

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[§]

苏州大学 苏州大学 武汉大学

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我国金融安全新的风险点，而若此风险点的确存在，其背后的传导渠道又如何，成为两个亟待研究的重要问题。本文利用覆盖全国 31 个省区共计 346 家商业银行的样本，并结合 A 股上市公司全样本经营数据，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、资本密集度、可贸易程度等方面，呈现出较强的异质性。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我国金融安全的负面冲击，充分注意稳金融、稳外贸与防风险的内在联系，助力我国经济更好地实现高质量发展。

关键词：贸易政策不确定性，银行风险，企业经营，传导渠道

JEL 代码：E60, F13, G21, G30

一、引言

随着中美贸易摩擦的不断升级，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刻的影响。贸易政策不确定性的上升，不仅对微观企业的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指出：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，我国经济仍然处于防范、化解重大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

^{*} 本研究受到国家自然科学基金（项目号：71503191、71661137003、71733004）资助。作者感谢丁明发、郭枫、贾越铖、卢钧、冉齐鸣的评论与建议，感谢中央财经大学中国金融发展研究院报告听众的提问。文责自负。

[†] 苏州大学东吴商学院讲师，电子邮箱：gex_suda@163.com。

[‡] 苏州大学东吴商学院博士研究生，电子邮箱：zjl1911@163.com。

[§] 通讯作者。武汉大学经济发展研究中心、经济与管理学院副教授，电子邮箱：yanliu.ems@whu.edu.cn。

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风险因素的叠加影响，进一步加剧金融风险防范、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动态传导机制，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，确保我国经济发展模式的平稳转型，促进高质量发展的实现。

针对上述重大现实背景，本文将研究主题进一步聚焦于贸易政策不确定性对我国银行体系风险的影响这一具体问题上，并且深入检验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这一具体渠道上。尽管近年来我国资本市场发展快速，多层次直接融资体系基本建立，但从总量来看银行业仍然占据我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突出的现实意义。图1显示了2007–2018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。这从直观上说明，贸易政策不确定性与银行风险间可能具有密切关系。

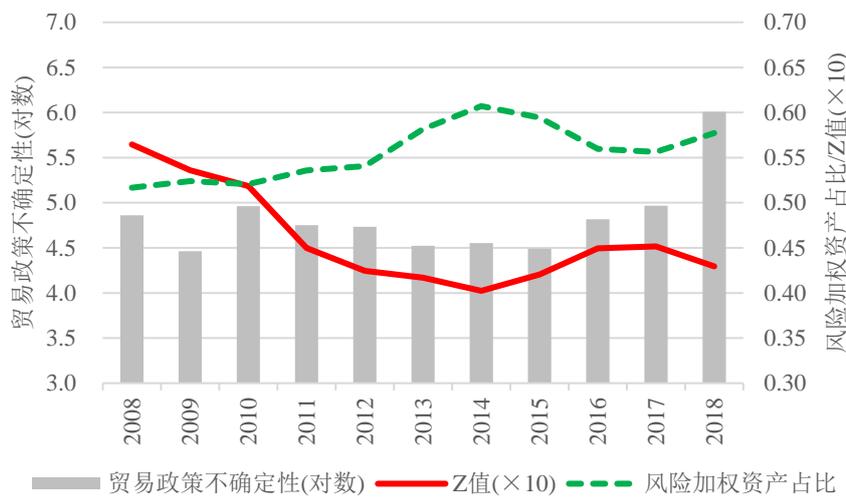


图 1：贸易政策不确定与银行风险加总时间序列

贸易政策不确定性对银行风险的传导机制可能存在多重渠道，包括通过企业经营决策进而影响银行风险，也包括通过家庭部门行为决策影响银行资产、负债配置和风险，或者通过改变金融市场投资者预期与风险判断影响银行的风险资产配置与融资决策。但直观判断告诉我们，贸易政策不确定性最重要的作用渠道应当是通过改变企业经营状况，进而影响银行的风险。因此，本文进一步聚焦于检验贸易政策不确定性传导机制中的企业经营渠道。

然而，无论是分析贸易政策不确定性对银行风险最终影响，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冲击是一个宏观变量，而识别任何一个宏观冲击对微观主体（银行）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，无法直接获取大样本的银行-企业匹配数据（如银企关系数据）。这两方面的挑战，要求我们另辟蹊径，设计合适的实证框架并克服数据方面的种种局限。

为了克服宏观政策影响的识别挑战，我们借鉴了近年来获得广泛应用的思路，即引入区域异质性这个截面维度，从而提高对宏观冲击微观作用的识别效力（见 Nakamura and Steinsson, 2018 的综述）。具体而言，本文利用我国显著的贸易敞口（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同样的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。在我们的面板回归模型中，这一截面差异体现为贸易政策不确定性与地区贸易敞口间的交互项及其系数估计结果。利用地区异质性这一手段，也为银行与企业数据的对接和贸易政策不确定性传导渠道的检验奠定了基础。具体而言，进一步利用我国银行市场的地区分割特征，我们可以通过 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 阶段回归中检验其对该地区银行风险的影响。为了实现这一分析思路，一个先决条件是银行和企业层面的数据都需要有尽可能广泛的地区覆盖性。对于企业数据，考虑到样本覆盖期应当尽可能晚近，以充分反映近年来贸易政策不确定性大幅变动现实，我们使用了全样本的 A 股上市公司数据。对于银行数据，已有研究的银行样本量通常较少，难以覆盖全国各个省区，从而造成上述识别策略的严重制约。为此，我们使用了作者自行构建的“中国银行业数据库”，以实现最大范围的银行样本覆盖。最终使用的 346 家银行样本，覆盖了全国 31 个省区和超过 90% 的商业银行业资产规模。

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做出反应，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，而企业资产负债表相关的渠道变量（流动比率和资产负债率）并不会发挥显著作用。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。一系列的稳健性检验说明上述基准结果稳定、可靠。特别的，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，仍然只有贸易政策不确定性对银行风险具有显著作用，这也强有力的验证了贸易政策不确定性具有独立的作用，同时本文考虑的识别策略具有合理性和有效性。最后，我们检验了企业所有制、规模、融资约束、资本密集度、可贸易程度五个方面的异质性效果，发现在贸易政策不确定性向银行风险的传导机制中，企业渠道的确存在异质性。特别的，结果显示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，以及可贸易品行业企业。这些结果一方面加深了我们对于贸易政策不确定性传导渠道的理解，另一方面也为更精准的政策应对选择奠定了基础。

下文结果如下：第二节中我们梳理相关文献；第三节详细说明实证研究框架，特别是识别策略；第四节报告基准结果；第五节进行稳健性检验；第六节报告异质性分析结果；第七节总结。

二、文献综述

既有文献中，有关贸易政策不确定的研究更多的关注其对企业投资、产出、进出口贸易、创新等方面的影响。Handley（2014）研究发现，由于沉没成本的存在，贸易政策不确定性会延迟出口企业进入新市场，并降低出口企业对关税变化的响应。Handley and Limao（2015）从理论层面阐述了贸易政策不确定性的增加会减少企业成为出口商所带来的价值，并降低该企业进入新市场的概率。Caldara et al.（2019）分别从理论和实证角度对贸易政策不确定性对企业投资和传导机制进行了深入的研究。研究发现，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，该研究发现与经验证据相符。Handley and Limao（2017）研究发现，“中国入世”所引起的贸易政策不确定性的下降导致中国对美国的出口在2000–2005年时期内增加了1/3，并且美国价格水平的下降幅度和消费者收入的增加幅度等同于关税永久性下降13%所带来的影响。Crowley et al.（2018）研究发现，贸易政策不确定性会增加中国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）认为，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。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。毛其淋（2020）在准自然实验的框架下，采用倍差法对贸易政策不确定性对中国企业进口的影响进行了实证分析。研究发现，贸易政策不确定性通过改变生产规模和融资约束对企业进口产生影响，贸易政策不确定性的下降不仅有利于扩大企业进口规模，还有利于提高企业进口概率、延长进口持续期和提升进口产品质量。佟家栋和李胜旗（2015）基于中国微观数据研究了贸易政策不确定性对企业创新的影响，研究发现，贸易政策不确定性的增加会通过抑制创新并进而不利于企业生产率的提高。然而，现有研究更多的侧重于贸易政策不确定性对实体部门的影响，而对贸易政策不确定性的金融风险溢出效应及传导机制的研究相对缺乏。由于贸易政策不确定性将通过贸易渠道和企业资产负债表渠道对实体部门的投融资、进出口贸易、创新、盈利能力及经营风险等产生负向冲击，并对金融部门产生涟漪效应，使得金融风险不断累积，容易引发债务违约风险，甚至引起突发性和系统性的金融危机。因此，厘清贸易政策不确定性的金融效应及其风险传染机制，对于制定更为有效的调控政策具有重要意义。

然而，已有研究中尚未出现针对贸易政策不确定性对金融风险传导的微观实证研究。现有研究主要关注宽泛的经济政策不确定性对金融风险的影响，且并未有效解决宏观冲击对微观主体行为影响的识别难题。郝威亚等（2017）基于2005–2014年146家中资商业银行的非平衡面板数据，研究了经济政策不确定性对银行风险承担的影响。研究发现，由于经济政策不确定性上升将会降低家庭部门和企业部门的投资，使得银行净流动性头寸增加，从而促进银行风险承担意愿。顾海峰和于家珺（2019）基于2006–2017年中国219家商业银行的微观面板数据研究了经济政策不确定性对银行主动风险承担和被动风险承担的影响。研究发现，经济政策不确定性会降低银行主动风险承担意愿，但会加剧其被动风险承担及破产风险。潘攀等（2020）基于中国上市企业微观面板数据研究了经济政策不确定性如何通过银行风险承担影响企业的投资行为。研究表明，从表内业务来看，经济政策不确定性会促使银行放宽贷款审批条件，增加贷款规模，进而对企业投资产生正向激励；从表外业务来看，经济政策不确定性则会降低影子银行规模，从而对企业投资产生负向影响。Bordo et al.（2016）基于美国的宏观和微观数据

研究了经济政策不确定性对银行信贷增长的影响,研究发现,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。从广义上来看,经济政策不确定性可分为货币政策不确定性、财政政策不确定性、外汇政策不确定性和贸易政策不确定性,然而不同的政策不确定性所产生的金融效应及其传导机制不尽相同。尽管现有文献对经济政策不确定性的金融效应及传导机制进行了一定的研究,但无法从本质上厘清贸易政策不确定性的金融效应及风险传染机制。更为重要的是,现有文献鲜有研究贸易政策不确定性的金融效应,同时忽略部门间的风险传染使得其所刻画的传导机制并不真实。本文基于中美贸易摩擦的事实特征,在模型设定中充分考虑了跨部门风险传染机制,实证检验和测算贸易政策不确定冲击从实体部门向金融部门传导的内在机理。

三、实证研究设计

1. 贸易政策不确定性冲击作用的识别策略

如前所述,分析贸易政策不确定性对银行风险的影响以及可能的作用渠道,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。这一识别问题有诸多难点。首先,贸易政策不确定性指标通常为宏观加总序列(如 Baker et al., 2016; Huang and Luk, 2019),直接估计宏观指标对微观主体(银行)行为的影响,几乎一定出现由遗漏变量引起的内生性问题。其次,如果不用宏观加总的贸易政策不确定性指标,改用微观主体层面度量的“不确定性感知”指标(如聂辉华等, 2020),则会出现较大的微观层面测量误差,使其偏离贸易政策不确定性这一概念本身的宏观内涵,并对实证估计的效率产生影响。最后,对很多研究场景而言,在微观主体层面度量“不确定性感知”指标可能存在诸多障碍,比如目前还无法在大样本银行微观层面系统度量其“不确定性感知”程度⁵。

