

全球金融周期、中国金融周期 和中国宏观经济

刘璐 王晋斌 厉妍彤 温兴春

摘要：随着中国金融开放程度的加大，全球金融周期对中国宏观经济的影响以及中国金融周期在其中发挥的作用日益受到关注。本文首先通过构建包含全球银行系统和国际债券市场的理论模型分析了全球不确定性、全球风险资产价格和全球资本流动三方面的全球金融周期对中国宏观经济的影响。研究发现，全球金融周期衰退对中国宏观经济有负向影响，该影响在中国金融周期衰退期更强，在中国宏观审慎政策严格时则较弱。其次，本文使用门限向量自回归 (TVAR) 模型实证分析了全球恐慌指数 VIX、全球风险资产价格共同因子 MAR、全球资本流动共同因子 CF1 三种全球金融周期在中国金融周期不同区制下对中国宏观经济的影响，以及宏观审慎政策的实施效果。最后，在更换中国宏观经济变量和宏观审慎政策变量、使用其他宏观计量方法、使用微观数据及微观计量方法等稳健性检验下该结论均成立。

关键词：全球金融周期；中国金融周期；国际债券市场；宏观审慎政策

[中图分类号] F015 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2023) 7-0035-18

引言

近年来，随着国际金融环境持续发生变化，以及中国金融开放程度不断提升，国际金融因素尤其是全球金融周期对中国宏观经济的影响日益受到关注。由本国多种金融因素共同波动形成的国家金融周期与全球金融周期未必同步，其会抵御还是加剧国际金融冲击是政策制定者十分关心的问题。

一方面，近年来国际环境持续动荡，全球金融周期出现大幅波动，可能对新兴市场经济体产生冲击。2019 年底新冠疫情暴发并在全球蔓延至今，造成全球不确定性陡升；2022 年 2 月俄乌战争爆发，引起国际大宗商品价格大幅上涨；2022 年

[收稿日期] 2022-10-27

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“政府隐性担保、地方政府债务与系统性金融风险防范”(72103037)；教育部人文社会科学研究青年基金项目“隐性担保、土地融资与系统性金融风险防范研究”(21YJC790125)；对外经济贸易大学中央高校基本科研业务费专项资金“金融周期和实体经济关系研究”(20QD13)

[作者信息] 刘璐，对外经济贸易大学国际经济研究院助理研究员；王晋斌，中国人民大学经济学院教授；厉妍彤（通讯作者），中国人民大学经济学院博士研究生，电子邮箱 liyantongruc@sina.com；温兴春，对外经济贸易大学金融学院讲师

3月开始美联储多次加息，造成全球风险资产价格发生剧烈波动；受美联储加息、国际大宗商品价格和全球风险资产价格波动等的影响，全球资本流动也出现新的变化。在此背景下，全球金融环境呈现剧烈变化，全球金融周期再度出现大幅波动，而新兴市场经济体由于经济和制度脆弱性，极易受到冲击。

另一方面，中国金融开放步伐不断加快。2020年5月7日，《境外机构投资者境内证券期货投资资金管理规定》明确并简化了境外机构投资者境内证券期货投资资金管理要求；2020年6月发布的《外商投资准入特别管理措施（负面清单）》中，金融业准入负面清单已正式清零；2022年7月4日，中国人民银行宣布将开展香港与内地的利率互换市场互联互通合作，且中国人民银行与香港金融管理局签署常备互换协议。在此背景下，中国跨境融资出现新趋势，即相比传统的银行贷款融资方式，非金融企业通过发行国际债券进行跨境融资的直接融资方式的地位不断提升。根据国际清算银行的数据，中国非金融企业发行国际债券的规模从2010年第一季度的42亿美元迅速增长至2022年第一季度的520亿美元，使得中国宏观经济对全球因素波动的敏感度大大提升。

基于此，中国宏观经济受全球金融周期的影响可能越来越大。为了寻找应对措施，本文考察了全球金融周期对中国宏观经济产生的影响在中国金融周期不同状态下有何不同，以及不同种类的宏观审慎政策在应对多种全球金融周期冲击时的有效性。

一、文献综述

本文的研究涉及以下三方面的文献。

（一）关于全球金融周期和中国金融周期指标构建的文献

一是关于全球金融周期的指标构建。Rey（2015）^[1]认为全球金融周期通常伴随着资本流动的上升或下降，资产价格的上涨或下跌，以及危机的产生，其特点是资产价格、总资本流动、杠杆率的大规模共同波动。现有文献主要从全球不确定性、全球风险资产价格、全球资本流动三个角度衡量了全球金融周期，这方面文献如表1所示。

二是关于中国金融周期的指标构建。Borio（2014）^[2]认为国家金融周期是一种自我加强的、价值和风险之间以及风险态度和融资约束之间的互动，表现为繁荣和衰退。一些研究提取了中国金融周期指标，如朱太辉和黄海晶（2018）^[3]使用中国1998Q1—2018Q1的广义信贷、广义信贷/GDP和房价数据，采用BP滤波法和转折点法提取了中国金融周期。范小云等（2017）^[4]使用中国1996Q1—2015Q4的信贷、信贷/GDP、房价和股指数据，采用BP滤波和主成份分析法提取了低频范围中国金融周期。王博和李昊然（2018）^[5]使用信贷、信贷/GDP、房价和股价数据，采用不可观测成分时间序列模型和相移分析法，提取了包括中国在内的10个国家的金融周期。基于此，本文构建了全球不确定性、全球风险资产价格、全球资本流动三种全球金融周期，并从信贷、信贷/GDP、房价和股价中提取了中国金融周期。

表 1 关于全球金融周期指标构建的文献总结

	具体指标或指标构建方法	文献
全球不确定性	使用全球恐慌指数 VIX 表示	Rey (2015)、Cerutti 等 (2019) ^[6] 、Miranda-Agrippino 和 Rey (2020a) ^[7]
全球风险资产价格	用动态因子法从全球 858 种风险资产价格中提取共同因子	Rey (2016) ^[8] 、Miranda-Agrippino 和 Rey (2020a, 2020b) ^[9] , 2021 ^[10]
	用动态因子法从 303 种风险资产价格提取共同因子	Miranda-Agrippino 和 Rey (2020b)
	用主成份法从 42 个股票市场指数收益率中提取共同因子	谭小芬和虞梦微 (2021a) ^[11]
全球资本流动	用二级因子模型提取资本流动的 global 共同因子	Barrot 和 Serven (2018) ^[12]
	用静态因子法从 58 国资本流动中提取两个全球因子	Davis 等 (2019) ^[13]
	以全球私人流动性、全球跨境资本流动、TYVIX 表示	Miranda-Agrippino 和 Rey (2020a)
	用动态因子法从资本流动中提取共同因子	Cerutti 等 (2019)
	用动态因子法从资本总流入中提取全球因子	陈创练等 (2021) ^[14]
	用动态因子法从全球资本总流动中提取两个共同因子	Miranda-Agrippino 和 Rey (2021)
	用动态因子模型提取 66 个经济体资本流动的共同因子	王晋斌和刘璐 (2021) ^[15]
用时变因子载荷动态因子法从 47 国资本流入中提取全球因子	谭小芬和虞梦微 (2021b) ^[16]	

