

基于政策监管下的新股增发与股市波动研究*

张人骥, 刘春江

(1. 上海国家会计学院教研部, 上海, 201702; 2. 上海财经大学 会计学院, 200083)

摘要:文章选取增发公司样本, 利用多种方法对增发事件重要日期逐一考察, 获得增发新股存在负价格效应的最终结论。根据证监会对增发政策的规定, 文章选取增发数量、现金流量增长率和资产负债率三个变量, 考察其与超额报酬的相关关系, 研究发现现金流量增长率与超额报酬正相关, 支持信息非对称假说。此外, 文章对交易量进行检验, 发现存在内幕交易的可能性。

关键词:增发新股; 股市波动; 政策监管

中图分类号:F830.91 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2005)06-0120-12

增发新股作为中国上市公司的一种融资方式, 历史虽然不长, 但由于政策变化使其几起几落, 广受人们关注。证监会(2000)规定, 增发公司必须 3 年连续盈利, 当年的 ROE 平均不低于同期银行存款利率水平; 且预测发行当年加权计算的 ROE 不低于配股规定的平均水平, 或与增发前基本相当。证监会(2001)增加了 ROE 不达标公司的增发柔性条款, 主要是关于经营能力和发展前景的说明、预期和论证, 门槛大为降低, 许多公司都“弃配改增”, 一度引起市场的广泛恐慌。证监会(2002)再次提高增发的门槛, 规定最近三个会计年度加权平均 ROE 不低于 10%, 且最近一个会计年度加权平均 ROE 不低于 10%; 增发新股募集资金量不超过公司上年度未经审计的净资产值; 发行前最近一年及一期财务报表中的资产负债率不低于同行业上市公司的平均水平。

就三次政策出台而言, 证监会对增发的监管主要集中在业绩(包括 ROE 和业绩预期)、募集资金量和资产负债率三项指标上, 政策变化也主要体现在这三项指标的变化上。由于政策变化, 上市公司对配股、增发等融资方式表现出不同的喜好; 这就引出一系列的问题, 上市公司增发的股价效应怎样? 什么因素影响股价的变化? 增发的过程中, 是否存在内幕交易?

增发对上市公司二级市场会造成显著影响, 现有的理论解释纷繁复杂, 代

收稿日期: 2005-02-19

作者简介: 张人骥(1942—), 男, 上海人, 上海国家会计学院教研部教授;

刘春江(1975—), 男, 贵州贵阳人, 上海财经大学会计学院硕士。

表性的观点主要有两种:正价格效应和负价格效应。正价格效应的代表理论主要是投资项目假说,代表人物是 Asquith 和 Mullins(1986);负价格效应的代表理论主要有信息非对称假说、价格压力假说和资本结构假说,代表人物有 Lelang 和 Pyle(1977)、Myers 和 Majluf(1984)、Miller 和 Rock(1985)、Avner Kalay 和 Adam Shimrat(1986)、Masulis(1980、1983)和 Galai、Masulis(1976)。

到目前为止,国内关于增发的实证研究已积累了一些文献,如胡乃武等(2002)和刘力等(2003),但该类文献都存在一定的缺陷。第一,事件日选取较主观,仅仅选用了董事会公告日或股东会公告日。第二,期望均衡报酬率的确定方法过于单一,仅仅采用市场模型法检验超额报酬。第三,样本选取较粗糙,刘力等(2003)样本中包含大量 B 股公司和发行失败的公司。事实上沪深 A、B 股不存在协整关系,整个中国 A、B 股市场处于分割状态,长期也没有共同的均衡趋势(张人骥等,2003)。第四,以上研究仅限于讨论增发的股价反应,市场反应的解释略有提到,而增发过程中的内幕交易状况则根本未涉及。本文将克服以上缺陷,选取类型一致的样本,采用较全面的方法,对增发过程中的重要日期逐一进行考察,并试图回答以上问题。

一、研究设计

与上市公司增发相关的重要日期主要有首次公告日、正式公告日和新股上市日(以下简称首告日、公告日和上市日)。首告日为首次披露增发预案的日期,或为董事会决议公告日,或为股东大会决议公告日,或为临时股东大会授权董事会制定增发决议公告日。公告日为公司收到证监会核准通知后发布增发公告书的日期;增发公告书是为增发新股专门发布的独立公告,没有其他无关信息的干扰,并具有相当信息含量。上市日则是新股参与交易,增发成为事实的重要日期。