为了在上述识别难题方面取得一定进展,提高贸易政策不确定性冲击对微观银行风险作用的估计精度,本文借鉴了业已成为经典的货币政策传导机制之银行信贷渠道识别的方法(参考 Kashyap and Stein, 2000, 等文献),通过引入截面异质性维度,来帮助识别贸易政策不确定性这一宏观指标的微观影响。就本文研究的问题而言,我们使用的识别方法,其核心思路在于利用中国银行经营的地区分割特征。除了五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区从事银行业经营活动,特别是存贷款业务。对中国 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区范围内。注意到贸易政策不确定性的直接影响,是作用于从事贸易活动的企业之上。而不同省区由于区位条件、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,会由于各省区贸易活动水平的差异,而对各省区产生差异化的影响。结合银行经营的地区分割现实,我们可以通过对比考察不同省区银行,在同一贸易政策不确定性冲击对各省区造成不同影响的条件下,所属银行风险行为与结果的差别,来较为有效的识别出贸易政策不确定性的作用。

⁵ 聂辉华等(2020)是利用文本挖掘技术,通过对上市公司规范披露的年报等文档进行文本分析,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(截止目前上市银行数量仅 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。

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，我们可以首先估计贸易政策不确定性在不同地区对所辖企业经营的影响，进而利用这一具有地区差异且能反映贸易政策不确定性变动所带来的企业经营变化的指标，作为解释变量来考察其对不同地区银行风险的影响。如此，我们即有望有效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

在上述识别思路指引下，我们建立如下基准模型。首先，我们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：

$$Y_{brt} = \alpha + \beta TPU_t + \gamma TEX_{rt} + \delta TPU_t \times TEX_{rt} + \mathbf{X}_{bt}^T \boldsymbol{\eta} + \mathbf{Z}_{rt}^T \boldsymbol{\phi} + \mathbf{W}_t^T \boldsymbol{\psi} + \mu_b + \epsilon_{brt} \quad (1)$$

上式中 b, r, t 分别表示银行、地区与时间（年份），被解释变量 Y_{brt} 表示银行的风险指标，主要解释变量包括加总层面的贸易政策不确定性 TPU_t ，银行 b 所处地区的贸易敞口 TEX_{bt} ，以及两者的交互项 $TPU_t \times TEX_{bt}$ 。交互项系数 δ 是上述面板回归模型中的关键系数： 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 \mathbf{X}_{bt}^T ，银行所属地区除贸易敞口外的其他控制变量 \mathbf{Z}_{rt}^T ，以及除 TPU 之外的其他宏观加总变量 \mathbf{W}_t^T 。上式中的 μ_b 表示银行个体固定效应，在后续回归分析中，我们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)，我们可以估计出 TPU 对银行风险的最终作用大小。但这并不能回答贸易政策不确定性对银行风险的传导机制问题，尤其是贸易政策不确定性是否以及如何通过影响企业经营，进而影响银行风险这一特定传导渠道的问题。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，我们首先在企业层面设立一个与(1)类似的模型，用以检验 TPU 对企业经营的影响：

$$F_{irt} = \alpha_F + \beta_F TPU_t + \gamma_F TEX_{rt} + \delta_F TPU_t \times TEX_{rt} + \mathbf{X}_{it}^T \boldsymbol{\eta}_F + \mathbf{Z}_{rt}^T \boldsymbol{\phi}_F + \mathbf{W}_t^T \boldsymbol{\psi}_F + \mu_i + \epsilon_{irt} \quad (2)$$

其中 i, t 分别表示企业（上市公司）和时间（年份），被解释变量 F_{it} 为企业的某一经营（状态）指标， \mathbf{X}_{it}^T 表示企业层面的控制变量，其他变量的涵义与(1)相似。注意，相应系数均增加了下标 F ，用以与(1)中银行层面的估计系数相区别，也用于表示不同经营指标 F_{irt} 对应不同的估计系数。与基准模型(1)类似， δ_F 捕捉了加总 TPU 冲击通过在不同地区影响大小的差异，进而对该区所辖企业经营的不同影响。

与整体效应模型不同，模型(2)还提供了一个重要的桥梁，使得我们可以自然地测度 TPU 冲击对各个地区企业经营指标 F 的平均影响：由于(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引起的地区层级企业经营指标 F 的变动。具体而言，在(2)的基础上，我们可以在地区和时间维度定义一个新指标：

$$\hat{F}_{rt} = \hat{\beta}_F TPU_t + \hat{\gamma}_F TEX_{rt} + \hat{\delta}_F TPU_t \times TEX_{rt} \quad (3)$$

其中 $\hat{\alpha}_F, \hat{\beta}_F$ 和 $\hat{\gamma}_F$ 为(2)的估计值。注意， \hat{F}_{rt} 这个测算值同时在地区和时间两个维度变动。

对某一企业经营指标 F ，一旦我们计算得到 TPU 在省区层级所带来的 F 的变动估计值 \hat{F}_{rt} ，则可将其替换(1)中 TPU, TEX 及其交互项，得到简单、明了的企业传导渠道检验模型：

$$Y_{brt} = \alpha + \kappa \hat{F}_{rt} + \mathbf{X}_{bt}^T \boldsymbol{\eta} + \mathbf{Z}_{rt}^T \boldsymbol{\phi} + \mathbf{W}_t^T \boldsymbol{\psi} + \mu_b + e_{brt} \quad (4)$$

模型(4)中的关键系数为 κ ，该系数直观涵义为地区层面企业经营的平均情况如何影响同地区银行的风险。但注意 \hat{F}_{rt} 本身来自与(3)式的构造，因此 $\kappa\hat{F}_{rt}$ 实际上可以写作

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

其中 $\kappa\hat{\delta}_F$ 直接反映了 TPU 如何通过企业经营指标 F 影响银行风险，可提供贸易政策不确定性对银行风险传导机制中企业渠道的有效识别。

为行文简便，我们将模型(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(2)称作 1 阶段回归，(4)称作 2 阶段回归⁶。

3. 拓展模型设定

在基准模型(1) – (4)中，我们使用了地区层面的加总贸易敞口 TEX_{rt} 来识别 TPU_t 冲击对银行风险承担的整体影响，并通过考察各地区企业经营表现，检验这一影响的作用机制。然而，地区加总贸易敞口 TEX_{rt} 的分子是地区层面进口与出口之和，而同样的 TPU_t 冲击对一个地区企业的进口和出口活动的影响，可能具有重要的差异。除了少部分通过供应链传导的 TPU_t 冲击，大多数 TPU_t 冲击对企业经营的影响，主要集中在出口中。为了区分这一重要的异质性影响，我们使用下列拓展模型，来捕捉进口和出口对 TPU_t 冲击传导的差异影响。具体而言，我们将加总贸易敞口拆分为进口贸易敞口 IEX_{rt} 与出口贸易敞口 EEX_{rt} 两项，并建立拓展模型：

$$Y_{brt} = \alpha + \beta TPU_t + \gamma_1 IEX_{rt} + \gamma_2 EEX_{rt} + \delta_1 TPU_t \times IEX_{rt} + \delta_2 TPU_t \times EEX_{rt} + \mathbf{X}_{bt}^T \boldsymbol{\eta} + \mathbf{Z}_{rt}^T \boldsymbol{\phi} + \mathbf{W}_t^T \boldsymbol{\psi} + \mu_b + \epsilon_{brt} \quad (6)$$

若拓展模型估计结果显示 $EX_{rt} \in \{IEX_{rt}, EEX_{rt}\}$ 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(2)–(4)中的 TEX_{rt} 换为 EX_{rt} ，进行估计与检验。以此则可以区分地区进口与出口敞口对 TPU_t 冲击不同的传导作用。

4. 样本来源与指标构建

本文结合使用了三套数据，第一是包含 346 家商业银行的银行微观数据，第二是 A 股上市公司的全样本也微观数据，第三是宏观和省区层级数据。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、民营银行、外资银行、政策性银行，以及加总资产占比超过 95% 的农村金融机构。考虑到银行经营特征，并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，194 家农村商业（含一家农合行），共计 346 家银行。CBD 数据全部来自商业银行信息披露资料，会计编制统一遵循中国《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。宏观和省区数据来自国家统计局。

在基准模型(1)中，被解释变量 Y_{brt} 包括两个标准银行总体风险指标，Z 值 ZSC_{brt} 与风险加权资产占比 $RWAR_{brt}$ 。这两个指标从两个角度反映了银行风险状态。Z 值主要反映银行风险承担行为的结果，定义表达式为

⁶ 上述实证模型结构与经典文献 Bertrand and Mullainathan (2001)对 CEO 薪酬影响机制的实证思路相近。从另一个角度看，这个两阶段估计方式类似于工具变量法：1 阶段中利用 TPU 与贸易敞口相对于个体企业的外生变动，测算出企业渠道变量 F 受影响 \hat{F} ；2 阶段中利用相对外生的 \hat{F} 进一步识别出 TPU 对银行风险的影响。

$$ZSC_{bt} = \frac{\sigma(ROA)}{ROA_{bt} + EAR_{bt}}$$

其中 $\sigma(ROA)$ 表示银行资产收益率 ROA_{bt} 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违约风险越大。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。按照定义，风险加权资产占比等于银行风险加权资产除以总资产。不过现实中很多银行并不会披露风险加权资产总额，因此我们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⁷，进而计算风险加权资产占比。

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，我们使用了Huang and Luk (2019)基于Baker et al. (2016)的方法所构建的中国贸易政策不确定性指标⁸，并取对数。各省区贸易敞口 TEX_{rt} 方面，我们使用文献中最常用的指标，即该地区进出口贸易总量（名义值）除以当地GDP（名义值）。对应全国经营的商业银行，我们将其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，我们进一步将进口贸易敞口 IEX_{rt} 与出口贸易敞口 EEX_{rt} 定义为相应地区的进口总量（名义值）与出口总量（名义值）对该地区GDP（名义值）的比值。

基准模型中，我们控制了一系列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 $EFFI_{bt}$ （成本收入比），以及盈利能力 PRO_{bt} 。其中盈利能力定义为银行营业利润与总资产之比，其与资产收益率的差别在于后者包括营业外收支及所得税费用。除此之外，我们还控制了一系列地区和宏观特征变量，包括加总时间趋势 $TREND_t$ ，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和贸易开放度指数 $FIGI_t, TRGI_t$ （对数值）⁹，银行业贷款市场集中度 $HHIB_t$ ，银行业景气指数 $BOOM_t$ （对数值）¹⁰，通胀率 INF_t ，以及各省GDP增速 $RGDP_{rt}$ 。

在机制检验模型(2)–(4)中，我们考虑了5个企业层面的渠道变量，作为1阶段回归中的被解释变量。理论上，这些变量均能从不同角度反映特定的企业经营状态和信用风险水平，进而影响银行的风险状态和风险承担行为。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，我们按照如下公式计算该指标：

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

其中 $FASSET_{it}$ 为企业账面资产总额， FOC_{it} 为企业净运营资本¹¹， $FEBIT_{it}$ 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，均为年末数

⁷ 当银行未披露资本净额时，我们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。

⁸ 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；Davis等基于Baker et al.方法更新的后续数据样本见 http://www.policyuncertainty.com/china_monthly.html。Huang and Luk (2019)延续了Baker et al.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10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。本文中，我们将原始的月度指标按年取12个月的平均转化为年度指标。

⁹ 数据链接为 <https://kof.ethz.ch/en/data.html>。

¹⁰ $HHIB_t$ 与 $\ln BOOM_t$ 两个指标来自国泰安数据库。

¹¹ 定义为流动资产减流动负债。

值。注意，企业 Z 值越小，说明企业经营风险越大，这与银行的 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），直观上看企业盈利状况越好，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，企业资产负债率也是常用的反映企业偿债负担的指标。不过，资产负债表变量通常而言对外界冲击响应速度较慢，因此贸易政策不确定性冲击未必会引起资产负债表状态的显著变化，进而影响银行风险。

