股平均分为五组, G1 到 G5, 其中, G1 为 Liqx 值最小, 即流动性最好的一组, G5 为 Liqx 值最大, 即流动性最差的一组, G5 - G1 为控制了指标后两组的收益差。表中结果的第一行数值表示投资组合收益, 第二行小括号中的数值为 t 值。

4. 多因子模型分析

前文所作的一系列分析表明,在中国股票市场,流动性溢价是显著存在的,流动性是资产定价的一个重要因素。为了对多维流动性因子进行检验,本文在 Fama-French 的三因子模型的基础上,加入多维流动性因子进行检验:

$$R_i - R_f = \alpha_0 + \alpha_1 \text{MKT} + \alpha_2 \text{SMB} + \alpha_3 \text{HML} + \alpha_4 \text{Liq12}$$

其中, MKT 是市场溢价,采用 $(R_m - R_f)$ 计算,作为市场风险因子。其中, R_m 是采用基于流通股市值加权平均的综合市场回报, R_f 为三个月期定期储蓄利率所折算的月回报。对于 SMB、HML 因子的计算方法,是按照 Fama and French (1993),从 1995 年至 2005 年,每年 6 月底按流通市值 ME 的中位数样本分成两组,按 B/M 分成高、中和低三组,即 H(30%)、M(40%)、L(30%);两者交叉分组形成六个组合,计算第 t 年 7 月到第 $t+1$ 年 6 月每个组合价值加权月回报。本文计算时所采用的个股回报率为经过配股增发、除权分红等调整之后的回报。SMB 和 HML 两个因子分别定义如下: $\text{SMB} = (\text{SL} + \text{SM} + \text{SH} - \text{BL} - \text{BM} - \text{BH})/3$,表示剔除 B/M 因素后小规模公司和大规模公司组合的回报差,作为规模因子; $\text{HML} = (\text{SH} + \text{BH} - \text{SL} - \text{BL})/2$,表示剔除规模因素后高 B/M 与低 B/M 公司组合的回报差,作为 B/M 因子。而 Liq12 则为多维流动性因子,计算方法与上一节是相同的。回归结果见表 5。

表 5 多因子回归结果

	Constant	MKT	SMB	HML	LIQ12	Aj- R^2
Model 1	0.02	0.969				0.11
	2.175	6.700				
Model 2	-0.006	0.919	0.746	0.752		0.20
	-0.615	6.323	3.527	2.338		
Model 3	-0.000	0.926	0.047	0.621	0.892	0.43
	-0.619	4.197	0.902	2.591	2.702	
Model 4	0.000	0.995		0.483	0.627	0.43
	0.147	7.39		2.011	3.297	

注:本表按照如下的等式进行检验:

$$R_i - R_f = \alpha_0 + \alpha_1 \text{MKT} + \alpha_2 \text{SMB} + \alpha_3 \text{HML} + \alpha_4 \text{Liq12}$$

其中, Model 1 为 CAPM 模型,只考虑了 MKT 因子; Model 2 为 Fama-French 三因子模型,考虑了 MKT、SMB 与 HML 三个因子; Model 3 在三因子模型中加入非流动性因子 Liq12; Model 4 考虑了 MKT、SMB 与 Liq12 三个因子。回归结果第一行为估计系数,第二行的数值为回归的 t 值; Aj- R^2 为调整后的 R^2 。

表 5 报告了多因子定价模型回归的结果。在 Model 1 中,只考虑了 MKT 因子,常数项显著不异于零,说明 MKT 不能很好地对资产回报进行全面的解释。Model 2 为 Fama-French 的三因子模型,结果表明,三因子模型能较好地对资产

