



No. C2009008

2009-09

中国 IPO 中的机构投资者配售、锁定制度研究

巫和懋 邵新建¹

2009年9月17日

¹ 巫和懋，北京大学国家发展研究院教授。邵新建，南开大学经济学院金融学系。作者通讯地址：北京大学中国经济研究中心，邮编 100871. 邮箱：hmwu@ccer.pku.edu.cn.

摘要：国外研究认为在 IPO 的询价发行机制下，机构投资者具有信息生产和价格发现的功能，首日抑价程度可由此被降低，且机构的持股有利于稳定 IPO 股票的后市运行。但本文通过事件研究发现：当锁定到期时，机构投资者的短期交易行为活跃；当法人配售 IPO 股份数量较大时，市场在上市初期和锁定到期时都会对解禁事件做出持续缓慢的负向反应。这意味着法人配售对 IPO 股票的后市运行没有起到良好的稳定作用。在承销商缺乏 IPO 股票分配权力且发行价格实际受到核准控制的背景下，机构投资者的价格发现功能受到限制，截面回归进一步证实中国 IPO 股票的需求曲线是向下方倾斜的，而锁定制度限制了上市初期可交易资产的数量，这将导致更高的上市初期交易价格。统计分析表明法人配售、锁定制度不能有效降低过高的首日抑价。

关键词：机构投资者 法人配售制度 锁定到期 首日抑价

On the IPO Institutional Allocations and Lockup in China

Abstract: The literature concludes that institutional investors can perform the function of information production and price discovery in the process of IPO book-building, which can reduce the degree of IPO initial under-pricing. In addition, the institutional allocations can stabilize the after-market performance of IPOs. However, By event study, we find that the institutional investors usually flip the allocated shares actively when the lockup expires. As the amount of allocation is large enough, the price of IPO shares responds to the lockup expiration by slow and persistent decline before and after the lockup expiration. These results imply that institutional allocations can not stabilize the after-market performance of IPOs effectively. As the discretion of underwriter is constrained and the issuing price is still regulated by the government, the price discovery function is also limited to some extent. In the framework of down-sloping demand curves for stocks which has been verified by the cross-sections regression, the lockup reduces the asset float in the initial listing period, which results in a higher trading price. The statistical analysis demonstrates that the institutional allocations and lockup can not reduce the initial under-pricing significantly.

Key Words:

Institutional Investors Institutional Allocations Lockup Expiration Initial Under-pricing

一、引言

所谓的“首次公开发行 (IPO) 抑价”是指 IPO 股票在上市前由承销商制定的发行价格大大低于其上市后由公开交易产生的市场价格的现象。它被视为是与效率市场假说相悖的“异象”之一，得到了研究者的广泛关注，文献中已有的相关理论主要包括：信息不对称框架下的动态信息获得理论(Benveniste and Spindt,1989)，信号理论(Allen and Faulhaber,1989)，“赢者诅咒”假说(Rock,1986)，以及非有效市场框架下的情绪交易者理论(Ljungqvist et al,2006;Cornelli et al,2006;Derrien,2005;)等¹。但 IPO 抑价现象并没有得到完全令人信服的解释，目前相关文献还在继续研究之中。

不管产生的具体原因是什么，IPO 抑价作为一种稳定的现象一直存在各国金融市场中²，即使是在发达的美国金融市场，其 1980 年至 2001 年平均首日抑价率也达到 18.8%(Ritter and Welch, 2002)。IPO 股票交易价格高于其发行价格，二者之间的价格差距构成 IPO 认购成功者的收入，即所谓的“扔在桌面上的钱”(the money left on the table)(Loughran and Ritter, 2002)。由此自然引出的一个问题是：应该如何分配这笔价差收入呢？这又与 IPO 的具体发行机制有关，常见的发行机制包括拍卖制、询价制(book-building)和固定价格发行机制等，目前在全球主要股票市场占据主导地位的是询价制(Ljungqvist et al,2003)。在此机制下的 IPO 承销商具有新股的相机分配权利(discretion)，承销商一般偏好把 IPO 新股的主要部分分配给机构投资者，尤其是与其有其它业务联系(如其证券经纪、投资咨询)的机构投资者。这种利益分配方式在理论上的依据是：在信息不对称的金融市场上，通过询价过程，机构投资者可以向承销商提供其对新股的价值评估以及真实的市场需求信息，即机构投资者相对于个体投资者具有更好的信息生产和价格发现(price discovery)作用，它更有助于承销商实现合理的 IPO 定价，而其所分配到的抑价新股是对其发挥信息功能的补偿和激励(Benveniste and Spindt,1989)。Ljungqvist et al.(2002)对全球主要 IPO 市场的实证研究表明，在询价制下赋予承销商对 IPO 股份的分配权力时，分配政策确实会更加有利于机构投资者，但这可以激励机构投资者增加信息生产，发挥价格发现的功能，最终有利于增加发行公司的 IPO 发行收入，并且首日抑价程度与机构投资者分配比例呈现负相关关系，说明更多的机构投资者参与能够有效降低公司的融资成本。Aggrawal(2002)的实证研究也支持询价制的信息生产功能。另一方面，机构投资者更有可能遵循价值投资理念，短期抛售行为(flipping activity)相对较少，这有利于 IPO 股票上市后价格的稳定，有利于发行人以较高的价格向市场情绪交易者发行新股，从而降低公司的资本成本(Ljungqvist et al,2006)。但 Aggrawal(2003)的研究发现，机构投资者对所认购新股的短期抛售行为要强于个体投资者。

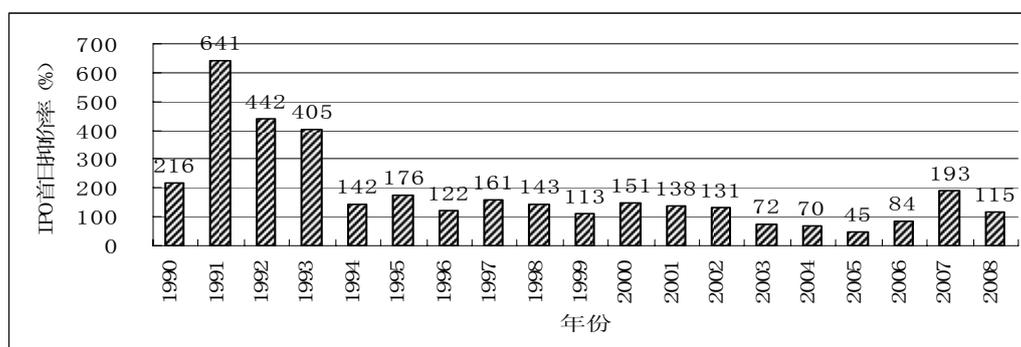


图 1：中国 A 股 IPO 首日抑价（1990 年至 2008 年）

自从中国证券市场在 1990 年正式建立以来，IPO 股票的高抑价问题就一直存在。我们可以用 IPO 股票上市首日收盘价相对于发行价格的涨幅测度中国 IPO 首日抑价率，计算结果如图 1³所示，从中可以看出各年份算术平均抑价率远高于美国市场，1991 年首日涨幅甚至高达 640%，1994 年以后虽然有所下降，但多数年份依然维持在 100% 以上，总体上看，

1998	106	21	287		87302	0	0	87302	0.12
1999	98	68	215		428395	7885	12144	448424	0.11
2000	137	45	312		614076	299964	863080	1777120	0.45
2001	79	4	225		37537	-20744	-2620	14173	0.01
2002	71	2	1393		70925	275237	233572	579734	0.26
2003	67	1	1460		55179	219022	136000	410201	0.42
2004	100	0	2071		0	0	0	0	0
2005	15	15	1533	97	0	38568	0	38568	0.07
2006	66	65	521	96	0	1783874	6968618	8752492	0.67
2007	126	123	1041	192	0	10105175	5345379	15450555	0.33
2008	77	76	1741	244	0	457865	0	457865	0.05
合计	942	420			1293413	13166847	13556173	28016434	0.33

注：由于 2002 年 6 月至 2004 年 9 月实行的主要是向二级市场配售的发行方式，此期间网上超额认购倍数根据市值配售中签率的倒数计算；2005 年的样本 IPO 实行的是网下询价、向二级市场市值配售的发行方式，其超额认购倍数计算方法与 2002 年 6 月至 2004 年 9 月的计算方式相同，其本质与上网定价发行中网上超额认购倍数并无不同，反映的都是除网下配售之外的新股超额认购倍数。

那么，为什么要实行这样一种明显有利于机构投资者而似乎有违市场公平竞争原则的法人配售制度呢？相关的法律法规文件并没有对此做出明确、合理的表述。但可以看出，法人配售制度在形式上借鉴了发达证券市场上的询价发行制度。如前文所述，根据相关的理论文献，通过询价，机构投资者可以发挥信息生产和价格发现的功能，向承销商传递更多的 IPO 价值信息和市场需求信息，使其制定的发行价格包含更多的市场信息，从而减少首日抑价，增加 IPO 公司发行收入，降低其融资成本。另一方面，理论上的机构投资者相对个体投资者更倾向于遵循价值投资理念，获得 IPO 配售股份后，其短期投机行为相对更少，这有利于稳定 IPO 股票的后市表现。

那么，通过面向机构投资者的询价，承销商可以制定包含更多市场信息的发行价格从而降低中国过高的 IPO 首日抑价吗？通过对机构投资者配售股份的锁定，可以稳定 IPO 股票上市后的运行吗？锁定到期后，机构投资者有无可能产生活跃的短期交易行为呢？这些问题具有重要的理论意义和政策含义，但是，在我们可以获得的资料内，似乎还没有发现对法人配售问题进行系统研究的文献⁹。本文希望通过严格的计量分析，为客观回答上述问题提供一些可供参考的经验证据。

我们选择以锁定协议到期为研究切入点，通过事件研究法分析配售股份的解禁效应，结果发现当锁定协议到期时，机构投资者的短期抛售行为较为活跃，解禁日附近具有显著的异常交易量；除了直接面向基金进行少量配售的 IPO 样本外，市场在锁定协议到期前的上市初期就会对可预期的未来解禁事件做出显著而持续的负向反应，当锁定协议实际到期后，上述负向反应继续缓慢地进行，这说明中国股票市场的效率尚未达到半强式有效。机构投资者活跃的短期抛售行为和股价的持续下降说明机构投资者配售、锁定制度并没有对 IPO 股票的后市运行起到良好的稳定作用。解禁日附近股价的下降和交易量的剧增现象可以在“向下倾斜的 IPO 股票需求曲线”假说下得到逻辑一致的解释，截面回归发现解禁日附近的累积异常收益率与解禁数量呈现负相关关系，与 IPO 公司的财务改进状况和套利风险指标呈现正相关关系，实证结果支持 IPO 股票需求曲线向下倾斜的理论假说。在市场信息效率较低和股票需求曲线向下倾斜的条件下，对法人配售股份的锁定将进一步减少上市初期的股票供给量，这倾向于进一步提高 IPO 股票的交易价格。另一方面，询价制度下，机构投资者的信息生产功能会提高发行价格的市场信息含量，进而倾向于降低首日抑价程度，但在承销商

