

金融科技、宏观经济不确定性与商业银行 主动风险承担

梁方 赵璞 黄卓*

摘要：本文使用 2010—2019 年间全国 145 家商业银行的年度数据，采用面板数据固定效应模型检验金融科技如何影响宏观经济不确定性对商业银行主动风险承担的抑制作用。本文发现金融科技发展可以缓解宏观经济不确定性对商业银行主动风险承担的抑制作用。进一步的研究发现，金融科技发展通过促进商业银行发放贷款和增持交易性金融资产来发挥缓解作用。伴随着商业银行主动风险承担水平的上升，金融科技的缓解效应边际递减。金融科技的缓解作用在不同类型的商业银行间具有异质性，对资本充足率高的商业银行和大型国有银行影响较弱。

关键词：宏观经济不确定性；数字化转型；主动风险承担

DOI：10.13821/j.cnki.ceq.2022.06.03

一、引言

伴随着宏观经济不确定性的上升，商业银行等金融中介为了规避风险，会出现惜贷行为（Christiano *et al.*, 2014），降低主动承担风险的水平（顾海峰和于家珺，2019），阻碍金融服务实体经济。面临经济不确定性上升，企业的投资决策会受到抑制（Bernanke, 1983; Gulen and Ion, 2016; 刘贯春等，2019），若商业银行此时收缩自己的信贷规模，会进一步降低实体企业投资的意愿与能力。对我国这样的发展中国家而言，宏观经济不确定性水平往往较高（Bloom, 2014），研究如何缓解宏观经济不确定性对商业银行主动风险承担的抑制作用有助于促进资金融通，增强金融服务实体经济的能力，具有重要的现实和政策意义。

* 梁方，中山大学国际金融学院，北京大学数字金融研究中心；赵璞，中国华能集团有限公司；黄卓，北京大学国家发展研究院中国经济研究中心，北京大学数字金融研究中心。通信作者及地址：黄卓，北京市海淀区北京大学国家发展研究院，100871；电话：(010) 62751424；E-mail: zhuohuang@nsd.pku.edu.cn。本文受到国家自然科学基金项目（72101278、72271010）的资助与支持。感谢匿名审稿人对本文的建设性意见。当然，文责自负。

商业银行在发放贷款时面临着信息不对称问题,信息不对称的大小会影响商业银行的借贷标准和主动风险承担行为(Delis and Kouretas, 2011)。对于面临信息不对称问题的商业银行,宏观经济不确定性会放大放贷行为的顺周期性,阻碍资金融通的实现。金融科技的发展可以通过缓解信息不对称来帮助解决这个问题。金融科技的应用能够有效促进银行对抵押品、交易记录、关系型贷款等信息的搜集和处理,进而缓解信息不对称(Cenni *et al.*, 2015; Mocetti *et al.*, 2017)。在宏观经济不确定性增加时,由于对企业的情况有了更深入、更及时的了解,商业银行的惜贷行为会在一定程度上得到缓解。同时,金融科技的发展可以减轻信贷决策对企业资产价值的依赖(Gambacorta *et al.*, 2020; 黄益平和邱晗, 2021),降低宏观经济波动对商业银行主动风险承担的影响。金融科技引领的金融业集成创新有望成为第四次金融革命的突出特征,我国的金融科技发展处于领先地位,应在金融科技带动下发挥好银行体系和其他金融机构服务实体经济发展的合力(陈雨露, 2021; 黄益平和黄卓, 2018; 李三希和黄卓, 2022)。

2022年发布的《中国银保监会办公厅关于银行业保险业数字化转型的指导意见》指出“以数字化转型推动银行业保险业高质量发展,构建适应现代经济发展的数字金融新格局,不断提高金融服务实体经济的能力和水平”。我国商业银行推行数字化转型,推广基于大数据和新算法的金融科技业务。那么,金融科技发展能否缓解宏观经济不确定性对我国商业银行主动风险承担的抑制作用?具体作用渠道是什么?作用效果在不同类型的商业银行间是否存在异质性?当商业银行的主动风险承担处于不同水平时,金融科技发展的边际影响有何不同?

为研究上述问题,本文搜集了2010—2019年全国145家商业银行的年度数据,使用北京大学中国商业银行数字化转型指数(谢绚丽和王诗卉, 2022)衡量商业银行金融科技应用程度,使用Huang *et al.* (2018)构造的中国宏观经济不确定性指数测度宏观经济不确定性。在控制银行个体特征和宏观经济特征的前提下,通过面板固定效应模型检验金融科技能否显著缓解宏观经济不确定性对商业银行主动风险承担的负面影响。在此基础上,本文进一步通过采用2SLS回归、更换金融科技与经济不确定性衡量指标等方法检验文章结论的稳健性;通过分组回归探究影响的异质性;通过面板分位数回归研究金融科技发展对不同水平的商业银行主动风险承担的边际影响。

本文发现,金融科技的发展可以有效缓解宏观经济不确定性对商业银行主动风险承担行为的抑制作用,这种缓解作用在控制了银行和宏观层面的诸多变量后依然显著,无论是更换变量构造方式还是考虑内生性问题,都不影响这一结论的稳健性。当商业银行的主动风险承担水平升高时,金融科技的缓解作用边际递减,因此金融科技发展不会助推商业银行过度主动承担风险。进一步的研究发现,金融科技发展通过扩大商业银行发放贷款和持有交易性

金融资产的规模来发挥缓解作用。金融科技的缓解作用在不同类型的商业银行间具有异质性，对于资本充足率高的商业银行和大型国有银行影响较弱。

本文的贡献集中体现在以下方面：第一，从商业银行主动风险承担的视角出发考察了金融科技发展的影响。已有关于金融科技的研究主要是从互联网平台的视角研究金融科技的发展（Gambacorta *et al.*, 2020；Thakor, 2020），关于商业银行风险承担的研究主要是从负债端被动的角度出发（邱晗等, 2018；郭品和沈悦, 2020），而对于金融科技影响商业银行资产端的主动行为的研究较为有限。盛天翔和范从来（2020）发现商业银行通过金融科技的应用改变资产端的放贷行为，进而提高对小微企业的信贷供给。本文从商业银行资产端的主动行为的视角出发，考察了金融科技发展对商业银行风险承担的影响，填补了已有研究的空白。第二，本文比较了金融科技的发展对于不同水平商业银行主动风险承担的边际作用，发现随着商业银行主动风险承担水平上升，金融科技的缓解效力下降。因此，金融科技的发展不会助推商业银行过度主动承担风险，这一发现具有重要的现实指导意义。第三，本文使用了精确匹配到每个商业银行的数字化转型数据，更直接更精确地反映每家商业银行的金融科技发展水平，所得结论更具说服力。第四，宏观经济不确定性的上升会降低商业银行主动承担风险的水平，削弱银行业服务实体经济的能力。对我国这样的发展中国家而言，宏观经济不确定性水平往往较高。本文研究如何缓解宏观经济不确定性对我国商业银行主动风险承担的抑制作用，所得结论与政策建议为有效促进资金融通、提升我国银行业服务实体经济的能力提供实证支持和现实依据。

