

贸易政策不确定性是否诱发了企业金融化?

——来自中国制造业上市公司的微观证据

黄新飞 林志帆 罗畅拓*

摘 要 近年来,贸易保护主义冲击成为中国经济面临的重大挑战。本文分析表明,贸易政策不确定性可能通过“投资挤出”与“融资压抑”影响企业投融资;进而,实证发现,贸易政策不确定性与中国上市公司金融化之间存在显著的倒 U 形关系,企业的实体投资替代动机在不确定性冲击下的持续强化,以及资金供给方的回避回撤削减企业“蓄水池”资金共同驱动了这一非线性模式。本文启示,高不确定性环境中企业整体金融化指标的下降并不意味着“脱实向虚”现象的缓解。

关键词 贸易政策不确定性,金融化,企业投融资

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2022.05.10

一、引 言

以制造业为代表的实体经济是国民经济发展的基础。但近年来,制造业企业金融投资上升而实体经济投资下降的现象引起广泛关注。¹这种“脱实向虚”现象可能会对实体经济和宏观经济产生较大影响:一方面,将引致影子银行体系膨胀、资产价格虚假繁荣,这种自我强化的循环将放大金融部门的系统性风险;另一方面,企业过度金融化还将使本意为扶持中小微企业发展、激励创新创业活动的货币政策调整所释放的资金在金融体系内“空转”,削弱了宏观经济政策的调控效果。此外,实体经济企业金融化还可能削弱金融体系的稳定性,进而引发“黑天鹅”“灰犀牛”等系统性金融风险。因此,探索

* 黄新飞,中山大学国际金融学院、高级金融研究院;林志帆,北京师范大学人文和社会科学高等研究院;罗畅拓,北京大学光华管理学院。通信作者及地址:林志帆,广东省珠海市唐家湾金凤路 18 号北京师范大学珠海校区励耘楼 A205-8 办公室,519087;电话:(0756) 3621086;E-mail:linzhifan@bnu.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金重大项目(16ZDA042)、北京师范大学引进人才科研启动项目(310432101)、广东省基础与应用基础研究基金青年项目(2020A1515110944)、广州市哲学社会科学规划羊城青年学人项目(2020GZQN44)的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

¹《信息时报》报道:2018 年共有 1 252 家上市公司购买了理财产品,无论是企业数量还是认购金融产品的总额均刷新了近 5 年来的纪录(<http://finance.sina.com.cn/roll/2019-01-15/doc-ihqfsken7150598.shtml>,访问时间:2022 年 6 月 28 日)。

制造业企业金融化的影响及机制,寻找有效的防范措施是本文试图解决的问题。

在诸多因素中,近年来全球范围贸易保护主义抬头所引发的不确定性攀升值得关注。自2008年金融危机后,全球经济复苏乏力,各国政府对贸易政策缺乏稳定承诺,中国企业屡遭关税、反倾销和反补贴等贸易冲击,贸易政策不确定性在近年来已上升为中国经济最大的风险因素。2017年8月,美国贸易代表办公室正式对中国启动“301条款”调查,掀起了新一轮贸易摩擦浪潮。2017—2019年间,美国累计对中国价值近5000亿美元的出口商品加征关税,税率一再提升,除对中国输出较多的铁铝、纺织制品严加制裁以外,还对中国高科技企业实施制裁并限制投资。本文认为,贸易政策不确定性的攀升与国内实体经济企业“脱实向虚”现象并存可能并非是巧合,贸易政策不确定性对参与全球价值链的中国企业的行为选择与发展战略产生潜在冲击,进而影响到中国实体经济的发展与金融体系稳定。

本文拟回答的两个关键问题是:宏观层面的贸易政策不确定性与企业微观的金融化决策是否有因果关系?如果关系存在,影响机制是怎么样的?在理论分析的基础上,本文使用Huang and Luk(2020)编制的贸易政策不确定性指数结合沪深两市A股制造业上市公司的微观数据进行经验研究,结果发现:贸易政策不确定性和企业整体金融化指标间存在明显的倒U形关系。那么,在不确定性越过一定门槛值后,企业金融化程度的下降是否意味着“脱实向虚”现象的缓解呢?我们将企业持有不同目的的金融资产分解进行研究发现,贸易政策不确定性对企业持有“投资替代动机”的风险性金融资产的影响显著为正,而对现金和准现金“蓄水池”的影响则呈“先正后负”。这说明,贸易政策不确定性与企业金融化之间的倒U形关系是其挤出企业投资以及在较高水平上压抑企业融资的共同结果——过高的不确定性可能使资金供给方(银行等金融机构、资本市场投资者等)出于避险对实体经济企业的融资需求持谨慎态度甚至回撤投资,减少了企业可用于应对生产经营风险的“蓄水池”资金。此时,整体金融化程度降低的背后仍潜藏着企业“投资替代动机”的增强,风险金融资产持有比例持续提升,不仅不利于实体经济发展,还放大了潜在的金融风险。

我们还依据行业出口依存度、产业科技水平和所有制属性的差异进行分样本检验。结果表明:一方面,对于高出口依存行业、高科技行业和民营企业,贸易政策不确定性对“蓄水池”金融化的倒U形影响的拐点数值相对较小,越过拐点后下降更为明显,说明在不确定冲击下资金供给方对这些企业的态度更为谨慎,“融资压抑”更为严重;另一方面,高出口依存行业、传统行业和民营企业的“实体投资替代”金融化对不确定性的反应也更为敏感,说明这些企业更有动机以金融投资来“代偿”主营业务的潜在损失。我们还

进行了一系列稳健性检验以保证实证结论的可信度。²

本文相对于现有研究的边际贡献可能体现于三方面：第一，采用 Huang and Luk (2020) 构造的贸易政策不确定性指数进行研究，更准确地识别出当前中国经济面临的重大挑战。过往研究普遍使用 Baker *et al.* (2016) 提供的经济政策不确定性数据，无法区分政策维度的差异，且以单一的境外报刊为信息源可能导致对中国经济的评价失真。Huang and Luk (2020) 数据是基于十份境内主流报刊构造的，克服了既有数据的缺陷。第二，丰富了企业金融化的研究，在将整体金融化指标区分为现金与准现金资产、风险性金融资产进行研究的基础上指出，当不确定性加剧时，不可简单地将整体金融化程度的降低视为企业“脱实向虚”现象的缓解，也将企业金融化动机的讨论从国内经济因素拓宽至国际贸易层面。第三，机制分析探讨了贸易政策不确定性作用于企业金融决策的两个渠道，提供了丰富的异质性检验信息，深化了对不确定性影响的认识，有助于为中国引导实体经济发展提供启示。

