

贸易政策不确定性如何影响商业银行风险

——对企业经营渠道的检验

葛新宇, 庄嘉莉, 刘岩

[摘要] 自2018年中美贸易争端大幅升级以来,贸易政策不确定性的陡然上升对中国经济带来了广泛影响。在近年来大力推进防范化解重大风险特别是金融风险的背景下,贸易政策不确定性冲击是否会成为中国金融安全新的风险点,若此风险点的确存在,其背后的传导渠道是什么,成为两个亟待研究的重要问题。本文利用覆盖31个省份共计346家商业银行的样本,结合全样本A股上市公司经营数据,利用银行、企业所处地区贸易敞口的差异,系统检验了贸易政策不确定性冲击通过企业经营渠道向银行风险的传导机制。结果显示,贸易政策不确定性的加大,会通过恶化区域内企业的风险、盈利与流动性储备状况,导致银行整体风险水平上升,并促使银行降低其主动风险承担水平。上述传导机制在企业可贸易程度、所有制、规模、融资约束、资本密集度等方面,呈现出较强的异质性。纳入其他类型政策不确定性的检验结果表明,贸易政策不确定性对银行风险传导机制具有独立性。本文的研究说明,在世界经济进入动荡变革期的条件下,需要高度重视贸易政策不确定性对中国金融安全的负面冲击,充分关注稳金融、稳外贸与防风险的内在联系,助力中国经济高质量发展。

[关键词] 贸易政策不确定性; 银行风险承担; 企业经营; 传导渠道

[中图分类号]F270 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2021)08-0133-19

DOI:10.19581/j.cnki.ciejournal.2021.08.010

一、引言

随着中美贸易摩擦升级,贸易政策频繁变化所带来的政策不确定性增加,对国内经济运行产生了广泛而深远的影响。贸易政策不确定性的上升,不仅对微观企业进出口产生不利影响,还通过企业上下游关联,对劳动力市场、金融体系及宏观经济运行产生重大且持久的负面影响。2019年12月,中央经济工作会议明确提出,在中美贸易摩擦背景下,要完善和强化“六稳”(稳就业、稳金融、稳

[收稿日期] 2021-04-09

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“货币政策分配效应与缩小收入和财富差距的有效路径研究”(批准号20&ZD105);国家自然科学基金国际合作项目“法、金融与经济增长之再考察——中国的变革挑战与英国等国的经验”(批准号71661137003);教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“经济新常态下中国金融开放与金融安全研究”(批准号17JZD015)。

[作者简介] 葛新宇,苏州大学东吴商学院讲师,经济学博士;庄嘉莉,苏州大学东吴商学院博士研究生;刘岩,武汉大学经济发展研究中心、经济与管理学院副教授,经济学博士。通讯作者:刘岩,电子邮箱:yanliu.ems@whu.edu.cn。感谢匿名评审专家、编辑部,以及卢钧副教授、苟琴副教授、项后军教授和多位会议参与者的意见与建议,当然文责自负。

外贸、稳外资、稳投资和稳预期)举措,健全财政、货币、就业等政策的协同和传导落实机制,确保经济运行在合理区间。与此同时,中国经济仍然处于防范、化解重大风险特别是金融风险的过程之中。金融体系已经积累的风险以及众多金融机构仍处在转型中的风险承担行为模式,均可能受到贸易政策不确定性这一潜在激发因素的叠加影响,加剧金融风险防范、化解工作的复杂性、长期性。在这种情况下,厘清贸易政策不确定性的传导机制,特别是其对金融体系风险积累与风险承担影响的渠道、方向和程度,有助于在“六稳”政策与金融风险治理之间取得精准平衡,确保中国经济发展模式的平稳转型,实现高质量发展。

针对上述重大现实背景,本文将研究主题聚焦于贸易政策不确定性对中国银行体系风险的影响,系统探究贸易政策不确定性如何通过影响企业经营状况,进而影响银行风险状态与风险承担行为。尽管近年来中国资本市场快速发展,但从总量看银行业仍然占据中国金融体系的主导地位,银行风险问题居于重大金融风险防范、化解的核心位置。因此,深入分析贸易政策不确定性对银行业风险的影响具有重要的现实意义。图1给出了2008—2018年中国贸易政策不确定性与银行总体风险指标间的时间序列变动特征。从中可以明显看出,贸易政策不确定性与银行整体风险(Z值)具有同向变动特征,而与银行主动风险承担(风险加权资产占比)具有反向变动特征。这说明贸易政策不确定性与银行风险可能具有密切关系。

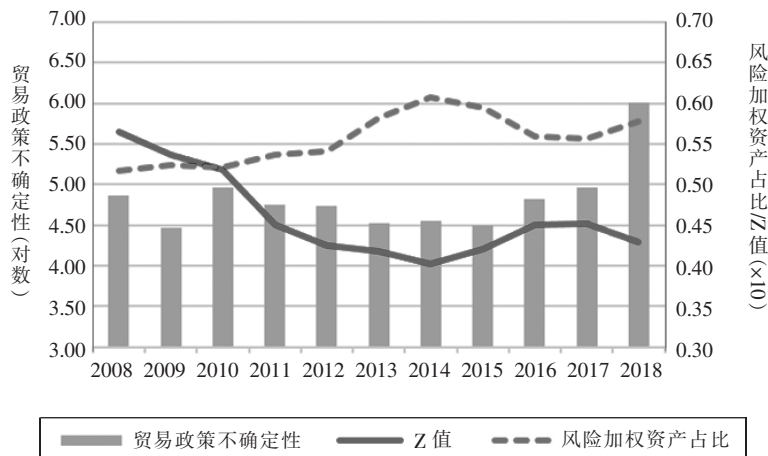


图1 贸易政策不确定性与银行风险指标加总时间序列

资料来源:贸易政策不确定性数据来自Huang and Luk(2019),银行风险指标来自中国银行业数据库。

然而,无论是分析贸易政策不确定性对银行风险的最终影响,还是检验企业经营这一重要的风险传导渠道,均面临相当的实证挑战。首先,贸易政策不确定性是一个宏观变量,而识别任何一个宏观冲击对微观主体的影响,都面临严苛的内生性挑战。其次,与文献中惯常使用的中介效应模型分析框架不同,能够广泛获取的银行与企业的数据样本是两套体系,无法进行简单的银企匹配。这两方面的挑战,要求研究者另辟蹊径,设计合适的实证框架并克服数据方面的种种局限。

为此,本文借鉴近年来获得广泛应用的方法,引入区域异质性这个截面维度,提高对宏观冲击微观作用的识别效力(Nakamura and Steinsson,2018)。具体而言,本文利用中国贸易敞口(进出口总额与GDP比值)地区间差异,通过考察不同地区微观主体对贸易政策不确定性冲击的差异化反应,来强化因果识别效力。本文在实证模型中利用贸易政策不确定性与地区贸易敞口的交互项来捕捉前者在地区维度的异质性作用。这一实证策略也为检验贸易政策不确定性通过企业经营渠道向银

行风险的传导奠定了基础。本文构建了一个两阶段模型,通过1阶段回归测算一个地区企业所受贸易政策不确定性冲击的平均影响,进而在2阶段回归中检验地区企业经营的变化对同地区银行风险的影响。上述实证策略的必要条件是银行和企业层面的数据需要覆盖尽可能多的地区。在企业数据方面,本文使用了全样本的A股上市公司数据。对于商业银行数据,已有研究的银行样本量通常较少,难以覆盖全国各个省份。为此,本文使用了新近创建的“中国银行业数据库”(China Banking Database),以实现尽量大的银行样本覆盖。最终使用的346家银行样本,覆盖了31个省份和超过90%的商业银行资产规模。

按照上述识别策略与分析框架,本文得到一系列实证结论。首先,贸易政策不确定性冲击的确会对银行风险产生显著影响;一方面,贸易政策不确定性的上升会提高银行的整体经营风险(Z值上升);另一方面,银行也会对贸易政策不确定性的上升作出反应,主动降低其风险承担水平(风险加权资产占比下降)。其次,对企业经营渠道的检验结果显示,贸易政策不确定性会通过提高企业自身的经营风险、降低企业盈利状况、消耗企业现金储备,进而影响银行的风险状况和风险承担行为,而企业资产负债结构(流动比率和资产负债率)并没有发挥显著作用。在拓展模型中进一步区分进口与出口贸易敞口的结果表明,贸易政策不确定性冲击主要通过出口渠道对企业产生影响,并最终传导至银行风险承担行为。围绕内生性、变量选择的一系列检验说明上述结果具有良好的稳健性。在控制了财政、货币、汇率三个政策不确定性指标及其与贸易敞口交互项后,仅有贸易政策不确定性对银行风险具有显著作用,从而有力地验证了本文识别策略具有合理性和有效性。最后,本文检验了企业可贸易程度、所有制、规模、融资约束、资本密集度五个方面的异质性效果。结果显示,贸易政策不确定性的作用集中于可贸易品行业企业、非国有企业、贸易与业务范围更广的大型企业、融资约束程度更高的企业,以及资本密集度更高的企业。这些结果不仅加深了对贸易政策不确定性传导渠道的理解,也为更精准的政策应对奠定了基础。

