

## 我国上市公司策略性股票更名：战略转型还是高位套现？

郑志刚

中国人民大学财政金融学院，中国财政金融政策研究中心

刘思敏

中国人民大学财政金融学院

黄继承

中国人民大学财政金融学院，中国财政金融政策研究中心

**摘要：**本文发现在策略性股票更名完成后，上市公司并未出现预期的主营业务结构的调整，主营业务收入的提升或者投资支出、研发投入的增加。因而，战略转型并非其更名背后真实的动机。进一步利用“新国九条”出台而开展的自然实验，和股票减持动机存在差异的国有和非国有上市公司开展的对照研究，我们发现，进行股票策略性更名的公司具有强烈的内在动机在更名抬高股价后减持套现，以获取短期投资收益。因此，这些上市公司股票策略性更名背后真实的动机是高位套现，而非战略转型。本文的研究由此提醒我国资本市场的投资者，不宜把部分上市公司进行的上述策略性股票更名过度解读为上市公司未来将进行战略转型的信号。

**关键词：**股票策略性更名；战略转型；高位套现；市值管理

### 一、引言

近年来，我国上市公司掀起了一股更名潮。从剔除了 ST 股名称变更的 WIND 数据库统计数据来看，2005 年 4 月至 2015 年 9 月的十多年间我国共有 572 家非金融行业上市公司变更了股票名称。其中部分公司的股票更名与并购重组或者大股东变更等客观原因有关，还有大约 31.5% 的更名既非由于公司重组，也非由于大股东变更等公司组织结构或控制权的变化。为了表述的方便，本文将与并购重组或大股东变更等无关的其他更名行为定义为股票策略性更名行为。

理论上，公司股票策略性更名既可能源自战略转型的举措(Horsky and Swyngedouw,1987; Wu, 2010)，也可能出于短期市场炒作从而高位套现的需要(Cooper et. al, 2001; Cooper et. al, 2005)。早期的公司更名行为被认为是上市公司将采取行动提升业绩、或者改变其品牌形象的信号(Horsky and Swyngedouw,1987; Wu, 2010)，注重市场声誉的公司有可能通过变更名称来传递信号。当公司的绩效差到一定程度时，公司便有可能通过更名重塑形象，通过声誉管理获得声誉溢价(Costanigro et al., 2010; McDevitt, 2011; McDevitt, 2014)。但是，当上市公司面临同样低的

信号传递成本时,一些低质量的公司也会倾向于传递相关信号以获取一定的收益(Connelly et al., 2011),而在不完全有效的市场中,投资者的有限关注和过度自信会使其轻信消息灵通的市场参与者的策略性诱导,从而导致更名后股价的大幅波动(Daniel et al., 2002)。公司股东和管理层便有机会利用市场的无效性,更改股票名称迎合市场热点从而获利(Cooper et. al, 2001; Cooper et. al, 2005)。因此,在越来越多的公司通过变更名称影响投资者预期的当下,股票更名的上述信号功能究竟是否可信仍然值得检验。

本文首先利用倾向得分匹配法(以下简称 PSM)和双重差分模型(以下简称 DID)从更名公司长期价值、主营业务和投资支出的变化等方面来考察公司策略性更名是否真正为了实现战略转型,以此来信服地实证回答我国上市公司的策略性股票更名所宣称的战略转型信号究竟是否可信的问题。我们的研究表明,伴随策略性股票更名的完成,与控制组相比,处理组并未显著出现预期的长期价值的上升、主营业务结构的调整,主营业务收入的提升、投资支出或者研发投入的增加。因此,(一些公司甚至明确宣称的)战略转型并非其股票策略性更名背后真实的动机。

然而,我们并不能由此得到股票策略性更名背后真实的动机是高位套现的结论。原因是对于股票策略性更名与高位套现之间的因果关系的建立,我们通常无法识别究竟是上市公司首先具有减持套现的动机,然后提出股票策略性更名的方案;还是在观察到股票策略性更名客观带来的股价上升后临时产生高位套现的动机。2014 年“新国九条”的出台这一外生冲击为本文提供了一个识别上述两种效应的自然实验场景。2014 年 5 月,国务院发布的《关于进一步促进资本市场健康发展的若干意见》(以下简称“新国九条”)明确提出“鼓励上市公司建立市值管理制度”。本文统计的股票策略性更名中,约 41.24%的股票更名是在“新国九条”颁布以后集中爆发。

理论上,在“新国九条”出台、以市值管理名义操纵股价的手段增加后,如果进行股票策略性更名的公司出现更多的减持行为,则一定程度表明股票策略性更名更可能是被上市公司看作拉升股价实现减持的便利市值管理手段,也就是说其背后更为真实的动机并非更名时所宣称的战略转型,而是为了高位套现;反过来,如果“新国九条”出台后更名公司的减持行为并没有增加,而只是维持原来的水平甚至有所减少,则一定程度表明该公司能够抵御外部环境变化的诱惑,其高位套现动机并不强烈。我们由此可以利用“新国九条”的出台形成的自然实验场景有效地识别策略性更名公司的真实动机。

此外,注意到国有企业大股东在减持股票时往往受到种种限制,因而其高位套现的动机不如非国有企业强烈的事实,本文进一步考察减持套现动机自身存在差异的国有和非国有上市公司的股票策略性更名与未来减持发生概率的关系,从而从新的视角为上市公司策略性更名行为背后的高位套现动机提供新的证据。

利用“新国九条”出台前后开展的自然实验,和股票减持动机自身存在差异的国有和非国有上市公司开展的对照研究,本文发现,股票策略性更名的公司具有强烈的内在动机在更名抬高股价后减持套现以获取短期投资收益。因此,这些上市公司股票策略性更名背后更为真实的动机是高位套现,而非战略转型。本文的研究由此提醒我国资本市场的投资者,不宜把上市公司进行的上述策略性股票更名过度解读为上市公司未来将进行战略转型的信号。

本文从以下几个方面构成了股票更名，进而公司治理文献新的贡献。第一，根据已有文献的结论（Horsky and Swyngedouw, 1987; Andrikopoulos et. al, 2007; Wu, 2010; Kot, 2011），股票更名可能存在的信号作用在不同的时期和不同的市场表现往往不一样。本文利用中国 A 股市场的股票更名数据，对早期发现的股票更名的信号功能进行了重新检验。通过对股票策略性更名公司相关典型经济行为的检验，考察了更名带给公司真实的变化，揭示了策略性股票更名背后上市公司合乎理性的真实动机。第二，已有文献大多关注股票更名为股东带来的短期和长期的财富效应，鲜有文献考察更名后公司股东的行为表现。本文基于中国资本市场的现实问题，利用“新国九条”颁布这一外生冲击提供的自然实验场景，以及基于国有和非国有企业减持动机本身存在差异的事实，为揭示我国上市公司策略性股票更名背后的短期市场炒作和高位套现动机提供了更加信服的证据。就我们有限的知识，这是国内首次对更名后大股东减持套现行为的实证研究。第三，本文的研究不仅为理解一段时期以来我国资本市场出现的上市公司更名潮提供了逻辑一致的解释，同时为未来规范市值管理行为带来丰富的监管政策涵义。本文的讨论有助于在市值管理实践中形成对诸如股票策略性更名这一传统市值管理工具的重新认识，也有助于提出改进市值管理工具有效性的可行途径。

本文以下部分的内容组织如下。第二节在简要介绍本文研究开展的市场管理浪潮兴起的制度背景和相关文献梳理的基础上，提出本文的待检验研究假设；在第三节我们介绍本文样本选择和研究设计；第四节利用倾向得分匹配法（PSM）和双重差分模型（DID）考察股票策略性更名是否带来战略转型所预期的主营业务变更、主营业务收入提升和投资支出增加；第五节利用“新国九条”出台前后开展的自然实验和股票减持动机自身存在差异的国有和非国有上市公司开展的对照研究，进一步揭示股票策略性更名行为背后真实动机是短期市场炒作实现的高位套现；第六节对于可能存在的“牛市效应”对本文结论的影响进行了识别论证。最后简单总结全文。

## 一、制度背景与假设发展

### （一）以往文献对股票更名的研究和解释视角

上市公司股票更名通常具有两种可能的积极信号作用：一是发出信号表明管理层具有未来绩效有可能提升的私人信息；二是向市场传递公司将要进行业务调整的信息。Horsky and Swyngedouw(1987)利用 1981 年至 1985 年美国上市公司股票更名的样本，剔除同时发布重组公告和引进新产品公告的样本后进行实证检验，发现更名后公司的市场绩效有显著提升，股票更名作为公司释放的信号，预示着其将采取一些行动提升市场业绩。Wu（2010）利用 1980 年至 2000 年美国非重组更名样本，发现前期声誉不佳的公司会通过彻底更名(radical name change)来重塑面貌，而前期声誉较好的公司则倾向于通过更名集中品牌关注度，且后者在更名后会更频繁地进行资产买卖，这表明股票更名是公司调整经营方向的信号。Costanigro et. al（2010）、McDevitt（2011）、和 McDevitt（2014）的研究支持了股票更名的信号理论，他们同样发现注重市场声誉的公司有可能通过变更名称来传递信号，当绩效差到一定程度时，公司会通过更名重

塑形象，通过声誉管理获得声誉溢价。同时，也有学者发现股票更名可能带来消极的信号。Andrikopoulos et. al (2007)认为在英国，由于管理层的过度自信，前期股价表现好的公司更名后长期市场绩效反而变差；而前期股价表现较差的公司更可能具有粉饰动机，其更名后长期市场绩效并未改善。Kot (2011)的研究则对信号理论提出了挑战，利用 1999 年至 2008 年香港市场的股票更名样本，他发现单纯的更名(pure samples)与股票长期超额收益和公司经营业绩、投资支出等都没有显著关系，这些公司更名后并没有出现异常的交易活动，其发生并购重组的概率也没有显著提升。尽管谢红军等 (2017) 利用 A 股上市公司样本说明了股票更名可弱化官司对声誉的负面影响，但在我们有限的知识范围内，尚未有文献对于股票更名的上述信号作用在 A 股市场究竟是否可置信进行充分检验。

股票更名的信号作用为上市公司和股东带来的财富效应也受到了学者们的广泛关注。Howe (1982)认为由于市场存在信息不对称，股票更名能在短期内显著提升股东价值。Karpoff and Rankine (1994)则认为更名的估值效应与样本选择有关。Bosch and Hirschey (1989)也发现股票更名公告会带来短暂的市场正向反应，但这些正向反应主要与重组过的更名样本有关，非重组样本的更名则与股东价值没有显著的相关性。Kashmiria and Mahajanb (2015)则发现突出品牌价值或传达其未来业务范围变化的信号的更名会为公司和股东带来较高的市场收益。

当上市公司面临同样低的信号传递成本时，低质量的公司也会倾向于传递相关信号以获取一定的收益(Connolly et al., 2011)，而在不完全有效的市场中，投资者的有限关注和过度自信会使其轻信消息灵通的市场参与者的策略性诱导，从而导致更名后股价的大幅波动(Daniel et al., 2002)。Cooper et. al (2001)和 Cooper et. al (2005)发现，在美国 20 世纪末的互联网浪潮下，名称中加入“.com”的股票在更名公告后有着显著的正收益。而互联网泡沫破灭后许多公司纷纷将“.com”从股票名称中移除，这些更名股票同样得到了市场的正向反应。同时，在美国股票市场中将股票名称改得更短、更容易发音可以提高投资者对其的关注，其股票的流动性和市盈率明显提高 (Green and Jame, 2013)。

在我国 A 股市场，投资者格外偏好名称中具有某些特征的股票。例如，股票名称简短、通顺、由常见字词组成以及蕴含美好寓意的公司价值和股票流动性更高 (贾璐熙等, 2016)。再如，代码尾数为“8”的股票市盈率会相对更高 (赵静梅和吴风云, 2009)。此外，股票名称带来的市场联动从另一角度表明了名称的价格异象。A 股市场中除了名称相似而没有其他任何相似性的配对股票收益率之间有着很高的联动性 (李广子等, 2011)；若名称中带有反映行业的文字，股票收益与该行业的平均收益便存在很强的一致性 (张鸣等, 2013)。投资者的有限关注导致信息传递与即时解读效率较低，市场容易对信息公告过度反应 (李小晗和朱红军, 2011；俞庆进和张兵, 2012；郇金梁等, 2018)，国内已有文献利用事件研究的方法，观察到 A 股市场更名公告前后具有明显且短暂的正向市场反应 (刘力和田雅静, 2004；方辰君, 2016)。就我们有限的知识，鲜有文献着眼于策略性股票更名对 A 股上市公司真实经济后果和上市公司大股东真实动机的考察，本文的研究将从新的角度构成对股票更名文献的重要补充。

## (二) 市值管理浪潮兴起的制度背景

从上市公司高管普遍不关心股价、蓝筹股估值偏低以及投资者关系管理纵深发展等现实考

量出发，监管当局鼓励上市公司进行市值管理以促使股价充分反映公司内在价值，实现公司产品市场与资本市场协调发展。2014 年 5 月，国务院发布的《关于进一步促进资本市场健康发展的若干意见》明确提出“鼓励上市公司建立市值管理制度”。

在上述政策的鼓励下，我国资本市场近年来出现了以下新的动向。其一，随着互联网金融的快速发展，很多上市公司热衷涉足 P2P 等互联网金融。截至 2015 年 7 月 1 日，A 股市场有 60 家上市公司收购、股权投资、设立或间接关联了 36 家 P2P 企业。一些传统行业的上市公司做出转型或涉足互联网金融的姿态，即便有时合作内容很空，甚至日后合作流产，公司并没有真正转型做 P2P，自身的经营业绩也没有出现明显转折，但在发出收购等公告后也能拉动其股票大幅上涨一段时间<sup>1</sup>。其二，在我国上市公司中近年来掀起一轮更名潮。2014 年 8 月 25 日，长期以餐饮业为主业的“湘鄂情”更名为中科云网，引来网民“从饭盒到电视盒子，‘湘鄂情’也是蛮拼的”、“这家公司起名够水平，中科云网短短 4 个字包含了 4 个题材，中字头、科技股、云概念、网络股，一个字都不浪费”的评论。2015 年 5 月 10 日多伦股份更名为“匹凸匹”，致力于“打造中国首家互联网金融上市公司”，在 5 月 11 日和 12 日出现连续涨停。据统计，2014 年 A 股上市公司共发生股票简称变更 182 次，而在 2015 年 7 月前更名的公司也已超过 80 余家<sup>2</sup>。

初衷出于“促使股价充分反映公司内在价值”的“新国九条”中，相关鼓励市值管理的规定很容易成为一些上市公司股价操纵的借口。已有文献表明，公司股东和管理层会利用市场的无效性和投资者的非理性采取一些措施获取利益，例如发行证券(Baker and Wurgler, 2000; Baker et al., 2002)，分配股利(Baker and Wurgler, 2004)以及兼并(Shleifer and Vishny, 2002)等。对市值管理的过度强调，很容易导致“高送转”等概念股的股本扩张，短期内迎合了投资者的投资偏好，但长期来看业绩很难匹配从而导致负面效应(施光耀等, 2011; 谢德仁等, 2016)。除了“高送转”等概念炒作，近年来在市值管理的名义下，出现了许多大股东和管理层通过一系列动作操纵股价获利的现象，例如股权质押融资(李旒和郑国坚, 2015; 谢德仁等, 2016)和定向增发股票(胡智慧和于军, 2016)等。然而，在我们有限的知识范围内，尚未发现已有国内文献对于市值管理浪潮下股票更名的高位套现动机进行细致的考察。

如上一小节所述，与“高送转”等单纯的“数字游戏”不同，股票更名行为在早期的实证研究中的确具有一定的信号功能(Horsky and Swyngedouw, 1987; Karpoff and Rankine, 1994; Wu, 2010; Costanigro et. al, 2010; McDevitt, 2011; McDevitt, 2014)。然而近年来许多上市公司在前期未进行任何并购重组或者重大资产交易的情况下，仅通过股票更名来传递其“战略转型”的信号，例如中科云网、匹凸匹等公司，其市场炒作动机明显，而至今未见转型之实。在本文统计的 572 家变更股票名称的非金融上市公司中，其中大约 31.5%的更名既非由于公司重组，也非由于大股东变更等客观原因。因此在市值管理热情高涨的当下，上市公司股票更名究竟仍可视为其战略转型的信号还是另有高位套现的动机仍然值得讨论。因而本文的讨论将丰富上市公司股票更名信号功能是否可置信的文献依据，也将构成市值管理文献的重要补充。

<sup>1</sup>刘丽：《上市公司‘染指’P2P：噱头大于实际》，《经济参考报》2015 年 7 月 14 日。

<sup>2</sup>皮海洲：《上市公司更名乱象：从二三四五到“屁吐屁”》，搜狐网，2015 年 5 月 12 日，<http://mt.sohu.com/20150512/n412869432.shtml>。

事实上,早在2015年初,监管当局同样意识到“新国九条”中的上述规定可能产生的负面效果,对其中部分股票涉嫌“以市值管理名义内外勾结,通过上市公司发布选择性信息配合等新型手段操纵股价”等行为进行立案调查,以警示上市公司规范选择市值管理行为。尽管如此,鼓励市值管理的相关政策的出台构成了上市公司策略性股票更名动机的一个外生冲击,为本文检验其究竟出于战略转型还是拉升股价高位套现动机提供了一个开展自然实验的良好研究场景。

### (三) 假设发展

在上个世纪的美国股票市场,变更股票名称作为公司释放的信号,可能预示着其他提升绩效或调整经营方向的行为(Horsky and Swyngedouw, 1987; Wu, 2010),并具有一定的财富效应(Howe, 1982; Bosch and Hirschey, 1989; Kashmiria and Mahajanb, 2015)。因此,致力于战略转型的更名公司,其未来公司价值应该显著提升。

另一方面,由于股票更名能在短期内显著提升股东价值,当上市公司面临同样低的信号传递成本时,低质量的公司也会倾向于传递相关信号以获取一定的收益(Connelly et al., 2011)。已有文献表明,在投资者非理性的市场中,更名股票的短期超额收益存在过度反应,更名公告发布以后其正向超额收益会降低甚至转而为负(刘力和田雅静, 2004; 方辰君, 2016)。

因此,以减持套现为动机的策略性股票更名行为往往不会涉及公司基本面的重大改善,而只是在短期内利用市场的热度和投资者的非理性抬升股价,然后谋求减持。在经过一段时间回归理性后,短期内对更名公告过度反应的市场会回到真实的股票定价,长期来看股票更名对公司市值应该没有显著影响。基于以上分析,我们提出以下竞争性研究假设1。

**研究假设 1a: 若策略性更名公司有实际转型举措,意味着公司未来价值将会上升,其长期市值应有所提升。**

**研究假设 1b: 若策略性更名公司以高位套现为动机进行股票更名,则其短期的股价正向反应不可持续甚至会反转为负,其长期市值不会有明显变化。**

围绕上市公司股票策略性更名行为的真实经济后果,本文将从以下两个方面展开具体检验。上市公司更名从表面上看是为了适应公司发展战略转型的需要,部分上市公司甚至在更名公告中明确宣称公司此举的目的是配合转型升级战略的实施。相对于股票名称来说,企业的主营业务才是企业维持组织稳定,保持日常运作的基础经营活动(徐欣和唐清泉, 2012)。主营业务发生变更了才是战略转型真的开始了。而单纯的高位套现动机下的策略性股票更名行为不会对公司主营业务结构以及相应收入产生持续影响。

我们同时注意到,战略转型过程中的公司主营收入变化可能在短时间内难以体现,而致力于业务调整的股票更名公司的投资支出会在更名后的三年有显著变化(Wu, 2010)。因此,投资支出和研发投入成为我们观察企业实现战略转型更为直接的途径。如果股票策略性更名仅仅出于短期炒作的考量,我们预期上市公司将不仅无法观察到公司主营业务结构的改变、主营收入增长的提升,而且不会观察到投资支出或是研发投入的增加。基于以上分析,我们提出以下竞争性研究假设2。

**研究假设 2a:** 若策略性更名公司有战略转型举措, 则更名后应该看到公司主营业务结构的变化或主营收入的增加, 其投资支出或者研发投入也应显著增加。

**研究假设 2b:** 短期市场炒作动机的股票策略性更名不仅不会引起公司长期主营业务结构的显著变化和主营收入显著增长, 而且公司的投资支出和研发投入也不会显著增加。

2015年初, 证监会宣布对涉嫌市场操纵的18只股票立案调查, 其中部分股票涉嫌“以市值管理名义内外勾结, 通过上市公司发布选择性信息配合等新型手段操纵股价”等行为。更名后股价的抬升为上市公司高位套现提供了一个有利条件, 股价抬升后公司的具体行动更加值得关注。股权分置改革完成以后, 控股股东和高管可以通过减持股票兑现收益, 公司通常倾向于在减持前披露“好消息”以抬升股价(吴育辉和吴世农, 2010)。早期文献表明股票更名为投资者释放了公司计划采取行动提升绩效、或者进行业务调整的信号(Horsky and Swyngedouw, 1987; Wu, 2010), 这对于乐观投资者来说的确是一个“利好消息”, 常常受到市场的热情追捧。股票策略性更名由此成为上市公司发布选择性信息操纵股价的手段之一。此外, 市值管理的概念虽然在2005年的股权分置改革开始不久即已提出, 但真正形成浪潮是在2014年以后。“新国九条”中关于鼓励上市公司开展市值管理的规定为希望通过操纵股价高位套现的控股股东与高管提供了看似合理的借口, 上市公司只需花费极少的成本变更股票名称, 就可以“以市值管理之名, 行股价操纵之实”。基于以上分析, 我们提出竞争性研究假设3。