文章后续安排如下：第二部分通过机理分析阐述金融科技对于宏观经济不确定性与商业银行主动风险承担之间关系的影响机制，提出研究假说；第三部分说明数据来源与实证策略；第四部分报告基准实证结果、稳健性检验与进一步研究的结果；最后是文章的结论与政策建议。

二、机理分析和研究假说

（一）金融科技、宏观经济不确定性与商业银行主动风险承担

宏观经济不确定性主要通过实物期权机制和预防性储蓄机制对商业银行的主动风险承担行为产生抑制作用。第一，对于商业银行而言，贷款等风险资产是不可逆的资产。根据实物期权理论，面临不确定性时，商业银行可能会选择等待不确定性的消失（Wu *et al.*, 2019）。在实物期权机制作用下，宏观经济不确定性的上升会增加贷款收益的不确定性，降低商业银行贷款投放，抑制商业银行的主动风险承担行为。第二，经济不确定性会通过预防性储蓄机制对投资行为造成影响（刘贯春等, 2020）。对于商业银行而言，在宏观经

济不确定性上升时,商业银行出于预防性储蓄的动机会更多地持有安全性和流动性较高的资产,例如增加现金及存放中央银行款项、存放同业款项等;减少风险资产的配置,例如减持交易性金融资产、固定资产等。

金融科技发展可以通过参与上述机制来影响宏观经济不确定性对商业银行主动风险承担的抑制作用。对于实物期权机制,当商业银行面临由宏观经济不确定性的上升带来的贷款收益的不确定性时,金融科技能够增强商业银行收集和分析信息的能力,促进商业银行发放贷款,从而缓解宏观经济不确定性对商业银行主动风险承担的抑制作用。金融科技能拓宽商业银行的信息渠道,拓展商业银行可以使用的数据范围,增加商业银行的信息来源(谢平和邹传伟,2012)。金融科技的应用可以提升商业银行处理信息的能力(Cenni *et al.*, 2015)。金融科技通过增强商业银行收集、分析、处理信息的能力,促进商业银行的信贷供给(盛天翔和范从来,2020)。商业银行金融科技应用水平的提升可以缓解实物期权效应,扩大商业银行信贷规模,进而缓解宏观经济不确定性对于商业银行主动风险承担的抑制效应。

对于预防性储蓄机制,面临宏观经济不确定性时,金融科技能够提高商业银行的风险管理和流动性管理能力,削弱商业银行进行预防性储蓄的动机,促进商业银行增持交易性金融资产、固定资产等风险资产,从而缓解宏观经济不确定性对商业银行主动风险承担的抑制作用。金融科技不仅会影响商业银行面临资产负债决策时的行为,而且还会影响其组织结构、经营效率以及服务的范围(Mocetti *et al.*, 2017)。金融科技可以提高银行的风险管理水平和经营效率(Delis and Kouretas, 2011; 刘忠璐, 2016)。因此,商业银行金融科技应用水平的提升可以削弱预防性储蓄动机,扩大商业银行持有交易性金融资产、固定资产等风险资产的规模,进而缓解宏观经济不确定性对于商业银行主动风险承担的抑制效应。

综上,本文提出如下研究假说:

研究假说 1 金融科技的发展能够缓解宏观经济不确定性对商业银行主动风险承担的抑制效应。

研究假说 1a 面临宏观经济不确定性时,金融科技的发展能够通过促进商业银行发放贷款,进而缓解宏观经济不确定性对商业银行主动风险承担的抑制作用。

研究假说 1b 面临宏观经济不确定性时,金融科技的发展能够通过促进商业银行增持交易性金融资产,从而缓解宏观经济不确定性对商业银行主动风险承担的抑制作用。

研究假说 1c 面临宏观经济不确定性时,金融科技的发展能够通过扩大商业银行持有固定资产的规模,进而缓解宏观经济不确定性对于商业银行主动风险承担的抑制效应。

（二）金融科技、宏观经济不确定性对不同水平的商业银行主动风险承担的边际影响

经济不确定性对银行资产负债配置行为的边际影响存在显著的结构性差异。田国强和李双建（2020）研究了不同银行流动性创造水平下经济政策不确定性边际效应的演化轨迹，发现随着商业银行流动性创造水平的提高，银行流动性创造对经济政策不确定性的负向影响愈发敏感。在不同的风险承担水平下，商业银行进一步承担风险的意愿也会不同。主动风险承担水平越高，商业银行对于风险资产的配置就越谨慎，对宏观经济不确定性带来的负向冲击也会更加敏感。为了避免承担过高风险，市场势力较低的银行会通过限制资产业务中风险过高、期限过长的额度和收缩有挤兑风险的负债业务等途径，调整资产负债配置，缓解经济不确定性带来的负向冲击（Jiang *et al.*, 2019）。

那么，金融科技在商业银行不同风险承担水平下的边际作用会有所不同。商业银行主动风险承担水平越高，进一步承担风险意愿越低，对宏观经济不确定性的负向影响愈发敏感，金融科技发展对这种影响的缓解能力也愈发有限。这就是说，金融科技虽然会通过缓解宏观经济不确定性的负向影响来提高商业银行的主动风险承担水平，但随着风险承担水平上升，金融科技的边际作用下降。因此，金融科技发展不会助推商业银行过度主动地承担风险。在此基础上，本文提出如下研究假说：

研究假说 2 随着商业银行主动风险承担水平的上升，金融科技发展对于宏观经济不确定性抑制商业银行主动风险承担的缓解作用边际递减。

三、研究设计与数据

（一）模型设定

本文以商业银行主动风险承担为被解释变量，参考刘贯春等（2019），引入金融科技发展水平与宏观经济不确定性的交互项，构建了如下基准计量模型：

$$risk_{it} = \beta_0 + \beta_1 fintech_{i,t-1} + \beta_2 eu_{t-1} + \beta_3 fintech_{i,t-1} \times eu_{t-1} + \gamma X_{i,t-1} + \lambda Y_{t-1} + \beta_4 t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，下标 i 与 t 分别表示银行和年份。 $risk$ 、 $fintech$ 、 eu 分别表示商业银行主动风险承担、金融科技发展程度与宏观经济不确定性。 X 表示银行层面控制变量， Y 表示宏观层面控制变量， t 表示时间趋势项。 μ_i 为银行个体固定效应，由于经济不确定性指数在横截面上没有差异，无法控制时间固定效应，参考顾海峰和于家珺（2019）控制宏观因素。模型参考纪洋等（2018）和邱晗等（2018），解释变量滞后一期进行回归，这是为了缓解由反向因果带来的内生性问题。

