

投资者情绪、承销商定价与 IPO 新股回报率

邵新建 薛 熠 江 萍 赵映雪 郑文才

(对外经济贸易大学国际经贸学院, 北京 100029; 深圳证券交易所综合研究所, 深圳 518028)

摘 要:在中国式 IPO 询价发行体制下,承销商没有新股分配权力,而定价市场化改革赋予了其定价权力。面对投资者的过度乐观情绪,承销商的理性选择是利用情绪抬高发行价格,通过收取与融资金额成正比例的承销费用实现其利益最大化。本文利用强制披露的询价机构网下全部报价数据,实证检验了中国式询价制的运作机理,结果发现:在机构报价形成的股票需求曲线上,承销商实际选择在相对高位定价,发行价格显著高于各类报价均值,而承销商声誉能够在一定程度上抑制这种定价拔高行为;定价拔高越大,IPO 上市首日收益率越低;IPO 上市后的交易价格呈现出显著的下降趋势,定价拔高越大,机构配售新股解禁后的累计异常收益率越低。

关键词:询价制;新股分配权力;新股需求曲线;承销商声誉

JEL 分类号:G12, G14, G24 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-7246(2013)04-0127-15

一、引 言

2009年6月,中国证监会宣布取消对IPO新股发行价格的行政管制,承销商获得了实际的定价权,这是继2005年引入询价制后,中国新股发行体制最为深刻的一次制度变

收稿日期:2012-07-25

作者简介:邵新建,经济学博士,对外经济贸易大学国际经贸学院讲师,Email:shaixinjian2010@126.com.

薛 熠,经济学博士,对外经济贸易大学国际经贸学院副教授。

江 萍,金融学博士,对外经济贸易大学国际经贸学院副教授。

赵映雪,管理学博士,对外经济贸易大学国际经贸学院副教授。

郑文才,法学博士,深圳证券交易所综合研究所助理研究员。

* 本文得到国家自然科学基金项目(71102075,71101031,71101028)、教育部人文社科研究项目(11YJA790059)、国家社会科学基金重点项目(11AZD010)、对外经济贸易大学优秀青年学者培育计划(2012YQ02)、对外经济贸易大学学术创新团队项目和对外经济贸易大学“211工程”三期建设项目的资助。作者感谢深圳证券交易所第一届《证券市场导报》论坛和第九届中小企业融资论坛的邀请,感谢中国证监会刘春旭先生和中信建投证券赵自兵博士的有益点评,感谢三位匿名审稿人的中肯修改意见,当然,文责自负。

迁。然而,当监管者将定价权转交给投资银行后,IPO 市场迅速出现了两个新现象:(1)新股发行价格急剧攀升,发行人超募严重。(2)新股上市首日涨幅显著降低,上市初期频繁“破发”。从经济职能上看,承销商作为联系发行人和投资者的中介,应该通过制定公允的发行价格,保持二者利益的相对平衡。但上述现象似乎意味着掌握定价权的承销商更为偏向发行人的利益:通过拉高发行价格,将原本属于投资者的抑价(under-pricing)利益向发行人转移,发行人获得了远超其预期的融资,而投资者却开始承担新股“破发”的巨大风险。

基于此,本文提出的问题是:中国 IPO 承销商的实际定价决策机制是怎样的?由这种机制产生的发行价格如何影响发行人和投资者的利益?显然,这些问题又和现行的新股发行体制有关。监管层从 2005 年 1 月开始引入了询价制(book-building),但经过改造后的询价制和欧美市场的标准询价制具有极大的差异(详见第二部分),它消除了承销商对新股的分配权力,即新股分配给谁、分配多少主要按照投资者抽签的公平原则确定,而非承销商相机决定。然而主流理论研究认为:承销商的新股分配权是询价制区别于其它发行方式(固定价格制、拍卖制)的最为核心的机制设计,承销商借助分配权可以实现 IPO 有效率的定价,保证发行人、投资者和承销商三者利益的相对均衡。如果剥夺承销商的新股分配权,同时又赋予其新股的定价权,将会出现怎样的定价结果呢?在我们可以检索到的文献范围内,尚未发现对该问题的系统研究^①,而对这个问题的回答非常有助于人们从理论上深刻理解中国询价制的内在运行机理与矛盾,从而可以为深化新股发行体制改革提供一些参考。

本文余下的结构安排为:第二部分基于文献评价了中国式询价制的核心特征对定价的影响;第三部分建立数学模型刻画承销商的定价决策机制,并提出假说;第四部分实证检验了上述理论假说;第五部分为结论与政策建议。

二、中国式询价制的特征及其对定价的影响——基于文献的评价

(一)中国 IPO 发行体制的核心特征

在欧美询价制下,承销商在新股发行过程中介居于核心地位,控制着整个发行过程。在路演阶段,它邀请特定的机构投资者参与报价,然后根据报价建立有关新股估值和需求

^① 刘志远等(2011)研究了 2010 年 10 月之前的询价制第一阶段改革的有效性。此外,近期出现了一批研究中国新股发行“三高”问题的非常有价值的文献,比如曾永艺等(2011)研究了中国创业板高超募问题的产生根源,结果发现“承销商佣金利益假说”并不成立,而《证券法》第 51 条的规定,即公开发行股份应当达到公司股份总数的 25% 或 10% 以上,直接导致创业板公司在 IPO 时发行股票数量过多,这是导致创业板高超募的制度根源;李心丹、俞红海等(2012)的研究认为 2009 年询价制度的改革打破了原有询价机构合谋压低报价的局面,导致了机构的过度竞争,由此产生“三高”问题。李心丹等(2012)利用卖空限制下的异质信念理论研究了新股“三高”问题和新股收益问题,结果发现机构的报价差异性越大,“三高”问题越严重,新股收益率越低;李曜、吴文斌(2012)利用询价数据研究了机构报价和承销商定价之间的互动关系,结果发现:承销商给出的真实初始报价折扣越大,越能吸引机构参与询价,并且该折扣带来的高需求会加剧机构的竞争,从而导致整体报价水平相对于初始报价有一个正回馈。

量的簿记,形成新股需求曲线,在此基础上最终确定发行价格。与其它的IPO发行机制(如拍卖制和固定价格发行制等)相比,欧美询价制的核心特征是承销商拥有对新股的分配权力(Sherman,2000),即新股分配给谁、分配多少都由承销商决定。