二、文献综述与理论分析

(一) 现有研究梳理

与本文联系较为紧密的一类文献考察了贸易政策不确定性对企业实体经济活动的影响。在理论方面，Bertola (1998) 认为，企业涉入国际贸易活动存在沉没进入成本（如申请资格证书、设立境外子公司、签约代理商、聘请专事跨境商标与知识产权事务的法务人员等），借鉴不可逆投资的实物期权（real option）理论可知，贸易政策不确定性提升了企业暂缓进入国际贸易市场的“等待价值”（Pindyck and Solimano, 1993），对进入和退出出口市场的决策产生影响。Handley (2014) 同样借鉴不可逆投资的期权价值理论，将贸易政策不确定性纳入动态异质性企业分析框架，指出贸易政策不确定性会延缓企业开拓新市场的时间，使得出口商对关税减让的反应较小，而世界贸易组织（WTO）中有约束力的贸易协议的签订有助于削弱不确定性的影响，提高企业开展贸易的可能性。在实证方面，较多文献关注贸易政策不确定性对贸易二元决策（Feng *et al.*, 2017；钱学锋和龚联梅，2017）、贸易数量与价格（Handley, 2014；Handley and Limão, 2015, 2017）、出口产品质量与创新（Feng *et al.*, 2017；佟家栋和李胜旗，2015）、出口稳定性（周定根等，2019）等方面的影响。

² 这些检验包括：（1）替换企业金融化与贸易政策不确定性的衡量方法；（2）控制财政政策、货币政策和汇率政策等其他维度不确定性的影响；（3）排除2009—2010年间“四万亿”刺激计划、2015年股市异动的干扰；（4）延长不确定性影响的滞后期数；（5）考虑企业经营范围，利用水电行业进行证伪检验。囿于篇幅限制，相关内容在正文中略去，感兴趣的读者可与作者联系索取。

在企业投融资方面, Caldara *et al.* (2020) 研究了贸易政策不确定性对于企业实体投资的影响, 发现即使是没有直接参与到国际贸易市场的企业, 也会因其机械设备、原材料、中间产品的购买和最终产品的销售在行业间的投入产出关联而间接地与国际贸易产生联系, 进而受贸易政策不确定性的影响。总体而言, 尽管贸易政策不确定性的经济效应在近年逐渐引发关注, 但尚未有文献系统研究其对企业金融资产配置决策的影响。

与此同时, 随着实体经济企业涉入金融业务的现象越发普遍, 持有金融资产的总额屡创新高, 企业金融化已成为新闻舆论与学术研究共同关注的热点。既有文献指出企业配置金融资产可能出于“蓄水池”或“实体投资替代”动机。“蓄水池”动机是指, 企业持有金融资产是为了储备流动性, 防范潜在冲击带来的资金链断裂风险 (Smith and Stulz, 1985; Stulz, 1996)。Demir (2009a) 针对墨西哥和土耳其的研究发现, 企业会将过剩的资源转化为金融资产以储备流动性, 当企业面临财务困境时, 企业可以出售金融资产以获得流动性。“实体投资替代”动机是指, 当实体投资机会相对匮乏时, 企业可能通过持有金融资产来得到更高的收益 (Orhangazi, 2008)。Demir (2009b) 基于阿根廷、墨西哥和土耳其三个新兴经济体的企业数据进行研究发现, 在金融资产收益率超出实体长期投资收益率越多的情境中, 企业的金融化程度越高。Baud and Durand (2012) 发现 1990—2007 年间, 美国零售业企业通过增持金融资产来对冲主营业务增长率和利润率的下降。因此, 金融化的直接后果便是挤出了实业投资、减缓了资本积累 (Stockhammer, 2004), 当企业购买的是权益型甚至衍生品性质的高风险金融资产时, 可能削弱其财务稳健性。

从中国企业的财务数据来看, 尽管企业持有的金融资产中较大比例为“蓄水池”性质的现金, 但近年来整体金融化的快速攀升主要由“实体投资替代”的风险性金融资产剧增所驱动。王红建等 (2017) 针对中国上市公司的研究发现, 实体企业金融化挤出了企业创新, 实体企业通过对金融资产投资以分享金融业的高额利润, 本质上是一种套利行为。张成思和张步昙 (2016) 发现, 在给定融资约束的情况下, 企业将资金投向金融资产势必造成实业投资的减少, 还出现了金融投资收益成为实体经济企业主要利润来源的“异象”。综合来看, 既有研究基本是从企业自身或国内经济因素去考察金融化的动因, 尚未有文献关注贸易政策变动这一外部因素, 本文尝试从贸易政策不确定性的视角切入展开研究。

(二) 理论分析

综合前述文献, 我们认为贸易政策不确定性可能通过“投资挤出”和“融资压抑”两个机制来影响企业金融化 (如图 1 所示), 以下展开分析。

在投资方面: 贸易政策不确定性会使企业难以预测进出口业务的成本-收

益，而由于与贸易相关的固定资产投资、新产品研发试制、产品库存积累等投资具有很强的不可逆性，受冲击后的重售价值很低，因此投资决策可视同为一个买入期权何时执行的问题（Bloom *et al.*，2007）。在不确定性较强的环境中，暂缓投资的“实物期权”价值较高，企业将选择等待更多有助于决策的信息出现。在实务中，贸易政策不确定性将使企业推迟固定资产建造计划，减少机器设备、原材料和中间品的进口并削减库存，将企业资源暂时以金融资产的形式暂存。此时，企业面临两个选择：（1）持有现金与准现金等流动性较高的金融资产——“蓄水池”金融化，既有助于规避资金链断裂的风险，也能够进出口市场完成调整后得以迅速恢复投资；（2）增持高风险高收益的风险性金融资产——“实体投资替代”金融化，有助于对冲贸易政策风险引致的主营业务盈利下滑，维持较高的资产收益率以满足股东要求、达到市场预期。综上，从“投资挤出”的角度来分析，贸易政策不确定性可能提升企业金融化程度，但具体增持哪类金融资产需要通过实证检验来回答。

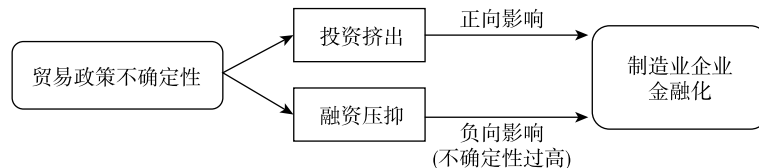


图1 贸易政策不确定性影响企业金融化的途径

在融资方面：一方面，当不确定性加剧时，参与进出口的企业可能面临销售不畅、关键设备与原材料采购困难、现金周转减缓等问题，未参加国际贸易的企业也可能因产业与区域关联而受到冲击，此时资金供给方（银行等金融机构、资本市场投资者等）将对企业的发展前景产生悲观预期。它们在受到贸易政策噪音信号和企业羊群效应的干扰时，很难准确判断企业的还款能力与投资价值，出于避险考虑将选择缩小贷款规模或撤回投资（周定根等，2019）。资金供给方的限贷、惜贷、抽贷与投资撤回使企业融资受限，可能从资金供给角度抑制了企业的金融化。另一方面，如果企业预期不确定性在较长时期内难以缓解，投资信心和风险承担意愿进一步下降，可能将现金、准现金等金融资产用于偿还长期负债，通过资产负债表的“瘦身”来降低还款压力和利息成本（Baum *et al.*，2009）。从而，从“融资压抑”的角度来看，贸易政策不确定性将降低企业金融化程度，但企业究竟是削减“蓄水池”还是“实体投资替代”金融投资同样需要通过实证检验来回答。

