

DOI:10.19361/j.er.2023.01.06

IPO 与企业固定资产投资

陈世来 李青原*

摘要：股票市场作为一种重要的直接融资场所，有效发挥其优化资源配置的功能不仅是资本市场改革的目标，更是落实金融服务实体经济高质量发展战略的重要举措。本文基于股票上市这一特殊场景，利用中国 1999—2018 年 A 股非金融类 IPO 企业样本，考察 IPO 对企业固定资产投资决策的影响。结果表明，相比 IPO 前，企业 IPO 后固定资产投资显著增加，且该效应主要体现在非国有企业、中小板和创业板企业及 IPO 超募的企业。作用机制检验发现，缓解融资约束、降低债务融资成本是 IPO 促进企业固定资产投资的两条路径。本研究为深化资本要素市场化配置改革，更好地实现金融服务实体经济高质量发展提供了政策启示。

关键词：IPO；固定资产投资；融资约束；债务融资成本

中图分类号：F275.5；F832.5

一、引言

党的二十大报告提出，“深化要素市场化改革，建设高标准市场体系”，“健全资本市场功能，提高直接融资比重”，不仅将要素市场化改革提升到新的高度，还重申了资本市场的改革方向。股票市场作为资本市场的重要组成部分，既是一种重要的要素市场，也是落实金融服务实体经济高质量发展战略的重要载体。资本投入是宏观经济增长的关键驱动因素，固定资产投资更是中国经济长期以来保持高速增长的重要驱动力量。IPO 是企业进入股票市场的主要途径，在中国 IPO 监管制度下，IPO 募集资金主要用于与企业自身业务相关的募投项目，其中最主要的用途是扩大固定资产投资，企业必须严格按照招股说明书约定的用途使用资金，不得擅自变更。因此，IPO 监管制度的初衷便是促进企业固定资产投资，助力实体经济高质量发展。然而，由于监管制度不够完善，近年来频频出现的 IPO 企业擅自变更募集资金用途、脱实向虚等异象，严重偏离了 IPO 监管制度设计的初衷，使得 IPO 市场饱受大股东“资本炒作”、“圈钱”等诟病。在注册制实施以来上市企业数量快速扩容的大背景下，重新审视 IPO 究竟如何影响微观企业的固定资产投资行为，对于深化和完善资本要素市场化配置改革、提高资源配置效率进而更好地实现金融服务实体经济高质量发展目标有着重要现实意义。

* 陈世来，华中科技大学管理学院，邮政编码：430074，电子信箱：slchen@hust.edu.cn；李青原，武汉大学经济与管理学院，邮政编码：430072，电子信箱：qyli@whu.edu.cn。

本文受到国家社会科学基金重大项目“政府职能转变的制度红利研究”（项目批准号：18ZDA113）资助。作者感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见，文责自负。

既有文献考察了非上市企业与上市企业间固定资产投资水平的差异(Brav, 2009; Asker et al., 2015; Feldman et al., 2021), 但这些研究主要着眼于同期横向比较, 无法观测到同一企业从非上市到上市这一基本面和监管环境动态变化后纵向固定资产投资水平的变化, 且研究结论也不一致。虽然个别文献部分涉及 IPO 对企业固定资产投资行为影响的讨论(Pagano et al., 1998; Chemmanur et al., 2010), 但由于制度背景的差异, 所得出的结论对中国资本市场改革实践的借鉴意义有限。不同于西方成熟的资本市场, 转型经济时期中国资本市场尚不够发达, IPO 监管制度也在不断动态变迁, 中国企业 IPO 对其固定资产投资行为的影响逻辑也与西方资本市场有所差异。因此, 重新对这一问题进行考察, 具有重要的理论价值。本文基于上述现实和理论背景, 考察中国企业 IPO 对其固定资产投资行为的影响。具体而言, 第一, 企业 IPO 前后固定资产投资水平有何差异? 第二, 这种差异在不同企业是否存在异质性? 第三, IPO 影响企业固定资产投资行为的作用机制是什么?

理论上, IPO 对企业固定资产投资的影响存在两种可能。一方面, 根据融资约束理论, 企业 IPO 前融资渠道较少, 特别是在中国资本市场门槛较高的背景下, 非上市企业主要依赖以内部留存收益和银行借款为主的间接融资。但受限于抵质押物和担保增信欠缺, 以及信息披露水平较低, 企业上市前不仅债务融资规模受限, 债务融资成本也较高, 导致企业上市前的融资约束程度较上市后往往更严重, 从而抑制了其固定资产投资的能力。而上市不仅可以帮助企业募集大量资金, 还可以拓宽融资渠道, 改善公司治理, 提高信息透明度, 进而降低融资成本, 缓解融资约束, 提高企业固定资产投资水平(Brav, 2009)。另一方面, 根据代理观, 企业上市前往往所有权和经营权合一, 代理问题相对较轻, 而随着企业上市过程中两权分离, 在不完善的监管环境下, 可能会加剧代理冲突。由于固定资产投资活动有着较高风险, 管理层迫于职业压力往往容易短视, 害怕承担期限较长、风险较大但净现值为正的项目的投资风险, 从而会减少收益率较低的固定资产投资(Narayanan, 1985; Stein, 1989; Asker et al., 2015), 而转向投资金融资产等短平快的高收益项目, 使得企业上市后固定资产投资水平降低。因此, 上市究竟如何影响企业固定资产投资是个有待实证检验的问题。

鉴于此, 本文基于企业 IPO 这一特殊场景, 运用中国 1999—2018 年 A 股非金融类 IPO 企业样本, 研究 IPO 对企业固定资产投资行为的影响。结果发现: 相比 IPO 前, 企业 IPO 后固定资产投资显著增加, 支持融资约束理论。异质性检验发现, IPO 对企业固定资产投资的促进作用主要体现在非国有企业、中小板和创业板企业及 IPO 超募的企业。作用机制检验发现, 缓解融资约束、降低债务融资成本是 IPO 促进企业固定资产投资的两条路径。

本文有如下边际贡献: 首先, 基于中国 IPO 监管制度背景, 从股票上市这一特殊视角比较分析企业 IPO 前后固定资产投资水平的纵向动态变化, 丰富了 IPO 影响企业微观行为的相关文献。Pagano 等(1998)、Asker 等(2015) 及 Feldman 等(2021) 分别从同期横向视角考察了非上市企业与上市企业间固定资产投资水平的差异, 但由于企业上市前后基本面和监管环境变化较大, 其固定资产投资行为也有所差异, 尚无文献从这一视角进行考察。本文不仅丰富了这方面的文献, 还拓展了孔东民等(2015)、张劲帆等(2017)、祝树金和汤超(2020)、李青原和陈世来(2021)、龙小宁和张靖(2021) 等关于中国企业 IPO 前后微观行为研究的文献。其次, 以中国独特的制度背景丰富了融资约束理论在企业 IPO 场景中解释力的经验证据。既有文献基于发达资本市场制度背景考察非上市企业与上市企业间的固定资产投资差异时主要基于代理理论(Narayanan, 1985; Stein, 1989; Pagano et al., 1998;

