

资产数字化、银行风险与“双支柱”调控*

何德旭 张庆君 陈思 刘蕴霆

内容提要:在数字经济蓬勃发展的时代背景下,资产数字化是经济转型与发展的重要特征之一。本文使用动态随机一般均衡方法,将资产数字化因素和监管因素纳入宏观经济模型,研究资产数字化对银行风险的影响,并讨论“双支柱”调控的效果。研究发现资产数字化能够有效抑制银行部门的风险积聚,资产数字化程度越高,银行风险降低程度越明显;监管强度和监管范围会影响资产数字化与银行风险之间的关系,银行资产数字化后,监管强度的增加和监管范围的扩大更有利于降低银行风险;相比于法定存款准备金率,资本充足率和贷款价值比工具更有利于降低数字化后的银行风险;相比于货币政策,宏观审慎与货币政策组合更有利于降低银行风险与社会福利损失。因此,在资产数字化过程中,“双支柱”调控框架能够更好地防范银行风险,增强政策有效性。

关键词:资产数字化 银行风险 货币政策 宏观审慎政策 “双支柱”调控

一、引言

随着大数据分析、移动互联网、云计算等新一代信息技术的研发与应用,数字经济蓬勃发展,推动着银行等金融机构的改革与创新,加速了金融科技新业态的形成。中国社会科学院发布的2022年《经济蓝皮书》指出,“到2025年我国产业数字化和数字产业化总值预计将超过GDP的50%”,这意味着数字经济正在成为经济发展的重要推动力。近年来,中国商业银行不断增加人工智能、物联网等新技术的研发投入,创新业务形式和服务方式,资产数字化发展趋势明显。与此同时,伴随着宏观经济环境不确定性的增强,银行内部供给结构不合理、投资结构单一、信贷资源同质化、银企信息不对称等问题逐渐凸现,进一步扩大了银行风险敞口。为更好地防范系统性金融风险,中国央行自2016年开始逐步形成包括宏观审慎政策和货币政策在内的“双支柱”调控框架,旨在兼顾经济发展与金融稳定的多重目标,防范特定领域的金融失衡问题。基于这一背景,本文从政策调控的视角探讨资产数字化对银行风险的影响及传导机制,具体研究问题包括:第一,资产数字化会通过怎样的路径对银行风险产生影响,这种影响是正向还是负向?第二,“双支柱”调控框架是否有助于更好地防范银行风险?在什么样的监管强度和政策组合下,银行风险降低得最为明显?本文构建动态随机一般均衡模型,对上述问题进行逐一讨论。

关于资产数字化和银行风险之间的关系,已有文献尚未深入探究,相关研究主要集中在以互联网金融为代表的外部金融科技对银行风险的冲击(郭品和沈悦,2015;邱晗等,2018;顾海峰和卞雨晨,2022),还有部分文献分析了数字化对银行经营模式及消费者决策等方面的影响(Pousttchi & Dehnert,2018;Gurram & Velagapudi,2020)。在银行资产数字化方面,部分学者论述了“数字资产”的内涵和界定(Toygar,2013;徐翔和赵墨非,2020),厘清了“资产数字化”与“数字资产化”的区别

* 何德旭,中国社会科学院大学商学院、中国社会科学院财经战略研究院,邮政编码:100006,电子信箱:hedexu@vip.sina.com;张庆君(通讯作者),陈思,天津财经大学金融学院、金融与保险研究中心,邮政编码:300222,电子信箱:zhqingjun@163.com,1029262831@qq.com;刘蕴霆,北京大学经济学院,邮政编码:100871,电子信箱:yuntingliu@pku.edu.cn。本研究获国家社会科学基金后期资助项目“非金融上市公司债务违约风险生成机制及溢出效应研究”(20FJYB003)的资助。作者感谢匿名审稿专家的建设性意见。当然,文责自负。

和联系;另一部分学者分析了资产数字化的重要表现。资产数字化是指在不更改资产本身的存量和信用关系的条件下,将资产存在的形式进行数字化,例如,央行发行的数字货币就是银行资产数字化的重要表现之一。具体而言,资产数字化至少可能通过三个方面作用于银行风险:第一,由于数字化转型成为引领经济增长和提高竞争力的重要引擎,因此银行将一部分资金应用于数字化转型中,形成数字资产。近年来,越来越多银行注重开发与运用5G、人工智能等,智能柜员机、自助征信查询机等数字资产相应不断涌现。数字资产的出现会直接影响银行承担的风险水平,例如,基于大数据技术的贷款审批不仅速度快,且违约率低于传统金融机构(Fuster et al.,2019)。因此,人工智能设备的开发与运用可以帮助银行快速获取企业经营状况和真实信用水平,从而精准描绘企业的“真实画像”,降低银行的外部风险(张一林等,2021)。第二,银行传统资产表现出数字化特征,信贷摩擦得以降低。资产数字化主要体现在风险控制数字化、营运数字化、组织结构管理数字化等方面,这些均可能通过经营效率、业务规模和管理结构等渠道对银行的风险水平产生直接或间接的影响(Campbell & Kracaw,1980;戚聿东和肖旭,2020)。第三,银行资产数字化后,内部和外部监管效率显著提高是数字化发展的重要表现之一。资产数字化有利于提高银行内部和监管部门外部的监管效率,从而降低监管约束。以数字货币为例,数字货币的发展是银行资产数字化的重要表现,而数字货币可以增强货币政策的有效性(姚前,2019)。从监管角度分析,货币的电子化和数字化会影响宏观经济管理,有助于提高央行监测货币的有效性(Stiglitz,2017)。商业银行需要满足资本充足率和法定存款准备金率等监管要求,因此从微观角度来看,银行资产数字化也会对银行内部监管产生影响。银行资产数字化可以提高监管效率,降低摩擦成本(谢星等,2020)。

数字经济的发展以及银行内部的数字化转型会对宏观审慎政策和货币政策的运行环境和实现路径产生实质性影响。“双支柱”调控起源于2008年国际金融危机之后的反思——单一的货币政策不能同时发挥价格稳定和金融稳定的双重作用,应增加新的宏观审慎政策工具。中国央行自2016年开始建立宏观审慎评估体系(MPA),逐步形成了货币政策与宏观审慎政策共同监管的局面。学术研究方面,围绕宏观审慎政策和货币政策展开的研究大致可以分为以下几类:第一,部分学者研究了宏观审慎政策与货币政策之间的协同效应(李天宇等,2017;Akinci & Olmstead,2018);但也有研究指出,针对金融稳定目标而实行单一的宏观审慎政策时,政策实施效果不明显,无法达到预期调控目标,甚至会增加货币政策对资产价格的溢出效应,不利于金融稳定(Funke et al.,2018)。第二,部分学者提出货币政策和宏观审慎政策对宏观经济的影响存在差异性(王爱俭和王璟仪,2014;Angelini et al.,2014),如在以银行为主导金融体系的国家中,“双支柱”政策效果较好,而在市场主导的国家中,“双支柱”调控没有明显成效(Kiley & Sim,2017)。第三,部分文献讨论了逆周期资本缓冲等具体政策工具的作用效果(Jiménez et al.,2017)。此外,国内文献多集中于从系统性风险(朱波和卢露,2016;方意等,2019)、债务违约风险(李力等,2020)、银行风险(马勇和姚驰,2021)等角度直接讨论“双支柱”政策的作用效果。

本文的边际贡献主要包括以下三个方面:第一,拓展了金融科技经济后果领域的理论研究,为金融科技与银行风险之间的关系提供了新的解释。与以往研究相比,本文立足于资产数字化与银行风险之间的关系,通过建立多部门动态一般均衡模型,较为系统地研究资产数字化对银行风险的积极影响,此举不仅拓展了关于内部金融科技的经济后果研究和银行风险的影响因素研究,还为银行数字化转型发展提供了支持证据。第二,本文使用动态随机一般均衡模型,通过引入资产数字化系数,对银行资产数字化程度进行量化。相比于已有的关于银行风险的宏观经济模型,本文在模型中同时考虑了资产数字化因素和监管强度因素,探究了不同资产数字化程度和不同监管强度下银行风险的变化,通过分析资产数字化、银行风险与“双支柱”调控之间的关系,发现资产数字化能够

有效抑制银行部门的风险积聚,宏观审慎与货币政策组合有利于降低社会福利损失。第三,丰富完善了“双支柱”调控相关研究,为监管部门如何防范银行风险提供了政策借鉴。本文基于政策调控视角,对比分析了不同政策组合下的银行风险波动情况和社会福利损失水平,深入探究了宏观审慎政策监管范围、监管工具、消费冲击等因素对资产数字化与银行风险关系的影响。本文为监管部门在数字经济新形势下制定“双支柱”监管框架和防控银行风险提供了理论依据,具有相应的学术价值和政策意义。

其余内容安排如下:第二部分是模型构建,介绍模型的设定、推导;第三部分对模型参数进行校准和估计;第四部分进行动态均衡模拟分析;第五部分是进一步讨论;第六部分是研究结论与政策建议。

二、模型构建

本文基于 NK-DSGE 模型,构建六部门动态随机一般均衡模型,模型中涵盖家庭、企业、银行、非银行金融机构、中央银行和政府部门。假设市场中包含逆周期资本充足率的宏观审慎政策和价格型的货币政策,且银行部门存在资产数字化行为。借鉴谢星等(2020)的设定,在模型中考虑数字化因素,引入数字化系数。模型数字化因素主要通过两类变量进行衡量:一类是银行外部数字化,包含现金替代摩擦;另一类是银行内部数字化,从金融摩擦角度引入银行内部资产数字化,包含数字资产比例、监管约束系数、非银行金融机构部门摩擦、厂商借贷摩擦。随着银行资产数字化以及监管约束的加强,各部门会受到各种冲击的影响,包含宏观审慎监管冲击、货币政策冲击、技术进步冲击、企业回偿率冲击以及非银行金融机构部门违约率冲击。其中,数字化因素的引入是为了刻画数字经济背景下银行的资产数字化行为,以此研究银行资产数字化对银行风险的影响。进一步地,模型中引入监管强度因素,通过变动惩罚函数的系数来衡量监管的程度,目的是为了刻画不同监管强度下资产数字化与银行风险的关系。

