

IPO公司盈余预测精确性之实证研究

——H股、红筹股上市公司与香港本地企业的一个比较

魏刚¹, 陈工孟²

(1. 上海财经大学会计学院, 上海 200083; 2. 香港理工大学会计学系, 香港)

摘要: 本文运用一系列误差衡量标准, 比较 H 股、红筹股上市公司与香港本地企业之间盈余预测的精确性。研究结果表明, H 股和红筹股上市公司的盈余预测比香港本地企业的预测更为精确。在用横截面模型解释精确性变异的过程中, 我们发现统计回归结果的解释力较弱。本文的偏见和理性检验表明, 对于增长模型而言, IPO 公司的盈余预测是无偏的, 并且其制定过程也是显得比较理性, 盈余预测与 IPO 公司的价值正相关。

关键词: IPO 公司; 盈余预测; 预测误差; 偏见检验; 理性检验

中图分类号: F830 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2001)03-0042-08

公司自愿披露的信息之一, 就是股票发行当年的盈余预测。当然, 盈余预测对投资者来说是非常有用的, 不过它要十分精确, 否则就会误导投资者。本文的目的就是研究在香港上市的公司首次公开发行(IPO)股票时盈余预测的误差。我们运用不同的标准来评估 H 股、红筹股上市公司与香港本地企业的预测误差, 并且通过模型解释误差中的横截面差异。我们把首次公开发行当日最后交易时刻的市值, 以及当日的股票收益作为盈余预测和预测误差的函数。本研究运用理性与偏见检验, 拓展了以往的研究。另外, 我们还分析了股票收益(市场价值)与盈余预测和预测误差的关系。

一、研究设计

(一)模型与变量释义

1. 横截面多元回归模型。预测误差就是盈余预测值与实际数字之间的差异。基于比较的目的, 我们把预测误差用预测的绝对值来度量^①。因此, 对于公司 i , 其在 t 年首次公开发行的盈余预测误差可表示为:

$$YW_{it} = \frac{SY_{it} - YY_{it}}{|YY_{it}|} \quad (1)$$

其中: YW 表示公司的预测误差; SY 表示实际的盈余数; YY 表示招股说明书中的盈余预测数。

收稿日期: 2000-09-25

作者简介: 魏刚(1975—), 男, 四川眉山人, 上海财经大学会计学院博士生;

陈工孟(1964—), 男, 浙江温州人, 香港理工大学会计学系教授, 博士生导师。

Brown 等(1987)发展了一个统计模型,来衡量相对于公司盈余的实际变化。对于 IPO 市场而言,这个模型可作如下表述:

$$SP = \ln \left[\left(\frac{SY_t - SY_{t-1}}{SY_t - YY_t} \right)^2 \right] \quad (2)$$

式中 \ln 是自然对数符号。方程的分母用来衡量 IPO 公司盈余预测的误差,分子表示从 $t-1$ 年到 t 年盈余的变化。由于 SY_{t-1} 是 t 年盈余的一个随机游走模型估计,因此分子也可以视为运用简单的时间序列模型预测过程所得的预测误差。因此, SP 的值为正,表示 IPO 公司的盈余预测比基于随机游走模型所作的预测更为精确; SP 值为负,表明 IPO 公司的盈余预测的精确度弱于根据随机游走模型所作的预测。我们假设 SP 的均值大于零。

实际上,随机游走时间序列过程是一个非常简单的模型,它并不能发现在企业首次公开发行时已显得比较明显的盈余变化趋势。在 IPO 公司的招股说明书中,往往披露发行前 3 年的盈余状况,因此我们可以算出公司的增长率。作为方程(2)的一个替代,我们可用方程(3)来表示增长模型的预测误差:

$$GYY = SY_{t-1} \sqrt{\frac{SY_{t-1}}{SY_{t-3}}} \quad (3)$$

其中, GYY 是增长模型的预测盈余; SY_t 是 $t(t-1, t-3)$ 年实际的盈余, $t-1$ 年表示首次公开发行的前一年, t 年表示首次公开发行后的第一年。

