

股票投机、信息发现与权益成本

——对股权融资偏好的再讨论

王振山 王秉阳*

摘要:我国股市的过度投机与上市公司的股权融资偏好存在着内在的关联。本文以2006-2013年我国沪深A股主板市场上市公司为样本,研究了股票投机交易对权益成本的影响,以及信息发现机制在其中发挥的调节作用。结果表明,在控制了内生性和样本选择偏误之后,市场投机和个股投机都能够显著地降低权益成本;对于盈余预期更高的“好公司”,投机交易对权益成本的影响更弱,支持了信息发现的“替代效应”假说。进一步的分析发现,再融资公司的权益成本与控制组相比显著更低,与上年相比也存在着明显的下降,成本偏低确实是股权融资偏好的重要原因。本文的研究充实了中国实践背景下的资本结构理论的相关成果,同时为推进资本市场健康发展、抑制市场非理性行为提供了证据支持。

关键词:股票投机;信息发现机制;权益成本;股权融资偏好

一、引言

与Myers和Majluf(1984)的优序融资理论相悖,我国上市公司存在着明显的股权融资偏好。与此同时,我国股票市场也由于高度投机而备受关注,投资者热衷于通过频繁的短线交易博取买卖价差,导致股票的换手率和市盈率畸高。那么,作为我国资本市场的两个突出问题,股权融资偏好与股票过度投机之间是否存在某种内在联系呢?市场的投机热情对股票价格具有显著的影响,这会改变上市公司募集资金的单位成本,并最终影响其融资决策。因此,本文立足于我国股市过度投机的现实背景,试图为上市公司的股权融资偏好寻找新的解释。

黄少安和张岗(2001)发现我国上市公司普遍存在着股权融资偏好,绝大多数达到发行要求的公司都不会放弃股权融资的机会,他们将这一现象归结为股利分配软约束下真实权益成本过低。陆正飞和叶康涛(2004)则通过剩余收益贴现模型计算了权益成本,结果表明发行股票的公司权益成本反而相对更高,因此成本的高低并非是股权融资偏好的原因。对于二者结论的矛盾,黄少安和钟卫东(2012)归结为权益成本概念的界定存在差异。在后续研究中,陈文和王飞(2013)以及倪中新等(2015)分别从债务约束、股权结构等角度对股权融资偏好进行了讨论。但是,对于成本因素是否是股权融资偏好的成因目前仍未形成统一

*王振山,东北财经大学金融学院,邮政编码:116025,电子信箱:wangzhenshan@dufe.edu.cn;王秉阳,东北财经大学金融学院,邮政编码:116025,电子信箱:coolergo2@163.com。

作者感谢匿名审稿专家提出的宝贵修改意见,文责自负。

认识。

另外,我国上市公司权益成本偏低的原因也尚未明晰。对于权益成本的影响因素,西方学者主要是从公司治理的角度进行分析(Dyck and Zingales, 2004; Himmelberg et al., 2002; Cao et al., 2017)。在国内,姜付秀等(2008)、蒋琰和陆正飞(2009)、陈宋生等(2015)以及叶陈刚等(2015)也沿袭了这一思路,认为良好的公司治理能够提升股票的市场表现,降低投资者要求的风险回报。然而,这些研究并没有考虑到我国股市高度投机的现实背景。我国股票市场尚不完善,个人投资者众多且缺乏理性,这种情况下投机炒作对股票价格和权益成本的影响可能会更加的明显。投机性的追涨杀跌强化了股价变动的惯性,削弱了市场价格回归内在价值的趋势,最终导致股票价格出现投机性高估(Scheinkman and Xiong, 2003; Mei et al., 2009)。在公司基本面不发生变化的情况下,股价高估实质上就意味着投资者降低了所要求的长期风险溢价,即上市公司的权益成本下降(Baker et al., 2002)。需要注意的是,股票投机对权益成本的作用过程可能会受到市场信息发现机制的调节影响。根据有效市场理论,市场会发现和利用潜在信息并将其反映在股票价格之上(Hirshleifer et al., 2009)。投机活动尽管缺乏理性,但仍然会受到盈余预期等信息的影响,“扭亏”和“业绩预增”等话题股票往往容易获得市场关注。另外,我国股票市场的信息分布极不均匀,一些更具信息挖掘能力的投资者会利用其信息优势主动地制造热点题材,引导零散的投机力量进行集中炒作。信息与投机交易的这种结合可能会对投机与权益成本的作用关系产生重要影响。

本文以2006–2013年我国沪深A股主板上市公司为样本,考察了短期投机行为对权益成本的影响,以及信息发现在其中发挥的调节作用。在此基础上,本文再次讨论了股票投机背景下的权益成本偏低是否是我国上市公司股权融资偏好的成因。本文的贡献主要有以下几点:首先,将股票投机与信息发现进行了有机结合,从市场微观特征的角度考察了权益成本的决定过程,丰富了相关研究文献;其次,在股票投机的背景下再次讨论了权益成本与融资决策之间的关系,对我国资本市场股权融资偏好的成因提供了新的证据;最后,在传统剩余收益贴现模型的基础上建立了修正的股利贴现模型,同时还选择了不同的价格时点,提高了权益成本计算的可靠性。

二、理论分析与研究假设

对于理性的经理人来说,成本因素一直是融资决策过程中需要考虑的重要问题。根据资产定价的相关原理,权益成本等价于投资者按照当前价格购买股票所要求的长期风险回报,即未来收益的贴现率。因此,在公司经营基本面不发生实质变化的情况下,权益成本的高低往往直接取决于股票的市场表现。传统的权益成本决定理论主要是从公司特征出发,认为外部投资者能够理性地识别治理机制中存在的潜在风险,并据此调整所要求的长期回报(Dyck and Zingales, 2004; Cao et al., 2017; 姜付秀等, 2008; 陈宋生等, 2015)。然而,在我国股市高度投机的现实背景下,投资者特别是个人投资者的理性程度有限,股票价格以及权益成本可能会更多地受到市场投机炒作的影响。

股票投机对权益成本的作用机理在于,过度的投机热情会扰乱资本市场的供求关系,扭曲资金成本的定价机制。首先,对于上市公司来说,其作为资金的需求方通过发行股票获得融资。由于公司每一份股票所代表的所有权和收益权是一定的,因此股票的发行价格越高,就意味着上市公司每一元融资所承担的平均成本越低。我国股票市场的投机性较强,投机

交易对股票价格的影响十分突出^①。投机交易者依据对股价变动方向的判断,通过频繁的短线交易来博取价差收益,这种追涨杀跌的交易模式会极大地强化股价变化的趋势。在股价上涨的过程中,投机交易的获利预期会推动股价持续攀升,最终导致股票市场价格与内在价值背离,形成投机性泡沫。特别是在我国股票市场卖空机制尚不完善的情况下,股票价格缺乏足够的回调动力,因此会出现持续的高估。我国资本市场的实践表明,股市的高度投机正是造成市盈率与市净率偏高、股票价格普遍超出内在价值的重要原因(李桃、马书琴,2013)。在投机交易的推动下,上市公司能够以高于内在价值的价格发行股票,即意味着其获取资金的成本低于公允水平。