本文主要关心的是金融科技与宏观经济不确定性交互项的估计系数 β_3 ，根据研究假说1，预计其显著为正。

(二) 变量选取与说明

1. 被解释变量

被解释变量为商业银行的风险承担 (*risk*)。本文研究的是金融科技能否缓解经济不确定性对商业银行主动风险承担行为的抑制作用，因此本文以衡量事前主动风险承担行为的风险加权资产比率 (*rwar*) 作为被解释变量。大部分商业银行的该数据在 BankFocus 数据库中可直接得到；其余部分参考顾海峰和于家珺 (2019) 与田国强和李双建 (2020) 通过手动查阅银行年报收集的数据。同时，为了验证结果的稳健性，本文参考方意等 (2012)，根据风险加权资产比率 = (总权益/资本充足率) / 总资产的间接法得到 *rwar2*，然后进行回归观察结果。风险加权资产比率越大，商业银行主动风险承担程度越高。两个变量使用时都乘以 100。

根据中国银监会公布的《商业银行资本管理办法(试行)》，商业银行的风险加权资产分为信用风险加权资产 (*crwa*)、市场风险加权资产 (*mrwa*) 与操作风险加权资产 (*orwa*)。¹ 参考刘冲等 (2019)，本文使用三种风险加权资产的规模反映商业银行风险管理决策，研究金融科技和宏观经济不确定性对商业银行资产端的作用，来分析金融科技对宏观经济不确定性降低商业银行风险加权资产比率的缓解渠道。信用风险资产是指银行资产负债表内及表外承担信用风险的资产，主要包括各项贷款。市场风险资产主要包括为交易目的或对冲交易账户其他项目的风险而持有的金融工具和商品头寸。进一步地，我们具体考虑金融科技和宏观经济不确定性对商业银行发放贷款和交易性金融资产的作用。对于商业银行的资产端，除了交易性金融资产外，我们还考虑了商业银行的固定资产。商业银行的信用风险加权资产、市场风险加权资产、操作风险加权资产、发放贷款 (*loan*)、交易性金融资产 (*financial*) 和固定资产 (*fixed*) 数据来源于 CSMAR (China Stock Market & Accounting Research Database) 数据库。

2. 核心解释变量

首先是宏观经济不确定性 (*eu*)。本文使用了 Huang *et al.* (2018) 构建的中国宏观经济不确定性指数。该指数在构建时包含了 159 个中国宏观变量与 65 个额外信息集变量。宏观变量包括工业增加值、各主要能源和工业品产量、物价指数、进出口指标、财政状况等；额外信息集变量包括中国股市因子以及美国、全世界的重要经济指标。该指数表示处于当期时，未来 *h* 期的不确定性。本文在使用时采用了向前 1 期不确定性，对月度数据求算术平均

¹ http://www.gov.cn/gongbao/content/2012/content_2245522.htm, 访问时间: 2022年9月20日。

来得到年度指数。类似地，黄卓等（2018）测量了我国的金融不确定性。

另一个核心解释变量是金融科技发展指数（*fintech*）。本文使用了北京大学中国商业银行数字化转型指数（*trans*）（谢绚丽和王诗卉，2022），该指数可精确匹配至银行层面。该指数涵盖了 228 家商业银行，分为数字金融认知、数字金融组织与数字金融业务三个层面，每个层面在合成总指数时分别占比 20%、40% 与 40%。

稳健性检验部分更换了金融科技发展水平的代表变量，使用上市银行数字化建设程度（*digital*）。数据来源于 CSMAR 建立的金融科技数据库中“上市金融公司数字化建设程度”指标。我们将该指标与上市公司行业代码匹配，得到了上市银行数字化建设程度。为缓解内生性问题，本文使用了 Jurado *et al.*（2015）构建的美国宏观经济不确定性指数（*usmu*）²与商业银行总部所在地级市的移动电话年末用户数（*mobile*）和二者的交互项作为工具变量。商业银行总部所在地级市层面的移动电话年末用户数的数据来源与黄益平等（2021）一致。

3. 控制变量与调节变量

参考邱晗等（2018）、顾海峰和于家珺（2019）、郭品和沈悦（2020）以及李双建和田国强（2020），本文首先控制了银行层面的诸多特征。（1）银行的规模（*size*），即银行总资产的自然对数，总资产的单位是百亿元人民币；（2）银行的盈利和经营能力（*roa*），以总资产收益率表示；（3）银行的流动性水平（*ldr*），以银行的贷款金额除以存款金额（贷存比）表示，该指标越大，银行的流动性越差；（4）银行的杠杆水平（*lev*），以银行的总权益比总负债表示，数值越大表示银行杠杆水平越低，该指标可以反映银行的资本充足状况；（5）参考邱晗等（2018），金融科技可能通过影响银行的负债端进而影响银行的资产端风险承担，因此控制银行的负债端结构（*dl*），以存款占总负债比表示。

由于宏观经济不确定性指数（*mu*）在横截面上没有差异，只随时间变化，因此回归时无法控制时间固定效应。故本文选择控制以下宏观变量：（1）货币政策层面，用 M2 的同比增长率（*m2g*）来控制数量型货币政策，用上海银行间 7 天同业拆放利率（*shibor*）控制价格型货币政策；（2）采用人均 GDP（*agdp*）控制当地经济发展水平，采用金融业增加值占 GDP 比率（*finance*）控制当地金融发展水平，国有银行和股份制银行按全国的人均 GDP 和金融增加值比率匹配，其余商业银行按总部所在省份匹配。同时本文也加入了时间趋势项（*t*）来控制随时间变动的其他因素。

除此之外，本文还考虑了以下变量的调节效应：（1）银行的资本充足率（*car*）；（2）银行是否上市（*lc*），该期已上市（包括 A 股和 H 股）则取值为

² <https://www.sydneyludvigson.com/macro-and-financial-uncertainty-indexes>, 访问时间：2022 年 9 月 15 日。

1, 否则为 0; (3) 银行的类别 (*type*), 样本包含国有银行、股份制银行、城商行与农商行四类。

(三) 样本选取与数据来源

本文使用的数据分为四类。第一类是商业银行财务数据, 本文从 Bank-Focus 与 CSMAR 两个数据库搜集了我国商业银行的数据, 并手动查阅大量银行年报补齐缺失内容。之后剔除政策性银行、外资银行和民营银行。为了防止重复计算, 在搜集商业银行财务数据时, 参考 Delis and Kouretas (2011) 尽可能使用合并财务报表数据。并且为了缓解离群值对于实证研究的影响, 本文参考田国强和李双建 (2020) 剔除存续期间小于三年的样本, 同时对所有的连续型商业银行原始财务数据在上下 1% 分位数处进行缩尾处理 (Winsorize)。第二类和第三类数据分别是经济不确定性数据和金融科技发展程度数据。最后一类数据是宏观数据, 来自 Wind 和 CEIC。

