

# 信息不对称下股权增发 路径的设计与选择

廖理<sup>1</sup> 范宏博<sup>2</sup>

(1. 清华大学五道口金融学院; 2. 清华大学经济管理学院)

**【摘要】**基于 2006~2011 年股权增发样本的实证研究发现,我国上市公司在设计股权增发路径时主要是在公开增发和定向增发之间进行选择,定向增发中投资者的差异并没有构成新的增发路径。信息不对称程度越强,上市公司选择定向增发的可能性越大,而监督效应因素的影响并不显著。在信息不对称情景下,公开增发公司会聘请资本实力更强的承销商来见证公司价值,而资本实力较弱的承销商出于包销风险的考虑,也会影响上市公司股权增发路径的选择。

**关键词** 股权增发路径 信息不对称 监督效应

中图分类号 F275 文献标识码 A

## The Design and Choice of Equity-selling Mechanisms under Information Asymmetry

**Abstract :** Empirical study based on equity financing data from 2006 to 2011 shows that Chinese listed companies choose the equity-selling mechanisms between public offering and private placement. There is no sub offering method under private placement. With higher information asymmetry, listed companies are more likely to choose private placement, while the monitoring incentive has little influence on the equity-selling mechanisms. Under information asymmetry, listed companies would choose underwriter with more capital to certificate their value when using public offering. Due to risk of bought deal, underwriter with lower capital would influence seasoned equity offering method.

**Key words :** Equity-selling Mechanisms; Information Asymmetry; Monitoring Incentive

### 一、问题的提出

上市公司股权再融资行为一直是学术界和实务界关注的热点问题。在几种可选择的股权再融资方式中,公开增发面向的投资者范围更广,能够提升上市公司股票的流动性和在资本市场上的能见度。因此,在西方成熟资本市场,公开增发一直是上市公司主要的股权再融资

方式。在中国证监会2006年颁布的《上市公司证券发行管理办法》中,也规定我国上市公司可以采用公开增发、定向增发和配股三种方式进行融资。从股权分置改革后融资事件数量和融资金额来看,公开增发和定向增发已经成为我国上市公司股权再融资的主要方式<sup>①</sup>。而定向增发在上市公司融资次序中要优于公开增发,这一现象与西方成熟市场的经验形成了鲜明对比,也构成了我国上市公司股权增发次序中的一个未解之谜。

Akerlof (1970、2002)提出的“柠檬理论”指出,高信息不对称导致的逆向选择问题可能会影响企业的融资决策。Chemmanur和Fulghieri (1999)的理论模型指出,由于私募融资是针对少量的投资者来发行,融资的信息成本较低,因此当信息不对称程度较强时,上市公司更有可能选择私募融资而非公开发行。而大量的研究发现,我国上市公司的大股东或管理层为了保住自身的控制权私利,会操纵信息披露的频度和内容,由此导致上市公司信息披露的质量低下(陈小悦等,2000;平新乔和李自然,2003;马忠和吴翔宇,2007),Wang等(2008)并没有发现中国上市公司自愿性信息披露会降低其融资成本。这些证据表明,我国资本市场上整体性的存在着信息不对称程度较高、投融资双方信任度较低的状况。因此在中国情景下,信息不对称是否在微观层面影响上市公司股权增发路径的设计与选择,成为一个关键的问题。

虽然股权分置改革后股权增发市场的蓬勃发展引起学者们的广泛关注,他们纷纷从各种角度对股权增发的一些现象进行分析。例如,章卫东(2007)比较了定向增发和公开增发的市场反应;张鸣和郭思永(2009)指出大股东在定向增发中会进行针对自身的利益输送行为。但我们也应看到,这些研究多仅针对股权增发中的一些现象进行分析,缺乏对于股权增发路径选择问题直接而系统性的研究。尤其是在大股东可注入资产越来越少,现金类定向增发成为主流的大背景下,公开增发和定向增发在本质上是相同的,均是要吸引投资者以现金来认购增发股份,而哪些因素影响了上市公司在公开增发和定向增发之间的选择,定向增发下投资者的差异是否构成了新的增发路径的区分?本文通过直接检验上市公司股权增发路径的设计与选择问题,不仅有助于解释我国上市公司的股权增发行为,也能够为相关政策的制定与改进提供一定的方向和依据。

## 二、文献综述

上市公司公开增发行为一直是学术界研究的热点。许多学者指出,公开增发有负的宣告效应(Masulis和Korwar,1986)、利用了机会窗口(Bayless和Chaplinsky,1996)、会进行盈余管理(Teoh等,1998)。而作为新兴的融资方式,定向增发出现后,其许多不同于公开增发的特性也激发了学者们的研究兴趣,纷纷从两种股权增发路径的差异着手,研究哪些因素影响上市公司的股权增发路径选择。

由于企业融资时需要将内在价值传递给投资者,而两种股权增发方式的投资者存在差异,这就使得事前信息不对称水平会影响企业的融资决策。Hertzel和Smith(1993)指出,定向增发中的投资者可以通过直接与管理层协商来确定对企业的估值,而只要投资项目的净现值大于信息成本,投资者将会购买增发新股。Chemmanur和Flughieri(1999)的理论模型指出,为保证公开发行的顺利,企业必须能够吸引到数量众多的中小投资者,而私募融资

<sup>①</sup> 2006~2011年,非金融行业中满足公开增发条件的现金类定向增发事件发生273次,融资2512亿元;同期公开增发事件发生94次,融资1789亿元;配股融资(不要求其满足公开增发条件)发生52次,融资788亿元。

则不然。所以给定信息不对称水平，公开发行的信息成本要高于私募融资，这就导致在均衡时，信息不对称程度较强的企业会选择私募发行，而信息不对称程度较低的企业会选择公开发行。

在实证研究方面，Wu (2004) 以美国资本市场的公开增发和定向增发案例为样本，分析了哪些因素影响上市公司在公开增发和定向增发间的选择。结果发现，定向增发公司的成立时间更短、相对买卖价差更大、有更少的分析师追踪和机构投资者投资，换手率也更低。并且在控制其他因素后，上述因素与企业定向增发的可能性仍然存在明显的相关关系，说明上市公司的信息不对称程度会影响股权增发路径的选择。

Wruck 和 Wu (2005) 的研究表明，公司管理者在选择定向增发的投资者时存在明显的偏好关系。一般而言，公司管理者会优先选择关系投资者作为定向增发对象，随后才考虑外部投资者。其原因在于，关系投资者对上市公司的价值更为了解，投资的信息成本要更低。而关系投资者认购定向增发新股，某种程度上见证了上市公司的价值，这一类定向增发宣告后的市场反应和长期业绩也要好于单纯由外部投资者认购的定向增发。

由于公开增发新股的发售对象较为分散，而定向增发通常是将大量的股份集中销售给少量投资者，两种发行方式对股权结构的影响不同，这也会影响上市公司的股权增发决策。Wruck (1989) 认为，由于定向增发可以提高上市公司的股权集中度，导致对公司管理层或大股东更强的监督效应，因此当管理层或大股东希望通过这种监督效应提高上市公司价值时，上市公司会进行定向增发。反之，当管理层或大股东希望保住对上市公司的私有控制收益时，会优先选择公开增发。

