

我国中小上市公司规模及成长率密度分布研究

陈晓红, 何 鹏, 张泽京

(中南大学 商学院, 湖南 长沙 410083)

摘 要:文章以82家中小上市公司为实证样本,通过相关统计分析发现,我国中小上市公司标准化规模服从正态分布,且具有相对稳定性;中小上市公司标准化规模逐年递增,而成长率轻微递减,且都具有过原点性;中小上市公司成长率服从拉普拉斯分布;而且中小上市公司的成长性具有较强的行业特色。这些结果表明我国中小上市公司的整体发展比较健康,但要特别注意所出现的衰退迹象。

关键词:中小企业;上市公司;成长性;密度分布;拉普拉斯分布

中图分类号:F406 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2005)05-0092-12

国际经验表明中小企业在扩大就业、活跃市场、收入分配、社会稳定和国民经济结构布局等方面起着愈来愈重要的作用。2003年沪深两地上市公司的业绩较前两年有明显提升,中小上市公司更是其中的佼佼者。在平均每股收益方面,中小上市公司和高成长性中小上市公司要高于所有上市公司;在平均每股净资产方面,中小上市公司和高成长性中小上市公司,甚至低成长性中小上市公司都要高于所有上市公司;而在平均净资产收益率方面,高成长性中小上市公司甚至达到所有上市公司的2倍多。^①

国外学者理论研究和实证研究都认为企业成长率呈现“帐篷型分布”,并且可以用拉普拉斯函数(Laplace Function)来描述。那么,我国广大中小上市公司的成长率是否也服从拉普拉斯分布?其有何特殊规律?

一、国内外研究综述

1. 国外研究现状

从Gibrat(1931)^[1]的创造性研究开始,应用行业研究组织的一项重要研究主题就是在随机自回归过程条件下关注大企业规模密度分布的统计特性及

收稿日期:2005-03-06

基金项目:国家自然科学基金委资助项目(70125002)

作者简介:陈晓红(1963-),女,湖南长沙人,中南大学商学院教授,博士生导师;何 鹏(1979-),男,湖南长沙人,中南大学商学院博士生;张泽京(1981-),男,湖南湘阴人,中南大学商学院硕士生。

动态变化,其最初的研究依靠大量数据的支持并着重于不同行业的大企业。例如,Hart 和 Prais(1956)研究英国全部制造企业规模的密度分布,而 Simon 和 Bonini(1958)分析了美国顶级制造企业规模的密度分布。此外还有 Dunne 等(1988)、Evans(1987)和 Hall(1987)等也作了相关的研究。

后来,Stanley(1996)和 Amaral(1997)将这类研究拓展到企业成长率的分布,及企业规模与成长率之间的关系层面。在 COMPUSTAT 数据库基础上,Stanley 等(1996,1997,2001)^{[2][3][4]}发现美国制造企业成长率的密度分布是一种“帐篷型分布”,可以用拉普拉斯函数来进行描述,并且企业规模与成长率之间有一种线性关系: $f(x, \mu, \alpha) = \frac{1}{2\alpha} e^{-\frac{|x-\mu|}{\alpha}}$ 。

Bottazzi 等(2001、2002、2003)^{[5][6][7][8][9]}对此现象展开了系统研究。他们使用 COMPUSTAT 数据库对美国全部制造企业进行了一系列变量和非变量统计分析,重点是分析企业规模密度分布的形状和稳定性、动态成长率的自回归结构和成长率概率密度的统计特性。他们在实证分析世界范围内的制药企业成长率密度分布时获得拉普拉斯分布结果。随后,他们又在意大利统计局(ISTAT)开发的 MICRO.1 数据库支持下,利用 7 年的销售额数据对意大利 1 675 家制造企业进行实证分析,结果也证明其成长率服从拉普拉斯分布。在此基础上,他们尝试解释为什么企业成长率会出现帐篷型分布状态,并希望更普遍的假定基础上通过建立新的随机模型对以上规律得出更普遍的解释。

此外,国外不同学者对不同数据库进行分析后都认为:在对企业进行时间序列分析中,企业成长率的帐篷型分布状态似乎已经成为一种普遍特征。但至于中小企业的成长率是否也满足拉普拉斯分布的问题,国外学者还没有在公开的学术刊物上发表专门的研究成果。

2. 国内研究现状

国内研究方面,特别针对中小企业成长性的研究很有限,而且主要是从小企业成长性影响因素这条思路展开的。

中南大学商学院中小企业发展研究中心在《2003 年中小上市公司成长性排行榜》^[10]中选取突变级数法,将沪深两市 82 家中小上市公司进行成长性排名,并详细分析了影响中小企业成长性的各种因素。