综合以上分析，我们预期，贸易政策不确定性与企业金融化之间可能存在非线性关系。结合实证数据可获得性，提出待检验假说如下：

假说1 贸易政策不确定性与企业金融化之间存在非线性倒U形关系。

竞争性假说2a 贸易政策不确定性与企业的实体资产投资和存货投资负相关，通过增加“蓄水池”金融化提升整体金融化水平。

竞争性假说 2b 贸易政策不确定性与企业的实体资产投资和存货投资负相关,通过增加“实体投资替代”金融化提升整体金融化水平。

竞争性假说 3a 贸易政策不确定性与企业银行贷款和债券融资负相关,通过削减“蓄水池动机”来抑制整体金融化程度。

竞争性假说 3b 贸易政策不确定性与企业银行贷款和债券融资负相关,通过削减“实体投资替代”来抑制整体金融化程度。

三、数据、变量与模型

(一) 样本选择与数据来源

本文将中国上市公司季度财务数据依照“年度-季度”与贸易政策不确定性指数、宏观经济数据进行匹配。财务数据来自国泰安 CSMAR 数据库。考虑新《企业会计准则》于 2007 年实施,使用 2007 年第一季度至 2019 年第一季度沪深两市 A 股制造业上市公司数据,借鉴已有研究的通行做法筛选数据:(1) 剔除 IPO 首年的样本;(2) 剔除 ST 和 *ST 上市公司数据;(3) 剔除关键指标缺失的样本。为削弱极端值的干扰,对数据进行 1% 和 99% 分位的缩尾处理。贸易政策不确定性数据来自 Huang and Luk (2020),宏观经济数据来自 CEIC 数据库。经整理,本文共得 5 127 个“企业-年度-季度”观测值,涵盖 1 639 家制造业上市公司。

(二) 变量构造与数据描述

1. 被解释变量:金融化指标

本文以企业持有的金融资产占总资产的比例来衡量金融化程度。具体地,借鉴张成思和张步昙(2016)的研究,将金融资产定义为企业持有的货币资金、持有至到期投资、交易性金融资产、投资性房地产、可供出售的金融资产、长期股权投资以及应收股利和应收利息。将这些金融资产进行加总后,使用期末总资产进行标准化,得到企业金融化指标(记为 Fin)。为进一步探究贸易政策不确定性对于不同动机金融化的潜在异质性影响,我们参考胡奕明等(2017)将金融资产进一步划分为现金和风险性金融资产:由于企业持有现金及准现金的收益率接近于零,必然反映“蓄水池”动机,而风险性金融资产,如投资性房地产、持有至到期投资、长期股权投资等具有较大的潜在获利空间,较可能由“实体投资替代”动机所驱动。这两类金融资产均以总资产为分母进行标准化后记为 $CashHolding$ 与 $OtherFin$ 。

2. 核心解释变量:贸易政策不确定指标

本文使用的贸易政策不确定(trade policy uncertainty, 记为 TPU)指数

由香港浸会大学的学者黄昀和陆尚勤基于《北京青年报》《广州日报》《解放日报》《人民日报（海外版）》《新闻晨报》《南方都市报》《北京日报》《今晚报》《文汇报》和《羊城晚报》这十份代表性报刊构造。他们参照 Baker *et al.* (2016) 的方法，对关键词词频进行文本分析，计算某一时间段内样本报刊的新闻报道中同时提及“贸易”“政策”“不确定性”等关键词及其近义词的文章篇数，在进行标准化处理后得到 TPU 指数。这一数据的优势在于不仅包含关税政策信息，还囊括了反倾销、反补贴、进出口许可、禁令、配额等非关税壁垒，考虑了中国与主要贸易伙伴间的汇率波动、投资协定、贸易顺逆差、贸易摩擦等方面的影响，全面反映了中国企业的生产经营中来自国际经济环境的不确定性。

在后续回归中，为削弱潜在内生性问题的干扰，本文采用 TPU 指数自然对数值的滞后一期及其平方项为核心解释变量。需说明的是，Huang and Luk (2020) 编制的 TPU 指数是月度数据，在构造季度指标时，考虑到企业的决策更易受最近时点环境因素的影响，借鉴 Gulen and Ion (2015) 的做法，本文采用加权平均法来计算季度 TPU 指数，每季度的三个月权重分别设定为 1/6、1/3、1/2。

3. 机制检验变量

为检验贸易政策不确定性对企业“投资挤出”与“融资压抑”这两个机制的影响，选取以下变量进行检验：（1）实体资产投资率（*Investment*）：企业为购置固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金/总资产。（2）存货增长率（*Inventory*）： $(\text{企业本季度库存净额} - \text{上一季度库存净额}) / \text{本季度库存净额}$ 。（3）银行贷款强度（*Loan*）：企业向银行借款所收到的现金/总资产。（4）债券融资强度（*Bond*）：企业发行债券所收到的现金/总资产。

4. 控制变量

为提升模型解释力、削弱遗漏变量干扰，模型中加入一系列控制变量。

企业与行业变量包括：（1）企业规模（*Size*）：定义为资产总计的对数值。（2）托宾 Q（*TobinQ*）：定义为“股票市场流通市值/资产总计”。（3）经营性现金流比例（*CashFlow*）：定义为“经营性现金流/资产总计”。（4）经营资产收益率（*ROOA*）及其平方项（ $ROOA^2$ ）：*ROOA* 定义为“ $(\text{营业收入} - \text{营业成本} - \text{营业税金及附加} - \text{期间费用} - \text{资产减值损失}) / (\text{运营资本} + \text{固定资产} + \text{无形资产等长期资产净值})$ ”。（5）杠杆率（*Leverage*）：定义为“负债总计/资产总计”。（6）金融与实体资产收益率比值（*Ratio*）：定义为“金融收益率/经营资产收益率”。（7）实体与虚拟经济利差（*Diff*）：定义为“制造业平均 ROA - 金融业平均 ROA”。

宏观经济控制变量包括：（1）经济增速（*GDPgrowth*）：定义为全国

GDP的季度环比增速。(2)货币数量增速(*M2growth*):定义为全国广义货币M2的季度环比增速。

(三) 基准回归模型设定

为探析贸易政策不确定性与企业金融化之间的关系,设定回归模型如下:

$$Fin_{i,q,t} = \alpha_1 TPU_{q-1,t} + \alpha_2 TPU_{q-1,t}^2 + \sum \eta \mathbf{X} + \mu_i + \omega_q + \varepsilon_{i,q,t}, \quad (1)$$

$$CashHolding_{i,q,t} = \beta_1 TPU_{q-1,t} + \beta_2 TPU_{q-1,t}^2 + \sum \kappa \mathbf{X} + \mu_i + \omega_q + \varepsilon_{i,q,t}, \quad (2)$$

$$OtherFin_{i,q,t} = \gamma_1 TPU_{q-1,t} + \gamma_2 TPU_{q-1,t}^2 + \sum \lambda \mathbf{X} + \mu_i + \omega_q + \varepsilon_{i,q,t}. \quad (3)$$