以上三个事件日都有其特点,不可或缺,为全面考察增发对股价的影响,本文拟对这三个事件日一并研究,但是因为公告日的信息含量最为纯净(pure and clean),所以公告日将作为我们重点考察的对象。我们把事件日定义为零日,事件日为非交易日则以事件日后第一个交易日作为零日;以零日前第 10 个交易日至零日后第 10 个交易日(-10,+10),共 21 个交易日为市场有可能发生超额报酬的事件期;以零日前第 82 个交易日至零日前第 11 个交易日(-82,-11),共 72 个交易日为估计期。

根据 Brown 和 Warner(1980、1985)、Boehmer、Musumeci 和 Poulsen(1991)的研究,事件研究中的超额报酬确定主要包括市场调整法、市场模型法和均值调整法三种方法。市场模型法和市场调整法都是单因子 CAPM 的变形,对于一个系统风险较大(张人骥等,2000),齐涨齐跌现象较频繁的证券市

场,市场调整法更简练、更贴近事实。另外,均值调整法适用于股价波动不大的市场,如果证券市场出现巨大波动趋势,则均值调整法计算的超额报酬很难控制市场因素的影响。综合以上三种方法,市场调整法似乎是较好的方法,但是为了避免“错误的说明”(Debondt 和 Thaler,1985),我们拟采用这三种方法对增发事件日逐一进行考察,以揭示增发事件与股价波动之间的相关性。

由前面的文献回顾可知,增发对股价的影响可正可负,但负价格影响占据主导地位,因此我们提出本文第一个假设:

H_1 :增发事件的超额报酬为零。

由于配股的最高限为股本的30%,且三年才能实施一次配股,难以满足上市公司对资金的“饥渴症”,而增发突破了该限制,政策(证监会,2001)一经推出,上市公司纷纷弃配改增,市场一片恐慌,证监会(2002)只得对募集资金量作出硬性规定。按照价格压力假说,供给的上升必然伴随价格的下降。另外,我们将样本公司依发行量大小顺序排列,前50%高发行量为一组,后50%低发行量为一组,以确定高发行组的股价下降幅度是否比低发行组更大,以检验是否符合价格压力假说。因此我们提出本文的第二个假设:

H_{2a} :增发新股数量与CAR负相关。

H_{2b} :与低发行组相比较,高发行组价格下降更大,CAR更小。

ROE作为重要的业绩指标,不仅出现在增发条件中,也出现在配股条件中。为了能对增发行为进行有效监管,证监会对ROE做强制性规定,其目的在于区分“好”公司和“差”公司,以有效解决信息非对称问题。业绩预期条款让管理者把公司良好的经营能力和发展前景传递给投资者;如果该预期有相当依据,同时也是实事求是的,那么该条款可以减少信息非对称,有其合理性。事实上许多公司为了配股、增发而“巧立”项目,资金到位之后又任意变更募集资金投向,为了遏制这种风气,证监会(2002)不得不在新出台的增发条件中去掉业绩预期条款。不管是ROE,还是业绩预期,都属于公司业绩评价;考虑到ROE指标的广泛使用,上市公司盈余操纵的倾向性较强,因此本研究弃ROE而取现金流量(cash flow)作为公司业绩评价指标。如果增发之后现金流量增长,而当期的CAR为正,二者之间正相关,说明公众以投资项目的未来收益作为其决策依据,并看好该项目,符合新投资项目假说;如果未来现金流量减少,而当期的CAR为负,二者之间正相关,说明公众看穿管理层增发目的,是为“圈钱”而增发,符合信息非对称理论。因此我们提出本文第三个假设:

H_3 :现金流量增长与CAR存在正相关关系。

按照啄食理论(Pecking Order Theory),企业融资的顺序一般是公司利润留存、债务融资和股权融资;但在中国的资本市场上,由于股东保护较差,内部人控制较严重(费方域,1996),股权融资的实际成本较债权融资低。上市公司对股权融资偏好的同时,往往不顾及自己的资产负债率已经远远偏离最优

