

# 基于随机边界定价模型的新股短期收益研究

白仲光<sup>1,2</sup>, 张维<sup>1,3</sup>

(1. 天津大学管理学院, 天津 300072; 2. 石家庄经济学院, 石家庄 050031;  
3. 天津财经学院, 天津 300222)

**摘要:**应用随机边界模型实证检验了中国新股市场发行定价与新股上市后的市场定价是否存在定价过高或过低的现象. 研究发现中国新股发行定价不存在类似于国外市场发现的随机上边界, 相反从新股发行定价的统计分布上却可以得出存在着显著的下边界的现象; 并且研究发现这种偏离程度对后市回报有一定的解释力; 同时发现了新股上市后市场定价同样存在显著的下边界, 显示有部分新股上市后被市场高估.

**关键词:**新股发行; 发行抑价; 随机边界模型

**中图分类号:** F019; O225

**文献标识码:** A

**文章编号:** 1007 - 9807(2003)01 - 0051 - 09

## 0 引言

新股上市存在短期超额异常回报现象, 自从 Ibbotson 最早在美国股票市场发现以来, 已经被许多研究人员在世界大多数股票市场得到证实. Loughran, Ritter 和 Lee 对不同股票市场有关新股超额回报的研究结果进行了汇总, 发现几乎所有国家的股票市场都存在着新股超额回报的异常现象, 具体的异常程度在不同的市场差异较大, 相对来说, 在欧美等发展较为成熟的证券市场, 短期超额回报较小, 在百分之几到百分之十几的范围以内, 而在亚洲等不成熟的证券市场中, 新股的短期超额回报相对较高, 最高可高达 80% 以上<sup>[10]</sup>.

近年来我国许多研究人员对中国 A 股市场的新股上市超额回报现象进行了研究, 陈工孟、高宁对 1991 年—1996 年 514 只 A 股上市超额回报的统计结果为 335%<sup>[11]</sup>, 刘力、李文德对 1992 年 5 月—1999 年底深沪上市的 781 只新股首日超额回报的统计结果是 142.84%<sup>[2]</sup>, 王军波、邓述慧统计了 1996 年—1998 年中国股票市场的首日超额

回报率分别为 102.25%、147.64% 和 142.70%<sup>[3]</sup>.

长期以来, 世界各国的研究人员一直在试图解释导致新股短期超额回报的原因. 在早期的研究工作中, 研究人员往往把新股上市异常高回报的原因归结为新股在发行时的过低定价 (underpricing), 他们认为由于新股发行过程中存在着大量的信息不对称现象, 为了消除种种信息不对称的影响, 发行人或者承销商有积极性为新股低定价, 这是造成新股上市短期高回报的原因. 国外研究人员构造了许多较有说服力的解释模型.

但是, 随着研究的深入, 逐渐发现低定价并不能有效解释新股发行的所有现象, 许多研究人员开始怀疑低定价也许并不是造成新股短期高回报的真正原因, 或者不是唯一的原因, 提出了新股短期高回报是由于市场对新股价值的错误估计 (market misvalues) 造成的, 并且这种回报与市场的狂热程度有关.

综合国内外的研究成果可以发现, 弄清导致新股的超额回报的原因是由发行低定价引起的还是由于市场误评价引起的, 是寻求解释这一异常现象的

收稿日期: 2001 - 11 - 13; 修订日期: 2002 - 11 - 25.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目 (79790130); 天津自然科学基金资助项目 (023600411).

作者简介: 白仲光 (1969—), 男, 河北张家口人, 博士.

感谢国泰君安证券研究所为本文研究提供数据.

关键,也是对改革新股发行体制有重要作用的.

Hunt-McCool 等应用随机边界模型 (stochastic frontier model) 研究了新股定价问题<sup>[4]</sup>,其研究方法的优点在于:不依赖于任何新股上市后的数据,判断合理的新股发行价格,即所谓的新股定价边界,如果股票发行是充分有效的,则所有发行人在自身利益最大化的驱使下将新股发行价定在这一有效边界上,但是由于发行市场的不充分有效性,实际的发行价格往往定在这一有效边界的下方,为了区分传统定义的发行低定价,Hunt-McCool 等把股票实际发行价与有效边界间的差异定义为“真实发行抑价”(deliberate underpricing),通过真实发行抑价程度的评价可以把新股上市短期超额回报分解为由真实发行抑价与市场泡沫引起的超额回报两部分.

本文试图在应用 Hunt-McCool 框架的基础上研究中国股票场所存在新股上市首日超额回报现象.

## 1 研究方法 with 数据

### 1.1 随机边界模型

随机边界模型 (stochastic frontier model) 是由 Aigner, Lovell 和 Schmidt 在分析生产函数投入产出效率时提出的<sup>[5]</sup>. 在本文的分析中用到了 Coelli 对随机边界模型的表示方法<sup>[6]</sup>,随机边界模型可以分为两类:一类模型称为随机上边界模型,在投入产出理论中又称为产出随机边界模型,是用于确定随机上边界的模型,称为模型 ;另一类模型称为随机下边界模型,在投入产出理论中又称为成本随机边界模型,是用于确定随机下边界的模型,称为模型 .