(一) 家庭部门

在模型中,假设经济体中存在无数个无差异的家庭,家庭部门持有存款、债券、现金和利润分红。随着互联网技术的发展,电子支付方式逐渐出现,家庭部门存在现金替代摩擦。在经典模型的基础上,结合研究主题和已有文献,本文引入存款(Feve et al., 2019)、现金替代摩擦系数(谢星, 2020)。在数字化之前,居民持有的现金越多,带来的效用水平越大,数字化后,家庭对现金的需求降低。因此,数字化之前的现金替代摩擦系数设置为 1,数字化后的现金替代摩擦系数设置为 0.8。家庭通过消费、付出劳动、持有现金与存款使其效用最大化,家庭部门使用效用函数的货币模型(MIU)形式,具体方程为:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \psi \frac{L_t^{1+\eta}}{1+\eta} + \theta \times fim \times \ln\left(\frac{M_t}{P_t}\right) + X \times \ln(D_t) \right) \quad (1)$$

家庭部门的预算约束为:

$$P_t C_t + P_t I_t + B_{t+1} + M_t - M_{t-1} + P_t D_t - P_t(1 + r_{t-1}^d)D_{t-1} \leq W_t L_t + \Pi_t - P_t T_t + (1 + i_{t-1})B_t + R_t^k K_t \quad (2)$$

其中, C 代表家庭消费, L 代表家庭劳动, M 代表货币供给, fim 代表现金替代摩擦, P 代表价格, D 代表存款, σ 代表消费偏好, η 代表劳动供给替代弹性的倒数, ψ 代表劳动的负效应系数, θ 代表家庭所持有的实际货币余额在家庭效用函数中的权重, X 代表存款跨期替代弹性的倒数, K 代表资本, I 代表投资, δ 是资本折旧率, B 是家庭持有的名义债券存量, r_t^d 是存款利率, r_t^k 是贷款利率, i 是债券利率, W 是名义工资, Π 是企业利润, T 是政府征收的一次性总付税。在方程(1)、(2)的约

束下,关于货币供给、存款的一阶条件的表达式为: $m_t = \theta \times fim_t \times \frac{1+i_t}{i_t} \times C_t^\sigma$,代表货币供给的最优路径。关于存款的一阶条件的表达式为: $C_t^{-\sigma} - \frac{X}{D_t} = \beta C_{t+1}^{-\sigma} (1+r_t^d)$,反映存款利率的最优路径。

(二)企业部门

本文将企业划分为中间产品生产部门和最终产品生产部门,最终产品生产部门假设为完全竞争。中间产品生产部门存在无穷多的同质厂商,且这些厂商生产异质性的中间商品,部分厂商可以调整价格,各厂商之间存在垄断竞争。在本模型中,中间产品生产厂商的资金来源于传统银行与非银行金融机构部门,中间产品生产厂商获得资金需要支付一定的利息,在这个过程中存在借贷摩擦。

本文引入非银行金融机构部门摩擦(fis)和厂商借贷摩擦(fik)。借鉴谢星等(2020)的系数设定,假设数字化之前的 fis 与 fik 均为1;由于数字技术的使用,借贷摩擦降低,非银行金融机构部门摩擦和厂商借贷摩擦变为0.8。而最终产品生产部门使用中间产品进行加工处理,最终产品生产部门符合完全竞争,本文将最终产品生产部门的生产函数设定为不变替代弹性函数(CES)形式:

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_t(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (3)$$

其中, j 代表中间产品,中间产品厂商的生产情况由 $Y_t(j)$ 表示,最终产品由 Y_t 表示, $\varepsilon(\varepsilon > 1)$ 代表的是不同中间产品间的替代弹性。本文对模型(3)求导,可以得出第 j 种中间产品需求的函数表达式为: $Y_t(j) = \left(\frac{P_t(j)}{P_t} \right)^{-\varepsilon} Y_t$ 。假设最终产品市场是完全竞争的,且满足零利润条件,可以得到最终产品的价格表达式: $P_t = \left(\int_0^1 P_t(j)^{1-\varepsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ 。本文为中间产品生产部门设置科布道格拉斯(C-D)生产函数,中间品厂商处于垄断竞争的市场,因此,最小化它们的生产成本($Cost$):

$$\min Cost = fik \times w_t L_t(j) + fik \times r_t^k S_t^s(j) + fis \times r_t^s S_t^c(j) \quad (4)$$

$$\text{s. t. } Y_t(j) = A_t K_t(j)^\alpha L_t(j)^{1-\alpha} \quad (5)$$

$$K_t(j) = (1 - r_t^k fik) S_t^c(j) + (1 - r_t^s fis) S_t^s(j) \quad (6)$$

其中, $Y_t(j)$ 是中间产品生产部门的生产函数, α 是资本份额, A_t 代表全要素生产率,并且遵循AR(1)过程: $\ln A_t = \rho_a \ln A_{t-1} + \varepsilon_{a,t}$ 。 r_t^k 是企业从银行借款的利率, r_t^s 是企业非银行金融部门借款的利率, S_t^c 是从银行借款的规模, S_t^s 是从非银行金融部门借款的规模, fik 是信贷摩擦系数, fis 是非金融机构摩擦系数。

本文使用模型(4)、(5)、(6)构建中间产品生产商的拉格朗日算式,并对 $L_t(j)$ 、 $K_t(j)$ 以及边际成本 mc_t 求一阶偏导,可以得到劳动的一阶条件为: $w_t = \frac{1}{fik} mc_t (1-\alpha) A_t K_t(j)^\alpha L_t(j)^{-\alpha}$,银行贷款利率的一阶条件为: $r_t^k = \frac{1}{fik} mc_t \alpha A_t (S_t^c + S_t^s)^{\alpha-1} L_t(j)^{1-\alpha}$,企业从非银行金融部门借款的利率: $r_t^s = \frac{1}{fik} mc_t \alpha A_t (S_t^c + S_t^s)^{\alpha-1} L_t(j)^{1-\alpha}$ 。

在本模型中,中间产品生产商是垄断竞争的,使用 Calvo (1983) 的交错定价原则来建模,引入价格粘性,所有调价企业调整后的共同价格为:

$$P_t^\# = P_t(j) = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} \frac{E_t \sum_i (\varphi\beta)^i u'(C_{t+i}) mc_{t+i} P_{t+i}^\varepsilon Y_{t+i}}{E_t \sum_i (\varphi\beta)^i u'(C_{t+i}) P_{t+i}^{\varepsilon-1} Y_{t+i}} \quad (7)$$

其中, $P_i^{\#}$ 是共同价格, ε 是不同中间产品间的替代弹性, φ 是价格粘性, E_t 是期望算子。

(三) 银行部门

为简化模型,假设银行的资金来源包含两个部分,一部分是自有资本,另一部分来源于居民存款。由于银行资金一般投向企业部门和非银行金融机构部门,构成传统银行信贷(企业贷款)和非传统信贷,所以模型中引入传统银行部门和非银行金融机构部门。随着新技术的开发与应用,数字经济蓬勃兴起,数字化变革促使银行内部出现资产数字化,形成数字资产。本文在银行部门引入资产数字化因素,包含数字资产比例、监管约束系数、非银行金融机构部门摩擦、厂商借贷摩擦。基于以上分析,当银行资产数字化之后,资金投向企业部门、非银行金融机构部门和数字资产。

本文假设银行的存款与自有资本之和不超过银行传统贷款、数字资产以及非传统信贷的总和,因此银行预算约束的表达式为: $D_t + n_t = di \times S_t^c + (1 - di)S_t^c + ZG_t$ 。在模型中,存在数字资产比例 $(1 - di)$ 、非银行金融机构部门摩擦 (fis) 、厂商借贷摩擦 (fik) 、监管约束系数 $(fi\eta)$ 。在银行进行数字化之前,假设数字资产投入为 0,此时 di 的值为 1,银行资产仅有企业贷款和非银行金融机构信贷。通过使用上市银行的数据,参考祁怀锦等(2020)的思路,估算 2002 年至 2020 年银行数字化投入比例,发现近年来银行数字化投入比例约为 3% 左右。为了方便计算,本文假设银行增加 3% 的数字资产投入, di 变为 0.97,此时银行的资产包含企业贷款、数字资产以及非传统信贷。银行数字化后,在资本充足率约束上会产生以下两方面变化:一方面,由于资本充足率一般盯住传统信贷,忽略数字资产,资本缺口会降低,因此,数字化后的监管资本要求会有所降低;另一方面,数字化会降低银行的信贷摩擦,监管约束降低,假设 $fi\eta$ 降低 1%,数字化后 $fi\eta$ 变为 0.99。因此,银行的利润方程为:

$$\begin{aligned} \pi_{bank} = & D_t - (1 + r_{t-1}^d)D_{t-1} + (1 + r_t^k) \times di \times S_{t-1}^c \times ct_t - S_t^c \\ & + (1 - \Gamma_t) \times (1 + r_{t-1}^a) \times ZG_t - ZG_t - PN(X_t) \end{aligned} \quad (8)$$

其中, n 是银行资本, S 是银行传统贷款, ZG 是非传统信贷, Γ_t 是非银行金融机构的违约率, di 是企业贷款所占的比例, $1 - di$ 是数字资产所占的比例, ct_t 是贷款收回比例, PN 是惩罚函数, X 是资本缺口,资本缺口的表达式为: $X_t = n_t - di \times fi\eta \times \eta_t \times S_t^c$ 。