**研究假设 3a:** 若上市公司策略性更名是为了战略转型, 则在鼓励进行市值管理的“新国九条”出台后, 更名公司在更名期间减持股票的频率和规模都不会有显著变化。

**研究假设 3b:** 若上市公司以高位套现为契机进行策略性股票更名, 则在鼓励进行市值管理的“新国九条”出台后, 更名公司在更名期间减持股票的频率增加、减持规模增大。

高燕等(2016)的研究表明, 国有相对于非国有上市公司而言并不热衷于通过减持股票套现。即使同样是减持股票, 国有与非国有上市公司也有着不同的动机, 国有上市公司通常基于业绩平滑的考虑减持股票, 非国有上市公司则更多是为了获取股票市场的短期投资收益(王玉涛等, 2013)。再加上对国有上市公司股东减持股票的种种限制<sup>3</sup>, 相对于非国有上市公司来说, 国有上市公司通过抬升股价以高位套现的动机并不那么强烈。这为我们从新的角度检验股票策略性更名背后的动机提供了契机。如果更名公司的真实意图是为战略转型的考虑, 则应该观察到国有上市公司和非国有上市公司股东对于股票更名的反映是一致的。而如果更名公司的真实动机是战略转型, 则非国有上市公司更名的股价上升更多、大股东减持概率更高。基于以上分析, 我们提出待检验研究假设4。

<sup>3</sup>例如, 国资委于2007年6月30日发布的《国有股东转让所持上市公司股份管理暂行办法》对国有股东转让所持上市公司股份的价格、数量和转让程序均有严格的规定。

**研究假设 4a:** 若上市公司策略性更名是为了战略转型而不是减持套现, 则国有和非国有上市公司在更名后的减持行为应当没有显著差异。

**研究假设 4b:** 与国有上市公司相比, 非国有上市公司策略性更名行为对市值增长的效果更为显著, 因此非国有上市公司具有更强的利用策略性更名进行高位套现的动机, 其更名后减持股票的概率更高。

### 三、样本选择与研究设计

#### (一) 样本选择

在 2005 年 4 月开启股权分置改革的同时, 加强上市公司市值管理也被作为发展资本市场的重要配套举措在公司治理实践中广泛推行。因此本文选取 2005 年 4 月至 2015 年 9 月 A 股上市公司中发生股票更名的公司作为基础研究样本。本文股票更名样本数据来源于 Wind 数据库, 并按以下步骤进行筛选剔除: 第一, 剔除金融类上市公司样本, 金融行业在财务、运营等方面与其他行业上市公司存在明显差异, 因此在本文研究范围内予以剔除; 第二, 剔除因“ST”、“G”等上市公司交易状态标识变化而更名的样本, 这类样本的股票更名仅是交易所对公司交易状态的警示标识, 与上市公司实际运营战略没有关系, 因此不在本文研究范围内; 第三, 剔除因资产重组或者大股东变更而更名的样本, 伴随着重大资产重组或者实际控制人的变化这类上市公司股票更名行为无可厚非, 因此也不在本文研究范围内, 本文最终得到股票更名研究样本量为 181 个。我们把上述样本筛选过程总结为表 1。

表 1 样 本 筛 选

No.	股票更名样本: 2005 年 4 月至 2015 年 9 月	删除值	观测值
1	根据 WIND 数据库, 整理的上市公司更名样本		4,025
2	剔除: 金融类上市公司样本	81	3,944
3	剔除: 因“ST”、“G”等标识变化变更名称的样本	3,372	572
4	剔除: 因重组更名的样本	391	181

图 1 和表 2 分别报告本文研究的策略性股票更名样本的年度分布和行业分布状况。在 2005 年开始的股权分置改革早期已有少数公司进行策略性更名, 之后的几年中更名公司数维持在每年 12 个左右, 而在 2014 年股票更名公司数激增, 至 2015 年 9 月止共有超过 40% 的策略性股票更名发生在 2014 年及以后。此外, 策略型股票更名行为在行业分布方面也有部分集中的现象, 房地产业、批发零售业、机械设备制造和医药生物制造业等资本密集型和技术密集型行业的上市公司进行股票更名的比例更高, 而木材家具和造纸印刷等劳动密集性行业的公司进行股票更名的比率很低。



图 1 当年股票策略性更名公司数量和当年更名公司占全部更名公司的比例的年度分布

表 2 股票策略性更名公司的行业分布

行业	更名公司数	占比
农、林、牧、渔业	3	1.66%
采掘业	2	1.10%
电力、煤气及水的生产和供应业	3	1.66%
建筑业	4	2.21%
交通运输、仓储业	3	1.66%
信息技术业	10	5.52%
批发和零售贸易	16	8.84%
金融、保险业	0	0.00%
房地产业	18	9.94%
社会服务业	8	4.42%
传播与文化产业	2	1.10%
综合类	6	3.31%
制造业	106	58.56%
其中：		
制造业：食品、饮料	6	3.31%
制造业：纺织、服装、皮毛	4	2.21%
制造业：木材、家具	3	1.66%
制造业：造纸、印刷	1	0.55%

行业	更名公司数	占比
制造业：石油、化学、塑胶、塑料	17	9.39%
制造业：电子	10	5.52%
制造业：金属、非金属	14	7.73%
制造业：机械、设备、仪表	33	18.23%
制造业：医药、生物制品	16	8.84%
制造业：其他制造业	2	1.10%
总计	181	100.00%

从图 1 的更名样本年份分布和表 2 的行业分布情况，我们看到，上市公司股票更名在部分年份和行业有明显集中的趋势。为缓解可能存在的样本选择偏差等内生性问题，本文在研究样本中列入与更名样本公司处于相同行业且同年没有发生股票更名的非 ST 股公司作为更名公司处理组的备选控制组，并利用 Rosenbaum & Rubin (1983) 提出的倾向得分匹配法 (PSM) 从备选控制组中与更名处理组进行近邻一对一的匹配以遴选出控制组。

匹配过程中，第一步 logit 回归的解释变量的选择应该十分谨慎。支持声誉和信号理论的学者认为，影响上市公司更名可能性的因素包括公司绩效 (Wu, 2010; McDevitt, 2011; McDevitt, 2014)、公司投资支出 (McDevitt, 2011) 和公司信息不对称程度 (Wu, 2010; McDevitt, 2011) 等。Wu (2010) 对于更名的影响因素进行了 logit 回归分析，结果表明市场收益率、总资产收益率、销售收入增长率等前期业绩表现和公司规模、上市年龄等衡量信息不对称程度的因素对更名概率具有显著影响。

本文参考以往文献的可靠结论，以资产收益率 (ROA)、账面市值比 (MB) 和销售收入增长率 (Growth) 衡量公司绩效、以经总资产调整后的“构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金”衡量投资支出 (Invest)，以公司总资产的对数衡量公司规模 (Size)，并控制了公司上市年龄，匹配过程中解释变量均采用年初数据。在剔除部分无法成功匹配的样本后，最终得到更名处理组和控制组各 132 个样本。平衡性检验结果和共同支撑假设检验结果如表 3 和图 2 所示。匹配前处理组和控制组的倾向得分相差 0.016 且在 1% 的水平上显著，匹配后两组的倾向得分已几乎没有差异；图 2 表明，匹配前处理组倾向得分的分布重心高于控制组，匹配后二者分布形态已十分接近。本文通过 PSM 方法保证了所选样本公司进入股票更名处理组的概率大致相同，缓解了可能存在的样本选择偏差问题，因而可以一定程度上揭示出股票更名与本文即将考察的经济后果之间的因果关系。

表 3

## PSM 平衡性检验

## Panel A 控制变量差异

Variable	匹配前均值			匹配后均值		
	处理组	控制组	差异 (%)	处理组	控制组	差异 (%)
L_ROA	0.063	0.059	6.100	0.063	0.063	0.300
L_MB	1.941	2.020	-4.500	1.941	1.814	7.800
L_Growth	0.277	0.194	14.800*	0.277	0.307	-4.200
L_Invest	0.057	0.061	-7.000	0.059	0.059	-2.500
Age	10.106	9.123	16.900*	10.106	9.871	4.200
L_Size	21.801	21.757	3.700	21.801	21.853	-4.200

## Panel B 倾向得分

Variable	匹配前均值			匹配后均值		
	处理组	控制组	均值差异	处理组	控制组	均值差异
Propensity score	0.026	0.010	0.016***	0.026	0.026	0.000
N	132	12821		132	132	

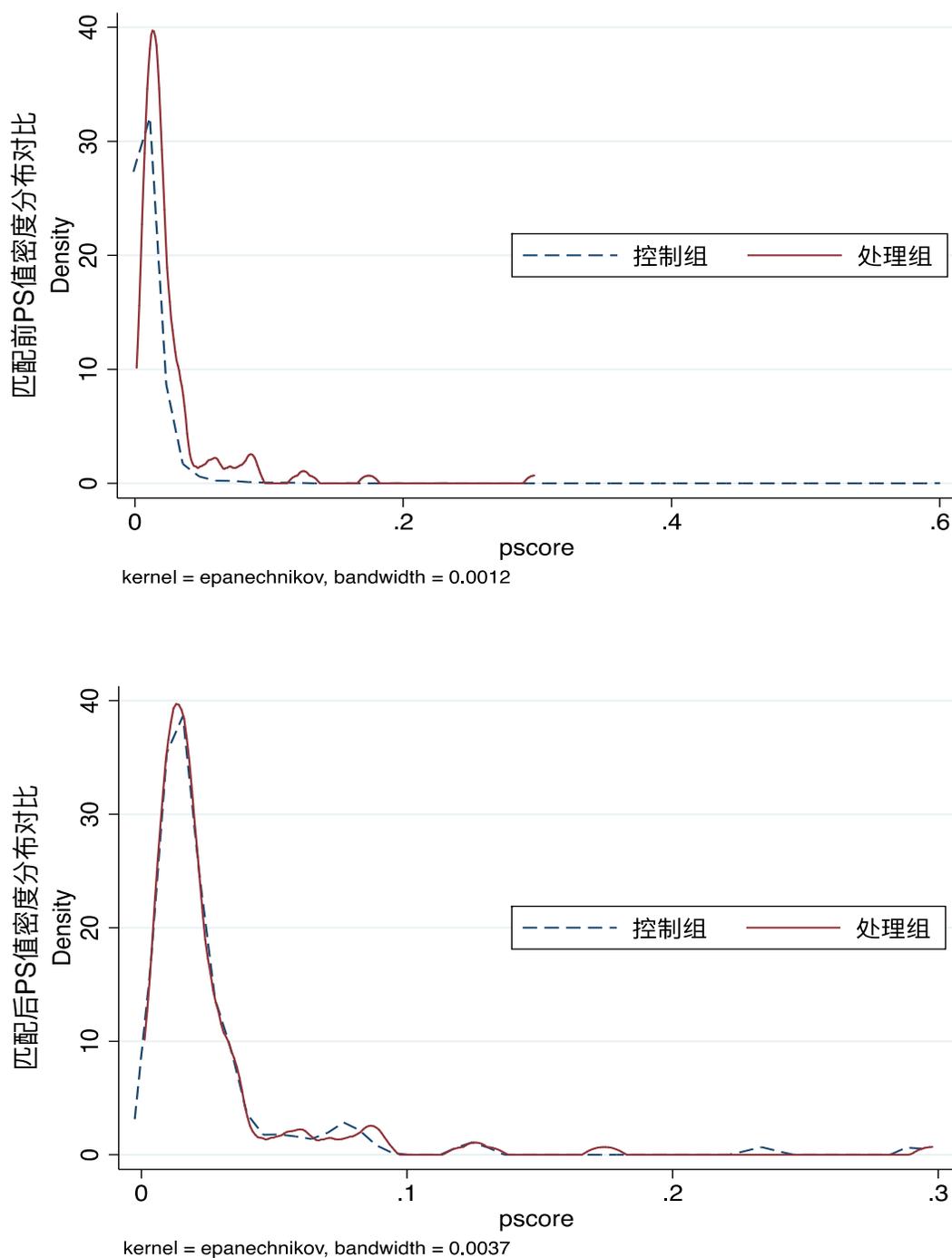


图 2 共同支撑假设

(二) 回归模型设定与主要变量定义

从本文研究目的出发，我们从战略转型和高位套现两个方面考察股票更名的经济后果。从战略转型的角度来看，上市公司进行战略转型，就必然涉及到其日常经营活动即主营业务的跨

行业变化。由于目前尚未建立公开的上市公司主营业务变更数据库，本文借鉴 Markides (1995) 以及徐欣和唐清泉 (2012) 的方法，依据以下步骤对主营业务变更进行识别：第一步，按照证监会 2001 年颁布的《上市公司行业分类指引》，利用 Wind 数据库提供的上市公司主营构成（分行业）数据，对非制造业上市公司前五大主营业务构成配以单位数行业代码，对制造业上市公司主营构成配以两位数行业代码；第二步，针对同一家上市公司，如果某年前五大主营业务构成项目的行业代码相对于前一年有发生变化，则定义为主营业务有变更，否则视为没有变更。为考察股票更名对上市公司主营业务调整的影响，本文建立以下如 (1) 式所示的 DID 模型。

$$Outcome_{i,t} = \alpha + \beta_1 Treat_i + \beta_2 Period_t + \beta_3 Interact_{i,t} + Control\ variables_{i,t} + \sum Industry_i + \sum year_t + \varepsilon \quad (1)$$

其中，(1) 中被解释变量  $Outcome_{i,t}$  包括公司市值 (*Tobin's Q*<sub>*i,t*</sub>)、主营变更 (*Transbusi*<sub>*i,t*</sub>)、主营收入 (*Income*<sub>*i,t*</sub>)、收入增长率 (*Growth*<sub>*i,t*</sub>)、投资支出 (*Invest*<sub>*i,t*</sub>) 和研发投入 (*Rd\_income*<sub>*i,t*</sub>)。解释变量  $Treat_i$  是股票是否更名虚拟变量，如果有公司进行股票策略性更名为 1，反之为 0。 $Period_t$  为考察期间，分别取更名当年 ( $t=0$ )、更名两年内 ( $t=0,1$ ) 和更名三年内 ( $t=0,1,2$ ) 为 1，反之为 0。 $Interact_{i,t}$  是股票更名变量与考察期间的交叉项，其估计系数  $\beta_3$  刻画出股票更名对公司主营业务变化的真实影响。

由于本文同时考察公司市值、主营构成、主营收入、投资支出和研发投入的变化，将参照以往文献对于不同的结果变量分别控制必要的公司特征因素。主要的变量名称及定义总结在表 4。为降低极端值的影响，本文对所有连续变量数据进行 1% 水平上的 *winsorize* 处理，同时控制了行业和年度固定效应，本文以下所有回归分析的标准误都在公司层面进行 *Cluster-robust* 调整。

表 4 主要变量定义

变量名称	变量符号	变量定义与说明
<b>Panel A 被解释变量</b>		
市值	<i>Tobin's Q</i>	托宾 Q 值
主营变更	<i>Transbusi</i>	虚拟变量，如果企业当年相对于上年主营业务有跨行业变化则取 1，否则取 0
主营收入	<i>Income</i>	主营收入/总资产
收入增长率	<i>Growth</i>	(年末主营收入-上年末主营收入)/上年末主营收入
投资支出	<i>Invest</i>	投资支出/总资产
研发投入	<i>Rd_income</i>	R&D 支出 / 当年营业收入
<b>Panel B 控制变量</b>		
国有性质	<i>State</i>	虚拟变量，国有控股企业取 1，否则取 0
上市年龄	<i>Age</i>	公司上市年数
资产收益率	<i>ROA</i>	息税前利润/总资产

变量名称	变量符号	变量定义与说明
R&D 投入	<i>Ln_rd</i>	Ln(R&D 支出+1)
经营现金流	<i>FCF</i>	经营活动现金流净额/总资产
资产负债率	<i>Lev</i>	负债总额/总资产
公司规模	<i>Size</i>	Ln(总资产+1)
第一大股东持股比例	<i>Share1</i>	持股比例最大的股东持有股票数量占总股本的比例
股权制衡度	<i>Shareblc</i>	第 2 至 10 大股东持股比例总和
管理层持股	<i>Mngshare</i>	管理层持股比例
两职合一	<i>Dual</i>	董事长兼职总经理取 1，否则取 0
股权激励	<i>Incentive</i>	实施过股权激励计划取 1，否则取 0
大股东占款	<i>Occupy</i>	其他应收款/总资产
两权分离度	<i>Seperation</i>	现金流权与控制权分离程度

表 5 报告了主要变量的描述性统计结果。其中 Panel A 报告所有上市公司规模、上市年龄等主要变量的描述性统计结果，Panel B 则报告 PSM 配对样本相应的描述性统计结果。从表中可以看到，样本期间内仅 5.4% 的上市公司年有发生主营业务的变更，配对样本中 8.0% 的公司年变更了主营，其余大部分的上市公司主营结构保持稳定，战略转型作为公司的重大决策应是慎之又慎。非金融上市公司资产规模的平均自然对数为 21.47，平均资产收益率和负债率分别为 7.1% 和 46.8%，第一大股东平均持股 36.11%，上市公司平均托宾 Q 值为 2.19。这与以往文献的相关结果保持一致。

表 5 描述性统计

中文变量名称	变量代码	均值	中位数	标准差	最小值	最大值	观测值
<b>Panel A 所有非金融上市公司 (2005-2016 年)</b>							
主营变更	<i>Transbusi</i>	0.054	0.000	0.225	0.000	1.000	20286
主营收入	<i>Income</i>	0.654	0.540	0.473	0.043	2.638	21719
收入增长率	<i>Growth</i>	0.244	0.127	1.325	-0.918	96.024	28880
投资支出	<i>Invest</i>	0.057	0.040	0.054	0.000	0.261	21722
研发投入	<i>RD_income</i>	1.422	0.000	3.168	0.000	25.630	27872
市值	<i>Tobins' Q</i>	2.193	1.547	2.102	0.216	12.189	21045
产权性质	<i>State</i>	0.459	0.000	0.498	0.000	1.000	24785
上市年龄	<i>Age</i>	8.950	9.000	6.175	0.000	26.000	24785
R&D 投入	<i>Ln_rd</i>	9.695	15.228	8.564	0.000	20.699	21757
经营现金流	<i>FCF</i>	0.060	0.054	0.092	-0.765	1.054	28125
资产收益率	<i>ROA</i>	0.071	0.059	0.098	-1.068	7.445	29159

中文变量名称	变量代码	均值	中位数	标准差	最小值	最大值	观测值
资产负债率	<i>Lev</i>	0.468	0.462	0.237	0.017	1.606	31159
公司规模	<i>Size</i>	21.473	21.360	1.472	0.000	30.815	31162
第1大股东持股比例	<i>Share1</i>	36.111	34.030	15.325	8.990	75.000	21753
股权制衡度	<i>Shareblc</i>	21.274	19.650	13.376	1.370	54.650	21753
管理层持股比例	<i>Mngshare</i>	0.065	0.000	0.160	0.000	0.686	31179
两职合一	<i>Dual</i>	0.524	1.000	0.499	0.000	1.000	31179
股权激励	<i>Incentive</i>	0.147	0.000	0.354	0.000	1.000	21757
大股东占款	<i>Occupy</i>	0.025	0.010	0.049	0.000	0.499	28117
两权分离度	<i>Seperation</i>	3.756	0.000	6.908	0.000	28.834	31179
<b>Panel B PSM 配对样本 (更名当年)</b>							
主营变更	<i>Transbusi</i>	0.080	0.000	0.271	0.000	1.000	264
主营收入	<i>Income</i>	0.621	0.496	0.448	0.043	2.638	264
收入增长率	<i>Growth</i>	0.223	0.095	0.575	-0.685	4.571	264
投资支出	<i>Invest</i>	0.055	0.038	0.056	0.000	0.261	264
研发投入	<i>RD_income</i>	1.830	0.000	2.946	0.000	17.330	264
市值	<i>Tobins' Q</i>	2.336	1.770	2.114	0.236	12.189	255
产权性质	<i>State</i>	0.386	0.000	0.488	0.000	1.000	264
上市年龄	<i>Age</i>	9.989	9.000	5.628	2.000	23.000	264
R&D投入	<i>Ln_rd</i>	10.541	16.066	8.552	0.000	20.699	264
经营现金流	<i>FCF</i>	0.041	0.040	0.080	-0.214	0.263	264
资产收益率	<i>ROA</i>	0.061	0.057	0.057	-0.275	0.261	264
资产负债率	<i>Lev</i>	0.485	0.485	0.199	0.046	1.055	264
公司规模	<i>Size</i>	21.989	21.863	1.235	18.811	25.519	264
第1大股东持股比例	<i>Share1</i>	34.147	32.470	14.423	8.990	75.000	264
股权制衡度	<i>Shareblc</i>	20.384	19.915	12.064	1.410	54.650	264
管理层持股比例	<i>Mngshare</i>	0.089	0.000	0.166	0.000	0.686	264
两职合一	<i>Dual</i>	0.765	1.000	0.425	0.000	1.000	264
股权激励	<i>Incentive</i>	0.220	0.000	0.415	0.000	1.000	264
大股东占款	<i>Occupy</i>	0.021	0.009	0.040	0.000	0.388	264
两权分离度	<i>Seperation</i>	6.429	0.660	8.182	0.000	28.834	264