Chemmanur et al., 2010; Asker et al., 2015), 但区别于西方成熟的资本市场, 中国的资本市场尚不发达, 两权分离带来的代理问题较发达资本市场更轻, 在考察 IPO 企业的投资行为时也需要充分考虑到这一制度环境的差异。本文发现融资约束理论更能够解释中国 IPO 企业的固定资产投资行为, 不仅深化了 IPO 影响中国企业固定资产投资行为的理论逻辑, 还为融资约束理论在中国企业 IPO 场景中的适用性提供了独特的经验证据。再次, 为 IPO 在促进企业固定资产投资进而助推实体经济高质量发展中的积极作用提供了微观经验证据。注册制下上市企业数量快速扩容, 但同时也伴随着企业上市后频频出现擅自变更募集资金用途、脱实向虚等行为, 使得 IPO 市场饱受大股东“资本炒作”、“圈钱”等诟病。本文从微观企业价值增值和宏观经济增长最重要的因素之一——固定资产投资视角出发, 为中国企业 IPO 对实体经济的积极作用提供了直接的微观证据。最后, 本文还为进一步深化资本要素市场化配置改革, 更好地促进金融服务实体经济高质量发展提供了政策启示。

二、文献回顾、理论分析与假设提出

(一) 文献回顾

作为缓解信息和融资摩擦的重要事件, IPO 对企业发展具有里程碑意义。大量文献从不同角度考察了 IPO 企业的投资行为, 如企业 IPO 的动机 (Pagano et al., 1998; Kim and Weisbach, 2008; Aslan and Kumar, 2010; Hsieh et al., 2011), IPO 对企业创新 (Bernstein, 2015; 孔东民等, 2015; 张劲帆等, 2017; 祝树金、汤超, 2020; 龙小宁、张靖, 2021)、并购 (Celikyurt et al., 2010; Maksimovic et al., 2013; Cornaggia et al., 2021) 及固定资产投资 (Pagano et al., 1998; Brav, 2009; Chemmanur et al., 2010; Asker et al., 2015; Feldman et al., 2021) 等方面的影响。

企业 IPO 的动机层面, Pagano 等 (1998) 发现意大利企业上市并非是为未来的投资和增长融资, 而是为了在高投资和高增长后重新平衡报表。然而, Kim 和 Weisbach (2008) 认为企业上市是为了筹集投资所需的资金; 与之类似, Aslan 和 Kumar (2010) 也发现有较大增长机会和投资需求的公司更可能上市。Hsieh 等 (2011) 发现便于进行并购是企业 IPO 的重要动机。

IPO 对企业创新的影响层面, Bernstein (2015) 发现 IPO 后企业从外部购买的创新成果显著增加, 而内部创新投入并无显著提升, 表明上市加剧了管理层代理问题。以中国 IPO 企业为样本, 孔东民等 (2015) 发现企业 IPO 后创新投入显著减少, 最终导致生产率下降; 龙小宁和张靖 (2021) 发现企业为了 IPO 会策略性进行专利管理, 导致资源错配和上市后生产率降低。相反, 张劲帆等 (2017) 认为企业 IPO 可以缓解融资约束, 使得企业有能力增加创新投入。祝树金和汤超 (2020) 发现企业上市后产品质量显著提高, 其中对生产技术发明和改进相关的创新投入导致的生产技术复杂性提高是一个重要机制。

IPO 对企业并购的影响层面, Maksimovic 等 (2013) 横向比较分析了上市企业与非上市企业并购投资的差异, 发现上市企业比非上市企业进行了更多并购。Celikyurt 等 (2010) 从纵向角度发现企业 IPO 后并购投资显著增加。在此基础上, Cornaggia 等 (2021) 发现企业上市后非本地并购显著增加, 且并购的地理距离也显著增加。

IPO 对企业固定资产投资的影响层面, Pagano 等 (1998) 发现意大利企业 IPO 后投资水平显著下降; 而 Chemmanur 等 (2010) 发现美国企业 IPO 前资本支出持续增长, 且资本支出

越多的企业上市的概率越大。此外,部分文献还横向比较了同期上市企业与非上市企业间固定资产投资水平的横向差异(Brav, 2009; Asker et al., 2015; Feldman et al., 2021)。Brav (2009)发现上市企业不管是上市前还是上市后固定资产投资水平均高于同期非上市企业, Feldman 等(2021)也得到类似结论。与之相反, Asker 等(2015)发现非上市企业的固定资产投资水平显著高于上市企业。

上述文献或纵向考察了 IPO 对企业创新、并购的影响,或横向考察了同期上市与非上市企业固定资产投资的差异,有利于丰富对 IPO 与企业投资行为之间关系的理解,为后续研究奠定了理论和文献基础。但这些文献并未直接考察中国制度背景下 IPO 对企业固定资产投资行为的纵向动态影响,相关结论也不一致,有待进一步探讨。因此,本文基于 IPO 场景考察上市对企业固定资产投资行为的影响,不仅可以丰富这类文献,还可以为深化 IPO 制度改革,促进实体经济高质量发展提供政策启示。

(二) 理论分析与假设提出

根据莫迪格利安尼-米勒定理(MM 定理),固定资产投资是公司价值提升的重要驱动力量,其动态变化直接会影响企业的增长期权和清算期权价值(靳庆鲁等,2012),同时固定资产投资还是宏观经济增长的重要引擎。在市场存在摩擦的情况下,企业固定资产投资不仅受限于可支配现金流水平(融资约束程度),也取决于管理者的投资意愿和风险承担水平(代理问题)。结合中国企业上市前后基本面和监管环境的变化,IPO 对企业固定资产投资的影响存在如下两种可能。

1. IPO 促进企业固定资产投资:融资约束理论

根据融资约束理论,融资约束是制约企业固定资产投资的重要影响因素,这一问题在新兴市场尤其严重。从 IPO 前看,首先,转型经济时期的中国资本市场尚不发达,导致非上市企业的融资渠道非常有限,融资模式单一,主要依赖内部留存收益和银行贷款融资,融资约束程度较上市企业往往更为严重,最终抑制企业上市前的固定资产投资能力。其次,非上市企业资产规模较上市企业往往较小,业绩更不稳定,银行等债权人出于风险考虑,一般需要贷款企业提供强有力的担保增信或抵质押物,并收取更高的风险溢价作为补偿。但受限于担保增信欠缺和抵质押物较少,非上市企业能够获得的债务融资较为有限,债务融资成本往往较高,加剧了其融资约束,进一步抑制其固定资产投资能力。再次,信息不对称是信贷市场资源错配的主要原因,企业上市前的公司治理水平往往较上市后低,由于不需要像上市企业那样定期公开披露财务报告,部分企业甚至会根据不同用途编制多套报表,外部监督的缺乏导致企业上市前的信息不对称问题较上市后更严重,信息披露质量更低,也使得企业上市前的债务融资成本较上市后更高(Brav, 2009; Saunders and Steffen, 2011),加剧了信贷错配,无疑也会提高企业融资约束,制约了企业上市前的固定资产投资水平。

从 IPO 后看,首先, IPO 作为企业进入资本市场的一种直接融资方式,本身可以为企业募集大量资金。上市后企业还可以进行多种形式的股权融资(如再融资等),有利于拓宽企业融资渠道,缓解融资约束。同时,随着上市后企业资产规模的大幅增加,业务进一步做大做强,也有助于企业在信贷市场获得更高的信用评级,得到更多债务融资并降低融资成本,为固定资产投资提供更多资金来源。其次,自 IPO 核准制实施以来,企业上市前需要经过保荐机构、律师、会计师等中介机构的长期专业辅导及监管机构的严格审核,公司治理水平和信息披露质量得到大幅度提高,有助于缓解信息不对称问题。同时,企业上市后需要定期披

露财务报表及日常各类重大事项,信息更为公开透明,可以有效降低金融机构的信息收集和
处理成本,使企业更容易获得更多的信贷资源,降低债务融资成本,大大缓解融资约束
(Brav, 2009),提高固定资产投资能力。再次,股票市场建立的初衷是为实体企业提供融资,
在 IPO 募集资金“项目制”监管制度下, IPO 所募集的资金主要用于与企业主营业务相关的
项目。企业上市后需要严格按照招股说明书的约定使用募集资金,不得擅自变更资金用途,
否则将受到监管处罚,从而有助于引导企业将资金用于固定资产投资。