中国企业评价协会等部门联合课题组发布的《2003 年中国(非公经济)成长型中小企业发展报告》通过运用 GEP 评估法,分析了 1999~2002 年间 12 695 家非公有制工业中小企业的行业分布特征、地区分布特征和企业规模分布特征,其存在的问题及其原因,并提出了促进中小企业和非公有制经济发展的总体思路与工作重点。

此外还有吴世农等(1999)^[12]、蔡宁和陈功道(2001)^[13]、陈泽聪和吴建芳(2002)^[14]等的研究。但目前国内学者还没有专门分析中小企业成长率的分

布特征,也没有为中小企业建立专门的成长模型进行研究,其可谓是一项研究空白。

二、样本选择及数据描述

本文选用中小上市公司作为中小企业的代表进行研究,这是因为上市公司所公布的年报数据和公告均是按照国家有关法规、企业会计制度、企业会计准则和有关规定进行会计处理和信息披露的,相关数据易获取,且具有可比性。

国家计委、国家统计局、国家经贸委和财政部共同设立的《大中型企业划分标准》规定,我国的特大型企业要求年销售收入和资产总额均在50亿元及以上;大型企业要求年销售收入和资产总额均在5亿元及以上;其余为中小企业。因此,本文根据研究需要按如下条件选取样本:(1)2003年12月31日前在上海、深圳证券交易所上市;(2)流通股本小于5000万股(含5000万股);(3)主营收入或资产总额小于5亿元;(4)上市时间不超过5年(即1998年1月1日后上市);(5)不是ST、*ST公司。根据这些条件,本文确定82家中小上市公司为研究样本。

为在保证有效性的前提下简化计算过程,国外研究者在分析企业成长率时通常选取销售额、员工数等单一指标,例如Bottazzi等(2002、2003)、Sutton(1997)、Geroski(2000)和Stanley等(1997),等等。因此,本文也选取中小上市公司的“主营业务收入”作为计算其规模的指标(本文不再赘述关于单一指标计算企业成长率的显性度),样本企业及其主营业务收入如表1所示。

表1 82家样本中小上市公司及主营业务收入 单位:万元

证券代码	证券简称	2001年	2002年	2003年	证券代码	证券简称	2001年	2002年	2003年
000153	新力药业	15 921	15 794	17 912	600460	士兰微	19 050	26 494	37 237
000156	安塑股份	13 261	24 651	41 444	600466	迪康药业	9 400	15 316	15 392
000790	华神集团	22 297	18 810	16 744	600476	湘邮科技	9 343	12 890	16 404
000803	美亚股份	10 180	7 781	6 342	600478	力元新材	13 057	24 288	28 149
000810	四川锦华	23 517	44 264	46 641	600485	中创信测	10 178	14 429	13 334
000925	浙大海纳	17 071	17 340	13 421	600486	扬农化工	26 442	30 098	37 310
000967	上风高科	13 374	16 318	18 443	600490	中科合臣	9 463	9 571	13 792
000985	大庆华科	37 947	48 977	61 162	600496	长江股份	17 821	13 881	10 325
000997	新大陆	46 275	35 700	38 866	600499	科达机电	14 762	21 683	39 675
600148	离合器	16 013	21 397	25 600	600506	香梨股份	9 901	8 007	8 278
600184	新华光	8 575	9 028	9 701	600513	联环药业	6 924	7 850	11 234
600211	西藏药业	7 466	7 449	7 508	600517	置信电气	12 865	13 616	15 026
600222	竹林众生	13 608	18 181	17 045	600518	康美药业	38 080	41 098	46 448
600248	秦丰农业	33 954	34 297	46 531	600520	三佳模具	8 286	9 364	11 446
600251	冠农股份	6 149	6 259	21 062	600521	华海药业	17 781	18 738	30 304
600257	洞庭水殖	16 181	28 666	30 987	600525	长园新材	14 369	19 573	25 670
600265	景谷林业	18 582	41 724	20 943	600527	江南高纤	15 534	20 158	24 251
600285	羚锐股份	17 218	18 955	23 635	600 529	山东药玻	35 011	42 232	46 799
600298	安琪酵母	23 758	29 369	39 501	600532	华阳科技	24 979	27 724	33 754
600305	恒顺醋业	17 410	26 690	34 102	600533	栖霞建设	32 407	36 609	48 054

续表 1 82 家样本中小上市公司及主营业务收入 (单位:万元)