余文结构安排如下:第二部分梳理相关文献并提出研究假说;第三部分为实证研究设计;第四部分报告基准结果;第五部分进行稳健性检验;第六部分报告异质性分析结果;第七部分为研究结论。

二、文献回顾与理论分析

1. 贸易政策不确定性对企业的影响

研究贸易政策不确定性对企业的影响,已经形成了较为丰富的理论与实证文献(龚联梅和钱学锋,2018)。已有文献首先关注其对企业进出口贸易的影响。相关研究发现,贸易政策不确定性上升会抑制可贸易企业的出口贸易(Handley,2014;Handley and Limao,2015;Handley and Limao,2017;Crowley et al.,2018)。利用中国加入世界贸易组织这一外生冲击,Handley and Limao(2017)研究发现,贸易政策不确定性下降导致中国对美国的出口在2000—2005年增加了1/3。周定根等(2019)发现,贸易政策不确定性会通过作用于企业风险偏好和风险承担机制而对出口稳定产生影响。

除了对企业贸易的直接影响外,已有文献还分析了贸易政策不确定性对企业投资的影响。Caldara et al.(2020)发现,贸易政策不确定性会降低本国企业进入外国市场的动机,进而对投资及产出产生负向效应。Crowley et al.(2018)发现,贸易政策不确定性会增加企业退出外国市场的可能,并降低进入新市场的概率。王义中和宋敏(2014)利用加总数据发现,不确定性的上升会带来包括投资、产出和消费在内的经济变量大幅下降和剧烈波动。此外,贸易政策不确定性的增加还会通过抑制投资进而阻碍企业创新和生产率的提高(佟家栋和李胜旗,2015)。

贸易政策不确定性还会进一步对贸易品定价与企业利润产生影响。贸易政策不确定性上升会

抑制企业生产率的提高,降低利润率(Handley and Limao,2017;Feng et al.,2017)。此外,彭俞超等(2018)、聂辉华等(2020)发现,企业在经济政策不确定性冲击下,会转向积累现金等流动性资产或扩大金融投资,压缩实体投资。

2. 经济政策不确定性对银行的影响

在银行领域,对政策不确定性影响的研究还停留在一般性的经济政策不确定性,尚未深入到贸易政策不确定性方面。Bordo et. al.(2016)基于美国的宏观和微观数据发现,经济政策不确定性会对银行信贷产生抑制效应,并通过信贷渠道对经济增长产生负面影响。Hu and Gong(2019)基于19个国家一万余个银行样本的实证研究进一步验证了,经济政策不确定性上升对银行信贷抑制效应普遍成立。Lee et al.(2017)、Berger et al.(2020)发现,经济政策不确定性上升会降低银行杠杆率并增加银行的流动性储备,从而削弱银行的主动风险承担意愿。Chi and Li (2017)、Karadima and Louri (2021)均发现经济政策不确定性会推高银行不良贷款率,造成银行被动风险承担的上升。Phan et al.(2021)、Shabir et al.(2021)进一步发现,经济政策不确定性是金融不稳定的主要来源之一,经济政策不确定性上升会显著降低金融稳定。

与之类似,顾海峰和于家珺(2019)基于中国银行业微观数据发现,经济政策不确定性上升会降低银行主动风险承担意愿,加剧其被动风险承担及破产风险。田国强和李双建(2020)同样基于中国银行微观数据,验证了经济政策不确定性对银行流动性创造具有显著抑制作用。申宇等(2020)专门分析了经济政策不确定性对银行贷款损失准备的影响,发现经济政策不确定性越大,银行贷款损失准备计提就越多,说明银行主动风险承担意愿下降的同时被动风险承担水平上升。

3. 研究假说

经济政策不确定性一般分为货币政策不确定性、财政政策不确定性、汇率政策不确定性和贸易政策不确定性。不同类别的政策不确定性对银行风险承担的影响及传导机制可能存在差异。现有文献对一般性的经济政策不确定性银行风险效应及其传导机制开展了研究,但未区分经济政策不确定性的类别,从而难以从本质上识别政策不确定性对银行风险的影响,也无法厘清其作用机制与传导渠道。本文聚焦于近年来广受关注的贸易政策不确定性,力图在已有文献基础上,更清晰地识别其对银行风险承担的作用效果与机制。

由文献回顾可见,贸易政策不确定性会对企业经营产生全方位影响,同时一般性的经济政策不确定性也会对银行风险承担产生显著影响。联系中国银行体系以企业信贷为主要业务之一的实际情况,从理论逻辑上不难得出如下推论:贸易政策不确定性可能会通过影响作为银行客户的企业的经营情况,进而对银行风险承担产生影响。沿着这一逻辑进一步深入,则贸易政策不确定性冲击对银行主动风险承担行为与被动风险承担水平,可能会呈现差异化影响。在此基础上,本文提出:

假说1:贸易政策不确定性上升,会提高银行的被动风险承担水平,降低银行的主动风险承担意愿。

基于文献回顾的结果,贸易政策不确定性会对企业的盈利状况、投资行为产生重要影响,进而可能影响企业的经营风险、资本结构与流动性状况。而企业的盈利、风险、资本结构与流动性状况,又会进一步影响企业的银行信贷风险,并最终传导到银行层面的风险承担行为。这构成了贸易政策不确定性影响银行风险承担行为的企业经营渠道,因此,本文进一步提出:

假说2:贸易政策不确定性会通过影响企业的盈利、风险、资本结构与流动性状况,影响银行的风险承担行为,且在银行主动与被动风险承担行为方面存在差异。

三、实证研究设计

1. 对贸易政策不确定性冲击作用的识别策略

分析贸易政策不确定性对银行风险的影响及作用渠道,难点在于从众多银行风险的影响因素中,识别出贸易政策不确定性的真正作用。这一识别问题有多重挑战。首先,贸易政策不确定性指标通常为宏观加总序列(Baker et al.,2016;Huang and Luk,2019),直接估计宏观指标对微观主体(银行、企业)行为的影响,总会出现遗漏变量等内生性问题。其次,如果不用宏观加总指标,改用在微观主体层面度量的“不确定性感知”指标(聂辉华等,2020),则会出现微观层面测量误差,难以明确测度指标的真实经济内涵,并对实证估计的效率产生影响。最后,就银行研究而言,在微观主体层面度量“不确定性感知”指标存在无法克服的信息披露障碍^①。

为了克服上述识别难题,本文通过引入截面异质性来帮助识别贸易政策不确定性这一宏观指标的微观影响(Nakamura and Steisson,2018)。本文使用的识别方法核心思路在于利用中国银行经营的地区分割特征。除了六大国有银行和十二家股份制银行天然具备全国经营的资格外,只有很少部分实力较为雄厚的城商行和农商行获准在注册地之外的省份从事银行业经营活动,特别是存贷款业务。对于中国1600余家商业银行中的绝大多数而言,其经营活动范围通常限制在同一省份范围内。注意到贸易政策不确定性的直接影响是作用于涉及贸易活动的企业,而不同省份由于区位条件、产业发展等原因,在进出口贸易活动方面表现出长期、持久性的差异。因此,同样的宏观贸易不确定性冲击,会由于各省份贸易活动水平的差异,而对各省份产生差异化的影响。结合银行经营的地区分割现实,本文可以通过比较贸易政策不确定性冲击对不同省份银行风险行为影响的差异,较为有效地识别出贸易政策不确定性的作用。

与上述识别思路一脉相承,为了有效检验贸易政策不确定性是否以及如何通过企业经营这一特定传导渠道最终影响银行风险,本文首先估计贸易政策不确定性在不同地区对企业经营的影响,进而利用该地区企业受到贸易政策不确定性冲击所发生的平均变化作为解释变量,来考察其对不同地区银行风险的影响。这样就可以检验贸易政策不确定性是否会通过企业经营这一渠道,影响银行风险。

2. 基准实证模型设定

本文使用如下面板回归模型,考察贸易政策不确定性冲击对银行风险的整体效应,对假说1进行检验:

$$Y_{bt} = \alpha + \beta TPU_t + \gamma TEX_{rt} + \delta TPU_t \times TEX_{rt} + X_{bt}^T \eta + Z_{rt}^T \phi + W_t^T \psi + \mu_b + \epsilon_{bt} \quad (1)$$