综上所述,随着上市后融资约束程度的缓解,债务融资成本的降低,在 IPO 监管制度的
约束下,企业 IPO 后的固定资产投资水平会提高。于是本文提出:

假设 H1a:相比 IPO 前,企业 IPO 后固定资产投资增加。

2. IPO 抑制企业固定资产投资:代理理论

根据代理理论,上市使得企业从私有股权向公共股权转移,与此同时所有权和经营权也
实现分离,从而加剧代理冲突,对企业的投融资行为产生负面影响(Pagano et al., 1998;
Chemmanur et al., 2010; Bernstein, 2015)。Jensen(1986)认为所有者与管理者之间的代理冲
突是导致管理者投资净现值为负的项目的重要原因。从 IPO 前看,一方面,所有者往往也是
经营者,股权较为集中,缺乏流动性,此时代理问题相对较轻,管理层有动机增加期限较长、
风险较大但净现值为正的项目投资,以实现利益最大化。另一方面,扩大固定资产投资是企业
增加利润实现做大做强目标的重要手段,保持适度的固定资产投资规模增长可以为企业
获取长期收益提供保障,在一定程度上也代表着企业未来的盈利能力和可持续性,从而提高
企业 IPO 过会的概率。Chemmanur 等(2010)发现 IPO 前资本支出越多的企业上市的概率更
大。特别是在中国 IPO 核准制下,企业过往的经营业绩和盈利能力的可持续性是 IPO 审核
中监管机构重点关注的内容,固定资产投资作为价值创造的重要源泉,只有保持合理的固定
资产投资增长,才能为企业未来的持续盈利能力提供保障。因此,企业上市前有较强的动机
增加固定资产投资,以便顺利上市并提高 IPO 定价。

而在 IPO 后,两权分离下股东与管理层的目标往往存在不一致,从而加剧代理冲突。在
自利动机下,管理层迫于职业压力往往容易短视,过度关心企业短期业绩和股价,忽视对符
合企业长期发展战略、期限较长、风险较大但净现值为正的项目投资(Narayanan, 1985; Stein,
1989; Asker et al., 2015),甚至会为了满足短期盈利预测而避免投资盈利的项目,从而扭曲投
资行为。Stein(1989)认为即使市场是有效的,管理层也可能由于过度关注股价而放弃好的
投资机会。上市后的分析师跟踪、定期财务报告披露、短期投资者的“用脚投票”、被收购风
险等资本市场压力可能会进一步加剧这种短视行为带来的代理冲突,大量文献给出了这方
面的证据。例如, Bernstein(2015)发现 IPO 后代理冲突的加剧使得企业更倾向于购买外部
创新成果,而不是增加内部创新投入; Asker 等(2015)发现上市企业不仅横向的固定资产投
资水平显著低于非上市企业,其对投资机会的敏感性也显著更低。在中国股票市场尚不发
达的背景下,以管理层短视为代表的代理冲突也会弱化管理层的投资动机,进而降低固定资
产投资水平。孔东民等(2015)、龙小宁和张靖(2021)发现中国企业上市后代理问题的加剧
使得企业创新能力和质量降低,导致资源错配,最终降低了生产率。此外,资本市场频频出
现的擅自变更募集资金用途、脱实向虚等行为,也都表明代理问题的存在使得部分企业上市
后偏离了 IPO 监管制度设计的初衷,严重影响了股票市场在优化资本要素资源配置方面
的重要作用,不利于实体经济的高质量发展。

综上所述,上市导致的代理问题加剧,可能抑制企业 IPO 后的固定资产投资。于是本文提出:

假设 H1b:相比 IPO 前,企业 IPO 后固定资产投资减少。

三、研究设计

(一) 样本选择

为了考察上市对企业固定资产投资的影响,本文选取 1999—2018 年中国 A 股非金融类 IPO 企业为样本,并进行如下处理:(1)剔除 ST 等经营异常样本;(2)剔除资不抵债及营业收入等核心财务指标缺失或小于等于 0 的样本;(3)将非主要财务变量的缺失值补为 0;(4)保留企业 IPO 前后各 3 年数据;(5)剔除不满足 IPO 前后至少有一年数据的样本。之所以样本起始期为 1999 年、终止期为 2018 年,是因为控制变量作滞后一期处理,国泰安(CSMAR)数据库中公司 IPO 前的财务数据起始时间为 1998 年,而 2020 年受新冠疫情影响,固定资产投资数据无法反映企业正常的经营活动,故不用 2020 年及以后期间数据。为了控制极端值的影响,本文对连续财务变量进行了上下各 1% 的缩尾处理。为了控制个体和时间对结果的影响,本文采用固定效应对模型进行回归,同时对标准误差进行了企业层面的 cluster 聚类。本文的数据主要来自 CSMAR 和万得(WIND)数据库,IPO 前政府补助数据缺失部分从招股说明书手工收集整理得到。^①

(二) 模型设定与变量定义

为了验证前述假设,本文设定如下模型:

$$Invest_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Post + \alpha_2 X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

(1)式中: $Invest$ 为企业固定资产投资水平代理变量。参照 Duchin 等(2010)、Julio 和 Yook(2012)、Li 等(2020)及靳庆鲁等(2012)等文献,并结合中国 IPO 实务具体情况,本文分别从年度资本性支出的现金流出和固定资产账面价值净额变动两个维度来度量企业固定资产投资水平,这样可以较好地观测 IPO 企业各年度的实际投资规模变化。具体而言,本文分别用如下两个指标度量:(1) $Invest_1$ = 企业构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金净额/经调整的期初总资产;(2) $Invest_2$ = 年度内企业固定资产净额增加额/经调整的期初总资产。其中,在计算 IPO 之前及 IPO 当年的投资水平时,直接用期初总资产账面值作为分母,而 IPO 之后(不含当年)各年度则用期初总资产减去 IPO 募集资金净额作为分母,使得总资产得到合理平滑,计算出来的投资水平更具有纵向可比性。这样处理是因为 IPO 后企业资产规模的大幅增加主要是由筹资活动导致的,而投资水平的增幅往往大于或者小于 IPO 带来的资产增幅,直接采用期初总资产作为分母可能会导致度量偏差,无法反映企业真实的固定资产投资水平。

$Post$ 为 IPO 进程的虚拟变量。参考孔东民等(2015)、张劲帆等(2017)、祝树金和汤超(2020)及李青原和陈世来(2021)的方法,本文对其定义如下:如果观测年份为 IPO 之后(不含当年),则 $Post$ 取值 1,否则取值 0。 X 为多个控制变量构成的向量,参考 Duchin 等(2010)、Julio 和 Yook(2012)、Li 等(2020)及靳庆鲁等(2012)等文献,并结合 IPO 实务,本文

^①感谢华中科技大学孔东民教授、中南财经政法大学杨国超教授对 IPO 前政府补助数据的援助,大部分缺失数据由他们团队前期手工收集而来。

控制了如下可能影响 IPO 企业固定资产投资水平的系列变量: (1) 企业特征变量, 包括企业规模 (*Size*)、资产负债率 (*Lev*)、企业年龄 (*Age*)、现金持有水平 (*Cash*)、成长性 (*Growth*)、盈利能力 (*ROA*)、现金流水平 (*CFO*)、政府补助规模 (*Subsidy*)、第一大股东持股比例 (*Fshare*)、董事会规模 (*Board*)、独立董事占比 (*IndBoard*)、两职合一 (*Dual*); (2) 地区宏观特征变量, 如企业所在省份年度 GDP 增长率 (*GDPGrowth*)、省份年度信贷情况 (*Creditloan*)、省份财政赤字 (*Fdeficit*)。 i 为单个观测样本, t 为样本观测年份。此外, 本文在回归中还控制了企业和年度固定效应。

