

信息获利、道德风险与询价机构报价

徐光鲁¹, 马超群¹, 蔡宗武², 贾 钰¹

(1. 湖南大学 工商管理学院, 长沙 410082; 2. 堪萨斯大学 经济系, KS 66045)

摘 要 本文考虑二级市场信息获利因素引发的询价机构在报价方面存在的道德风险, 结合新股配给规则, 通过理论和实证模型分析二级市场信息获利对询价机构报价行为的影响机制. 理论模型表明: 二级市场信息获利使得询价机构存在未真实报价的道德风险, 市场通过最大化高报价投资者申购份额的配售方式以减少未真实报价的道德风险, 从而二级市场信息获利使得参与询价的机构投资者具有高报价倾向. 在进一步的实证分析中, 基于 2010 年 10 月到 2018 年 6 月在中国 A 股上市的 1234 家 IPO 公司的详细报价数据对理论模型进行检验, 实证结论支持理论模型结论; 进一步通过分类别、分行业、分阶段地研究, 发现询价机构高报价倾向受二级市场信息获利的影响程度存在类别和行业差异. 本文首次考虑二级市场信息获利这一诱发道德风险的因素对询价机构报价行为的影响, 发现询价机构存在“把信息留在桌子上”的道德风险, 同时为市场“价高者得”的配给规则提供了理论支撑, 对政策改革具有重要启示.

关键词 二级市场信息获利; 知情交易概率; 询价机构报价; 高频数据

Information-based profits, moral hazard, and institutional investors' bids

XU Guanglu¹, MA Chaoqun¹, CAI Zongwu², JIA Yu¹

(1. Business School, Hunan University, Changsha 410082, China; 2. Department of Economics, University of Kansas, KS 66045, USA)

Abstract This paper considers the moral hazard of the institutional investors caused by the information-based profits in secondary market, and analyzes the mechanism of its influence on institutional investors' quotes with the IPO allocation rules using theoretical and empirical models. The theoretical model shows that the information-based profits in secondary market make institutional investors bid inadequately. In order to reduce the moral hazard of the inadequate quotation, the market maxes the subscription share of institutional investors with high bidding price, resulting in a high tendency to overbid for institutional investors. In further empirical analysis, based on the detailed quotation data of 1234 IPO companies listed in China's A-shares from October 2010 to June 2018, this paper analyzes the overbidding behavior of different type of institutional investors and the overbidding behavior in different industries and in different stages, showing that the tendency of overbidding is affected differently by the information-based profits in secondary market. This paper considers firstly the influence of the information-based profits in secondary market on the institutional investors' quotes and finds that the institutional investors have the moral hazard of “leave the information on the table”. At the same time, this paper provides theoretical support

收稿日期: 2018-12-20

作者简介: 徐光鲁 (1990-), 男, 汉, 山东聊城人, 博士研究生, 研究方向: 金融创新与风险管理, E-mail: xuguanglu2008@126.com; 马超群 (1963-), 男, 汉, 湖南岳阳人, 教授, 博士, 研究方向: 金融工程与风险管理、复杂系统建模, E-mail: cqma1998@126.com; 蔡宗武 (1960-), 男, 汉, 福建莆田人, 教授, 博士, 研究方向: 计量经济学、金融计量学, E-mail: caiz@ku.edu.

基金项目: 国家自然科学基金 (71431008, 71850012, 71631004); 国家社会科学基金 (19AZD014)

Foundation item: National Natural Science Foundation of China (71431008, 71850012, 71631004); National Social Science Foundation of China (19AZD014)

中文引用格式: 徐光鲁, 马超群, 蔡宗武, 等. 信息获利、道德风险与询价机构报价 [J]. 系统工程理论与实践, 2020, 40(4): 817-830.

英文引用格式: Xu G L, Ma C Q, Cai Z W, et al. Information-based profits, moral hazard, and institutional investors' bids[J]. Systems Engineering — Theory & Practice, 2020, 40(4): 817-830.

for the highest principle.

Keywords information-based profits in secondary market; the volume-synchronized probability of informed trading (VPIN); institutional investors' bids; high frequency data

1 引言

询价机构作为 IPO 市场参与者中的信息优势方, 对 IPO 定价效率至关重要。早在 2004 年 12 月, 中国证监会规定“首次公开发行股票的公司及其保荐机构应通过向询价对象询价的方式确定股票发行价格”, 并将询价对象的类别从最初的 6 类扩大到 8 类。然而询价机构是否在 IPO 过程中发挥了合理定价的作用, 目前还没有统一定论。一方面, 为了激励询价机构提供真实的定价信息, 承销商或发行人不得不牺牲部分发行收入而抑价发行, 即“把钱留在桌子上”^[1], 以弥补询价机构披露信息的成本^[2]; 另一方面, 与高抑价相伴的却是, 发行过程中询价机构出现的有意压低^[3]、竞抬^[4]、甚至合谋报价^[5]的行为。询价机构似乎并未合理利用其信息优势报价。这一矛盾的现象并无法从询价机构信息优势造成的逆向选择风险得到合理解释。事实上, 市场不只面临逆向选择风险。特别是, 询价机构作为影响新股定价的“决策者”和新股利益的“既得者”, 是否透露了与新股价值相关的全部信息, 其带给市场怎样的道德风险?

关于询价制度下机构投资者报价的研究, 主要围绕着承销商和机构投资者的关系, 从“信息激励”和“报价行为”两方面展开。从“信息激励”的角度, 已有文献主要针对询价制度下信息不对称引发的“逆向选择”风险^[1]而研究承销商如何补偿^[2]、激励^[6]机构投资者披露真实报价信息, 如承销商通过价格和数量歧视^[7]、超额配售选择权^[8]、托市^[9]等方式分配抑价发行的新股以获取不同投资者关于新股价值的信息。这一研究视角普遍认为, 承销商以其拥有的“自主配售权”并结合“IPO 抑价”而区别配售抑价发行的新股, 能够有效激励机构投资者披露真实的报价信息, 减少市场逆向选择的风险。之后学者在这一观点下研究价格区间^[10,11]的选取和数量歧视工具的使用对信息激励的影响, 如从新股需求^[12]、承销商和投资者的长期合作关系^[13]、业务关系^[14]、佣金关系^[15,16]等方面研究数量歧视工具对信息激励作用。虽然早期国内承销商缺少自主配售权, 但也认同将 IPO 抑价作为补偿承销商向询价机构征询信息的一种方式, 其在一级市场是必然存在的^[17]。

另外, 一些学者直接基于报价数据对报价行为展开研究。Cornelli 和 Goldreich^[18]利用 39 家欧洲 IPO 报价数据, 发现带有限价的报价、修正的报价以及提前报价包含了更多的新股价值信息, 从而相应的投资者获得较多的配售份额。而 Jenkinson 和 Jones^[19]基于同一数据, 在控制了市场热度影响之后, 并没有发现包含更丰富信息的报价获得相对较多的配售股票。之后, Cornelli 和 Goldreich^[20]进一步扩大数据样本量至 63 个, 他们以询价期间的市场收益作为公共信息的衡量指标, 发现公共信息显著影响了报价, 当市场收益增加时, 投资者更加积极地提交限价类型的报价, 并且只有影响了报价的公共信息才能被承销商反映到 IPO 定价中。Eom^[21]选取 2003 年到 2012 年韩国 IPO 报价数据, 发现投资者报价策略取决于承销商的自主定价权, 当承销商具有较大的自主定价权时, 投资者会更加积极地报价。Chiang 等^[22]以中国台湾 IPO 市场中竞价方式发行的 IPO 报价数据为研究对象, 发现基于信息驱动的机构投资者进行高报价并获得较高的利润, 而基于“利润”驱动的个人投资者通常谎报高价。基于中国 IPO 报价数据, 国内学者发现询价机构为了追求利益最大化存在压低报价的行为^[5,23,24], 而另一些学者认为机构投资者的报价在压低之后仍处于高报价水平^[4,25]。