关于宏观审慎监管的设定,本文参考 Feve et al. (2019)、瞿凌云(2019)的研究,设定惩罚函数的表达式为: $PN(X_t) = -P_a \ln(1 + P_b X_t)$,其中 P_a 和 P_b 是惩罚系数。基于惩罚函数的公式设定,将惩罚函数对资本缺口求导,可以得到: $\partial PN(X_t) / \partial X_t = -P_a P_b / (1 + P_b X_t)$,说明在 P_a 和 P_b 乘积不变的条件下, P_b 越小,惩罚力度越大。

同时将银行资本充足率(η_t)设置为信贷增速与 GDP 增速的偏离程度:

$$\eta_t = fi\eta \times \eta_0^{(1-\rho_\eta)} \times \eta_{t-1}^{\rho_\eta} \left(\frac{Loan_t / Loan_{t-1}}{GDP_t / GDP_{t-1}} \right)^{1-\rho_\eta} \times \varepsilon_{\eta_t} \quad (9)$$

其中, η_0 是资本充足率的稳态值, $fi\eta$ 是监管系数。联立方程(8)、(9),分别对存款、企业贷款、非银行金融部门信贷求一阶条件。参考马勇和付莉(2020)关于违约企业回偿率的设定,本文假设企业的回偿率冲击在 $[a, b]$ 上服从均匀分布,当回偿率小于 fm 时,企业发生违约,所以正常收回贷款的比例(ct_t)的行为方程为:

$$ct_t = \frac{(1 + r_t^k) \times (1 - rkk_t) + \int_a^{fm} (O \times q_t \times fmx) \times \frac{1}{b-a} d(fmx)}{1 + r_t^k} \quad (10)$$

$$risk = \frac{(1 - ct_t) \times di \times SC_t + \Gamma_t \times ZG_t}{SC_t + ZG_t} \quad (11)$$

其中, fm 的表达式为: $fm = (1 + r_t^k) / (O \times q_t)$, rkk_t 的表达式为: $rkk_t = (fm - a) / (b - a)$, O 是抵

押物覆盖率; q_t 是抵押物整体回偿率,抵押物整体回偿率冲击服从一阶自回归; fmx 是特定厂商的回偿冲击; rkk 是企业的债务违约风险; $risk$ 是银行的不良贷款率,银行的不良贷款率越高,风险越大。

(四) 非银行金融机构部门

本文重点分析银行部门承担的风险问题,银行的资金投向企业部门和非银行金融机构部门,因此非银金融机构对银行的风险产生影响。借鉴瞿凌云(2019)的研究,假设非银行金融机构部门通过发行产品的方式获取资金 ZG_t ,产品的利率为 r_t^a ,单位成本为 a ,其将资金 S_t^s 出借给企业,从而获得收益,资金出借利率为 r_t^s , Γ_t 是违约率,假设违约率遵循 AR(1) 过程。因此,非银行金融机构部门的利润方程和约束条件为:

$$\pi_{t+1} = (1 + r_{t+1}^s) \times S_t^s - (1 + r_t^a) \times (1 - \Gamma_t) \times ZG_t \quad (12)$$

$$s. t. \quad S_t^s = (1 - a) \times ZG_t \quad (13)$$

(五) 中央银行

假设中央银行采取价格型货币政策规则,且货币供给的增长率遵循 AR(1) 过程,其中, ρ_i 表示利率变动的持续效应, i 为稳态时的实际利率, ρ_π 是通货膨胀缺口系数, ρ_x 是产出缺口系数, $\varepsilon_{i,t}$ 代表利率冲击, π 代表稳态通货膨胀率, $\hat{X} = \ln X_t - \ln X$, $\ln X_t$ 定义为产出缺口,具体方程如下所示:

$$\dot{i}_t = (1 - \rho_i)i + \rho_i \dot{i}_{t-1} + (1 - \rho_i)(\rho_\pi(\pi_t - \pi) + \rho_x \hat{X}) + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

基于以上分析,本文的宏观审慎政策工具主要有两种:一种是资本充足率,如方程(9)所示;另一种是贷款价值比,即抵押物整体回偿率(q_t),冲击符合一阶自回归。此外,在进一步讨论中,本文参考 Chang et al. (2019) 的研究,增加动态准备金率调控方程,具体如下:

$$sst_t = (1 - sst_0)sst_t + sst_0 sst_t + sst_x \log(\pi_t/\pi) + sst_y \log(Y_t/Y_{t-1}) + \varepsilon_{sst} \quad (15)$$

其中, sst_t 是动态法定存款准备金率, sst_0 是准备金率对于上一期准备金率的反应系数, sst_1 是法定存款准备金率的稳态值, sst_x 是法定存款准备金率对通货膨胀缺口的反应系数, sst_y 是法定存款准备金率对产出缺口的反应系数, ε_{sst} 是法定存款准备金率冲击。

(六) 政府部门

政府的名义预算约束为:

$$0 \leq P_t T_t + M_t - M_{t-1} \quad (16)$$

因此,一次性总付税必须满足: $T_t = -(M_t - M_{t-1})/(P_t)$ 。

(七) 均衡条件

在市场均衡条件下,须满足: $\Pi_t/P_t = \int_0^1 \frac{P_t(j)}{P_t} Y_t(j) dj - w_t L_t - r_t^k K_t - PN(X_t) - \alpha \times ZG_t$ 。

具体而言,劳动市场通过家庭和厂商部门的设置达到均衡,金融市场通过家庭、厂商、传统银行部门、非银行金融部门和政府部门的设置达到均衡,均衡方程如下所示:^①

$$Y_t = C_t + I_t + PN(X_t) + a \times ZG_t \quad (17)$$

三、参数校准与估计

(一) 数据的选取

本文数据的时间跨度为 2002 年第一季度到 2020 年第四季度,选取以下变量进行贝叶斯估计:GDP 季度数据(Y_t)、CPI 指数(π_t)、银行间同业拆借 7 天加权平均利率(i)、M2(m)、总投资(I)。数据来源于中国人民银行、国家统计局网站与 Wind 数据库。所有数据均经季节调整及 HP 滤波去趋势处理,以保证数据平稳性。

① 考虑到文章篇幅,此处不再赘述(需要可向作者索取)。

(二) 参数的设定

为进一步对模型进行数值模拟,需要参数化模型。本文对模型中存在的系数进行赋值,以提高模型的真实性及与实际经济的拟合性。主要采用两种方法进行参数赋值:一是借鉴已有文献,对部分参数进行赋值;二是使用贝叶斯估计法,通过设置先验分布,将模型和实际数据进行拟合得到参数的数值。参考马亚明和刘翠(2014)的研究,将家庭部门的贴现因子 β 设定为0.9;消费偏好设定为1(Iacoviello,2005);劳动供给弹性的倒数设定为0.5(马勇和王芳,2018);劳动的负效应系数设定为1;家庭所持有的实际货币余额在家庭效用函数中的权重设定为1;资本折旧率设定为0.08,非金融部门产品发行成本设定为0.03,惩罚函数参数 P_a 设定为47.6,惩罚函数参数 P_b 设定为0.001(瞿凌云等,2019);回偿率冲击分布范围设定为1至1.36(Taylor & Zilberman,2016);资本份额设定为0.35,劳动份额设定为0.65,价格粘性参数设定为0.75(刘斌,2010);不同中间产品间的替代弹性设定为6(王君斌和王文甫,2010);稳态时的通货膨胀率为0;其余未校准的参数,本文使用贝叶斯估计对参数进行赋值。

表1 参数校准

参数	解释意义	校准值	参数	解释意义	校准值
β	家庭部门的贴现因子	0.900	α	资本份额	0.350
σ	消费偏好	1.000	$1 - \alpha$	劳动份额	0.650
η	劳动供给弹性的倒数	0.500	ϕ	价格粘性	0.750
ψ	劳动的负效应系数	1.000	ε	不同中间产品间的替代弹性	6.000
θ	家庭所持有的实际货币余额在家庭效用函数中的权重	1.000	π	稳态时的通货膨胀率	0
δ	资本折旧率	0.080	fis	非银行金融机构部门摩擦	0.800
a	非金融部门产品发行成本	0.030	fik	厂商借贷摩擦	0.800
P_a	惩罚函数参数1	47.600	di	数字资产份额	0.030
P_b	惩罚函数参数2	0.001	[a,b]	回偿率冲击分布的范围	[1,1.360]

(三) 贝叶斯估计

对于未校准的参数,本文使用贝叶斯估计法设定。表2是模型的贝叶斯估计情况,其中,“数字化后1”代表基准模型中 fim 变为0.8后的模型贝叶斯估计结果,“数字化后2”代表基准模型中 fim 、 di 等系数均发生改变后的模型贝叶斯估计结果。通过分析表2可以看出,后验分布与先验分布具有差异性,能够进行下一步的数值模拟分析。

表2 部分参数的贝叶斯估计值

	参数	先验分布		后验分布		
		分布	均值	均值	方差	置信区间
数字化前	ρ_a	Beta	0.950	1.000	0.023	[0.999,1.000]
	ρ_i	Gamma	0.800	0.954	0.200	[0.945,0.962]
	ρ_r	Beta	0.500	0.513	0.050	[0.451,0.581]
	ρ_η	Beta	0.125	0.143	0.020	[0.108,0.169]
	ρ_q	Beta	0.500	0.482	0.200	[0.237,0.812]
	σ_a	Inv gamma	0.010	0.255	Inf	[0.223,0.295]
	σ_i	Inv gamma	0.010	0.114	Inf	[0.098,0.123]
	σ_r	Inv gamma	0.010	0.008	Inf	[0.004,0.013]
	σ_η	Inv gamma	0.010	0.011	Inf	[0.002,0.028]
	σ_q	Inv gamma	0.010	0.058	Inf	[0.051,0.065]