其中,下标 b, r, t 分别表示银行、地区(全国或省级)与时间(年份),被解释变量 Y_{bt} 表示银行的风险指标(年末值),主要解释变量包括加总层面的贸易政策不确定性 TPU_t 年度值^②,银行 b 所处地区的贸易敞口 TEX_{rt} (地区进出口总额与GDP比值),以及两者的交互项 $TPU_t \times TEX_{rt}$ 。交互项系数 δ 是上述面板回归模型中的关键系数:系数 δ 的正负及显著性水平,决定了加总 TPU 冲击是否会在贸

① 聂辉华等(2020)利用文本挖掘技术,通过对上市公司规范披露的年报等进行文本分析,构造出公司微观层面的“不确定性感知”指标。对于银行业而言,由于大多数银行并未上市(截至2020年末,上市银行数量仅40家),且其信息披露规范性较差,难以使用文本挖掘技术构造银行层面的“不确定性感知”指标。

② 对23篇相关实证文献的梳理表明,政策不确定性指标主要以当期值进入回归方程,详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

易敞口 TEX 不同的地区,对银行风险带来不同影响。此外,整体效应模型还包括银行层面微观特征控制变量 X_{bt}^T , 银行所属地区除贸易敞口外的其他控制变量 Z_n^T , 以及除 TPU 之外的其他宏观加总变量 W_t^T 。 μ_b 表示银行个体固定效应,在后续回归分析中还会增加时间固定效应 μ_t ,用以完全吸收潜在的宏观加总变量的影响。

通过整体效应模型(1),本文可以估计出 TPU 对银行风险的最终作用大小。为了进一步检验贸易政策不确定性对银行风险传导机制中的企业经营渠道,即假设2,本文参考经典文献 Bertrand and Mullainathan(2001)设计如下两阶段模型。在企业层面设立一个与模型(1)类似的模型,用以检验 TPU 对企业经营的影响:

$$F_{it} = \alpha_F + \beta_F TPU_{it} + \gamma_F TEX_{it} + \delta_F TPU_{it} \times TEX_{it} + X_{it}^T \eta_F + Z_n^T \phi_F + W_t^T \psi_F + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, i, t 分别表示企业(上市公司)、时间(年份),被解释变量 F_{it} 为企业的某一经营指标, X_{it}^T 表示企业层面的控制变量,其他变量的涵义与模型(1)相似。相应系数均增加了下标 F ,以区别于模型(1)中银行层面的估计系数,并用于表示不同经营指标 F_{it} 所对应的估计值。与基准模型(1)类似, δ_F 捕捉了 TPU 冲击通过地区间贸易敞口的差异性,对不同地区企业经营带来的不同影响。

模型(2)还提供了一个重要的桥梁,使得本文可以自然地测度 TPU 冲击对各个地区企业经营指标 F 的平均影响;由于模型(2)中个体固定效应 μ_i 已经吸收了企业自身以及行业层面固有的差异,因此, TPU 、 TEX 及其交互项自然测度了由贸易政策不确定性所带来的地区层面企业经营指标 F 的变动。具体而言,在模型(2)的基础上,本文可以在地区和时间维度定义一个新指标:

$$\hat{F}_n = \hat{\beta}_F TPU_{it} + \hat{\gamma}_F TEX_{it} + \hat{\delta}_F TPU_{it} \times TEX_{it} \quad (3)$$

其中, $\hat{\beta}_F$ 、 $\hat{\gamma}_F$ 和 $\hat{\delta}_F$ 为模型(2)中的估计值。对某一企业经营指标 F ,一旦计算得到 TPU 在省份层级所带来的 F 变动估计值 \hat{F}_n ,则将其替换模型(1)中 TPU 、 TEX 及其交互项,得到简明的企业传导渠道模型:

$$Y_{bt} = \alpha + \kappa \hat{F}_n + X_{bt}^T \eta + Z_n^T \phi + W_t^T \psi + \mu_b + e_{bt} \quad (4)$$

模型(4)中的关键系数为 κ ,该系数直观涵义为 TPU 所带来的地区层面企业经营平均变动如何影响同地区银行的风险。注意 \hat{F}_n 本身来自模型(3)的构造,因此, $\kappa \hat{F}_n$ 可以写作:

$$\kappa(\hat{\beta}_F TPU_{it} + \hat{\gamma}_F TEX_{it} + \hat{\delta}_F TPU_{it} \times TEX_{it}) = \kappa \hat{\beta}_F TPU_{it} + \kappa \hat{\gamma}_F TEX_{it} + \kappa \hat{\delta}_F TPU_{it} \times TEX_{it} \quad (5)$$

其中, $\kappa \hat{\delta}_F$ 反映了 TPU 如何通过企业经营指标 F 影响银行风险,进而可以识别贸易政策不确定性对银行风险传导的企业渠道。

为行文简便,本文将模型(2)—(4)统称为贸易政策不确定性对银行风险影响的机制检验模型,并将模型(2)称作1阶段回归,模型(4)称作2阶段回归。

3. 拓展模型设定

在基准模型(1)—(4)中,本文使用地区层面的加总贸易敞口 TEX_n 来识别 TPU_{it} 冲击对银行风险承担的整体影响。该指标的分子是地区层面进口与出口之和,而同样的 TPU_{it} 冲击对一个地区企业的进口和出口活动的影响可能具有差异。除了少部分通过供应链传导的 TPU_{it} 冲击,大多数 TPU_{it} 冲击对企业经营的影响主要集中在出口。为了区分这一异质性影响,本文将加总贸易敞口拆分为

进口贸易敞口 IEX_n 与出口贸易敞口 EEX_n 两项,并建立拓展模型:

$$Y_{bt} = \alpha + \beta TPU_t + \gamma_1 IEX_n + \gamma_2 EEX_n + \delta_1 TPU_t \times IEX_n + \delta_2 TPU_t \times EEX_n + X_{bt}^T \eta + Z_n^T \phi + W_t^T \psi + \mu_b + \epsilon_{bt} \quad (6)$$

若拓展模型估计结果显示 $EX_n \in \{IEX_n, EEX_n\}$ 与 TPU_t 交互项显著异于零,则进一步建立对应的两阶段机制检验模型,即将模型(2)—(4)中的 TEX_n 替换为 EX_n ,进行估计与检验。由此,可以区分地区进口与出口敞口对 TPU_t 冲击的不同作用。

4. 样本来源与指标构建

本文使用了三套数据:一是包含 346 家商业银行的银行微观数据,二是 A 股上市公司的全样本微观数据,三是宏观和省份层级数据。本文使用的银行数据来自“中国银行业数据库”(China Banking Database, CBD),初始样本包括所有的国有大型商业银行、全国性股份制商业银行、城市商业银行,以及 400 余家农村金融机构。剔除所有连续样本不足 3 年的银行,最终使用的银行样本中包括 5 家国有大型银行,12 家全国性股份制银行,134 家城市商业银行,195 家农村商业银行(含一家农合行),共计 346 家银行。CBD 原始数据来自商业银行信息披露资料,遵循中国《企业会计准则》,口径为合并报表。上市公司数据来自国泰安数据库,包括 3731 家 A 股非金融类上市企业,同样为合并报表口径。宏观和省份数据来自国家统计局。

在基准模型(1)中,被解释变量 Y_{bt} 包括两个银行风险指标, Z 值 ZSC_{bt} 与风险加权资产占比 RWA_{bt} 。 Z 值主要反映银行被动风险承担行为的结果,定义为 $ZSC_{bt} = \frac{\sigma_b (ROA)}{ROA_{bt} + EAR_{bt}}$,其中, $\sigma_b (ROA)$ 表示银行 b 资产收益率 ROA_{bt} 时间维度的样本标准差, EAR_{bt} 表示银行所有者权益占资产的比例。 Z 值越高表示银行潜在的破产风险越大。风险加权资产占比反映了银行风险承担行为的事前选择,是一个主动风险承担指标,其定义为银行风险加权资产除以总资产^①。

基准模型中的核心解释变量为贸易政策不确定性、贸易敞口及其交互项。贸易政策不确定性方面,本文使用了 Huang and Luk(2019)所构建的中国贸易政策不确定性指标^②。本文使用省份进出口贸易总量(名义值)与当地 GDP(名义值)之比测算该地区贸易敞口 TEX_n 。对全国性商业银行(五大国有银行及全国性股份制银行),本文将其所对应的贸易敞口定义为全国进出口贸易总值(名义值)与全国 GDP(名义值)之比。在拓展模型中,本文进一步将进口贸易敞口 IEX_n 与出口贸易敞口 EEX_n 定义为相应地区的进口总量与出口总量与该地区 GDP 的比值。

基准模中银行层面的特征变量包括银行规模 $SIZE_{bt}$ (总资产对数值),资本充足率 CAR_{bt} ,资产收益率 ROA_{bt} ,成本收入比 $EFFI_{bt}$,以及盈利能力 PRO_{bt} (银行营业利润与总资产之比),后者与资产