本文最终使用 2010—2019 年间 145 家商业银行的年度非平衡面板数据。其中包括了 6 家大型国有银行、12 家股份制银行、99 家城商行以及 28 家农商行。由于解释变量全部都滞后一期回归, 故解释变量实际使用了 2010—2018 年间的数据库。截至 2018 年年底, 样本商业银行总资产 190.61 万亿元, 占我国商业银行总资产比例为 90.8%, 样本具有较高的代表性。

表 1 展示了主要变量的定义和描述性统计结果。附录展示了按不同商业银行类别计算的年度商业银行数字转型指数平均值以及中国和美国的宏观经济不确定性变化趋势。

表 1 主要变量描述性统计

变量名	含义	最小值	均值	最大值	标准差	观测值
被解释变量						
<i>rwar</i>	风险加权资产比率 (%)	31.31	62.71	87.97	10.84	1 257
<i>rwar2</i>	间接法 <i>rwar</i> (%)	23.45	54.48	110.14	10.06	1 254
<i>crwa</i>	信用风险加权资产 (百亿)	0.07	63.08	1 378.88	150.02	486
<i>mrwa</i>	市场风险加权资产 (百亿)	0	0.86	24.38	2.08	470
<i>orwa</i>	操作风险加权资产 (百亿)	0.10	5.03	91.57	12.64	485
<i>loan</i>	发放贷款 (百亿)	-0.01	54.16	1632.66	180.56	1 314
<i>financial</i>	交易性金融资产 (百亿)	0	2.50	96.21	9.10	1 222
<i>fixed</i>	固定资产 (百亿)	0	0.81	25.35	3.00	1 314
核心解释变量						
<i>mu</i>	宏观经济不确定性	0.63	0.68	0.75	0.05	1 207
<i>trans</i>	数字转型指数	0.00	0.48	2.35	0.40	1 158
<i>digital</i>	上市银行数字化建设程度	0.10	1.05	6.80	1.26	167

(续表)

变量名	含义	最小值	均值	最大值	标准差	观测值
<i>usmu</i>	美国宏观经济不确定性	0.57	0.61	0.68	0.03	1 284
<i>mobile</i>	移动电话年末用户数	4.02	6.63	8.31	0.74	471
控制变量						
<i>size</i>	总资产自然对数	0.45	2.94	7.65	1.54	1 282
<i>lev</i>	总权益/总负债	0.04	0.08	0.15	0.02	1 282
<i>roa</i>	总资产收益率	0.07	0.95	2.05	0.36	1 282
<i>ldr</i>	贷款/存款	29.02	64.37	100.35	12.61	1 283
<i>dl</i>	存款/负债	27.90	67.50	97.61	16.77	1 282
<i>m2g</i>	广义货币同比	7.28	13.77	22.32	4.63	1 284
<i>shibor</i>	银行同业拆放利率	2.40	3.29	4.81	0.78	1 284
<i>agdp</i>	人均GDP(万)	1.31	5.79	16.42	2.33	1 284
<i>finance</i>	金融业增加值占比(%)	1.96	6.50	18.50	2.27	1 284
调节变量						
<i>car</i>	资本充足率(%)	9.80	13.15	20.32	1.82	1 255
<i>lc</i>	是否上市	0.00	0.16	1.00	0.37	1 284

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

表2报告了根据式(1)回归得到的基准结果,列(1)、列(2)与列(3)分别展示了风险加权资产比率对 *trans* 和 *mu* 的回归结果。可见金融科技发展程度对商业银行的主动风险承担有着显著的正向作用;宏观经济不确定性则对商业银行的风险承担有着显著的负向影响,这与理论和文献相符。

第(4)、(5)、(6)列在同时包括 *trans* 与 *mu* 的基础上,先后加入了金融科技发展水平与经济不确定性的交互项、银行层面控制变量与宏观层面控制变量。结果表明宏观经济不确定性对于商业银行主动风险承担始终有着显著的抑制效果;宏观经济不确定性与金融科技发展水平的交互项系数符合预期,符号始终显著为正,这说明金融科技的发展确实可以缓解宏观经济不确定性对于商业银行主动风险承担行为的抑制作用。

根据描述性统计分析与基准回归结果,当商业银行数字化转型程度处于样本均值0.48时,宏观经济不确定性的边际效应为 -28.2491^3 ,此时若商业

³ 当商业银行数字化转型程度处于样本均值0.48时,宏观经济不确定性的边际效应为 $-36.7298+17.6682 \times 0.48 = -28.2491$ 。

银行数字化转型程度提高1个标准差0.40,对宏观经济不确定性抑制效应的缓解作用为7.0672⁴。这就是说,金融科技发展水平从样本均值提升1个单位的标准差,可缓解25%的经济不确定性的边际负面影响。可见,金融科技不仅在统计意义上,而且在经济意义上能够显著地缓解宏观经济不确定性带给商业银行主动风险承担的抑制效应,促进商业银行向实体经济投放资金。控制变量的符号及显著性与已有文献相符。

表2 基准回归结果

变量	<i>rwar</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>trans</i>	9.2838*** (1.0110)		9.0842*** (0.9906)	-15.4227** (7.3559)	-11.7721** (5.5863)	-13.2251** (5.5463)
<i>mu</i>		-32.8899*** (4.0763)	-28.7913*** (3.7752)	-51.1308*** (8.5537)	-31.5672*** (7.3524)	-36.7298*** (8.9312)
<i>trans</i> × <i>mu</i>				35.5177*** (10.7685)	15.8676** (7.8076)	17.6682** (7.8797)
<i>size</i>					9.2311*** (1.0516)	8.0038*** (2.0986)
<i>roa</i>					1.4395 (1.2737)	1.8567 (1.3805)
<i>ldr</i>					0.2162*** (0.0456)	0.2069*** (0.0497)
<i>lev</i>					61.9159** (25.0361)	56.5229** (24.2871)
<i>dl</i>					0.1479*** (0.0391)	0.1347*** (0.0400)
<i>m2g</i>						0.0969 (0.1903)
<i>shibor</i>						-0.2847 (0.5039)
<i>agdp</i>						0.1575 (0.6010)

⁴ 若商业银行数字化转型程度提高1个标准差0.40,对宏观经济不确定性抑制效应的缓解作用为 $17.6682 \times 0.40 = 7.0672$ 。

(续表)