续表 2

	参数	先验分布		后验分布		
		分布	均值	均值	方差	置信区间
数字化后 1	ρ_a	Beta	0.950	1.000	0.023	[0.999, 1.000]
	ρ_i	Gamma	0.800	0.954	0.200	[0.940, 0.963]
	ρ_r	Beta	0.500	0.507	0.050	[0.450, 0.587]
	ρ_η	Beta	0.125	0.141	0.020	[0.110, 0.182]
	ρ_q	Beta	0.500	0.454	0.200	[0.207, 0.721]
	σ_a	Inv gamma	0.010	0.244	Inf	[0.210, 0.278]
	σ_i	Inv gamma	0.010	0.115	Inf	[0.105, 0.134]
	σ_r	Inv gamma	0.010	0.005	Inf	[0.003, 0.008]
	σ_η	Inv gamma	0.010	0.008	Inf	[0.003, 0.015]
	σ_q	Inv gamma	0.010	0.059	Inf	[0.050, 0.067]
数字化后 2	ρ_a	Beta	0.950	1.000	0.023	[0.999, 1.000]
	ρ_i	Gamma	0.800	0.968	0.200	[0.958, 0.976]
	ρ_r	Beta	0.500	0.492	0.050	[0.406, 0.574]
	ρ_η	Beta	0.125	0.168	0.020	[0.133, 0.209]
	ρ_q	Beta	0.500	0.537	0.200	[0.214, 0.858]
	σ_a	Inv gamma	0.010	0.385	Inf	[0.314, 0.443]
	σ_i	Inv gamma	0.010	0.161	Inf	[0.143, 0.178]
	σ_r	Inv gamma	0.010	0.006	Inf	[0.003, 0.009]
	σ_η	Inv gamma	0.010	0.006	Inf	[0.003, 0.009]
	σ_q	Inv gamma	0.010	0.334	Inf	[0.282, 0.401]

(四) 传导机制分析

基于以上理论模型,本文通过参数设定与数值模拟进行传导机制分析。图 1 展示了资产数字化发展环境下,各冲击对企业违约率、企业贷款(企业从银行获得的信贷资金,下文同)以及银行风险等变量的影响。从图 1 中可以看出,技术冲击和非银行金融部门违约率冲击会对企业违约率和企业贷款产生正向影响,伴随着企业违约概率的上升,风险通过银行信贷途径传导至银行部门,银行风险受到持续的正向冲击,银行风险水平上升。资本充足率冲击、回偿率冲击和货币政策冲击会在期初时对企业违约率产生负向冲击,随着时间的推移,冲击由负转正,并逐步趋于稳态值;资本充足率冲击、回偿率冲击以及货币政策冲击均会在期初对企业贷款产生负向影响,对企业违约率产生负向影响,这种影响会直接影响银行风险,导致银行风险在期初受到负向冲击。基于以上分析,可以发现,随着资产数字化的发展,货币政策、宏观审慎政策等冲击会通过银行信贷途径作用于银行风险。随着经济的数字化转型发展,银行信贷业务的存在形式和营运方式也在发生转变,为更加深入地研究资产数字化、银行风险与“双支柱”之间的关系,本文进一步在模型中变动资产数字化以及监管强度参数,对比分析不同数字化水平、不同监管强度以及不同政策组合下,银行风险的变化情况。

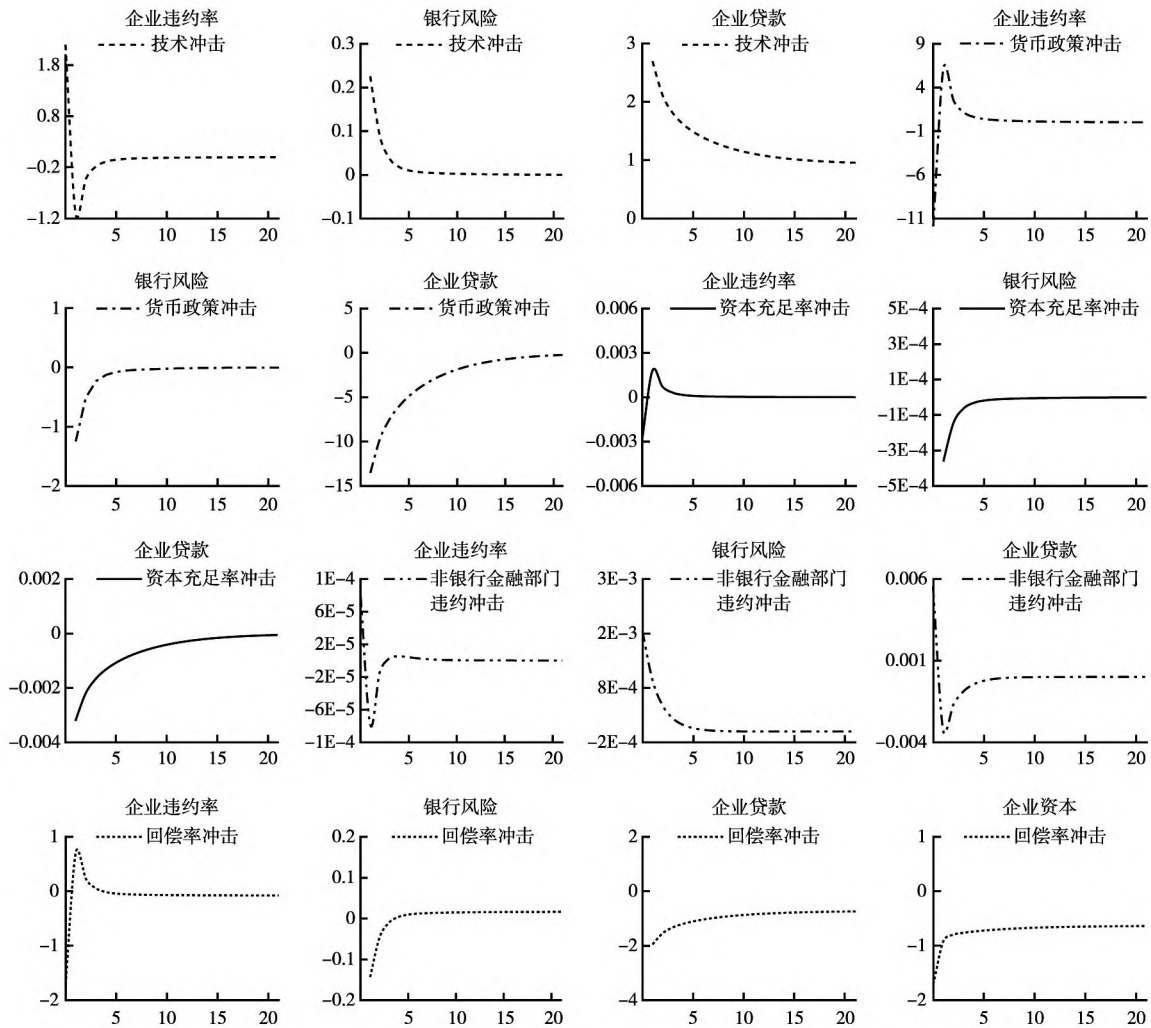


图1 传导机制分析

四、动态均衡模拟分析

本文引入资产数字化系数以刻画银行资产数字化的影响。资产数字化系数使用现金替代摩擦、数字资产比例、非银行金融机构部门摩擦、厂商借贷摩擦、监管约束系数来衡量。参考谢星等(2020)的研究,对模型数字化系数进行设定。其中,模型1代表数字化之前,数字化系数均设为1,银行不持有数字资产;模型2代表银行外部数字化,现金替代摩擦设为0.8,其余数字化系数为1,在此情况下居民持有现金会降低其效用水平;模型3代表银行外部数字化与内部资产数字化,现金替代摩擦设为0.8,数字资产比例设为0.03,非银行金融机构部门摩擦设为0.8,厂商借贷摩擦设为0.8,监管约束系数设为0.99。

(一)资产数字化与银行风险

本文对已构建的模型进行脉冲响应模拟分析。在一单位正向的技术冲击下,银行风险会在期初受到正向冲击。相比于模型1、2,模型3受到的正向冲击较小,说明资产数字化有利于缓解技术冲击对银行风险的影响。在一单位正向的回偿率冲击下,银行风险受到较为明显的负向冲击,这可能是由于一单位正向的回偿率冲击会提高企业抵押物的变现能力,增加企业的生产能力,带来正向