缺乏 IPO 股份分配权利以及发行价格依然受到政府核准控制的条件下，机构的价格发现功能受到限制，这不利于首日抑价的降低，而统计数据表明法人配售、锁定制度并没有能够有效降低中国过高的 IPO 首日抑价，反而倾向于加剧 IPO 首日抑价。

本文余下的结构安排为：第二部分使用事件研究法分析 IPO 法人配售股份解禁的市场效应；第三部分通过截面回归证实向下倾斜的股票需求曲线假说是解释解禁效应的适宜框架；第四部分根据上述假说分析法人配售、锁定制度与 IPO 首日抑价之间的理论关系，并使用统计数据进行了验证；第五部分为结论。

二、中国机构投资者 IPO 配售股份的解禁事件研究

我们首先通过事件研究法分析 IPO 法人配售股份解禁的市场效应，包括解禁事件对 IPO 股票价格与成交量的作用。

（一）事件研究的基本框架

1. 事件的定义及样本的选择

我们以 IPO 限售股份的到期解禁作为所研究的事件。由于法人配售安排及限售条款在上市公司的发行公告书和发行结果公告等一系列公告文件中进行了披露，解禁事件在 IPO 上市之前就已经为投资者所预期，但是只有在锁定条款到期后，限售股份才能真正进入二级市场流通，为了全面考察解禁的市场效应，我们首先分析含有法人配售的 IPO 股票的价格在上市之初的市场表现，然后再分析其在首次解禁当日附近的市場表现。换言之，我们划分上市之初和限售股份实际解禁日附近这两个子事件窗口来分析解禁股票价格的表现。为了考察获配的机构投资者是否具有活跃的短期交易行为，我们还进一步分析了在解禁当日附近的交易量变化情况。

进行事件研究，首先要定义事件日。由于在中国 A 股市场上，上市首日股价相对于发行价普遍急剧上升，为了剔除这种显著的首日抑价效应，我们在第一个子事件窗口中定义上市第 2 日为事件 1 日，第 3 个交易日为事件 2 日，然后依次类推，考察事件 1 日到 25 日的股价表现。在第二个子事件窗口的分析中，定义解禁当日为事件日，解禁前第 1 个交易日为 -1 事件日，解禁后第 1 个交易日为事件 1 日，考察的是解禁之前-15 日到解禁之后 85 日内的股价及成交量变化。之所以在第一阶段的研究中选择到上市后的 25 个交易日，在第二阶段的研究中选择从解禁之前的第 15 个交易日开始，是因为 IPO 法规确定的首次解禁之前的锁定期限多为 2 个月（即 40 个交易日）或 3 个月（即 60 个交易日），上市第 2 日开始的 25 个交易日加上解禁之前的 15 个交易日共有 40 个交易日，这基本可以涵盖多数 IPO 样本在解禁前的主要交易日期，因此这是一个针对所有样本的适宜的折衷选择。

本文使用的上市公司相关数据皆来源于 wind 资讯数据库。除去 IPO 法人配售相关数据残缺的样本后，共得到 1998 年 5 月至 2008 年 9 月上市的 418 家进行了法人配售的 IPO 公司样本，根据上市时间和发行方式，这些样本可以被进一步细分为三个子样本，其相关信息列示在表 2，剔除不能被划分在这三个主要子样本中的 IPO 后，事件研究法共使用了 398 个 IPO 个体。

需要指出的是，2005 年 4 月底开始了股权分置改革，在 2006 年 6 月股改基本完成之前这段时期没有 IPO 股票上市，而在此之后的 IPO 发行上市采取了“新老划断”的方法，即此后上市的 IPO 股票不再划分流通股和非流通股，为了控制股改的影响，首先要将样本分成股改之前的 IPO 样本和股改基本完成后的 IPO 样本。股改后的样本采用的发行方式主要是“网下询价，上网定价”，这种发行方式在形式上类似于美国等市场所采用的询价发行。但 1998 年 5 月至 2001 年 12 月中国 IPO 的发行制度变迁较为频繁，为了控制发行方式的影响，我们把股改前的样本进一步划分为两个子样本，包括采用“上网定价”方式发行的 107 个 IPO，

此阶段的配售特点是股票没有经过向机构投资者的询价过程，直接由承销商遵循证监会的配售规定，将固定比例的 IPO 股份分配给提出申购要求的证券投资基金；第二个子样本是采用“网下配售、上网定价”方式发行的 29 个 IPO，此阶段的特点是具有了初步的询价过程，但是最终的配售对象和配售数量实际主要由承销商和发行人确定。

表 2：含法人配售股份的 IPO 样本说明

	样本 1	样本 2	样本 3
上市日期	1998 年 5 月至 2000 年 6 月	1999 年 12 月至 2001 年 12 月	2006 年 6 月至 2008 年 9 月
发行方式	上网定价	网下配售、上网定价	网下询价、上网定价
配售对象	证券投资基金	一般法人、战略投资者	一般法人、战略投资者
配售比例范围	[0.0325,0.2]	[0.2954, 0.7603]	[0.0571,0.6]
配售比例众数（占比）	0.1（74.77%）	0.5(34.48%)	0.2（87.79%）
首次解禁前平均锁定天数	78 天	169 天	92 天
样本个数	107	29	262

2.异常收益率的估计及其统计检验

正常收益率的常见估计模型主要包括市场模型，常量均值收益模型，资本资产定价模型（CAPM）。由于 IPO 股票上市之前没有公开交易的历史，因此，本文直接使用市场指数收益率代表股票的正常收益率。¹⁰

假设各股票的收益率服从联合正态分布，一支股票的实际收益率减去正常收益率即为其异常收益率，用公式可以表示为：

$$AR_{it} = R_{it} - R_{mt} \quad (1)$$

其中， AR_{it} 表示股票 i 在 t 时期的异常收益率。样本股票在时期 t 的平均异常收益率为各股票时期 t 异常收益率在截面上的平均，用公式可以表示为：

$$\overline{AR}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{it} \quad (2)$$

其中， \overline{AR}_t 为时期 t 的平均异常收益率， N 为所考察的样本股票个数。设原假设为：“解禁事件对股票的收益率没有影响”，则 \overline{AR}_t 服从均值为零的正态分布，¹¹即 $\overline{AR}_t \sim N(0, V_t)$ ，

其中， V_t 为其方差，进一步可知统计量 $Z_t = \frac{\overline{AR}_t}{\sqrt{V_t}} \sim N(0,1)$ ，因此，可以使用该 Z 统计量来

判断 \overline{AR}_t 的统计显著性。

在考察的事件窗口内，股票 i 在时期 τ_1 到 τ_2 之间的累积异常收益率为：

$$CAR_i(\tau_1, \tau_2) = \sum_{t=\tau_1}^{\tau_2} AR_{it} \quad (3)$$

其中, $CAR_i(\tau_1, \tau_2)$ 为累积异常收益率。各股票在此期间的平均累积异常收益率为:

$$\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CAR_i(\tau_1, \tau_2) \quad (4)$$

其中, $\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2)$ 表示平均累积异常收益率。在原假设条件下, $\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2)$ 渐进服从正态分布, 即 $\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2) \sim N(0, \sigma^2(\tau_1, \tau_2))$, 其中, $\sigma^2(\tau_1, \tau_2)$ 为其分布的方差。因此,

统计量 $J = \frac{\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2)}{[\sigma^2(\tau_1, \tau_2)]^{1/2}} \sim N(0,1)$ 。由此, 可以根据统计量 J 判断平均累积异常收益率的

统计显著性。

3. 异常交易量的估计及其统计检验

为了考察法人配售股份解禁对股票交易量的影响, 我们设定其事件窗口为解禁前 15 日到解禁后 85 日, 即[-15,85], 定义估计窗口为[-30,-16], 即将首次解禁前 30 日到前 16 日的日平均交易量为正常交易量, 异常交易量为事件窗内的日交易量相对正常交易量的增长率, 用公式可以表示为:

$$\varpi_{iT} = \frac{V_{iT}}{\frac{1}{15} \sum_{i=-30}^{-16} V_{iT}} - 1 \quad (5)$$

其中, ϖ_{iT} 代表股票 i 在时期 T 的异常交易量, V_{iT} 代表股票 i 在时期 T 的实际交易量, 平均异常交易量为:

$$\overline{\varpi}_T = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \varpi_{iT} \quad (6)$$

其中, $\overline{\varpi}_T$ 代表在时期 T 样本股票的平均异常交易量。在原假设“解禁事件对于交易量没有影响”的条件下, 它也应渐进服从正态分布, 即 $\overline{\varpi}_T \sim N(0, \sigma_{\varpi_T}^2)$, 其中, $\sigma_{\varpi_T}^2$ 为其分

布方差。据此可以构建统计量 $Z = \frac{\overline{\varpi}_T}{\sigma_{\varpi_T}}$ 来检验其统计显著性。

(二) 事件研究结果分析

1. 上市初期异常收益率分析

表 3: 上市初期平均异常收益率及其检验统计量

事件日	AR-样本 1	Z 统计量-样本 1	AR-样本 2	Z 统计量-样本 2	AR-样本 3	Z 统计量-样本 3
1	-0.0060	-1.3671	-0.0192***	-2.3530	-0.0230***	-5.4461
2	0.0076	1.4691	-0.0049	-0.8633	-0.0128***	-3.9686
3	0.0044	1.2462	-0.0037	-1.1893	-0.0061**	-1.9167