(二) 关于全球金融周期、国家金融周期和经济周期关系的文献

一是关于全球金融周期和经济周期二者关系的文献。多数文献认为全球金融周期会对经济周期产生重要影响。如陈晓莉和刘晓宇 (2019)^[17] 发现, 全球金融周期对中国经济周期具有显著的溢出效应。谭小芬和虞梦微 (2021a) 指出, 若一国经济周期处于繁荣期, 同时全球金融状况较宽松, 则该国经济周期波动会加剧。二是关于全球金融周期、国家金融周期和经济周期三者关系的文献。有研究认为, 全球金融周期对国家金融周期与经济周期之间的关系会产生重要影响 (张礼卿和钟茜, 2020)^[18]。也有研究认为, 全球金融周期分别对国家金融周期和经济周期产生溢出效应 (Acalin and Rebucci, 2020)^[19]。三是关于全球金融周期和国家金融周期影响实体经济机制的文献。首先, 在全球金融周期方面, Barrot 和 Serven (2018) 发现, 一国金融开放程度越高、金融系统越深化、汇率制度越固定, 则该国受全球金融周期的影响越大。其次, 国家金融周期影响经济周期的传导机制主要包括债务—通缩机制 (Fisher, 1933)^[20]、金融不稳定机制 (Minsky, 1977)^[21]、金融加速机制 (Bernanke et al., 1999)^[22] 和风险承担机制 (Borio and Zhu, 2012)^[23] 等。可以看出, 目前关于全球金融周期对经济周期影响的研究, 或尚未考虑国家金融周期, 或虽考虑了国家金融周期但并未从国家金融周期会作用于全球金融周期与经济周期的关系这个角度进行研究。而本文则在此方面进行了探索。

(三) 关于宏观审慎政策效果的文献

关于宏观审慎政策的政策效果主要存在以下两方面的讨论。一方面, 宏观审慎

政策在应对国内金融冲击方面的作用已被大量研究证明 (Forbes, 2021)^[24], 而关于其缓解国际金融冲击作用的研究还较少, 主要认为其能缓解银行资本流动风险 (Ahnert et al., 2021)^[25]、汇率风险 (Ouyang and Guo, 2019)^[26] 和美国货币政策溢出冲击 (Coman and Lloyd, 2022)^[27]。另一方面, 关于宏观审慎政策对宏观经济影响的方向, 学者们尚未达成一致。大多数文献认为宏观审慎政策对宏观经济有显著正向影响。如 Boar 等 (2017)^[28] 发现, 使用宏观审慎政策更频繁的国家, GDP 增长率更高、波动性更小。Neanidis (2019)^[29] 发现, 更严格的宏观审慎政策能通过降低国际资本流动波动性而促进经济增长。Brandao-Marques 等 (2020)^[30] 发现, 更严格的宏观审慎政策能降低经济增长的下行风险。也有文献发现, 更严格的宏观审慎政策会降低短期 GDP 增长率 (Belkhir et al., 2022)^[31]。本文针对中国的情况, 并从特定外部冲击角度出发, 从理论和实证两方面分析了宏观审慎政策缓解外部冲击的有效性。

本文主要边际贡献如下: 一是理论方面, 同时考虑银行系统和国际债券市场以解释多种全球金融周期对宏观经济的影响的文献较少, 进一步考虑国家金融周期在其中作用的文献更为鲜见, 本文则考虑了在全球银行系统和国际债券市场同时存在的条件下, 三种形式的全球金融周期对宏观经济的冲击如何受中国金融周期及宏观审慎政策的影响。二是实证方面, 现有文献尚未从国家金融周期会作用于全球金融周期与经济周期关系的角度进行研究, 且对中国宏观审慎政策有效性的实证检验还比较缺乏。本文则用门限向量自回归 (TVAR) 模型实证验证了三种全球金融周期对中国宏观经济的影响在中国金融周期的不同状态下有何不同, 以及宏观审慎政策应对全球金融周期冲击的有效性。这为制定更加精细化的宏观调控政策, 以及中国进一步的金融开放和金融供给侧结构性改革都提供了重要参考。

二、理论模型

Bruno 和 Shin (2015)^[32] 构建了仅包含全球银行系统的局部均衡模型, 发现美元升值会提升企业违约率, 使本国银行杠杆率下降, 向全球银行的借款减少, 从而该国资本流入减少。本文对 Bruno 和 Shin (2015) 的理论模型进行了以下拓展: 一是引入企业融资成本状态依存假设, 即在中国金融周期衰退期, 融资成本上升对企业的影响更大。二是将单一的银行融资方式拓展为通过银行间接融资和在国际资本市场发行债券直接融资两种融资方式。三是引入针对国内和跨境风险的两种宏观审慎政策。四是根据 Bvd 全球银行数据呈现的特点, 引入全球银行所有者权益关于全球不确定性递减的假设。五是令国家银行而非国内企业承担货币错配风险, 以使理论模型更符合中国实际情况。六是通过比较静态分析讨论了由全球不确定性、全球风险资产价格和全球资本流入代表的全球金融周期对企业产出的作用, 该作用如何受到中国金融周期的影响, 以及宏观审慎政策如何降低全球金融周期影响的效果。

模型框架如图 1 所示。图 1 中方框上方 A 为资产, L 为负债。批发融资市场以 $1+i$ 的利率给全球银行提供 M 数量的贷款, 全球银行权益为 E_c , 资产为提供给国家银行的贷款 L (利率为 $1+f$)。国家银行负债为来自全球银行的贷款 L (换算成

人民币为 θL , θ 为 1 美元能兑换的人民币数量), 权益为 E_R , 资产为提供给本国企业的贷款 C (利率为 $1+r$)。且批发融资市场还以 $1+R$ 的利率购买 B 数量的国际债券。最终企业负债为从本国银行得到的贷款 C , 以及从国际债券市场得到的融资 B (换算成本币、考虑宏观审慎政策 τ 后为 $\tau\theta B$)。