式(1)–(3)为基准回归,下标*i*、*q*、*t*分别表示企业、季度、年度。被解释变量*Fin*、*CashHolding*、*OtherFin*分别为企业整体金融化、“蓄水池”和“实体投资替代”金融化指标;核心解释变量为滞后一季度的贸易政策不确定性指数及平方项³;X为前述的一系列控制变量; μ_i 为企业固定效应,用来控制企业层面不随时间改变的不可观测因素的影响(如所有制、行业特征、地理区位等);由于TPU是时间序列变量,直接控制“年度-季度”固定效应会引致TPU与固定效应完全共线而使其无法识别,但考虑到企业的金融化行为可能受季报、半年报、年报财务数据编制的策略性调整而呈现一定的季节特征,模型中加入季节固定效应 ω_q 进行控制; $\varepsilon_{i,q,t}$ 是随机误差项。对于回归结果,我们关注TPU与TPU²的系数估计方向与显著性,以对前文提出的假说1、竞争性假说2a与2b、竞争性假说3a与3b进行检验。机制检验的模型设定将在第四部分介绍。

四、回归结果分析

(一) 基准回归

为保证结果的稳健性,我们在回归中采取逐步加入控制变量的方法。表1的前3列报告了以企业整体金融化为被解释变量的回归结果,第(4)列和第(5)列以完整模型的设定检验了贸易政策不确定性对“蓄水池”金融化和“实体投资替代”金融化的影响。

³ 需说明的关键点是,回归中二次项系数显著,并不一定意味着X对Y具有U形或倒U形影响(Lind and Mehlum, 2010),我们还需要计算对称轴并结合X的分布特征来判断:如果对称轴处于X取值范围的中部,则U形或倒U形关系真实存在;如果对称轴接近X的最大值、最小值或超出取值范围,则反映斜率略有变化的单调关系,U形或倒U形关系不存在。为避免混淆我们仅保留一次项。

表 1 贸易政策不确定性与企业金融化：基准回归结果

被解释变量	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>CashHolding</i>	<i>OtherFin</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>L. TPU</i>	26.801*** (1.628)	15.979*** (1.423)	11.179*** (1.278)	15.545*** (1.192)	0.833*** (0.083)
<i>L. TPU</i> ²	-2.743*** (0.167)	-1.595*** (0.148)	-1.138*** (0.133)	-1.654*** (0.124)	
<i>Size</i>		-2.802*** (0.332)	-2.026*** (0.333)	-2.150*** (0.308)	0.167 (0.179)
<i>TobinQ</i>		-0.319*** (0.103)	-0.299*** (0.104)	-0.436*** (0.104)	0.146*** (0.056)
<i>CashFlow</i>		22.775*** (1.428)	22.439*** (1.426)	22.747*** (1.432)	-0.156 (0.589)
<i>ROOA</i>		3.608** (1.779)	3.236* (1.785)	5.737*** (1.652)	-2.758*** (1.025)
<i>ROOA</i> ²		27.408*** (4.839)	28.142*** (4.847)	17.721*** (3.555)	9.492*** (3.443)
<i>Leverage</i>		-30.571*** (1.541)	-31.142*** (1.536)	-31.014*** (1.353)	-0.064 (0.758)
<i>Ratio</i>		-0.103*** (0.0325)	-0.105*** (0.0322)	-0.106*** (0.0287)	-0.004 (0.014)
<i>Diff</i>		46.91*** (6.039)	65.905*** (6.710)	45.514*** (6.345)	15.997*** (3.074)
<i>GDPgrowth</i>			17.339*** (1.252)	20.604*** (1.268)	-4.293*** (0.530)
<i>M2growth</i>			0.599*** (0.0523)	0.727*** (0.0501)	-0.155*** (0.027)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
季度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	54 127	54 127	54 127	54 127	54 127
<i>within-R</i> ²	0.013	0.145	0.154	0.177	0.020

注：(1)***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著；(2) 括号内为企业层面的聚类稳健标准误。

回归结果揭示：(1) 前 3 列回归中贸易政策不确定性 *TPU* 的一次项显著为正，二次项显著为负，根据第 (3) 列的系数估计值可计算得出倒 U 形曲线

的对称轴约为 $TPU=4.912$ ，在 TPU 数值分布的中部。由此可知，制造业企业金融化与贸易政策不确定性之间存在明显的“先升后降”的非线性关系。(2) 当被解释变量为表征“蓄水池”动机的现金持有时，贸易政策不确定性的影响也呈倒 U 形模式，对称轴约为 $TPU=4.699$ 。在数据分布左侧，不确定性增强将使企业趋于谨慎，将自有资金与信贷资源暂时以高流动性的现金形式储存，以等待不确定性消弭时进行投资。但在不确定性过高的情境中，资金供给方的避险回撤使得企业融资更为困难，紧张的资金供给将限制“蓄水池”动机的金融化。(3) 当被解释变量为表征“实体投资替代”动机金融化的投资性资产时，贸易政策不确定性的影响显著单调为正。这说明，不确定性的增强使企业对实体投资的获利预期趋于悲观，转而将资金投向风险性金融资产以谋取更高回报、弥补主营业务的潜在损失。

综合来看，随着贸易政策不确定性的上升，企业对不同目的的金融资产的持有行为将出现明显分化：当不确定性处于较低的区间时，随着不确定性的提升，企业不断增加对现金和风险性金融资产的持有，此时“蓄水池”和“实体投资替代”动机都在增强；但当贸易政策不确定性越过一定门槛后，金融机构在资金供给上的限制将使“蓄水池”金融化下降，而“实体投资替代”动机仍持续增强——这两类金融化的动态发展共同驱动了企业整体金融化程度的非线性模式，验证了理论分析部分的假说 1。值得注意的是，在高不确定性情境中，企业整体金融化的下降并不意味着“脱实向虚”现象的缓解。相反，此时企业可用于应对经营风险的“蓄水池”资金趋于枯竭，而高风险的金融资产投资仍持续增加，进一步放大了潜在的金融风险。控制变量的回归结果基本符合理论预期，也与既有文献一致，不再赘述。

(二) 影响机制检验

接着，本文对贸易政策不确定性影响企业金融化的两个机制进行检验。根据 Zhao *et al.* (2010)、Bullock *et al.* (2010) 关于中介效应检验的讨论，设定如下模型：

$$Mechanism_{i,q,t} = \theta TPU_{q-1,t} + \sum \lambda X + \mu_i + \omega_q + \varepsilon_{i,q,t}, \quad (4)$$

$$\begin{aligned} Fin/CashHolding/OtherFin_{i,q,t} = & \alpha'_1 TPU_{q-1,t} + \alpha'_2 TPU_{q-1,t}^2 \\ & + \delta Mechanism_{i,q,t} + \sum \lambda X + \mu_i \\ & + \omega_q + \varepsilon_{i,q,t}. \end{aligned} \quad (5)$$