## 四、股票策略性更名与战略转型

### （一）股票策略性更名的短期市场反映和中长期市场绩效改变

本文首先考察股票策略性更名的短期市场反应。我们采用事件研究的标准方法基于市场模型计算累积超额收益率  $CAR$ ，来检验股票更名的短期市场反应。参考以往文献，本文把事件日定义为变更股票名称公告日（当公告日为交易日时）或者更名公告后的第一个交易日（当公告日为非交易日时）。市场模型参数估计期为更名公告前的 99 个交易日，即从公告前 150 个交易日至前 50 个交易日  $[-150,-50]$ ，同时，以  $[-120,-30]$  和  $[-150,-2]$  作为估计期进行稳健性检验。考虑到信息泄露导致的提前反应问题，本文选取  $[-10,30]$  为主要考察的事件窗口期，同时考察  $[-5,30]$  和  $[0,30]$  窗口期的市场反应结果。相关结果报告在图 3 中。

图 3 结果与刘力和田雅静（2004）以及方辰君（2016）的结果基本一致。更名公告前 10 天左右更名股票的收益开始提高，且这段时间的超额收益率显著大于 0，市场对更名公告存在提前反应。更名股票的超额收益率在公告日当天达到峰值，公告日以后收益率开始明显下滑最终显著为负，市场对更名公告存在过度反应。2014 年“新国九条”出台以来上市公司纷纷更改股票名称，引起市场的热情追捧，随后其股票收益率便急剧下滑。这股汹涌而来的更名潮一定程度上助长了 2014 到 2015 上半年急涨急跌的“疯牛”行情。

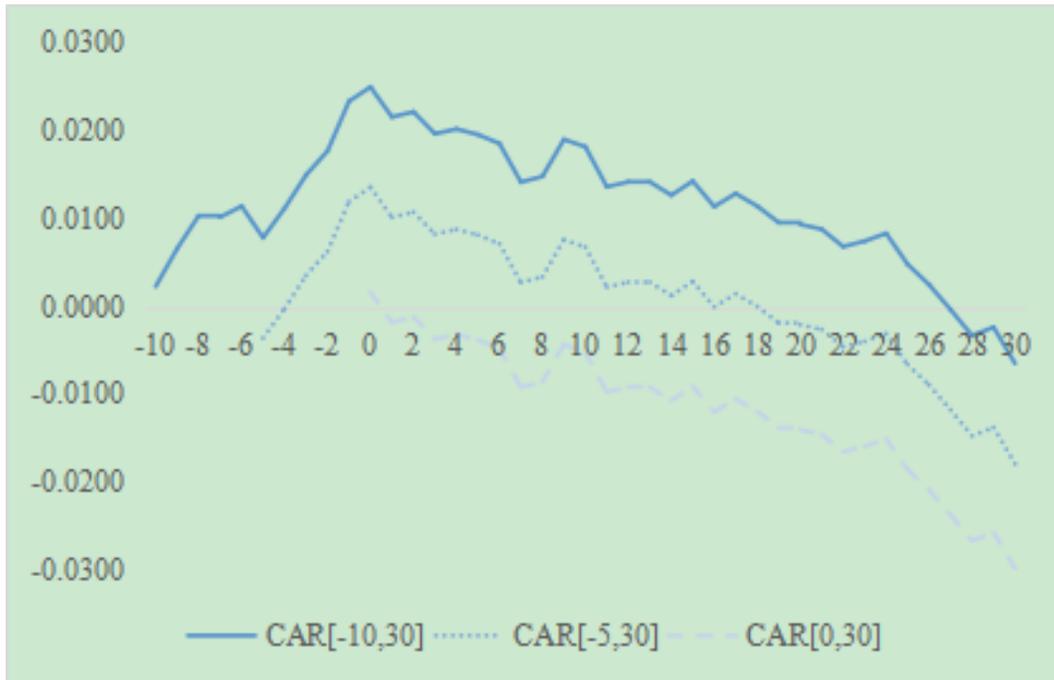


图 3 股票更名的短期市场反应

虽然图 3 揭示的短期市场反应考察表明，提前反应的股票策略性更名在公告前 10 天左右的超额收益率显著为正，但这是否意味着更名企业由此未来将稳步推进营业结构变更、营业收入

提高和投资支出增加，从而实现战略转型呢？我们首先检验更名对上市公司长期市场绩效的影响。本文利用 CSMAR 的财务指标分析数据库，以托宾 Q 值作为上市公司市场绩效的代理变量，采用类似于（1）式的模型设定，并参照相关文献控制公司产权性质、公司年龄、公司绩效与必要的公司治理特征，得到的相关结果报告在表 6 中。

表 6 股票更名与中长期市值

	(1) Tobin's Q [-1,0]	(2) Tobin's Q [-2,1]	(3) Tobin's Q [-3,2]
Treat	0.048 (0.749)	-0.057 (0.651)	-0.147 (0.245)
Period	-0.134 (0.240)	-0.090 (0.393)	-0.130 (0.270)
Interact	0.223 (0.212)	0.153 (0.284)	0.140 (0.304)
State	0.122 (0.509)	0.081 (0.603)	0.037 (0.801)
Age	0.001 (0.937)	0.006 (0.700)	0.021 (0.162)
L_ROA	5.606*** (0.001)	6.487*** (0.000)	4.414*** (0.002)
L_Growth	0.228* (0.059)	0.143* (0.091)	0.137* (0.059)
L_Lev	-0.715 (0.215)	-0.443 (0.482)	-0.341 (0.573)
L_Size	-0.672*** (0.000)	-0.668*** (0.000)	-0.679*** (0.000)
L_FCF	1.298 (0.174)	1.335* (0.053)	1.549*** (0.010)
L_Occupy	2.494 (0.302)	4.836** (0.024)	4.012* (0.075)
L_Seperation	0.002 (0.840)	0.004 (0.610)	0.005 (0.439)
L_Share1	-0.001 (0.883)	0.003 (0.456)	0.007* (0.085)
L_Shareblc	0.009 (0.239)	0.009 (0.151)	0.010* (0.052)
Incentive	-0.132 (0.545)	-0.069 (0.704)	0.008 (0.960)

	(1)	(2)	(3)
	Tobin's Q	Tobin's Q	Tobin's Q
	[-1,0]	[-2,1]	[-3,2]
Year	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES
_cons	15.230***	14.002***	14.185***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
N	515	959	1310
R-sq	0.552	0.547	0.510
p-values in parentheses			
"* p<0.10	** p<0.05	*** p<0.01"	

从表 6 我们看到, 股票更名对于中长期公司市值并没有显著影响。因而, 股票策略性更名强烈的正向市场反应更多体现在更名公告后的短期内。这与我们的研究假设 1b 的预测一致。从战略转型的角度来看, 除了托宾 Q 值, 我们更加关注的是营业结构变更、营业收入提高和投资支出或研发投入增加这些更加直接反映战略转型的公司举措。

## (二) 股票策略性更名与战略转型

股票策略性更名至少从表面看, 是上市公司希望向投资者传递未来进行经营业务战略转型的信号, 部分上市公司甚至在更名公告中明确提及公司业务转型升级的战略转型事项。Wu (2010) 发现为了集中品牌关注度的美国上市公司在更名后会更频繁地进行资产买卖, 这支持了股票更名具有未来公司调整经营方向的信号作用。参考以往文献 (Wu, 2010; Kot, 2011; 徐欣和唐清泉, 2012), 本小节考察上市公司更名对其主营业务变更、主营业务收入、投资支出和研发投入的影响。如果我们能够观察到与控制组相比, 进行股票策略性更名的公司在更名后主营业务有显著的变更, 主营业务收入有显著的提升, 投资支出或者研发投入有显著的增加, 我们有理由认为该公司在进行实际的战略转型, 而策略性股票更名是其一系列战略转型的有机组成部分之一。如果我们并不能观察到更名公司在主营业务变更、主营业务收入、收入增长率、投资支出和研发投入等方面显著的变化, 我们则倾向于认为该公司并没有进行战略转型之实。

上市公司主营业务调整是一种长期行为, 因此本文选择考察策略性更名对更名后的中长期主营结构的影响, 而限于考察更名当年的影响。表 7 中第(1)列报告上市公司策略性股票更名对更名当年、更名后 1 年内和 2 年内主营业务调整的交叉项的影响系数。从表 7 看到, 反映双重差分效应的变量 *Interact* 的系数符号在更名当期和中长期的检验中均不显著。这表明, 无论是在更名当年, 还是更名后 1 年、2 年内进行股票策略性更名的公司相对于控制组并不会比更名前进行更多的主营业务变更。

在表 7 第(2)列和第(3)中, 我们以主营业务收入和收入增长率为新的基准进一步检验进行策略性股票更名的上市公司是否未来进行了战略转型的跟进。我们采用经年初总资产调整后的上市公司主营业务收入以及当年主营收入相对于上一年收入的增长率作为被解释变量, 回归系数在 5% 的统计水平上均不显著。这一定程度表明, 与控制组相比, 进行股票策略性更名的观察组

在更名后并没有带来上市公司主营业务收入水平或是增长率的显著增加，上述结果留给我们的印象依然是主营业务四平八稳，波澜不兴。

考虑到处于战略转型过程中的企业前期投入对销售收入的影响在作用时间上具有一定的滞后，战略转型过程中的公司主营收入变化同样可能无法在短时间内体现出来，因此另一更为直接且迅速地反映战略转型意图的观察视角是投资支出和研发投入的变化。接下来，我们检验进行股票策略性更名的公司是否通过对有形资产或者无形资产的投资支出行为来最终实现调整业务结构，完成战略转型的目的。我们采用经总资产调整后的“构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金”来衡量上市公司投资支出的变化，利用 R&D 投入占当年营业总收入的比例来作为研发投入的代理变量。相关 DID 检验结果报告在表 7 第(4)列和第(5)列中。结果显示，反映双重差分效应的 *Interact* 的回归系数依然在统计上均不显著，这一定程度表明，股票策略性更名对于公司的投资支出和研发投入均没有显著影响。

表 7 股票更名与战略转型

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	业务转型	主营收入	收入增长率	投资支出	研发投入
<i>Interact</i> [-1, 0]	-0.416	0.039	0.092	-0.001	0.070
	(0.608)	(0.155)	(0.415)	(0.921)	(0.756)
N	480	528	528	528	502
<i>Interact</i> [-2, 1]	0.178	0.062*	0.005	-0.003	-0.157
	(0.746)	(0.076)	(0.956)	(0.651)	(0.550)
N	916	983	983	983	911
<i>Interact</i> [-3, 2]	0.139	0.055	-0.050	-0.000	-0.123
	(0.760)	(0.128)	(0.444)	(0.934)	(0.686)
N	1280	1342	1342	1342	1228
Control variables	YES	YES	YES	YES	YES

总结 4.2 节，我们的研究发现，相对于控制组，在这些进行股票策略性更名的企业中，无论在公司主营业务结构，还是主营业务收入，甚至投资支出或是研发投入，甚至无论是当期，还是未来两年以内，我们都无法观察到显著的变化。这一定程度表明，看起来宣称战略转型的这些股票策略性更名并没有像一些公司所宣称的那样将战略转型进行到底。因此，至少在过去的几年中，在我国资本市场，投资者不宜把上市公司进行的策略性股票更名过度解读为上市公司未来将进行战略转型的信号。上述讨论支持了本文第 2 节提出的待检验研究假设 2b。

## 五、股票策略性更名与高位套现

### （一）股票策略性更名与减持行为

第四节的检验结果表明，进行股票策略性更名的企业只有宣称的“战略转型”之名，但并无战略转型之实。那么，怎样才能对这些公司看似有名无实的股票策略性更名行为提供一个逻辑一致合乎理性的解释呢？理论上，公司策略性更名既可能源自战略转型的举措，但也可能出于短期市场炒作高位套现的需要。已有证据表明，上市公司可通过减持股票兑现收益，公司通常倾向于在减持前披露“利好消息”以抬升股价（吴育辉和吴世农，2010）。早期文献表明股票更名为投资者释放了公司计划采取行动提升绩效、或者进行业务调整的信号（Horsky and Swyngedouw, 1987; Wu, 2010），这对于乐观投资者来说确是一个“利好消息”。正如以往研究（刘力和田雅静，2004；方辰君，2016）和本文第 4.1 节观察到的，进行策略性更名的股票能在短期内获得市场显著的正向反应。自然地，股票策略性更名由于可以轻松地帮助上市公司实现股价的抬升，很容易成为上市公司发布选择性信息操纵股价，继而实现减持高位套现的手段。本节将在上一节的基础上进一步考察股票策略性更名与减持高位套现的关系，以此揭示股票策略性更名背后更为真实的短期市场炒作动机。

从 4.1 节可以看到，更名公告前 10 天左右更名股票的超额收益率开始明显提高，且这段时间的超额收益率显著大于 0，随后超额收益率在公告日当天达到峰值，公告日以后收益率开始明显下滑最终显著为负。综合考虑股票超额收益表现和信息提前泄露（张宗新等，2005）等因素，参考以往文献的成熟做法（谢德仁等，2016），本文将更名公告日前 10 天到公告后 20 天之间定义为更名当期，同时向前（后）推进 30 天，定义为更名前（后）期，将 Wind 数据库提供的减持开始日定义为减持日，某期间开始减持的交易日数量总和定义为该期间内减持频率。本文对更名公司在更名前期、当期和后期的减持频率和减持规模占流通股比例进行详细比较，结果如表 8 所示。

在 181 个更名样本中，有至少 47 家公司的大股东和高管在更名前后短短 90 天内开始减持股票。在市场表现更好的更名当期和前期，大股东减持的频率和规模明显高于更名后期，而公司高管减持的分布则相对分散。结合 4.1 节中更名公告的市场反应，表 8 统计的结果初步反应了，上市公司有通过选择性信息发布的手段抬高股价以减持套现的行为，公司大股东成为市场减持的主要力量。容易理解，股票名称变更作为上市公司的重要事项往往需要通过股东大会决议才能真正生效，公司大股东也更有能力通过股票更名的手段抬高股价以减持套现。

表 8 更名前期、当期和后期减持情况

	更名前期 (-40,-10)	更名当期 [-10,20]	更名后期 (20,50)	总计
Panel A 大股东减持情况				
减持频率	68	49	28	145
平均减持占流通股比例 (%)	7.239	3.725	2.627	3.032

	更名前期 (-40,-10)	更名当期 [-10,20]	更名后期 (20,50)	总计
<b>Panel B 高管减持情况</b>				
减持频率	31	46	37	114
平均减持占流通股比例 (%)	0.183	0.420	0.893	0.495

## (二) “新国九条” 出台前后减持行为比较

对于股票策略性更名与高位套现之间因果关系的建立面临的直接挑战是，我们通常无法识别是上市公司首先具有减持套现的动机，然后提出股票策略性更名的方案；还是在观察到股票策略性更名客观带来的股价上升后临时产生高位套现的动机。2015 年“新国九条”的出台为本文提供了一个识别上述效应难得的自然实验场景。

我们首先对“新国九条”出台前后股票更名的市场反应进行了比较，相关结果报告在图 4 和表 9 中。我们看到，“新国九条”出台以后更名股票的超额收益显著高于出台前。这表明，由于“新国九条”鼓励上市公司进行市值管理，为上市公司进行选择发布信息的行为提供了看似合理的藉口。公司只需花费很少的成本变更股票名称，为投资者释放他们计划进行业务调整的信号，其股票便很可能受到市场上乐观投资者的热情追捧，从而轻松实现以市值管理的名义操纵股价的目的。

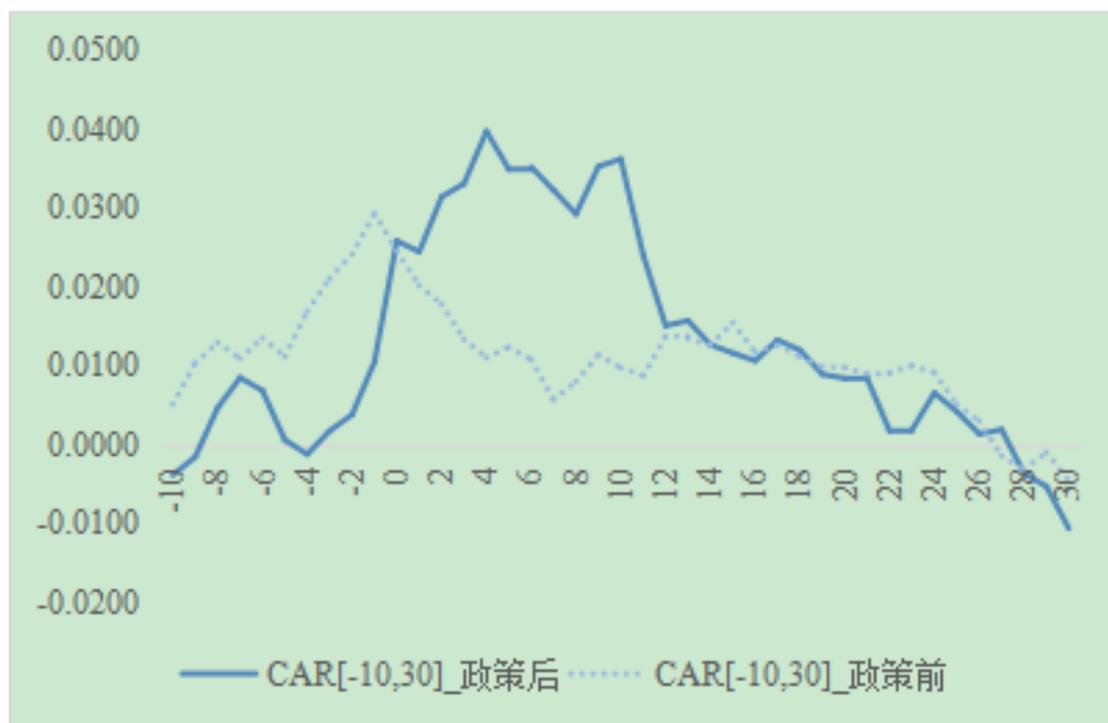


图 4 股票更名的超额收益：政策前后比较

表 9 股票更名的超额收益：政策前后 CAR 值均值差异检验

Variables	政策前	Mean1	政策后	Mean2	MeanDiff
CAR[-5,5]	118	-0.001	55	0.032	-0.033*
CAR[-3,3]	118	-0.003	55	0.037	-0.040**
CAR[0]	118	-0.005	55	0.017	-0.022***
CAR[0,3]	118	-0.015	55	0.024	-0.039***
CAR[0,5]	118	-0.016	55	0.029	-0.045***
CAR[0,10]	118	-0.019	55	0.030	-0.049***
CAR[0,30]	118	-0.033	55	-0.023	-0.011

在“新国九条”出台、以市值管理名义操纵股价的手段增加后，如果进行股票策略性更名的公司出现更多的减持行为，则一定程度表明股票策略性更名更可能是被上市公司看作拉升股价实现减持的便利市值管理手段，也就是说其背后更为真实的动机并非更名时所宣称的战略转型，而是为了高位套现；反过来，如果“新国九条”出台后更名公司的减持行为并没有增加，而只是维持原来的水平甚至有所减少，则一定程度表明该更名公司能够抵御外部环境变化的诱惑，其高位套现动机可能并不强烈。在上述意义上，2015年“新国九条”的出台这一外生冲击为本文提供了一个识别上述效应的自然实验场景。利用这一自然实验场景，本文在前一小节的基础上建立回归模型（2）。其中  $Reduce$  代表更名期间的减持情况，包括减持的频率和减持规模占流通股的比例两个代理变量； $Policy$  代表的是政策虚拟变量，更名发生在 2014 年“新国九条”出台以后则为 1，否则为 0。在加入必要的控制变量后利用模型（2）比较政策冲击对于更名前期、当期和后期大股东减持行为的影响：

$$Reduce = \alpha + \beta_1 Rename + \beta_2 Policy + \beta_3 Rename * Policy + Control\ variables + \sum Industry + \varepsilon \quad (2)$$