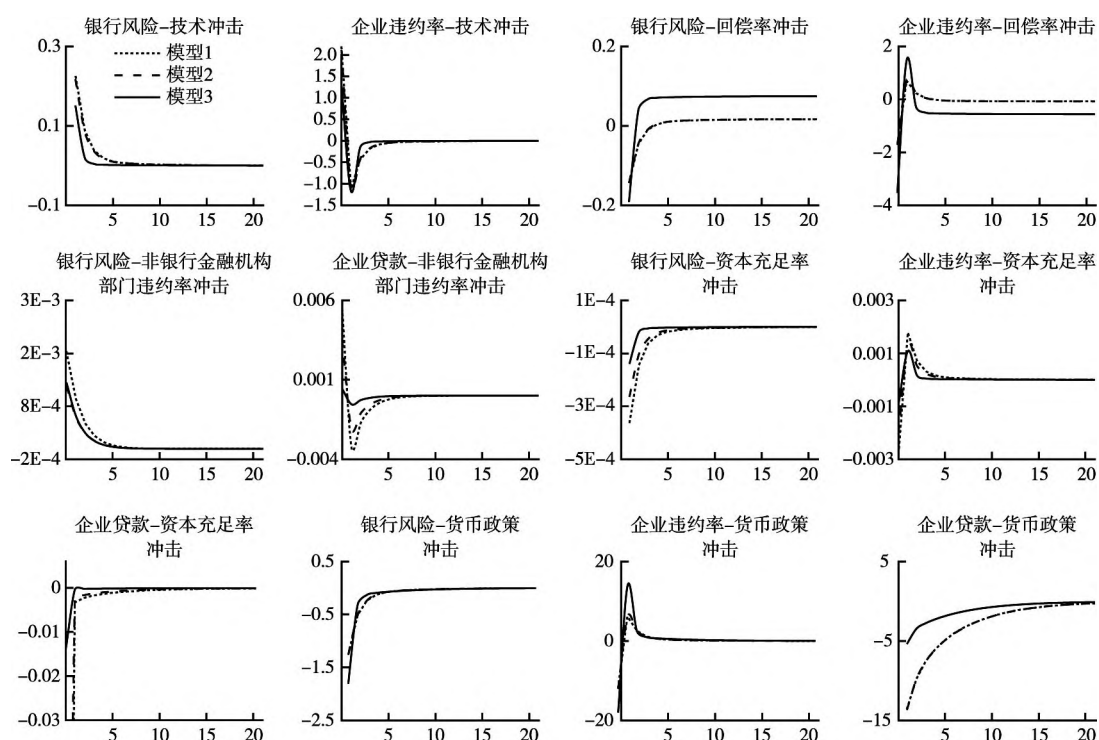


图2 资产数字化与银行风险

的产出效应。模型3中的银行风险在期初受到回偿率的负向冲击更大,说明数字化有利于降低银行的风险水平。在一单位资本充足率冲击下,银行的风险会在期初受到负向影响。对比模型1、2、3,可以看出,数字化有利于降低冲击对银行风险的影响。这主要是由于银行数字化水平提高会改善信息获取能力,进而有助于甄别选择违约概率较低的优质企业。在一单位非银行金融机构部门违约率冲击下,银行风险会受到正向冲击,可能是由于银行与非银行金融机构部门联系密切,当非银行金融机构部门的违约率上升时,其偿还银行本息的能力下降,因此,非银行金融机构部门违约冲击会增大银行损失。对比于模型1、2,模型3中的银行风险受到的非银行金融机构部门违约率冲击较小,说明数字化有利于缓解非银行金融机构部门违约率冲击对银行风险的正向影响。可能的解释在于,数字资产比例的增加带来了非银行金融机构部门的摩擦降低,进而缓解了银行风险。在一单位正向的货币政策冲击下,银行风险会受到负向影响,其中模型3在期初受到较为明显的负向冲击。对比图1、2、3,可以看出,在一单位利率冲击下,数字化后银行风险降低得更明显,说明数字化有利于提高货币政策有效性,降低银行风险水平。

(二)不同政策组合下的银行风险

本文进一步引入监管强度因素,监管强度使用惩罚函数的惩罚力度进行衡量。为更好地比较不同惩罚力度、不同数字化水平以及不同政策组合下的银行风险变化,本文重新设定基准模型1、模型2、模型3,并使用数值模拟的方法,绘制对应的脉冲响应图。首先,关于不同惩罚力度,前文参考已有学者的研究,将惩罚函数的参数 P_b 设定为0.001, P_a 与 P_b 的乘积为0.05(瞿凌云等,2019),为降低惩罚函数的力度,将 P_b 值变动为0.2, P_a 与 P_b 的乘积不变(Feve et al.,2019);其次,本文变动数字化系数,将模型划分为数字化之前与数字化之后,系数设定与前文一致;最后,关于不同政策组合,主要对比分析仅有货币政策的模型与“双支柱”模型,具体分析如下。

图3展示了不同政策组合下各冲击对银行风险的影响。其中,政策1代表模型中仅存在货币政策且惩罚系数 P_b 等于0.2;政策2代表模型中同时存在货币政策与宏观审慎政策且惩罚系数 P_b

等于 0.001;政策 3 代表模型中同时存在货币政策与宏观审慎政策且惩罚系数 P_b 等于 0.2。从图中可以看出,数字化之前,在技术冲击和非银行金融机构违约率冲击下,当惩罚系数相同时,“双支柱”政策模型的曲线波动率较小,说明“双支柱”政策能够缓解技术冲击和非银行金融机构违约率冲击对银行风险产生的正向影响;当模型中的监管政策相同时,惩罚力度越大,曲线波动越大,尤其是面对货币政策冲击时,惩罚力度越大,银行的风险水平降低得越明显。银行数字化之后,货币政策冲击以及回偿率冲击对银行风险产生负向影响,而技术冲击和非银行金融机构部门违约冲击对银行风险产生正向影响。这说明,相比于单货币政策以及低惩罚力度的“双支柱”政策,监管政策的加强可以增加货币政策冲击对银行风险的缓释作用,缩短技术冲击对银行风险的正向作用时间。基于以上分析可以得出,“双支柱”监管框架有助于防范银行风险,而数字化发展有利于提高“双支柱”调控对银行风险的约束作用。

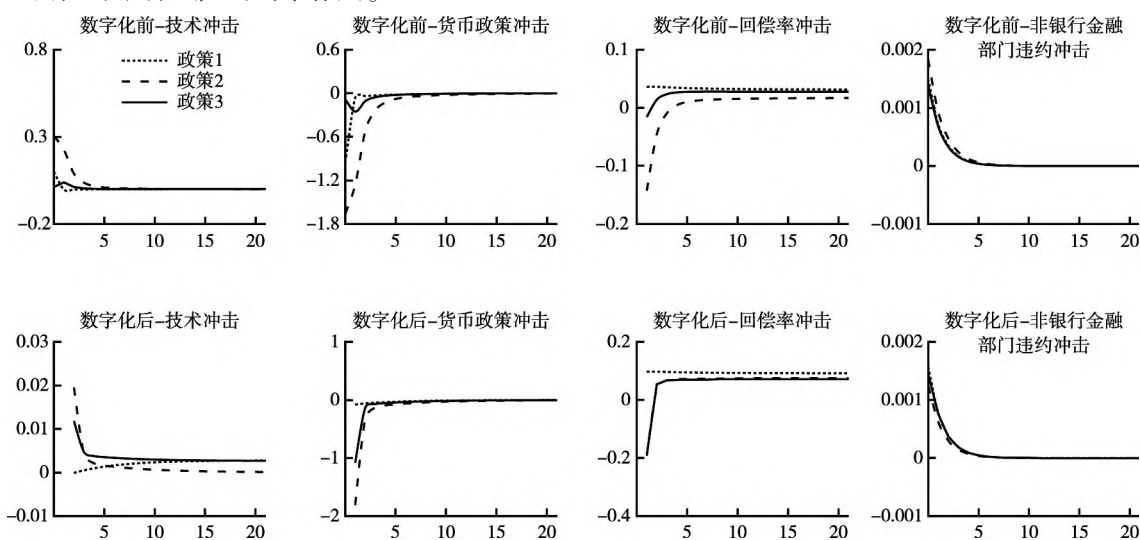


图 3 不同政策组合下的银行风险

(三) 福利分析

为进一步研究不同政策组合下的福利变化,本文参考 Galí (2008),使用平均福利损失水平来计算福利损失函数 W_t ,如方程(18)所示:

$$W_t = -\frac{1}{1-\beta} \{ \lambda_1 \text{var}(\pi_t) + \lambda_2 \text{var}(y_t) + \lambda_3 \text{var}(\text{risk}_t) \} \quad (18)$$

其中, β 为贴现因子, π 为通货膨胀率, y 为产出缺口, risk 为银行的不良贷款率, λ 为权重。

表 3 不同冲击下各货币政策的福利损失

冲击来源	政策组合	σ_y	σ_{risk}	σ_π	福利损失 1	福利损失 2	福利损失 3
总冲击	仅价格型货币政策	0.018	0.003E-1	0.002E-1	0.189	0.190	0.370
	数量型货币政策 + 宏观审慎政策	0.017	0.049E-3	0.001E-1	0.170	0.169	0.336
	价格型货币政策 + 宏观审慎政策	0.017	0.006E-1	0.004E-1	0.180	0.182	0.341
技术冲击	仅价格型货币政策	0.331	0.006E-1	0.0013	0.033	0.033	0.066
	数量型货币政策 + 宏观审慎政策	0.134	0.004E-3	0.008E-1	0.014	0.014	0.027
	价格型货币政策 + 宏观审慎政策	0.087	0.001	0.002	0.009	0.009	0.018
回偿率冲击	仅价格型货币政策	0.925	0.010	0.007	0.095	0.095	0.187
	数量型货币政策 + 宏观审慎政策	1.098	0.004	0.007	0.112	0.111	0.221
	价格型货币政策 + 宏观审慎政策	0.274	0.011	0.007	0.030	0.030	0.057

注:福利损失 1:当 $\lambda_1 = 1, \lambda_2 = 1, \lambda_3 = 2$;福利损失 2:当 $\lambda_1 = 1, \lambda_2 = 2, \lambda_3 = 1$;福利损失 3:当 $\lambda_1 = 2, \lambda_2 = 1, \lambda_3 = 1$ 。

表3中的福利损失结果表明,模型中的外生冲击均会对全社会造成一定的福利损失。在总冲击下,当央行仅使用价格型货币政策调控时,最小的福利损失为0.189;当央行同时使用货币政策与宏观审慎政策时,最小的福利损失为0.169,福利损失降低10.571%。在技术冲击和回偿率冲击下,央行同时使用宏观审慎政策与价格型货币政策时,社会福利损失最低;具体而言,在技术冲击下,当央行仅使用价格型货币政策调控时,最小的福利损失为0.033,当央行同时使用货币政策与宏观审慎政策时,最小的福利损失为0.009,福利损失降低72.672%,说明“双支柱”调控能够显著降低技术冲击对社会福利带来的不利影响;在回偿率冲击下,当央行仅使用价格型货币政策调控时,最小的福利损失为0.095,当央行同时使用货币政策与宏观审慎政策时,最小的福利损失为0.030,福利损失降低68.493%。基于以上分析可以得出,在大部分情况下,宏观审慎政策的加入能够降低社会的福利损失,尤其是当政策当局关注银行的不良贷款率时,宏观审慎政策对社会福利的改善作用更明显。