模型 随机上边界模型

随机上边界模型的表示形式为

$$P_i = f(X_i, \beta) + e_i$$

$$e_i = v_i + u_i$$

$$v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$$

$$u_i = \min(u_i, 0)$$

$$u_i \sim N(\sqrt{2}/\sqrt{\sigma_u^2}, \sigma_u^2)$$

其中:  $P_i$  是被解释变量;  $X_i$  是解释向量;  $\beta$  是对应于  $X_i$  参数向量;  $e_i$  是复合残差项;  $v_i$  是对称误差

项,服从均值为 0 正态分布,表示随机边界的测量误差;  $u_i$  是非对称误差项,表示发行定价偏离有效边界的程度,在本文中假定  $u_i$  服从负的截尾正态分布,并且  $u_i$  与  $v_i$  相互独立.

Aigner, Lovell 和 Schmidt 推出了上述随机边界模型的残差项概率密度函数<sup>[5]</sup>:

$$f(e_i) = (2/\sigma) f^*(e_i/\sigma) [1 - F^*(e_i/\sigma)]$$

其中:  $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ ,  $\sigma = \sigma/\sigma_v$ , 且  $f^*(\cdot)$  和  $F^*(\cdot)$  分别是标准正态分布的密度函数与分布函数.

应用 MLE 方法可以估计模型的参数向量  $\beta$ , 其 2. 其对数似然函数为

$$\ln(L(\beta, \sigma, \sigma_v, \sigma_u)) = N \ln(\sqrt{2}/\sqrt{\sigma}) + \sum_i N \ln [1 - F^*(e_i/\sigma)] - (1/2\sigma^2) \sum_i e_i^2$$

在后面的实证中借助了 Coelli 编制的 FRONT4.1 软件进行参数估计<sup>[6]</sup>,Coelli 在软件中定义了参数  $\sigma$  作为估计参数之一,与  $\sigma_v$  的关系是  $\sigma = \sigma_v \sqrt{1 + \sigma_u^2/\sigma_v^2}$ .

在以上估计出的参数中,  $\sigma$  或  $\sigma_u$  具有重要的意义,表示出了非对称偏差相对于对称测量误差的偏离程度.如果  $\sigma$  或  $\sigma_u$  的估计值接近于 0,说明发行定价处于有效边界的附近,不存在系统的非对称偏差,在这样的情况下随机边界模型的估计退化为 OLS 估计的结果;如果  $\sigma$  或  $\sigma_u$  显著不等于 0,说明随机边界模型的估计结果与 OLS 估计的结果有较大不同,同时意味着,研究数据样本中的实际值偏离所谓的有效边界,落在边界下方的“低效率区域”内.样本总体的偏离程度由  $\sigma = \sigma/\sigma_v$  来衡量,个体偏离程度由  $-e_i/\sigma$  来衡量.

模型 随机下边界模型

随机下边界模型与随机上边界模型的形式相同,唯一不同的是假设  $u_i$  服从正的截尾正态分布,其表示形式为

$$P_i = f(X_i, \beta) + e_i$$

$$e_i = v_i + u_i$$

$$v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$$

$$u_i = \max(0, u_i)$$

$$u_i \sim N(\sqrt{2}/\sqrt{\sigma_u^2}, \sigma_u^2)$$

模型中的其它约束和变量含义与模型 相同,如果 的检验结果显示显著不等于 0,说明样本数据存在着明确的随机下边界,同时意味着,研究数据样本中的实际值偏离所谓的有效下边界,落在边界上方的“低效区域”内.样本总体的偏离程度由  $= u/$  来衡量,个体偏离程度由  $e_i *$  来衡量, Schmidt 和 Lovell 推出了随机下边界模型的残差概率分布密度函数,以及参数向量的对数似然函数<sup>[7]</sup>.

在下面的实证研究中,首先利用模型 研究了新股发行定价是否存在显著的上边界问题,得出了中国新股市场不存在所谓新股定价有效边界的结论,但是在用到模型 检验新股定价的过程中发现了存在明显下边界的现象,提出了是否新股定价存在相对过高定价的问题,并且检验了新股定价偏离下边界程度与上市后回报间的关系;

然后又用模型 检验了新股上市后市场定价是否存在过高定价的问题.

## 1.2 数据来源及处理

研究所用数据由国泰君安证券研究所提供,收集了从 1998 年起至 2000 年底中国深沪两市发行的所有 A 股新股发行时的财务数据及上市后首日回报数据,剔除掉部分数据不完全的新股后,研究样本包括 307 只新股.