其次,对于投资者来说,投机交易模式降低了他们对长期风险回报的要求。投资者购买股票的收益一部分来源于公司支付的现金股利,另一部分则来源于将股票转售于他人所获得的买卖价差。投机交易者买入股票主要是为了通过短线交易赚取价差收益,而不是期望上市公司的经营活动能够带来超额回报,因此并不会选择长期持有。这种情况下,投机交易者会更加关注股票的价格走势,即便股票价格已经超出了内在价值,投机交易者只要预期它会继续上涨,有机会以更高的价格转售给其他投资者,就会选择继续买入。换言之,投机交易者为了赚取短期买卖价差,放松甚至是放弃了对长期回报的要求。股票投机交易越活跃,投资者购买股票的赌博动机越强,其所要求的长期风险溢价就越低。因此,过度的投机炒作会导致上市公司所承担的权益成本低于合理水平。根据以上分析,本文提出以下假设:

假设1:短期股票投机能够降低上市公司的权益成本。

信息发现是指市场参与者挖掘和利用潜在信息的过程。根据有效市场假说,信息一旦被市场获取和吸收,就会反映在股票价格之上。信息发现对股票价格的作用机理在于,新增信息能够改变市场对公司风险与收益的预期(尹海员、李忠民,2011),进而影响投资者的交易行为。可以说,信息是投资者作出价值判断、进行交易决策的重要依据。我国股票市场的投机交易十分活跃,虽然理论上认为股票投机主要是噪声交易,不具有信息含量,但现实中盈余信息的好坏往往能够决定市场投机交易的热情。业绩信息一经披露,就会改变市场对公司价值的判断以及对股票价格走势的预期,这将影响投机交易者的交易决策。信息发现与股票投机交易之间存在的这种内在联系,可能会对股票投机和权益成本的作用关系产生调节影响。

我国资本市场尚不完善,信息不对称的问题仍然较为突出(章卫东等,2017)。由于获取和解读信息的能力存在着差距,投资者中存在着明显的信息优势者与劣势者,市场的信息分布呈现出一定的二元结构。信息优势者具有更加丰富的经验、渠道和专业能力,比信息劣势者掌握着更多的信息。受羊群效应驱使,信息劣势者会接受优势者所传递的信号,并模仿其交易行为(马丽,2016)。因此在这种二元结构之下,市场利用信息的方式应该是由信息优势者主导,劣势者跟随。

^①在投机交易的集中炒作之下,某些股票的价格可以在短时间内实现翻倍,甚至出现更大幅度的增长。以暴风集团为例,2015年3月24日开始上市交易,发行价格为7.14元,经过两个月的时间在5月22日市场价格就上涨到289.00元。以上数据来源于巨潮资讯的《首次公开发行股票并在创业板上市之上市公告书》和WIND数据库。

考虑到信息优势者不同的行为策略,我们推测信息发现对股票投机的调节效应可能存在两种潜在的形式。首先,如果优势者能够积极地向市场传播其掌握的信息,引导信息劣势者发现价值洼地,那么信息挖掘发现的“好公司”就会获得市场关注,成为投机交易的热点,此时二者之间存在“协同效应”。信息优势者通过研究报告、互联网和公共媒体等形式向市场发布信息,提高了市场的透明程度。真正的绩优公司能够被市场所识别,股价的上涨又会进一步吸引信息劣势者的跟风炒作。这种情况下,信息发现对股票投机起到了推波助澜的作用,盈余信息的利好提高了投机交易的获利预期,强化了其与权益成本之间的负向关系。

其次,如果信息优势者试图对劣势者实施掠夺,那么他们就不会向市场释放真实的信息。与信息劣势者相比,信息优势者更加了解上市公司的实际经营状况,当优势者掌握垄断信息时,他们可以通过策略性的信息使用来获取最大的私人收益。为了更大程度地攫取利益,他们首先会选择一些绩差股提前进行布局,因为这些股票之前不受市场关注,建仓成本更低。然后,他们再向信息劣势者传递虚假的利好信号,通过宣传“摘帽”、“重组”和“壳资源”等概念或是直接夸大公司发展前景,将其人为地塑造为投机交易的“热点题材”。信息劣势者的跟进买入推高了股票价格,此时信息优势者再将股票卖出,就实现了对劣势者的利益攫取。在我国资本市场的实践中,这种爆炒绩差股的现象屡见不鲜。这种情况下,真实业绩越好的公司越不容易受到炒作,投机交易对权益成本的影响程度更低。信息发现主要对“好公司”的股票发挥作用,而投机交易则集中于“坏公司”的股票之中,调节影响体现为“替代效应”。我们需要通过实证检验来考察这一调节作用在我国资本市场的具体形式,因此提出以下两个备择假设:

假设 2a:盈余信息的利好强化了股票投机与权益成本的负向关系,即信息发现与股票投机存在“协同效应”。

假设 2b:盈余信息的利好削弱了股票投机与权益成本的负向关系,即信息发现与股票投机存在“替代效应”。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文选取了 2006–2013 年期间我国沪深 A 股主板市场共 1 918 家上市公司作为研究样本。由于在权益成本的计算过程中,需要使用过去三年行业的平均股利支付率和未来三年公司的真实收益作为预期值,因此样本的最终时点设定为 2013 年。根据相关文献的研究习惯和本文研究的具体需要,样本剔除了:(1)金融类上市公司;(2)业绩亏损导致贴现模型无解的公司;(3)停牌接近一年的公司;(4)中途退市的公司;(5)数据缺失的公司。最终的样本总量为 9 314 个公司年度数据,所有数据均来自国泰安 CSMAR 以及 WIND 数据库,并且经过双侧 1% 的 winsorize 处理消除了异常值。本文在权益成本的估计过程中使用了 Matlab2014 软件进行高次方程的批量求解,回归分析过程使用了 STATA12。

(二) 变量定义

本文要考察股票投机对权益成本的影响,以及信息发现机制在其中发挥的调节作用,主要变量的计算过程如下:

1. 权益成本

权益成本需要通过两种方法进行估计,第一种为 Gebhardt 等(2001)建立的剩余收益贴现模型(简称 GLS 模型^①):

$$P_t = bv_t + \sum_{s=1}^{T-1} \frac{(ROE_{t+s} - RGLS) \times bv_{t+s-1}}{(1+RGLS)^s} + \frac{(ROE_{t+T} - RGLS) \times bv_{t+T-1}}{RGLS \times (1+RGLS)^{T-1}} \quad (1)$$

根据这一模型,股票价格 P 等于公司剩余收益的贴现价值,贴现率 $RGLS$ 即代表了权益成本。其中 ROE 为预测净资产收益率,模型预测周期 T 为 12 年,前 3 年为精确预测期,4 到 12 年期间预测 ROE 逐渐回归到行业平均水平,12 年之后维持在行业平均 ROE 水平上。本文借鉴了蒋琰和陆正飞(2009)的方法,精确预测数据通过滞后期数据进行替代。每股净资产 bv 等于前一期 bv 加上当期的每股收益 eps 与每股股利 dps 的差值。