Wu (2004) 的研究结论质疑了有关监督效应的解释。他将美国市场上公开增发和定向增发样本进行比较后发现，养老基金和风险投资等积极投资者在两种增发方式前后持股比例变化的差异并不明显，而非机构投资者在定向增发后持股比例的上升要高于公开增发。同时，股权集中度变化与股权增发路径之间的关系并不明显，说明监督效应可能不是影响上市公司增发路径选择的主要原因。

但 Cronqvist 和 Nilsson (2005) 对瑞典资本市场的研究为监督效应假说提供了证据。瑞典资本市场的特点是上市公司普遍存在一个家族性的大股东，而主要的股权再融资方式为配股和定向增发。当存在家族性大股东或大股东的控制权较弱时，为避免新进入股东的监督作用，上市公司会倾向于采用配股的方式融资。并且这种监督效应还表现在发行股票的种类上，当存在家族性大股东或家族性大股东并未参与配股时，上市公司更有可能发行低投票权的股票。

此外，在股票发行中，承销商是发行人与投资者沟通的中介，需要向投资者传递有关增发股票投资价值的信息，因此承销商会对发行过程产生自己的影响。早期的观点是承销商可以为上市公司增发股票的价值提供见证。Eckbo 和 Masulis (1992) 就认为，承销商会减轻上市公司融资过程中的逆向选择问题，见证上市公司的价值。具体证据为，当配股过程中大股东购买比例较低且上市公司与外界的信息不对称程度较高时，上市公司会选择承销商确定包销和预备包销的方式来承销，反之则更有可能选择代销的方式来发行新股，通过承销方式来见证公司价值。Jo 等 (2007) 以公开增发公司为样本，发现有声誉的承销商会抑制上市公司盈余管理的行为，而承销商的美誉也与增发后企业的经营业绩、股价走势正相关，说明有声誉的承销商能够更好地发挥见证作用。

但也有文献指出，承销商并非全然被动地接受在发行过程中所被赋予的角色，可能会主

动去影响企业的融资决策。Dunbar 和 Foerster (2008) 以美国撤回 IPO 申请的公司为样本, 发现有声誉的承销商更能把握市场时机, 因此能够在市场不利的情况下帮助公司撤回 IPO 申请, 并在市场转好时重返 IPO 市场。Lee (2010) 认为, 承销商不同于会计师、律师等中介机构之处在于, 它们要为发行活动成功与否承担整体的责任, 因此承销商需要确保发行时机合适并尽量降低投资者和上市公司间的信息不对称程度。Lee (2011) 的经验证据显示, 有声誉的承销商在承销经验、挖掘信息的规模效应和客户基础等方面握有优势, 因此可以更为精准地判断市场时机, 承销商声誉也与承销活动利润之间存在正相关关系。

根据统计, 2006~2011 年所有的公开增发均为包销, 而所有的定向增发均为代销, 尽管《上市公司证券发行管理办法》等法律法规并未做出这样的规定, 但现行的券商竞争态势使得承销商在两种增发方式中的风险暴露程度不同。这就使得不仅上市公司有动机去聘请声誉更好的承销商来见证上市公司价值, 承销商也有动机去影响企业的融资决策。如果承销商认为无法承担公开增发中的包销风险, 就更有可能劝导上市公司使用定向增发的方式融资。而声誉好的承销商由于在资本实力和承销网络上的优势, 更有能力保证公开增发成功和承担公开增发失败对净资本的消耗, 因此接受上市公司公开增发方案的可能性更高, 这方面可参见韦小敏 (2008)、李辉和张建峰 (2011) 和欧阳波 (2011) 等的研究。

### 三、研究设计与方法的选择

#### 1. 研究方法和计量模型的设定

按照制度约束的差异, 我们首先将上市公司股权增发路径区分为公开增发和定向增发。而一些研究指出, 由于信息成本的差异, 定向增发中投资者的不同可能构成新的增发路径的区分 (Cronqvist 和 Nilsson, 2005; Wruck 和 Wu, 2005)。因此, 我们假设在定向增发中存在包含大股东的定向增发和只针对外部投资者的定向增发两条新的增发路径<sup>①</sup>。如果存在公司特征因素影响了上市公司对定向增发投资者的选择, 则说明在定向增发的情景下, 上市公司的确存在下一层的股权增发路径。否则, 上市公司主要是在公开增发和定向增发之间进行选择。具体的股权增发路径分层结构如图 1 所示:

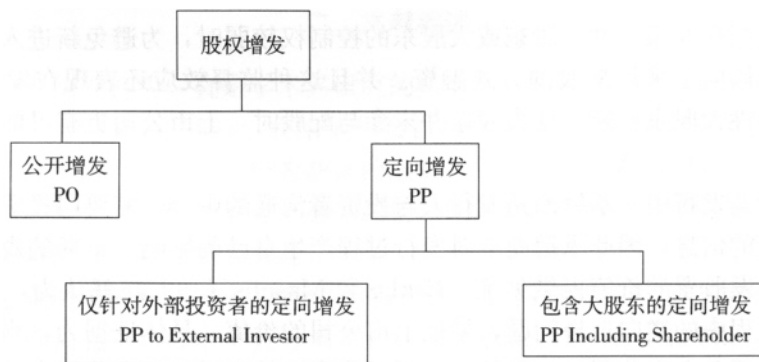


图 1 上市公司股权增发路径设计结构

<sup>①</sup> 在定向增发宣告时, 上市公司即宣告大股东是否参与增发, 通常大股东会以与外部投资者同样的价格参与认购, 此时可视为公司向外界发出有关投资价值的信号。而大量文献表明, 我国上市公司和大股东可以视为利益共同体, 因此本文假设上市公司可以决定是否将大股东包括进增发对象中。

本文使用 Mcfadden (1978、1981) 提出的嵌套 Logit 模型 (Nested Logit Model) 来分析上市公司股权增发路径的设计与选择问题。嵌套 Logit 模型适用于分层的决策结构, 并且并不要求数据满足 IIA 的假设 (Independence of Irrelevant Alternatives), 即任意两个层级的概率比与其他层级的存在与否无关, 而这一假设在研究上市公司融资行为中具有良好的适用性。当上市公司自主决定增发路径时, 其选定的增发路径较其他路径应能给予上市公司最大的效用。不失一般性, 本文假设上市公司的效用函数如式 (1):

$$V_m = v_m + \varepsilon_m \quad (1)$$

式 (1) 中,  $v_m$  表示可以由模型中变量所解释的增发路径效用。残差项  $\varepsilon_m$  表示未观察到的变量对效用函数的影响。下标  $m$  表示增发路径, 根据上文的分析, 我们可以将增发路径  $m$  分解, 分为主要的增发路径  $i$  (如公开增发和定向增发) 以及次要的增发路径  $j$  (如包含大股东的定向增发和仅针对外部投资者的定向增发)。此时, 上市公司选择特定增发路径的效用可以表示为:

$$V_{i,j} = v_{i,j} + \varepsilon_{i,j} \quad (2)$$

上市公司选择特定增发路径, 必然会使自身的效用最大化, 由此上市公司选择增发路径  $(i, j)$  的概率为:

$$P_{i,j} = \Pr [V_{i,j} > V_{i',j'}] \quad \text{when } (i, j) \neq (i', j') \quad (3)$$

此时将式 (2) 带入式 (3), 可得:

$$P_{i,j} = \int_{\varepsilon_{i,j}=-\infty}^{+\infty} f_{i,j} [v_{i,j} + \varepsilon_{i,j} - v_{i',j'}] d\varepsilon_{i,j} \quad (4)$$

