

抑制投资者“炒新”?

□魏志华 曾爱民 吴育辉 李常青

摘要:为了遏制新股炒作,沪深交易所于2013年底出台了相关规定将新股上市首日申报价格限制为不超过新股发行价的144%(本文将其界定为“IPO首日限价政策”)。本文以2009~2015年1194家中国IPO公司为样本,实证检验了IPO首日限价政策对投资者“炒新”的影响。研究发现:IPO首日限价政策加剧了新股上市初期的炒作,它使新股表现出显著更高的实际首日收益率、连续涨停次数以及实际换手率;IPO首日限价政策也助推了次新股炒作,它显著增加了新股上市后的股价波动率、换手率以及股票定价,导致次新股股价长期居高不下,进而削弱了新股实际首日收益率与未来市场表现之间的负相关关系。拓展性研究还发现,在IPO首日限价政策实施后,具有炒作概念的新股其炒作现象反而更严重;2014年推出的IPO发行定价管制与IPO首日限价政策产生了政策叠加效应,强化了后者的负面影响;此外,IPO首日限价政策还显著增加了新股上市后的股价同步性。综合来看,IPO首日限价政策的实施效果事与愿违,它不仅未能抑制新股炒作,反而对投资者“炒新”产生了“刺激效应”,不利于新股价格发现,并降低了股票市场定价效率。本文在理论上丰富了IPO以及交易监管制度经济后果方面的文献,在实践上则为完善IPO监管制度提供了重要启示。

关键词: IPO首日限价政策 投资者“炒新” IPO次新股 IPO发行定价管制

DOI:10.19744/j.cnki.11-1235/f.2019.0014

一、引言

在中国股票市场上,投资者炒作新股(以下简称“炒新”)的现象颇为盛行。不少投资者在新股上市首日股价暴涨的刺激下,盲目跟风追高“炒新”,但结果往往损失惨重^①。投资者“炒新”的非理性行为不仅损害了自身利益,助长了股市投机风气,也扭曲了新股的良性定价机制,不利于股票市场健康发展。为了加强市场监管和保护投资者利益,中国证监会于2013年11月30日发布了《中国证监会关于进一步推进新股发行体制改革的意见》(证监会公告[2013]42号),要求“证券交易所应进一步完善新股上市首日开盘价格形成机制及新股上市初期交易机制,建立以新股发行价比较基准的上市首日停牌机制,加强对‘炒新’行为的约束”。随后,上海证券交易所和深圳证券交易所(以下简称“沪深交易所”)于2013年12月13日分别出台了相关规定,将新股上市首日申报价格限制为不超过新股发行价的144%(本文将其界定为“IPO首日限价政策”)。上述规定使得新股上市首日涨幅被严格限制在44%以内,旨在防止新股上市首日股价的过度炒作,这一重要举措甚至被一些媒体解读为史上最严的“限炒令”。

然而,IPO首日限价政策的出台不可避免地引发了诸多争议。一方面,该政策确实有助于直接降低新股上市首日的收益率,消除了以往无涨跌幅限制背景下新股上市首日经“爆

*作者感谢国家自然科学基金项目(71572165、71790601、71672157、71372072)、教育部规划基金项目(15YJA630093、18YJA630004)、福建省自然科学基金项目(2016J01339)以及厦门大学2018年度“校长基金·年度项目”(20720181090)的资助。曾爱民为本文通讯作者。

炒”后股价动辄翻番的现象。另一方面,更多的质疑声音却认为,尽管新股上市首日最高涨幅仅有44%,但许多新股通过随后交易日的连续涨停可间接实现股价暴涨,这不仅将使“限炒令”沦为一纸空文,甚至反而可能让“限炒令”成为刺激投资者“炒新”的推手,因为新股上市后的连续涨停要比无涨跌幅限制的一日爆炒更吸引投资者眼球^②。由于存在上述争议,使得IPO首日限价政策的实施效果已成为一个亟待探讨的重要课题。遗憾的是,相关研究凤毛麟角。从屈指可数的几篇文献来看,学者们倾向于认为IPO首日限价政策对于抑制投资者“炒新”成效甚微。譬如,马沛瑶(2014)以2014年1月17日至2月19日上市的48只新股为样本研究发现,发行价低、市盈率高的高新股在上市后5个交易日内的涨幅显著更高,而且新股上市70个交易日后股价会出现回落,这说明IPO首日限价政策难以改变投资者“炒新”热潮。类似地,付延(2016)对2014年6月至10月发行上市的55只新股进行研究表明,IPO首日限价政策并不能抑制投资者“炒新”,反而引发了新股上市后的“涨停潮”,那些发行价低、中签率低的新股在上市后具有显著更高的累计涨幅。尽管上述文献围绕IPO首日限价政策的效果进行了有益探索,但也存在一些不足,如研究区间较短、样本偏小、研究深度尚有待挖掘等。

鉴于此,本文首次对中国独特的IPO首日限价政策进行了界定,并对其政策效应进行了较为全面、系统的实证检验,以弥补现有研究的缺憾。以2009~2015年在中国沪深A股进行IPO的1194家上市公司为样本,本文试图深入揭示IPO首日限价政策对于抑制投资者“炒新”究竟扮演了何种角色。具体而言,本文主要基于新股上市初期的交易特征(实际首日收益率、连续涨停次数以及实际换手率)以及中长期的市场表现这两个视角探索IPO首日限价政策对于抑制投资者“炒新”的短期效应和中长期效应。本文研究发现,IPO首日限价政策加剧了新股上市初期的炒作,推高了新股上市后的实际首日收益率、连续涨停次数以及实际换手率。不仅如此,IPO首日限价政策还刺激了次新股炒作,显著提高了新股上市后的股价波动率、换手率以及股票价格,使得次新股股价长期处于高位,进而削弱了新股实际首日收益率与未来市场表现之间的负相关关系。拓展性研究还发现,那些具有炒作概念(如发行市盈率低、募资额低以及中签率低)的新股在IPO首日限价政策实施后炒作热度有增无减;2014年实施的IPO发行定价管制则进一步加剧了IPO首日限价政策对投资者“炒新”的“刺激效应”;此外,IPO首日限价政策还显著提高了新股上市后的股价同步性。上述发现总体上表明,IPO首日限价政策的实施效果与政策初衷相悖,它不仅未能抑制反而可能助推了投资者“炒新”行为,并最终降低了股票市场定价效率。

本研究蕴含了重要的理论与实践意义。第一,在理论上丰富了IPO以及交易监管制度经济后果这两方面的文献。以往许多学者围绕中国的IPO监管制度变迁与IPO展开了深入探讨,但相关研究聚焦于考察新股上市前面临的IPO发行定价管制对新股定价效率和IPO“三高”(即高市盈率、高发行价、高超募额)的影响(Cheung et al., 2009;朱红军、钱有文, 2010;刘志远等, 2011;张峥、欧阳珊, 2012;俞红海等, 2013;宋顺林、唐斯圆, 2017)。相比已有文献,本文转向探索新股上市后面临的交易价格管制的政策效果,这为IPO监管制度嬗变背景下的中国IPO研究提供了新的视角。同时,IPO首日限价政策作为一项独特的交易监管制度,将深刻影响新股上市后的交易行为和市场表现,进而影响股票市场定价效率,因而本文的研究也为更清晰地认识交易监管制度的经济后果提供了新的证据。第二,在实践上可以为监管部门更好地完善IPO监管制度提供重要启示。中共十八届三中全会公报明确强调,市场要在配置资源中起决定性作用。对于股票市场的监管同样必须遵循这一重要原则,因而新股上市后的股票价格理应交给市场来决定。从这个意义上说,IPO首日限价政策可能属于过渡性监管制度,因为它试图通过行政干预新股上市首日的申报价格来抑制股价炒作,虽然初衷良好,但这与发挥市场决定性作用的原则背道而驰。本文的实证结果也显示,IPO首日限价政策暴露出一定的制度设计缺陷,它不仅难以真正抑制反而加剧了投资者“炒新”,使得政策效果事与愿违。因此,本文的研究对于监管部门更好地掌握IPO首日限价政策的实施效果,进一步完善IPO监管制度具有重要的现实意义。

本文其余部分的结构安排如下:第二部分阐述制度背景并提出研究假设,第三部分为研究设计,第四部分报告实证结果,第五部分进行拓展性分析,最后是本文的研究结论与启示。

二、制度背景与研究假设

(一) 制度背景

与国外成熟市场相比,中国股票市场仍处于“新兴加转轨”阶段,相关市场机制尚不健全,理性投资文化还有待培育,投资者在新股上市首日盲目“炒新”的问题比较严峻。鉴于新股的过度炒作将破坏股票的合理定价机制,降低资本市场的资源配置效率,最终损害投资者利益,因而防范和抑制投资者“炒新”已成为中国股票市场监管工作的一项重要内容。为了加强新股上市初期的交易监管,遏制新股炒作,近年来沪深交易所根据中国证监会的监管要求出台了一系列政策文件对新股上市首日申报价格进行了严格限制(见表1)。其中,沪深交易所于2013年12月13日分别发布的《关于进一步加强新股上市初期交易监管的通知》(上证发[2013]20号)和《关于首次公开发行股票上市首日盘中临时停牌制度等事项的通知》(深证会[2013]142号)首次规定,新股上市首日申报价格不得高于新股发行价的144%,由此将新股上市首日最高涨幅限制在44%以内^③。此后,在沪深交易所发布的多个相关文件中,基本沿用了上述规定。本文旨在深入探索IPO首日限价政策是否真的有助于抑制投资者“炒新”,从而为IPO以及交易监管制度经济后果这两方面的文献提供新的研究视角,并为更好地评价和完善IPO监管制度提供一定的依据。

(二) 研究假设

为了更加全面地揭示IPO首日限价政策的实施效果,本文将分别基于新股上市初期的交易特征、新股上市后中长期的市场表现这两个视角深入探索IPO首日限价政策对于抑制投资者“炒新”的短期效应以及中长期效应。

1. IPO 首日限价政策抑制投资者“炒新”的短期效应: 基于新股上市初期交易特征视角

沪深交易所出台IPO首日限价政策的初衷在于防控新股炒作,维护市场交易秩序,保护投资者合法权益。毋庸置疑,IPO首日限价政策最核心的内容在于将新股上市首日涨幅限制在44%以内,旨在抑制新股上市初期的炒作。但值得注意的是,IPO首日限价政策无论是在理论上还是实践上都不可避免地存在一定的缺陷。第一,从理论上说,IPO首日限价政策可能阻碍了新股上市后的股票交易,延迟了新股价格发现,并将降低股票市场定价效率。与这一问题非常相关的文献,是关于对股票交易设置涨跌幅限制的政策效果研究。尽管一些文献发现涨跌幅限制有助于减少股价的波动性和过度反应(Ma et al., 1989; 吴林祥等, 2003; Kim et al., 2013),但更多的研究倾向于认为,涨跌幅限制将导致股票在涨跌停随后的交易日出现更高的股价波动(波动溢出假说)、阻止了股价有效地达到均衡价格(延迟价格发现假说)以及阻碍了股票交易(交易阻碍假说)(Fama, 1989; Lehmann, 1989; Kim and Rhee, 1997; Bildik and Gülay, 2006; 屈文洲, 2007),这些现象都将最终损害股票市场定价效率。由于IPO首日限价政策限制了新股上市首日的涨跌幅,因而它很可能也会带来上述不利影响。第二,从实践上说,IPO首日限价政策虽然直接抑制了新股上市首日的炒作,但它并不能防止新股从

表1 沪深交易所历次发布的与IPO首日限价政策相关的政策文件

序号	发布日期	发布者	文件名称	关于IPO首日限价政策的主要内容
1	2013.12.13	上交所	《关于进一步加强新股上市初期交易监管的通知》 (上证发[2013]20号)	集合竞价阶段有效申报价格不得高于发行价格的120%且不得低于发行价格的80%;连续竞价阶段有效申报价格不得高于发行价格的144%且不得低于发行价格的64%。其中,14:55至15:00有效申报价格不得高于当日开盘价的120%且不得低于当日开盘价的80%。
2	2014.6.13	上交所	《关于新股上市初期交易监管有关事项的通知》 (上证发[2014]37号)	与上证发[2013]20号相比,删去了“其中,14:55至15:00有效申报价格不得高于当日开盘价的120%且不得低于当日开盘价的80%”。
3	2015.6.12	上交所	《关于新股上市初期交易监管有关事项的通知》 (上证发[2015]59号)	与上证发[2014]37号相同。
4	2013.12.13	深交所	《关于首次公开发行股票上市首日盘中临时停牌制度等事项的通知》 (深证会[2013]142号)	股票上市首日开盘集合竞价的有效竞价范围为发行价的上下20%。
5	2014.6.13	深交所	《关于完善首次公开发行股票上市首日交易机制有关事项的通知》 (深证会[2014]54号)	与深证会[2013]142号相比,新增了“股票上市首日全日投资者的有效申报价格不得高于发行价的144%且不得低于发行价的64%,超过有效申报价格范围的申报为无效申报”。