根据方程(3),用 MSP 代替 SP ,方程(2)可以改写为:

$$MSP = \ln \left[\left(\frac{SY_t - GYY}{SY_t - YY_t} \right)^2 \right] \quad (4)$$

我们假设, MSP 的均值为正,这意味着通过增长模型, IPO 公司管理层的盈余预测能力将得到提高。

对于不同的公司而言,绝对预测误差(JYW_s)、 SP_s 和 MSP_s 是不同的,因此我们建立横截面模型来解释这些变异。对于 JYW ,横截面模型为^④:

$$JYW = \beta_0 + \beta_1 SZ + \beta_2 HR + \beta_3 PVA + \beta_4 AGE + \beta_5 LEV + \beta_6 SJS + \beta_7 U1 + \beta_8 U2 + \beta_9 OWN + \beta_{10} RED + \beta_{11} IND + \beta_{12} ROA \quad (5)$$

其中: SZ 表示 IPO 公司总资产的对数值; HP 表示预测期间的长度,即招股说明书公布之日与下一会计年度年末之间的月份数; PVA 表示在 IPO 前三年盈余增长的标准差; AGE 表示从公司建立到首次公开发行之间的年份数; LEV 表示资产负债率; SJS 为虚拟变量,当其取值为 1 时,表示 IPO 公司由六大会计师事务所审计,取值为 0 则表示其它情况; $U1$ 为虚拟变量,当其取值为 1 时,表示 IPO 公司的承销商是 Bear Stearns, Credit Lyonnais, Golden Sachs, Merrill Lynch, Warburg, Schrodgers, Smith Barney, 或 Nomura^⑤; 取值为 0,则表示其它情况; $U2$ 为虚拟变量,当其取值为 1,表示 IPO 公司的承销商是 Peregrine, Sun Kung Kai, HS-BC, Jardine Fleming, 或 Crosby^⑥; 取值为 0,则表示其它情况; OWN 表示新股中出售股份所占的比例; RED 为虚拟变量,当其取值为 1,表示 IPO 公司为红筹股公司,或 H 股公司; 取值为 0,则表示其它情况; IND 为虚拟变量,当其取值为 1,表示 IPO 公司为公用事业类公司,或所在行业为交通业、金融业; 取值为 0,则表示其它情况; ROA 表示资产收益率。

2. 偏见和理性检验模型。De Bondt 和 Thaler(1990)首次探讨了财务分析师在盈余预测中存在的偏见和理性。在本文中,我们将运用他们的概念来检验在香港的 IPO 公司的盈余预测。De Bondt 和 Thaler 认为,盈余预测的精确性与盈余的变化有关。尽管这种比较和 SP 的

度量有些相似,不过在回归分析中所用的方法就不一样了:

$$\frac{SY_t - SY_{t-1}}{SY_{t-1}} = \alpha + \beta \left(\frac{YY_t - SY_{t-1}}{SY_{t-1}} \right) \quad (6)$$

以及

$$\frac{SY_t - GYY_t}{GYY_t} = \alpha + \beta \left(\frac{YY_t - GYY_t}{GYY_t} \right) \quad (7)$$

α 用来度量盈余预测中存在的偏见,其备择假设是 α 为零。方程(6)和(7)中 β 的相关系数数值假设为 1。从总体上来看,在方程(6)中,盈余的实际变化被假设为盈余的预测变化存在一对一的关系,而在方程(7)中,则假设实际的盈余与增长时间序列预测的盈余的差异,与预测的盈余与增长时间序列预测的盈余的差异存在一一对应的关系。De Bondt 和 Thaler(1990)以及 Capstaff 等(1995)把斜率 β 用来度量预测中存在的理性(理性预测意味着 $\beta=1$)。

我们的回归分析是建立在 Firth(1997,1998)的基础之上,一共有 2 个模型:

$$\frac{MV}{BV} = \alpha + \beta_1 \frac{YY}{BV} + \beta_2 \frac{YWC}{BV} + \beta_3 RED \quad (8)$$