与欧美询价制相比,中国式询价制的特殊性至少包括:(1)全部新股的发行分成两部分,面向特定机构(询价对象)的网下发行和面向个体投资者和一般机构的网上发行,网下、网上新股占发行总量的比例一般分别为20%和80%,并在网下确定发行价格。这意味着中国IPO体制总体上应该属于混合发行机制,即网下的特殊询价制加网上的固定价格公开发行体制。(2)承销商需要通过网下面向特定机构的询价确定发行价格,但承销商没有新股分配权力,表现在两方面:一是承销商没有确定询价对象的权力,因为询价对象主要是经过证监会认证的各类机构投资者,而“询价对象可以自主决定是否参与初步询价,询价对象申请参与初步询价的,主承销商无正当理由不得拒绝”;二是当发行价格以上的有效申购总量大于网下配售数量时,应当对发行价格以上的全部有效申购进行同比例配售或抽签,这种公平分配原则显然剥夺了承销商在欧美询价制下的分配权力。

从上述特殊的制度设计可以看出,监管层希望承销商通过向机构询价实现IPO发行价格的市场化,但由于A股IPO上市后交易价格相对发行价格通常大幅上涨^①,形成“超高抑价”现象(Tian,2011),出于公平考虑,监管层并没有将股票分配权力赋予承销商,毕竟拥有了新股配售权就拥有了对IPO抑价利益的分配权。

(二)承销商新股分配权缺失对IPO定价的可能影响

关于承销商的股票分配权力,文献中的主要观点可以概括为两类:

(1)承销商以分配权力激励机构投资者揭示定价信息。Benveniste and Spindt(1989)认为,机构投资者具有对新股的需求信息,这些信息有助于承销商准确为IPO定价,但如果没有足够的经济激励,机构就没有提供真实信息的动力,而承销商可以利用分配权力去激励投资者真实报价,即对于提供有用定价信息的机构给予更多的股票分配,并且主动抑制发行价格,使得新股上市后股价相对发行价有显著的涨幅,机构由此可以获得补偿。在此主题下,Sherman(2000,2002)的一系列研究论证了在机构获取定价信息存在成本的情况下,赋予承销商分配权力可以帮助它与询价机构建立长期关系,有助于减少发行人和投资者面临的不确定性,实现更精确的IPO定价,降低抑价水平,从而维护发行人的利益。在实证研究方面,Aggarwal等(2002)发现了支持分配权力激励信息生产的证据。

(2)承销商利用分配权力向其利益相关者转移IPO抑价收益。这类观点的看法是:发行人和承销商之间存在着委托代理问题,承销商具有分配权力实际就具备了对IPO抑价利益的分配能力,此时它会倾向于将新股及其隐含的收益分配给利益相关者,例如Jenkinson and Jones(2009)针对机构投资者的问卷调查显示:机构普遍认为与主承销商的经纪业务关系是影响其新股获配的最主要因素;Reuter(2006)针对互助基金实际账户数据

^① 于富生、王成方(2012)从政府定价管制的视角研究了国有股权与IPO抑价的关系,结果发现:国有股权比例与IPO抑价正相关;随着政府定价管制程度的提高,国有股权比例与IPO抑价正相关关系显著减弱。

的分析发现:基金向投行支付的经纪佣金越多,其在该投行承销的 IPO 中获得配售的新股数量越大,这种正相关关系在抑价水平为正的 IPO 中更为显著。

在中国式的询价发行体制下,承销商不具备新股配售权力的制度设计在上述两个理论框架下又将如何影响其新股定价行为呢?可做如下的分析:

(1)承销商不具备分配权力,使其无法利用这种权力去激励询价机构提供真实的报价信息,但在当前的 A 股市场上,这也不至于会对发行人的利益产生严重的损害。因为中国 A 股市场个体投资者在 IPO 上市初期对新股具有显著的过度乐观情绪,由其“炒新”行为产生的初期交易价格含有大量的情绪泡沫(韩立岩等,2007;邵新建等,2010)。询价机构的一般“盈利模式”可以概括为:通过一级市场申购获得新股分配,然后在上市后转让给二级市场过度乐观的个体投资者^①,而这会通过影响询价机构的报价对最终定价产生作用。因为在现行的网下发行过程中,只有报价高于最终定价的机构才有可能获得新股配售,这使得网下发行在本质上更接近于“荷兰式拍卖”(dirty Dutch auction):所有价高者以同价得之(Degeorge,2010)。同时,由于网下机构配售新股需要在上市后锁定三个月,因此,机构报价的主要依据是其对上市三月后股价的预期,但众多机构的预期本身是异质的,部分机构的预期相对乐观,部分机构的预期相对悲观,虽然总体上机构的平均预期可能是相对准确的(后文详述),但如果乐观报价对应的需求量超过了网下新股发行量,则在某种内在激励机制下(下文详述),承销商可能会拔高发行价格,即将发行价格定在相对公允的机构平均报价之上。换言之,过度乐观情绪很可能通过询价机构的预期及其报价进入最终的发行价格。

(2)承销商不具备分配权力,将会削弱其代表投资者利益“抑制”发行价格的动机。根据文献中的第二类观点,拥有股票分配权意味着承销商控制了新股抑价利益的分配,这使其有动机代表投资者的利益主动抑制发行价格,而这种抑价动机在过度乐观情绪普遍存在的 A 股市场尤为重要^②。在中国式询价制下,一方面,承销商从发行人那里收取的承销保荐费直接与发行价格及由此决定的融资金额正相关。我们用承销保荐收入对 IPO 实际募集资金做截面回归,样本期限为 2010 年 11 月至 2011 年 6 月,结果发现:IPO 募集资金每增加 1 亿元,投资银行获得的承销保荐收入平均增加 246 万元。因此,从增加承销收入的角度看,投行有强烈的经济动机“做高”发行价格。另一方面,承销商没有分配权,这意味着如果它主动抑制发行价格,减少发行价格中的泡沫,在减少其承销收入的同时,却无法通过分配抑价利益获得补偿;面对这种“游戏规则”,承销商的理性选择是利用情绪抬高发行价格,从增加的承销收入中获得利益。但正如 Derrien(2005)和 Ljungqvist 等

① 邵新建等(2011)发现这种通过“打新”然后快速出手盈利的投资方式是导致中国 IPO 上市首日超高换手率的重要原因;而邵新建、巫和懋(2009)的研究证实询价机构也会在 IPO 上市三个月后将获配新股大量抛售,进而会形成新股解禁后若干交易日内的异常换手率现象。