(四)敏感性分析

本文变动参数 f_{im} 的取值范围,将其调整为0.45作为敏感性分析。脉冲响应如图4所示。图4代表不同外部数字化水平下各冲击对银行风险的影响。 f_{im} 等于1的曲线,代表数字化前冲击对银行风险的影响,参数设定如下:现金替代摩擦为1,其余各参数同样为1; f_{im} 等于0.8以及 f_{im} 等于0.45的曲线,代表数字化后冲击对银行风险的影响,现金替代摩擦分别设置为0.8和0.45,其余各参数设定为:数字资产比例0.03,非银行金融机构部门摩擦0.8,厂商借贷摩擦0.8,监管约束系数0.99。从图4中可以看出,资本充足率冲击、货币政策冲击以及回偿率冲击均会对银行风险产生负向影响,且随着现金替代摩擦 f_{im} 增大,负向影响有所降低。技术冲击和非银行金融部门违约率冲击会对银行风险产生显著的正向影响,且随着现金替代摩擦 f_{im} 降低,正向影响有所降低,说明银行外部数字化水平提升有助于缓解冲击对风险的影响。基于以上分析可以得出,资产数字化发展有利于缓解冲击对风险的影响。

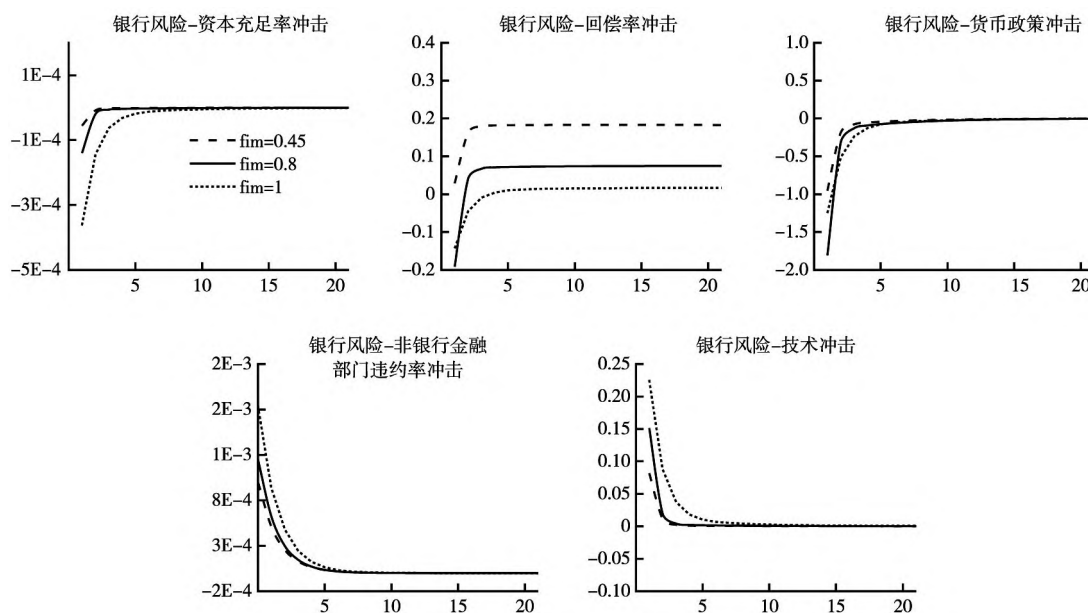


图4 敏感性分析

五、进一步讨论

本部分将从监管范围的扩大、宏观审慎监管工具的增加以及消费冲击的引入三个方面进行拓展分析。首先,随着数字金融的快速发展,其相关的监管真空问题不断显现,政府与监管部门由此会扩大监管范围以应对数字化风险。例如,微粒贷、京东白条、花呗等平台贷款层出不穷,平台贷款风险逐渐暴露,国家市场监督管理总局在2021年10月发布了《互联网平台分类分级指南(征求意见稿)》和《互联网平台落实主体责任指南(征求意见稿)》,扩大对数字化平台的监管范围和监管强度。因此,本文在进一步讨论中,研究宏观审慎政策的监管范围是否会影响资产数字化与银行风险之间的关系。其次,前文讨论了时变资本充足率这一宏观审慎监管工具的宏观调控效果。为了对比分析不同宏观审慎监管工具的作用效果,本文在模型中引入动态法定存款准备金率的行为方程,研究动态法定存款准备金率冲击对资产数字化与银行风险之间关系的影响。最后,本文使用的数据范围是从2002年至2020年,包含了疫情冲击的影响。因此,本文引入与疫情相关的消费冲击。

(一) 扩大监管范围

为研究宏观审慎政策监管范围对银行风险的影响,本文更改了时变资本充足率的行为方程,使资本缺口盯住银行传统信贷以及非银行金融机构部门信贷。资本缺口的方程变更为以下形式: $X_t = n_t - di \times fi\eta \times \eta_t \times (S_t^c + ZG_t)$,非银行金融机构部门的约束条件变为: $S_t^s = (1 - a) \times (1 - \eta_t) \times ZG_t$ 。同时,银行部门的一阶条件发生变化:

$$1 - \frac{P_a P_b}{1 + P_b(S_t^c + ZG - fi\eta D_t - di \times fi\eta \times \eta_t(S_t^c + ZG_t))} = \beta \times \frac{C_t}{C_{t+1}} \times (1 + r_t^d) \quad (19)$$

$$1 - \frac{(1 - di \times fi\eta \times \eta_t) P_a P_b}{1 + P_b(S_t^c + ZG - fi\eta D_t - di \times fi\eta \times \eta_t(S_t^c + ZG_t))} = \beta \times \frac{C_t}{C_{t+1}} \times (1 + r_t^k) \times ct_t \times di \quad (20)$$

$$1 - \frac{P_a P_b}{1 + P_b(S_t^c + ZG - fi\eta D_t - di \times fi\eta \times \eta_t(S_t^c + ZG_t))} = \beta \times \frac{C_t}{C_{t+1}} \times (1 + r_t^a) \times (1 - \Gamma_{t+1}) \quad (21)$$

非银行金融机构部门的行为方程也发生变化,约束条件变为:

$$s. t. \quad S_t^s = (1 - a) \times (1 - \eta_t) \times ZG_t \quad (22)$$

一阶条件为:

$$(1 - \Gamma_t) \times (1 + r_t^a) = (1 - a) \times (1 - \eta_t) \times (1 + r_{t+1}^s) \quad (23)$$

图5展示了监管范围变化下政策冲击对银行风险的影响。从图5中可以看出,数字化后,宏观审慎政策监管范围扩大,使得宏观审慎政策冲击对银行风险的影响更大,而货币政策冲击对银行风险的影响则变化不大。这可能是由于,当宏观审慎政策监管范围扩大时,非银行金融机构部门从传统银行获得的资金将受到资本充足率的监管,此举有效制约了银行部门规避监管的投机行为。尤其是在银行资产数字化的背景下,一方面,大数据、人工智能的应用,使传统资产表现出数字化的特征,降低了信贷摩擦;另一方面,资产数字化有利于建立多样化的智能风险防控系统,提高了监管效率。因此,宏观审慎政策监管范围扩大有助于降低银行风险。非银行金融机构部门违约率冲击均对银行风险产生正向影响。数字化前,宏观审慎政策监管范围扩大,有助于缓解非银行金融机构部门违约率冲击对银行风险产生的正向影响;而数字化后,宏观审慎政策监管范围扩大对非银行金融机构部门违约率影响不大。这可能是由于,数字化前,当宏观审慎政策监管

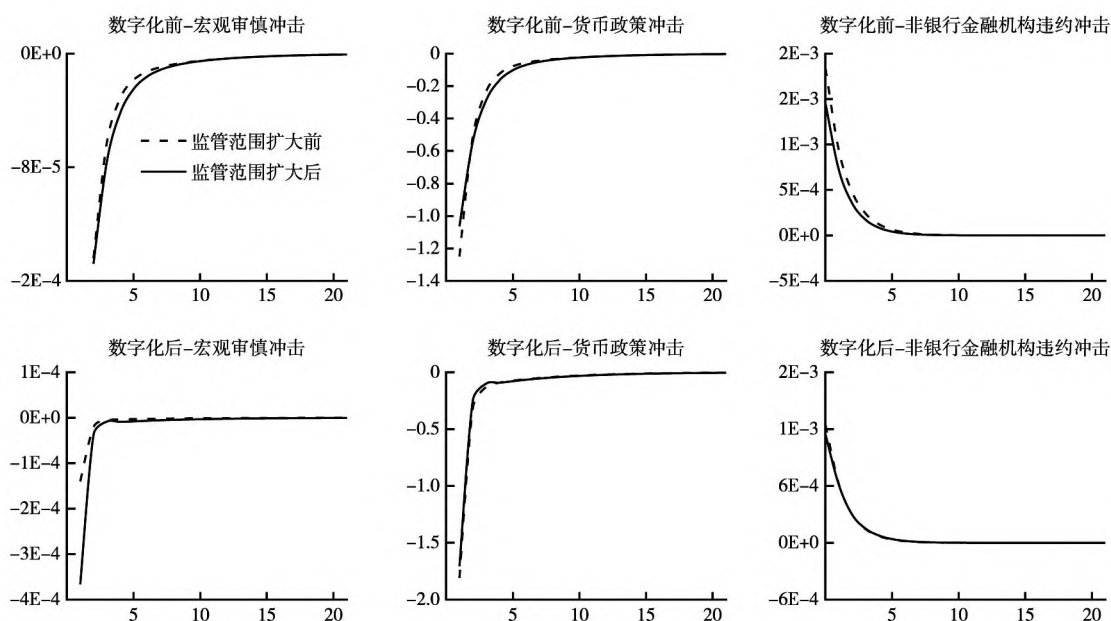


图5 监管范围变化下的政策冲击

范围扩大时,非银行金融机构部门从传统银行获得的资金将受到资本充足率的监管,此举限制了非银行金融机构部门的资金规模;而资产数字化后,信贷摩擦降低,监管效率已经得到提升。因此,在一单位非银行金融机构部门违约率冲击下,宏观审慎监管范围扩大对银行风险的缓释效果不明显。基于以上分析可以发现宏观审慎政策监管范围扩大有助于弱化非银行金融机构部门违约率冲击对数字化前银行风险的正向影响,同时增强宏观审慎政策冲击对数字化后银行风险的负向影响。