在机制检验模型的 1 阶段回归中，我们控制了企业层面的一系列特征指标，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 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 $FHHI_{it}$ （企业主营业务收入行业占比平方和）。同时，1 阶段回归中控制了企业所在省份的 GDP 增速，以及宏观层面的上证综指、金融开放度、贸易开放度、M2 增速、通胀率 INF_t 和时间趋势。

5. 样本描述性统计

由于本文的主要识别策略在于利用全国各地所受贸易政策不确定性冲击的差异，因此银行样本具有广泛的地区代表性是实证分析取得可靠结论的基础。表 1 报告了样本银行的地区分布，其中 5 家大型国有银行和 12 家股份制银行均将其地区设定为全国¹²。如表 1 所示，本文的银行样本覆盖了全国 31 个省区。整体而言，沿海省份银行家数更多，内地省份银行数目较少，整体样本分布与经济发展水平保持一致。

表 1：银行样本全国分布

地区	银行数	地区	银行数	地区	银行数	地区	银行数
全国	17	海南	2	江西	11	上海	2
安徽	14	河北	13	辽宁	19	四川	18
北京	2	河南	10	内蒙古	8	天津	3
福建	13	黑龙江	4	宁夏	3	西藏	1
甘肃	2	湖北	8	青海	2	新疆	7
广东	16	湖南	5	山东	36	云南	5
广西	3	吉林	7	山西	12	浙江	48
贵州	7	江苏	42	陕西	3	重庆	3

与此同时，上述 346 家银行对我国商业银行整体具有很好的代表性¹³。表 2 报告了样本银行加总资产与全国商业银行总资产规模，从 2005 年到 2018 年，样本银行资产占比均超过 90%。

表 2：样本银行加总规模

年份	样本银行总资产（亿）	银行业总资产（亿）	占比%
2007	408,661	448,450	91.1

¹² 相应的，全国范围贸易敞口设为全国进出口总额除以全国 GDP。机制检验中利用(3)式计算企业渠道变量的地区推测值时，针对全国性银行， \hat{F}_{rt} 取全国平均值。

¹³ 此处商业银行的口径为：国有大型银行，全国性股份制银行，城商行，农村金融机构（农商行、农合行、农信社、村镇银行），民营银行，外资银行。

2008	485,027	527,649	91.9
2009	618,142	669,648	92.3
2010	749,350	803,111	93.3
2011	890,529	948,604	93.9
2012	1,051,000	1,114,262	94.3
2013	1,189,000	1,260,635	94.3
2014	1,343,000	1,417,939	94.7
2015	1,541,000	1,624,820	94.8
2016	1,775,000	1,869,627	94.9
2017	1,894,000	1,967,834	96.2
2018	1,984,000	2,099,638	94.5

本文考虑的样本期限为 2007 年至 2018 年¹⁴，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，我们对银行、企业数据进行了两端各 1% 的缩尾处理，以去除个别极端样本值。宏观和地区加总指标没有进行缩尾处理。处理后样本描述性统计见表 3。

表 3：样本变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
银行层级					
<i>ZSC</i>	3,197	0.0459	0.0269	0.0118	0.282
<i>RWA</i>	2,933	0.561	0.109	0.282	0.913
<i>SIZE</i>	3,203	10.83	1.440	8.197	16.27
<i>CAR</i>	2,956	0.134	0.0242	0.0720	0.259
<i>ROA</i>	3,121	0.00995	0.00420	0.000541	0.0229
<i>EFFI</i>	2,886	0.589	0.137	0.301	0.977
<i>PRO</i>	2,975	0.0146	0.00835	0.000933	0.0592
企业层级					
<i>FZSC</i>	28,707	1.179	0.859	-4.113	3.422
<i>FLIQ</i>	28,690	2.263	2.261	0.204	18.00
<i>FCASH</i>	28,966	0.0167	0.0999	-0.270	0.529
<i>FPRO</i>	28,964	0.0395	0.0636	-0.319	0.232
<i>FATLR</i>	28,965	3.199	2.688	0.880	20.54
<i>FTOBI</i>	27,154	2.251	1.423	0.933	11.37
<i>FSIZE</i>	28,964	21.96	1.284	18.99	26.15
<i>FFAR</i>	28,931	0.221	0.165	0.00186	0.730
<i>FMOE</i>	28,181	9.092	23.98	0.115	355.0
地区与宏观层级					
<i>TPU</i>	*	4.838	0.428	4.463	6.007
<i>TEX</i>	*	0.345	0.253	0.0407	1.261
<i>TPU × TEX</i>	*	1.703	1.328	0.0839	8.255
<i>IEX</i>		0.139	0.133	0.00382	1.306
<i>TPU × IEX</i>		0.668	0.633	0.0173	6.347
<i>EEX</i>		0.215	0.169	0.0109	0.884
<i>TPU × EEX</i>		1.031	0.804	0.0542	4.058
<i>RGDP</i>	*	0.113	0.0619	-0.136	0.259
<i>FIGI</i>	*	3.852	0.0429	3.732	3.904
<i>TRGI</i>	*	3.858	0.0333	3.796	3.944
<i>HHIB</i>	*	0.127	0.0248	0.104	0.185
<i>BOOM</i>	*	4.281	0.104	4.136	4.449
<i>SCI</i>	*	7.945	0.245	7.507	8.568
<i>GM2</i>	*	0.138	0.0490	0.0810	0.285

¹⁴ 国有五大行于 2007 年全面完成股份化改制，标志这我国现代商业银行体系的初步建立。

<i>INF</i>	*	-8.01e-05	0.0226	-0.0918	0.0554
<i>TREND</i>	*	7.268	3.248	1	12

注：*表示地区及宏观变量样本量随银行、企业回归自动调整

下面的所有回归分析中，我们均控制银行或企业的个体固定效应，并使用对应的聚类标准误以保证结果的稳健性。

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，我们分别用银行的 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。基准结果如表 4 所示。

表 4：基准模型整体效应回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ZSC</i>	<i>ZSC</i>	<i>RWA</i>	<i>RWA</i>
<i>TPU</i> × <i>TEX</i>	0.005*** (0.002)	0.005*** (0.002)	-0.054*** (0.020)	-0.058*** (0.019)
<i>TPU</i>	0.003*** (0.001)		-0.033*** (0.010)	
<i>TEX</i>	-0.027** (0.011)	-0.027** (0.011)	0.337*** (0.097)	0.353*** (0.095)
<i>SIZE</i>	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	-0.062*** (0.012)	-0.063*** (0.013)
<i>EFFI</i>	-0.012* (0.006)	-0.010 (0.006)	0.183*** (0.041)	0.158*** (0.041)
<i>CAR</i>	-0.208*** (0.015)	-0.208*** (0.016)	-1.005*** (0.111)	-1.005*** (0.111)
<i>ROA</i>	-1.164*** (0.277)	-1.120*** (0.279)	5.001*** (1.369)	4.465*** (1.323)
<i>PRO</i>	-0.492* (0.267)	-0.465* (0.274)	3.259** (1.544)	2.843* (1.504)
<i>RGDP</i>	0.003 (0.005)	0.002 (0.005)	-0.058 (0.047)	-0.038 (0.047)
<i>FIGI</i>	0.001 (0.009)		0.231*** (0.080)	
<i>TRGI</i>	0.020** (0.008)		-0.349*** (0.074)	
<i>HHIB</i>	-0.072 (0.046)		1.555*** (0.363)	
<i>BOOM</i>	-0.002 (0.005)		-0.013 (0.042)	
<i>SCI</i>	0.002 (0.001)		-0.024** (0.011)	
<i>GM2</i>	-0.007 (0.014)		-0.083 (0.125)	
<i>INF</i>	-0.038*** (0.014)		0.257** (0.126)	
<i>TREND</i>	-0.003*** (0.000)		0.032*** (0.004)	
常数项	-0.029 (0.045)	0.053*** (0.015)	1.590*** (0.345)	1.036*** (0.133)
调整R ²	0.471	0.474	0.229	0.238

N_g	329	329	329	329
N	2682	2682	2682	2682

注：括号中的数字为银行聚类标准误，*、**、***分别对应 10%、5%、1%显著性水平

表 4 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。上表第 1 列显示，TPU 对 Z 值的 1 阶效果显著为正，即贸易政策不确定性的上升对应了银行整体风险的增加；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，宏观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。并且，第 2 列结果显示这一结论在控制年度固定效应下依然是 1% 水平显著，且估计系数几乎没有变动。与 Z 值反映的整体违约风险不同，上表第 3 列结果显示，TPU 对银行风险加权资产占比的 1 阶效果显著为负，意味着贸易政策不确定性的上升对应了银行主动风险承担的下降；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，宏观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 自身系数即其 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。上述交互项系数可以等价的解释为，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？注意 Z 值的定义主要取决于资产回报率和所有者权益占比两个变量的当期变动，特别受到由于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，极易通过引起银行资产质量的恶化，造成银行事后整体风险的上升。与此不同，当期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。在下一节中，我们将使用机制检验模型(2) – (4)，从企业经营渠道对银行的风险状态及风险承担调整机理，做出进一步解释。

2. 贸易政策不确定性的企业传导渠道检验

贸易政策不确定性冲击对银行风险承担的影响机制，可能存在诸多渠道。除了本文关注的企业经营渠道之外，还可能通过家庭信贷资产质量、金融市场波动、银行融资成本变化等诸多渠道产生影响。但鉴于目前中国银行业信贷资产仍占主导，且信用风险主要集中于企业信贷的现实，我们首先关注企业渠道。具体而言，我们通过机制检验模型(2) – (4)，系统考察贸易政策不确定性上升如何通过改变各地区企业经营及风险状况，进而影响该地区内银行的风险状态及风险承担行为。与基准模型一致，我们也通过考察不同地区贸易敞口的不同所引起的贸易政策不确定性冲击作用的差异，来提高实证模型中对宏观贸易政策不确定性因果效应的识别。

我们首先报告机制检验模型中 1 阶段回归的结果（见表 5），包括 5 个渠道变量：企业经营风险 Z 值，盈利状态，流动性比例，现金变动，以及资产负债率。出于对冲击效果识别的考虑，我们优先关注 TPU 与贸易敞口交互项的回归系数。由表可见，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，及企业流动性储备的下降。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。对于 TPU 的一阶效应，可以看到对企业 Z 值、流动比率、现金存量变动比率和资产负债均显著为负，与经济直觉判断一致。然而，由于对流动比率和资产负债率的交互项系数不显著，我们并不能由此认为 TPU 的确对这两个变量具有负向作用。事实上，我们检查了在 1 阶段回归中控制年度固定效应的结果，发现企业 Z 值、盈利状况和现金存量变动的交叉项结果依然显著为负，且系数大小基本不变，而流动比率与资产负债率回归中交叉项系数仍然不显著。这进一步说明贸易政策不确定性冲击并不会在短期内引起这两个资产负债表特征的变化。

