

# 定价基准日选择、市场择时与定向增发中的 大股东利益输送\*

黄叶菴, 赵远榕, 刘莉亚

(上海财经大学金融学院, 上海 200433)

**内容提要:**为弱化定向增发中的大股东利益输送行为,证监会于2017年2月15日出台规定,定向增发的定价基准日为非公开发行股票的发行期首日。本文以此为背景,对2015—2016年我国上市公司定向增发的样本进行研究。结果表明,虽然与董事会决议公告日相比,以发行期首日为定价基准日的增发折价率显著较低,但理论和实证结果都证明,以发行期首日为定价基准日时,大股东仍有低价认购的机会主义动机,并且停牌操控和市场择时等利益输送手段依旧能够帮助其实现低价认购的目的,控制了自选择的内生性后甚至负面影响更大。故对停牌时间长度的限制有利于削弱大股东通过停牌操控进行利益输送的途径,但对大股东的基准日择时行为作用有限。为促进定向增发市场的市场化定价,本文提出了若干有针对性的建议。

**关键词:**定向增发;定价基准日;大股东利益输送;市场择时资本结构理论;转换回归模型

**中图分类号:**F830.91 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2017)08—0177—17

## 一、引言

我国定向增发市场起步相对较晚,2006年证监会才出台相应的增发规则,即《上市公司证券发行管理办法》(证监会令第30号,以下简称“管理办法”)。该“管理办法”规定“非公开发行股票的发行价格不低于定价基准日前二十个交易日公司股票均价的百分之九十”,被业内俗称为“九折定律”。而在“管理办法”的其余各章节对定价基准日均无描述与规定。2006年,驰宏锌锗(证券代码:600497)的非公开发行方案正是利用了“管理办法”的这一疏漏,通过增发前的长期停牌和盈余管理等手段帮助大股东实现对上市公司的利益掏空(朱红军等,2008)。2007年9月,为规范上市公司定向增发行为,证监会制定了《上市公司非公开发行股票实施细则》(以下简称“07实施细则”),对“管理办法”中提及的定价基准日进行了说明,明确“定价基准日”是指计算发行底价的基准日,可以是关于本次非公开发行股票的董事会决议公告日、股东大会决议公告日,也可以是发行期的首日。这意味着,上市公司可以在以上几个日期中任意选择定价基准日,将基准价格设置在对自身有利的区间,进而影响最终发行价格。如此,本意为遏制大股东通过低价认购增发股份的“九折定律”不仅没有起到预期的作用,反而变成大股东实现财富转移的“利器”。

为进一步规范定向增发行为,证监会发行部于2015年10月提出了非公开发行的最新“窗口指导意见”(以下简称“15意见”),鼓励以发行期首日为定价基准日,表示该类交易如审核无重大问题,可直接上初审会;长期停牌(超过20个交易日)的公司,要求复牌后交易至少20个交易日方可再确定非公开发行基准日和底价。“15意见”被市场广泛解读为定向增发市场化定价改革的开端,并预期该鼓励措施落实为硬性规定后将有效遏制当时市场上存在的操控定价基准日打压基准价格的现象,从而完善我国定向增发流程设计。2017年2月,证监会第5号令《关于修改〈上市公司非公开发行股票实施细则〉的决定》(以下简称“17细

收稿日期:2017-04-26

\* 基金项目:国家自然科学基金项目“‘拉动-推动’框架下跨境资本异常流动的识别、预警和监管研究”(71273163)。

作者简介:黄叶菴(1991-),女,江西余干人,博士研究生,研究领域是公司金融和商业银行,E-mail:yenih@163.com;赵远榕(1992-),女,四川泸州人,硕士研究生,研究领域是公司金融,E-mail:347914197@qq.com;刘莉亚(1976-),女,山西长治人,教授,金融学博士,博士生导师,研究领域是公司金融与商业银行,E-mail:liuliya@mail.shufe.edu.cn。通讯作者:刘莉亚。

则”)正式确立发行期首日为唯一定价基准日,废除此前三种基准日择一而行的规定。

随着“17 细则”正式确立发行期首日为唯一定价基准日,人们开始关注证监会在经历了 10 年的摸索后做出此决定的原因,并且关心这一规定能否实现其初衷。

根据 Wind 资讯的记录,2013 年,我国共有 220 笔定向增发项目,其中,219 笔以董事会公告日为定价基准日,1 笔以股东大会决议公告日为定价基准日;2014 年,我国共有 488 家上市公司完成了定向增发,其中,482 家选取董事会决议公告日为定价基准日,只有 2 家上市公司选取发行期首日作为定价基准日;到了 2015 年,962 笔定向增发中,选取发行期首日为定价基准日的公司增加到 59 家。虽然绝大多数上市公司仍然选择“传统”的董事会决议公告日作为定价基准日,但以发行期首日为定价基准日的上市公司个数出现了增加的趋势,这也为本文提供了研究基础。

本文对以发行期首日和以董事会决议公告日为定价基准日的定向增发项目<sup>①</sup>的平均增发折价率(增发价格相对于市场价格的折价率,如表 1 所示)进行了对比,发现以发行期首日为定价基准日的定向增发折价率要显著低于另一类定向增发折价率。这似乎进一步为“17 细则”提供了支持。

表 1 基于不同定价基准日选择的定向增发折价率

定价基准日	样本数 <sup>②</sup>	均值	最小值	中位数	最大值
董事会决议公告日	553	32.21	-102.85	30.56	88.95
发行期首日	72	10.38	-73.17	12.745	44.82
两者差异		7.0967(0.000) <sup>③</sup>			

注:描述统计的单位为%

资料来源:本文整理

受到新现象、新法规的启发,本文从制度流程设计角度出发,通过理论分析和实证检验,试图回答以下问题:低折价率是否就意味着较少的大股东利益输送行为?以发行期首日为定价基准日是否能真正起到遏制大股东利益输送行为的作用?如果并没有减少利益输送行为,大股东可以通过什么方式达到目的?

本文的理论贡献在于:(1)深化了市场择时资本结构理论。本文发现了定向增发过程的市场择时现象——公司以发行期首日为定价基准日时,更倾向于选择股价低迷的时段发行股票,并通过停牌操控锁定股价。(2)拓展了定向增发的实证研究。长期以来,定向增发监管研究把关注的重点放在折价率上,即将折价率作为大股东掏空结果的反映。而本文认为,折价率的确能在一定条件下反映大股东利益输送,但是,这并不完全,只是揭露了某些问题的表象。本文建立数理模型证明,大股东在定向增发股票时对基准价格的择时行为无法反映在折价率上,这说明,讨论定向增发过程的大股东掏空问题不能忽略大股东对基准价格的择时行为。

## 二、文献回顾

### 1. 定向增发折价率与大股东机会主义动机

定向增发过程中,最为关键的环节是确定定向增发价格。许多国家的资本市场都存在着增发价格相对于增发时的市价有较高折价的现象。国内外学者针对定向增发的这一特点开展了大量的研究并积累了丰富的成果,其关注点主要集中在定向增发高折价的原因、定向增发的动机,以及定向增发过程中股东财富转移等问题上。

国外学者对定向增发动机及高折价的探讨主要集中在代理理论和信息不对称理论的框架之下。如

<sup>①</sup>由于历年以股东大会决议公告日为基准日的样本很少,所以在本文中不作为研究对象。

<sup>②</sup>使用 2015 年 1 月—2016 年 5 月的数据,删除同家公司同个基准日发行了两笔定向增发项目的样本。但由于样本限制,若以上情况的两笔项目中有以发行期首日为基准日的,仍然予以保留。

<sup>③</sup> $H_0$ :当定价基准日分别为董事会决议公告日与发行期首日时,增发折价率不存在显著差异。表中对应为均值比较的  $t$  值,括号中为相应的  $p$  值。

Wruck(1989)从代理理论出发,认为定向增发的折价率与所有权集中度的上升有显著的相关关系,因为大股东的股权更集中,其与公司的利益更趋同,从而更有动机监督公司的管理层,这有利于缓解代理问题。因此,定向增发的折价被视为因监督公司管理层所付出成本的一种补偿;Hertzel等(1993)的研究结果显示,信息不对称的程度越大,就需要对投资者所耗费的鉴定、信息搜寻等成本进行更多的补偿。

国外学者对定向增发过程中股东之间的利益冲突也进行了大量研究,并提出管理层机会主义假说和股东控制权假说。如Barclay等(2007)通过对1978—1997年美国定向增发进行研究,认为管理层主要将公司的股票定向增发给之后不会积极参与公司经营管理的投资人以实现对公司的控制,此时较高的折价和股价公告效应就是管理层对这些投资者的补偿。支持股东控制权假说的Baek等(2006)的研究发现,韩国控股股东会利用金字塔结构通过定向增发输送利益,利益输送手段主要包括:更低的控股股东认购价格、更高的增发公告效应以及高价将集团内劣质资产注入优质公司等。