变量	<i>rwar</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>finance</i>						1.0220** (0.4185)
<i>t</i>						-0.0527 (0.6143)
常数项	59.4496*** (0.4742)	85.8818*** (2.7577)	79.0144*** (2.5320)	94.3576*** (5.8053)	28.4184*** (7.0394)	29.5895*** (8.6987)
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1 085	1 117	1 085	1 085	1 083	1 083
R^2	0.1826	0.0415	0.2161	0.2248	0.3873	0.3966

注：*和**与***分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著，下同。

(二) 稳健性检验与内生性问题处理

1. 稳健性检验

为了检验实证结果的稳健性，本文更换了变量构造方法和数据来源。首先是重新构造宏观经济不确定性。该指数的原始数据不但有每期对下一期的不确定性的测度，还包括每期到未来 12 期的不确定性测度。在基准回归中，本文使用一年内每月对下月的不确定性指数，然后通过算术平均计算得到年度数据。为了保证结论的稳健性，本文将年内共 $12 \times 12 = 144$ 期的不确定性指数算术平均后得到涵盖更多信息的宏观经济不确定性指标 (*mua*)，将其作为经济不确定性的代理变量，结果见表 3 列 (1)。可见，金融科技发展程度、宏观经济不确定性以及两者交互项的系数的符号及显著性与前文保持一致，研究结论依然成立。

表 3 稳健性检验结果

变量	<i>rwar</i>	<i>rwar</i>	<i>rwar2</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>trans</i>	-52.9097*** (16.3432)		-20.4238*** (6.9494)
<i>mua</i>	-83.0493*** (21.4014)		
<i>trans</i> × <i>mua</i>	58.4280*** (18.4405)		

(续表)

变量	<i>rwar</i> (1)	<i>rwar</i> (2)	<i>rwar2</i> (3)
<i>trans</i> × <i>mu</i>			30.8117*** (10.0598)
<i>mu</i>		-60.3680*** (11.3564)	-48.9715*** (9.8468)
<i>digital</i>		-7.8607*** (2.4264)	
<i>digital</i> × <i>mu</i>		10.8685*** (3.3832)	
银行层面控制变量	是	是	是
宏观层面控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
观测值	1 083	133	1 083
R^2	0.3978	0.5808	0.2078

接着,本文更换了金融科技发展水平的代表变量,使用上市银行数字化建设程度。数据来源于CSMAR建立的金融科技数据库中“上市金融公司数字化建设程度”指标。我们将该指标与上市公司行业代码匹配,得到上市银行数字化建设程度。上市银行数字化建设程度能够直接用于商业银行层面的匹配,精准测度商业银行金融科技发展水平。使用上市银行数字化建设程度进行式(1)回归,结果报告在表3列(2)。可见,即使更换了金融科技发展程度的代理变量,结论依然稳健。

进一步地,本文使用完全由间接法(风险加权资产比率 = 总权益/资本充足率/总资产)得到的*rwar2*作为被解释变量根据式(1)进行回归,结果见表3列(3),可以发现系数的符号和显著性与之前一致,结论依然稳健。

2. 内生性问题处理

对于基准回归结果的分析隐含的假设是,通过控制宏观层面和银行层面的变量以及加入固定效应,商业银行的数字化转型程度和宏观经济不确定性是外生的。事实上,宏观层面、银行层面的控制变量以及固定效应很难控制所有同时影响商业银行数字化转型程度与商业银行主动风险承担,以及同时影响宏观经济不确定性与商业银行主动风险承担的变量。由遗漏变量或反向因果导致的内生性问题会直接影响估计结果,将解释变量滞后一期可以在一定程度上缓解由反向因果带来的内生性问题(Wooldridge, 2010),但为了得到更稳健的结论,本文在此基础上进行了以下检验。

纪洋等（2018）、顾海峰和于家珺（2019）等认为，美国的经济政策不确定性会影响到我国的经济政策不确定性，但不会直接影响我国商业银行和企业的投资行为；与之类似，美国的宏观经济不确定性与我国的宏观经济不确定性之间互相联系，但美国宏观经济不确定性并不会直接影响到我国商业银行的决策。根据黄益平等（2021），移动电话是用户使用商业银行数字化产品的主要渠道，商业银行数字化转型程度与商业银行总部所在地级市的移动电话用户数紧密相关。在控制当地宏观指标后，移动电话用户数不会通过除了商业银行数字化转型程度以外的其他渠道影响商业银行主动风险承担。因此本文选择以美国的宏观经济不确定性、商业银行总部所在地级市的移动电话年末用户数和二者的交互项作为工具变量（同样滞后一期），使用面板工具变量两阶段最小二乘法来检验结论的稳健性。具体而言，本文选择了Jurado *et al.*（2015）构造的宏观经济不确定性指数作为美国宏观经济不确定性（*usmu*）的代理变量，同样是对未来一期的月度不确定性数据算术平均得到年度值。商业银行总部所在地级市层面的移动电话年末用户数（*mobile*）的数据来源与黄益平等（2021）一致。

结果如表4所示。无论是否加入控制变量，Kleibergen-Paap rk LM 统计量的 p 值均接近0，说明拒绝了工具变量识别不足的原假设，因此工具变量的选取合理。考虑了内生性问题后，数字化转型水平与宏观经济不确定性交互项的系数的符号及显著性都一如之前的结果，验证了结果的稳健性。

表4 内生性问题处理结果

变量	<i>rwar</i>	
	2SLS	2SLS
模型	(1)	(2)
<i>trans</i>	-105.2071*	-160.3005**
	(61.3175)	(72.2994)
<i>mu</i>	-137.5344***	-229.7085**
	(45.0832)	(92.2568)
<i>trans</i> × <i>mu</i>	181.5262**	291.5149**
	(90.4482)	(130.7137)
银行层面控制变量	否	是
宏观层面控制变量	否	是
个体固定效应	是	是
观测值	407	407
Kleibergen-Paap rk LM p 值	0.0000	0.0781

(三) 影响渠道检验

经过以上的讨论,我们得到了一个比较稳健的结论:金融科技的发展可以缓解宏观经济不确定性对商业银行主动风险承担的抑制效应。然而,目前对于具体的影响渠道尚不清楚。本节尝试回答这样的问题:金融科技发展通过什么渠道缓解宏观经济不确定性对商业银行主动风险承担的抑制效应?