表 5：基准模型机制检验 1 阶段回归结果

	(1) <i>FZSC</i>	(2) <i>FLIQ</i>	(3) <i>FCASH</i>	(4) <i>FPRO</i>	(5) <i>FATLR</i>
<i>TPU</i> × <i>TEX</i>	-0.106*** (0.037)	-0.054 (0.081)	-0.013** (0.005)	-0.012*** (0.004)	-0.116 (0.090)
<i>TPU</i>	-0.139*** (0.026)	-0.513*** (0.056)	-0.006* (0.003)	-0.000 (0.003)	-0.476*** (0.063)
<i>TEX</i>	0.386** (0.160)	0.880** (0.387)	0.064*** (0.022)	0.047*** (0.017)	1.213*** (0.418)
<i>FSIZE</i>	0.065*** (0.024)	-0.750*** (0.054)	-0.003** (0.002)	0.013*** (0.002)	-0.866*** (0.060)
<i>FFAR</i>	-1.302*** (0.101)	-5.390*** (0.279)	-0.245*** (0.010)	-0.103*** (0.008)	-3.888*** (0.303)
<i>FMOE</i>	0.001*** (0.000)	0.003*** (0.001)	0.000* (0.000)	0.000*** (0.000)	0.003*** (0.001)
<i>FTOBIN</i>	-0.061*** (0.009)	-0.288*** (0.023)	-0.009*** (0.001)	0.003*** (0.001)	-0.233*** (0.025)
<i>TRGI</i>	-0.384** (0.157)	-5.255*** (0.498)	-0.218*** (0.040)	0.136*** (0.017)	-5.029*** (0.544)
<i>FIGI</i>	0.889*** (0.104)	1.265*** (0.270)	-0.084*** (0.020)	0.123*** (0.010)	0.533* (0.304)
<i>SCI</i>	-0.094*** (0.022)	0.026 (0.057)	0.056*** (0.004)	-0.013*** (0.002)	0.023 (0.063)
<i>RGDP</i>	-0.075 (0.132)	0.048 (0.364)	0.051*** (0.015)	0.006 (0.012)	0.147 (0.393)
<i>GM2</i>	-0.121 (0.210)	2.045*** (0.612)	0.525*** (0.057)	0.083*** (0.020)	0.922 (0.677)
<i>FHHI</i>	0.075*** (0.019)	0.051 (0.055)	0.003 (0.003)	0.007*** (0.002)	0.083 (0.060)
<i>INF</i>	0.875*** (0.229)	5.798*** (0.697)	0.702*** (0.054)	-0.016 (0.021)	5.416*** (0.756)
<i>TREND</i>	-0.036*** (0.007)	0.041*** (0.015)	0.001 (0.001)	-0.002*** (0.001)	0.051*** (0.017)
常数项	-0.037 (0.842)	37.538*** (2.647)	0.819*** (0.202)	-1.109*** (0.085)	42.396*** (2.920)
调整 R^2	0.103	0.140	0.082	0.066	0.095
N_g	3081	3081	3081	3081	3081
N	25547	25547	25547	25547	25547

注：括号中的数字为企业聚类标准误，*、**、***分别对应 10%、5%、1% 显著性水平

在 1 阶段回归的基础上，我们通过(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}_{rt} ，以此捕捉 TPU 与贸易敞口及交乘项所造成的地区、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}_{rt} 置换基准模型中的主要解释变量，则可以估计测算出贸易政策不确定性如何通过企业特征 \hat{F}_{rt} 对银行风险状态及承担行为发挥作用。表 6 报告了 2 阶段估计结果。

表 6: 基准模型机制检验 2 阶段回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	ZSC	ZSC	ZSC	ZSC	ZSC	RWA	RWA	RWA	RWA	RWA
\widehat{FZSC}	-0.024*** (0.004)					0.264*** (0.036)				
\widehat{FLIQ}		-0.009*** (0.002)					0.106*** (0.013)			
\widehat{FCASH}			-0.429*** (0.075)					5.025*** (0.631)		
\widehat{FPRO}				-0.508*** (0.095)					5.139*** (1.069)	
\widehat{FATLR}					-0.009*** (0.002)					0.110*** (0.014)
SIZE	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.006*** (0.001)	-0.052*** (0.012)	-0.059*** (0.012)	-0.059*** (0.012)	-0.050*** (0.012)	-0.060*** (0.012)
EFFI	-0.012* (0.006)	-0.011* (0.006)	-0.012* (0.006)	-0.013** (0.006)	-0.011* (0.006)	0.188*** (0.040)	0.181*** (0.040)	0.185*** (0.040)	0.198*** (0.041)	0.181*** (0.040)
CAR	-0.208*** (0.015)	-0.208*** (0.015)	-0.208*** (0.016)	-0.208*** (0.016)	-0.208*** (0.016)	-1.005*** (0.113)	-1.006*** (0.111)	-1.001*** (0.111)	-1.008*** (0.114)	-1.005*** (0.111)
ROA	-1.155*** (0.278)	-1.154*** (0.280)	-1.166*** (0.280)	-1.179*** (0.276)	-1.156*** (0.281)	4.888*** (1.380)	4.832*** (1.358)	4.986*** (1.383)	5.155*** (1.417)	4.853*** (1.360)
PRO	-0.488* (0.268)	-0.484* (0.268)	-0.493* (0.264)	-0.510* (0.263)	-0.485* (0.267)	3.228** (1.506)	3.138** (1.503)	3.262** (1.525)	3.471** (1.544)	3.149** (1.507)
RGDP	0.006 (0.005)	0.002 (0.005)	0.004 (0.005)	0.008* (0.005)	0.002 (0.005)	-0.100** (0.046)	-0.058 (0.046)	-0.077* (0.045)	-0.126*** (0.046)	-0.055 (0.046)
FIGI	0.000 (0.009)	-0.001 (0.009)	0.001 (0.009)	-0.001 (0.009)	-0.001 (0.009)	0.237*** (0.079)	0.243*** (0.079)	0.216*** (0.080)	0.254*** (0.082)	0.240*** (0.079)
TRGI	0.022*** (0.008)	0.024*** (0.009)	0.021** (0.008)	0.008 (0.007)	0.024*** (0.009)	-0.354*** (0.075)	-0.412*** (0.074)	-0.363*** (0.073)	-0.195*** (0.069)	-0.411*** (0.074)
HHIB	-0.091** (0.042)	-0.092* (0.048)	-0.077* (0.044)	-0.011 (0.037)	-0.089* (0.049)	1.760*** (0.342)	1.970*** (0.349)	1.725*** (0.342)	0.831** (0.323)	1.948*** (0.353)
BOOM	-0.003 (0.005)	-0.002 (0.004)	-0.003 (0.005)	0.001 (0.005)	-0.002 (0.004)	0.004 (0.041)	0.005 (0.041)	0.006 (0.042)	-0.051 (0.044)	0.005 (0.041)
SCI	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)	0.001 (0.001)	0.002 (0.001)	-0.021* (0.011)	-0.023** (0.011)	-0.023** (0.011)	-0.018 (0.011)	-0.024** (0.011)
GM2	0.001 (0.014)	-0.004 (0.015)	-0.005 (0.014)	-0.008 (0.014)	-0.005 (0.015)	-0.200 (0.122)	-0.161 (0.120)	-0.143 (0.120)	-0.092 (0.120)	-0.151 (0.120)
INF	-0.041*** (0.013)	-0.036*** (0.013)	-0.040*** (0.013)	-0.026** (0.013)	-0.036*** (0.013)	0.298** (0.123)	0.299** (0.123)	0.323** (0.130)	0.118 (0.137)	0.302** (0.125)
TREND	-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	0.027*** (0.003)	0.033*** (0.004)	0.031*** (0.004)	0.019*** (0.003)	0.033*** (0.004)
常数项	-0.026 (0.045)	-0.039 (0.045)	-0.030 (0.043)	0.018 (0.042)	-0.039 (0.045)	1.477*** (0.339)	1.738*** (0.345)	1.588*** (0.338)	0.973*** (0.327)	1.746*** (0.346)
调整R ²	0.470	0.471	0.472	0.469	0.471	0.220	0.226	0.228	0.215	0.227
N _g	329	329	329	329	329	329	329	329	329	329
N	2682	2682	2682	2682	2682	2682	2682	2682	2682	2682

注: 括号中的数字为银行聚类标准误, *, **, ***分别对应 10%、5%、1%显著性水平

表 6 结果中, 我们关注前 5 个回归变量的系数, 分别对应了 5 个渠道变量 1 阶段回归的推测值。表 6 中第 1 到 5 列为银行 Z 值的回归结果, 第 6 到 10 列为银行风险加权资产的回归结果。如表所示, 5 个渠道变量对 Z 值的回归系数均为 1% 水平下的负值, 而对风险加权资产的回归系数均为 1% 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 5 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 6 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果，并联系表 5 中交叉项的系数，我们可以发现 TPU 冲击通过企业渠道变量对银行风险所产生的影响，与表 4 基准回归的结果完全一致。不过，需要指出的是，由于表 5 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 6 中 2 阶段回归结果说明 \widehat{FLIQ} 与 \widehat{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，因此我们使用拓展模型检验进口贸易敞口与出口贸易敞口在 TPU 冲击对银行风险承担行为的差异化影响。拓展模型(6)的估计结果见表 7。

表7：拓展模型整体效应回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ZSC	ZSC	RWA	RWA
<i>TPU</i> × <i>IEX</i>	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	0.072 (0.051)	0.064 (0.051)
<i>TPU</i> × <i>EEX</i>	0.009*** (0.003)	0.009*** (0.003)	-0.142*** (0.038)	-0.145*** (0.038)
<i>TPU</i>	0.003*** (0.001)		-0.032*** (0.010)	
<i>IEX</i>	0.004 (0.016)	0.002 (0.016)	-0.308 (0.228)	-0.249 (0.228)
<i>EEX</i>	-0.049*** (0.019)	-0.049*** (0.019)	0.813*** (0.171)	0.800*** (0.173)
<i>SIZE</i>	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	-0.062*** (0.012)	-0.064*** (0.013)
<i>EFFI</i>	-0.012* (0.006)	-0.010 (0.006)	0.179*** (0.041)	0.155*** (0.041)
<i>CAR</i>	-0.208*** (0.016)	-0.208*** (0.016)	-1.007*** (0.110)	-1.006*** (0.111)
<i>ROA</i>	-1.167*** (0.277)	-1.124*** (0.279)	5.045*** (1.361)	4.525*** (1.319)
<i>PRO</i>	-0.489* (0.268)	-0.462* (0.273)	3.178** (1.535)	2.780* (1.503)
<i>RGDP</i>	0.002 (0.006)	0.001 (0.005)	-0.037 (0.048)	-0.019 (0.048)
<i>FIGI</i>	-0.000 (0.009)		0.244*** (0.080)	
<i>TRGI</i>	0.020** (0.008)		-0.338*** (0.075)	
<i>HHIB</i>	-0.071 (0.046)		1.527*** (0.363)	

<i>BOOM</i>	-0.002 (0.005)		-0.016 (0.042)	
<i>SCI</i>	0.002* (0.001)		-0.026** (0.011)	
<i>GM2</i>	-0.008 (0.014)		-0.060 (0.127)	
<i>INF</i>	-0.035** (0.014)		0.214* (0.125)	
<i>TREND</i>	-0.003*** (0.000)		0.032*** (0.004)	
常数项	-0.026 (0.045)	0.053*** (0.015)	1.521*** (0.349)	1.032*** (0.132)
调整 R^2	0.471	0.474	0.232	0.241
N_g	329	329	329	329
N	2682	2682	2682	2682

注：括号中的数字为银行聚类标准误，*、**、***分别对应10%、5%、1%显著性水平

从上表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，只有出口敞口的主项及其与*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。这与中国外贸型经济中，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4所示基准结果，表7中出口敞口主项及其与*TPU*的交互项估计系数绝对值均增加超过一倍。特别是出口敞口与*TPU*的交互项系数绝对值，在*Z*值回归中增大一倍，而在风险加权资产占比回归中增大进两倍。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7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，我们不再考虑地区进口敞口的作用。表8与表9报告了将机制检验回归(2)–(4)应用与拓展模型的结果。