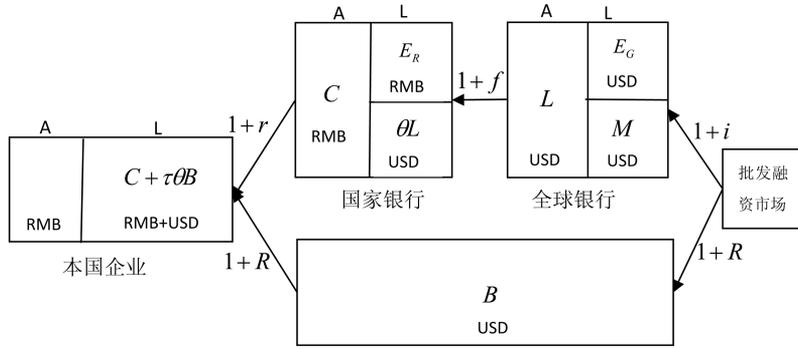


图 1 模型框架图

(一) 企业的融资需求

各国均有连续潜在借款者。假设借款者是风险中性的企业家, 没有资金, 且面临两种项目投资机会: 一种项目的项目价值较低, 为 V ; 另一种项目的项目价值较高, 为 V' 。两种项目假设都需要投入 1 元人民币的固定投资和 1 单位劳动, 企业家若要投资项目就要在第 0 期或者向银行借入 1 元人民币贷款并在第 1 期偿还给银行 $1+r$ 元人民币, 或者向国际债券市场发行 $1/\theta$ 元美元债券并在第 1 期偿付债券本息 $(1+R)/\theta$ 美元。在国际债券市场发行债券的准入标准更高, 因此只有能力更强的企业才能在国际债券市场融资。企业家提供劳动时, 努力的负效用 e_j 服从 $[0, +\infty)$ 上的累积分布函数为 $H(\cdot)$ 的分布。企业 j 第 1 期项目价值为 V_1 , 且 $V_1 > V_0$:

$$V_1 = \exp\{\mu(p) - \frac{s^2}{2} + sW_j\} \tag{1}$$

$$W_j = \sqrt{\rho_w} Y + \sqrt{1 - \rho_w} X_j \tag{2}$$

如 (1) 式所示, $\mu(\cdot)$ 是关于企业生产率 p 的增函数, $t \in \{0, 1\}$ 。 s 为常数。 W_j 服从标准正态分布, 反映企业 j 面临的项目总体风险。如 (2) 式所示, 服从标准正态分布的项目总体风险 W_j 是两种风险的线性组合, Y 是国家系统性风险, X_j 是企业个体风险, Y 和 X_j 是相互独立的, 并且均服从标准正态分布, $\rho_w \in (0, 1)$ 为国家系统性风险在 W_j 中占的比重。

1. 间接融资

由于企业家是风险中性的, 并承担有限债务责任, 所以具备 e_j 努力程度的企业家从项目中获得的项目价值回报 V_1 (乘以 1 元人民币) 减去需要付出的资本成本 $(1+r)\lambda$ 元人民币后剩下的部分 (取该部分和零相比较大的值) 再减去需要付出的劳动力成本 e_j ($e_j \geq 0$) 后大于等于零, 该企业家才会决定承担该项目。具体地, 具备 e_j 努

力程度的企业家只有当满足以下条件时才会承担该项目并向本国银行贷款：

$$E(\max\{0, V_1 - (1+r)\lambda\}) - e_j \geq 0 \quad (3)$$

其中 r 为企业需要承担的贷款利率； λ 为反映融资约束松紧程度的参数，在中国金融周期的繁荣期，融资约束宽松，融资成本上升对企业影响较小， $0 < \lambda < 1$ ；而在中国金融周期的衰退期，融资约束收紧，融资成本上升对企业影响较大， $\lambda > 1$ 。并且， $|\lambda - 1|$ 减小意味着用于平抑本国金融周期的宏观审慎政策由宽松变严格。具体地，在中国金融周期衰退期， $\lambda > 1$ ，若 $|\lambda - 1|$ 减小则表明融资成本上升 1 单位时被 λ 放大的幅度减小了，企业融资约束有所放松；在中国金融周期繁荣期， $0 < \lambda < 1$ ，若 $|\lambda - 1|$ 减小则表明融资成本上升 1 单位时被 λ 缩小的幅度减小了，中国金融周期繁荣期放大企业产出的幅度减小了。以 $e_1^*(r)$ 代表 (3) 式等号成立时付出的努力成本的临界值。当需要付出的努力成本大于临界值 $e_1^*(r)$ 时，企业放弃投资。当需要付出的努力成本小于 $e_1^*(r)$ 并大于 $e_2^*(R, \theta)$ 时，企业会承担该项目，并产生 1 元人民币贷款需求。一国中能够承担项目的企业越多，该国产出就越大。企业总体贷款需求则是所有努力成本小于临界值 $e_1^*(r)$ 并大于 $e_2^*(R, \theta)$ 的企业贷款需求的总和。以 $C_{d1}(r)$ 表示企业总体贷款需求，则：

$$C_{d1}(r) = H(e_1^*(r)) - H(e_2^*(R, \theta)) \quad (4)$$

由于 $H(\cdot)$ 的值属于 $[0, +\infty)$ ，所以对于所有 $r > 0$ 的情况均有 $C_{d1}(r) > 0$ ，并且 $C_{d1}(r)$ 是关于 r 的减函数。国家 i 的企业总体贷款需求记为 $C_{d1,i}(r)$ 。

2. 直接融资

具备 e_j 努力程度的企业家只有当满足以下条件时才会承担该项目并发行债券：

$$E(\max\{0, V'_1 - \lambda(1+R)/\theta\}) - e_j \geq 0 \quad (5)$$

其中 R 为企业发行债券需要承担的融资利率； λ 同样为反映融资约束松紧程度的参数；发行国际债券的企业比向银行贷款的企业能够投资价值更高的项目，即 $V'_1 > V_1$ ，且 (1) — (2) 式的设定同样适用于 V'_1 。以 $e_2^*(R, \theta)$ 代表 (5) 式等号成立时努力成本的临界值。当需要付出的努力成本小于临界值 $e_2^*(R, \theta)$ 时，企业才会在国际债券市场发行 $1/\theta$ 美元的国际债。企业总体发行国际债券的需求是所有努力成本小于临界值 $e_2^*(R, \theta)$ 的企业融资需求的总和。以 $C_{d2}(R, \theta)$ 表示企业总体发行国际债券的融资需求，则：

$$C_{d2}(R, \theta) = H(e_2^*(R, \theta)) \quad (6)$$

$C_{d2}(R, \theta) > 0$ 是关于 R 的减函数。国家 i 企业的债券融资需求记为 $C_{d2,i}(R, \theta)$ 。

(二) 全球银行系统

1. 国家银行

国家银行可分散掉企业个体风险，但无法分散国家系统性风险。当项目价值小于贷款成本 ($V_1 < 1+r$) 时，企业违约，设 ε 为企业 j 的违约概率， $\varepsilon = \Phi(-d_j)$ ， Φ 是服从标准正态分布的累积分布函数。^① 每个国家银行都在两个约束下选择贷款供