剩余收益虽然可以反映企业的价值创造,但并不会向投资者实际支付,因此未必能够成为股票定价的依据。相较于 GLS 模型,股利贴现模型考虑了上市公司的发行费用以及未来的现金股利,因此能够更加真实地反映发行股票带来的财务负担。在传统的股利贴现模型中,股利通常被假定为固定不变或按照一定的速度持续增长,然而目前我国的资本市场还不成熟,股利的支付既不连续、也不均匀,直接采用这些假设会产生很大的误差。因此本文建立了修正的股利贴现模型(简称为 MD 模型):

$$P_t \times (1-f) = \sum_{s=1}^{T-1} \frac{k_{t+s} \times eps_{t+s}}{(1+RMD)^s} + \frac{k_{t+T} \times eps_{t+T}}{RMD \times (1+RMD)^{T-1}} \quad (2)$$

(2)式中: f 为股票发行费率,本文在每一年按照股票市值将样本分为五组,分别求出每组内再融资公司的平均发行费率,作为该组其他公司的替代指标。贴现率 RMD 为权益成本, k 为预测股利支付率。借鉴模型(1)的预测模式,前 3 年为精确预测期,4 到 12 年期间预测 k 逐渐回归到行业平均水平,12 年之后保持在行业均值上。本文假定 k 会在长期内回归行业均值,既体现了收益分配体制不断完善趋势,又避免了固定增长假定导致的融资成本高估。

对于贴现模型中的股票价格 P ,以往的研究大都使用年末收盘价或者市盈率调整的股票价格作为替代指标,而本文则是出于自身研究的考虑选择了两个特殊的价格时点。首先,如果管理者在融资决策时确实会考虑融资成本,那么股价的年内峰值无疑是发行股票的最佳时机,因此我们将年内最高收盘价作为 P 的第一个指标。其次,在信息发现机制的作用下,股票价格能够反映当前可获得的盈余信息。我国规定年度报告需要在每年 4 月之前编制完成并披露,因此本文选取 4 月份之后第一个交易日的收盘价作为 P 的第二个指标。综上,我们共通过两种模型和两个股价计算出四个权益成本,具体定义如表 1 所示。

2. 短期股票投机

换手率虽然通常被当作流动性指标,但其计算过程没有考虑交易对价格造成的冲击,因此并不能很好地体现流动性的内涵(李捷瑜、王美今,2006)。特别是在我国的股票市场中,短期内高频的换手交易更多地反映了股票的投机热度,因此本文选取权益成本计算时点附近的短期换手率作为股票投机的代理指标。进一步地,为了区分市场和个股投机两个层次,

^①这里的 GLS 模型是以三个作者姓氏的首字母命名,与广义最小二乘(Generalized least squares estimation)存在着区别。

本文借鉴了 Ajinkya 和 Jain (1989) 的方法对换手率进行分解,具体模型如下:

$$TR_{i,t} = a_i + b_i MTR_{i,t} + e_{i,t} \quad (3)$$

(3)式中: TR 为个股日换手率, MTR 为市场日换手率,残差项 e 反映了个股不能被市场解释的异常交易量。本文首先对所有股票进行分年度回归,然后将权益成本计算时点前后 $t-30$ 到 $t+29$ 共 60 天的异常换手率加总,得到累积异常换手率 AT ,作为个股投机的代理指标。在同样的时间窗口内,本文对回归的拟合值进行加总,得到市场投机的代理指标 KT ,用来反映个股交易中受市场热情影响的部分。

3. 盈余信息

根据有效市场理论,信息发现机制可以视为市场对潜在信息的识别与吸收过程。在本文的研究中,具体表现为投资者依据盈余信息对长期风险回报做出调整,或者说是从盈余信息到权益成本的传导过程。本文选择当期和下一期的总资产收益率 ROA 和 $NROA$ 作为盈余信息的代理指标,同时选取 Hirshleifer 等 (2009) 所采用的未预期盈余 SUE 作为替代变量用于稳健性检验,这一指标等于每股收益增长幅度与股票价格之比。

实证研究中所有的控制变量均列示在表 1 当中:

表 1 变量定义

变量		定义
权益成本 $COST$	$RGLS1$	使用 GLS 模型在股价峰值时点上计算的权益成本
	$RGLS2$	使用 GLS 模型在 4 月之后第一个交易日时点上计算的权益成本
	$RMD1$	使用 MD 模型在股价峰值时点上计算的权益成本
	$RMD2$	使用 MD 模型在 4 月之后第一个交易日时点上计算的权益成本
投机指标 SPE	$AT1$	股价峰值时点前后的个股投机指标
	$AT2$	4 月之后第一个交易日前后的个股投机指标
	$KT1$	股价峰值时点前后的市场投机指标
	$KT2$	4 月之后第一个交易日前后的市场投机指标
盈余信息 指标	ROA	总资产收益率,代表盈余信息
	$NROA$	下一年的总资产收益率,代表长期盈余信息
控制变量 $CONTROL$	$SIZE$	总资产的自然对数
	LEV	资产负债率
	CON	第一大股东持股比例
	HFD	赫芬达尔指数,为前五大股东持股比例的平方和
	SOE	所有权性质,国有上市公司取 1,否则取 0
	$DUAL$	董事长和总经理兼任时取 1,否则取 0
	ADT	审计师,聘用四大会计师事务所审计时取 1,否则取 0
Heckman 方法外生变量	$SALE$	销售收入的自然对数
	AGE	公司上市时间

(三) 研究方法

本文研究的第一步是要检验短期股票投机对权益成本的影响,回归模型如下:

$$COST_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SPE_{i,t} + CONTROL + e_{i,t} \quad (4)$$

(4)式中:被解释变量 $COST$ 为权益成本,而解释变量 SPE 则代表了个股投机 AT 或市场投机 KT ,二者在具体的回归过程中要保证计算时点的匹配。 $CONTROL$ 为控制变量,包含了可能对权益成本产生影响的财务指标和公司治理指标。根据假设 1,我们预测 SPE 的系数显著为负。

本文研究的第二步是要考察权益成本的决定过程中信息发现对股票投机的调节作用,模型具体设定如下:

$$COST_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SPE_{i,t} + \beta_2 ROA_{i,t} \times SPE_{i,t} + \beta_3 ROA_{i,t} + \beta_4 NROA_{i,t} + CONTROL + e_{i,t} \quad (5)$$