① 由于很多银行不披露风险加权资产总额,因此,本文统一使用银行披露的资本充足率和资本净额数据反推风险加权资产总额。当银行未披露资本净额时,本文使用所有者权益总额进行替代计算。比较资本净额与所有者权益的数据样本可以发现,整体而言,资本净额与所有者权益差异有限,原因在于核心一级资本扣减项、其他一级资本与二级资本(主要为二级资本债)在大多数中小银行中所占份额均较低。

② Baker et al.(2016)构建中国政策不确定性指标体系时,只考虑了《南华早报》一份资料来源。Huang and Luk(2019)延续了 Baker et al.(2016)的文本挖掘框架,但使用了更全面、细致的中文词表,并且将资料来源扩大到 114 份主要的中文报纸,是目前度量中国政策不确定性最好的指标体系。本文将原始的月度指标按年取 12 个月的平均转化为年度指标,再取对数值,并除以 100 从而避免回归系数过小。

收益率的差别在于包括营业外收支及所得税费用。地区和宏观控制变量包括时间趋势 $TREND_t$, 货币总量 M2 增速 $GM2_t$, 上证综合指数 SCI_t 对数值, 瑞士 KOF 经济研究院编制的金融开放度指数 $FIGI_t$ 和贸易开放度指数 $TRGI_t$ 对数值(周先平等, 2020), 银行业贷款市场集中度 $HHIB_t$, 银行业景气指数 $BOOM_t$ 对数值, 通胀率 INF_t , 人民币美元汇率 ER_t , 以及各地区 GDP 增速 $RGDP_n$ ^①。

与理论分析一致, 在机制检验模型(2)—(4)中, 本文考虑了 5 个企业层面的渠道变量。第 1 个渠道变量为反映企业经营风险的 Altman Z 值 $FZSCORE_{it}$, 参照翟胜宝等(2014)、李建军和韩珣(2019)的方法, 其计算公式为:

$$FZSCORE_{it} = 1.2FOC_{it}/FASSET_{it} + 1.4FRE_{it}/FASSET_{it} + 3.3FEBIT_{it}/FASSET_{it} + 0.6FCAP_{it}/FLB_{it} + 0.999FSALE_{it}/FASSET_{it}$$

其中, $FASSET_{it}$ 为企业账面资产总额, FOC_{it} 为企业净运营资本(流动资产减流动负债), FRE_{it} 为企业留存收益, $FEBIT_{it}$ 为企业息税前收益, $FCAP_{it}$ 为企业总市值, FLB_{it} 为企业账面债务总额, $FSALE_{it}$ 为企业销售总额。需要注意的是, 企业 Z 值越小, 说明企业经营风险越大, 与银行的 Z 值涵义正好相反。第 2 个渠道变量为企业的盈利状况 $FPRO_{it}$ (企业营业利润/总资产), 理论上, 企业盈利状况越好, 相应银行面临的风险自然越小。第 3—5 个渠道变量为企业资产负债表状况变量, 包括企业流动比例 $FLIQ_{it}$ (流动资产/流动负债), 企业的年度现金及等价物余额占比变动 $FCASH_{it}$ (现金及等价物年度变动值/总资产), 企业资产负债比率 $FATLR_{it}$ (总资产/总负债)。理论上, 企业流动比例和现金余额变动均反映其流动性状况, 企业流动性越好, 银行面对的潜在信用风险越小。同时, 企业资产负债比率也是常用的反映企业偿债负担的指标。

在机制检验模型的 1 阶段回归中, 企业层面控制变量包括企业规模 $FSIZE_{it}$ (总资产对数), 固定资产占总资产的比例 $FFAR_{it}$, 存货周转率 $FMOE_{it}$, Tobin's Q 值 $FTOBIN_{it}$ (股票市值与债务净值之和除以剔除无形资产净值后的账面资产总额), 以及企业所在行业层面的市场集中度 $FHHI_{it}$ (主营业务收入行业占比平方和)。同时, 1 阶段回归还包括宏观与地区控制变量。

5. 样本描述性统计

本文使用的 346 家银行样本覆盖了 31 个省份, 样本银行加总资产占全国商业银行总资产规模占比在各个样本年份均超过 90%, 平均为 93%。由此可见, 本文使用的银行样本在地区与规模两个维度都具有较强的代表性^②。

本文样本期间为 2007—2018 年^③, 银行与上市公司的数据均为非平衡面板。在进行回归分析前, 本文对银行、企业数据进行了两端各 1% 的缩尾处理。宏观和地区加总指标没有进行缩尾处理。表 1 汇报了处理后的主要变量样本描述性统计结果^④。

四、基准实证结果与分析

1. 贸易政策不确定性对银行风险的影响

在基准模型(1)中, 分别用银行的 Z 值与风险加权资产占比对 TPU 、地区贸易敞口及其交互项

① KOF 数据网址为 <https://kof.ethz.ch/en/data.html>; $HHIB_t$ 与 $\ln BOOM_t$ 两个指标来自国泰安数据库。

② 详细信息参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

③ 国有五大行于 2007 年全面完成股份化改制, 标志着中国现代商业银行体系的初步建立。

④ 未列报变量的描述性统计及回归结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

进行回归,同时控制银行微观特征和一系列宏观、地区加总变量。回归结果如表2所示。

表2中第(1)、(2)列为Z值回归结果,第(3)、(4)列为风险加权资产回归结果。其中,第(2)列与第(4)列为控制年度固定效应的结果,此时所有宏观加总变量自动去除。第(1)列结果显示,TPU与地区贸易敞口交互项系数在1%水平下显著为正,意味着随着银行所处地区贸易敞口的增加,贸易政策不确定性的上升会带来银行整体风险的进一步提高。第(2)列结果显示这一结论在控制年度固定效应下依然在1%水平显著,且估计系数几乎没有变动。与Z值反映的整体破产风险不同,第(3)列结果显示,TPU与地区贸易敞口交互项系数在1%水平下显著为负,即随着银行所处地区贸易敞口的增加,贸易政策不确定性的上升会带来银行主动风险承担水平的进一步下降。第(4)列控制年度固定效应的结果同样反映出交互项系数在1%水平下显著为负,且系数估计值大小与第(3)列基本相同,说明基准估计结果具有较好的稳健性。

与已有文献仅考虑TPU自身系数即1阶效应不同,本文通过考察TPU与地区贸易敞口的交互项,来增强贸易政策不确定性对银行风险承担状态与行为影响的因果识别效力。上述交互项系数可

表1 主要变量样本描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
银行层级					
ZSC	3262	0.0478	0.0356	0.0118	0.2820
RWA	2992	0.5620	0.1170	0.2790	0.9130
企业层级					
FZSC	29292	1.1490	1.0250	-4.1130	3.4260
FLIQ	29275	2.3990	2.7390	0.2040	18.0000
FCASH	29555	0.0189	0.1150	-0.2700	0.5290
FPRO	29556	0.0379	0.0750	-0.3200	0.2320
FATLR	29555	3.3490	3.1800	0.8800	20.5400
地区与宏观层级					
TPU	*	0.0482	0.0043	0.0440	0.0601
TEX	*	0.3550	0.2790	0.0169	1.7210
IEX	*	0.1390	0.1330	0.0038	1.3060
EEX	*	0.2150	0.1690	0.0109	0.8840

注:*表示地区及宏观变量样本量随银行、企业回归自动调整。

表2 基准模型整体效应回归结果

	(1) ZSC	(2) ZSC	(3) RWA	(4) RWA
TPU×TEX	0.5381*** (0.1648)	0.4973*** (0.1663)	-6.0601*** (1.9735)	-5.7445*** (1.9309)
TPU	-0.0086 (0.1003)		0.7564 (0.9430)	
TEX	-0.0289** (0.0112)	-0.0274** (0.0114)	0.3667*** (0.0967)	0.3535*** (0.0955)
控制变量及个体FE	控制	控制	控制	控制
年度FE		控制		控制
调整R ²	0.4737	0.4735	0.2388	0.2385
银行数	329	329	329	329
样本量	2682	2682	2682	2682

注:括号中的数字为个体聚类标准误,*、**、***分别对应10%、5%、1%的显著性水平。以下各表同。

以等价地解释为,对比贸易敞口高低不同的两个地区,同样的贸易政策不确定上升,会使得贸易敞口较高地区的银行整体经营风险(Z 值)上升幅度超过贸易敞口较低地区的银行,同时使得贸易敞口较高地区的银行主动风险承担(风险加权资产占比)下降幅度超过贸易敞口较低地区的银行。