目前,国内学者对定向增发中是否存在利益输送尚未形成统一意见,但大多数学者从一级市场角度出发,认为定向增发过程中存在大股东机会主义行为,且掏空手段多样。朱红军等(2008)系统剖析了云南驰宏锌锗股份有限公司定向增发的案例,发现该公司大股东通过多种掏空手段实现其从上市公司向自身进行利益输送的目的。部分学者认为,我国定向增发折价的原因与国外有所不同。章卫东、李德忠(2008)研究发现,向控股股东和关联方定向增发的项目折价率较高,向非关联投资者进行的项目折价率相对较低。类似的定向增发折价率高低与增发对象存在密切关系的观点也得到了张力上、黄冕(2009)和徐寿福等(2009)的证实。何贤杰、朱红军(2009)以2006—2008年发布定向增发公告的305家上市公司为样本,研究发现,增发折价与大股东机会主义行为动机以及信息不对称程度成正比,不仅进一步表明大股东以低价稀释了中小股东的利益,也验证了上述的信息不对称假说;徐寿福、徐龙炳(2011)通过对定向增发过程的分解发现,上市公司确实存在向大股东进行低价增发的现象,但在“07实施细则”引入公开询价制度后,大股东的机会主义行为得到了一定程度的遏制。

## 2. 市场择时资本结构

市场择时资本结构理论已成为与啄序理论和权衡理论并行的三大融资理论之一。国外学者试图从行为金融学的角度解释资本结构和融资工具选择,由此提出了市场择时资本结构理论。Baker & Wurgler(2002)认为,市场择时是公司选择融资工具的首要考虑因素,公司管理者更倾向在股价被高估时发行股票,在低估时回购股票。于是,公司的资本结构更像是如此择时行为的积累后的结果。更有研究认为,市场择时资本结构理论对一些新兴资本市场中的上市公司的融资行为有更强的解释力。

Taggart(1977)认为,市场行情会影响公司的融资决策。此后,Stein(1996)在非理性市场条件下研究发现,市场时机、融资约束都是影响公司最优资本预算问题的关键;Graham & Harvey(2001)的调查显示,有三分之二的CFO都同意“股价低估或者高估是融资决策的重要考虑对象”这一观点;Henderson等(2006)的研究利用了美国、日本和欧洲各国的数据,发现市场择时普遍地存在于这些国家的上市公司融资决策中。

国内学者王亚平等(2006)研究了上市公司股票增发中的择时问题,试图通过验证“股票市场择时性”假说来解释“股权融资之谜”;束景虹(2010)发现,我国的上市公司在股票市场普遍存在价格高估的情况下,择时融资行为较为严重;吴育辉等(2013)发现,当增发对象为控股股东时,上市公司有超长停牌以锁定较低股价的择时行为,并且,与对机构投资者进行定向增发相比,向控股股东增发时,公司停牌概率更高,且停牌时间更长。

综上,现有文献针对定向增发折价产生的原因形成了不同的观点,并通过丰富的实证研究证明了大股东在定向增发过程中的确存在利益输送行为,这些行为将反映在折价率上。由于定向增发制度存在国别差异,国内文献还缺乏结合定向增发市场新法规、新发展,通过系统解构定向增发流程,分析大股东如何利用定价环节进行利益输送的全面深入的实证研究。

## 三、研究假设

股权分置改革以后,我国上市公司出现了定向增发的热潮。我国上市公司具有股权集中度较高的特征,“一股独大”现象较为严重,中小股东对大股东的行为难以有效制衡。此外,整体而言,我国对中小投资

者法律保护相对薄弱(沈艺峰等,2004)。在这种大环境下,控股股东与中小股东之间的利益冲突尤为明显(La Porta等,2002)。相对于配股和公开增发,监管层对定向增发的审核程序相对简易,对其信息披露要求也相对较低。因此,在定向增发过程中,拥有控制权的大股东有条件 and 动机损害中小股东的利益,实现自身利益最大化,即进行“利益输送”(Cronqvist等,2005;Baek等,2006)。当大股东在定向增发中的认购比例大于增发前在上市公司持有的股权比例时,定向增发折价发行会增加大股东的财富(张鸣、郭思永,2009),所以,大股东有机会主义动机(徐寿福、徐龙炳,2011)压低发行价格,通过低价认购股份,实现财富转移。

以往的文献,在研究大股东利益输送的时候都使用折价率作为考察对象(Wruck,1989;Hertzel等,1993;吴育辉,2013;张鸣、郭思永,2009),因为折价率是股东低价认购股份的结果反映。事实上,“17细则”限制基准日类型的最初目的,也是为了限制折价率。所以,本文将折价率作为出发点<sup>①</sup>,研究各种利益输送行为对折价率产生的影响,并据此考察大股东是否存在利益输送的行为。

大股东为了能以低价认购增发股份,实现利益掏空,常常采用以下两种利益输送手段:(1)停牌操控:若上市公司有意对大股东进行定向增发,当股价水平较低时,公司往往会借口存在不确定的重大事项申请停牌,将股价一直维持在意向的价位直至定价基准日,并在此期间从容确定增发的细节(吴育辉等,2013)。(2)打压基准价:当增发对象为大股东时,上市公司在定价基准日前会刻意释放利空消息和联合庄家压盘等,以达到降低基准价格和增发价格,向大股东进行利益输送(王志强等,2010;章卫东,2010)。但由于近年来,证监会对内幕操作的监督力度日趋严格,本文很难和以往文献一样断言基准日前股票表现较差的原因仅是大股东恶意操控的结果,因为公司很有可能只是在股票相对低迷的时期择时停牌和设定基准日,但无论是以上哪一种情况,都能说明大股东低价认购的动机。因此,本文提出如下假设:

H<sub>1</sub>:由于大股东存在机会主义动机,当大股东认购比例相对其增发前已持有比例越高时,折价率越高。其他条件一致的前提下,停牌操控、择时发行等掏空行为是提高定向增发折价率的原因。

那么,如表1所示,以发行期首日为定价基准日时折价率为何会更低呢?本文将通过剖析定向增发的流程来说明。

定向增发的定价过程主要分为两步:首先,根据“管理办法”和“07实施细则”的规定,上市公司需要选取一个定价基准日,以定价基准日前二十个交易日的股票交易均价作为基准价格计算依据;然后,在基准价格的基础上调整,最后决定发行价格,最终的发行价格不得低于基准价格的百分之九十。由此可以看出,上市公司对最终发行价格有较大的控制权。而监管层对发行价格唯一的监管就体现在对基准价格的规定上,所以,定价基准日的选择至关重要。“管理办法”未对定价基准日做硬性要求;根据“07实施细则”,上市公司可以随意选择董事会决议公告日、股东大会决议公告日以及发行期首日作为定价基准日。由于三个定价基准日在整个增发流程中的先后时间节点相差较大,这便给大股东留下了操纵的空间。以下数学推导试图证明:以发行期首日为基准日的定向增发从投资者竞价到确定发行价格,前后时间不超过两天,所以,其发行价格、市场价格和基准价格的差距不会太大,这直接导致了折价率天然较低。

假定定价基准日确定的基准价格为  $P_{base}$ ,发行价格为  $P_{issue}$ ,增发时的市场价格为  $P_{market}$ 。由于发行价格是在基准价格的基础上确定的,本文假设  $P_{issue} = \alpha P_{base}$ , $\alpha$  为发行价—基准价比。按照“管理办法”规定, $\alpha \geq 0.9$ 。另外,因为发行时间和定价基准日之间存在时间差异,本文假设  $P_{market} = P_{base} + \mu P_{base}$ ,其中, $\mu$  为漂移项,即股价后续的变动,如增发公告等利好消息对上市公司股价有推升作用(章卫东、李德忠,2008;章卫东,2008)。由此,可将增发折价率表示为:

$$Discount = \frac{P_{market} - P_{issue}}{P_{market}} = 1 - (P_{issue}/P_{market}) = 1 - (\alpha P_{base}) / (P_{base} + \mu P_{base}) = 1 - \alpha / (1 + \mu)$$

据此,本文分发行期首日和董事会决议公告日两种情况进行分析:

(1)当上市公司选择以发行期首日为定价基准日时,基准价格即为发行前二十个交易日的均价,已非常接近发行时的市场价格,即  $\mu$  接近于 0;由于发行价格是通过在发行日当天上午询价后当天确定,与基准价格确定的时间相近,所以,发行价格与基准价格偏差通常不会太大,即  $\alpha$  接近于 1。

<sup>①</sup>由于数据限制,本文无法进行定向增发后超额分红、不良资产注入等方面研究,故本文仅考虑低价认购这一掏空行为。

(2)当上市公司选择以董事会决议公告日为定价基准日时,由于我国定向增发流程烦琐,审核时间较长,定价基准日与发行时间通常相隔3~18个月,在此期间,股市波动幅度可能相对较大,即 $\mu$ 较大。自基准价格确定后,市场行情会显著影响最终发行价格。当股市行情上涨的时候,投资者对定向增发反响积极,最终的发行价格较高;而当股市大跌的时候,投资者能够在二级市场上以更低价购买股票,即定向增发面临“破发”的风险。所以,在这两种情况下,发行价格与基准价格的偏差通常较大,即 $\alpha$ 与1偏差较大。

所以,当上市公司选择以发行期首日为定价基准日时, $\mu$ 接近于0, $\alpha$ 接近于1,此时,增发折价率接近于0;当上市公司选择以董事会决议公告日为定价基准日时, $\mu$ 的绝对值可以很大,所以,只要 $1+\mu$ 远大于 $\alpha$ ,增发折价率则会呈现出较高的水平。通过对2015年1月—2016年5月完成的定向增发事件进行统计发现,市场的真实结果与本文的以上推断一致,如表2所示。

