

企业“走出去”能否抑制经济“脱实向虚”

——来自中国上市企业海外并购的经验证据

安 磊 沈 悦

摘要：本文立足于我国实体企业大幅增持金融资产和经济“脱实向虚”问题加剧的现实情境，基于中国上市企业2007—2016年的海外并购数据和财务数据，考察企业对外直接投资能否抑制经济“脱实向虚”。结果发现：对外直接投资有助于缓解我国经济“脱实向虚”问题。对外直接投资对实体企业金融资产持有具有明显的抑制作用，且这种抑制作用表现出一定的滞后性和持续性。此外，企业国有产权属性和海外投资频次对对外直接投资与企业金融资产持有行为之间的负相关性具有明显的调节作用，对外直接投资对实体企业金融资产持有的抑制作用在非国有企业和有着多次海外投资经历的企业中更为明显。进一步研究还发现，企业积极“走出去”，增加海外投资，能够通过抑制经济“脱实向虚”改善实体企业主营业务。

关键词：对外直接投资；“脱实向虚”；企业金融资产持有；所有权性质

[中图分类号] F125 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2020) 12-0100-17

引 言

近年来，中国经济“脱实向虚”问题引发了各界的广泛关注。实体部门的企业偏离主业，开始将越来越多的资金配置于金融市场，非金融企业持有的金融资产规模不断提高，对金融投资收益的依赖也逐渐增强。根据闫海洲和陈百助(2018)^[1]的测算，2014年我国非金融类上市公司持有的全部金融资产规模已远高于同年的全国公募基金资产管理规模，且2015年以来，持有银行理财、私募信托等金融产品的实体部门上市企业数量与相应的金融产品持有规模仍呈现出高速增长的态势。实体企业过度持有金融资产不仅不利于企业未来主业发展和价值提升，还对我国经济增长能否顺利完成由“要素驱动”向“创新驱动”的动力转换形成挑

[收稿日期] 2019-10-14

[基金项目] 2019年国家建设高水平大学公派研究生项目(201906280396)；国家社科基金项目“人民币国际化进程中的风险识别、预警及控制研究”(16BJY166)；陕西省社科基金重点项目“中国陕西自由贸易区建设中的金融创新研究”(2017D001)；国家自然科学基金项目“房价冲击的主导动力机制辨识及调控政策设计研究”(71974157)

[作者信息] 安磊：西安交通大学经济与金融学院博士研究生，电子信箱 xjtuanlei@163.com；沈悦：西安交通大学经济与金融学院教授

战。在此背景下,从企业“走出去”视角探寻经济“脱实向虚”的治理机制具有重要的理论意义和政策价值。

随着“一带一路”倡议的提出,我国企业进一步加快“走出去”步伐,形成了以海外并购为代表的对外投资热潮。2016年,中国企业海外并购项目共765起,交易金额亦高达1353.3亿美元(冼国明和明秀南,2018)^[2]。频繁活跃的海外并购项目为研究企业“走出去”与经济“脱实向虚”之间的关系提供了理想的案例。那么,对外投资是否有助于缓解我国经济“脱实向虚”问题?从理论上讲,一方面,对外直接投资与实体企业金融投资存在替代关系,对外直接投资的增多在“挤出”金融投资的同时,还会促使实体企业形成长期投资偏好,减少短期金融逐利行为,进而抑制经济“脱实向虚”。另一方面,企业“走出去”有助于缓解国内产能过剩问题。中国经济出现“脱实向虚”问题的一个重要诱因是实体经济因产能过剩而导致的实业投资回报率偏低,企业增加对外投资能通过打开广阔的海外市场,消化过剩产能,从而提振实体经济,引导资金“脱虚返实”。

为考察企业“走出去”对经济“脱实向虚”能否起到有效的抑制作用,本文基于2007—2016年中国实体部门上市企业海外并购的样本和企业各类金融资产持有规模数据,从金融资产持有规模和持有结构两个维度来刻画实体企业“脱实向虚”程度,实证检验实体企业海外并购对其金融资产持有行为的影响,以及这种影响因海外并购频次、企业所有权性质而表现出的差异性,为减轻海外并购的自选择效应和因此产生的内生性问题,本文进一步采用倾向得分匹配法和双重差分法(PSM-DID)进行稳健性测试。研究结果显示,海外并购对实体企业金融资产持有行为具有显著影响,总体而言,对外直接投资对企业金融资产持有规模和持有结构起到了双重抑制作用,且这种作用表现出明显的滞后性和动态持续性特征,企业“走出去”有助于缓解经济脱实向虚问题。企业的国有产权属性和并购频次会影响海外并购对企业“脱实向虚”的抑制作用。此外,我们还发现海外并购对实体企业金融资产持有规模的抑制效应有利于缓解企业“脱实向虚”对实业的损害,提高实体企业主营业务业绩。本文的研究结论不仅丰富了评估中国企业海外并购经济绩效的维度,也为从进一步加强企业“走出去”战略视角来破解经济“脱实向虚”难题提供了有益的经验证据和政策参考。

一、文献回顾与研究假设

(一) 文献回顾

企业金融化是经济“脱实向虚”问题的微观表现,国内外围绕企业金融化的研究,主要从金融化的意涵界定、影响因素及其经济效应三个方面展开。

企业金融化的意涵方面,目前有两种影响较为广泛的界定。一种从企业盈利模式出发,认为企业金融化是指非金融企业利润积累对金融渠道获利依赖程度不断上升的现象(Krippner, 2005)^[3];另一种则从企业投资角度来理解,将企业金融化界定为非金融企业将资金更多地用于金融投资的行为(Demir, 2009)^[4]。因此,实体企业金融资产持有规模、金融投资收益被广泛用于测度实体企业“脱实向虚”

程度。Duchin 等 (2017)^[5] 则基于现金持有理论, 将金融资产视为“准现金”类资产, 并按风险大小和流动性高低对金融资产进行分类, 据此, 刻画实体企业金融资产配置行为由单一的“规模”维度延伸到“规模+结构”维度。

企业金融化的影响因素方面, 早期的相关研究主要集中于国外, 且更多的从国家、产业层面加以讨论 (Assa, 2012^[6]; Lin and Tomaskovic - Devey, 2013^[7]; Alvarez, 2015^[8])。在经济全球化进程加快的背景下, 中国经济也表现出了明显金融化趋势, 泛金融部门对 GDP 的贡献逐年增长, 国内学者开始关注金融化的驱动因素及其经济效应。张慕瀨和孙亚琼 (2014)^[9] 的实证研究表明, 中国企业金融化主要由金融“供给侧”驱动而非来自企业“需求面”的影响。何德旭和王朝阳 (2017)^[10] 则认为中国金融业的高增长是传统宏观调控手段与新常态特征不匹配、金融创新与金融监管不协调以及股市波动和房价上涨等诸多矛盾的集中体现。而彭宇超等 (2018a)^[11] 的研究结果显示, 经济政策不确定性会抑制实体企业金融资产持有行为, 这意味着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。刘伟和曹瑜强 (2018)^[12] 进一步从机构投资者短视视角考察了企业金融资产持有的驱动因素, 发现机构投资者对实体企业持有金融资产有着正向影响, 且主要表现于短期机构投资者中, 这从另一视角为彭宇超等 (2018)^[11] 提出的“金融逐利论”提供了证据。