式 (4) 中的机制变量 *Mechanism* 具体为实体投资率 (*Investment*)、存货增长率 (*Inventory*)、银行贷款强度 (*Loan*)、债券融资强度 (*Bond*)，前两者检验“投资挤出”机制，后两者检验“融资压抑”机制。进而将机制变量与 TPU 、 TPU^2 同时引入解释金融化指标 *Fin*、*CashHolding* 和 *OtherFin* 的式 (5)——如果式 (4) 与式 (5) 回归中系数 θ 与 δ 联合显著，则“贸易

政策不确定性→投资挤出/融资压抑→企业金融化”的传导路径成立，我们还可以通过各个机制变量与 *CashHolding* 和 *OtherFin* 的回归结果来检验竞争性假说 2a、2b、3a、3b。模型的其他设定与式 (1)–(3) 相同，不再赘述。

1. 投资挤出

首先，对“投资挤出”机制进行检验。在表 2 分表 A 中，首先检验贸易政策不确定性对机制变量实体投资率 (*Investment*) 和存货增长率 (*Inventory*) 的影响，式 (4) 的结果如第 (1)、(2) 列所示。接着，基于式 (5) 的设定在包含 *TPU* 及其二次项的模型中引入这两个机制变量，对整体金融化水平 *Fin* 进行解释，结果如第 (3)–(5) 列所示。在分表 B 中，分别将式 (5) 的被解释变量替换为表征“蓄水池”动机的 *CashHolding* 和表征“实体投资替代”动机的 *OtherFin*，探索“投资挤出”机制影响的是企业何种动机的金融化。

表 2 贸易政策不确定性与企业金融化：投资挤出机制检验

分表 A	<i>Investment</i>	<i>Inventory</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	
被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
L. <i>TPU</i>	-0.304*** (0.035)	-0.122*** (0.034)	11.342*** (1.271)	10.684*** (1.269)	10.826*** (1.263)	
L. <i>TPU</i> ²			-1.157*** (0.133)	-1.088*** (0.132)	-1.105*** (0.132)	
<i>Investment</i>			-0.111*** (0.029)		-0.096*** (0.029)	
<i>Inventory</i>				-0.060*** (0.015)	-0.058*** (0.015)	
N	54 127	53 792	54 127	53 792	53 792	
<i>within-R</i> ²	0.281	0.063	0.155	0.151	0.152	
分表 B	<i>CashHolding</i>	<i>OtherFin</i>	<i>CashHolding</i>	<i>OtherFin</i>	<i>CashHolding</i>	<i>OtherFin</i>
被解释变量	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
L. <i>TPU</i>	15.500*** (1.192)	0.793*** (0.082)	14.876*** (1.180)	0.826*** (0.083)	14.810*** (1.181)	0.787*** (0.082)
L. <i>TPU</i> ²	-1.649*** (0.124)		-1.587*** (0.123)		-1.579*** (0.123)	
<i>Investment</i>	0.030 (0.028)	-0.131*** (0.014)			0.045 (0.028)	-0.131*** (0.014)
<i>Inventory</i>			-0.012 (0.014)	-0.047*** (0.007)	-0.013 (0.014)	-0.044*** (0.007)

(续表)

分表 B	<i>CashHolding</i>	<i>OtherFin</i>	<i>CashHolding</i>	<i>OtherFin</i>	<i>CashHolding</i>	<i>OtherFin</i>
被解释变量	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
<i>N</i>	54 127	54 127	53 792	53 792	53 792	53 792
<i>within-R</i> ²	0.177	0.026	0.173	0.021	0.173	0.027

注：(1)***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著；(2)括号内为企业层面的聚类稳健标准误；(3)模型中包含所有控制变量、企业固定效应与年度固定效应，为节省篇幅不予报告。

分表 A 的第 (1)、(2) 列结果显示，贸易政策不确定性对实体资产投资和存货投资的影响均显著为负，即不确定性上升会延缓企业投资；在第 (3)—(5) 列中，无论 *Investment* 与 *Inventory* 单独还是共同进入模型，对 *Fin* 的影响均显著为负，说明实体投资减少的确提升了企业整体金融化水平。由于中介效应模型（即前文式 (4) 和式 (5)）中的系数 θ 和 δ 都显著，可判断两者联合显著，“贸易政策不确定性→投资挤出→企业金融化上升”的传导路径成立。

分表 B 将被解释变量替换为细分金融资产类型的 *CashHolding* 和 *OtherFin*，可发现 *Investment* 与 *Inventory* 对企业现金持有的影响均不显著，而对投资性金融资产的影响显著为负。这说明，企业在减少实体投资时并非将资金存入“蓄水池”，而是转向了风险性金融资产以期取得高收益，验证了不确定性攀升时整体金融化水平提升背后的主要驱动因素为“实体投资替代”动机的金融化，也即竞争性假说 2b 成立。

2. 融资压抑

表 3 对贸易政策不确定性影响企业金融化的“融资压抑”机制进行检验。

分表 A 首先检验不确定性对银行贷款强度 (*Loan*) 和债券融资强度 (*Bond*) 的影响，回归结果如第 (1)、(2) 列所示；接着，在包含 *TPU* 及其二次项的模型中引入两个机制变量，对整体金融化水平 *Fin* 进行解释，回归结果如第 (3)—(5) 列所示。分表 B 分别将式 (5) 的被解释变量替换为表征“蓄水池”动机的 *CashHolding* 和表征“实体投资替代”动机的 *OtherFin*，探索“融资压抑”机制影响的是企业何种动机的金融化。

表 3 贸易政策不确定性与企业金融化：融资压抑机制检验

分表 A	<i>Loan</i>	<i>Bond</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>
被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
L. <i>TPU</i>	-0.425*** (0.053)	-0.028*** (0.008)	11.179*** (1.278)	11.041*** (1.275)	11.037*** (1.275)
L. <i>TPU</i> ²			-1.136*** (0.133)	-1.123*** (0.133)	-1.120*** (0.133)
<i>Loan</i>			0.044*** (0.014)		0.049*** (0.014)

(续表)

分表 A	<i>Loan</i>	<i>Bond</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	
被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
<i>Bond</i>				0.431***	0.444***	
				(0.051)	(0.051)	
<i>N</i>	54 127	54 127	54 127	54 127	54 127	
<i>within-R</i> ²	0.069	0.206	0.155	0.156	0.157	
分表 B	<i>CashHolding</i>	<i>OtherFin</i>	<i>CashHolding</i>	<i>OtherFin</i>	<i>CashHolding</i>	<i>OtherFin</i>
被解释变量	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
<i>L. TPU</i>	15.545***	0.832***	15.405***	0.832***	15.400***	0.832***
	(1.192)	(0.083)	(1.188)	(0.083)	(1.189)	(0.083)
<i>L. TPU</i> ²	-1.652***		-1.639***		-1.636***	
	(0.124)		(0.124)		(0.124)	
<i>Loan</i>	0.050***	-0.001			0.055***	-0.001
	(0.013)	(0.009)			(0.013)	(0.009)
<i>Bond</i>			0.438***	-0.008	0.453***	-0.009
			(0.049)	(0.024)	(0.049)	(0.025)
<i>N</i>	54 127	54 127	54 127	54 127	54 127	54 127
<i>within-R</i> ²	0.178	0.020	0.178	0.020	0.179	0.020