如何理解银行整体风险水平上升的同时,主动风险承担水平下降?银行 Z 值定义中的资产收益率和所有者权益占比两个变量,易受信贷风险事件触发的拨备计提与不良资产处置的影响,因此,贸易政策不确定性的上升,极易通过银行资产质量的恶化,导致银行事后整体风险的上升。与此不同,受到贸易政策不确定性的负面冲击后,银行可以主动调整其风险资产配置,降低风险资产占比,从而削减其事前风险承担。

2. 贸易政策不确定性的企业传导渠道检验

表3报告了基准模型机制检验1阶段回归的结果,其中,5个渠道变量依次为:企业经营风险 Z 值($FZSCORE$)、流动性资产比例($FLIQ$)、现金储备变动($FCASH$)、盈利状况($FPRO$)以及资产负债率($FATLR$)。出于对冲击效果识别的考虑,本文优先关注 TPU 与地区贸易敞口交互项的回归系数。由表3可见,贸易政策不确定性的上升,会带来企业经营风险的恶化,企业盈利状态的下降,且对这两个变量的作用都在1%水平下显著;同时,贸易政策不确定性的上升还会在5%的水平下带来企业现金存量变动比率的下降。与此不同,贸易政策不确定性并不会改变企业流动比率与资产负债率。

表3 基准模型机制检验1阶段回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$FZSCORE$	$FLIQ$	$FCASH$	$FPRO$	$FATLR$
$TPU \times TEX$	-10.9697*** (3.7079)	-4.7469 (8.1082)	-1.2124** (0.5018)	-1.1633*** (0.3675)	-10.1765 (9.0501)
TPU	-13.6345*** (2.6380)	-60.1057*** (6.2803)	-0.9805** (0.4147)	-0.7381*** (0.2730)	-62.9652*** (7.0012)
TEX	0.4058** (0.1615)	0.8841** (0.3875)	0.0645*** (0.0218)	0.0451*** (0.0168)	1.1937*** (0.4202)
控制变量及个体FE	控制	控制	控制	控制	控制
调整 R^2	0.1023	0.1391	0.0824	0.0664	0.0954
公司数	3081	3081	3081	3081	3081
样本量	25651	25651	25651	25651	25651

在1阶段回归的基础上,本文按照模型(3)分地区、年度计算了5个企业渠道变量的平均推测值 \hat{F}_n ,以此捕捉 TPU 与地区贸易敞口及交互项所造成的地区、年度间企业渠道变量的变动。进一步在2阶段回归中,以 \hat{F}_n 置换基准模型中的主要解释变量,则可以识别出贸易政策不确定性如何通过企业特征 \hat{F}_n 对银行风险状态及承担行为产生影响。表4报告了2阶段的估计结果。

表4结果中,上半部分第(1)—(5)列为银行 Z 值的回归结果,下半部分第(6)—(10)列为银行风险加权资产的回归结果。如表4所示,银行 Z 值对5个渠道变量的回归系数均为5%显著性水平下的负值,而对风险加权资产的回归系数均为5%显著性水平下的正值。以企业 Z 值推测值的地区平均变量为例,其对银行 Z 值的系数为负,意味着当该地区企业经营风险上升时(\widehat{FZSC} 下降),银行的整体风险也会上升。进一步联系1阶段估计结果(表3第(1)列第1行交互项),可以发现 TPU 冲击会通过增加高贸易敞口地区企业的经营风险(交互项系数为负),进而引起该地区银行整体风险的上升(负负得正)。对比表4中前5列关于银行 Z 值的结果与后5列关于银行风险加权资产的结

表 4 基准模型机制检验 2 阶段回归结果

	(1) ZSC	(2) ZSC	(3) ZSC	(4) ZSC	(5) ZSC
\overline{FZSC}	-0.0132*** (0.0045)				
\overline{FLIQ}		-0.0044** (0.0021)			
\overline{FCASH}			-0.2330*** (0.0794)		
\overline{FPRO}				-0.2117*** (0.0619)	
\overline{FATLR}					-0.0042** (0.0020)
控制变量及个体 FE	控制	控制	控制	控制	控制
调整 R ²	0.4719	0.4722	0.4732	0.4723	0.4723
	(6) RWA	(7) RWA	(8) RWA	(9) RWA	(10) RWA
\overline{FZSC}	0.0942** (0.0459)				
\overline{FLIQ}		0.0488*** (0.0140)			
\overline{FCASH}			2.4754*** (0.5986)		
\overline{FPRO}				1.6560** (0.6876)	
\overline{FATLR}					0.0477*** (0.0131)
控制变量及个体 FE	控制	控制	控制	控制	控制
调整 R ²	0.2288	0.2310	0.2332	0.2295	0.2314
银行数	329	329	329	329	329
样本量	2682	2682	2682	2682	2682

果,并联系表 3 中交叉项的系数,可以发现 *TPU* 冲击通过企业渠道变量对银行风险所产生的影响,与表 2 基准回归的结果完全一致。不过,需要指出的是,由于表 3 中 1 阶段回归结果说明贸易政策不确定性冲击本身并不会导致企业流动比率与资产负债率的变化,因此,尽管表 4 中 2 阶段回归结果说明 \overline{FLIQ} 与 \overline{FATLR} 的直接效应显著,但 *TPU* 冲击并不会真正通过这两个渠道变量对银行风险产生影响。

3. 区分进口与出口贸易敞口的拓展模型结果

由于进口与出口所受 *TPU* 冲击的影响可能完全不同,因此,本文使用拓展模型检验进口贸易敞口与出口贸易敞口在 *TPU* 冲击下对银行风险承担行为的差异化影响。估计结果见表 5。

从表 5 估计结果可以明显看出,当贸易敞口 *TEX* 被分解为进口敞口 *IEX* 与出口敞口 *EEX* 后,只有出口敞口的 1 阶项及其与 *TPU* 的交互项系数在 1% 的水平下显著异于零,且符号方向与基准结果保持一致。这说明,地区间进口敞口的差异不会影响 *TPU* 对银行风险承担的作用。这与中国外贸中出口占比高的现实相符,并且与出口市场更容易受到贸易政策不确定性影响的直观经验一致。对比表 2 所示基准结果,表 5 中出口敞口及其与 *TPU* 的交互项估计系数绝对值均增大 1 倍以上。

表 5 拓展模型整体效应回归结果

	(1) ZSC	(2) ZSC	(3) RWA	(4) RWA
<i>TPU</i> × <i>IEX</i>	-0.0530 (0.3268)	-0.1219 (0.3281)	6.1427 (5.1219)	6.4429 (5.0852)
<i>TPU</i> × <i>EEEX</i>	0.9771*** (0.3290)	0.9490*** (0.3284)	-14.8127*** (3.7965)	-14.4829*** (3.7815)
<i>TPU</i>	-0.0133 (0.1013)		0.7840 (0.9571)	
<i>IEX</i>	-0.0018 (0.0157)	0.0022 (0.0159)	-0.2318 (0.2299)	-0.2494 (0.2285)
<i>EEEX</i>	-0.0491*** (0.0189)	-0.0495*** (0.0187)	0.8088*** (0.1735)	0.8000*** (0.1730)
控制变量及个体 FE	控制	控制	控制	控制
时间 FE		控制		控制
调整 R ²	0.4736	0.4735	0.2412	0.2409
银行数	329	329	329	329
样本量	2682	2682	2682	2682

特别是出口敞口与 *TPU* 的交互项系数绝对值,在 *Z* 值回归中增大 1 倍,而在风险加权资产占比回归中增大近 2 倍。这一结果说明,*TPU* 通过出口市场,对银行风险承担行为产生显著影响。

表 5 结果说明,只有地区出口敞口对 *TPU* 的传导发挥作用,因此,接下来对拓展模型的机制检验中,不再考虑地区进口敞口的作用。表 6 报告了将机制检验应用于拓展模型的结果。

考察表 6 的 A 部分中各企业渠道变量对 *TPU*、地区出口敞口及其交互项的回归系数,可以发现总体结果与基准模型机制检验 1 阶段回归结果(见表 3)一致。整体而言,*TPU* 冲击对企业经营有负面影响,而地区出口敞口有正面影响。与表 3 略有差异的是企业现金余额 *FCASH* 对交互项回归系数不再显著。但这个结果并不表示 *TPU* 冲击不会通过出口渠道对企业的现金流产生影响。额外的回归结果显示,企业经营性现金流占资产比例对 *TPU* 与地区出口敞口交互项回归系数显著为负^①,说明 *TPU* 冲击确实会从出口面对企业现金流产生重要影响。

表 6 的 B、C 部分进一步报告了拓展模型机制检验 2 阶段回归的结果,从 5 个企业渠道变量预测值的回归系数可以发现,其符号与基准模型相应结果保持一致,符合理论预期。同时,其数值大小与基准模型相应结果亦相近。究其原因,一个地区的出口敞口与其贸易敞口相关性较高,因此,利用拓展模型机制检验 1 阶段回归对企业渠道变量所做的预测值,与基准模型(3)式所得预测值也比较接近,故 2 阶段回归系数大小同样较为接近。