其中: MV 表示市场价值; BV 表示帐面价值; YY 表示招股说明书中的预测盈余; YWC 表示预测误差,即预测的盈余与实际的盈余的差; RED 是一个虚拟变量,当其取值为 1 时,表示红筹股或 H 股公司;取值为零时,则表示其它情况

模型(9)把 IPO 公司第一个交易日的股票收益作为预测误差的函数。同时,我们也把公司的规模(SZ)和红筹股或 H 股(RED)作为控制变量。模型如下:

$$RET = \alpha + \beta_1 YW + \beta_2 SZ + \beta_3 RED \quad (9)$$

其中: RET 表示 IPO 公司第一个交易日股票的收益率; YW 表示预测误差与预测盈余的商; SZ 表示新股上市以后总资产的对数值

我们假设 YW 的相关系数为正。

(二) 样本

本研究的样本全部来自中国香港联合证券交易所的 IPO 公司,其中包括中国大陆在中国香港上市的 H 股和红筹股公司,样本期间为 1993 年至 1996 年。我们排除了那些没有盈余预测,或者在上市后的当年末没有披露每股盈余的 IPO 公司。结果有 162 公司符合我们的选择要求。表 1 给出了样本的分类统计结果。

表 1 样本分类统计结果

	红筹股	H 股	当地公司	小计		红筹股	H 股	当地公司	小计
1993 年度	5	6	48	59	公用事业和交通业	1	1	7	9
1994 年度	3	9	30	42	金融业	0	0	8	8
1995 年度	3	2	17	22	房地产业	3	1	16	20
1996 年度	5	6	28	39	制造业	6	21	62	89
小 计	16	23	123	162	综合业	4	0	10	14
					其它	2	0	20	22
					小计	16	23	123	162

二、研究结果

预测误差、绝对预测误差和预测优越性度量的统计分布结果见表 2。从表中可以看出,除了红筹股和 H 股公司外,所有的预测误差(YW)的均值都在 0.01 的水平上显著。而所有的样

本,其平均预测误差为 9.94%,中值为 5.79%。正的符号意味着预测的盈余平均小于实际的盈余,因此,我们可以说,香港 IPO 公司的盈余预测是比较保守的,或者是说是比较悲观的。但是把样本分类之后,我们发现红筹股和 H 股样本公司的平均预测误差均为负,前者为 -0.38%,后者为 -4.19%,表明这两类公司的盈余预测并不存在偏见。从横向比较的结果来看,H 股公司的平均误差与香港当地公司存在显著差异^⑤。此外,平均绝对预测误差值远远高于 Chan(1996)和 Jaggi(1997)所观察的结果。从表 2 还可以看到,SP 和 MSP 的均值和中值均为正,这说明 IPO 公司的盈余预测比用两阶段时间序列模型所作的预测更为精确。另外,我们还注意到,H 股样本公司的 SP 和 MSP 值最小。横向比较的结果表明,H 股公司的 SP 值显著地小于红筹股公司和香港本地公司,而红筹股公司的 SP 值与香港本地公司并无显著差异。表 2 显示,MSP 的统计值均小于 SP 的统计值,这意味着相对于随机游走过程而言,增长模型所作的预测更为精确。H 股公司的 MSP 值显著地小于当地公司,不过对于其它公司,MSP 值并不存在显著差异。

表 2 IPO 公司预测精确性的统计结果

	红筹股(16家)公司			H股(23家)公司			当地公司(123家)			全部样本(162家)		
	均值	中值	标准差	均值	中值	标准差	均值	中值	标准差	均值	中值	标准差
YW(%)	-0.38	2.19	48.52	-4.19	10.50	31.74	13.92*	5.59	43.24	9.94*	5.79	42.72
JYW(%)	26.57*	9.45	40.01	21.75*	14.01	23.04*	21.40*	7.71	40.04	21.96*	9.82	37.93
SP	3.73*	3.53	2.97	1.65*	2.76	2.64	3.97*	3.72	3.04	3.61*	3.45	3.07
MSP	3.15*	2.93	3.37	2.23*	2.71	2.54	3.68*	3.88	3.63	3.42*	3.39	3.49