注:资料系作者依据相关政策文件整理。

上市次日起通过连续涨停间接实现股价暴涨,因而该政策的实际效果有待商榷。从全球主要股票市场来看,中国以往的新股首日收益率是最高的(Tian, 2011)。IPO首日限价政策将首日收益率限制在44%以内,可能导致新股上市首日的收盘价难以真实反映股票价值,使得许多新股在上市次日起出现连续涨停现象(马沛瑶, 2014;付延, 2016)。更严重的是, IPO首日限价政策还可能引发一些新问题,如新股连续涨停产生的财富增值效应可能会吸引更多的投资者关注新股,甚至对投资者“炒新”产生“刺激效应”。正因为存在上述理论和实践上的缺陷,使得IPO首日限价政策抑制投资者“炒新”的作用受到了许多质疑。

本文首先基于新股上市初期交易特征(实际首日收益率、连续涨停次数以及实际换手率)的视角考察IPO首日限价政策抑制投资者“炒新”的短期效应。由于IPO首日限价政策导致大量新股在上市后出现连续涨停现象,要想更加客观、准确地评价该政策,显然不能简单地通过新股上市首日的交易特征进行判断,因为这将高估该政策的约束力。更合理的做法是将新股上市后连续涨停的整个价格发现过程考虑进去,将其视为新股上市初期,研究IPO首日限价政策对新股上市初期交易特征的影响。从现实来看, IPO首日限价政策似乎确实难以有效抑制新股炒作,甚至反而会对投资者“炒新”产生“刺激效应”。因为在该政策实施后,新股于上市初期连续涨停的现象比比皆是(马沛瑶, 2014;付延, 2016),而关于新股炒作的新闻报道也是连篇累牍。在投机氛围较为浓厚、投资者追涨杀跌现象非常普遍的中国股票市场上(李心丹等, 2002;郑方镛等, 2007;陆国庆, 2011),我们预期, IPO首日限价政策刺激投资者“炒新”的作用可能要强于其抑制作用,并使得新股上市后表现出更高的实际首日收益率、连续涨停次数以及实际换手率。为此,本文提出如下研究假设。

假设1: IPO首日限价政策将显著增加新股上市初期的实际首日收益率、连续涨停次数以及实际换手率。

2. IPO首日限价政策抑制投资者“炒新”的中长期效应: 基于新股上市后市场表现视角

IPO首日限价政策不仅可能影响新股上市初期的炒作,从长远来看,它还可能影响新股上市后的未来市场表现。为此,本文试图进一步考察IPO首日限价政策在新股上市初期实际首日收益率与其未来市场表现二者关系中所扮演的角色,旨在更深入地揭示IPO首日限价政策抑制投资者“炒新”的中长期效应。

理论上,新股上市后的首日收益率与其未来市场表现呈负相关关系。Shiller(1990)提出的“剧院经理假说”(The Impresario Hypothesis)认为,剧院经理并非总是以利润最大化原则来确定每一场演出的票价,因为这可能导致上座率不足。事实上,更好的做法是将票价定为低于市场出清价以形成对门票的超额需求,从而营造出观众需排队长队买票或从他人手里高价买票的场景,这种印象将激发观众对剧院未来演出产生更大的需求。同样的道理,承销商可以抑价发行新股,在为投资者带来较高首日收益率的同时给投资者留下良好印象,这将其未来的承销业务吸引更多的需求。根据“剧场经理假说”可预期,首日收益率越高的新股其未来收益率将越低(Chi and Padgett, 2005)。原因在于,虽然抑价发行可以激发投资者对新股的需求从而推高新股上市后的股价和首日收益率,但随着时间推移,新股的内在价值会逐渐显现,股价将回落到真实水平。在实证方面,不少研究都发现新股首日收益率越高其未来市场表现确实越差(Chi and Padgett, 2005; Song et al., 2014; 叶若慧等, 2013; 张学勇、张叶青, 2016)。

显而易见, IPO首日限价政策的实施将对新股首日收益率与未来市场表现之间的负相关关系产生重要影响。如前所述, IPO首日限价政策很可能引发新股上市初期的连续涨停现象,并刺激投资者的“炒新”行为,不过这种“刺激效应”可能因为持续时间的差异产生迥然不同的效果。一方面,如果IPO首日限价政策对投资者“炒新”的“刺激效应”仅仅发生在短期内,并使新股在上市初期表现出更高的实际首日收益率,那么随着此后市场回归理性,新股将出现更严重的股价反转。此时, IPO首日限价政策将强化首日收益率与未来市场表现之间的负相关关系。但另一方面,如果IPO首日限价政策对投资者“炒新”的“刺激效应”具有长期性,使新股在上市一段时间后变成次新股时仍然被投资者不断炒作,那么新股股价将难以迅速回归真实价值,而是维持在非理性偏高的水平上。此时, IPO首日限价政策可能反而会弱化首日收益率与未来市场表现之间的负相关关系。尽管存在上述两种截然不同的理论预期,但从现实来看, IPO首日限价政策实施后中国股票市场上的次新股炒作现象并未偃旗息鼓,甚至有愈演愈烈之势,以至于中国证监会2017年上半年针对次新股炒作现象开展

了专项执法^④。因而我们预期,IPO首日限价政策对于投资者“炒新”的“刺激效应”可能具有一定的持续性,使得投资者在新股上市初期的过度炒作未必会导致此后新股股价的更严重下跌。换言之,IPO首日限价政策很可能会加剧新股和次新股的炒作,进而延缓了投资者“炒新”后新股回归真实价值的进程。为此,本文提出如下研究假设。

假设2:IPO首日限价政策将显著削弱新股上市初期实际首日收益率与未来市场表现之间的负相关关系。

三、研究设计

(一)样本选取与数据来源

中国股票市场的IPO制度一直在不断演进和完善。中国证监会于2009年6月10日发布了《关于进一步改革和完善新股发行体制的指导意见》(证监会公告[2009]13号),推进了IPO询价制度的市场化改革,尤其是放松了市盈率不超过30倍的定价管制(张峥、欧阳珊,2012;宋顺林、唐斯圆,2016)。为了减少IPO制度变化可能产生的噪音,同时鉴于研究中还需要用到新股上市后240个交易日(约1年)的市场表现数据,因而我们选择2009年6月11日至2015年底在沪深两市上市的IPO公司作为研究样本。同时,我们执行了以下筛选程序:(1)剔除金融保险行业的IPO公司样本;(2)剔除部分关键财务数据不全的IPO公司样本。此外,为控制极端值对研究结论的影响,本文对连续变量1%以下和99%以上分位数进行了缩尾处理。最后,本文获得了1194家IPO公司样本。本文所使用的上市公司财务数据与市场收益率数据来源于CSMAR数据库和Wind金融终端系统。

(二)变量定义

1. 实际首日收益率

已有文献通常采用首日收益率来计算新股上市首日的市场表现(黄俊、陈信元,2013;翁霄暉,2014;胡志颖等,2015;汪昌云等,2015;张学勇、张叶青,2016;Cheung et al., 2009; Loughran and McDonald, 2013; Song et al., 2014)。其计算公式为:

$$\text{首日收益率}=(\text{新股上市首日收盘价}-\text{新股发行价})/\text{新股发行价} \quad (1)$$

在IPO首日限价政策实施前,新股上市首日没有涨跌幅限制,上述计算公式并无不妥,因为新股上市首日收盘价能够较为充分地反映投资者对于新股市场价值的判断。然而,在IPO首日限价政策实施后,由于新股上市首日的涨幅被限制在44%以内,新股上市首日收盘价无法像IPO首日限价政策实施前那样充分地反映其市场价值,这导致许多新股在上市后出现连续涨停现象。此时,若仍然使用首日收盘价来计算新股首日收益率,将导致首日收益率被严重低估,因而必须对其进行修正。为了使IPO首日限价政策实施前后的首日收益率可比,对于IPO首日限价政策实施后上市的IPO公司,我们将首日收益率的计算公式修正如下:

$$\text{首日收益率}=(\text{新股上市后首个收盘未涨停日的收盘价}-\text{新股发行价})/\text{新股发行价} \quad (2)$$

在上述修正的计算公式中,之所以采用新股上市后首个收盘未涨停日的收盘价来替代新股上市首日收盘价,是因为只有收盘时涨停板打开才意味着市场真正消化了新股的相关信息,此时的股价才能真实反映新股的市场价值。通过上述修正处理,可以计算得到更为准确、合理的新股首日收益率。我们将IPO首日限价政策实施前后采用不同方法计算得到的首日收益率统称为“实际首日收益率”(IR),上述修正将使IPO首日限价政策实施前后的首日收益率可比。

2. 连续涨停次数

为了考察IPO首日限价政策的出台是否显著加剧了新股上市后连续涨停的现象,我们设置了连续涨停次数(LU)这一变量。在IPO首日限价政策实施后,连续涨停次数(LU)取值为新股上市首日至首个收盘未涨停日的连续涨停次数。但值得注意的是,在IPO首日限价政策实施前,新股上市首日不设涨跌幅限制,因此我们无法直接计算其涨停次数。

为了使IPO首日限价政策实施前后的涨停次数具有可比性,我们设计并采用了一种“反事实”的折算处

理,即假设IPO首日限价政策实施前上市的IPO公司如果在IPO首日限价政策实施后上市,其首日收益率所应具有连续涨停次数。具体而言,对于在IPO首日限价政策实施前上市的IPO公司,我们对其上市首日收益率按照假定首日最高收益率为44%,其后每个交易日最多上涨10%(即涨停板限制)来推算这些公司如果在IPO首日限价政策监管背景下上市所应具有连续涨停次数。因此,在IPO首日限价政策实施前,对于首日收益率小于44%的公司,其连续涨停次数(LU)取值为0;而对于首日收益率大于等于44%的公司,其连续涨停次数(LU)的计算公式应该满足:

$$(1+44\%) \times (1+10\%)^{LU-1} = 1+IR \quad (3)$$

稍作变换可得:

$$LU = \text{Ln} \left[\frac{1+IR}{1.44} \right] / \text{Ln} 1.1 + 1 \quad (4)$$

其中,IR为新股上市首日收益率。举例而言,根据上式,在IPO首日限价政策实施前,若某个IPO公司新股上市后的首日收益率为74.24%,则可计算出其折算的连续涨停次数(LU)为3。这相当于如果该公司是在IPO首日限价政策实施后上市,那么它在上市后将出现3个连续涨停板(即 $(1+44\%) \times (1+10\%)^2 = 1+74.24\%$)。通过上述“反事实”的折算处理,我们可以计算得到IPO首日限价政策实施前后具有可比性的连续涨停次数(LU)。

3. 实际首日换手率

同样地,为了使得IPO首日限价政策实施前后的IPO公司首日换手率具有可比性,我们也对首日换手率进行了处理,其做法与实际首日收益率(IR)的处理类似。具体而言,对于IPO首日限价政策实施前上市的IPO公司,其首日换手率取值为新股上市当天的换手率。对于IPO首日限价政策实施后上市的IPO公司,由于许多新股在上市后会连续涨停现象,上市首日的换手率极低。此时,若仍然使用上市当天的换手率来计算新股首日换手率,将导致首日换手率被严重低估,因而必须对其进行修正。鉴于此,对于IPO首日限价政策实施后上市的IPO公司,我们以新股上市当天至首个收盘未涨停日的换手率之和来计算首日换手率。通过上述修正处理,可以计算得到更为准确、合理的新股首日换手率。我们将IPO首日限价政策实施前后采用上述不同方法计算得到的首日换手率统称为“实际首日换手率”(TO),上述修正使得IPO首日限价政策实施前后的首日换手率可比。

4. IPO首日限价政策

我们设置了一个政策监管虚拟变量(Regulate)来反映新股在上市后是否受到IPO首日限价政策的监管。由于该政策是在2013年12月13日发布并实施,因而当IPO公司在2013年12月13日及之后上市时,Regulate取值为1,否则取0。

5. 上市后^⑤市场表现

与现有文献一致(Teoh et al., 1998a, b; Fan, 2007; Kao et al., 2009; Aharony et al., 2010),本文主要采用累计超额收益率(CAR)和购买并持有超额收益率(BHAR)这两种方法来衡量新股上市后的市场表现。具体而言,我们以公司上市次日(IPO首日限价政策实施前)或首个收盘未涨停日次日(IPO首日限价政策实施后)为起点,分别计算公司上市后短期(30个交易日、60个交易日)以及中长期(120个交易日、240个交易日)的CAR和BHAR,其计算公式分别如下:

$$CAR_{i,t} = \sum_{t=1}^T (r_{i,t} - r_{m,t}) \quad (5)$$

$$BHAR_{i,t} = \prod_{t=1}^T (1+r_{i,t}) - \prod_{t=1}^T (1+r_{m,t}) \quad (6)$$

其中, $r_{i,t}$ 和 $r_{m,t}$ 分别为个股及市场的日回报率。

6. 控制变量

借鉴已有文献(黄俊、陈信元,2013;翁霄暉,2014;胡志颖等,2015;黄张凯等,2016),我们选择了一些重要的公司特征和IPO特征作为控制变量。其中,公司特征包括公司规模(Size)、负债水平(Lev)、盈利能力(Roa)以及公司年龄(Age),除公司年龄以外,其余3个公司特征变量均采用IPO前一年数据;IPO特征则包括发行市盈率(PE)、募资额(IPOsize)以及中签率(Lottery)等IPO发行特征,以及市场情绪(Market)、“热市”效应(Hot-

IPO首日限价政策能否抑制投资者“炒新”?