^①关于国家银行面临的违约概率，及每单位人民币贷款组合变现价值的具体设定与 Bruno 和 Shin (2015) 相同，可登录对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

给 C_{is} 以最大化自身股权市场价值。股权市场价值=资产价值-（债务名义价值-违约期权价值）。约束 1 是激励相容约束，约束 2 是国家银行第 0 期的资产负债表约束。综上，国家银行 i 的最优化问题如下：

$$\begin{aligned} \text{Max: } & C_{is}(E(w) - (\varphi - \pi(\varphi))) \\ \text{s. t. : } & \Delta\pi(\varphi) \leq k \\ & C_{is} = E_{R,i} + \theta L_i \end{aligned} \quad (7)$$

其中， φ 为国家银行杠杆。当国家银行做决策时，会将各环节的贷款利率 i ， f 和 r 视为给定的。国家银行 i 拥有外生的自有资金 $E_{R,i} > 0$ ；国家银行的贷款供给是 C_{is} ； L_i 是国家银行从全球银行获得的美元借款； θ 上升代表本币升值。由于国家银行是风险中性的价格接受者，且已知存在唯一的 φ 使激励相容约束成立^①，因此原则上只要是符合资产负债表约束的 C_{is} 即为所求。但模型还隐藏了关于 C_{is} 的另一约束，即根据国家银行杠杆 φ 的定义有：

$$\varphi = (1 + f)\theta L_i / (1 + r)C_{is} \quad (8)$$

因而，国家银行 i 的贷款供给由 (7) 式和 (8) 式联立可解，得：

$$C_{is} = E_{R,i} / (1 - (1 + r)\varphi / (1 + f)) \quad (9)$$

将所有国家银行的贷款需求加总，可得所有国家银行的总体贷款供给为：

$$C_s = E_R / (1 - (1 + r)\varphi / (1 + f)) \quad (10)$$

其中， E_R 是所有国家银行加总的自有资金数额， f 是可通过下文内生解出的变量，因此 (10) 式仅是国家银行贷款供给暂时的表达形式。

2. 全球银行

全球银行可贷款给多家国家银行，因此国家个体风险能被分散掉，但全球风险无法被分散。设 α 为国家银行的违约概率， $\xi_k = -\Phi^{-1}(\alpha) + Y_k = -\Phi^{-1}(\alpha) + \sqrt{\beta}G + \sqrt{1 - \beta}R_k$ ，当 $\xi_k < 0$ 时国家银行 k 就会违约。设 ψ 为全球银行的名义债务比例，当 $\psi < 1 - \alpha$ 时，银行违约概率为零，且总是存在唯一的 ψ 使全球银行激励相容约束成立。由此可知 i 是外生的无风险美元利率。^② 全球银行杠杆为 $\psi = (1 + i)M / (1 + f)L$ ，资产负债表恒等式为 $E_C + M = L$ 。由两式可得全球银行的贷款供给为：

$$L_s = E_C / (1 - (1 + f)\psi / (1 + i)) \quad (11)$$

其中， $\partial E_C / \partial G < 0$ 。根据 Bvd 全球银行数据库中 203 个国家（地区）25 134 家银行 2000—2022 年的所有者权益数据，当 VIX 增大时全球银行所有者权益降低，如表 2 所示。

由 (7) 式和 (10) 式可解得国家银行对全球银行的贷款需求，与 (11) 式联立可得 L 的市场出清条件：

$$E_R / ((1 + f) / ((1 + r)\varphi) - 1) = E_C / (1 - ((1 + f)\psi) / (1 + i)) \quad (12)$$

①关于国家银行激励相容约束的具体设定及相关证明与 Bruno 和 Shin (2015) 相同，可登录对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

②关于全球银行面临的违约概率、单位贷款变现价值，以及激励相容约束的具体设定与 Bruno 和 Shin (2015) 相同，可登录对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

由此，可解出国家银行的融资利率 f ：

$$1 + f = (E_R + E_C) / ((\psi E_R) / (1 + i) + E_C / ((1 + r)\varphi)) \quad (13)$$

将 (13) 式代入 (10) 式，可得国家银行给企业的贷款供给的最终形式：

$$C_s(r) = (E_R + E_C) / (1 - (1 + r)\varphi\psi / (1 + i)) \quad (14)$$

由 (4) 式，已知国家 i 的企业贷款需求为 $C_{d1, i}(r)$ ，则所有国家的企业贷款需求总体为 $C_{d1}(r)$ ，其与国家银行给企业的贷款供给 (14) 式联立，可内生解得企业向国家银行贷款的均衡融资利率 r^* ，如 (15) 式所示。(15) 式左边为企业贷款需求 $C_{d1}(r)$ ，是关于 r 的减函数；(15) 式右边为国家银行贷款供给 $C_s(r)$ ，是关于 r 的增函数，不难推知，均衡融资利率 r^* 会随着 $C_s(r)$ 的下降而上升，即 $\partial r^* / \partial C_s(r) < 0$ 。

$$H(e_1^*(r)) - H(e_2^*(R, \theta)) = (E_R + E_C) / (1 - (1 + r)\varphi\psi / (1 + i)) \quad (15)$$

全球银行给国家银行的贷款供给的最终形式是：

$$L = (E_C + E_R(1 + r)\varphi\psi / (1 + i)) / (1 - (1 + r)\varphi\psi / (1 + i)) \quad (16)$$

表2 全球银行所有者权益关于 VIX 递减的检验结果

被解释变量	全球银行所有者权益					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
样本	全样本	资产前 10%	资产前 20%	资产前 30%	资产前 40%	资产前 50%
VIX	-3.007 *** (0.908)	-24.77 *** (8.819)	-13.23 *** (4.455)	-9.710 *** (3.044)	-7.502 *** (2.303)	-6.012 *** (1.835)
常数项	962.5 *** (17.85)	8 814 *** (175.2)	4 642 *** (87.98)	3 153 *** (59.52)	2 382 *** (44.87)	1 912 *** (35.83)
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	321 842	32 189	64 374	96 553	128 737	160 919
R ²	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
银行数量	25 099	3 089	6 139	9 375	12 203	14 645