表8：拓展模型机制检验1阶段回归

	(1) <i>FZSC</i>	(2) <i>FLIQ</i>	(3) <i>FCASH</i>	(4) <i>FPRO</i>	(5) <i>FATLR</i>
<i>TPU</i> × <i>EEX</i>	-0.260*** (0.083)	-0.208 (0.181)	-0.006 (0.010)	-0.034*** (0.008)	-0.291 (0.212)
<i>TPU</i>	-0.127*** (0.028)	-0.481*** (0.058)	-0.011*** (0.003)	0.002 (0.003)	-0.457*** (0.067)
<i>EEX</i>	0.805** (0.325)	1.910** (0.806)	0.036 (0.043)	0.123*** (0.034)	2.473*** (0.883)
<i>FSIZE</i>	0.067*** (0.024)	-0.747*** (0.053)	-0.003** (0.002)	0.013*** (0.002)	-0.871*** (0.060)
<i>FFAR</i>	-1.305*** (0.099)	-5.370*** (0.277)	-0.244*** (0.010)	-0.103*** (0.008)	-3.892*** (0.301)
<i>FMOE</i>	0.001*** (0.000)	0.003*** (0.001)	0.000* (0.000)	0.000*** (0.000)	0.003*** (0.001)
<i>FTOBIN</i>	-0.061*** (0.009)	-0.283*** (0.023)	-0.009*** (0.001)	0.003*** (0.001)	-0.229*** (0.025)
<i>TRGI</i>	-0.380** (0.157)	-5.201** (0.495)	-0.218*** (0.040)	0.137*** (0.017)	-5.011*** (0.541)
<i>FIGI</i>	0.871*** (0.157)	1.543*** (0.495)	-0.078*** (0.040)	0.121*** (0.017)	0.838*** (0.541)

	(0.100)	(0.270)	(0.019)	(0.010)	(0.302)
<i>SCI</i>	-0.090***	-0.026	0.056***	-0.014***	-0.030
	(0.022)	(0.057)	(0.004)	(0.002)	(0.064)
<i>RGDP</i>	-0.125	-0.138	0.048***	0.002	-0.004
	(0.134)	(0.367)	(0.015)	(0.011)	(0.401)
<i>GM2</i>	-0.193	1.865***	0.521***	0.080***	0.744
	(0.210)	(0.610)	(0.057)	(0.019)	(0.680)
<i>FHHI</i>	0.076***	0.057	0.004	0.008***	0.093
	(0.019)	(0.054)	(0.003)	(0.002)	(0.059)
<i>INF</i>	0.958***	5.747***	0.688***	-0.007	5.299***
	(0.240)	(0.702)	(0.053)	(0.022)	(0.769)
<i>TREND</i>	-0.040***	0.032**	0.001	-0.003***	0.045**
	(0.007)	(0.016)	(0.001)	(0.001)	(0.018)
常数项	-0.003	36.625***	0.823***	-1.114***	41.708***
	(0.836)	(2.630)	(0.202)	(0.085)	(2.913)
调整R ²	0.103	0.138	0.082	0.067	0.094
<i>N_g</i>	3081	3081	3081	3081	3081
<i>N</i>	25651	25651	25651	25651	25651

注：括号中的数字为企业聚类标准误，*、**、***分别对应10%、5%、1%显著性水平

观察表8中各个企业渠道变量对TPU、地区出口敞口与其交互项回归系数，可以发现总体结果与基准模型机制检验1阶段回归结果（表5）一致。整体而言，TPU冲击对企业经营有负面影响，地区出口敞口有正面影响。与表5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。正相反，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¹⁵，说明TPU冲击确实会从出口面对企业现金流产生重要影响。企业现金余额回归结果不显著的原因，可能在于出口敞口更大的地区，其金融业通常也更发达，因此在面对TPU冲击时，企业比较容易通过银行等融资渠道，确保其现金储备处于合理水平。

表9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。直观看来，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。

表9：拓展模型机制检验2阶段回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	ZSC	ZSC	ZSC	ZSC	ZSC	RWA	RWA	RWA	RWA	RWA
\widehat{FZSC}	-0.024***					0.263***				
	(0.004)					(0.035)				
\widehat{FLIQ}		-0.009***					0.107***			
		(0.002)					(0.013)			
\widehat{FCASH}			-0.409***					4.932***		
			(0.077)					(0.617)		
\widehat{FPRO}				-0.506***					5.330***	
				(0.095)					(1.042)	
\widehat{FATLR}					-0.009***					0.111***
					(0.002)					(0.014)
<i>SIZE</i>	0.005***	0.005***	0.006***	0.005***	0.006***	-0.052***	-0.059***	-0.059***	-0.051***	-0.060***
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.012)
<i>EFFI</i>	-0.012*	-0.011*	-0.012*	-0.013**	-0.011*	0.187***	0.181***	0.184***	0.197***	0.180***

¹⁵ 限于篇幅，本文未系统报告该结果。感兴趣的读者可向作者索取完整结果。

	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.040)	(0.040)	(0.040)	(0.041)	(0.040)
CAR	-0.208***	-0.208***	-0.208***	-0.208***	-0.208***	-1.005***	-1.006***	-1.002***	-1.007***	-1.006***
	(0.015)	(0.015)	(0.015)	(0.016)	(0.015)	(0.113)	(0.111)	(0.111)	(0.114)	(0.111)
ROA	-1.155***	-1.155***	-1.167***	-1.180***	-1.157***	4.890***	4.841***	4.996***	5.158***	4.865***
	(0.278)	(0.281)	(0.281)	(0.277)	(0.281)	(1.379)	(1.355)	(1.376)	(1.413)	(1.357)
PRO	-0.488*	-0.483*	-0.492*	-0.508*	-0.485*	3.223**	3.131**	3.244**	3.456**	3.141**
	(0.268)	(0.268)	(0.264)	(0.263)	(0.267)	(1.506)	(1.502)	(1.523)	(1.542)	(1.506)
RGDP	0.006	0.002	0.004	0.008*	0.002	-0.100**	-0.057	-0.074*	-0.124***	-0.054
	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.046)	(0.046)	(0.045)	(0.046)	(0.046)
FIGI	0.000	-0.001	0.001	-0.001	-0.001	0.236***	0.241***	0.215***	0.249***	0.238***
	(0.009)	(0.009)	(0.009)	(0.009)	(0.009)	(0.079)	(0.079)	(0.080)	(0.081)	(0.079)
TRGI	0.022***	0.024***	0.021**	0.009	0.023**	-0.357***	-0.416***	-0.370***	-0.208***	-0.413***
	(0.008)	(0.009)	(0.008)	(0.007)	(0.009)	(0.075)	(0.074)	(0.073)	(0.070)	(0.074)
HHIB	-0.091**	-0.091*	-0.076*	-0.015	-0.088*	1.774***	1.987***	1.757***	0.899***	1.963***
	(0.042)	(0.048)	(0.045)	(0.037)	(0.049)	(0.343)	(0.351)	(0.347)	(0.325)	(0.355)
BOOM	-0.003	-0.002	-0.002	0.001	-0.002	0.005	0.007	0.008	-0.045	0.006
	(0.005)	(0.004)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.041)	(0.041)	(0.042)	(0.043)	(0.041)
SCI	0.002	0.002	0.002	0.001	0.002	-0.021*	-0.024**	-0.023**	-0.018*	-0.024**
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.011)	(0.011)	(0.011)	(0.011)	(0.011)
GM2	0.001	-0.004	-0.006	-0.008	-0.005	-0.201*	-0.161	-0.143	-0.098	-0.150
	(0.014)	(0.015)	(0.014)	(0.014)	(0.015)	(0.122)	(0.119)	(0.120)	(0.120)	(0.119)
INF	-0.041***	-0.036***	-0.039***	-0.027**	-0.036***	0.302**	0.306**	0.329**	0.140	0.307**
	(0.013)	(0.013)	(0.013)	(0.013)	(0.013)	(0.123)	(0.124)	(0.130)	(0.137)	(0.125)
TREND	-0.003***	-0.003***	-0.003***	-0.002***	-0.003***	0.028***	0.033***	0.031***	0.020***	0.034***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.003)	(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.004)
常数项	-0.026	-0.039	-0.030	0.015	-0.039	1.488***	1.753***	1.618***	1.019***	1.759***
	(0.045)	(0.045)	(0.043)	(0.041)	(0.045)	(0.340)	(0.344)	(0.338)	(0.328)	(0.345)
调整R ²	0.470	0.471	0.472	0.469	0.471	0.220	0.227	0.229	0.216	0.228
N _g	329	329	329	329	329	329	329	329	329	329
N	2682	2682	2682	2682	2682	2682	2682	2682	2682	2682

注：括号中的数字为银行聚类标准误，*、**、***分别对应10%、5%、1%显著性水平

五、稳健性分析

1. 基准模型的 GMM 估计

在基准模型(1)中，我们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。这个基准估计方式的一个潜在问题，在于银行风险状态及承担行为具有自相关性，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，我们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的估计方法。具体而言，我们使用了差分GMM的估计方法¹⁶。表10报告了此种方法下的估计结果。对比基准回归表4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是1%水平下显著，且估计系数大小与表4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。

表10：基准模型拓展的动态面板GMM估计

	(1)	(2)
	ZSC	RWA
$ZSC_{b,t-1}$	0.188*** (0.045)	

¹⁶ 因变量1阶滞后项系数绝对值较小，因此不需要使用系统GMM来纠正弱工具变量偏误。

$RWA_{b,t-1}$		0.329*** (0.032)
$TPU \times TEX$	0.006*** (0.002)	-0.048*** (0.015)
TPU	0.001 (0.001)	-0.029*** (0.008)
TEX	-0.002 (0.005)	-0.035 (0.046)
$SIZE$	0.004* (0.002)	-0.065*** (0.022)
$EFFI$	-0.010 (0.010)	0.186*** (0.042)
CAR	-0.174*** (0.025)	-0.904*** (0.168)
ROA	-0.874* (0.451)	4.149*** (1.517)
PRO	-0.562 (0.549)	3.615*** (1.278)
$RGDP$	-0.039*** (0.009)	0.348*** (0.084)
$FIGI$	-0.022*** (0.009)	0.340*** (0.085)
$TRGI$	0.027** (0.014)	-0.368*** (0.089)
$HHIB$	-0.184*** (0.055)	2.535*** (0.391)
$BOOM$	0.005 (0.005)	0.028 (0.043)
SCI	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.013)
$GM2$	0.028 (0.026)	-0.301** (0.143)
INF	-0.019* (0.011)	0.241* (0.125)
$TREND$	-0.002*** (0.001)	0.033*** (0.005)
常数项	0.043 (0.066)	0.593 (0.451)
调整 R^2		
N_g	325	321
N	2120	2039

注：括号中的数字为银行聚类标准误，*、**、***分别对应 10%、5%、1%显著性水平

2. 控制其他类型政策不确定性的影响

另外一个对基准结果的担忧来自于 TPU 测度指标可能存在的测量误差。一方面，我们使用的 TPU 指标是基于文本挖掘的方法得到，因此不可避免的存在文本信息提取噪音和偏误。另一方面，由于 TPU 指标依赖于新闻报道，而同一篇新闻报道通常不会仅关注贸易一个方面的信息，还可能包括贸易领域之外的信息，因此所得 TPU 指标可能同时包括了其他类型的政策不确定性。为了进一步检验基准结果的稳健性，我们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¹⁷：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*。回归结果见表 11。