表 10 报告了回归模型中交叉项系数  $\beta_3$  的结果，“新国九条”出台后，股票更名当期大股东的减持频率和减持规模都有显著增加，相对来说更名前期和后期的减持行为在政策前后并无显著差异。表 10 呈现的结果验证了研究假设 3b，揭示了我国上市公司股东通过策略性更名抬高股价继而高位套现的动机。

表 10 政策冲击对更名期间减持行为的影响

	减持频率			减持比例		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	前期	当期	后期	前期	当期	后期
	(-40,-10)	(-10,20)	(20,50)	(-40,-10)	(-10,20)	(20,50)
rename_treat	-0.048	-0.053	-0.217	0.151	0.009	-0.112

	减持频率			减持比例		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	前期 (-40,-10)	当期 (-10,20)	后期 (20,50)	前期 (-40,-10)	当期 (-10,20)	后期 (20,50)
	(0.580)	(0.720)	(0.223)	(0.506)	(0.958)	(0.109)
policy	0.067	0.041	-0.072	0.184	0.023	-0.046
	(0.699)	(0.851)	(0.642)	(0.569)	(0.914)	(0.685)
rename_interact	0.055	0.501*	0.151	0.251	0.655**	0.202
	(0.806)	(0.057)	(0.430)	(0.671)	(0.019)	(0.327)
Control variables	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	248	250	248	248	250	248
R-sq	0.084	0.196	0.113	0.120	0.200	0.199

### (三) 对更名后减持行为的久期分析

本小节接下来应用久期分析法比较“新国九条”政策出台前后上市公司更名后减持行为的变化。参考以往文献，本文利用更名样本，以上市公司从更名公告日到减持股票日的持续天数作为被解释变量，应用久期分析法考察上市公司更名后的减持行为。久期分析考察个体从一种状态转向另一种状态的时间，也称为“转换分析”。本文考察上市公司从更名到减持股票的持续时间，一方面通过 Kaplan-Meier 估计量描述更名后超过  $t$  天上市公司未减持股票的概率的生存函数，另一方面引入解释变量利用参数风险回归模型和 cox PH 模型分析影响上市公司在更名后减持股票的概率的因素。其中参数风险回归模型包括指数分布模型、威布尔分布模型和冈布茨模型。指数分布模型的风险函数为常数，个体“失效”的概率具有“无记忆性”，具体到本文表示更名公司减持股票的概率不依赖于距离更名公告日的天数，后两个模型的风险函数则放松了“无记忆性”的假设；cox PH 模型的假设则更为宽松，其不需要对风险函数的具体形式作出假设，属于半参数回归。本小节综合采用参数回归和半参数 cox 回归模型进行考察，以确保实证结果的稳健性。

由于“新国九条”出台是在 2014 年，政策出台后两年内未减持股票的更名样本都被右归并，本文对政策前的减持行为考察范围也控制在两年内，以更准确地反映政策效应。图 5 给出了直观的 Kaplan-Meier 生存曲线图。

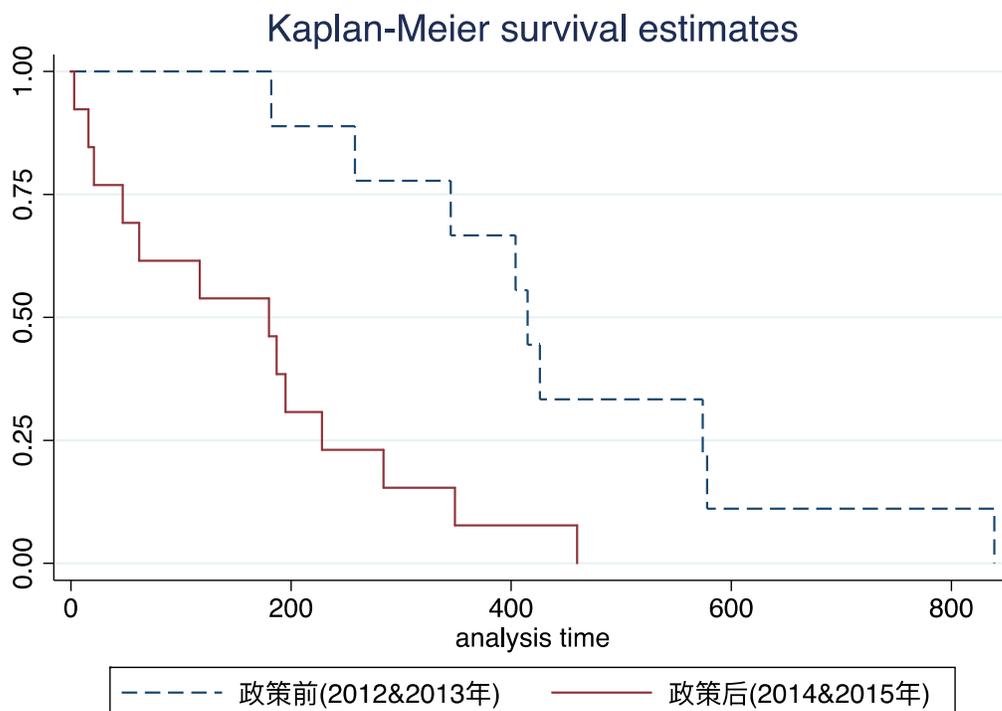


图 5 更名后减持行为的生存函数：政策前后比较

从图 5 我们看到，“新国九条”出台后更名的公司减持股票概率不仅没有下降，反而更高。这进一步表明，股票策略性更名很大程度被上市公司看作拉升股价实现减持的便利市值管理手段，因而股票策略性更名背后更为真实动机并非更名时所宣称的战略转型，而是为了高位套现。

#### （四）国有与非国有上市公司的更名和减持行为比较

为了进一步揭示股票策略性更名背后高位套现动机，我们利用减持动机本身存在差异的国有与非国有上市公司，从新的角度考察股票策略性更名与减持行为的关系。以往文献的研究表明，由于国有股东减持股票的种种限制，国有上市公司相对于非国有上市公司而言并不热衷于通过减持股票套现。即使同样是减持股票，国有与非国有上市公司也有着不同的动机，国有上市公司通常基于业绩平滑的考虑减持股票，非国有企业则更多是为了获取股票市场的短期投资收益。从图 6 所描述的国有与非国有上市公司策略性股票更名的短期市场反映的差异，我们可以看到，非国有上市公司在更名公告日以后的市场反应比国有上市公司更为强烈。

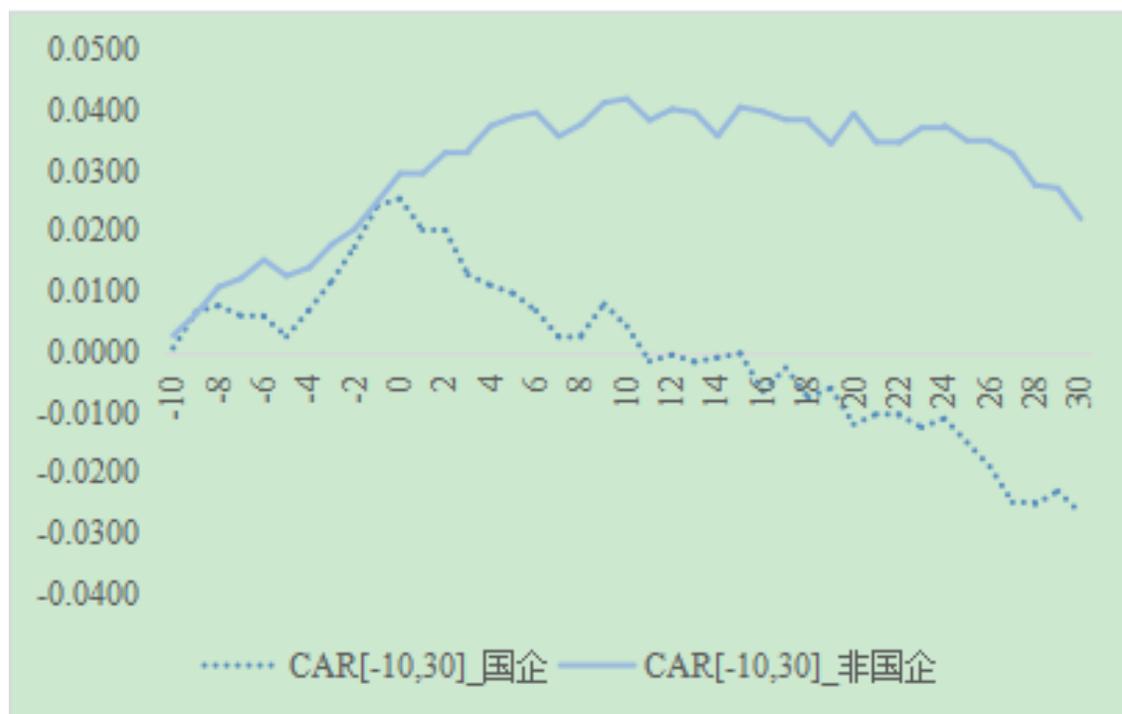


图 6 股票更名的市场反应：国有与非国有上市公司

表 11 描述的是国有与非国有上市公司策略性股票更名的累计超额收益的均值差异检验结果。我们看到，非国有上市公司在更名公告发布后的 10 个交易日内其股票收益率一直上升，而非国有上市公司更名只在公告发布当天有短暂的正效应。

表 11 股票更名的超额收益：国有与非国有上市公司 CAR 值均值差异检验

Variables	非国有	Mean1	国有	Mean2	MeanDiff
CAR[-5,5]	88	0.026	62	0.005	0.021
CAR[-3,3]	88	0.021	62	0.007	0.013
CAR[0]	88	0.005	62	0.002	0.003
CAR[0,3]	88	0.010	62	-0.010	0.020
CAR[0,5]	88	0.018	62	-0.013	0.030**
CAR[0,10]	88	0.020	62	-0.019	0.038**
CAR[0,30]	88	-0.005	62	-0.052	0.048*

无论从图 6 还是表 11，我们看到相对于非国有上市公司而言，国有上市公司股东通过抬升股价以高位套现的动机并不那么强烈，其更名后股价的上升效果也便不如非国有上市公司。这一定程度印证了国有与非国有上市公司股东减持动机存在差异的观点。

图 7 报告国有与非国有上市公司在更名后大股东减持行为的生存曲线比较。减持动机强烈

的非国有上市公司股东在进行股票策略性更名后减持的概率高于上述动机不够强烈的国有上市公司股东。这从新的角度表明，我们观察到的近年来我国资本市场发生的股票策略性更名背后更为真实的动机应该是提升股价以便减持套现，而非其表面宣称的战略转型。

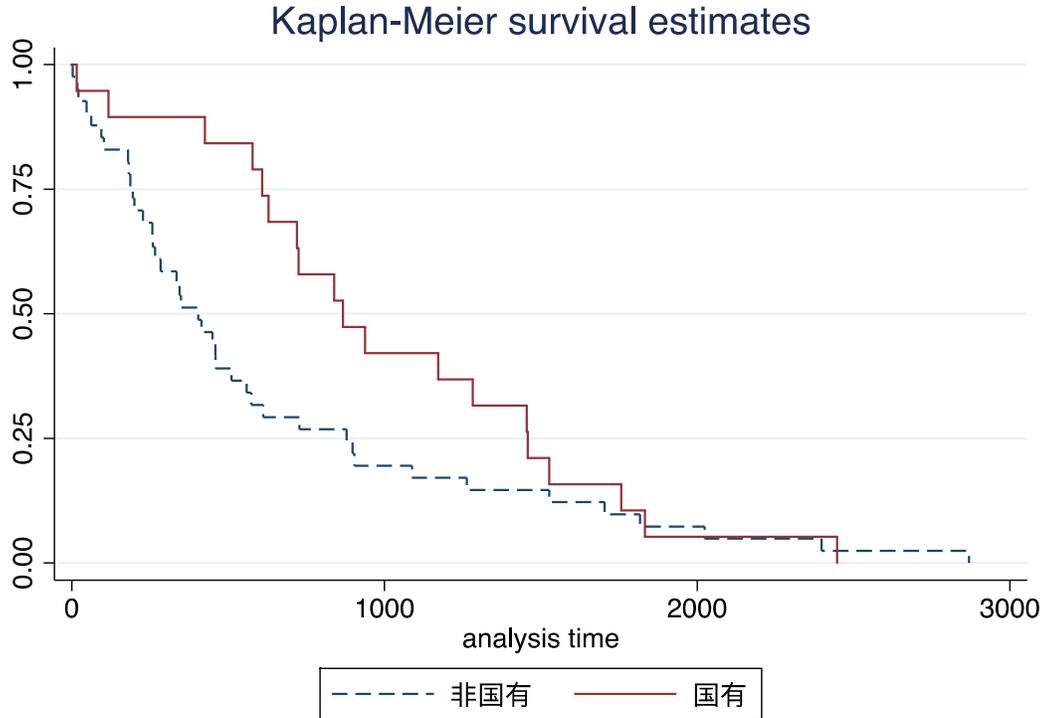


图 7 更名后股东减持行为的生存函数：国有与非国有上市公司比较

除了以上对久期数据的直观描述统计，我们还将利用参数和半参数风险回归模型对股票策略性更名后大股东减持股票概率的实证考察总结在表 12 中。回归系数反映的是风险比率。其中，第 (1) - (4) 列分别报告基于指数分布模型、威布尔模型、冈布茨模型和 cox PH 模型的相关结果。

表 12 影响更名后股东减持股票概率的因素<sup>1</sup>

VARIABLES	(1)指数分布模型	(2)威布尔模型	(3)冈布茨模型	(4)Cox PH 模型
	_t	_t	_t	_t
policy	4.855*** (0.007)	10.514*** (0.000)	11.389*** (0.000)	13.650*** (0.000)

<sup>1</sup> 我们同时基于久期数据模型考察了 *policy* 和 *state* 变量对更名以后高管减持概率的影响。结果显示 *policy* 变量的结果在高管减持样本中仍保持稳健，而 *State* 变量不再显著，但同时发现有股权激励的公司高管减持概率更高。以上结果与本文主要结论一致，限于篇幅未能一一展示。

VARIABLES	(1)指数分布模型	(2)威布尔模型	(3)冈布茨模型	(4)Cox PH 模型
	_t	_t	_t	_t
state	0.665 (0.294)	0.494 (0.100)	0.481* (0.099)	0.388** (0.041)
age	0.985 (0.684)	0.995 (0.893)	0.987 (0.736)	0.993 (0.872)
l_ROA	1.006* (0.076)	1.008** (0.022)	1.008** (0.013)	1.009** (0.015)
l_growth	1.017 (0.948)	1.065 (0.813)	1.216 (0.464)	1.152 (0.530)
l_lev	1.693 (0.573)	1.868 (0.528)	2.550 (0.326)	2.300 (0.438)
l_size	0.771 (0.208)	0.640** (0.050)	0.590** (0.020)	0.583** (0.046)
l_fcf	0.554 (0.807)	0.660 (0.874)	0.248 (0.591)	0.306 (0.639)
l_occupy	43.627 (0.492)	705.347 (0.261)	301.443 (0.354)	1,005.222 (0.127)
l_seperation	0.972 (0.152)	0.953** (0.038)	0.955* (0.050)	0.945** (0.031)
l_share1	1.000 (0.975)	1.003 (0.842)	0.997 (0.853)	0.997 (0.827)
l_shareblc	1.017 (0.173)	1.031** (0.027)	1.033** (0.020)	1.036*** (0.003)
incentive	1.147 (0.816)	1.268 (0.716)	0.750 (0.657)	0.953 (0.956)
ind_num	0.999 (0.962)	1.000 (0.999)	1.008 (0.631)	1.008 (0.625)
Constant	0.205 (0.702)	0.073 (0.557)	14.106 (0.557)	
Observations	57	57	57	57

从表 12 我们看到,在放松模型的参数假设后,“新国九条”出台后大股东在股票更名后减持

股票的概率大约是政策出台前的 10 倍多。这一定程度表明，“新国九条”出台后，上市公司更容易借市值管理的名义进行短期市场炒作，因而通过策略性更名抬高股价后减持获利的概率增加。而国有上市公司股东在更名后减持股票的概率仅是非国有上市公司股东的 40% 左右。相对于非国有上市公司股东，由于在减持股票方面受到种种限制，国有上市公司股东通过短期市场炒作实现高位套现的动机并不那么强烈，这集中表现在其在更名后减持股票的概率也较低。

## 六、其他可能的解释

本文利用“新国九条”出台前后开展的自然实验和股票减持动机自身存在差异的国有和非国有上市公司开展的对照研究，发现那些进行股票策略性更名的公司具有强烈的内在动机在更名抬高股价后减持套现以获取短期投资收益。一个可能存在的问题是“新国九条”于 2014 年 5 月颁布，在时间上与最近一轮牛市开启的时间十分接近。为识别“新国九条”对市值管理热潮起到的政策效应与可能存在的牛市效应对本文结论的影响，我们将 2005 至 2007 年的 A 股市场定义为第一轮牛市，将 2014 至 2015 年定义为第二轮牛市，通过比较两轮牛市中的更名趋势、更名后市场反应与更名后减持速度，作为对照同时比较了 2008 年和 2010 至 2013 年两轮熊市的结果，一定程度上表明了是“市值管理”概念的兴起而非单纯的牛市效应导致了本文的主要结论。

本文发现：第一，根据上市公司更名频率的月度分布与上证综指的月度数据，两组数据在时间趋势上并不完全一致，例如在 2007 年牛市后股价急剧下跌的过程中策略性股票更名的频率仍保持稳定，而 2014 年更名浪潮的兴起则明显早于上证综指的上涨。第二，比较两轮牛市中更名的市场反应，我们发现只有在第二轮牛市中的策略性更名具有显著而持久的正向超额收益，第一轮牛市中仅在更名当天具有正收益，第二天开始收益率反转为负，而两轮熊市中更名的市场反应则无显著差别。因此，我们判断是“市值管理”概念的兴起，而非牛市效应，助长了上市公司通过策略性更名炒作股票抬升股价的动机。第三，比较两轮牛市中更名后的减持速度，发现在第二轮牛市中更名的公司随后减持股票的速度明显快于第一轮牛市中，两轮熊市中的减持速度则无显著差异。此外，由于 2015 年 7 月开始的六个月内上市公司股东和高管在二级市场减持股份受到证监会限制<sup>2</sup>，我们对第二轮牛市中的减持行为可能存在低估，但仍不影响本文结论。

另外，本文进一步对于模型（2）进行了稳健性检验：第一，我们将 2014 年 1-4 月的更名行为重新定义为政策前的事件，重新检验模型（2），结果发现在更名当期 `rename_interact` 的系数显著性略有下降，但相比前期和后期系数绝对值仍然相对较大，主要结论保持不变。第二，我们将市场行情以及更名和市场行情的交叉项加入原文模型（2）进行检验，结果如表 13 所示，在控制了市场行情后 `rename_interact` 的系数绝对值和显著性依然保持稳健，因此“牛市效应”得以进一步排除。

<sup>2</sup> 2015 年 7 月 8 日发布的中国证券监督管理委员会公告（2015）18 号规定“从即日起 6 个月内，上市公司控股股东和持股 5% 以上股东（以下并称大股东）及董事、监事、高级管理人员不得通过二级市场减持本公司股份”。

表 13 控制市场行情后更名公司大股东减持情况

	减持频率			减持比例		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	前期 (-40,-10)	当期 (-10,20)	后期 (20,50)	前期 (-40,-10)	当期 (-10,20)	后期 (20,50)
<b>Panel A: 上证综指数</b>						
rename_interact	0.054 (0.808)	0.517** (0.049)	0.151 (0.431)	0.249 (0.675)	0.674** (0.016)	0.201 (0.327)
<b>Panel B: 沪深 300 指数</b>						
rename_interact	0.053 (0.811)	0.522** (0.048)	0.149 (0.434)	0.246 (0.679)	0.678** (0.016)	0.200 (0.329)
<b>Panel C: 上证综指收益率</b>						
rename_interact	0.028 (0.903)	0.495** (0.046)	0.164 (0.356)	0.206 (0.733)	0.648** (0.019)	0.191 (0.272)
<b>Panel D: 沪深 300 收益率</b>						
rename_interact	0.039 (0.866)	0.496* (0.051)	0.161 (0.373)	0.222 (0.711)	0.650** (0.019)	0.201 (0.281)
Control variables	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	248	250	248	248	250	248

综合上述实证统计结果，本文认为上市公司大股东通过策略性更名抬高股价继而减持套现的动机是来自于“新国九条”对于市值管理的鼓励政策，而非牛市的影响。借“市值管理”之名，上市公司得以更方便地通过选择性信息发布的手段炒作股票、抬高股价，进而达到减持套现的目的。

## 七、结论

2014 年以来频繁出现的策略性股票更名成为我国资本市场一道独特的风景线。本文从战略转型和高位套现两个角度进行实证检验，揭示了我国一些上市公司策略性股票更名背后的真实动机。基于 PSM 和 DID 模型，本文发现上市公司策略性股票更名并不会带来上市公司主营业务的调整、主营业务收入的提升和投资支出的增加，（一些公司甚至明确宣称的）战略转型并非其股票策略性更名背后真实的动机。进一步利用“新国九条”的出台形成的自然实验场景，和股票减持动机自身存在差异的国有和非国有上市公司开展的对照研究，本文有效识别出策略性股