证券代码	证券简称	2001 年	2002 年	2003 年	证券代码	证券简称	2001 年	2002 年	2003 年
600310	桂东电力	27 981	31 276	33 000	600537	海通集团	23 392	24 795	29 492
600340	国祥股份	13 181	16 246	17 484	600538	北海国发	9 406	9 901	23 116
600346	冰山橡塑	22 253	20 918	25 231	600552	方兴科技	17 796	18 914	30 307
600351	亚宝药业	15 455	21 263	37 349	600557	康缘药业	22 543	26 206	36 994
600353	旭光股份	20 071	17 007	20 704	600559	裕丰股份	22 760	26 257	26 118
600360	华微电子	23 259	28 412	37 154	600560	金自天正	15 099	17 491	26 076
600373	鑫新股份	33 778	32 394	39 065	600561	江西长运	12 145	15 298	19 995
600379	宝光股份	24 035	25 052	27 541	600562	高淳陶瓷	10 249	10 918	24 268
600381	白 唇 鹿	14 299	30 317	44 320	600563	法拉电子	22 334	24 669	29 731
600391	成发科技	20 442	18 452	22 570	600565	迪马股份	47 323	48 480	42 474
600392	太工东成	22 404	32 023	36 287	600566	洪城股份	11 396	10 729	11 343
600396	金山股份	10 475	36 692	10 920	600568	潜江制药	8 169	9 077	17 879
600403	欣网视讯	10 005	10 047	17 342	600571	信 雅 达	15 915	19 040	24 165
600406	国电南瑞	28 483	34 852	37 251	600575	芜 湖 港	8 059	10 439	11 969
600419	新疆天宏	16 081	16 238	15 298	600582	天地科技	17 884	25 754	35 656
600435	北方天鸟	19 011	21 936	24 413	600586	金晶科技	38 548	32 263	31 081
600436	片 仔 癩	19 389	21 203	21 359	600587	新华医疗	17 994	24 965	27 519
600446	金证股份	27 809	22 338	22 593	600589	广东榕泰	27 461	34 851	37 576
600449	赛马实业	16 563	21 907	31 239	600590	泰豪科技	33 041	38 193	49 494
600458	时代新材	10 203	15 746	20 646	600592	龙溪股份	16 838	18 944	29 316
600459	贵研铂业	15 786	21 837	24 814	600599	浏阳花炮	19 717	27 612	32 118

数据来源:上海证券交易所网站(www. sse. com. cn)和深圳证券交易所网站(www. szse. cn)所公布各公司 2001 年、2002 年和 2003 年报。

三、实证过程

本文在该部分通过三个分析步骤取得关于中小上市公司成长率三方面的研究结果,这些结果印证或延伸了国内外现有的相关研究成果。首先分析中小上市公司规模分布的统计特性,特别关注其时间稳定性和分布形状;其次通过变量法(parametric approach)对中小上市公司成长率进行自回归分析;接下来分析中小上市公司成长率的密度分布,并寻找中小上市公司成长率方差与企业规模之间的比例关系。

1. 规模的密度分布

本文样本数 $n=82$,令第 i 家中小上市公司的“主营业务收入”为:

$$S_i(t) = \text{主营业务收入} \quad t \in [2001, 2002, 2003] \quad (1)$$

对所有 $S_i(t)$ 取对数,得到如表 2 所示结果(具体数据略):

表 2 $\log S_i(t)$ 计算结果

$\log S_i(t)$	$\text{MAX}[\log S_i(t)]$	$\text{MIN}[\log S_i(t)]$
$\log S_i(2001)$	4. 675	3. 789
$\log S_i(2002)$	4. 690	3. 797
$\log S_i(2003)$	4. 786	3. 802

先将 $\log S_i(t)$ 从小到大排列:

$$x_{(1)} < x_{(2)} < \dots < x_{(246)}$$

不难看出: $x_{(1)} = \text{MIN}[\log S_i(2001)]$, $x_{(246)} = \text{MAX}[\log S_i(2003)]$

极差 $R = x_{(246)} - x_{(1)} = 4.786 - 3.789 = 0.997$

将 $[3.789, 4.786]$ 等分为 10 段, 相应段距 $I = 0.0997$ 。分别计算 $\log S_i(2001)$ 、 $\log S_i(2002)$ 和 $\log S_i(2003)$ 在各段的分布频数 $p[\log S_i(t)]$, 取 LOG 并计算其分布密度 $\log\{p[\log S_i(t)]\}$, 统计出各段频数, 得到表 3 所示结果。

表 3 $\log S_i(t)$ 频数分布表

log S _i (t) 分段	3.789	3.889	3.988	4.088	4.188	4.288	4.387	4.487	4.587	4.688
	~ 3.889	~ 3.988	~ 4.088	~ 4.188	~ 4.288	~ 4.387	~ 4.487	~ 4.587	~ 4.688	~ 4.786
$p[\log S_i(2001)]$	3	8	9	10	22	14	6	8	2	0
$\log\{p[\log S_i(2001)]\}$	0.477	0.903	0.954	1.000	1.342	1.146	0.778	0.903	0.301	0
$p[\log S_i(2002)]$	2	7	5	6	16	12	17	11	5	1
$\log\{p[\log S_i(2002)]\}$	0.301	0.845	0.699	0.778	1.204	1.079	1.230	1.041	0.699	0.000
$p[\log S_i(2003)]$	2	2	6	6	8	13	15	16	12	2
$\log\{p[\log S_i(2003)]\}$	0.301	0.301	0.778	0.778	0.903	1.114	1.176	1.204	1.079	0.301