变量具体定义如表 1 所示。

表 1 主要变量定义

变量含义	变量	变量定义
被解释变量	$Invest_1$ $Invest_2$	见前文
解释变量	$Post$	如果观测年份为 IPO 之后 (不含当年), 则取值为 1, 否则为 0。
控制变量		
企业规模	<i>Size</i>	总资产 (元) 的自然对数
资产负债率	<i>Lev</i>	总负债与总资产的比值
企业年龄	<i>Age</i>	公司成立年限与 1 之和的自然对数
现金持有水平	<i>Cash</i>	货币资金与总资产的比值
成长性	<i>Growth</i>	(本年营业收入-上年营业收入)/上年营业收入
盈利能力	<i>ROA</i>	净利润与总资产的比值
现金流水平	<i>CFO</i>	经营活动产生的现金流量净额与期初总资产的比值
政府补助规模	<i>Subsidy</i>	当年政府补助金额与营业收入的比值
第一大股东持股	<i>Fshare</i>	第一大股东持股数/总股本
董事会规模	<i>Board</i>	董事会人数的自然对数
独立董事占比	<i>IndBoard</i>	独立董事人数与董事会人数的比值
两职合一	<i>Dual</i>	董事长兼任总经理时取值为 1, 否则为 0
地区 GDP 增速	<i>GDPGrowth</i>	企业所在省份年度 GDP 增长率
地区信贷情况	<i>Creditloan</i>	企业所在省份年度贷款余额与 GDP 的比值
地区财政赤字情况	<i>Fdeficit</i>	企业所在省份年度一般财政预算支出、预算收入之差与 GDP 的比值

(三) 描述性统计

表 2 为变量的描述性统计结果。 $Invest_1$ 的平均值和标准差分别为 0.142 和 0.131, $Invest_2$ 的平均值和标准差分别为 0.079 和 0.126, 表明 IPO 公司的投资水平分别为 14.2% 和 7.9%, 且存在一定差异。 $Post$ 的平均值为 0.786, 表明样本中有 78.6% 的观测期为 IPO 后。 Lev 的平均值为 0.326, 表明 IPO 公司的平均资产负债率为 32.6%, 处于较合理的水平。 $Cash$ 的平均值为 0.274, 表明 IPO 公司的平均现金持有比例为 27.4%, 处于较高水平。 $Growth$ 的平均值为 0.216, 表明 IPO 公司的平均成长性为 21.6%, 成长速度较快。 ROA 的平均值为 0.077, 表明 IPO 公司的平均总资产收益率为 7.7%, 盈利能力一般。 CFO 的平均值为 0.079, 表明中国 IPO 公司的平均现金流水平为 7.9%, 现金流水平一般。 $Subsidy$ 的平均值为 0.012, 表明中国 IPO 公司获取的平均政府补助为 1.2%, 处于较低水平。 $Fshare$ 的平均值和标准差分别为 0.399 和 0.157, 表明中国 IPO 公司的平均第一大股东持股比例为 39.9%, 处于较高水平, 一股独大现象严重。 $Size$ 、 Age 、 $Board$ 、 $IndBoard$ 、 $Dual$ 、 $GDPGrowth$ 、 $Creditloan$ 、 $Fdeficit$ 等变量均符

合现实,且与既有文献基本一致。

表 2 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	25 分位数	中位数	75 分位数	最小值	最大值
<i>Invest</i> ₁	7 115	0.142	0.131	0.050	0.103	0.192	0.003	0.674
<i>Invest</i> ₂	7 115	0.079	0.126	0.001	0.032	0.110	-0.059	0.653
<i>Post</i>	7 115	0.786	0.410	1	1	1	0	1
<i>Size</i>	7 115	21.033	0.980	20.399	20.894	21.543	19.046	24.616
<i>Lev</i>	7 115	0.326	0.181	0.176	0.306	0.461	0.035	0.770
<i>Age</i>	7 115	2.541	0.424	2.303	2.565	2.833	1.099	4.078
<i>Cash</i>	7 115	0.274	0.183	0.130	0.224	0.385	0.030	0.791
<i>Growth</i>	7 115	0.216	0.265	0.052	0.176	0.332	-0.315	1.241
<i>ROA</i>	7 115	0.077	0.051	0.044	0.067	0.099	-0.028	0.263
<i>CFO</i>	7 115	0.079	0.118	0.014	0.073	0.141	-0.258	0.441
<i>Subsidy</i>	7 115	0.012	0.014	0.003	0.007	0.015	0	0.080
<i>Fshare</i>	7 115	0.399	0.157	0.281	0.382	0.506	0.105	0.818
<i>Board</i>	7 115	2.128	0.195	1.946	2.197	2.197	1.609	2.708
<i>IndBoard</i>	7 115	0.367	0.056	0.333	0.333	0.429	0.200	0.571
<i>Dual</i>	7 115	0.341	0.474	0	0	1	0	1
<i>GDPGrowth</i>	7 115	0.094	0.025	0.075	0.085	0.110	-0.025	0.238
<i>Creditloan</i>	7 115	1.388	0.501	1.017	1.242	1.730	0.677	2.585
<i>Fdeficit</i>	7 115	0.055	0.052	0.022	0.035	0.065	0.013	0.291

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果分析

表 3 列示了实证检验结果。第(1)列和第(3)列为不加控制变量的回归结果,*Post* 均在 1%的水平上显著为正,初步支持了假设 H1a。第(2)列和第(4)列为包含全部控制变量的回归结果,解释变量均在 1%的水平上显著为正,进一步支持了假设 H1a,表明相较 IPO 前,企业 IPO 后固定资产投资水平显著提高。就经济意义而言,以第(2)列和第(4)列为例,在 IPO 后,企业固定资产投资水平较 IPO 前分别提高了 28.87% (0.041/0.142) 和 50.63% (0.040/0.079)。这与 Asker 等(2015)横向比较非上市企业与上市企业的投资水平结果相反,原因可能在于:首先,中国资本市场上大股东一股独大现象突出,所有者也经常兼任管理者,因此第一类代理问题较成熟的资本市场更轻。其次,由于中国资本市场尚不发达,监管层对 IPO 募集资金的监管有待加强,股东对项目投资收益率的要求相对较低,且股票市场对固定资产项目收益的反应较发达资本市场敏感度更低,从而导致企业在有充裕的资金时敢于积极进行投资,而投资收益率并未得到足够的重视。最后,民营企业普遍面临融资难融资贵的困境,导致这类非上市企业融资约束程度较严重,而上市可以极大缓解其融资约束,降低融资成本,进而促进了其固定资产投资。

从控制变量看,*Size*、*Lev* 与企业固定资产投资显著负相关,表明资产规模越大、杠杆率越高的企业固定资产投资越少,可能是因为这类重资产、高负债企业缺乏固定资产投资活力,其大量资金投向金融资产等其他领域,导致投向固定资产的资金较少。*Cash* 与企业固定资产投资显著正相关,表明企业持有的货币资金数量对固定资产投资有积极影响,因为现金是企业固定资产投资的主要资源。*Fshare* 与企业固定资产投资显著正相关,表明股权集中度

高的企业越可能进行更多投资,因为股权集中度越高,大股东越可能有动力进行投资,增加其财富。主要控制变量回归结果与已有文献基本一致,其他控制变量对固定资产投资的影响不明显。