其中,  $f_{i,j}$  表示路径  $(i, j)$  的概率密度函数。当  $\varepsilon_{i,j}$  服从独立、同分布的极值分布时, 即  $\varepsilon_{i,j}$  的概率函数如式 (5) 时:

$$\Pr [\varepsilon_{i,j} \leq \varepsilon] = \exp(-e^{-\varepsilon}) \quad (5)$$

式 (4) 可以写成标准形式的多值 Logit 模型:

$$\Pr (i, j) = \frac{\exp(v_{i,j})}{\sum_{i=1} \sum_{j=1} \exp(v_{i,j})} \quad (6)$$

式 (6) 的右边即为多值 Logit 模型 (Multinomial Logit Model) 的概率分布函数。多值 Logit 模型适用于非顺序多种结果的决策结构, 例如行人可以选择地铁、公交、驾车三种出行形式到达目的地, 三种形式并不存在顺序上由低到高的区分, 而三种出行方式被选择的概率和为 1。当行人可以选择的交通工具变为两项, 例如只能在地铁和公交中选择出行方式时, 此时多值 Logit 模型经过变化可以得到常见的二值 Logit 模型 (Binary Logit Model), 这方面的描述可见伍德里奇 (2003) 以及李子奈和潘文卿 (2005)。

标准的多值 Logit 模型适用于平面决策结构, 即决策者的选择在同一平面上分布。而嵌套 Logit 模型适用于分层的决策结构, 多值 Logit 模型可以视为嵌套 Logit 模型的一个特例。在本文的分析环境下,  $v_{i,j}$  表示分层结构中解释变量所代表的增发路径效用, 由主要增发路径和次要增发路径中的变量及系数所决定, 此时上市公司的效用函数可以进一步表示为:

$$V_{i,j} = \alpha A_i + \beta B_{i,j} + \varepsilon_{i,j} \quad (7)$$

其中,  $A_i$  表示随主要增发路径变化的解释变量矩阵;  $B_{i,j}$  表示随次要增发路径变化的解释变量矩阵;  $\alpha$  和  $\beta$  表示需要估计的系数矩阵;  $\varepsilon_{i,j}$  为服从广义极值分布的残差项。在上述推导下, 上市公司选择特定增发路径  $(i, j)$  的概率为:

$$\Pr(i, j) = pr(i) \cdot pr(j | i) \quad (8)$$

$pr(i)$  为上市公司选择主要增发路径  $i$  的概率,  $pr(j | i)$  为上市公司在选择主要增发路径  $i$  的情况下选择次要增发路径  $j$  的概率, 其取值为:

$$\Pr(j | i) = \frac{\exp(\beta B_{i,j})}{\sum_h \exp(\beta B_{i,h})} \quad (9)$$

而上市公司选择主要增发路径  $i$  的概率为:

$$\Pr(i) = \frac{\exp(\alpha A_i + \eta I_i)}{\sum_k \exp(\alpha A_k + \eta I_k)} \quad (10)$$

其中,  $I_i = \log [\exp \sum_h \beta B_{i,h}]$ , 表示增发路径  $i$  的效用合成项,  $\eta$  为其系数。式 (8) 给出了上市公司选择具体增发路径的概率, 这使得我们能够使用次序极大似然法 (Sequential Maximum Likelihood) 来得出  $\alpha$  和  $\beta$  的估计值。使用次序极大似然估计方法的优点是我们无须对估计值的标准差做任何的调整, 即可在两层股权增发结构中得出一致性的估计结果。

按照上文的分析, 我们将可能影响上市公司股权增发路径设计与选择的因素分成三类: 信息不对称、监督效应和承销商声誉。我们选取两个变量来表示上市公司的信息不对称程度, 首先是上市公司的账面市值比。上市公司的账面市值比越低, 表明公司价值中实体资产的占比越少, 市场对公司成长性的估值水平越高。Smith 和 Watter (1992) 指出, 在拥有较大增长机会的公司中, 公司内部人较外部投资者拥有更多和更精确的公司信息, 使得这一类上市公司的信息不对称程度更强。Barclay 和 Smith (1995)、McLaughlin 等 (1998) 也认为, 账面市值比是上市公司信息不对称程度的良好代理变量。此外, 我们还借鉴 Wu (2004) 的方法, 计算公司股票的相对买卖价差来反映信息不对称程度。由于我国资本市场股票交易是以撮合交易的方式进行的, 因此我们以股票开盘前卖五价和买五价的相对买卖价差来表示。账面市值比越低, 相对买卖价差越大, 表示上市公司的信息不对称程度越强。

在我国, 上市公司普遍存在一个大股东, 因此, 如果存在监督效应因素, 则这一因素应主要针对大股东。本文使用两个变量作为监督效应的代理变量: 第一个变量是大股东在增发前对上市公司的持股比例与其他四大股东持股比例的比值, 这一数值越小, 说明大股东对上市公司的控制能力越弱, 定向增发后新进入的投资者对大股东的威胁就越强, 上市公司由此转向公开增发的可能性就越高; 第二个变量是上一个变量在增发前后的变化值, 如果上市公司股权增发路径受监督效应因素的影响, 则这一变化值应与上市公司股权增发路径的选择存在相关关系。

对于承销商声誉, 本文从承销商净资本和承销市场份额两个方面去衡量。我们首先对样本中的承销商按其净资本和承销市场份额进行排序, 如果承销商的净资本或承销市场份额处在所有券商相应排名序列中的前 25%, 则表示承销商声誉的变量值取 1, 否则为 0。Carter 和 Manaster (1990) 提出了可以用公告中承销商的排名次序来衡量承销商声誉。Megginson

和 Weiss (1991) 提出可以用承销商的承销市场份额来衡量其声誉。而在我国, IPO 发行公告与美国 IPO 公告的格式并不相同, 并且联合承销的案例较少, 因此无法根据公告上的排名来衡量承销商的声誉。由于我国证券公司之间的竞争更多体现在净资产上, 证监会对证券公司的监管和评级也主要以净资产为核心。因此, 本文采用净资产和承销市场份额两种方法来衡量承销商的声誉。

除上述因素外, 其他有关上市公司特征和发行情况因素也可能会影响上市公司的股权增发路径, 本文对这些变量进行了控制, 具体的控制变量如下: 增发宣告上月月末上市公司市值的对数值、增发股数与增发后公司总股本的比值、增发前三年净资产收益率均值和增发年度的虚拟变量, 具体的变量定义与说明如表 1 所示。

表 1 变量的定义与说明

变 量	定义与计算方法
<i>BM</i>	增发宣告上月月末上市公司的账面市值比
<i>Spread</i>	增发宣告前一个月内开盘前卖五价和买五价的相对买卖价差均值 $\times 100$
<i>Cenratio</i>	第一大股东持股比例与其他四大股东持股比例的比值
<i>Change</i>	增发完成前后, <i>Cenratio</i> 值的变化
<i>Capital</i>	承销商净资产处在券商净资产排名序列中的前 25%, 则取值 1, 否则取 0
<i>Share</i>	承销商市场份额处在市场份额排名序列中的前 25%, 则取值 1, 否则取 0
<i>Size</i>	增发宣告上月月末上市公司市值的对数值
<i>Issue</i>	增发股数和增发后总股本的比值 $\times 100$
<i>ROE</i>	增发宣告前三年的净资产收益率平均值 $\times 100$
<i>Year</i>	在 6 个年度中控制 5 个年度的虚拟变量

