

Econometric Evaluation of Macro Prudential Policy Effects on Financial Stability

FANG Ying^{1,2}, CAI Zongwu³, LIU Zeqin⁴ and LIN Ming¹

1. Wang Yanan Institute for Studies in Economics (WISE) and School of Economics, Xiamen University, Xiamen, Fujian 361005, China.
2. Basic Science Center for Econometric Modeling and Economic Policy Research of National Natural Science Foundation, Xiamen, Fujian 361005, China.
3. Department of Economics, University of Kansas, Lawrence, KS 66045, USA.
4. School of Statistics, Shanxi University of Finance and Economics, Taiyuan, Shanxi 030006, China.

Summary: The main goal of macro prudential policies is to maintain financial stability. Macro prudential policy framework is a dynamic one, consisting of capital requirements, leverage ratio, liquidity requirements, etc. The concept of macro prudential, developed mainly after the 2008 financial crisis, is the counterpart to micro prudential. Micro prudential policies focus on individual financial institutions, believing that the stability of individual financial institutions could guarantee the stability of the entire financial system. With the outbreak of the financial crisis in 2008, people realized that the sum of micro prudential was not equal to macro prudential, and the sum of healthy micro entities could not guarantee a healthy macro whole. Therefore, many countries and international organizations began to focus on the whole financial system and the macro prudential policy framework came into being.

Just as the effectiveness of monetary policies is the core issue in the research of monetary policy theory, the effectiveness of macro prudential policies is also the core issue in the research of macro prudential theory. Existing research generally believes that specific macro prudential policy is effective for the specific objective, such as macro prudential policies for credit could effectively reduce the systemic risk caused by increased credit or asset prices rise (Lim et al. (2011), Dell 'Ariccia et al. (2012), Cerutti et al. (2017), Akinci and Olmstead-Rumsey (2018), Fang Yi (2016), Liang Qi et al. (2015)). However, as pointed by Lim et al. (2011) and Dell 'Ariccia et al. (2012), the highly targeted characteristic of macro prudential policies would lead to the transfer of risks to sectors with weak supervision due to regulation and cross-border arbitrage,

which may lead to more serious consequences. Therefore, it is of great theoretical value and practical significance to explore the effectiveness of macro prudential policies from the perspective of overall financial stability and systemic financial risk. The aim of this paper is to empirically evaluate the effects of the macro prudential policies on financial stability in China.

Firstly, the paper proposes adopting the macro-econometric policy evaluation method under the Rubin causal effect framework to evaluate the impact of China's macro prudential policies on financial stability during the sample period 2007-2020. The method is a new route to empirically evaluate macroeconomic policy effects. Different from the panel data methods and micro-level data analyses used in existing studies, the method can evaluate the combined effects of various macro prudential tools for a specific country.

Secondly, based on the macro prudential databases of Shim (2013) and Global Macro prudential Policy Instruments (GMPI) survey database of IMF during 2013-2014, the paper comprehensively explores the practice of macro prudential policies in China since 2000, and constructs a monthly macro prudential policy index to quantitatively measure the intensity of China's macro prudential policies for the period from January 2000 to May 2022.

Thirdly, the paper uses the systemic financial risk index, termed as SRISK proposed by Brownlees and Engle (2017), to measure China's systemic financial risk. And then evaluates the macro prudential policies' effects on the systemic financial risk, cross-sectoral contagion of systemic financial risk and important intermediate variables in the credit channel.

Our empirical findings indicate that loose macro prudential policies can increase the risks of intermediate variables in the credit channel, and the risks lead to a significant rise in SRISK of house sector, but for the SRISK of financial and manufacturing sectors, the cumulative effects in 24 periods are not significant. However, in addition to a significant rise in commercial banks' capital adequacy ratio growth, tight macro prudential policies have no significant effects on the other intermediate variables in the credit channel, and further have no obvious effects on SRISK of

financial, house and manufacturing sectors.

Based on the conclusions, we suggest that systemic risk indicators should be further researched to provide more comprehensive and systematic targets for macro prudential authorities. Moreover, the transmission channel of macro prudential policies on financial stability should be improved to enhance the efficiency of regulation. Finally, more attentions should be paid to the cross-sectoral contagion of systemic financial risk to prevent systemic financial risk from a systemic perspective.

Keywords: Macro prudential policies; Financial stability; Systematic risk; Macroeconomic policy evaluation; SRISK; Machine learning.

Please note that this paper was written in Chinese and it was published in the journal 《中国计量经济学报, China Journal of Econometrics》, Vol. 2, No 4, 2022, 715-737, the best econometrics journal in China. The English version is available upon request.

doi: 10.12012/CJoE2022-0069

宏观审慎与金融稳定：基于计量经济政策评估方法的研究

方颖^{1,2}, 蔡宗武³, 刘泽琴⁴, 林明¹

(1. 厦门大学王亚南经济研究院与经济学院统计学与数据科学系, 厦门 361005; 2. 国家自然科学基金计量建模与经济政策研究基础科学中心, 厦门 361005; 3. 堪萨斯大学经济系, 堪萨斯劳伦斯 66045, 美国; 4. 山西财经大学统计学院, 太原 030006)

摘要 宏观审慎政策的目标是维护金融稳定, 本文首次提出利用计量方法在 Rubin 因果效应框架下对现代宏观经济政策评估进行模型量化评估了中国 2007–2020 年宏观审慎政策对金融稳定的影响效应。首先, 本文构建了能反映中国宏观审慎政策实施强度的宏观审慎政策指数; 其次, 采用 Brownlees and Engle (2017) 提出的系统性风险指数 SRISK 测度了中国的系统性金融风险; 最后, 评估了宏观审慎政策对系统性金融风险、系统性金融风险跨部门传染以及信贷传导渠道中重要中间变量的影响效应。研究发现, 宽松性宏观审慎政策会加大信贷渠道中间变量的风险, 这些风险主要传导至房地产部门, 导致房地产部门 SRISK 显著提升, 而对金融部门系统性风险的累积影响并不显著, 风险也没外溢至制造业部门。紧缩性宏观审慎政策除了会显著提高商业银行资本充足率同比增速外, 对信贷渠道其他中间变量基本无显著影响, 进而对金融部门、房地产部门及制造业部门的 SRISK 也无明显趋势性影响。基于以上结论, 本文建议应进一步深化系统性金融风险测度指标的研究, 为宏观审慎政策的制定与实施提供更全面、更系统的靶向目标; 其次, 需充分考虑监管套利的影响, 疏通宏观审慎政策传导渠道, 健全传导机制, 提高调控效率; 最后, 应重视系统性风险的跨部门传染, 从更广泛的角度关注金融稳定, 以避免跨机构、跨部门间的风险传染对金融稳定造成不利影响, 进而更好地防范系统性金融风险。

关键词 宏观审慎政策; 金融稳定; 系统性风险; 宏观经济政策评估; SRISK; 机器学习方法

收稿日期: 2022-08-04

基金项目: 研究阐释党的十九届六中全会精神国家社科基金重大项目《防范化解经济金融领域风险研究》(22ZDA051)

Supported by Key Program of National Social Science Foundation of China — “Research on Preventing and Resolving Economic and Financial Risks” (22ZDA051)

作者简介: 方颖, 厦门大学王亚南经济研究院和经济学院教授, 研究方向: 计量经济、金融计量、宏观经济政策评估, E-mail: yifst1@xmu.edu.cn; 蔡宗武, 美国堪萨斯大学经济系 Charles Oswald Distinguished 教授, 研究方向: 计量经济、金融计量、经济政策评估、数据科学, E-mail: caiz@ku.edu; 通信作者: 刘泽琴, 博士, 山西财经大学统计学院讲师, 研究方向: 计量经济、经济政策评估, E-mail: liuzeqin2016@qq.com; 林明, 厦门大学王亚南经济研究院和经济学院教授, 研究方向: 贝叶斯统计、计算统计、宏观大数据建模和预测, E-mail: linming50@xmu.edu.cn.

Econometric Evaluation of Macro Prudential Policy Effects on Financial Stability

FANG Ying^{1,2}, CAI Zongwu³, LIU Zeqin⁴, LIN Ming¹

(1. Wang Yanan Institute for Studies in Economics (WISE) and Department of Statistics and Data Science, School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China; 2. Basic Science Center for Econometric Modeling and Economic Policy Research of National Natural Science Foundation, Xiamen 361005, China; 3. Department of Economics, University of Kansas, Lawrence, KS 66045, USA; 4. School of Statistics, Shanxi University of Finance and Economics, Taiyuan 030006, China)

Abstract The main goal of macro prudential policies is to maintain financial stability. This paper proposes adopting the macro-econometric policy evaluation method under the Rubin causal effect framework to evaluate the impact of China's macro prudential policies on financial stability during the sample period 2007–2020. First, the paper constructs a macro prudential policy index to quantitatively measure the intensity of China's macro prudential policies. Second, the paper uses the systemic financial risk index, termed as SRISK to measure China's systemic financial risk. Finally, the paper evaluates the macro prudential policies' effects on the systemic financial risk, cross-sectoral contagion of systemic financial risk and important intermediate variables in the credit channel. Our empirical findings indicate that loose macro prudential policies can increase the risks of intermediate variables in the credit channel, and the risks lead to a significant rise in SRISK of house sector, but for the SRISK of financial and manufacturing sectors, the cumulative effects in 24 periods are not significant. However, in addition to a significant rise in commercial banks' capital adequacy ratio growth, tight macro prudential policies have no significant effects on the other intermediate variables in the credit channel, and further have no obvious effects on SRISK of financial, house and manufacturing sectors. Based on the conclusions, we suggest that systemic risk indicators should be further researched to provide more comprehensive and systematic targets for macro prudential authorities. Moreover, the transmission channel of macro prudential policies on financial stability should be improved to enhance the efficiency of regulation. Finally, more attentions should be paid to the cross-sectoral contagion of systemic financial risk so as to prevent systemic financial risk from a systemic perspective.

Keywords macro prudential policies; financial stability; systematic risk; macroeconomic policy evaluation; SRISK; machine learning

1 引言

宏观审慎的政策目标是防范系统性金融风险以维护金融稳定, 它是一个动态发展的政策框架, 着眼于管理金融的顺周期性和危机的传染性, 内容包含对银行的资本要求、杠杆率要求、流

动性要求和系统性重要金融机构的特别要求等(周小川(2011)). 宏观审慎这一概念主要发展于2008年金融危机后,与微观审慎相对应. 微观审慎关注单个金融机构在经营过程中所面临的各类风险,以确保单个金融机构稳健运营为目标,认为只要确保单个金融机构稳定,就能保证整个金融体系稳定. 2008年金融危机的爆发,微观审慎理念受到挑战,人们认识到由羊群效应、动物精神等集体失误推动的金融顺周期性以及危机在金融体系中的传染性等原因,将导致微观审慎性的总和不等于宏观审慎性,健康的微观主体总和并不能保证健康的宏观整体. 于是,很多国家和国际相关组织开始着眼于金融体系整体,探索维护金融稳定的政策管理工具,宏观审慎政策框架应运而生.

2009年初,国际清算银行首先提出了宏观审慎监管的概念,指出“大而不能倒”、顺周期性、监管不足和标准不高是导致这次金融危机的主要问题,并将维持金融稳定,防范系统性风险作为宏观审慎监管的主要目的. 2009年4月,二十国集团(G20)伦敦峰会首次将宏观审慎政策框架列入公报文件. 同年9月,G20匹兹堡峰会在正式形成的会议文件中开始正式引用“宏观审慎管理”和“宏观审慎政策”的概念. 2010年11月,G20首尔峰会形成并批准了宏观审慎管理的基础性框架,同年12月16日《巴塞尔协议III》正式公布,确认了G20首尔峰会通过的监管框架改革内容. 目前,宏观审慎政策作为应对金融稳定的工具,正在国际社会迅速获得支持. 无论是发达国家,还是发展中国家,均会采用宏观审慎政策工具防范系统性金融风险,而且宏观审慎政策工具的使用频率也大幅提高(Akinci and Olmstead-Rumsey (2018), Cerutti et al. (2017)). 中国作为G20的重要成员,也积极参与到宏观审慎政策的探索与实践中. 在2009年第三季度中国货币政策执行报告中,首次提出“要将宏观审慎管理制度纳入宏观调控政策框架”. 党的十七届五中全会明确提出要“构建逆周期的金融宏观审慎管理制度框架”,而且党的十九大报告指出要“健全货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架,深化利率和汇率市场化改革,健全金融监管体系,守住不发生系统性金融风险的底线”. 可见,当前防范和化解系统性金融风险是国家重大战略,而宏观审慎已成为维护金融稳定的核心政策,在近十几年的时间里政府金融管理机构的实践和国内学者的理论研究均取得了长足的进步与发展.