注：(1)***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著；(2)括号内为企业层面的聚类稳健标准误；(3)模型中包含所有控制变量、企业固定效应与年度固定效应，为节省篇幅不予报告。

分表 A 的第 (1)、(2) 列结果显示，贸易政策不确定性对银行贷款和债券融资强度的影响均显著为负，说明不确定性上升会压抑企业融资；在第 (3)—(5) 列中，*Loan* 和 *Bond* 对 *Fin* 的影响均显著为正，说明信贷资金减少的确降低了企业整体金融化水平。同样地，由于贸易政策不确定性对融资变量，以及融资变量对企业金融化的影响均显著，可判断中介效应模型的系数 θ 和 δ 联合显著，“贸易政策不确定性→融资压抑→企业金融化下降”的传导路径成立。由此引申出来的关键问题是，融资压抑使企业整体金融化水平下降是否意味着“脱实向虚”现象的缓解呢？

分表 B 的细分检验揭示，银行贷款强度和债券融资强度均与 *CashHolding* 显著正相关，对 *OtherFin* 的影响则不显著。这说明，在企业融资受限时，尽管“蓄水池”被动削弱，但企业却没有主动减少对风险性金融资产的投资，竞争性假说 3a 得证。从而，贸易政策不确定性对企业融资的压抑并未真实扼制企业谋取金融投机收益的动机，此时企业可应对“不时之需”的现金趋于枯竭，进一步放大了经济风险。

(三) 异质性检验

我们预期，贸易政策不确定性对不同类型企业金融化决策的影响可能存在异质性，以下依照行业出口依存度、行业科技属性、企业所有制性质进行

分样本检验。

1. 行业出口依存度差异

贸易政策不确定性本质上是通过影响企业在国际市场的预期而影响其决策。中国制造业中不同细分行业对出口市场的依赖程度有着明显的差异,相对于主要针对本国市场的行业,产品依赖于出口的行业对于贸易政策不确定性的上升应更为敏感:一方面,出口依存度高的行业的企业在贸易政策不确定性上升时,会更有动机减少实体投资,持有高流动性的现金以规避出口市场不确定性的冲击,或投资于风险性金融资产以弥补主营业务损失;另一方面,出口依存度高的行业的企业在贸易政策不确定性上升时,资金供给者对其经营的悲观预期也可能越为浓厚,越不愿为其提供资金,从融资供给上抑制企业的金融化水平。

可以预期,贸易政策不确定性对出口依存度不同的行业可能会有差异性的影响。本文根据国家统计局提供的 2007—2016 年的分行业平均出口交货值和分行业平均销售产值计算得到各细分制造行业的出口依存度,将中位数以上的行业定义为高出口依存度,中位数以下的定义为低出口依存度,将这些行业依据《上市公司行业分类指引(2012 年修订)》进行匹配,通过分样本回归来检验潜在异质性,回归结果如表 4 所示。

表 4 分样本异质性检验:行业出口依存度

被解释变量	<i>Fin</i>		<i>CashHolding</i>		<i>OtherFin</i>	
	高出口 依存度 (1)	低出口 依存度 (2)	高出口 依存度 (3)	低出口 依存度 (4)	高出口 依存度 (5)	低出口 依存度 (6)
<i>L. TPU</i>	13.357*** (1.897)	8.851*** (1.715)	19.402*** (1.767)	11.953*** (1.594)	1.067*** (0.128)	0.643*** (0.108)
<i>L. TPU</i> ²	-1.364*** (0.197)	-0.885*** (0.179)	-2.072*** (0.183)	-1.257*** (0.166)		
<i>N</i>	23 203	30 924	23 203	30 924	23 203	30 924
<i>within-R</i> ²	0.210	0.116	0.244	0.130	0.041	0.011

注:(1)***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著;(2)括号内为企业层面的聚类稳健标准误;(3)模型中包含所有控制变量、企业固定效应与年度固定效应,为节省篇幅不予报告。

可以发现,对于高出口依存度行业,*TPU*一次项和二次项的系数都较大,整体金融化水平 *Fin* 对贸易政策不确定性的反应更为敏感。分金融资产类型来看:(1)在以 *CashHolding* 为被解释变量的回归中,*TPU*一次项和二次项的系数都较大的结果揭示,在贸易政策不确定性较低的区间,高出口依存度行业的企业在不确定性上升时,会更有动机减少实体投资而增持流动性较高的现金以规避出口市场不确定性的冲击,但在不确定性到达一定临界水平后,资金供给方对这类行业经营的悲观情绪也可能越为浓厚,越不愿为

其提供资金，从供给上抑制企业的现金与准现金持有，体现为高出口依存度行业的拐点出现得更早（对称轴=4.682，小于低出口依存度行业的4.755），曲线越过拐点后的下降趋势也更为明显；（2）对于投资性金融资产 *OtherFin*，面对贸易政策不确定性的冲击，高出口依存度行业的企业更有动机以金融收益弥补其主营业务损失。从而，综合来看，在贸易政策不确定性急剧攀升时，高出口依存度行业的企业“蓄水池”资金枯竭更快，“实体投资替代”金融化也更为明显，背后潜藏的风险也更高。

需说明的是，对于第（1）、（2）列和第（3）、（4）列，以及第（5）、（6）列的回归，我们均使用似不相关回归估计（seemingly unrelated regression estimation）（Zellner, 1962）来对比 *TPU* 一次项和二次项系数，结果显示组间系数相等的概率均低于 0.10，系数差异具有统计显著性。

2. 行业科技属性差异

贸易政策不确定性对企业金融化的影响也可能依行业科技属性而不同。近年来中美贸易摩擦相较于 21 世纪初的关键不同在于，自 2017 年“301 条款”调查开始，美国对华重点制裁领域已从金属、纺织等低技术制成品转向信息和通信技术、航空航天、芯片等高科技产品。从而，随着贸易政策不确定性的加剧，银行等金融机构和投资者可能对高科技行业越为谨慎，从供给上抑制企业的现金与准现金持有；但与此同时，中国政府为高科技行业提供了较多的产业政策支持，企业得到了较多的财政补贴和税收优惠，国内市场需求也较为旺盛，主营业务收益率仍然较高，“实体投资替代”金融化动机可能不强。本文依据国家统计局发布的《高技术产业（制造业）分类》定义高科技行业，将全样本分为高科技行业 and 传统行业两个子样本，回归结果如表 5 所示。

表 5 分样本异质性检验：行业科技属性

被解释变量	<i>Fin</i>		<i>CashHolding</i>		<i>OtherFin</i>	
	高科技行业 (1)	传统行业 (2)	高科技行业 (3)	传统行业 (4)	高科技行业 (5)	传统行业 (6)
L. <i>TPU</i>	16.751*** (2.296)	7.928*** (1.504)	19.483*** (2.134)	13.261*** (1.412)	0.686*** (0.137)	0.901*** (0.104)
L. <i>TPU</i> ²	-1.773*** (0.241)	-0.773*** (0.156)	-2.108*** (0.224)	-1.396*** (0.146)		
N	18 874	35 253	18 874	35 253	18 874	35 253
<i>within-R</i> ²	0.199	0.133	0.218	0.155	0.016	0.024