以表 3 的 $\log S_i(t)$ 分段为 X 轴, $\log\{p[\log S_i(t)]\}$ 为 Y 轴数据得到图 2 所示散点图及频率分布曲线。对 2001 年、2002 年和 2003 年的 $\log S_i(t)$ 数据进行非线性回归后, 拟合得到正态分布函数 $N(4.347, 0.3422)$ 。其中, 判定系数 R^2 为 0.5936, (由于样本不够大以及样本数据中有异常值, 用最小二乘法拟合时会影响拟合效果)。参数 μ 的 95% 置信区间为 (4.2913, 4.4025), 参数 σ 的 95% 置信区间为 (0.2961, 0.3882)。这表明样本企业规模的密度分布服从正态分布, 这与 Bottazzi 等 (2002、2003) 的研究结果一致。

$\log p[\log S_i(t)]$

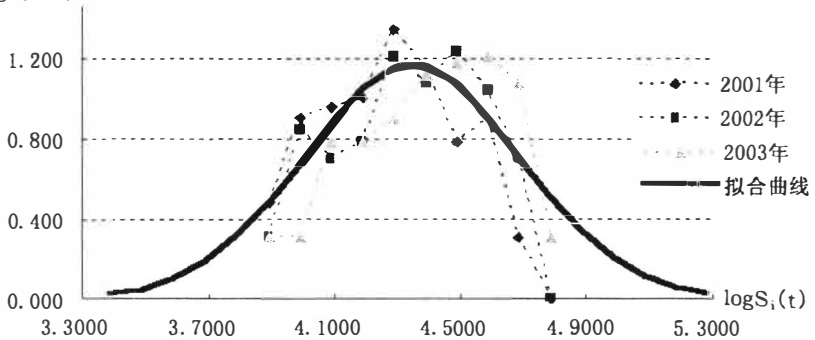


图 2 中小企业标准规模密度分布

为消除中小上市公司原始规模数据的不规则波动的影响, 及方便后续计算和分析, 本文对 (1) 式取 LOG 并进行标准化, 得到中小上市公司的“标准化规模”:

$$s_i(t) = \log S_i(t) - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log S_i(t) \quad (2)$$

由(2)式可以计算出各个样本企业各年份的标准化规模,并由此得出相应年份样本总体的标准化规模的平均值和标准差,如图3所示。可见,在本文考察的2001至2003年这三年期间,样本总体的标准化规模表现出相对的稳定性。一方面,三年的平均值均在0附近且只有细微的变化,因此可以忽略计为0;另一方面,三年的标准差也只有细微的增加。但是这种稳定性并不是说中小上市公司没有成长,而是因为标准化处理的结果。

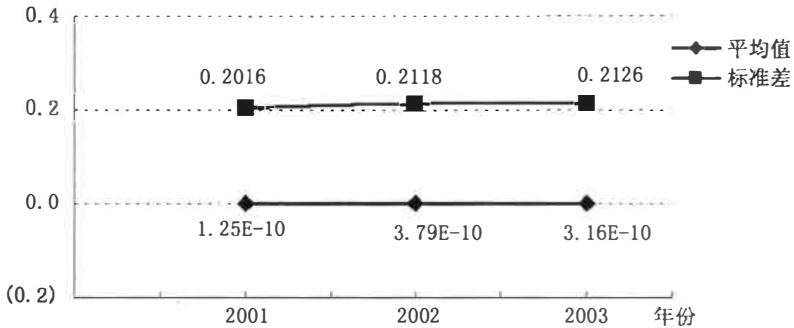


图3 各年份样本总体的规模比较

2. 自回归分析

本部分主要是对中小上市公司标准化规模的时间序列进行自回归分析。在(2)式的基础上,本文假设 $s_i(t)$ 的自回归方程为:

$$s_i(t) = \gamma + \phi s_i(t-1) + \epsilon_i(t) \quad (3)$$

其中, ϵ_i 为随机扰动项,并假设 $\epsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$,且相互独立(σ^2 为常数)。在自回归分析中,本文认为不同的中小上市公司只是相同随机过程的不同实现形式,