表2 不同定价基准日下的 $\alpha$ 与 $\mu$

$\alpha$ (发行价—基准价比)					
	样本数	均值	标准误	最小值	最大值
董事会决议公告日	553	1.063	0.0161	0.900	4.202
发行期首日	72	0.975	0.0098	0.900	1.389
两者差异		1.9676(0.0496)			
$\mu$ (漂移率)					
董事会决议公告日	553	0.832	0.0458	-0.4193	8.0498
发行期首日	72	0.126	0.0256	-0.4803	0.765
两者差异		5.5411(0.000)			

注: $H_0$ :当定价基准日分别为董事会决议公告日与发行期首日时, $\alpha$ 或 $\mu$ 不存在显著差异;表中对应为均值比较的 $t$ 值,括号中为相应的 $p$ 值

资料来源:本文整理

综上所述, $discount$ 仅由 $\alpha$ 与 $\mu$ 决定,与 $P_{base}$ 无关,而 $\alpha$ 和 $\mu$ 与基准日的类型相关。因此,本文提出如下假设:

$H_2$ :将发行期首日作为定价基准日会降低定向增发折价率。

既然发行期首日能天然降低增发的折价率,认购人似乎没有在增发中得到什么好处。那么,发行期首日作为定价基准日的情形下,假设 $H_1$ 中大股东的各类利益输送手段所产生的影响是否被削弱了呢?

根据以上分析可知,通过操纵 $P_{base}$ ,大股东可以将 $P_{issue}$ 大致锁定在预期的价位,从而获得期望的认购价格,但折价率 $Discount$ 没有直接反映大股东对 $P_{base}$ 的操纵。这意味着,折价率较低能在一定程度上反映大股东的利益输送结果,但并不能得出大股东利益输送行为得到了全面遏制的结论。那么,大股东是如何分别在各类定价基准日的前提下进行利益输送的呢?

首先,假设上市公司选择以董事会决议公告日为定价基准日,由于董事会何时召开完全由上市公司自主决定,大股东可以提前运用择时停牌以及停牌时间长度操控等手段,将股价保持在较低的价位,然后伺机召开董事会或股东大会,由此确定的基准价格便处于较低水平。

其次,假设上市公司选择发行期首日为定价基准日,上市公司同样拥有关于发行时间的较大的自主权,上市公司同样可以提前运用上述停牌长度操控和择时等手段,使得基准日前平均价格较低从而获得较低的基准价格,此时,认购价格就可以相对更低,这使得折价率上升成为可能。由于在增发申请通过后,上市公司拥有长达六个月的增发时效,大股东拥有充分的时间确定增发细节,自然也可以待股价相对较低时伺机发行。如表2所示,虽然发行期首日情形下市价与基准价间的漂移程度(12.6%)远小于董事会决议公告日的情形(83.2%),但由于基准价的降低,折价率相应上升。

故无论选择哪一个定价基准日,都不妨碍大股东实施手段进行利益掏空。因此,本文提出如下假设:

$H_3$ :在其他条件相同的情况下,以发行期首日为定价基准日不仅不能弱化假设 $H_1$ 中大股东机会主义动机和停牌操控对折价率产生的影响,甚至可能导致影响更大。

根据以上分析,虽然折价率在一定条件和程度上是可以反映大股东利益输送的结果的,但是,通过在低迷时期择时发行以实现较低发行价格的行为不能完全反映在折价率上。那么,此时还应脱离折价率,寻找

证据单独对基准日前的基准日择时行为进行补充性的研究和讨论。当董事会决议公告日为定价基准日时,基准日和发行日相距时间很长,故其择时动机不是很强,因为宣布增发后股价上涨空间大。而当发行期首日为定价基准日时,发行期和基准日为同一天,股价波动的时间区间较短,因此,股票价格的正公告效应有限。所以,为获取相对更低的基准价格,公司选择股价相对低迷时期设定基准日的动机更强。进一步地,此时,若有大股东参与定向增发,且大股东认购比例高于增发前已持有比例时,其将更有动机获得较低的基准价格。因此,本文提出如下假设:

H<sub>4</sub>:在发行期首日类型下,公司择时设定基准价格的动机更强。有大股东参与定向增发且大股东认购比例高于增发前已持有比例时,择时动机更强。

#### 四、研究设计

本文以2015年1月—2016年5月我国A股上市公司1095起定向增发事件为基础样本,剔除:(1)增发时为ST上市公司的样本;(2)由于对不同投资者采取不同定价原则,从而使得同一次增发中出现多个发行时间和发行价格的样本;(3)定向增发相关数据及财务数据缺失的样本。剔除后得到有效样本625个,其中发行期首日样本72个。上市公司的定向增发数据和股价信息等来源于Wind数据库,公司财务数据、停牌数据和股票价格数据来源于国泰安CSMAR系列研究数据库。本文应用的统计软件为Stata14.0。

##### 1. 回归分析

(1) OLS模型。为检验前文提出的假设,本文参考张鸣、郭思永(2009),徐寿福、徐龙炳(2011)的研究成果,引入多元回归模型<sup>①</sup>:

$$discount = \beta_0 + (\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6, \beta_7) \overrightarrow{Variable} + \sum_{i=1}^3 \gamma_i CV_i + \varepsilon$$

其中,解释变量 $\overrightarrow{Variable} = (kind, delta, delta \times kind, susptime, susptime \times kind, CAR30, CAR30 \times kind)'$ ;  $CV_i$ 为三类控制变量,包括:与定向增发事件有关的控制变量、与实施增发的上市公司自身有关的控制变量及与投资者情绪有关的控制变量。变量具体含义如下:

被解释变量: OLS模型的被解释变量为定向增发折价率  $discount$ 。新老股东以低价认购会稀释公司原股东的利益,但如果没有可比的价格,人们无法断言低价的程度。故业界和学界开始以市场价格作为参照价格,用发行价格和市场价格差距来度量低价的程度。低价认购将反映在更高的发行折价率上,即实际发行价格相对于市场价格的差距,故定向增发折价率一直是学术界研究定向增发掏空行为的重点(Wruck, 1989; Hertzels等, 1993; 吴育辉, 2013)。参考Wruck等(2008)的计算方法,以增发价格相对于发行日前一日收盘价的折扣来定义定向增发折价率,并记为  $discount$ <sup>②</sup>,其计算公式为:  $discount = (P_1 - P)/P_1$ 。其中,  $P_1$ 代表定向增发发行日前一日股票的收盘价(即市场价);  $P$ 代表定向增发的发行价格<sup>③</sup>。

解释变量: ①定价基准日选择  $kind$ , 反映定价基准日类型的虚拟变量。当定价基准日为发行期首日时取1, 董事会公告日时取0<sup>④</sup>。②大股东机会主义动机  $delta$ , 以原股东认购份额与增发前所持有份额之差衡量。当大股东在定向增发中的认购比例大于增发前在上市公司持有的股权比例时, 定向增发折价发行会增加大股东的财富(张鸣、郭思永, 2009)。 $delta$ 越高, 财富效应低价认购动机越大, 机会主义动机越强。③停牌操控  $susptime$ , 定价基准日前与定向增发相关的最近一次停牌时间长度, 如果连续两次停牌时间间隔小于7天,

<sup>①</sup>此处,因样本容量限制无法按政策时点或基准日类型分成子样本分别进行回归,故设置单一回归方程,加入基准日类型和交乘项研究调节效应。

<sup>②</sup>其他常见的市场价格确定方式包括:(1)Hertzels等(1993)采用定向增发后10天上市公司股票价格作为市场价格;(2)Barclay(2007)采用定向增发公告日的股票价格作为市场价格。本文将采用其他两种市场价格的计算方法对实证结果进行稳健性检验。

<sup>③</sup>虽然本文发现市场择时行为无法反映在折价率上,但大股东机会主义动机和停牌操控行为依然可以用此模型研究。因为这两个变量都会通过直接降低认购价格反映在高折价率上。

<sup>④</sup>由于本文所选样本中,其他类型(股东大会决议日)样本不足10个,与总样本相比数量太少,在研究中不考虑,删去。

停牌时间累加,以此类推。复牌时间晚于基准日时,将复牌时间设定为基准日,因为基准日后的停牌时间不影响基准价格的确定。停牌操控是利益输送的代理变量,可衡量大股东为实现财富转移而锁定较低基准价格的停牌操控程度。④基准日择时(市场择时)  $CAR_{30}$ ,以经市场收益率调整的上市公司股票定价基准日前30个交易日的累积超额收益率衡量。以往文献  $CAR_n$  用来反映大股东定价基准日前对股价的操纵交易程度(Gerard等,1993; Corwin,2003)。由于中国资本市场对内幕交易和股价操控行为监督日趋严格,本文无法断言股价的走势是人为打压操纵的结果,所以,本文用累计超额收益率作为上市公司择时停牌的代理变量:公司选择股价相对低迷时期作为基准价的交易日计算范围,为此,择机召开董事会或发行股票甚至择机停牌。虽然基准价格是以定价基准日前20个交易日的股票交易均价作为基准底价,本文计算了从前30个交易日开始的日累计超额收益率,因为择时停牌的行为可能不仅仅发生在前20个交易日,若先前股价已经较高,那么,基准日前20个交易日即便超额收益率很高,择时的效果都会大打折扣<sup>①</sup>。本文的稳健性检验还将  $CAR_{20}$  和  $CAR_{40}$  作为基准日前  $n$  个交易日的累计超额收益率进行了研究。