4	-0.0021	-0.7107	-0.0082**	-2.0676	-0.0118***	-4.1313
5	-0.0089***	-3.6348	-0.0034	-0.6075	-0.0011	-0.4095
6	-0.0013	-0.4654	-0.0051***	-2.0292	-0.0046**	-1.9622
7	0.0002	0.0814	-0.0028	-1.0335	-0.0007	-0.3029
8	0.0036	1.4319	0.0048	1.1793	-0.0097***	-4.3126
9	-0.0014	-0.5392	-0.0043	-1.3342	-0.0038**	-1.7895
10	-0.0012	-0.5503	-0.0033	-1.2061	-0.0014	-0.6530
11	0.0020	0.8125	-0.0009	-0.3198	-0.0054***	-2.8609
12	-0.0027	-1.2344	0.0039	1.2093	-0.0056***	-2.8715
13	0.0028	1.2268	-0.0017	-0.5065	-0.0016	-0.8417
14	0.0004	0.1996	0.0055	1.0489	-0.0019	-0.9576
15	-0.0019	-0.9581	0.0021	0.4566	-0.0019	-0.9951
16	-0.0007	-0.3135	0.0026	0.5565	0.0002	0.0961
17	0.0003	0.1653	-0.0029	-1.2561	-0.0040***	-2.0278
18	0.0003	0.1473	-0.0013	-0.4133	-0.0067***	-3.2228
19	-0.0027	-1.5373	0.0023	0.9566	-0.0034	-1.6375
20	-0.0019	-0.9737	0.0012	0.3449	-0.0002	-0.1104
21	-0.0003	-0.1323	-0.0041***	-2.5270	-0.0047***	-2.3113
22	-0.0026	-1.2575	0.0006	0.1947	-0.0051***	-2.6926
23	0.0008	0.4184	0.0041	0.9191	-0.0013	-0.6268
24	0.0055	1.4082	0.0082	1.4663	-0.0012	-0.6789
25	-0.0026	-1.2983	0.0026	0.4961	-0.0040***	-2.0644

注：*表示在 10%的水平上具有统计显著性；**表示在 5%的水平上具有统计显著性；***表示在 1%的水平上具有统计显著性，下表皆同。

IPO 股票上市初期的平均异常收益率列示在表 3，从中可以看到样本 1 和样本 2 各期异常收益率基本呈现出正负交错的格局，但样本 1 仅在第 5 期具有显著性，而样本 2 的显著性有所增强，在第 1、第 4、第 6 和第 21 期具有显著性，且这几个显著时期的异常收益率皆为负数。样本 3 各期异常收益率基本呈现出稳定为负的局面，第 2 期甚至达到-1.28%，且多数具有非常强的统计显著性。

IPO 股票上市初期的平均累积异常收益率列示在表 4 和图 2，从中可以看出样本 1 从第 1 期开始为负，随后有所波动，但幅度较小，基本稳定在 0.5%至 1%之间，且各期都不具有统计显著性；样本 2 各期一直为负，没有明显的变化趋势，最后基本稳定在 4%附近的水平上，其第 1 到第 23 期都具有统计显著性；样本 3 的累积异常收益率从第 1 期开始就表现为持续而稳定的下降趋势，在 25 期时已经达到-12.21%的水平，且所有各期均有统计显著性。

表 4：上市初期累积异常收益率及其检验统计量

事件日	CAR-样本 1	J 统计量- 样本 1	CAR-样本 2	J 统计量- 样本 2	CAR-样本 3	J 统计量-样 本 3
1	-0.0060	-1.3671	-0.0192***	-2.3530	-0.0230***	-5.4461
2	0.0017	0.3084	-0.0241***	-2.0183	-0.0357***	-6.0909
3	0.0060	0.8994	-0.0277***	-2.2933	-0.0418***	-6.0724
4	0.0039	0.5189	-0.0359***	-2.6399	-0.0536***	-7.0707
5	-0.0050	-0.6183	-0.0392***	-3.0373	-0.0548***	-6.6477

6	-0.0063	-0.8289	-0.0444***	-3.1070	-0.0594***	-6.7271
7	-0.0061	-0.7608	-0.0471***	-3.5264	-0.0601***	-6.5493
8	-0.0025	-0.3003	-0.0423***	-3.1373	-0.0698***	-7.1925
9	-0.0039	-0.4528	-0.0466***	-3.3407	-0.0736***	-7.1286
10	-0.0052	-0.5882	-0.0498***	-3.7644	-0.0750***	-6.9058
11	-0.0032	-0.3700	-0.0507***	-3.6795	-0.0804***	-7.3784
12	-0.0059	-0.6584	-0.0468***	-3.2268	-0.0860***	-7.6381
13	-0.0031	-0.3386	-0.0485***	-3.3636	-0.0876***	-7.8892
14	-0.0027	-0.2823	-0.0430***	-2.7324	-0.0895***	-7.9576
15	-0.0046	-0.4955	-0.0409***	-2.4486	-0.0914***	-7.9301
16	-0.0053	-0.5540	-0.0383***	-2.3638	-0.0912***	-7.8675
17	-0.0050	-0.5203	-0.0412***	-2.5756	-0.0953***	-8.0791
18	-0.0047	-0.4809	-0.0425***	-2.6226	-0.1020***	-8.6246
19	-0.0074	-0.7669	-0.0402***	-2.4272	-0.1054***	-8.7561
20	-0.0093	-0.9370	-0.0390***	-2.2185	-0.1056***	-8.7489
21	-0.0095	-0.9308	-0.0431***	-2.5055	-0.1103***	-8.9104
22	-0.0122	-1.1607	-0.0425***	-2.4949	-0.1155***	-9.0252
23	-0.0114	-1.0535	-0.0384**	-1.9977	-0.1168***	-8.8228
24	-0.0059	-0.5463	-0.0302	-1.5629	-0.1180***	-8.8866
25	-0.0084	-0.7888	-0.0276	-1.3828	-0.1221***	-9.1093

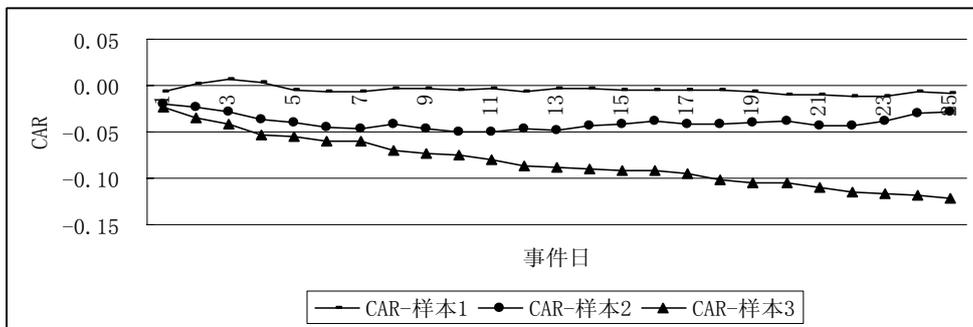


图 2：上市初期累积异常收益率

2.解禁时点附近异常收益率分析

表 5：解禁日附近平均异常收益率及其检验统计量

事件日	AR-样本 1	Z 统计量-样本 1	AR-样本 2	Z 统计量-样本 2	AR-样本 3	Z 统计量-样本 3
-15	0.0017	0.9388	-0.0026	-0.8447	-0.0025	-1.2761
-10	0.0024	1.1910	0.0003	0.0928	-0.0022	-1.5371
-5	-0.0001	-0.0658	-0.0005	-0.1666	0.0000	-0.0016
-1	0.0014	0.6956	0.0040	1.0176	-0.0038**	-2.0871
0	-0.0023	-0.9029	-0.0228***	-4.5530	-0.0083***	-2.8995

1	0.0005	0.2050	-0.0087***	-2.9869	-0.0045**	-2.2400
2	-0.0018	-0.8987	-0.0001	-0.0289	-0.0022	-1.2245
3	0.0003	0.1576	-0.0011	-0.4682	-0.0022	-1.3372
4	0.0021	0.9404	-0.0032	-1.3809	0.0005	0.2734
5	-0.0007	-0.2975	0.0010	0.3292	0.0005	0.3040
6	0.0012	0.5526	0.0033	1.1096	-0.0056**	-2.2060
7	0.0005	0.2446	-0.0045**	-2.1509	0.0019	1.0840
8	0.0001	0.0652	0.0048	1.3094	-0.0046***	-2.9469
9	0.0008	0.4108	0.0019	0.6436	0.0023	1.2784
10	-0.0072	-1.0637	0.0026	0.7044	-0.0035*	-1.8792
15	0.0036	1.6385	0.0031	0.8755	-0.0029*	-1.6962
20	0.0011	0.5594	-0.0011	-0.5391	-0.0022	-0.7430
25	0.0040	1.7546	-0.0015	-0.3439	-0.0019	-1.1119
30	-0.0016	-0.7249	-0.0018	-0.7557	-0.0037**	-1.9482
35	0.0027	1.4326	-0.0024	-0.5837	-0.0031	-0.9632
40	0.0019	1.0444	0.0027	0.7882	-0.0005	-0.2996
50	-0.0012	-0.6973	0.0027*	1.6777	-0.0012	-0.5703
60	-0.0044***	-2.3676	-0.0152	-1.0582	-0.0059	-1.3222
70	-0.0016	-0.8734	0.0038*	1.7689	-0.0009	-0.4477
80	-0.0020	-0.9698	-0.0037	-1.3886	-0.0011	-0.5765
85	-0.0031	-1.4621	0.0006	0.2820	-0.0045	-1.2233

解禁时点附近的异常收益率列示在上表 5,从中可以看出三个样本在解禁当天都呈现出负向的平均异常收益率,样本 1 为-0.23%,但并不具有统计显著性,样本 2 达到-2.28%,且具有显著性,样本 3 为-0.83%,也具有显著性;样本 1 的异常收益率呈现正负交错形式,但基本都不具有显著性;样本 2 显著的负向异常收益率有所增多,样本 3 负向的异常收益率相对更多,且其显著性也相对较高。

表 6: 解禁日附近累积异常收益率及其检验统计量

事件日	CAR-样本 1	J 统计量-样本 1	CAR-样本 2	J 统计量-样本 2	CAR-样本 3	J 统计量-样本 3
-15	0.0017	0.9388	-0.0026	-0.8447	-0.0025	-1.2761
-10	0.0002	0.0351	-0.0069	-1.2184	-0.0047	-0.8788
-5	0.0023	0.4357	-0.0034	-0.4239	-0.0149*	-1.9331
-1	0.0052	0.8291	-0.0066	-0.6584	-0.0280***	-3.3285
0	0.0029	0.4206	-0.0293***	-2.4713	-0.0363***	-4.2306
1	0.0034	0.4659	-0.0380***	-3.1292	-0.0409***	-4.5952
2	0.0016	0.2292	-0.0381***	-3.3576	-0.0431***	-4.6765
3	0.0019	0.2484	-0.0392***	-3.7140	-0.0453***	-4.8404
4	0.0041	0.4891	-0.0424***	-3.8385	-0.0448***	-4.7473
5	0.0034	0.3869	-0.0414***	-3.4832	-0.0443***	-4.6276