正如货币政策的有效性是货币政策理论研究中的核心问题一样,宏观审慎政策的有效性也是宏观审慎理论研究的核心问题. 对宏观审慎政策能否实现预定目标,降低系统性风险,维护金融稳定这一问题的回答,有助于管理当局科学地构建宏观审慎政策框架,合理地实施并调整宏观审慎政策,进而实现防范系统性金融风险和维护金融稳定的目标. 已有关于宏观审慎政策有效性的研究,普遍认为宏观审慎政策工具在调控其特定直接目标方面是有效的,如信贷类宏观审慎政策工具可有效地降低由于信贷增加或资产价格上升引起的系统性风险,流动类宏观审慎政策工具可有效地降低系统性流动风险,资本类宏观审慎工具可有效地降低杠杆率升高带来的系统性风险(Lim et al. (2011), Dell' Ariccia et al. (2012), Cerutti et al. (2017), Akinci and Olmstead-Rumsey (2018)). 关于我国宏观审慎政策有效性的研究也支持类似结论,如贷款价值比能有效影响我国的房价走势和银行信贷扩张(方意(2016),梁琪等(2015)),存贷比可有效影响我国的信贷增长(方意(2016)),差别存款准备金动态调整机制能有效降低银行信贷扩张和杠杆率放大(梁琪等(2015)). 可见,已有研究支持不同类型的风险需采用不同类型的宏观审慎政策工具进行精准应对这一结论,同时,也体现了宏观审慎政策具有针对性强的特点. 但也正是由于针对性强这一

特点, 金融机构可通过规避监管和跨境套利等手段, 使得风险转移至监管不强的其他部门和地区, 从而可能带来更严重的后果. 因此, 从整体金融稳定和系统性金融风险的意义上来探讨宏观审慎的有效性, 具有重要的理论价值和现实意义 (Cerutti et al. (2017), Angelini et al. (2011)).

研究宏观审慎有效性的方式主要有两类. 一类是从理论模型的角度分析宏观审慎政策的有效性, 最常见的模型是包含金融摩擦的 DSGE 模型 (Angelini et al. (2011), 马勇和陈雨露 (2013), 王爱俭和王璟怡 (2014)). 另一类是从计量经济学的实证角度分析宏观审慎政策的有效性. 接下来的部分我们将从实证研究中数据来源和宏观审慎政策目标及研究方法三方面讨论已有研究存在的不足, 并指出本文的贡献所在.

从数据来源来看, 已有文献主要在 Shim (2013) 构建的宏观审慎数据库及 IMF 在 2013–2014 年期间全球宏观审慎政策工具 (Global Macroprudential Policy Instruments, 简称 GMPI) 调查数据库的基础上展开研究. Cerutti et al. (2017) 基于 GMPI 调查数据库, 对 12 种宏观审慎政策工具是否正在实施进行 0/1 赋值, 最后通过加总这 12 种政策工具的取值, 构建了 119 个国家的宏观审慎政策指数. Akinci and Olmstead-Rumsey (2018) 在 Shim (2013) 和 GMPI 这两个数据库的基础上, 综合考虑了 7 类宏观审慎政策工具, 先对这 7 类政策工具的变化分别赋值 $-1/0/1$, 随后加总这 7 类工具的取值, 构建了 57 个国家自 2000 : Q1 到 2013 : Q4 期间的宏观审慎政策指数. 然而, 这些数据库中关于中国宏观审慎的数据还不够全面. 比如, Akinci and Olmstead-Rumsey (2018) 的数据库中显示我国贷款估值比的第一次收紧是 2004 年第三季度, 但事实上 2003 年 6 月央行已经采取了收紧政策, 《中国人民银行关于进一步加强房地产信贷业务管理的通知》中规定购买别墅或第二套以上 (含第二套) 住房的, 应当适当提高首付款比例. 另外, 在我国金融监管史上, 存贷比这一审慎监管工具占据重要地位, 但对于这些具有中国特色的审慎管理工具, 已有数据库并没有考虑. 本文在已有数据库的基础上, 基于刘泽琴等 (2022) 对我国宏观审慎政策工具使用情况和发展历程的梳理, 采用 Akinci and Olmstead-Rumsey (2018) 的宏观审慎指数构建方法, 建立了 2000 年 1 月至 2022 年 5 月期间宏观审慎政策月度指数 MPI_t . 刘泽琴等 (2022) 从时间维度梳理了自 2000 年 1 月–2019 年 12 月我国宏观审慎政策工具的使用情况, 构建了宏观审慎政策指数. 本文在此基础上, 通过识别不同的政策工具, 从时间和工具两个维度, 采用 Akinci and Olmstead-Rumsey (2018) 的方法重构了 MPI_t , 并将样本期拓展至 2022 年 5 月.

从宏观审慎的政策目标来看, 宏观审慎的目标是防范系统性风险, 维护金融稳定. 但已有文献主要研究了宏观审慎政策对信贷增长、房价增速和杠杆率等变量的影响, 缺乏对系统性金融风险影响的研究. 如 Akinci and Olmstead-Rumsey (2018), Cerutti et al. (2017), IMF (2012) 分析了宏观审慎政策对信贷增长和房价增长的影响. Bruno et al. (2017) 分析了宏观审慎政策对银行资本流动以及债券流动的影响. Lim et al. (2011) 研究了宏观审慎政策对信贷增长、系统性流动性、杠杆率及资本流动的影响. 刘泽琴等 (2022) 选择了宏观杠杆率和房价增速作为金融稳定的代理变量. 这些研究表明宏观审慎政策的主要优势在于针对性强, 相比货币政策工具和财政政策工具, 政策调控效果更精确、更有效, 其政策外溢效果更小. 然而, Lim et al. (2011), Dell' Ariccia et al. (2012) 指出宏观审慎政策工具针对性强的特点会使金融机构进行规避监管或跨境套利, 导致风险转移至监管不强的其他部门, 从而可能造成更严重的后果. Cerutti et al. (2017) 提出需对宏观审慎政策对整体系统性风险的影响展开进一步研究. Angelini et al. (2011) 也指出现代宏观

经济模型中最主要的缺点之一便是缺乏系统性金融风险好的代理变量。因此, 探讨宏观审慎政策对系统性金融风险的影响效应具有重要的理论价值和现实意义。本文在综合比较各种系统性风险测度模型的基础上, 选择了 Brownlees and Engle (2017) 提出的系统性风险指数 SRISK 来刻画整个金融系统的系统性风险。基于 Brownlees and Engle (2017) 的方法, 测度了我国 2022 年 5 月 31 日前上市的 126 个金融机构的 SRISK 指数, 加总构成总的 SRISK 指数来反映我国系统性金融风险。

从研究方法来看, 已有文献主要有两类研究方法。一类是采用动态面板数据研究宏观审慎政策的有效性, 并针对特定国家进行案例分析。Lim et al. (2011) 采用 49 个国家 2000–2010 年的数据分析了宏观审慎政策的有效性, 并对中国、哥伦比亚、东欧、西班牙、韩国和美国等国家的宏观审慎政策实施情况进行了简单的案例分析。Akinci and Olmstead-Rumsey (2018) 采用 57 个国家 2000 : Q1~2013 : Q4 的数据分析了宏观审慎政策的有效性, 并对韩国的政策实施效果进行了案例分析。Cerutti et al. (2017) 采用 119 个国家 2000–2013 年的数据研究了宏观审慎政策的有效性。另一类是采用某一特定国家微观层面的数据分析该国某一宏观审慎工具的有效性。Jiménez et al. (2012) 采用微观层面的数据分析了西班牙动态拨备的政策效应。Aiyar et al. (2016) 采用银行层面的数据分析了英国资本监管要求的政策效应。梁琪等 (2015) 利用我国商业银行的微观数据, 分析了差别存款准备金动态调整机制和贷款价值比的有效性。本文则从一种全新的计量经济学视角出发, 采用刘泽琴等 (2022) 提出的宏观经济政策评估计量模型 (以下称现代宏观经济政策评估模型), 实证研究中国宏观审慎政策的有效性。该模型是 Rubin 因果效应评估模型在宏观经济政策评估中的拓展与应用, 是经典的因果效应评估方法在时间序列框架下的发展与创新 (Liu et al. (2020)), 较早由 Angrist and Kuersteiner (2011), Angrist et al. (2018) 引入宏观经济政策的评估应用中。不同于已有研究使用的动态面板数据模型和微观数据分析, 本模型可以直接分析一个国家的时间序列数据, 为分析特定国家各种宏观审慎政策工具的综合影响提供了新的计量方法与手段。借助于样本期延长所带来的数据优势, 在采用机器学习法对政策倾向性得分建模的过程中, 不同于刘泽琴等 (2022) 采用样本内五折交叉验证法进行调参, 本文选择 2020 年 4 月到 2022 年 3 月作为测试集, 通过样本外预测准确率进行调参, 进一步优化了模型训练时的性能评价指标。此外, 鉴于在本文政策倾向性得分模型拟合中, 随机森林模型无论在样本内拟合准确率, 还是在样本外预测准确率方面, 均有更好的表现, 不同于刘泽琴等 (2022) 采用的多元惩罚逻辑回归模型, 本文采用随机森林拟合出的政策倾向性得分进行后续政策效应的分析。

综上所述, 本文的研究目标是科学地量化评估中国宏观审慎政策对金融稳定的影响效应, 帮助推动宏观审慎监管部门科学决策, 进而有助于防范和化解系统性金融风险。较之已有文献, 本文的边际贡献体现在以下三方面: 第一, 本文形成了我国 2000 年 1 月至 2022 年 5 月的月度宏观审慎数据库, 并在此基础上构建了宏观审慎政策指数, 一定程度上解决了对宏观审慎政策效应进行量化分析的数据难题。第二, 本文关注宏观审慎对整体金融稳定的影响, 从系统性风险的角度评估宏观审慎政策的有效性, 更全面地分析了宏观审慎政策的有效性, 进一步深化了已有研究对宏观审慎有效性的认识。第三, 本文采用了最新发展的 Rubin 因果效应框架下的现代宏观经济政策评估模型量化评估了中国宏观审慎政策对金融稳定的影响效应, 为分析特定国家各种宏观审慎政策工具的综合影响提供了新的计量方法与手段。

本文的结构安排如下:第1部分指出了本文的研究背景、意义及贡献;第2部分在详细梳理了我国宏观审慎政策工具及使用历史的基础上,构建了我国宏观审慎政策指数,并分析了我国宏观审慎政策使用情况和发​​展脉络;第3部分介绍了SRISK的设计思路、定义及估计方法,测度了我国SRISK,并分析了我国SRISK发展过程;第4部分介绍了Rubin因果效应框架下的现代宏观经济政策评估模型,并实证分析了我国宏观审慎政策的政策效应;第5部分为结论与政策建议部分,对实证分析结果进行了总结,并提出相应的政策建议。

2 中国宏观审慎政策工具分析及指数构建

我们首先需要建立宏观审慎指数以进行宏观审慎政策效果的量化分析。在构建宏观审慎指数的过程中,本部分首先确定了构建宏观审慎指数所采用的四类14种政策工具,接着以我国相应政策文件为主,结合Shim(2013),Cerutti et al.(2017),Akinci and Olmstead-Rumsey(2018),刘泽琴等(2022)宏观审慎数据库中对中国宏观审慎政策工具的识别与梳理,采用Akinci and Olmstead-Rumsey(2018)的宏观审慎指数构建方法,建立了2000年1月-2022年5月期间我国月度宏观审慎政策指数。最后,分析了我国宏观审慎政策工具的使用情况及发展脉络。