(三) 国际债券市场

由于美元为国际货币，假定在国际债券市场上只能发行以美元为标的的债券。第 0 期发行面值为 1 美元的债券，则第 1 期需要偿还 $1 + R$ 美元债券本息。国际债券市场上的资金同样来自批发融资市场上的投资者，假定其能购买的国际债券数量为 $B(R, W_b)$ ，其中 W_b 是符合标准正态分布的国际债券风险。 $B(R, W_b)$ 是关于 R 的增函数，也是关于 W_b 的减函数，且 $W_b = \sqrt{\rho_b} W_k + \sqrt{1 - \rho_b} W_m$ ，即债券风险是全球银行面临的风险 W_k 与国际债券市场特有风险 W_m 的加权平均。并且由上文 $Y_k = \sqrt{\beta} G + \sqrt{1 - \beta} R_k$ ， $W_k = \sqrt{\rho_w} Y_k + \sqrt{1 - \rho_w} X_{kj}$ 可知，当全球风险上升，从而全球不确

定性 G 上升时, 投资者能够购买的国际债券数量 B 下降。所有国家总体国际债券融资需求为 $C_{d2}(R, \theta)$, 因此由国际债券市场的融资需求等于供给可得:

$$C_{d2}(R, \theta) = \tau\theta B(R, W_b) \quad (17)$$

其中, τ 为本国针对国际资本市场实施的宏观审慎政策, $0 \leq \tau \leq 1$, 当 τ 为 1 时宏观审慎政策不起作用。等式左侧为国际债券融资需求, 等式右边是国际债券融资供给, 债券融资均衡利率 R^* 可被唯一地解出。与 r^* 相似, 均衡利率 R^* 会因债券供给下降而上升, 即 $\partial R^*/\partial B < 0$ 。第 1 期债券价格 P 可表示如下:

$$P = (1 + R)/(1 + i + \kappa) \quad (18)$$

其中, κ 为风险溢价, 并且是关于全球风险 G 的增函数; 如上文所述, i 为无风险利率。

(四) 批发融资市场

批发融资市场的投资者面临两种投资: 为全球银行提供贷款的收益率为无风险美元借贷利率 i , 风险为 0; 国际债券收益率为 R , 风险为 W_b , 且 W_b 随着全球不确定性 G 的上升而上升。批发融资市场投资者根据马科维茨的最优资产组合理论, 使用无风险资产和风险资产组成最优资产组合。批发融资市场当中投资者持有的资金总量为 TA 。投资者效用函数为 $U = E(r_p) - 0.005\Xi\sigma_p^2$, 其中 Ξ 为风险厌恶系数。假定风险资产最优权重为 Δ_1 , 无风险资产权重为 $1 - \Delta_1$, 则批发融资市场投资者最优化问题如下:

$$\text{Max: } U = E(r_p) - 0.005\Xi\sigma_p^2 \quad (19)$$

$$\text{s. t. : } E(r_p) = i + \Delta_1(R - i) \quad (20)$$

$$\sigma_p^2 = \Delta_1^2 W_b \quad (21)$$

解得: $\Delta_1 = (R - i)/0.01\Xi W_b$, 无风险资产的占比为 $1 - \Delta_1 = 1 - (R - i)/0.01\Xi W_b$, 因此, 批发融资市场投资者给全球银行系统的贷款量为 $M = TA(1 - (R - i)/0.01\Xi W_b)$, 批发融资市场的投资者购买的国际债券数量为 $B = TA((R - i)/0.01\Xi W_b)$ 。

(五) 比较静态分析及主要推论

推论 1: 全球不确定性上升对宏观经济影响为负, 且在本国金融周期衰退期, 该影响更大。

1. 全球银行系统方面

(1) 全球不确定性 G 上升则贷款供给 $C_s(r)$ 下降: $\partial C_s(r)/\partial G = (\partial C_s(r)/\partial E_c) \times (\partial E_c/\partial G) = (1/(1 - (1 + r)\varphi\Psi/(1 + i))) \times (\partial E_c/\partial G) < 0$ (已知 $(1 + r)\varphi\Psi/(1 + i) < 1$, $\partial E_c/\partial G < 0$)。(2) 鉴于 $\partial r^*/\partial C_s(r) < 0$, $C_s(r)$ 下降会使企业均衡融资利率 r^* 上升。(3) 由 (3) 式可知, r^* 上升会使能够承担投资项目的企业数量变少、产出下降。(4) 根据 (3) 式, 若中国金融周期处于衰退期, 则融资成本上升对企业影响较大, 即 $\lambda > 1$, 此时 r 提升会使承担投资项目的企业减少得更多, 从而使产出下降得更多。

2. 国际债券市场方面

(1) 全球不确定性 G 上升会使债券均衡利率 R^* 上升 ($\partial R^*/\partial B < 0$, $\partial B/\partial W_b <$

0) : $\partial R^* / \partial G = (\partial R^* / \partial B) \times (\partial B / \partial W_b) > 0$ 。(2) 根据(5)式, R^* 上升会使能够承担投资项目的企业数量变少、该国产出下降。(3) 当中国金融周期进入衰退期, 根据(5)式, $\lambda > 1$, 承担价值更高的项目的企业减少更多, 总体产出减少更多, 这样因全球不确定性上升引起的 R 上升给产出带来的负面影响在中国金融周期进入衰退期时加剧了。

推论2: 全球风险资产价格上升对宏观经济的正向影响在本国金融周期衰退期当中更大。

国际债券价格 P 关于全球不确定性 G 递减, 见(18)式 ($\partial P / \partial \kappa < 0, \partial \kappa / \partial G > 0$) : $\partial P / \partial G = (\partial P / \partial \kappa) \times (\partial \kappa / \partial G) < 0$ 。因此 P 上升与 G 下降相对应。由推论1可知, G 下降会使债券融资均衡利率 R^* 下降。根据(5)式, R 下降增加了投资项目 V'_1 的企业数量、进而增加了产出; 且当中国金融周期处于衰退期时, 融资成本上升对企业影响较大, 也即 $\lambda > 1$, 此时 R 下降使得企业融资成本下降更多, 投资项目 V'_1 的企业数、从而产出增加更多。