6	0.0046	0.4983	-0.0381***	-3.1093	-0.0499***	-5.1839
7	0.0051	0.5333	-0.0426***	-3.5792	-0.0479***	-4.9394
8	0.0052	0.5413	-0.0378***	-3.0913	-0.0526***	-5.2736
9	0.0060	0.6394	-0.0359***	-2.8863	-0.0503***	-4.9511
10	-0.0012	-0.1029	-0.0333***	-2.4065	-0.0538***	-5.1737
15	0.0045	0.3472	-0.0177	-1.2068	-0.0584***	-4.8463
20	0.0033	0.2642	-0.0248	-1.5629	-0.0634***	-4.8960
25	0.0114	0.8697	-0.0272	-1.6393	-0.0675***	-4.9403
30	0.0116	0.8168	-0.0347**	-2.0230	-0.0740***	-5.2096
35	0.0053	0.3747	-0.0471***	-2.5964	-0.0863***	-5.7282
40	0.0040	0.2596	-0.0374**	-1.9641	-0.0910***	-5.7128
50	-0.0073	-0.4730	-0.0350	-1.5300	-0.1126***	-6.4738
60	-0.0220	-1.4529	-0.0638***	-2.4430	-0.1196***	-6.3234
70	-0.0396***	-2.3894	-0.0670***	-2.5296	-0.1372***	-6.5480
80	-0.0320*	-1.8601	-0.0789***	-2.9166	-0.1463***	-6.6718
85	-0.0307*	-1.7417	-0.0742***	-2.8546	-0.1612***	-7.0416

解禁时点附近的累积异常收益率列示在表 6 和图 3,从中可以看出样本 1 的累计异常收益率基本处在-3%至 1%的区间内,在事件窗开始时有所上升,甚至一度为正,在解禁开始后的第 44 个交易日降为负值,最后基本稳定在-3%的水平,但累积异常收益率在事件窗内绝大多数时期均不具有统计显著性;样本 2 的累积异常收益率一直为负,基本处于一个下降状态中,在第 70 个事件日后基本稳定在-7.5%的水平上,且多数时期都具有统计显著性;样本 3 从解禁前的第 15 日开始一直为负,呈现出明显的持续下降趋势,在事件窗的末期基本稳定在-15%附近的水平,且绝大多数时期都具有很强的统计显著性。

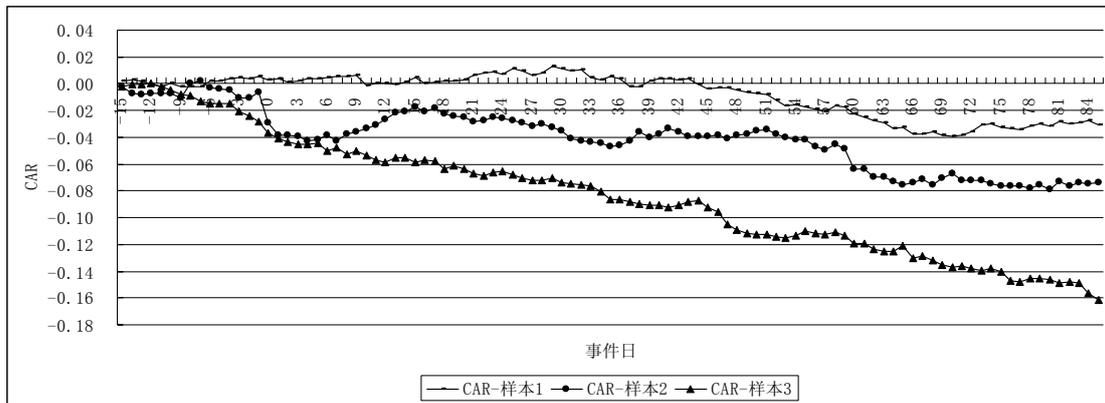


图 3: 解禁日附近累积异常收益率

3.解禁时点附近异常交易量分析

表 7: 解禁日附近异常收益率

事件日	异常交易量-样本 1	Z 统计量-样本 1	异常交易量-样本 2	Z 统计量-样本 2	异常交易量-样本 3	Z 统计量-样本 3
-15	-0.0449	-0.5220	-0.1329	-1.2811	-0.0319	-0.7710
-10	-0.1566	-1.4027	0.1353	0.5614	-0.1188***	-3.0047
-5	-0.1784*	-1.8896	0.3203	1.5189	-0.0304	-0.6880

-1	0.2812	1.1486	0.9464***	2.3721	0.0915	1.6028
0	1.0796***	3.3348	7.4425***	4.2371	2.4955***	16.6809
1	0.5268***	2.3947	1.7365***	4.6073	1.1605***	12.4077
2	0.3142**	2.0313	1.23449***	3.563	0.7316***	9.8492
3	0.2469	1.4286	0.7883***	3.2568	0.5735***	8.1603
4	0.1718	1.0088	1.0298**	2.1841	0.4858***	7.6575
5	0.1007	0.7086	0.9802***	2.8134	0.4621***	7.0945
10	0.0979	0.7411	1.0684***	2.4567	0.3323***	5.2913
15	0.2422	1.1373	0.8680***	2.9772	0.2507***	4.3771
20	-0.0501	-0.4525	0.3030*	1.7649	0.3201***	4.7201
25	0.1880	1.0335	0.9910*	1.7353	0.2266***	3.9491
30	-0.0743	-0.6216	0.5103**	2.1241	0.3409***	4.7051
35	-0.1622*	-1.7274	0.4942*	1.7880	0.3701***	4.3481
40	0.0458	0.2456	0.8586*	1.7809	0.2917***	4.7927
50	-0.1054	-0.8146	0.2203	1.0040	0.2653***	3.6147
60	-0.2745***	-3.7194	0.6346*	1.6524	0.3960***	3.8153
70	-0.1783*	-1.8510	0.3229	1.3273	0.3039***	3.7360
80	0.2090	1.5157	0.7434	0.8606	0.2090***	2.8688
85	0.0285	0.2246	0.3069	0.8497	0.1418*	1.9276

异常交易量及其统计检验量列示在表 7 和图 4 至图 6，从中可以看出，三个样本在解禁当日的交易量都突然急剧上升，样本 1 的异常交易量为 1.08，样本 2 在解禁日的交易量比之前的正常交易量高了 7.44 倍，样本 3 的异常交易量也达到了 2.5 倍，且解禁当日的异常交易量在 1% 的水平上都具有统计显著性。除了解禁当日，三个样本在解禁开始后的 5 日内具有相对其它各期更高的异常交易量，且多数具有显著性。在 20 期后，样本 1 的异常交易量呈现出正负交错的局面，而样本 2 和样本 3 基本都维持了显著的正异常交易量。这说明当对配售股份的锁定到期时，机构投资者的短期抛售行为较为活跃。