资本结构,证监会对资产负债率也作了相应规定。按照资本结构假说,增发会降低举债比例,传达出公司管理层对未来现金流的负面预期,是负信息,与此同时,增发又能降低财务风险,是正信息。也就是说,如果增发时点的负债率较高,则改善财务结构、降低财务风险的正信息较明显;如果增发时点的负债率较低,则负信息明显。因此我们提出本文的第四个假设:

H₄: 负债率与 CAR 存在正相关关系。

二、样本和变量的选择

(一) 样本选择

本文的研究样本包括 1999~2001 年度增发新股的沪、深上市 A 股公司。本文研究重点是增发事件对股价的影响,而 1998 年增发的公司都伴有长时间的停牌,股价反应无法真实度量,因此作了剔除;另外,中关村虽在 1999 年增发,同样经历长时间停牌;B 股公司增发 A 股也作了剔除。在进行了以上剔除之后,研究样本观测值最终余下 42 个,按照首告日所在年度划分如下:1999 年 11 家,2000 年 24 家,2001 年 7 家。本文以下的分析皆立足于此。

样本观测值的数据大部分来自巨灵证券信息系统和巨潮网的上市公司年报、中报和公告,个股和大盘数据来自证券之星网站。

(二) 变量选择与定义

1. 累积超额报酬(Cumulative Abnormal Return,简称 CAR)

CAR 的计算方法共有三种,对应的公式分别为:

$$\text{市场调整法: } CAR_{(t1, t)} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{t=t1}^t (R_{it} - R_{mt}) \quad (1)$$

$$\text{市场模型法: } CAR_{(t1, t)} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{t=t1}^t [R_{it} - (\alpha + \beta \times R_{mt})] \quad (2)$$

$$\text{均值调整法: } CAR_{(t1, t)} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{t=t1}^t (R_{it} - R_{i(t2, t1')}) \quad (3)$$

以上各式中,(t1, t)为事件研究期,(t2, t1')为事件研究期之前不受事件影响的估计期(其中,t1' ≤ t1);R_{it}为 t 时点 i 公司的收益率;R_{mt}为 t 时点的市场收益率;R_{i(t2, t1')}为公司在(t2, t1')期间的日平均收益率;N 为公司总家数。

我们采用深沪两市 A 股指数收益率代表深市上市公司和沪市上市公司的市场收益率。由于上市日距公告日时间较短,系统风险(β)变化不大,所以市场模型法下上市日的估计期以公告日估计期代替。

2. 股价变动影响变量

根据证监会对增发条件的规定,我们定义了三个变量,分别是增发量比率(SeovoR)、现金流量增长率(CafloR)和财务杠杆(FinLev),具体定义见表 1。

表 1 模型自变量定义

变量名	变量定义
增发量比率(SeovoR)	增发新股数量/增发前总股本数
现金流量增长率(CafloR)	(增发次年现金流量/增发当年现金流量)-1
财务杠杆(FinLev)	负债/总资产

部分公司公告日在 2000 年 12 月份,而上市日在次年,考虑到项目投资有较长的回收期,对这部分公司的现金流量增长率计算向后推一年;另外,考虑到上市公司都是集团化运作,资金在整个集团内流动,因此我们选取合并报表上的现金流量数据。由于增发历时较长,在此期间,公司的资产负债率往往有所变动,为了能真实反映公司的财务杠杆,我们采用事件日前最近一期的中报或年报所披露的资产负债率数据。

三、实证检验结果及分析

(一)描述性统计分析

表 2 变量描述统计表

变量	均值	中值	最小值	最大值	标准差
SeovoR	0.1541	0.1426	0.0326	0.4247	0.0926
CafloR	-0.1523	0.0275	-2.9278	2.2192	0.8184
FinLev	0.4490	0.4630	0.1495	0.6915	0.1537

注:表中 FinLev 为公告日数据。

由变量描述统计表可见,增发量比率的最小值为 0.0326,最大值却高达 0.4247,几近于总股本的一半,大大高于配股 30%的最高限,中值和均值基本相当,说明大部分公司的增发比率仍低于 30%。现金流量增长率的均值为负,中值为正,说明增发样本的整体业绩是下滑的,但是超过一半的公司业绩仍然保持增长;标准差较大,说明公司间业绩差别较大。财务杠杆的最小值为 0.1495,最大值为 0.6915,差异较大。