企业金融化的经济效应方面, 张成思和张步昙 (2016)^[13] 发现企业金融化会对实业投资率产生“挤出”效应, 并弱化货币政策对实业投资的提振作用, 由此从经济“脱实向虚”视角为我国实业投资持续性下降提供了一种解释。企业金融化的“挤出”效应还表现对研发的挤出上, 现有文献普遍认为企业金融化抑制了研发投入, 进而对企业创新产生负向激励 (王红建等, 2017)^[14]。在此基础上, 部分学者进一步考察了企业金融化对投资收益、企业价值以及企业内收入分配等的影响, 发现企业金融化不仅不利于企业长期业绩增长和价值增值 (宋军和陆旸, 2015^[15]; 戚聿东和张任之, 2018^[16]), 还会恶化企业内收入分配, 拉大资本-劳动收入和高管-普通员工收入差距 (安磊等, 2019)^[17]。

(二) 研究假设

1. 对外直接投资与企业金融资产持有

企业对外投资会通过两个渠道影响实体企业金融资产持有, 一是对外直接投资会对金融投资形成替代, 减少企业短期金融逐利行为。二是企业对外投资带来的“市场效应”和“技术创新效应”, 有助于消化企业过剩产能、提振实体经济, 引导资金“脱虚返实”。

对外直接投资对金融投资存在“替代效应”。一方面, 在企业内部盈余资本供给有限且外部融资规模受到市场约束的情形下, 不同项目投资规模会因企业经理人的权衡取舍而存在此消彼长的替代关系。对外直接投资的增加势必会挤占企业有限的可利用资金, 对实体企业金融投资产生“挤出”效应, 进而抑制经济“脱实向虚”。另一方面, 对外直接投资会促使企业形成长期投资偏好, 注重企业长期价值, 轻视短期金融逐利。首先, 企业对外直接投资本质上是一个多次决策、持续性的抉择过程 (王泽宇等, 2019)^[18]。初始投资之后紧接着后续投资, 这注定对外投

资不可能仅是“一锤子买卖”，持续性的资金投入会制约着企业的短期金融逐利行为。其次，在经济结构转型和政府战略调整背景下，中国对外直接投资正经历着由资源寻求向市场寻求、效率寻求和战略资产寻求的转变（黄宪和张羽，2018）^[19]。在这一过程中，为了充分获取海外投资的逆向研发资金溢出与逆向人力资本溢出效应，初始投资会带动母国企业的后续研发投入，进而促进技术进步（毛其淋和许家云，2014^[20]；庞磊，2017^[21]）。吴先明和高厚宾（2018）^[22]基于2011—2015年193家中国上市公司海外并购数据的实证研究也为此提供了经验证据，以技术获取为动机的海外并购有助于激励企业增加研发投入。不论是对外直接投资的初始投入，还是以研发投入、人力资本投入等为代表的后续投资，均会对企业金融投资形成替代，制约着实体企业金融资产持有规模，进而缓解经济“脱实向虚”。

企业增加对外投资会通过“市场效应”和“技术创新效应”，引导资金“脱虚返实”。中国经济出现“脱实向虚”的一个重要诱因是实体经济因产能过剩而导致的实业投资回报率偏低。短期来看，在经济增长由要素驱动向创新驱动转变过程中，实体部门去库存、去产能压力较大，投资回报率降低，而以金融行业、房地产行业为代表的“泛金融”部门投资收益率却居于高位，实体企业由此产生增加金融投资进行短期“逐利”的动机（安磊等，2018）^[23]。这意味着，长期视域下，提高实业投资回报率是经济“脱虚返实”的关键，在实业投资回报率摆脱低迷过程中而企业“走出去”作用不可或缺。第一，对外投资能拓宽企业市场边界，产生“市场效应”。国内外诸多研究表明，中国的对外直接投资具有较强的市场寻求动机（Ramamamy et al., 2012^[24]；蒋冠宏和蒋殿春，2012^[25]），市场边界的延伸将有助于消化国内企业的过剩产能，打破产能过剩对实业投资回报率的桎梏。第二，对外直接投资能通过逆向技术溢出提升技术创新绩效，产生“技术创新效应”（杜龙政和林润辉，2018^[26]；李勃昕等，2019^[27]）。海外投资企业通过技术引进引致了技术供需双方的互动，由此增加技术创新在产业内的溢出（Kohpaiboon, 2006）^[28]；而海外投资通过加剧企业之间的竞争迫使企业加快技术创新，产生“竞争效应”（Zucker and Darby, 2007）^[29]。实证研究方面，冼国明和明秀南（2018）发现海外并购能促进企业创新，且这种影响具有持续性。吴先明和张雨（2019）^[30]的研究也显示，海外并购有效提升了产业技术创新绩效。技术进步是企业价值增值的本源，对外投资的“技术创新效应”会提高实业的长期投资回报率，对实体经济产生提振作用，促使企业“脱虚返实”。

考虑到不论是对外直接投资对金融投资的“替代效应”，还是可能产生的“市场效应”和“技术创新效应”都具备较强的持续性，因而对外直接投资对实体企业金融资产持有行为的影响也理应表现出持续性特征。据此，提出假设H1、H2。

假设H1：对外直接投资会抑制实体企业金融资产持有行为。

假设H2：对外直接投资对实体企业金融资产持有行为的抑制作用具有动态持续性。

2. 异质性逻辑与表现

研究企业“脱实向虚”问题，不可忽视因企业产权性质而产生的异质性。从

企业金融资产持有动机层面看,国有企业进行短期金融逐利动机要明显弱于非国有企业。一方面,与非国有企业追求纯粹的经济目标不同,国有企业在受到“经济目标”约束的同时,还有弥补市场失灵、公共品创造以及稳定就业等方面的诸多“非经济目标”(Ramamurti, 1987^[31]; Bai et al., 2006^[32]),国有企业对当期盈利和股价波动的关注度要低于非国有企业。另一方面,国有企业管理层人员具有较强的行政色彩和“准官员”特征,相较于货币薪酬和外部金融市场对其管理能力的评价,经理人的利益更多地与其升迁机会挂钩;不仅如此,国有企业高管的薪酬受到较为严格的管制(陈冬华等, 2005^[33]; 张丽平和杨兴全, 2012^[34])。这意味着,因企业经理人自利动机而导致的经济“脱实向虚”问题在国有企业中也更弱^①。受制于国有企业本身脱实向虚的激励较弱,对外直接投资在抑制企业金融化方面带来的“红利”对国有企业而言能创造的边际收益可能较为有限。总的来说,对外直接投资对实体企业金融资产持有行为的抑制作用在非国有企业中会表现更为明显,据此,提出假设 H3。