以上分析可以看出, 在询价制度下大部分学者围绕着一级市场信息不对称引发的逆向选择风险从信息激励的角度研究询价机构报价行为, 这一研究忽略了市场上存在的道德风险。一方面, 虽然从“报价行为”方面展开的研究证实了市场中参与询价的机构为了利益最大化存在一定的道德风险, 但这一研究并没有回答参与询价的机构是否透露了与发行新股相关的全部信息。已有研究表明, 询价机构在参与询价的过程中并没有完全透露其掌握的新股价值信息, 并且将信息优势保持至二级市场进行获利^[13]。另一方面, 基于信息激励的研究仅仅围绕着一级市场展开, IPO 抑价仅仅作为一级市场补偿向询价机构征询信息的成本。然而无论是承销商^[9]还是参与询价的机构投资者^[26], 其行为决策都受到二级市场的影响。仅仅考虑一级市场未免造成研究结论的有偏性。

针对以上研究的不足, 本文将研究视角拓展至二级市场。与 Chemmanur 等^[13]的研究不同, 他们通过追踪获配股票的机构投资者的后市交易行为, 以该交易获利与长期收益的关系判断机构投资者是否保留其信息

优势并进一步在二级市场获利。本文采用更直接的度量指标知情交易概率对二级市场信息获利水平进行衡量,首次识别了二级市场信息获利这一诱发道德风险的因素及其对询价机构报价的影响,并对这一问题展开系统研究。首先,在 Busaba 和 Chang^[27] 的模型基础上结合新股配给规则,将其改进以应用于中国 IPO 市场,通过理论模型分析发现,二级市场信息获利使得询价机构存在未真实报价的道德风险,而市场为了减少二级市场信息获利对询价机构报价产生的道德风险,通过最大化高报价机构投资者申购份额的方式进行配售,从而使得参与询价的机构具有高报价的倾向;其次,根据二级市场信息获利水平的不同,分类别、分行业、分阶段地研究发现不同询价机构在询价过程中,其高报价的倾向受二级市场信息获利的影响程度存在类别和行业差异。本文的研究打开了中国市场询价机构不同报价行为差异背后的黑箱,同时对询价制度的改革,特别是注册制的实施,提供了重要启示。

2 理论模型

2.1 模型假设

本模型参考 Busaba 和 Chang^[27] 的研究框架,并将其改进至本文的研究。通常发行人采用询价制度发行股票,需委托承销商发行。承销商根据参与网下询价的机构投资者报价确定发行价格,并以此价格进行网上配售。根据询价制度规定,网下发行和网上发行同时进行,但投资者只能选择其中一种,不得同时参与。假设网下机构投资者和网上投资者均可以参与上市初期二级市场股票交易。

网下机构投资者以其具备的信息优势,通常被称为知情交易者,而将网上投资者视为非知情交易者。假设参与网下申购的知情交易者数量为 N ,每个知情交易者申购的股票数量为 $W(W \leq 1)$ 。由于网上申购的投资者不能参与新股定价,只能作为价格接受者参与新股上市后的交易,所以假设网上投资者为一个整体。为了使结论更具有-般性,假设发行数量为 1。

假设股票价值类型 V_I 分两种:一种是高质量股票,其对应的股票价值为 V_H ,另一种为低质量股票 V_L ,其中 $I=\{H, L\}$ 代表股票价值的类型。两种类型股票相对应的价值信号 H 和 L 可以被参与网下询价的机构投资者所掌握。投资者对于股票价值的认知并不会发生改变,与上市前承销商收集到的信号相一致。同时假设网上投资者基于流动性的原因,会卖出其获配股票份额的 $m + \epsilon$ 比例的股票,其中 m, ϵ 均为随机变量, ϵ 取值 $\pm \epsilon$ 。

定义 $\{P_I, A_I, \delta_I\}$, 其中 P_I 表示承销商在获得股票价值信号类型为 I 的情况下相应的定价, A_I 代表承销商配售给每个网下机构投资者的新股数量, $\delta_I = 1 - NA_I$, 表示网上投资者获得的新股配售数量。令 $\pi(\text{report } I | H)$ 、 $\pi(\text{report } I | L)$ 表示网下机构投资者从获得配售股票到二级市场抛售期间获得的利润,其中 H, L 表示网下机构投资者掌握的股票价值类型信号, $\text{report } I$ 代表其向承销商报告的价值类型信号。

为了刻画在询价阶段机构投资者未透露全部有关新股价值信息的市场行为,本文通过如下假设对其进行描述:假设询价机构没有完全透露其掌握的信息,那么视作其向承销商透露了错误的报价信息。令 $\pi_e(\text{report } L | H)$ 代表网下机构投资者获悉股票真实价值信号为 H 的情况下,向承销商只透露部分信息即错误报告为 L 时所获得的利润;同理, $\pi_e(\text{report } H | L)$ 代表网下机构投资者获悉股票真实价值信号为 L 的情况下,向承销商只透露部分信息即错误报告为 H 时所获得的利润。

2.2 机构投资者报价分析

为了分析二级市场信息获利对询价机构报价的影响,首先需要分析二级市场信息获利对询价机构申购新股获利的影响。具体讲,在询价阶段,机构投资者未向承销商透露其掌握的全部信息,并将这一信息优势保留至二级市场获利。根据假设将其视为向承销商透露了错误的信息。例如在机构投资者获悉股票真实价值类型为 H 的情况下将高质量类型 H 误报为 L ,那么承销商根据其透露的信息将该股票视为低价值股票,并以此确定发行价格 P_L 。同时,机构投资者保留部分信息优势并在二级市场获利需要满足一定条件,即其需要隐藏自己的交易行为,使得股票真实价值类型不被市场发现。此时机构投资者需要采取与流动性驱动的市场交易者相对应的策略进行交易。由于流动性驱动的市场交易者在上市初期需要卖出获配股票 δ_I 的 $m \pm \epsilon$ 份额的股票,两种状态的概率均为 0.5,且订单差为 $2\epsilon\delta_I$ 。那么,机构投资者为了使其未透露全部市场信息而错误报价的行为不被市场发现,在两种状态下,其需提交的卖单数量差也应为 $2\epsilon\delta_I/N$,才能隐藏真实的股票价值信

息. 表 1 给出了单个机构投资者将高价值类型 H 误报为低价值类型 L 时二级市场的获利分析.

表 1 二级市场信息获利分析

状态 概率	价值 类型	流动性投资者 提交的卖单	机构投资者 提交的卖单	市场总 卖单	后验 概率	市场 价格	二级市场 信息获利
0.5	H	$(m - e)\delta_L$	$2e\delta_L/N$	$(m + e)\delta_L$	0	V_L	$2e\delta_L(V_H - V_L)/N$
0.5	H	$(m + e)\delta_L$	$2e\delta_L/N$	$(m + 3e)\delta_L$	1	V_H	0

从表 1 可以看出, 流动性投资者提交的卖单数量分别为 $(m - e)\delta_L$ 、 $(m + e)\delta_L$, 且两种状态概率为 0.5. 当流动性投资者提交数量为 $(m - e)\delta_L$ 的卖单时, 市场总的卖单数量为 $(m + e)\delta_L$, 与流动性投资者提交的卖单 $(m + e)\delta_L$ 相同. 此时承销商并不能推断出机构投资者是否参与了市场交易及股票的真实价值类型, 从而机构投资者隐藏了未真实报价的行为以及股价的真实信息. 此时每个机构投资者在二级市场获利为 $2e\delta_L(V_H - V_L)/N$. 由于每种状态下的概率为 0.5, 且 $\delta_I = 1 - NA_I$, 所以每个机构投资者二级市场信息获利为 $e(1 - NA_L)(V_H - V_L)/N$. 同理, 机构投资者在观察到低价值类型 L 情况下误报为高价值类型 H 时, 每个机构投资者在二级市场信息获利为 $e(1 - NA_H)(V_H - V_L)/N$. 故

$$\pi_e(\text{report L} | H) = A_L(V_H - P_L) + e(1 - NA_L)(V_H - V_L)/N, \quad (1)$$

$$\pi_e(\text{report H} | L) = A_H(V_L - P_H) + e(1 - NA_H)(V_H - V_L)/N, \quad (2)$$

其中, $A_L(V_H - P_L)$ 、 $A_H(V_L - P_H)$ 为相应的一级市场抑价发行的收入.