## 2. 数据说明及描述性统计

本文有关股权增发的数据来自于万得数据库, 如果万得数据库中有该公司增发的信息, 我们将该增发事件纳入样本。上市公司财务数据和股权结构数据来自于国泰安数据库、增发报告书和公司年报。此外, 在计算上市公司股票相对买卖价差时, 我们使用了日内交易数据, 这一数据的来源为深圳天软数据平台。我们按照如下标准选取样本公司: 第一, 2006~2011 年进行过公开增发和定向增发的公司, 并且投资者需以现金认购全部股份; 第二, 对于定向增发的样本, 我们要求其满足公开增发的条件, 即定向增发的公司需连续三年赢利, 且最近 3 年的净资产收益率平均不低于 6%; 第三, 该上市公司没有处在金融行业。其中, 第一条标准是为了确保上市公司存在着股权增发的需要, 第二条标准是为了保证两组样本的可比性。通过以上选择标准, 我们得到 273 个定向增发样本和 94 个公开增发样本。

表 2 是对样本的描述性统计。定向增发样本相对买卖价差的均值和中值要显著高于公开增发样本, 说明投资双方对定向增发公司价值的认知分歧更大。定向增发样本账面市值比的中值要显著低于公开增发样本, 但均值的差异并不显著。我们认为, 由于在本文的样本区间, A 股市场经历了牛熊交替, 导致公司市值经历了较大的变化, 由此造成了账面市值比均值没有体现出显著差异。公开增发样本中变量 *Cenratio* 的均值要大于定向增发样本, 但中值则低于定向增发样本, 两组样本中大股东对上市公司的股权控制没有显著差异。从反映增

发前后控制权变化的变量 *Change* 的情况来看，定向增发更多地降低了大股东对上市公司的股权控制，两组样本中变量 *Change* 的中值的差异在 5% 的水平下显著。从反映承销商声誉的变量来看，公开增发样本的 *Capital* 和 *Share* 的均值大于 0.3，而定向增发样本的均值小于 0.2，说明公开增发是由声誉更好的证券公司承销的。从控制变量的情况来看，公开增发样本公司的总资产规模要显著高于定向增发公司，而两组样本中以发行股份比例表示的发行规模没有体现出显著的差异。

表 2 样本的描述性统计

变 量	定向增发		公开增发		两组样本是否相等 (P 值)	
	均 值	中 值	均 值	中 值	均值 T 检验	中值 W 检验
<i>BM</i>	0.280	0.232	0.308	0.278	0.193	0.048
<i>Spread</i>	1.051	0.959	0.874	0.796	0.007	0.002
<i>Cenratio</i>	4.182	2.115	5.477	2.033	0.155	0.882
<i>Change</i>	-1.192	-0.063	-1.184	-0.007	0.991	0.025
<i>Capital</i>	0.194	0.000	0.372	0.000	0.002	0.001
<i>Share</i>	0.176	0.000	0.330	0.000	0.005	0.002
<i>Size</i>	15.083	15.046	15.691	15.539	<0.0001	<0.0001
<i>Issue</i>	0.201	0.170	0.183	0.154	0.242	0.173
<i>ROE</i>	14.021	12.180	15.408	13.923	0.132	0.006
样本数	273		94		—	—

#### 四、实证结果与分析

##### 1. 股权增发路径选择影响因素检验

我们使用嵌套 Logit 模型分析哪些因素影响上市公司在公开增发和定向增发间的选择，以及在定向增发下投资者的差异是否构成新股权增发路径的区分。在技术处理上，我们首先分别加入反映信息不对称、监督效应和承销商声誉的变量，以此来研究这些因素与股权增发路径选择之间的关系，随后再加入全部变量，观察核心变量之间的相关关系是否影响本文的实证结论。由此，本文使用次序极大似然法估计的响应概率模型可以表示为：

$$\text{模型 1: } \Pr(DPP_f=1 | X_f) = \Lambda(\alpha_0 + \alpha_1 BM_f + \alpha_2 Spread_f + \alpha_3 Control_f) \quad (11)$$

$$\Pr(DLarge_f=1 | X_f) = G(\beta_0 + \beta_1 BM_f + \beta_2 Spread_f + \beta_3 Control_f) \quad (12)$$

$$\text{模型 2: } \Pr(DPP_f=1 | X_f) = \Lambda(\alpha_0 + \alpha_1 Cenratio_f + \alpha_2 Change_f + \alpha_3 Control_f) \quad (13)$$

$$\Pr(DLarge_f=1 | X_f) = G(\beta_0 + \beta_1 Cenratio_f + \beta_2 Change_f + \beta_3 Control_f) \quad (14)$$

$$\text{模型 3: } \Pr(DPP_f=1 | X_f) = \Lambda(\alpha_0 + \alpha_1 Capital_f + \alpha_2 Share_f + \alpha_3 Control_f) \quad (15)$$

$$\Pr(DLarge_f=1 | X_f) = G(\beta_0 + \beta_1 Capital_f + \beta_2 Share_f + \beta_3 Control_f) \quad (16)$$

$$\text{模型 4: } \Pr(DPP_f=1 | X_f) = \Lambda(\alpha_0 + \alpha_1 BM_f + \alpha_2 Spread_f + \alpha_3 Cenratio_f + \alpha_4 Change_f + \alpha_5 Capital_f + \alpha_6 Share_f + \alpha_7 Control_f) \quad (17)$$



$$\Pr(DLarge_f = 1 | X_f) = G(\beta_0 + \beta_1 BM_f + \beta_2 Spread_f + \beta_3 Cenratio_f + \beta_4 Change_f + \beta_5 Capital_f + \beta_6 Share_f + \beta_7 Control_f) \quad (18)$$

在每个模型中，第一行研究上市公司在公开增发和定向增发间的选择， $\Delta$ 表示式(10)中的概率分布函数，如定向增发则DPP值为1，否则为0，以此研究哪些因素使得上市公司更有可能选择定向增发，估计结果见表3中相应模型的第一列；第二行研究定向增发中是否包含大股东，G表示式(9)中的条件概率分布函数，如定向增发中包含大股东则DLarge为1，否则为0，以此研究哪些因素使得大股东更有可能参与到定向增发中来，估计结果见表3中相应模型的第二列。此外，式(10)中存在主要增发路径的效用合成项I，虽然该值有助于我们得出一致性的估计结果，但并没有统计学上的意义，所以我们将结果略去。

从实证结果上来看，反映信息不对称的变量与上市公司选择定向增发的概率呈现明显的相关关系。如表3中模型1和模型4中第一列所示，账面市值比越小，相对买卖价差越大，上市公司更有可能选择定向增发，且这两个变量的系数均在5%的水平下显著。账面市值比越小，说明上市公司的估值中更多的是以未实现的价值为基础，公司内部人与外部人之间的信息不对称程度就越强，相对买卖价差越大，说明投资双方对公司价值的分歧越大。这一结果说明，信息不对称程度越强，上市公司更有可能选择定向增发的方式来发行新股。此外，由于大公司股票的流动性好，受到市场关注也越多，信息透明度也比较高，因此在许多文献中，上市公司的规模也被视为是信息不对称程度的代理变量(Sufi, 2007)。在表3的所有模型中，公司规模与上市公司选择定向增发的概率呈现显著的负相关关系，这也为信息不对称对股权增发路径的影响提供了证据。