表 11：其他 3 种政策不确定性指标的作用检验

	(1) <i>ZSC</i>	(2) <i>ZSC</i>	(3) <i>RWA</i>	(4) <i>RWA</i>
<i>TPU</i> × <i>TEX</i>	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	-0.068*** (0.020)	-0.065*** (0.019)
<i>FPU</i> × <i>TEX</i>	-0.006 (0.005)	-0.006 (0.005)	0.058 (0.037)	0.052 (0.037)
<i>MPU</i> × <i>TEX</i>	-0.011 (0.009)	-0.011 (0.009)	0.096 (0.061)	0.094 (0.061)
<i>EXPU</i> × <i>TEX</i>	0.005 (0.006)	0.005 (0.006)	-0.032 (0.042)	-0.029 (0.041)
<i>TPU</i>	0.001 (0.001)		-0.014 (0.010)	
<i>FPU</i>	0.006** (0.003)		-0.098*** (0.027)	
<i>MPU</i>	-0.003 (0.004)		0.035 (0.037)	
<i>EXPU</i>	0.002 (0.004)		-0.019 (0.043)	
<i>TEX</i>	0.034 (0.027)	0.034 (0.027)	-0.246 (0.156)	-0.235 (0.153)
<i>SIZE</i>	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	-0.065*** (0.012)	-0.065*** (0.012)
<i>EFFI</i>	-0.010 (0.006)	-0.010 (0.006)	0.161*** (0.042)	0.161*** (0.042)
<i>CAR</i>	-0.210*** (0.015)	-0.210*** (0.015)	-0.985*** (0.109)	-0.984*** (0.109)
<i>ROA</i>	-1.146*** (0.274)	-1.138*** (0.274)	4.647*** (1.315)	4.618*** (1.319)
<i>PRO</i>	-0.468* (0.272)	-0.469* (0.272)	2.887* (1.511)	2.881* (1.512)
<i>RGDP</i>	-0.000 (0.005)	-0.000 (0.005)	-0.013 (0.046)	-0.019 (0.046)
<i>FIGI</i>	-0.016 (0.011)		0.263*** (0.095)	
<i>TRGI</i>	0.022** (0.010)		-0.480*** (0.111)	
<i>HHIB</i>	-0.053 (0.092)		1.095 (0.877)	
<i>BOOM</i>	0.009 (0.009)		-0.055 (0.117)	
<i>SCI</i>	0.002* (0.001)		-0.030** (0.013)	
<i>GM2</i>	-0.015 (0.016)		-0.058 (0.172)	
<i>INF</i>	-0.020 (0.019)		0.056 (0.188)	
<i>TREND</i>	-0.003*** (0.001)		0.025*** (0.007)	
常数项	-0.046	0.047***	2.692***	1.093***

¹⁷ 这 3 种政策不确定性指标的构建方法和资料来源与 *TPU* 一致；所有 4 个指标进一步加总成为广泛使用的整体经济政策不确定性指标。

	(0.103)	(0.016)	(0.647)	(0.133)
调整 R^2	0.481	0.480	0.251	0.251
N_g	329	329	329	329
N	2682	2682	2682	2682

表中第 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 交互项系数大小与表 4 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，而且还说明 TPU 指标的确主要包含了贸易领域相关的政策不确定性信息。

3. 改变基准模型中贸易敞口的测度方式

在基准模型中，我们直接使用当年的地区贸易敞口 TEX_{rt} 及其与 TPU_t 的交互项作为主要的回归解释变量。尽管地区层面 TEX_{rt} 主要样本变动来自于地区间差异，但残留的时间趋势，仍可能干扰基准模型中利用交互项识别 TPU_t 冲击作用效果。为彻底消除 TEX_{rt} 中时间趋势的潜在干扰，我们先用 TEX_{rt} 对地区虚拟变量与时间的交叉项进行回归，从而完全去除地区层面的时间趋势，再用去除趋势的 TEX_{rt}^d 进行基准模型的检验，所得结果列于表 12。其中， TPU 与 TEX^d 交互项系数显著异于零。与基准回归结果（表 4）相对比，交互项系数符号完全一致。这说明基准结果并非 TEX_{rt} 在地区层面的趋势所驱动。

表12：基准回归中消除地区贸易敞口时间趋势的结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ZSC	ZSC	RWA	RWA
$TPU \times TEX^d$	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	-0.030*** (0.009)	-0.029*** (0.009)
TPU	0.003*** (0.001)		-0.029*** (0.008)	
TEX^d	0.002 (0.012)	0.003 (0.012)	-0.010 (0.093)	-0.033 (0.092)
$SIZE$	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	-0.057*** (0.012)	-0.058*** (0.012)
$EFFI$	-0.012* (0.006)	-0.010 (0.006)	0.183*** (0.041)	0.158*** (0.042)
CAR	-0.209*** (0.016)	-0.209*** (0.016)	-0.994*** (0.112)	-0.992*** (0.113)
ROA	-1.167*** (0.275)	-1.125*** (0.276)	5.022*** (1.388)	4.498*** (1.343)
PRO	-0.488* (0.265)	-0.460* (0.272)	3.219** (1.547)	2.794* (1.509)
$RGDP$	0.007 (0.005)	0.005 (0.005)	-0.110** (0.047)	-0.093* (0.048)

<i>FIGI</i>	-0.002 (0.009)		0.257*** (0.077)	
<i>TRGI</i>	0.022*** (0.008)		-0.370*** (0.075)	
<i>HHIB</i>	-0.105** (0.045)		1.980*** (0.355)	
<i>BOOM</i>	-0.003 (0.005)		0.009 (0.042)	
<i>SCI</i>	0.002 (0.001)		-0.021* (0.011)	
<i>GM2</i>	0.009 (0.015)		-0.289** (0.125)	
<i>INF</i>	-0.041*** (0.014)		0.320** (0.127)	
<i>TREND</i>	-0.003*** (0.000)		0.029*** (0.004)	
常数项	-0.025 (0.045)	0.044*** (0.017)	1.493*** (0.346)	1.137*** (0.138)
调整R ²	0.473	0.475	0.230	0.240
<i>N_g</i>	329	329	329	329
<i>N</i>	2682	2682	2682	2682

注：括号中的数字为银行聚类标准误，*、**、***分别对应10%、5%、1%显著性水平

与贸易敞口时间变动相关的另一个问题，是 TEX_{rt} 本身是该地区当年年末的贸易总额除以GDP，显然会受到当年 TPU_t 的影响。为了削弱这一问题对 TPU 冲击作用识别的干扰，我们在表13中汇报了使用上年贸易敞口 TEX_{rt-1} 替换 TEX_{rt} 的回归结果。如表所示，交互项回归系数估计值与基准结果表4相比，几乎完全一致。这也再一次说明，地区贸易 TEX_{rt} 主要反映的是截面地区间的变动，而非时间上的变动。

表13：基准回归中使用地区贸易敞口滞后期的结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ZSC</i>	<i>ZSC</i>	<i>RWA</i>	<i>RWA</i>
$TPU \times TEX_{rt-1}$	0.005*** (0.002)	0.005*** (0.002)	-0.055*** (0.020)	-0.053*** (0.019)
<i>TPU</i>	0.002** (0.001)		-0.026*** (0.009)	
TEX_{rt-1}	-0.034*** (0.008)	-0.033*** (0.008)	0.381*** (0.091)	0.375*** (0.090)
<i>SIZE</i>	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	-0.073*** (0.014)	-0.073*** (0.014)
<i>EFFI</i>	-0.012* (0.006)	-0.012* (0.006)	0.192*** (0.035)	0.186*** (0.035)
<i>CAR</i>	-0.191*** (0.014)	-0.192*** (0.014)	-1.049*** (0.124)	-1.042*** (0.124)
<i>ROA</i>	-0.910***	-0.906***	3.945***	3.809***

	(0.237)	(0.235)	(1.043)	(1.029)
<i>PRO</i>	-0.630**	-0.626**	4.309***	4.198***
	(0.283)	(0.286)	(0.924)	(0.903)
<i>RGDP</i>	0.001	0.001	-0.045	-0.033
	(0.004)	(0.005)	(0.043)	(0.043)
<i>FIGI</i>	-0.028***		0.481***	
	(0.008)		(0.087)	
<i>TRGI</i>	0.030***		-0.428***	
	(0.009)		(0.084)	
<i>HHIB</i>	-0.154***		2.360***	
	(0.054)		(0.422)	
<i>BOOM</i>	0.006		-0.078*	
	(0.004)		(0.041)	
<i>SCI</i>	-0.001		0.014	
	(0.001)		(0.011)	
<i>GM2</i>	0.024		-0.373***	
	(0.017)		(0.134)	
<i>INF</i>	-0.020*		0.242**	
	(0.011)		(0.110)	
<i>TREND</i>	-0.003***		0.031***	
	(0.000)		(0.004)	
常数项	0.031	0.045***	0.933***	1.110***
	(0.041)	(0.014)	(0.344)	(0.150)
调整R ²	0.472	0.472	0.274	0.278
<i>N_g</i>	329	329	329	329
<i>N</i>	2493	2493	2493	2493

注：括号中的数字为银行聚类标准误，*、**、***分别对应10%、5%、1%显著性水平

4. 剔除全国性银行的影响

基准分析中，我们使用的银行样本包括了 5 家国有大型银行以及 12 家全国性股份制银行。对于这一组银行，我们在定义贸易敞口时，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_t 必然存在共同驱动因素，因此有可能会对基准模型(1)的交互项识别带来干扰。为了排除这一潜在的问题，我们去除了这 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，其中整体效应回归结果见表 14。与基准结果表 4 对比，交互项系数几乎完全一致。由此可见，基准回归结果不受样本中全国性银行的影响，而是几乎完全反映地方性银行的风险承担行为特征。此外，相应的机制检验模型回归结果也与基准模型一致，但限于篇幅，此处不再单独列报。

表14：去除17家全国性银行的基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ZSC</i>	<i>ZSC</i>	<i>RWA</i>	<i>RWA</i>
<i>TPU</i> × <i>TEX</i>	0.005***	0.005***	-0.056***	-0.059***
	(0.002)	(0.002)	(0.020)	(0.020)
<i>TPU</i>	0.003***		-0.034***	

	(0.001)		(0.010)	
<i>TEX</i>	-0.027**	-0.027**	0.350***	0.366***
	(0.012)	(0.012)	(0.100)	(0.098)
<i>SIZE</i>	0.006***	0.007***	-0.065***	-0.066***
	(0.001)	(0.001)	(0.014)	(0.014)
<i>EFFI</i>	-0.012*	-0.010	0.177***	0.150***
	(0.006)	(0.007)	(0.042)	(0.042)
<i>CAR</i>	-0.199***	-0.199***	-1.058***	-1.060***
	(0.015)	(0.015)	(0.112)	(0.113)
<i>ROA</i>	-1.166***	-1.120***	5.078***	4.509***
	(0.286)	(0.288)	(1.367)	(1.322)
<i>PRO</i>	-0.505*	-0.476*	3.094**	2.649*
	(0.275)	(0.282)	(1.555)	(1.510)
<i>RGDP</i>	0.003	0.001	-0.055	-0.036
	(0.005)	(0.005)	(0.047)	(0.047)
<i>FIGI</i>	-0.001		0.237***	
	(0.009)		(0.085)	
<i>TRGI</i>	0.022**		-0.377***	
	(0.008)		(0.080)	
<i>HHIB</i>	-0.069		1.591***	
	(0.049)		(0.389)	
<i>BOOM</i>	-0.001		-0.016	
	(0.005)		(0.044)	
<i>SCI</i>	0.002		-0.024**	
	(0.001)		(0.012)	
<i>GM2</i>	-0.007		-0.104	
	(0.015)		(0.135)	
<i>INF</i>	-0.034**		0.217*	
	(0.015)		(0.131)	
<i>TREND</i>	-0.003***		0.032***	
	(0.000)		(0.004)	
常数项	-0.040	0.047***	1.723***	1.060***
	(0.046)	(0.014)	(0.357)	(0.140)
调整R ²	0.469	0.471	0.228	0.239
<i>N_g</i>	312	312	312	312
<i>N</i>	2481	2481	2481	2481

注：括号中的数字为银行聚类标准误，*、**、***分别对应10%、5%、1%显著性水平

六、传导渠道的异质性分析

第四节的基准分析结果和第五节的稳健性检验都说明，贸易政策不确定性上升会通过企业经营的一些渠道影响所在地区银行的风险状况与风险承担行为。为了进一步加深对于企业

渠道的理解，本节中将进行一系列的异质性检验，通过区分不同类型企业在贸易政策不确定性冲击下的经营反应，追溯不同企业差异化经营变动对银行风险的最终影响。我们依次考察了企业所有权、规模、融资约束、资本密集度以及可贸易性等五个方面的异质性。每一组渠道异质性分析中，我们将上市公司分组进行机制检验的 1 阶段回归，根据组别计算渠道变量预测值 \hat{F}_{rt} ，再分组进行 2 阶段回归。由于完整回归结果篇幅庞杂，我们在文中仅报告 1、2 阶段的核心结果。