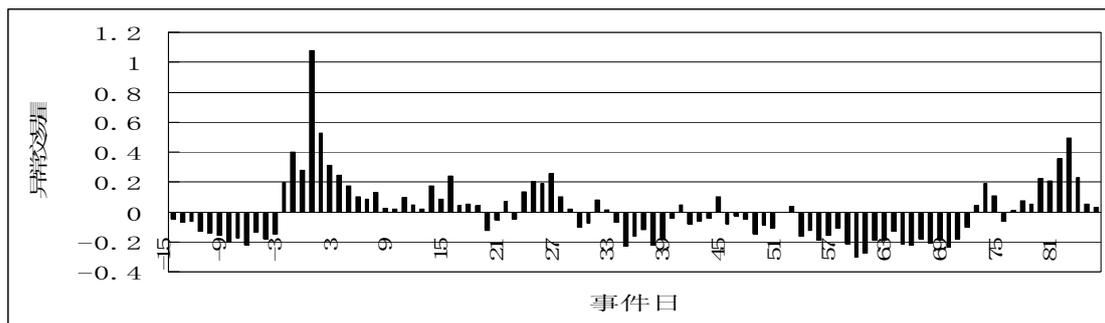


图 4：解禁日附近异常交易量——样本 1

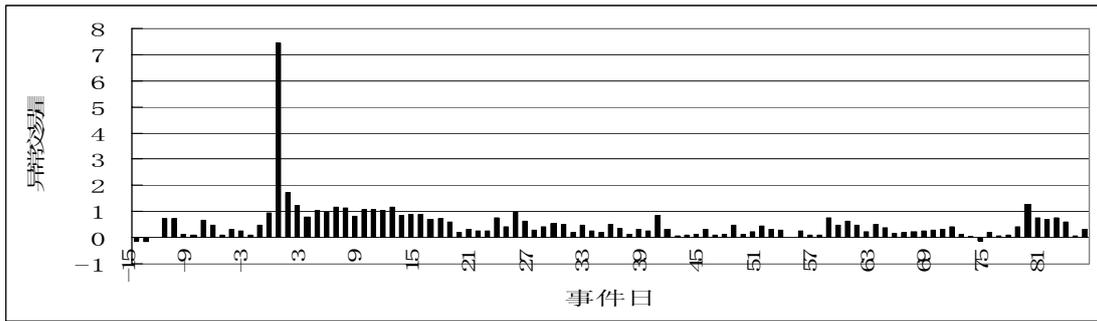


图 5：解禁日附近异常交易量——样本 2

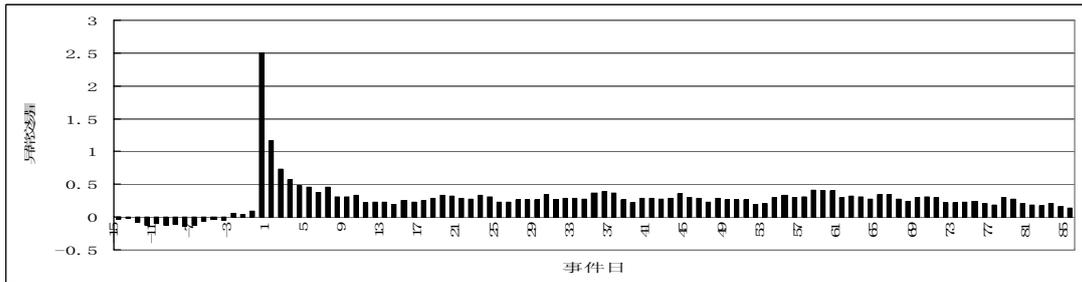


图 6：解禁日附近异常交易量——样本 3

总体来看，样本 1 的表现与样本 2、样本 3 具有一定的差异，样本 1 中的 IPO 股票价格在上市初期并没有对未来的解禁事件做出持续、显著的反应，在锁定协议到期后，它们在事件窗内的绝大多数时期也没有做出显著的反应，但在解禁开始后确实存在异常交易量，但相对样本 2 和 3 其数值较小。样本 2 和样本 3 中的 IPO 股票价格在上市初期就对可预期的未来解禁事件做出了显著的负向反应，当锁定协议实际到期时，负向反应会持续缓慢地继续进行下去，解禁开始后的异常交易量也相对更大。关于样本 1 表现差异的原因，我们认为这主要和实际配售、锁定的数量有关。根据文件《关于证券投资基金配售新股有关问题的通知》，监管层出台新股发行必须向基金配售的政策理由是“确保证券投资基金试点工作顺利进行，保护基金投资者利益”，在新股发行价格明显低于后市交易价格的背景下，监管者超常规地扶持发展当时新兴的证券投资基金的意图十分明显，基金无需经过询价直接获配新股显然是有违市场公平原则并缺乏合法理论依据的，很可能是为了限制这种不公平，在实践中基金作为机构投资者的获配比例相对其它两个样本都较低，从表 2 可以看出在样本 1 的 107 个 IPO 中，有 80 例基金获配数量占发行数量仅为 10%，低于或等于 10% 的 IPO 有 87 个。与此形成对比的是在样本 2 的 29 个 IPO 中，法人配售比例大于等于 45% 的有 28 个，在样本 3 的 262 个 IPO 中，法人配售比例大于等于 20% 的有 258 个。因此，虽然锁定协议到期时，基金也呈现出了显著的短期抛售行为，但由于其本身获配的 IPO 数量较为有限，其抛售行为对市场形成的压力较小¹²，市场对这一小部分配售股份在事前和事后都没有做出十分显著的反应。

通过整个事件研究可以看出，当锁定协议到期时，机构投资者的短期抛售行为较为活跃；当机构投资者获配新股的数量较小时（如配售比例小于或等于发行数量的 10%），无论是在锁定协议到期前还是实际到期后，市场对解禁事件都没有显著的反应；但当机构投资者获配数量较大时（如配售比例大于或等于发行数量的 20%），在锁定协议到期前，市场就会对可预期的解禁事件提前做出显著而持续的负向反应，在锁定协议到期后，这种负向反应会持续而缓慢地进行下去，价格并不会在短期内将解禁信息反应完毕。这种解禁前后 IPO 股价的持续下降一方面说明中国股票市场的信息效率尚未达到半强式有效，另一方面也说明上市首日形成的市场价格并不是一个稳定的均衡价格。

锁定协议到期后机构投资者活跃的短期抛售行为及解禁前后股价持续、缓慢的下降，表明法人配售、锁定并最终解禁的发行机制并不能对 IPO 的后市运行起到良好的稳定作用。

三、关于解禁效应成因的理论假说及其实证检验

第二部分已经证实，当配售、解禁的数量相对较高时，市场在锁定协议到期前后均会对解禁信息做出显著的负向反应，那么产生这种解禁效应的内在机制是什么呢？对这个问题的研究有助于我们更加深刻地理解法人配售、锁定制度的实际作用及其与 IPO 首日抑价的理论关系。金融市场价量关系研究（Kapoff, 1987; Wang, 1994）已经证实，在正常运行的金融市场上，股票的收益率与成交量保持正相关关系。但前面的计量实证发现，在解禁时点附近，IPO 股票的异常成交量剧增，而异常收益率却为负数，这说明交易量很可能主要是由卖方主动压价抛售股票构成。

但根据经典金融学理论，如果市场是有效的，那么股票价格就应该等于理性预期到的未来现金流贴现价值，它的需求价格弹性应该为无穷大，在价格、需求的坐标图上表现为一条从价值出发的水平射线，此时股票供给量的增加对股价没有影响。然而，如果对股票的需求曲线像一般的商品需求曲线一样为向下倾斜的，则股票供给量的上升将导致股票价格的永久性下降。一系列理论研究表明，在一些更为现实的假设基础上，如卖空限制（Miller, 1977），投资者之间存在异质信念（Harris 等，1993; Varian, 1989），投资者只具备有限的风险承担能力，套利风险导致的套利不足（Wurgler 等，2002），可交易的股票数量有限（Hong 等，2006），股票的需求曲线可以是向下倾斜的，而一系列实证研究结果也在很大程度上支持“向下倾斜的股票需求曲线”假说，如 Shleifer(1989)以标准普尔 500 指数的调整为研究对象，由于指数基金对新加入指数的股票的需求增加，导致这些股票价格上升，与此相类似的还有 Lynch 等（1997）的研究；Greenwood（2005）使用日经 225 指数的调整事件分析了在多种证券环境中股票需求曲线向下倾斜的性质，并认为套利限制的存在是其重要原因；Ofek 等（2000）及 Field 等（2001）在 IPO 限售股票解禁的研究中也发现一些证据支持“向下倾斜的股票需求”曲线假说，但 Kandel 等（1999）在以色列股票市场的 IPO 中发现股票需求曲线较为平坦；此外，在对 2000 年美国网络股价格崩溃问题的研究中，Cochrane(2002), Ofek 等（2003）都认为在向下倾斜的股票需求曲线条件下，网络股票供给的急剧增加是其崩溃的重要原因，但 Schultz（2008）的最新研究并不支持这种观点。

如果 IPO 股票需求曲线是向下倾斜的，则可以推论在解禁开始后，随着二级市场股票供给量的增加，解禁股票的价格将下降，而且这种下降并不同于短期流动性不足引致的价格压力，因为后者的效应是暂时的，价格将很快反转，而由股票供给沿着向下倾斜的需求曲线增加导致的价格下降是持久的，在长期内并无反转的现象。前面的事件研究证实，在锁定协议到期后存在显著的异常交易量，解禁确实增加了股票市场的供给；当解禁数量较大时，股票的累积异常收益率为负且不断下降，这说明解禁股票的价格有一个永久性的下降。这些实证结果正是下倾需求曲线理论所能预测的。

那么，中国证券市场上投资者对 IPO 股票的需求曲线真的是向下倾斜的吗？股票的需求曲线是否向下倾斜，目前在很大程度上是一个实证性的问题，文献经常在一些具体的研究领域（如市场指数的成份股票调整或 IPO 的相关问题）通过设立需求曲线向下倾斜的假说，产生一些可以证伪的推论，然后通过实证研究来证实或证伪这些推论，从而间接支持或反驳下倾的需求曲线假说。本文也将按照这种思路，在股票需求曲线向下倾斜的假说框架下，先获得若干个可证伪的推论，然后用严格的截面回归方法进行检验，以此来解释上述解禁效应。

（一）假说的提出

首先，如果对 IPO 股票的需求曲线是向下方倾斜的，则在其它条件保持不变时，股票供给量增加的越多，则股票价格下降程度越大。我们可以使用首次解禁股票的数量代表股票的供给增加量，由此可以得到：

推论 1：解禁点附近的累积异常收益率与解禁股票数量呈现负相关关系。

其次，当锁定到期时，机构投资者持有的新股获得了上市流通的权利，但是否实际减持新股、减持多少还要取决于这些机构的具体投资决策。相对于个体投资者，机构投资者具有更为系统、科学的投资决策体系，更有能力预测 IPO 公司的未来财务状况，可以推论相对于未来财务状况预期改进的 IPO 公司，那些被预期财务恶化的公司股票在锁定到期时被抛售的可能性和数量将相对更大，即这些 IPO 股票的供应量将更大，在需求曲线向下倾斜的条件下，其价格下降的程度将更高，假设机构投资者的预期是理性的而不会出现系统性的偏差，则可以得到：

推论 2：解禁点附近的累积异常收益率与 IPO 公司的未来财务改进状况呈现正相关关系。

在下面的截面回归中，我们使用公司在解禁所属年份的每股收益（EPS）相对于上一年每股收益的增长率作为财务改进指标。

最后，正如 Wurgler 等（2002）所言，“在讨论非理性交易行为如何影响价格之前，必须先解释为什么无法针对这些行为进行理性套利”，在 IPO 限售股票解禁的问题上，因为解禁的期限、主体、数量都是完全可以提前预期的，如果投资者能够据此进行完美的套利，则股票价格应该在上市后就完全反映了解禁相关信息，上述事件研究所呈现的 IPO 股票价格模式也就不会出现。实际出现这种 IPO 股价模式可能主要是因为中国证券市场上存在着严重的套利限制和套利风险。最为严重的套利限制就是卖空机制的缺乏，根据 Miller（1977），Lamont 等（2002）到 Hong 等（2006）的一系列关于异质信念和卖空限制的经典研究，市场上的投资者分为乐观投资者和悲观投资者，理性的定价应该全面反映两者的信念。但是卖空限制的存在约束了悲观者通过卖空股票表达其信念，从而使得股价只反映相对乐观者的信念，从而出现投机泡沫。中国股票市场卖空机制的缺失使得理性投资者不能在解禁前卖空，解禁后买入进行套利。

除了卖空机制的缺失外，套利风险也是套利不足的重要原因（wurgler 等，2002）。在 IPO 股票上市后，即使投资者预期到了法人配售股份的解禁可能将导致股价的下降，持有未锁定股票的理性投资者如果希望在解禁前大量卖出股票，在解禁后股价下降时再买入股票进行套利，他将面临着在卖出后股价不下降甚至继续上升的风险。这种风险实际上是一种噪声交易者风险（DeLong 等，1990），在个体投资者份额占相当比重的中国证券市场上，该风险极高，它是针对 IPO 股价变化模式套利的理性交易者面临的非常现实的风险。这种套利风险越大，套利越不充分，股价在解禁日附近的价格下降就会越小。由此可以得到：

推论 3.解禁日附近的累计异常收益率与套利风险呈现正相关关系。

在下文的截面回归中，借鉴 Wurgler（2002）对套利风险指标的选择，我们使用 IPO 股票在解禁前 40 日到解禁后 100 日内的日收益率标准差来表示套利风险。

（二）对假说的实证检验

根据前面的事件研究结果，我们可以选择样本 2 和 3 进行实证检验，其中样本 2 含有 29 个 IPO 个体，数量较少，而样本 3 包含 262 个 IPO 个体，为了保证截面回归系数在大样本下的良好统计性质，我们选用样本 3 的数据进行实证分析¹³。样本 3 中的 IPO 股价在上市初期和解禁日附近都有显著的反应，其首次解禁时间距离上市时间均为 3 个月，即约 60 个交易日，而前面的分析发现在解禁开始后 80 个交易日附近，累积异常收益率逐渐稳定，因此我们使用 IPO 股票从上市首日开始到上市后 140 个交易日的累计异常收益率 CAR[1,140] 作为被解释变量，此外，我们还使用 CAR[1,120] 和 CAR[1,100] 作为被解释变量进行多元回