Hunt-McCool 等认为从直觉上判断,影响新股上市的发行价与市场对新股的价格定位的因素可分为反映公司特性的因素和反映市场状况的因素<sup>[4]</sup>.结合国外研究的基本思路与中国股市的特点,在研究中选择以下指标作为模型变量,对各个指标的处理方法如下:表 1 列出了研究样本数据的总体描述性统计结果.

表 1 样本数据的总体描述性统计结果

	平均值	标准差
OP(发行价格)	6.892	2.735
CLOSING(新股上市首日收盘价)	16.417	9.15
RETURN(新股首日回报)	1.375	0.916
AR(经调整后的首日回报)	1.375	0.915
LS(流通股规模,万股)	7.753	11.771
TSB(发行前的总股本)	25.823	71.161
EPS(预计每股净收益)	0.339 1	0.130 0
APSA(发行后每股净资产)	3.266	1.092
APSB(发行前每股净资产)	1.689	0.505
GAP(发行与上市时间间隔)	44.97	36.56
PERALL(中签率)	0.006 887	0.014 858

(1) 公司上市公告的盈利预测(EPS):上市公司的盈利能力无论在国外还是在国内都是影响新股定价与市场表现的重要指标,结合中国管理部门对上市公司的要求,本研究选择上市公司预计每股收益代表公司的盈利能力,对预计每股收益对数化处理简记为 LNEPS.

(2) 新股上市时的流通股规模(LS):在中国股市中存在着较为特殊的所谓上市公司股票法人股与流通股二元化的市场结构,认为流通股的数据较能反映国外研究所显示的发行规模的特性,由于依据市场规定在所发行的流通股总额中职工股、向法人配售和向基金配售的股份在上市后不

能立即流通,所以在研究中的 LS 已经减去了以上 3 部分的数额.对流通股规模对数化处理简记为 LNLS.

(3) 发行前的总股本(TSB):是发行前国家股与法人股总额.经对数化处理后记为 LNTSB.

(4) 市场指数(INDEX):在本项研究中的市场指数采用了国泰君安证券研究所编制的国泰君安综合指数.新股发行日收盘时的指数记为 OINDEX,新股上市日收盘时的指数记为 LINDEX.对数化以后分别记为 LNOINDEX 和 LNLINDEX.

(5) 行业分类:依照中国证券市场的传统分类,以及直觉上不同行业对新股市场定价的影响

程度,将所研究的 307 只新股归属为 6 类不同行业: 传统工业(OLDI),包括传统的机械制造业、冶金、制酒、石油化工、纺织等; 新兴工业(NEWI),包括计算机、电子通讯、信息服务和医药行业; 农林牧副渔业(AGRI); 商业、旅游、运输服务行业(COMM); 金融(FINA); 其它。在模型中,分别用 5 个虚拟变量描述新股所处行业。如果  $i$  公司是传统工业,则  $OLDI_i = 1$ ; 否则  $OLDI_i = 0$ 。其它行业变量依此类推。

(6) 发行时间:在研究中用两个虚拟变量刻划发行时间,如果新股在 2000 年发行,则  $Y_{2000} = 1$ , 否则  $Y_{2000} = 0$ ; 如果新股在 1999 年发行,则  $Y_{1999} = 1$ , 否则  $Y_{1999} = 0$ 。

(7) 发行与上市时间间隔(GAP):发行日与上市日的日历时间间隔。

(8) 中签率(PERALL):在 2000 年以后随着开始向二级市场投资者配售部分新股政策的变革,新股发行开始有了两种中签率,本文研究中的中签率是两种中签率按照两部分流通股数量加权平均的结果。

## 2 实证结果

### 2.1 新股首日异常回报的计算

为了合理反映中国新股市场的真实收益率,首先计算购买新股并在上市后卖出的简单持有回报,然后计算了经过上市首日指数回报调整的新股回报。

计算购买新股并在上市的首日以收盘价卖出的收益率的方法是

$$RETURN_i = (CLOSING_i - OP_i) / OP_i$$

为了消除市场趋势对首日回报的影响,计算了经市场指数回报调整的新股首日回报(AR),计算方法是:

$$AR_i = RETURN_i - INDEXRE_i$$

$$INDEXRE_i = (INDEX_{it} - INDEX_{i(t-1)}) / INDEX_{i(t-1)}$$

其中,  $INDEXRE_i$  是市场指数回报;  $INDEX_{it}$  是新股上市首日的收盘指数;  $INDEX_{i(t-1)}$  是新股上市前一日的收盘指数。

对 RETURN 的统计结果是,在 1998 年—2000

年 307 只新股样本中,首日的平均回报是 137.5%, 标准差为 91.6%, 分布存在着显著的左偏,其中最高的首日回报是 830% (隆源实业,0835), 最低的首日回报是 2.1% (太钢不锈,0825), 1998 年—2000 年没有新股发行首日跌破发行价的。