1. 企业所有权

在考察企业所有权异质性时，我们将上市公司分为国有企业和非国有企业两组。表 15 报告了机制检验模型的核心回归结果，1 – 5 列对应国有企业，6 – 10 列对应非国有企业。表 15 的第一部分为 1 阶段结果，每列的一个渠道变量对应 1 阶段回归中的一个因变量。第二部分为 2 阶段结果。出于排版简洁的目的，这一部分的结果列报与通常的回归结果表格相比，进行了行列互换：两行对应的因变量银行 Z 值和风险加权资产占比进行回归分别与每 5 列的 5 个渠道变量预测值 \hat{F}_{rt} 及控制变量进行单独回归。比如 RWA 行与 \widehat{FZSC} 列对应的系数 -0.546，就表示前者对后者（即其他控制变量）回归中， \widehat{FZSC} 项的系数。

表 15：企业所有权异质性检验

	国有企业					非国有企业				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
1 阶段	\widehat{FZSC}	\widehat{FPRO}	\widehat{FLIQ}	\widehat{FCASH}	\widehat{FATLR}	\widehat{FZSC}	\widehat{FPRO}	\widehat{FLIQ}	\widehat{FCASH}	\widehat{FATLR}
$TPU \times TEX$	-0.031 (0.040)	-0.006 (0.004)	0.068 (0.076)	-0.011** (0.005)	-0.002 (0.082)	-0.150** (0.060)	-0.013** (0.006)	-0.044 (0.147)	-0.016* (0.009)	-0.123 (0.163)
TPU	0.033 (0.031)	0.021*** (0.003)	-0.116** (0.057)	0.004 (0.004)	-0.035 (0.055)	-0.197*** (0.040)	-0.010*** (0.004)	-0.706*** (0.095)	-0.001 (0.006)	-0.727*** (0.106)
TEX	-0.087 (0.173)	0.012 (0.016)	-0.295 (0.372)	0.053** (0.024)	0.196 (0.390)	0.706*** (0.268)	0.063** (0.029)	1.393** (0.682)	0.075* (0.038)	1.688** (0.744)
N_g	1176	1176	1176	1176	1176	1975	1975	1975	1975	1975
N	10869	10869	10869	10869	10869	13483	13483	13483	13483	13483
2 阶段	\widehat{FZSC}	\widehat{FPRO}	\widehat{FLIQ}	\widehat{FCASH}	\widehat{FATLR}	\widehat{FZSC}	\widehat{FPRO}	\widehat{FLIQ}	\widehat{FCASH}	\widehat{FATLR}
ZSC	0.034 (0.026)	0.244*** (0.044)	-0.038*** (0.008)	-0.364** (0.170)	-0.058** (0.028)	-0.020*** (0.003)	-0.332*** (0.051)	-0.006*** (0.001)	-0.465*** (0.090)	-0.006*** (0.001)
RWA	-0.546*** (0.177)	-2.874*** (0.368)	0.428*** (0.070)	4.292*** (1.568)	0.810*** (0.189)	0.223*** (0.025)	3.793*** (0.435)	0.079*** (0.011)	5.380*** (0.810)	0.076*** (0.010)

注：1 阶段回归部分，列表示因变量；2 阶段回归部分，列表示解释变量

和基准的机制检验结果类似，在表 15 的结果中，我们首先关注 1 阶段回归系数的显著性和大小。对照第一行交互项的系数可以发现，对于国有企业而言，贸易政策不确定性仅对现金存量变动有显著影响。结合 2 阶段结果可见，贸易政策不确定性的上升会通过国有企业流动性储备的下降，造成同地区银行的整体风险的上升和主动风险承担的下降。对比国有企业，贸易政策不确定性冲击对非国有企业的影响更为广泛。与基准结果相近，TPU 上升会造成非国有企业经营风险、盈利状况和现金储备的恶化，并进一步对地区内银行的风险状况和主动风险承担带来显著的负面影响。这一结果也符合预期，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。

2. 企业规模

在规模异质性的检验中，我们沿用文献中的通常做法，在以企业规模样本中位数为分界点，高于中位数的样本划分为大型企业，低于中位数的企业为小型企业。表 16 报告了机制检验模型按规模分组的结果。注意，由于不同企业、年份变量缺失的问题，两个分组回归的样本量会有少许差异。

表 16：企业规模异质性检验

	大型企业					小型企业				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
1 阶段	\widehat{FZSC}	\widehat{FPRO}	\widehat{FLIQ}	\widehat{FCASH}	\widehat{FATLR}	\widehat{FZSC}	\widehat{FPRO}	\widehat{FLIQ}	\widehat{FCASH}	\widehat{FATLR}
$TPU \times TEX$	-0.069** (0.032)	-0.010** (0.004)	0.004 (0.060)	-0.012** (0.005)	0.029 (0.069)	-0.061 (0.060)	-0.008 (0.006)	0.139 (0.161)	-0.018* (0.009)	0.067 (0.181)
TPU	0.023 (0.023)	0.010*** (0.003)	-0.188*** (0.045)	-0.005 (0.003)	-0.163*** (0.053)	-0.292*** (0.042)	-0.011*** (0.004)	-0.849*** (0.105)	-0.002 (0.006)	-0.864*** (0.125)
TEX	0.196 (0.156)	0.039** (0.018)	0.195 (0.281)	0.051** (0.024)	0.277 (0.312)	0.308 (0.281)	0.032 (0.029)	0.472 (0.784)	0.089** (0.041)	0.877 (0.861)
N_g	1849	1849	1849	1849	1849	2224	2224	2224	2224	2224
N	13036	13036	13036	13036	13036	12511	12511	12511	12511	12511
2 阶段	\widehat{FZSC}	\widehat{FPRO}	\widehat{FLIQ}	\widehat{FCASH}	\widehat{FATLR}	\widehat{FZSC}	\widehat{FPRO}	\widehat{FLIQ}	\widehat{FCASH}	\widehat{FATLR}
ZSC	-0.014 (0.026)	0.356*** (0.096)	-0.028*** (0.005)	-0.464*** (0.068)	-0.026*** (0.008)	-0.016*** (0.002)	-0.329*** (0.051)	-0.006*** (0.001)	-0.403*** (0.086)	-0.006*** (0.001)
RWA	-0.026 (0.210)	-4.241*** (0.916)	0.329*** (0.040)	5.107*** (0.667)	0.336*** (0.057)	0.176*** (0.021)	3.619*** (0.435)	0.071*** (0.009)	4.735*** (0.711)	0.069*** (0.009)

注：1 阶段回归部分，列表示因变量；2 阶段回归部分，列表示解释变量

对比表中大型企业和小型企业的 1 阶段回归结果可以发现，总体而言大型企业受到贸易政策不确定性冲击的影响更大。这一结果反映了上市公司中的大型企业业务范围更广，贸易参与度通常更大，因此当贸易政策不确定性上升时，大型企业较小型企业更容易受到影响。然而，大型企业由于风险管理能力更强，经营风险整体更稳定，因此 2 阶段回归中，大型企业 Z 值预测值的地区平均 \widehat{FZSC} 无论是对银行整体风险还是主动风险承担，均无显著影响。同时，与机制检验的基准结果相比较，大型企业分组 2 阶段回归中，盈利状况对银行 Z 值和风险加权资产的影响符号均相反。换言之，对大型企业而言，尽管 TPU 冲击会带来盈利状况的恶化，但是这一变化对同地区银行风险状态却有着积极作用。一方面， \widehat{FPRO} 的下降带动了银行 Z 值的下降（2 阶段系数为正），说明银行的经营状况并未收到显著影响；另一方面， \widehat{FPRO} 的下降带动了银行主动风险承担的上升（2 阶段系数为负），说明银行此时对风险资产增加了投资力度。这背后反映了一个直观的逻辑：一个地区如果大型企业较多，那么银行更有可能与大型企业保持稳定的业务关系，在企业受到负向冲击时提供更多的支持。同时，这类地区的地方政府通常也更愿意为企业提供更好的政策扶持，通过“稳金融”来稳定企业经营状况，保证当地经济更好的发展。

3. 企业融资约束

为了考察企业融资约束方面的异质性对贸易政策不确定性传导机制的影响，我们首先对每个企业、年度构造一个简单的融资约束指标。参考研究企业贸易行为的文献（许家云等，2015；孙灵燕与李荣林，2012），我们定义融资约束指标为企业利息支出除以企业固定资产。该指标的潜在假设为企业固定资产投资需要以外部融资作为主要资金来源，而外部融资数额

的一个简单衡量指标为企业每年的利息支出（即中长期债务融资成本），因此当该指标越高时说明企业受到的外部融资约束越低。我们计算每个企业各年份这个融资约束指标的取值。与规模异质性的处理一致，我们将全样本该指标的中位数作为分界点，融资约束指标高于该值的样本记为低融资约束状态，而低于该值的样本记为高融资约束状态。按照这个分组，我们分别估计了机制检验模型的 1 阶段和 2 阶段回归模型。结果如表 17 所示。

表 17：企业融资约束异质性检验

	高融资约束企业					低融资约束企业				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
1 阶段	<i>FZSC</i>	<i>FPRO</i>	<i>FLIQ</i>	<i>FCASH</i>	<i>FATLR</i>	<i>FZSC</i>	<i>FPRO</i>	<i>FLIQ</i>	<i>FCASH</i>	<i>FATLR</i>
<i>TPU</i> × <i>TEX</i>	-0.105** (0.048)	-0.014*** (0.005)	0.003 (0.111)	-0.010 (0.007)	-0.085 (0.128)	-0.046 (0.048)	-0.001 (0.005)	0.031 (0.124)	-0.010 (0.008)	-0.071 (0.131)
<i>TPU</i>	-0.104*** (0.034)	0.007** (0.003)	-0.383*** (0.070)	-0.002 (0.004)	-0.369*** (0.083)	-0.196*** (0.035)	-0.011*** (0.004)	-0.614*** (0.090)	-0.006 (0.005)	-0.569*** (0.100)
<i>TEX</i>	0.345 (0.210)	0.053** (0.023)	0.322 (0.477)	0.052* (0.030)	0.809 (0.568)	0.251 (0.227)	0.009 (0.024)	0.764 (0.613)	0.052 (0.035)	1.390** (0.648)
<i>N_g</i>	2400	2400	2400	2400	2400	2603	2603	2603	2603	2603
<i>N</i>	12668	12668	12668	12668	12668	12879	12879	12879	12879	12879
2 阶段	<i>FZSC</i>	<i>FPRO</i>	<i>FLIQ</i>	<i>FCASH</i>	<i>FATLR</i>	<i>FZSC</i>	<i>FPRO</i>	<i>FLIQ</i>	<i>FCASH</i>	<i>FATLR</i>
<i>ZSC</i>	-0.029*** (0.005)	0.054 (0.110)	-0.013*** (0.002)	-0.649*** (0.157)	-0.013*** (0.002)	-0.023*** (0.004)	-0.420*** (0.068)	-0.008*** (0.002)	-0.509*** (0.091)	-0.008*** (0.002)
<i>RWA</i>	0.300*** (0.043)	-1.306 (1.166)	0.152*** (0.018)	7.857*** (1.174)	0.150*** (0.018)	0.263*** (0.030)	4.813*** (0.558)	0.095*** (0.012)	5.950*** (0.724)	0.095*** (0.013)