注:1.*在 0.01 水平上显著(H1=0)。2. YW=预测误差=(SY-YY)/|YY|,JYW=绝对预测误差=|YW|公司家数。

表 3 给出了不同公司预测误差的统计分布结果。从表中我们可以看到,有 1/4 的红筹股和约 30%的 H 股公司其预测误差值为负,这表明它们的盈余预测过于乐观。相反,只有 6%的香港本地公司其预测误差值为负。

表 3 IPO 公司盈余预测误差分布

预测误差(YW)	红筹股(16家)公司		H股(23家)公司		本地公司(123家)		全部样本(162家)	
	频数	所占比例	频数	所占比例	频数	所占比例	频数	所占比例
50%以上	1	6.25%	0	0%	7	5.69%	8	4.94%
(20%.50%]	1	6.25%	0	0%	25	20.33%	26	16.05%
(10%.20%]	2	12.5%	12	52.17%	16	13.01%	30	18.52%
(0%.10%]	8	50%	4	17.39%	68	55.28%	80	49.38%
(-10%.0%]	0	0%	1	4.35%	1	0.81%	2	1.23%
(-25%,-10%]	2	12.5%	2	8.70%	0	0%	4	2.46%
(-50%,-25%]	0	0%	1	4.35%	1	0.81%	2	1.23%
(-100%,-50%]	2	12.5%	3	13.04%	5	4.07%	10	6.17%
小计	16	100%	23	100%	123	100%	162	100%

横截面模型的统计回归结果见表 4。从表中可以看到,模型调整后的判定系数(Adj-R²)值较小,最大值也只有 0.111,因此从总体上说,模型的线性拟合优度不是很好,其对变量的解释力较弱。变量 SZ 的相关系数值均为负,这和我们的假设是一致的,并且对于 JYW 和 SP 的横截面回归结果来说,其 t 统计量均在 0.05 水平上显著。因此,IPO 公司的规模越大,其所作的盈余预测也就越精确。而且规模越大的公司,它们对市场的控制或影响力也越大,它们也有

更多的资源投入到盈余预测的过程中。显然变量 HR 对于 SP 和 MSP 的横截面回归结果而言,其相关系数的 t 统计量十分显著,不过与我们的假设相反,它们的值均为负。所以从统计意义上说,公司盈余预测的窗口越长,其预测精度也就越大。正如 Firth 和 Smith(1992)所指出。公司的盈余预测融入了企业在该期间的收入与费用,而它们往往是公司新项目投资的结果,因此,投资的延迟或提前,必将对预测的精确度造成一定的冲击。所以,相对于较短的预测窗口而言,给定的经营性资产投资的延迟或提前对盈余预测精确度的影响,远远大于较长的预测窗口。

从表 4 可知,所有的风险变量——PVA、AGE 和 LEVER 相关系数的 t 统计量都不是十分显著。除了 JYW 和 SP 两栏中变量 AGE 外,其它变量的相关系数值的符号均与我们的假设一致。对于变量 SJS 来说,尽管不是很显著,但三栏中的相关系数均为正值,而我们假设它与 JYW、SP 和 MSP 成负相关。这表明审计师的“质量”越高,并不意味着 IPO 公司的盈余预测就越精确。虽然变量 U1 和 U2 的相关系数值,正如我们所预期的那样为负,但其 t 统计量也不是很显著。因此本文的统计检验结果似乎并不支持“咨询专家假说”,审计师或承销商信誉度的高低对盈余预测的精确度没有显著的影响。