推论3: 全球资本流入增加对宏观经济影响为正, 且在本国金融周期衰退期该影响更大。

全球资本流入包括通过全球银行系统流入的 θL , 以及通过国际债券市场流入的 $\tau \theta B$ 。

1. 全球银行系统

(1) 通过全球银行系统流入的跨境资本 θL 上升会使 r^* 下降: $\partial r^* / \partial \theta L = (\partial r^* / \partial C_s(r)) \times (\partial C_s(r) / \partial \theta L) < 0$ 。(2) 由(3)式可知, r^* 下降会使能够承担投资项目的企业数变多、该国产出上升。(3) 若中国金融周期处于衰退期, 则融资成本上升对企业影响较大, $\lambda > 1$, 此时 r^* 下降会使承担投资项目的企业数增加更多, 从而产出增加更多。

2. 国际债券市场

(1) 通过国际债券市场流入的跨境资本 $\tau \theta B$ 上升会使债券融资均衡利率 R^* 下降: $\partial R^* / \partial \tau \theta B = (1 / (\tau \theta)) \times (\partial R^* / \partial B) < 0$ 。(2) 根据(5)式, R 的下降会使承担价值更高的项目的企业增加, 从而总体产出增加。(3) 当中国金融周期进入衰退期, 根据(5)式, $\lambda > 1$, 承担价值更高的项目的企业增加更多, 总体产出增加更多。

推论4: 宏观审慎政策越严格, 全球金融周期对本国宏观经济影响越小。

本文用来表示宏观审慎政策变严格的变量有两个: 一是用于平抑本国金融周期的 $|\lambda - 1|$ 减小, 二是用于管理国际资本市场资本流入的 τ 减小。首先, 由推论1、2、3可知, 全球不确定性上升、全球风险资产价格下降、全球资本流入下降均会使融资成本上升、产出下降。在中国金融周期衰退期 $\lambda > 1$ 时, $|\lambda - 1|$ 减小则融资成本升幅被放大的幅度减小了; 在中国金融周期繁荣期 $0 < \lambda < 1$ 时, $|\lambda - 1|$ 减小则融资成本升幅被缩小的幅度减小了。其次, 由推论2可知, 全球风险资产价格 P 上升会使国际债券供给 B 上升, 从而本国产出提升。 τ 减小会使本国实际得到的国际债券融资 $\tau \theta B$ 减少, 从而抵消部分 P 上升带来的扩张影响。由推论3可知, 跨境资本 $\tau \theta B$ 会使产出上升, 而 τ 减小会使 $\tau \theta B$ 下降, 进而使其对产出的正向影响下降。

三、数据说明及实证方法

(一) 指标构建

全球金融周期指标包括：全球恐慌指数 VIX ；来自 Miranda-Agrippino 和 Rey (2020a) 的全球风险资产价格共同因子 MAR ；全球资本流动共同因子。本文参照 Cerutti 等 (2019) 使用动态因子法提取了两个全球资本流入共同因子。共同因子 1 在 2009 年后与国际大宗商品价格波动一致，如图 2 所示；共同因子 2 与 MAR 波动一致，见图 3。此外，本文使用动态因子法从中国信贷、信贷/GDP、房价和股价

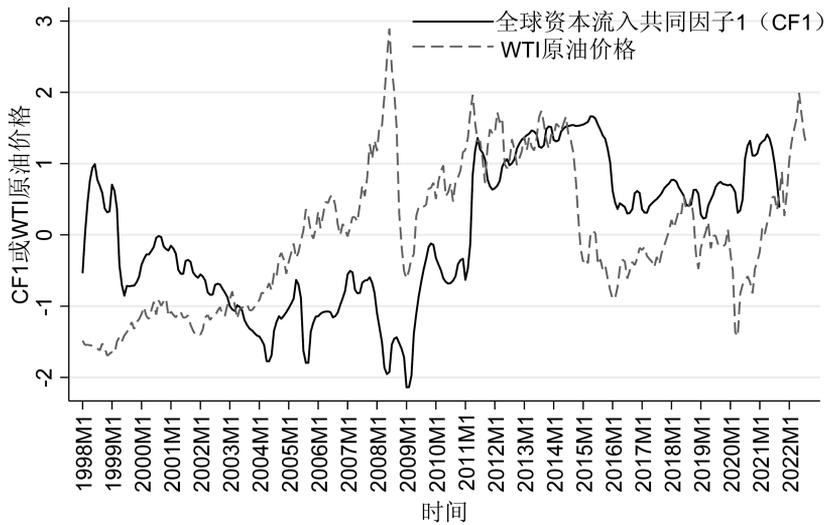


图2 全球资本流入共同因子 1

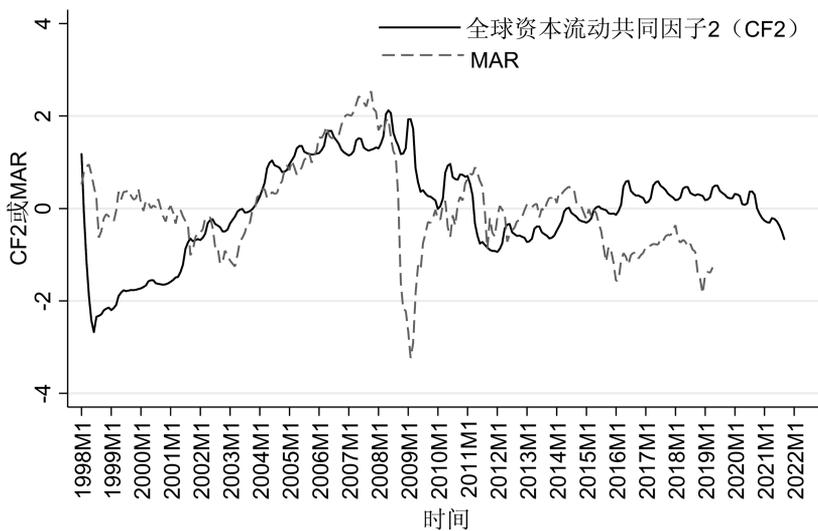


图3 全球资本流入共同因子 2

数据中提取了中国金融周期^①；使用中国工业增加值同比增长率和中国经济周期表示中国宏观经济，宏观审慎政策指标使用来自 Alam 等（2019）^[33] 的贷款价值比 *LTV*，值越小政策越严格。