工商管理

sue)以及承销商声誉(UW)。此外,我们还控制了年份和行业虚拟变量。

本文主要变量的定义汇总于表2。

(三)实证模型

为检验本文的两个研究假设,我们构建了如下OLS实证回归模型:

$$TRCH = \beta_0 + \beta_1 Regulate + \sum CV + \varepsilon \quad (7)$$

$$AR = \beta_0 + \beta_1 Regulate + \beta_2 IR + \beta_3 Regulate \times IR + \sum CV + \varepsilon \quad (8)$$

其中,被解释变量TRCH代表新股上市初期交易特征的3个代理变量(IR、LU、TO),AR代表新股上市后市场表现的两个代理变量(CAR、BHAR);解释变量Regulate代表IPO首日限价政策虚拟变量,IR代表实际首日收益率;CV为表2中的相关控制变量, ε 为残差项。在实证检验上,模型(7)、(8)分别基于新股上市初期交易特征和未来市场表现这两个视角考察IPO首日限价政策抑制投资者“炒新”的短期效应和中长期效应。如果模型(7)中Regulate的回归系数 β_1 显著为正,就意味着从短期来看IPO首日限价政策刺激了投资者“炒新”,它增加了新股上市初期的实际首日收益率、连续涨停次数以及实际换手率,即假设1得到实证支持。如果模型(8)中IR的回归系数 β_2 显著为负,而Regulate \times IR的回归系数 β_3 显著为正,就意味着从中长期来看IPO首日限价政策同样刺激了投资者“炒新”,它削弱了首日收益率与新股未来市场表现之间的负相关关系,即假设2得到实证支持。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计

表3报告了本文主要变量的描述性统计结果。表3显示,中国上市公司实际首日收益率(IR)确实非常高,其均值达到了114.2%,这意味着平均来看新股在上市初期的股价要比发行价翻了1倍以上,而最高的实际首日收益率甚至达到了惊人的1177.9%^⑥。与之相呼应的是,新股上市后平均出现3.7次连续涨停(LU),最高的连续涨停数量达到25个^⑦;新股上市后的实际首日换手率(TO)较高,均值达到了75.7%^⑧。从样本构成来看,在IPO首日限价政策(Regulate)实施后上市的新股约占全样本的28.1%。从新股上市后市场表现来看,无论是短期还是中长期的累计超额收益率(CAR)以及购买并持有超额收益率(BHAR)都为负数,这印证了现有文献发现的IPO公司长期“弱市”现象(Teoh et al., 1998ab; Kao et al., 2009)。此外,从IPO发行特征来看,新股平均发行市盈率(PE)约为42倍,募资额约为6亿元,中签率在1.3%左右,但不同新股的发行市盈率、募资额以及中签率差异较大。

(二)分组检验

为了更直观地考察IPO首日限价政策实施前后新股上市初期市场交易特征以及未来市场表现的差异,表

表2 主要变量定义一览表

变量名称	变量符号	变量描述
实际首日收益率	IR	(新股上市首日或首个收盘未涨停日的收盘价-新股发行价)/新股发行价
连续涨停次数	LU	折算后的连续涨停次数或新股上市首日至首个收盘未涨停日的连续涨停次数
实际首日换手率	TO	新股上市首日换手率或新股上市首日至首个收盘未涨停日的换手率之和
IPO首日限价政策	Regulate	当IPO公司在2013年12月13日及之后上市时,Regulate取值为1,否则取0
上市后市场表现	CAR	新股上市后某段时间(如30、60、120、240个交易日)的累计超额收益率
	BHAR	新股上市后某段时间(如30、60、120、240个交易日)的购买并持有超额收益率
公司规模	Size	公司上市前一年的总资产自然对数
负债水平	Lev	公司上市前一年的资产负债率(负债总额/总资产)
盈利能力	Roa	公司上市前一年的总资产利润率(净利润/总资产)
公司年龄	Age	ln(公司上市年度-成立年度)
发行市盈率	PE	每股发行价/发行前每股收益
募资额	IPOsize	ln(每股发行价 \times 新股发行数量)
中签率	Lottery	新股发行数量/有效申购股数
市场情绪	Market	新股上市前3个月市场累计收益率
“热市”效应	Hotissue	ln(新股上市前30个交易日市场上所有的IPO数量+1)
承销商声誉	UW	若IPO公司由国内前“十大”承销商承销,UW取1,否则取0,承销商排名来源于中国证券业协会网站(http://www.sac.net.cn)

4分别采用T检验和Wilcoxon秩和检验对相关变量进行了均值和中值差异检验。

表4中Panel A统计显示,在IPO首日限价政策实施前后,新股上市初期的市场交易特征以及未来市场表现的确出现了显著变化。在交易特征方面,在IPO首日限价政策实施前,新股上市初期的实际首日收益率(IR)、连续涨停次数(LU)以及实际换手率(TO)的均值仅有36.4%、1.023和0.700;但在政策实施后,相应变量的均值大幅飙升至313.6%、10.555以及0.903,政策前后差异的T检验都在1%水平上显著。这在一定程度上表明,IPO首日限价政策不仅未能抑制反而刺激了投资者“炒新”——该政策实施使得新股在上市初期以平均10个涨停板实现了股价暴涨^⑨,实际首日收益率明显攀升,实际换手率也更加频繁。在市场表现方面,除了BHAR240的均值差异不显著外,在IPO首日限价政策实施后,无论从短期还是中长期的累计超额收益率(CAR)和购买并持有超额收益率(BHAR)来看,新股的市场表现都至少在10%水平上优于政策实施前。进一步地,表4中Panel B的中值Wilcoxon秩和检验结果也基本一致,不再赘述。总体而言,表4的统计结果表明,IPO首日限价政策的实施确实刺激了投资者在新股上市初期更剧烈地炒作,但这种炒作并未导致未来股价出现更严重的反转(因为这种股价反转或者说新股长期“弱势”现象比该政策实施前更不明显了),这为假设1和假设2提供了初步证据,即IPO首日限价政策不仅加剧了新股上市初期的“炒新”,也可能进一步引发了次新股的爆炒并阻碍了其回归真实价值。

(三)多元回归分析

1. IPO首日限价政策抑制投资者“炒新”的短期效应:基于新股上市初期交易特征视角

表5报告了对假设1进行实证检验的结果,即基于新股上市初期交易特征的视角考察IPO首日限价政策对于抑制投资者“炒新”的短期影响。表5显示,无论是以实际首日收益率(IR)、连续涨停次数(LU)还是实际换手率(TO)作为被解释变量,IPO首日限价政策(Regulate)的回归系数都在1%水平上显著为正。这意味着与政策实施前相比,新股在IPO首日限价政策实施后具有显著更高的实际首日收益率、连续涨停次数以及实际换手率。从经济意义上看,在控制其他影响因素之后,IPO首日限价政策实施后相比于政策实施前新股的实际首日收益率、连续涨停次数以及实际换手率大幅提高了231.9%、224.6%以及29.5%^⑩。可见,本文的假设1得到实证支持。上述研究发现表明,从新股上市初期交易特征来看,IPO首日限价政策并不能有效抑制投资者“炒新”。恰恰相反,该政策实施后新股往往在上市初期出现了强势的连续涨停,实际首日收益率大幅增加,实际换手率也更加频繁,这意味着投资者“炒新”现象甚至有愈演愈烈之势。由此看来,IPO首日限价政策的实施

表3 主要变量描述性统计

	样本数	均值	中位数	最小值	最大值	标准差
IR	1194	1.142	0.427	-0.137	11.779	1.980
LU	1194	3.697	0.000	0.000	25.000	5.625
TO	1194	0.757	0.772	0.140	2.025	0.304
Regulate	1194	0.281	0.000	0.000	1.000	0.449
CAR30	1194	-0.055	-0.076	-0.496	0.506	0.185
CAR60	1194	-0.074	-0.105	-0.597	0.616	0.233
CAR120	1194	-0.066	-0.098	-0.656	0.708	0.285
CAR240	1194	-0.109	-0.147	-0.904	0.835	0.360
BHAR30	1194	-0.055	-0.085	-0.392	0.613	0.187
BHAR60	1194	-0.080	-0.121	-0.523	0.798	0.236
BHAR120	1194	-0.100	-0.139	-1.008	0.873	0.311
BHAR240	1194	-0.168	-0.191	-1.338	1.217	0.400
Size	1194	20.284	20.130	18.584	23.433	0.952
Lev	1194	0.439	0.439	0.078	0.800	0.165
Roa	1194	0.140	0.127	0.024	0.373	0.072
Age	1194	2.374	2.398	1.099	3.135	0.390
PE	1194	41.987	37.300	13.160	110.070	20.908
IPOsize	1194	20.210	20.158	18.859	22.269	0.684
Lottery	1194	0.013	0.007	0.001	0.111	0.017
Market	1194	0.109	0.055	-0.259	0.999	0.242
Hotissue	1194	3.416	3.584	0.693	4.190	0.573
UW	1194	0.418	0.000	0.000	1.000	0.493

表4 IPO首日限价政策与新股上市初期交易特征、未来市场表现:分组检验

	Panel A 均值检验			Panel B 中值检验		
	政策实施前	政策实施后	T值	政策实施前	政策实施后	Z值
IR	0.364 (N=859)	3.136 (N=335)	-27.934***	0.269 (N=859)	2.224 (N=335)	-24.432***
LU	1.023 (N=859)	10.555 (N=335)	-40.583***	0.000 (N=859)	10.000 (N=335)	-26.350***
TO	0.700 (N=859)	0.903 (N=335)	-10.872***	0.763 (N=859)	0.803 (N=335)	-6.228***
CAR30	-0.062 (N=859)	-0.037 (N=335)	-2.089**	-0.081 (N=859)	-0.042 (N=335)	-1.707*
CAR60	-0.091 (N=859)	-0.031 (N=335)	-4.063***	-0.122 (N=859)	-0.053 (N=335)	-3.192***
CAR120	-0.099 (N=859)	0.019 (N=335)	-6.544***	-0.137 (N=859)	0.008 (N=335)	-5.895***
CAR240	-0.150 (N=859)	-0.002 (N=335)	-6.496***	-0.180 (N=859)	0.010 (N=335)	-5.933***
BHAR30	-0.061 (N=859)	-0.038 (N=335)	-1.980**	-0.086 (N=859)	-0.066 (N=335)	-0.278
BHAR60	-0.095 (N=859)	-0.042 (N=335)	-3.450***	-0.126 (N=859)	-0.100 (N=335)	-1.659*
BHAR120	-0.110 (N=859)	-0.076 (N=335)	-1.689*	-0.152 (N=859)	-0.105 (N=335)	-2.000**
BHAR240	-0.173 (N=859)	-0.157 (N=335)	-0.645	-0.199 (N=859)	-0.159 (N=335)	-1.011

注:***、**、*分别表示显著性水平为1%、5%、10%(双尾)。

IPO首日限价政策能否抑制投资者“炒新”？

工商管理

效果似乎与抑制投资者“炒新”的初衷南辕北辙。我们认为,其原因很可能在于,IPO首日限价政策引发了新股上市后的连续涨停现象,股价暴涨带来的财富增值效应吸引了投资者关注,进而刺激了他们“炒新”的热情。

值得注意的是,上述实证结果也在一定程度上表明,IPO首日限价政策对新股产生了延迟价格发现效应,这表现为该政策强行压抑了新股上市首日涨跌幅,使得许多新股在上市首日的收盘价无法反映股票真实价值,从而需要用更长的交易日、更多的连续涨停次数以及更高的实际换手率来完成新股的价格发现。从这个意义上说,IPO首日限价政策可能将给股票市场定价效率带来一定的负面影响,对此我们将在后文的“拓展性分析”部分进行研究。

2.IPO首日限价政策抑制投资者“炒新”的中长期效应:基于新股上市后市场表现视角

表6报告了对假设2进行实证检验的结果,即基于新股上市后市场表现的视角考察IPO首日限价政策对于抑制投资者“炒新”的中长期影响。其中,表6中Panel A和Panel B分别以累计超额收益率(CAR)和购买并持有超额收益率(BHAR)来衡量新股上市后的市场表现。表6中Panel A显示,IPO首日限价政策(Regulate)的回归系数大多显著为正,这说明该政策实施后新股的未来市场表现要优于政策实施前,而其原因可能与投资者炒作有关(后文将展开相关探讨)。同时,实际首日收益率(IR)的回归系数都在1%水平上显著为负,这表明实际首日收益率越高的公司其未来无论是短期还是中长期的市场表现都显著更差,这一实证结果与许多现有文献的研究发现一致(Chi and Padgett, 2005; 叶若慧等, 2013; 张学勇、张叶青, 2016)。进一步地,我们主要关注的交乘项Regulate×IR其回归系数都至少在5%水平上显著为正,这说明IPO首日限价政策显著削弱了实际首日收益率对未来市场表现的负向影响。可以看到,表6中Panel B的实证结果与Panel A非常类似。所以,本文的假设2得到实证支持。我们认为,上述发现进一步揭示出IPO首日限价政策延迟了股票的价格发现、阻碍了新股交易,并对投资者“炒新”产生了强烈的“刺激效应”。这种“刺激效应”不仅引发了新股上市初期的短期爆炒并带来超高的实际首日收益率,而且还具有一定的持续效应,即当新股上市一段时间后变成次新股时这种炒作热潮都未完全消退,股价仍然虚高,最终表现为投资者在新股上市初期爆炒产生较高的实际首日收益