2.1 我国宏观审慎政策工具及使用历史

宏观审慎政策管理工具主要借鉴微观审慎政策工具。宏观审慎监管着眼于金融体系整体,目的是防范系统性风险,维护金融稳定。微观审慎监管则关注单个金融机构经营过程中所面临的各类风险,以确保单个金融机构稳健运营为目标。Crockett(2000)指出,宏观审慎与微观审慎最大差别在于影响经济的方式和实现的目标不同,与实现这些目标所使用的工具无关。方意(2016)也指出当某一政策工具着眼于整个金融系统,目标是限制系统性风险,维持金融稳定时,该政策工具便具有了宏观审慎性。2021年12月发布的《宏观审慎政策指引》进一步明确了“宏观审慎政策会运用一些与微观审慎监管类似的工具,……但两类工具的视角、针对的问题和采取的调控方式不同”。从这个意义上讲,虽然我国宏观审慎监管框架在2009年才首次提出,但是宏观审慎工具的实施却已有较长的历史。比如,着眼于整体金融系统稳定、管理银行部门流动性的存贷比监管指标从1995年到2015年实施了20年,在这20年间,虽然75%的上限规定没有变动,但随着经济金融状况的变化具体的测算方法调整了5次。用于管理住房抵押贷款市场中借款者贷款比例的贷款价值比在我国自2000年以来也调整了17次。根据我国宏观审慎监管实践,本文聚焦于信贷类、资本类、流动类及其它类这四类政策工具来构建宏观审慎政策指数。

第一类是信贷类政策工具,本文考虑了贷款估值比(LTV)、债务收入比(DTI)和信贷限额(CL)三种工具。贷款估值比是贷款金额占抵押品价值的比例,如房产抵押贷款。我国一般规定首套房贷首付比不低于20%~30%,即贷款估值比不超过80%~70%。自1998年我国房地产全面开始市场化以来,贷款估值比作为我国重要的调控工具,调整了17次,是使用次数最多的宏观审慎工具之一。债务收入比是个人每月债务还款额占其每月总收入的比例,可衡量个人财务是否健康。我国在2004年9月出台的《商业银行房地产贷款风险管理指引》中规定个人住房贷款的债务收入比不超过50%,所有债务收入比不超过55%,此后一直未变动。信贷限额是央行通过调控信贷总规模对社会信贷总量进行管理的一种宏观调控措施。我国从1985年开始实施信贷限额管

理, 于1998年1月1日全面取消信贷限额管理。2008年初的通货膨胀压力使得央行重新求助于信贷限额管理, 而金融危机的发生导致2008年11月再次放开信贷限额控制, 从而造成2009年信贷井喷式增长。于是, 于2009年7月央行又恢复信贷限额管理。2010年1月, 央行和银行监管机构规定各商业银行每月新增贷款不超过银行年度贷款目标的12%, 季度新增贷款不超过银行年度贷款目标的30%。2021年2月, 为了规范商业银行的互联网贷款业务, 银保监会规定商业银行与全部合作机构共同出资发放的互联网贷款余额, 不得超过全部贷款余额的50%。

第二类是资本类政策工具, 本文考虑了逆周期资本缓冲 (CCyB)、动态拨备 (DP)、杠杆率 (LEV)、系统重要金融机构资本附加 (SIFI) 和跨境融资宏观审慎管理 (CBF) 这五种工具。逆周期资本缓冲在《巴塞尔协议 III》中提出, 要求在经济上行时计提逆周期缓冲资本, 抑制信贷过度增长, 以备在经济下行时释放逆周期缓冲资本, 抵抗信贷过度收缩可能造成的损失。我国在2012年6月修订的《商业银行资本管理办法 (试行)》中提出逆周期资本计提要求为0~2.5%, 但具体监管规则和要求尚未出台。2020年9月, 发布了《关于建立逆周期资本缓冲机制的通知》, 但考虑到当前系统性金融风险状况和疫情防控需要, 规定不增加银行业金融机构的资本管理要求, 逆周期资本缓冲比率设定为0。

动态拨备是指商业银行在经济上行时期多计提贷款损失准备, 以覆盖经济下行期的贷款损失。2004年2月发布的《关于股份制商业银行风险评级体系 (暂行)》首次提出拨备覆盖率, 2010年11月在《关于加强当前重点风险防范工作的通知》中提出了动态拨备监管的原型, 并在2011年颁布《商业银行贷款损失准备管理办法》正式建立了动态拨备制度。2020年5月, 《关于阶段性调整中小商业银行贷款损失准备监管要求的通知》将中小商业银行贷款拨备率阶段性下调为1.5%~2%, 拨备覆盖率下调为100%~130%。2022年4月, 国务院常务会议提出鼓励拨备水平较高的大型银行有序降低拨备覆盖率。

杠杆率监管指标于2010年由《巴塞尔协议 III》引入, 《巴塞尔协议 III》指出杠杆率作为简单、透明且不具风险敏感性的监管工具, 一方面可以限制银行体系杠杆率的累积, 另一方面可为资本充足率提供一个资本监管要求的底线。2011年6月我国《商业银行杠杆率管理办法》提出4%的杠杆率监管红线, 2015年2月施行的《商业银行杠杆率管理办法 (修订)》主要对杠杆率计算的分母做了三项调整, 起到给银行减负的作用。

系统重要性金融机构资本附加是对系统性重要金融机构的额外资本要求, 使其更多地积累资本, 增强应对系统性金融风险的能力, 由《巴塞尔协议 III》提出。2011年5月我国银监会发布了《中国银监会关于中国银行业实施新监管标准的指导意见》, 增加了1%的系统重要性金融机构的资本附加要求。2012年6月修订的《商业银行资本管理办法 (试行)》中规定国内系统重要性银行附加资本为风险加权资产的1%。2018年11月颁布了《关于完善系统重要性金融机构监管的指导意见》, 为系统重要性金融机构评估和监管工作机制等指明了方向。2021年1月《系统重要性银行评估办法》实施, 明确了我国系统重要性银行认定的基本规则。2021年12月, 《系统重要性银行附加监管规定 (试行)》实施。

跨境融资宏观审慎管理是为了防止国内银行系统受到国外经济不良情况的传染, 控制系统性风险扩大的工具。2013年5月, 外汇局出台了《关于加强外汇资金流入管理有关问题通知》, 强化银行结售汇头寸管理, 有效地缓解了外汇储备的快速增长。2015年8月, 央行下发了《中国人

民银行关于加强远期售汇宏观审慎管理的通知》，征收 20% 无息外汇风险准备金，增加了外汇投机成本，降低外汇市场波动。2016 年 5 月，央行发布的《关于全国范围内实施全口径跨境融资宏观审慎管理的通知》，正式构建了全口径跨境融资宏观审慎管理框架。2017 年 1 月发布的《中国人民银行关于全口径跨境融资宏观审慎管理有关事宜的通知》，提高了金融机构和企业跨境融资杠杆率，便利了境内机构跨境融资，促进了外债余额的增长。2017 年 9 月，为了抑制外汇市场顺周期波动，央行将外汇风险准备金调整为 0。2018 年 8 月，央行为应对人民币贬值，将远期售汇业务的外汇风险准备金从 0 调整为 20%。2020 年 3 月，跨境融资宏观审慎调节参数由 1 调至 1.25，便利了境内机构跨境融资，提高跨境融资风险加权余额上限。2020 年 10 月开始，为了减少我国外债规模，远期售汇业务的外汇风险准备金率从 20% 下调为 0。同年 12 月，金融机构的跨境融资宏观审慎调节参数由 1.25 调至 1。2021 年 1 月，企业的跨境融资宏观审慎调节参数也由 1.25 下调至 1，同月，境内企业境外放款的宏观审慎调节系数由 0.3 上调至 0.5，这一系列的操作缓解了人民币升值压力。2022 年 3 月，发布了《关于银行业金融机构境外贷款业务有关事宜的通知》，宏观审慎调节参数设置为 1。

第三类是流动类政策工具，本文考虑了存贷比要求 (LDR)、流动性覆盖率 (LCR) 和净资产稳定比例 (NSFR) 这三种政策工具。存贷比要求是银行贷款总额与存款总额之比。在我国金融监管史上，存贷比监管占据重要地位，对商业银行具有巨大影响。1994 年，中国人民银行发布《关于对商业银行实行资产负债比例管理的通知》，规定存贷比不得超过 75%。1995 年《中华人民共和国商业银行法》发布，将其作为法定指标。2015 年 8 月，全国人大常委会正式通过修改商业银行法的决定，废除存贷比不超过 75% 的规定，并将存贷比作为流动性监测指标，至此，在银行业执行了 20 年的监管指标才正式退出历史舞台。在这 20 年间，虽然 75% 的上限规定没有变动，但具体的测算方法随着经济金融状况的变化调整了 5 次。

流动性覆盖率是指无变现障碍的优质流动性资产与未来 30 天现金净流出之比，由《巴塞尔协议 III》设定，用于衡量银行短期流动性风险。我国 2014 年 3 月实施的《商业银行流动性风险管理办法（试行）》正式引入流动性覆盖率作为流动性风险监管指标，规定资产规模在 2000 亿元（含）以上的商业银行的流动性覆盖率不低于 100%。要求在 2018 年底前达到，在过渡期 2014–2017 年底前分别达到 60%、70%、80%、90%。2015 年 12 月发布的《商业银行流动性覆盖率信息披露办法》要求 2017 年起，实施高级法的银行需披露季内每日数值的简单算术平均值，并同时披露该平均值所依据的每日数值的个数，这又对使用高级法的银行提出了新要求。2021 年 3 月《证券公司短期融资券管理办法（修订征求意见稿）》规定发行券商的流动性覆盖率应持续高于行业平均水平。

净稳定资金比率指银行可用的稳定资金来源与业务所需的稳定资金来源之比，由《巴塞尔协议 III》设定，衡量银行较长期限的流动性风险。我国于 2018 年 7 月实施的《商业银行流动性风险管理办法》中引入净稳定资金比例监管指标，要求不低于 100%，适用于资产规模在 2000 亿元（含）以上的商业银行。2019 年 3 月，《商业银行净稳定资金比例信息披露办法》要求商业银行按半年度的频率披露最近两季度的净稳定资金比例相关信息，进一步加强了商业银行的流动性风险管理。

第四类是其它类政策工具，包括贷款集中度限制 (CONC)、银行间相互敞口限制 (INTER)

和其他 (OTHER). 贷款集中度限制是指对某一行业、集团或客户的授信额度占银行资本净额的比重限制. 《巴塞尔协议 III》要求商业银行应重视两类集中度风险, 即客户集中度风险和行业集中度风险. 我国 1996 年《关于印发商业银行资产负债比例管理监控、监测指标和考核办法的通知》中规定单一客户集中度不得高于 10%, 最大十家客户集中度不得超过 50%. 2006 年 1 月施行的《商业银行风险监管核心指标 (试行)》规定单一集团客户集中度不高于 15%, 单一客户集中度不高于 10%. 2012 年修订的《商业银行资本管理办法 (试行)》中也提出要求银行应充分考虑客户、行业、信用等级等各类集中度风险. 2021 年 1 月,《关于建立银行业金融机构房地产贷款集中度管理制度的通知》分档设置了银行贷款中房地产贷款占比和个人住房贷款占比上限. 2021 年 2 月,《关于进一步规范商业银行互联网贷款业务的通知》规定商业银行与合作机构共同出资发放互联网贷款的, 单一合作方发放的本行贷款余额不得超过本行一级资本净额的 25%. 2022 年 1 月,《关于保障性租赁住房有关贷款不纳入房地产贷款集中度管理的通知》明确了关于保障性租赁住房项目发放的有关贷款不纳入房地产贷款集中度管理.

银行间相互敞口限制目的是防范金融机构间的风险传染. 随着我国金融机构同业业务的快速发展, 银行间的风险敞口大幅度增加, 风险的关联性急剧上升. 2014 年 4 月发布《关于规范金融机构同业业务的通知》和 2018 年 5 月出台的《商业银行大额风险暴露管理办法》对银行间的风险关联性进行了一定的限制.