② 朱红军、钱友文(2010)从租金分配的角度解释了政府定价管制背景下的中国 IPO 高抑价现象。刘焯辉、沈可挺(2011)采用随机前沿方法发现中国 IPO 定价总体上不存在发行价格被压低的现象,政府对二级市场的供给控制构成了 IPO 高溢价非理性解释的制度基础。

(2006)的理论研究所揭示的,如果承销商在定价时过度利用投资者的乐观情绪,由于情绪本身的不稳定性,情绪反转很可能导致新股在上市初期跌破发行价格。在欧美询价制下,承销商在IPO上市初期(如一个月内)需要承担新股的价格稳定义务(Aggrawal, 2000),以防止破发给承销商声誉带来的负面作用,因此,稳定价格的期望成本会制约承销商对情绪的过度利用(Derrien, 2005)。在中国式询价机制下,虽然承销商也有一些诸如利用研究报告托市的行为(潘越等, 2011),但在整个新股承销行业尚未形成价格稳定的惯例。尽管如此,新股破发还是会直接冲击承销商的声誉,对于声誉的考虑在一定程度上可能制约承销商对情绪的利用强度。

三、中国式询价制下的承销商如何为IPO新股定价——理论模型^①

在中国企业的IPO流程中,发行企业的上市保荐人(投资银行)通常就是其主承销商,投行通过对企业股份制改造、上市辅导等一系列保荐过程的实地参与,能够获得对市场投资者更加准确的企业实际经营、管理、财务等方面的一手信息。假设拟上市企业要公开发行1单位的股票,投行需要为这1单位新股定价,根据所获信息,投行判断这个企业的实际价值为 v 。为了分析方便,将模型设为三期:(1)在第1期,市场投资者情绪强度为 $\theta > 0$,承销商对IPO股票进行定价,价格为 p_{issue} 。(2)第2期代表新股上市交易的初期(首日),该期的情绪强度为 $\Theta > 0$,IPO上市初期的交易价格 p_{short} 由其实际价值和情绪强度决定,即 $p_{short} = v + \Theta$;在定价时,承销商并不能确定 Θ 的实现值,但知道 Θ 服从均匀分布^②,且其数学期望仍然为 θ ,即 $\Theta \sim U(0, 2\theta)$ 。(3)第3期代表长期,长期内投资者对新股的过度乐观情绪逐渐消退,IPO股价将回到其实际价值水平,即 $p_{long} = v$ 。

根据第二部分的阐述,在理论上可将中国IPO承销商的损益函数分为两部分。第一部分是承销保荐收入。由于承销收入与IPO最终融资金额呈现线性正相关关系,假设二者之间的比例关系为 $\alpha \in (0, 1)$,以 p_{issue} 出售一单位新股,投资银行获得的收入为 $\alpha \cdot p_{issue}$ 。第二部分是由新股上市初期破发给承销商带来的“声誉成本”。如果定价过高导致新股在上市初期“破发”,则会直接损害投资者和发行人的利益,进而二者对承销商形成压力,虽然这种压力并不一定能够导致承销商即时的金钱亏损,但通过对承销商“无形资产”——声誉的破坏,长期内将会导致其收入的下降。具体而言,包括:(1)“破发”意味着新股获配者的亏损,这一方面会对承销商形成直接的社会压力,尤其是在习惯了“新股不败神话”的A股市场上^③;另一方面,新股破发导致网下询价机构的亏损,尤其是机构获配新股在“解禁”后依然处于破发状态,则机构很可能拒绝参与该投行承销的后续IPO

① 本部分的模型框架建立在Derrien(2005)的承销商价格稳定模型基础上,但结合中国的特殊制度背景赋予了其新的内涵。

② 此处是为了简化计算而设为均匀分布,关键假设在于下期情绪强度的期望值与本期相同。

③ 这种社会压力的最生动的体现就是一旦新股在上市首日破发,各种媒体尤其是网络媒体铺天盖地的批判,甚至对投行的各种谩骂、谴责。

的发行,这将大大提高 IPO 发行失败的风险。(2)承销商提高发行价格,虽然发行企业能够获得相对更高的融资,但是如果定价过高导致 IPO 上市初期就破发,会直接对上市公司形象造成负面影响,而企业上市的目的除了融资外,还包括“广告效应”,对于越来越重视投资者关系管理和市值管理的上市公司来说,初期破发很难被接受。初期破发很可能导致发行企业质疑承销商的定价能力,在后续的再融资等业务方面考虑更换承销商。更为重要的是,如果由于所承销的 IPO 频繁破发,一旦在市场上形成不良的声誉,则其被新的发行人选为主承销商的概率将大大降低。

综上所述,IPO 上市初期的破发将通过投资者和发行人两个渠道给承销商带来负面作用,由此可能对承销商的高定价冲动形成约束,但是这种约束的强度对不同声誉的承销商具有显著的差异:声誉越高,其约束力越强。这是因为高声誉的建立需要长时间的市场积累与(沉没)成本付出,它意味着发行人和投资者的认同以及由此带来的更大的市场份额和发行收入,一旦其承销的 IPO 在上市初期频繁破发,通过上面所阐述的机制,导致其市场声誉被破坏,则意味着建立在其原来高声誉基础上的相对更大的市场份额和承销收入的流失;而对于低声誉的投行来说,其低声誉本身带来的市场份额和承销收入相对较小,声誉的破坏所能带来的业务损失相对有限。因此,相对低声誉的投行,高声誉的投行更加“珍惜”自己在长期内逐步建立的市场声誉,即在模型中可假设投行声誉越高,破发给其带来的损失越大。可将 IPO 上市初期破发给承销商带来的损失称为声誉成本。

声誉成本的绝对值应该和新股破发导致的投资者亏损大小直接正相关。由于承销商已知 $\Theta \sim U(0, 2\theta)$, 因此当 $p_{\text{short}} < p_{\text{issue}}$, 即 $\Theta < p_{\text{issue}} - v$ 时,投资者整体的亏损的期望值

$$E[\text{Loss} | \theta] = \int_0^{p_{\text{issue}}-v} \frac{1}{2\theta} \cdot (p_{\text{issue}} - v - \Theta) d\Theta = \frac{1}{4\theta} (p_{\text{issue}} - v)^2$$