假设 H3: 对外直接投资对实体企业金融资产持有行为的抑制作用主要表现于非国有企业。

在已进行过海外直接投资的企业中,其并购频次存在差异。以上市企业海外并购为例,部分企业仅有一次海外并购经历,而同样也有较大比重的企业具有多次并购的经历。倘若前述理论逻辑是成立的,那么一个自然的推论是:企业对外直接投资频次会对对外直接投资与实体企业金融资产持有行为之间的关系产生显著影响,对外直接投资频次越多,对外直接投资对实体企业金融资产持有行为的抑制作用就越强。原因在于,对外直接投资频率的增多,反映出企业“走出去”的投资决策具有较好的持续性、长期性和稳定性,对外直接投资所能发挥的“替代效应”、“市场效应”和“技术创新效应”同样也更为持久。因此,随着频次的增加,对外直接投资在抑制经济“脱实向虚”方面也会产生更优的效果,据此,提出假设 H4。

假设 H4: 对外直接投资频次会强化对外直接投资对实体企业金融资产持有行为的抑制作用。

二、模型、变量与数据说明

(一) 模型设定

1. 基准计量模型

为检验企业对外直接投资对企业金融资产持有行为产生的影响,本文参考现有研究企业金融资产持有驱动因素的相关研究(刘伟和曹瑜强, 2018),设定如下基准计量模型。

^①理论上,国有企业面临的融资约束低于非国有企业,有能力将“容易”得来的资金进行金融逐利,但这种能力会受到国企“非经济目标”和高管的“行政特征”的约束。事实上,国有企业的金融资产持有规模明显低于非国有企业,融资约束在影响国企金融资产持有行为方面并不是主导因素。

$$FTB_{it} = \beta_0 + \beta_1 Oversea_{it} \times Time_t + \sum_{j=2}^9 \beta_j Control_{it}^j + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$RTF_{it} = \beta_0 + \beta_1 Oversea_{it} \times Time_t + \sum_{j=2}^9 \beta_j Control_{it}^j + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $Oversea_{it} \times Time_t$ 为本文的核心解释变量, $Oversea_{it}$ 为企业是否进行海外投资的虚拟变量, 若进行了海外投资则为 1, 反之为 0, $Time_t$ 为年份虚拟变量, 企业进行海外投资前取值为 0, 之后取值为 1。被解释变量方面, 本文从金融资产持有规模 (FTB_{it}) 和持有结构 (RTF_{it}) 两个维度来刻画企业的金融资产持有行为。 $Control_{it}^j$ 为引入的控制变量, 模型中同时控制个体固定效应 λ_i 和年份固定效应 δ_t , ε_{it} 为随机扰动项。

在此基础上, 为考察海外投资对企业金融资产持有行为的持续性和动态性特征, 本文进一步基于事件研究法对上述模型进行拓展, 设定海外投资发生前后虚拟变量 $Dummy_T$, 在模型中引入海外投资虚拟变量与其交叉项, 得到如下计量模型。

$$FTB_{it} = \beta_0 + \sum_{T=Before2}^{After4} \theta_m Oversea_{it} \times Dummy_T + \sum_{j=1}^8 \beta_j Control_{it}^j + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$RTF_{it} = \beta_0 + \sum_{T=Before2}^{After4} \theta_m Oversea_{it} \times Dummy_T + \sum_{j=1}^8 \beta_j Control_{it}^j + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

2. 自选择效应的处理

根据现有研究 (冼国明和明秀南, 2018), 中国企业海外并购存在自选择效应, 在基准模型中未对此加以考虑, 为避免这对研究结论形成干扰, 本文进一步通过倾向得分匹配方法对此进行处理。具体而言, 以进行过海外投资的企业为处理组, 并基于倾向得分匹配方法从没有进行过海外投资的企业中找到与已进行海外投资的企业具有相似特征的样本作为对照组, 在此基础上基于新的样本数据构建双重差分模型进行实证分析。在匹配变量的选择方面, 参考朱治理等 (2016)^[35]、冼国明和明秀南 (2018) 的做法, 选择企业规模 ($Lnasset$)、资产负债率 (Lev)、利润率 (ROA)、前十大股东持股比例 ($TOP10$)、企业年龄 (Age)、销售收入状况 ($Sale$)、员工平均工资水平 ($Wage$)、资产周转率 (TAT) 作为匹配变量, 所有匹配变量均滞后一期。

3. 变量说明

(1) 被解释变量。本文的被解释变量为企业的金融资产持有行为, 衡量实体企业“脱实向虚”程度至少应当包含两个维度, 一是企业金融资产持有规模, 二是金融资产持有结构 (如: 金融资产中风险类金融资产、非流动性金融资产占比)。参考 Duchin 等 (2017)、闫海洲和陈百助 (2018) 对金融资产的确认和分类标准, 根据金融资产的流动性和风险特征, 本文将上市企业持有的金融资产分为四大类, 具体为: 现金及现金等价物 f_0 , 包括企业持有的货币现金和现金等价物; 流动性金融资产 f_1 , 包括企业持有的能在一年内变现的金融资产; 非流动性金融资产 f_2 , 主要包括持有至到期投资、可供出售金融资产以及长期股权投资; 企业持有的投资性房地产类金融资产 f_3 。同时给出如下定义:

$$Risk\ Financial\ Asset\ (RFA) = f_1 + f_2 + f_3$$

$$Financial\ Asset\ (FA) = f_0 + f_1 + f_2 + f_3$$

其中, *Financial Asset (FA)* 表示企业持有的金融资产总额, 而 *Risk Financial Asset (RFA)* 则表示企业持有的风险类金融资产总额。在此基础上, 本文进一步构建实体企业金融资产持有规模和持有结构的两类统计指标, 其计算公式分别为:

$$FTB = \frac{Financial\ Asset}{Total\ Asset}$$

其中, *Total Asset* 表示企业资产总额。金融资产持有结构统计指标则为有风险金融资产占总金融资产之比 *RTF* :

$$RTF = \frac{Risk\ Financial\ Asset\ (RFA)}{Financial\ Asset\ (FA)}$$

(2) 核心解释变量。本文的核心解释变量为企业的海外投资状况。借鉴赵宸宇和李雪松 (2017)^[36]的做法, 若在样本区间内企业进行过海外并购, 则为海外投资企业 ($Oversea_{it} = 1$), 同时根据企业海外并购年份设定年份虚拟变量 $Time_t$, 企业进行海外投资前取值为 0, 之后取值为 1。由此, 两者的交叉项 $Oversea_{it} \times Time_t$ 为本文的核心解释变量。