此外, 在我国金融监管实践中, 还存在着鼓励或规范银行与信托、证券、基金等合作进行金融创新的各种管理规定与办法. 这些管理规定与办法通过影响表内业务与表外业务之间的转移直接影响宏观审慎政策工具的事实约束力, 由于其影响较大, 不能忽略. 如 2012 年 10 月和 11 月颁布的两法一则《证券公司客户资产管理业务管理办法》《证券公司集合资产管理业务实施细则》和《基金管理公司特定客户资产管理业务试点办法》, 使得银行信贷业务由表内信贷大幅扩展至表外信贷, 大大弱化了宏观审慎政策工具的监管效果. 2016 年 7 月开始出台的一系列金融监管政策, 则强化了宏观审慎政策工具的监管. 本文将这些规定与办法及其它有重要影响的政策变动列为其它.

采用 Akinci and Olmstead-Rumsey (2018) 的宏观审慎指数构建方法, 本文以 2000 年 1 月为基准, 基于以上四类政策工具的使用情况构建了自 2000 年以来我国的宏观审慎政策指数. 首先, 针对每种政策工具, 生成月度哑变量, 即 LTV_t , DTI_t , CL_t , $CCyB_t$, DP_t , LTV_t , $SIFI_t$, CBF_t , LDR_t , LCR_t , $NSFR_t$, $CONC_t$, $INTER_t$ 及 $OTHER_t$. 如果当月该政策工具被引入, 或者有强化该政策工具监管的文件颁布, 则该哑变量取 1. 如果当月有放松该政策工具监管的措施, 则该哑变量取 -1. 如果当月无任何行动, 或引入某一新的政策工具时强调采取中性措施, 则该哑变量取 0. 代表每个政策工具的哑变量构建后, 通过加总所有变量的取值便可得到总的宏观审慎政策指数 MPI_t ¹.

2.2 我国宏观审慎政策使用情况和发 展脉络分析

图 1 为我国 2000 年 1 月到 2022 年 5 月期间的各种宏观审慎政策工具使用情况频数统计. 从图 1 中可见, 影响金融稳定的各种管理规定与办法的其它政策工具使用次数最多, 共调整 37

¹每个哑变量在各时期的取值以及 MPI_t 构建留存备索.

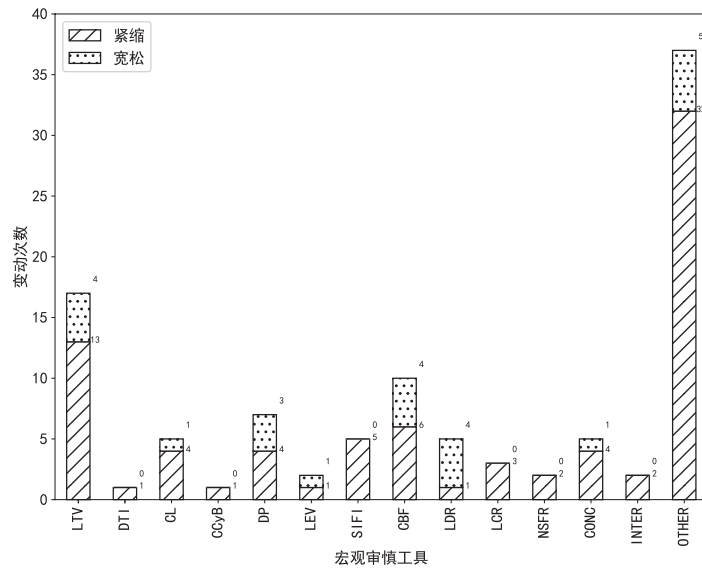


图 1 2000 年 1 月 - 2022 年 5 月我国宏观审慎工具使用情况

次,其中紧缩性调整 32 次,宽松性调整 5 次.其次为贷款估值比,共调整 17 次,包括 13 次紧缩和 4 次宽松.债务收入比、逆周期资本缓冲及杠杆率等工具变动则不频繁.图 1 还显示紧缩性调整次数远大于宽松性调整次数.2000 年 1 月到 2022 年 5 月,紧缩性调整共 79 次,宽松性调整共 23 次.

图 2 为我国宏观审慎指数从 2000 年 1 月到 2022 年 5 月的时间序列图.从图 2 中可见,2008 年金融危机前,我国宏观审慎政策使用次数并不频繁.2003 年 1 月,我国信贷增长率快速上升,4 月,一行三会监管框架建立,金融监管体系平稳有序地从无到有逐步构建.与此同时,信贷增速得到有效控制,信贷增长保持稳定直至 2008 年底.为了应对全球金融危机,2008 年 11 月我国出台四万亿计划,逆周期的宏观审慎政策开始呈宽松状态,信贷增速随之迅速增加,2009 年 10 月信贷增长率接近 35%.鉴于信贷快速增长可能带来系统性风险,管理当局于 2009 年 12 月开始采取一系列措施加强审慎监管,以维护金融稳定.在这一系列监管措施下,信贷增速快速回落到原来

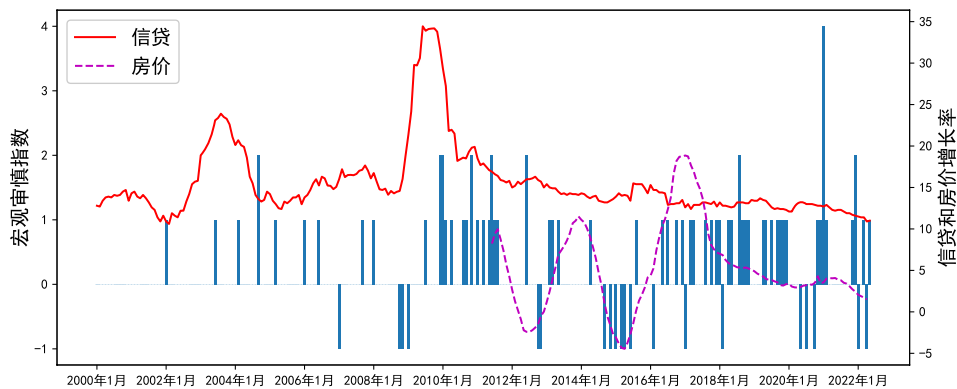


图 2 我国宏观审慎政策指数时间序列图

水平。2012年下半年,为应对经济下行的压力,宏观审慎政策转为宽松,金融自由化浪潮开启。2012年10-11月,监管当局颁布了《证券公司客户资产管理业务管理办法》《证券公司集合资产管理业务实施细则》及《基金管理公司特定客户资产管理业务试点办法》,这两法一规,使得银行信贷业务由表内信贷大幅扩展至表外信贷,信用创造从银行扩展至影子银行,大大弱化了宏观审慎政策工具的监管效果,监管力度明显放松。这期间,信贷增速维持稳定,但房价增速却迅速上升。2013年3月,监管当局出台了《关于规范商业银行理财业务投资运作有关问题的通知》,旨在从总量上控制影子银行的快速扩张,监管趋紧。房价增速于2013年12月开始迅速回落。2014年9月930新政出台,贷款估值比指标放松,宽松的监管状态维持至2016年6月。这期间,房价增速迅速攀升,金融乱象丛生,防范系统性风险开始变得迫切。随着2016年7月“新八条底线”的出台,整治金融乱象的序幕开始拉开,一系列金融监管政策出台,我国进入金融严监管期,强调守住不发生系统性风险的底线,房价增速开始回落,信贷增速保持平稳。2020年以来,为了应对疫情带来的冲击,动态拨备等监管指标进行了一些宽松性的调整。整体来说,宏观审慎监管框架越来越健全,各项宏观审慎政策工具逐步平稳、有序地纳入宏观审慎监管框架中。

3 中国系统性风险指数 SRISK 的测度与分析

估计系统性金融风险有两种思路,一种思路是描述单个金融机构风险对系统风险的贡献度,着重于构建风险在金融机构之间的传染效应,如 CCA (Lehar (2005)), CoVaR (Adrian and Brunnermeier (2014)) 等。这一思路更适合于进行金融机构间风险相互传染的微观分析,但不能直观地反映整个金融系统所面临的系统性风险。另一种思路强调在市场处于不利条件时,单个金融机构所面临的期望资本短缺。该思路认为在经济状况较好的时期,单个金融机构出现资本短缺时,可能会被其他机构并购,或有新的资金注入,或进入有序的破产程序。这些情况下,由于该机构的资本短缺所带来的影响完全可以由其他机构来化解,因此,此时发生的单个金融机构的风险对整个金融系统的影响较小。但当单个金融机构的资本短缺发生在整个金融系统出现资本短缺时,它的风险将无法被化解与消化,于是该金融机构的破产将会对整个金融系统,甚至实体经济带来影响,从而引发系统性风险。第二种思路框架下, Brownlees and Engle (2017) 提出了系统性风险指数 SRISK。Brownlees and Engle (2017) 指出 SRISK 是一具有前瞻性,基于金融市场信息测度机构在发生系统性重要事件情况下预期资本短缺的指标。SRISK 将机构的资产负债表信息与市场信息结合在一起测度机构的条件资本短缺,不仅利用了机构资产与负债的会计信息,还利用了能提供机构未来价值的市场信息,不仅与该机构股票的波动率和与市场的尾部相关性有关,还与该机构的规模和杠杆率有关。Brownlees and Engle (2017) 指出 SRISK 具有可加性,所有机构的 SRISK 之和可作为反映整个金融系统的系统性风险指数,它等于危机中政府救市所需资本总和。此外, Brownlees and Engle (2017) 还表明 SRISK 具有前瞻性,所有金融机构 SRISK 之和可为实体经济的衰退提供早期预警信号。因此,本文采用 SRISK 作为金融稳定的代理变量,进行宏观总量分析。

3.1 SRISK 的定义与估计

SRISK_{it} 衡量在市场发生极端风险情况下,单个金融机构 i 所面临预期资本缺口,即 $SRISK_{it} =$

$E_t(\text{CS}_{it+h}|R_{mt+1:t+h} < C)$, 其中, $\text{CS}_{it} = k(D_{it} + W_{it}) - W_{it}$ 为金融机构 i 在 t 期的资本缺口, W_{it} 为权益的市场价值, D_{it} 为负债的账面价值, k 为审慎权益资产比率, $R_{mt+1:t+h}$ 为未来 h 期内市场的收益率. 相应地, 记 $R_{it+1:t+h}$ 为未来 h 期内机构 i 的股票收益率. 假定未来 h 期内, 机构 i 负债的账面价值保持不变, 即 $E_t(D_{it+h}|R_{mt+1:t+h} < C) = D_{it}$. 于是, 有:

$$\begin{aligned} \text{SRISK}_{it} &= E_t(\text{CS}_{it+h}|R_{mt+1:t+h} < C) \\ &= kE_t(D_{it+h}|R_{mt+1:t+h} < C) - (1-k)E_t(W_{it+h}|R_{mt+1:t+h} < C) \\ &= kD_{it} - (1-k)W_{it}(1 - \text{LRMES}_{it}) \\ &= W_{it}[k\text{LVG}_{it} + (1-k)\text{LRMES}_{it} - 1], \end{aligned} \quad (1)$$