首先,根据中国银监会2012年公布的《商业银行资本管理办法(试行)》,商业银行风险加权资产包括信用风险加权资产、市场风险加权资产和操作风险加权资产。那么,当宏观经济不确定性与商业银行数字化转型共同发挥作用时,究竟影响什么类型的风险加权资产?参考刘冲等(2019),我们分别将商业银行的信用风险加权资产、市场风险加权资产和操作风险加权资产规模作为被解释变量,将式(1)中等号右侧的变量作为解释变量进行回归,结果报告在表5中。根据列(1)和列(2)报告的结果,宏观经济不确定性对商业银行的信用风险加权资产和市场风险加权资产有显著的负向作用,金融科技的发展可以缓解这种抑制效应。列(3)的结果显示,对于商业银行的操作风险加权资产,宏观经济不确定性、商业银行数字化转型及二者的交互项均不显著。

表5 宏观经济不确定性与金融科技对商业银行风险加权资产构成的影响

变量	<i>crwa</i> (1)	<i>mrwa</i> (2)	<i>orwa</i> (3)
<i>trans</i>	-109.6558* (55.2932)	-23.7477** (11.5948)	-7.0446 (30.2810)
<i>mu</i>	-83.1825* (48.3619)	-34.4669* (19.0488)	54.6037 (48.1657)
<i>trans</i> × <i>mu</i>	205.8872** (95.2321)	47.0208** (18.6146)	48.0834 (43.1144)
银行层面控制变量	是	是	是
宏观层面控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
观测值	465	451	466
R^2	0.3948	0.2009	0.1293

进一步地,信用风险资产是指银行资产负债表表内及表外承担信用风险的资产,主要包括各项贷款。市场风险是指因市场价格(利率、汇率、股票价格和商品价格)的不利变动而使商业银行表内和表外业务发生损失的风险,

市场风险资产主要包括为交易目的或对冲交易账户其他项目的风险而持有的金融工具和商品头寸。因此，接下来我们具体考虑金融科技和宏观经济不确定性对商业银行发放贷款和交易性金融资产的作用，来分析金融科技对宏观经济不确定性降低商业银行风险加权资产比率的缓解渠道。对于商业银行的资产端，除了交易性金融资产外，我们还考虑了商业银行的固定资产。

我们分别将商业银行的发放贷款规模、交易性金融资产规模和固定资产规模作为被解释变量，将式（1）中等号右侧的变量作为解释变量进行回归，表6报告了结果。根据表6的列（1）和列（2），宏观经济不确定性上升会显著抑制商业银行发放贷款和持有交易性金融资产，商业银行的数字化转型能够有效缓解宏观经济不确定性的抑制作用。列（3）的结果显示，对于商业银行的固定资产规模，宏观经济不确定性、商业银行数字化转型及二者的交互项的影响都不显著。

总结来看，在面临宏观经济不确定性时，商业银行的数字化转型能够通过促进商业银行发放贷款、促进商业银行增持交易性金融资产，扩大商业银行持有信用风险加权资产和市场风险加权资产的规模，从而缓解宏观经济不确定性对于商业银行主动风险承担的抑制效应。因此，金融科技的发展确实有助于促进商业银行向实体经济投放资金、提高商业银行服务实体经济的能力。

表6 宏观经济不确定性与金融科技对商业银行发放贷款、交易性金融资产和固定资产的影响

变量	<i>loan</i> (1)	<i>financial</i> (2)	<i>fixed</i> (3)
<i>trans</i>	-65.9178* (34.4690)	-19.1374*** (6.4702)	-64.1858 (96.2010)
<i>mu</i>	-135.9952*** (43.6872)	-41.9956*** (7.0217)	-72.5921 (138.9133)
<i>trans</i> × <i>mu</i>	187.0270*** (58.0971)	40.6819*** (9.6441)	193.9680 (139.6575)
银行层面控制变量	是	是	是
宏观层面控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
观测值	1 041	965	1 041
R^2	0.3203	0.3548	0.0742

（四）异质性分析

在确定了金融科技与宏观经济不确定性对商业银行主动风险承担的作用

后,本文进一步探究这种影响对于不同的商业银行是否存在异质性。本文选取了资本充足率(car)、是否上市(lc)以及银行类别($type$)这三个潜在影响商业银行主动风险承担且与金融科技、宏观经济不确定性的作用密切相关的变量进行异质性分析。对于资本充足率,本文按其样本中位数区分为低资本充足率与高资本充足率两组按式(1)进行回归;根据是否上市分为两组按式(1)进行回归;对于银行类别,在式(1)的基础上加入银行类别虚拟变量与 $trans \times mu$ 的交互项,虚拟变量回归以农商行为参照组。关于金融科技发展水平($trans$)和宏观经济不确定性(mu)估计系数的发现与前文一致,在表7的报告中,我们省略了这一部分的结果。

回归结果如表7所示。其中列(1)、列(2)是对资本充足率分组回归的结果;列(3)、列(4)是根据是否上市进行回归的结果;列(5)则是在新增类别虚拟变量的交互项后的结果。可以发现,对于资本充足率比较低的商业银行,金融科技对于经济不确定性的作用有显著的正向调节作用,但是对于高资本充足率的商业银行这种作用并不显著,可能是因为高资本充足率的商业银行本身受到经济不确定性的影响较小(顾海峰和于家珺,2019),即使没有金融科技的作用也会更主动地承担风险,因此金融科技作用相对较小。同时,在未上市的商业银行中,金融科技对于经济不确定性的正向调节作用显著,但在上市商业银行中不显著,这一点可以与银行类别的异质性影响综合考虑。另外,本文也通过bootstrap1000次得到了对 $trans \times mu$ 前系数进行的费舍尔组合检验(Fisher's Permutation test)的经验 p 值,资本充足率与是否上市两组的 p 值分别为0.080和0.195,该检验表明不同资产充足率组间系数确实存在显著差异,但是否上市的组间系数差异并不显著。由于列(5)的回归中以农商行作为参照组,该结果表明股份行、城商行与农商行在金融科技对经济不确定性的作用上并没有显著差异。但对于国有银行,在同等金融科技应用水平下,该类别银行通过应用金融科技带来的调节作用却比农商行显著地小。

表7 异质性分析结果

变量	$rvar$				
	低资本 充足率	高资本 充足率	未上市	上市	全样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$trans \times mu$	47.0889***	6.2602	34.8762**	5.1842	25.3959***
	(15.7415)	(10.7990)	(14.5777)	(12.0040)	(8.9434)
$trans \times mu \times$ 国有行					-6.0382**
					(2.5087)

(续表)

变量	<i>rwar</i>				
	低资本充足率	高资本充足率	未上市	上市	全样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>trans</i> × <i>mu</i> × 股份行					-4.0820 (3.0168)
<i>trans</i> × <i>mu</i> × 城商行					2.5803 (2.7639)
银行层面控制变量	是	是	是	是	是
宏观层面控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
Fisher's Permutation test <i>p</i> 值	0.080		0.195		
观测值	549	534	888	195	1 083
<i>R</i> ²	0.3169	0.4589	0.3856	0.4037	0.4037