票更名的高位套现动机。

本文得到的主要结论如下。第一，进行策略性股票更名的公司在完成更名后并未出现预期的未来主营业务结构的调整，主营业务收入的提升、投资支出或研发投入的增加。因此，（一些公司甚至明确宣称的）战略转型并非其股票策略性更名背后真实的动机。

第二，“新国九条”出台后，那些进行股票策略性更名的公司具有强烈的内在动机通过更名抬高股价，然后谋求减持套现以获取短期投资收益。因此，这些上市公司股票策略性更名背后更为真实的动机是高位套现，而非战略转型。

第三，给定同样进行了股票策略性更名的国有和非国有上市公司，自身减持动机强烈的非国有上市公司如同预期的那样，其股价上升程度和未来发生减持行为的概率会显著高于国有上市公司，从新的视角为股票策略性更名行为背后的短期市场炒作动机提供了信服的证据。本文的研究由此提醒我国资本市场的投资者，不宜把部分上市公司进行的上述策略性股票更名过度解读为上市公司未来将进行战略转型的信号。

本文的研究不仅为理解一段时期以来我国资本市场出现的上市公司更名潮提供了逻辑一致的解释，同时为未来规范市值管理行为带来丰富的监管政策涵义。2015夏季中国股市震荡是我国资本市场发展过程中经历的一次重要事件。股市震荡发生原因无疑是多方面，但不容忽视的潜在诱因之一是，从2014年下半年开始我国上市公司掀起的“市值管理”的浪潮。从上市公司高管普遍不关心股价、蓝筹股估值偏低以及投资者关系管理纵深发展等现实考量出发，监管当局鼓励上市公司进行市值管理以促使股价充分反映公司内在价值，实现公司产品市场与资本市场协调发展。本文的研究却表明，我国部分上市公司进行的股票策略性更名很大程度与短期市场炒作等自利行为联系在一起，而与监管当局希望通过加强市值管理以提升公司价值的政策设计初衷相去甚远。

鉴于市值管理有限的实践与公司治理传统理论和实践的冲突，以及给资本市场带来的诸多困惑，上市公司应该从市值管理回归到基本的公司治理结构完善问题上来。上市公司治理的基本目标依然应该是保护投资者——特别是中小投资者的利益，以实现投资者回报（股东价值）最大化。在公司治理实践中，上市公司应以成熟的理论和有效实践为指引来开展并购、增持、股利等基本公司财务政策的制定和实施。即使依然存在市值管理的必要，也应以是否有利于实现投资者回报（股东价值）最大化作为其评判标准。国际经验中与市值管理作为对照的概念是价值管理，其原本涵义是基于价值的企业管理（value-based management），仍然是以价值评估为基础，以价值增长（股东价值最大化）为目的的（汤姆·科普兰等，2002）。

对于蓝筹股估值偏低等问题，我们需要探寻其背后的公司治理和社会经济发展环境原因；而对于高管不关心股价的问题则需要通过推出设计合理的股权激励计划等来实现，而不是通过简单提出一个市值管理的口号了事。监管当局需要对监管边界加以明确界定：要成为“资本市场有效性增强的推动者”、“上市公司严格履行信息披露义务的监督者”、“资本市场违规行为的严厉处罚者”，着力培育市场功能，发挥基于市场的上市公司“声誉机制”作用和市场反应对公司事件的警示功能，不应该向投资者提供隐性担保，甚至将相关监管风险转嫁给上市公司。对于上市公司，最为重要的工作依然是创造价值，而不是市值管理。

总之,“市值管理”概念的提出事实上把企业一系列经营、管理和公司治理活动,例如并购重组、经理人更迭和信息披露等,“简单化”为一个“市值”的管理活动。上述简单化的好处是,从管理学的角度便于提出一种或几种管理模式。但不足之处是用强调提高资源利用效率的“管理”代替了强调资源转换的“经营”和强调资源整合的“公司治理”这两个企业运行中同样重要的因素,模糊了上述三者之间的边界。被人们所诟病的股价操纵事实上体现的就是短期改善资源利用效率的管理的逻辑,而非公司治理使股东回报最大的逻辑。这也是本文主张“回归到传统的公司治理”背后的原因。

#### 参考文献:

- (1) 方辰君, 2016,《股票更名异象、投资者关注与投资者行为分析》,《山西财经大学学报》第2期,第36~48页。
- (2) 高燕、杨桐、郑甘甜、龙子午和杜为公, 2016,《全流通背景下大股东减持现状及影响因素研究》,《宏观经济研究》第8期,第107~115页。
- (3) 胡聪慧和于军, 2016,《送转与定向增发:基于市值管理的视角》,《财经研究》第12期,第84~95页。
- (4) 贾璐熙、朱叶和陈达飞, 2016,《公司名称、投资者认知与公司价值——基于公司名称评价指标体系的行为金融学研究》,《金融研究》第5期,第173~190页。
- (5) 李广子、唐国正和刘力, 2011,《股票名称与股票价格非理性联动——中国A股市场的研究》,《管理世界》第1期,第40~51页。
- (6) 李旒和郑国坚, 2015,《市值管理动机下的控股股东股权质押融资与利益侵占》,《会计研究》第5期,第42~49页。
- (7) 李小晗和朱红军, 2011,《投资者有限关注与信息解读》,《金融研究》第8期,第128~142页。
- (8) 郦金梁、何诚颖、廖旦和何牧原, 2018,《舆论影响力、有限关注与过度反应》,《经济研究》第3期,第126~141页。
- (9) 刘力和田雅静, 2004,《没有信息,也有反应:中国A股市场股票名称变更事件的市场反应研究》,《世界经济》第1期,第44~50页。
- (10) 施光耀、刘国芳、张健和张明敏, 2011,《高送转:公司市值推手?——从市值管理角度解析股本扩张》,《资本市场》第5期,第32~35页。
- (11) 王玉涛、陈晓和薛健, 2013,《限售股减持:利润平滑还是投资收益最大?》,《金融研究》第1期,第164~176页。
- (12) 吴育辉和吴世农, 2010,《股票减持过程中的大股东掏空行为研究》,《中国工业经济》第5期,第121~130页。
- (13) 谢德仁、崔宸瑜和廖珂, 2016,《上市公司“高送转”与内部人股票减持:“谋定后动”还是“顺水推舟”?》,《金融研究》第11期,第158~173页。
- (14) 谢德仁、郑登津和崔宸瑜, 2016,《控股股东股权质押是潜在的“地雷”吗?——基于股价

- 崩盘风险视角的研究》，《管理世界》第5期，第128~140页。
- (15) 谢红军、蒋殿春和包群，2017，《官司、声誉与上市企业更名》，《经济研究》第1期，第165~180页。
- (16) 徐欣和唐清泉，2012，《技术研发、技术引进与企业主营业务的行业变更——基于中国制造业上市公司的实证研究》，《金融研究》第10期，第193~206页。
- (17) 许年行、江轩宇、伊志宏和徐信忠，2012，《分析师利益冲突、乐观偏差与股价崩盘风险》，《经济研究》第7期，第127~140页。
- (18) 俞庆进和张兵，2012，《投资者有限关注与股票收益——以百度指数作为关注度的一项实证研究》，《金融研究》第8期，第152~165页。
- (19) 张鸣、税煜和陈明端，2013，《股票名称、选择性关注与股价的行业同步性》，《财经研究》第11期，第112~122页。
- (20) 张宗新、潘志坚和季雷，2005，《内幕信息操纵的股价冲击效应：理论与中国股市证据》，《金融研究》第4期，第144~154页。
- (21) 赵静梅和吴风云，2009，《数字崇拜下的金融资产价格异象》，《经济研究》第6期，第129~141页。
- (22) [美]汤姆·科普兰、蒂姆·科勒和杰克·默林，郝绍伦和谢关平译，2002，《价值评估——公司价值的衡量与管理》，电子工业出版社。
- (23) Andrikopoulos, P., A., Daynes, and P., Pagas, 2007, "The Long-Term Market Performance of UK Companies Following Corporate Name Changes", working paper
- (24) Baker, M. and J., Wurgler, 2000, "The Equity Share in New Issues and Aggregate Stock Returns", *The Journal of Finance*, 55, pp.2219~2257.
- (25) Baker, M. and J., Wurgler, 2004, "A Catering Theory of Dividends", *The Journal of Finance*, 59, pp.1125~1165.
- (26) Baker, M., R., Greenwood, and J., Wurgler, 2002, "The Maturity of Debt Issues and Predictable Variation in Bond Returns", *Journal of Financial Economics*, 70, pp.261~291.
- (27) Bosch, J. C., and M., Hirschey, 1989, "The Valuation Effects of Corporate Name Changes", *Financial Management*, pp. 64~73.
- (28) Connelly, B.L., R. E., Hoskisson, L., Tihanyi, and S. T., Certo, 2011, "Ownership as a Form of Corporate Governance", *Journal of Management Studies*, 47, pp.1561~1589.
- (29) Cooper, M. J., A., Khorana, I., Osobov, A., Patel, and P. R., Rau, 2005, "Managerial Actions in Response to A Market Downturn: Valuation Effects of Name Changes in the Dot. com Decline", *Journal of Corporate Finance*, 11, pp.319~335.
- (30) Cooper, M. J., O., Dimitrov, and P. R., Rau, 2001, "A Rose. com by Any Other Name", *The Journal of Finance*, 56, pp.2371~2388.
- (31) Costanigro, M., J. J., McCluskey, and C., Goemans, 2010, "The Economics of Nested Names: Name Specificity, Reputations, And Price Premia". *American Journal of Agricultural Economics*, 92, pp.1339~1350.
- (32) Daniel, K., D., Hirshleifer, and S. H., Teoh, 2002, "Investor Psychology in Capital Markets: Evidence and Policy Implications", *Journal of Monetary Economics*, 49, pp.139~209.

- (33) Green, T. C. and R., Jame, 2013, "Company Name Fluency, Investor Recognition, And Firm Value", *Journal of Financial Economics*, 109, pp.813~834.
- (34) Horsky, D. and D., Swyngedouw, 1987, "Does It Pay to Change Your Company's Name? A Stock Market Perspective", *Marketing Science*, 6, pp.320~335.
- (35) Howe, J. S., 1982, "A Rose by Any Other Name? A Note On Corporate Name Changes", *Financial Review*, 17, pp.271~278.
- (36) Karpoff, J. M., and G., Rankine, 1994, "In Search of a Signaling Effect: The Wealth Effects of Corporate Name Changes", *Journal of Banking & Finance*, 18, pp.1027~1045.
- (37) Kashmiri, S., and V., Mahajan, 2015, "The Name's The Game: Does Marketing Impact the Value of Corporate Name Changes?", *Journal of Business Research*, 68, pp.281~290.
- (38) Kot, H. W., 2011, "Corporate Name Changes: Price Reactions and Long-Run Performance", *Pacific-Basin Finance Journal*, 19, pp.230~244.
- (39) Markides, C. C., 1995, "Diversification, Restructuring and Economic Performance." *Strategic Management Journal*, 16, pp.101~118.
- (40) McDevitt, R. C., 2011, "Names and Reputations: An Empirical Analysis", *American Economic Journal: Microeconomics*, 3, pp.193~209.
- (41) McDevitt, R. C., 2014, "'A' Business by Any Other Name: Firm Name Choice as A Signal of Firm Quality", *Journal of Political Economy*, 122, pp.909~944.
- (42) Robinson, D. T. and Y. L., Wu, 2005, "What's in A Name? Causes and Consequences of Corporate Name Changes", Working Paper.
- (43) Shleifer, A. and R. W., Vishny, 2003, "Stock market driven acquisitions", *Journal of Financial Economics*, 70, pp.295~311.
- (44) Wu, Y., 2010, "What's in A Name? What Leads a Firm to Change Its Name and What the New Name Foreshadows", *Journal of Banking & Finance*, 34, pp.1344~1359.

## Strategic Name Change in Chinese Listed Firms: Transformation or Speculation?

**Abstract:** We find that after strategic name change, these companies perhaps do not adjust their main business, do not increase their income, or even do not expand their investments, so transformation can not be the real motivation of them. Furthermore, with comparing companies' financial performance before and after a policy released in 2014 that encourage market-value management, plus a comparison between state-owned companies and non-stated-owned companies who have different motivation to reduce stocks, we find that companies doing strategic name change are motivated to raise their stock prices and then cash out to gain profit in short term. We conclude that the real motivation of strategic name change is speculation rather than transformation. Investors in China's capital market should be warned not to interpret strategic name change as a signal of companies' business transformation.

**Key words:** strategic stock-rename; transformation; speculation; market value management.

**JEL Classification:** G14, G32, G34

## 经济政策不确定性与企业金融化

彭俞超

中央财经大学亚投行研究中心，中国人民大学财政金融学院

韩珣

中央财经大学金融学院

李建军

中央财经大学金融学院

**摘要：**当前中国出现的经济“脱实向虚”问题引起了学术界的广泛关注。国内外研究均表明，经济政策不确定性上升将显著抑制企业实体经济投资，那么，此消彼长，企业金融化是否也是经济政策不确定性上升的结果？本文采用2007-2015年沪深两市上市公司的季度数据，利用实证分析解答了这一问题。分析结果表明：总体来看，经济政策不确定性上升将显著抑制企业金融化趋势。分地区和行业看，经济政策不确定性对企业金融化趋势的抑制效应在中西部地区、竞争更激烈的行业更为显著。进一步的研究表明，经济政策不确定性提高不仅会对企业金融资产投资的总量造成影响，还会对企业金融资产配置结构产生影响。企业出于金融市场风险和经营风险的考虑，会减持投机性金融资产，并且增持保值性金融资产。最后，本文还发现，受融资约束更弱的企业，其金融化趋势受经济政策不确定性上升的抑制作用更大，这表明中国企业金融化主要以利润追逐为动机，而非预防性储蓄。本文的研究对政府引导经济“脱虚向实”有一定的参考价值。

**关键词：**经济政策不确定性；金融化；金融资产配置

**中图分类号：**F832.48

[收稿日期] 2017-10-10

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“金融排斥、金融密度与信息化普惠金融体系研究”（批准号14DA044）；中国博士后科学基金面上项目“金融部门与实体经济背离的原因及对策研究”（批准号2016M600156）。

[作者简介] 彭俞超（1987—），男，湖北钟祥人，中央财经大学亚投行研究中心研究人员，中国人民大学财政金融学院博士后；韩珣（1991—），女，辽宁鞍山人，中央财经大学金融学院博士研究生；李建军（1970—），山西汾阳人，中央财经大学金融学院院长，教授，博士生导师。通讯作者：彭俞超，电子邮箱 yuchao.peng@ruc.edu.cn。本文作者对匿名评审专家和编辑部的评审意见表示衷心感谢，当然文责自负。

## 一、引言

近年来,中国经济出现了显著的“脱实向虚”趋势:一方面,金融发展逐渐偏离了服务实体经济的本源,不断将资金配置到金融体系内部,导致金融空转;另一方面,越来越多的非金融企业脱离原有主营业务,大量依靠投资于虚拟经济<sup>3</sup>来盈利,即企业金融化<sup>4</sup>。据 Wind 数据统计显示,2016 年有 767 家上市公司购买了银行理财产品、证券公司理财产品、信托贷款、私募等金融产品,总金额达 7268.76 亿元(王国刚,2017)。一些国有上市公司已经成为名副其实的信用中介,利用获得的廉价银行贷款从事放贷和金融资产投资活动。非金融企业金融化会导致实体经济与虚拟经济之间的风险联动性增强,系统性金融风险积聚,不利于宏观经济环境的稳定。虚拟经济的过度膨胀必然会造成系统的不稳定,历次金融危机的发生都归结于虚拟经济的过度膨胀(成思危,2015)。面对严峻的现实,习近平总书记在十九大报告中明确指出,要“深化金融体制改革,增强金融服务于实体经济的能力,健全货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架,完善金融监管体系,守住不发生系统性风险的底线”。因此,探索企业金融化的影响因素,有针对性地制定政策抑制非金融企业金融化趋势,引导金融重新回归实体经济,对于防范金融系统性风险、促进经济健康可持续发展具有重要的理论和现实意义。

中国处于并长期处于经济转型时期,不断坚持改革开放,以一系列经济政策推动经济转型升级,是中国经济赖以持续发展的根本动力。频繁推出经济政策必然会引起经济政策不确定性的提高。根据 Baker et al. (2016) 的数据,中国的经济政策不确定性指数自 2012 年以来不断上升,这与中国近年来推出的一系列供给侧结构性改革政策有关。国内外学者均发现,经济政策不确定性上升将会抑制企业固定资产投资、研发投资等实体经济投资活动(Gulen and Ion, 2016; 谭小芬和张文婧,2017)。从直觉上看,实体经济投资下降,就可能会伴随着企业金融资产投资的上升,因而,经济政策不确定性上升可能会加剧企业金融化趋势和经济“脱实向虚”。然而,经济政策不确定性的上升也可能会降低银行的放贷意愿、加剧金融资产价格波动,从资金供给和资产质量两个角度抑制企业金融化。有鉴于截然相反的两种可能性,本文尝试给出自己的回答,利用中国上市公司的微观数据,实证检验经济政策不确定性对企业金融化的影响。理清经济政策不确定性对企业金融化的影响,对中国政府实施经济政策的方式有较强的参考价值 and 实践意义。

虽然中国已经具有了一定的企业金融化趋势,但关于企业金融化问题的学术研究并不多。这些研究主要集中于企业金融化的影响和动机两个方面。关于企业金融化的影响,现有研究主要发现,非金融企业金融化会降低企业实体投资,抑制企业的技术创新能力等(谢家智等,2014),对企业绩效没有显著影响(李建军和马思超,2017),弱化货币政策对实体经济的提振效果(张

3 按照黄群慧(2017)的划分,虚拟经济主要包括金融与房地产业。

4 文献中将金融化界定为金融资本和金融部门规模的不断膨胀,主要表现在金融部门在经济运行中的地位不断提升,非金融企业与金融部门之间的相互依赖性加深,以及利润资本积累来自于金融渠道的比重不断提高这三个层面上(Krippner, 2005; 张成思和张步昙,2015)。与杜勇等(2017)类似,本文把企业金融化界定为企业将更多资源投资于金融资产的行为和趋势。

成思和张步昙, 2016)等。关于企业金融化的动机, 现有研究主要从金融欠发达国家的信贷约束、金融行业高额利差收益以及金融监管缺失等角度对企业金融化给出了解释(王永钦等, 2015; 宋军和陆旸, 2015; 韩珣等, 2017)。还有一些研究从“蓄水池”理论和“投资替代”理论阐释了企业金融化趋势不断增强的原因(Demir, 2009; 胡奕明等, 2017; 杜勇等, 2017)。但是, 鲜有研究从经济政策不确定性的角度探索企业金融化的原因。

关于经济政策不确定性对企业行为的影响, 国内外研究主要关注了经济政策不确定性与企业投资规模和投资效率之间的关系, 尤其是经济政策不确定性对企业生产性投资的影响(Julio and Yook, 2012; Gulen and Ion, 2016; 谭小芬和张文婧, 2017)。此外, 还有一些研究分别从经济政策不确定性对技术创新、风险承担以及现金持有水平等方面展开探讨(Demir and Ersan, 2017)。但是, 鲜有研究探索经济政策不确定性与企业金融化行为之间的关系。经济政策不确定性提高会增加企业经营风险, 增强企业预防性储蓄动机, 促进企业金融化; 同时, 经济政策不确定性提高也可能加大企业融资难度, 抑制企业资金来源, 加剧金融市场波动, 抑制金融资产的流动性, 从而抑制企业金融化。有鉴于此, 本文拟弥补现有研究的不足, 实证分析经济政策不确定性对企业金融资产配置行为的影响及其机制。

利用2007年第一季度到2015年第四季度沪深两市A股非金融类上市公司的财务数据, 本文实证检验了经济政策不确定性上升对企业金融化趋势的影响。为了克服内生性问题, 本文采用了工具变量法和两阶段系统矩估计法(System-GMM)对模型进行了稳健性检验。随后, 本文从区域、市场化程度、行业竞争程度、融资约束程度等角度, 探索了经济政策不确定性上升对企业金融化趋势的异质性影响。与已有研究相比, 本文的边际贡献在于: 弥补现有研究的不足, 分析了经济政策不确定性对企业金融资产配置的影响, 具有一定的前沿性和创新性; 进一步确认了中国企业金融化的动机, 即中国企业持有金融资产的主要动机是利润追逐而非预防性储蓄; 论证了经济政策不确定性上升并非是企业金融化的原因, 否定了频繁经济政策导致“脱实向虚”的观点, 对中国的经济政策制定有一定的现实意义。