表3 股权增发路径选择的检验结果

	模型 1		模型 2		模型 3		模型 4	
	DPP	DLarge	DPP	DLarge	DPP	DLarge	DPP	DLarge
<i>BM</i>	-2.564** (0.013)	1.240 (0.210)					-2.407** (0.029)	1.426 (0.163)
<i>Spread</i>	1.184*** (0.006)	-0.461 (0.228)					1.017** (0.022)	-0.477 (0.224)
<i>Cenratio</i>			-0.051 (0.114)	-0.010 (0.810)			-0.035 (0.338)	-0.021 (0.606)
<i>Change</i>			-0.024 (0.591)	0.062 (0.327)			-0.013 (0.800)	0.056 (0.384)
<i>Capital</i>					-0.881** (0.013)	0.097 (0.807)	-0.914** (0.013)	0.031 (0.940)
<i>Share</i>					-0.203 (0.611)	0.501 (0.228)	-0.077 (0.851)	0.477 (0.262)
<i>Size</i>	-0.595*** (0.000)	0.294* (0.096)	-0.530*** (0.001)	0.313* (0.074)	-0.475*** (0.006)	0.210 (0.245)	-0.487*** (0.008)	0.241 (0.207)

(续)

	模型 1		模型 2		模型 3		模型 4	
	DPP	DLarge	DPP	DLarge	DPP	DLarge	DPP	DLarge
<i>Issue</i>	-0.502 (0.665)	0.845 (0.111)	-0.225 (0.838)	1.281* (0.068)	-0.534 (0.634)	0.696 (0.129)	-0.371 (0.761)	1.151* (0.088)
<i>ROE</i>	0.000 (0.991)	0.003 (0.868)	-0.004 (0.784)	-0.001 (0.962)	0.000 (0.992)	0.003 (0.819)	-0.003 (0.879)	0.001 (0.975)
<i>Year</i>	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control
<i>Cons</i>	10.54*** (0.000)	-5.465* (0.050)	10.19*** (0.000)	-5.816** (0.025)	9.554*** (0.000)	-4.454* (0.095)	9.668*** (0.001)	-4.812 (0.106)
$\chi^2$	70.82 (0.000)	12.89 (0.209)	69.78 (0.000)	12.94 (0.207)	71.13 (0.000)	13.02 (0.202)	72.39 (0.000)	17.20 (0.226)
样本数	367	273	367	273	367	273	367	273

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平下显著。

而反映监督效应的变量并不能有效解释上市公司在公开增发和定向增发之间的选择。变量 *Cenratio* 和 *Change* 在模型 2 和模型 4 中的系数均不显著，且 *Cenratio* 的值与预期的方向相反。我们认为，尽管在本文样本中大股东的控股比例低于 Croqvist 和 Nilsson (2005) 针对瑞典资本市场的研究样本，但我国资本市场上大股东对上市公司的控制并不仅仅体现在股权比例上，更包括人事、产业链上下游的控制，这使得我国上市公司的大股东并不在意新进入股东的监督作用。而以往研究也表明，我国的机构投资者更多地体现出财务投资者的特征，对上市公司大股东和管理层的监督较少（郎唯群，2003；刘峰等，2004）。

表示承销商净资本实力的变量 *Capital* 与上市公司是否进行定向增发的可能性负相关。在模型 3 和模型 4 中，*Capital* 的系数均在 5% 的水平下显著，说明承销商的净资本越少，上市公司就更有可能会选择定向增发的方式来募集资金。而表示承销市场份额的变量 *Share* 在模型 3 和模型 4 中的系数并不显著，说明承销市场份额并不能对上市公司股权增发路径做出有效预示。我们认为，造成这一现象的主要原因在于，净资本实力与承销市场份额反映了承销商不同方向的能力。例如，从本文两种衡量承销商声誉方法的排名来看，中国国际金融公司在承销市场份额上排名第 1 位，但在净资本的排名仅为第 23 位；类似的还有中银国际，在承销市场份额上的排名为第 3 位，但其净资本排名仅为第 29 位。相反，银河证券的净资本排名为第 5 位，但承销市场份额排名仅为第 11 位。这些结果表明，承销市场份额与净资本实力衡量了承销商不同方面的能力。对于承销市场份额大的证券公司，其净资本实力并不一定强，这就导致这两个变量对股权增发路径的预示作用存在差异。

而在上市公司选择定向增发的情境下，上述三种因素对大股东是否参与定向增发并没有显著的预示作用。在控制了其他因素后，表示信息不对称程度的变量 *BM* 的系数为正，*Spread* 的系数为负，但均不显著。这说明，尽管信息不对称影响了上市公司在公开增发和定向增发间的选择，但对大股东是否参与定向增发的影响则不显著。而对这一现象的解释需要回溯到我国资本市场的现实中去。当我们以增发信息成本对不同认购对象排序时，由低到

高依次为大股东、机构投资者和公众投资者。对企业投资价值最为了解的是上市公司的大股东，其次是长期关注上市公司、可以在增发路演等承销活动中直接和上市公司沟通的机构投资者，而公众投资者处在对公司价值了解程度的最外环。如果前两者和公众投资者之间的信息成本差异较大，则信息不对称会对股权增发路径选择产生影响。但当大股东和机构投资者之间信息成本差异不显著时，反映信息不对称程度的变量对于大股东是否参与定向增发的影响则会变得不显著。

此外，在表 3 的实证结果中，反映公司规模变量 *Size* 对大股东是否参与定向增发有着正面的影响，并且在模型 1 和模型 2 中的显著性水平在 10% 以下，反映发行规模变量 *Issue* 在模型 2 和模型 4 中的显著性水平在 10% 以下，而这两者经过变换的乘积即为以金额表示的发行规模。这说明，尽管公司特征因素对大股东是否参与定向增发没有显著影响，但发行规模可能是上市公司决定是否将大股东包括进来的主要原因。在未报告的分析中，我们将以金额表示的发行规模带入方程中，其系数在 5% 的水平下显著，说明大股东是否参与定向增发主要是出于募资规模方面的考虑。

在分析信息因素对企业融资行为影响时，一些因素可能会影响本文研究结论的稳健性。首先是反映信息不对称程度的变量设定偏误。不同于公司规模等可以直接测量的变量，信息不对称水平需要使用代理变量来表示，如追踪分析师数量、公司规模、股票流动性等。但也有文献指出，多数反映信息不对称的变量也可以做作为公司质量的代理变量，这主要是因为质量较差的公司向外界披露自身信息的动机要弱于质量较好的上市公司 (Chemmanur, 1993)。但在市场微观结构的文献中，上市公司股票的相对买卖价差被视为是信息不对称程度而非公司质量的良好代理变量 (Stoll, 1989; Glosten 和 Harris, 1988)。例如，假设存在一个完美质量的上市公司，当投资双方对公司价值估计有较大差异时，上市公司股票的相对买卖价差就会很大，而当投资双方对公司价值的估计较为一致时，相对买卖价差就会缩小。从表 3 的实证结果来看，变量 *Spread* 的系数显著为正，说明信息不对称程度对上市公司股权增发路径选择产生了影响。