表5 IPO首日限价政策抑制投资者“炒新”的短期效应检验

	Panel A: 实际首日	Panel B: 连续涨	Panel C: 实际
	收益率(IR)	停次数(LU)	换手率(TO)
	(1)	(2)	(3)
Regulate	2.648*** (10.968)	8.302*** (14.427)	0.223*** (4.576)
Size	0.241** (2.061)	0.605** (2.163)	0.021 (0.787)
Lev	-0.685* (-1.946)	-1.486* (-1.878)	0.011 (0.162)
Roa	0.270 (0.213)	0.357 (0.133)	0.040 (0.185)
Age	-0.124 (-1.232)	-0.226 (-1.003)	-0.016 (-0.779)
PE	-0.002 (-1.081)	-0.014* (-2.205)	-0.000 (-0.113)
IPOsize	-0.723*** (-4.412)	-1.760*** (-4.753)	-0.145*** (-4.318)
Lottery	-2.512 (-1.582)	-14.438*** (-3.166)	-2.276*** (-4.493)
Market	0.946** (3.478)	2.818*** (4.785)	-0.072 (-1.219)
Hotissue	-0.364*** (-3.313)	-0.944*** (-3.217)	-0.047* (-1.682)
UW	0.120 (1.404)	0.188 (0.998)	0.015 (0.894)
行业和年份	控制	控制	控制
_cons	11.977*** (6.753)	30.080*** (7.877)	3.315*** (10.779)
N	1194	1194	1194
Adjusted R ²	0.527	0.709	0.215

注:***、**、*分别表示显著性水平为1%、5%、10%(双尾);括号内为t值,标准误经公司层面聚类(Cluster)调整。

表6 IPO首日限价政策抑制投资者“炒新”的中长期效应检验

	Panel A: 累计超额收益率(CAR)				Panel B: 购买并持有超额收益率(BHAR)			
	CAR30	CAR60	CAR120	CAR240	BHAR30	BHAR60	BHAR120	BHAR240
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Regulate	0.031 (0.794)	0.202*** (4.142)	0.166*** (2.731)	0.236*** (3.187)	0.007 (0.184)	0.174*** (3.251)	0.142** (2.006)	0.209** (2.395)
IR	-0.082** (-4.447)	-0.115*** (-4.025)	-0.161*** (-4.887)	-0.168*** (-4.046)	-0.075*** (-4.145)	-0.105*** (-4.066)	-0.156*** (-5.054)	-0.160*** (-4.419)
Regulate×IR	0.046** (2.459)	0.063** (2.190)	0.126*** (3.804)	0.111*** (2.667)	0.048*** (2.628)	0.063** (2.428)	0.118*** (3.771)	0.107*** (2.922)
Size	0.031* (1.896)	0.023 (1.250)	0.047** (2.030)	0.018 (0.605)	0.031* (1.760)	0.017 (0.842)	0.051** (1.962)	0.032 (0.868)
Lev	0.042 (0.957)	0.087 (1.681)	0.016 (0.247)	0.020 (0.245)	0.041 (0.904)	0.070 (1.340)	-0.005 (-0.066)	-0.005 (-0.051)
Roa	0.315** (2.417)	0.321** (2.010)	0.461*** (2.221)	0.307 (1.081)	0.315** (2.297)	0.280* (1.686)	0.453* (1.935)	0.437 (1.254)
Age	-0.030** (-2.232)	-0.029* (-1.705)	-0.002 (-0.085)	-0.009 (-0.351)	-0.031** (-2.275)	-0.024 (-1.407)	-0.002 (-0.077)	-0.003 (-0.107)
PE	0.001** (2.132)	0.001 (1.132)	0.001* (1.683)	0.001* (1.807)	0.001** (2.072)	0.000 (0.796)	0.001** (2.011)	0.002* (1.933)
IPOsize	-0.109*** (-5.284)	-0.120*** (-5.118)	-0.181*** (-6.098)	-0.193*** (-5.114)	-0.106*** (-4.732)	-0.103*** (-4.080)	-0.180*** (-5.393)	-0.182*** (-3.786)
Lottery	1.628*** (5.396)	2.115*** (4.826)	2.699*** (5.401)	2.480*** (3.692)	1.597*** (5.003)	2.180*** (4.806)	3.007*** (5.716)	2.805*** (3.716)
Market	0.138*** (3.919)	0.063 (1.491)	0.010 (0.212)	0.224*** (3.725)	0.135*** (3.742)	0.080* (1.873)	0.030 (0.539)	0.261*** (3.875)
Hotissue	0.029** (2.135)	0.049*** (3.137)	0.062*** (3.144)	0.076*** (3.077)	0.033** (2.359)	0.055*** (3.440)	0.064*** (2.856)	0.086*** (2.631)
UW	-0.017 (-1.689)	-0.011 (-0.884)	-0.005 (-0.352)	-0.004 (-0.203)	-0.016 (-1.548)	-0.012 (-0.920)	-0.009 (-0.497)	-0.007 (-0.304)
行业和年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
_cons	1.406*** (7.041)	1.670*** (6.441)	2.419*** (7.636)	3.077*** (7.891)	1.317*** (6.381)	1.424*** (5.216)	2.261*** (6.404)	2.351*** (5.286)
N	1194	1194	1194	1194	1194	1194	1194	1194
Adjusted R ²	0.158	0.195	0.208	0.220	0.124	0.160	0.169	0.174

注:***、**、*分别表示显著性水平为1%、5%、10%(双尾);括号内为t值,标准误经公司层面聚类(Cluster)调整。

率并未导致未来股价大幅下跌。因此,从新股上市后中长期的市场表现来看,IPO首日限价政策的实施效果同样与初衷相悖,它不仅刺激了新股上市初期的炒作,甚至还引发了次新股的持续炒作,导致新股上市后的股价长期偏离股票真实价值,最终甚至可能带来整个股票市场定价效率的降低。

3.进一步的证据:IPO首日限价政策与“刺激效应”

为了更加直接地揭示IPO首日限价政策对于新股上市一段时间后的炒作仍具有“刺激效应”,我们试图基于次新股炒作与次新股定价这两个视角提供进一步的证据。

(1)IPO首日限价政策与次新股炒作。

我们首先考察了IPO首日限价政策对新股上市后短期(30个交易日、60个交易日)以及中长期(120个交易日、240个交易日)股价波动(VOL)与平均换手率(TOAV)的影响,以探究该政策对于次新股炒作是否产生了“刺激效应”。具体而言,我们以新股上市后短期和中期个股日收益率(经市场指数收益率调整)的标准差来度量股价波动(VOL)(Loughran and McDonald, 2013; Gounopoulos et al., 2017),以个股换手率的平均值来度量平均换手率(TOAV)。表7的实证结果显示,在Panel A和Panel B中Regulate的回归系数都至少在5%水平上显著为正,这表明IPO首日限价政策的实施导致新股在上市后无论是短期还是中长期的股价波动性以及换手率都显著更高。仅以新股上市后240个交易日的股价波动率(VOL240)、平均换手率(TOAV240)为例,从经济意义上看,在控制其他影响因素之后,新股的股价波动率和平均换手率在IPO首日限价政策实施后相比于实施前分别提高了38.5%和45.9%^⑩。上述结果说明,IPO首日限价政策不仅刺激了新股上市初期的爆炒,而且随后也加剧了次新股的炒作,这反映为次新股股价波动更剧烈、换手更频繁。

此外,上述发现还在一定程度上表明,IPO首日限价政策与涨跌幅限制政策具有类似的作用,带来了波动溢出效应与交易阻碍效应(Fama, 1989; Lehmann, 1989; Kim and Rhee, 1997; 屈文洲, 2007),这表现为新股在上市初期因为申报价格限制导致连续涨停,其随后的交易日股价波动更为剧烈、换手率更高。而区别则在于,涨跌幅限制的上述作用往往仅出现在股票达到涨跌停板后的短短几个交易日。相比而言,IPO首日限价政策的影响明显更长(240个交易日后仍然存在),这进一步说明该政策对投资者“炒新”的“刺激效应”具有持续性。

(2)IPO首日限价政策与次新股定价。

IPO首日限价政策既然会引发新股上市初期以及随后次新股的过度炒作,那么进一步来看,这些炒作很可能将导致股票市场估值体系的紊乱并降低股票定价效率。为了检验上述观点,我们接下来考察IPO首日限价政策对新股上市后短期(30个交易日、60个交易日)以及中长期(120个交易日、240个交易日)股票定价的影响。具体而言,我们采用类似于新股上市后动态市盈率(PE)和动态市净率(PB)的方法来衡量新股定价是否合理^⑪。表8的实证结果显示,除了第(4)列外,在Panel A和Panel B中Regulate的回归系数都在1%水平上显著为正,这表明IPO首日限价政策实施后次新股无论是短期还是中长期的估值都显著更高。仅以上市后120个交易日的市盈率(PE120)、市净率(PB120)为例,

表7 IPO首日限价政策与次新股炒作

	Panel A: 股价波动率(VOL)				Panel B: 换手率(TOAV)			
	VOL30	VOL60	VOL120	VOL240	TOAV30	TOAV60	TOAV120	TOAV240
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Regulate	0.009*** (5.336)	0.012*** (9.771)	0.012*** (12.717)	0.010*** (11.751)	0.018** (2.228)	0.038*** (6.587)	0.046*** (10.065)	0.034*** (9.756)
Size	0.002** (2.456)	0.001** (2.185)	0.001 (1.593)	0.000 (0.318)	0.005 (0.987)	0.002 (0.564)	0.000 (0.111)	-0.001 (-0.497)
Lev	-0.001 (-0.349)	-0.001 (-0.344)	0.000 (0.106)	0.001 (0.935)	0.008 (0.610)	0.007 (0.701)	0.007 (1.033)	0.005 (0.856)
Roa	0.007 (0.897)	0.006 (1.007)	0.007 (1.498)	0.005 (1.288)	-0.048 (-1.239)	-0.054* (-1.817)	-0.041* (-1.748)	-0.040** (-2.211)
Age	-0.002** (-2.440)	-0.001* (-1.907)	-0.001* (-1.918)	-0.001* (-1.721)	-0.007 (-1.576)	-0.004 (-1.257)	-0.003 (-1.297)	-0.002 (-1.152)
PE	0.000* (1.813)	0.000 (1.492)	0.000* (1.655)	0.000* (1.941)	-0.000*** (-3.538)	-0.000*** (-4.094)	-0.000*** (-4.641)	-0.000*** (-3.459)
IPOsize	-0.006*** (-6.076)	-0.005*** (-6.512)	-0.004*** (-6.358)	-0.003*** (-5.617)	-0.044*** (-6.984)	-0.032*** (-6.873)	-0.024*** (-6.730)	-0.018*** (-6.389)
Lottery	0.001 (0.048)	0.014 (1.084)	0.007 (0.635)	0.000 (0.007)	-0.440*** (-4.465)	-0.304*** (-4.126)	-0.214*** (-3.743)	-0.162*** (-3.607)
Market	0.008*** (3.964)	0.004*** (2.938)	0.003*** (2.609)	0.002** (2.312)	-0.035*** (-3.568)	-0.037*** (-4.805)	-0.028*** (-4.830)	-0.014*** (-3.250)
Hotissue	-0.000 (-0.694)	0.001 (0.972)	0.000 (0.295)	-0.000 (-0.564)	-0.007 (-1.667)	-0.004 (-1.338)	-0.004 (-1.641)	-0.003** (-2.024)
UW	-0.000 (-0.499)	-0.000 (-0.712)	-0.000 (-0.294)	-0.000 (-0.312)	-0.002 (-0.551)	-0.001 (-0.273)	-0.000 (-0.151)	-0.000 (-0.354)
行业和年份	控制							
_cons	0.128*** (10.941)	0.112*** (12.563)	0.098*** (14.174)	0.089*** (15.462)	1.017*** (17.439)	0.784*** (17.571)	0.623*** (18.042)	0.496*** (19.137)
N	1194	1194	1194	1194	1194	1194	1194	1194
Adjusted R ²	0.442	0.563	0.658	0.633	0.379	0.455	0.559	0.587

注:***、**、*分别表示显著性水平为1%、5%、10%(双尾);括号内为t值,标准误经公司层面聚类(Cluster)调整。

IPO 首日限价政策能否抑制投资者“炒新”?