(二) 增加宏观审慎监管工具

本文对模型进行调整,增加动态法定存款准备金率这一宏观审慎工具,如方程(15)所示。图6显示的是不同数字化水平下,各个变量对法定存款准备金率冲击的反应。从图中可以看出,在一单位标准差的正向法定存款准备金率冲击下,模型1和模型2的总收入会在期初受到正向冲击,随着时间的推移,冲击由正转负,而在模型3中,总收入在期初受到的正向冲击较小,且波动程度较低,说明数字化有利于缓解冲击对总收入的不利影响。企业资本和企业贷款会在期初受到正向冲击。企业的债务违约率会在期初受到正向冲击,随着时间的推移,冲击由正转负。贷款利率在期初受到正向冲击,短期内正向冲击会转为负向,随着期数的增加,负向冲击逐渐趋于0,变量重新达到均衡值。在数字化后的模型中,企业资本、企业贷款以及总收入受到的冲击影响较小。从长期看,相比于模型1、2,模型3中法定存款准备金率冲击对总收入影响较小。银行风险会在期初受到正向冲击,随着时间的推移,冲击会逐渐增加再降低。银行风险受到的正向冲击,可能是由于期初的贷款利率受到正向冲击,企业贷款成本上升,企业违约率受到正向影响,因此,银行风险增加。相比于模型1、2,模型3中的银行风险在期初受到的正向冲击较小,可能是因为资产数字化后,银行提高了其抵御技术冲击的能力;但是模型3受到的正向冲击持续时间较长。相比于资本充足率和贷款价值比冲击,法定准备金率冲击对银行风险的影响较大,作用强烈且持续时间较长。因此,这时应当谨慎使用法定存款准备金率。

(三) 引入消费冲击

为引入与疫情相关的消费冲击,本文调整了家庭部门效用函数的货币模型(MIU)形式,具体方

程为:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(cc_t \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \psi \frac{L_t^{1+\eta}}{1+\eta} + \theta \times fim \times \ln\left(\frac{M_t}{P_t}\right) + X \times \ln(D_t) \right) \quad (24)$$

其中, cc_t 是消费偏好系数。在全球新冠肺炎疫情的背景下,居家隔离政策、需求疲软等都会作用于消费偏好系数,会对消费产生负向冲击。本文假设消费偏好系数服从 AR(1),消费偏好冲击服从期望为零,方差为 σ_{cc_t} 的白噪声分布, ρ_{cc_t} 为消费冲击的持续系数,具体如下:

$$\ln cc_t = \rho_{cc_t} \ln cc_{t-1} - \sigma_{cc_t} \quad (25)$$

从图6中可以看出,在一单位标准差的负向消费冲击下,总收入会在期初受到负向冲击,随着时间的推移,冲击由负转正。相比于模型1、2,模型3中的总收入在期初受到的负向冲击较小,且波动程度较低,说明数字化有利于缓解需求冲击对总收入的不利影响。资本和企业贷款以及企业违约率会在期初受到负向冲击。相比于模型1、2,模型3中的企业资本和企业贷款在期初受到的负向冲击较小且持续时间较短。贷款利率在期初受到负向冲击,短期内负向冲击转为正向,随着期数的增加,负向冲击逐渐趋于0,变量重新达到均衡值。从长期看,相比于模型1、2,模型3中消费冲击对总收入、企业贷款、企业资本影响较小。银行数字化前,银行风险在期初受到负向冲击,随着时间的推移,冲击由负转正。银行数字化后,风险受到冲击的影响较小。这可能是由于新冠肺炎疫情发生后,市场上的消费下降,信贷需求下降,银行信贷规模随之降低,由此缓解了一部分信贷风险,但随着企业违约率的上升,银行的风险敞口会增加。银行资产数字化后,拓宽的线上经营的渠道会在一定程度上抵消消费冲击对银行风险的影响。因此,资产数字化后的银行风险受到消费冲击的影响较小。

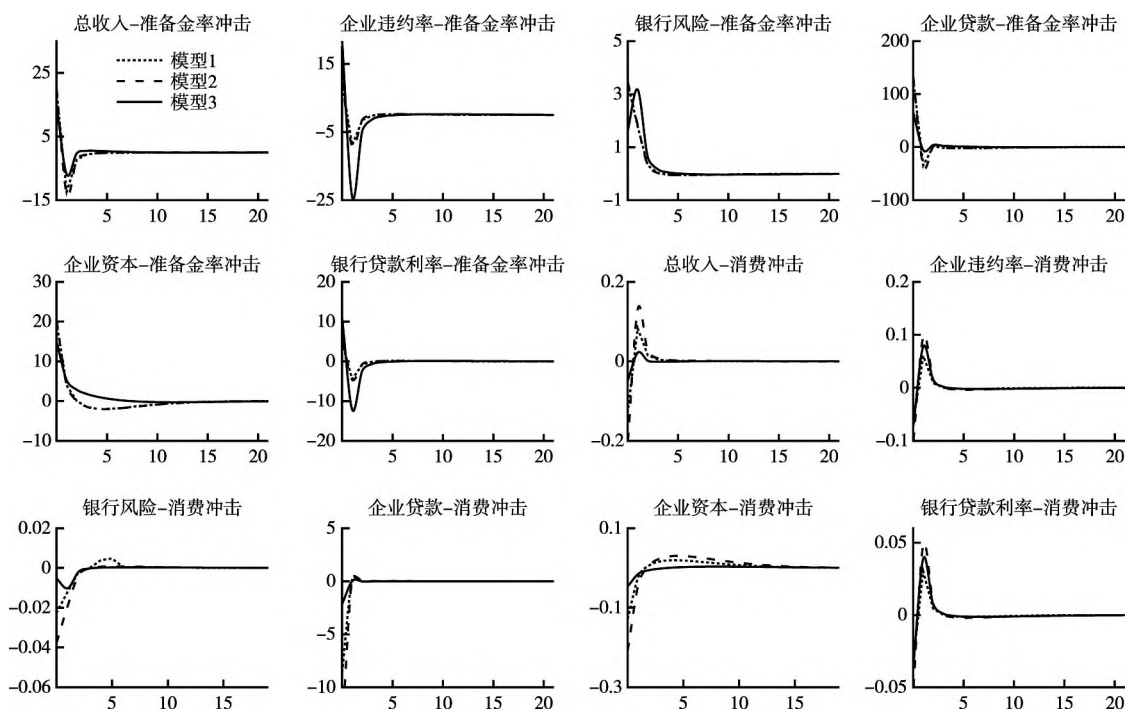


图6 各变量对准备金率冲击和消费冲击的反应

六、结论与建议

本文将资产数字化因素和监管因素引入动态随机一般均衡宏观经济模型,重点研究了资产数

字化与银行风险的关系,并探讨了“双支柱”调控对这一关系的影响。本文的模型包含家庭、企业、银行、非银行金融机构部门、中央银行和政府部门,在基准模型中引入资产数字化系数衡量资产数字化的影响。资产数字化系数主要分为两类:一类是银行外部数字化,包含现金替代摩擦;另一类是银行内部资产数字化,包含数字资产比例、监管约束系数、非银行金融机构部门摩擦、厂商借贷摩擦。此外,模型引入多种政策组合以及变动惩罚函数的系数来衡量监管强度。基于以上模型设定,通过多次模型调整和数值模拟,研究发现:第一,资产数字化能够有效抑制经济中各类冲击对银行风险的影响,降低银行部门的风险积聚,资产数字化程度越高,银行风险降低程度越明显;第二,冲击发生后,对比银行资产数字化前后的脉冲响应图发现,“双支柱”调控更有利于降低冲击对银行风险的影响;第三,监管强度会影响银行资产数字化与银行风险之间的关系,银行资产数字化后,监管强度的增加有利于降低银行风险;第四,宏观审慎政策监管范围的扩大有助于降低银行风险,银行资产数字化会增加监管范围扩大条件下的政策冲击对银行风险的影响;第五,相比于法定存款准备金率,资本充足率和贷款价值比工具可以更好地降低数字化后的银行风险;第六,本文从社会福利损失角度分析政策的有效性,发现相比于单货币政策,宏观审慎与货币政策组合有利于降低社会福利损失。

本文从资产数字化视角拓展了微观层面上的“双支柱”调控效应研究,考虑了数字经济浪潮下各微观主体的变化,为银行部门风险的防范、政策调控的实施提供了理论依据,具有相应的现实意义。基于上述结论,本文得到以下几方面启示:第一,应深入研究数字经济时代下的银行风险问题,关注资产数字化对银行风险的影响以及传导机制,考虑数字化程度以及监管强度等影响因素,及时调整动态资本充足率机制,制约银行部门的过度扩张,降低银行部门的风险水平。第二,应重视银行内部资产数字化所带来的影响,鼓励银行对于新技术的研发与创新,推动银行内部的数字化转型,逐步打造银行体系内的数字生态圈,增加资产数字化带来的边际收益,提高银行部门的风险监测以及风险承受能力。最后,在数字经济背景下,应深入研究“双支柱”调控的微观稳定效应,不断更新和完善“双支柱”调控框架,协调使用货币政策和宏观审慎政策。在经济发展的不同时期,货币政策和宏观审慎政策的侧重点有所不同,因而监管部门应当适时调整货币政策和宏观审慎政策实施的政策组合,提高政策的实施效率,防止货币宽松时期金融机构的过度扩张,避免风险的积聚以及在部门之间的传染。一方面,应重点关注银行等微观部门的资产数字化行为,提高政策实施的针对性,强化资产数字化对银行风险的抑制效应;另一方面,要适度增加惩罚力度以增大监管强度,提高银行等部门的违规成本,降低经济主体的风险偏好。