控制变量:①与定向增发事件有关的控制变量。*LSH*:大股东是否参与认购的虚拟变量,作为利益输送动机的控制变量。当大股东参与认购时取1,否则取0。*proceeds*:增发规模,即本次定向增发募集资金(万元)的自然对数。发行规模越大,单位规模的信息成本越小(Hertzel等,1993),预期该变量与增发折价率成反比。*fraction*:增发比例,即本次定向增发股票数量占增发后股票数量的比例。该比例越高,意味着本次增发的稀释作用越大,公司未来的不确定性更大,信息不对称程度越高,股东要求的折价率越高,故预期该变量与增发折价率成正比(徐福寿、徐龙炳,2011)。②与实施增发的上市公司自身有关的控制变量(吴育辉等,2013)。*roa*:上市公司的年度总资产收益率,用以衡量公司的盈利能力及增发前的资产质量。预期该变量系数为负,因为公司业绩越好,投资者的预期越高,期望的认购价格越高,从而折价率更低。*lev*:上市公司的年度资产负债率,用以衡量公司的财务杠杆。该比例越大,公司偿债压力越大,越容易陷入财务困境,从而可能要求更高的折价。*size*:上市公司的规模,即增发前总资产的自然对数。公司规模越大,其信息披露等监管要求越高,信息不对称程度越小,故预期该变量与增发折价率成反比。*tobinQ*:企业的市场价值与资本重置成本之比。本文采用的是CSMAR数据库的 *TobinA* 变量,用以衡量公司成长性 or 投资机会。处于成长性阶段的公司,投资者要求的回报率更高,所以,预期系数为正。③与投资者情绪有关的控制变量。*turnover*:月度换手率<sup>②</sup>,定义为A股市场月度交易金额除以月度流通价值。本文借鉴Baker & Stein(2004)和徐寿福、徐龙炳(2011)的研究成果,用该变量衡量投资者情绪的高低。*index300*:沪深300月度价格水平的对数价格,代表证券市场指数并作为投资者情绪的代理变量。*funddisc*:封闭式基金折价率,计算公式为基金份额净值减去单位市价再除以基金份额净值。本文参考张丹、廖士光(2009)的研究成果,用该变量衡量机构投资者情绪。

(2) 检验方法。根据以上回归分析模型,具体检验方法如下:

为证明假设  $H_1$ ,本文首先令  $\beta_2 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = 0$ ,如果假设  $H_1$  成立,则  $\beta_1$  显著大于零,即大股东因财富效应低价认购动机越高的定向增发项目折价率更高;其次,分别令  $\beta_2 = \beta_3 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = 0$  和  $\beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_7 = 0$  进行回归,如果假设  $H_1$  成立,大股东通过停牌、择时的手段使得基准日前平均价格相对更低时,其认购价格相对于市价也可以更低,于是折价率会更高。故分别预测停牌时间长度系数  $\beta_4$  显著大于零、低迷时期基准日择时  $\beta_6$  显著小于零。

为证明假设  $H_2$ ,本文在所有回归中始终控制  $\beta_1$  不为零。如果假设  $H_2$  成立,那么,预计  $\beta_1 < 0$  显著成立,即发行期首日为定价基准日会降低定向增发折价率。

为证明假设  $H_3$ ,本文首先令  $\beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = 0$ ,并预测  $\beta_2$  显著大于零的同时  $\beta_1$  不显著异于零,这说明,大股东的机会主义动机会增加折价率,但无论在哪一种基准日类型下,利益输送与折价率的关系仍然存在,那么,大股东的掏空动机依旧可以实现低价认购。即基准日类型选择不能弱化大股东机会主义动机对折

<sup>①</sup>本文研究方法是:首先,将每只股票的2012年1月1日至发行期首日前30个交易日作为估计窗口,估计出  $\beta$  和常数项;其次,利用估计窗口的系数计算出每只股票发行期前30个交易日及后20个交易日每天的超额收益率;最后,连续加总前30个超额收益率作为第30个交易日的累计超额收益率。

<sup>②</sup>后文事件研究中使用的为日换手率数据,数值上与月换手率数据有明显区别。



价率产生的正向影响。其次,本文令  $\beta_6 = \beta_7 = 0$ ,并预测  $\beta_4$  显著大于零的同时  $\beta_5$  不显著异于零,这说明,停牌时间越长,折价率显著更高,但基准日类型对停牌操控行为的效果没有调节作用,那么,大股东仍然可以通过停牌操控获得相对较低的认购价格,即基准日类型的选择实际上并不能弱化大股东停牌操控行为产生的效果。

为证明假设  $H_4$ ,本文令  $\beta_4 = \beta_5 = 0$ ,并预测  $\beta_6$  显著大于零的同时  $\beta_7$  不显著异于零,这说明,基准日前累计超额收益率越低,折价率显著更高,但基准日类型对“在股价相对低迷时择时确定基准日从而确定更低的基准价格”这一掏空行为的效果没有调节作用,那么,大股东仍然可以通过择时来获得相对更低的认购价格,基准日的选择实际上并不能弱化大股东的利益输送的行为。

最后,本文加入所有变量进行回归,以增强回归结果的可靠性。

(3)内生性的解决方案。基准日类型的选择可能是由不可观测因素(如私有信息)影响的内生变量。可观测的因素如公司特征、市场情绪等因素也可能使得项目倾向选择发行期首日作为定价基准日。而这些因素又都会内生地导致发行期首日出折价率较高。同时,两种基准日下的定价方式不同,故不能将两个无法等同的过程进行简单比较。基于这个考虑,本文使用转换回归模型对模型进行识别,目的是为检验在控制公司的选择性偏误后,大股东机会主义动机和停牌操控对折价率的影响是否发生改变。模型如下:

$$\text{主方程 1: } discount1 = X\beta_1 + u_1$$

$$\text{主方程 0: } discount0 = X\beta_0 + u_0$$

$$\text{选择方程: } kind^* = Z\gamma + \varepsilon$$

式中,  $discount1$  是公司选择发行期首日为定价基准日时的发行折价率;  $discount0$  是公司选择董事会决议公告日时的发行折价率。当本文观测到  $discount1$  时,该项目已经选择了发行期首日。故本文无法观测到如果该项目选择了董事会决议公告日的话其折价率又是多少。转换回归模型通过对潜变量的倾向假设解决了选择偏误导致的模型内生性问题。  $kind^*$  为不可观测的潜变量,当  $Z\gamma + \varepsilon < 0$  时,  $kind = 0$ , 否则等于 1。  $Z$  为影响选择的可观测变量的向量,  $\varepsilon$  服从标准正态分布。此处与主方程扰动项是相关的,目的是为了刻画影响选择倾向的不可观测变量也会影响最终折价率的高低。

$$\text{其中, } Cov(u_1, u_0, \varepsilon) = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{10} & \sigma_{13} \\ \sigma_{10} & \sigma_{00} & \sigma_{03} \\ \sigma_{13} & \sigma_{03} & 1 \end{bmatrix}$$

$$\begin{aligned} \text{则有: } E[discount1] &= E[discount | kind = 1] \\ &= E[discount | kind^* \geq 0] \\ &= E[X\beta_1 + u_1 | Z\gamma + \varepsilon \geq 0] \\ &= X\beta_1 + E[u_1 | \varepsilon \geq -Z\gamma] \end{aligned}$$

$$\text{由于, } E[u_1 | \varepsilon \geq -Z\gamma] = \sigma_{13} \left( \frac{\varphi(-Z\gamma)}{1 - \Phi(-Z\gamma)} \right) = \sigma_{13} \left( \frac{\varphi(Zr)}{\Phi(Zr)} \right)$$

$$\text{故, } E[discount1] = X\beta_1 + \sigma_{13} \times M + v_1$$

$$\text{同理可得: } E[discount0] = X\beta_0 - \sigma_{03} \times M + v_0$$

其中,  $M$  为逆米尔斯比率,若系数  $\sigma_{13}$  显著大于 0 则说明,一些不可观测的使得公司更倾向使用发行期首日为定价基准日的因素会进一步增加发行折价率。如果这个不可观测因素为股东的私有信息,则说明,私有信息和高折价率是一致的。若控制了内生性后  $\beta_1$  比  $\beta_0$  绝对值更大且方向不变,则说明,发行期首日不仅不能削弱,甚至还会加重 OLS 估计的各项结果。

本文将识别模型的关键变量设置为公司成长性  $tobin Q$  和市场情绪变量 ( $turnover$ 、 $index300$ 、 $funddisc$ )。因为  $tobinQ$  反映市场对该公司前景的评估,市场走势与情绪也仅与外部的股票市场特征相关。此类模型在估计选择方程时还会加入主方程的所有解释变量,故  $Z$  含有 OLS 回归中除  $kind$  以外的所有解释变量,  $X$  中包含除  $kind$ 、 $tobin Q$  和  $turnover$ 、 $index300$ 、 $funddisc$  之外的所有解释变量。