其次，样本区间截取问题可能也会影响本文结论的稳健性。本文所选择的样本为 2006~2011 年宣告并完成增发的上市公司，在股权分置改革后，许多刚上市的公司可能出于避免短时期内再次发行的顾虑而避免增发，但在本文的样本区间之外，这些公司可能会进行增发。为此，本文借鉴 Wu (2004) 的方法，通过设置反映上市公司 IPO 时间和增发宣告时间之间年数的变量 *IPOtruc* 来控制这一问题。如表 4 中模型 1 所示，变量 *IPOtruc* 与上市公司股权增发路径选择之间的关系并不明显，并且这一变量的加入也没有显著提高模型的解释能力，说明样本截取问题并未影响本文的实证结论。

此外，在本文的样本中，存在着同一公司先后使用定向增发和公开增发融资以及通过定向增发达成战略目标的情况。为此，我们借鉴 Cronqvist 和 Nilsson (2005) 的做法，删除相应样本并观察实证结果是否出现变化。本文删除同一公司先后使用定向增发和公开增发融资的样本，并将结果列于表 4 的模型 2；删除通过定向增发达成引入战略投资者、形成与新股东合作关系等战略目标的样本，并将结果列于表 4 的模型 3。从实证结果来看，样本的选择并没有影响本文的结论，即上市公司在设计股权增发路径时，主要是在公开增发和定向增发之间进行选择。信息不对称程度越强，承销商净资本越少，上市公司就更有可能选择定向增发。但在定向增发之下，认购者的差异并未形成新的股权增发路径的区分。

表4 稳健性检验

	模型 1		模型 2		模型 3	
	DPP	DLarge	DPP	DLarge	DPP	DLarge
<i>BM</i>	-2.458** (0.027)	1.436 (0.161)	-2.598** (0.023)	1.641 (0.117)	-1.839 (0.102)	1.191 (0.262)
<i>Spread</i>	0.989** (0.027)	-0.655 (0.105)	0.958** (0.040)	-0.511 (0.204)	0.977** (0.032)	-0.349 (0.382)
<i>Cenratio</i>	-0.036 (0.317)	-0.027 (0.526)	-0.041 (0.275)	-0.038 (0.396)	-0.053 (0.164)	0.002 (0.969)
<i>Change</i>	-0.014 (0.784)	0.063 (0.340)	-0.017 (0.742)	0.035 (0.611)	-0.025 (0.633)	0.083 (0.206)
<i>Capital</i>	-0.926** (0.012)	-0.029 (0.945)	-0.864** (0.032)	-0.157 (0.720)	-0.738* (0.051)	-0.130 (0.759)
<i>Share</i>	-0.105 (0.799)	0.380 (0.379)	-0.206 (0.628)	0.499 (0.259)	-0.322 (0.454)	0.719 (0.112)
<i>IPOtruc</i>	0.019 (0.615)	0.033 (0.119)				
<i>Size</i>	-0.508*** (0.007)	0.161 (0.408)	-0.519** (0.010)	0.075 (0.710)	-0.416** (0.028)	0.187 (0.342)
<i>Issue</i>	-0.374 (0.759)	1.087* (0.089)	-0.014 (0.992)	0.797 (0.127)	-1.039 (0.469)	0.846 (0.132)
<i>ROE</i>	-0.002 (0.924)	0.002 (0.900)	-0.002 (0.897)	0.001 (0.948)	-0.003 (0.871)	0.002 (0.898)
<i>Year</i>	Control	Control	Control	Control	Control	Control
<i>Cons</i>	9.922*** (0.001)	-3.950 (0.190)	10.110*** (0.001)	-2.339 (0.460)	8.524*** (0.003)	-4.068 (0.182)
$\chi^2$	72.66 (0.000)	17.59 (0.213)	57.88 (0.000)	12.43 (0.572)	75.20 (0.000)	18.75 (0.175)
样本数	367	273	325	252	348	254

注：同表3。

## 2. 信息不对称下承销商影响的进一步分析

在信息不对称情景下，承销商在上市公司股权增发路径中的作用主要体现在以下两个方面。首先，在公开增发中，由于要向公众投资者发行，上市公司会聘请声誉更好的承销商来见证增发股票的投资价值。而定向增发是向机构投资者或大股东募资，承销商所能起到的见证作用有限，相应地也降低了上市公司花费更多去聘请声誉更好的承销商的动机。其次，由于在本文的样本区间，所有公开增发均为包销，一旦承销商无法充分向资本市场说明增发股票的价值，导致公开增发中投资者认购不足，将会造成承销商包销余股的状况。而定向增发均为代销，这就使得承销商并不承担包销风险。两种发行方式中承销商风险暴露程度不同，

这使得承销商有动机去影响企业的增发路径选择。在上文的分析中,我们发现承销商净资本与上市公司定向增发的可能性负相关,下面我们继续分析承销商在股权增发路径中的作用。

首先判断上市公司是否在增发前即与承销商存在联系。如果上市公司在股权分置改革前上市,我们以股权分置改革的承销商作为上市公司原有承销商;如果上市公司在股权分置改革后上市,我们以IPO主承销商作为上市公司原有承销商。如果原有承销商和股权增发的主承销商一致,则我们认为承销商在增发前即与上市公司存在联系。在表5中,我们使用Logistic模型对两组样本中股权增发路径的选择问题进行研究。类似上文的分析,我们以公开增发为基准,研究承销商声誉对上市公司定向增发概率的影响。

表5 承销商声誉与股权增发路径选择

	更换过承销商样本			未更换过承销商样本		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
<i>Capital</i>	-1.166*** (0.008)		-1.207*** (0.006)	-0.841* (0.079)		-0.815* (0.087)
<i>Share</i>		-0.591 (0.241)	-0.098 (0.867)		-0.484 (0.440)	-0.067 (0.925)
<i>BM</i>	-0.596 (0.709)	-0.855 (0.588)	0.567 (0.724)	-4.844*** (0.008)	-4.414** (0.017)	-4.797** (0.011)
<i>Spread</i>	1.397** (0.025)	1.411** (0.019)	1.395** (0.025)	0.928 (0.232)	1.011 (0.194)	0.924 (0.235)
<i>Cenratio</i>	-0.045 (0.325)	-0.042 (0.321)	-0.045 (0.321)	-0.033 (0.658)	-0.035 (0.653)	-0.033 (0.657)
<i>Change</i>	-0.020 (0.750)	-0.030 (0.587)	-0.020 (0.751)	-0.015 (0.878)	-0.020 (0.848)	-0.015 (0.882)
<i>Size</i>	-0.257 (0.274)	-0.185 (0.456)	-0.274 (0.287)	-0.618** (0.032)	-0.581* (0.069)	-0.605* (0.059)
<i>Issue</i>	0.953 (0.553)	1.048 (0.502)	0.908 (0.578)	-3.361 (0.159)	-3.287 (0.168)	-3.365 (0.159)
<i>ROE</i>	0.018 (0.524)	0.022 (0.435)	0.018 (0.522)	-0.050 (0.212)	-0.051 (0.195)	-0.050 (0.216)
<i>Year</i>	Control	Control	Control	Control	Control	Control
<i>Cons</i>	4.267 (0.245)	2.721 (0.481)	4.543 (0.259)	14.01*** (0.001)	13.00*** (0.005)	13.80*** (0.004)
$\chi^2$	32.85 (0.002)	30.49 (0.004)	32.88 (0.003)	44.40 (0.000)	44.85 (0.000)	44.47 (0.000)
样本数	187	187	187	180	180	180