表 3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$Invest_1$	$Invest_1$	$Invest_2$	$Invest_2$
<i>Post</i>	0.069 *** (14.44)	0.041 *** (5.74)	0.046 *** (8.61)	0.040 *** (4.92)
<i>Size</i>		-0.061 *** (-7.91)		-0.031 *** (-3.65)
<i>Lev</i>		-0.183 *** (-7.54)		-0.108 *** (-3.92)
<i>Age</i>		-0.039 (-0.95)		-0.039 (-0.90)
<i>Cash</i>		0.152 *** (9.28)		0.011 (0.55)
<i>Growth</i>		0.010 (1.53)		-0.018 ** (-2.11)
<i>ROA</i>		0.090 (1.42)		0.058 (0.81)
<i>CFO</i>		0.012 (0.72)		-0.006 (-0.31)
<i>Subsidy</i>		-0.112 (-0.68)		0.118 (0.60)
<i>Fshare</i>		0.141 *** (3.51)		0.076 ** (1.98)
<i>Board</i>		-0.026 (-0.99)		-0.006 (-0.19)
<i>IndBoard</i>		0.007 (0.15)		-0.067 (-1.18)
<i>Dual</i>		-0.004 (-0.72)		0.003 (0.39)
<i>GDPGrowth</i>		-0.055 (-0.28)		0.688 *** (2.97)
<i>Creditloan</i>		-0.017 (-0.93)		-0.022 (-1.07)
<i>Fdeficit</i>		-0.120 (-0.50)		0.065 (0.22)
常数项	0.089 *** (23.73)	1.546 *** (7.48)	0.044 *** (10.32)	0.806 *** (3.42)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	7 115	7 115	7 115	7 115
调整 R^2	0.483	0.525	0.116	0.128

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著,括号中为*t*值并在企业层面进行了cluster聚类调整。后文同,不再赘述。

(二) 稳健性检验

为了验证基准回归结果的稳健性,本文进一步做了如下检验:

1. 改变被解释变量的度量方法

参考 Duchin 等(2010)、Julio 和 Yook(2012)、Li 等(2020)及靳庆鲁等(2012)等的做法,分别改变模型(1)中企业固定资产投资变量的分子度量方式,用如下变量依次替换模型(1)的被解释变量:(1) $Invest_3 = (\text{固定资产的年度增加额} + \text{存货的年度增加额}) / \text{经调整的期初总资产}$; (2) $Invest_4 = (\text{构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金} - \text{处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额}) / \text{经调整的期初总资产}$; (3) $Invest_5 = (\text{构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金} + \text{取得子公司及其他营业单位支付的现金净额}) / \text{经调整的期初总资产}$; (4) $Invest_6 = (\text{构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金} + \text{取得子公司及其他营业单位支付的现金净额} - \text{处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额} - \text{处置子公司及其他营业单位收到的现金净额}) / \text{经调整的期初总资产}$ 。如表 4 中的 Panel A 所示,回归结果不变。

同时,为了缓解前述计算企业固定资产投资水平时用经调整的期初总资产作为分母导致的度量偏差,本文还用各年度实际账面总资产替换前述 $Invest_1$ 至 $Invest_6$ 中计算公式的分母,依次得到新的被解释变量 $Invest_7$ 至 $Invest_{12}$ 。如表 4 中的 Panel B 所示,回归结果均不改变。

表 4 改变被解释变量的度量方法回归结果

Panel A: 替换被解释变量的分子						
	(1)	(2)	(3)	(4)		
	$Invest_3$	$Invest_4$	$Invest_5$	$Invest_6$		
Post	0.041 *** (3.82)	0.040 *** (5.67)	0.066 *** (6.71)	0.064 *** (6.59)		
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes		
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes		
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes		
观测值	7 115	7 115	7 115	7 115		
调整 R^2	0.182	0.522	0.429	0.425		
Panel B: 替换被解释变量的分母						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Invest_7$	$Invest_8$	$Invest_9$	$Invest_{10}$	$Invest_{11}$	$Invest_{12}$
Post	0.011 ** (2.16)	0.023 *** (3.72)	0.018 ** (2.15)	0.011 ** (2.12)	0.029 *** (4.38)	0.029 *** (4.33)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	7 115	7 115	7 115	7 115	7 115	7 115
调整 R^2	0.495	0.122	0.177	0.491	0.384	0.381

2. 改变解释变量的定义

由于企业 IPO 当年比较特殊,对解释变量的定义不同可能会对回归结果产生一定影响。为此,本文重新定义 Post:(1)将观测年份为 IPO 当年及之后年份定义为 IPO 后, $Post_1$ 取值 1, 否则为 0; (2)剔除 IPO 当年数据,将观测年份为 IPO 下一年及之后年份定义为上市后, $Post_2$ 取值 1, 否则为 0。如表 5 所示,回归结果基本不变。

表 5 改变解释变量的定义回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$Invest_1$	$Invest_2$	$Invest_1$	$Invest_2$
$Post_1$	0.031 *** (5.40)	0.004 (0.63)		
$Post_2$			0.064 *** (5.62)	0.062 *** (4.75)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	7 115	7 115	5 954	5 954
调整 R^2	0.182	0.522	0.546	0.112

3. 控制被解释变量的滞后项

由于上一期的投资水平可能会对当期的投资产生影响,这里控制上一期的投资水平,重新进行回归。如表 6 第(1)和第(2)列所示,结果保持不变。

4. 排除次贷危机的影响

2008 年次贷危机导致企业所处的宏观投资环境急剧恶化,可能会对本文的结果造成干扰。为了排除这一外部冲击可能带来的影响,本文剔除 2008 年和 2009 年的样本。如表 6 第(3)和第(4)列所示,结果保持不变。

表 6 控制被解释变量的滞后项及剔除次贷危机期间样本

	控制被解释变量的滞后项		剔除次贷危机期间样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$Invest_1$	$Invest_2$	$Invest_1$	$Invest_2$
$Post$	0.041 *** (5.73)	0.050 *** (6.06)	0.043 *** (5.91)	0.038 *** (4.65)
$Invest_{i,t-1}$	-0.009 (-0.55)	-0.303 *** (-19.77)		
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	7 115	7 115	6 814	6 814
调整 R^2	0.525	0.198	0.533	0.127

5. 时间趋势检验

为了进一步验证 IPO 对企业固定资产投资的影响,本文以 IPO 前年度为基期,分别定义 IPO 进程中的各年份,将 IPO 当年,之后的第 1、2、3 年分别定义为 $Post_0$ 、 $Post_{+1}$ 、 $Post_{+2}$ 和 $Post_{+3}$ 。当观测期处于相应年份时,则对应的虚拟变量取值 1,否则为 0。本文通过如下模型验证 IPO 进程中各年份企业固定资产投资水平的变化:

$$Invest_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Post_0 + \alpha_2 Post_{+1} + \alpha_3 Post_{+2} + \alpha_4 Post_{+3} + \alpha_5 X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

如表 7 所示, $Post_{+1}$ 、 $Post_{+2}$ 和 $Post_{+3}$ 的回归系数整体上显著为正,且数值依次增大,表明 IPO 后企业固定资产投资水平整体上逐年增加,进而在时间趋势上验证了前述结论。

表 7 时间趋势检验回归结果

	(1)	(2)
	$Invest_1$	$Invest_2$
$Post_0$	0.044 * (1.91)	0.026 (1.33)
$Post_{+1}$	0.094 ** (2.13)	0.082 ** (2.13)
$Post_{+2}$	0.112 * (1.71)	0.114 ** (2.01)
$Post_{+3}$	0.117 (1.35)	0.123 * (1.65)
控制变量	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
观测值	7 115	7 115
调整 R^2	0.527	0.129