## 2. 事件研究

为进一步检验假设  $H_4$ ,考虑到择时行为可能是一个有计划的长期过程,基准价是基准日前 20 个交易日股价均值的 90%,所以,回归模型仅用最后一日的累计超额收益率难以全面地进行描述。因此,本文借鉴王



志强(2010)的成果进行事件研究以验证假设  $H_4$ 。首先,计算出有效样本中每只股票以定价基准日为第 0 日、前 30 及后 20 个交易日的每日累计超额收益率,变量构造方法和回归分析中的操控股价变量一样,只是连续加总前  $n$  个超额收益率作为第  $n$  个交易日的累计超额收益率  $CAR_n$ 。其次,将样本按照基准日类型 ( $kind$ ) 和大股东认购比例是否高于增发前所持比例 ( $delta\_d$ ) 分为四个子样本,分别计算样本组内平均每日累计超额收益率。最后,分别画出该 50 个交易日的平均累计超额收益率走势图,分析各子样本下定价基准日前交易日股价的特征及股东的策略。各变量定义如表 3 所示。

表 3 主要变量定义

变量名称	符号	变量定义
增发折价率	<i>discount</i>	增发折价率 $\times 100$
定价基准日类型	<i>kind</i>	虚拟变量,当定价基准日为发行期首日时取 1,否则取 0
大股东机会主义	<i>delta</i>	原股东认购份额与增发前所持有份额之差
停牌操控	<i>susptime</i>	定价基准日前与定向增发相关的最近一次停牌时间长度
基准日择时	$CAR_n$	定价基准日前 $n$ 日每日的股票超额收益率,回归中 $n = 30$
大股东参与	<i>LSH</i>	虚拟变量,当大股东参与认购时取 1,否则取 0
增发规模	<i>proceeds</i>	本次定向增发募集资金(万元)的自然对数
增发比例	<i>fraction</i>	本次定向增发股票数量占增发后股票数量的比例
盈利能力	<i>roa</i>	总资产收益率,计算公式为净利润除以总资产
财务杠杆	<i>lev</i>	资产负债率,计算公式为总负债除以总资产
公司规模	<i>size</i>	增发前总资产的自然对数
公司成长性	<i>tobinQ</i>	市值与总资产之比
换手率	<i>turnover</i>	A 股市场月度交易金额除以月度流通价值
封闭式基金折价率	<i>funddisc</i>	基金份额净值减去单位市价再除以基金份额净值(日)
沪深 300 市场指数	<i>index300</i>	沪深 300 月度价格水平的对数价格(月)

资料来源:本文整理

## 五、实证结果

### 1. 描述性统计

如表 4 所示,我国上市公司定向增发折价率平均约为 29.70%,高于美国定向增发市场的折价率(约 15%~20%)。值得注意的是,我国定向增发市场上定价基准日前超长期停牌的现象较为严重。定价基准日前平均停牌时间约为 38.15 天,最长可达 356 天。此外,样本中约有 37% 的定向增发事件有大股东参与,每次定向增发平均募集资金为 18.85 亿元,每次发行的股份数量约占增发后上市公司股票数量的 20.3%。样本公司规模差异大。总资产收益率平均为 2%,平均资产负债率达 43%。另外,我国 2015 年以来股市月平均换手率为 0.47 倍,平均封闭式基金折价率约为 12.70%,沪深 300 走势的波动较大。

表 4 描述性统计分析

变量	观测数	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>discount</i>	625	29.69845	25.49707	-102.85	88.95
<i>kind</i>	625	0.1152	0.319519	0	1
<i>LSH</i>	625	0.3696	0.483083	0	1
<i>delta</i>	625	3.835617	20.76942	-58.82	89.88
<i>susptime</i>	625	38.1472	47.37677	0	356
$CAR_{30}$	625	0.006	0.26307	-1.42728	0.917644
<i>proceeds</i>	625	189484.3	366474.5	1999.843	6454008
<i>fraction</i>	625	0.202935	0.158695	0.00874	0.957404
<i>roa</i>	625	0.021949	0.038972	-0.06693	0.481941
<i>lev</i>	625	0.431952	0.205827	0.019602	0.991559
<i>size</i>	625	3.86E+10	3.16E+11	1.12E+08	5.23E+12

变量	观测数	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>tobinA</i>	625	3.12284	3.390426	0.065948	30.35789
<i>turnover</i>	625	0.47367	0.15549	0.224026	0.777925
<i>funddisc</i>	625	12.69971	5.510496	2.98	34.89
<i>index300</i>	625	3734.914	579.3763	2853.76	5353.75

资料来源:本文整理

按基准日类型划分的主要变量分组描述性统计结果如表5所示,除了*CAR30*外,其余四个变量的分组*T*检验*p*值均为0.0000(正文未列出),从分组统计量可以清晰地看出样本的分布情况。以发行期首日为定价基准日的定向增发项目折价率更低,大股东参与的比例更低,大股东认购比率相对此前已持比例更低。董事会决议日样本中有40%的定向增发有大股东参与,而发行期首日样本有15%的定向增发有大股东参与,其余都仅面向外部投资者发行。发行期首日样本的平均停牌时间显著缩短,但第30日累计超额收益率没有显著差异。

表5 按基准日类型的主要变量分组描述性统计

<i>kind</i>	主要变量	样本量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
0	<i>discount</i>	553	32.21253	25.26491	-102.85	30.56	88.95
	<i>delta</i>	553	4.497514	21.57775	-58.82	0	89.88
	<i>susptime</i>	553	42.54069	48.51403	0	22	356
	<i>CAR30</i>	553	0.000737	0.244994	-1.37677	0.036949	0.911731
	<i>LSH</i>	553	0.39783	0.489893	0	0	1
1	<i>discount</i>	72	10.38889	17.9872	-73.17	12.745	44.82
	<i>delta</i>	72	-1.24812	11.9035	-46.3386	0	58.93
	<i>susptime</i>	72	4.402778	11.10216	0	0	83
	<i>CAR30</i>	72	0.046426	0.373776	-1.42728	0.112704	0.917644
	<i>LSH</i>	72	0.152778	0.362298	0	0	1

资料来源:本文整理

## 2. 实证结果与分析

(1)回归分析。本文所有的回归结果如表6所示,其中,回归(2)、回归(4)、回归(6)用来检验假设*H*<sub>1</sub>,回归(3)、回归(5)、回归(7)用来检验假设*H*<sub>3</sub>,各回归中,*kind*变量的系数用来检验假设*H*<sub>2</sub>。回归(8)加入所有变量以增强检验的稳健性。

表6 定价基准日选择对大股东掏空动机及停牌操控手段等影响的多元回归结果

变量	(1) <i>reg01</i>	(2) <i>reg02</i>	(3) <i>reg03</i>	(4) <i>reg04</i>	(5) <i>reg05</i>	(6) <i>reg06</i>	(7) <i>reg07</i>	(8) <i>reg08</i>
<i>kind</i>	-18.693*** (-6.68)	-16.327*** (-5.82)	-16.520*** (-5.86)	-14.951*** (-5.17)	-14.256*** (-4.62)	-16.498*** (-5.87)	-16.964*** (-5.97)	-14.596*** (-4.71)
<i>delta</i>		0.150*** (3.52)	0.157*** (3.57)	0.145*** (3.40)	0.152*** (3.46)	0.150*** (3.51)	0.156*** (3.55)	0.151*** (3.45)
<i>delta (kind)</i>			-0.144 (-0.65)		-0.150 (-0.68)		-0.166 (-0.75)	-0.173 (-0.78)
<i>susptime</i>				0.038* (1.88)	0.040* (1.96)			0.041** (2.00)
<i>Susptime (kind)</i>					-0.197 (-0.86)			-0.219 (-0.95)
<i>CAR30</i>						2.787 (0.85)	1.194 (0.32)	2.000 (0.53)