回报进行解释但常数项仍然不异于零。在 Model 3 中,我们加入了 Liq12 进行检验,结果表明常数项不再显著地异于零,而且调整后的 R^2 值也有较大的提高。Model 3 中 SMB 因子不再显著,这与表 2 中的结果相一致。表 2 表明 Liq12 与 ME 高度相关,所以模型中产生多重共线性问题,令 SMB 因子不再显著。而 Model 4 中,只考虑了 MKT、HML 和 Liq12 三个因子,与 Model 3 相比,调整后的 R^2 值没有很大的变化,而且常数项也趋向于零。这说明用 MKT、HML 和 Liq12 三个因子可以包含 Model 3 中四个因子解释的部分。因为 MKT 考虑的是市场总体风险方面,HML 更多的考虑了与企业特质相关的因素,而流动性因子则是考虑了市场微观结构中的各种影响因素,包括交易成本、交易实行的难度等。在资产定价模型考虑此三因素,就能更加全面地解释股票的横截面回报。其中,流动性因子与实际经济基本面及市场交易情况相关,有非常深刻的经济含义,是风险定价中一个非常重要的因子。

四、结 论

本文运用了 Liu(2006)中新的流动性指标构建方法,结合中国市场实际,从流动性的概念中所包含的四个维度(交易成本、价格冲击、交易速度和交易数量)构建了新的多维流动性指标。在新指标的基础上,以 1997 年到 2006 年沪市和深市的全部 A 股股票作为研究对象进行研究。结果表明,中国股票市场中存在着显著的流动性溢价,而且流动性溢价与市场的基本面呈高度负相关。多维流动性指标值较大,即流动性较差的股票一般都是规模较小、账面市值比较大、低换手率和高回报-交易量比的股票。最后,在 Fama-French 的三因子模型中加入了流动性因子进行检验。结果表明,只有市场风险因子(MKT)、账面市值比因子(HML)和流动性因子(Liq)是显著的。由于 MKT 考虑的是市场总体风险方面,HML 更多的考虑了与企业特质相关的因素,而流动性因子则是考虑了在市场上实际交易中的各种限制,包括交易实行的难度等,在资产定价模型中考虑此三因子,能更好地解释股票横截面回报的变化。实证结果表明,流动性因子是风险定价中一个很重要的因子。

参 考 文 献

- [1] 何佳、孔翔,2003,深圳股票市场流动性研究,《深圳证券交易所综合研究所研究报告》。
- [2] 刘逖,2002,如何衡量流动性:理论与文献综述,《上证联合研究计划课题报告》第3期,第113—144页。

- [3] 陆静、唐小我,2006,基于流动性风险的多因素定价模型及其实证研究,《中国管理科学》第6期,第45—51页。
- [4] 孔东民,2006,流动性风险与资产定价:来自中国股市的证据,《南方经济》第3期,第91—107页。
- [5] 苏冬蔚、麦元勋,2004,流动性与资产定价:基于我国股市资产换手率与预期收益的实证研究,《经济研究》第2期,第95—105页。
- [6] 汪昌云、汪勇祥、吴卫星,2004,流动性:文献综述,《中国金融学》第3期,第145—171页。
- [7] 詹场、胡星阳,2001,流动性衡量方法之综合评论,《国家科学委员会研究汇刊:人文及社会科学》第11卷第3期,第205—221页。
- [8] Acharya and Pedersen, 2005, Asset pricing with liquidity risk, *Journal of Financial Economics* 77, 375—410.
- [9] Amihud, Y., 2002, Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects, *Journal of Financial Markets* 5, 31—56.
- [10] Amihud, Y., Mendelson, H., 1986, Asset pricing and the bid-ask spread, *Journal of Financial Economics* 17, 223—249.
- [11] Amihud, Y., Mendelson, H., 1989, The effect of computer base trading on volatility and liquidity. In: H. C. Lucas & R. A. Schwartz (Eds.), *The Challenge of Information Technology for the Securities Markets, Liquidity, Volatility, and Global Trading*. Homewood, IL: Dow Jones & Company, Inc., 59—85.
- [12] Bekaert, G., Harvey, C., Lundblad, C., 2003, Liquidity and expected returns: lessons from emerging markets, Unpublished working paper, Duke University.
- [13] Chordia, T., Sarkar, A., Subrahmanyam, A., 2005, An empirical analysis of stock and bond market liquidity, *Review of Financial Studies* 18, 85—129.
- [14] Constantinides, G. M., 1986, Capital market equilibrium with transaction costs, *Journal of Political Economy* 94, 842—862.
- [15] Datar, V., Naik, N., Radcliffe, R., 1998, Liquidity and asset returns: An alternative test, *Journal of Financial Markets* 1, 203—220.
- [16] Easley, D., Hvidkjaer, S., O'Hara, M., 2004, Factoring information into returns, working paper, Cornell University.
- [17] Eisfeldt, A., 2002, Endogenous liquidity in asset markets, working paper, Northwestern University.
- [18] Fama, E., French, K., 1993, Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics* 33, 3—56.
- [19] Gervais, S., Kaniel, R., Mingelgrin, D., 2001, The high-volume return premium, *Journal of Finance* 56, 877—919.
- [20] Hicks, J., 1967, *Critical Essays in Monetary Theory*, Oxford University Press, Oxford.
- [21] Holmstrom, B., Tirole, J., 2001, LAPM: A liquidity-based asset pricing model, *Journal of Finance* 56, 1837—1867.
- [22] Huang, M., 2003, Liquidity Shocks and Equilibrium Liquidity Premia, *Journal of Economic Theory* 109, 104—129.