注：（1）***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著；（2）括号内为企业层面的聚类稳健标准误；（3）模型中包含所有控制变量、企业固定效应与年度固定效应，为节省篇幅不予报告。

可以发现，对于高科技行业企业，*TPU* 一次项和二次项的系数都较大，整体金融化水平 *Fin* 对贸易政策不确定性的反应更为敏感。分金融资产类型

来看:(1)在以 *CashHolding* 为被解释变量的回归中, *TPU* 一次项和二次项系数都较大,说明在不确定性较低的区间,高科技行业企业在不确定性上升时更倾向于减少实体投资而增持流动性较高的现金,而在不确定性较高的区间,高科技行业企业现金持有的下降速度则显著快于传统行业,这可能是由于银行等资金供给者相对收紧了融资供给所致。从而,高科技行业企业的拐点出现得更早(对称轴=4.621,小于传统行业的4.750)。(2)但对于“实体投资替代”的 *OtherFin*,贸易政策不确定性每上升1个百分点,传统行业企业比高科技行业企业多增加持有0.214%的风险性金融资产。这说明,高科技行业在中国经济增长模式切换的背景中拥有较好的投资机会和政策资源支持,风险承担能力较强,在受到贸易政策冲击时投资于风险性金融资产的动机较弱。对于组间系数差异的检验,似不相关回归检验基本强烈拒绝原假设,分样本差异显著。

3. 企业所有制性质差异

不同所有制企业对贸易政策不确定性的反应也可能不同。从企业融资的供给端来看,国有企业背后有着政府的隐性担保,经营较为稳健,银行对其发放贷款的条件较为宽松(纪洋等,2018)。相比之下,民营企业长期面临着较紧的融资约束,我们针对 *CashHolding* 进行分样本统计检验发现,民营企业的现金持有平均水平在样本期一直高于国有企业,说明它们的确基于预防性动机进行了更多“储蓄”。可以预期,在贸易政策不确定性上升时,民营企业的资金供给方的审慎情绪更浓,企业“蓄水池”资金可能更快趋于枯竭。而对于“实体投资替代”的风险性金融资产,国有企业受政府部门的严格规制,经营决策较为规范,且经营目标并非完全逐利,“脱实向虚”的可能性较低;相较之下,民营企业在主营业务发展受阻的情况下,涉入金融的动机往往更为强烈。我们依照企业实际控制人的产权性质,将全样本分为民营企业与国有企业两个子样本,回归结果如表6所示。

表6 分样本异质性检验:企业所有制性质

被解释变量	<i>Fin</i>		<i>CashHolding</i>		<i>OtherFin</i>	
	民营企业 (1)	国有企业 (2)	民营企业 (3)	国有企业 (4)	民营企业 (5)	国有企业 (6)
L. <i>TPU</i>	12.762*** (1.700)	4.396** (1.823)	17.825*** (1.606)	5.026*** (1.680)	1.078*** (0.109)	0.196* (0.118)
L. <i>TPU</i> ²	-1.297*** (0.178)	-0.442** (0.191)	-1.906*** (0.167)	-0.523*** (0.176)		
N	35 309	18 818	35 309	18818	35 309	18 818
<i>within-R</i> ²	0.187	0.110	0.234	0.093	0.042	0.023

注:(1)***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著;(2)括号内为企业层面的聚类稳健标准误;(3)模型中包含所有控制变量、企业固定效应与年度固定效应,为节省篇幅不予报告。

回归结果显示：对于整体金融化水平，民营企业分样本中 *TPU* 的一次项和二次项系数都更大，对贸易政策不确定性的反应更为强烈。分金融资产类型来看：（1）在以 *CashHolding* 为被解释变量的回归中，民营企业分样本的 *TPU* 一次项和二次项系数都较大，拐点出现得更早（对称轴=4.676，小于国有企业的 4.805），在拐点后下行趋势也更为明显。这说明，在不确定性高涨的环境中，信贷资金供给方对民营企业持更为谨慎的态度，企业的“蓄水池”更快趋于枯竭，这与理论预期一致。（2）在投资性金融资产 *OtherFin* 方面，国有企业对贸易政策不确定性的反应仅边缘显著，而民营企业则具有强烈的“实体投资替代”动机——贸易政策不确定性每上升 1 个百分点，民营企业将比国有企业多持有 0.881% 的风险性金融资产。综合这两个机制来看，“蓄水池”资金的快速减少和“实体投资替代”动机的持续增强使民营企业在贸易政策不确定性上升时面临严峻的经营风险。对于所有的分样本回归结果对比，似不相关回归检验均强烈拒绝原假设，系数在民营企业与国有企业间的差异高度显著。

五、结论与启示

近年来，一些实体企业在“金融副业”投资收益虚高的诱导下，无心坚守主业，资金“脱实向虚”，这一严峻问题备受政府与学界关注。本文结合全球范围贸易保护主义抬头、大国间贸易摩擦频发的大背景，尝试从贸易政策不确定性角度为企业金融化提供一个新的解释。本文基于 A 股制造业上市公司 2007—2019 年季度数据的经验分析发现，贸易政策不确定性与企业金融化指标之间存在明显的倒 U 形关系。为辨析企业金融化的不同动机，本文构造“蓄水池”与“实体投资替代”两个分指标进行机制检验，发现贸易政策不确定性对企业“实体投资替代”动机的持续强化，以及不确定性越过一定门槛后资金供给方避险回撤使企业“蓄水池”资金趋于枯竭共同驱动了前述的倒 U 形非线性模式。

本文的研究结论有助于理解当前外部环境因素冲击如何影响微观企业决策，对于制定合理政策防范经济运行“脱实向虚”具有重要的启示意义。需要明确的是，对于中国这样一个深度融入全球价值链、积极参与全球经济治理的大国而言，长期以来倡导并推动全球化进入合作、包容、普惠的新阶段，但现阶段的贸易政策深受其主要贸易伙伴国一系列政治经济因素的影响，在实践上来看直接控制贸易政策不确定性的可行度不高。但结合本文的经验发现，监管层可以从两方面“另辟蹊径”地对企业金融化问题进行治理。

第一，稳定国内经济形势，提振居民信心以形成强劲的“内循环”经济，将有助于为高贸易依存度行业的企业提供充裕的“回旋”空间。从传统经济增长的“三驾马车”来看，过去数十年发展历程中中国经济增长主要靠出口

和投资拉动, 依赖国际市场实现增长, 消费内需的贡献度较低。当前, 在全球经济和贸易局势演变不明朗的环境中, 提高国内居民的消费意愿和能力, 同时促使企业针对国内市场提供优质的产品和服务, 一方面将使本国居民获得消费福利的改善, 另一方面也能有效治理实体经济企业“脱实向虚”的现象。