其次, 考虑机构投资者真实报价情况下的获利. 根据以上分析, 询价机构真实报价情况下二级市场信息获利为 0, 其总获利仅为一级市场抑价发行收入, 即 $\pi_t(\text{report H} | H) = A_H(V_H - P_H)$, $\pi_t(\text{report L} | L) = A_L(V_L - P_L)$. 不考虑新股配给规则的影响, 即 A_H 、 A_L 外生化, 其中, $0 \leq A_H \leq 1/N$ 、 $0 \leq A_L \leq 1/N$. 进一步对比机构投资者在真实报价与未真实报价两种情况下的获利, 可以看出, $\pi_t(\text{report H} | H) \leq \pi_e(\text{report L} | H)$ 、 $\pi_t(\text{report L} | L) \leq \pi_e(\text{report H} | L)$, 即询价机构未真实报价的获利大于真实报价的获利, 市场存在未真实报价的道德风险.

通过以上分析可以看出, 二级市场信息获利使得机构投资者保持部分信息优势至二级市场变得有利可图. 基于此, 本文得到如下研究假设:

假设 1: 二级市场信息获利使得询价机构存在未真实报价的道德风险.

2.3 考虑新股配给规则的影响

以上分析可以看出, 在二级市场信息获利因素影响下, 参与询价的机构投资者未全部透露有关新股价值的信息, 并将信息优势保留至二级市场可以获得更大的利润. 二级市场信息获利增大了机构投资者未真实报价的动机. 然而上节分析并没有考虑新股配给规则. 询价制度作为一种信息收集机制, 其本质不仅仅在于信息的获取, 还在于新股的配售. 本节放宽了 A_H 、 A_L 外生的假设, 进一步结合市场新股配售规则, 分析二级市场信息获利对机构投资者报价的影响.

机构投资者未真实报价并把其信息优势保持至二级市场获利, 这一获利恰好是信息劣势的投资者在二级市场承担的损失. 而承销商为了防止机构投资者未真实报价带来的定价偏误, 通过确定发行定价 P_H 、 P_L 以及 A_H 、 A_L , 促使机构投资者真实报价. 此时承销商促使机构投资者进行真实报价的纳什均衡条件为 $\pi_e(\text{report L} | H) \leq \pi_t(\text{report H} | H)$ 、 $\pi_e(\text{report H} | L) \leq \pi_t(\text{report L} | L)$. 根据 2.1 小节分析, 线性规划 (3) 前两个约束条件给出了该纳什均衡约束条件的详细展开式. 承销商以定价偏离股票真实价值的程度作为其目标函数, 即最小化定价偏误. 即

$$\min \quad \beta(V_H - P_H) + (1 - \beta)(V_L - P_L) \quad (3)$$

$$\text{s.t.} \begin{cases} A_L(V_H - P_L) + e(1 - NA_L)(V_H - V_L)/N \leq A_H(V_H - P_H), \\ A_H(V_L - P_H) + e(1 - NA_H)(V_H - V_L)/N \leq A_L(V_L - P_L), \\ 0 \leq A_H \leq 1/N, \\ 0 \leq A_L \leq 1/N, \\ P_L \leq V_L, \\ P_H \leq V_H. \end{cases}$$

其中, β 为现实中股票价值类型为 H 的概率. 约束条件 1、2 为纳什均衡的约束条件, 约束条件 3、4 给出了市场约束条件. 通过拉格朗日乘数法求解线性规划 (3) 可得: $P_L = V_L$, $P_H = V_H - e(V_H - V_L)$, $A_L = 0$, $A_H = 1/N$.

通过以上约束条件下 A_H 、 A_L 的值可以看出, 承销商为了避免机构投资者未真实报价行为对股票发行定价造成的风险, 通常会最大化高报价机构投资者的申购配额, 减少低报价机构投资者申购配额.

这一理论结论具有重要的现实根据. 在中国特色询价制度经历了“按比例配售”、“抽签配售”、“自主配售”的政策变革后, 其配售规则仍未脱离“价高者得”的本质^[28]. 虽然在前两种配售方式中, 承销商并没有完全自主配售权, 但是“价高者得”保证了高报价投资者在“按比例配售”的情况下获得新股, 同时保证了其在“抽签配售”下获得配售的资格.

综上所述, 在二级市场信息获利对机构投资者报价产生重要影响的情况下, 市场通过最大化高报价机构投资者申购份额的方式以减少这种道德风险, 而机构投资者为了获得配售股票也会选择高报价申报. 因此本文得到如下研究假设:

假设 2: 二级市场信息获利使得参与询价的机构投资者具有高报价倾向.

3 实证检验

3.1 样本选取

在 2010 年 10 月第二阶段询价制度改革中, 证监会要求“发行人及其主承销商须披露参与询价的机构的具体报价情况”, 这一制度的改革为本文的研究提供了可行性. 因此本文以中国 A 股上市公司为研究对象, 选取 2010 年 10 月到 2018 年 6 月为研究区间, 在样本区间内剔除了 VPIN 为极端值 0 和 1、财务数据及发行数据缺失的样本, 最终样本量为 1234 家上市公司. 本文的财务数据及发行数据来自 Wind 资讯金融终端, 高频数据来自国泰安 (CSMAR) Level-2 数据库. 采用高频数据库中带有买卖标识的逐笔数据计算 VPIN, 避免因主观判断不准确造成的估计偏差.

本文进一步整理了不同类别询价机构参与报价的情况, 在样本区间内, 询价机构总共参与报价 165.78 万次. 其中, 基金公司参与报价 73.55 万次, 参与 IPO 公司 1076 家; 保险公司参与报价 7.61 万次, 参与 IPO 公司 1069 家; 证券公司参与报价 7.47 万次, 参与 IPO 公司 1060 家; 财务公司参与报价 1.38 万次, 参与 IPO 公司 1024 家; 社保基金参与报价 2.21 万次, 参与 IPO 公司 1234 家; 信托投资公司参与报价 1.21 万次, 参与 IPO 公司 959 家; 个人投资者参与报价 0.47 万次, 参与 IPO 公司 737 家; QFII 机构参与报价 0.35 万次, 参与 IPO 公司 354 家; 其他投资者参与报价 71.53 万次, 参与 IPO 公司 1052 家. 另外, 根据 Wind 申万行业分类标准, 表 2 给出了样本区间内不同行业上市公司的分布情况.

3.2 变量定义

在实证分析中, 采用表 3 所列变量进行实证检验, 对其中变量设定做如下说明:

第一, 参考 Roll 和 Subrahmanyam^[29] 的研究, 本文提出采用参与每只股票询价的机构投资者整体报价偏度作为衡量询价机构报价倾向的指标. 之所以采用该指标, 是因为参与每只新股询价的机构投资者比较多, 仅从单个询价对象的报价无法判断其报价高低及倾向. 在 4.2 节的分析中, 进一步研究了参与每只股票的不同类型询价机构的报价倾向. 根据偏度系数的正负性, 具体分为以下两种情况:

表 2 各行业上市公司统计

名称	上市数量	行业占比 (%)	名称	上市数量	行业占比 (%)
医药生物	118	9.562	化工	134	10.858
采掘	109	8.833	机械设备	108	8.752
电气设备	87	7.05	计算机	94	7.618
传媒	56	4.544	汽车	79	6.40
纺织服装	40	3.241	建筑装饰	61	4.943
食品饮料	34	2.755	轻工制造	42	3.403
通信	29	2.35	公用事业	32	2.593
家用电器	29	2.35	有色金属	26	2.106
农林牧渔	26	2.107	交通运输	23	1.863
建筑材料	23	1.864	国防军工	11	0.891
商业贸易	18	1.459	休闲服务	7	0.573
食品饮料	18	1.459	钢铁	2	0.162
建筑材料	16	1.29	综合	2	0.162
银行	10	0.81	合计	1234	100