有效市场理论认为股票价格能够反映市场信息, Hirshleifer 等(2009)通过股票收益与盈余信息的回归来检验市场发现和吸收信息的能力。模型(5)借鉴了这一思想,其中 ROA 和 $NROA$ 代表当年和未来一年的盈余信息,二者在 $COST$ 的计算时点上都尚未披露,属于需要发现的潜在信息。它们的回归系数既体现了市场对潜在信息的挖掘能力,同时又反映出权益成本中的信息含量。另外,我们通过 ROA 和 $NROA$ 的系数还可以对比融资成本对长短期盈余信息反应程度的差异。交乘项考察了信息发现机制对股票投机的调节作用,根据假设 2,如果二者存在“协同效应”,则系数显著为负;如果二者存在“替代效应”,则系数显著为正。

四、实证研究

(一)描述性分析

表 2 对各主要变量进行了描述性分析。 $RGLS1$ 和 $RGLS2$ 的均值分别为 4.169 和 5.174,而 $RMD1$ 和 $RMD2$ 的均值分别为 1.531 和 1.994,可以看出 GLS 方法估计出的权益成本相对更高,在股价峰值时点上计算出的权益成本更低。个股投机变量 $AT1$ 和 $AT2$ 的最大值和最小值差异明显,且标准差较大,而市场投机变量 $KT1$ 和 $KT2$ 则不存在这种现象,说明个股投机具有更大的波动性。 ROA 的最小值为 0.002,这是由于本文在计算权益成本的过程中剔除了亏损的样本。控制变量中, $SIZE$ 和 LEV 的均值分别为 21.907 和 0.466, CON 的均值为 0.376,最大值为 0.757,可见我国上市公司的股权集中度仍然较高。虚拟变量 SOE 和 $DUAL$ 的均值表明,样本中有 55.9% 的公司属于国有性质,有 17.4% 的公司存在两职兼任。

表 2 描述性分析

变量	均值	最小值	中值	最大值	标准差
$RGLS1$	4.169	0.641	3.091	31.265	4.095
$RMD1$	1.531	0.162	0.944	19.937	2.334
$RGLS2$	5.174	0.962	3.967	35.046	4.601
$RMD2$	1.994	0.251	1.291	22.773	2.738
$AT1$	0.223	-1.104	0.109	2.747	0.590
$KT1$	1.794	0.184	1.503	5.945	1.210
$AT2$	-0.010	-1.276	-0.021	1.476	0.415
$KT2$	1.880	0.173	1.496	6.017	1.355
ROA	0.053	0.002	0.043	0.205	0.041
$SIZE$	21.907	19.602	21.743	25.768	1.204
LEV	0.466	0.056	0.475	0.856	0.195
CON	0.376	0.092	0.361	0.757	0.155
HFD	0.184	0.014	0.158	0.578	0.124
SOE	0.559	0	1	1	0.496
$DUAL$	0.174	0	0	1	0.379
ADT	0.070	0	0	1	0.256

(二) 股票投机与权益成本

1. 多元回归分析

首先来考察短期个股投机与市场投机对权益成本的决定作用。考虑到股票市场可能在时间维度上存在一定惯性,本文首先通过 Wooldridge 检验考察了样本的序列相关性。结果表明,所有方程均在 0.01 的水平上拒绝了无序列相关的原假设,因此我们需要在回归中控制时间固定效应。出于稳健性的考虑,回归方程还同时控制了行业维度的固定效应,并通过面板估计方法控制了个体固定效应。另外 Wald 检验发现实证模型还存在着显著的异方差性,为了解决这一问题本文通过聚类稳健的方法对标准误进行了调整。

表 3 为回归结果,其中 *AT* 和 *KT* 需要与被解释变量在计算时点上对应,即在第(1)到(4)列中代表 *AT1* 和 *KT1*,在第(5)到(8)列中代表 *AT2* 和 *KT2*。从表中可以看到,*KT* 的系数全部显著为负,表明市场投机能够显著地降低权益成本,并且这种关系不受权益成本计算方法的影响,假设 1 得到了验证。相较而言,在第(2)和第(4)列中 *KT* 系数的绝对值更大,这可能是由于个股往往伴随市场行情达到自身的价格高点,导致这一阶段市场投机的作用更加明显。与预期不同的是,个股投机的回归结果并未表现出与权益成本存在稳健的负相关性,*AT* 的系数只有在第(5)列显著为负,其余均不显著。这一结果并没有完全支持假设 1,但可能在一定程度上反映出了我国的真实状况。受到个人投资者跟随交易的影响,我国股票市场常常表现出强烈的共同趋势,大部分股票随市场行情同涨同跌,这种情况下个股的异质性特征并不明显。

表 3 股票投机对权益成本的影响

	股票年内最高价格前后				4 月之后第一个交易日前后			
	<i>RGLS1</i>		<i>RPD1</i>		<i>RGLS2</i>		<i>RPD2</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>AT</i>	-0.030 (-1.12)		0.008 (0.42)		-0.146 *** (-3.13)		-0.044 (-1.33)	
<i>KT</i>		-0.053 *** (-3.25)		-0.018 ** (-2.47)		-0.023 ** (-2.30)		-0.012 ** (-2.50)
<i>SIZE</i>	-0.662 *** (-6.68)	-0.656 *** (-6.60)	-0.393 *** (-6.80)	-0.392 *** (-6.76)	-0.970 *** (-8.14)	-0.963 *** (-8.08)	-0.640 *** (-8.14)	-0.639 *** (-8.10)
<i>LEV</i>	3.181 *** (6.40)	3.157 *** (6.33)	1.697 *** (5.44)	1.690 *** (5.39)	4.068 *** (6.44)	4.050 *** (6.39)	2.361 *** (5.66)	2.354 *** (5.61)
<i>CON</i>	2.420 * (1.67)	2.395 * (1.66)	1.397 * (1.78)	1.394 * (1.77)	1.721 (1.02)	1.723 (1.02)	1.269 (1.32)	1.273 (1.33)
<i>HFD</i>	-2.356 (-1.47)	-2.305 (-1.44)	-1.531 * (-1.75)	-1.522 * (-1.75)	-1.992 (-1.10)	-1.934 (-1.07)	-1.752 * (-1.65)	-1.736 * (-1.64)
<i>SOE</i>	-0.262 (-1.07)	-0.265 (-1.08)	-0.090 (-0.79)	-0.091 (-0.80)	-0.287 (-0.93)	-0.285 (-0.93)	-0.068 (-0.49)	-0.068 (-0.49)
<i>DUAL</i>	0.002 (0.02)	0.003 (0.04)	0.053 (0.87)	0.053 (0.88)	0.035 (0.29)	0.036 (0.30)	0.071 (0.89)	0.071 (0.89)
<i>ADT</i>	0.419 * (1.76)	0.420 * (1.76)	0.225 * (1.74)	0.224 * (1.73)	0.436 * (1.75)	0.438 * (1.76)	0.294 ** (1.93)	0.295 ** (1.93)
<i>C</i>	16.113 *** (7.69)	16.129 *** (7.70)	8.876 *** (7.51)	8.907 *** (7.53)	23.777 *** (9.21)	23.665 *** (9.19)	14.604 *** (8.94)	14.587 *** (8.98)
Year/Ind	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Cluster	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	9 314	9 314	9 314	9 314	9 314	9 314	9 314	9 314
<i>R</i> ²	0.656	0.656	0.651	0.651	0.637	0.636	0.614	0.614