(3) 控制变量。本文在计量模型中主要引入以下控制变量, 具体包括企业资产负债率 (*Lev*), 企业规模 (*Lnasset*), 用企业总资产取对数表示; 企业主营业务收益状况 (*Corern*), $Corern = (\text{营业利润} - \text{投资收益} - \text{公允价值变动收益} + \text{对联营企业和合营企业的投资收益}) / \text{总资产}$; 企业的资产抵押能力 (*Fat*), 用企业固定资产比率衡量 (企业固定资产/总资产); 非债务税盾 (*Dep*), 以企业固定资产折旧/总资产代理; 托宾 Q 值 (*Tobq*); 企业的外部融资需求 (*EFN*), 用企业成长率-企业可实现的内生增长率来反映, 其中企业成长率=营业收入增长率, 可实现的内生增长率=净资产收益率/(1-净资产收益率); 金融投资回报率与实业投资收益率的相对差距 (*ROE_diff*), 其中金融投资回报率=(投资收益+公允价值变动收益+其他收益)/金融资产持有总额; 企业经营活动现金净流量 (*Cflow*), 用经营活动现金净流量比资产总额表示。

4. 数据来源及变量的描述性统计分析

本文选择我国上市企业作为研究样本, 鉴于财政部在 2006 年发布了《新会计准则》和审计准则体系, 2007 年开始实行。实施前后, 诸多金融资产持有类会计科目发生了调整, 因此, 为保证指标含义与统计口径前后的一致性, 在样本区间的选择方面, 本文选择 2007—2016 年作为样本区间, 数据来源于 CSMAR 数据库, 而企业海外并购数据则来自于清科数据库。由于本文主要聚焦于实体企业的金融资产持有行为, 根据证监会的行业大类划分标准, 剔除上市企业中属于金融行业、房地产行业的上市企业。在此基础上, 本文进一步对样本进行以下处理: 剔除 ST 股以及数据缺失严重的企业; 剔除资产负债率不在区间 (0, 1) 的企业; 剔除各类金融资产持有指标存在严重数据缺失的企业, 为剔除异常值的影响, 对所有微观层面连续变量进行上下 1% 水平的缩尾处理。

表1报告了本文所涉变量的描述性统计分析结果,对比现有文献,本文所涉及的关键变量的基本统计特征与现有文献保持较高一致性。

表1 变量的描述性统计分析

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>FTB</i>	12 305	0.2617	0.1594	0.0280	0.8236
<i>RTF</i>	12 305	0.2052	0.1474	0.0001	0.8221
<i>Oversea×Time</i>	12 305	0.0406	0.1973	0	1
<i>Lev</i>	12 305	0.4330	0.2053	0.0456	0.9801
<i>Lnasset</i>	12 305	21.8468	1.1836	18.1850	28.5065
<i>Corern</i>	12 305	0.0405	0.0546	-0.2222	0.2182
<i>Fat</i>	12 305	0.2453	0.1644	0.0000	0.9655
<i>Dep</i>	12 305	0.1335	0.1263	0.0002	2.3288
<i>Tobq</i>	12 305	2.6583	1.7635	0.8857	13.6154
<i>EFN</i>	12 305	15.4930	26.8813	-52.1841	167.0860
<i>ROE_diff</i>	12 305	-0.0221	0.0787	-0.2205	0.5146
<i>Cflow</i>	12 305	0.0857	0.1435	-0.5214	0.6702

三、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

表2列示了海外投资影响企业金融资产持有行为的基准回归结果。海外投资对企业金融资产持有规模的影响方面,列(3)中核心解释变量回归系数为-0.023,5%水平通过显著性检验,列(1)和(2)中核心解释变量回归系数也均在1%水平通过显著性检验。这说明海外投资对企业金融资产持有总额起着明显的抑制作用,企业进行海外投资后,金融资产持有规模减小。海外投资对企业金融资产持有结构的影响方面,列(6)中核心解释变量回归系数为-0.029,在1%水平通过统计检验,且列(4)和(5)中核心解释变量回归系数同样在1%水平显著为负,海外投资明显降低了企业持有的风险类金融资产占总金融资产的比重。考虑到金融资产持有规模以及风险类金融资产比重均反映了企业“脱实向虚”程度,海外投资对企业金融资产持有“规模”和“结构”所产生的双重抑制作用意味着实体企业通过海外投资积极“走出去”有助于缓解经济“脱实向虚”问题,由此验证了假设H1。

图1报告了海外投资影响企业金融资产持有行为动态效应的回归结果,其中图1a反映了海外投资影响金融资产持有“规模”的动态效应,而图1b反映了海外投资影响企业金融资产持有“结构”的动态效应。根据图1,不难看出,海外投资发生前后虚拟变量回归系数在“事前”数值较小且未通过显著性检验,表明海外投资在“事前”并未对企业金融资产持有规模和结构产生显著影响,这在一定程度上说明“事前”具有平行趋势,双重差分模型的假设前提成立。而从海外投资发生后一期开始,核心解释变量回归系数变大,且逐渐显著为负,表明海外投资对企

业金融资产持有产生了负向影响，在企业金融资产持有总额和持有的风险类金融资产比重方面起到了的抑制效应，且具有较好的持续性和一定的时滞性。据此，假设H2得到验证。

表2 海外投资对企业金融资产持有行为的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>FTB</i>	<i>FTB</i>	<i>FTB</i>	<i>RTF</i>	<i>RTF</i>	<i>RTF</i>
<i>Oversea</i> × <i>Time</i>	-0.040*** (0.008)	-0.039*** (0.008)	-0.023** (0.010)	-0.032*** (0.008)	-0.034*** (0.008)	-0.029*** (0.010)
<i>Oversea</i>	0.025*** (0.006)	0.030*** (0.006)		0.033*** (0.006)	0.034*** (0.006)	
常数项	0.335*** (0.028)	0.221*** (0.029)	0.852*** (0.107)	0.351*** (0.024)	0.260*** (0.026)	0.475*** (0.100)
Industry FE	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	No	No	Yes	No	No	Yes
N	12 305	12 305	12 305	12 305	12 305	12 305
R ²	0.401	0.440	0.371	0.419	0.432	0.357

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著；括号中的数值为经过Robust调整的t统计值。囿于篇幅，未报告控制变量回归系数，备索。