表 3 变量定义及说明

变量类型	变量符号	变量名称	变量说明
被解释变量	<i>Bidskew</i>	询价机构报价倾向	参与询价的机构投资者报价偏度
核心解释变量	<i>VPIN</i>	知情交易概率	上市后 30 天内日度 VPIN 均值
控制变量	<i>Days</i>	询价天数	初步询价持续时间
	<i>ROF</i>	首发募集资金	首发募集资金总额 (单位: 亿元)
	<i>Age</i>	上市公司成立年限	发行上市前成立年限
	<i>TOP1</i>	大股东持股比例	第一大股东持股比值
	<i>Size</i>	首发前总股本	首发前总股本 (单位: 十亿股)
	<i>EPS</i>	每股收益	招股说明书发布的每股收益
	<i>ROE</i>	净资产收益率	上市前一年公布的净资产收益率
	<i>Lev</i>	资产负债率	上市前一年公布的资产负债率
	<i>PE</i>	市盈率	招股说明书发布的市盈率
	<i>AT</i>	发行氛围	初步询价前 30 个交易日内上证、深圳成指平均回报
	工具变量	<i>Lot</i>	网下中签率
			网下配售股数/网下申购数
	替代被解释变量	<i>DEV</i>	报价偏离度
			(报价均值 - 内在价值)/(内在价值)

当整体报价呈正偏态时, 位于均值右侧的高报价投资者数量低于位于均值左侧的低报价投资者数量, 均值右侧存在极大值; 此时偏度系数的绝对值越大, 投资者报价倾向偏高的程度越高, 反之, 投资者报价倾向偏高的程度越低. 而当整体报价呈负偏态时, 位于均值右侧的高报价投资者数量大于位于均值左侧的低报价投资者数量, 均值左侧存在极小值; 此时偏度系数的绝对值越小, 投资者报价倾向偏高的程度越高, 反之越低.

另外, 稳健性分析中, 为了防止指标选取造成的偏误, 进一步采用询价机构报价均值偏离新股内在价值的程度, 作为询价机构报价倾向的度量指标.

第二, 选取知情交易概率作为度量二级市场信息获利水平的指标. 知情交易概率衡量的是基于信息驱动的市场交易占全部市场交易的比例, 直接反映了市场信息获利的水平. 已有研究表明知情交易概率高的股票通常存在超额收益^[30]. 因此本文选取知情交易概率指标 VPIN 度量知情交易概率. VPIN 作为以“交易量单位”为度量尺度的指标, 相比于以“时间单位”为度量尺度的 PIN 指标, 其避免了高频数据所带来的参数估计中存在的溢出问题, 从而更好地适用于高频数据环境. 根据 Easley 等^[31]的研究, VPIN 的计算公式如下:

$$VPIN = \frac{\sum_{\tau=1}^n |V_{\tau}^B - V_{\tau}^S|}{nV}, \tag{4}$$

其中, n 为一天内的交易篮子数, V 表示每个篮子的等交易量. 按照 Easley 等^[31]的研究, 将每天交易量等分为 50 个交易篮子, 即 $n = 50$, 从而 V 为一天交易量的五十分之一. V_{τ}^B 、 V_{τ}^S 分别为每个等交易篮子中买、卖交易量, 即 $V = V_{\tau}^B + V_{\tau}^S$. Easley 等^[31]进一步给出了 VPIN 指标的两个矩条件, $E(V_{\tau}^B - V_{\tau}^S) =$

$\alpha\mu$ 、 $E(V_{\tau}^B + V_{\tau}^S) = 2\epsilon + \alpha\mu$, 即

$$VPIN = \frac{\alpha\mu}{2\epsilon + \alpha\mu} = \frac{\alpha\mu}{V} \approx \frac{\sum_{\tau=1}^n |V_{\tau}^B - V_{\tau}^S|}{nV}. \tag{5}$$

从式 (5) 可以看出 VPIN 指标和 PIN 指标的内在一致性.

我们选取每只股票上市后 30 天内的交易数据, 通过计算日度 VPIN 值进而平均得到每只股票上市初期的信息获利水平. 图 1 给出了样本内日度 VPIN 均值的走势, 可以看出, 在上市 15 天后知情交易概率趋于稳定.

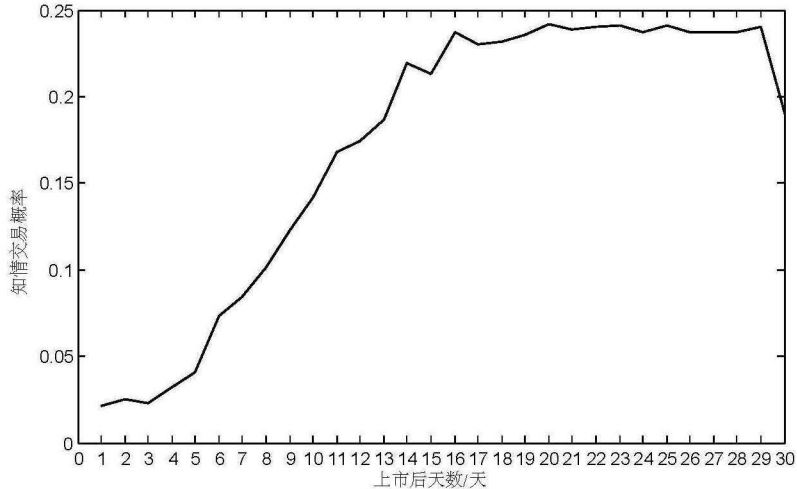


图 1 上市初期知情交易水平

第三, 参考俞洪海等^[4]、刘志远等^[5]的研究, 选取上市公司成立年限、第一大股东持股比例、首发前总股本作为反映公司特征的指标; 选取市盈率、每股收益、净资产负债率、净资产收益率作为反映财务状况的指标; 选取初步询价天数、首发募集资金作为反映发行情况的指标; 选取发行氛围作为反映市场总体投资情绪的指标. 另外, 选取网下中签率作为二级市场信息获利指标的工具变量, 报价偏离度作为询价机构报价倾向的替代变量.

4 实证结果及分析

4.1 描述性统计

表 4 给出了主要研究变量的描述性统计, 从中可以看出, 询价机构整体报价偏度系数为 0.593, 说明询价机构在参与报价的过程中存在报价偏高的倾向. VPIN 均值为 0.165, 通过显著性检验发现, VPIN 均值不显著为 0, 说明二级市场存在较高的信息获利水平, 这为本文的研究提供了充分的依据.

表 4 主要变量描述性统计						
变量	均值	最大值	最小值	标准差	偏度系数	峰度
Bidskew	6.307	84.513	-79.420	28.810	0.593	4.265
VPIN	0.165	0.671	0.0315	0.182	1.170	3.384
Days	2.014	18.002	1.006	1.824	2.547	2.296
ROF	7.768	330.754	0.395	14.251	1.858	209.845
Age	13.514	55.987	1.992	5.248	1.043	6.500
TOP1	34.781	88.237	4.366	14.519	0.574	3.125
Size	0.322	17.73	0.0263	1.121	9.794	119.561
EPS	0.708	3.972	-0.0031	0.427	2.091	6.616
ROE	25.383	99.749	1.517	12.443	1.458	2.747
Lev	43.738	98.232	1.788	17.683	0.181	251.490
PE	30.164	556.25	6.084	21.791	11.329	4.972
AT	0.192	16.97	-32.147	4.386	-0.327	6.231
Lot	1.503	100	0.00261	7.892	5.253	124.083

表 5 相关分析

	<i>Bidskew</i>	<i>VPIN</i>	<i>Days</i>	<i>ROF</i>	<i>Age</i>	<i>TOP1</i>	<i>Size</i>	<i>EPS</i>	<i>ROE</i>	<i>Lev</i>	<i>PE</i>	<i>AT</i>
<i>VPIN</i>	0.0816*	1										
<i>Days</i>	-0.121*	-0.257*	1									
<i>ROF</i>	-0.0733*	-0.378	0.1808*	1								
<i>Age</i>	0.106*	0.051*	-0.0989*	-0.0617*	1							
<i>TOP1</i>	0.0545*	0.225	-0.127*	-0.0594	0.0462*	1						
<i>Size</i>	-0.0045	0.170*	-0.0119	-0.128*	-0.0602*	0.10*	1					
<i>EPS</i>	-0.142*	-0.124*	-0.0193	0.172*	0.0151	-0.024	-0.075*	1				
<i>ROE</i>	-0.165*	-0.281*	0.172*	0.343	-0.215*	-0.0761*	-0.139*	0.442*	1			
<i>Lev</i>	-0.100*	-0.136*	0.150*	0.134*	-0.173	-0.110*	0.035	-0.0851	0.172*	1		
<i>PE</i>	0.0307	0.0804*	0.0284	0.0847*	-0.0090	0.0160	0.0037	-0.00262	0.0355	0.0104	1	
<i>AT</i>	-0.0258*	-0.0026	-0.0693	-0.00501	-0.0144	-0.006	-0.0025	-0.0255	-0.0142	-0.0278	0.0326	1
<i>Lot</i>	-0.0403	-0.0531	0.0472	0.0824*	0.0247	-0.0370	0.0140	-0.0008	0.00471	0.00143	0.0521	0.0211

注: * 表示在 10% 置信水平下显著.