表4 自回归分析结果

$s_i(t)$	$s_i(t-1)$	γ	ϕ
$s_i(2002)$	$s_i(2001)$	2.658E-10	0.904
$s_i(2003)$	$s_i(2002)$	8.265E-12	0.813
ϵ_i			σ
$s_i(2002)$	$\epsilon_i(2002) \sim (-0.00012, 108^2)$		0.108
$s_i(2003)$	$\epsilon_i(2003) \sim (-0.00005, 0.125^2)$		0.125

因此并不对 $\log S_i(t)$ 进行具体企业的分析。在偏差估计中,本文采用Ljung(1987)所提的“四阶中间变量估计”以消除异方差性或自相关可能带来的问题。该方法产生一系列近似优化的中间变量,计算结果如表4所示。

可见, $s_i(2002)$ 和 $s_i(2003)$ 的Y轴截距 γ 都很小,几乎可以计为0。这一特性被国外学者称为“过原点性(Unit-root)”,它表明中小上市公司的成长过程可以通过一种几何的布朗运动(Brownian Motion)得到很好的描述。斜率 ϕ 分别为0.904和0.813,这表明相应年份中小上市公司的标准化规模是不断递增的。同时,随机扰动项 $\epsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$,且相互独立。其中,在2001~2002

年的中小上市公司标准化规模自回归分析中,得到相关系数 R 为 0.861,判定系数 R^2 为 0.741,表明该线性自回归直线的拟合程度非常好。截距 γ 的 95% 置信区间为 $(-0.024, 0.024)$, 回归系数(斜率) ϕ 的 95% 置信区间为 $(0.785, 1.023)$ 。在 2002~2003 年的中小上市公司标准化规模自回归分析中,得到相关系数 R 为 0.810,判定系数 R^2 为 0.657,同样表明该线性自回归直线的拟合程度非常好。截距 γ 的 95% 置信区间为 $(-0.028, 0.028)$, 斜率 ϕ 的 95% 置信区间为 $(0.683, 0.944)$ 。如图 4 所示,这些结果与 Hart 和 Prais(1956)、Hymer 和 Pashigian(1962)、Mansfield(1962)、Simon 和 Bonini(1958) 等人的许多类似研究是一致的。

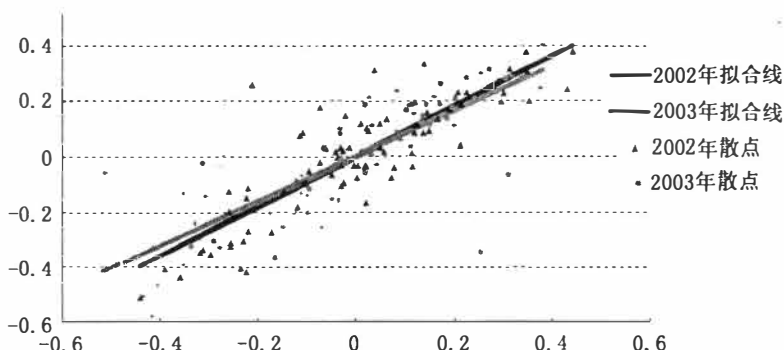


图 4 中小企业标准规模自回归分析

因此,(3)式可以改为:

$$s_i(t) = \phi s_i(t-1) + \epsilon_i(t) \quad (4)$$

在(4)式的基础上,本文令 $g_i(t)$ 为中小上市公司的成长率,有:

$$g_i(t) = s_i(t) - s_i(t-1) \quad (5)$$

由(4)式的“过原点性”可知,成长率 $g_i(t)$ 不管在哪个年份都是以 0 为中心的。因此本文假设 $g_i(t)$ 的自回归方程为:

$$g_i(t) = \phi^g g_i(t-1) + \epsilon_i^g(t) \quad (6)$$

ϕ^g 为斜率, ϵ_i^g 为随机扰动项,并假设 $\epsilon_i^g \sim N(0, \sigma^2)$, 且相互独立 (σ^2 为常数)。得(6)式的斜率 ϕ^g 为 -0.266 , $\epsilon_i^g \sim N(5.268E-12, 0.1282)$, 表明成长率的时间序列有轻微的负相关关系。在 2002~2003 年的中小上市公司成长率自回归分析中,得到相关系数 R 为 0.223,判定系数 R^2 为 0.050,则表明该线性自回归直线的拟合程度不好。成长率 $g_i(t)$ 的回归直线如图 5 所示。

3. 成长率的密度分布

Hymer 和 Pashigian(1962)的早期研究表明当商业企业的标准化规模增长时,其成长率的方差会减小。Amaral 等(1997)发现企业成长率的标准差与企业标准化规模存在“幂定律(Power Law)”关系。本文试图分析样本企业的