假设声誉成本和投资者亏损值之间为线性正比例关系,该比例为 $\beta > 0$,根据前面的分析, β 主要取决于承销商声誉,因此可将 β 称为“声誉系数”。由此可以将声誉总成本表示为: $\beta \cdot E[\text{Loss} | \theta] = \beta \cdot \frac{1}{4\theta} (p_{\text{issue}} - v)^2$ 。综合来看,承销商可以获得的期望净收益 Π 为承销保荐收入减去破发带来的期望声誉成本,由此可将其定价问题转化为一个以发行价格 p_{issue} 为控制变量的优化问题,即:

$$\text{Max}_{p_{\text{issue}}} \quad \Pi = \alpha \cdot p_{\text{issue}} - \beta \cdot \frac{1}{4\theta} (p_{\text{issue}} - v)^2$$

其一阶条件为 $\frac{\partial \Pi}{\partial p_{\text{issue}}} = \alpha - \frac{\beta}{2\theta} (p_{\text{issue}} - v) = 0$;其二阶条件为 $\frac{\partial^2 \Pi}{\partial p_{\text{issue}}^2} = -\frac{\beta}{2\theta} < 0$ 因此,承销

商的最优定价 $p_{\text{issue}}^* = v + \theta \cdot \frac{2\alpha}{\beta} > v$,即最优定价为 IPO 实际价值 v 加上一个“情绪泡沫”

$\theta \cdot \frac{2\alpha}{\beta}$,其中 $\theta > 0$ 是投资者情绪强度。设 $\Delta = 2\alpha/\beta$,则它体现的是承销商对投资者过度乐观情绪利用的强度,可将其称为定价高估系数。总体上看,获得定价权的承销商会利用过度乐观情绪提高发行价格,从而使得发行价格中包含一定的情绪泡沫。

(1) 承销商定价高估系数与声誉的关系

定价高估系数取决于承销费率(承销保荐收入/融资金额)与声誉系数之比,即在IPO定价过程中,提高一单位发行价格为投行带来的边际承销收入与由此增加的声誉成本之间的比例关系,因此可知 $\frac{\partial \Delta}{\partial \beta} = -\frac{2\alpha}{\beta^2} < 0$ 和 $\frac{\partial \Delta}{\partial \alpha} = \frac{2}{\beta} > 0$ 。

(2) IPO 初始收益率与定价高估系数的关系

初始收益率 $R_{short} = \frac{p_{short}}{p_{issue}} - 1 = \frac{v + \Theta}{v + \Delta \cdot \theta} - 1$, 由于 Θ 的期望值 $E(\Theta | \theta) = \theta$, IPO 初始收益率的期望值 $E(R_{short} | \theta) = \frac{v + \theta}{v + \Delta \cdot \theta} - 1$, 进而有 $\frac{\partial E(R_{short} | \theta)}{\partial \Delta} = -\frac{\theta \cdot (v + \theta)}{(v + \Delta \cdot \theta)^2} < 0$, 即承销商对情绪的利用强度越大, 期望的初始收益率越低。进一步, 当 $\Delta = \frac{2\alpha}{\beta} > 1$ 时, $E(R_{short} | \theta) < 0$, 即只有当承销商对情绪的利用达到一定程度时, 才会出现首日破发。

(3) IPO 长期收益率与定价高估系数的关系

以 R_{long} 表示新股认购投资者的长期收益率, 由于长期内过度乐观情绪的消退, 股价回归到其实际价值, 即 $p_{long} = v$, 因此 $R_{long} = \frac{p_{long}}{p_{issue}} - 1 = \frac{v}{v + \Delta \cdot \theta} - 1$, 而长期收益率的期望值 $E(R_{long} | \theta) = \frac{v}{v + \Delta \cdot \theta} - 1$, 易知 $\frac{\partial E(R_{long} | \theta)}{\partial \Delta} = -\frac{\theta \cdot v}{(v + \Delta \cdot \theta)^2} < 0$, 即承销商对情绪的利用强度越大, 长期收益率越低。根据上面的公式推导可提出:

假说 1. 获得 IPO 定价权的承销商将主动利用投资者的过度乐观情绪, 提高发行价格, 使得发行价格相对企业公允价值产生显著的正向偏离。

推论 1. 承销商在 IPO 定价过程中对情绪的利用强度将对 IPO 首日抑价水平产生显著的负向作用: 利用强度越大, 首日抑价水平越低。

推论 2. 承销商定价对情绪的利用强度将对 IPO 长期收益率产生显著的负向作用: 利用强度越高, 以发行价格作为计算基础得到的长期收益率越低; 在长期内, 以发行价格为计算基础得出的后市收益率总体上将呈现出显著的下降趋势。

假说 2. 承销商声誉能够制约其在 IPO 定价过程中对情绪的利用强度, 即声誉越高, 定价对公允价值的正向偏离越低; 承销保荐费率越高, 定价对公允价值的偏离越大。

四、对于理论假说的检验: 基于网下询价机构报价的实证

(一) 基于机构报价均值的检验方法设计

要检验上述假说, 首先直接面对的问题是如何测度 IPO 新股的公允价值。新股在上市首日将立即产生交易价格, 但诸多研究已经证实中国 IPO 上市首日的交易价格显著受到个体投资者过度乐观情绪的影响, 含有大量的投机泡沫成份(韩立岩、伍燕然, 2007; 邵

新建、巫和懋等,2011),因此不宜用其代表新股公允价值。相对于个体投资者,机构投资者拥有更为系统、科学的估值系统,总体上其对新股的平均报价应该更接近公允价值,这正是监管层要求承销商根据网下机构报价确定价格的理论基础。由于网下机构获配新股要在上市三个月后才被允许抛售,可以推测机构报价的主要依据是其对上市三月后的交易价格预期。询价机构的预期显然不可能是完全相同的,它们之间也应该存在异质信念,部分机构会高估上市三个月后的价格,部分机构会低估该价格,但其“平均”的报价应该接近于“理性预期”。

从 2010 年 11 月开始,主承销商开始在《网下配售结果公告》等文件中披露机构报价详情。我们首先通过 wind 数据库下载《网下配售结果公告》文件,然后手动整理报价信息,最后共得到 199 个 IPO 样本,招股日期介于 2010 年 11 月 2 日至 2011 年 5 月 27 日。这为本文的实证研究提供了数据基础。