表 2 我们仅对股价变动影响变量进行了简单统计描述,而未涉及本研究最重要的变量 CAR。因为篇幅所限,我们在图 1 中仅列示了公告日的情况。

由图 1 我们可以看出,增发事件对股价的影响基本是负面的,与此同时,我们也注意到,在(-4,-1)区间,CAR 均为正,具体解释将在后文展开。

不同方法计算得到的 CAR 存在一定差异,如果计算结果差异显著,那么就从另一个角度印证了“错误的说明”存在的可能性。我们对 CAR 进行了差异性检验,发现不同方法之间确实存在显著程度不等的差异(表略)。

为了进一步考察增发事件对股价的影响,以下我们将采用事件研究法和多元回归法进行定量分析。

(二)假设检验及分析

1. 市场反应的检验

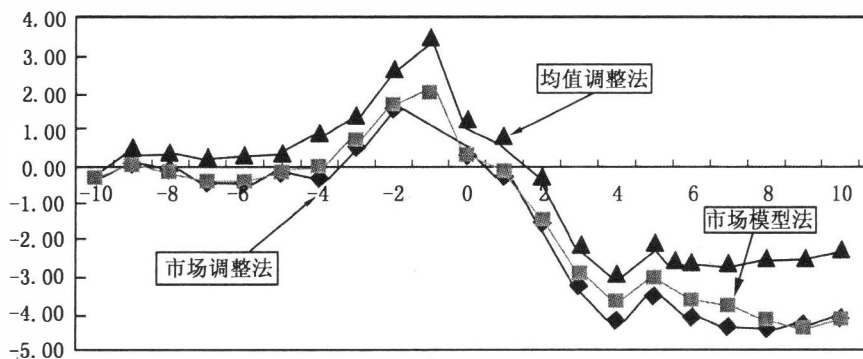


图 1 三种方法计算的公告日 CAR (%)

根据市场调整法、市场模型法和均值调整法,我们对增发的首告日、公告日和上市日事件期的市场反应进行了研究。对于日超额报酬(Abnormal Return, 简称 AR)和累积超额报酬(CAR)的假设检验,我们均采用传统的 t 检验。另外,市场模型法下根据估计期的回归结果对样本进行了取舍,剔除标准有两个:一是按照 D-W 检验,残差在 1% 的水平上自相关;二是模型的解释力不到 1%。剔除结果首告日剩余 37 个样本,公告日和上市日剩余 40 个样本。其余两种方法未进行样本剔除,皆为 42 个。事件期的平均日超额报酬和累积超额报酬见表 3。

我们计算了事件日前 10 天到后 10 天这一区间的日超额报酬。实证结果显示,零日前 10 天到前 3 天的区间内,股价变化没有发生显著的日超额报酬;在零日前 3 天至后 5 天的区间内,股价变动出现了异常收益;不过,零日后 2 至 5 天内,这种变化逐渐消失。因此,在表 3 中,我们只报告了事件日前 3 天到后 5 天(-3, +5)的日超额报酬。首告日和上市日因为实际反应窗口更短,我们也报告得短些。

表 3A 部分是首告日事件期的日超额报酬和累积超额报酬,从表中可知,首告当日(即 0 日),三种方法计算的超额报酬差异较大,市场模型法 1% 显著,市场调整法 10% 显著,均值调整法却不显著;首告后第一天(即 +1 天)的超额收益都相当显著(显著度至少为 10%),而首告前一天没有任何异常报酬。在首告日的前几天(-10 到 -2)以及首告日后的几天(+2 到 +10)超额报酬都无法排除无异常报酬的原假设。这说明增发首告的事件窗口(即市场对首告的反应期间)应当为(0, +1)。

表 3B 部分是公告日的日超额报酬和累积超额报酬,公告当日,三种方法计算的超额报酬至少 5% 显著,公告日前 1 天(-1 日)仅有均值调整法 5% 显著,公告日后 1 天(+1)在任何方法下都没有发生显著的超额报酬。但是在(-3, 5)不时出现不同程度的显著的超额报酬。就公告日而言,我们很难确定

实际的反应窗口,但有一点是可以肯定的,该事件的反应窗口较首告日大,这可能与正式公告日之前部分公司还会公布证监会核准增发的公告,存在一定程度的信息漏出(leakage)。如前文所言,市场调整法是较佳方法,再比照其他两个事件日,我们认为增发公告的事件窗口确定为(0,+1)是基本合适的。