归以观察回归结果的稳健性。回归方程如下所示：

$$\text{回归模型 1: } CAR_i[1,140] = \alpha_1 + \beta_1 \cdot Lockup_i + \varepsilon_{1i} \quad (7)$$

$$\text{回归模型 2: } CAR_i[1,140] = \alpha_2 + \beta_2 \cdot EPS_i + \varepsilon_{2i} \quad (8)$$

$$\text{回归模型 3: } CAR_i[1,140] = \alpha_3 + \beta_3 \cdot Volatility_i + \varepsilon_{3i} \quad (9)$$

回归模型 4:

$$CAR_i[1,140] = \alpha + \gamma_1 \cdot Lockup_i + \gamma_2 \cdot EPS_i + \gamma_3 \cdot Volatility_i + \mu_i \quad (10)$$

回归模型 5:

$$CAR_i[1,120] = \alpha + \gamma_1 \cdot Lockup_i + \gamma_2 \cdot EPS_i + \gamma_3 \cdot Volatility_i + \mu_i \quad (11)$$

回归模型 6:

$$CAR_i[1,100] = \alpha + \gamma_1 \cdot Lockup_i + \gamma_2 \cdot EPS_i + \gamma_3 \cdot Volatility_i + \mu_i \quad (12)$$

其中， $CAR_i[\tau_1, \tau_2]$ 表示股票 i 从时期 τ_1 到 τ_2 的累计异常收益率， $Lockup_i$ 表示股票 i 首次解禁股票数量的自然对数； EPS_i 表示公司 i 每股收益在解禁当年相对于前一年的增长率； $Volatility_i$ 表示股票 i 在解禁前 40 日到解禁后 100 日之间的日收益率标准差。

截面回归涉及到的主要变量的描述性统计量列示在表 8。

表8：回归变量的描述性统计量

	CAR[1,140]	CAR[1,120]	CAR[1,100]	解禁数量 (万股)	每股收益 增长率 (%)	收益率波 动率
均值	0.5317	0.5562	0.5842	7791.966	3.2299	0.0416
中位数	0.5019	0.4983	0.5575	640	-4.1739	0.0401
最大数	2.1084	1.8573	1.8674	270000	925.0000	0.0832
最小数	-0.6387	-0.6098	-0.4450	250	-215.3846	0.0202
标准差	0.5163	0.4963	0.4629	28902.52	81.1905	0.0124
样本个数	247	255	259	262	188	262

表 9：关于累积异常收益率的截面回归结果

	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5	回归 6
截距	0.8519*** [5.4724]	0.4806*** [12.458]	0.1557 [1.4129]	0.4510* [1.8528]	0.3932* [1.7769]	0.5010** [2.4685]
解禁数量	-0.0459** [-2.1034]			-0.0511* [-1.8978]	-0.0549** [-2.2373]	-0.0648*** [-2.8823]
财务改进状况		0.0014*** [3.0109]		0.0017*** [3.7193]	0.0017*** [3.8632]	0.0016*** [3.9479]
套利风险			9.0543*** [3.5681]	9.6987*** [3.2996]	12.557*** [4.7033]	12.4355*** [5.0829]

R 平方	0.0177	0.0474	0.0494	0.1334	0.1885	0.2166
样本个数	247	184	247	184	187	188

注：方括号中为回归系数的 T 统计量。

截面回归结果列示在表 9¹⁴。从回归 1 可以出累积异常收益率 CAR[1,140]与解禁数量呈现负相关关系，且回归系数在 5%的水平上具有统计显著性，这支持推论 1，表明股票供给量的增加会压低股票价格。

回归 2 显示累积异常收益率与 IPO 股票的财务改进状况呈现正相关关系，且回归系数在 1%的水平上具有统计显著性，这支持推论 2，表明当锁定协议到期时，若机构投资者预期 IPO 公司的未来财务状况将得到改进时，其抛售的获配新股数量会相对较少，对市场形成的供给冲击压力也相对较小。

从回归 3 可以看出，累积异常收益率与套利风险指标呈现正相关关系，且回归系数在 1%的水平上具有统计显著性，这支持推论 3，说明即使机构投资者预期到 IPO 股票在锁定协议到期前后的价格变化模式，但当套利风险较大时，其解禁前卖出、解禁后买入的套利行为也会受到较大阻碍，从而使得套利不足，IPO 股票的市场价格相对较高。

回归 4 结果表明，在多元回归中，上述各主要解释变量的符号和显著性都没有根本性的变化。进一步分别以 CAR[1,120]和 CAR[1,100]作为被解释变量的回归 5 和回归 6 得到的结果与回归 4 十分相似，依然稳健地支持上述三个推论。

从总体来看，截面回归结果支持 IPO 股票需求曲线向下倾斜的理论假说，机构投资者配售的 IPO 股票的解禁效应特点可以在这个假说框架下得到逻辑一致的解释。

四、机构投资者配售、锁定制度与 IPO 首日抑价的关系

前文已经证实，中国股票市场的信息效率较低，IPO 股票的需求曲线是向右下方倾斜的，在此框架内，我们可以进一步分析法人配售、锁定制度与首日抑价的关系。所谓的 IPO 股票首日抑价是指在上市前由承销商制定的发行价格低于上市后的市场交易价格的现象，由此降低首日抑价的途径也就有两条：一是承销商制定更为合理的发行价格，使之包含更多的真实市场需求信息；二是降低 IPO 股票上市后的成交价格，减少其中的投机性泡沫成份。

那么中国的法人配售、锁定制度能有效降低过高的首日抑价吗？如引言部分所述，理论分析和实证研究已经表明在美国等市场所使用的询价发行机制下，机构投资者确实具有信息生产和价格发现的功能，它能使得承销商根据通过询价获得的价值评估和市场需求信息制定更为合理的 IPO 价格，从而使得机构获配比例与首日抑价呈现负相关关系。中国的法人配售制度（或网下询价制度）在形式上借鉴了美国市场的询价制，其信息收集过程与美国询价制类似，这应该有利于发挥机构投资者的信息生产功能，但是有两点会制约这种功能的发挥：一是在中国的网下询价制中，承销商对新股的分配权利受到限制。除了在 1999 年至 2001 年的 IPO 样本中，承销商和发行人具有对新股的较强的分配权力，在 2006 年至 2008 年的 IPO 发行过程中，由于明文规定“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”（详见表 1），承销商实际并没有分配权力，这是中国法人配售制度与美国询价制的重要差别，而 Ljungqvist（2002）的经验研究已经证实“对承销商分配权力的制约将减少 IPO 过程中的信息生产”。刘晓峰等（2007）的理论研究表明，在承销商与机构投资者的博弈过程中，承销商缺少分配权力及可信的惩罚措施时，机构在询价过程中并没有向承销商提交真实信息的激励。事实上，2006 年网下询价制正式实施以来，各种违规报价和虚假报价不断出现。二是在发行价格依然受到核准控制的条件下，承销商最终确定的发行价格并不能完全反映真实的市场需求信息，其价格发现功能受到管理层核准制度的限制。

在改变 IPO 股份上市后的交易价格方面，锁定制度有可能进一步提高市场交易价格中

的投机性泡沫成份。前文已经证实中国股票市场的信息效率尚未达到半强式有效，市场价格并不能在短期内迅速完全地反映未来解禁的相关信息，并且 IPO 股票需求曲线是向下方倾斜的，在此条件下股价会受到股票供给量的显著影响。针对法人配售股份的锁定制度显然减少了上市初期的股票供给量，这在理论上将产生更高的二级市场交易价格。在这个作用过程中，另外一个不能忽视的因素是针对 IPO 股票的投机性需求。理论文献已经证实，在异质信念流行的市场上，如果缺乏卖空机制，将使得股价只反映相对乐观者的信念，从而出现投机性泡沫（Miller, 1977; lamont 等, 2002）。根据张峥、刘力（2006）的研究，中国股票市场奇高的换手率正是异质信念在卖空机制缺失下催生投机泡沫的代理指标，而根据 wind 资讯的数据，从 1990 年到 2008 年的 1662 个 A 股 IPO 中，首日换手率平均值高达 65%。当这种过高的 IPO 股票投机性需求与锁定制度下受到限制的新股供应量相互作用后，将产生包含更大投机性泡沫成份的二级市场价格¹⁵。因此，从对二级市场价格作用的角度来看，锁定制度倾向于产生更高的 IPO 首日抑价。

因此，综合上面的分析可以看出，一方面机构投资者配售制度通过发挥信息生产和价格发现功能会使发行价格包含更多的市场信息，这有利于制定更为合理的 IPO 价格从而降低首日抑价，但是在承销商对 IPO 股份缺乏分配权力以及发行价格实际受到核准控制的背景下，这种功能的发挥将受到限制；另一方面，在异质信念和卖空限制的条件下，面对市场的投机性需求，锁定制度进一步限制了 IPO 股份上市初期的供应量，当需求曲线是向下倾斜时，这将产生相对更高的二级市场价格（泡沫）。总体来看，IPO 法人配售、锁定制度倾向于进一步加剧首日抑价问题。

机构配售、锁定制度真的能够产生更高的 IPO 首日抑价吗？1998 年至 2000 年间实行的发行制度变迁较为频繁，既有法人配售、锁定制度，也有非锁定的发行制度，这就为检验配售、锁定制度与 IPO 首日（初期）抑价的关系提供了一个“自然实验”的机会。

此处的总体思路是在控制发行规模和发行年份（即市场总体运行状态）的情况下，比较具有配售、锁定和无配售、锁定的 IPO 股票的首日抑价的统计差异。我们以上市首日收盘价相对于发行价的首日涨幅代表首日抑价，先删除了首日涨幅为负和涨幅大于 500% 的少数几只异常股票。然后根据发行数量对 IPO 的发行规模进行分类，具体而言，将发行规模处于 [1000, 2000]（单位为万股）区间的定义为超小型 IPO，将处于 (2000, 5000] 区间的定义为小型 IPO，处于 (5000, 8000] 作为中型 IPO，处于 (8000, 20000] 的定义为大型 IPO。最后，根据法人配售、锁定数量占 IPO 发行数量的比例将此处的 IPO 样本划分为三组：限售比例处于 [0, 0.05] 的称为无限售组 (A 组)，限售比例处于 (0.05, 0.2) 的称为限售 1 组 (B 组)，限售比例处于 [0.2, 0.77] 的称为限售 2 组 (C 组)。