进一步, 本文给出了主要变量的相关系数. 从表 5 中可以看出: 1) 询价机构报价偏度系数与二级市场信息获利指标显著正相关, 与理论模型推论一致, 即二级市场信息获利促使询价机构具有高报价倾向; 2) 询价机构报价的偏度系数与发行指标、公司特征指标、财务指标显著相关; 控制变量之间最大的显著相关系数为 0.442, 通过进一步计算膨胀因子发现, 自变量中最大的膨胀因子为 1.74, 所有自变量的平均膨胀因子为 1.04, 可以认为自变量之间不存在严重的多重共线性.

另外, 本文选取上市数量排名前 6 位的行业进行非参数 Friedman 检验, 以检验不同行业之间二级市场信息获利水平的差异. 统计量结果显示 $\chi^2 = 10.462$, 自由度 4, $p = 0.0101 < 0.05$, 说明不同行业在二级市场信息获利的水平存在显著差异. 为了进一步探讨不同行业组间均值是否存在显著差异, 我们对数据进行三次方处理以缓解数据右偏态特性进而进行方差分析. 表 6 进一步给出了方差齐性检验的多重比较结果, 通过 p 值可以看出计算机和采掘业、医药生物和化工之间的方差齐性假设不显著成立, 可以认为以上两两行业之间二级市场信息获利水平明显不同. 在下一节分析中, 本文进一步研究了机构投资者报价倾向是否存在行业差异.

表 6 方差齐性的检验结果

	采掘	电气设备	化工	机械设备	计算机
电气设备	-0.0953 (0.747)				
化工	-0.782 (1.000)	0.0173 (1.000)			
机械设备	-0.0624 (1.000)	0.0339 (1.000)	0.0165 (1.000)		
计算机	-0.134 (0.0942)	-0.0372 (1.000)	-0.0543 (0.294)	-0.0214 (1.000)	
医药生物	-0.0987 (0.574)	-0.00392 (1.000)	(-0.0738) (0.0217)	(-0.0369) (1.000)	0.0331 (1.000)

注: 括号内为 p 值.

4.2 实证结果

根据理论模型分析, 二级市场信息获利影响了询价机构报价并促使其具有高报价倾向. 那么, 在市场化发行定价过程中, 二级市场信息获利究竟是否诱使参与询价的机构未真实报价, 其对于不同类型的机构报价产生什么影响. 表 7 报告了实证回归的结果, 其中 OLS 回归模型 (1) 是在不加入其他控制变量情况下, 二级市场信息获利与询价机构报价倾向单独回归的结果. 可以看出二级市场信息获利与询价机构报价偏度系数显著相关且正相关, 根据 3.2 节偏度系数正负分类的分析, 说明其对询价机构报价倾向产生偏高的影响, 与理论结论一致, 从而二级市场信息获利对询价机构报价带来了一定的道德风险.

表 7 OLS 回归和 2SLS 回归结果								
解释变量	OLS 回归结果				2SLS 回归结果			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>VPIN</i>	18.467*** (4.734)	15.021*** (3.678)	11.61** (2.163)	9.208** (2.072)	74.365*** (11.063)	50.112*** (7.018)	38.993*** (5.061)	33.466*** (3.763)
<i>Days</i>		-1.433*** (-5.144)	-1.259*** (-3.624)	-1.145*** (-4.247)		-0.582** (-2.106)	-0.713** (-2.556)	-0.433** (-2.017)
<i>ROF</i>		-5.342*** (-5.621)	-6.227*** (-4.967)	-2.201** (-2.017)		-5.808*** (-6.104)	-5.071*** (-5.021)	-3.054*** (-2.792)
<i>Age</i>			0.422*** (2.722)	0.414*** (2.792)			0.371*** (2.93)	0.345*** (2.692)
<i>TOP1</i>			0.117** (2.473)	0.987** (1.976)			0.0491 (1.01)	0.0329 (0.643)
<i>Size</i>			-0.117 (-0.0401)	-0.832** (-2.154)			-0.653 (-1.450)	-1.044** (-2.226)
<i>EPS</i>				-4.064** (-2.563)				2.073 (0.692)
<i>ROE</i>				-3.803*** (-2.581)				3.901 (0.961)
<i>Lev</i>				0.0582* (1.657)				0.0265 (0.83)
<i>PE</i>				-0.0674*** (-5.648)				-0.0336** (-2.344)
<i>AT</i>				-0.312*** (-2.753)				-0.171** (-2.018)
<i>Cons</i>	5.018*** (7.653)	16.733*** (9.701)	6.655*** (2.728)	17.594*** (3.224)	-2.528*** (-7.312)	11.33*** (5.363)	5.216* (1.877)	13.464** (1.983)
DWH 检验					48.732 (0.000)	17.265 (0.000)	10.932 (0.000)	7.785 (0.000)
不可识别检验					97.253 (0.000)	68.547 (0.000)	69.432 (0.000)	63.209 (0.000)
弱工具变量检验					105.362 (0.000)	80.575 (0.000)	96.543 (0.000)	97.431 (0.000)
<i>N</i>	1234	1234	1234	1234	1234	1234	1234	1234
<i>F</i>	22.361	27.292	22.19	18.083	97.243	60.401	50.465	51.692
<i>R</i> ²	0.0214	0.0605	0.0764	0.099	0.0703	0.120	0.168	0.272
第一阶段工具变量					-0.00463*** (-9.861)	-0.00392*** (-8.966)	-0.00401*** (-9.834)	-0.00285*** (-9.985)

注: DWH 为异方差稳健的 Durbin-Wu-Hausman 检验, 仅报告 Wu-Hausman 统计量对应的 *F* 值、*P* 值。 *F* 和 *R*² 分别对应 OLS 回归和 2SLS 第一阶段回归的 *F* 统计量和拟合优度。 OLS 回归结果已按 White 稳健标准误进行异方差修正。 **、*、* 分别表示在 1%、5%、10% 置信水平下显著。

在表 7 的 OLS 回归模型 (2)~(4) 中, 逐步控制了影响询价机构报价倾向的发行情况指标、公司特征指标、财务状况指标及市场发行氛围指标。 在各模型的回归结果中, *VPIN* 与询价机构报价偏度系数的关系均显著为正, 说明二级市场信息获利与询价机构报价倾向的关系相当稳健。

从表 7 初步回归结果可以看出, 二级市场信息获利对询价机构报价偏度系数产生正向影响。 之所以产生这一现象, 笔者认为有如下两种原因: 1) 从参与询价的机构投资者角度, 参与询价的机构不仅仅考虑一级市场的短期收益, 其决策行为受到二级市场收益的影响^[26]。 当二级市场信息获利水平较高同时一级市场的抑价不足以成为其提供真实报价信息的激励时, 参与询价的机构投资者具有未真实报价的动机。 特别是参与询价的机构投资者既是“政策”制定者, 即以其自身的报价影响了承销商定价, 同时又是“利益既得者”, 即可以参与上市初期的交易与网上投资者共享新股上市初期的利润。 这一政策本身就蕴含着较高的道德风险, 这一道德风险也是之前研究所忽略的。 2) 从承销商的角度讲, 承销商掌握着发行定价的话语权, 其定价效率高

低关系着发行价格的合理与否。倘若发生定价偏误,势必会被二级市场基于信息驱动的交易者所利用。正如理论模型所述,询价机构可以参与新股上市初期的交易进而利用其信息优势在承销商定价偏误的时候获得利润;而这种利润即是其他投资者的损失。那么承销商为了减少这种定价偏误对其他投资者带来的损失,势必会采取这样一种策略,即选择高报价的机构投资者入围,以减少这种道德风险的损失。当参与申购的投资者考虑到承销商的配售策略,其当然会选择高报价以获得新股。国内相关研究发现机构投资者的高报价即使在有意压低之后仍处于高水平^[25],这与本文的结论相一致。