工商管理

从经济意义上看,在控制其他影响因素之后,次新股的市盈率和市净率在 IPO 首日限价政策实施后相比于实施前分别提高了 45.2%和 60.0%^③。上述结果说明,IPO 首日限价政策对于次新股的炒作确实具有“刺激效应”,使得新股不仅在上市初期股价虚高,而且在新股上市一段时间后转变为次新股时炒作仍然存在,股票估值明显偏高。事实上,这也为假设 2 提供了进一步的支持性证据,即实际首日收益率较高的新股其未来股价之所以未出现更严重的反转,可能是因为 IPO 首日限价政策刺激了投资者对次新股的持续炒作,以至于股价回落并没有那么明显。

综上所述我们认为,IPO 首日限价政策的实施效果偏离了抑制投资者“炒新”的政策目标,甚至适得其反。该政策对投资者“炒新”产生了双重“刺激效应”,它不仅加剧了投资者在新股上市初期的炒作行为,而且这种炒作还会延续至次新股阶段,从而导致新股上市后短期和中长期的估值都偏离真实价值,不利于新股的价格发现和价值回归,并使得股价波动更为剧烈,最终可能损害股票市场定价效率。总体来看,IPO 首日限价政策的实施成效未达预期。

(四)稳健性检验^④

1.代理变量的衡量

第一,实际首日收益率。对于实际首日收益率,我们还采用了以下 3 种方法进行测度。其一,经市场调整的实际首日收益率($IR2$)。由于新股发行日与上市日之间间隔了一段时间,这期间资本市场的波动可能对新股上市首日的市场表现存在影响。借鉴胡志颖等(2015)、黄张凯等(2016),我们在计算实际首日收益率时还剔除了市场因素的影响。具体而言, $IR2=实际首日收益率(IR)-(新股上市首日市场指数^5-新股发行日市场指数)/新股发行日市场指数$ 。其二,经市场和行业调整的实际首日收益率($IR3$)。除了考虑市场因素,不同行业的 IPO 公司上市后的市场表现同样存在明显差别,应予以考虑。借鉴 Tian(2011)、郝项超和苏之翔(2014),我们在计算实际首日收益率时还进一步剔除了行业因素的影响。具体而言, $IR3=实际首日收益率(IR2)-行业收益率中位数$ 。其三,经市场和行业调整并剔除上市初期市场收益率的实际首日收益率($IR4$)。除了考虑市场和行业因素,还有一个值得考虑的噪音,即新股上市首日或上市首日至首个收盘未涨停日期间的市场行情也可能影响实际首日收益率,所以我们在计算实际首日收益率时还进一步剔除了新股上市首日(IPO 首日限价政策实施前)或上市首日至首个收盘未涨停日期间(IPO 首日限价政策实施后)的市场收益率。具体而言, $IR4=IR3-新股上市首日或上市首日至首个收盘未涨停日期间的市场收益率$ 。

第二,政策监管。前文将 2013 年 12 月 13 日及之后上市的新股都视为受 IPO 首日限价政策(Regulate)影响的公司,但事实上,该政策对于那些上市首日未涨停的新股并没有实质性影响。统计显示,IPO 首日限价政策实施后,在本文研究样本中新股上市首日未涨停的公司仅有 3 家,我们将这 3 家公司设置为不受政策影响的公司^⑤。

从实证结果来看,采用上述不同方法衡量实际首日收益率以及政策监管,本文的研

表 8 IPO 首日限价政策与次新股定价

	Panel A: 市盈率(PE)				Panel B: 市净率(PB)			
	PE30	PE60	PE120	PE240	PB30	PB60	PB120	PB240
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Regulate	26.866*** (5.269)	39.245*** (7.982)	29.344*** (4.621)	8.341 (1.572)	2.763*** (7.568)	3.899*** (9.526)	2.939*** (5.827)	1.415*** (3.541)
Size	10.279*** (3.623)	7.513*** (2.895)	8.141** (2.573)	9.782*** (3.543)	1.051*** (5.462)	0.828*** (4.155)	0.948*** (3.537)	0.958*** (4.472)
Lev	-6.856 (-0.936)	-6.040 (-0.904)	-9.393 (-1.095)	-15.029* (-1.994)	0.984** (2.116)	1.020** (2.099)	0.494 (0.784)	-0.214 (-0.412)
Roa	31.272 (1.552)	10.672 (0.529)	5.532 (0.206)	-8.640 (-0.345)	14.301*** (8.585)	12.295*** (6.878)	11.555*** (4.851)	8.256*** (4.070)
Age	-6.139*** (-2.963)	-5.322*** (-2.630)	0.502 (0.220)	-1.941 (-1.042)	-0.210 (-1.403)	-0.235 (-1.448)	0.150 (0.820)	-0.078 (-0.550)
PE	1.405*** (18.487)	1.305*** (18.544)	0.945*** (11.235)	0.940*** (12.141)	0.026*** (5.807)	0.025*** (5.693)	0.010 (1.716)	0.020*** (4.316)
IPOsize	-24.999*** (-7.197)	-19.915*** (-6.283)	-24.299*** (-6.173)	-23.233*** (-6.659)	-1.976*** (-8.381)	-1.574*** (-6.522)	-2.084*** (-6.305)	-1.889*** (-7.210)
Lottery	61.344* (1.746)	32.687 (0.816)	24.960 (0.573)	42.422 (1.034)	3.436 (1.393)	0.529 (0.187)	1.383 (0.405)	3.998 (1.216)
Market	12.185** (2.291)	-18.784*** (-3.605)	-3.157 (-0.429)	-9.350* (-1.678)	1.175*** (2.714)	-1.596*** (-3.466)	0.683 (1.105)	-0.592 (-1.257)
Hotissue	-3.665* (-1.892)	-6.794*** (-3.097)	0.318 (0.130)	2.681 (1.063)	-0.153 (-1.119)	-0.369** (-2.109)	0.056 (0.299)	0.364** (2.047)
UW	-1.317 (-0.926)	-1.344 (-0.944)	1.570 (0.827)	1.041 (0.670)	-0.056 (-0.513)	-0.147 (-1.294)	0.161 (1.039)	0.029 (0.248)
行业和年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
-cons	346.542*** (11.721)	312.276*** (10.763)	367.784*** (10.515)	299.568*** (10.202)	21.718*** (10.362)	19.287*** (8.493)	25.816*** (8.763)	20.573*** (8.902)
N	1186	1186	1186	1186	1194	1194	1194	1194
Adjusted R ²	0.586	0.567	0.419	0.397	0.571	0.529	0.465	0.437

注:***、**、*分别表示显著性水平为 1%、5%、10%(双尾);括号内为 t 值,标准误差经公司层面聚类(Cluster)调整。

究结论基本一致。

2. 模型选择

由于连续涨停次数(LU)的取值是离散的非负整数,而换手率(TO)的取值则是大于零的正数,当这两类数据作为被解释变量时,采用OLS模型进行估计不尽合理。为此,我们还分别采用Poisson模型、Tobit模型对连续涨停次数(LU)以及换手率(TO)重新进行回归。从实证结果来看,无论是采用Poisson模型还是Tobit模型进行回归,本文的相关研究结论都保持稳健。

3. 延长时间窗口

前文在研究新股上市后的市场表现、次新股炒作和次新股定价时,所使用的时间窗口最长仅为上市后240个交易日(约1年)。为了探究IPO首日限价政策对于新股“炒作”的“刺激效应”是否真的具有长期影响,我们将时间窗口延长至360和480个交易日,并重复前文的实证分析^⑧。从实证结果来看,延长时间窗口后,本文的主要结论保持稳健。

4. 替代性解释

本文对IPO首日限价政策(*Regulate*)的测度采用的是时间虚拟变量,这类变量不可避免地存在一定的噪音,可能存在替代性解释。譬如,同一年内监管部门可能还颁布了其他的IPO监管政策,或者股市的市场态势发生了巨大变化等,这些因素也可能带来本文的研究结果。针对这些担心,我们对IPO政策文件进行了详细检索,发现在2012年至2014年间,中国证监会并未发布其他对IPO公司上市后交易特征产生如此巨大影响的监管政策(除了我们接下来将考察的IPO发行定价管制);同时,根据我们对中国股票市场态势的考察,2012年至2014年间,中国股市总体上属于盘整市^⑨,较为平稳的市场态势同样不会对IPO公司上市后交易特征产生重大影响。与此同时,在IPO首日限价政策实施前后,IPO公司的交易特征差异非常明显,这很难用其他替代性解释予以说明。如前文表4的统计显示,IPO首日限价政策实施前,IPO公司的首日收益率(IR)、连续涨停次数(LU)以及换手率(TO)的平均值分别为0.364、1.023、0.700;而在IPO首日限价政策实施后,相应数值分别飙升至3.136、10.555、0.903。如此巨大的差异,似乎也很难用其他替代性解释进行说明。

当然,为稳健起见,我们还补充了一项稳健性检验。具体而言,为了降低时间虚拟变量的噪音,我们仅仅考察IPO首日限价政策实施前后较短的一段时间内(如1年^⑩)的政策效应。分组检验的统计结果显示,在IPO首日限价政策实施前后的短期内,IPO公司上市后的交易特征同样差异巨大。在IPO首日限价政策实施前1年,IPO公司的首日收益率(IR)、连续涨停次数(LU)以及换手率(TO)的平均值分别为0.266、0.608、0.622;而在IPO首日限价政策实施后1年,相应数值分别攀升至1.642、6.463、0.934,差异非常显著。进一步地,多元回归的实证结果也再次验证了分组检验的统计结果。综上所述我们有理由相信,本文的实证结果应该主要是由IPO首日限价政策而非其他替代性解释所带来的。

5. 内生性处理

本文的实证结果还可能受内生性问题的影响,为此我们从以下两方面进行稳健性检验。

第一,安慰剂检验。由于IPO首日限价政策(*Regulate*)的测度是一个时间虚拟变量,在IPO监管趋于严格的现实背景下,本文的实证发现可能与IPO首日限价政策的出台并不存在因果关系,而是由时间趋势所驱动的。换言之,可能即便不存在IPO首日限价政策,本文的研究结论依然能够成立。为此,我们设计了一个安慰剂检验来缓解上述担心。我们的思路是,假设IPO首日限价政策发生在实际政策(2013年)发生之前的年份(如2010、2011或2012年初),进而考察假想的政策是否也会产生类似于2013年IPO首日限价政策的实施效果。如果假想的政策(事实上不存在)也有类似效果,那么这意味着2013年即便不出台IPO首日限价政策,可能也会得到与本文类似的实证发现,即本文的实证发现可能受时间趋势所驱动,而未必是由IPO首日限价政策引起的。反之,如果假想的政策没有效果甚至效果相反,则意味着真实的IPO首日限价政策确实产生了效果,而该效果不是由时间趋势导致的。

稳健性检验结果显示,如果假想的IPO首日限价政策发生在2010年初,那么该政策对新股上市初期的交易

特征不存在显著影响；而如果假想的IPO首日限价政策发生在2011年、2012年初，那么该政策甚至反而将导致新股上市后具有显著更低的实际首日收益率(*IR*)、连续涨停次数(*LU*)以及实际换手率(*TO*)。为稳健起见，我们还分别仅以假想的IPO首日限价政策实施前后1年作为样本期间进行回归，也得到了类似的实证结果。综合来看，上述安慰剂检验结果表明，假想发生在2010、2011、2012年初的IPO首日限价政策并不会与真实发生在2013年的IPO首日限价政策产生相同的政策效果，因为其实施效果要么不显著，要么截然相反。这意味着，2013年的IPO首日限价政策的实施效果确实存在，安慰剂检验拒绝了本文的实证发现是受时间趋势所驱动的解释。

第二，倾向得分匹配(Propensity Score Matching, 简称PSM)检验。样本自选择偏误带来的内生性问题，也可能会影响本文的研究结论。具体而言，本文观测到的IPO首日限价政策效应可能是由于该政策实施前后IPO公司具有不同的特征所致，而非由IPO首日限价政策的实施带来的。为此，我们还采用PSM检验进行稳健性检验，以获得IPO首日限价政策实施前后具有相似特征的IPO公司配对样本进行研究，旨在消除上述样本自选择偏误带来的内生性问题可能对本文研究结论产生的影响。具体而言，我们按照以下步骤进行PSM处理：首先，将IPO首日限价政策实施后上市的IPO公司作为处理组，该政策实施前上市的其余公司作为控制组样本来源。其次，将IPO首日限价政策(*Regulate*)作为被解释变量，以新股上市前一年的公司规模(*Size*)、负债水平(*Lev*)、盈利能力(*Roa*)、公司成长性(*Growth*)、公司年龄(*Age*)以及是否聘请“十大”审计师(*Audit*)等变量对*Regulate*进行Logit回归，并根据回归结果计算倾向得分值。再次，采用最近邻匹配方法对IPO首日限价政策实施后的样本进行1:1匹配，检验表明上述匹配满足平行假设和共同支撑假设，即匹配是成功的。最后，基于PSM配对样本重复前文的实证分析。