表 10 列示了各种规模、年份下三组 IPO 上市初期（包括上市首日，5 日，10 日）的平均收益率统计，从中可以看出 B 组与 A 组以及 C 组与 A 组的平均首日收益率之差基本都是大于零的，仅有 1998 年小型 IPO 的 C 组与 A 组的收益率之差小于零，上市 5 日、10 日收益率之差与首日收益率之差的情形基本一致。虽然由于多数子样本含有的 IPO 数量较少，不宜进行收益率之差的显著性检验，但在在规模和年份两个维度上，上述结果都是较为稳定的，因此，限售 IPO 与非限售 IPO 上市初期的收益率统计分析基本支持上述推论，即向机构投资者配售 IPO 股票进而锁定并不能缓解过高的 IPO 首日抑价问题，反而倾向于导致更高的首日（初期）抑价。

表 10：限售 IPO 与非限售 IPO 上市初期收益率统计

		超小型 IPO		小型 IPO				中型 IPO			大型 IPO		
		1998	1998	1999	2000	1998	1999	2000	1998	1999	2000		
无限售组 [A 组]	平均收益率	1998	1998	1999	2000	1998	1999	2000	1998	1999	2000		
	上市首日	145.16	146.35	115.22	153.20	100.62		139.87	56.95	15.53	65.35		
	上市 5 日	148.82	131.26	116.15	150.44	107.29		149.58	50.91	18.12	67.99		

	上市 10 日	160.99	138.52	116.23	152.00	99.85		154.79	46.55	19.71	70.23
	样本个数	9	11	9	46	4		25	3	4	11
限售 1 组 [B 组]	上市首日	294.14	183.47	121.40	219.98	113.70	101.69	171.02	68.03	63.19	85.05
	上市 5 日	303.94	188.84	110.37	208.83	115.71	103.60	177.33	70.50	64.40	88.69
	上市 10 日	301.13	189.73	108.62	205.51	114.10	102.86	187.12	66.29	59.59	91.45
	样本个数	3	22	3	3	17	41	10	10	12	7
限售 2 组 [C 组]	上市首日		130.64	121.55	167.48	112.90	65.29	180.82	89.42		114.03
	上市 5 日		129.66	115.50	169.21	116.73	66.08	180.93	95.72		104.29
	上市 10 日		121.02	110.96	170.55	118.51	54.14	177.40	101.10		106.72
	样本个数		4	1	3	7	1	9	6		11
首日收益 之差	B 组-A 组	148.98	37.12	6.18	66.78	13.08		31.14	11.09	47.65	19.70
	C 组-A 组		-15.71	6.33	14.28	12.28		40.95	32.48		48.68

五、结论

过高的 IPO 首日抑价及如何公平分配蕴含在其中的巨大利益一直是困扰中国证券市场发展的重要问题之一。1998 年后中国的 IPO 发行体制中逐渐嵌入了机构投资者配售制度，在这套制度下，证券投资基金、一般合格法人以及战略投资者相对于其它投资者尤其是个体投资者在股票一级市场获得了更高的经济利益。理论上认为，通过询价过程，机构投资者可以向承销商传递更多的 IPO 公司价值评估信息和市场需求信息，即机构投资者具有信息生产和价格发现功能，通过制定更为合理的发行价格，法人配售制度可能有利于降低中国 IPO 过高的首日抑价程度；在理论上，机构投资者更有可能遵循价值投资理念而相对稳定地持有 IPO 股票，其短期交易行为相对个体投资者可能更少，这有利于 IPO 股票上市后的稳定表现。但这些理论上的优点在中国还尚未得到系统的检验。

本文利用 1998 年至 2008 年间曾经进行了法人配售的 IPO 样本，以法人配售股份的锁定到期为切入点，首先使用事件研究法分析了法人配售股份解禁的市场效应，结果发现：当锁定到期时，机构投资者的短期交易行为较为活跃，导致解禁日附近出现显著的高额异常交易量；当配售及锁定的 IPO 股份数量较大时（如大于等于 20% 时），市场在股票上市初期就会对完全可以预期的未来解禁事件做出显著的负向反应，当锁定协议实际到期时，这种负向反应还会缓慢而持续地进行下去，这说明中国股票市场尚未达到半强式有效，而 IPO 股票上市后价格持续的下降与机构活跃的短期交易行为与法人配售、锁定制度稳定市场的期望是不一致的。

我们认为解禁日附近交易量的急剧上升和股票价格的持续下降可以在向下倾斜的股票需求曲线框架下得到逻辑一致的解释，在这个假说下，我们首先获得了几个推论，然后使用截面回归的方法进行验证，发现 IPO 股票在解禁前后的累积异常收益率与解禁数量呈现负相关关系，而与 IPO 公司的财务改进状况和套利风险指标呈现正相关关系，这些结果支持 IPO 股票需求曲线向下倾斜的假说。

通过询价制度，机构投资者可以发挥信息生产和价格发现的作用，这有利于通过制定包含更多市场信息的发行价格来降低首日抑价，但当承销商缺少 IPO 股票的分配权利并且发行价格实际受到核准控制时，法人配售制度减少首日抑价的这种作用机制将受到限制。在中国股票市场信息效率较低和股票需求曲线向下倾斜的条件下，向机构投资者配售并锁定 IPO 股票的做法将进一步减少上市初期可供交易的资产数量，在异质信念流行和缺乏卖空机制的中国股票市场，这倾向于进一步提高 IPO 股票中的投机性泡沫成分，进而加剧本已很高的首日抑价问题。实际统计数据显示，法人配售、锁定制度并不能有效降低首日抑价。

注释:

- ¹ 关于 IPO 首日抑价理论, Ritter and Welch (2002) 做了非常精彩的综述。
- ² 关于全球主要股票市场的 IPO 抑价水平对比, 请参阅 Ritter (2003)
- ³ 如无特殊说明, 本文数据皆来源于 wind 资讯数据库, 且皆为 A 股 IPO 数据。
- ⁴ 事实上, 1990 年至 2008 年间 1662 个 A 股 IPO 中, 上市首日收盘价低于发行价的仅有 35 例, 其中 24 例集中在 1993 年, 这种所谓的“新股不败神话”使得 IPO 新股成为一种近乎无风险的暴利资产。
- ⁵ 如 1998 年至 2000 年, 证券投资基金可以直接优先配售 IPO 股票。
- ⁶ 所谓的网上发行市场是指通过证券交易所技术系统进行证券发行的市场, 网下配售市场是指不通过证券交易所技术系统、由主承销商组织的证券发行市场。
- ⁷ 我们使用法人配售股份解禁当日的市场收盘价格与发行价格之差乘以获配数量来计算机构投资者的配售利润, 即法人配售利润=(解禁当日收盘价-发行价格)*配售数量。
- ⁸ 此处获利倍数指标反映的是机构通过法人配售制度获利金额占相应的 IPO 公司实际募集资金量的比例。
- ⁹ 梁洪昀(2002)首次研究了 A 股 IPO 法人配售股份锁定到期前后的股价与成交量变化, 其研究对象是 1999 年至 2000 年的 26 个 IPO 样本。
- ¹⁰ 其中, 如果股票在上海证券交易所上市, 则选用上证综合指数, 如果股票在深圳证券交易所上市, 则选用深证成份指数。事实上, 两个指数的相关系数高达 0.98, 指数的选取对实证结果没有显著的影响。
- ¹¹ 此处以及后面各主要统计量的理论分布的严格证明请参阅 MacKinlay 等(1997)。
- ¹² 解禁当日的异常交易量虽然在统计上是显著的, 但相对于样本 2 和样本 4 的 7.2 和 2.5, 其 1.1 的数值显然较小。
- ¹³ 实际上, 对样本 2 进行重复检验得出的结论与样本 3 并无根本不同, 限于篇幅, 下文仅列出对样本 3 的检验过程及结果。此处感谢匿名审稿人的提示。
- ¹⁴ 此处截面回归结果通过了异方差、自相关和多重共线性等一般计量检验, 限于篇幅, 此处不再列出相关的检验过程及结果。
- ¹⁵ 根据 Hong 等 (2006) 的研究, 随着限售股份的解禁, 大量可交易资产 (asset float) 的释放将减少股价中的投机性泡沫成份。

参考文献

- (1) Aggarwal, Reena, N. Prabhala, and Manju Puri, 2002, “Institutional Allocation in Initial Public Offerings: Empirical Evidence”, *Journal of Finance*, Vol. 57, pp.1421~1442.
- (2) Aggarwal, Reena, 2003, “Allocation of Initial Public Offerings and Flipping Activity”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 68, pp.111~136.
- (3) Allen, Franklin, and Gerald R. Faulhaber, 1989, “Signaling by Underpricing in the IPO Market”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 23, pp.303~324.
- (4) Malcolm Baker and Jeffrey Wurgler, 2007. “Investor Sentiment in the Stock Market”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 21, pp.129~152.
- (5) Benveniste, Lawrence M., and Paul A. Spindt, 1989, “How Investment Bankers Determine the Offer Price and Allocation of New Issues”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 24, pp.343~361.
- (6) Brav, Alon and Paul A. Gompers, 2003, “The Role of Lockups in Initial Public Offerings”, *Review of Financial Studies*, Vol.16, pp.1~29.
- (7) Cochrane, John H., 2002, “Stock as Money: Convenience Yield and the Tech-Stock Bubbles”, NBER working paper 8987.
- (8) Cornelli F, Goldreich D, Ljungqvist A, 2006, “Investor Sentiment and Pre-IPO Markets”, *Journal of Finance*, Vol.61, pp.1187~1216.
- (9) DeLong, J. B., A. Shleifer, L. H. Summers, and R. J. Waldmann, 1990, “Noise Trader Risk in Financial Markets,” *Journal of Political Economy*, Vol.98, pp.703~738.
- (10) Derrien Francois, 2005, “IPO Pricing in Hot Market Conditions: Who Leaves Money on the Table? ”, *Journal of Finance*, Vol.60, pp.487~521.
- (11) Field, Laura Casares and Gordon Hanka, 2001, “The Expiration of IPO Share Lockups”, *Journal of Finance*, Vol.56, pp.471~500.