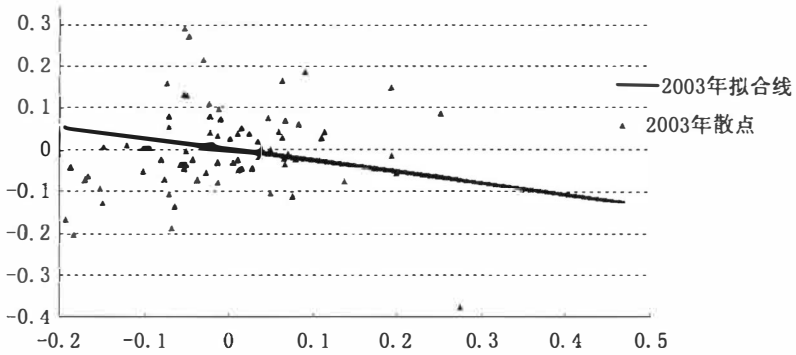


图 5 中小企业成长率自回归分析

成长率标准差和标准化规模的关系，但很可惜的是本文却发现它们之间不存在任何显著的关系。随后本文又尝试用平均标准化规模、平均成长率、成长率偏度和峰度等不同指标进行相关分析，最后都得不到有效结果。

于是本文试探另外的方法。本文由(5)式分别计算样本企业 2002 年和 2003 年的成长率 $g_i(2002)$ 和 $g_i(2003)$ 如表 5 所示。

表 5 $g_i(t)$ 计算结果

$g_i(t)$	MAX($g_i(t)$)	MIN($g_i(t)$)
$g_i(2002)$	0.468	-0.193
$g_i(2003)$	0.450	-0.604

先将 $g_i(t)$ 从小到大排列： $x_{(1)} < x_{(2)} < \dots < x_{(164)}$

不难看出： $x_{(1)} = \text{MIN}[g_i(2003)]$ ， $x_{(164)} = \text{MAX}[g_i(2002)]$

极差： $R = x_{(164)} - x_{(1)} = 0.468 - (-0.604) = 1.072$

将 $[-0.604, 0.468]$ 等分为 10 段，相应段距 $I = 0.1072$ 。分别计算 $g_i(2002)$ 和 $g_i(2003)$ 在各段的分布频数 $p[g_i(t)]$ ，取 LOG 并计算其分布密度 $\log\{p[g_i(t)]\}$ ，统计出各段频数，得到表 6 所示结果。

表 6 $g_i(t)$ 频数分布表

$g_i(t)$ 分段	-0.604 ~ -0.497	-0.497 ~ -0.389	-0.389 ~ -0.282	-0.282 ~ -0.175	-0.175 ~ -0.068	-0.068 ~ 0.039	0.039 ~ 0.147	0.147 ~ 0.254	0.254 ~ 0.361	0.361 ~ 0.468
$p[g_i(2002)]$	0	0	3	17	38	16	6	1	1	
$\log\{p[g_i(2002)]\}$	0.000	0.000	0.000	0.477	1.230	1.580	1.204	0.778	0.000	0.000
$p[g_i(2003)]$	1	0	1	2	8	42	20	5	2	1
$\log\{p[g_i(2003)]\}$	0.000	0.000	0.000	0.301	0.903	1.623	1.301	0.699	0.301	0.000

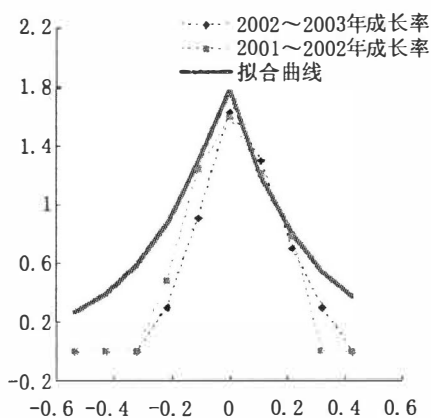


图6 中小企业成长率密度分布

分布服从拉普拉斯分布,这与前述国外研究者的研究结果完全一致。

4. 成长率的行业特点

由计算得知,2001~2002年所有中小上市公司标准化后的成长率最大值为0.468,最小值为-0.193,其中有36家成长率为正,46家为负。成长率居前10位的公司的证券代码分别是600396、600265、600381、000810、600478、000156、600257、600466、600458、600305。2002~2003年成长率最大值为0.450,最小值为-0.604,有42家成长率为正,40家为负。成长率居前10位的公司的证券代码分别是600251、600538、600562、600568、600499、600351、600403、000156、600521、600552。2001年、2002年和2003年所有中小上市公司的标准规模与成长率如图7、图8所示,图中气泡的大小表示成长率绝对值的大小。