五、稳健性检验

1. 基准模型内生性问题及其处理

在基准模型(1)中,本文使用面板固定效应的估计方法来检验 *TPU* 冲击对银行风险的作用。这个估计方法的一个潜在问题,在于银行风险承担具有自相关性,即由于银行经营决策的持久性,*Z* 值与风险加权资产的滞后项本身很有可能影响其当期取值。为此,本文需要在基准模型中加入两个风险指标的滞后项,但此时原有的面板固定效应无法给出一致估计,需要使用动态面板 GMM 的估

^① 本文未系统报告该结果,感兴趣的读者可向作者索取。

表 6 拓展模型机制检验回归主要结果

A:1 阶段回归结果					
	<i>FZSCORE</i>	<i>FLIQ</i>	<i>FCASH</i>	<i>FPRO</i>	<i>FATLR</i>
<i>TPU</i> × <i>EEX</i>	-26.1062*** (8.2767)	-18.7662 (18.1888)	-0.5007 (1.0232)	-3.2565*** (0.7870)	-25.4382 (21.2700)
<i>TPU</i>	-12.2294*** (2.8491)	-56.4415*** (6.5521)	-1.4098*** (0.4204)	-0.4801* (0.2788)	-60.4458*** (7.3677)
<i>EEX</i>	0.8104** (0.3255)	1.8271** (0.8070)	0.0320 (0.0433)	0.1159*** (0.0345)	2.3269*** (0.8830)
控制变量及个体 FE	控制	控制	控制	控制	控制
调整 R ²	0.1033	0.1383	0.0821	0.0676	0.0948
B:2 阶段回归结果,因变量为 <i>ZSC</i>					
\overline{FZSC}	-0.0113** (0.0049)				
\overline{FLIQ}		-0.0047** (0.0021)			
\overline{FCASH}			-0.1727*** (0.0636)		
\overline{FPRO}				-0.1713*** (0.0570)	
\overline{FATLR}					-0.0045** (0.0020)
控制变量及个体 FE	控制	控制	控制	控制	控制
调整 R ²	0.4719	0.4723	0.4720	0.4724	0.4724
C:2 阶段回归结果,因变量为 <i>RWA</i>					
\overline{FZSC}	0.0749 (0.0482)				
\overline{FLIQ}		0.0528*** (0.0146)			
\overline{FCASH}			1.6408*** (0.5129)		
\overline{FPRO}				1.4425** (0.6287)	
\overline{FATLR}					0.0512*** (0.0137)
控制变量及个体 FE	控制	控制	控制	控制	控制
调整 R ²	0.2286	0.2313	0.2297	0.2300	0.2319

计方法^①。表 7 前两列报告了此种方法下的估计结果。对比基准回归表 2 的结果可见,即便控制了 Z 值和风险加权资产占比可能的自相关性,*TPU* 与贸易敞口交互项的系数依然在 1%水平下显著,且估计系数大小与表 2 相比处于同一量级,大小接近。这说明基准模型的估计结果是比较准确的。

尽管本文对 *TPU* 效果的识别主要来自地区贸易敞口差异所导致的 *TPU* 作用异质性,但 *TPU* 指标仍然可能有一定的内生性问题,从而使得基准估计结果有一定偏误。内生性可能来源于两方面:*TPU* 是一个基于文本数据的测算值,因此,很可能具有一定的测量误差(Gulen and Ion,2016);虽然 *TPU* 是一个宏观加总指标,不会与个体因变量产生反向因果问题,但仍然无法完全排除遗漏

① 因变量 1 阶滞后项系数绝对值较小,因此,本文选用差分 GMM 进行动态面板估计。

表 7 基准模型内生性处理

	动态面板差分 GMM		TPU 工具变量 2SLS			
	(1) ZSC	(2) RWA	(3) ZSC	(4) ZSC	(5) RWA	(6) RWA
$ZSC_{b,t-1}$	0.1872*** (0.0443)					
$RWA_{b,t-1}$		0.3278*** (0.0319)				
$TPU \times TEX$	0.6340*** (0.1663)	-4.8785*** (1.5425)	0.7849*** (0.2127)	0.6875*** (0.2629)	-8.9748*** (1.7702)	-9.5792*** (2.1080)
TPU	0.0372 (0.1481)	-0.1419 (1.1840)	-0.2745 (0.1899)	-1.7579 (1.1596)	2.1424 (1.5804)	5.6301 (9.2990)
TEX	-0.0020 (0.0052)	-0.0172 (0.0459)	-0.0391*** (0.0095)	-0.0317*** (0.0115)	0.4906*** (0.0794)	0.5096*** (0.0925)
控制变量个体 FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制
银行数	325	321	328	328	328	328
样本量	2120	2039	2681	2681	2681	2681
Anderson 检验			0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Cragg-Donald 检验			1099.402	14.132	1099.402	14.132

变量问题。在本文利用 TPU 与地区贸易敞口交互项作为基本识别策略的框架下,后一个问题所产生的影响有限,但测量误差问题无法通过贸易敞口交互项解决。针对这一问题,文献中常见的处理方法,是利用国外的贸易政策不确定性指数构造中国 TPU 序列的工具变量,并进行 2SLS 估计(彭俞超等,2018)。由于 Baker et al.(2016)的政策不确定性指数网站仅提供了美国与日本的 TPU 分项指标,因此,本文考虑两种工具变量构造方法:一是使用美国的 TPU 序列作为工具变量;二是分别利用中美与中日贸易总额对这两国 TPU 序列进行加权平均,得到最终的工具变量。此外,1 阶段回归中同时使用工具变量 TPU^IV 与 $TPU^IV \times TEX$ 作为 TPU 及其交互项的工具变量。表 7 后 4 列报告了 2SLS 的估计结果,其中,第(3)、(5)列为使用美国 TPU 序列的结果,第(4)、(6)列为使用加权 TPU 序列的结果。如表 7 所示, TPU 与贸易敞口交互项系数估计值与基准结果非常接近,说明解释变量 TPU 的内生性影响有限。同时,最后两行所列 1 阶段回归的检验统计量说明弱工具变量问题有限。

2. 控制其他类型政策不确定性的影响

除了借助于工具变量方法控制 TPU 指标测量误差所引起的基准回归偏误外,还可以通过直接控制其他类型经济政策不确定性指标,加强基准结果的稳健性。为此,本文在基准模型中同时加入 Huang and Luk(2019)所构造的其他 3 种政策不确定性指标及其与贸易敞口的交互项:财政政策不确定性 FPU 、货币政策不确定性 MPU 、汇率政策不确定性 $EXPU$ 。这一检验的额外作用是进一步强化本文的贸易敞口识别策略有效性:地区贸易敞口在引起 TPU 冲击异质性影响时,不应该对其他类型的政策不确定性冲击产生异质性作用。该组回归结果见表 8。

表 8 中第(1)列与第(3)列分别报告了 Z 值与风险加权资产占比的估计系数。结果显示,政策不确定性与贸易敞口的交互项中,仅有 TPU 是显著异于 0,且与基准结果一样同为 1%水平显著。进一步比较该交互项估计系数,也可发现即便加入了其他 3 个政策不确定性指标及交互项, TPU 交互项系数大小仍与表 2 基准结果基本一致。为了进一步消除可能遗漏的宏观因素的影响,第(2)列和第(4)列分别报告了增加年度固定效应的估计结果。可以看到,此时 TPU 与贸易敞口交互项的系数大小与显著性水平基本不变,而所有其他政策不确定性指标的交互项均不显著异于 0。当且仅当贸易

表 8 其他 3 种政策不确定性指标的作用检验

	(1) ZSC	(2) ZSC	(3) RWA	(4) RWA
<i>TPU</i> × <i>TEX</i>	0.6239*** (0.1494)	0.5807*** (0.1493)	-6.7772*** (1.9777)	-6.4749*** (1.9099)
<i>FPU</i> × <i>TEX</i>	-0.6776 (0.5120)	-0.5785 (0.4945)	6.1542 (3.7493)	5.3506 (3.6654)
<i>MPU</i> × <i>TEX</i>	-1.0782 (0.9154)	-1.0999 (0.9082)	9.0662 (6.1071)	9.2805 (6.1037)
<i>EXPU</i> × <i>TEX</i>	0.4920 (0.5789)	0.4469 (0.5672)	-3.0038 (4.1909)	-2.8430 (4.1409)
<i>TPU</i>	-0.1920* (0.1070)		1.5169 (1.4965)	
<i>FPU</i>	-0.2306 (0.3928)		-1.8967 (4.8312)	
<i>MPU</i>	1.5462*** (0.5068)		-14.2789*** (3.7564)	
<i>EXPU</i>	-1.1893*** (0.3460)		11.8427*** (2.5520)	
<i>TEX</i>	0.0339 (0.0267)	0.0342 (0.0271)	-0.2452 (0.1562)	-0.2379 (0.1539)
控制变量及个体 FE	控制	控制	控制	控制
年度 FE		控制		控制
调整 R ²	0.4808	0.4805	0.2514	0.2510
银行数	329	329	329	329
样本量	2682	2682	2682	2682