- [23] Jegadeesh, N. , Titman, S. , 1993, Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency, *Journal of Finance* 48, 65—91.
- [24] Lesmond, D. , Ogden, J. , Trzcinka, C. , 1999, A new estimate of transaction costs, *Review of Financial Studies* 12, 1113—1141.
- [25] Liu, W. , 2006, A liquidity-augmented capital asset pricing model, *Journal of Financial Economics* 82: 631—671.
- [26] Liu, W. , Strong, N. , 2007, Biases in decomposing holding period portfolio returns, *Review of Financial Studies*, forthcoming.
- [27] Lustig, H. , 2001, The market price of aggregate risk and the wealth distribution, working paper, University of Chicago (NBER).
- [28] O' Hara, M. , 2003, Presidential address: liquidity and price discovery, *Journal of Finance* 58, 1335—1354.
- [29] Pastor, L. , Stambaugh, R. , 2003, Liquidity risk and expected stock returns, *Journal of Political Economy* 111, 642—685.
- [30] Pereira, J. , Zhang, H. , 2004, The liquidity premium in a portfolio choice model with price impact, working paper, University of North Carolina.

Multi-Dimension Liquidity Factor and Asset Pricing Model

Ying Chen

(*School of Business, Institute of Behavioral Finance
and Financial Economics, Sun Yat-sen University*)

Abstract Starting on the concept of liquidity, this paper constructs a new multi-dimension liquidity risk factor by combining the new measure of liquidity in Liu (2006) with the situation of Chinese stock market, and use the new liquidity measure to test the Fama-French three-factor model. The finding documents that there is a significant liquidity premium in Chinese stock market and shows that liquidity is an important source of pricing risk. The new three-factor model, considering market factor, book-to-market factor and liquidity factor, can explain the cross-section of stock returns.

Key Words Liquidity Factor, Liquidity Premium, Asset Pricing Model

JEL Classification C31, G12, G14

2008 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。

《金融学季刊》征订单（可复制）

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

电子邮箱：bdsd@pku.edu.cn

每期订价	人民币 35 元（含邮费）			
订户名称			联系人	
详细地址			邮 编	
电子邮箱		传 真	电 话	
订阅年度	☐ 2008 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》2008 年度”及您的联系电话）

2. 银行电汇：户名：北京大学出版社发行部

开户行：中国工商银行北京海淀西区支行

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。