通过对经指数调整后的首日回报的统计发现,统计结果与调整前的结果相差无几,均值仍为 137.5%, 标准差为 91.5%, 最高 833.5% (隆源实业,0835), 最低 5.1% (太钢不锈,0825)。由此可见,相对于新股高额的首日异常回报,市场指数对异常回报的影响极小。

与前文提到的其他研究工作者的研究结论比较,本文统计的结论相对较小,由于除了研究样本选择不同外,所用方法差别不大,所以可能的解释是:随着中国股票市场化程度的提高,新股异常超额回报在趋于降低。

### 2.2 中国新股低定价的随机边界检验

依照 Hunt-McCool 等的解释,在新股发行过程中发行人为了从发行中取得最大收益,有积极性把新股定价在市场能够接受的最大化前沿面上,如果实际新股定价达不到这一前沿面,他称之为“真实发行抑价”(deliberate underpricing)<sup>[4]</sup>。本文用中国股市的数据检验了是否存在 Hunt-McCool 等所谓的这一随机前沿面的存在。

在此用到的模型形式是在第 2 部分介绍的模型,由于目的是检验在新股发行定价前沿的存在,所以模型中的自变量  $X$  全部来自于新股上市前财务变量。在本文研究中选择了预计每股收益的对数(LNEPS)、流通股规模的对数(LNLS)、发行前每股净资产的对数(LNAPSB)、发行前总股本的对数(LNTSB)和发行日市场收盘指数的对数(LNAINDEX),以及两个刻划新股发行所处年份的虚拟变量  $Y_{1999}$  和  $Y_{2000}$  和 5 个刻划新股所处行业的虚拟变量 OLDI、NEWI、AGRI、COMM、FINA 作为解释变量,新股发行定价的对数(LNOP)作为被解释变量。

应用 MLE 方法估计模型参数  $\beta$ ,  $\sigma^2$ , 其中  $\beta$  是  $X$  的参数向量,  $\sigma^2 = \frac{2}{v} + \frac{2}{u}$ 。估计计算应用了 Coelli 编制的 FRONT4.1 软件<sup>[6]</sup>, 估计结果列在表 2 的第 2 栏中。为了对比估计结果,在表 2 的第 3 栏中,列出了模型假设  $e_i$  服从标准正态分布情况下的 OLS 估计结果。

由随机前沿的 MLE 估计结果可以看出: 的估计结果十分接近于 0, 并且不能显著拒绝零假设. 这意味着在模型 中,  $u_i$  趋近于 0,  $e_i$  近似服从标准正态分布, 这时模型退化为普通的多元回归模型, 比较第 2 栏 MLE 的估计结果与第 3 栏 OLS 的估计结果也可以发现, 两种估计结果没有大的差异. 这表明应用本文的样本数据分析, 不能得出中国新股发行定价存在着明显的随机边界的结论.

这一结果与海外的研究结果存在较大差异, Hunt-McCool 等对美国新股市场的研究结果是  $\beta = 0.727$ , 检验 显著性的  $t$  统计值为 9.06, 显著拒绝零假设<sup>[4]</sup>. Anlin Chen 等对台湾新股市场

的研究结果是  $\beta = 0.734$ ,  $t$  统计检验值为 5.70, 同样显著拒绝零假设<sup>[8]</sup>.

中国新股定价数据之所以与海外新股市场在上述统计结果上存在差异, 可能合理的解释是海外研究新股定价之所以存在显著的随机前沿原因是, 一方面发行人从自身利益最大化的角度出发, 会将新股发行价定在一个接近所谓前沿的附近, 而新股定价超过前沿的部分由于存在着新股发行失败, 在研究新股发行定价的样本中被截除了, 这也是假设服从截尾正态分布的  $u_i$  存在的合理性. 而在中国新股市场由于股票供需的不平衡等原因, 不存在所谓发行失败的情况, 这样在统计上  $u_i$  将趋于 0.