稳健性检验结果显示，在IPO首日限价政策出台后，新股上市后仍然具有显著更高的实际首日收益率(*IR*)、连续涨停次数(*LU*)以及实际换手率(*TO*)，总体上也削弱了新股实际首日收益率与未来市场表现之间的负相关关系。可以说，在采用PSM方法进行配对处理以控制样本自选择偏误带来的内生性问题后，本文的主要结论依然保持稳健。

五、拓展性分析

前文的研究表明，无论是从短期还是中长期来看，IPO首日限价政策总体上都无法抑制反而加剧了投资者“炒新”。为了更全面、深入地揭示IPO首日限价政策的实施效果，我们在拓展性分析部分还将对以下3个重要问题展开探索。首先，IPO首日限价政策对于不同类型股票的投资者“炒新”是否存在不同的影响，它能否抑制那些最容易被爆炒也最应该受到监管的所谓“概念股”的炒作？其次，IPO首日限价政策对于不同时期的投资者“炒新”是否存在不同的影响，它是否会与其他的IPO监管政策产生政策叠加效应？最后，IPO首日限价政策对于资本市场有何影响，如果该政策反而刺激了新股炒作，并且与涨跌幅限制政策具有一些类似的负面作用，那么它是否将降低整个股票市场的定价效率？

(一) IPO首日限价政策与新股概念炒作

既然IPO首日限价政策总体上无法抑制投资者“炒新”，那么它是否至少会对那些最容易被爆炒而同时也最需要被监管的所谓“概念股”的炒作形成一定约束？如果是，那说明该政策还是部分有效的。为了回答上述问题，我们在这部分首先考察了IPO首日限价政策对于“概念股”炒作的影响。

众所周知，一些具有炒作概念(如发行市盈率低、募资额低以及中签率低)的新股往往会成为中国股票市场上投资者爆炒的对象。第一，发行市盈率低的股票。这类股票估值相对较低，与股票市场上动辄数十倍甚至上百倍市盈率的同类股票相比，股价具有较大上涨空间，因而容易成为投资者炒作的重点。例如，2017年4月，中国证监会通报了2017年专项执法行动第二批16宗案件，这些案件其中一个重要特点就是投资者利用次新股盘面市盈率低的特点恶意拉抬股价；2018年3月，厦门北八道集团则因为炒作相关次新股、操纵股价，被证监会开出了中国证券史上最贵的56.7亿元罚单^⑨。第二，募资额低的股票。这类股票通常是那些发行价较低、发行规模不大的“小盘股”，由于股价不高、“盘子”较小，投资者只需动用相对少量的资金就可以撬动股价，

因而这类股票的存在也为一些投资者炒作提供了契机。第三,中签率低的股票。这类股票一般在上市前就被冠以某类炒作“题材”的标签并成为各路资金大肆追捧的对象,因而中签率极低。这些股票在上市后容易吸引那些未中签者在二级市场跟进(李亚静、朱宏泉,2014),加之本身具有一定的炒作噱头,而中签者则有惜售心理,所以经常沦为投资者炒作的对象。为此,我们基于发行市盈率(PE)、募资额($IPOsize$)以及中签率($Lottery$)这3个视角考察新股的概念炒作。既然IPO首日限价政策出台的初衷就是防控新股炒作,那么它能否对那些具有炒作概念的新股产生有效约束力呢?表9和表10实证检验了IPO首日限价政策对“概念股”上市初期交易特征和上市后市场表现的影响。

表9显示,除了第(7)列以外, $Regulate \times PE$ 、 $Regulate \times IPOsize$ 、 $Regulate \times Lottery$ 的回归系数都至少在10%水平上显著为负,这表明IPO首日限价政策实施后那些具有炒作概念(发行市盈率低、募资额低以及中签率低)的新股其实际首日收益率、连续涨停次数以及实际换手率都显著更高。这再次说明IPO首日限价政策不仅未能限制股价炒作行为,反而为投资者进行概念炒作起到了推波助澜的作用。进一步地,表10中Panel A和Panel B显示,除了第(4)列以外, $Regulate \times IR \times PE$ 、 $Regulate \times IR \times IPOsize$ 的回归系数都至少在5%水平上显著为正;不过, $Regulate \times IR \times Lottery$ 的回归系数都不显著。这表明IPO首日限价政策实施后,对于部分具有炒作概念(发行市盈率低以及募资额低)的公司而言,其实际首日收益率越高则未来市场表现越差。结合表9的实证结果,这一发现意味着IPO首日限价政策加剧了部分具有炒作概念的新股上市后的炒作行为并带来了更高的实际首日收益率,但这些股票的炒作过于疯狂因而更有可能在随后出现股价回落,所以这些前期因炒作而具有更高实际首日收益率的概念股其未来市场表现显著更差^⑧。总体来看,上述实证结果进一步揭示出,IPO首日限价政策不仅未能有效抑制反而加剧了那些最应该受到监管的概念股的炒作,而且从长期来看这些概念股往往股价下跌得更厉害,将使投资者蒙受更大的投资损失。

(二) IPO 发行定价管制、IPO 首日限价政策与投资者“炒新”

既然IPO首日限价政策总体上无法抑制投资者“炒新”,那么其政策效果在不同阶段是否会存在差异?尤其是在近年来IPO监管政策频频出台的背景下,IPO首日限价政策的实施效果是否会受到影响?为了回答上述问题,我们接下来考察IPO首日限价政策是否与IPO发行定价管制产生了政策叠加效应,并对投资者“炒新”产生重要影响。

为了遏制新股“破发”(跌破发行价)和创业板“三高”(高市盈率、高发行价、高超募额)现象,中国证监会于2014年3月起重新对新股发行价采取“窗口指导”措施,新股发行市盈率被限制在23倍以内(宋顺林、唐斯圆,2017)^⑨。毫无疑问,上述IPO发行定价管制可以有效防止新股高价发行,但23倍市盈率与之前的新股发行市盈率相比明显偏低^⑩,这可能为新股上市

表9 IPO首日限价政策、炒作概念与新股上市初期的交易特征

	Panel A: 实际首日 收益率(IR)			Panel B: 连续涨 停次数(LU)			Panel C: 实际 换手率(TO)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$Regulate \times PE$	-0.057*** (-3.443)			-0.225*** (-5.715)			0.003 (0.735)		
$Regulate \times IPOsize$		-1.162*** (-4.781)			-2.264*** (-4.644)			-0.066* (-1.763)	
$Regulate \times Lottery$			-71.234*** (-6.581)			-257.708*** (-8.471)			-4.723** (-2.065)
控制变量、行业和年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1194	1194	1194	1194	1194	1194	1194	1194	1194
Adjusted R ²	0.531	0.552	0.547	0.718	0.721	0.743	0.215	0.218	0.218

注:***、**、*分别表示显著性水平为1%、5%、10%(双尾);括号内为t值,标准误经公司层面聚类(Cluster)调整;控制变量除了前文表2所列控制变量外,还包括 $Regulate$;限于篇幅,未报告控制变量和截距项的回归结果。

表10 IPO首日限价政策、炒作概念与新股上市后的市场表现

	Panel A: 累计超额收 益率($CAR240$)			Panel B: 购买并持有超 额收益率($BHAR240$)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Regulate \times IR \times PE$	0.005** (2.347)			0.003 (1.086)		
$Regulate \times IR \times IPOsize$		0.052*** (3.076)			0.062*** (3.384)	
$Regulate \times IR \times Lottery$			-1.438 (-0.296)			2.240 (0.411)
控制变量、行业和年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1194	1194	1194	1194	1194	1194
Adjusted R ²	0.225	0.258	0.220	0.180	0.217	0.183

注:***、**、*分别表示显著性水平为1%、5%、10%(双尾);括号内为t值,标准误经公司层面聚类(Cluster)调整;控制变量除了前文表2所列控制变量外,还包括 $Regulate$ 、 IR 以及它们与炒作概念(PE 、 $IPOsize$ 、 $Lottery$)的两两交乘项;限于篇幅,未报告控制变量及截距项的回归结果。

IPO首日限价政策能否抑制投资者“炒新”？

工商管理

后的炒作提供了更大的空间,尤其是在IPO首日限价政策实施后。为考察IPO发行定价管制是否会影响IPO首日限价政策的实施效果,我们将IPO首日限价政策实施后上市的公司划分为非IPO发行定价管制公司(*Regulate1*)与IPO发行定价管制公司(*Regulate2*)这两类。当IPO公司是在2013年12月13日至2014年2月底上市时,其发行市盈率不受IPO发行定价管制影响,虚拟变量*Regulate1*取值为1,否则取0;当IPO公司是在2014年3月至2015年底上市时,其发行市盈率受IPO发行定价管制影响,虚拟变量*Regulate2*取值为1,否则取0^⑤。表11和表12实证检验了IPO发行定价管制与IPO首日限价政策二者相叠加对IPO首日限价政策的实施效果具有何种影响。

表11显示,*Regulate1*和*Regulate2*的回归系数都在1%水平上显著为正,并且在Panel A和Panel B中,前者的回归系数明显小于后者;而在Panel C中,二者的回归系数差别不大。上述结果表明,在IPO首日限价政策实施后,不管是IPO发行定价管制公司还是非IPO发行定价管制公司都具有显著更高的实际首日收益率(*IR*)、连续涨停次数(*LU*)以及实际换手率(*TO*);但对比而言,IPO发行定价管制公司的实际首日收益率和连续涨停次数都明显高于非IPO发行定价管制公司。这意味着IPO首日限价政策与IPO发行定价管制这两种IPO监管政策产生了明显的政策叠加效应——前者将新股上市首日涨幅压抑在44%以内,而后者则将发行市盈率严格控制在23倍这一较低水平上,增加了股价上涨空间,最终导致新股上市初期的股价暴涨更加剧烈。进一步地,表12显示,*Regulate1*×*IR*的回归系数大多不显著或者显著为负,而*Regulate2*×*IR*的回归系数则至少在5%水平上显著为正。这表明在IPO发行定价管制实施前,IPO首日限价政策并未削弱首日收益率与未来市场表现的负相关关系;但随着IPO发行定价管制的出台,IPO首日限价政策的负面效应表现得愈发明显,它加剧了次新股炒作,阻碍了新股上市后的价值回归,因而最终削弱了首日收益率与未来市场表现的负相关关系。可以说,上述结果也印证了表11的实证发现^⑥。综合来看,此部分的研究发现表明IPO发行定价管制加剧了IPO首日限价政策对投资者炒新的“刺激效应”,在两种IPO监管政策产生政策叠加效应后,IPO首日限价政策的负面影响尤为明显。

此外,为稳健起见,我们还对IPO首日限价政策与IPO发行定价管制的政策叠加效应进行了短期效应检验,以减轻时间虚拟变量可能存在的噪音问题。具体而言,我们以IPO发行定价管制实施前后各3个月^⑦内上市的公司为样本,考察了这两种政策叠加前后IPO公司上市后的市场表现差异。研究发现,即便从非常短期(3个月)来看,IPO首日限价政策与IPO发行定价管制的政策叠加效应也是非常明显的。分组检验的统计结果显示,在这两种政策叠加前,IPO公司的实际首日收益率(*IR*)、连续涨停次数(*LU*)以及换手率(*TO*)的平均值分别为0.797、2.936、0.931;而在这两种政策叠加后,相应数值分别增加至1.976、8.455以及1.032。其中,这两种政策叠加前后IPO公司的实际首日收益率(*IR*)、连续涨停次数(*LU*)都在1%水平上存在显著差异,而且多元回归的实证结果也验证了分组检验的统计结果。可以说,上述实证结果再次表明,IPO首日限价政策与IPO发行定价管制确实产生了政策叠加效应,并加剧了前者刺激投资者“炒新”的负面效应。

表11 IPO首日限价政策与新股上市初期的交易特征：
IPO发行定价管制的政策叠加效应

	Panel A: 实际首日 收益率(<i>IR</i>)	Panel B: 连续涨 停次数(<i>LU</i>)	Panel C: 实际换 手率(<i>TO</i>)
	(1)	(2)	(3)
<i>Regulate1</i>	1.292*** (4.187)	2.816*** (3.439)	0.243*** (2.777)
<i>Regulate2</i>	2.714*** (11.372)	8.567*** (15.455)	0.220*** (4.515)
控制变量、行业和年份	控制	控制	控制
N	1194	1194	1194
Adjusted R ²	0.537	0.731	0.214

注:***、**、*分别表示显著性水平为1%、5%、10%(双尾);括号内为t值,标准误经公司层面聚类(Cluster)调整;控制变量包括前文表2所列控制变量;限于篇幅,未报告控制变量及截距项的回归结果。