（二）实证方法

遵照 Alessandri 和 Mumtaz（2017）^[34]，本部分将门限向量自回归模型设定如下：

$$Y_t = \left[c_1 + \sum_{j=1}^p B_{1,j} Y_{t-j} + \Omega_{t1}^{1/2} e_t \right] S_t + \left[c_2 + \sum_{j=1}^p B_{2,j} Y_{t-j} + \Omega_{t2}^{1/2} e_t \right] (1 - S_t) \quad (22)$$

$$S_t = 1 \Leftrightarrow z_{t-d} \leq z^* \quad (23)$$

其中，内生变量 $Y_t = \{R_t^{USA}, GFC_t, IP_t, \pi_t, FC_t\}$ ， R_t^{USA} 是美国利率， GFC_t 是全球金融周期（全球不确定性 *VIX*、全球风险资产价格共同因子 *MAR*、全球资本流动共同因子 1）， IP_t 是中国工业增加值增长率， π_t 是中国通胀， FC_t 是中国金融周期。 z 是门限变量，当门限变量的滞后 d 期值小于未知的门限临界值 z^* 时， $S_t = 1$ ，此时模型处于第一种区制；当门限变量大于 z^* 时， $S_t = 0$ ，此时模型处于第二种区制。此处选取中国金融周期的滞后 d 期值 FC_{t-d} 为门限变量，滞后期 d 和门限临界值 z^* 均未知。假设 d 具有扁平先验性，且不超过 12。假设 z^* 具有正态先验性，且 $z^* \sim N(\bar{z}, \bar{v})$ ，其中 $\bar{z} = 1/T \sum_{i=1}^T z_i$ ， $\bar{v} = 10$ 。其中， $\Omega_t = A^{-1} H_t A^{-1'}$ ， Ω_t 为模型的时变方差， A 是下三角矩阵， $H_t = \text{diag}(h_{1t}, h_{2t}, \dots, h_{Nt})$ ， H_t 是对角矩阵。 H_t 中的元素均服从随机游走， $\ln h_{it} = \ln h_{it-1} + G_{it}$ ，其中 G_{it} 服从标准正态分布 $N(0, g_i)$ 。给定滞后期 d 和门限临界值 z^* 的初始值，TVAR 模型在两种区制下的参数的条件后验分布为： $G(B | \Omega) \sim N(B^*, \Omega \otimes X^* X^{*-1})$ ， $G(\Omega | B) \sim IW(S^*, T^*)$ 。给定 TVAR 参数的某一抽样和 d 的某一取值，可使用随机游走的 Metropolis Hastings 方法来为 z^* 抽样。本部分采用了 20 000 次抽样，其中前 15 000 次用于预烧^②。

四、实证结果分析

（一）以全球不确定性 *VIX* 代表的全球金融周期对中国宏观经济的影响

图 4 展示了 *VIX* 对中国工业增加值增长率的影响，阴影区域表示 68% 的置信区间。可看出：*VIX* 增大对中国宏观经济有负向影响，且在中国金融周期衰退期，*VIX* 对中国宏观经济的负向影响更显著。如图 4（a）所示，当中国金融周期处于繁荣期时，*VIX* 作用不显著；如图 4（b）所示，当中国金融周期处于衰退期时，*VIX* 的负向影响则十分显著。这与 Balke（2000）^[35] 和赵振全等（2007）^[36] 的金融系统具有加速放大作用的结论一致，也与 Alessandri 和 Mumtaz（2017，2019）^[37] 认为的不确定性对宏观经济的负面影响在金融危机时更大的结论一致。

①具体过程结果可登录对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

②数据统计性描述、ADF 检验等结果可登录对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

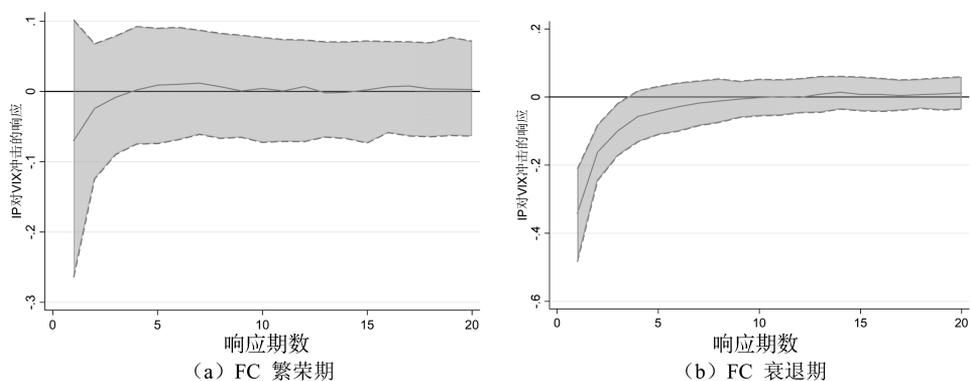


图4 中国工业增加值增长率 (IP) 对 VIX 代表的全球金融周期冲击的响应

(二) 以全球风险资产价格共同因子 MAR 代表的全球金融周期对中国宏观经济的影响

图5展示了MAR对中国工业增加值增长率的影响。可看出：MAR上升伴随着中国产出的上升，这说明全球风险资产价格具有顺周期性，会加剧中国经济周期波动；在中国金融周期衰退期，MAR的影响更显著。这再次验证了中国金融系统对外部冲击的加速放大作用，与Balke（2000）、赵振全等（2007）的结果一致。此外，经过一段时间后，宏观经济转而受到MAR的负面影响，这可能是因为全球风险资产价格过度上涨催生了本国资产价格泡沫，金融资源被过多地吸引到金融部门，导致实体经济部门萎缩，即出现“脱实向虚”的现象。

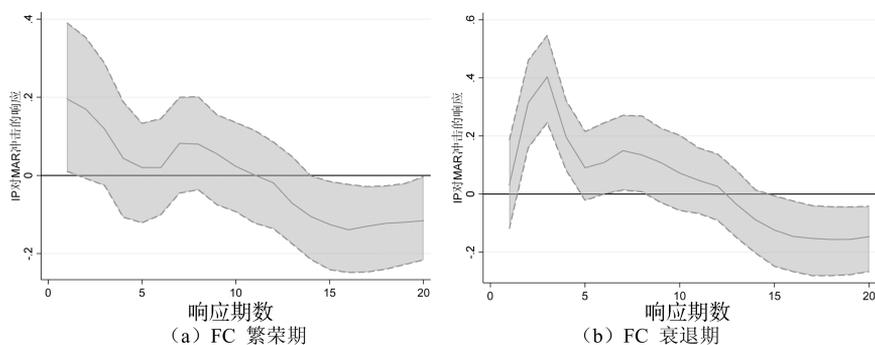


图5 中国工业增加值增长率 (IP) 对 MAR 代表的全球金融周期冲击的响应

(三) 以全球资本流动共同因子 CF1 代表的全球金融周期对中国宏观经济的影响

图6展示了全球资本流入共同因子CF1对中国工业增加值增长率的影响。可以看出：一是CF1上升伴随产出上升，即资本流入的顺周期性加剧了经济周期波动，这可能是因为当本国经济繁荣时，消费者对未来更有信心，需要更多外部借贷