本文余下的部分安排如下, 第二部分回顾了相关文献并提出了研究假设, 第三部分给出了研究设计并介绍了研究数据, 第四部分为实证结果分析, 第五部分讨论了中国非金融企业金融化的动机及其形成机制; 第六部分是结论与政策建议。

## 二、文献回顾与研究假设

### 1. 文献回顾

金融化是指金融部门的规模、地位和影响力在经济运行中的作用不断提升(Epstein, 2006)。随着金融化趋势的日益凸显, 来源于金融投机和投资活动的利润占GDP的比重将不断提高(Krippner, 2005; 鲁春义和丁晓钦, 2016)。从利润积累方式来看, 金融化反映了资本集聚不再依赖于剩余价值的生产和交换, 而逐渐变为由金融资本增殖占主导的演化过程。蔡明荣和任世驰(2014)从企业层面对金融化的概念进行界定, 认为金融化反映了企业重视资本运作而忽视生产性投资的行为, 以及来自金融渠道的利润占总利润比重不断提高的现象。目前, 已有较

多研究对非金融企业从事金融资产投资的动机和影响因素展开了深入的探讨。宋军和陆旸（2015）利用 Penman-Nissim 方法，从资产和收益中剥离出金融资产和金融收益，研究发现企业绩效与企业金融资产投资比重之间呈现正 U 型曲线关系，绩效较高的企业因资金充裕而增加了企业金融投资，绩效较低的企业由于缺乏实体经济投资机会而增加了金融投资，而企业绩效中等的企业较少持有金融资产。谢家智等（2014）利用中国制造业上市公司的数据分析了企业金融化对技术创新的影响，实证结果表明制造业企业金融化会显著抑制企业技术创新活动。经济金融化不仅会影响企业投融资行为，还会对宏观经济的平稳运行造成一定的负面影响。张成思和张步昙（2016）通过构建金融环境下的企业投资决策模型，剖析了金融化对实体投资率的影响，研究发现经济金融化会显著降低实体投资率，并弱化货币政策提振实体经济的作用。此外，彭俞超（2017）的研究表明，降低企业实际税负将能够抑制中国企业的金融化趋势。

从金融部门规模的肆意扩张到影子银行体系的崛起，再到非金融企业涉足金融领域，企业杠杆率高企、大宗商品金融化乱象丛生。经济金融化对宏观经济的平稳运行造成了较大的负面冲击。随着中国“三去一降一补”的推进、利率市场化序幕的拉开和国外政治经济局势的变化，处于不同行业 and 不同发展阶段的企业将面临更大的经济政策不确定性，这种不确定性是企业难以规避的风险，将对金融资产配置行为产生影响（王红军等，2014）。然而，现阶段很少有文献关注到经济政策不确定性对企业金融资产投资行为的影响。

经济政策不确定性是指政府未明确经济政策预期、政策执行和政策立场变更的指向和强度引致的不确定性（Quan and Zakh, 2000; Gulen and Ion, 2016）。Baker et al.（2016）的数据显示，2008 年美国次贷危机后，世界各国经济政策不确定性均大幅提高。金融危机后，政府对经济干预的频率和幅度有所增强。这种干预政策大多是相机抉择的，导致企业和家庭在做出经济决策的过程中面临更大的不确定性。中国长期处于经济结构转型的过程之中，政府频繁地推出经济改革政策，将会造成经济政策不确定性上升。例如，央行近年来创设了较多创新型的结构性货币政策（彭俞超和方意，2016），造成了货币政策不确定性的提高，为金融机构和市场合理预期货币政策走向带来了困难（郭豫媚等，2016）。国内外很多学者探讨了经济政策不确定性对居民和企业微观行为机制的影响。陈国进等（2017）将内生的消费习惯引入经济政策不确定性资产定价模型中，研究发现经济政策不确定性将通过企业利润率、家庭消费和风险资产投资比例三种途径影响企业账面价值和股票价格。经济政策不确定性还会通过影响资金成本和资本边际收益率而影响企业的投资行为，并且表现出逆周期性和行业非对称性（陈国进和王少谦，2016）。经济政策不确定性的提高不仅会影响企业生产性投资和技术创新行为，还会导致金融市场和银行业系统性风险的增加，最终对企业金融资产投资行为产生影响（Pastor and Veronesi, 2012、2013）。此外，还有研究利用中国企业的发现，中国经济政策不确定性的上升将通过实物期权渠道抑制实体经济投资的规模和效率（饶品贵等，2017；谭小芬和张文婧，2017）。现有研究从不同角度探索了经济政策不确定性对企业投资、技术创新等经济活动的影响，但忽略了企业的金融投资行为。企业金融化对企业部门的生产经营和投融资活动会产生一定的冲击，探究经济政策不确定性的上升对企业金融资产配置在总量和结构上的影响，并且有效识别企业金融化动机，对于抑制经济“脱实向虚”、防范系统性金融风险具有重要现实意义。

## 2. 研究假设

(1) 经济政策不确定性与企业金融化。金融资产具有双重属性：它既是一种流动性贮藏工具，也是一种投资机会。在经营过程中，企业未来的收入、成本以及现金流都存在着不确定性，为了应对未来可能的流动性短缺，企业将会持有一部分现金和短期金融资产，以减少资金链断裂对生产经营活动的负面冲击（Opler et al., 1999）。经济政策不确定性上升将导致未来的市场需求更加难以准确预测，进而导致企业现金流的不确定性增加，强化了企业的预防性储蓄动机。经理人更倾向于通过增持大量流动性资产和营运资本管理来应对外部环境对主营业务的不利冲击，进而降低企业经营风险（Bloom et al., 2010；王红建等，2014；李浩举等，2016）。与固定资产投资相比，包括现金在内的金融资产具有较强的流动性。当面临资金短缺时，企业能够及时地出售金融资产以获得资金补充，以应对可能发生的流动性危机。此外，金融资产投资具有分散风险的功能，远期、期权等衍生品也具备套期保值的功能，经济政策不确定性的上升也会促进企业持有金融资产，以实现分散和对冲风险的目的。因此，当经济政策不确定性上升时，企业为了应对现金流不确定性，降低经营风险，将提高金融资产的持有比例（Duchin, 2017），进而导致企业金融化趋势增强。

然而，经济政策不确定性的上升也可能抑制企业金融化趋势，其作用机制主要包括以下几个方面。首先，从企业角度看，经济政策不确定性上升会引起股票市场的大幅波动，提高投资者的风险溢价水平和融资成本，从而导致风险规避的经理人从事金融资产投融资活动的意愿下降（陈国进等，2017）。其次，从债权人角度来看，经济政策不确定性会增加金融体系的系统性风险，银行受到经济政策噪音信号和借贷主体羊群效应的干扰，很难准确识别出融资方的真实还款能力和实际借贷风险，进而会缩小贷款规模。银行惜贷现象使得企业的融资能力受到限制，加剧企业的融资约束，进而导致非金融企业的金融资产投资规模下降（Baum et al., 2009）。再次，经济政策不确定性上升会引起金融资产价格的波动性上升、流动性下降，导致企业基于“预防性储蓄动机”而持有金融资产的意愿有所减弱，进而抑制企业金融化行为。<sup>5</sup>最后，金融监管政策不确定性也将抑制企业金融资产投资。金融监管政策是经济政策的内容之一，当金融监管政策的不确定性上升时，一些监管套利形成的金融资产可能会在未来受到监管政策的影响而难以兑付，其资产价格也将因持有者的抛售而遭遇大幅下跌，因而，企业将减少对非货币金融资产的持有，提高对现金的持有。

综合以上两类不同的观点，本文提出如下两个对立假设：

**H1a:** 随着经济政策不确定性的提高，企业持有金融资产的增长率将不断上升，即企业金

5 如果企业基于“预防性储蓄”动机持有金融资产，经济政策不确定性的上升可能会抑制或者促进企业从事金融资产投资行为。经济政策不确定性的上升会导致企业未来生产经营的不确定性提高，因此，企业更倾向持有现金和短期金融资产以应对未来可能发生的流动性危机，在这种机制下，经济政策不确定性的提高将强化企业金融化趋势。然而，经济政策不确定性的上升也会导致金融资产价格不断波动，影响短期金融资产的流动性储备功能，因此，企业也可能会降低金融资产投资规模，进而抑制企业金融化趋势。在假设1中，企业“预防性储蓄”动机对企业金融化趋势的两种截然相反作用，使得本文很难识别出企业金融化的动机，但是在假设2金融资产配置结构和假设3不同融资约束企业的异质性回归中可以可到有有效的识别。

融化趋势将不断增强。

**H1b:** 随着经济政策不确定性的提高, 企业持有金融资产的增长率将不断下降, 即企业金融化趋势将不断减弱。

(2) 经济政策不确定性与企业金融资产配置结构。企业基于流动性管理、金融市场风险以及货币市场环境的考虑, 会将闲置资金投资于流动性不同、期限不同的金融资产, 以实现流动性储备以及金融资产投资的目的(杨箐等, 2017)。如果企业从事金融资产投资是出于预防性储蓄的动机, 那么, 经济政策不确定性的上升可能会导致企业将更多的资金配置到流动性较强、容易变现的短期金融资产, 并且出售流动性较差、难以变现的长期金融资产。即使金融市场波动导致短期金融资产的流动性储备功能下降, 企业也不会选择增持长期金融资产, 而是增持流动性更强的现金。相反, 如果企业从事金融资产投资是出于利润追逐的动机, 则在面对不断增加的经济政策不确定性时, 企业会选择自利的投资策略, 通过将资金从交易性金融资产、可供出售金融资产等短期投机性资产, 转移到衍生金融资产、长期股权投资等长期、保值型金融资产, 以实现降低利润波动以及任期内自身收益最大化的目标。换言之, 经济政策的不确定性会影响企业在流动性、期限结构不同的金融资产之间的配置。在两种不同的动机下, 企业持有金融资产结构受经济政策不确定性的影响是截然相反的, 因而, 本文可以借助这一机制来识别企业金融化的主要动机。基于以上分析, 本文提出如下两个对立的假设:

**H2a:** 随着经济政策不确定性的上升, 相对于长期金融资产, 企业短期金融资产增长率上升更快。

**H2b:** 随着经济政策不确定性的上升, 相对于长期金融资产, 企业短期金融资产增长率上升更慢。

(3) 融资约束异质性。在中国当前存在金融抑制的环境下, 正规金融机构具有较严重的信贷配给行为(Allen et al., 2005), 导致不同类型的企业受到歧视性的融资约束。其中, 国有企业、大规模企业具有较强的融资优势, 能够从资本市场和银行募集到足够的、甚至是超过其生产经营所需的资金, 而民营企业、小规模企业难以从正规金融体系获得融资。受融资约束程度不同的企业在配置金融资产时的行为和动机可能也是不同的。受融资约束较强的企业, 很难从外部融入资金, 从而会倾向于以预防性储蓄的动机持有现金和金融资产。受融资约束较弱的企业, 资金相对充裕, 有更强的动机投资于金融资产获利。

前文提到, 当企业出于预防性储蓄动机从事金融资产投资的情况下, 经济政策不确定上升既可能通过增强企业未来的现金流不确定性而促进企业金融化, 也可能通过降低金融资产流动性而抑制企业金融化。但是, 无论是哪种机制, 对于融资约束较重的企业而言, 其金融化行为都将对经济政策不确定性更敏感。在第一种机制占主导时, 经济政策不确定性上升提高了企业未来收入和现金流的不确定性, 企业需要提高预防性储蓄。对于那些受融资约束强的企业而言, 从外部获得融资十分困难, 持有更多的流动性资产就是更理性的选择。因而, 受融资约束越强的企业对经济政策不确定性上升更敏感。在第二种机制占主导时, 经济政策不确定性的上升会影响短期金融资产的流动性储备功能, 导致企业减少金融资产的持有, 而增持现金。由于受融资约束强的企业较受融资约束弱的企业持有更多的流动性, 因此, 在金融资产的流动性储备功

能下降时,对应地,受融资约束强的企业也需要卖出更多的金融资产。因而,受融资约束越强的企业对经济政策不确定性上升更敏感。也就是说,如果受融资约束更强企业的金融化行为对经济政策不确定性上升更敏感,那么无论是哪条机制占主导,都表明企业金融化的主要动机是预防性储蓄。

与受融资约束较重的企业不同,受融资约束较轻的企业容易从银行获得贷款,从而它们的预防性储蓄动机较弱。国有大规模企业很容易从资本市场融入超过其生产经营活动需要的现金,金融资产投资意愿更为强烈(韩珣等,2017)。在金融市场回报率相对较高时,这些企业有强烈的动机将从银行获得的廉价资金投资于金融资产中,获取较高的利润。金融资产的投资期限较短,收益实现较快,且收益率较高。因此,受融资约束较轻的企业受利润追逐动机驱动而从事金融资产投资的现象更加普遍。然而,经济政策不确定性的上升会导致银行出于对未来风险的担忧,减少总信贷供给,银行惜贷现象更加明显。受融资约束较轻的企业从事金融资产投资的资金主要依赖于银行和资本市场,经济政策不确定性的上升导致其资金来源受到限制,因此,融资约束较轻的企业相较于融资约束程度较高的企业,金融资产投资增长率将会下降更多。此外,受融资约束程度较轻的企业,融资结构中外源融资占比更高,因此,经济政策不确定性的上升对融资约束较弱企业的融资成本加成效应高于融资约束程度较重的企业,从而导致前者金融化趋势受到抑制的程度高于后者。综上所述,如果“利润追逐动机”占主导,则对于受融资约束较弱的企业而言,随着经济政策不确定的上升,它们的企业金融化程度将下降更多,即企业金融化对经济政策不确定性上升更敏感。

综合以上两方面,本文提出如下对立假设:

**H3a:** 受融资约束程度较重相较于受融资约束程度轻的企业,其金融化趋势对经济政策不确定性的变动更加敏感。

**H3b:** 受融资约束程度较轻相较于受融资约束程度重的企业,其金融化趋势对经济政策不确定性的变动更加敏感。

### 三、研究设计与研究数据

#### 1. 样本选择与数据来源

本文选取2007年第一季度到2015年第四季度沪深两市A股上市公司的财务数据作为研究样本,并剔除了ST、PT以及金融行业的样本<sup>6</sup>。关于经济政策不确定性,本文采用Baker et al. (2016)根据《南华早报》关键词搜索测算得到的指数<sup>7</sup>,即《南华早报》中同时包括“中国”、

6 上市公司的融资约束可能较轻,因而选择上市公司作为样本可能存在一定的样本选择偏差。但是,诸如工业企业数据库等非上市企业数据的数据频率较低,与经济政策不确定性(时间序列指标)匹配将损失大量的信息,引起估计结果的偏差。而且,国内外已大量研究采用上市公司数据研究企业的现金持有、投资等问题,包括研究经济政策不确定性对企业投资行为的影响。故本文参考他们的做法,选择季度频率的上市公司数据作为样本。

7 数据来源于 [www.policyuncertainty.com/china\\_monthly.html](http://www.policyuncertainty.com/china_monthly.html)。

“经济”、“不确定性”以及“政策”四个关键词的相关报道的数量占当月文章总数量的比重。目前，国内外较多研究都使用该指标分析了经济政策不确定性对企业投资、企业创新以及宏观经济效应的影响（Wang et al., 2014; 李凤羽和杨墨竹, 2015; 田磊和林建浩, 2016）。企业财务数据来自国泰安上市企业数据库（CSMAR），宏观经济数据来国家统计局。为了消除极端值对实证分析的干扰，本文对企业层面的连续变量进行了1%的双侧缩尾处理。

## 2. 实证模型与变量定义

参考刘珺等（2014），本文将交易性金融资产、衍生金融资产、可供出售金融资产、持有至到期投资和投资性房地产等五个科目划分为金融资产。需要指出的是，除了这五个科目以外，长期股权投资中对金融机构的股权也属于企业持有的金融资产（宋军和陆旸, 2015）。但是，季度的财务报表数据中仅披露加总的长期股权投资，企业对金融机构的长期股权投资需要从上市公司的年度财务报表附注中筛选得到，也就是说，这一数据是年度频率的。考虑到本文其他指标均为季度数据，两者不能加总，因此，本文在经济政策不确定性与企业金融化的基准回归中，暂不考虑企业对金融机构的长期股权投资。在对金融资产配置结构的分项检验中，本文也实证检验了经济政策不确定性对这部分投资的影响。

为了研究经济政策不确定性上升对企业金融化趋势的影响（H1a 和 H1b），本文建立了如下实证模型：

$$G\_F_{i,t} = \alpha F_{i,t-1} + \beta EPU_t + \rho X_{i,t} + Quarter + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，下角标  $i$  代表企业， $t$  代表季度。被解释变量  $G\_F$  是企业金融资产投资增长率，用来衡量企业金融化趋势<sup>8</sup>，具体采用企业持有金融资产规模自然对数值的一阶差分（乘以 100）来度量。 $F$  是企业持有金融资产的水平值，用企业金融资产自然对数值（乘以 100）度量。控制滞后一期的金融资产水平值，是为了捕捉企业金融化的均值收敛特征。若系数  $\alpha$  显著小于 0，则表明金融化水平较低的企业，其金融化的速度更快。

$EPU$  表示经济政策不确定性，是本文的核心解释变量，采用当季度三个月指数的平均值（除以 100）来衡量。若  $\beta$  的估计值显著大于 0，则表明经济政策不确定性提高会加剧企业金融化趋势（H1a）；反之，若  $\beta$  的估计值显著小于 0，则表明经济政策不确定性上升会抑制企业金融化趋势（H1b）。

$X_{i,t}$  是一系列控制变量，包含了影响企业金融化的其他因素，包括企业和宏观两个层面。在企业层面，本文首先控制了金融与实体经济相对收益率（ $Return\_Gap$ ），用金融收益率与实体收益率之比来度量。借鉴张成思和张步昙（2017）的方法，金融收益率采用投资收益、公允价值变动损益、净汇兑收益扣除对联营和合营企业的投资收益之和占金融资产的比重来衡量，实体收益率则根据营业收益扣减营业成本、营业税金及附加、期间费用和资产减值损失后，除以

8 值得指出的是，本文采用金融资产增长率来度量企业金融化，而没有采用类似于企业投资的传统度量方式（投资与资产之比）。这是因为，企业金融化趋势反映了企业持有金融资产不断上升的过程，水平的变化并非是本文重点关心的问题。企业金融资产增长率的高低，反映了金融化的速度，故本文以金融资产增长率来度量企业金融化。

经营资产总额来衡量。本文接着控制了金融与实体投资的相对风险 (*Risk\_Gap*)，采用金融收益率三个季度滚动标准差与实体收益率三个季度滚动标准差之比来衡量。此外，本文还控制了企业层面影响企业投资的其他因素，包括公司规模 (*Size*)、托宾 Q (*TobinQ*)、盈利能力 (*ROA*)、成长性 (*Salesgrowth*)、财务杠杆率 (*Lev*) 等。在宏观层面，本文控制了经济发展和货币政策等因素，包括实际 GDP 环比增速 (*GDP*)、M2 增长率 (*M2Growth*)、银行贷款利率 (*Loanrate*) 等。详细的变量度量如表 1 所示。

表 1 变量定义表

变量	描述	测算方法
<i>G_F</i>	金融资产投资增长率 (%)	本期与上期金融资产自然对数值之差×100
<i>F</i>	金融资产对数值	本期金融资产的自然对数值×100
<i>EPU</i>	经济政策不确定性	当季度三个月算术平均值/100
<i>Return_Gap</i>	金融与实体相对收益率	金融收益率/实体收益率
<i>Risk_Gap</i>	金融与实体相对风险	金融收益率三个季度滚动标准差与实体收益率三个季度滚动标准差之比
<i>Size</i>	公司规模	总资产的自然对数值
<i>TobinQ</i>	托宾 Q	市值与总资产的比值
<i>ROA</i>	盈利能力 (%)	净利润/总资产
<i>Salesgrowth</i>	企业成长性 (%)	本期主营业务收入/上期主营业务收入-1
<i>Lev</i>	企业财务杠杆率 (%)	总负债/总资产
<i>GDP</i>	实际 GDP 环比增速 (%)	本季度实际 GDP/上季度实际 GDP-1(季度调整)
<i>Loanrate</i>	贷款利率水平	1 年期银行贷款利率
<i>M2growth</i>	M2 增长率 (%)	本季度货币供给量/上季度货币供给量-1
<i>G_Trade</i>	交易性金融资产增长率 (%)	本期与上期交易性金融资产自然对数值之差
<i>G_Deriv</i>	衍生金融资产增长率 (%)	本期与上期衍生金融资产自然对数值之差
<i>G_AvaiSale</i>	可供出售金融资产增长率 (%)	本期与上期可供出售金融资产自然对数值之差
<i>G_Maturity</i>	持有至到期投资增长率 (%)	本期与上期持有至到期投资自然对数值之差
<i>G_Invrealestate</i>	投资性房地产增长率 (%)	本期与上期投资性房地产自然对数值之差
<i>G_Equityinv</i>	长期股权投资增长率 (%)	本期与上期对金融机构长期股权投资自然对数值之差
<i>UnCon_Size</i>	融资约束代理变量 1: 公司规模	当公司规模大于同年同行业的中位数取 1, 否则取 0
<i>UnCon_Sales</i>	融资约束代理变量 2: 销售额	当公司销售额大于同年同行业的中位数取 1, 否则取 0
<i>UnCon_KZ</i>	融资约束代理变量 3: KZ 指数	当 KZ 指数小于同年同行业的中位数取 1, 否则为 0