表12 IPO首日限价政策与新股上市后的市场表现：
IPO发行定价管制的政策叠加效应

	Panel A: 累计超额 收益率(<i>CAR</i>)				Panel B: 购买并持有超 额收益率(<i>BHAR</i>)			
	<i>CAR30</i>	<i>CAR60</i>	<i>CAR120</i>	<i>CAR240</i>	<i>BHAR30</i>	<i>BHAR60</i>	<i>BHAR120</i>	<i>BHAR240</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Regulate1</i> × <i>IR</i>	-0.111*** (-3.110)	0.008 (0.155)	0.070 (0.921)	0.147 (1.414)	-0.115*** (-3.106)	-0.001 (-0.014)	0.054 (0.640)	0.192 (1.254)
<i>Regulate2</i> × <i>IR</i>	0.051*** (2.669)	0.065** (2.233)	0.132*** (3.915)	0.117*** (2.756)	0.053*** (2.851)	0.065** (2.502)	0.129*** (3.995)	0.119*** (3.168)
控制变量、行业和年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1194	1194	1194	1194	1194	1194	1194	1194
Adjusted R ²	0.171	0.194	0.215	0.225	0.137	0.160	0.191	0.199

注:***、**、*分别表示显著性水平为1%、5%、10%(双尾);括号内为t值,标准误经公司层面聚类(Cluster)调整;控制变量除了前文表2所列控制变量外,还包括*Regulate1*、*Regulate2*以及*IR*;限于篇幅,未报告控制变量及截距项的回归结果。

(三) IPO 首日限价政策与股票市场定价效率

既然 IPO 首日限价政策总体上无法抑制投资者“炒新”,甚至还助推了新股以及次新股炒作,导致新股上市后股价长期偏离真实价值,同时它还与涨跌幅限制政策具有一些类似的负面作用,那么另一个非常值得深入探究的问题就是,该政策是否会最终降低股票市场的定价效率?为了回答上述问题,我们进一步考察了 IPO 首日限价政策对上市公司股价同步性的影响,旨在更深刻地揭示该政策所产生的深远影响。

所谓股价同步性,也称为股价“同涨同跌”,是指公司股票价格变动与市场平均变动的相关性(黄俊、郭照蕊,2014)。从理论上说,股价同步性是衡量股票市场定价效率高低的一个重要反向指标(黄俊、郭照蕊,2014;顾琪、王策,2017),因为较高的股价同步性往往意味着股价难以体现不同股票之间的价值差异,无法有效反映公司质量和投资效率,因而不利于股票市场通过合理的定价机制甄别和筛选出优质项目,最终将降低资源配置效率(Wurgler,2000;Durnev et al.,2004)。借鉴朱红军等(2007)、Durnev 等(2004)以及 Hasan 等(2014),我们分别通过估计如下两个回归模型的拟合系数 R^2 来衡量新股上市当年的股价同步性^②。

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 R_{m,t} + \varepsilon \quad (9)$$

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 R_{m,t} + \beta_2 R_{i,t} + \varepsilon \quad (10)$$

其中, $R_{i,t}$ 代表公司 i 第 t 个交易日的考虑现金红利再投资的个股收益率, $R_{m,t}$ 、 $R_{i,t}$ 分别代表第 t 日经流通市值加权平均计算得到的市场收益率和行业收益率。进一步地,为了使 R^2 符合正态分布,我们分别将模型(9)、(10)计算得到的 R^2 代入等式(11)进行对数变换,所得到的 $SYNCH1$ 、 $SYNCH2$ 即股价同步性指标,其值越大,意味着个股的股价同步性越高,股票市场定价效率越低。

$$SYNCH = \ln[R^2 / (1 - R^2)] \quad (11)$$

表 13 实证检验了 IPO 首日限价政策对新股上市后股价同步性的影响。表 13 第(1)、(3)列和(2)、(4)列分别显示, $Regulate$ 、 $Regulate \times IR$ 的回归系数都在 1% 水平上显著为正,这说明 IPO 首日限价政策的实施显著增加了新股上市后的股价同步性,尤其是在那些前期炒作越厉害从而实际首日收益率越高的公司中,这一现象越明显。由于不断上市的新股是构成中国股票市场的重要组成部分,上述实证结果意味着, IPO 首日限价政策事实上降低了股票市场定价效率,它使得新股特别是被爆炒的新股其上市后股价与大盘“同涨同跌”的现象更严重,股价难以有效反映股票真实价值。可以说,表 13 的实证发现进一步揭示出 IPO 首日限价政策所具有的负面效应,即它不仅加剧了新股和次新股炒作,延缓了新股价格发现,最终还将降低股票市场定价效率。

六、结论与启示

长期以来,投资者“炒新”一直是困扰中国股票市场的痼疾,也是亟待监管部门直面破解的难题。为了防范和抑制投资者“炒新”,沪深交易所于 2013 年底出台了 IPO 首日限价政策,对新股上市首日的申报价格(进而收盘价以及涨跌幅)进行了严格限制。然而,各界对于 IPO 首日限价政策褒贬不一。尽管如此,鲜有研究围绕 IPO 首日限价政策的实施效果展开深入研究。本文以 2009~2015 年在中国沪深 A 股进行 IPO 的 1194 家上市公司为样本,深入探究了 IPO 首日限价政策能否真的抑制投资者“炒新”。实证结果显示: IPO 首日限价政策加剧了新股上市初期的炒作,它使新股表现出显著更高的实际首日收益率、连续涨停次数以及实际换手率; IPO 首日限价政策也助推了次新股炒作,它显著增加了新股上市后的股价波动率、换手率以及股票定价,导致次新股股价长期居高不下,进而削弱了新股实际首日收益率与未来市场表现之间的负相关关系。拓展性研究还发现, IPO 首日限价政策的实施使得那些具有炒作概念(如发行市盈率低、募资额低以及中签率低)的新股在上市后炒作更加剧烈; 2014 年推出的 IPO 发行定价管制则与 IPO 首日限价政策产生了政策叠加效应,强化了后者的负

表 13 IPO 首日限价政策与股票市场定价效率

	Panel A: 股价同步性(SYNCH1)		Panel B: 股价同步性(SYNCH2)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Regulate</i>	2.972*** (5.335)	0.543 (0.721)	2.551*** (10.205)	0.384 (0.846)
<i>Regulate</i> × <i>IR</i>		2.136*** (18.866)		1.887*** (15.174)
控制变量、行业和年份	控制	控制	控制	控制
N	757	757	757	757
Adjusted R ²	0.254	0.582	0.246	0.601

注:***、**、*分别表示显著性水平为 1%、5%、10% (双尾);括号内为 t 值,标准误经公司层面聚类(Cluster)调整;控制变量除了前文表 2 所列控制变量外,还包括 *IR*;限于篇幅,未报告控制变量及截距项的回归结果。

IPO首日限价政策能否抑制投资者“炒新”?

工商管理

面影响;此外,IPO首日限价政策还显著提高了新股上市后的股价同步性。综合来看,IPO首日限价政策的实施效果与监管初衷相悖,它不仅未能抑制新股炒作,反而对投资者“炒新”产生了“刺激效应”,不利于新股价格发现,并降低了股票市场定价效率。

本文的研究为深入理解IPO首日限价政策的实施效果以及完善IPO监管制度提供了重要启示。第一,应对IPO首日限价政策进行适当调整。本文研究发现,IPO首日限价政策仅在新股上市首日发挥了抑制股价炒作的的作用,但从整个新股上市初期以及随后的次新股阶段来看,其实施效果都与政策初衷背道而驰,甚至还降低了股票市场定价效率。其原因可能在于,IPO首日限价政策延缓了新股价格发现,使投资者对新股上市后的股价暴涨形成了预期,反而刺激了投资者“炒新”。有鉴于此,有必要对IPO首日限价政策进行修改和完善,如放宽首日限价幅度。进一步地,鉴于IPO首日限价政策与发挥市场决定性作用的监管原则相悖,它理应成为过渡性监管制度,可考虑在适当时机予以取消。第二,应更加审慎、全面地制定IPO监管制度。一方面,IPO监管政策的制定应坚持循序渐进、合理适度的原则,否则容易陷入过犹不及的窘境。IPO首日限价政策将新股上市首日涨幅限制在44%以内,这与投资者对新股首日涨幅的预期以及中国股市长期以来的平均首日收益率相差甚远,导致该政策未能抑制反而刺激了投资者“炒新”。这提醒监管部门在出台IPO监管制度时需更加科学谨慎,以减少政策带来的负面影响,提高监管效率。另一方面,防范和抑制投资者“炒新”是一项系统工程,IPO监管制度理应进行通盘考虑。在IPO首日限价政策背景下,IPO发行定价管制的出台将新股发行市盈率限制在23倍以内,这进一步加剧了IPO首日限价政策所引发的新股炒作现象。因此,如何制定更加全局性的IPO监管制度,让不同政策实现有效衔接、互补协同,避免出现政策失调、顾此失彼的局面,也已成为监管部门亟待思考的问题。

最后,本文不可避免地存在一定的研究局限性,这可以成为未来研究进一步探索的方向。第一,本文聚焦于探索IPO首日限价政策能否抑制投资者“炒新”这一基础而关键的问题,研究视角稍显单一。未来的研究可以从更加广泛的视角探索IPO首日限价政策所产生的经济后果和深远影响,从而更加全面地揭示和评价该政策的实施效果。第二,本文研究发现IPO首日限价政策难以抑制甚至反而加剧了投资者“炒新”的现象,但对于该现象背后的潜在原因还缺乏深入探究。未来的研究可以进一步厘清导致IPO首日限价政策事与愿违的作用机理,从而为完善IPO监管制度提供有价值的依据。第三,本文侧重于检验IPO首日限价政策对投资者“炒新”现象有何影响,而忽略了该政策对现有IPO理论可能产生的影响。毋庸置疑,IPO首日限价政策是中国资本市场上一项非常独特的IPO监管制度,该政策的实施为检验部分IPO理论能否成立及其在中国的适用性提供了一个独一无二的“实验场所”。未来的研究可以对此展开深入探索,这将有助于丰富已有的IPO理论研究文献。

(作者单位:魏志华,厦门大学经济学院;曾爱民,浙江工商大学财务与会计学院;吴育辉、李常青,厦门大学管理学院。责任编辑:张世国)

注释

①如深交所投资者教育中心(2011)统计显示,2009年10月30日至2011年6月30日,中小板和创业板共有528只新股上市,首日买入的投资者上市后5日亏损面为61.23%,其中20%的新股(106只)首日买入的投资者5日后亏损面达100%,54%的新股(285只)首日买入的投资者5日后亏损面超过90%。

②详见:《21世纪经济报道》的新闻报道《史上最严限炒令差强人意 近半新股上市10日翻倍》(<http://finance.sina.com.cn/stock/new-stock/zxd/20140220/030918272183.shtml>)以及《扬子晚报》的新闻报道《“高压线限炒令”为何成“炒新热”推手?》(http://epaper.yzwb.net/html_1/2014-01/29/content_134890.htm?div=-1)。

③值得注意的是,深证会[2013]142号文虽然没有对连续竞价阶段的有效申报价格做出明确规定,但该文件中的其他两条规定隐含了相关限制。其一,股票上市首日14:57至15:00采用收盘集合定价,即对集中申报簿中,以最近成交价为申报价格的买卖申报进行一次集中撮合。其二,盘中成交价较当日开盘价首次上涨或下跌达到或超过20%的,临时停牌至14:57。根据上述两条规定,在深市上市的新股其首日收盘价就是最近成交价,而由于实施了盘中临时停牌制度,最近成交价最高值就是当日开盘价(不高于新股发行价的120%)的120%,即新股上市首日收盘价最高值相当于新股发行价的144%。为了便于理解,深交所在此后发布的深证会[2014]54号文中对新股上市首日的有效申报价格范围进行了明确限制。

④详见:证券时报网的新闻报道《证监会:对次新股恶意炒作进行调查》(<http://kuai.xun.stcn.com/2017/04/14/13250631.shtml>)。

⑤与前文一致,“上市后”是以新股上市后首个收盘未涨停日的次日作为起始日。下同。

⑥在未经极端值缩尾处理的原始数据中,乐凯新材(300446)、暴风科技(300431,后更名为“暴风集团”)的 IR 最大值都超过2000%,即这两家公司上市后首个收盘未涨停日的收盘价是其发行价的20倍以上。

⑦在未经极端值缩尾处理的原始数据中,乐凯新材(300446)、暴风科技(300431)在上市首日至首个收盘未涨停日的连续涨停次数分别高达30次和29次,曾在中国资本市场上轰动一时。

⑧应该说明的是,由于本文对IPO首日限价政策实施后的首日换手率采用了“新股上市首日至首个收盘未涨停日的换手率之和”这一度量方式,这将导致 TO 最大值会出现大于100%的情况。在稳健性检验中,我们将 TO 大于100%的值替换为100%或者将这类样本删除,并不会影响本文研究结论。

⑨值得注意的是,上交所在其发布的3份与IPO首日限价政策相关的文件(上证发[2013]20号、[2014]37号以及[2015]59号)中,都将新股上市初期界定为新股上市后的前10个交易日。上述统计结果意味着,IPO首日限价政策的实施使得新股在上市初期平均而言几乎都是在涨停中度过的。由这个非常直观的数据可以看出,IPO首日限价政策的实施效果确实与政策初衷相去甚远。