参考文献

- 方意、王晏如、黄丽灵、和文佳,2019:《宏观审慎与货币政策双支柱框架研究——基于系统性风险视角》,《金融研究》第12期。
- 顾海峰、卞雨晨,2022:《数字金融会影响银行系统性风险吗?——基于中国上市银行的证据》,《中国软科学》第2期。
- 郭品、沈悦,2015:《互联网金融对商业银行风险承担的影响:理论解读与实证检验》,《财贸经济》第10期。
- 李天宇、张屹山、张鹤,2017:《我国宏观审慎政策规则确立与传导路径研究——基于内生银行破产机制的BGG-DSGE模型》,《管理世界》第10期。
- 李力、温来成、唐遥、张偲,2020:《货币政策与宏观审慎政策双支柱调控下的地方政府债务风险治理》,《经济研究》第11期。
- 刘斌,2010:《动态随机一般均衡模型及其应用》,中国金融出版社。
- 马勇、付莉,2020:《双支柱调控、政策协调搭配与宏观稳定效应》,《金融研究》第8期。
- 马亚明、刘翠,2014:《房地产价格波动与我国货币政策工具规则的选择——基于DSGE模型的模拟分析》,《国际金融研究》第8期。

- 马勇、王芳,2018:《金融开放、经济波动与金融波动》,《世界经济》第2期。
- 马勇、姚驰,2021:《双支柱下的货币政策与宏观审慎政策效应——基于银行风险承担的视角》,《管理世界》第6期。
- 翟凌云、许文立、钱国军,2019:《宏观审慎框架下通道套利监管的有效性研究——基于动态随机一般均衡模型(DSGE)的分析》,《金融经济研究》第5期。
- 戚聿东、肖旭,2020:《数字经济时代的企业管理变革》,《管理世界》第6期。
- 祁怀锦、曹修琴、刘艳霞,2020:《数字经济对公司治理的影响——基于信息不对称和管理者非理性行为视角》,《改革》第4期。
- 邱晗、黄益平、纪洋,2018:《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》第11期。
- 王爱俭、王璟怡,2014:《宏观审慎政策效应及其与货币政策关系研究》,《经济研究》第4期。
- 王君斌、王文甫,2010:《非完全竞争市场、技术冲击和中国劳动就业——动态新凯恩斯主义视角》,《管理世界》第1期。
- 徐翔、赵墨非,2020:《数据资本与经济增长路径》,《经济研究》第10期。
- 谢星、张勇、封思贤,2020:《法定数字货币的宏观经济效应研究》,《财贸经济》第10期。
- 姚前,2019:《法定数字货币的经济效应分析:理论与实证》,《国际金融研究》第1期。
- 朱波、卢露,2016:《不同货币政策工具对系统性金融风险的影响研究》,《数量经济技术经济研究》第1期。
- 张一林、郁芸君、陈珠明,2021:《人工智能、中小企业融资与银行数字化转型》,《中国工业经济》第12期。
- Akinci, O., and J. Olmstead-Rumsey, 2018, “How Effective are Macro-prudential Policies? An Empirical Investigation”, *Journal of Financial Intermediation*, 33, 33—57.
- Angelini, P., S. Neri, and F. Panetta, 2014, “The Interaction between Capital Requirements and Monetary Policy”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(6), 1073—1112.
- Campbell, T. S., and W. A. Kracaw, 1980, “Information Production, Market Signalling, and the Theory of Financial Intermediation”, *Journal of Finance*, 35(4), 863—882.
- Chang, C., Z. Liu, M. M. Spiegel, and J. Zhang, 2019, “Reserve Requirements and Optimal Chinese Stabilization Policy”, *Journal of Monetary Economics*, 103, 33—51.
- Calvo, G. A., 1983, “Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework”, *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383—398.
- Fève, P., A. Moura, and O. Pierrard, 2019, “Shadow Banking and Financial Regulation: A Small-Scale DSGE Perspective”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 101, 130—144.
- Funke, M., R. Kirkby, and P. Mihaylovski, 2018, “House Prices and Macroprudential Policy in an Estimated DSGE Model of New Zealand”, *Journal of Macroeconomics*, 56, 152—171.
- Fuster, A., M. Plosser, P. Schnabl, and J. Vickery, 2019, “The Role of Technology in Mortgage Lending”, *Review of Financial Studies*, 32(5), 1854—1899.
- Gali, J., 2008, *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*, Princeton: Princeton University Press.
- Gurram, U. R., and A. Velagapudi, 2020, “Impact of Digitalization on Traditional Banking”, *International Journal of Research in Engineering, Science and Management*, 12(3), 29—33.
- Iacoviello, M., 2005, “House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle”, *American Economic Review*, 95(3), 739—764.
- Jiménez, G., S. Ongena, J. L. Peydró, and J. Saurina, 2017, “Macroprudential Policy, Countercyclical Bank Capital Buffers, and Credit Supply: Evidence from the Spanish Dynamic Provisioning Experiments”, *Journal of Political Economy*, 125(6), 2126—2177.
- Kiley, M. T., and J. Sim, 2017, “Optimal Monetary and Macroprudential Policies: Gains and Pitfalls in a Model of Financial Intermediation”, *Journal of Macroeconomics*, 54, 232—259.
- Pousttchi, K., and M. Dehnert, 2018, “Exploring the Digitalization Impact on Consumer Decision-making in Retail Banking”, *Electronic Markets*, 28(3), 265—286.
- Stiglitz, J. E., 2017, “Macro-Economic Management in an Electronic Credit/Financial System”, NBER Working Paper, No. 23032.
- Taylor, W. J., and R. Zilberman, 2016, “Macroprudential Regulation, Credit Spreads and the Role of Monetary Policy”, *Journal of Financial Stability*, 26(4), 144—158.
- Toygar, A., C. T. Rohm Jr., and J. Zhu, 2013, “A New Asset Type: Digital Assets”, *Journal of International Technology and Information Management*, 22, 113—119.

Asset Digitization, Bank Risk and “Two-pillar” Regulation

HE Dexu^{a,c}, ZHANG Qingjun^b, CHEN Si^b and LIU Yunting^d

(a: School of Business, University of Chinese Academy of Social Sciences;

b: School of Finance/ Research Center for Finance and Insurance, University of Tianjin Finance and Economics;

c: National Academy of Economic Strategy, Chinese Academy of Social Sciences;

d: School of Economics, Peking University)

Summary: With the deep integration of finance with big data, artificial intelligence and other innovative technologies, the trend of “asset digitization” is clear. “Asset digitization” mainly manifests in three aspects. First, banks invest part of their funds in digital devices and data assets, forming digital assets. Second, new technologies such as artificial intelligence and cloud computing are applied to traditional banking businesses, making traditional assets exhibit digital characteristics. Thirdly and importantly, after asset digitization, the supervision efficiency of banks is significantly improved. As bank assets continues to be digitized, the issue of bank risks brought by asset digitization has drawn the attention of regulatory authorities. Therefore, studying the impact of asset digitization on bank risk and the effectiveness of “two-pillar” regulation provide a new research perspective for the management of bank risk. In particular, “two-pillar” regulation refers to the use of monetary policy and macro-prudential policy as macro-regulatory tools to jointly maintain the stability of the financial system.

Motivated from specific practices of asset digitization and standard features of “two-pillar” regulation, this paper builds a dynamic stochastic general equilibrium model, which includes households, firms, banks, non-bank financial institutions, a central bank and government, to study the impact of asset digitization on bank risk. The paper also investigates the effects of “two-pillar” regulation under a variety of policy combinations and different levels of regulatory intensity. Numerical simulation results show that, first, asset digitization can effectively suppress the accumulation of risk in the banking sector, and the higher the proportion of asset digitization, the more significant the reduction of bank risk. Second, with the deepening of asset digitization, increasing regulatory intensity and expanding regulatory scope work well to reduce bank risk. Third, after asset digitization, capital adequacy ratio and loan-to-value ratio tools perform better to reduce banks risk than the statutory deposit reserve ratio tool. Finally, the combination of macro-prudential and monetary policy is more effective to reduce bank risk and social welfare loss than monetary policy alone.

The contributions of this paper are three-fold. First, it provides a new theoretical explanation for the relationship between asset digitization and bank risk. Through theoretical modeling and numerical simulation analysis, the paper finds that the digitization of bank assets affects bank risk through the credit channel. Second, the paper introduces an asset digitization parameter into dynamic stochastic general equilibrium model to quantitatively study the impact of asset digitization. Compared with existing macroeconomic models of bank risk, this paper considers both asset digitalization and regulatory intensity in the model. Third, the paper enriches the “two-pillar” regulation literature, and provides a new perspective for regulators to protect against bank risk. By comparing and analyzing the fluctuation of bank risk and the level of social welfare loss under different policy combinations, the paper studies the influence of extending macro-prudential policy supervision scope, adding regulatory tools, having consumption shocks and other factors on the relationship between asset digitization and bank risk.

The policy implications are as follows: Firstly, regulators should pay attention to the impact of asset digitization on bank risk. When the degree of asset digitization and the intensity of macro-prudential policy supervision vary, regulatory authorities should timely adjust the dynamic capital adequacy ratio, and reduce the risk level of banks. Secondly, regulators should encourage banks to develop new technologies to gradually build a digital banking ecosystem, which can increase marginal returns brought by asset digitization, and improve the risk tolerance of the banking sector. Finally, in implementing “two-pillar” regulation policies, on the one hand, we should focus on the asset digitization behavior of banks, make policy implementation more directed, and strengthen the suppressing effect of asset digitization on bank risk. On the other hand, we should appropriately increase the intensity of regulation, reduce the risk-taking of financial institutions, and increase the cost of misconducts in banks and other sectors.

Keywords: Asset Digitization; Bank Risk; Monetary Policy; Macroprudential Policy; “Two-pillar” Regulation

JEL Classification: E50, G18, G39

(责任编辑:恒 学)(校对:王红梅)