但准确估计上述模型面临一个内生性问题,即影响二级市场信息获利的因素很多,其中一些因素可能与询价机构报价倾向有关。由于询价机构的报价包含了关于新股价值的信息,二级市场信息获利的水平势必会受询价机构报价的影响,即二者之间存在反向因果关系。另外,二级市场信息获利指标可能存在测量偏误,从而导致估计量的一致性,进而使得回归结果失去意义。为此,本文选取网下中签率作为二级市场信息获利的工具变量以解决模型的内生性问题。之所以选取该指标,主要由于网下中签率作为询价制度的重要因素,反映了询价过程中征询信息的力度。根据李亚静和朱宏泉^[32]的研究,网下中签率不仅具有较强的信息含量,而且对上市首日收益及持有 3 个月收益具有预测能力,且两者负相关。这说明网下中签率能够影响二级市场投资者利用信息获利的水平。通常较低的网下中签率代表参与询价的机构越多,征询信息的范围越广,从而二级市场投资者利用信息获利的程度降低。从表 7 的 2SLS 第一阶段回归结果可以看出,网下中签率在 1% 的置信水平下显著负相关,说明选取的工具变量有效。另外,通过表 5 相关分析显示,询价机构报价的偏度系数与网下中签率的相关系数为 -0.0403 ,说明二者之间不显著相关,满足工具变量的选取条件,说明工具变量的选取具有合理性。下文对工具变量的选取进行了更为严格的统计检验。

表 7 同时报告了采用工具变量法进行两阶段最小二乘回归的第二阶段回归结果。首先,采用 Durbin-Wu-Hausman 检验对二级市场信息获利指标进行内生性检验,实证结果表明,DHW 统计量在 1% 显著性水平下拒绝了“二级市场信息获利指标是外生”的原假设,即认为存在内生性;其次,不可识别检验均表明工具变量的秩条件成立;另外,考虑到工具变量与内生性变量之间的相关强度对统计推断一致性的影响,表 7 报告了第一阶段回归结果的 F 统计量和拟合优度,并进一步通过弱工具变量检验对工具变量与内生变量的相关性进行检验,弱工具变量检验显示, F -statistic 值大于 10,且 P 值均为 0,拒绝存在弱工具变量的原假设,说明工具变量和内生变量之间具有较强的相关性;从表 7 的 2SLS 回归结果可以看出,在控制了内生性后,二级市场信息获利对询价机构报价偏度系数的正负性和显著性均没有发生显著变化,说明二级市场信息获利造成询价机构报价倾向偏高的结论具有稳健性。

考虑到参与询价的机构投资者类型不同,本文统计了每只股票不同类型询价机构报价的偏度系数,进一步研究了不同类别的询价机构报价倾向受二级市场信息获利水平的影响是否存在差异。表 8 给出了分类别回归的结果,从分类别回归的结果看,其他投资者、QFII 机构两种类型的机构验证了二级市场信息获利对询价机构报价倾向偏高具有促进作用,说明两种类型的机构投资者的报价倾向受二级市场信息获利水平影响较大,存在高报价倾向,而在其他类型的询价机构类型中未发现二者之间存在显著的相关关系。究其原因,一方面,由于 QFII 机构比其他类型的询价机构具有更强的信息收集能力^[33],其未真实报价即未全部透露信息的动机更强;另一方面,QFII 机构通常追逐较高的短期利润而造成股价的异质性波动^[34],这种短视的投资行为更易引发二级市场信息获利造成的道德风险。而承销商为了减少以上情况造成的道德风险,通过最大化高报价申购者份额的方式使得以上询价机构高报价倾向更高,故 VPIN 对询价机构报价偏度系数产生正影响。对于其他投资者,通过 *suest* 检验,并没有发现两类投资者之间报价倾向存在明显不同。

根据 4.1 节方差分析结果,可以看出不同行业之间二级市场信息获利水平存在显著差异。那么这一信息获利水平的差异是否引起了询价机构报价倾向的不同?本文进一步研究了不同行业间其对询价机构报价倾向的影响。表 8 给出了分行业回归的实证结果,可以看出,在医药生物和化工两个行业中,询价机构报价受二级市场信息获利的影响存在高报价倾向,而在计算机和采掘业中不存在。已有研究表明,医药生物行业相对于化工行业存在更严重的羊群效应^[35]。这种由信息不确定性带来的非理性从众投资行为,一方面,增加了询价机构在二级市场利用其信息优势获利的动机,增加了未真实报价的道德风险,另一方面,促使承销商更加

依赖于最大化高报价申购者份额的方式激励询价机构真实报价. 进一步通过 *suest* 检验表明, $\text{Prob} \geq \chi^2 = 0.00783 < 0.01$, 拒绝“两组回归系数不存在显著差别”的原假设, 即认为两个行业中, 机构投资者报价倾向受二级市场信息获利影响的程度明显不同, 与前文表 6 方差齐性的检验结果相一致. 这主要由于, 化工行业属于生产性服务行业, 其股权结构中民营资本比较活跃, 在股权激励并非有效的情况下, 民营资本更容易发生减持行为^[36]. 这种减持行为更类似于 QIFF 投资者的短视投资行为, 同样更容易引发二级市场信息获利带来的道德风险.

考虑到 2014 年 1 月承销商引入自主配售权这一政策变革的影响, 本文对政策变革前后的样本进行分组回归, 回归结果均支持二级市场信息获利对询价机构报价倾向产生偏高的影响. 进一步对改革前后的组间系数进行检验, 以考察 VPIN 在不同子样本中的回归系数是否存在差异, 结果表明改革前后的回归系数并不存在显著差异.

表 8 分类别、分行业和分阶段回归结果

解释变量	其他投资者	QFII 机构	医药生物	化工	改革前	改革后
<i>VPIN</i>	1.218*** (2.861)	0.991** (2.426)	34.662** (1.971)	6.791*** (56.012)	3.103*** (2.658)	10.286** (2.209)
	Prob > $\chi^2 = 0.671$		Prob > $\chi^2 = 0.00783$		Prob > $\chi^2 = 0.154$	
<i>Days</i>	-0.0712*** (-2.741)	0.0387 (0.752)	1.573 (1.223)	1.022 (0.825)	-0.0262* (-1.748)	-1.124*** (-4.181)
<i>ROF</i>	-0.132 (-0.976)	0.0417 (0.283)	-3.843 (-0.554)	-4.153 (-0.983)	-0.862 (-0.532)	-2.422** (-2.208)
<i>Age</i>	-0.0176 (-1.233)	-0.0031 (-0.192)	-0.0759 (-0.238)	-0.0372 (-0.122)	-0.00422*** (-2.853)	0.343*** (2.725)
<i>TOP1</i>	-0.00622 (-0.112)	-0.00276 (-0.491)	0.215 (1.242)	0.313 (1.388)	0.00928 (1.571)	0.096* (1.932)
<i>Size</i>	-0.0614* (-1.79)	0.0502 (1.255)	-19.244 (-0.771)	-21.334 (-1.474)	0.0402 (0.914)	-0.743* (-1.813)
<i>EPS</i>	0.276 (1.204)	-0.122 (-0.732)	-3.221** (-1.986)	-3.233* (-1.891)	-4.485** (-2.22)	-4.013** (-2.535)
<i>ROE</i>	-0.249* (-1.782)	0.231 (1.183)	-9.886 (-1.271)	-3.577 (-0.712)	-6.992 (-0.531)	-3.734** (-2.533)
<i>Lev</i>	-0.00853 (-0.23)	0.00541 (1.257)	0.00534 (0.0403)	-0.0716 (-0.451)	0.00442 (1.037)	0.0573 (1.612)
<i>PE</i>	0.0041*** (3.501)	0.0151** (2.184)	-0.127 (-0.702)	-0.125 (-1.017)	-0.513 (-0.901)	-0.0641*** (-5.564)
<i>AT</i>	-0.0271* (-1.687)	0.0312 (1.132)	-0.725* (-1.733)	-0.0283 (-0.991)	-0.0368* (-1.711)	-0.211*** (-2.614)
<i>Cons</i>	1.392** (2.533)	-2.15*** (-3.191)	40.354* (1.694)	26.283 (1.226)	-3.621 (-1.413)	17.801*** (3.311)
<i>N</i>	1052	354	118	134	477	757
<i>F</i>	5.473	2.39	2.831	2.442	2.066	5.312
<i>R</i> ²	0.102	0.0571	0.194	0.0872	0.0522	0.213

注: 此表回归结果已按 White 稳健标准误进行异方差修正. ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 置信水平下显著.