注:括号中为 *t* 值,*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。

在控制变量的回归结果中, *SIZE*、*LEV* 以及 *ADT* 都具有一定的显著性, 具体表现为规模更大的公司融资成本更低, 而高负债的公司以及聘请四大会计师事务所的公司融资成本相对更高。

2. 内生性与工具变量回归

由于投机交易和权益成本可能会同时受到板块轮动等不可观测变量的影响, 因此本文需要通过工具变量法来控制回归模型的内生性。需要注意的是, 本文的解释变量为短期的市场投机和个股投机, 这两个指标在一年内存存在着较大的变动, 因此如果选取其他的年度指标作为工具变量, 将会由于统计区间匹配的差异而造成数据的不相关。本文借鉴了 Ben-Nasr 等(2015)的思路, 将工具变量选择为同一时期内 *AT* 和 *KT* 的行业均值。选择这两个指标的原因在于, 既能够反映在行业板块的轮动效应下近似企业股票投机的“自然”趋势, 同时又与单一企业的权益成本不存在直接的关系。更为重要的是, 这一做法还解决了工具变量与内生变量在时间窗口上的匹配问题。在一阶段回归中工具变量的系数显著为正, 同时最小特征统计量也都大于 10 的判定值, 这基本上排除了工具变量的弱有效问题, Hausman 检验的结果则验证了内生性的存在。

控制了内生性后解释变量的回归结果由表 4 给出, 从中可以看出, *KT* 的系数仍然显著为负, 市场投机对权益成本的作用关系未发生改变。而个股投机的回归结果在控制了内生性后得到了改善, 在所有的方程中 *AT* 的系数都变得显著为负。这意味着在排除了不可观测因素的影响之后, 个股的异质性投机交易也能够显著地降低权益成本, 这一结果支持了本文的假设 1。控制变量中, 回归系数的结果均未发生明显变化, 此处不再赘述。

表 4 工具变量回归结果

	股票年内最高价格前后				4 月之后第一个交易日前后			
	<i>RGLS1</i>		<i>RPD1</i>		<i>RGLS2</i>		<i>RPD2</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>AT</i>	-0.047*** (-11.36)		-0.020*** (-10.39)		-0.427*** (-4.06)		-0.399*** (-4.12)	
<i>KT</i>		-0.009*** (-16.04)		-0.004*** (-13.15)		-0.009*** (-15.56)		-0.005*** (-12.34)
CONTROL	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year/Ind	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	9 314	9 314	9 314	9 314	9 314	9 314	9 314	9 314
<i>R</i> ²	0.789	0.790	0.806	0.806	0.781	0.781	0.779	0.780

注: 括号中为 *t* 值, *, **, *** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。

(三) 信息发现机制的调节作用

1. 双变量分组检验

根据前文分析, 信息发现机制与短期投机交易存在着交互关系。为了更加稳健地论证股票投机对权益成本的作用机制, 本文通过双变量分组法来排除信息发现可能造成的影响。这一方法首先将全部样本按照 *ROA* 分为 5 组, 然后每一组内按照投机水平 (*AT* 或 *KT*) 再次分为 5 组, 共得到 25 组数据。接下来, 将投机水平相同但 *ROA* 水平不同的分组全部进行合并, 最终得到 5 个新的分组。经过这些处理之后, 各组数据分别代表了不同的投机水平, 但

是在 *ROA* 上却不存在显著的差异^①。这样,对比各组权益成本的均值就可以考察股票投机的影响,而不必担心信息发现机制造成干扰。

表 5 列示了双变量分组检验的结果,其中 Panel A 的权益成本均值通过算术平均法计算,而 Panel B 则采用了市值加权平均法,第一列的(1)到(5)分别代表了投机指标的分组。从中可以看出,随着个股投机的增长,权益成本表现出一种先升后降的趋势,二者的负相关性并不明显,虽然第(1)组和第(5)组之间可能存在着一些差异,但这种差异的方向和显著性都不稳定。市场投机则得到了相对可靠的结论,可以观察到在高市场投机的分组中权益成本显著更低,并且这种关系不受成本估计模型和均值计算方法的影响。这表明,在排除了信息发现机制的影响之后,市场投机仍然能够显著地降低权益成本,这一结果强化了之前回归分析的结论。

表 5 双变量分组检验

Panel A:算术平均法								
	<i>RGLS1</i>		<i>RMD1</i>		<i>RGLS2</i>		<i>RMD2</i>	
	<i>AT1</i>	<i>KT1</i>	<i>AT1</i>	<i>KT1</i>	<i>AT2</i>	<i>KT2</i>	<i>AT2</i>	<i>KT2</i>
(1)	3.63	5.22	1.29	1.97	4.91	6.06	1.89	2.40
(2)	4.34	4.28	1.59	1.56	5.20	5.00	1.96	1.87
(3)	4.38	3.87	1.59	1.35	5.53	4.92	2.20	1.83
(4)	4.50	3.94	1.70	1.46	5.31	5.19	2.04	2.03
(5)	4.00	3.54	1.49	1.32	4.91	4.71	1.89	1.85
(1)-(5)	-0.36 ***	1.68 ***	-0.20 **	0.65 ***	-0.01	1.35 ***	-0.01	0.55 ***
Panel B:市值加权平均法								
	<i>RGLS1</i>		<i>RMD1</i>		<i>RGLS2</i>		<i>RMD2</i>	
	<i>AT1</i>	<i>KT1</i>	<i>AT1</i>	<i>KT1</i>	<i>AT2</i>	<i>KT2</i>	<i>AT2</i>	<i>KT2</i>
(1)	3.79	7.07	1.30	3.00	5.54	7.82	2.16	3.41
(2)	6.84	4.35	2.90	1.53	5.72	5.41	2.17	1.98
(3)	5.86	5.47	2.35	1.94	8.01	5.05	3.53	1.86
(4)	5.03	4.02	1.91	1.48	5.46	4.76	2.10	1.82
(5)	4.33	3.73	1.63	1.47	4.82	5.05	1.78	2.10
(1)-(5)	-0.54	3.34 ***	-0.33 **	1.53 ***	0.72 ***	2.77 **	0.38 ***	1.31 **

注: *、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。

2. 调节作用的回归分析

接下来,本文将信息发现机制纳入到回归分析中,来考察它对投机交易的调节作用。回归模型纳入了时间和行业固定效应的虚拟变量,并通过估计方法控制了个体固定效应,回归标准误经过了聚类调整,结果列示在表 6 中。本文发现,个股投机的系数仍然不显著,同时信息发现对它的调节作用也不明显,交乘项系数仅在第(1)列中显著为正。在考虑了信息发现的影响之后,市场投机的系数显著为负,并且交乘项的系数显著为正。这表明股票的盈余预期越高,市场投机对权益成本的负向作用越不明显,信息发现机制挖掘出的“好消息”反而削弱了市场投机的影响,这一结果支持了“替代效应”假设。