注：1 阶段回归部分，列表示因变量；2 阶段回归部分，列表示解释变量

对比高融资约束企业和低融资约束企业可以发现，贸易政策不确定性对高融资约束的企业影响更显著，*TPU*的上升会带来高融资约束经营风险和盈利状况的恶化。但 2 阶段回归结果显示，只有企业经营风险的恶化，会进一步传导到银行整体风险水平，促使银行减少主动风险承担；而*TPU*引起的企业盈利状况的改变，并不会对银行风险产生作用。

4. 企业资本密集度

企业资本密集度是企业技术特征的一个重要指标，也是决定企业投融资行为的一个关键特征。资本密集型企业通常与银行有更多业务往来，其经营状况也更有可能会影响银行的风险。为了检验企业资本密集度所带来的渠道异质性，我们首先构造企业的风险密集度指标。参照黄先海等（2018），我们定义企业资本密集度为固定资产净额除以员工人数。进一步将该指标的样本中值作为分界点，将高于该分界点的样本定义为资本密集型，低于该分界点的样本定义为劳动密集型。机制检验模型分组回归的结果见表 18。

表 18：企业资本密集度异质性检验

	资本密集型企业					劳动密集型企业				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
1 阶段	<i>FZSC</i>	<i>FPRO</i>	<i>FLIQ</i>	<i>FCASH</i>	<i>FATLR</i>	<i>FZSC</i>	<i>FPRO</i>	<i>FLIQ</i>	<i>FCASH</i>	<i>FATLR</i>
<i>TPU</i> × <i>TEX</i>	-0.113** (0.044)	-0.013*** (0.005)	-0.098 (0.105)	-0.008 (0.006)	-0.145 (0.128)	-0.043 (0.052)	-0.006 (0.005)	0.177 (0.126)	-0.015* (0.008)	0.084 (0.136)
<i>TPU</i>	-0.037 (0.031)	0.008** (0.003)	-0.238*** (0.065)	-0.004 (0.004)	-0.209*** (0.081)	-0.228*** (0.039)	-0.009** (0.004)	-0.740*** (0.094)	-0.003 (0.006)	-0.679*** (0.107)
<i>TEX</i>	0.346* (0.195)	0.041* (0.022)	0.613 (0.492)	0.038 (0.028)	0.931* (0.559)	0.177 (0.225)	0.023 (0.024)	-0.080 (0.606)	0.073** (0.035)	0.329 (0.651)
<i>N_g</i>	2151	2151	2151	2151	2151	2272	2272	2272	2272	2272
<i>N</i>	12995	12995	12995	12995	12995	12552	12552	12552	12552	12552
2 阶段	<i>FZSC</i>	<i>FPRO</i>	<i>FLIQ</i>	<i>FCASH</i>	<i>FATLR</i>	<i>FZSC</i>	<i>FPRO</i>	<i>FLIQ</i>	<i>FCASH</i>	<i>FATLR</i>

ZSC	-0.035*** (0.009)	0.193 (0.130)	-0.019*** (0.003)	-0.728*** (0.125)	-0.019*** (0.004)	-0.019*** (0.003)	-0.419*** (0.064)	-0.007*** (0.001)	-0.435*** (0.075)	-0.007*** (0.001)
RWA	0.337*** (0.073)	-3.021** (1.209)	0.218*** (0.024)	8.443*** (1.037)	0.229*** (0.027)	0.216*** (0.026)	4.615*** (0.549)	0.081*** (0.010)	4.993*** (0.676)	0.088*** (0.011)

注：1 阶段回归部分，列表示因变量；2 阶段回归部分，列表示解释变量

与融资约束的结果类似，贸易政策不确定性上升对资本密集型企业的经营风险和盈利状况都会产生负面影响。进一步的，*TPU*对企业经营风险的影响会进一步传导到银行的整体风险水平和主动风险承担行为，推高银行整体风险，并削弱其对风险资产的配置。与此略有差别的是*TPU*对企业盈利状况的影响，只会部分的影响银行风险：2 阶段回归中， \widehat{FPRO} 只对银行风险加权资产发挥影响，而对银行 *Z* 值没有显著作用。这说明高融资约束企业所在地银行，尽管自身经营状况不会通过企业盈利状况这个渠道受到贸易政策不确定性的显著影响，但出于对企业受到冲击的考虑，仍然会降低其风险资产配置水平。

5. 制造业与服务业

按照本文的渠道识别逻辑，*TPU*冲击在通过企业经营渠道影响银行风险承担行为时，应当主要是通过参与国际贸易的这部分企业发挥作用。换言之，对比可贸易品行业的企业与非贸易品行业的企业，*TPU*冲击主要应当作用于前者，从而对银行风险承担发挥影响。为了检验这一直观的理论预测，我们按照上市公司所属行业，进一步考虑制造业与服务业两个子样本¹⁸，分别进行基准模型的机制检验。我们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。表 19 报告了机制检验 1、2 阶段结果。

表 19：分制造业与服务业机制检验

	制造业企业					服务业企业				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
1 阶段	<i>FZSC</i>	<i>FPRO</i>	<i>FLIQ</i>	<i>FCASH</i>	<i>FATLR</i>	<i>FZSC</i>	<i>FPRO</i>	<i>FLIQ</i>	<i>FCASH</i>	<i>FATLR</i>
<i>TPU</i> × <i>TEX</i>	-0.148*** (0.048)	-0.019*** (0.005)	-0.097 (0.111)	-0.011 (0.007)	-0.044 (0.121)	0.014 (0.076)	0.000 (0.007)	0.106 (0.145)	-0.010 (0.010)	-0.009 (0.167)
<i>TPU</i>	-0.132*** (0.032)	0.002 (0.003)	-0.609*** (0.072)	-0.008* (0.004)	-0.670*** (0.078)	-0.291*** (0.061)	-0.013** (0.006)	-0.568*** (0.117)	-0.013* (0.008)	-0.387*** (0.133)
<i>TEX</i>	0.571*** (0.209)	0.077*** (0.023)	1.276** (0.514)	0.054* (0.029)	1.080* (0.551)	0.023 (0.372)	-0.001 (0.034)	-0.016 (0.696)	0.062 (0.046)	0.559 (0.799)
<i>N_g</i>	1849	1849	1849	1849	1849	691	691	691	691	691
<i>N</i>	13036	13036	13036	13036	13036	5722	5722	5722	5722	5722
2 阶段	\widehat{FZSC}	\widehat{FPRO}	\widehat{FLIQ}	\widehat{FCASH}	\widehat{FATLR}	\widehat{FZSC}	\widehat{FPRO}	\widehat{FLIQ}	\widehat{FCASH}	\widehat{FATLR}
<i>ZSC</i>	-0.024*** (0.004)	-0.320*** (0.068)	-0.008*** (0.002)	-0.424*** (0.071)	-0.007*** (0.001)	-0.017*** (0.003)	-0.354*** (0.059)	-0.009*** (0.002)	-0.297*** (0.055)	-0.012*** (0.003)
<i>RWA</i>	0.260*** (0.033)	3.411*** (0.746)	0.093*** (0.011)	4.981*** (0.577)	0.087*** (0.011)	0.190*** (0.023)	3.976*** (0.491)	0.106*** (0.013)	3.572*** (0.413)	0.152*** (0.019)

注：1 阶段回归部分，列表示因变量；2 阶段回归部分，列表示解释变量

从表中结果可见，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 2 个渠道回归中显著，说明*TPU*冲击对制造业与服务业的

¹⁸ 我们使用证监会《上市公司行业分类指引（2012 年修订）》的代码分类，将 A05（农、林、牧、渔服务业）、B11（开采辅助活动）、C43（金属制品、机械和设备修理业）、F（批发和零售业）、G（交通运输、仓储和邮政业）、H（住宿和餐饮业）、I（信息传输、软件和信息技术服务业）、K（房地产业）、L（租赁和商业服务业）、M（科学研究和技术服务业）、N（水利、环境和公共设施管理业）、O（居民服务、修理和其他服务业）、P（教育）、Q（卫生和社会工作）、R（文化、体育和娱乐业）合并归类为服务业，将 C 中剩余类别归为制造业。注意我们的基准样本未考虑金融业。

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。类似拓展模型机制检验1阶段结果(表8)的讨论,在未列报的结果中我们发现,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,我们可以将TPU冲击传导的主要作用渠道和机制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的同时,削弱其主动风险承担的意愿。

七、结论与讨论

全球面对百年未有之大变局,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,面对新挑战,全球贸易政策不确定性均大幅上升。在此国际背景下,我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我国金融体系,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,是一个亟待解决的迫切问题。

本文借助与我国地区间贸易敞口的异质性,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及相应传导渠道的实证分析框架。通过一套全新的覆盖全国31个省区共计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、盈利与现金储备状况,导致银行违约风险的上升,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,以及资本密集度更高的企业中。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我国金融安全的负面冲击,充分注意稳金融、稳外贸与防风险的内在联系,助力我国经济更好地实现高质量发展。切实有效缓解、对冲贸易政策不确定性的政策措施,有助于通过稳定企业经营,削减银行业整体风险水平,提高其主动风险承担意愿,增加对实体经济的金融支持。同时,相应政策设计应该更具有针对性,集中改善非国有企业、大型企业、高融资约束企业和资本密集型企业所面对的政策不确定性环境。应当充分估计贸易政策不确定性上升趋势的持久性,在转变我国经济发展方式,深化改革与开放的过程中,更加注重实体经济部门与金融体系的内在动态联系,充分把握“稳企业”对“稳金融”的作用意义,转危为机,提高我国经济的韧性与高质量发展的动力。

参考文献

- [1] 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.
- [2] 郝威亚,魏玮,周晓博. 经济政策不确定性对银行风险承担的影响研究[J]. 经济问题探索, 2017(2): 151-159.

- [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).
- [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).
- [6] 潘攀, 邓超, 邱煜. 经济政策不确定性、银行风险承担与企业投资[J]. 财经研究, 2020(2): 67-81.
- [7] 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.
- [8] 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.
- [9] 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.
- [10] 许家云, 佟家栋, 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.
- [11] 杨源源, 于津平. 逆全球化背景下中国贸易政策取向选择[J]. 南开经济研究, 2019(1):100-116.
- [12] 翟胜宝, 张胜, 谢露, 郑洁. 银行关联与企业风险——基于我国上市公司的经验证据[J]. 2014(4): 53-59.
- [13] 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.
- [14] Baker, Scott R., Nicholas Bloom, and Steven J. Davis. Measuring Economic Policy Uncertainty [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(4): 1593-1636.
- [15] Bertrand Marianne, and Sendhil Mullainathan. Are CEOs Rewarded for Luck? The Ones Without Principals Are [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2001, 116 (3), 901-932.
- [16] Bordo, D. Michael, John V. Duca, and Christoffer 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.
- [17] Caldara, Dario, Matteo Iacoviello, Patrick Molligo, and Andrea Prestipino. The Economic Effects of Trade Policy Uncertainty [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2019, Forthcoming.
- [18] Crowley, Meredith, Ning Meng, and Huasheng Song. Tariff Scares: Trade Policy Uncertainty and Foreign Market Entry by Chinese Firms [J]. *Journal of International Economics*, 2018, 114: 96-115.
- [19] Handley, Kyle, and Nuno Limao. Policy Uncertainty, Trade, and Welfare: Theory and Evidence for China and the United States [J]. *American Economic Review*, 2017, 107(9): 2731-2783.
- [20] Handley, Kyle. Exporting under Trade Policy Uncertainty: Theory and Evidence [J]. *Journal of International Economics*, 2014, 94(1): 50-66.
- [21] Huang Y., and P. Luk. Measuring economic policy uncertainty in China[J]. *China Economic Review*, 2019, 59: 101367.
- [22] Kashyap, Anil, K., and Jeremy C. Stein. What Do a Million Observations on Banks Say About the Transmission of Monetary Policy?[J]. *American Economic Review*, 2000, 90(3): 407-428.
- [23] Nakamura, Emi, and Jon Steinsson. Identification in Macroeconomics[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2018, 32(3): 59-86.