其中, $\text{LVG}_{it} = (D_{it} + W_{it})/W_{it}$ 为准杠杆率, $\text{LRMES}_{it} = -E_t(R_{it+1:t+h}|R_{mt+1:t+h} < C)$ 为长期边际期望损失, 表示市场在未来 h 期下跌超过 C 时, 机构 i 在未来 h 期内的股票收益率, 刻画了机构 i 与市场的尾部相关性. 从式 (1) 可见, SRISK_{it} 与机构规模、杠杆率及 LRMES 有关. 在其他条件保持不变的情况下, 规模越大的公司, SRISK_{it} 越大. 杠杆率越高的公司, 当市场下跌时需要更高的缓冲资本, 因此, SRISK_{it} 也越大. LRMES 越大的公司, 对市场下跌越敏感, SRISK_{it} 也相应地更大. 此外, SRISK_{it} 还与审慎权益资产比率 k , 时间窗口 h , 以及阈值 C 有关. 关于 k 的设定, 我国不同金融机构的 k 存在较大差异, 如证券类机构的审慎权益资产比例在 30% 左右, 与 Brownlees and Engle (2017) 采用的 8% 的审慎权益资产比例相差较大. Brownlees and Engle (2017) 也指出对于不同的机构可采用不同的 k . 借鉴梁琪等 (2013) 的讨论, 我们采用金融机构 2020 年至今报告的历史权益资产比率均值作为审慎权益资产比例 k 的取值. 关于 h 和 C 的设定, Brownlees and Engle (2017) 建议 h 应取足够长, C 应为极端损失阈值, 否则无法体现极端市场风险下的资本短缺. 本文根据 Acharya et al. (2012) 的经验法则计算 LRMES , 即 $\text{LRMES} = 1 - \exp(-18 \times \text{MES})$, 其中 MES 为 $h = 1$ 天时计算的短期系统性金融危机, C 设定为市场收益率在 95% 置信水平下的风险价值 VAR . MES 的具体定义如下:

$$\begin{aligned} \text{MES}_{it-1} &= E_{t-1}(r_{it}|r_{mt} < C) = \sigma_{it}E_{t-1}\left(\varepsilon_{it}|\varepsilon_{mt} < \frac{C}{\sigma_{mt}}\right) \\ &= \sigma_{it}\rho_{it}E_{t-1}\left(\varepsilon_{mt}|\varepsilon_{mt} < \frac{C}{\sigma_{mt}}\right) + \sigma_{it}\sqrt{1-\rho_{it}^2}E_{t-1}\left(\xi_{it}|\varepsilon_{mt} < \frac{C}{\sigma_{mt}}\right), \end{aligned} \quad (2)$$

其中, $r_{it} = \log(1 + R_{it})$ 为金融机构 i 的对数收益, $r_{mt} = \log(1 + R_{mt})$ 为市场的对数收益, σ_{mt} 及 σ_{it} 分别为市场及金融机构 i 的条件标准差, ρ_{it} 为 r_{it} 和 r_{mt} 的条件相关系数, ε_{mt} 和 ξ_{it} 随时间独立同分布, 均值为零, 方差为 1, 协方差为 0, 但二者并不一定独立. 式 (2) 中最后一个等式的第二项表示金融系统对单个金融机构的尾部溢出效应, 它刻画了 ε_{mt} 和 ξ_{it} 的非线性相关性.

本文采用 DCC-GARCH 模型估计 MES . 记给定 $t-1$ 期的信息集为 \mathcal{F}_{t-1} , 假定:

$$\begin{bmatrix} r_{it} \\ r_{mt} \end{bmatrix} \Big| \mathcal{F}_{t-1} \sim D\left(\mathbf{0}, \begin{bmatrix} \sigma_{it}^2 & \rho_{it}\sigma_{it}\sigma_{mt} \\ \rho_{it}\sigma_{it}\sigma_{mt} & \sigma_{mt}^2 \end{bmatrix}\right),$$

其中, D 并未设定具体的分布形式, 其均值为 0, 协方差具有时变性. 市场及机构的条件方差 σ_{mt}^2 及 σ_{it}^2 采用 GJR-GARCH 模型来拟合, 具体如下:

$$\begin{cases} \sigma_{mt}^2 = \omega_m + \alpha_m r_{mt-1}^2 + \gamma_m r_{mt-1}^2 \mathbb{I}_{r_{mt} < 0} + \beta_m \sigma_{mt-1}^2, \\ \sigma_{it}^2 = \omega_i + \alpha_i r_{it-1}^2 + \gamma_i r_{it-1}^2 \mathbb{I}_{r_{it} < 0} + \beta_i \sigma_{it-1}^2, \end{cases}$$

其中, 指示变量 $\mathbb{I}_{r_{mt} < 0}$, $\mathbb{I}_{r_{it} < 0}$ 用于捕捉波动率的非对称效应, 即负面冲击比正面冲击对波动率的影响更大, β_m 及 β_i 反映了条件波动率的持续性, 较大的 β_m 及 β_i 意味着波动率在经历冲击后需要较长的时间回到均衡状态. ρ_{it} 采用 DCC 模型来估计, DCC 模型定义了经条件标准差调整过的收益率 $\varepsilon_{it} = r_{it}/\sigma_{it}$ 和 $\varepsilon_{mt} = r_{mt}/\sigma_{mt}$ 的相关系数, 即:

$$\text{Corr} \begin{pmatrix} \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{mt} \end{pmatrix} = \mathbf{R}_t = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{it} \\ \rho_{it} & 1 \end{bmatrix} = \text{diag}(\mathbf{Q}_{it})^{-1/2} \mathbf{Q}_{it} \text{diag}(\mathbf{Q}_{it})^{-1/2},$$

其中, \mathbf{Q}_{it} 是伪相关矩阵, \mathbf{Q}_{it} 的模型设定如下:

$$\mathbf{Q}_{it} = (1 - \alpha_{c_i} - \beta_{c_i}) \mathbf{S}_i + \alpha_{c_i} \begin{bmatrix} \varepsilon_{it-1} \\ \varepsilon_{mt-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{it-1} \\ \varepsilon_{mt-1} \end{bmatrix}^\top + \beta_{c_i} \mathbf{Q}_{it-1},$$

这里, \mathbf{S}_i 是机构 i 与市场的无条件相关矩阵. 该模型采用两步 QML 估计法估计, 详见 Engle (2009). 估计出 σ_{mt} , σ_{it} 和 ρ_{it} 后, 通过式 (2) 计算 MES, 并根据经验法则求得 LRMES, 进而根据式 (1) 求得机构 i 的 SRISK_{it}, 最后, 整个金融部门总的系统性风险指数 SRISK 定义为:

$$\text{SRISK}_t = \sum_{i=1}^N (\text{SRISK}_{it})_+,$$

其中, $(x)_+$ 代表 $\max(x, 0)$.

3.2 我国金融系统 SRISK 的估计

基于 Brownlees and Engle (2017) 的方法, 本文测度了我国金融系统 2022 年 5 月 31 日前上市的 126 家金融机构 2000 年 1 月到 2022 年 5 月期间的 SRISK, 加总构建了金融系统的 SRISK 指数, 以观察系统性金融风险在时间维度的累积与发展. 126 家金融机构包括银行 44 家, 证券 56 家, 保险 6 家, 其他金融机构 20 家. 金融机构的收益率为采用日度后复权收盘价计算出的对数收益率, 市场收益率采用上证 A 股综合指数计算. 借壳上市证券公司的上市时间定为借壳上市后的复牌时间. 由于金融机构的上市时间不统一, 所以数据是非平衡面板数据. 月度 SRISK 取月末 SRISK 值, 所有数据均来源于万得 (Wind) 数据库.

图 3 为 2000 年 2 月到 2022 年 5 月期间, 我国金融部门总的 SRISK 以及四类金融机构 SRISK 的时间序列图及相应的月变化率时间序列图. 从图 3 中可以看出, 我国金融部门 SRISK 在 2007 年以前很小, 2007 年以后开始稳步增加. 这其中的一大原因在于 2007 年之前上市的金融机构数量较少, 尤其是系统性重要金融机构未上市. 2006 年 7 月之前, 我国 SRISK 在 2000 以内. 中国银行于 2006 年 7 月份上市后, SRISK 指数增加到 3000 以上. 随着工商银行、建设银行、中国人寿和中国平安等系统性重要金融机构的上市, 我国 SRISK 指数于 2007 年 9 月底已达到 11118. 因此, 本文将重点分析 2007 年到 2022 年间 SRISK 的变化. 图 3 中显示, 2007 年到 2008 年底, 受全球金融危机以及上市金融机构数量逐渐增加的双重影响, 我国 SRISK 迅速增加, 从 2007 年 9 月底的 11118 增加到 2008 年 12 月 31 日的 18529. 随后我国 SRISK 呈平稳上

升趋势,从 2009 年 1 月的 17259 上升至 2014 年 11 月的 33436. 这期间,在 2013 年 3 月和 6 月底,SRISK 出现了两次峰值,分别达 38123 和 39828,这主要受钱荒事件的影响,导致 SRISK 攀升. 进一步观察发现,这两次峰值主要出现在银行系统,保险机构于 2013 年 6 月底出现峰值,但证券和其他金融机构的 SRISK 并没有相应的峰值出现. 2014 年 12 月开始,我国 SRISK 迅速上升,从 2014 年 11 月底的 33436 上升到 2015 年 8 月底的 82843. 这段时间恰巧是我国股市经历了暴涨和暴跌的“股灾”时期. 普遍认为造成这次牛市与股灾的主要原因是加杠杆,SRISK 成功地捕捉到了这一轮金融不稳定状态,这期间 SRISK 迅速上升具有很强的警示作用. SRISK 在 2015 年 8 月底达到高点后逐渐下降,到 2015 年底下降到 44229. 但随后又迅速上升,从 2015 年 12 月的 44229 短短 1 个月内迅速上升到 1 月底的 71873,这期间伴随着我国股票市场熔断机制的实施与停止. 随后,SRISK 呈现逐渐缓慢下降的趋势,到 2017 年 7 月下降到 23557,并一直保持低位至 2018 年 1 月. SRISK 在这段时期下降的部分原因在于我国 2016 年第三季度开始采取金融严监管及降杠杆等措施. 从 2018 年 2 月开始,我国 SRISK 又开始迅速上升,到 2018 年 10 月达 68009,随后才开始逐渐下降. 这段时间 SRISK 的快速攀升刚好跟贸易战以来我国股市的大幅下跌相关联,但 SRISK 开始上升的趋势要早于贸易战的发生. 2020 年 2 月,受新冠疫情的冲击,SRISK 又出现新一轮快速上涨趋势,从 2020 年 1 月的 34804 跃至 3 月的 76996,随后下降至 6 月的 37940. 7-8 月在新冠疫情二次爆发和中美关系紧张的双重风险压力下,SRISK 又出现新一轮高位震荡,随后恢复为较为平稳的态势. 2022 年 3 月,受新冠疫情再次爆发的影响,SRISK 于 2022 年 3 月又开始攀升,4 月达 71407,并维持高位至 2022 年 5 月底. 可见,SRISK 指数可判别我国金融风险在时间维度上的累积. 以上结论与杨子暉等 (2018) 采用 VaR, MES, CoVar 等方法测度的我国金融部门的系统性风险所得到的相应样本期内的结论一致.