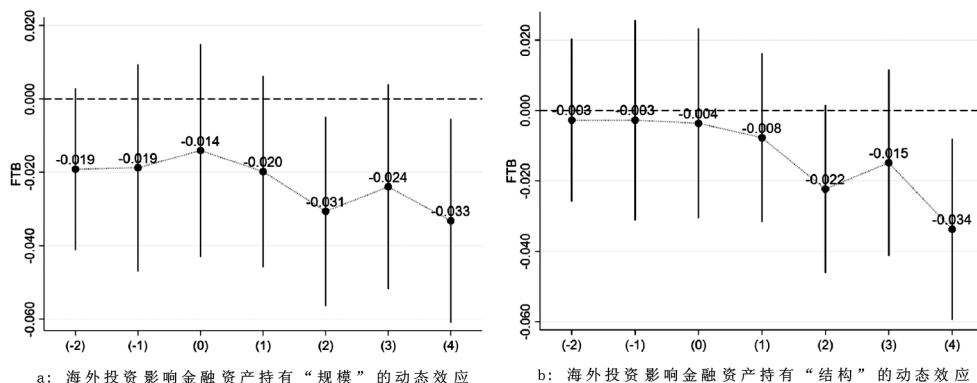


图1 动态效应检验结果

(二) 自选择效应的处理——基于PSM-DID方法

1. 倾向得分匹配平衡性检验

企业海外投资可能存在自选择效应，若不对此进行处理会影响基准回归结果的可靠度和稳健性。基于前述研究设计，本文通过Becker和Ichino(2002)^[37]提出的倾向得分匹配方法来减轻自选择效应的干扰。首先利用Logit模型对匹配变量影响海外投资概率的计量模型进行估计，并基于此通过无放回的一对三近邻匹配方式从对照组中选取与处理组有着相近海外投资概率的企业作为新的对照组^①。具体而

^①本文也尝试过一对一近邻匹配，但因匹配上的观测值数量较少，实证结果的显著性有所下降，故而最终采取一对三的方式进行匹配。

言，以滞后一期的企业规模、资产负债率、利润率、前十大股东持股比例、企业年龄、企业销售收入状况、员工平均工资水平、资产周转率作为匹配变量，对有海外并购经历的样本匹配出最为相近的对照组。表3报告了倾向得分匹配平衡性的检验结果，不难看出，匹配后各匹配变量的T统计量在10%的水平下均不显著，说明经过倾向得分匹配后，各匹配变量在处理组和对照组之间不存在系统性差异，匹配结果可靠。图2、图3分别报告了匹配前后的密度函数图，容易发现，经过匹配后，处理组与控制组样本之间的差异降幅明显，表明匹配效果较好。据此，基于匹配后的样本再次对基准模型进行估计。

表3 倾向得分匹配平衡性检验结果

变量	处理	均值		标准偏差 (%)	标准偏差减少 (%)	T 统计量	T 检验 (P>T)
		处理组	对照组				
<i>Lnasset</i>	匹配前	22.3460	21.8710	34.0	91.8	11.65	0.000
	匹配后	22.3000	22.2610	2.8		0.64	0.524
<i>Lev</i>	匹配前	0.4351	0.4517	-7.6	79.0	-2.37	0.018
	匹配后	0.4353	0.4321	1.6		0.37	0.713
<i>TAT</i>	匹配前	0.5036	0.5026	0.3	-60.3	0.1	0.917
	匹配后	0.5019	0.5034	-0.5		-0.13	0.900
<i>ROA</i>	匹配前	5.9711	4.6042	15.1	73.1	3.79	0.000
	匹配后	5.9624	5.5943	4.1		1.43	0.153
<i>TOP10</i>	匹配前	61.4740	56.6020	30.9	99.1	9.49	0.000
	匹配后	61.1920	61.2370	-0.3		-0.07	0.947
<i>AGE</i>	匹配前	8.4800	10.2770	-31.0	96.2	-9.47	0.000
	匹配后	8.5029	8.5713	-1.2		-0.28	0.782
<i>Sale</i>	匹配前	0.4974	11.7900	-1.3	99.0	-0.3	0.765
	匹配后	0.5003	0.3833	0.0		0.41	0.681
<i>Wage</i>	匹配前	170 000	120 000	4.8	51.6	1.86	0.063
	匹配后	170 000	200 000	-2.3		0.39	0.696

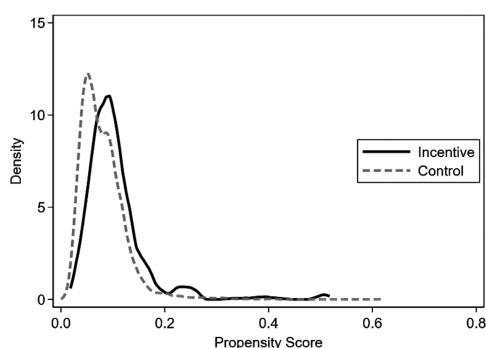


图2 匹配前密度函数图

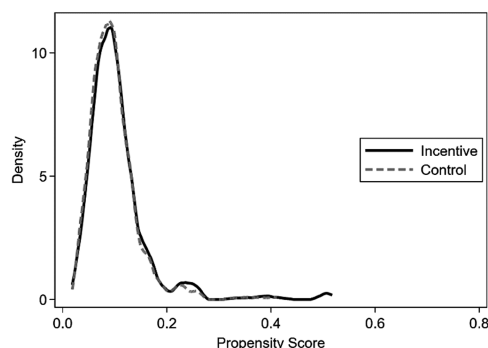


图3 匹配后密度函数图

2. 基于新匹配样本的回归结果

表4报告了基于PSM-DID方法的海外投资影响企业金融资产持有行为的回归结果。核心解释变量在列(1) — (6)中的回归系数均为负，且基本都在5%以上

水平通过显著性检验，海外投资对企业金融资产持有总额和风险类金融资产持有比重依旧表现出显著的抑制作用。由此说明，通过倾向得分匹配方法对企业海外投资可能存在的自选择效应进行处理后，海外投资对企业金融资产持有行为在“规模”和“结构”方面的抑制作用依旧存在，海外投资有助于缓解企业“脱实向虚”问题，由此证实了基准回归结果的稳健性。

表4 基于PSM-DID的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>FTB</i>	<i>FTB</i>	<i>FTB</i>	<i>RTF</i>	<i>RTF</i>	<i>RTF</i>
<i>Oversea</i> × <i>Time</i>	-0.033*** (0.010)	-0.033*** (0.009)	-0.010 (0.008)	-0.021** (0.009)	-0.026*** (0.009)	-0.016** (0.007)
常数项	0.202*** (0.054)	0.067 (0.057)	0.757*** (0.183)	0.289*** (0.047)	0.142*** (0.049)	0.276 (0.177)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	No	No	Yes	No	No	Yes
N	2 450	2 450	2 450	2 450	2 450	2 450
R ²	0.365	0.410	0.259	0.340	0.374	0.264