表3 超额报酬不同计算方法的相互比较

A 首告日	市场调整法		市场模型法		均值调整法	
	AR(%)	t 值	AR(%)	t 值	AR(%)	t 值
-1	0.250	0.610	-0.197	-0.665	0.025	0.060
0	-0.867	-1.883*	-2.581	-3.629***	-0.726	-1.299
1	-1.237	-2.788***	-0.400	-1.913*	-1.227	-2.593***
2	-0.087	-0.250	0.147	0.505	-0.178	-0.468
3	-0.270	-0.900	0.065	0.183	-0.920	-2.247***
4	-0.383	-1.432	-0.161	-0.815	-0.542	-1.814*
首告窗口	CAR	t 值	CAR	t 值	CAR	t 值
(-1,+1)	-1.854	-2.872***	-3.178	-3.124***	-1.928	-2.542**
(0,+1)	-2.312	-3.721***	-2.981	-3.868***	-1.9526	-2.912***
B 公告日	市场调整法		市场模型法		均值调整法	
	AR(%)	t 值	AR(%)	t 值	AR(%)	t 值
-3	0.784	1.724*	0.697	1.629	0.451	1.139
-2	1.017	2.818***	0.962	2.498**	1.264	2.856***
-1	0.548	1.400	0.326	0.798	0.891	2.006**
0	-1.825	-2.521**	-1.709	-2.006**	-2.242	-2.941***
1	-0.572	-1.055	-0.437	-0.575	-0.452	-0.904
2	-1.277	-1.248	-1.310	-0.834	-1.105	-1.086
3	-1.673	-2.389**	-1.463	-1.994**	-1.878	-2.709***
4	-0.942	-1.940*	-0.775	-1.540	-0.792	-1.488
5	0.683	1.217	0.674	1.093	0.911	1.662*
公告窗口	CAR	t 值	CAR	t 值	CAR	t 值
(-1,+1)	-2.176	-1.886*	-1.820	-1.772*	-1.803	-1.720*
(0,+1)	-3.575	-2.427***	-2.146	-2.083**	-2.693	-2.691***
C 上市日	市场调整法		市场模型法		均值调整法	
	AR(%)	t 值	AR(%)	t 值	AR(%)	t 值
-1	-0.142	-0.538	-0.188	-0.678	-0.227	-0.773
0	-2.539	-3.847***	-2.676	-4.031***	-2.458	-3.614***
1	-0.407	-2.045**	-0.407	-2.094**	-0.931	-3.449***
2	0.106	0.393	0.116	0.424	-0.048	-0.139
上市窗口	CAR	t 值	CAR	t 值	CAR	t 值
(-1,+1)	-2.176	-1.886*	-3.271	-4.531***	-3.616	-5.382***
(0,+1)	-3.575	-2.427***	-3.083	-4.769***	-3.389	-5.180***

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上呈现显著性。

表 3C 部分是上市日的日超额报酬和累积超额报酬,上市日的超额报酬情况较简单,三种方法下仅有零日(0 日)和事件日后第 1 天(+1 日)存在显著的超额报酬,并且在零日都是在 1%水平上显著,第 1 天至少在 5%的水平上显著。因此,上市日的事件窗口应当为(0, +1),上市日的超额报酬显著为负一方面与其信息含量相联系,另一方面由股份稀释所致,因此相同方法下,上市日的市场反应明显强于其他两个事件日。

就增发三个事件基准日的市场反应来看,首告日下均值调整法不显著,公告日显著度至少 5%,上市日全部在 1%水平上显著,我们基本可以得出市场反应逐渐加强的结论。如果我们将市场调整法单列出来,更易看出该趋势:三个基准日的显著度分别为 10%、5%和 1%。

另外,我们对短窗口内的累积超额报酬的显著性进行了检验,在(-1, +1)窗口中,三个事件日都有显著的超额报酬(显著度至少 10%);对(0, +1)窗口检验,显著度提高到 5%,如果单就市场调整法而言,三个事件日(0, +1)窗口累积超额报酬的显著度都是 1%,这也从另一个角度说明我们确定的事件反应窗口是合适的。

综上所述,我们采用三种方法对增发事件的三个重要日期进行了考察,无一例外都给出了显著为负的超额报酬的结论,由此可知增发的市场反应与投资项目假说并不吻合;我们拒绝 H_1 ,即增发的超额报酬不为零,且显著为负。