-
- (12)Greenwood, Robin, 2005,“Short- and Long-term Demand Curves for Stocks: Theory and Evidence on the Dynamics of Arbitrage”, *Journal of Financial Economics* ,Vol.75, pp. 607~649.
- (13)Harris, M., and A. Raviv, 1993, “Differences of Opinion Make a Horse Race, ” *Review of Financial Studies*,Vol.6, pp.473~506.
- (14)Hong, Harrison, Jose Scheinkman and Wei Xiong,2006, “Asset Float and Speculative Bubbles”, *Journal of Finance*, Vol. 61, pp.1073~1117.
- (15)Hong, Harrison, Jeremy C. Stein, 2003, “Differences of Opinion, Short Sales Constraints and Market Crashes”, *Review of Financial Studies* ,Vol.16, pp.487~525.
- (16)Karpoff, Jonathan M, 1987, “The Relation between Price Changes and Trading Volume: A Survey”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* ,Vol22 ,pp.109~26.
- (17)Lamont, O. A., and C. M. Jones, 2002,“Short Sale Constraints and Stock Returns ” *Journal of Financial Economics*,Vol.66, pp.207~239.
- (18)Ljungqvist, Alexander, and William J. Wilhelm, 2002, “IPO Allocations: Discriminatory or Discretionary?”, *Journal of Financial Economics*,Vol.65, pp.167~201.
- (19)Ljungqvist, Alexander, Tim Jenkinson, andWilliam J.Wilhelm, 2003, “ Global Integration in Primary Equity Markets: The Role of U.S. Banks and U.S. Investors”, *Review of Financial Studies*,Vol.16, pp.63~99.
- (20)Ljungqvist, Alexander, Vikram K. Nanda, and Rajdeep Singh, 2006, “Hot Markets, Investor Sentiment, and IPO Pricing”, *Journal of Business* ,Vol.79,pp.1667~1702.
- (21)Loughran, Tim, and Jay R. Ritter, 2002, “Why don’t Issuers Get Upset about Leaving Money on the Table in IPOs? ”,*Review of Financial Studies* ,Vol.15, pp.413~443.
- (22)Lynch, A. W. and R. R. Menidenihall, 1997,“New Evidence on Stock Price Effects Associated with Changes in the S&P 500 Index ” *Journal of Business*,Vol.70, pp.351~384.
- (23)Craig MacKinlay, Andrew W. Lo and John Y. Campbell,1997,“The Econometrics of Financial Markets”, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- (24)Miller,E.,1977,“Risk, Uncertainty, and Divergence of Opinion”, *Journal of Finance*,Vol.32, pp.1151~1168.
- (25)Eli Ofek and Matthew Richardson, 2000,“The IPO Lock-Up Period: Implications for Market Efficiency And Downward Sloping Demand Curves ” ,New York University, Leonard N. Stern School Finance Department Working Paper Seires 99-054.
- (26)Eli Ofek and Matthew Richardson, 2003,“DotCom Mania: The Rise and Fall of Internet Stock Prices”, *Journal of Finance* ,Vol.58,pp.1113~1137.
- (27)Paul Schultz,2008, “Downward-Sloping Demand Curves, the Supply of Shares, and the Collapse of Internet Stock Prices” , *Journal of Finance*, Vol. 63, pp.351~378.
- (28)Ritter, Jay R., and Ivo Welch, 2002, “A Review of IPO Activity,Pricing, and Allocations”, *Journal of Finance* ,Vol.57, pp.1795~1828.
- (29)Ritter, J. R., 2003, “Investment Banking and Securities Issuance”, in Handbook of the Economics of Finance, Edited by George. M. Constantinides, Milton Harris, and René Stulz: North Holland.
- (30)Rock, Kevin, 1986, “Why New Issues are Underpriced? ”, *Journal of Financial Economics* 15, 187~212.
- (31)Shleifer, Andrei, 1986, “Do Demand Curves for Stocks Slope Down?”, *Journal of Finance* ,Vol.41, pp.579~ 90.
- (32)Shmuel Kandel, Oded Sarig, Avi Wohl, 1999, “The Demand for Stocks: An Analysis of IPO Auctions”, *Review of Financial Studies*, Vol.12, , pp.227~247.
- (33)Varian, H. R., 1989,“Differences of Opinion in Financial Markets ”,in C. Stone (ed.), Financial Risk: Theory, Evidence and Implications: Proceedings of the 11th Annual Economic Policy Conference of the Federal

Reserve Bank of St. Louis, Kluwer Academic, Boston.

(34)Jiang Wang,1994, “A Model of Competitive Stock Trading Volume”, *Journal of Political Economy*, Vol. 102 , pp.127~168.

(35)Jeffrey Wurgler and Ekaterina Zhuravskaya, 2002,“Does Arbitrage Flatten Demand Curves for Stocks? ”,*Journal of Business*, University of Chicago Press, vol.75, pp.583~608.

(36)梁洪均:《新股持股所定期到期前后的股价与成交量》,《经济科学》,2002年第4期。

(37)刘晓峰、李梅:《IPO 询价制在中美实施效果的比较及博弈分析》,《国际金融研究》,2007年第2期。

(38)刘煜辉、熊鹏:《股权分置、政府管制和中国 IPO 抑价》,《经济研究》,2005年第5期。

(39)张峥、刘力:《换手率与股票收益:流动性溢价还是投机性泡沫?》,《经济学季刊》,2006年第5卷第3期。

附表 1: 中国 A 股 IPO 法人配售制度相关法规及条款

证监会文件	执行日期	法人配售主要条款	法人配售股锁定条款
《关于证券投资基金配售新股有关问题的通知》	1998年8月12日至2000年5月18日	1.公开发行业在5000万股及以上的新股可向基金配售,公开发行业为5000万股至1亿股的新股,配售比例为10%;公开发行业为1亿股至2亿股的新股,配售比例为15%;公开发行业在2亿股以上的新股,配售比例为20%。 2.如果各基金对某一新股申请配售的总量超过按配售比例计算的配售数量,则进行比例配售。 3.基金除申请配售新股外,不得参与新股的公开申购。	基金获配新股,自该新股上市2个月后可流通,在流通之前由证券交易所实施冻结。
《关于进一步做好证券投资基金配售新股工作的补充通知》	1999年11月11日至2000年5月18日	公开发行业在5000万股(含5000万股)以上的新股,按不低于公开发行业20%的比例供各基金申请配售,具体配售比例由主承销商和发行人商定。	每只基金一年内所配售的全部新股,占配售新股资金总额50%部分,自配售之日起6个月内不能流通,由托管银行监督执行;其余50%部分,自新股上市之日起即可流通。
《关于进一步完善股票发行方式的通知》	1999年7月28日至2005年1月1日	1.公司股本总额在4亿元以上的公司,可采用对一般投资者上网发行和对法人配售相结合的方式发行股票。 2.对法人的配售和对一般投资者的上网发行为同一次发行,须按同一价格进行。法人不得同时参加配售和上网申购。 3.股票发行价格可采取以下方法确定: a.发行公司和主承销商可制定一个发行价格区间,报证监会核准; b.通过召开配售对象问答会等推介方式,了解配售对象的认购意愿,确定最终发行价格; c.最终发行价格须确定在经证监会核准的价格区间内。最终发行价格确定在价格区间之外的,须报证监会重新核准。 4.用于配售部分的股票,不得少于公开发行业量的25%,不得多于公开发行业量的75%。 5.配售中,申购数量大于原定配售量时,发行公司及主承销商可采取比例配售、抽签等方法进行配售,并应由公证机关对其结果出具公证文书。	在对一般法人配售和对一般投资者上网发行前,战略投资者应与发行公司订立配售协议,约定其持股时间不得少于6个月;对一般法人配售的股票,自该公司股票上市之日起3个月后方可上市流通。证券交易所须锁定向法人配售的股份,确保其在约定持股期间内不得上市流通。

《关于修改〈关于进一步完善股票发行方式的通知〉》	2000年4月5日至2005年1月1日	<ol style="list-style-type: none"> 1.取消《通知》中发行后总股本在4亿元以上的公司方可采用对一般投资者上网发行和对法人配售相结合的方式发行股票的限制。发行后总股本在4亿元以下的公司亦可采用上述方式发行股票。 2.取消《通知》中用于法人配售部分的股票不得少于公开发行业量的25%、不得多于公开发行业量的75%的限制。发行人和主承销商在考虑上市后该股票流动性等因素的基础上,自主确定对法人配售和对一般投资者上网发行的比例。 	
《法人配售发行方式指引》	2000年8月21日至2005年1月1日	<ol style="list-style-type: none"> 1.发行人和主承销商事先确定发行量和发行底价,通过向法人投资者询价,并根据法人投资者的预约申购情况确定最终发行价格,以同一价格向法人投资者配售和对一般投资者上网发行。 2.发行量在8000万股以上的,对法人的配售比例原则上不应超过发行量的50%;发行量在20000万股以上的,可根据市场情况适当提高对法人配售的比例。 3.证券投资基金可以比照战略投资者或一般法人参加预约申购。 4.已获配的法人投资者和证券投资基金不得同时参加上网申购。 	发行人在招股意向书中必须细化和明确战略投资者的定义,使之充分体现出战略投资者的意义。战略投资者的家数原则上不超过2家,特大型公司发行时,可适当增加战略投资者的家数,战略投资者的持股时间不少于6个月。
《关于首次公开发行股票试行询价制度若干问题的通知》	2005年1月1日至2006年9月19日	<ol style="list-style-type: none"> 1.发行人及其保荐机构应通过初步询价确定发行价格区间,通过累计投标询价确定发行价格。 2.发行人及其保荐机构应向参与累计投标询价的询价对象配售股票;公开发行股票数量在4亿股以下的,配售数量不应超过本次发行总量的20%;公开发行股票数量在4亿股以上(含4亿股)的,配售数量不应超过本次发行总量的50%。 3.累计投标询价完成后,发行价格以上的有效申购总量大于拟向询价对象配售的股份数量时,发行人及其保荐机构应对发行价格以上的全部有效申购进行同比例配售。 	询价对象应承诺将参与累计投标询价获配的股票锁定3个月以上,锁定期自向社会公众投资者公开发行的股票上市之日起计算。
《证券发行与承销管理办法》	2006年9月19日至今	<ol style="list-style-type: none"> 1.首次公开发行股票,应当通过向特定机构投资者(即询价对象)询价的方式确定股票发行价格。 2.首次公开发行股票数量在4亿股以上的,可以向战略投资者配售股票。发行人及其主承销商应当向参与网下配售的询价对象配售股票。公开发行股票数量少于4亿股的,配售数量不超过本次发行总量的20%;公开发行股票数量在4亿股以上的,配售数量不超过向战略投资者配售后剩余发行数量的50%。 3.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。 	战略投资者应当承诺获得本次配售的股票持有期限不少于12个月,持有期自本次公开发行的股票上市之日起计算。询价对象应当承诺获得本次网下配售的股票持有期限不少于3个月,持有期自本次公开发行的股票上市之日起计算。