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著；囿于篇幅，未报告控制变量回归系数，备索。

(三) 所有权性质的调节效应

为检验国有产权属性对企业海外投资与金融资产持有之间关系所产生的调节作用，本文在基准计量模型(1)、(2)的解释变量中加入企业所有权性质(*SOE*)与企业海外投资变量的交互项(*Oversea*×*Time*×*SOE*)，再次展开回归分析，结果如表5所示，列(1)、(2)反映了海外投资影响金融资产持有规模的回归结果，而列(3)、(4)反映了海外投资影响企业金融资产持有结构的估计结果。

表5 所有权性质的调节效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>FTB</i>	<i>FTB</i>	<i>RTF</i>	<i>RTF</i>
<i>Oversea</i> × <i>Time</i>	-0.043*** (0.013)	-0.033*** (0.012)	-0.056*** (0.013)	-0.043*** (0.012)
<i>Oversea</i> × <i>Time</i> × <i>SOE</i>	0.042** (0.019)	0.042** (0.019)	0.056** (0.022)	0.058*** (0.021)
常数项	1.529*** (0.081)	0.846*** (0.107)	1.395*** (0.080)	0.467*** (0.100)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	No	Yes	No	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes
N	12 305	12 305	12 305	12 305
R ²	0.325	0.371	0.297	0.358

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著；囿于篇幅，未报告控制变量回归系数，备索。

此处重点关注变量 $Oversea \times Time \times SOE$ 的回归系数，其数值在列 (1)、(2) 中为 0.042，均在 5% 水平通过显著性检验，国有产权属性对企业海外投资与金融资产持有总额和风险类金融资产持有比重之间的负向关系产生显著的正向调节作用，列 (3)、(4) 中变量 $Oversea \times Time \times SOE$ 的回归系数分别为 0.056、0.058，在 5% 以上水平显著，国有产权属性显著的正向调节作用同样存在。以上回归结果意味着，不论是从企业金融资产持有总额上看，还是从企业持有的风险类金融资产占总金融资产比重上看，国有产权属性均弱化了海外投资与企业金融资产持有之间的负相关关系，海外投资对企业“脱实向虚”的抑制作用在非国有企业中更为明显。由此，假设 H3 得证。

(五) 海外投资频次的影响

考虑到在本文选择的样本期间内，部分企业有多次进行海外并购的经历，为考察企业海外投资频次对海外投资与企业金融资产持有行为之间关系的影响，本文再次通过分样本回归的方式对此进行检验。具体而言，按海外并购频次细分样本，再次对基准计量模型进行估计。表 6 中列 (1)、(2) 反映了海外投资频次影响金融资产持有规模的回归结果，而列 (3)、(4) 反映了海外投资频次影响企业金融资产持有结构的回归结果。

表 6 海外并购频次的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	一次并购	多次并购	一次并购	多次并购
	<i>FTB</i>	<i>FTB</i>	<i>RTF</i>	<i>RTF</i>
$Oversea \times Time$	-0.015 (0.012)	-0.044** (0.018)	-0.022* (0.013)	-0.048*** (0.018)
常数项	0.856*** (0.108)	0.853*** (0.109)	0.480*** (0.101)	0.479*** (0.102)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes
N	11 998	11 621	11 998	11 621
R ²	0.368	0.369	0.353	0.353

注：***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著；囿于篇幅，未报告控制变量回归系数，备索。

本文重点关注核心解释变量回归系数在两个子样本中的差异。外海投资对企业金融资产持有规模影响方面，列 (1)、(2) 中变量 $Oversea \times Time$ 回归系数在一次并购子样本中为 -0.015，未通过显著性检验；而多次并购子样本中对应的数值为 -0.044，5% 水平通过显著性检验。海外投资对企业金融资产持有规模的负向影响在具有多次并购经历的企业中明显更大。外海投资对企业金融资产持有结构影响方面，列 (3)、(4) 中变量 $Oversea \times Time$ 回归系数在一次并购和多次并购子样本中分别为 -0.022、-0.048，后者系数绝对值更大且显著性水平更优，海外并购次数越多，海外投资对企业“脱实向虚”的抑制作用也越强。以上实证结果与假设 H4

中的分析相符，海外并购次数的增多，反映了企业“走出去”的投资决策具有较好的持续性、长期性和稳定性，海外投资所能发挥的“替代效应”、“市场效应”和“技术创新效应”同样也更为持久，因而在引导企业“脱虚返实”方面产生了更好的效果。

四、进一步分析

从现有研究来看，企业大幅持有金融资产引起的经济“脱实向虚”问题会挤出实业投资，对实体企业未来主营业务的发展产生不良影响（张成思和张步昙，2016；杜勇等，2017^[38]），那么企业海外投资对企业金融资产持有行为的抑制效应能否进一步改善实体企业主营业务？从直觉上看，企业不仅可以通过海外投资对企业金融投资形成的替代效应直接减轻金融投资对企业主营业务的不良影响，还能利用海外投资所产生“市场效应”和“技术创新效应”拉动实业发展，提高企业主营业务业绩。因此，企业进行海外投资应当能缓解企业“脱实向虚”对未来主营业务业绩的损害。为此，本文进一步设定计量模型（5）、（6）进行检验。

$$\begin{aligned} Core_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Oversea_{i,t} \times Time_t + \beta_2 Oversea_{i,t} \times Time_t \times FTB_{i,t} \\ & + \beta_3 FTB_{i,t} + \beta_4 X_{i,t} + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} Core_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Oversea_{i,t} \times Time_t + \beta_2 Oversea_{i,t} \times Time_t \times RTB_{i,t} \\ & + \beta_3 RTB_{i,t} + \beta_4 X_{i,t} + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (6)$$

其中， $Core_{i,t}$ 表示企业主营业务业绩，借鉴杜勇等（2017）的研究，本文以剔除金融投资收益的资产收益率来表示，同时以剔除金融投资收益的资产收益对数值作为辅助衡量指标进行稳健性检验。 $X_{i,t}$ 为模型中的控制变量，包括：企业资产负债率（ Lev ），企业规模（ $Lnasset$ ），企业的资产抵押能力（ Fat ），非债务税盾（ Dep ），企业成长性（ MB ），企业的外部融资需求（ EFN ），企业经营活动现金净流量（ $Cflow$ ）。同时我们还在模型中控制了企业个体固定效应 λ_i 和年份固定效应 δ_t 。回归结果如表 7 所示。