从网下询价对象的角度出发,将上市三月限售条款到期后的股价作为新股价值的(定价之“事后”)标准之一具有合理性。如果机构报价均值指标也可以作为(定价之“事前”)价值标准,则能够推测机构报价均值指标在统计上接近于解禁后股价,即事前价值标准和事后价值标准在统计上无差异。下面首先给出机构报价“均值”的五个测度指标,根据统计方法的不同,它可以分为三个小类:第一,对于任意一个 IPO,将全部配售对象的每一个报价都纳入统计样本,由于很多不同的机构报出来的价格是一样的,由此获得的报价样本内具有很多重复的报价值。将样本内所有报价按照从低到高的顺序排序,然后统计每一个报价对应的申购量,以申购量作为权重,获得加权平均价格 bid^{ave_wt} 。第二,对于上述从低到高排列的全部报价样本,计算样本的算术平均值(bid^{ave})和中位数(bid^{med})。第三,对于任意一个 IPO,由于很多不同机构的报价是相同的,由此可将相同报价剔除,在报价样本中仅包括所有出现过的不同报价,然后计算这个“非重复报价样本”的均值(bid^{ave1})和中位数 bid^{med1} 。

为了验证报价均值指标和解禁后股价的关系,我们用上述五个指标分别除以解禁后的股价 p^{trade} ,然后分别考察这五个比率指标的均值、中位数与数值 1 是否具有统计差异,均值差异的检验方法为 T 检验,中位数差异的检验方法为 Wilcoxon 秩检验。在具体计算比率指标时, p^{trade} 可以选择第 65、70、75 等交易日的收盘价。由于结果没有根本的差异,表 1 仅列出五个报价均值与第 65 个交易日收盘价的比率统计检验结果。

表 1 定价高估指标的均值、中位数及其统计量

	bid^{ave_wt}/p^{trade}	bid^{ave}/p^{trade}	bid^{med}/p^{trade}	bid^{ave1}/p^{trade}	bid^{med1}/p^{trade}
均值	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99
T 统计量	-0.82	-0.84	-0.55	-0.69	-0.44
中位数	1.00	1.01	1.00	1.00	1.00
Wilcoxon 统计量	0.58	0.55	0.26	0.36	0.15

注:***、**、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上异于 1;下表皆同。

从比率指标的均值来看,五个指标的样本均值都是0.99,非常接近于1,更重要是,T检验结果都无法拒绝均值与1无差异的原假设;从比率指标的中位数来看,四个指标的中位数是1,并且Wilcoxon秩检验都无法拒绝比率中位数与1相等的原假设,因此,五个报价“均值”在统计上接近于上市三个月后股价,以报价均值指标作为新股的“事前”价值具有一定的合理性,至少它相对含有显著泡沫成分的首日交易价格更接近新股实际价值。

(二) 承销商定价偏离了机构报价的公允价值吗——对假说1的检验

1. 发行价格显著高于报价均值吗

此处使用发行价格除以上述五个报价均值指标,获得五类比值序列样本。在网下新股供不应求的背景下,假设承销商总体上是依据机构报价的均值或中位数进行定价,而没有利用其定价权力刻意拔高发行价格,则上述五个比值序列的均值(中位数)在统计上应该与1没有差异;反之,如果比值的均值(中位数)显著大于1,则可以判断承销商在利用定价权力拔高发行价格。从表2可以看出,指标均值反映出来的平均定价高估程度介于4.4%至5.0%之间,而指标中位数反映出来的平均定价高估程度介于2.5%至4.0%之间,并且指标均值、中位数与1差异的T检验和Wilcoxon秩检验都证实上述指标在1%的水平上显著大于1。这意味着如果以机构网下报价形成的各类均值、中位数作为标准,则承销商确实在报价的基础上拔高了发行价格,使得发行价格相对报价均值产生了显著的正向偏离。

表2 定价高估指标的均值、中位数及其统计量

	p^{issue}/bid^{case_wt}	p^{issue}/bid^{case}	p^{issue}/bid^{med}	p^{issue}/bid^{case1}	p^{issue}/bid^{med1}
均值	1.0490 ***	1.0471 ***	1.0452 ***	1.0479 ***	1.0444 ***
T 统计量	11.7916	12.4863	11.0946	11.4413	10.0797
中位数	1.0343 ***	1.0352 ***	1.0256 ***	1.0392 ***	1.0357 ***
Wilcoxon 统计量	10.5206	10.6728	9.8707	9.6755	8.9216

2. 承销商会选择在新股需求曲线上的相对高位定价吗

面对网下超额认购需求,如果承销商根据机构报价均值进行公允定价,则其在需求曲线上选择的发行价格应该是一个“中间价格”。按照这个思路,可将所有机构的全部N个报价按照由低到高的顺序排列,然后将小于等于发行价格的报价个数除以报价总个数N获得指标 N^{down}/N 。由于报价样本总体上服从对称的正态分布^①,以均值为中心,高报价和低报价的比例较为接近,如果承销商根据报价进行公允定价,则理论上该数值应该接近于0.5;反之如果该指标显著大于0.5,则可以推断承销商在高估发行价格。从表3可以看到指标的均值为0.6204,高于0.5,并且T检验证实其与0.5之间的差值在1%的水平上具有显著性;该指标的中位数也达到了0.59,且Wilcoxon秩检验显示其与0.5之间的

① 限于篇幅,此处略去了对于报价正态性分布的统计检验过程。

差值在 1% 的水平上具有显著性。因此,从该价格定位指标来看,承销商在面对新股需求曲线进行定价时,总体上确实选择了在曲线的相对高位进行定价。总体来看,实证结果支持假说 1。

表 3 发行价格定位指标的均值与中位数

	均值	T 统计量	中位数	Wilcoxon 统计量	最大值	最小值
N_{down}^{down}/N	0.6204 ***	13.0703	0.5900 ***	10.6007	1.0000	0.1700