变量	(1) <i>reg01</i>	(2) <i>reg02</i>	(3) <i>reg03</i>	(4) <i>reg04</i>	(5) <i>reg05</i>	(6) <i>reg06</i>	(7) <i>reg07</i>	(8) <i>reg08</i>
<i>CAR30(kind)</i>							7.153 (0.92)	6.715 (0.86)
<i>LSH</i>		6.243*** (3.36)	6.080*** (3.24)	6.715*** (3.59)	6.539*** (3.46)	6.158*** (3.31)	6.141*** (3.25)	6.578*** (3.47)
<i>proceeds</i>	-0.000* (-1.71)	-0.000 (-1.20)	-0.000 (-1.19)	-0.000 (-1.48)	-0.000 (-1.48)	-0.000 (-1.21)	-0.000 (-1.20)	-0.000 (-1.49)
<i>fraction</i>	53.149*** (8.22)	49.333*** (7.62)	49.209*** (7.59)	46.705*** (7.06)	46.171*** (6.96)	49.752*** (7.66)	49.348*** (7.58)	46.319*** (6.96)
<i>roa</i>	-79.416*** (-2.77)	-80.839*** (-2.82)	-80.389*** (-2.81)	-78.948*** (-2.76)	-78.473*** (-2.74)	-81.435*** (-2.84)	-80.455*** (-2.81)	-78.664*** (-2.75)
<i>lev</i>	0.654 (0.14)	1.348 (0.28)	1.576 (0.33)	2.144 (0.44)	2.429 (0.50)	1.177 (0.24)	1.527 (0.32)	2.359 (0.49)
<i>size</i>	-0.000 (-0.23)	-0.000 (-0.69)	-0.000 (-0.70)	-0.000 (-0.58)	-0.000 (-0.59)	-0.000 (-0.66)	-0.000 (-0.69)	-0.000 (-0.57)
<i>tobinQ</i>	2.437*** (6.92)	2.432*** (6.95)	2.426*** (6.92)	2.387*** (6.82)	2.383*** (6.80)	2.450*** (6.98)	2.443*** (6.96)	2.403*** (6.85)
<i>turnover</i>	16.588 (1.44)	13.385 (1.16)	13.413 (1.16)	13.751 (1.19)	13.472 (1.17)	13.262 (1.15)	13.549 (1.17)	13.537 (1.17)
<i>funddisc</i>	-0.179 (-0.84)	-0.221 (-1.02)	-0.218 (-1.01)	-0.240 (-1.11)	-0.235 (-1.09)	-0.225 (-1.04)	-0.228 (-1.05)	-0.245 (-1.14)
<i>index300</i>	0.005* (1.67)	0.005* (1.75)	0.005* (1.76)	0.005* (1.89)	0.005* (1.93)	0.005* (1.72)	0.005* (1.72)	0.005* (1.89)
<i>_cons</i>	-6.471 (-0.92)	-8.333 (-1.19)	-8.511 (-1.21)	-11.042 (-1.54)	-11.424 (-1.59)	-7.944 (-1.13)	-8.101 (-1.15)	-11.011 (-1.54)
<i>N</i>	648	625	625	625	625	625	625	625
<i>Adj-r2</i>	0.2812	0.3073	0.3066	0.3102	0.3092	0.3070	0.3062	0.3091

注:括号中为对应的 *t* 值;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示双尾检验的显著性水平为 10%、5%、1%

资料来源:本文整理

(2) 定价基准日与定向增发折价率。如表 1 和表 6 所示,在所有回归结果中,变量 *kind* 与增发折价率在 1% 的水平上显著负相关,即以发行期首日为定价基准日可以降低增发时的折价率,表 1 的单变量检验也可以证明这一点。这是因为,以发行期首日为定价基准日,发行价格确定时间与基准价格确定时间相近,即发行当天上午询价当天下午就确定发行价,所以,两者偏差不大,折价率更低,由此验证假设  $H_2$  成立。据此,本文还可以预期,在“17 细则”实施后,我国定向增发折价率应有下降。

(3) 定价基准日与大股东机会主义动机。回归(2)的结果显示,变量 *delta* 的系数在 1% 的水平上显著为正。这与国内其他学者的研究结果基本一致,再次证明了当大股东原持股比例相对较低时,大股东更有动机在此次定向增发过程中以相对低价来认购新股份。此结果支持了假设  $H_1$ : 当大股东的机会主义动机更大时,定向增发的折价率更高。在回归(3)的结果中,本文加入定向基准日选择(*kind*)与大股东机会主义动机(*delta*)的交乘项  $\text{delta} \times \text{kind}$ ,以衡量定价基准日选择能否对大股东的利益输送行为起到一定的约束作用。如表 6 所示,*kind* 和 *delta* 系数的显著性水平及符号与前两项回归一致,前述结论依然成立。而定向基准日选择与大股东机会主义动机的交乘项系数不显著,这说明,以发行期首日为定价基准日对大股东掏空动机产生的效果并没有明显的调节作用。这是因为,虽然以发行期首日为定价基准日在时间节点上与其他两类定价基准日相比较晚,但上市公司就算无法提前把握具体的发行时点,仍然可以通过停牌操控和择时发行将股价控制在期望的区间,也可以通过注入不良资产等手段和管理层合谋,隐秘地实现利益掏空。以发行

期首日为定价基准日可以在“表面上”降低增发的折价率,但无法全面遏制大股东为实现利益输送而使用的各种“花样”手段,故大股东机会主义动机对折价率产生的影响在两种基准日下均没有差异。所以,本文认为,2015年10月证监会“窗口指导意见”所鼓励的以发行期首日为定价基准日徒有“市场化定价”之表,而在整体制度背景及配套流程未有实质性改变的情况下,难以实现“市场化定价”之实,监管者还需对现有规定进行补充,以全面阻断大股东的掏空途径。由此验证了假设  $H_3$ ,在其他条件相同的情况下,以发行期首日为定价基准日不能弱化大股东机会主义动机对低价认购产生的影响。

(4) 定价基准日与停牌操控。回归(4)在回归(2)的基础上详细考察了大股东利益输送的常用手段——停牌操控的负面影响。由回归(4)结果可知,定向基准日前停牌时间长度与发行折价率在10%的水平上显著正相关,停牌时间每增加1天,发行折价率将高0.038%。那么,停牌时间对折价率的累计影响为  $0.038\% \times \text{停牌天数 } T$ 。上市公司确实在定价基准日前故意超长时间停牌,使基准价格维持在期望的价位,以方便大股东最终能用较低的价格认购增发股份。这是当前市场上普遍存在的现象,也证实了2015年10月的定向增发“窗口指导意见”配套措施中针对停牌的新规定的合理性和必要性。回归(4)的结果支持了假设  $H_1$ 。

回归(5)的结果表明,在回归(4)的基础上加入定价基准日与停牌时间的交乘变量后,前述结论仍然成立,但定价基准日与停牌时间长度交互项的系数不显著。这说明,以发行期首日为定价基准日对大股东停牌操控产生的效果没有调节效应。当基准日为董事会决议日时,上市公司会通过基准日前的超长停牌获取更低的期望基准价;待复牌后利好消息冲高股价,最后形成较高的市场价格和较高的折价率。当以发行期首日为定价基准日时,上市公司即使无法确知增发申请能否通过以及何时通过,却十分清楚当前处于增发流程的哪一步,而由于通过停牌操控来实现相对低价认购的这一掏空途径在发行期首日类型下依旧有效,所以,大股东同样可以达到自己的目的。

故从回归结果看,以发行期首日为定价基准日未能削弱大股东通过停牌操控以实现低价认购的效果,此结果进一步支持了假设  $H_3$ 。本文认为,2015年10月的“窗口指导意见”中关于停牌时间长度限制的配套措施能够削弱大股东通过停牌操控来实现利益输送的动机,但是,“17细则”没有将此措施纳入规定,那么,待细则全面实施后,停牌操控对折价率的影响依旧为  $0.038\% \times T$ ,停牌操控基准价格仍然会是控股股东的掏空渠道之一。

(5) 定价基准日与基准价格操控。回归(6)和回归(7)考察了大股东为实现利益输送的常用手段——基准日择时的影响以及定价基准日的选择能否对这种手段起到抑制作用。由回归(6)结果可知,基准日前30日累计超额收益率与发行折价率不存在显著的负相关关系,这与徐寿福、徐龙炳(2011)的研究结果比较相似。回归(7)结果中,累计超额收益率和发行折价率也不存在显著的相关关系。所以,目前为止的回归分析没有证据表明假设  $H_4$  成立。

考虑到基准日择时是一个持续的过程,在回归中简单加入  $CAR$  变量进行回归可能并不能全方位展示股票价格在基准日前的变动。因此,后文采用事件研究法进一步剖析定价基准日与基准价格之间是否存在择时的关系。

(6) 其他控制变量回归结果。在以上部分回归中,定向增发规模(*proceeds*)与增发折价率在10%的水平上显著负相关,与预期符号一致,表明发行的规模效应和信息效应。增发比例(*fraction*)与增发折价率正相关,且在1%的水平上显著,符合前文的预期。这与国内外学者的研究结果也趋于一致,证实了从信息不对称角度分析折价率产生原因的合理性。

变量 *roa* 系数显著为负,这说明,公司业绩越好,投资者的预期越高,期望的认购价格越高,从而折价率更低,这一结果也符合信息不对称假说。杠杆率 *lev* 和公司规模 *size* 与增发折价率无显著相关关系,反映出公司规模和财务杠杆与增发折价率的关系有待进一步考察,这与吴育辉等(2013)的研究结果相符合。而在所有回归中,*tobinQ* 与增发折价率存在显著的正向关系,这说明,处于成长阶段的公司投资者要求的回报率更高。

此外,回归结果发现,用以衡量机构投资者情绪的封闭式基金折价率与增发折价率呈现负相关关系,但不显著。这一定程度上说明,基金折价率越高,机构投资者情绪越低落,对股票的市场价格产生负面影响,使得增发折价率越低。沪深300指数系数在10%水平下均显著为正,说明市场行情越好,股价经过暴涨后反映在折价率会更高。

综上回归分析可以发现,基准日选择、大股东机会主义动机和停牌操控行为均是折价率变化的原因。虽然发行期首日为定价基准日会降低折价率,但是,发行期首日对大股东利益输送行为的影响没有调节效应。

2. 内生性问题的解决

如表7所示,从转换回归模型的选择方程结果来看,公司成长性越高、市场情绪越高,公司更不倾向于使用发行期首日作为定价基准日。从主方程的米尔斯率指数可以看出,使得公司更倾向选择发行期首日的不可观测因素不会进一步使得折价率发生变化,但是,使得公司更倾向选择董事会决议公告日的不可观测因素会进一步使得折价率更高。