不难发现，企业金融资产持有总额 FTB 在列（1）与（2）中的回归系数分别为 -0.017、-0.038，前者在 1% 水平通过显著性检验；企业风险类金融资产规模 RTB 回归系数在列（3）和（4）中分别为 -0.082、-1.564，同样均在 1% 水平下显著。这说明，不论从金融资产持有总额还是风险金融资产持有规模上看，企业“脱实向虚”均不利于自身主营业务的发展，这与现有研究的结论相符。此处重点关注海外投资与企业金融资产持有规模的交互项，变量 $Oversea \times Time \times FTB$ 回归系数至少在 10% 水平显著为正，海外投资对企业金融资产持有总额与企业主营业务之间的负向关系起着明显的正向调节作用。类似的，变量 $Oversea \times Time \times RTB$ 的回归系数同样为正，且在 5% 水平通过统计检验，海外投资对企业风险类金融资产持有规模与企业主营业务之间的负向关系也起到了显著正向调节作用。以上回归结果意味着，企业海外投资有效弱化了企业金融资产持有对主业发展产生的不良效应，有助于主营业务的改善，与前述的直觉相符。总的来说，企业积极“走出去”，增加海外投资，能够通过抑制经济“脱实向虚”，并对实体经济的发展起到提振作用。

表7 海外投资、金融资产持有与企业业绩

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Core</i>	<i>Core</i>	<i>Corep</i>	<i>Corep</i>
<i>FTB</i>	-0.017 ^{***} (0.005)	-0.038 (0.118)		
<i>Oversea</i> × <i>Time</i> × <i>FTB</i>	0.033 ^{**} (0.016)	0.691 [*] (0.383)		
<i>RTB</i>			-0.082 ^{***} (0.011)	-1.564 ^{***} (0.293)
<i>Oversea</i> × <i>Time</i> × <i>RTB</i>			0.069 ^{**} (0.032)	1.651 ^{**} (0.701)
<i>Oversea</i> × <i>Time</i>	-0.013 ^{**} (0.005)	-0.263 [*] (0.136)	-0.007 ^{**} (0.004)	-0.164 [*] (0.084)
常数项	-0.184 ^{***} (0.045)	-5.475 ^{***} (1.114)	-0.167 ^{***} (0.044)	-4.938 ^{***} (1.092)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes
N	12 305	10 351	12 305	10 351
R ²	0.305	0.284	0.312	0.290

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著；囿于篇幅，未报告控制变量回归系数，备索。

五、研究结论与政策启示

本文针对我国实体企业大幅增持金融资产、经济“脱实向虚”问题加剧的现实情境，首先在理论层面系统地剖析了对外直接投资影响实体企业金融资产持有行为的内在机理，并进一步基于我国上市企业2007—2016年的海外并购交易数据和企业财务数据，对企业海外投资能否抑制经济“脱实向虚”进行实证检验，得到以下主要结论：（1）对外直接投资有助于缓解我国经济“脱实向虚”问题。从企业金融资产持有规模上看，对外直接投资对实体企业金融资产持有总额有着明显的抑制作用；从企业金融资产持有结构上看，海外投资显著降低了风险类金融资产持有比重。（2）对外直接投资对实体企业金融资产持有的抑制作用表现出明显的滞后性、持续性。（3）企业的国有产权属性对海外投资与企业金融资产持有行为之间的负相关关系具有明显的弱化作用，海外投资对实体企业金融资产持有的抑制作用在非国有企业中更为明显。（4）海外投资频次能够加强对外直接投资对金融资产持有行为的影响，对外投资对企业金融资产持有规模和结构的负向影响在有着多次海外投资经历的企业中更加显著。进一步分析发现，企业积极“走出去”，增加海外投资，能够通过抑制企业“脱实向虚”改善实体企业业绩，有助于对实体经济的发展起到提振作用。

以上研究结论不仅丰富、拓展了现有关于海外投资经济效应以及企业金融资产持有行为影响因素的相关研究，同时还在如何缓解我国经济“脱实向虚”方面具有如下政策启示：

第一,要进一步鼓励我国企业“走出去”,利用海外投资带来的“替代效应”、“市场效应”和“技术创新效应”缓解经济“脱实向虚”问题,引导资金回归实体经济。本文的研究结论表明,不论是从金融资产持有规模上看,还是从金融资产持有结构层面看,海外投资在抑制实体企业金融投资方面均起到了良好的效果。因此,要继续鼓励中国企业走出,借助海外投资扩大市场范围,消化国内实体部门过剩产能;同时还要健全知识产权保护制度,通过海外投资实现逆向创新虹吸,充分挖掘海外投资的“技术创新效应”,逐渐由创新模仿转变为自主创新,让技术创新成为实体经济发展的核心驱动力。如此一来,实体部门投资回报率方能回暖,从本源上消解经济“脱实向虚”难题。

第二,在鼓励企业“走出去”过程中要注重海外投资的持续性,初始投资固然重要,但后续投资同样不可或缺。从本文的研究结论来看,海外投资对企业金融资产持有行为的抑制作用具有动态持续性,且这种抑制作用会随着对外直接投资频次的增多而明显增强。而海外投资频次本质上反映了对外投资的可持续性,可持续性越强,海外投资所能发挥的“替代效应”“市场效应”和“技术创新效应”也越大,对企业“脱实向虚”抑制效果亦越佳。因此,在鼓励企业积极“走出去”过程中应当注重“步伐”的连贯性和可持续性,为实现海外投资逆向创新虹吸留下时间和空间。

第三,在治理企业“脱实向虚”过程中应当重视企业所有权性质差异。本文的研究显示,“脱实向虚”问题在民营企业中表现得更为严重,民营企业高管因薪酬激励和高短期业绩压力,通过增加金融投资来保住企业即期利润的动机则很强,因而经济“脱实向虚”问题更为突出。相关部门要加强对民营企业的大股东、机构投资者和经理人通过金融投机套利的监管,使其更加注重企业的长期价值增值而非过度利用金融投机赚取短期利润。

[参考文献]

- [1] 闫海洲,陈百助. 产业上市公司的金融资产:市场效应与持有动机 [J]. 经济研究, 2018 (7): 154-168.
- [2] 洗国明,明秀南. 海外并购与企业创新 [J]. 金融研究, 2018 (8): 159-175.
- [3] KRIPPNER G R. The Financialization of the American Economy [J]. Socio-Economic Review, 2005, 3 (2): 173-208.
- [4] 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.
- [5] DUCHIN R, GILBERT T, HARFORD J. Precautionary Savings with Risky Assets: When Cash is not Cash [J]. The Journal of Finance, 2017, 72 (2): 793-852.
- [6] ASSA J. Financialization and Its Consequences: The OECD Experience [J]. Finance Research, 2012, 1 (1): 35-39.
- [7] LIN K H, TOMASKOVIC-DEVEY D. Financialization and U. S. Income Inequality, 1970-2008 [J]. American Journal of Sociology, 2013, 118 (5): 1284-1329.
- [8] ALVAREZ I. Financialization, Non-financial Corporations and Income Inequality: The Case of France [J]. Socio-Economic Review, 2015, 13 (3): 449-475.