表 2 发行定价的随机上边界与下边界的参数估计

变量	上边界的 MLE 估计	OLS 估计	下边界的 MLE 估计
CONSTANT(常数)	0.949 (0.963)	0.947 (1.115)	0.835 (0.981)
LNEPS(预计每股收益的对数)	0.651 (17.29) ***	0.652 (18.83) ***	0.693 (20.60) ***
LNLS(流通股规模的对数)	0.298 (0.752)	0.029 6 (0.763)	0.037 2 (1.053)
LNAPSB(发行前每股净资产对数)	- 0.016 8 (- 0.319)	- 0.016 8 (- 0.325)	- 0.030 4 (- 0.626)
LNTSB(发行前总股本的对数)	- 0.515 (- 1.811) **	- 0.516 (- 1.815) **	- 0.056 0 (- 2.154) **
LNOINDEX(发行日市场收盘指数的对数)	0.241 (1.710) **	0.241 (1.981) **	0.237 (1.989) **
Y1999(1999 年发行)	0.105 (3.142) ***	0.106 (3.188) ***	0.116 (3.856) ***
Y2000(2000 年发行)	0.432 (6.127) ***	0.433 (6.895) ***	0.389 (6.629) ***
OLDI(传统工业)	- 0.073 8 (- 1.204)	- 0.073 9 (- 1.21)	- 0.050 1 (- 0.916)
NEWI(新兴产业)	0.089 2 (1.339) *	0.089 1 (1.334) *	0.088 9 (1.498) *
AGRI(农林牧副渔)	- 0.023 9 (- 0.317)	- 0.024 1 (- 0.316)	- 0.001 74 (- 0.025 4)
COMM(商贸、旅游、服务)	- 0.049 2 (- 0.707)	- 0.049 4 (- 0.708)	- 0.016 9 (- 0.268)
FINA(金融、房地产)	0.369 (2.856) ***	0.369 (2.787) ***	0.307 (2.448) ***
2	0.038 9 (8.58) ***	0.040 3	0.210 (4.07) ***
	0.005 2 (0.067 6)		0.922 3 (29.93) ***
		$R^2 = 0.678$	
		$F = 54.69$	

注: 括号内的数字是变量的  $t$  统计量, \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著.

### 2.3 新股发行定价的 OLS 估计分析

由于 的估计结果十分接近于 0, 模型退化

为普通的多元回归模型. 本文应用 OLS 方法估计了上述解释变量与被解释变量间的相关关系.

OLS 估计的参数结果列在表 2 的第 3 栏. 由估计结果可以发现得出以下结论:  $R^2 = 0.678$ ,  $F = 54.69$ , 显示模型整体拟合显著; 发行定价明显与盈利预测中的预计每股收益存在正的相关关系, 结合中国新股定价的实践, 可以认为上市公司作出的盈利预测是新股上市定价的首要依据; 新股定价与发行的流通股规模没有显著的负相关关系, 这一结果显示在发行定价阶段, 发行定价不受流通盘大小的影响; 同时发现发行定价与发行前的股本数量有显著负相关关系, 说明原有规模较大的上市公司在新股发行定价上较为保守;

由设定的两个发行时间的虚拟变量的系数与检验结果发现, 处在不同年度的发行定价存在显著差异, 总体来说新股定价水平在 1998 年—2000 年间逐年提高; 从设定的行业虚拟变量的估计系数及检验结果看出, 包括通讯电子、计算机、电子信息服务和医药在内的新兴产业以及金融、房地产行业的新股定价水平明显高于其它行业.

### 2.4 中国证券市场中新股的下边界现象

在本文的研究过程中的另一个有意思的发现是: 虽然中国新股定价不存在着明显的上随机前沿, 但是一个偶然的发现, 发现中国新股定价存在着明显的下随机边界.

采用第 2 部分介绍的模型——随机下边界模型, 所有解释变量与被解释变量都与前面计算上边界时是一致的, 模型的参数估计仍用了 Coelli 的 FRONT4.1 软件估计下边界的功能, 具体估计结果列在表 3 的第 4 栏中.

由计算结果可以看出,  $\hat{u} = 0.9223$ , 检验显著性的  $t$  统计值为 29.93, 显著拒绝  $\hat{u} = 0$  的假设, 意味在上述变量空间中, 样本数据存在着明显的下边界, 由  $\hat{\sigma}^2 = 0.210$ , 得出:

$\hat{\sigma}_v^2 = 0.016317$ ,  $\hat{\sigma}_u^2 = 0.193683$ . 如果将  $P_i$  的估计值表示为  $P_i^*$ , 则在整个 307 个样本数据  $P_i$  的实际值中, 有 1 个实际值小于  $(P_i^* - 2\hat{\sigma}_v)$ , 有 224 个实际值落在  $[P_i^* - 2\hat{\sigma}_v, P_i^* + 2\hat{\sigma}_v]$  范围内, 有 82 个实际值大于  $(P_i^* + 2\hat{\sigma}_v)$ . 由此可以发现, 新股的定价大多集中在一个稳定的区域, 这一区域称之为随机下边界区域, 用样本数据检验这一边界区域是

显著存在的. 那么, 相对这一边界区域, 其它新股定价是否可以认为是过高定价 (overpricing) 了呢? 为了直观显示这一下边界现象, 做了上述估计结果与实际值的拟合图, 见图 1.

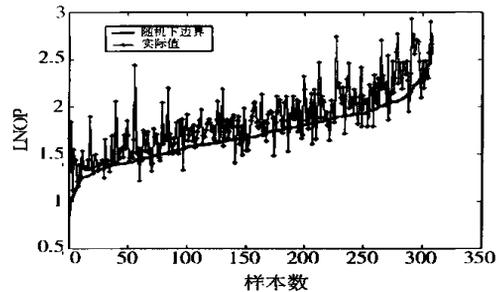


图 1 随机下边界模型估计值与实际值的拟合图

这一统计上的现象, 至今未在国外其它证券市场发现. 本文可以就此给出的可能解释是, 中国新股发行过程中由于几乎不存在市场风险, 所以新股发行定价的最大的风险来自于管理部门的政策审批, 为了通过审批大多数会把新股根据其基本面情况定价在一个“合理”区域, 而少部分新股也许是由于受模型所不包括因素的影响, 定价高于这一“合理”区域.