表7 转换回归模型结果

变量 LHS RHS	选择方程	主方程	
	<i>kind</i>	<i>discount1</i>	<i>discount0</i>
<i>delta</i>	-0.009* (-1.80)	<b>0.231*</b> (1.79)	<b>0.143***</b> (2.94)
<i>Susptime</i>	-0.051*** (-6.18)	<b>0.812***</b> (4.05)	<b>-0.001</b> (-0.04)
<i>CAR30</i>	0.094 (0.31)	5.995 (0.79)	3.315 (0.81)
<i>LSH</i>	-0.352* (-1.89)	11.516** (2.12)	4.438** (2.05)
<i>Proceeds</i>	0.000 (1.40)	-0.000 (-0.70)	-0.000 (-1.04)
<i>Fraction</i>	-5.695*** (-5.12)	89.061*** (2.93)	42.591*** (5.61)
<i>Roa</i>	-3.324 (-0.92)	72.402 (0.65)	59.336** (2.28)
<i>Lev</i>	-2.682*** (-5.69)	31.328** (2.40)	-11.348** (-2.15)
<i>Size</i>	-0.000 (-0.41)	0.000 (1.01)	-0.000 (-0.32)
<i>TobinA</i>	-0.094*** (-11.52)		
<i>Turnover</i>	-1.423*** (-3.81)		
<i>Funddisc</i>	-0.010*** (-13.35)		
<i>Index300</i>	-0.000** (-2.19)		
<i>Sigma</i>		3.287*** (44.14)	3.172*** (97.94)
<i>M</i>		-17.595 (-0.11)	1.244*** (6.16)
<i>cons</i>	4.075*** (7.33)	10.308 (1.32)	27.751*** (8.89)
<i>N</i>		625	625

注:括号中为对应的*t*值;\*、\*\*、\*\*\*分别表示双尾检验的显著性水平为10%、5%、1%

资料来源:本文整理

对比两个主方程的  $\delta$  和  $susptime$  的系数可以发现,高状态方程( $kind = 1$ )相比低状态方程( $kind = 0$ ),大股东机会主义动机和停牌操控手段对折价率的促进作用非但没有减弱,反而还有进一步增强的效果。这说明,在发行期首日类型下,大股东停牌操控的动机更强。因为董事会决议公告日类型下,股东拥有两次择时机会:公告基准日前低价时超长停牌和发行期前抬高股价。而发行期首日类型下,股东仅有发行期这一次机会锁定低价,所以,其利用延长停牌时间对低价进行锁定的动机更强烈。发行期首日类型下,停牌时长每增加一天,折价率将提升 0.812%。 $CAR30$  变量在两个主方程都没有显示出对折价率的影响。这说明,在控制了内生性偏误以后,转换回归模型的结果进一步支持了上文的结论:在其他条件相同的情况下,以发行期首日为定价基准日不能弱化大股东机会主义动机和停牌操控行为对低价认购产生的效果,甚至导致影响更大。

### 3. 事件分析

为进一步证明,无论哪一种定价基准日的选择都不能遏制大股东在股价相对低迷时设定基准日从而获取较低基准价格的行为,本文进行了定价基准日前股票累计超额收益率( $CAR$ )的研究。

如图 1 所示,总体来看,以董事会决议日为定价基准日( $kind = 0$ )的定向增发项目累计超额收益率较稳定地维持在坐标轴以下,但绝对值不大。本文以董事会决议公告日为定价基准日的样本按大股东认购份额是否高于原有股份划分为“提高组”( $\delta = 1$ )和“未提高组”( $\delta = 0$ )”两组时发现,“提高组”的  $(-30, 0)$  区间的累计超额收益率持续地低于“未提高组”,这说明大股东认购份额高于原有股份会增加董事会公告择时的动机,他们会选择股价更低迷的时期发行。如图 2 所示,平稳的换手率数据也可以进一步支持“公司是选择股价低迷时期择时公告而非刻意打压股价”这一论点。

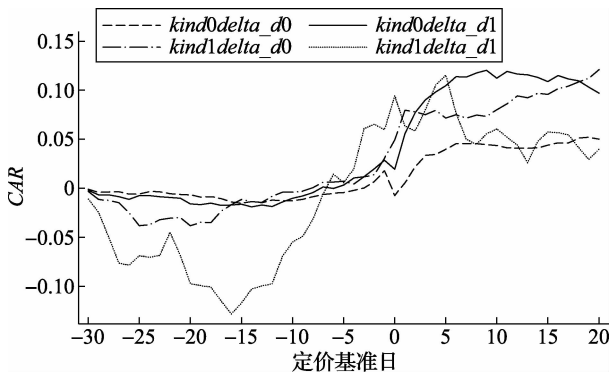


图 1 累计超额收益率  
资料来源:本文绘制

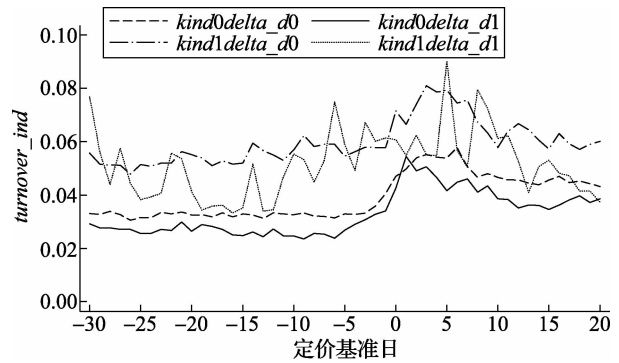


图 2 组内平均换手率  
资料来源:本文绘制

与此相对应,以发行期首日为定价基准日( $kind = 1$ )的这一类定向增发项目换手率更高,累计超额收益率比董事会决议公告日类型低,且大股东认购份额高于原有股份的项目累计超额收益率明显地更低。但在  $(-15, 0)$  区间累计超额收益率上升,换手率也随之上升,这可能是由于相比董事会决议公告日的情形以发行期首日为基准日的项目信息更加公开,临近基准日时股票投资者的情绪高涨会推高股价。但总体来看,发行期首日样本的大股东择时行为更严重。

所以,无论哪一种定价基准日下,公司均有在股价低迷时择时设定基准日的动机,且大股东认购份额高于原有股份的定向增发项目择时动机更强,假设  $H_4$  得到了进一步验证。结合回归分析的停牌操控结果来看,若没有相关的停牌时间长度、时机选择的配套规定,发行期首日对大股东掏空动机和择时动机的抑制效

果将大打折扣。

#### 4. 稳健性检验

为进一步验证上述结果的可靠性,本文分别采用如下七种方式进行了稳健性检验。(1)选择定向增发后十天的平均收盘价以及增发公告日当日的收盘价作为市场价格,计算增发折价率进行回归;(2)采用大股东在本次定向增发时的认购比例替代大股东是否参与认购的变量,以衡量大股东利益输送的动机(徐寿福、徐龙炳,2011);(3)分别以  $CAR_{20}$  和  $CAR_{40}$  替代  $CAR_{30}$  进行回归;(4)按基准日类型将样本分为两组后计算平均日累计超额收益率;(5)按“基准日类型—股东是否参与”分为四个子样本计算组内平均累计超额收益率;(6)将样本按照“基准日类型—是否仅向大股东和关联方发行”分为四个子样本计算组内平均累计超额收益率;(7)将每日的累计超额收益率先进行1%或者10%水平的缩尾处理后再计算组内平均超额收益率。

其中,方式(1)、方式(2)和方式(3)均通过变量替换增强了回归分析的稳健性;方式(4)、方式(5)和方式(6)分类的标准不同,样本可能会落入不同的组别,如果结论没有发生太大改变,则结果更可靠;方式(7)中的缩尾处理能够消除极端值的影响。七种稳健性检验的结果与正文的结果无显著差异。由于篇幅限制,稳健性检验结果未在正文列出。

## 六、结论与建议

本文主要通过考察我国上市公司定向增发过程中定价基准日的选择与增发折价率的关系,研究定价基准日的选择对大股东利益输送行为产生的负面影响是否具有调节效应。研究发现,即使发行期首日为定价基准日的项目折价率相对更低,但利益输送行为依旧可行甚至负面影响更大,而且市场择时行为也难以在折价率上反映出来。若不针对性地加以约束,证监会将难以实现其市场化定价的初衷。

虽然“15意见”对停牌时间长度的限制有利于削弱大股东通过停牌操控进行利益输送的动机,但“17细则”却未提到停牌相关的规定,故“17细则”单纯规定发行期首日为定价基准日对大股东的停牌操控行为没有抑制作用。同时,若不进一步加以规范,基准日择时行为也不能得到抑制。本文认为,要真正实现“市场化”定价,保护中小股东的利益,维护定向增发市场的有效性,靠简单地规定定价基准日是不够的。为此,本文提出以下几点建议:

(1)加强对上市公司的日常监管,建立定向增发市场的良好秩序。例如,针对上市公司在定向增发前的停牌申请应谨慎审批,杜绝人为超长停牌现象,对超长停牌项目复牌交易要规定一定天数后再重新确定基准日和底价;规定只有当股价相对平稳的时期才能设置基准日。