①这是因为合并之后的每组内部都包含了 5 个 *ROA* 水平上数据,不同分组之间在 *ROA* 的分布上不存在差异。

表6 信息发现的调节作用

	股票年内最高价格前后				4月之后第一个交易日前后			
	<i>RGLS1</i>		<i>RPD1</i>		<i>RGLS2</i>		<i>RPD2</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>AT</i>	-0.121** (-2.47)		-0.009 (-0.23)		-0.094 (-1.07)		-0.014 (-0.19)	
<i>ROA</i> × <i>AT</i>	1.840** (2.01)		0.361 (0.54)		-0.478 (-0.30)		-0.328 (-0.28)	
<i>KT</i>		-0.116*** (-3.45)		-0.049*** (-2.58)		-0.090*** (-2.59)		-0.047** (-2.04)
<i>ROA</i> × <i>KT</i>		1.165** (2.44)		0.590** (2.25)		1.334*** (3.10)		0.693*** (2.82)
<i>ROA</i>	-9.539*** (-9.76)	-11.312*** (-9.04)	-3.989*** (-6.31)	-4.974*** (-6.50)	-11.912*** (-10.07)	-14.608*** (-10.69)	-5.824*** (-6.61)	-7.207*** (-7.89)
<i>NROA</i>	5.348*** (5.21)	5.286*** (5.12)	2.313*** (3.38)	2.291*** (3.32)	9.304*** (7.69)	9.302*** (7.70)	4.820*** (5.98)	4.816*** (5.99)
<i>SIZE</i>	-0.569*** (-5.79)	-0.548*** (-5.56)	-0.353*** (-6.01)	-0.345*** (-5.86)	-0.822*** (-7.10)	-0.794*** (-6.83)	-0.565*** (-7.28)	-0.553*** (-7.08)
<i>LEV</i>	2.375*** (5.36)	2.305*** (5.21)	1.353*** (4.90)	1.326*** (4.82)	3.031*** (5.44)	2.958*** (5.30)	1.856*** (5.18)	1.821*** (5.06)
<i>CON</i>	2.638* (1.85)	2.710* (1.91)	1.496* (1.90)	1.537** (1.96)	2.148 (1.30)	2.256 (1.37)	1.492 (1.57)	1.551 (1.64)
<i>HFD</i>	-2.519 (-1.60)	-2.607* (-1.66)	-1.608* (-1.83)	-1.665* (-1.91)	-2.405 (-1.37)	-2.519 (-1.43)	-1.975* (-1.88)	-2.048* (-1.95)
<i>SOE</i>	-0.272 (-1.14)	-0.272 (-1.13)	-0.095 (-0.85)	-0.093 (-0.83)	-0.298 (-0.99)	-0.289 (-0.96)	-0.073 (-0.54)	-0.069 (-0.51)
<i>DUAL</i>	0.017 (0.19)	0.019 (0.21)	0.059 (-1.01)	0.060 (1.03)	0.060 (0.52)	0.061 (0.52)	0.084 (1.08)	0.085 (1.08)
<i>ADT</i>	0.415* (1.82)	0.416* (1.82)	0.223* (1.78)	0.223* (1.78)	0.429* (1.82)	0.427* (1.81)	0.290** (1.99)	0.289** (1.98)
<i>C</i>	14.672*** (6.97)	14.476*** (6.87)	8.241*** (6.71)	8.177*** (6.67)	21.152*** (8.26)	20.764*** (8.10)	13.245*** (8.03)	13.084*** (-7.27)
Year/Ind	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Cluster	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	9 314	9 314	9 3149 314	9 314	9 314	9 314	9 314	9 314
<i>R</i> ²	0.665	0.666	0.656	0.657	0.650	0.651	0.623	0.623

注:括号中为*t*值,*、**、***分别代表10%、5%、1%的显著性水平。

另外我们还观察到,在所有的回归方程中*ROA*的系数都显著为负,而*NROA*的系数都显著为正。本文认为,这是由于市场对短期的盈余信息反应过度,而对长期盈余信息反应不足。在短期内,面对预期盈余的增长,股价的上涨超出了合理的范围,导致权益成本下降,而在长期内这种情况会恰恰相反。同时这一结果也表明,短期的信息发现与投机交易一样,都能够降低权益成本,因此“替代效应”可以进一步理解为:对于“好公司”,主要是信息发现机制发挥了降低权益成本的作用;而对于“坏公司”来说,投机交易的作用会更加明显。

3. 样本选择偏误与内生性

在通过 GLS 模型计算权益成本时,为了避免方程无解,本文剔除了存在明显亏损的公司。这会导致研究样本存在选择性偏误,如果不加以控制就会产生内生性问题,因此本文通过 Heckman 两步法对回归过程进行了修正。首先,通过 Probit 模型对样本选择过程进行回归,估计出 Lambda 值;然后,将这一指标代入到之前的回归模型中来控制样本选择偏误的影响。需要注意的是,本文在选择方程中加入了销售收入 *SALE* 和公司年龄 *AGE* 两个新的控制变量,以此来提高模型结果的可靠性。

表 7 给出了经过 Heckman 两步法控制之后的回归结果,出于简洁的考虑只报告了主要变量的参数估计。可以看到, Lambda 的参数全部都十分显著,表明模型确实存在样本选择偏误导致的内生性问题。在主要变量之中,市场投机、盈余信息及其交乘项的系数符号和显著性都未发生变化,而个股投机的系数却变得十分显著,这一结果与之前的工具变量回归一致。除了第(5)列外 *AT* 的系数都显著为负,表明在控制了选择性偏误之后,个股投机也能在一定程度上降低权益成本。交乘项系数在第(7)列中显著为负,在第(1)列和第(3)列中显著为正。这意味着,在刚刚披露财务报告的时期信息发现机制与个股投机表现出一定的“协同效应”,而在股价达到峰值的时点上“替代效应”更加明显。

表 7 Heckman 两步法控制样本选择偏误

	股票年内最高价格前后				4 月之后第一个交易日前后			
	<i>RGLS1</i>		<i>RPD1</i>		<i>RGLS2</i>		<i>RPD2</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>AT</i>	-0.156 *** (-2.63)		-0.074 ** (-2.20)		-0.109 (-1.17)		-0.138 ** (-2.45)	
<i>ROA</i> × <i>AT</i>	2.726 *** (3.01)		0.972 * (1.87)		-1.899 (-1.44)		-1.668 ** (-2.05)	
<i>KT</i>		-0.344 *** (-10.51)		-0.214 *** (-11.81)		-0.198 *** (-5.69)		-0.168 *** (-7.86)
<i>ROA</i> × <i>KT</i>		2.643 *** (6.12)		1.416 *** (5.77)		2.464 *** (5.90)		1.314 *** (5.05)
<i>ROA</i>	-7.391 *** (-8.52)	-11.151 *** (-10.20)	-1.761 *** (-3.50)	-3.938 *** (-6.13)	-11.683 *** (-12.46)	-16.121 *** (-13.62)	-3.578 *** (-6.10)	-5.917 *** (-7.85)
<i>NROA</i>	12.320 *** (13.55)	12.730 *** (14.39)	6.731 *** (12.76)	6.894 *** (13.40)	16.627 *** (16.89)	17.286 *** (17.56)	9.620 *** (15.58)	9.991 *** (16.09)
<i>Lambda</i>	1.011 *** (5.37)	1.296 *** (7.42)	1.020 *** (9.59)	1.176 *** (12.15)	0.416 ** (2.13)	0.539 *** (2.71)	0.953 *** (7.99)	1.080 *** (8.90)
CONTROL	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year/Ind	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	13 286	13 286	13 286	13 286	13 286	13 286	13 286	13 286