注:同表3。

如表5所示,在更换过承销商的样本中,变量Share的系数仍不显著,说明承销市场份额可能并非是上市公司选择承销商时主要考虑的因素。而表示承销商净资本的变量Capital的系数为负,显著性水平要高于全部样本的回归结果,说明在更换过承销商后,公开增发公司选择了拥有更强资本实力的承销商来承销增发股票,这为见证效应假说提供了支持。由于证监会对证券公司的监管和评级以净资本为核心,这使得资本实力较强的券商在申请创新业务和开展存量业务时拥有较大优势。而这些证券公司承销公开增发股票,不仅有助于提升合作双方在资本市场上的能见度,也能够依靠自身的专业形象为增发股票的价值提供见证。

在未更换过承销商的样本中,我们发现变量Share的系数为负,但仍然不显著。变量Capital与上市公司定向增发的可能性负相关,显著性水平在10%以下。通过选择未更换过承销商的样本,我们避免了上市公司的增发路径与承销商相互选择所导致的内生性问题。而表5的证据显示,在控制了信息不对称、公司规模等因素后,承销商的资本实力仍能对上市公司股权增发路径产生影响。这说明,承销商对上市公司股权增发路径产生影响主要是出于资本承受能力而非承销网络的角度考虑。承销商净资本越少,一旦发生包销事件对其净资本的冲击就越大,使得这一类证券公司更有可能劝导上市公司采用定向增发的方式来融资。

承销商与上市公司股权增发路径选择的关系本质上是一种博弈关系(Fernadno等,2005;Drucker和Puri,2005)。而只有当双方就股权增发方案达成一致时,上市公司才有可能进行增发。公开增发虽然风险更大,但收益也更高,这些收益包括承销佣金和声誉效应。定向增发虽然风险较小,但收益相应地也更低。如果净资本不同的承销商出于包销风险的考虑,对上市公司公开增发方案有着不同的态度,我们预期这种态度上的差异也会体现在承揽公开增发业务时的做法上。具体而言,承销商净资本实力越弱,出于包销风险的考虑,其更有可能通过托市行为来增加公开增发成功的可能性,而净资本实力较强的承销商的托市动机则会相对较弱。

由于我国公开增发价格并非完全根据询价确定,其定价原则为不低于公告招股意向书前20个交易日或前1个交易日的股价均价中的低者。在实际操作中,绝大多数公司选择公告招股意向书前20个交易日的交易均价作为增发价,而经过公告招股意向书日及其后一个交易日,公开增发就进入了停牌申购阶段。因此,申购日前22个交易日的股价涨幅越大,在申购日二级市场股票交易价格就会高出由均价确定的发行价越多,从而给予公开增发认购者更大的价格折让,提高投资者认购的积极性。表6具体列示了公开增发样本在这22个交易日的累积异常收益率和三种方法确定比较基准的买入持有异常收益率<sup>①</sup>。可以看到,四种方法得出了较为一致的结论,承销商会采用托市行为来提高公开增发成功的可能性,而承销商净资本低于中值的样本分组在这一期间的异常收益高于净资本高于中值的样本分组,且两组样本的差异显著。

<sup>①</sup> 我们使用Sharpe(1964)和Lintner(1965)的CAPM模型计算累积异常收益率CAR,对于买入持有异常收益率的计算,我们首先寻找公告招股意向书前第20个交易日的日期,再寻找该日与增发公司市值最为接近的10家上市公司为控制组,样本公司与控制组买入持有收益率的差值即为以市值为基准的买入持有异常收益率。以市净率为基准的买入持有异常收益率的计算方法与之类似。而以市值市净率为基准的买入持有异常收益率的计算方法为,将所有上市公司按市净率分成10组,然后根据增发公司的市净率确定与之最相近的分组,在该分组内寻找10家市值最为接近的上市公司,以此计算市值市净率基准的买入持有异常收益率。

表 6 公开增发股票在申购日前 22 个交易日的异常收益

	全部样本	低于中值样本	高于中值样本
CAR	6.90%	9.27%**	4.62%
BHAR (Size)	5.23%	7.08%*	3.47%
BHAR (PB)	5.25%	7.26%*	3.07%
BHAR (Size & PB)	5.86%	7.99%**	3.54%
样本数	94	48	46

注：第 2 行至第 5 行分别表示累积异常收益率和市值基准、市净率基准以及市值市净率基准的买入持有异常收益率；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示承销商净资产低于中值和高于中值样本分组的异常收益均值的差异在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。

在现有关于承销商托市行为的研究中，由于承销商实际交易数据难以取得，但在承销协议签订后，发行活动本身的风险和收益已经转移至承销商手中，承销商有动机去影响股价走势，因此，如果在发行前后特定时段股价出现了显著的变化，一般认为是承销商托市行为所致（Hanley 等，1993；Schultz 和 Zaman，1994）。并且如果是由于投资者的认购行为导致股价上涨，则不同的承销商净资产分组样本不应出现上述差异。因此，表 6 的结果说明不同净资产的承销商在公开增发中的托市行为存在差异，净资产较少的承销商出于包销风险的考虑，会进行更强力度的托市行为，这与上文的实证结果是一致的，也为承销商资本实力对上市公司股权增发路径的影响提供了进一步的证据。

## 五、结论与政策建议

本文以 2006~2011 年的股权增发数据为研究对象，采用嵌套 Logit 模型的方法研究了上市公司股权增发路径的设计与选择问题。本文的实证研究发现，上市公司在设计股权增发路径时，主要是在公开增发和定向增发之间进行选择，在定向增发之下，认购者的差异并未形成新的增发路径的区分。信息不对称程度越强，承销商净资产越少，上市公司就更有可能选择定向增发，而监督效应对股权增发路径的影响并不明显。在信息不对称情景下，公开增发公司会选择资本实力更强的承销商来见证增发股票的价值，而承销商出于包销风险的考虑，也会对上市公司的股权增发路径产生影响。

上市公司股权增发市场是资本市场融资功能发挥的重要载体。在股权分置改革之前，我国资本市场上的股权再融资行为一直被投资者所诟病，并被形象地称为“圈钱”。股权分置改革解决了非流通股和中小股东利益取向不一致的问题，降低了大股东通过股权增发来扩大控制收益的动能。而定向增发向大股东或机构投资者发行，公开增发公司需要满足一定的收益率条件等制度约束使得股改后的股权增发市场呈现出蓬勃发展的态势。然而，上市公司广泛的使用定向增发融资，不仅将普通投资者排除在增发一级市场之外，也无助于增强上市公司的股东基础和流动性。如果这种现象持续下去，资本市场资源配置的基础性功能将会受到影响。因此，如何改变现有的制度设计，使得上市公司使用公开增发和定向增发融资维持在一个合理比例，就成为我国资本市场未来发展需要解决的问题。

根据本文的研究结果，信息不对称是影响上市公司股权增发路径选择的重要因素。而这背后的原因在于，公众投资者缺乏有效获取信息的渠道，很难从公司披露的信息中判断募资

项目是否具有投资价值。这就需要监管层积极引导,激励上市公司进行更强力度自愿性信息披露,并提高强制性信息披露的标准,对虚假信息披露给予更为严格的惩罚措施,扩大投资者获得有关企业价值信息的渠道和增强信息的有效性。此外,本文的实证结果揭示,净资本较低的承销商在承揽公开增发业务时会居于一定的劣势地位,也会采用更强力度的托市行为来提高增发成功的可能性。因此,监管层应减少公开增发过程中对增发股票定价的限制,鼓励承销商使用多种方式来承销公开增发股票,避免包销风险影响上市公司股权增发路径的选择。