(三)承销商的定价拔高行为能够影响 IPO 上市首日收益率吗——对推论 1 的检验

此处使用截面回归方法进行检验,被解释变量为首日收益率(IR),其定义为 IPO 上市首日收盘价相对于发行价格的涨幅;核心的解释变量为上述六个定价高估指标(Over-price),如果这些指标的回归系数显著为负,则可以认为推论 2 获得实证支持。此外,在回归中还需要控制其它可能影响首日收益率的变量,包括:(1)前次 IPO 平均首日涨幅 IR_{_before}。以本 IPO 上市日前最近的一个有 IPO 上市的交易日内所有 IPO 首日涨幅的平均值表示,该指标可以用来表示投资者在事前对本 IPO 首日涨幅的适应性预期值。(2)上市时的市场氛围 Mkt_ret。以上市前两周内的市场指数收益率来表示,如果是在上交所上市,则用上证综指计算,如果是在深交所上市,则以深圳成份指数计算。(3)网下新股需求弹性 Elast。此处使用对数回归的方式获得每个 IPO 新股需求弹性的绝对值,回归方程为: $\log(Q_i) = \alpha + \beta \cdot \log(P_i)$ 。其中, P_i 代表在该 IPO 的网下机构报价中,由低到高出现的第 i 个非重复报价, Q_i 表示大于等于 P_i 的所有报价对应的累计新股申购量之和。(4)网下新股需求量 Demand。此处使用的是网下申报需求量之和除以网下发行数量所获得的标准化需求量。(5)发行企业的规模 Size 和上市所属板块。其中以发行募集资金总量代表 Size;由于 A 股市场更有三个板块,分别为主板、创业板和以高新技术企业为主的创业板,因此以中小企业板作为对比标准,设立两个虚拟变量:创业板虚拟变量 List_sec1 和主板虚拟变量 List_sec2,如果 IPO 在相应的板块上市则取值为 1,否则为 0。

回归结果列示在表 4。在控制了其它变量的条件下,六个定价高估指标在回归中的符号都为负数,并且都在 1% 的水平上具有统计显著性,这与推论 1 的预测一致。实际上,在 199 个 IPO 样本中,占 30.41% 比例的 IPO 上市首日收益率小于零,我们使用 Logit 回归和 Probit 回归研究了是否破发与承销商定价高估指标的关系后发现:定价拔高程度越大,首日破发的概率越高。总体来看实证结果支持推论 1。

表 4 IPO 上市首日回报率与承销商定价高估指标

自变量	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5	回归 6
常数项	1.6496 *** [5.1539]	1.5716 *** [4.2731]	1.3264 *** [3.7204]	1.3029 *** [4.0207]	0.9316 *** [2.9447]	0.5677 *** [3.9992]
定价高估 指标 1	-1.2686 *** [-4.3735]					
定价高估 指标 2		-1.1725 *** [-3.5297]				

续表

自变量	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5	回归 6
定价高估 指标 3			-0.9223 *** [-2.9324]			
定价高估 指标 4				-0.9265 *** [-3.1856]		
定价高估 指标 5					-0.5679 ** [-2.0232]	
定价高估 指标 6						-0.3598 *** [-2.7283]
前次 IPO 平均涨幅	0.4410 *** [6.4159]	0.4311 *** [6.1510]	0.4280 *** [6.0321]	0.4499 *** [6.3905]	0.4486 *** [6.2638]	0.4316 *** [6.0687]
市场涨幅	0.9445 ** [2.5595]	0.9263 ** [2.4468]	1.0700 *** [2.8349]	0.8595 ** [2.2182]	0.9776 ** [2.4834]	1.0059 *** [2.6317]
网下需求 弹性	-0.0060 [-0.5828]	-0.0112 [-1.0630]	-0.0066 [-0.6266]	-0.0179 [-1.6205]	-0.0121 [-1.1029]	-0.0061 [-0.5743]
网下需求 量(对数)	0.0540 *** [2.9034]	0.0587 *** [3.1069]	0.0521 *** [2.7067]	0.0692 *** [3.5830]	0.0632 *** [3.2478]	0.0580 *** [3.0243]
融资金 额(对数)	-0.1619 *** [-5.7011]	-0.1679 *** [-5.8257]	-0.1780 *** [-6.1688]	-0.1671 *** [-5.7414]	-0.1749 *** [-5.9460]	-0.1814 *** [-6.2741]
创业板上市	-0.1414 *** [-4.3238]	-0.1374 *** [-4.0734]	-0.1294 *** [-3.8087]	-0.1205 *** [-3.6887]	-0.1151 *** [-3.4040]	-0.1256 *** [-3.7059]
主板上市	0.1821 *** [3.5151]	0.1683 *** [3.2058]	0.1853 *** [3.4312]	0.1542 *** [2.9300]	0.1536 *** [2.8684]	0.1766 *** [3.2865]
调整 R 平方	0.4859	0.4673	0.4559	0.4605	0.4420	0.4524

注：方括号中的 T 统计量是根据 White 异方差一致性标准差计算，下表皆同。

(四)承销商的定价拔高行为怎样影响询价机构的新股收益率——对推论 2 的检验

我们先计算 IPO 的后市收益率,所采用的样本为 2010 年 11 月后上市的 IPO,此处定义的后市收益率期限延伸至上市后第 80 个交易日(约上市后 4 个月),而询价机构获配新股在上市后 3 个月可以入市交易,由此可以对网下配售对象的实际收益率进行计算。为了直观检验定价高估程度与后市收益率的关系,我们将 199 个 IPO 样本根据前述定价高估指标三等分为 Low、Mid 和 High 三组,分别考察期其后市收益率变动趋势及其之间的差别。最后可以使用截面回归在控制其它变量的条件下严格检验后市收益率与定价高估指标的关系。

1. IPO 后市收益率变动趋势与询价机构的新股申购收益率

我们选择累计异常收益率法(Cumulative Abnormal Return,简称 CAR)估计 IPO 后市收益率,并且使用市场指数收益率代表正常收益率,以新股发行价格作为累计运算的起点,可以根据 T 统计量判断 CAR 的显著性。在计算全部样本的 CAR 的同时,我们根据承销商定价高估指标三等分样本,限于篇幅,此处仅以 q^{down}/q 三等分为例进行阐述。从表 5 可以看到无论是整体样本还是三个等分样本,其后市 CAR 都呈现出明显的下降趋势,并