资料来源：作者整理。

在回归模型（1）中， $\mu_i$ 是企业固定效应，用来捕捉企业不随时间改变的个体异质性特征，降低模型遗漏解释变量的可能性。由于  $EPU$  是时间序列变量，因而，模型中不能控制时间固定效应，但是，考虑到企业金融投资增长率可能具有一定的季节特征，本文在模型中控制了季节的虚拟变量（ $Quarter$ ）。 $\varepsilon_{i,t}$ 是未观测到的残差项。在实证分析中，本文采用了聚类稳健标准误，将标准误聚类到行业层面。

为了检验经济政策不确定性与企业金融资产配置结构的关系（H2a 和 H2b），本文利用回归模型（1），进一步分别检验了经济政策不确定性上升对不同金融资产增长率的不同影响。金融资产可以划分为交易性金融资产（ $G\_Trade$ ）、衍生金融资产（ $G\_Deriv$ ）、可供出售金融资产（ $G\_AvaiSale$ ）、持有至到期投资（ $G\_Maturity$ ）和投资性房地产（ $G\_Invrealestate$ ）五部分。同时，本文还考虑了企业对金融机构的长期股权投资（ $G\_Equityinv$ ），具体包括企业对银行、证券公司、保险公司、基金公司、信托公司、资产管理公司、房地产公司长期股权投资等。具体的变量定义如表 1 所示。

为了检验经济政策不确定性与企业金融化的关系如何受到融资约束的影响（H3a 和 H3b），本文构建了如下回归方程：

$$G\_F_{i,t} = \alpha F_{i,t-1} + \beta EPU_t + \gamma EPU_t \times UnCon_{i,t} + \delta UnCon_{i,t} + \rho X_{i,t} + Quarter + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中， $UnCon$ 是企业融资约束的虚拟变量， $UnCon = 1$ 表示企业受到的融资约束较弱， $UnCon = 0$ 表示企业受到的融资约束较强。本文采用了两类方法来度量企业融资约束；第一类方法采用企业规模来划分融资约束程度的高低（Guariglia et al., 2010），具体可以采用采用资产规模和销售额两种方法作为企业规模的代理变量，分别记为  $UnCon\_Size$  和  $UnCon\_Sales$ 。本文把规模大于同年同行业中位数的企业设定为受融资约束较轻的企业（虚拟变量取值为 1），其余企业设定为受融资约束较重的企业（虚拟变量取值为 0）。第二类方法则使用 KZ 指数（Kaplan and Zingales, 1997）。类似地，本文也将 KZ 指数转化为虚拟变量，记为  $UnCon\_KZ$ 。在模型（2）中，本文添加了经济政策不确定性和融资约束的交乘项  $EPU_t \times UnCon_{i,t}$ 。

根据模型设定，由于  $UnCon$ 是虚拟变量，系数  $\beta$ 和系数  $\beta + \gamma$ 就分别代表了经济政策不确定性对受融资约束较严重企业和受融资约束较轻企业的金融化趋势的影响。通过比较这两个系数，本文能够准确识别企业金融化是出于“预防性储蓄动机”，还是“利润追逐动机”，具体识别动机的方法如表 2 所示。

表 2 融资约束异质性与企业金融化动机的识别

企业金融化动机	$EPU$ 上升对金融化趋势的影响	回归方程系数
预防性储蓄动机	促进	$\beta > 0; \gamma < 0$
	抑制	$\beta < 0; \gamma > 0$

利润追逐动机	抑制	$\beta < 0; \gamma < 0$
—	—	$\beta > 0; \gamma > 0$

资料来源：作者分析和整理。

如果企业出于预防性储蓄动机，如前文所述，经济政策不确定性的上升可能会对企业金融化有截然相反的两种影响。第一种情况下，企业为了防止经济政策不确定性的上升对未来经营风险的负面影响，那么企业可能会增持金融资产，以实现分散风险和流动性储备的功能。在这种机制的影响下，相较于受融资约束较轻的企业，受融资约束程度较重的企业的金融资产规模将会增长更快，因而，方程（2）中  $EPU$  的系数  $\beta$  将大于 0，但  $EPU$  与  $UnCon$  交乘项的系数  $\gamma$  将小于 0。第二种情况下，如果经济政策不确定性上升导致金融资产波动性增加，短期金融资产的流动性储存和变现能力下降，那么，企业将减少金融资产的持有。而且，受融资约束重的企业，其金融资产规模增长率下降趋势更为明显， $EPU$  的系数  $\beta$  将小于 0，但  $EPU$  与  $UnCon$  交乘项的系数  $\gamma$  将大于 0。

假设企业是基于“利润追逐动机”持有金融资产，那么，经济政策不确定性上升将提高金融市场波动性，减少银行信贷供给，从资金供给和金融资产质量两个方面抑制企业金融化趋势。融资约束较轻的企业因资金充裕而持有的金融资产较多，当面临经济政策不确定性的上升时，其金融化资产规模下降的程度将更大，进而使得回归方程（2）中  $EPU$  的系数  $\beta$  小于 0，且  $EPU$  与  $UnCon$  交乘项的系数  $\gamma$  也小于 0。从理论上讲，无论在“预防性储蓄动机”，或者“利润追逐动机”下，都不会出现  $\beta > 0$  且  $\gamma > 0$  的情况。因此，本文通过估计方程（2）中  $\beta$  和  $\gamma$  的系数，比较融资约束不同的企业对经济政策上升的敏感性差异，就能够准确地识别出中国企业金融化的动机。

由于模型可能存在因遗漏变量而引起的内生性问题，本文分别采用面板固定效应模型和工具变量法进行实证分析。对于工具变量的选取，Wang et al. (2014) 认为新兴国家的利率和汇率等宏观经济的波动，与美国的货币政策的出台和变更相关，并且，美国经济政策的不确定性只通过影响中国经济政策的不确定性来影响中国企业金融化行为，因而，他们选择美国经济政策不确定性的滞后项作为中国经济政策不确定性的工具变量。考虑到除了美国，欧洲、日本和韩国等其他主要经济体的经济政策不确定性也将通过贸易渠道影响中国经济政策不确定性，进而影响中国的企业金融投资行为，但中国的金融投资行为难以影响他国的经济政策不确定性，本文在 Wang et al (2014) 基础上对工具变量做出一定的改进，采用中国主要贸易国经济政策不确定性的贸易份额加权平均值作为工具变量。<sup>9</sup>具体地，本文选取美国、日本、韩国、英国、法国、德国、意大利这七个国家的经济政策不确定性指数，以中国对这些国家的进出口总额占比作为权重，使用加权平均方法得到了中国政策不确定性的工具变量。最后，本文还采用了两阶段系统 GMM 方法对模型进行了稳健性检验。

<sup>9</sup> 需要指出的是，即便采用 Wang et al. (2014) 的工具变量，也能够得到与本文一致的结论。

## 四、实证结果分析

### 1. 基准回归

表3报告了经济政策不确定性对企业金融化影响的基准回归结果。在第(1)列中,本文控制了企业层面的控制变量,采用固定效应模型进行估计。经济政策不确定性(*EPU*)系数为-3.79,且在1%的统计水平上显著。这表明,经济政策不确定性越高时,企业金融化趋势会越弱。考虑到一些宏观经济变量会同时对经济政策不确定性和企业金融化造成影响,为了防止遗漏变量,第(2)列在第(1)的基础上新增了GDP增长率、M2增长率和利率等宏观层面的控制变量。经济政策不确定性的系数变为-3.41,仍然在1%的统计水平上显著。

为了进一步克服潜在内生性对实证结果的影响,本文以七国加权平均的经济政策不确定性为中国经济政策不确定性的工具变量,采用两阶段最小二乘法对模型进行了估计,结果如表3第(3)、(4)列所示。Anderson检验(p值)和Cragg-Donald Wald检验(F值)均表明本文选取的工具变量是有效的。与固定效应模型下的结果一致,*EPU*的系数均在1%的统计水平上小于0,也就是说,本文的回归结果是稳健的。以第(4)列的结果为例,粗略计算可知,经济政策不确定性每增加1个标准差(0.41),企业金融资产投资增长率会下降3.4个百分点。由此可见,无论是从统计意义上还是经济意义上看,经济政策不确定性上升均对企业金融化程度有显著的抑制作用,这支持了假设1b,而反对了假设1a。经济政策不确定性的上升并不是中国经济“脱实向虚”的原因,频繁推出的经济政策在阻碍实体经济投资活动的同时,也对企业金融化起到一定的抑制作用。

表3 经济政策不确定性对企业金融化的影响<sup>10</sup>

因变量: <i>G_F</i>	(1) FE	(2) FE	(3) 2SLS	(4) 2SLS
<i>EPU</i>	-3.7909*** (0.4140)	-3.4149*** (0.4080)	-10.0728*** (0.7210)	-8.1995*** (0.7250)
观测值	32,523	32,523	32,412	32,412
R <sup>2</sup>	0.1326	0.1367	0.1279	0.1340
企业层面控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
宏观层面控制变量	No	Yes	No	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
季节效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Anderson 检验			0.0000	0.0000
Cragg-Donald 检验			2.6e+04	2.6e+04

<sup>10</sup> 受篇幅限制,本文未报告控制变量的回归系数,详见附录,下同。

注：括号内为聚类到行业层面的稳健标准误，\*\*\*，\*\*，\*分别表示 1%，5%，10%统计水平下显著。

资料来源：作者利用 Stata 软件计算。

## 2. 地区和行业的异质性

由于资源禀赋和政策力度的差异，中国经济发展长期存在着区域失衡的问题。不同地区经济发达程度、金融市场完善程度以及中介市场发育程度存在较大差异，则经济活动对经济政策不确定性的敏感程度也不相同。为了考察经济政策不确定上升对不同地区企业金融化的异质性影响，本文将样本分为东部、中西部两个子样本，分别对基准模型进行回归，实证结果如表 4 所示。表 4 第 (1) 和 (2) 列分别报告了东部、中西部地区经济政策不确定性对企业金融化影响的固定效应回归结果。在东部和中西部地区的两个子样本中，经济政策不确定性的系数均在 1% 的统计水平显著小于 0，但是，在中西部地区子样本中经济政策不确定性系数的绝对值更大。考虑到模型可能的内生性问题，表 4 第 (3) 和 (4) 列报告了采用七国贸易加权后的经济政策不确定性指数作为工具变量的 2SLS 估计结果。在东部地区和中西部地区两个子样本中，经济政策不确定性 (*EPU*) 的系数分别为-7.79 和-9.10，且均在 1% 的统计水平下显著。这与固定效应模型的结果保持了一致。以上结果均表明，经济政策不确定性上升对企业金融化的抑制作用在中西部地区更强。

要素资源禀赋、地区倾向性政策以及市场化进程的差异导致了中国地区发展严重失衡。中西部地区普遍存在地理环境恶劣，制度环境较差和经济欠发达等问题，缺乏良好的实体投机机会，而金融投资不受地理条件约束的特点，使得中西部地区的金融资产投资与实体投资相比更加活跃。而且，中西部地区受限于经济发达程度、金融市场化程度以及中介和法律市场的完善程度的影响，应对政府政策出台和实施引致的市场需求更迭、产业结构变迁和制度设计变更的能力较差，进而对经济政策不确定性的变动更加敏感。因此，经济政策不确定性对企业金融化的影响存在区域差异，即经济政策不确定性对中西部所在企业的金融化程度的抑制作用强于对东部发达地区的抑制作用。

表 4 经济政策不确定性对企业金融化影响的地区差异

	(1)	(2)	(3)	(4)
	FE	FE	2SLS	2SLS
因变量: <i>G_F</i>	东部	中西部	东部	中西部
<i>EPU</i>	-3.4038*** (0.5090)	-3.4548*** (0.7940)	-7.7892*** (0.8760)	-9.1009*** (1.2870)
观测值	22,163	10,360	22,084	10,328
$R^2$	0.1409	0.1299	0.1387	0.126
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
季节效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Anderson 检验			0.0000	0.1262

	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量: $G_F$	FE 东部	FE 中西部	2SLS 东部	2SLS 中西部
Cragg-Donald 检验			1.8e+04	8269.972

注: 括号内为聚类到行业层面的稳健标准误, \*\*\*, \*\*, \*分别表示 1%, 5%, 10%统计水平下显著。

资料来源: 作者利用 Stata 软件计算。

经济政策不确定性对企业金融化的影响除了存在区域性差异, 也可能与所处行业的竞争程度有关。关于衡量行业竞争程度的指标, 本文按照销售额计算了赫芬达尔指数, 将赫芬达尔指数低于中位数的行业划分为竞争激烈的行业, 高于中位数的行业划分为竞争程度较弱的行业。<sup>11</sup> 基于不同的子样本, 分别对基准模型进行实证检验, 可以得到如表 5 所示的实证结果。

表 5 经济政策不确定性对企业金融化影响的行业差异

因变量: $G_F$	(1)	(2)	(3)	(4)
	FE	FE	2SLS	2SLS
	竞争激烈	竞争不激烈	竞争激烈	竞争不激烈
$EPU$	-3.8918*** (0.4180)	-0.8870 (0.8730)	-8.9884*** (0.8010)	-3.3325** (1.6740)
观测值	27,490	5,033	27,375	5,010
$R^2$	0.1413	0.1325	0.1383	0.1316
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
季节效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Anderson 检验			0.0000	0.0000
Cragg-Donald 检验			2.2e+04	4261.490

注: 括号内为聚类到行业层面的稳健标准误, \*\*\*, \*\*, \*分别表示 1%, 5%, 10%统计水平下显著。

资料来源: 作者利用 Stata 软件计算。

表 5 左边两列和右边两列分别是固定效应模型和工具变量法的回归结果。在第 (1) 列中, 经济政策不确定性的系数为-3.89, 且在 1%的水平上显著; 在第 (2) 列中, 经济政策不确定性的系数不显著。这表明, 在市场竞争程度更强的行业, 经济政策不确定性对企业金融化的抑制作用更强。这是因为, 在市场竞争程度较低的行业, 企业具有一定的垄断性, 具有充分的市场控制力, 对上下游关联企业的议价能力较强。当经济政策不确定性上升时, 企业能够通过合

<sup>11</sup> 出于稳健性考虑, 本文也测算了基于公司总资产规模的赫芬达尔指数, 并基于该指数对样本进行分组, 最终得到的结果与表 5 保持了一致。详见附录。

理安排投融资结构, 利用其市场力量对冲经济政策不确定性上升带来的负面影响, 承担一定的金融市场风险。此外, 市场竞争程度较低的行业, 大多是国有企业占主导的行业。国有企业与政府关系密切, 具有信息优势, 当经济政策不确定性提升时, 它们仍然能够获得相对正确的政策信息, 从而较少减持企业金融资产。换言之, 在市场竞争程度高的行业, 企业对经济政策更加敏感, 因而, 经济政策不确定性上升将引致企业经营环境发生较大改变, 从而更大程度上抑制了它们的企业金融化。

第(5)、(6)列报告了两阶段最小二乘法的回归结果, 虽然在竞争程度较低的子样本中, 经济政策不确定性的系数在1%的统计水平上显著小于0, 但是其系数的绝对值仍然显著小于竞争程度较高的子样本的情况, 与固定效应模型下的结果类似。

综合以上两类异质性分析的结果, 本文发现, 在对经济政策变动更加敏感的中西部地区、竞争程度高的行业, 经济政策不确定性上升对企业金融化的抑制作用更大。这确认了本文关于企业金融化动机的判断。在预防性储蓄动机下, 企业若对经济政策变动更加敏感, 则企业应当持有更多的金融资产; 在利润追逐动机下, 企业若对经济政策变动更加敏感, 则企业应当更加持有更少的金融资产。显然, 本文的实证结论支持了后者, 即企业金融化的利润追逐动机。

### 3. 经济政策不确定性与企业金融资产配置结构

经济政策不确定性提高不仅会影响企业金融化程度, 也会影响金融资产配置结构。不同类型的金融资产因期限、流动性的不同, 受经济政策不确定性的影响也不同。为了检验假设2a和2b, 本文估计了经济政策不确定性提高对不同类型金融资产增长率的影响, 实证结果如表6所示。

表6 经济政策不确定性对企业金融化影响的资产差异

	(1) <i>G_Trade</i>	(2) <i>G_Deri</i>	(3) <i>G_AvaiSal</i>	(4) <i>G_Maturit</i>	(5) <i>G_Invrealestat</i>	(6) <i>G_Equityin</i>
<i>EPU</i>	-5.2449** (1.1670)	5.4230 (9.8090)	-6.1284*** (0.5750)	-1.5523 (1.4530)	0.0142 (0.2190)	10.4570** (4.0010)
观测值	10,031	100	14,688	2,327	21,624	2,764
R <sup>2</sup>	0.218	0.727	0.124	0.165	0.072	0.038
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
季节效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注: 括号内为聚类到行业层面的稳健标准误, \*\*\*, \*\*, \*分别表示1%, 5%, 10%统计水平下显著。

资料来源: 作者利用Stata软件计算。

表6第(1)-(6)列分别给出了经济政策不确定性提高对交易性金融资产、衍生金融资产、可供出售金融资产、持有至到期投资、投资性房地产和长期股权投资影响的回归结果。对于交易性金融资产和可供出售金融资产而言, 经济政策不确定性(*EPU*)的回归系数分别为-5.24和

-6.13, 且均在 1% 的水平下显著; 对于企业投资于金融部门的长期股权投资而言, 经济政策不确定性 (EPU) 的系数为 10.46, 且在 1% 的统计水平下显著为正; 对于衍生金融资产、持有至到期投资和投资性房地产而言, 经济政策不确定性 (EPU) 的系数不显著。这表明, 经济政策不确定性提高显著抑制了企业对投机性强的短期金融资产的持有, 而促进了企业对长期保值资产的持有。为了克服模型因遗漏变量导致的内生性问题, 本文将七国贸易加权之后的 EPU 作为工具变量进行回归, 得到了与表 6 一致的回归结果 (见表 7)。

表 7 经济政策不确定性对企业金融化影响的资产差异: 工具变量法

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>G_Trade</i>	<i>G_Deriv</i>	<i>G_AvaiSale</i>	<i>G_Maturity</i>	<i>G_Invreales</i>	<i>G_Equityinv</i>
<i>EPU</i>	-6.3253*** (2.043)	-57.6107 (53.463)	-15.2816*** (1.079)	-2.2071 (2.902)	0.1204 (0.375)	27.4415** (10.710)
观测值	9,897	91	14,578	2,274	21,581	2,680
R <sup>2</sup>	0.2180	0.7023	0.1136	0.1648	0.0721	0.0312
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
季节效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Anderson 检验	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Cragg-Donald 检验	7592.427	17.059	1.1e+04	1272.750	1.7e+04	429.939

注: 括号内为聚类到行业层面的稳健标准误, \*\*\*, \*\*, \*分别表示 1%, 5%, 10% 统计水平下显著。

资料来源: 作者利用 Stata 软件计算。

以上实证结果验证了 H2b, 即经济政策不确定性的提高将抑制短期金融资产增长率上升, 促进长期金融资产增长率提高, 导致金融资产配置结构由投机性、短期金融资产向保值性、长期金融资产转移。这一结论能够帮助本文进一步识别企业金融化的动机。当企业金融化以预防性储蓄为目的时, 企业为了应对不断上升的经济政策不确定性, 应当增持流动性更强的短期金融资产, 对应地, 减持流动性较差的长期金融资产。当企业金融化以利润追逐为目的, 企业为了应对不断上升的经济政策不确定性, 会卖出受金融市场影响较大的短期投机型金融资产, 增持相对保值的长期金融资产。显然, 本文的实证结论支持了后者。

此外, 这一结论也能够帮助本文识别金融市场风险的影响渠道。经济政策不确定性上升抑制企业金融化的主要渠道包括抑制银行信贷 (资金来源) 和提高金融市场风险 (金融资产质量) 两个方面。抑制银行信贷显然主要影响企业金融化的整体规模, 而对企业金融化的结构影响不大。对不同资产类型的回归结果进行比较, 能够控制住银行信贷渠道, 单独分析金融市场风险的渠道。回归结果表明, 企业在面临经济政策不确定性上升时, 减持了波动更大的短期金融资

产，增持相对稳定的房地产，证明了金融市场风险渠道的存在性，即经济政策不确定性上升会通过影响金融资产价格波动，抑制企业金融化。

#### 4. 融资约束异质性

上述实证结果均已表明，经济政策不确定性的上升会抑制企业金融化趋势。为了进一步弄清楚企业金融化行为背后的逻辑，本文还采用融资约束与经济政策不确定性（*EPU*）的交互项来识别非金融企业金融化的动机，得到的回归结果如表 8 所示。