(2)借鉴香港等成熟市场上的“闪电配售”流程,缩短定向增发审核时间,简化定向增发的流程。在流程设计上杜绝大股东通过择时、停牌操控等手段进行利益输送的可能性,也避免由于等待过程过长、股市波动太大导致价格倒挂、增发失败的情况发生。

(3)完善会计准则及相关法律法规。提高上市公司财务报告质量与披露要求,使得投资者能获得充足的信息,判断本次定向增发对公司未来价值的影响。

(4)为定向增发过程中中小股东进行自我保护提供法律制度上的支持,促成有效的公司治理机制的建立。例如,可以加强股东大会上中小股东的表决权;或借鉴保加利亚的定向增发制度,当上市公司向大股东进行定向增发时,允许中小股东享有同样的新股购买权利,从而保证中小股东的利益不会因为缺乏认购权而受到大股东的稀释。

本文仍然存在不足之处,如研究对象仅限于大股东机会主义动机、停牌操控和市场择时,并没有涉及到盈余操纵、超额分红、融资类型的问题。这是因为,发行期首日在2015年之后才兴起,盈余操纵和超额分红



问题的研究至少需要前后六年的数据,而融资类型的数据在 Wind 数据库里披露不全。

参考文献:

- [1] Baek J. ,Kang J. and Inmoo. Business Groups and Tunneling;Evidence from Private Securities Offerings by Korean Chaebols [J]. Journal of Finance,2006,(5):2415-2449.
- [2] Baker M. and Stein J. C. Market Liquidity as a Sentiment Indicator[J]. Journal of Financial Markets,2004,(3):271-299.
- [3] Baker M. and Wurgler J. Market Timing and Capital Structure[J]. Journal of Finance,2002,(1):1-32.
- [4] Barclay M. J. ,Holderness C. G. and Sheehan D. P. Private Placements and Managerial Entrenchment[J]. Journal of Corporate Finance,2007,(13):461-484.
- [5] Corwin S. A. The Determinants of Underpricing for Seasoned Equity Offers[J]. Journal of Finance,2003,(5):2249-2279.
- [6] Cronqvist H. and Nilsson M. The Choice between Rights Offerings and Private Equity Placements[J]. Journal of Financial Economics,2005,(2):375-407.
- [7] Gerard B. and Nanda V. Trading and Manipulation Around Seasoned Equity Offerings[J]. Journal of Finance,1993,(1):213-245.
- [8] Graham J R, Harvey C R. The Theory and Practice of Corporate Finance;Evidence from the field[J]. Journal of financial economics,2001,(2):187-243.
- [9] Henderson B. J. ,Jegadeesh N. and Weisbach M. S. World Markets for Raising New Capital[J]. Journal of Financial Economics,2006,(1):63-101.
- [10] Hertz M. and Smith R. L. Market Discounts and Shareholder Gains for Placing Equity Privately[J]. Journal of Finance,1993,(2):459-485.
- [11] Porta R,Lopez-de-Silanes F,Shleifer A, et al. Investor Protection and Corporate Valuation[J]. The Journal of Finance,2002,(3):1147-1170.
- [12] Stein J. C. Rational Capital Budgeting In An Irrational World[M]. University of Chicago Press,1996.
- [13] Taggart J. R. A. A Model of Corporate Financing Decisions[J]. Journal of Finance,1977,(5):1467-1484.
- [14] Wruck K. H. Equity Ownership Concentration and Firm Value;Evidence from Private Equity Financings[J]. Journal of Financial Economics,1989,(4):3-28.
- [15] Wruck K. and Wu Y. Relationships,Corporate Governance,and Performance;Evidence from Private Placements of Common Stock[J]. Journal of Corporate Finance,2008,(1):30-47.
- [16] 何贤杰,朱红军. 利益输送、信息不对称与定向增发折价[J]. 北京:中国会计评论,2009,(7).
- [17] 沈艺峰,许年行,杨熠. 我国中小投资者法律保护历史实践的实证检验[J]. 北京:经济研究,2004,(9).
- [18] 束景虹. 机会窗口、逆向选择成本与股权融资偏好[J]. 北京:金融研究,2010,(4)
- [19] 王志强,张玮婷,林丽芳. 上市公司定向增发中的利益输送行为研究[J]. 天津:南开管理评论,2010,(3).
- [20] 吴育辉,魏志华,吴世农. 时机选择、停牌操控与控股股东掏空——来自中国上市公司定向增发的证据[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版),2013,(1).
- [21] 徐寿福. 大股东认购与定向增发折价——来自中国市场的证据[J]. 北京:经济管理,2009,(9).
- [22] 徐寿福,徐龙炳. 大股东机会主义与定向增发折价——兼析制度变迁的影响[J]. 上海财经大学学报,2011,(4).
- [23] 张力上,黄冕. 我国 A 股市场定向增发定价的实证研究[J]. 成都:财经科学,2009,(9).
- [24] 章卫东. 定向增发新股、投资者类别与公司股价短期表现的实证研究[J]. 北京:管理世界,2008,(4).
- [25] 章卫东. 定向增发新股与盈余管理——来自中国证券市场的经验证据[J]. 北京:管理世界,2010,(1).
- [26] 章卫东,李德忠. 定向增发新股折扣率的影响因素及其与短期股价关系的实证研究:来自中国上市公司的经验证据[J]. 北京:会计研究,2008,(9).
- [27] 朱红军,何贤杰,陈信元. 定向增发“盛宴”背后的利益输送:现象、理论根源与制度成因——基于驰宏锌锗的案例研究[J]. 北京:管理世界,2008,(6).

## Pricing Base Date, Market Timing and the Tunneling Behavior in Chinese Private Placements

HUANG Ye-ni, ZHAO Yuan-rong, LIU Li-ya

(School of Finance, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai, 200433, China)

**Abstract:** China Security Regulatory Commission (CSRC) has long been working out a better private placement (PP) policy. Before 2017, there are three kinds of pricing base date: board resolution announcement date (BRAD), general meeting resolution announcement date (GMAD) and first issuing date (FID). But most of the PP projects select BRAD as base date. Because it is much easier for large shareholders to use suspension manipulation or low base price market timing to lock a relatively lower subscription price out of opportunism. However, CSRC encourage listed companies to use first issuing date as base date in 2015 along with a restriction on the suspension time. In 2017, CSRC formally made the FID the only choice without the suspension time restriction. The discount rate is significantly lower in FID than BRAD. Therefore, the enforcement of the new policy is considered as the beginning of market-oriented pricing of Chinese private placement. Since 2015, the number of projects that use FID boosted, which provide us with a good sample to study the pricing base date.

Under this background, our paper is trying to answer these questions: Whether the lower discount PP rate really means fewer large shareholders tunneling behavior? Does FID have real impacts on curbing the tunneling behavior? If not, how do large shareholders achieve their goals under FID?

Firstly, we theoretically prove that, the discount rate is lower in nature under FID than BRAD, because the market price drift after base date is small and issuing price is very close to base price. But the base price market timing's effect will not be reflected in the discount. That is, if the company choose a relative lower market price date as the base date, the discount will still appear to very low, but large shareholders can secretly obtain a lower subscription price by locking a lower base price.

Secondly, we use 625 Chinese samples in 2015 and 2016 to analyze the tunneling behaviors in the private placement market against the background of the 2017 new policy. Our empirical tests find that the large shareholders' opportunism and their various tunneling behaviors can still help them obtain a lower issuing price. We use the difference between large shareholders' fraction in the new shares and original shares as the large shareholder opportunism. Because when the difference is higher, the large shareholders have more incentives to buy the new shares with a lower price. We argue that restrictions on the suspension time should be beneficial to reducing the incentive of tunneling through suspension manipulation. But the enforcement of FID without restriction on suspension time will have little impact on curbing the tunneling through suspension manipulation. We also expect that when all the companies have to choose FID, the fraction of projects that involve large shareholder will be raised. Therefore, the accumulated effect of opportunism on PP discount rate will still be large.

Thirdly, we use a switching regression model to solve the specification problem. Because the choice of pricing base date is made by shareholders out of self-beneficial incentives. If these incentives would itself have impact on the discount rate, the OLS regression model should result in a biased coefficient. After we control the selection bias, we still find that the FID has little impact on constraining large shareholder opportunism and suspension time manipulation's effects on discount rate. The mills ratio even tells a worse story: the opportunism and suspension manipulation will result in a greater increase in discount rate.

Lastly, we divide the samples into four groups according to the base date (FID or BRAD) and opportunism incentive (whether the difference between new shares and old shares are greater than zero). We calculate the cumulated abnormal returns (CAR) 30 days before and 20 days after the base date and plot the figure. We find that the CAR decreases more sharply ahead of the base date under FID than GRAD. When the large shareholders have more opportunism incentive, the effect is more significant.

According to the results, we lodge out some suggestions to fulfill the goals of CSRC to price the private placements shares in marketing way. For example, continue to restrict the suspension time of private replacement, shorten the PP approval period, improve the information disclosure of listed companies and enact better laws to protect small investors.

**Key Words:** private equity placements; pricing base date; tunneling; Market timing capital structure theory; switching regression model

(责任编辑:弘毅)