第二, 传统行业与民营企业的金融化决策受贸易政策不确定性的影响更为严重。但我们认为, 对于这些企业的治理“宜疏不宜堵”。从金融化动因来看, 近年来, 传统行业在财政补贴、税收优惠、产业政策扶持等资源获取上处于明显劣势, 而民营企业则长期面临着较紧的信贷约束——由于市场需求趋于萎缩使盈利持续下滑乃至出现亏损, 或者企业即便面临较好的投资机会却难以筹措资金, 企业在不利的情境中涉入金融、房地产等副业实际上是“无奈之举”。因此, 政府在当前的减税降费改革中应实现普惠性减税与结构性减税并举, 推动金融部门更好地服务实体经济, 优化营商环境提振企业家信心, 通过一系列举措赋能传统行业企业转型升级, 助推民营企业创新发展, 实现实体经济的更快更好发展。

参考文献

- [1] Baker, S., N. Bloom, and S. Davis, “Measuring Economic Policy Uncertainty”, *Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131 (4), 1593-1636.
- [2] Baud, C., and C. Durand, “Financialization, Globalization and the Making of Profits by Leading Retailers”, *Socio-economic Review*, 2012, 10 (2), 241-266.
- [3] Baum, C., M. Caglayan, and N. Ozkan, “The Second Moments Matter: The Impact of Macroeconomic Uncertainty on the Allocation of Loanable Funds”, *Economics Letters*, 2009, 102 (2), 87-89.
- [4] Bertola, G., “Irreversible Investment”, *Research in Economics*, 1998, 52 (1), 3-37.
- [5] Bloom, N., S. Bond, and J. Van Reenen, “Uncertainty and Investment Dynamics”, *Review of Economic Studies*, 2007, 74 (2), 391-415.
- [6] Bullock, J., D. Green, and S. Ha, “Yes, But What’s the Mechanism? (Don’t Expect an Easy Answer)”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 2010, 98 (4), 550-558.
- [7] Caldara, D., M. Iacoviello, P. Molligo, A. Prestipino, and A. Raffo, “The Economic Effects of Trade Policy Uncertainty”, *Journal of Monetary Economics*, 2020, 109 (1), 38-59.
- [8] Demir, F., “Capital Market Imperfections and Financialization of Real Sectors in Emerging Markets: Private Investment and Cash Flow Relationship Revisited”, *World Development*, 2009a, 37 (5), 953-964.
- [9] Demir, F., “Financial Liberalization, Private Investment and Portfolio Choice: Financialization of Real Sectors in Emerging Markets”, *Journal of Development Economics*, 2009b, 88 (2), 314-324.
- [10] Feng, L., Z. Li, and D. Swenson, “Trade Policy Uncertainty and Exports: Evidence from China’s WTO Accession”, *Journal of International Economics*, 2017, 106 (5), 20-36.
- [11] Gulen, H., and M. Ion, “Policy Uncertainty and Corporate Investment”, *Review of Financial Studies*, 2015, 29 (3), 523-564.

- [12] Handley, K., "Exporting under Trade Policy Uncertainty: Theory and Evidence", *Journal of International Economics*, 2014, 94 (1), 50-66.
- [13] Handley, K., and N. Limão, "Policy Uncertainty, Trade, and Welfare: Theory and Evidence for China and the United States", *American Economic Review*, 2017, 107 (9), 2731-2783.
- [14] Handley, K., and N. Limão, "Trade and Investment under Policy Uncertainty: Theory and Firm Evidence", *American Economic Journal: Economic Policy*, 2015, 7 (4), 189-222.
- [15] 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", 《经济研究》, 2017年第1期, 第181—194页。
- [16] Huang, Y., and P. Luk, "Measuring Economic Policy Uncertainty in China", *China Economic Review*, 2020, 59 (2), 1-18.
- [17] 纪洋、王旭、谭语嫣、黄益平, "经济政策不确定性、政府隐性担保与企业杠杆率分化", 《经济学》(季刊), 2018年第17卷第2期, 第449—470页。
- [18] Lind, J., and H. Mehlum, "With or without U? The Appropriate Test for A U-shaped Relationship", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2010, 72 (1), 109-118.
- [19] Orhangazi, Ö., "Financialisation and Capital Accumulation in the Non-financial Corporate Sector: A Theoretical and Empirical Investigation on the US Economy: 1973-2003", *Cambridge Journal of Economics*, 2008, 32 (6), 863-886.
- [20] Pindyck, R., and A. Solimano, "Economic Instability and Aggregate Investment", *NBER Macroeconomics Annual*, 1993, 259-318.
- [21] 钱学锋、龚联梅, "贸易政策不确定性、区域贸易协定与中国制造业出口", 《中国工业经济》, 2017年第10期, 第81—98页。
- [22] Smith, C., and R. Stulz, "The Determinants of Firms' Hedging Policies", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1985, 20 (4), 391-405.
- [23] Stockhammer, E., "Financialisation and the Slowdown of Accumulation", *Cambridge Journal of Economics*, 2004, 28 (5), 719-741.
- [24] Stulz, R., "Rethinking Risk Management", *Journal of Applied Corporate Finance*, 1996, 9 (3), 8-25.
- [25] 佟家栋、李胜旗, "贸易政策不确定性对出口企业产品创新的影响研究", 《国际贸易问题》, 2015年第6期, 第25—32页。
- [26] 王红建、曹瑜强、杨庆、杨筝, "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", 《南开管理评论》, 2017年第1期, 第155—166页。
- [27] Zellner, A., "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias", *Journal of the American Statistical Association*, 1962, 57 (298), 348-368.
- [28] 张成思、张步昙, "中国实业投资率下降之谜: 经济金融化视角", 《经济研究》, 2016年第12期, 第32—46页。
- [29] Zhao, X., G. Lynch, and Q. Chen, "Reconsidering Baron and Kenny: Myths and Truths about Mediation Analysis", *Journal of Consumer Research*, 2010, 37 (2), 197-206.
- [30] 周定根、杨晶晶、赖明勇, "贸易政策不确定性、关税约束承诺与出口稳定性", 《世界经济》, 2019年第1期, 第51—75页。

Does Trade Policy Uncertainty Induce Corporate Financialization? —Micro Evidence from Chinese Manufacturing Listed Companies

HUANG Xinfei

(Sun Yat-sen University)

LIN Zhifan*

(Beijing Normal University)

LUO Changtuo

(Peking University)

Abstract In recent years, shocks of trade protectionism has become a major challenge for Chinese economy. Our analysis show that trade policy uncertainty may affect corporate decisions through “investment crowding-out” and “financing repression” mechanisms. Empirical examinations show that there is a significant inverted U-shaped relationship between trade policy uncertainty and corporate financialization. The strengthening of the real-investment substitution motivation of companies under uncertainty shocks, and the reduction of “cash pool” of companies due to risk aversion of credit providers together drive this pattern. These results imply that the decline of the overall financialization level in highly uncertain environment does not indicate the alleviation of “transformation from real to fictitious economy”.

Keywords trade policy uncertainty, corporate financialization, investment and financing

JEL Classification G31, E22, O24

* Corresponding Author: Lin Zhifan, Institute of Advanced Studies in Humanities and Social Sciences, Beijing Normal University, Zhuhai, Guangdong 519087, China; Tel: 86-756-3621086; E-mail: linzhifan@bnu.edu.cn.