且三组 IPO 的后市收益率差异也非常显著:低定价组(Low)的收益率要高于中等定价组(Mid),中等定价组的收益率又大于高定价组(High)。

表 5 IPO 后市累计异常收益率及其统计量

交易日	CAR - Total	T 统计 - Total	CAR - Low	T 统计 - Low	CAR - Middle	T 统计量 - Mid	CAR - High	T 统计量 - High	Low - High	T 统计量
1	0.18 ***	7.90	0.30 ***	5.76	0.15 ***	6.27	0.07 ***	2.90	0.23 ***	-3.94
10	0.12 ***	6.61	0.20 ***	5.14	0.13 ***	4.37	0.04 *	1.81	0.16 ***	-3.44
20	0.11 ***	5.49	0.18 ***	4.24	0.11 ***	3.43	0.04 *	1.72	0.14 ***	-2.86
30	0.09 ***	4.26	0.17 ***	3.57	0.09 ***	2.96	0.01	0.43	0.16 ***	-3.01
40	0.08 ***	3.95	0.14 ***	3.23	0.09 ***	2.74	0.01	0.35	0.13 **	-2.47
50	0.07 ***	3.34	0.14 ***	3.13	0.09 ***	2.44	-0.02	-0.74	0.16 ***	-2.88
60	0.05 **	2.09	0.12 ***	2.39	0.06	1.61	-0.04 *	-1.70	0.16 ***	-2.65
70	0.03	1.01	0.08 *	1.67	0.06	1.46	-0.09 ***	-3.59	0.16 ***	-2.75
80	0.01	0.39	0.07	1.33	0.03	0.74	-0.12 ***	-3.75	0.19 **	-2.56

2. IPO 后市收益率与承销商定价拔高行为的关系——基于截面回归的检验

此部分将使用截面回归方法在控制其它变量的条件下,严格检验承销商定价高估行为与 IPO 后市收益率之间的关系。被解释变量为解禁后的 CAR,此处选择的是以发行价格为计算基础,一直累积到上市后第 65 个交易日的 CAR(1,65)^①,核心的解释变量是承销商定价高估指标 Over_price,由于有六个高估指标,因此我们设置了六个回归分别进行检验。从表 6 可以看到有五个回归中的定价高估指标具有统计显著性,仅在回归 5 中定价高估指标不具有显著性,并且所有回归系数的符号都是负数。综合来看,实证结果基本支持推论 2。

表 6 IPO 后市收益率与承销商定价高估指标的关系检验

自变量	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5	回归 6
常数项	1.5850 *** [3.1268]	1.8935 *** [3.2302]	1.6979 *** [3.1372]	1.2308 ** [2.4397]	0.7851 *** [1.6419]	0.5924 *** [2.8741]
定价高估 指标 1	-1.2950 *** [-2.7028]					
定价高估 指标 2		-1.5648 *** [-2.8488]				
定价高估 指标 3			-1.3349 *** [-2.7309]			

① 将 CAR(1,60)、CAR(1,70)、CAR(1,80)等作为被解释变量所得到的结果基本相同,限于篇幅,此处没有将其列出。

续表

自变量	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5	回归 6
定价高估 指标 4				-0.9309 * [-1.9729]		
定价高估 指标 5					-0.4814 [-1.0964]	
定价高估 指标 6						-0.5082 *** [-2.6992]
网下需求 弹性	-0.0018 [-0.1046]	0.0037 [0.2126]	-0.0020 [-0.1168]	0.0105 [0.5847]	0.0057 [0.3182]	-0.0001 [-0.0060]
网下需求量 (对数)	0.0509 ** [1.8686]	0.0554 ** [2.0359]	0.0436 [1.5942]	0.0651 ** [2.2764]	0.0559 [1.9698]	0.0509 * [1.8681]
融资金额 (对数)	-0.1528 *** [-3.3565]	-0.1599 *** [-3.5581]	-0.1775 *** [-3.9625]	-0.1608 *** [-3.4969]	-0.1688 *** [-3.6461]	-0.1726 *** [-3.8514]
创业板上市	-0.1620 *** [-3.3593]	-0.1705 *** [-3.4996]	-0.1678 *** [-3.4434]	-0.1432 *** [-2.9902]	-0.1406 *** [-2.8684]	-0.1663 *** [-3.4183]
主板上市	0.0664 [0.8032]	0.0629 [0.7628]	0.0925 [1.1101]	0.0612 [0.7291]	0.0664 [0.7817]	0.0823 [0.9912]
调整 R 平方	0.2089	0.2144	0.2100	0.1852	0.1655	0.2088

(五) 承销商声誉可以抑制其拔高发行价格的冲动吗——对于假说 2 的检验

为了保证结果的稳健性,我们将上一小节全部六个定价高估指标作为被解释变量 *Over_Price*,核心解释变量之一为承销商声誉 *IB_Repu*。根据金晓斌等(2006)、郭泓、赵震宇(2006),我们可以使用承销商的市场份额代表其声誉。具体计算方法为:首先,针对每一个 IPO,我们确定其网下发行开始日期,即承销商开始定价日期;然后,确定从 2006 年 1 月(询价制正式实施日期)到网下发行开始日期所属自然月份前一个月份的月末那一天,计算在此区间内该 IPO 主承销商所承销的所有 IPO 融资金额之和占该区间内全部 IPO 融资金额比例、其承销的 IPO 数量占该时段内全部 IPO 数量比例、其承销保荐收入占该时段内全部 IPO 承销保荐收入的比例,然后以这三个比例的算术平均值作为承销商声誉的代表。为了检验承销费率和定价拔高程度的关系,我们设置了一个承销保荐费率指标 *IB_Fee*,即承销保荐收入与 IPO 融资金额的比例。从表 7 可以看出,承销商声誉在六个回归中的系数皆为负数,并且都至少在 5% 的水平上具有统计显著性。承销费率的符号都为正,这与模型的预测一致,但是它在六个回归中都不具有统计显著性。总体来看,在控制了各方面的因素后,承销商声誉确实能够抑制承销商的定价拔高行为,这支持假说 2。