表 8 中第（1）-（3）列是固定效应模型的回归结果，第（4）-（6）列是工具变量法的回归结果。本文分别引入了三个融资约束指标与经济政策不确定性（*EPU*）的交乘项，来考察经济政策不确定性提升对受融资约束程度不同企业的金融化趋势的异质性影响。可以看到，在（1）-（3）列中，融资约束（轻）与 *EPU* 交乘项的系数均小于 0，且规模虚拟变量和销售额虚拟变量都至少在 5% 的统计水平上显著，而经济政策不确定性（*EPU*）本身的系数也显著为负。这表明，经济政策不确定性上升会显著抑制企业金融化趋势，并且对于融资约束较弱的企业（*UnCon*=1）而言，其抑制作用更强。

受融资约束严重的企业具有较强的动机持有流动性资产作为预防性储蓄。根据前文的分析，如果企业基于预防性储蓄动机而增持金融资产，那么，融资约束程度高的企业的金融资产投资增长率对经济政策不确定性的变动更加敏感。实证结果并未支持这一判断，即假设 3a 没有得到验证。也就是说，中国企业金融化行为的主要动机并不是预防性储蓄。从另一个角度看，如果企业持有金融资产是以利润追逐为目的，那么，当经济政策不确定性上升时，这些企业就会因金融资产收益的不确定性增加和银行信贷总供给的减少而降低对金融资产的持有，企业持有金融资产的增长率将下降更多。表 8 的实证结果支持了这一分析，即假设 3b 得到了验证。综上所述，进一步从融资约束异质性的角度看，利润追逐仍然是中国企业金融化的主要动机，而预防性储蓄动机得不到任何实证结果的支持。

表 8 融资约束、经济政策不确定性与企业金融化

因变量: <i>G_F</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	FE	FE	FE	2SLS	2SLS	2SLS
<i>EPU</i>	-2.4147*** (0.6200)	-2.1689*** (0.5610)	-2.8366*** (0.5760)	-5.8346*** (1.0740)	-6.6197*** (1.0770)	-7.2149*** (0.9800)
<i>UnCon_Size*EPU</i>	-1.6876** (0.7990)			-3.8980** * (1.2980)		
<i>UnCon_Size</i>	2.4765 (2.5440)			6.2606** (2.9360)		
<i>UnCon_Sale*EPU</i>		-2.0456** (0.8370)			-2.5005* (1.3000)	
<i>UnCon_Sale</i>		-1.3643 (2.9550)			-0.2663 (2.8190)	
<i>UnCon_KZ*EPU</i>			-1.1484			-2.2300*

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
因变量: $G\_F$	FE	FE	FE	2SLS	2SLS	2SLS
			(0.7340)			(1.2890)
$UnCon\_KZ$			3.1088*			4.1375*
			(1.6790)			(2.4650)
$R^2$	0.1370	0.1370	0.1380	0.1340	0.1344	0.1350
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
季节效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Anderson 检验				0.0000	0.0000	0.0000
Cragg-Donald 检验				1.2e+04	1.2e+04	1.2e+04

注：括号内为聚类到行业层面的稳健标准误，\*\*\*，\*\*，\*分别表示 1%，5%，10%统计水平下显著。

资料来源：作者利用 Stata 软件计算。

## 5. 稳健性检验

(1) 内生性问题。在基准模型中，本文添加了较多的控制变量，且控制了企业固定效应和季节效应，尽可能削弱遗漏解释变量可能带来的内生性问题。即便如此，出于稳健性考虑，本文将七国贸易加权后的国外经济政策不确定性指数作为中国经济政策不确定性的工具变量，采用两阶段最小二乘法对模型进行了重新估计，得到了一致的结论。为了减少工具变量选择带来的影响，本文进一步采用备选的工具变量，对经济政策不确定性与企业金融化的关系重新进行了估计。全球经济政策不确定性会影响中国的经济政策不确定性，但是并不直接影响中国企业的金融化行为，本文采用全球经济政策不确定性作为中国经济政策不确定性的备选工具变量，采用两阶段最小二乘法的回归结果与基准模型保持了一致。

此外，由于本文的回归模型类似于动态面板模型，因此，本文还采用了两阶段系统 GMM 来处理内生性问题。本文将所有的变量均视为内生变量，将行业虚拟变量视为外生变量，并采用经济政策不确定性、金融与实体相对收益率、财务杠杆率等变量的滞后项作为 GMM 型工具变量，并采用了稳健标准误。受限于篇幅，本文未在正文中报告回归结果。在回归结果中，经济政策不确定性的系数在 1% 的统计水平上显著为负，说明经济政策不确定性的上升会抑制企业金融资产投资趋势，进一步证明了本文的结论是稳健的。

(2) 经济政策不确定性的不同度量方式。在基准模型中，本文采用当季度三个月经济政策不确定性的平均值作为当季度该指数的度量。为了保证实证结果的有效性和科学性，本文另外采用两种方法测算了经济政策不确定性。一方面，考虑到金融投资对经济政策不确定性的反应时间较短，在稳健性检验中，本文采用当季度最后一月的指数作为当季的代理指标。另一方面，参考 Gulen and Ion (2016)，以 1/6、2/6 和 3/6 分别作为每季度中第一月、第二月和第三月 EPU 指数的权重，采用加权平均的方法计算了当季度经济政策不确定性的代理指标。无论采用哪种测算方法，实证结果均与基准模型的回归结果保持了一致。

## 五、进一步讨论：中国企业金融化动机形成的原因

金融资产具有流动性和投资的双重属性，因而，从理论上讲，企业金融化可能存在预防性储蓄和利润追逐两种不同的动机。Duchin et al. (2017) 等研究均发现，在发达国家，企业主要是以预防性储蓄作为主要动机。但本文的实证分析结果均表明，中国企业金融化的动机是利润追逐，而非预防性储蓄。为什么中国企业金融化的动机会和其他国家的企业不同？本文认为，这与中国银行歧视性地信贷供给、金融市场不完善以及民间实体投资环境不佳等因素有关。

在中国国有银行垄断经营、金融行业准入门槛较高的背景下，优质信贷资源大多流向国有企业、大规模企业，而对经济增长贡献较大的中小企业很难从主流金融机构获得信贷支持(Allen et al., 2005)。信贷资源从金融机构到企业的初次配置存在严重的供求失衡。一方面，国有企业很容易从资本市场融入超过其生产经营需要的资金，大量资金在企业内部闲置，金融资产投资需求旺盛；另一方面，中小企业因抵押品价值较低、信息不对称等问题难以从银行获得低息、长期的贷款支持，融资意愿强烈(徐军辉, 2013; 韩珣等, 2017)。垄断和融资地位不平等导致企业的过度借贷行为，金融市场高额的利差收益使得企业更愿意将超募资金从事各类金融资产投资。国有大规模企业等融资优势方能够利用股权融资、债权融资等方式融入超过其自身生产经营所需的资金，转而通过购买股票、债券、银行理财产品、委托贷款等方式从事各类金融资产投资活动(刘珺等, 2014)，非金融部门金融化趋势日益明显。因此，主流金融机构的信贷配给在一定程度上诱发了企业之间自发形成的信贷资金二次配置，从而强化了融资约束较轻的企业的逐利性金融资产投资行为。这与 Shin and Zhao (2013) 和王永钦等(2015) 所提出的原因一致。

中国金融市场不发达，股票市场 and 债券市场的大幅波动使得短期金融资产很难成为企业流动性管理的选择。金融市场的良好金融功能是金融市场能够发挥作用的前提(彭俞超, 2015)。作为预防性储蓄的金融资产，应该具有较强的变现能力和相对稳定的价格。然而，中国的金融市场不够完善，金融产品分类不全，且金融资产价格波动较大，导致金融资产不足以满足预防性储蓄的要求。现金作为公司流动性最强的资产，其价值几乎不受金融市场波动的影响，能够防范财务危机的发生。中国金融生态环境的好坏将对公司现金策略产生直接影响。在外部金融市场发育程度较低的情况下，企业超额持有现金具有更高的现金价值效应(潘俊等, 2015)，这时，企业将更倾向于持有现金、银行存款等变现能力和流动性更强的货币资金以应对经济政策不确定性的上升经营活动可能带来的负面影响。也就是说，要增强金融资产的预防性储蓄功能，必须要提高金融市场的完备性和金融资产的流动性。

中国政府投资比重一直处于较高水平，在一定程度挤出了民间的实体经济投资。政府贷款会推高利率，挤占私人信贷资源，从而降低民间投资。政府的预算赤字也会通过降低资本形成率而对私人投资产生负面影响。现有研究指出，政府投资规模的增加与民间投资整体呈负相关关系，即政府投资会挤出民间投资，造成民间投资意愿降低(扈文秀和孔婷婷, 2014)。蔡晓慧和茹玉骢(2016) 研究发现，短期中政府基础设施投资会提高企业融资成本，进而抑制企业研发活动，从而对企业民间投资形成挤出效应。2008年美国次贷危机发生后，中国政府实施了扩

张性财政政策和货币政策，并通过利率、价格和资金传导机制挤出民间投资，进而导致中国民间投资意愿较弱。此外，实体经济长期疲软，投资收益率持续下滑，导致企业从事生产性投资的积极性有所减弱，金融资产成为其释放流动性、弥补生产性亏损的替代性选择。由此可见，实体投资环境的恶化和投资机会的减少，也是进一步强化企业金融化趋势的重要原因。

## 六、主要结论和政策建议

本文采用 Baker et al. (2016) 构建的经济政策不确定性指数，利用沪深两市 A 股非金融行业上市公司 2007 年第一季度至 2015 年第四季度的数据，实证检验了经济政策不确定性上升对企业金融化的影响。实证结果表明：①经济政策不确定性上升不仅不是企业金融化的原因，而且还会抑制企业金融化。一方面，从企业角度来看，经济政策不确定性的提高会导致金融市场风险增加，通过降低金融资产质量抑制了企业金融化趋势。另一方面，从债权人角度来看，经济政策不确定性的提高导致银行发放贷款更加谨慎，通过降低资金供给抑制了企业金融化趋势。②处于不同地区和行业的企业的金融资产投资行为受经济政策不确定变动的敏感程度存在较大差异。经济政策不确定性上升对企业金融化趋势的抑制作用在中西部地区、竞争更激烈的行业更为显著。③经济政策经济不确定性对企业金融化程度的影响不仅存在规模效应，也具有结构调整效应。经济政策不确定性的提升会影响金融资产配置结构，具体表现在投机性、短期金融资产向保值性、长期金融资产的转移。④对于融资约束较弱的企业而言，其金融化趋势对经济政策不确定性的上升更加敏感，支持了企业金融化的利润追逐动机。多种模型设定和变量度量均不改变上述结论。

本文的研究结论对于重新审视和解决中国现阶段虚实相悖、杠杆率高企以及金融资产投资乱象等问题提供了新的思路。经济政策不确定性上升并非是中国企业金融化的动因，也并未对企业金融化趋势造成恶化的影响。要解决经济“脱实向虚”的问题，应从根本上消除信贷歧视，提高金融支持实体经济的力度，提高资金配置效率，应完善金融市场，提高金融市场和金融资产的功能属性，应进一步积极改善民间投资环境，使企业能够从实体经济中获得较高的收益。只有使金融回归本源，服从服务于实体经济，才能促进金融与经济的共同协调发展，实现中华民族的伟大复兴。

**参考文献:**

- [1] 蔡明荣,任世驰. 企业金融化: 一项研究综述[J]. 财经科学, 2014,(7):41-51.
- [2] 蔡晓慧,茹玉骢. 地方政府基础设施投资会抑制企业技术创新吗?—基于中国制造业企业数据的经验研究[J]. 管理世界, 2016,(11):32-52.
- [3] 陈国进,王少谦. 经济政策不确定性如何影响企业投资行为[J]. 财贸经济, 2016,(5):5-21.
- [4] 陈国进,张润泽,赵向琴. 政策不确定性、消费行为与股票资产定价[J]. 世界经济, 2017,(1):116-141.
- [5] 成思危. 虚拟经济不可膨胀[J]. 资本市场, 2015,(1):8-8.
- [6] 杜勇,张欢,陈建英. 金融化对实体企业未来主业发展的影响: 促进还是抑制[J]. 中国工业经济, 2017,(12):113-131.
- [7] 郭豫媚,陈伟泽,陈彦斌. 中国货币政策有效性下降与预期管理研究[J]. 经济研究, 2016,(1):28-41.
- [8] 韩珣,田广宁,李建军. 非金融企业影子银行化与融资结构[J]. 国际金融研究, 2017,(10):44-51.
- [9] 扈文秀,孔婷婷. 政府投资对民间投资的影响效应——基于中国经济的实证研究[J]. 国际金融研究, 2014,(11):87-96.
- [10] 胡奕明,王雪婷,张瑾. 金融资产配置动机: “蓄水池”或“替代”?——来自中国上市公司的证据[J]. 经济研究, 2017,(1):181-194.
- [11] 黄群慧. 论新时期中国实体经济的发展[J]. 中国工业经济, 2017,(9):5-24.
- [12] 李凤羽,杨墨竹. 经济政策不确定性会抑制企业投资吗? ——基于中国经济政策不确定指数的实证研究[J]. 金融研究, 2015,(4):115-129.
- [13] 李浩举,程小可,郑立东. 经济政策不确定性、营运资本管理与企业价值[J]. 中央财经大学学报, 2016,(3):72-81.
- [14] 李建军,马思超. 中小企业过桥贷款投融资的财务效应——来自中国中小企业板上市公司的证据[J]. 金融研究, 2017,(3):116-129.
- [15] 刘珺,盛宏清,马岩. 企业部门参与影子银行业务机制及社会福利损失模型分析[J]. 金融研究, 2014,(5):96-109.
- [16] 鲁春义,丁晓钦. 经济金融化行为的政治经济学分析——一个演化博弈框架[J]. 财经研究, 2016,(7):52-62.
- [17] 潘俊,王亮亮,吕雪晶. 金融生态环境、内部资本市场与公司现金策略[J]. 管理评论, 2015,(5):58-69.
- [18] 彭俞超. 金融功能观视角下的金融结构与经济增长——来自 1989-2011 年的国际经验[J]. 金融研究, 2015,(1):32-49.
- [19] 彭俞超,方意. 结构性货币政策、产业结构升级与经济稳定[J]. 经济研究, 2016,(7):29-42.
- [20] 彭俞超,刘代民,顾雷雷. 减税能缓解经济“脱实向虚”吗?——来自上市公司的证据[J]. 税务研究, 2017,(8):93-97.

- [21] 饶品贵, 岳衡, 姜国华. 经济政策不确定性与企业投资行为研究[J]. 世界经济, 2017,(2):27-51.
- [22] 宋军, 陆旸. 非货币金融资产和经营收益率的U形关系——来自中国上市非金融公司的金融化证据[J]. 金融研究, 2015,(6):111-127.
- [23] 谭小芬, 张文婧. 经济政策不确定性影响企业投资的渠道分析[J]. 世界经济, 2017,(12):3-26.
- [24] 田磊, 林建浩. 经济政策不确定性兼具产出效应和通胀效应吗?来自中国的经验证据[J]. 南开经济研究, 2016,(2):3-24.
- [25] 王国刚. “去杠杆”: 范畴界定、操作重心和可选之策[J]. 经济学动态, 2017,(7):16-25.
- [26] 王红建, 李青原, 邢斐. 经济政策不确定性、现金持有水平及其市场价值[J]. 金融研究, 2014,(9):53-68.
- [27] 王永钦, 刘紫寒, 李嫦. 识别中国非金融企业的影子银行活动——来自合并资产负债表的证据[J]. 管理世界, 2015,(12):24-40.
- [28] 谢家智, 王文涛, 江源. 制造业金融化、政府控制与技术创新[J]. 经济学动态, 2014,(11):78-88.
- [29] 徐军辉. 中国式影子银行的发展及其对中小企业融资的影响[J]. 财经科学, 2013,(2):11-20.
- [30] 杨箐, 刘放, 王红建. 企业交易性金融资产配置: 资金储备还是投机行为?[J]. 管理评论, 2017,(2):13-25.
- [31] 张成思, 张步昙. 再论金融与实体经济: 经济金融化视角[J]. 经济学动态, 2015,(6):56-66.
- [32] 张成思, 张步昙. 中国实业投资率下降之谜: 经济金融化视角[J]. 经济研究, 2016,(12):32-46.
- [33] Allen, F., J. Qian and M. Qian. Law Finance and Economic Growth in China [J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 77(1): 116-157.
- [34] Baker, S., N. Bloom, and S. Davis, Measuring Economic Policy Uncertainty[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(4):1593-1636.
- [35] Baum, C. F., M. Caglayan, and N. Ozkan. The Second Moments Matter: The Impact of Macroeconomic Uncertainty on the Allocation of Loanable Funds[J]. *Economics Letters*, 2009, 102(2):87-89.
- [36] Bloom, N., S. Bond, and J. V. Reenen. Uncertainty and Investment Dynamics[J]. *Review of Economic Studies*, 2010, 74(2):391-415.
- [37] Demir, F. Financial Liberalization, Private Investment and Portfolio Choice: Financialization of Real Sectors in Emerging Markets [J]. *Journal of Development Economics*, 2009, 88(2):314-324.
- [38] Demir, E., and O. Ersan. Economic Policy Uncertainty and Cash Holdings: Evidence from BRIC Countries [J]. *Emerging Markets Review*, 2017, 33(1):189-200.
- [39] Duchin, R., T. Gilbert, J. Harford, and C. Hrdlicka. Precautionary Savings with Risky Assets: When Cash is not Cash[J]. *The Journal of Finance*, 2017, 72(2):793-852.
- [40] Epstein, G. A. *Financialization and the World Economy*[M]. Edward Elgar, 2006.
- [41] Guariglia, A., and S. Mateut. Inventory Investment, Global Engagement, and Financial Constraints in the UK: Evidence from Micro Data [J]. *Journal of Macroeconomics*, 2010, 32(1):239-250.
- [42] Gulen, H., and M. Ion. Policy Uncertainty and Corporate Investment[J]. *The Review of Financial*

- Studies, 2016, 29(3):523-564
- [43] Julio, B., and Y. Yook. Political Uncertainty and Corporate Investment Cycles[J]. The Journal of Finance, 2012, 67(1):45-83.
- [44] Kaplan, S. N., and L. Zingales. Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints? [J]. Quarterly Journal of Economics, 1997, 112(1):169-215.
- [45] Krippner, G. R. The Financialization of the American Economy[J]. Socio-Economic Review, 2005, 3(2):173-208.
- [46] Opler, T., L. Pinkowitz L., and R. Stulz. The Determinants and Implications of Corporate Cash Holdings[J]. Journal of Financial Economics, 1999, 52(1):3-46.
- [47] Pastor, L., and P. Veronesi. Uncertainty about Government Policy and Stock Prices [J]. The Journal of Finance, 2012, 67(4):1219-1264.
- [48] Pastor, L., and P. Veronesi. Political uncertainty and Risk Premier[J]. Journal of Financial Economics, 2013, 110(3):520-545
- [49] Quan, V. L., and P. J. Zakh. Political Risk and Capital Flight[J]. Journal of International Money & Finance, 2000, 25(2):308-329.
- [50] Shin, H. S., and L. Zhao. Firms as Surrogate Intermediaries: Evidence from Emerging Economics[R]. Princeton Working Paper, 2013.
- [51] Wang, Y., C. R. Chen, and Y. S. Huang. Economic Policy Uncertainty and Corporate Investment: Evidence from China [J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2014, 26(3):227-243.

## Economic Policy Uncertainty and Corporate Financialization

PENG Yu-chao<sup>1,2</sup>, HAN Xun<sup>1,3</sup>, LI Jian-jun<sup>1,3</sup>

1. AIIB Institute, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China;
2. School of Finance, Renmin University of China, Beijing 100872, China;
3. School of Finance, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China

**Abstract:** Recent economy in China has driven from entity to virtual which has drawn much attention in academia. Both domestic and foreign studies have shown that increase in economic policy uncertainty (EPU) would restrain real sector investment. Is corporate financialization the result of economic policy uncertainty rising? This paper uses the empirical quarterly data of all “A” share listed companies from 2007 to 2015, to empirically answer the question. The results show that, in general, increase in EPU would restrain financialization trend. In terms of region and industry, the negative effect of EPU on corporate financialization is more pronounced in the middle and western region, and industry of intense competition. Further analysis shows that EPU will not only impact enterprises’ financial investment scale, but also will affect financial assets structure. Firms would reduce the investment level of speculative financial asset, and increase long-term value reserving financial investment in consideration of financial market risk and business risk. Finally, the paper also finds that, enterprises’ financialization trend with lower financial constraint, is more sensitive to the rise of economic uncertainty, which suggesting that speculating is the essential motivation of enterprises’ financialization in China, rather than precautionary saving. The paper provides some reference for government to lead corporate investment back to real sector.

**Key Words:** economic policy uncertainty; financialization; financial asset allocation

**JEL Classification:** E50 G32 G30