6. 内生性问题讨论

(1) 安慰剂检验。本文的结果可能受其他无法观测因素的影响,从而可能存在遗漏变量带来的内生性问题。借鉴 La Ferrara 等(2012)的方法,本文采取间接思路来检验这些遗漏的无法观测因素的影响,使企业 IPO 事件发生时点变得随机(由计算机生成),将这个随机过程进行5 000次,以此估计出系数值。如图 1 所示,随机过程中的系数估计值都分布在 0 的附近,因此可以反推未观测到的因素对本文的估计结果影响较小,证明本文的结论是比较稳健的。

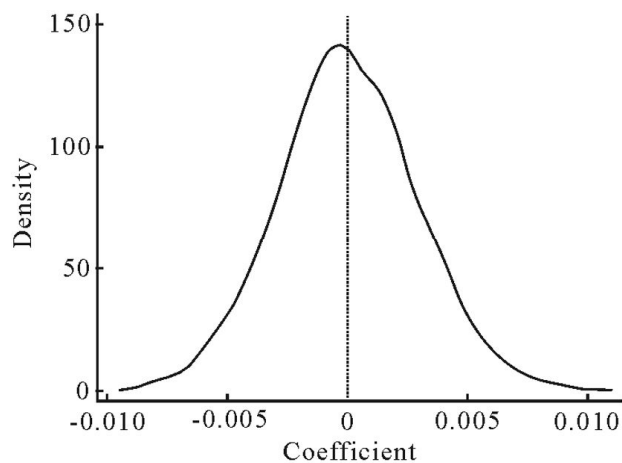


图 1 随机处理后的系数分布(安慰剂检验)

(2) 倾向得分匹配(PSM)和双重差分(DID)结合估计。企业 IPO 前后投资水平的变化也可能是因为公司其他特征导致的,而不仅仅是 IPO 的影响,进而可能存在样本自选择和遗漏变量问题导致的内生性。为此,借鉴 Bernstein(2015)、孔东民等(2015)、张劲帆等(2017)、祝树金和汤超(2020)及李青原和陈世来(2021)等文献,并考虑数据可得性,本文选取已经上市 3 年以上(不含 3 年)的样本为控制组($Treat$ 取值 0),未上市及上市 3 年之内(含 3 年)的样本为处理组($Treat$ 取值 1),以模型(1)中的全部企业特征变量为匹配变量,采

用 PSM 方法进行 1:1 近邻匹配,构造如下抽象的 PSM-DID 模型进行检验。^①

$$Invest_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Post \times Treat + \alpha_2 Post + \alpha_3 X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

如表 8 所示,交互项均在 1% 的水平上显著为正,表明相较于上市 3 年以上的企业,IPO 确实导致了企业固定资产投资水平的显著提高,进而支持本文的结论。

表 8 PSM-DID 检验回归结果

	(1)	(2)
	$Invest_1$	$Invest_2$
$Post \times Treat$	0.031 *** (1.91)	0.024 *** (1.33)
$Post$	-0.002 (-0.24)	0.024 ** (2.38)
控制变量	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
观测值	5 983	5 983
调整 R^2	0.472	0.164

(3) 排除反向因果导致的内生性问题。本文的结论也可能存在反向因果导致的内生性问题,即企业可能是因为在未来有投资计划才去 IPO 筹资,并非上市本身导致投资水平的提高。一方面,从逻辑上说,如果企业是因为有融资需求才去 IPO,则说明上市前的融资约束抑制了其投资水平,则依然符合本文的逻辑,即 IPO 缓解企业融资约束,促进其固定资产投资水平提高。另一方面,本文借鉴 Rajan 和 Zingales (1998)、喻坤等 (2014)、杨兴全等 (2016) 的方法,用企业所处的行业外部融资依赖度来度量企业的融资需求,其计算公式为:外部融资依赖度 = (资本支出 - 调整后的现金流) / 资本支出。其中,资本支出与本文 $Invest_1$ 分子的计算口径一致,等于构建固定资产、无形资产以及其他长期资产所支付的现金净额;调整后的现金流等于经营性现金流入净额 + 存货的减少 + 应收账款的减少 + 应付账款的增加。外部融资依赖度越高,企业自身经营现金流越难以满足资本支出的需要,因此外部融资需求越大,在面对外部负面冲击时越容易面临融资约束,即融资约束程度越高 (喻坤等, 2014; 杨兴全等, 2016)。参照杨兴全等 (2016) 的方法,本文以同年度同行业企业外部融资依赖度的中值作为该行业当年的外部融资依赖度,并与对应年份所有行业的外部融资依赖度中值进行比较,当年企业所处的行业外部融资依赖度高于所有行业的外部融资依赖度中值时,定义为融资依赖度较高的行业,虚拟变量 EFD_high 取值 1, 否则取 0。

如表 9 所示,交互项 $Post \times EFD_high$ 系数基本为正^②,即外部融资依赖度越高 (融资约束程度越高) 的企业,其上市后固定资产投资水平越高,进而支持了本文 IPO 缓解企业融资约束、促进固定资产投资的逻辑,一定程度上缓解了可能的反向因果问题。

^①根据 Bernstein (2015)、孔东民等 (2015) 及祝树金和汤超 (2020) 的方法,通常有两种构建 DID 模型的思路:(1) 以始终未上市的企业为控制组,以成功 IPO 的企业为处理组;(2) 以曾经试图 IPO 但未能成功的企业为控制组,以成功 IPO 的企业为处理组。然而,在本文的样本期内,上述方法均存在数据可得性受限问题,故本文构建较为粗糙的类 DID 模型进行抽象拟合。

^②尽管 $Invest_2$ 作为被解释变量时交互项不显著,但其符号为正且 t 值较大。当被解释变量依次替换成稳健性检验 1 中的 $Invest_3$ 、 $Invest_4$ 、 $Invest_5$ 和 $Invest_6$ 时,回归结果均至少在 10% 的水平上显著为正,整体上较为稳健。

表 9 排除反向因果导致的内生性问题回归结果

	(1)	(2)
	$Invest_1$	$Invest_2$
$Post \times EFD_high$	0.007** (2.43)	0.005 (1.31)
$Post$	0.007*** (5.05)	0.037*** (4.44)
控制变量	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
观测值	7 115	7 115
调整 R^2	0.525	0.128

五、进一步检验

(一) 异质性检验

1. 基于产权性质视角

大量研究发现,在中国转型经济时期,国有企业相比非国有企业获得了更多的政府资源扶持,如优先上市特权、更多的政府补助、更多的信贷支持及更低的信贷利率等,且国有企业普遍存在预算软约束问题,因而不不管是上市还是非上市国有企业,整体上融资约束程度较轻,融资成本更低。因此,IPO 对非国有企业融资约束的缓解作用可能更大,上市后非国有企业的融资成本降低可能更多,从而上市更能促进非国有企业固定资产投资。本文通过如下模型进行检验:

$$Invest_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Post \times Nonsoe + \alpha_2 Post + \alpha_3 X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

(4)式中: $Nonsoe$ 为产权性质的代理变量,结合中国 IPO 监管制度背景,企业上市前后 3 年内改变产权性质的可能性较低,因此本文用企业上市时的产权性质代替整个观测区间的产权性质。若企业上市时为非国有企业,则 $Nonsoe$ 取值 1,否则为 0。表 10 第(1)列和第(2)列为回归结果,交互项系数分别在 10%和 5%的水平上显著为正,表明相比国有企业而言,IPO 显著提高了非国有企业的固定资产投资水平。从经济意义看,平均而言,非国有企业在上市后固定资产投资水平较上市前提高了 11.27% (0.016/0.142) 和 32.91% (0.026/0.079)。这表明,深化 IPO 制度改革,鼓励优质企业积极上市,通过资本市场融资缓解企业融资约束,降低其融资成本,可以有效促进非国有企业固定资产投资,助推实体经济高质量发展。