表 7 对于定价高估指标的截面回归

自变量 因变量	$\frac{p^{issue}}{bid^{issue_wt}}$	$\frac{p^{issue}}{bid^{issue}}$	$\frac{p^{issue}}{bid^{med}}$	$\frac{p^{issue}}{bid^{issue1}}$	$\frac{p^{issue}}{bid^{med1}}$	$\frac{N^{down}}{N}$
常数项	1.0384 *** [27.7354]	1.0524 *** [30.9122]	1.0749 *** [30.4733]	1.0419 *** [26.9838]	1.0381 *** [25.5597]	0.6602 *** [7.2007]
承销商 声誉	-0.5081 *** [-3.7132]	-0.4420 *** [-3.6264]	-0.4884 *** [-3.9657]	-0.2999 ** [-2.2278]	-0.4044 *** [-2.8930]	-0.8592 ** [-2.4103]
承销收入/ 发行收入	0.3176 [1.4244]	0.3342 [1.6183]	0.2650 [1.1822]	0.2058 [0.8137]	0.2939 [1.0284]	0.3972 [0.8849]
市场涨幅	0.1379 * [1.8068]	0.1624 ** [2.4126]	0.1576 ** [2.1387]	0.2304 *** [2.8442]	0.2194 *** [2.6462]	0.4041 *** [2.7170]
网下新股 需求弹性	0.0018 [-0.6673]	-0.0022 [0.8874]	0.0020 [-0.8293]	-0.0100 *** [3.3533]	-0.0067 ** [2.3091]	0.0058 [-0.9086]
网下需求 (对数)	-0.0087 * [-1.7177]	-0.0056 [1.2064]	-0.0132 *** [-2.7735]	0.0078 [1.6068]	0.0040 [0.7895]	-0.0154 [-1.1436]
融资金额 (对数)	0.0209 ** [2.3125]	0.0170 * [1.9530]	0.0092 [1.0152]	0.0193 * [1.8823]	0.0185 * [1.7714]	0.0097 [0.5232]
创业板上市	-0.0390 *** [-5.6436]	-0.0380 *** [-5.9395]	-0.0365 *** [-5.3088]	-0.0302 *** [-4.0146]	-0.0376 *** [-4.5659]	-0.0862 *** [-5.5789]
主板上市	0.0354 ** [2.3337]	0.0290 * [1.9668]	0.0493 *** [3.1285]	0.0214 [1.2655]	0.0228 [1.2805]	0.0944 ** [2.5776]
调整 R 平方	0.3160	0.2935	0.3150	0.2316	0.2148	0.2437

五、结 论

本文的研究发现:由于 IPO 承销商没有新股配售权,面对过度乐观情绪及新股“供不应求”的局面,获得定价权的承销商倾向于选择利用情绪抬高发行价格,通过增加与融资金额成正比例关系的承销保荐费用“分得一杯羹”。由此制定的发行价格中包含部分情绪泡沫。由于二级市场投资者情绪的不稳定性,发行价格中所包含的情绪泡沫越大,IPO 在上市初期跌破发行价格的概率越高,而新股频繁破发会通过破坏承销商长期积累的市场声誉损害其经济利益,因此承销商声誉越高,越会限制其利用情绪的冲动,实行更为保守的定价策略。

参 考 文 献

- [1] 韩立岩、伍燕然,2007,《投资者情绪与 IPO 之谜——抑价或者溢价》,《管理世界》第 3 期 51~61 页。

- [2] 李心丹、李冬昕、俞红海、朱伟骅,《询价机构报价的“高低杠”现象与IPO定价机制研究》,2012年第九届中国金融学年会入选论文。
- [3] 李心丹、俞红海、耿子扬、李冬昕,《中国股票市场询价制度与财富分配效应——兼论询价制度改革的有效性》,2012年第九届中国金融学年会入选论文。
- [4] 李曜、吴文斌,《中国IPO询价制度下承销商和询价机构行为的实证研究》,2012年第九届中国金融学年会入选论文。
- [5] 刘煜辉、沈可挺,2011,《是一级市场抑价,还是二级市场溢价》,《金融研究》第11期183~196页。
- [6] 刘志远、郑凯、何亚南,2011,《询价制度第一阶段改革有效吗》,《金融研究》第4期158~173页。
- [7] 潘越、戴亦一、刘思超,2011年,《我国承销商利用分析师报告托市了吗?》,《经济研究》第3期131~144页。
- [8] 邵新建、巫和懋,2009,《中国IPO中的机构投资者配售、锁定制度研究》,《管理世界》第10期28~41页。
- [9] 邵新建、巫和懋、李泽广、唐丹,2011,《中国IPO上市首日的超高换手率之谜》,《金融研究》第9期122~137页。
- [10] 于富生、王成方,2012,《国有股权与IPO抑价——政府定价管制视角》,《金融研究》第9期155~167页。
- [11] 曾永艺、吴世农、吴冉劫,2011,《我国创业板高超募之谜:利益驱使或制度使然》,《中国工业经济》第9期140~150页。
- [12] 朱红军、钱友文,2010,《中国IPO高抑价之谜:“定价效率观”还是“租金分配观”》,《管理世界》第6期28~40页。
- [13] Malcolm Baker and Jeffrey Wurgler, 2007. “Investor Sentiment in the Stock Market”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 21, pp. 129~152.
- [14] Degeorge Francois, Francois Derrien and Kent L. Womack, 2010, Auctioned IPOs: the US Evidence, *Journal of Financial Economics*, vol. 98, pp. 177~194.
- [15] Derrien Francois, 2005, IPO Pricing in Hot Market Conditions: Who Leaves Money on the Table?, *Journal of Finance*, Vol. 60, pp. 487~521.
- [16] Jenkinson Tim and Howard Jones, 2009, IPO Pricing and Allocation: A Survey of the Views of Institutional Investors, *Review of Financial Studies*, vol. 22, pp. 1477~1504.
- [17] Tian Lihui, 2011, Regulatory Underpricing: Determinants of Chinese Extreme IPO Returns, *Journal of Empirical Finance*, Vol. 18, pp. 78~90.

Abstract: Under the book – building process in China, IPO underwriter has no discretion over new issue shares. When the underwriter is endowed with the pricing power after the market – oriented reform for IPO, it intends to make use of the over – optimistic sentiment to enhance offering price, which is positively related with his underwriting income. This paper uses the institutional bidding data in detail during pricing period to study the Chinese book – building mechanism empirically. We find that IPO underwriter has chosen to price at the relatively high position in the demand curves for new issue shares, in other words, the offer price is significantly higher than various average statistics of institutional bids. However, underwriter reputation can restrain its impulse to inflate IPO offering price. In addition, the more offer price is inflated; the lower is the initial return on the first listing day. The trading price will decrease dramatically relative to market index after the first trading day, and the more issue price is inflated, the lower cumulative abnormal return for the regular institutional investors after the expiration of lockup on their allocated shares.

Keywords: Book – building, Discretion on allocations, Demand curves for IPO shares, Underwriter reputation

(责任编辑:林梦瑶)(校对:ZL)