5 稳健性分析

为了进一步检验本文结论, 避免指标选取造成研究偏误. 本文采用代理变量替换的方法进行回归, 对询价机构报价倾向采用报价偏离度指标替代. 报价偏离度为询价机构报价加权平均值偏离股票内在价值的程度, 其中询价机构报价加权平均值的权重为有效申报数量, 股票内在价值根据上市后 30~90 天内的平均收盘价确定. 该指标取值越大, 表明询价机构报价偏离股票内在价值的程度越大, 从而询价机构报价倾向越高. 表 9 给出了稳健性回归结果, 从中可以看出, 再检验的结果没有发生显著变化, 二级市场信息获利对报价偏离度仍产生显著正向影响, 与前文实证结果相一致且支持理论模型. 从而说明二级市场信息获利使得参与询价的机构投资者具有高报价倾向的结论具有稳健性.

表 9 稳健性回归结果

解释变量	总体	其他投资者	QFII 机构	医药生物	化工	改革前	改革后
<i>VPIN</i>	0.0469*** (3.214)	0.0264*** (2.785)	9.332*** (4.341)	0.0391** (2.523)	0.0877*** (2.902)	0.532*** (3.044)	0.0164** (2.107)
<i>Days</i>	-0.00583 (-0.732)	-0.00364 (-0.203)	-0.123 (-0.401)	-0.00170* (-1.728)	-0.00843** (-2.443)	-0.00372 (-0.412)	-0.00128 (-0.743)
<i>ROF</i>	-0.0144** (-2.142)	0.00149 (0.33)	-2.063 (-1.471)	-0.0132* (-1.685)	-0.0751 (-1.09)	-0.0314*** (-2.782)	-0.00512 (-1.083)
<i>Age</i>	0.00714 (1.544)	0.000668** (2.142)	0.000432 (1.318)	0.000771 (0.241)	0.000842 (0.11)	0.000253 (0.748)	0.000617 (1.114)
<i>TOP1</i>	0.00033 (1.603)	0.00062 (0.0432)	0.0428 (1.124)	0.0313 (1.086)	-0.000488 (-0.902)	0.000765 (0.821)	0.000812** (2.234)
<i>Size</i>	-0.0242 (-0.586)	-0.00159 (-0.727)	0.642* (1.774)	-0.0201 (-0.921)	-0.0504 (-0.903)	-0.0267 (-1.405)	-0.0342 (-1.323)
<i>EPS</i>	0.0183*** (2.921)	0.0563 (0.986)	-10.324*** (-5.912)	0.0243 (1.032)	0.0272 (1.413)	-0.0418** (-2.315)	0.0226*** (3.755)
<i>ROE</i>	-0.0132* (-2.053)	0.0011 (0.172)	-4.201*** (-2.871)	-0.00287 (-0.511)	0.0214 (1.317)	-0.0275 (-1.214)	-0.019** (-2.482)
<i>Lev</i>	-0.000163 (-1.091)	-0.00162 (-1.432)	0.0125 (0.604)	-0.000356 (-1.283)	-0.000721** (-2.315)	-0.000324 (-1.434)	-0.000213 (-1.014)
<i>PE</i>	-0.000182 (-1.425)	-0.000571* (-1.922)	-0.0782 (-1.529)	-0.000228 (-0.354)	-0.000623 (-0.728)	-0.00089* (-1.932)	-0.000434** (-2.421)
<i>AT</i>	-0.00174* (-1.926)	0.000162 (0.517)	-0.00544 (-0.0542)	0.000291 (0.414)	0.000857 (0.527)	-0.00132 (-1.421)	-0.0213* (-1.692)
<i>Cons</i>	-1.212*** (-49.453)	-0.963*** (-52.769)	6.663 (1.204)	-1.747*** (-33.421)	-1.004*** (-20.767)	-0.462*** (-21.755)	-1.507*** (-37.483)
<i>N</i>	1234	1052	354	118	134	477	757
<i>F</i>	4.592	4.487	19.012	5.522	2.705	2.043	6.093
<i>R</i> ²	0.0930	0.0944	0.173	0.329	0.201	0.0783	0.129

注：此表回归结果已按 Whited 稳健标准误进行异方差修正。***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 置信水平下显著。

6 结论

询价机构以其自身的报价参与了 IPO 定价的发行过程, 同时可以参与上市初期的市场交易, 与网上投资者共享新股上市初期的利润。以往研究主要围绕一级市场信息不对称引发的逆向选择风险, 从“信息激励”的角度研究如何激励询价机构真实披露报价信息, 而忽略了二级市场信息获利对询价机构报价产生的道德风险。特别是, 参与 IPO 发行的询价机构作为一级市场新股定价的“决策者”和二级市场新股利益的“既得者”, 带给市场的不仅仅是逆向选择风险。本文将研究视角拓展至二级市场, 首次识别了二级市场信息获利这一诱发道德风险的因素及其对询价机构报价行为的影响, 从理论和实证两方面对二级市场信息获利影响询价机构报价的作用机制展开研究。

主要研究结论: 1) 二级市场信息获利使得询价机构存在未真实报价的道德风险, 承销商为了减少未真实报价带来的损失, 通过最大化高报价机构投资者申购份额的方式进行配售, 从而使得参与询价的机构具有高报价的倾向; 2) 根据二级市场信息获利水平不同以及新股配给规则带来的市场变革, 从分类别、分行业及分阶段的研究视角, 发现在不同类别的询价机构中, 其他投资者和 QFII 机构这两类询价机构存在明显的高报价倾向; 在参与不同行业上市公司的报价中, 询价机构在医药生物和计算机两个行业的报价过程中存在高报价倾向, 且其高报价倾向并不相同; 在引入“自主配售权”前后, 市场中询价机构高报价倾向均较明显, 但其前后并不存在明显差异。

这对监管部门的启示体现在如下几个方面: 首先, 在询价机制方面, 针对询价机构存在未全部透露其掌握的新股定价信息的道德风险, 一方面, 承销商可以通过扩大询价对象的征询类型, 尤其是引入具有行业背景的投资者参与询价, 以提高信息征询力度; 另一方面, 需要进一步完善信息披露机制, 及时公开询价过程中

报价信息,提高报价的透明度,同时,可以加强行业信息的预披露,减少信息不对称程度。其次,在新股配售方面,针对询价机构存在高报价的倾向,承销商应注重定价能力和信息甄别能力的提升,制定合理的询价区间,引导询价机构合理真实报价;在引入超额配售权后,承销商可以通过绿鞋机制稳定二级市场股价,减少二级市场信息获利的空间,以激励投资者提供真实的报价信息;同时,鼓励投资者注重新股长期投资的价值,防范新股过度炒作。