### 2.5 新股定价与后市超额回报相关关系的实证研究

在上述定义确定随机下界的模型中, 只用到了新股发行前公布的数据, 如果假设上述新股定价下边界显著存在意味着中国新股市场存在过高定价发行的现象, 为了进一步寻求这一现象与上市后回报间的关系, 仍然沿用 Hunt-McCool 等的处理思路, 检验了所谓“过高定价程度”与上市后回报的相关关系<sup>[4]</sup>.

Jondrow 在随机边界模型的基础上, 定义了测定样本中数据偏离边界程度的方法, 将偏离的绝对量表示为  $u_i^*$

$$u_i^* = \begin{cases} e_i (\frac{2}{\hat{u}})^2 & \text{if } e_i \geq 0 \\ 0 & \text{if } e_i < 0 \end{cases}$$

相对偏离程度为  $(u_i^* / P_i^*)$ .

在上述计算出随机下边界的基础上, 检验相对偏离程度为  $(u_i^* / P_i^*)$  与上市后回报 RETURN 的相关关系:

为了更明显地体现估计值的下边界性质, 上图按估计值的大小对样本进行了递增排序. 由于 RETURN 与经过指数调整后的回报 AR 的差异不大, 在此只检验了前者.

$$RETURN_i = \alpha + (u_i^* / P_i^*) + \epsilon_i$$

检验结果在表 3 中,可见回报与定价偏离程度存在不显著的负相关关系(在 5% 的显著水平

下不显著,但是在 10% 的水平下显著),说明上述定义的新股定价相对偏离程度对新股短期回报具有一定的解释性,但是不显著。

表 3 发行定价偏差程度与后市回报相关关系的检验

	系数	T 统计量	F 统计量	R <sup>2</sup>
	1.511	21.53	8.176	0.0261
	- 1.225	- 2.860		

由于考虑可能新股上市的高回报不是由定价偏离的程度唯一决定的,所以在相关关系分析中加入了反映上市时市场状况的变量,认为新股的上市回报除了受发行定价的偏离程度的影响外,还受上市时的市场状况的影响.新加入的变量是:上市距发行的时间间隔和上市日的收盘指数.检验结果列在表 4 中,可以看出新股回报受定价偏离程度与上市时的市场状况两方面的影响,总体说来发行定价所谓“过高程度”越高,新股上市回报越低;新股上市与发行的时间间隔越久,投资者越需要较高的回报作为补偿。

为了进一步研究新股定价偏高程度对上市回报的影响,本文以新股定价的偏高程度为标准建立了不同的投资组合,以大于  $(p_i^* + 2\sigma)$  的 82 个新股作为组合 1,以在  $[p_i^* - 2\sigma, p_i^* + 2\sigma]$  内的 224 个新股作为组合 2,测量了其不同的平均上市回报.结果是:组合 1 的平均回报是 128.4%,组合 2 平均回报是 140.3%.由此可见,发行定价偏离计算出的下边界远的新股从总体上来说上市后的异常回报低于在下边界附近的新股,但是两者间的差异不明显。

表 4 后市回报与发行定价偏离程度、上市指数、时间间隔相关检验

变量	系数	T 统计量
常数项	- 0.231	- 0.830
$(u_i^* / P_i^*)$	- 1.384	- 3.384
上市日的收盘指数	0.00109	6.180
上市距发行的时间间隔	0.00590	4.044
F 统计量	16.88	
R <sup>2</sup>	0.143	

### 2.6 新股上市首日收盘价市场定价的随机边界估计

正如本文在开始时提到的,许多研究者一直怀疑在新股首日上市时存在市场对新股的错误定价问题,在此用随机边界模型检验了中国新股市场是否存在这种错误定价的现象,或者具体的说是市场对部分新股过高定价的现象.研究的前提假设是:在证券市场投资者总是愿意以较低价格购买股票,如果存在两只完全一样的股票,价格高的一只被认为被过高定价了.具体在统计上是否存在这种过高定价的现象,可通过随机边界模型中的  $\beta$  来检验。

在此,仍沿用带有正偏随机变量的随机边界模型,模型的被解释变量为新股上市首日收盘

价的对数,解释变量除了选择与发行定价时相同的解释变量外,增加了反映上市时市场状况的市场指数与发行与上市的时间间隔的对数,模型参数估计仍用了 Coelli 的 FRONT4.1 软件,估计结果列在表 5 中。

由表 5 中的结果可以发现以下结论:

新股上市首日的收盘价存在显著的下边界,并且新股收盘价高出这一边界的程度较高(在残差中有 95.9% 的误差是由单偏误差产生的);

发行公司所做出的盈利预测仍是影响市场对新股定价的最主要与显著的因素;

与发行定价相比新股流通盘大小对市场定价的影响更大,并且显著负相关,这一结论符合直觉上认为在中国股票市场小流通盘股票市场反

当然只能把这种“完全相同”定义在所设定变量的范围内。

应较好的认识:

市场状况的好坏(市场指数)对新股上市  
后市场定价的影响比对发行定价的影响大;

发行与上市的时间间隔与市场对新股的  
定价负相关,这一结果验证了上文得出的发行与  
上市的时间间隔越长,投资者越需要较高的回报,  
弥补时间上的损失的结论;

在 1998 年—2000 年间市场对新股的定价  
也在逐年升高;

新股所处行业对新股的市场定价影响较  
为显著,包括电子通讯、计算机、电子信息服务和  
医药行业在内的新兴产业与金融、房地产行业的  
市场定价明显偏高.

表 5 上市后首日收盘价的随机下边界估计

变量	MLE	OLS
CONSTANT(常数)	- 0.699 (- 0.784)	- 1.551 (- 1.294) *
LNEPS(预计每股收益的对数)	0.495 (12.19) ***	0.516 (11.80) ***
LNLS(流通股规模的对数)	- 0.398 (- 9.163) ***	- 0.327 9 (- 6.674) ***
LNAPSB(发行前每股净资产对数)	- 0.091 6 (- 1.568) *	- 0.049 1 (- 0.749)
LNTSB(发行前总股本的对数)	- 0.007 8 (- 0.254)	- 0.026 5 (- 0.732)
LNLINDEX(上市日市场收盘指数的对数)	1.044 (8.407) ***	1.143 (6.798) ***
LNGAP(发行日与上市日的时间间隔的对数)	- 0.033 8 (- 1.289) *	- 0.031 0 (- 1.06)
Y1999(1999 年发行)	0.013 9 (0.394)	- 0.011 5 (- 0.248)
Y2000(2000 年发行)	0.146 (2.03) **	0.121 (1.313) *
OLDI(传统工业)	- 0.270 (- 3.95) ***	- 0.326 (- 4.22) ***
NEWI(新兴产业)	0.093 9 (1.285) *	0.077 4 (0.911)
AGRI(农林牧副渔)	- 0.089 7 (- 1.064)	- 0.118 1 (- 1.222)
COMM(商贸、旅游、服务)	- 0.159 8 (- 2.083) **	- 0.249 (- 2.826) ***
FINA(金融、房地产)	0.100 (0.690)	0.475 (2.84) ***
2	0.421 36 (2.32) ***	0.040 3
	0.959 (45.49) ***	

注:括号内的数字是变量的  $t$  统计量,\*\*\*,\*\*, \*分别表示在 1%, 5%, 10% 水平下显著.

### 3 结束语

本文在应用随机边界模型的基础上,实证检  
验了中国新股市场发行定价与新股上市后的市场

定价是否存在定价过高或过低的现象. 研究得出  
的有意义的结论或发现包括以下几个方面.

(1) 中国新股发行定价不存在类似于国外市  
场发现的随机上边界的现象,从发行定价的角度

说不能判定中国存在着发行低定价的结论;相反从新股发行定价的统计分布上却可以得出存在着显著的下边界,也就是说新股定价大量集中在下边界附近,部分新股定价向上偏离了这一下边界,由此怀疑偏离下边界的新股被过高定价了;

(2) 为了检验发行定价下边界存在的合理性,检验了新股定价偏离下边界程度与上市回报的相关关系,发现这种偏离程度对后市回报有一定的解释力,新股上市后回报除了受发行定价影响外,还受上市时的市场情况以及发行与上市时间间隔的影响,另外通过以发行定价偏离程度为标准定义的组合的后市回报的比较,也发现偏离程度高的组合的后市回报小于正常组;

(3) 检验发现新股上市后市场定价同样存在显著的下边界,显示有部分新股上市后被市场高估了;

(4) 比较全文的多处研究结果可以验证中国新股市场在发行定价过程中的市场化程度不高可能是导致新股上市后异常的主要原因,也是异于其它国家股票市场的特殊原因之一。例如,发行定

价时过多考虑的是监管当局的审核,而不是未来的市场反应。

综观全文,如果研究的结论与推理合理的话,对我国股票发行市场的规范有以下启示:

(1) 大力推动股票发行的市场化进程是长期解决或减少新股发行市场异常现象的根本,在推动股票发行的市场化进程中政府监管部门的直接管制(或隐含的直接管制)行为应当从新股发行的定价过程中退出,同时应该尽量减少对新股发行数量的控制;