2. 股价变动影响因素的检定

为检验发行量、现金流增长率和资产负债率三个因素对 CAR 的影响,我们构造如下多元回归方程:

$$CAR_{(-10,+10)} = a + \delta_1 SeovoR + \delta_2 CafloR + \delta_3 FinLev + \epsilon \quad (4)$$

其中, a 和 $\delta_i (i=1, 2, 3)$ 为回归参数, ϵ 为残差,其余变量定义同前。为避免多重共线性,我们把这三个变量按不同组合方式代入模型,针对不同事件日进行回归。回归结果见表 4。

表 4 不同事件日回归结果

Variable	首告日回归		公告日回归		上市日回归	
	Regre. 1	Regre. 2	Regre. 3	Regre. 4	Regre. 5	Regre. 6
Const.	-0.048(-1.9)	-0.028(-0.65)	0.110(1.38)	0.095(1.25)	-0.022(-0.7)	-0.042(-0.81)
SeovoR	0.153(0.99)	0.199(1.30)	-0.193(-0.7)		-0.190(-1.1)	-0.242(-1.30)
CafloR		-0.017(-0.87)	0.062(1.82) *	0.057(1.73) *		-0.882(-0.88)
FinLev		-0.070(-0.81)	-0.26(-1.52)	-0.294(-1.8) *		0.065(0.59)
adj-R ²	-0.001	-0.021	0.118	0.13	0.005	-0.023
F 值	0.969	0.751	2.741	3.925	1.209	0.705

注:() 内为 t 检验值, * 表示在 10%水平上显著。

由表 4 可见,增发数量对 CAR 的影响在首告日回归中为正,在公告日和上市日回归中,为负相关关系,正如前文所言,在三个事件日中,我们认为公告

日是最纯净、最具代表性的基准日,因此我们倾向于接受增发数量与 CAR 存在负相关关系的假设 H_{2a} 。

现金流量增长率在首告日和上市日回归中负相关,但不显著;在公告日回归中与 CAR 正相关,且在 10%的水平上显著,因此我们没有理由拒绝 H_3 ;同时该事件期的 CAR 为负,与信息非对称假说吻合。实证数据表明中国上市公司增发新股并非为了投资获利更大的投资项目,而是为“圈钱”而增发,与此同时,投资者也看穿了公司管理层的企图,以“用脚投票”的方式来回应,导致增发事件的超额报酬显著为负。

资产负债率在上市日回归中对 CAR 的影响为正,不显著;首告日和公告日回归中对 CAR 的影响为负,且在 Regre. 4 中显著度为 10%,因此我们很难接受负债率与 CAR 存在正相关关系的假设 H_4 ,说明中国数据不支持资本结构假说,负债率未成为投资者决策的影响变量。

以上我们对增发数量、现金流量增长率和资产负债率三个变量与 CAR 之间的相关关系进行了检验,实证数据表明我们接受信息非对称假说,拒绝资本结构假说,而对增发数量与 CAR 的负相关关系接受得比较勉强。为了进一步检验增发数量与 CAR 之间的关系,我们将公告日样本按增发数量大小排序,划分为高低两个增发组,通过比较两组的 CAR,来检验是否高增发组的价格下降更大。检验结果见表 5。

表 5 公告日分组 CAR 差异检验表

Variable	市场调整法		市场模型法		均值调整法	
	低发行组	高发行组	低发行组	高发行组	低发行组	高发行组
Mean	-0.0369	-0.0470	-0.0282	-0.0560	-0.0234	-0.0243
Stan. Dev.	0.1132	0.1159	0.1788	0.1540	0.1290	0.1368
df	21	21	20	20	21	21
t 检验值	0.1967		0.5269		0.0212	

如表 5 所示,低发行组的 CAR 确实比高发行组大,但是 t 值较小,就 t 值最大的市场模型法而言,也仅为 0.5269,不能通过显著性检验,因此我们接受价格压力假说, H_2 的尴尬状况并未得到改变。