2. 基于上市板块视角

中小企业融资难融资贵问题是中国长期以来面临的一大难题,特别是对非上市中小企业而言,由于资产规模较小,抵质押物缺乏,公司治理不够完善,信息披露质量较差,业绩往往更不稳定,其获取外部融资的难度也较大,融资成本往往较高,融资约束程度更大,最终导致固定资产投资水平受限。而企业上市不仅可以获取股权融资,还可以改善信息环境,拓宽融资渠道,降低融资成本,极大缓解这类企业的融资约束 (Brav, 2009; Saunders and Steffen, 2011),提高其固定资产投资能力。由于中小板和创业板上市企业相比主板上市企业规模较小,上市前其融资约束程度更严重,因此本文预计 IPO 对中小板和创业板企业固定资产投资的促进作用更大,并通过如下模型检验:

$$Invest_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Post \times SME + \alpha_2 Post + \alpha_3 X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

(5)式中: SME 为上市板块的代理变量,若 IPO 企业在中小板和创业板上市,则取值为 1,否则取值为 0。如表 10 第(3)列和第(4)列所示,交互项均在 1%的水平上显著为正,表明相比主板上市企业而言,IPO 对中小板和创业板上市企业固定资产投资的促进作用更显著。从经济意义看,平均而言,中小板和创业板企业在 IPO 后固定资产投资水平分别提高了 19.01% (0.027/0.142) 和 32.91% (0.026/0.079)。这一发现在一定程度上为 IPO 注册制改革的积极意义提供了经验证据,即通过降低业绩门槛要求,激励中小企业积极上市,缓解其融资约束,可以促进企业固定资产投资,带动实体经济发展。

3. 基于 IPO 超募视角

长期以来,中国股票市场的“三高”(即高市盈率、高发行价、高超募)现象备受关注和诟病。在 IPO 监管制度“项目制”特点下,企业在招股说明书中需要详细披露募投项目总投资、资金使用方式、项目投资进度等信息,并需要严格按照计划使用募集资金。对于 IPO 募集资金中超过项目投资所需的部分(即超募),使用相对灵活,可以在政策允许的范围内灵活使用。IPO 超募意味着企业募集了更多可支配资金,对融资约束的缓解作用更大,可能会对固定资产投资的促进作用更强。本文建立如下模型加以检验:

$$Invest_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Post \times Exraising + \alpha_2 Post + \alpha_3 X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

(6)式中:变量 $Exraising$ 为 IPO 是否超募的虚拟变量,当 IPO 超募时,取值为 1,否则取值为 0。如表 10 第(5)列和第(6)列所示,交互项回归系数均在 1%的水平上显著为正,表明相比 IPO 未超募而言,IPO 超募在更大程度上缓解了企业融资约束问题,对其固定资产投资的促进作用更大。从经济意义看,平均而言,IPO 超募的企业在上市后固定资产投资水平提高了 23.24% (0.033/0.142) 和 37.97% (0.030/0.079)。这一发现表明 IPO 超募发挥了缓解企业融资约束、促进企业固定资产投资的积极作用。

表 10 异质性检验回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Invest_1$	$Invest_2$	$Invest_1$	$Invest_2$	$Invest_1$	$Invest_2$
$Post \times Nonsoe$	0.016 * (1.73)	0.026 ** (2.45)				
$Post \times SME$			0.027 *** (3.80)	0.026 *** (3.36)		
$Post \times Exraising$					0.033 *** (3.51)	0.030 *** (2.96)
$Post$	0.028 *** (2.94)	0.019 (1.62)	0.027 *** (3.59)	0.026 *** (2.96)	0.034 *** (4.97)	0.034 *** (4.10)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	7 115	7 115	7 115	7 115	7 115	7 115
调整 R^2	0.525	0.128	0.526	0.129	0.526	0.129

(二) 作用机制检验

1. 缓解融资约束

融资约束是抑制企业固定资产投资的重要因素,前文发现 IPO 显著促进了企业固定资产投资,并认为缓解融资约束是一个作用机制,这里加以检验。考虑到数据的可得性,参考 Hadlock 和 Pierce(2010)的方法,本文用 SA 指数作为融资约束程度的代理变量,具体由公式

$FC = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$ 计算得出。其中, $Size$ 为企业资产规模, Age 为企业年龄。该指标数值越大, 表示融资约束程度越严重。本文将模型(1)中的被解释变量替换为 FC , 若实证上发现解释变量 $Post$ 系数显著为负, 则表明 IPO 后企业融资约束程度得到缓解, 则该机制即可得证。

如表 11 第(1)列所示, 解释变量 $Post$ 回归系数在 1% 的水平上显著为负, 表明 IPO 显著缓解了企业融资约束程度, 进而促进了企业固定资产投资, 该作用机制得证。

2. 降低债务融资成本

如理论分析所述, 上市不仅可以提高企业信息披露质量和公司治理水平, 有效降低金融机构的信息收集和处理成本, 还可以扩大资产规模, 有助于企业做大做强, 提高信用等级, 进而降低融资成本(Brav, 2009), 促进企业固定资产投资。为了检验这一机制, 本文将模型(1)中的被解释变量替换为债务融资成本 $Debtcost$, 其等于财务费用与总负债的比值。^①

如表 11 第(2)列所示, 解释变量 $Post$ 回归系数在 1% 的水平上显著为负, 表明 IPO 后企业债务融资成本显著降低, 进而促进了企业固定资产投资, 该作用机制得证。

表 11 作用机制检验回归结果

	(1)	(2)
	FC	$Debtcost$
$Post$	-0.080 *** (-4.37)	-0.008 *** (-2.62)
控制变量	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
观测值	7 115	7 115
调整 R^2	0.961	0.647

六、结论与政策启示

党的二十大报告提出, 健全资本市场功能, 提高直接融资比重。在注册制改革后上市企业数量快速扩容的大背景下, 重新审视企业上市如何影响作为宏观经济增长关键驱动因素之一的固定资产投资, 具有重要的理论价值和现实意义。本文基于中国 IPO 监管制度背景, 考察 IPO 对企业固定资产投资的影响。结果发现, 相比 IPO 前, 企业 IPO 后固定资产投资显著增加, 且该效应主要体现在非国有企业、中小板和创业板企业及 IPO 超募企业中。缓解融资约束、降低债务融资成本是 IPO 促进企业固定资产投资的两个作用机制。本文不仅丰富和拓展了 IPO 对企业微观行为影响的相关文献, 为融资约束理论在中国 IPO 制度背景下的适用性提供了新的经验证据, 还为深化资本要素市场化配置改革, 更好地实现金融服务实体经济高质量发展提供了政策启示。

基于上述研究结论, 本文提出如下政策建议: 首先, 要继续深化并完善 IPO 制度改革, 进一步扩大 IPO 注册制的适用范围, 消除制约股票市场发展的制度性障碍, 提高直接融资在社

^① 本文还用财务费用与有息债务的比值作为债务融资成本的代理变量, 但由于 IPO 企业大量的有息债务相关科目数值为 0, 导致这一指标计算时出现大量缺失值, 样本量大幅减少, 故这里用总负债作为分母。当用有息债务作为分母时, 回归结果不变。