(五) 不同风险资产水平下边际影响研究

上述结果表明金融科技与经济不确定性会对商业银行风险加权资产水平产生影响，但讨论的是对平均水平的影响，而没能回答这样的问题：当商业银行的主动风险承担在不同水平时，金融科技发展以及经济不确定性增加的边际影响有何不同？为了回答这一问题，本文进一步采用了面板分位数回归。具体而言，本文对如式 (2) 的模型进行了回归：

$$Q_{\tau}(risk_{it}) = \beta_{\tau 0} + \beta_{\tau 1} fintech_{i,t-1} + \beta_{\tau 2} eu_{t-1} + \beta_{\tau 3} fintech_{i,t-1} \times eu_{t-1} + \gamma_{\tau} X_{i,t-1} + \lambda_{\tau} Y_{t-1} + \beta_{\tau 4} t + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

其中 τ 表示不同的分位数点。本文参考田国强和李双建 (2020) 选取了 10%、25%、50%、75% 与 90% 这五个分位数进行回归，通过马尔科夫链蒙特卡洛方法 (Markov Chain Monte Carlo) 得到标准误。

回归结果如表 8 所示。可见，无论是在哪个风险承担水平上，金融科技与经济不确定性的边际影响方向和显著性都与前述发现一致，经济不确定性的上升会抑制商业银行主动风险承担行为，金融科技发展可以缓解该负面影响。从表 8 可以发现，随着商业银行主动风险承担水平的上升，金融科技的缓解效力单调递减。这可能是因为主动风险承担水平越高，商业银行对于风险承担就越谨慎，经济不确定性的影响就越大，金融科技对这种影响的缓解能力也愈发有限。因此，金融科技的发展不会助推商业银行过度主动承担风险。

表 8 不同风险资产水平下边际影响结果

变量	<i>rwar</i>				
	10%	25%	50%	75%	90%
分位数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>trans</i> × <i>mu</i>	31.0595*** (0.0327)	24.3941*** (0.1080)	18.3414*** (0.4602)	14.7076*** (0.1729)	13.7238*** (0.0473)
<i>mu</i>	-17.8835*** (0.0343)	-33.4130*** (0.0563)	-29.3987*** (0.9023)	-29.9587*** (0.1781)	-18.9906*** (0.0522)
<i>trans</i>	-23.1461*** (0.0252)	-19.2546*** (0.0668)	-14.7540*** (0.3312)	-12.1394*** (0.1239)	-12.4489*** (0.0330)
银行层面控制变量	是	是	是	是	是
宏观层面控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
观测值	1 083	1 083	1 083	1 083	1 083

五、结 论

本文探究近年来商业银行不断推进的数字化转型对于面临宏观经济不确定性时商业银行主动风险承担行为的影响。通过构建 2010—2019 年间全国 145 家商业银行的年度面板,采用固定效应模型检验了本文的研究问题。

本文发现,金融科技的发展确实可以缓解宏观经济不确定性对于商业银行主动风险承担行为的抑制作用,这种缓解作用在控制了诸多银行和宏观层面的变量后依然显著。无论是更换变量构造方式还是考虑内生性问题,都不影响这一结论的稳健性。伴随着商业银行主动风险承担水平的升高,金融科技的边际作用递减,因此金融科技的发展不会助推商业银行过度主动承担风险。进一步的研究发现,商业银行的数字化转型能够通过促进商业银行发放贷款、促进商业银行增持交易性金融资产,扩大商业银行持有信用风险加权资产和市场风险加权资产的规模,从而缓解宏观经济不确定性对于商业银行主动风险承担的抑制效应。金融科技的缓解作用在不同类型的商业银行间具有异质性,对于资本充足率高的商业银行和大型国有银行影响较弱。

本文有如下政策性含义。第一,金融科技发展通过扩大商业银行发放贷款来缓解宏观经济不确定性对于商业银行主动风险承担行为的抑制作用,确实有助于促进资金融通,增强商业银行服务实体经济的能力,因此需要进一步大力推进。第二,要特别关注商业银行数字化转型对发放贷款和持有交易性金融资产的作用,这是金融科技发展缓解宏观经济不确定性对商业银行主

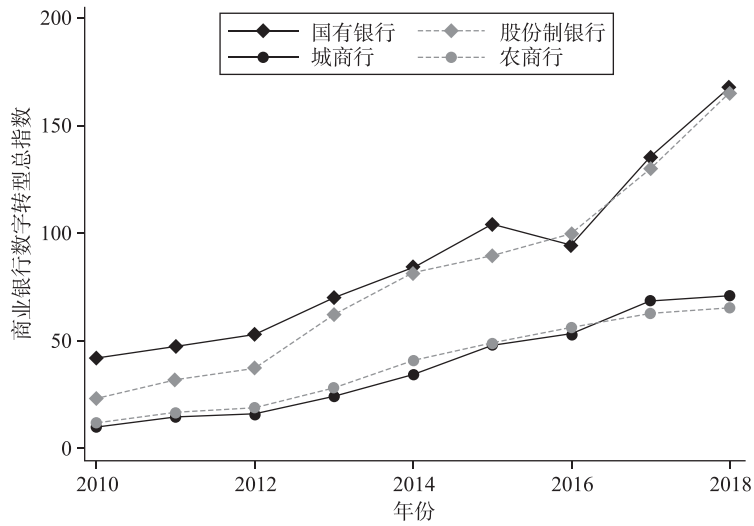
动风险承担行为的负面影响的主要渠道。第三，大力推进农村商业银行的数字化转型，支持和鼓励金融科技发展助力乡村振兴，缓解宏观经济不确定性对农村商业银行主动风险承担行为的冲击。