政策不确定性指标与贸易敞口的交互项对银行风险有显著影响，这一结果不但说明基准结果的稳健性，而且说明本文基于地区贸易敞口识别 *TPU* 作用的有效性。

3. 进一步的稳健性检验

尽管地区层面贸易敞口主要变动来自地区间差异，但残留的时间趋势仍可能干扰基准模型回归结果。为此，本文将各个地区的贸易敞口数据逐一去除线性趋势，再将其放入基准模型进行回归。所得结果与基准模型一致。此外，本文亦使用上年贸易敞口替换当年值进行回归，以弱化 *TPU* 及因变量与其相关性。所得结果同样与基准模型一致。

对于 5 家国有大型银行以及 12 家全国性股份制银行，本文在定义贸易敞口时使用的是全国贸易总额与 GDP 的比值。显然，全国贸易敞口是一个宏观加总量，故而与 *TPU* 存在共同驱动因素，因此，有可能干扰基准模型的交互项识别。为了排除这一潜在问题，本文去除了这 17 家银行，转而全部使用地方银行，重复基准模型(1)—(4)的估计，回归结果与基准结果几乎完全一致。进一步地，对全国性银行样本，本文也尝试直接将其风险承担变量对 *TPU* 进行回归，结果显示，Z 值与风险加权资产占比各自对 *TPU* 的回归系数与理论分析及基准回归结果一致。

六、传导渠道的异质性分析

基准分析结果说明，贸易政策不确定性上升会通过企业经营渠道影响同地区银行的风险承担水平与风险承担意愿。为了加深对企业渠道的理解，本文依次考察了企业可贸易性、所有权、规模、融资约束以及资本密集度五个方面的差异对 *TPU* 传导机制的影响。由于篇幅所限，以下只汇报企

业可贸易性的1阶段回归结果,其他四个方面的异质性结果择要总结。

对比可贸易品行业的企业与非贸易品行业的企业,TPU冲击理论上主要作用于前者,进而对银行风险承担发挥影响。为了检验这一观点,本文按照上市公司所属行业,将制造业整体视为可贸易品行业而服务业整体视为不可贸易品行业,进一步分两个子样本进行机制检验模型回归^①。表9报告了机制检验1阶段回归结果。

表9 分制造业与服务业机制检验

1 阶段	制造业企业				
	(1) <i>FZSCORE</i>	(2) <i>FLIQ</i>	(3) <i>FCASH</i>	(4) <i>FPRO</i>	(5) <i>FATLR</i>
<i>TPU</i> × <i>TEX</i>	-12.3374*** (4.2236)	0.7874 (11.5568)	-1.1195 (0.6934)	-1.4896*** (0.4656)	2.1950 (12.2841)
公司数	2157	2157	2157	2157	2157
样本量	16484	16484	16484	16484	16484
1 阶段	服务业企业				
	(6) <i>FZSCORE</i>	(7) <i>FLIQ</i>	(8) <i>FCASH</i>	(9) <i>FPRO</i>	(10) <i>FATLR</i>
<i>TPU</i> × <i>TEX</i>	7.0363 (6.2375)	9.9796 (14.4397)	-0.3192 (1.0091)	0.5678 (0.7193)	5.4431 (16.3727)
公司数	915	915	915	915	915
样本量	6175	6175	6175	6175	6175

从表9结果可见,1阶段回归中,TPU与地区贸易敞口交互项系数在服务业企业样本中完全不显著,而在制造业企业组中则在两个渠道回归中显著,说明TPU冲击对制造业与服务业的影响有显著差异。在制造业样本中,企业Z值与利润渠道均发挥TPU冲击对银行风险承担的传导作用。与拓展模型机制检验1阶段结果(见表6)类似,未列报的结果表明,制造业企业的现金流占比同样受到TPU冲击的显著影响。结合制造业企业的可贸易行业属性与拓展模型检验中地区出口贸易敞口的类似结果,可以将TPU冲击传导的主要作用渠道归结为出口导向型的贸易品部门企业经营状况恶化,从而在加剧相应地区银行被动风险承担状态的同时,削弱其主动风险承担的意愿。

在所有权异质性方面,回归结果表明对于国有企业而言,TPU仅对现金存量变动有显著影响。与此不同,贸易政策不确定性冲击对非国有企业的影响更为广泛。这一结果也符合理论预期:国有企业通常而言综合实力更强、融资条件更好,抵御外部风险冲击的能力也更强。

在规模异质性方面,回归结果表明大型企业受到TPU冲击的影响更大,但通过企业向银行的风险传导更弱。大型企业业务范围通常更广,贸易参与度更大,因此,当TPU上升时,大型企业更容易受到影响。然而,大型企业内部风险分担能力更强,因此,经营风险向债务风险的传导更弱。

在融资约束异质性方面,本文参考企业贸易行为的文献(许家云和毛其淋,2015;孙灵燕与李荣林,2012),以企业利息支出对企业固定资产的比值作为融资约束的测算指标。在样本中区分融资约束的高低,结果表明TPU对高融资约束的企业影响更显著,TPU的上升会导致高融资约束企业的经营风险和盈利状况恶化,并进一步传导至银行风险。

在资本密集度异质性方面,本文参照黄先海等(2018),以固定资产净额除以员工人数度量资本密集度。区分资本密集度高低两个样本,结果显示TPU上升对资本密集型企业的经营风险和盈利

^① 本文使用中国证券监督管理委员会《上市公司行业分类指引(2012年修订)》的代码分类,将A05、B11、C43、F、G、H、I、K、L、M、N、O、P、Q、R合并归类为服务业,将C中剩余类别归为制造业。

状况都会产生负面影响,并会进一步向银行传递风险。资本密集型企业天然与银行间有着密切的信贷关联,这也意味着高资本密集度企业所在地区,需要更密切关注贸易政策不确定性所带来的负面影响,及时调整地方产业结构,积极化解金融风险。

七、研究结论

面对全球百年未有之大变局,部分国家保守主义、保护主义势力上升,经济全球化进入新阶段,全球贸易政策不确定性大幅上升。在此国际背景下,中国经济正处于转变发展方式的关键阶段,金融体系防控重大风险进入关键期,而宏观经济形势又受到新冠肺炎疫情带来的巨大紧缩性冲击。在此纷繁复杂、风云波谲的形势下,系统检验、深入分析贸易政策不确定性对中国金融体系,特别是银行业风险状况与风险承担行为的影响机理,进而提出切实有效、精准无偏的应对政策,具有较强的现实紧迫性。

本文借助中国地区间贸易敞口异质性,提出了一个能够稳健、有效识别贸易政策不确定性对银行风险影响及相应传导渠道的实证分析框架。通过一套全新的覆盖31个省份共计346家商业银行的样本,并整合A股上市公司全样本经营数据,本文系统检验了贸易政策不确定性冲击通过企业经营渠道向银行风险传导的机制。结果显示,贸易政策不确定性的加大,会通过恶化区域内企业的风险、盈利与现金储备状况,导致银行破产风险的上升,并促使银行降低其主动风险承担,削减对企业的信贷资金供给。上述传导机制在企业所有制、规模、融资约束与资本密集度方面,呈现出较强的异质性:贸易政策不确定性的作用集中于非国有企业,贸易与业务范围更广的大型企业,融资约束程度更高的企业,资本密集度更高的企业,以及可贸易程度更深的制造业企业。进一步,对其他类型政策不确定性的检验表明,贸易政策不确定性的银行风险传导机制具有独立性。

本文的研究表明,在世界经济进入动荡变革期的条件下,需要高度重视贸易政策不确定性通过企业经营渠道对中国金融安全产生的负面冲击,密切关注稳金融、稳外贸与防风险的内在联系,助力中国经济更好地实现高质量发展。包含贸易政策在内的政策不确定性有其阶段性、外部性、必然性,政策不确定性所引发的企业盈利、流动性与风险恶化及其向金融体系风险的传导,反映出实体经济运行状况对金融部门风险的决定性作用规律。与此同时,金融部门预防性风险规避行为,会进一步削弱金融机构风险承担意愿,降低金融服务实体经济的效率与能力。政策不确定性冲击通过实体经济与金融部门间反馈机制的进一步放大,尤其需要引起相关政府决策部门的高度警惕。