#### 参考文献

- [1] Akerlof G. A. , 1970, *The Market for Lemons: Quality Uncertainty and the Market Mechanism* [J], *The Quarterly Journal of Economics*, 84, 488~500.
- [2] Akerlof G. A. , 2002, *Behavioral Macroeconomics and Macroeconomic Behavior* [J], *American Economic Review*, 92, 411~433.
- [3] Barclay M. J. , Smith C. W. , 1995, *The Maturity Structure of Corporate Debt* [J], *The Journal of Finance*, 50, 609~631.
- [4] Bayless M. , Chaplinsky S. , 1996, *Is There a Window of Opportunity for Seasoned Equity Issuance?* [J], *The Journal of Finance*, 51, 253~278.
- [5] Carter R. B. , Manaster S. , 1990, *Initial Public Offering and Underwriter Reputation* [J], *The Journal of Finance*, 45, 1045~1067.
- [6] Chemmanur T. J. , 1993, *The Pricing of Initial Public Offering: A Dynamic Model with Information Production* [J], *The Journal of Finance*, 48, 285~304.
- [7] Chemmanur T. J. , Fulghieri P. , 1999, *A Theory of the Going-Public Decision* [J], *The Review of Financial Studies*, 12, 249~279.
- [8] Cronqvist H. , Nilsson M. , 2005, *The Choice between Rights Offering and Private Equity Placement* [J], *Journal of Financial Economics*, 78, 375~407.
- [9] Drucker S. , Puri M. , 2005, *On the Benefits of Concurrent Lending and Underwriting* [J], *The Journal of Finance*, 60, 2763~2799.
- [10] Dunbar C. G. , Foerster S. R. , 2008, *Second Time Lucky? Withdrawn IPOs that Return to the Market* [J], *Journal of Financial Economics*, 87, 610~635.
- [11] Eckbo B. E. , Masulis R. W. , 1992, *Adverse Selection and the Rights Offer Paradox* [J], *Journal of Financial Economics*, 32, 293~332.
- [12] Fernando C. , Gatchev V. A. , Spindt P. A. , 2005, *Wanna Dance? How Firms and Underwriters Choose Each Other* [J], *The Journal of Finance*, 60, 2437~2469.
- [13] Glosten L. R. , Harris L. E. , 1988, *Estimating the Components of the Bid/ask Spread* [J], *Journal of Financial Economics*, 21, 123~142.
- [14] Hanley K. W. , Kumar A. A. , Seguin P. J. , 1993, *Price Stabilization in the Market for New Issues* [J], *Journal of Financial Economics*, 34, 177~198.
- [15] Hertz M. , Smith R. L. , 1993, *Market Discounts and Shareholder Gains for Placing Equity Privately* [J], *The Journal of Finance*, 48, 459~485.
- [16] Jo H. , Kim Y. , Park M. S. , 2007, *Underwriter Choice and Earning Management: Evidence from Seasoned Equity Offering* [J], *Review of Financial Studies*, 12, 23~59.
- [17] Lee C. , 2011, *Underwriter Reputation and the Decision to Go Public* [J], *Journal of Finance and Accountancy*, 6, 1~20.
- [18] Masulis R. W. , Korwar A. N. , 1986, *Seasoned Equity Offering: An Empirical Investigation* [J], *Journal of Financial Economics*, 15, 91~118.
- [19] Mcfadden D. , 1978, *Modeling the Choice of Residential Location* [M], North-Holland, Amsterdam.



- [20] Mcfadden D. , 1981, *Econometric Models of Probabilistic Choice* [M], MIT Press, Cambridge, MA.
- [21] McLaughlin R. , Safieddine A. , Vasudevan G. K. , 1998, *The Information Content of Corporate Offering of Seasoned Securities: An Empirical Analysis* [J], *Financial Management*, 27, 305~326.
- [22] Megginson W. , Weiss K. , 1991, *Venture Capitalist Certification in Initial Public Offering* [J], *The Journal of Finance*, 46, 1659~1692.
- [23] Schultz P. H. , Zaman M. A. , 1994, *Aftermarket Support and Underpricing of Initial Public Offerings* [J], *Journal of Financial Economics*, 35, 199~219.
- [24] Smith C. W. , Watter R. L. , 1992, *The Investment Opportunity Set and Corporate Financing, Dividend, and Compensation Policies* [J], *Journal of Financial Economics*, 32, 263~292.
- [25] Stoll H. R. , 1989, *Inferring the Components of the Bid-ask Spread: Theory and Empirical Tests* [J], *The Journal of Finance*, 44, 115~134.
- [26] Sufi A. , 2007, *Information Asymmetry and Financing Arrangements: Evidence from Syndicated Loans* [J], *The Journal of Finance*, 62, 629~668.
- [27] Teoh S. H. , Welch I. , Wong T. J. , 1998, *Earning Management and the Underperformance of Seasoned Equity Offering* [J], *Journal of Financial Economics*, 50, 63~99.
- [28] Wang K. , Sewon O. M. , Cathy C. , 2008, *Determinants and Consequences of Voluntary Disclosure in An Emerging Market: Evidence from China* [J], *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 17, 14~30.
- [29] Wruck K. H. , 1989, *Equity Ownership Concentration and Firm Value: Evidence from Private Equity Financing* [J], *Journal of Financial Economics*, 23, 3~28.
- [30] Wruck K. H. , Wu Y. L. , 2005, *The Value of Relationship Investing: Evidence from Private Placements of Equity by U. S. Public Firms* [R], Ohio State University, Working Paper.
- [31] Wu Y. L. , 2004, *The Choice of Equity-selling Mechanisms* [J], *Journal of Financial Economics*, 74, 93~119.
- [32] 陈小悦、肖星、过晓艳:《配股权与上市公司利润操纵》[J],《经济研究》2000年第1期。
- [33] 郎唯群:《机构投资者与公司治理》[D],华东师范大学博士学位论文,2003。
- [34] 李辉、张建峰:《长江证券遭遇“秒杀”被套资金设局》[N],2011年3月14日《中国经营报》。
- [35] 李子奈、潘文卿:《计量经济学》[M],高等教育出版社,2005。
- [36] 刘峰、贺建刚、魏明海:《控制权、业绩与利益输送——基于五粮液的案例研究》[J],《管理世界》2004年第9期。
- [37] 马忠、吴翔宇:《金字塔结构对自愿性信息披露程度的影响:来自家族控股股东上市公司的经验检验》[J],《会计研究》2007年第1期。
- [38] 平新乔、李自然:《上市公司再融资资格的确定与虚假信息披露》[J],《经济研究》2003年第2期。
- [39] 欧阳波:《须正视公开增发风险》[N],2011年3月10日《中国证券报》。
- [40] 韦小敏:《增发价格屡破 券商陷包销门》[N],2008年7月9日《证券时报》。
- [41] 伍德里奇:《计量经济学导论:现代观点》[M],费剑平、林相森译,中国人民大学出版社,2003。
- [42] 章卫东:《定向增发新股、整体上市与股票价格短期市场表现的实证研究》[J],《会计研究》2007年第12期。
- [43] 张鸣、郭思勇:《大股东控制下的定向增发和财富转移——来自中国上市公司的经验证据》[J],《会计研究》2009年第5期。

(责任编辑:陈星星)