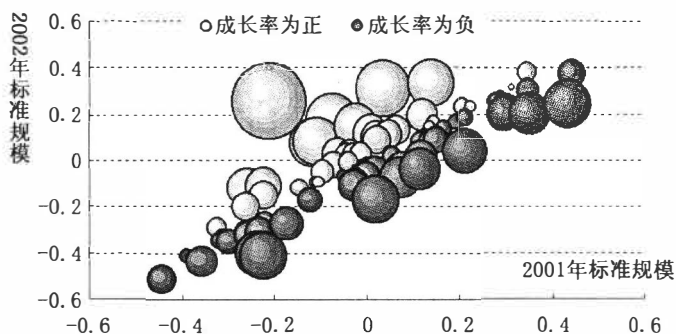


图7 2001~2002年标准规模与成长率

由图7可粗略地看到,成长率最大的前10家公司,其2002年的标准规模也都比较大,表明其获得了足够的成长,成为中小上市公司中的“大公司”,规模优势在公司的成长性影响因素中似乎占有重要地位。而由图8可粗略地看

以表6的 $g_i(t)$ 分段为 X 轴, $\log\{p[g_i(t)]\}$ 为 Y 轴数据得到图6所示散点图及频率分布曲线。同时对2002年和2003年的数据使用高斯-牛顿法进行非线性最小二乘数据拟合,得到拉普拉斯密度函数:

$$f_1\{\log[p(g(t))]; \mu, \alpha\} = \frac{1}{2\alpha} e^{-\frac{|\log[p(g(t))]-\mu|}{\alpha}}$$

其中, $\mu=0, \alpha=0.2996$, 参数 α 的95%置信区间为(0.2206, 0.3786)。并且相关系数为 $R=0.6509$, 拟合程度比较好。这表明样本企业成长率的密度

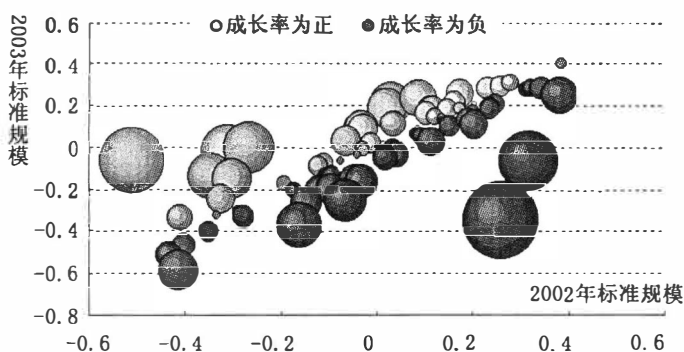


图 8 2002~2003 年标准规模与成长率

到,成长率最大的前 10 家公司,成长率越大,其 2002 年标准规模越小,这表明小公司反而获得了较快的成长,规模优势似乎已不在公司的成长性影响因素中占有重要地位。

此外,根据各中小上市公司的所属行业,本文将 82 家样本公司分为医药、化学产品、纺织、矿产、农林牧渔、IT、电器机械设备制造、交通运输及其他,并以(5)式的计算结果将成长性分为低(成长率小于-0.068)、中(-0.068 至 0.039 之间)和高(大于 0.039),得到表 7 所示结果。

表 7 各行业中小上市公司成长性

行业分类	样本数量		2001~2002 年成长性			2002~2003 年成长性		
			低	中	高	低	中	高
医药	16	20%	4	9	3	5	4	7
化学产品	4	5%	0	3	1	0	4	0
纺织	4	5%	1	1	2	1	2	1
矿产	7	9%	1	3	3	1	1	5
农林牧渔	6	7%	3	1	2	2	2	2
IT	13	16%	4	4	5	2	8	3
电器机械设备制造	17	21%	5	9	3	3	11	3
交通运输	4	5%	0	3	1	1	3	0
其他	11	13%	2	5	4	1	5	5
总计	82		20	38	24	16	40	26

由表 7 可见,中小上市公司的行业特色比较明显。医药、IT 和电器机械设备制造三类企业分别占总数的 20%、16%和 21%。而化学产品(包括化学原料及化学制品制造业、专用化学产品制造业)和矿产业(包括有色金属冶炼及压延加工业、非金属矿物制品业)在 2001 至 2003 年间有较好的成长性表现。其中成长率排名前 10 名的公司集中在医药、矿产、农林牧渔及纺织业。其他行业则有喜有忧,有的行业大部分公司的成长性居中,有的行业却两极分化较严重。这些特点与笔者前期的研究成果完全一致^[10]。

四、总结

以上实证结果发现我国中小上市公司规模及成长率的密度分布存在一系列值得关注的特性和趋势:

(1)中小上市公司标准化规模服从正态分布,且具有相对稳定性。这一特性表明 2001~2003 年我国广大中小上市公司的平均主营业务收入为 22 859 万元,而且大部分企业的标准化规模都密集在平均值附近,只有极少数的企业出现异常现象。这表明就整体而言,我国中小上市公司的规模状况较为理想。

(2)中小上市公司成长率服从拉普拉斯分布。2001~2003 年我国绝大部分中小上市公司的成长率都密集在平均值附近,虽然标准化后的平均成长率为 0,但这并不意味着其没有成长。就整体而言,我国中小上市公司实际上是成长的,2001~2003 年以主营业务收入衡量的平均成长率为 24.1%,成长的公司数量超过衰退的公司数量。

(3)中小上市公司标准化规模逐年递增,而成长率轻微递减,且都具有过原点性,但标准规模与成长率之间不存在明显的关联规律。这表明我国中小上市公司的规模在不断增长,但增长幅度有轻微减弱,表现为成长率的轻微递减。这一轻微的衰退趋势值得引起注意。

(4)中小上市公司中的“小公司”更容易获得较大的成长,而成长性较高的公司往往发展成为中小上市公司中的“大公司”。此外,中小上市公司的行业集中度较高,某些行业整体成长性较好,也有部分行业成长性两极分化较为严重。

总之,就目前而言,我国中小上市公司的发展比较健康,规模和成长率的整体分布较为适当。但要注意所出现的衰退现象,要尽早发现制约中小上市公司发展的影响因素,并采取相关措施切实保护中小上市公司的持续发展。

注释:

①转引自陈晓红、余坚、何鹏、胡东滨等:《中小上市公司成长性排行榜》,证券导刊,2004 年第 34 期,第 35~39 页。

参考文献:

- [1]Gibrat R. Les inegalites economiques[M]. Librairie du Recueil Sirey,Paris,1931.
- [2]M H R Stanley,L A N Amaral,S V Buldyrev,et al. Scaling behaviour in the growth of companies[J]. Nature 379,1996:804~806.
- [3]L A N Amaral,S V Buldyrev,S Havlin,et al. Scalingbehavior in economics: Empirical results for company growth[J]. Phys. I France7,1997:621~633.
- [4]L A N Amaral,P Gopikrishnan,V Plerou,et al. A model for the growth dynamics of economic organizations[J]. Physica A 299,2001:127~136.
- [5]G Bottazzi,G Dosi,M Lippi,et al. Innovation and corporate growth in the evolution of

- the drug industry[J]. *Int. J. Ind. Organ.* 19,2001;1161~1187.
- [6] G Bottazzi, A Secchi. On the Laplace distribution of firm's growth rates[M]. WP Lem, Pisa, S. Anna School of Advanced Studies, 2002.
- [7] G Bottazzi, E Ces, G Dosi. Corporate growth and industrial structure: Some evidence from the Italian manufacturing industry[J]. *Ind. Corporate Change* II(4),2002;705~723.
- [8] Giulio Bottazzi, Angelo Secchi. Why are distributions of firm growth rates tent-shaped? [J]. *Economics Letters*, 80,2003; 415~420.
- [9] Giulio Bottazzi, Angelo Secchi. A stochastic model of firm growth[J]. *Physica A*, 324, 2003; 213~219.
- [10] 陈晓红,余坚,何鹏,等. 中小上市公司成长性排行榜[J]. *证券导刊*,2004,(34):35-39.
- [11] 陈晓红,彭佳,吴小瑾. 基于突变级数的中小企业成长性评价模型研究[J]. *财经研究*,2004,(11):5-15.
- [12] 吴世农,李常青,余玮. 我国上市公司成长性的判定分析和实证研究[J]. *南开管理评论*,1999,(4):49-57.
- [13] 蔡宁,陈功道. 论中小企业的成长性及其衡量[J]. *经济学研究*,2001,(1):15-18.
- [14] 陈泽聪,吴建芳. 小型上市公司成长性指标的统计分析[J]. *财经科学*,2002(增刊):305-308.

Probability Distribution of the Size and Growth Rates of Listed SMEs: Some Evidence from China

CHEN Xiao-hong, HE Peng, ZHANG Ze-jing

(*Business School, Central South University, Hunan 410083, China*)

Abstract: Based on the data of 82 listed SMEs in China, this article finds that the probability distribution of the standardized sizes follows the Normal Distribution and that of the growth rates follows the Laplace Distribution. The standardized sizes of SMEs increase yearly, while the growth rates decrease yearly. There is also a unit-root nature in the time series of size and growth rate. At the same time, the growth rates vary for different industries. These results indicate that the listed SMEs have developed well in China, but any recession should cause our enough attention.

Key words: probability distribution; SMEs; growth rate; Normal Distribution; Laplace Distribution

(责任编辑 周一叶)