为切实有效应对以贸易政策不确定性为代表的政策不确定性风险,政府决策部门应当综合施策,加强中央领导与顶层设计,一方面争取缓解政策不确定性风险对企业经营的冲击,另一方面极力阻断企业风险向金融部门的传导。在上述原则下,本文提出:①财政、货币、金融、产业、区域政策的设计与运用需要具有针对性,集中支持非国有企业、大型企业、高融资约束企业、资本密集型企业 and 制造业应对政策不确定性冲击,稳定企业经营状况,确保企业盈利、流动性处于合理适度水平。②金融主管部门应当充分利用宏观审慎政策框架,提高金融机构风险应对能力和反周期实体经济支持能力;同时,应当充分利用反周期、定向政策工具,主动“熨平”局部金融机构的被动风险暴露,避免金融机构风险化解不力对实体经济的负面反馈作用。③中央与地方政府部门在政策措施谋划与实施过程中,应当注重信息公开与预期引导,避免政策干预引发新一轮政策不确定性冲击,造成政策处置风险。④政府决策部门应当充分估计以贸易政策不确定性为代表的经济不确定性上升趋势的持久性,在转变中国经济发展方式、深化改革开放的过程中,更加注重实体经济部门与金融部门的内在动态联系,贯彻新发展理念,构建新发展格局,提高中国经济的韧性与高质量发展的内生动力。

[参考文献]

- [1]龚联梅,钱学锋. 贸易政策不确定性理论与经验研究进展[J]. 经济学动态, 2018,(6):106-116.
- [2]顾海峰,于家珺. 中国经济政策不确定性与银行风险承担[J]. 世界经济, 2019,(11):148-171.
- [3]黄先海,金泽成,余林徽. 出口、创新与企业加成率:基于要素密集度的考量[J]. 世界经济, 2018,(5):125-146.
- [4]李建军,韩珣. 非金融企业影子银行化与经营风险[J]. 经济研究, 2019,(8):21-35.
- [5]聂辉华,阮睿,沈吉. 企业不确定性感知,投资决策和金融资产配置[J]. 世界经济, 2020,(6):77-98.
- [6]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.
- [7]申宇,任美旭,赵静梅. 经济政策不确定性与银行贷款损失准备计提[J]. 中国工业经济, 2020,(4):154-173.
- [8]孙灵燕,李荣林. 融资约束限制中国企业出口参与吗[J]. 经济学(季刊), 2012,(1):231-252.
- [9]田国强,李双建. 经济政策不确定性与银行流动性创造:来自中国的经验证据[J]. 经济研究, 2020,(11):19-35.
- [10]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[J]. 国际贸易问题, 2015,(6):25-32.
- [11]王义中,宋敏. 宏观经济不确定性、资金需求与公司投资[J]. 经济研究, 2014,(2):4-17.
- [12]许家云,毛其淋. 人民币汇率与企业生产率变动——来自中国的经验证据[J]. 金融研究, 2015,(10):1-16.
- [13]翟胜宝,张胜,谢露,郑洁. 银行关联与企业风险——基于中国上市公司的经验证据[J]. 管理世界, 2014,(4):53-59.
- [14]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[J]. 世界经济, 2019,(1):51-75.
- [15]周先平,向古月,皮永娟. 逆全球化对中国经济增长的微观效应及其作用机理[J]. 国际金融研究, 2020,(4):23-32.
- [16]Baker, S., N. Bloom, and S. Davis. Measuring Economic Policy Uncertainty [J]. Quarterly Journal of Economics, 2016,131(4):1593-1636.
- [17]Berger, A., O. Guedhami, H. Kim, and X. Li. Economic Policy Uncertainty and Bank Liquidity Hoarding [J]. Journal of Financial Intermediation, <https://doi.org/10.1016/j.jfi.2020.100893>.
- [18]Bertrand, M., and S. Mullainathan. Are CEOs Rewarded for Luck? The Ones Without Principals Are [J]. Quarterly Journal of Economics, 2001,116(3),901-932.
- [19]Bordo, D. M., J. Duca, and C. Koch. Economic Policy Uncertainty and the Credit Channel: Aggregate and Bank Level U.S. Evidence Over Several Decades [J]. Journal of Financial Stability, 2016,(26):90-106.
- [20]Caldara, D., M. Iacoviello, P. Molligo, and A. Prestipino. The Economic Effects of Trade Policy Uncertainty [J]. Journal of Monetary Economics, 2020,(109):38-59.
- [21]Chi, Q., and W. Li. Economic Policy Uncertainty, Credit Risks and Banks' Lending Decisions: Evidence from Chinese Commercial Banks [J]. China Journal of Accounting Research, 2017,(10):33-50.
- [22]Crowley, M., N. Meng, and H. Song. Tariff Scares: Trade Policy Uncertainty and Foreign Market Entry by Chinese Firms [J]. Journal of International Economics, 2018,(114):96-115.
- [23]Feng, L., Z. Li, and D. Swenson. Trade Policy Uncertainty and Exports: Evidence from China's WTO Accession [J]. Journal of International Economics, 2017,(108):20-36.
- [24]Gulen, H., and M. Ion. Policy Uncertainty and Corporate Investment [J]. Review of Financial Studies, 2016, 29(3),523-564.
- [25]Handley, K. Exporting under Trade Policy Uncertainty: Theory and Evidence [J]. Journal of International Economics, 2014,94(1):50-66.
- [26]Handley, K., and N. Limao. Trade and Investment under Policy Uncertainty: Theory and Firm Evidence [J]. American Economic Journal: Economic Policy, 2015,7(4):189-222.
- [27]Handley, K., and N. Limao. Policy Uncertainty, Trade, and Welfare: Theory and Evidence for China and the United States [J]. American Economic Review, 2017,107(9):2731-2783.
- [28]Hu, S., and D. Gong. Economic Policy Uncertainty, Prudential Regulation and Bank Lending [J]. Finance

- Research Letters, 2019,(29):373-378.
- [29]Huang Y., and P. Luk. Measuring Economic Policy Uncertainty in China [J]. China Economic Review, 2019, (59):101367.
- [30]Karadima, M., and H. Louri. Economic Policy Uncertainty and Non-performing Loans: The Moderating Role of Bank Concentration [J]. Finance Research Letters, 2021,(38):1-5.
- [31]Lee, C., C. Lee, J. Zeng, and Y. Hsu. Peer Bank Behavior, Economic Policy Uncertainty, and Leverage Decision of Financial Institutions [J]. Journal of Financial Stability, 2017,(30):79-91.
- [32]Nakamura, E., and J. Steinsson. Identification in Macroeconomics [J]. Journal of Economic Perspectives, 2018, 32(3):59-86.
- [33]Phan, D., B. Iyke, S. S. Sharma, and Y. Affandi. Economic Policy Uncertainty and Financial Stability—Is There a Relation [J]. Economic Modelling, 2021,(94):1018-1029.
- [34]Shabir, M., P. Jiang, S. Bakhsh, and Z. Zhao. Economic Policy Uncertainty and Bank Stability: Threshold Effect of Institutional Quality and Competition [J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2021,(68):101610.

How Does Trade Policy Uncertainty Affect Bank Risk—An Examination of the Firm Performance Channel

GE Xin-yu¹, ZHUANG Jia-li¹, LIU Yan²

- (1. DongWu Business School, Soochow University, Suzhou 215031, China;
2. Economics and Management School, Wuhan University, Wuhan 430072, China)

Abstract: Since the significant escalation of the Sino-US trade dispute in 2018, the sharp rise in trade policy uncertainty has had a wide-ranging impact on the Chinese economy. In recent years, under the background of vigorous efforts to prevent and resolve major risks, especially financial risks, whether the impact of trade policy uncertainty will become a new tipping point for China's financial security, and if exists, what the transmission channels are, have become two important issues that need to be addressed. This paper uses a sample of 346 commercial banks covering 31 provinces and regions across the country, combined with the full-sample of A-share listed companies, and exploits the differences in the trade exposure of the regions where banks and companies are located to systematically test the impact of trade policy uncertainty upon bank risk-taking, and the associated firm performance channel. The results show that increasing uncertainty in trade policy will worsen the risk, profitability and liquidity reserve of firms in the region, leading to an increase in the overall risk of banks, and prompting banks to reduce their active risk exposure hence reduce the supply of credit to enterprises. The transmission channel entails strong heterogeneity in terms of tradability, ownership, size, financial constraints, and capital intensity. Further tests of other types of policy uncertainty shows that the trade policy uncertainty is an independent source of the bank risk-taking. As the world enters a period of turbulent change, the paper concludes that it is necessary to attach great importance to the negative impact of trade policy uncertainty on China's financial security, and pay full attention to the internal links between financial stabilization, foreign trade and risk prevention, so as to help China's economy achieve high-quality development well.

Key Words: trade policy uncertainty; bank risk-taking; firm performance; transmission channel

JEL Classification: E60 F13 G21

[责任编辑:王燕梅]