表 4 JYW、SP 和 MSP 的横截面回归结果

变量	JYW		SP		MSP	
SZ	-6.00	(-1.91)*	-0.45	(-1.88)*	-0.25	(-0.90)
HR	1.44	(1.02)	-0.24	(-2.37)**	-0.36	(-2.98)**
PROFAR	1.86	(1.28)	0.01	(0.04)	0.22	(1.76)*
AGE	0.19	(0.76)	0.01	(0.74)	-0.01	(-0.21)
LEV	1.04	(0.05)	1.03	(0.72)	1.39	(0.78)
SJS	9.07	(0.67)	1.06	(1.09)	1.50	(1.33)
U1	-5.18	(-0.62)	-0.52	(-0.85)	-0.90	(-1.26)
U2	-8.94	(-0.95)	-0.02	(-0.03)	-0.77	(-0.97)
OWN	132.69	(1.98)*	-7.14	(-1.47)	-1.12	(-0.20)
RED	-27.68	(-1.86)*	-0.26	(-0.24)	0.28	(0.22)
IND	-8.52	(-0.74)	0.58	(0.69)	1.92	(1.97)*
ROA	-24.31	(-0.58)	1.08	(0.35)	3.53	(0.97)
截距	-144.61	(-1.91)	13.52	(2.47)	7.34	(1.14)
Adj-R2	0.010		0.111		0.085	

注:括号中为 t 统计量。**表示在 0.01 水平上显著;*表示在 0.05 水平上显著。下同。

变量 OWN 的相关系数值仅在 JYW 的横截面回归结果中为正,并且其 t 统计量十分显著。变量 RED 在 JYW 栏中,其相关系数值为负且在 0.05 的水平上显著,而在其它栏中却不是十分显著。负的符号表明红筹股与 H 股 IPO 公司的盈余预测比香港本地公司更为精确。因此,更高的精确度从一个侧面反映了红筹股和 H 股公司本身,以及我国政府对确保招股说明书中相关信息的“准确性”的关注。

从上文我们可以看出,本研究的绝对预测误差模型的解释力较差,并且大部分自变量的统计显著性不大。这种出乎意料的结果可能表明,其它运用香港 IPO 公司数据成功解释了预测误差的横截面差异的一些研究,似乎让人有点难以理解。

偏见与理性检验的结果如表 5 所示。对于模型(6)、(7),预测不存在偏见要求 $\alpha=0$,理性的预测则要求 $\beta=1$ 。从表 5 可知,香港本地 IPO 样本公司和整个样本的 α 的相关系数值显著

在大于零^⑥,这表明财务分析师过低地预测了公司盈余的实际变化。而红筹股、H股公司以及两者的联合样本,其 α 的相关系数并不显著。红筹股公司和联合样本的 β 的相关系数与我们的假设值($\beta=1$)没有显著的差异,不过H股公司、当地公司和整个样本的 β 的相关系数值却显著的小于1。根据Capstaff(1995)等、De Bondt和Thaler(1990)的定义,方程(6)的统计结果意味着红筹股公司样本存在无偏的预测误差,其预测是理性的。整个样本的回归统计结果则表明,IPO公司的盈余预测过于保守($\alpha>0$),并且其对现有信息存在过度反映($\beta<1$)=现象。

模型(7)把IPO公司的盈余预测误差与增长时间序列模型的预测误差作了一个比较,结果显示,对于各种样本组合, α 的相关系数值与零没有显著的差异,这意味着样本的预测不存在偏见(参见表4)。除了当地样本公司外,其它样本公司的 β 的相关系数值都非常接近于1,并且它们调整后的判定系数值也很大。因此,模型(7)的统计结果表明IPO公司的盈余预测是无偏的、理性的。

表5 IPO公司盈余预测的偏见和理性检验——模型(6)

	$(SY_{jt}-SY_{jt-1})/(SY_{jt-1})=\alpha+\beta((YY_{jt}-SY_{jt-1})/SY_{jt-1})$				
	α		β		Adj-R2
红筹股公司	0.132	(0.309)	1.073	(12.979)	0.92
H股公司	0.238	(0.917)	0.669*	(6.433)	0.65
红筹股和H股公司	-0.021	(-0.085)	0.998	(15.411)	0.86
本地公司	0.832	(3.865)	0.503*	(5.848)	0.22
合计	0.506	(2.837)	0.728*	(11.750)	0.46

表6 IPO公司盈余预测的偏见和理性检验——模型(7)