注:括号中为 *z* 值,*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。

(四) 进一步分析:股权融资偏好的再讨论

本文的实证研究结果表明,投机交易会显著地降低权益成本,那么这是否是我国上市公司股权融资偏好的重要原因呢? 本文的描述性统计表明,股利成本 *RMD1* 和 *RMD2* 远远低于总资产收益率 *ROA*,在这种获利空间的吸引之下上市公司自然地会有股权融资的冲动。

为了更加清晰地考察融资成本对股权融资偏好的决定作用,本文建立了得分倾向匹配模型(PSM),其中处理组样本为发生股权再融资的公司年度数据。本文首先通过公司规模、负债率、股权集中度以及股权制衡度四个变量的滞后一期值来估计倾向得分,然后依据这一指标在未发生股权再融资的数据中寻找与处理组一一对应的控制组样本。平衡性检验表明,四个匹配变量在处理组和控制组之间不存在显著差异,匹配的结果有效。表8报告了两组样本的处理组平均处理效应(ATT)。可以看出,权益成本及其一阶差分的ATT都显著为负,说明处理组的权益成本更低,同时下降幅度也更大。另外本文还注意到,权益成本一阶差分的处理组均值都为负数,这表明上市公司往往会选择在融资成本下降的年份发行股票。这些结果都印证了本文的推论,即融资成本能够影响融资决策,权益成本过低是我国上市公司股权融资偏好的重要原因。

表8 得分倾向匹配模型结果(PSM)

	权益成本				权益成本的一阶差分			
	RGLS1	RMD1	RGLS2	RMD2	DRGLS1	DRMD1	DRGLS2	DRMD2
处理组	3.122	1.059	4.020	1.436	-0.506	-0.272	-0.666	-0.416
对照组	4.193	1.435	5.147	1.863	-0.128	-0.087	-0.280	-0.158
ATT	-1.070***	-0.375***	-1.126***	-0.427***	-0.378***	-0.185***	-0.385***	-0.258***

注: *、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。

(五) 稳健性检验

为了确保研究结论的稳健性,本文从以下几方面对实证过程做出调整。第一,将股票投机变量计算的时间窗口缩小到 $t-15$ 到 $t+14$ 日;第二,将股票投机变量替换为短期的股价波动 DP 和换手率波动 DTR ,分别等于 $t-30$ 到 $t+29$ 日内股价和换手率的标准差;第三,将盈余信息变量替换为未预期盈余 SUE ,计算方法为权益成本计算时点的季度每股收益与去年同期之差除以股票价格;第四,在回归中加入虚拟变量 RG ,用以衡量证监会在 2008 年将再融资的分红要求提升这一政策变化,这一指标在 2008 年当年及之后取 1,之前取 0。调整之后再次检验的结果如表 9 所示,其中短期股票投机与权益成本显著负相关,同时信息发现与股票投机之间的“替代效应”仍然成立,可见本文的主要结论是稳健的。

表9 稳健性检验

Panel A: 缩短股票投机的计算窗口								
	股票年内最高价格前后				4 月之后第一个交易日前后			
	RGLS1		RPD1		RGLS2		RPD2	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
AT	-0.312*** (-3.54)		-0.120*** (-3.25)		-0.132 (-1.19)		-0.209*** (-2.73)	
ROA×AT	4.512*** (3.84)		1.841*** (2.75)		-1.529 (-0.83)		-0.931 (-0.86)	
KT		-0.634*** (-10.02)		-0.415*** (-11.38)		-0.322*** (-5.12)		-0.328*** (-7.49)
ROA×KT		4.822*** (6.09)		2.626*** (5.73)		4.416*** (5.73)		2.435*** (5.11)
CONTROL	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

续表 9

稳健性检验

Panel B: 更换股票投机变量								
	股票年内最高价格前后				4 月之后第一个交易日前后			
	<i>RGLS1</i>		<i>RPD1</i>		<i>RGLS2</i>		<i>RPD2</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>DP</i>	-0.335 *** (-18.44)		-0.123 *** (-11.89)		-0.291 *** (-13.61)		-0.201 *** (-13.54)	
<i>ROA</i> × <i>DP</i>	-0.079 (-0.44)		-0.243 (-1.39)		-0.092 (0.549)		-0.064 (-0.46)	
<i>DTR</i>		-14.522 *** (-7.31)		-9.384 *** (-8.77)		-14.827 *** (-4.79)		-13.633 *** (-7.41)
<i>ROA</i> × <i>DTR</i>		121.311 *** (4.92)		52.911 *** (3.93)		222.218 *** (5.73)		119.202 *** (5.13)
CONTROL	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Panel C: 替换盈余信息变量								
	股票年内最高价格前后				4 月之后第一个交易日前后			
	<i>RGLS1</i>		<i>RPD1</i>		<i>RGLS2</i>		<i>RPD2</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>AT</i>	0.297 *** (4.49)		0.107 *** (3.99)		-0.059 (-0.54)		-0.024 (-0.37)	
<i>SUE</i> × <i>AT</i>	3.821 (0.92)		3.741 (1.56)		28.155 *** (-5.61)		6.208 ** (2.06)	
<i>KT</i>		-0.125 *** (-3.34)		-0.034 (-1.60)		-0.043 (-1.20)		-0.002 (-0.11)
<i>SUE</i> × <i>KT</i>		4.099 *** (3.93)		2.156 *** (3.33)		4.912 ** (2.44)		2.541 ** (2.11)
CONTROL	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Panel D: 考虑股利分配制度改革								
	股票年内最高价格前后				4 月之后第一个交易日前后			
	<i>RGLS1</i>		<i>RPD1</i>		<i>RGLS2</i>		<i>RPD2</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>AT</i>	0.295 *** (3.41)		0.075 * (1.68)		0.401 *** (3.44)		0.072 (0.93)	
<i>RG</i> × <i>AT</i>	-0.311 *** (-3.15)		-0.096 * (-1.95)		-0.726 *** (-5.50)		-0.421 *** (-4.49)	
<i>KT</i>		-0.013 (-0.39)		-0.028 (-1.48)		-0.091 (-4.88)		-0.075 *** (-3.94)
<i>RG</i> × <i>KT</i>		-0.385 *** (-9.23)		-0.215 *** (-8.28)		-0.002 (-0.05)		-0.048 ** (-2.00)
CONTROL	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注: 括号中为 z 值, *, **, *** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。