会融资中的比例,鼓励更多优质企业特别是民营企业 and 中小企业积极上市,缓解企业融资约束,促进固定资产投资,拉动宏观经济增长。其次,融资渠道受限、融资成本高是制约企业固定资产投资的重要症结,要多措并举拓宽企业融资渠道,降低实体企业融资成本,为企业固定资产投资提供资金来源,激励企业积极投资。再次,在放松 IPO 准入管制的同时要强化对 IPO 募集资金使用的监管,确保募集资金严格按照招股说明书约定用途使用,加强对擅自改变募集资金用途行为的监管约束,充分发挥股票市场在优化资本要素资源配置效率方面的积极功能,更好地实现金融服务实体经济高质量发展,释放制度改革的红利。

当然,本文也不可避免存在一定的局限性,例如在处理内生性问题时,虽然使用了安慰剂检验、PSM-DID 检验及反向因果排除检验,但是由于中国情境下企业 IPO 动机较为复杂,可能仍然存在其他解释。同时,受限于 IPO 企业数据的可得性,相关内生性检验的处理也不够精细。未来随着相关数据的完善,可以对类似问题进一步进行处理。但整体而言,本文为中国制度背景下上市对企业固定资产投资的影响提供了经验证据,为注册制改革背景下如何优化 IPO 监管制度进而提高资源配置效率提供了一定政策启示。随着中国的 IPO 监管制度不断变迁,企业 IPO 产生的实体经济效应还有待持续评估。

参考文献:

1. 李青原、陈世来, 2021:《企业上市与税收规避》,《世界经济》第 11 期。
2. 靳庆鲁、孔祥、侯青川, 2012:《货币政策、民营企业投资效率与公司期权价值》,《经济研究》第 5 期。
3. 孔东民、王亚男、代昀昊, 2015:《为何企业上市降低了生产效率?——基于制度激励视角的研究》,《金融研究》第 7 期。
4. 龙小宁、张靖, 2021:《IPO 与专利管理:基于中国企业的实证研究》,《经济研究》第 8 期。
5. 杨兴全、齐云飞、吴昊旻, 2016:《行业成长性影响公司现金持有吗?》,《管理世界》第 1 期。
6. 喻坤、李治国、张晓蓉、徐剑刚, 2014:《企业投资效率之谜:融资约束假说与货币政策冲击》,《经济研究》第 5 期。
7. 张劲帆、李汉涯、何晖, 2017:《企业上市与企业创新——基于中国企业专利申请的研究》,《金融研究》第 5 期。
8. 祝树金、汤超, 2020:《企业上市对出口产品质量升级的影响——基于中国制造业企业的实证研究》,《中国工业经济》第 2 期。
9. Asker, J., J. Farre-Mensa, and A. Ljungqvist. 2015. "Corporate Investment and Stock Market Listing: A Puzzle?" *The Review of Financial Studies* 28 (2): 342-390.
10. Aslan, H., and P. Kumar. 2010. "Lemons or Cherries? Growth Opportunities and Market Temptations in Going Public and Private." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 46(2): 489-526.
11. Bernstein, S. 2015. "Does Going Public Affect Innovation?" *The Journal of Finance* 70(4): 1365-1403.
12. Brav, O. 2009. "Access to Capital, Capital Structure, and the Funding of the Firm." *The Journal of Finance* 64(1): 263-308.
13. Celikyurt, U., M. Sevilir, and A. Shivdasani. 2010. "Going Public to Acquire? The Acquisition Motive in IPOs." *Journal of Financial Economics* 96(3): 345-363.
14. Chemmanur, T. J., S. He, and D. K. Nandy. 2010. "The Going-Public Decision and the Product Market." *The Review of Financial Studies* 23(5): 1855-1908.
15. Cornaggia, J., M. Gustafson, J. D. Kotter, and K. Pisciotta. 2021. "Does Being Private Constrain Geographic Expansion?" <https://ssrn.com/abstract=3756590>.
16. Duchin, R., O. Ozbas, and B. A. Sensoy. 2010. "Costly External Finance, Corporate Investment, and the Subprime Mortgage Crisis." *Journal of Financial Economics* 97(3): 418-435.
17. Feldman, N., L. Kawano, E. Patel, N. Rao, M. Stevens, and J. Edgerton. 2021. "Investment Differences between Public and Private Firms: Evidence from U.S. Tax Returns." *Journal of Public Economics* 196, 104370.
18. Hadlock, C. J., and J. R. Pierce. 2010. "New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index." *The Review of Financial Studies* 23(5): 1909-1940.

- 19.Hsieh, J., E. Lyandres, and A. Zhdanov. 2011. "A Theory of Merger-Driven IPOs." *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* 46(5): 1367-1405.
- 20.Jensen, M. C. 1986. "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers." *American Economic Review* 76(2): 323-329.
- 21.Julio, B., and Y. Yook. 2012. "Political Uncertainty and Corporate Investment Cycles." *The Journal of Finance* 67(1): 45-83.
- 22.Kim, W., and M. S. Weisbach. 2008. "Motivations for Public Equity Offers: An International Perspective." *Journal of Financial Economics* 87(2): 281-307.
- 23.La Ferrara, E., A. Chong, and S. Duryea. 2012. "Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil." *American Economic Journal: Applied Economics* 4(4): 1-31.
- 24.Li, Q., C. Lin, and L. Xu. 2020. "Political Investment Cycles of State-Owned Enterprises." *The Review of Financial Studies* 33(7): 3088-3129.
- 25.Maksimovic, V., G. Phillips, and L. Yang. 2013. "Private and Public Merger Waves." *The Journal of Finance* 68(5): 2177-2217.
- 26.Narayanan, M. 1985. "Managerial Incentives for Short-Term Results." *The Journal of Finance* 40(5): 1469-1484.
- 27.Pagano, M., F. Panetta, and L. Zingales. 1998. "Why Do Companies Go Public? An Empirical Analysis." *The Journal of Finance* 53(1): 27-64.
- 28.Rajan, R. G., and L. Zingales. 1998. "Financial Dependence and Growth." *The American Economic Review* 88(3): 559-586.
- 29.Saunders, A., and S. Steffen. 2011. "The Costs of Being Private: Evidence from the Loan Market." *The Review of Financial Studies* 24(12): 4091-4122.
- 30.Stein, J. C. 1989. "Efficient Capital Markets, Inefficient Firms: A Model of Myopic Corporate Behavior." *The Quarterly Journal of Economics* 104(4): 655-669.

IPO and Corporate Fixed Asset Investment

Chen Shilai¹ and Li Qingyuan²

(1: School of Management, Huazhong University of Science and Technology;

2: School of Management and Economics, Wuhan University)

Abstract: As a crucial direct financing place, the stock market can effectively play its function of optimizing resource allocation, which is not only the goal of capital market reform, but also an important measure to implement the strategy that finance must serve the high-quality development of the real economy. Based on the special scenario of initial public offering, this paper uses the samples of China's A-share non-financial IPO enterprises from 1999 to 2018 to investigate the impact of IPO on corporate fixed asset investment decisions. The results show that, compared with that before IPO, corporate fixed asset investment after IPO increases significantly, and this effect is mainly reflected in non-state-owned enterprises (non-SOEs), enterprises listed in the small and medium (SME) and growth enterprise market (GEM), and IPO over-raised enterprises. Through the mechanism test, we find that alleviating financing constraints and reducing debt financing costs are two pathways for IPO to promote corporate fixed asset investment. Overall, this study provides policy implications for deepening the market-oriented allocation reform of capital factors, and further realizing the goal of finance serving the high-quality development of the real economy.

Keywords: IPO, Fixed Asset Investment, Financing Constraint, Debt Financing Cost

JEL Classification: G14, G31, M41

(责任编辑:彭爽)