	$(SY_{jt}-GYY_{jt})/(GYY_{jt})=\alpha+\beta((YY_{jt}-GYY_{jt})/GYY_{jt})$				
	α		β		Adj-R2
红筹股公司	0.358	(0.613)	1.047	(32.099)	0.99
H股公司	-0.051	(-0.254)	0.948	(10.208)	0.82
红筹股和H股公司	0.045	(0.177)	1.049*	(47.899)	0.98
本地公司	-0.121	(-0.375)	1.293*	(12.857)	0.58
合计	0.110	(0.459)	1.088*	(29.079)	0.84

从表7可知,模型(8)调整后的判定系数值为0.352,这表明模型对各变量的线性拟合是比较好的。不过更为重要的是,自变量 YY/BV 和 YWC/BV 的相关系数值均为正,并且其 t 统计量都在0.01水平上显著。这种结果与我们的假设是一致的,因此可以说,投资者往往利用盈余预测的信息估计股票上市时的市场价格^⑦,他们能够预期预测误差,并且在评估IPO公司时考虑了这些因素。

从表8可知,预测误差(YW)是IPO公司第一个交易日的股票收益率的一个显著的解释变量,其相关系数的 t 统计量在0.05水平上十分显著,并且正如我们所预期的那样, YW 的相关系数值的符号为正。我们假设IPO公司是基于盈余预测来制定它们的股票发行价格,因此,如果投资者把公司的盈余预测调整为乐观(悲观)的预测,那么他们就会降低(增加)公司的市场价值,并且其第一个交易日股票收益就会低(高)于那些把盈余预测操纵到恰好精确的公司。模型(9)的回归统计结果表明,至少投资者对盈余预测的乐观和悲观的首次调整是正确的。

表7 模型8的回归结果

MV/BV = $\alpha + \beta_1 YY/BV + \beta_2 YWC/BV + \beta_3 RED$		
变量	相关系数	t 统计量
YY/BV	8.722	(6.292)**
YWC/BV	14.760	(6.676)**
RED	0.966	(0.554)
截据	0.312	(0.268)
Adj-R2	0.352	

表8 模型9的回归结果

RET = $\alpha + \beta_1 YW + \beta_2 SZ + \beta_3 RED$		
变量	相关系数	t 统计量
YW	0.396	(1.870)*
SZ	0.083	(1.188)
RED	-0.138	(-0.490)
截据	-1.502	(-1.080)
Adj-R2	0.015	

三、结论

与来自澳大利亚、加拿大和新西兰的经验数据相比,本文样本公司的平均预测误差和平均绝对预测误差非常小,这与马来西亚和新加坡的研究结果比较接近。我们发现,香港本地公司往往倾向于过低预测下一年度的盈余,而红筹股和H股公司的盈余预测的偏见较少。此外,IPO公司的盈余预测比用随机游走模型和增长模型所作的预测更加精确。

横截面模型的统计回归结果显示,公司规模越大,盈余预测的误差也越小。但令人吃惊的是,IPO公司的外部所有权越大,其盈余预测的精确度却越小。从总体上看,红筹股和H股公司的盈余预测优于香港当地公司,这可能是由于红筹股和H股公司在盈余预测的过程中有更大的“活动余地”。另外我们还发现,盈余预测的时间窗口与精确度并不存在正相关关系。本文的研究结果不支持“咨询专家假说”,审计师或承销商的“质量”,与IPO公司盈余预测的精确性并不存在显著的相关关系。此外,盈余预测的偏见与理性检验结果表明,与统计增长模型所作的预测相比,IPO公司的预测不存在偏见,并且是比较理性的。我们发现,IPO公司上市时的市场价值是其盈余预测的正函数。投资者往往会利用一些“恰当”的盈余预测倍数来估计公司的市场价值,并且他们能够预计公司的预测误差。

对于在香港上市的IPO公司来说,盈余预测是其招股说明书中的一个非常重要的部分。本文的研究表明,IPO公司的盈余预测是比较精确的,值得投资者信赖。虽然说从总体上看,预测还存在一些较小的误差,不过不同公司之间预测误差的差异是很大的。与香港本地公司相比,红筹股和H股公司的盈余预测比较精确。正如我们的研究所表明的那样,检验盈余预测的精确性是十分重要的,因为IPO公司的盈余预测是管理当局向投资者传递企业信息的一个主要机制。