从图 3 还可以进一步看出,银行系统的 SRISK 基本决定了整个金融部门的 SRISK. 为了更深入地了解 SRISK 的主要贡献机构,本文还从横截面维度分析了各机构对整体 SRISK 的贡献度. 2022 年 5 月底,SRISK 排名最大的前 18 个银行分别为工商银行、建设银行、交通银行、兴业银行、浦发银行、招商银行、中信银行、中国银行、平安银行、光大银行、华夏银行、邮储银行、宁波银行、农业银行、上海银行、江苏银行、北京银行和南京银行. 除广发银行未上市外,SRISK

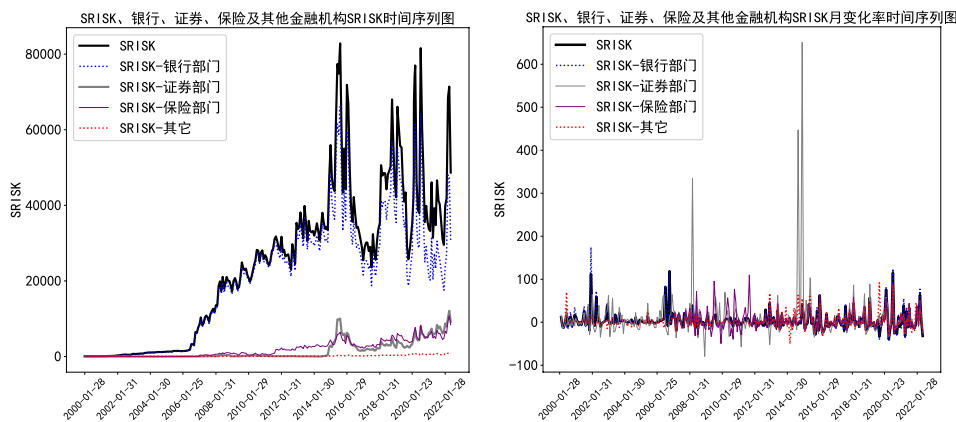


图 3 我国 SRISK 时间序列图

最大的前 18 个银行与我国发布的系统重要性银行一致。此外, 中国平安、中国人寿、中国太保、中信证券、中国人保、国泰君安、华泰证券、中油资本等非银行金融机构也是我国 SRISK 指数贡献较大的机构。可见, 从横截面维度看, SRISK 可以识别我国系统性重要金融机构。

更进一步, 从图 3 的左图, 我们可以看出, SRISK 基本上呈现出非平稳趋势。通过对 SRISK 月变化率进行 ACF, PACF 作图, 并进行 ADF 检验, 验证了金融部门总 SRISK 以及银行、证券、保险和其他四个部门的 SRISK 的月变化率 (图 3 右) 均为平稳时间序列。所以, 在政策效应分析部分中, 本文采用 SRISK 的月变化率作为金融稳定的代理变量进行进一步分析。此外, 为了分析宏观审慎政策对系统性金融风险在跨行业传染方面的影响效应, 本文还按照上述 SRISK 的定义与估计方法, 构建了房地产部门和制造业部门的 SRISK。

4 计量模型

本文采用了 Rubin 因果模型框架下发展出的宏观经济政策评估模型分析了我国宏观审慎政策对金融稳定的影响效应。鉴于数据可得性与分析需求, 本文选择政策效应评估样本期起点为 2007 年 4 月。由于我们要分析政策向前 24 期的影响效应, 因此政策效应评估样本期终点确定为 2020 年 3 月。与主流宏观经济政策分析的结构性模型相比, 本模型的主要优势在于建模自由度较大, 不需要对整个经济体系进行建模, 仅需对政策的选择机制进行建模。同时, 在此分析框架下, 模型有效性检验可以转化为条件独立性检验, 从而可以对评估方法的适用性进行有效的统计检验。Angrist and Kuersteiner (2011) 还进一步论证了该框架下提出的动态处理效应是对宏观经济分析的核心工具脉冲响应函数的进一步深化与发展, 可得到与 DSGE 和 SVAR 等现代宏观经济模型等价的分析效果。本文采用 Angrist et al. (2018) 和刘泽琴等 (2022) 使用的基于政策倾向性得分的逆概率加权模型, 采用机器学习法拟合政策倾向性得分, 通过倾向性得分的逆概率加权, 模拟一个随机分配机制, 从而进行政策效应的估计, 模型设定如下:

$$\theta_{t,j} = E \left[\mathbf{Y}_{t,l} \left(\frac{1\{D_t = j\}}{p^j(z_t)} - \frac{1\{D_t = 0\}}{p^0(z_t)} \right) \right], \quad (3)$$

其中, D_t 为宏观审慎政策变量, \mathbf{Y}_t 为目标变量, 本文中 \mathbf{Y}_t 共包含 7 个变量。首先是第 3 部分计算的系统性金融风险指数 SRISK。其次, 为了分析宏观审慎政策对系统性金融风险在跨行业传染方面的影响效应, 通过对证监会一级行业进行分析, 本文选取了房地产部门和制造业部门, 并根据 SRISK 的定义及估计方法计算的房地产部门的 SRISK 和制造业部门的 SRISK 作为目标变量。其中, 房地产部门是系统性风险累积的重要来源 (马勇和黄辉煌 (2021)), 而制造业部门是实体经济的代表。最后, 为刻画政策的影响路径, 根据刘泽琴等 (2022) 关于宏观审慎政策影响金融稳定机制的理论分析, 选择了同刘泽琴等 (2022) 一致的 4 个信贷传导渠道重要中间变量, 包括信贷增速、风险加权资产同比增速、商业银行资本充足率同比增速和不良贷款率同比增速。其中, 信贷增速为信贷渠道代理变量。风险加权资产同比增速为银行风险承担渠道代理变量, 由于样本期的延长, 不同于刘泽琴等 (2022), 本文直接选用“应用资本底线后的风险加权资产合计”计算了风险加权资产同比增速。商业银行资本充足率同比增速和不良贷款率同比增速为银行风险承担渠道的辅助变量。

根据第 2 部分构建的宏观审慎政策指数 MPI_t , 本部分定义 D_t 为宏观审慎政策变量如下: D_t

为 -1 如果 $MPI_t < 0$; 为 0 , 如果 $MPI_t = 0$; 为 1 , 如果 $MPI_t > 0$. 其中, -1 表示宽松, 0 表示中性, 1 表示紧缩. z_t 为可观测的变量集, $p^j(z_t) = Pr(D_t = j|z_t)$ 为政策倾向性得分, 是指给定信息集 z_t , $D_t = j$ 的条件概率, 其中 $j \in \{-1, 0, 1\}$. $\theta_{l,j}$ 为 Angrist et al. (2018) 基于 Rubin 因果效应框架定义的动态政策效应, 定义为 $\theta_{l,j} = E[Y_{t,l}(j) - Y_{t,l}(0)]$, $Y_{t,l}(j)$ 为动态潜在结果, 指给定 t 和 l , 当 t 期政策变量 $D_t = j$ 时, $t+l$ 期目标变量 Y 的可能取值; $Y_{t,l}(0)$ 为当 t 期 $D_t = 0$ 时, $t+l$ 期目标变量 Y 的可能取值, 是用于比较的基准政策选项. $t+1$ 到 $t+L$ 期的动态政策效应路径集为 $\theta_j = (\theta_{1,j}, \dots, \theta_{L,j})$. Angrist and Kuersteiner (2011) 从理论上证明动态政策效应 θ_j 和经典宏观经济模型中常见的脉冲响应函数存在一一对应的关系, 详情参考 Angrist and Kuersteiner (2011).

由于我们无法观测到所有的潜在结果, 动态政策效应 $\theta_{l,j}$ 的识别依赖于强可忽略假设, 强可忽略假设包含条件独立性假设和重叠性假设. 条件独立性假设是指给定 t 时期的信息集, t 期的政策选择和之后的潜在结果独立, 即 $Y_{t,l}(j) \perp D_t | z_t$, 条件独立性假设意味着给定 t 期所有信息, 政策选择具有一定的随机性, 而这成为政策效应识别的主要来源. 重叠假设是指任何潜在政策被选择的概率始终为正, 即 $0 < \underline{\alpha} \leq p^j(z_t) \leq \bar{\alpha} < 1$. 在强可忽略假设下, $\theta_{l,j} = E[Y_{t,l}(j) - Y_{t,l}(0)|z_t] = E[Y_{t,l}|D_t = j, z_t] - E[Y_{t,l}|D_t = 0, z_t]$, 该式是关于可观测结果的条件均值, 因此, $\theta_{l,j}$ 可以被识别. 当 z_t 的维数较高时, 重叠假设变得较为苛刻, Rosenbaum and Rubin (1983) 提出采用倾向性得分法对政策效应进行估计, 而且证明在强可忽略假设下, $(Y_{t,l}(j) \perp D_t) | z_t \Rightarrow (Y_{t,l}(j) \perp D_t) | p^j(z_t)$. 在此基础上, Hahn (1998) 和 Hirano and Imbens (2003) 继承了 Horvitz and Thompson (1952) 的思想, 进一步发展出逆概率加权法, Angrist et al. (2018) 将其拓展至宏观政策评估框架中, 即式 (3). 从式 (3) 可以看出, $\theta_{l,j}$ 的估计需要分两步. 第一步估计 $\hat{p}^j(z_t)$, 实际运用中, 当 $\hat{p}^j(z_t)$ 太小时, 权重会极大, $\theta_{l,j}$ 的估计便会被这些离散点所主导, 因而, 作者建议去掉 $D_t = j$ 时, $\hat{p}^j(z_t) < 0.025$ 的观测值. 第二步将估计出的 $\hat{p}^j(z_t)$ 代入式 (3) 中, 得到 $\theta_{l,j}$ 的估计. 由 $\theta_{l,j}$ 的估计步骤可见, 政策倾向性得分 $p^j(z_t)$ 的估计是整个估计过程中的关键, 不仅涉及到动态政策效应的逆概率权重, 而且其估计效果也反映了关于政策选择的建模准确度, 并进一步影响到条件独立性的识别条件是否满足. 因此, 本文采用刘泽琴等 (2022) 提出的机器学习法估计政策倾向性得分. 接下来我们专门讨论政策倾向得分的估计与条件独立性的检验.

4.1 政策倾向性得分的估计

本部分旨在拟合政策倾向性得分模型 $p^j(z_t) = Pr(D_t = j|z_t)$, $p^j(z_t)$ 的模型设定见式 (4):

$$p^j(z_t) = f(z_t). \quad (4)$$

由于我国关于宏观审慎政策的选择基于“相机抉择”而非“单一规则”, 因此根据刘泽琴等 (2022) 对数据的分析, 本文同样选用了其最终保留的 54 个宏观经济变量作为预测变量集 X_t , 构建高维混杂因素, 对政策选择机制建模. X_t 包含价格指数、工业增加值、对外贸易及投资、固定资产投资、国内贸易、银行与货币、汇率与利率、证券市场、财政与其它这九大宏观经济领域的指标². 信息集 z_t 包含 X_t , Y_t 和 D_t 的滞后阶, 滞后阶数在模型选择时确定. 根据分析需求和数据可得性, 本文选定样本期为 2007 年 4 月至 2022 年 3 月, 共 180 期. 针对商业银行的资本充足

²指标的具体说明及其描述性统计量留存备索.

率等季度数据, 采用线性插值法转换为月度数据. 对于 SRISK 等日度数据, 取月末数据将其转换为月度数据. 由于我们要分析宏观审慎政策对金融稳定向前 24 期的影响, 因此, 政策倾向性得分拟合的时间终点为 2020 年 3 月. 2007 年 4 月到 2020 年 3 月期间, D_t 取值为 0 的次数为 93, 取值为 1 的次数为 46, 取值为 -1 的次数为 17.

本部分将 2020 年 4 月至 2022 年 3 月作为测试集, 分别采用多元惩罚逻辑回归模型, 支持向量机和随机森林来训练式 (4) 中的模型. 模型的性能评价指标为测试集上的预测准确率. 在模型训练过程中, 根据测试集上的预测准确率, 调整 X_t , Y_t 和 D_t 滞后阶数, X_t 的多次项以及模型的参数, 最终选择 X_t , X_t 的二次项, Y_t 和 D_t 的滞后 1 阶共 129 个变量组成信息集 z_t , 进行模型拟合. 因此, 本文最终评估了 2007 年 5 月 - 2020 年 3 月期间的政策效应. 三个模型中, 随机森林预测效果最好, 样本内拟合准确率为 100%, 样本外预测的准确率为 62.5%, 比 33.3% 的随机概率高出将近 30%. 随机森林模型在训练过程中, 需调整的主要参数为 max-features (在随机生成决策树时, 每个节点处选取的特征子集的特征数). 基于样本外预测准确率, 本文选择最优 max-features 为 17, 其中影响模型的最重要的变量包括滞后一阶的农副食品加工业工业增加值当月同比, 工业增加值当月同比, 消费者信心指数的平方, 烟草制造业工业增加值当月同比的平方, 采购经理指数 PMI 的平方等.

4.2 条件独立性检验

为了检验条件独立性的识别条件是否满足, 本部分采用 Cai et al. (2021) 在 Fang et al. (2020) 的基础上提出的时间序列框架下基于辅助变量的统计检验量检验条件独立性假设是否成立, 即 $D_t \perp Y_{t,l}(j) | p(z_t)$. 辅助变量 ω_t 的选择需与 $Y_{t,l}(j)$ 相关, 且满足 $\omega_t \perp D_t | (Y_{t,l}(j), z_t)$, 对于所有的 $l \geq 0, j$ 均成立. 本部分选择房价增速的滞后一阶变量作为 SRISK、房地产部门 SRISK、商业银行资本充足率同比增速和不良贷款率同比增速四个目标变量的辅助变量, 检验了在给定政策倾向性得分下, 宏观审慎政策变量 D_t 与目标变量 Y_t 的条件独立性, 检验结果表明在 0.05 的显著性水平下均满足条件独立性假设. 选择扩建类固定资产投资完成额累积同比滞后一阶变量作为制造业部门 SRISK 和信贷增速的辅助变量进行条件独立性检验, 检验结果表明在 0.05 的显著性水平下条件独立性假设成立. 选择 M2 同比变化率滞后一阶变量作为风险加权资产同比增速的辅助变量进行条件独立性检验, 检验结果表明在 0.1 的显著性水平下满足条件独立性假设. 因此, 将随机森林模型估计出的 $\hat{p}^j(z_t)$ 代入式 (3) 中, 便可得到 $\theta_{l,j}$ 的估计. 第 5 部分将对所得实证结果进行具体分析.