参 考 文 献

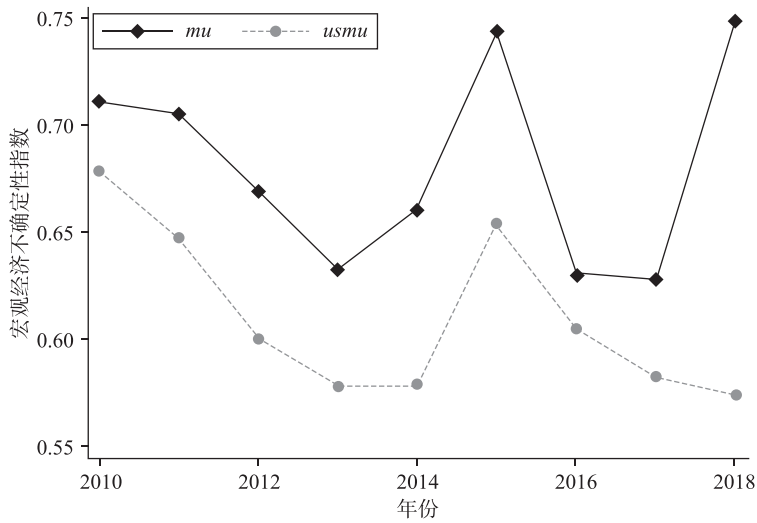
- [1] Bernanke, B. S., "Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment", *Quarterly Journal of Economics*, 1983, 98 (1), 85-106.
- [2] Bloom, N., "Fluctuations in Uncertainty", *The Journal of Economic Perspectives*, 2014, 28 (2), 153-175.
- [3] Cenni, S., S. Monferrà, V. Salotti, V. Sangiorgi, and G. Torluccio, "Credit Rationing and Relationship Lending. Does Firm Size Matter?", *Journal of Banking & Finance*, 2015, 53, 249-265.
- [4] 陈雨露, "工业革命、金融革命与系统性风险治理", 《金融研究》, 2021年第1期, 第1—12页。
- [5] Christiano, L. J., R. Motto, and M. Rostagno, "Risk Shocks", *American Economic Review*, 2014, 104 (1), 27-65.
- [6] Delis, M. D., and G. P. Kouretas, "Interest Rates and Bank Risk-taking", *Journal of Banking & Finance*, 2011, 35 (4), 840-855.
- [7] 方意、赵胜民、谢晓闻, "货币政策的银行风险承担分析——兼论货币政策与宏观审慎政策协调问题", 《管理世界》, 2012年第11期, 第9—19页。
- [8] Gambacorta, L., Y. P. Huang, Z. Li, H. Qiu, and S. Chen, "Data vs Collateral", BIS Working Papers, No. 881.
- [9] 顾海峰、于家瑛, "中国经济政策不确定性与银行风险承担", 《世界经济》, 2019年第11期, 第148—171页。
- [10] Gulen, H., and M. Ion, "Policy Uncertainty and Corporate Investment", *Review of Financial Studies*, 2016, 29 (3), 523-564.
- [11] 郭品、沈悦, "互联网金融、存款竞争与银行风险承担", 《金融研究》, 2020年第8期, 第58—76页。
- [12] 黄益平、曹欣然、韩博昱、谢绚丽, "数字化转型, 银行业风险‘马太效应’与形成机制——来自中国商业银行的证据", 工作论文, 2021年。
- [13] 黄益平、黄卓, "中国的数字金融发展: 现在与未来", 《经济学》(季刊), 2018年第17卷第4期, 第1489—1502页。
- [14] 黄益平、邱晗, "大科技信贷: 一个新的信用风险管理框架", 《管理世界》, 2021年第2期, 第12—21页。
- [15] 黄卓、邱晗、沈艳、童晨, "测量中国的金融不确定性——基于大数据的方法", 《金融研究》, 2018年第11期, 第30—46页。
- [16] Huang, Z., C. Tong, H. Qiu, and Y. Shen, "The Spillover of Macroeconomic Uncertainty between the U. S. and China", *Economics Letters*, 2018, 171 (C), 123-127.
- [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] Jiang, L., R. Levine, and C. Lin, "Competition and Bank Liquidity Creation", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2019, 54 (2), 513-538.
- [19] Jurado, K., S. C. Ludvigson, and S. Ng, "Measuring Uncertainty", *American Economic Review*,

- 2015, 105 (3), 1177-1216.
- [20] 李三希、黄卓, “数字经济与高质量发展: 机制与证据”, 《经济学》(季刊), 2022年第5期, 第1699—1716页。
- [21] 李双建、田国强, “银行竞争与货币政策银行风险承担渠道: 理论与实证”, 《管理世界》, 2020年第4期, 第168—187页。
- [22] 刘冲、杜通、刘莉亚、李明辉, “资本计量方法改革、商业银行风险偏好与信贷配置”, 《金融研究》, 2019年第7期, 第38—56页。
- [23] 刘贯春、段玉柱、刘媛媛, “经济政策不确定性、资产可逆性与固定资产投资”, 《经济研究》, 2019年第8期, 第53—70页。
- [24] 刘贯春、刘媛媛、张军, “经济政策不确定性与中国上市公司的资产组合配置——兼论实体企业的‘金融化’趋势”, 《经济学》(季刊), 2020年第20卷第5期, 第65—86页。
- [25] 刘忠璐, “互联网金融对商业银行风险承担的影响研究”, 《财贸经济》, 2016年第4期, 第71—115页。
- [26] Mocetti, S., M. Pagnini, and E. Sette, “Information Technology and Banking Organization”, *Journal of Financial Services Research*, 2017, 51 (3), 313-338.
- [27] 邱晗、黄益平、纪洋, “金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角”, 《金融研究》, 2018年第11期, 第17—30页。
- [28] 盛天翔、范从来, “金融科技、最优银行业市场结构与小微企业信贷供给”, 《金融研究》, 2020年第6期, 第114—132页。
- [29] Thakor, A. V., “Fintech and Banking: What Do We Know?”, *Journal of Financial Intermediation*, 2020, 41, 100833.
- [30] 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”, 《经济研究》, 2020年第11期, 第19—35页。
- [31] Wooldridge, J. M., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: MIT Press, 2010.
- [32] Wu, J., Y. Yao, M. Chen, and B. N. Jeon, “Economic Uncertainty and Bank Risk: Evidence from Emerging Economies”, *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 2019, 68, 101242.
- [33] 谢平、邹传伟, “互联网金融模式研究”, 《金融研究》, 2012年第12期, 第11—22页。
- [34] 谢绚丽、王诗卉, “中国商业银行数字化转型: 测度、进程及影响”, 《经济学》(季刊), 2022年第22卷第6期, 第1937—1956页。

附录



附图 A1 不同类别商业银行数字化转型指数



附图 A2 中美两国宏观经济不确定性指数的时间序列

Financial Technology, Macroeconomic Uncertainty, and Commercial Bank Risk-taking

LIANG Fang

(Sun Yat-sen University)

ZHAO Pu

(China Huaneng Group Co., Ltd.)

HUANG Zhuo*

(Peking University)

Abstract: In this paper, we use the annual data of 145 commercial banks from 2010 to 2019, and use a panel data fixed-effect model to test how financial technology affects the influence of macroeconomic uncertainty on commercial banks' active risk-taking. We find that the development of financial technology can alleviate the inhibitory effect of macroeconomic uncertainty on commercial banks' active risk-taking. Specifically, financial technology plays a mitigating role by promoting commercial banks to make loans and hold transactional financial assets. With the increase of commercial banks' active risk-taking level, the mitigation effect of financial technology is monotonously diminishing. The mitigating effect is heterogeneous across different types of commercial banks. The effect is relatively weak for high capital adequacy ratios and large state-owned banks.

Keywords: macroeconomic uncertainty; digital transformation; active risk-taking

JEL Classification: E32, E44, E51

* Corresponding Author: Huang Zhuo, China Center for Economic Research, National School of Development, Peking University, Haidian District, Beijing 100871, China; Tel: 86-10-62751424; E-mail: zhuohuang@nsd.pku.edu.cn.