五、结论

本文以 2006–2013 年我国沪深 A 股主板上市公司为样本, 研究了短期投机交易对权益

成本的影响,以及信息发现机制在其中发挥的调节作用。在此基础之上,本文还进一步讨论了权益成本过低是否是股权融资偏好的重要原因。研究发现,市场投机能够显著地降低权益成本,在控制了样本选择偏误和内生性之后,个股异质的投机交易也具有这种作用。对于盈余预期更高的股票,信息发现机制削弱了投机交易对权益成本的影响,二者之间存在着“替代效应”。上市公司在发行股票时会选择有利时机,再融资公司的权益成本与控制组相比显著更低,与上年相比也存在着明显的下降,这表明权益成本过低确实是股权融资偏好的重要决定因素。

本文研究的理论意义在于,通过权益成本将股市的投机特征和上市公司的股权融资偏好联系在一起,并且得到了相对稳健的结论,这是对资本结构和融资决策相关研究的有益补充。在实践方面,本文的结论表明市场的不完善才是股权融资偏好的源头,强化发行审批只能在一定程度上遏制上市公司发行股票的冲动,并不能从根本上解决融资结构不合理的问题。只有真正建立起信息透明、投资理性的资本市场,才能为上市公司的健康发展提供有力保障。

参考文献:

- 1.陈宋生、李文颖、吴东琳,2015:《XBRL、公司治理与权益成本——财务信息价值链全视角》,《会计研究》第3期。
- 2.陈文、王飞,2013:《负债融资约束与中国上市公司股权融资偏好》,《投资研究》第7期。
- 3.黄少安、张岗,2001:《中国上市公司股权融资偏好分析》,《经济研究》第11期。
- 4.黄少安、钟卫东,2012:《股权融资成本软约束与股权融资偏好——对中国公司股权融资偏好的进一步解释》,《财经问题研究》第12期。
- 5.姜付秀、支晓强、张敏,2008:《投资者利益保护与股权融资成本——以中国上市公司为例的研究》,《管理世界》第2期。
- 6.蒋琰、陆正飞,2009:《公司治理与股权融资成本——单一与综合机制的治理效应研究》,《数量经济技术经济研究》第2期。
- 7.李捷瑜、王美今,2006:《上市公司的真实投资与股票市场的投机泡沫》,《世界经济》第1期。
- 8.李桃、马书琴,2013:《经济非正义之过——中国股票市场投资文化之于投机文化弱势探源》,《宏观经济研究》第7期。
- 9.陆正飞、叶康涛,2004:《中国上市公司股权融资偏好解析——偏好股权融资就是缘于融资成本低吗?》,《经济研究》第4期。
- 10.马丽,2016:《中国股票市场羊群效应实证分析》,《南开经济研究》第1期。
- 11.倪中新、武凯文、周亚虹、边思凯,2015:《终极所有权视角下的上市公司股权融资偏好研究——控制权私利与融资需求分离》,《财经研究》第1期。
- 12.尹海员、李忠民,2011:《个体特质、信息获取与风险态度——来自中国股民的调查分析》,《经济评论》第2期。
- 13.叶陈刚、王孜、武剑锋、李惠,2015:《外部治理、环境信息披露与股权融资成本》,《南开管理评论》第5期。
- 14.章卫东、汪芸倩、刘若梦,2017:《上市公司增发新股类型与过度投资关系——来自中国A股上市公司的经验证据》,《经济评论》第1期。
- 15.Ajinkya, B. B., and P. C. Jain. 1989. "The Behaviour of Daily Stock Market Trading Volume." *Journal of Accounting and Economics* 11(4):331-359.
- 16.Ben-Nasr, H., S. Boubaker, and W. Rouatbi. 2015. "Ownership Structure, Control Contestability, and Corporate Debt Maturity." *Journal of Corporate Finance* 35:265-285.
- 17.Baker, M., J. C. Stein, and J. Wurgler. 2002. "When Does the Market Matter? Stock Prices and the Investment of

- Equity-Dependent Firms.” *Quarterly Journal of Economics* 118(3): 969–1005.
- 18.Cao, Y., L.A.Myers, A.Tsang, and Y.G.Yang.2017.“Management Forecasts and the Cost of Equity Capital: International Evidence.” *Review of Accounting Studies* 22(2):791–838.
- 19.Dyck, A., and L.Zingales.2004.“Control Premiums and the Effectiveness of Corporate Governance Systems.” *Journal of Applied Corporate Finance* 16(2–3):51–72.
- 20.Gebhardt, W.R., M.C.C.Lee, and B.Swaminathan.2001.“Toward an Implied Cost of Capital.” *Journal of Accounting Research* 39(1):135–176.
- 21.Hirshleifer, D., S.S.Lim, and S.H.Teoh.2009.“Driven to Distraction: Extraneous Events and Underreaction to Earnings News.” *The Journal of Finance* 64(5):2289–2325.
- 22.Himmelberg, C.P., R.G.Hubbard, and I.Love.2002.“Investor Protection, Ownership and the Cost of Capital.” World Bank Policy Research Working Paper No.2834.https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=303969.
- 23.Mei, J., W.Xiong, and J.A.Scheinkman.2009.“Speculative Trading and Stock Prices: Evidence from Chinese A–B Share Premia.” *SSRN Electronic Journal* 10(2):225–255.
- 24.Myers, S.C., and N.S.Majluf.1984.“Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information that Investors Do Not Have.” *Journal of Financial Economics* 13(2):187–221.
- 25.Scheinkman, J.A., and W.Xiong.2003.“Overconfidence and Speculative Bubbles.” *Journal of Political Economy* 111(6):1183–1219.

Stock Speculation, Information Discovery and Cost of Equity: A Further Discussion on Equity Financing Preference

Wang Zhenshan and Wang Bingyang

(School of Finance, Dongbei University of Finance and Economics)

Abstract: There exists an internal relationship between the excessive speculation of Chinese stock market and the equity financing preference of listed companies. Using data of Shanghai and Shenzhen A–share stock on main board of listed companies from 2006 to 2013, this paper studies the impact of stock speculation on the cost of equity, as well as the mediating role of information discovery mechanism. Results show that, after controlling for endogeneity and sample selection bias, market speculation and stock speculation can significantly reduce the cost of equity. For “good firms” with higher earning expectation, the impact of speculative trading on the cost of equity is weaker, which supports the “substitution effect” hypothesis of information discovery. Further analysis reveals that, the cost of equity in refinancing companies is lower compared to the control group and declines significantly compared to the previous year, which indicating that low cost is indeed an important reason for equity financing preference. This research enriches the study of capital structure in Chinese context, also provides support for the development of capital market and regulation of irrational behavior.

Keywords: Stock Speculation, Information Discovery Mechanism, Cost of Equity, Equity Financing Preference

JEL Classification: G12, G32

(责任编辑:彭爽)