- [9] 张慕瀨, 孙亚琼. 金融资源配置效率与经济金融化的成因——基于中国上市公司的经验分析 [J]. 经济学家, 2014 (4): 81-90.
- [10] 何德旭, 王朝阳. 中国金融业高速增长: 成因与风险 [J]. 财贸经济, 2017 (7): 16-32.
- [11] 彭俞超, 韩珣, 李建军. 经济政策不确定性与企业金融化 [J]. 中国工业经济, 2018 (1): 137-155.
- [12] 刘伟, 曹瑜强. 机构投资者驱动实体经济“脱实向虚”了吗 [J]. 财贸经济, 2018, 39 (12): 82-96.
- [13] 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): 34-48.
- [14] 王红建, 曹瑜强, 杨庆. 实体企业金融化促进还是抑制了企业创新——基于中国制造业上市公司的经验研究 [J]. 南开管理评论, 2017 (1): 155-166.
- [15] 宋军, 陆旸. 非货币金融资产和经营收益率的 U 形关系——来自我国上市非金融公司的金融化证据 [J]. 金融研究, 2015 (6): 111-127.
- [16] 戚聿东, 张任之. 金融资产配置对企业价值影响的实证研究 [J]. 财贸经济, 2018 (5): 40-54.
- [17] 安磊, 沈悦, 徐妍. 金融化、产权与企业内收入分配 [J]. 经济评论, 2019 (5): 77-91.
- [18] 王泽宇, 刘刚, 梁晗. 中国企业对外投资选择的多样性及其绩效评价 [J]. 中国工业经济, 2019 (3): 5-23.
- [19] 黄宪, 张羽. 转型背景下中国 OFDI 结构演化分析——基于企业投资动机和东道国需求结构的双重视角 [J]. 国际贸易问题, 2018 (1): 123-134.
- [20] 毛其淋, 许家云. 中国企业对外直接投资是否促进了企业创新 [J]. 世界经济, 2014 (8): 98-125.
- [21] 庞磊. 企业海外并购与母国技术进步“门槛”效应测度——机理分析与 OECD 国家的实证 [J]. 科学学研究, 2017 (4): 67-79.
- [22] 吴先明, 高厚宾. 海外并购提升了产业技术创新绩效吗——制度距离的双重调节作用 [J]. 南开管理评论, 2019 (1): 4-16.
- [23] 安磊, 沈悦, 余若涵. 高管激励与企业金融资产配置关系——基于薪酬激励和股权激励对比视角 [J]. 山西财经大学学报, 2018 (12): 30-44.
- [24] RAMASAMY B, YEUNG M, LAFORET S. China's Outward Foreign Direct Investment: Location Choice and Firm Ownership [J]. Journal of World Business, 2012, 47 (1): 17-25.
- [25] 蒋冠宏, 蒋殿春. 中国对外投资的区位选择: 基于投资引力模型的面板数据检验 [J]. 世界经济, 2012 (9): 21-40.
- [26] 杜龙政, 林润辉. 对外直接投资、逆向技术溢出与省域创新能力——基于中国省际面板数据的门槛回归分析 [J]. 中国软科学, 2018 (1): 149-162.
- [27] 李勃昕, 韩先锋, 李宁. 知识产权保护是否影响了中国 OFDI 逆向创新溢出效应 [J]. 中国软科学, 2019 (3): 46-60.
- [28] KOHPAIBOON A. Foreign Direct Investment and Technology Spillover: A Cross-industry Analysis of Thai Manufacturing [J]. World Development, 2006, 34 (3): 541-556.
- [29] ZUCKER L G, DARBY M R. Star Scientists, Innovation and Regional and National Immigration [J]. Social Science Electronic Publishing, 2007.
- [30] 吴先明, 高厚宾. 海外并购异质性、吸收能力与企业研发投入 [J]. 珞珈管理评论, 2018 (1): 18-33.
- [31] RAMAMURTI R. Performance Evaluation of State-owned Enterprises in Theory and Practice [J]. Management Science, 1987, 33 (7): 876-893.
- [32] BAI C E, LU J, TAO Z. The Multitask Theory of State Enterprise Reform: Empirical Evidence from China [J]. American Economic Review, 2006, 96 (2): 353-357.
- [33] 陈冬华, 陈信元, 万华林. 国有企业中的薪酬管制与在职消费 [J]. 经济研究, 2005 (2): 92-101.
- [34] 张丽平, 杨兴全. 管理者权力、管理层激励与过度投资 [J]. 软科学, 2012, 26 (10): 107-112.
- [35] 朱治理, 温军, 李晋. 海外并购、文化距离与技术创新 [J]. 当代经济科学, 2016, 38 (2): 79-86.
- [36] 赵宸宇, 李雪松. 对外直接投资与企业技术创新——基于中国上市公司微观数据的实证研究 [J]. 国

际贸易问题, 2017 (6): 107-119.

[37] BECKER S O, ICHINO A. Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores [J]. *The Stata Journal*, 2002 (4): 358-377.

[38] 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): 115-133.

(责任编辑 蒋荣兵)

Can “Going Global” Inhibit Enterprises’ Financialization —Evidence from Overseas M&A of Chinese Listed Companies

AN Lei SHEN Yue

Abstract: In recent years, the financial assets held by Chinese enterprises in real sector have increased rapidly, resulting in a problem of economy’s transforming from substantial to fictitious. Using the data of overseas M&A and financial data of listed companies in China from 2007 to 2016, this paper examined whether the foreign direct investment could restrain the trend of enterprise’s financialization. The results show that overseas investment is helpful to alleviate the problem of “transforming from substantial to fictitious” in China. Overseas investment has a significant inhibitory effect on enterprises’ financialization, which shows a certain characteristic of hysteresis and persistence. In addition, the negative correlation between overseas investment and financial asset holdings is obviously affected by enterprises’ ownership and the frequency of overseas investment. The negative impact of overseas investment on enterprises’ financial asset holdings is more obvious in non-state-owned enterprises and enterprises with more-than-once overseas M&A experiences. Further research also finds that increasing overseas investment can improve the main business performance of real enterprises by restraining economy’s transforming from substantial to fictitious.

Keywords: Foreign Direct Investment; Fictitious Economy; Enterprise’s Financial Asset Holdings; Ownership Attributes