注释:

- ①用实际盈余数字度量产生的结算十分相似。
- ②对SP和MSP我们也用同样的独立变量建立了横截面模型。我们之所以先来解释JYW,是因为其它的研究也对绝对预测误差建立了模型,因此可以把我们的结果与过去的研究作一比较。
- ③这些公司均为在香港经营的主要国际承销商。它们是我们向香港的职业投资商咨询之后,所作出的选择。
- ④这些公司为主要的香港本地的承销商。它们同样是我们咨询之后的结果。
- ⑤t统计量为1.912。不过,对于其它种类的公司而言,其平均预测误差并不存在显著的差异。
- ⑥整个样本的3/4由香港本地公司构成,因此本地公司样本与整个样本的统计结果比较接近。
- ⑦Firth(1998)的研究结果表明,在解释IPO公司的市场价值方面,盈余预测远远好于公司历史的盈利水平。

参考文献:

- [1]Brown, L. D., G. D. Richardson, and S. J. Schwager, An Information Interpretation of Financial Analyst

- Superiority in Forecasting Earnings[J]. *Journal of Accounting Research*, 1987, 25(25):49—67.
- [2] Chan, A. M. Y., C. L. K. Sit, M. M. L. Tong, D. C. K. Wong, and R. W. Y. Chan. Possible Factors of the Accuracy of Prospectus Earnings Forecasts in Hong Kong[J]. *The International Journal of Accounting*, 1996, (31):381—398.
- [3] De Bondt, W. and R. Thaler. Do Security Analysts Overreact? [J]. *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 1990, (80):52—57.
- [4] Dev, S. and M. Webb. The Accuracy of Company Profit Forecasts [J]. *Journal of Business Finance*, 1972, (4):26—39.
- [5] Ferris, K. and Hayes. Some Evidence on the Determinants of Profit Forecast Accuracy in the United Kingdom[J]. *The International Journal of Accounting Education and Research*, 1977spring:27—36.
- [6] Firth, M. and A. Smith. The Accuracy of Profit Forecasts In Initial Public Offering Prospectus[J]. *Accounting and Business Research*, 1992(22):239—247.
- [7] Firth, M. IPO Profit Forecasts and their Role in Signaling Firm Value and Explaining Post-Listing Returns [J]. *Applied Financial Economics*, 1998, (8):29—39.
- [8] Jaggi, B. Accuracy of Forecasts Information Disclosed in the IPO Prospectus of Hong Kong Companies[J]. *The International Journal of Accounting*, 1997(32):301—319.
- [9] Mak, Y. T. The Determinants of Accuracy of Management Earnings Forecasts: A New Zealand Study[J]. *The International Journal of Accounting*, 1989(24):267—280.
- [10] Pedwell, K., H. Warsame, and D. Neu. The Accuracy of Canadian and New Zealand Earnings Forecasts: A Comparison of Voluntary Versus Compulsory Disclosures[J]. *Journal of International Accounting Auditing and Taxation*, 1994(3):221—236.

Empirical Study on Accuracy of Earnings Forecast of IPO Companies: A Contrast Between Listed Companies of H Share and Red Chips Share and Local Companies of Hong Kong

WEI Gang¹, CHENG Gong-mong²

(1. *Accounting School of Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai, China. 200433;*

2. Accountancy Department of Hong Kong Polytechnic University, Hong Kong, China)

Abstract: The paper uses a series of error measure standards to compare the accuracy of earnings forecasts between companies of H share and Red Chips and local firms of Hong Kong. Our findings show that the accuracy of firms of H share and Red Chips is more accurate than that of local companies of Hong Kong. In the course of using cross model to explain accuracy variation, we found that the explanation of regression result was poor. The tests of prejudice and rationality show that, as for rising model, the earnings forecasts of IPO companies are accurate, and that the deciding period is rational. The relationship between the earnings forecasts and IPO companies' value is positive correlation, which proves the correlation of forecasting value.

Key words: IPO companies; earnings forecast; forecast error; prejudice test; rationality test