5 宏观审慎政策效应分析

本部分以中性宏观审慎政策 $D_t = 0$ 作为基准政策, 分别估计宽松性和紧缩性宏观审慎政策对金融稳定的影响效应. 首先, 估计了政策对系统性金融风险指数 SRSIK 月变化率的影响; 接着, 估计了政策对房地产部门和制造业部门 SRISK 月变化率的影响, 以分析政策影响的跨部门传染效应; 最后, 估计了政策对信贷传导渠道中重要中间变量的影响, 以刻画政策的传导机制. 对于每项目标变量, 均分析了政策对其向前 24 个月的累积动态影响效应.

5.1 宽松性宏观审慎政策效应

图 4 报告了宽松性宏观审慎政策的影响效应, 其中, 实线代表具体目标变量向前 24 期的累积动态处理效应, 两条虚线代表累积动态处理效应 95% 的置信区间, 置信区间采用 Bootstrap 构建. 从系统性金融风险来看, 宽松性宏观审慎政策实施初期, SRISK 的月变化率有所上升, 但保持平稳, 11 期后 SRISK 的月变化率开始呈下降趋势, 并在 24 期内的累积影响效应不显著. 从系统性金融风险跨部门传染方面来看, 宽松性宏观审慎政策会显著提高房地产部门 SRISK 的月变化率, 政策实施 11 期后影响效应开始变小, 曲线走势较为平坦, 但在 24 期内的累积影响效应显著为正. 宽松性宏观审慎政策对制造业部门 SRISK 月变化率则基本无明显趋势性影响, 在 24 期内的累积影响效应不显著. 可见, 宽松性宏观审慎政策对房地产部门 SRISK 的影响效应大于对金融部门 SRISK 的影响效应, 但对制造业部门 SRISK 却无明显趋势性影响. 从宏观审慎政策对信贷传导渠道中重要中间变量的影响来看, 宽松性宏观审慎政策会显著提高信贷增速、商业银行风险加权资产同比增速和不良贷款率同比增速, 并且在政策实施的 24 期内累积影响效应均为正. 商业银行资本充足率的同比增速在宽松性宏观审慎政策实施 4 期后开始快速掉头向下, 这种下降趋势于政策实施 17 期后开始减弱, 并于 20 期后有所反弹, 但 24 期内的累积影响效应均为负. 以上关于宽松性宏观审慎政策对信贷渠道中间变量影响的结论, 除不良贷款率外, 与刘泽琴等 (2022) 得出的结论均一致. 在刘泽琴等 (2022) 的分析中, 宽松性宏观审慎政策对不良贷款率的影响并不显著, 本文延长样本期后, 估计结果显示会提高不良贷款率同比增速.

综上所述, 宽松性宏观审慎政策会加大信贷渠道中间变量的风险, 这些风险主要传导至房地产部门, 导致房地产部门的 SRISK 显著提升, 但对金融部门系统性风险在 24 期内的累积影响效应不显著, 风险也没外溢至制造业部门.

5.2 紧缩性宏观审慎政策效应

图 5 报告了紧缩性宏观审慎政策对目标变量的影响效应. 从系统性金融风险来看, 紧缩性宏观审慎政策对 SRISK 无明显趋势性影响, 在政策实施前期会提高 SRISK 的月变化率, 11 期后政策的累积影响效应不再显著. 从系统性金融风险跨部门传染方面来看, 紧缩性宏观审慎政策在政策实施前 6 期会提高房地产部门 SRISK, 但影响效应很小, 从整体趋势上看, 有较弱的下降影响趋势, 但 24 期内的累积影响效应并不显著. 紧缩性宏观审慎政策对制造业部门 SRISK 的月变化率无显著影响. 从宏观审慎政策对信贷传导渠道中重要中间变量的影响来看, 紧缩性宏观审慎政策对信贷增速和商业银行风险加权资产同比增速无显著影响, 但会显著提高商业银行资本充足率同比增速, 并在政策实施的 24 期内累积影响效应为正. 紧缩性宏观审慎政策在政策实施前期会显著降低不良贷款率, 但在 14 期后政策的累积影响效应不再显著. 以上关于紧缩性宏观审慎政策对信贷渠道中间变量影响的结论与刘泽琴等 (2022) 的结论基本一致.

可见, 紧缩性宏观审慎政策除了会显著提高商业银行资本充足率同比增速外, 对信贷渠道其他中间变量基本无显著影响, 进而对金融部门、房地产部门及制造业部门的 SRISK 也无明显影响.

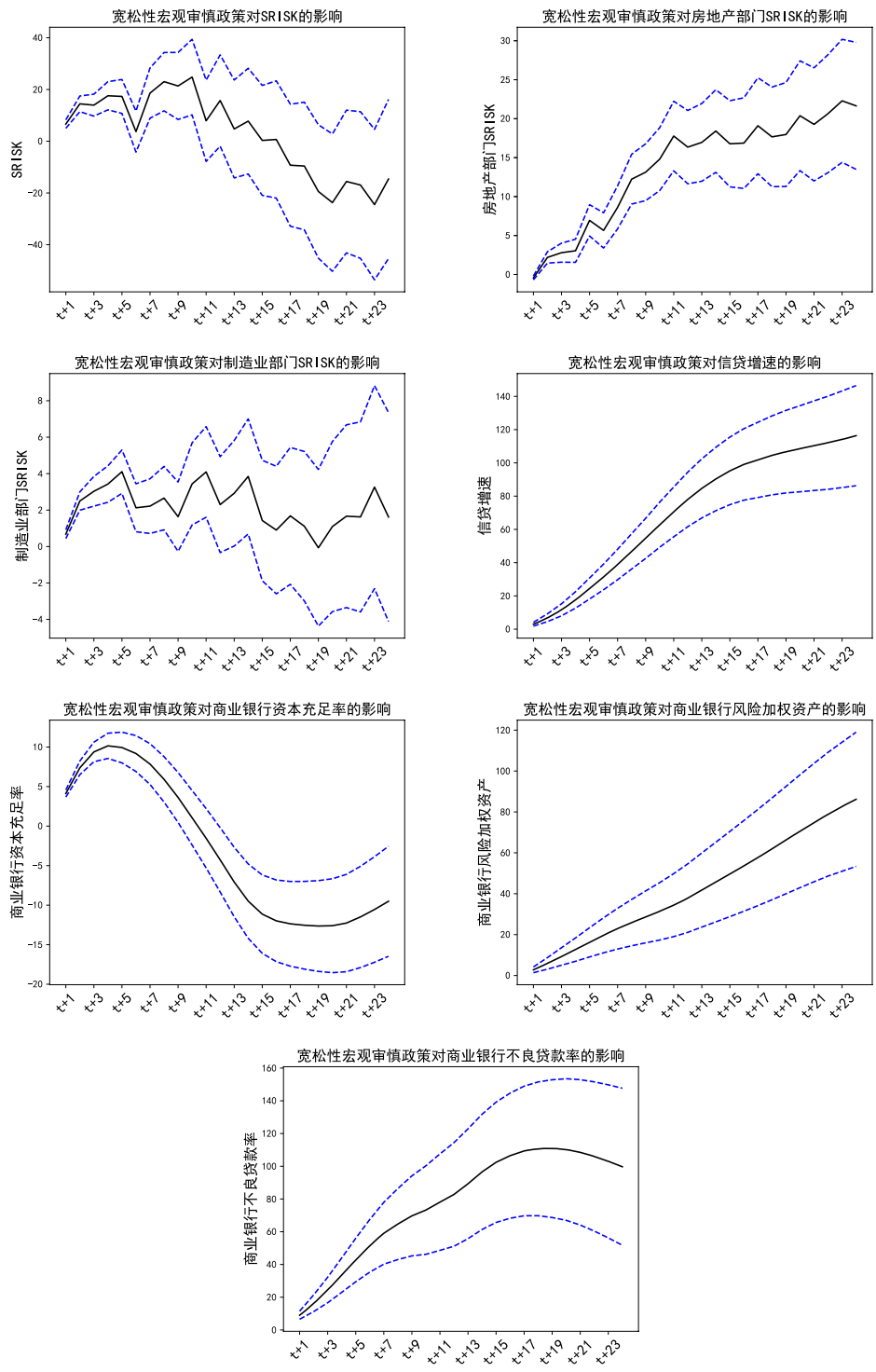


图 4 宽松性宏观审慎的政策效应

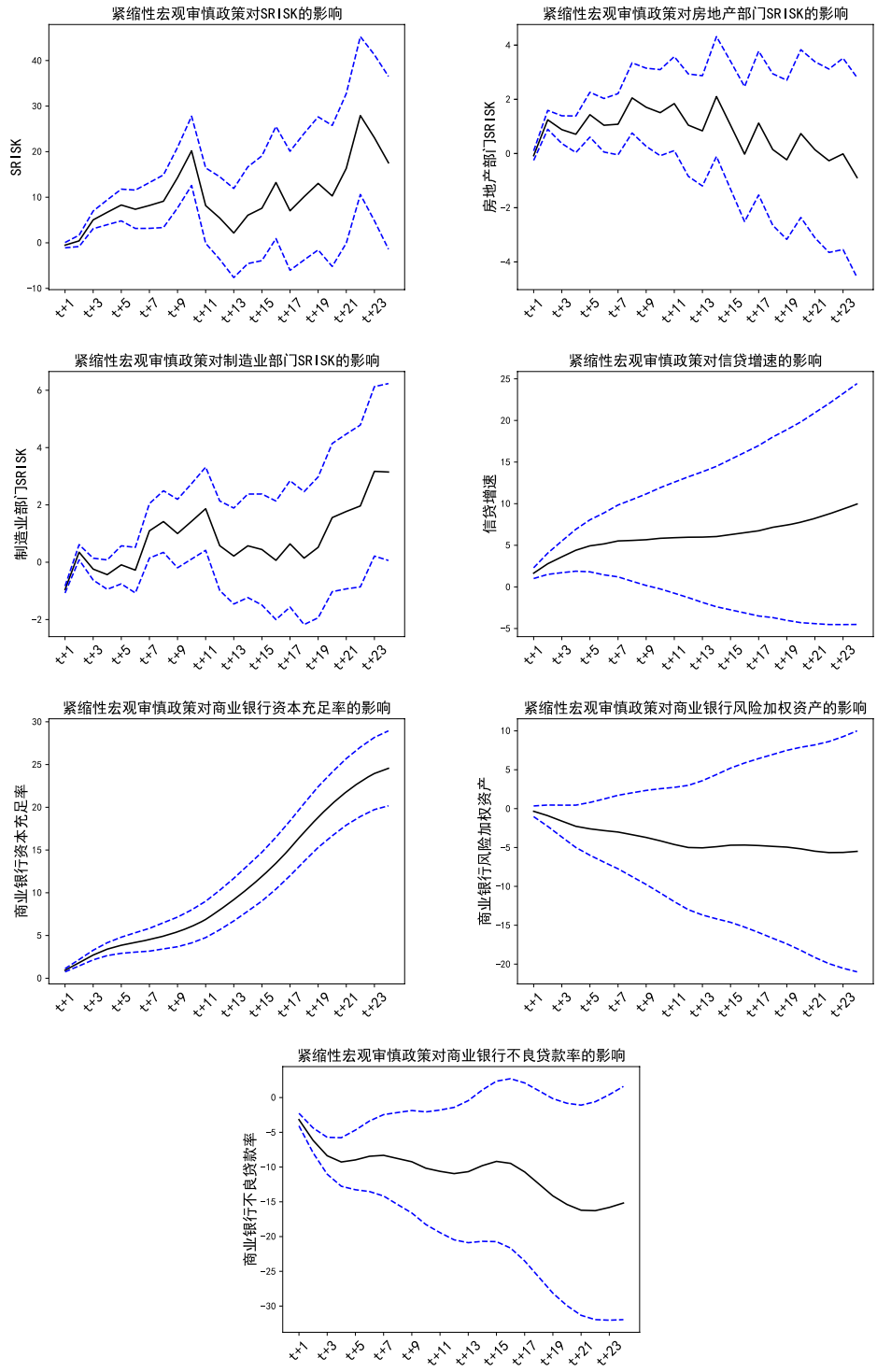


图 5 紧缩性宏观审慎的政策效应

6 结论与政策建议

本文采用 Rubin 因果效应框架下的现代宏观经济政策评估模型估计了我国 2007–2020 年宏观审慎政策对金融稳定的影响效应。研究发现, 宽松性宏观审慎政策会加大信贷渠道中重要中间变量的风险, 这些风险主要传导至房地产部门, 导致房地产部门 SRISK 的显著提升, 而对金融部门系统性风险的累积影响并不显著, 风险也没外溢至制造业部门。紧缩性宏观审慎政策除了会显著提高商业银行资本充足率同比增速外, 对信贷渠道其他中间变量基本无显著影响, 进而对金融部门、房地产部门及制造业部门的 SRISK 也无明显趋势性影响。