参考文献

- [1] Rock K. Why new issues are underpriced[J]. *Journal of Financial Economics*, 1986, 15(1-2): 187-212.
- [2] Benveniste L M, Spindt P A. How investment bankers determine the offer price and allocation of new issues[J]. *Journal of Financial Economics*, 1989, 24(2): 343-361.
- [3] 张小成, 孟卫东, 周孝华. 询价下异质预期对 IPO 抑价的影响 [J]. *中国管理科学*, 2008, 16(6): 168-175.
Zhang X C, Meng W D, Zhou X H. The effect of heterogeneous expectation to IPO underpricing based on bookbuilding[J]. *Chinese Journal of Management Science*, 2008, 16(6): 168-175.
- [4] 俞红海, 刘烨, 李心丹. 询价制度改革与中国股市 IPO “三高”问题——基于网下机构投资者报价视角的研究 [J]. *金融研究*, 2013(10): 167-180.
Yu H H, Liu Y, Li X D. IPO book-building reform and the problem of IPO “Three Highs” in China stock market: A perspective of offline institutional investors’ quotes[J]. *Journal of Finance Research*, 2013(10): 167-180.
- [5] 刘志远, 郑凯, 何亚南. 询价对象之间是竞争还是合谋——基于 IPO 网下配售特征的分析 [J]. *证券市场导报*, 2011(3): 35-44.
Liu Z Y, Zheng K, He Y N. Do inquiry institutional investors complete or collude?[J]. *Securities Market Herald*, 2011(3): 35-44.
- [6] Chemmanur T J. The pricing of initial public offerings: A dynamic model with information production[J]. *The Journal of Finance*, 1993, 48(1): 285-304.
- [7] Benveniste L M, Wilhelm W J. A comparative analysis of IPO proceeds under alternative regulatory environments[J]. *Journal of Financial Economics*, 1990, 28(1-2): 173-207.
- [8] Zhang D. Why do IPO underwriters allocate extra shares when they expect to buy them back?[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2004, 39(3): 571-594.
- [9] Benveniste L M, Busaba W Y, Wilhelm Jr W J. Price stabilization as a bonding mechanism in new equity issues[J]. *Journal of Financial Economics*, 1996, 42(2): 223-255.
- [10] Jenkinson T, Morrison A D, Wilhelm Jr W J. Why are European IPOs so rarely priced outside the indicative price range?[J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 80(1): 185-209.
- [11] 刘钰善, 刘海龙. 新股询价发行中的价格区间与配售策略 [J]. *管理工程学报*, 2009(1): 116-120.
Liu Y S, Liu H L. Price range and strategic allocation in IPO bookbuilding[J]. *Journal of Industrial Engineering/Engineering Management*, 2009(1): 116-120.
- [12] Rocholl J. A friend in need is a friend indeed: Allocation and demand in IPO bookbuilding[J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2009, 18(2): 284-310.
- [13] Chemmanur T J, Hu G, Huang J. The role of institutional investors in initial public offerings[J]. *The Review of Financial Studies*, 2010, 23(12): 4496-4540.
- [14] Jenkinson T, Jones H. IPO pricing and allocation: A survey of the views of institutional investors[J]. *The Review of Financial Studies*, 2008, 22(4): 1477-1504.
- [15] Goldstein M A, Irvine P, Puckett A. Purchasing IPOs with commissions[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2011, 46(5): 1193-1225.
- [16] 南晓莉. 自主配售制度下承销商 - 基金公司利益输送的实证研究 [J]. *中国软科学*, 2018(7): 159-169.
Nan X L. Tunneling between underwriters and mutual funds after new allocation system of China stock market[J]. *China Soft Science Management*, 2018(7): 159-169.
- [17] 周孝华, 熊维勤, 孟卫东. IPO 询价中的最优报价策略与净抑价 [J]. *管理科学学报*, 2009(4): 129-134.
Zhou X H, Xiong W Q, Meng W D. Optimal auction strategy and net underpricing in IPO book-building system[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2009(4): 129-134.
- [18] Cornelli F, Goldreich D. Bookbuilding and strategic allocation[J]. *The Journal of Finance*, 2001, 56(6): 2337-2369.
- [19] Jenkinson T, Jones H. Bids and allocations in European IPO bookbuilding[J]. *The Journal of Finance*, 2004, 59(5): 2309-2338.
- [20] Cornelli F, Goldreich D. Bookbuilding: How informative is the order book?[J]. *The Journal of Finance*, 2003, 58(4): 1415-1443.

- [21] Eom C. Institutional bidding behaviors during IPO bookbuilding: Evidence from Korea[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2018, 48: 413–427.
- [22] Chiang Y M, Qian Y, Sherman A E. Endogenous entry and partial adjustment in IPO auctions: Are institutional investors better informed?[J]. *The Review of Financial Studies*, 2009, 23(3): 1200–1230.
- [23] 周孝华, 姜婷, 董耀武. 两阶段询价制下的 IPO 价格形成与需求隐藏研究 [J]. *系统工程学报*, 2013, 28(2): 187–193.
Zhou X H, Jiang T, Dong Y W. IPO price formation and demands shading study in two-stage bookbuilding[J]. *Journal of Systems Engineering*, 2013, 28(2): 187–193.
- [24] 刘善存, 林千惠, 宋殿宇, 等. 机构投资者串谋对 IPO 价格的影响 [J]. *管理评论*, 2013, 25(12): 15–24.
Liu S C, Lin Q H, Song D Y, et al. The influence on the IPO price from the collusion of institutional investors[J]. *Management Review*, 2013, 25(12): 15–24.
- [25] 胡志强, 姜雨杉. 询价制改革后机构投资者报价策略分析 [J]. *科学决策*, 2016(11): 1–17.
Hu Z Q, Jiang Y S. Bidding strategies of institutional investors after book-building reform[J]. *Scientific Decision / Scientific Decision Making*, 2016(11): 1–17.
- [26] 徐光鲁, 马超群, 刘伟, 等. 信息披露与 IPO 首日收益率 [J]. *中国管理科学*, 2018, 26(10): 10–19.
Xu G L, Ma C Q, Liu W, et al. Pre-IPO disclosure and IPO first-day returns[J]. *Chinese Journal of Management Science*, 2018, 26(10): 10–19.
- [27] Busaba W Y, Chang C. Bookbuilding vs. fixed price revisited: The effect of aftermarket trading[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2010, 16(3): 370–381.
- [28] 姜婷, 周孝华. 询价对象报价行为与 IPO 价格形成的进化博弈 [J]. *系统工程学报*, 2015(5): 642–649.
Jiang T, Zhou X H. Evolutionary game of institutional investors' bidding behavior and IPO price formation[J]. *Journal of Systems Engineering*, 2015(5): 642–649.
- [29] Roll R, Subrahmanyam A. Liquidity skewness[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2010, 34(10): 2562–2571.
- [30] Easley D, Hvidkjaer S, O'hara M. Is information risk a determinant of asset returns?[J]. *The Journal of Finance*, 2002, 57(5): 2185–2221.
- [31] Easley D, López de Prado M M, O'Hara M. Flow toxicity and liquidity in a high-frequency world[J]. *The Review of Financial Studies*, 2012, 25(5): 1457–1493.
- [32] 李亚静, 朱宏泉. 投资者中签率对股票上市表现的预测分析 [J]. *系统工程理论与实践*, 2014, 34(S1): 23–31.
Li Y J, Zhu H Q. Investor's lottery ratios and the ability to forecast stock performance in secondary markets[J]. *Systems Engineering — Theory & Practice*, 2014, 34(S1): 23–31.
- [33] 郑凯, 阮永平, 何雨晴. 询价对象间关系网络的 IPO 定价后果研究 [J]. *管理科学学报*, 2017, 20(7): 57–67.
Zheng K, Ruan Y P, He Y Q. The effect of inquiry objects' relationship networks on IPO pricing[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2017, 20(7): 57–67.
- [34] 钟凯, 孙昌玲, 王永妍, 等. 资本市场对外开放与股价异质性波动 —— 来自“沪港通”的经验证据 [J]. *金融研究*, 2018(7): 174–192.
Zhong K, Sun C L, Wang Y Y, et al. Stock market liberalization and idiosyncratic return volatility evidence from “Shanghai-Hong Kong stock connect” scheme[J]. *Journal of Finance Research*, 2018(7): 174–192.
- [35] 汤长安, 彭耿. 中国基金羊群行为水平的上下界估计及其影响因素研究 [J]. *中国软科学*, 2014(9): 136–146.
Tang C A, Peng G. The estimated downward and upward bounds and the impact factors of herding level of Chinese funds[J]. *China Soft Science*, 2014(9): 136–146.
- [36] 汪金祥, 吴育辉, 吴世农. 我国上市公司零负债行为研究: 融资约束还是财务弹性?[J]. *管理评论*, 2016, 28(6): 32–41.
Wang J X, Wu Y H, Wu S N. A study on the behavior of zero-leverage for companies listed in China: Financial constraint or financial flexibility[J]. *Management Review*, 2016, 28(6): 32–41.