⑩政策实施前后的差异可通过计算IPO首日限价政策(*Regulate*)的回归系数与实际首日收益率(IP)、连续涨停次数(LU)和实际换手率(TO)的全样本均值之比得到,即 $2.648/1.142(=231.9\%)$ 、 $8.302/3.697(=224.6\%)$ 以及 $0.223/0.757(=29.5\%)$ 。应该指出,由于政策实施前后的IPO公司并不相同,所以上述差异更多地反映了IPO公司这一整体而非单家公司的上市初期交易特征在不同政策背景下的变化。

⑪股价波动率($VOL240$)、换手率($TOAV240$)的全样本均值分别为0.026和0.074,因而IPO首日限价政策(*Regulate*)实施前后的差异分别为0.010/0.026($=38.5\%$)以及0.034/0.074($=49.9\%$)。

⑫其中, PE =新股上市后股价/新股发行后每股收益, PB =新股上市后股价/新股发行后每股净资产。此外,以新股发行前每股收益或每股净资产作为上述计算公式的分母,实证结果也类似。

⑬市盈率($PE120$)、市净率($PB120$)的全样本均值分别为64.985和4.898,因而IPO首日限价政策(*Regulate*)实施前后的差异分别为 $29.344/64.985(=45.2\%)$ 以及 $2.939/4.898(=60.0\%)$ 。

⑭非常感谢匿名审稿专家对于本文稳健性检验(尤其是替代性解释、内生性处理等)部分的有益启发。囿于篇幅,稳健性检验部分的实证结果均未报告,留存备索。

⑮借鉴熊艳等(2014),我们分别采用上证指数(000001)和深证综指(399106)作为沪深两市的市場指数。

⑯此外,我们还尝试将这3家公司从研究样本中删除,实证结果亦保持稳健。

⑰相关数据更新至2017年5月。

⑱从2014年下半年尤其是2014年11月开始,中国股市逐渐由盘整市向牛市转变。但是,即便我们把2014年下半年或者是2014年11月份后上市的IPO公司样本删除,此部分的稳健性检验结果也类似。

⑲由于2012年底至2013年底之间IPO停摆了近1年,所以IPO首日限价政策实施前1年的时间区间需往前追溯1年。

⑳详见:证券时报网的新闻报道《证监会:对次新股恶意炒作进行调查》(<http://kuaixun.stcn.com/2017/0414/13250631.shtml>)以及经济参考报的新闻报道《证监会开出56.7亿元“史上最大罚单”》(http://dz.jjckb.cn/www/pages/webpage2009/html/2018-03/15/content_41687.htm)。

㉑未报告的实证结果还显示,具有炒作概念(如发行市盈率低、募资额低以及中签率低)的新股总体而言其上市后的股价波动率以及平均换手率显著更高,其市盈率和市净率也更高。这意味着这些概念股的炒作确实更剧烈,甚至在未来股价出现明显回落时其估值仍然偏高。

㉒统计显示,在2014年3月至2015年12月底上市的288家IPO公司样本中,仅有3家公司的发行市盈率超过23倍,分别是石大胜华(603026)、富邦股份(300387)以及依顿电子(603328),其发行市盈率分别为32.55倍、23.01倍以及23.2倍。应该说明的是,我们将这3家公司设置为非IPO发行定价管制公司或者从样本中剔除,并不影响本部分的实证结果。

㉓统计显示,IPO首日限价政策实施前后,IPO公司的平均发行市盈率分别为49.5倍和22.7倍,前者约为后者的2.2倍。

㉔统计显示,IPO首日限价政策实施后,IPO发行定价管制公司与非IPO发行定价管制公司分别为47家和288家。

㉕未报告的实证结果还显示,与非IPO发行定价管制公司相比,IPO发行定价管制公司其新股上市后的股价波动率、平均换手率、市盈率以及市净率总体上都明显高于后者,这意味着IPO发行定价管制确实刺激了投资者炒作,并使得新股上市后的估值大幅偏离真实价值。

㉖IPO首日限价政策是从2013年12月开始实施,而2014年3月起中国证监会重新进行了IPO发行定价管制。这意味着这两项IPO监管政策的非政策叠加阶段只有约3个月,所以对政策叠加阶段也只取3个月而非更长(如1年)的样本。具体而言,我们将2013年12月至2014年2月这3个月视为仅实施IPO首日限价政策的阶段;而将2014年6月至8月(2014年3月至5月之间没有公司IPO上市)视为同时实施IPO首日限价政策与IPO发行定价管制的政策叠加阶段。

㉗为了确保回归结果的有效性,我们剔除了上市当年交易日不足100日的新股。

参考文献

- (1)付延:《限制首日涨跌幅情况下的新股发行上市后的累计涨幅研究》,《商》,2016年第5期。
- (2)顾琪、王策:《融资融券制度与市场定价效率——基于卖空摩擦的视角》,《统计研究》,2017年第1期。
- (3)郝项超、苏之翔:《重大风险提示可以降低IPO抑价吗?——基于文本分析法的经验证据》,《财经研究》,2014年第5期。
- (4)胡志颖、李瑾、果建竹:《研发投入与IPO抑价:风险投资的调节效应》,《南开管理评论》,2015年第6期。
- (5)黄俊、陈信元:《媒体报道与IPO抑价——来自创业板的经验证据》,《管理科学学报》,2013年第2期。
- (6)黄俊、郭照蕊:《管理世界,新闻媒体报道与资本市场定价效率——基于股价同步性的分析》,《管理世界》,2014年第5期。
- (7)黄张凯、刘津宇、马光荣:《地理位置、高铁与信息:来自中国IPO市场的证据》,《世界经济》,2016年第10期。
- (8)李心丹、王冀宇、傅浩:《中国个体证券投资者交易行为的实证研究》,《经济研究》,2002年第11期。
- (9)李亚静、朱宏泉:《投资者中签率对股票上市表现的预测分析》,《系统工程理论与实践》,2014年第s1期。
- (10)刘志远、郑凯、何亚南:《询价制度第一阶段改革有效吗?》,《金融研究》,2011年第4期。
- (11)陆国庆:《中国中小板上市公司产业创新的绩效研究》,《经济研究》,2011年第2期。

IPO首日限价政策能否抑制投资者“炒新”?

工商管理

- (12) 马沛瑶:《新股发行改革对炒新现象抑制措施的合理性分析》,《现代经济信息》,2014年第18期。
- (13) 屈文洲:《交易制度对中国股票市场效率的影响——基于涨跌幅限制的实证研究》,《厦门大学学报(哲学社会科学版)》,2007年第3期。
- (14) 深交所投资者教育中心:《毋忘前车之鉴 警惕“炒新”风险》,《证券时报》,2011年7月14日。
- (15) 宋顺林、唐斯圆:《投资者情绪、承销商行为与IPO定价——基于网下机构询价数据的实证分析》,《会计研究》,2016年第2期。
- (16) 宋顺林、唐斯圆:《IPO定价管制、价值不确定性与投资者“炒新”》,《会计研究》,2017年第1期。
- (17) 汪昌云、武佳薇、孙艳梅、甘顺利:《公司的媒体信息管理行为与IPO定价效率》,《管理世界》,2015年第1期。
- (18) 翁肖晖、王克明、吕长江:《家族成员参与管理对IPO抑价的影响》,《管理世界》,2014年第1期。
- (19) 吴林祥、徐龙炳、王新屏:《价格涨跌幅限制起到了助涨助跌作用吗?》,《经济研究》,2003年第10期。
- (20) 熊艳、李常青、魏志华:《媒体报道与IPO定价效率:基于信息不对称与行为金融视角》,《世界经济》,2014年第5期。
- (21) 叶若慧、王成方、张文慧:《我国IPO抑价与长期收益率的实证研究》,《山西财经大学学报》,2013年第12期。
- (22) 俞红海、刘焯、李心丹:《询价制度改革与中国股市IPO“三高”问题——基于网下机构投资者报价视角的研究》,《金融研究》,2013年第10期。
- (23) 张学勇、张叶青:《风险投资、创新能力与公司IPO的市场表现》,《经济研究》,2016年第10期。
- (24) 张峥、欧阳珊:《发行定价制度与IPO抑价》,《经济科学》,2012年第1期。
- (25) 郑方镛、吴超鹏、吴世农:《股票成交量与收益率序列相关性研究——来自中国股市的实证证据》,《金融研究》,2007年第3期。
- (26) 朱红军、何贤杰、陶林:《中国的证券分析师能够提高资本市场的效率吗——基于股价同步性和股价信息含量的经验证据?》,《金融研究》,2007年第2期。
- (27) 朱红军、钱有文:《中国IPO高抑价之谜:“定价效率观”还是“租金分配观”?》,《管理世界》,2010年第6期。
- (28) Aharony, J., J. Wang and H. Yuan, 2010, “Tunneling as an Incentive for Earnings Management during the IPO Process in China”, *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol.29, Issue 1, pp.1~26.
- (29) Bildik, R. and G. Gülay, 2006, “Are Price Limits Effective? Evidence from the Istanbul Stock Exchange”, *Journal of Financial Research*, Vol.29, Issue 3, pp.383~403.
- (30) Cheung, Y. L., Z. Ouyang and W. Tan, 2009, “How Regulatory Changes Affect IPO Underpricing in China”, *China Economic Review*, Vol.20, Issue 4, pp.692~702.
- (31) Chi, J. and C. Padgett, 2005, “The Performance and Long-Run Characteristics of the Chinese IPO Market”, *Pacific Economic Review*, Vol.10, Issue 4, pp.451~469.
- (32) Durnev, A., R. Morck and B. Yeung, 2004, “Value-Enhancing Capital Budgeting and Firm-Specific Stock Return Variation”, *Journal of Finance*, Vol.99, Issue 1, pp.65~105.
- (33) Fama, E. F., 1989, “Perspectives on October 1987, or What did We Learn from the Crash?”, in Barro, R. J., R. W. Kamphuis, R. C. Kormendi and J. W. H. Watson, eds: *Black Monday and the Future of the Financial Markets*, Irwin, Homewood, III.
- (34) Fan, Q., 2007, “Earnings Management and Ownership Retention for Initial Public Offering Firms: Theory and Evidence”, *The Accounting Review*, Vol.82, Issue 1, pp.27~64.
- (35) Gounopoulos, D., A. Kallias, K. Kallias and P. Tzeremes, 2017, “Political Money Contributions of U.S. IPOs”, *Journal of Corporate Finance*, Vol.43, Issue 2, pp.19~38.
- (36) Hasan, I., L. Song and P. Wachtel, 2014, “Institutional Development and Stock Price Synchronicity: Evidence from China”, *Journal of Comparative Economics*, Vol.42, Issue 1, pp.92~108.
- (37) Kao, J. L., D. Wu and Z. Yang, 2009, “Regulations, Earnings Management and Post-IPO Performance: The Chinese Evidence”, *Journal of Banking and Finance*, Vol.33, Issue 1, pp.63~76.
- (38) Kim, K. A., H. Liu and J. J. Yang, 2013, “Reconsidering Price Limit Effectiveness”, *Journal of Financial Research*, Vol.36, Issue 4, pp.493~517.
- (39) Kim, K. A. and G. Rhee, 1997, “Price Limit Performance: Evidence from the Tokyo Stock Exchange”, *Journal of Finance*, Vol.52, Issue 2, pp.885~901.
- (40) Lehmann, B. N., 1989, “Commentary: Volatility, Price Resolution, and the Effectiveness of Price Limits”, *Journal of Financial Services Research*, Vol.3, Issue 2~3, pp.205~209.
- (41) Loughran, T. and B. McDonald, 2013, “IPO First-day Returns, Offer Price Revisions, Volatility and Form S-1 Language”, *Journal of Financial Economics*, Vol.109, Issue 2, pp.307~326.
- (42) Ma, C. K., R. P. Rao and R. S. Sears, 1989, “Volatility, Price Resolution and the Effectiveness of Price Limits”, *Journal of Financial Services Research*, Vol.3, Issue 2~3, pp.165~199.
- (43) Shiller, R. J., 1990, “Speculative Prices and Popular Models”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol.4, Issue 2, pp.55~65.
- (44) Song, S., J. Tan and Y. Yi, 2014, “IPO Initial Returns in China: Underpricing or Overvaluation?”, *China Journal of Accounting Research*, Vol.7, Issue 1, pp.31~49.
- (45) Teoh, S. H., I. Welch and T. J. Wong, 1998a, “Earnings Management and the Long-Run Market Performance of Initial Public Offerings”, *Journal of Finance*, Vol.53, Issue 6, pp.1935~1974.
- (46) Teoh, S. H., T. J. Wong and G. R. Rao, 1998b, “Are Earnings during Initial Public Offerings Opportunistic?”, *Review of Accounting Studies*, Vol.3, Issue 1, pp.175~208.
- (47) Tian, L., 2011, “Regulatory Underpricing Determinants of Chinese Extreme IPO Returns”, *Journal of Empirical Finance*, Vol.18, Issue 1, pp.78~90.
- (48) Wurgler, J., 2000, “Financial Markets and the Allocation of Capital”, *Journal of Financial Economics*, Vol.58, Issue 1~2, pp.187~214.