根据以上结论, 本文对宏观审慎政策提出如下政策建议: 1) 需进一步深化对系统性金融风险测度指标的研究。系统性金融风险是宏观审慎政策制定与实施的靶向目标, 不同的测度指标反应风险的不同方面。本文研究表明宽松性宏观审慎政策会加大信贷渠道中间变量的风险, 但对金融部门系统性金融风险指数 SRISK 在 24 期内的累积影响效应却不显著。可见, 对宏观审慎政策目标“金融稳定”代理变量的选择可直接影响政策评价结果。本文使用了 Brownlees and Engle (2017) 提出的系统性风险指数 SRISK 来测度系统性金融风险, 一方面金融机构与整个金融市场的极端风险关联性 LRMEs 可反映市场波动对金融稳定的影响。另一方面 $SRISK_{it}$ 还融合了机构资产与负债的会计信息, 与机构的规模和杠杆率相关, 并具有可加性。银行、证券、保险及其他金融机构等所有机构的 $SRISK_{it}$ 之和可作为整个金融系统的系统性风险指数, 它等于危机中政府救市所需资本总和, 能更全面地反映金融稳定的整体状况。但 SRISK 仍有其很多不足之处, 尤其是没有将我国特有的系统性金融风险模式考虑进来。因此, 还需进一步深化对系统性风险指标测度的研究, 多样化系统性金融风险测度指标, 从各个方面反映系统性金融风险, 为宏观审慎政策的制定与实施提供更全面、更系统的靶向目标。2) 疏通宏观审慎政策传导渠道, 健全传导机制, 提高调控效率。本文研究表明紧缩性宏观审慎政策除了会显著提高商业银行资本充足率同比增速外, 对信贷渠道其他中间变量基本无显著影响。可见, 紧缩性宏观审慎政策传导机制不畅, 其中的原因可能在于紧缩性宏观审慎政策的实施, 会导致商业银行等金融机构进行监管套利, 从而将风险转移。因此, 需充分考虑监管套利对政策传导机制的不利影响, 疏通传导路径, 提高调控效率, 避免因规避监管和跨境套利使得风险转移至监管不强的其他部门, 导致高风险的金融业务在不受监管或者监管宽松的环境中得以开展, 从而引发系统性金融风险。3) 需重视系统性风险的跨部门传染。研究发现宽松性宏观审慎政策虽然对金融部门的 SRISK 在 24 期内的累积影响效应不显著, 但会显著提升房地产部门的 SRISK。可见, 不能将金融稳定的目标局限于金融系统内部, 需重视系统性风险的跨部门传染, 从更广泛的角度关注金融稳定, 以避免跨机构、跨部门间的风险传染对金融稳定造成不利影响, 从而更好地防范系统性金融风险。

参 考 文 献

方颖, (2016). 宏观审慎政策有效性研究 [J]. 世界经济, (8): 25–49.

Fang Y, (2016). A Study on the Effectiveness of Macro-Prudential Policies[J]. The Journal of World Economy, (8): 25–49.

梁琪, 李政, 郝项超, (2013). 我国系统重要性金融机构的识别与监管 —— 基于系统性风险指数 SRISK 方法

- 的分析 [J]. 金融研究, (9): 56–70.
- Liang Q, Li Z, Hao X C, (2013). Identification and Regulation of China's Systemically Important Financial Institutions—Analysis Based on the Systemic Risk Index SRISK Method[J]. Journal of Financial Research, (9): 56–70.
- 梁琪, 李政, 卜林, (2015). 中国宏观审慎政策工具有效性研究 [J]. 经济科学, (2): 5–17.
- Liang Q, Li Z, Bu L, (2015). Research on the Effectiveness of China's Macro-prudential Policy Tools[J]. Economic Science, (2): 5–17.
- 刘泽琴, 蔡宗武, 方颖, (2022). 货币政策和宏观审慎双支柱调控框架的政策效应 [J]. 经济研究, (4): 138–153.
- Liu Z Q, Cai Z W, Fang Y, (2022). Estimation of the Effects of the Two-pillar Regulatory Framework of Monetary and Macro-prudential Policies[J]. Economic Research Journal, (4): 138–153.
- 马勇, 陈雨露, (2013). 宏观审慎政策的协调与搭配: 基于中国的模拟分析 [J]. 金融研究, (8): 57–69.
- Ma Y, Chen Y L, (2013). Coordination and Matching of Macro-prudential Policies: A Simulation Analysis Based on China[J]. Journal of Financial Research, (8): 57–69.
- 马勇, 黄辉煌, (2021). 双支柱调控的金融稳定效应研究 [J]. 经济理论与经济管理, 41(9): 35–54.
- Ma Y, Huang H H, (2021). The Financial Stability Effects of the Two-pillar Adjustment[J]. Economic Theory and Business Management, 41(9): 35–54.
- 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 [J]. 经济研究, (4): 17–31.
- Wang A J, Wang J Y, (2014). Effect of the Macro-prudential Policy and the Relationship between Monetary Policy and Macro-prudential Policy[J]. Economic Research Journal, (4): 17–31.
- 杨子晖, 陈雨恬, 谢锐楷, (2018). 我国金融机构系统性金融风险度量与跨部门风险溢出效应研究 [J]. 金融研究, (10): 19–37.
- Yang Z H, Chen Y T, Xie R K, (2018). Research on Systemic Risk Measures and Cross-sector Risk Spillover Effect of Financial Institutions in China[J]. Journal of Financial Research, (10): 19–37.
- 周小川, (2011). 金融政策对金融危机的响应 —— 宏观审慎政策框架的形成背景、内在逻辑和主要内容 [J]. 金融研究, (1): 1–14.
- Zhou X C, (2011). Financial Policy Response to Financial Crisis — Forming Background, Internal Logic and Main Content of Macro-prudential Policy Framework[J]. Journal of Financial Research, (1): 1–14.
- Bowles M, (2016). Python 机器学习: 预测分析核心算法 [M]. 北京: 人民邮电出版社: 45.
- Bowles M, (2016). Machine Learning in Python: Essential Techniques for Predictive Analysis[M]. Beijing: The People's Posts and Telecommunications Press: 45.
- Acharya V V, Engle R, Richardson M, (2012). Capital Shortfall: A New Approach to Ranking and Regulating Systemic Risks[J]. The American Economic Review, 102(3): 59–64.
- Adrian T, Brunnermeier M K, (2014). CoVaR[J]. Staff Reports, 106(7): 1705–1741.
- Aiyar S, Calomiris C W, Wieladek T, (2016). How Does Credit Supply Respond to Monetary Policy and Bank Minimum Capital Requirements?[J]. European Economic Review, 82: 142–165.
- Akinci O, Olmstead-Rumsey J, (2018). How Effective Are Macroprudential Policies? An Empirical Investigation[J]. Journal of Financial Intermediation, 33: 33–57.
- Angelini P, Neri S, Panetta F, (2011). Monetary and Macroprudential Policies[R]. Bank of Italy Temidi Discussion Working Paper.
- Angrist J D, Kuersteiner G M, (2011). Causal Effects of Monetary Shocks: Semiparametric Conditional Independence Tests with a Multinomial Propensity Score[J]. Review of Economics and Statistics, 93(3): 725–747.

- Angrist J D, Jordà Ò, Kuersteiner G M, (2018). Semiparametric Estimates of Monetary Policy Effects: String Theory Revisited[J]. *Journal of Business and Economic Statistics*, 36(3): 371–387.
- Brownlees C, Engle R F, (2017). SRISK: A Conditional Capital Shortfall Measure of Systemic Risk[J]. *The Review of Financial Studies*, 30(1): 48–79.
- Bruno V, Shim I, Shin H S, (2017). Comparative Assessment of Macroprudential Policies[J]. *Journal of Financial Stability*, 28: 183–202.
- Cai Z W, Fang Y, Lin M, Tang S F, (2021). Testing Conditional Independence in Casual Inference for Time Series Data[R]. Working Paper.
- Cerutti E, Claessens S, Laeven L, (2017). The Use and Effectiveness of Macroprudential Policies: New Evidence[J]. *Journal of Financial Stability*, 28: 203–224.
- Crockett A, (2000). Marrying the Micro-and Macroprudential Dimensions of Financial Stability [EB/OL]. [2002-04-15]. <https://www.bis.org/speeches/sp000921.htm>.
- Dell' Ariccia G, Igan D, Laeven L, Tong H, Bakker B, et al. (2012). Policies for Macrofinancial Stability: How to Deal with Credit Booms[R]. IMF Working Paper.
- Engle R F, (2009). Anticipating Correlations: A New Paradigm for Risk Management[M]. Princeton: Princeton University Press.
- Fang Y, Tang S F, Cai Z W, Lin M, (2020). An Alternative Test for Conditional Unconfoundedness Using Auxiliary Variables[J]. *Economics Letters*, 194: 1–5.
- Hahn J, (1998). On the Role of the Propensity Score in Efficient Semiparametric Estimation of Average Treatment Effects[J]. *Econometrica*, 66(2): 315–331.
- Hirano K, Imbens G W, Ridder G, (2003). Efficient Estimation of Average Treatment Effects Using the Estimated Propensity Score[J]. *Econometrica*, 71(4): 1161–1189.
- Horvitz D G, Thompson D J, (1952). A Generalization of Sampling Without Replacement from a Finite Universe[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 47(260): 663–685.
- IMF, (2012). The Interaction of Monetary and Macroprudential Policies — Background Paper[R]. Working Paper.
- Jiménez G, Ongena S, Peydró J L, Saurina J, (2017). Macroprudential Policy, Countercyclical Bank Capital Buffers, and Credit Supply: Evidence from the Spanish Dynamic Provisioning Experiments[J]. *Journal of Political Economy*, 125(6): 2126–2177.
- Lehar A, (2005). Measuring Systemic Risk: A Risk Management Approach[J]. *Journal of Banking & Finance*, 29(10): 2577–2603.
- Lim C, Columba F, Costa A, Kongsamut P, Otani A, et al. (2011). Macroprudential Policy: What Instruments and How to Use Them?[R]. IMF Working Paper.
- Liu Z Q, Cai Z W, Fang Y, Lin M, (2020). Statistical Analysis and Evaluation of Macroeconomic Policies: A Selective Review[J]. *Applied Mathematics: A Journal of Chinese Universities*, 35(1): 57–83.
- Rosenbaum P R, Rubin D B, (1983). The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects[J]. *Biometrika*, 70(1): 41–55.
- Shim I, Bogdanova B, Shek J, Subelyte A, (2013). Database for Policy Actions on Housing Markets[R]. BIS Working Paper.