3. 异常交易量的检定

到目前为止,对我国上市公司增发的研究仅限于对股票异常收益的考察,但它们并不能全面反映增发新股的效应。国际学术界的若干研究都从另一个角度,即交易量的变化来考察公告现象(如 Beaver, 1968),这是因为交易量的变化也是代表市场对信息接受和消化的一个有效指标,因此我们尝试从交易量变化的角度来进一步分析增发。之所以进行异常交易量的检定,还有一个考虑是因为在(-4, -1), CAR 为正,直觉告诉我们有可能存在内幕交易。

我们将正常交易量定义为市场未公布对股票交易量有影响的事件前该股

票的平均交易量。在我们的研究中,正常交易量 V_i 是某一股票在增发事件日之前 82 天至 11 天,即 $(-82, -11)$ 期间的日均交易量。日超额交易量 AV_{it} 是指事件期日交易量与正常期间日均交易量的差值。我们定义标准化日超额交易量 SAV 为 AV_{it} 与正常期 $(-82, -11)$ 交易量的标准差之比。表 6 给出了在公司增发事件期间 $(-3, +6)$ 每一天股票的超额交易量。

表 6 公司增发与股票异常交易量

事件日	首告日		公告日		上市日	
	SAV	t 统计值	SAV	t 统计值	SAV	t 统计值
-3	0.381	1.082	0.612	1.641	0.281	1.291
-2	0.235	0.848	0.926	2.442**	0.469	1.612
-1	0.171	0.995	1.854	3.182***	0.832	2.058**
0	0.763	2.772***	1.265	3.040***	6.953	4.379***
1	0.653	1.721*	2.155	4.308***	1.546	3.891***
2	0.182	0.985	2.016	4.034***	1.101	3.153***
3	0.121	0.604	1.265	4.420***	0.815	1.794*
4	-0.005	-0.025	1.384	2.488***	0.515	2.044**
5	0.198	0.635	1.609	3.099***	0.907	3.106***
6	0.474	1.230	1.849	2.449**	1.684	2.368**

首告日的交易量在零日和第二天出现显著的超额现象,这与我们在上一部分得出的结论一致,即市场对首次公告没有相应预期,并且反映期间较短,仅为 $(0, +1)$ 。但在公告事件日下,尽管我们在 $(-2, +9)$ 没有发现连贯、一致的超额报酬现象,却发现显著、连贯的超额交易量,反映市场对正式公告有一定预期。出现这种现象的原因可能有两个:第一,正式公告之前部分公司还会公布证监会的核准公告,存在一定程度的信息漏出;第二,投资者不够成熟,在公司公布有关信息时,即使股价已经下降到接近真实均衡水平,市场参与者仍然抱着投机心理继续进行大量的股票交易;第三,市场存在一定程度的内幕交易,内幕交易者在公告日前 2 天买入,然后逐渐卖出,赚取差价。针对增发上市日事件^①,我们在 $(-1, +6)$ 区间获得显著并连贯的超额交易量,大大长于上市日股价的反应,其原因可能是投资者的投机性较强所致。

概括而言,我们从交易量变动的角度再次分析了增发事件的影响,发现增发过程中存在内幕交易的可能,并得出与股价异常变化相似的结果,即在事件日前后市场出现了超额交易量。但是我们也发现了与超额收益现象不一致的情况,尤其是超额交易量持续的时间相当长。这一结果说明,增发事件对市场交易量的作用远比它对市场价格的影响更为深远和持久。

四、结 论

本文选取 1999~2001 年的增发公司样本,根据三种期望报酬率的确定方

法对上市公司增发的重要日期逐一进行考察,结果无一例外地显示,增发事件的超额报酬显著为负。

根据证监会对增发政策的规定,我们选取增发数量、现金流量增长率和资产负债率三个变量,考察其与超额报酬的相关关系,研究获得如下三个结论:第一,增发新股数量与超额报酬负相关但不显著,实证结果对价格压力假说的支持不甚有力;第二,现金流量增长与超额报酬正相关,与信息非对称假说相吻合,说明上市公司是在为“圈钱”而增发,而广大投资者又能看穿管理层企图;第三,拒绝负债率与超额报酬之间存在正相关关系的假设。

我们还从市场异常交易量的角度分析了公司增发事件对投资者行为的影响,发现市场存在内幕交易的可能,增发对市场交易量的影响方向与价格的波动方向一致,但它对前者的影响更为持续和显著。

* 本文得到上海财经大学会计学院李增泉博士和上海国家会计学院赵春光博士的大力帮助,在此表示感谢,并感谢2004年公司财务研讨会与会学者所提建议。当然,文责自负。

注释:

①上市日前后股本变化,对超额交易量的检验存在一定偏差,因此我们按照相同的换手率(成交量/股本)对上市日及上市日后的交易量进行了调整,以排除股本稀释的影响。

参考文献:

- [1]Asquith Paul,David W Mullins. Equity issues and offering dilution[J]. Journal of Financial Economics 15, March-April, 1986: 61~89.
- [2]Avner Kalay, Adam Shimrat. Firm value and seasoned equity issues: Price Pressure, Wealth redistribution, or Negative information[J]. Journal of Financial Economics 19, 1987: 109~126.
- [3]Beaver W H. The information content of annual earnings announcements[J]. Journal of Accounting Research(Supplement), 1968: 67~92.
- [4]Boehmer E, Musumeci J, Poulsen A. Event-study methodology under conditions of Event-induced variance[J]. Journal of Financial Economics 30, 1991: 253~272.
- [5]Brown S, Warner J. Measuring security price performance[J]. Journal of Financial Economics 8, 1980: 205~258.
- [6]Brown S, Warner J. Using daily stock returns: The case of event studies[J]. Journal of Financial Economics 14, 1985: 3~31.
- [7]Galais D, R W Masulis. The option pricing model and the risk factor of stock[J]. Journal of Financial Economics 3, January-March, 1976: 53~82.
- [8]Leland Hayne, David Pyle. Information asymmetries, financial structure and financial intermediation[J]. Journal of Finance 32, May, 1977: 371~387.
- [9]Loughran T, J R Ritter. The new issues puzzle[J]. Journal of Finance 50, 1995: 23~52.
- [10]Masulis, Ronald W. The effects of capital structure change on security prices: A study of exchange offer[J]. Journal of Financial Economics 38, January, 1983: 107~126.

- [11]Masulis Ronald W, Ashok N Korwar. Seasoned equity offerings: An empirical study [J]. *Journal of Financial Economics* 15, 1986:91~118.
- [12]Miller M, Rock. Dividend policy under asymmetric information[J]. *Journal of Finance* 40, June, 1985:1031~1051.
- [13]Myers Stewart C, Nicholas S Majluf. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have[J]. *Journal of Financial Economics* 13, June, 1984:187~222.
- [14]费方域. 控制内部人控制[J]. *经济研究*, 1996, (6).
- [15]胡乃武, 阎衍, 张海峰. 增发融资的股价效应与市场前景[J]. *金融研究*, 2002, (5).
- [16]刘力, 王汀汀, 王震. 中国 A 股上市公司增发公告的负价格效应及其二元股权结构解释[J]. *金融研究*, 2003, (8).
- [17]张人骥, 陆懋祖, 耿广琪. 分割市场中的系统风险的长期趋势与传递效应[J]. *数量经济技术经济研究*, 2003, (9).
- [18]张人骥, 王怀芳, 王耀东, 朱海平. 上海证券市场系统风险趋势与波动的实证分析[J]. *金融研究*, 2000, (1).
- [19]证监会. 上市公司向社会公开募集股份暂行办法[Z]. 证监会公告, 2000-04-30.
- [20]证监会. 关于做好上市公司新股发行工作的通知[Z]. 证监会公告, 2001-03-15.
- [21]证监会. 关于上市公司增发新股有关条件的通知[Z]. 证监会公告, 2002-07-24.

Seasoned Equity Offerings and Fluctuation in Stock Market: An Empirical Study based on Policy Regulation

ZHANG Ren-ji¹, LIU Chun-jiang²

(1, *Shanghai National Accounting Institute, Shanghai 201702, China*

2, *School of Accountancy, Shanghai University of
Finance and Economics, Shanghai 200433, China*)

Abstract: For a sample of 42 companies from capital market in year 1999~2001, we make use of event study to test the relationship between SEO and stock price change by three methods. The empirical results show that SEO has a significantly negative effect on stock price. According to SEO policy of CSRC, we select three variables, offering size, cash flow growth and financial leverage, so as to study the relationship between SEO and the abnormal returns. The multivariate regression analysis suggests that the abnormal returns can be explained by cash flow growth.

Key words: seasoned equity offering (SEO); fluctuation in stock market; policy regulation

(责任编辑 喜 雯)