(2) 导致中国新股市场异常的根本原因不是发行低定价,而极有可能是由于市场泡沫或者其它原因引起的市场对新股的误评价造成的,所以提高发行定价并不能有效解决新股上市后的异常现象。

本文只是应用了一种模型,在一个样本的基础上研究了我国新股市场的部分异常行为,鉴于新股异常问题的复杂性与中国股票市场的特殊性,寻求对中国新股异常的合理解释将需要做更多的研究工作,结论的可靠性也需要更多的证据来验证。

## 参考文献:

- [1]陈工孟,高宁. 中国股票一级市场发行抑价的程度与原因[C]. 中国资本市场前沿理论论文集,北京:社会科学文献出版社,2000. 74—93
- [2]刘力,李文德. 中国股市股票首次公开发行首日起超额收益研究[R]. 北京:北京大学光华管理学院,2000
- [3]王军波,邓述慧. 中国证券一级市场分析[J]. 管理科学学报,2000,3(3):45-52
- [4]Hunt McCool, Janet, Samuel C Koh, Bill B Francis. Testing for deliberate underpricing in the IPO premarket: A stochastic frontier approach[J]. The Review of Financial Studies, 1996, 9: 1251—1269
- [5]Aiger D, Lovell K, Schmidt P. Formulation and estimation of stochastic frontier production models[J]. Journal of Econometrics, 1977, 6: 598—632
- [6]Coelli Tim. A guide to FRONTIER version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation[R]. Australia: University of New England, 1996
- [7]Schmidt P, Lovell K. Estimating technical and allocative inefficiency relative to stochastic production and cost frontiers[J]. Journal of Economic Review. 1979, 18:156—197
- [8]Anlin Chen, Hong C T, Wu Chin-shun. The Underpricing and Excess Returns of Initial Public Offerings Based on the Noise Trading: A Stochastic Frontier Model[R], Taipei China: National Sun Yat-Sen University. 1999
- [9]Jondrow J, Lovell K, Materov S, Schmidt P. On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model[J]. Journal of Econometrics, 1982, 19: 233—238
- [10]Loghran J, Lee J. Initial public offerings: International insights[J]. Pacific-Basin Finance Journal, 1994, 2: 123—177

(下转第67页)

- [10] Jaffe J, Keim D, Westerfield R. Earnings yields, market values, and stock returns[J]. *Journal of Finance*, 1989, XLIV(1): 135—165
- [11] Brennan M, Chordia T, Subrahmanyam A. Alternative factor specifications, security characteristics, and the crosssection of expected stock returns[J]. *Journal of Financial Economics*, 1998, 49:345—373
- [12] Bremer M, Hiraki T. Volume and individual security returns on the Tokyo Stock Exchange[J]. *Pacific Basin Finance Journal*, 1999, (7): 351—370
- [13] Keim D B. An analysis of mutual fund design: The case of investing in small cap stocks[J]. *Journal of Financial Economics*, 1999, 51:173—194
- [14] Dunne P G. Size and book-to-market factors in a multivariate GARCH-in-mean pricing application[J]. *International Review of Financial Analysis*, 1998, (1): 35—52
- [15] 吴如海, 宋逢明. 基金分离下中国股市交易量模型的实证研究[J]. *管理科学学报*, 2000, 3(1): 39-44

## Study on the factors that affect average returns in SSE

FAN Long-zhen, WANG Hai-tao

School of Management, Fudan University, Shanghai 200433, China

**Abstract:** With the monthly stock returns data, price data, market value data, and corporate financial data from July 1995 to June 2000 in the Shanghai Stock Exchange, by using Fama-Macbeth regression and dynamic portfolio approach, many factors are studied to determine if they have effects on average stock returns. The size effect, book-to-market effect,  $E/P$  ratio effect, and price effect are found to be obvious in the SSE. It is also found that these factor effects have close correlations, beta values can not explain these effects, and three-factor model of Fama-French's can't explain these effects also. But an  $E/P$  ratio factor added to the three-factor model can explain these effects quite well.

**Key words:** Fama-Macbeth regression; monthly return; stock market; factor effect

(上接第 59 页)

## Empirical study of excess returns in Chinese initial public offerings: Stochastic frontier model

BAI Zhong-guang<sup>1,2</sup>, ZHANG Wei<sup>1,3</sup>

1. School of Management, Tianjin University, Tianjin 300072, China;

2. Shijiazhuang University of Economics, Shijiazhuang 050031, China;

3. Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China

**Abstract:** Based on a stochastic frontier model, it is empirically examined in this paper whether there is deliberate underpricing or overpricing in the Initial Public Offerings of Chinese stock markets. The results show that these IPOs are not underpriced as overseas. Contrarily, the lower frontier was found in Chinese IPOs pricing, showing that there is overpricing in Chinese stock market. By applying the stochastic frontier model and the first day's closing price of IPOs, we find that the IPOs is always overvalued by market in China.

**Key words:** initial public offerings; underpricing; stochastic frontier model