(Kaminsky et al., 2004)^[38]。二是在中国金融周期的衰退期，资本流入产生的影响更加显著，这又一次验证了中国金融系统的加速放大作用。三是在资本流入增多时期过去一段时间后，实体经济会受到负面影响，这与 Benigno 等 (2015)^[39] 及王晋斌和刘璐 (2021) 的结论一致。

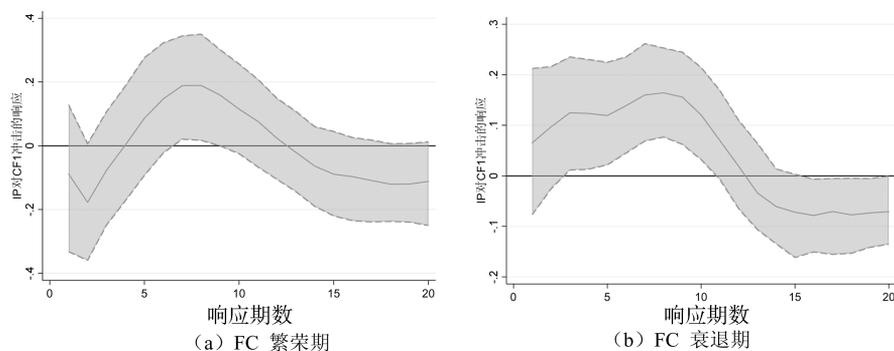
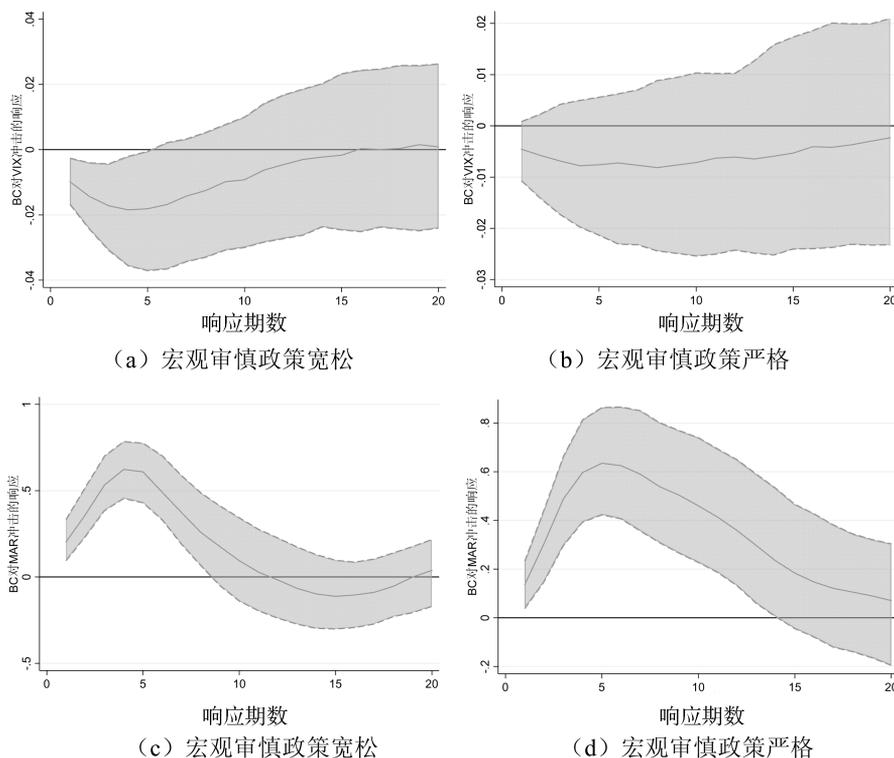


图6 中国工业增加值增长率(IP)对资本流入共同因子1(CF1)代表的全球金融周期冲击的响应

(四) 中国宏观审慎政策抵御全球金融周期冲击的效果

图7展示了VIX、MAR、CF1对中国经济周期的影响在宏观审慎政策不同状态时的表现。



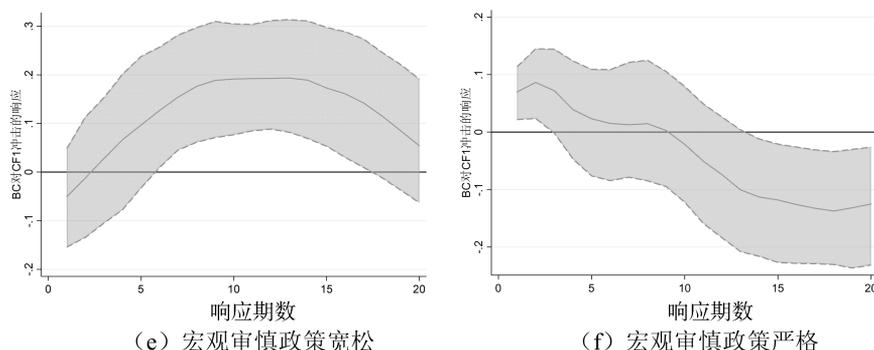


图7 中国经济周期 (BC) 对三种全球金融周期冲击的响应

将 (22) 式中的 $Y_t = \{R_t^{USA}, GFC_t, IP_t, \pi_t, FC_t\}$ 改为 $Y_t = \{R_t^{USA}, GFC_t, IP_t, \pi_t, MPP_t\}$, 即 TVAR 的门限变量变为宏观审慎政策指标 MPP, 即可得图 7 结果。不难看出: 一方面, 当宏观审慎政策较严格时, 三种全球金融周期对中国经济周期的影响都更小或不显著, 这说明中国的宏观审慎政策对于降低全球金融周期对中国经济周期的影响是有效的。另一方面, 以全球风险资产价格代表的全球金融周期对中国经济周期的冲击, 受中国宏观审慎政策的影响最小。这可能是由于, 宏观审慎政策主要针对银行部门, 可能存在泄露或溢出效应, 但在总体上有效 (Ahnert et al., 2021)。使用中国经济周期表示宏观经济的图 4—图 6 的稳健性检验, 以及使用 Fernández 等 (2016)^[40] 的资本管制强度指标 KA 替代 LTV、使用带有交叉项的 SVAR 模型、使用微观层面 CSMAR 上市企业数据和面板固定效应回归模型引入交叉项验证政策有效性, 其结论稳健^①。

五、结论和政策建议

本文通过理论模型和 TVAR 实证分析得到如下结论: 以全球不确定性代表的全球金融周期收缩对中国宏观经济有负面影响, 以全球风险资产价格和全球资本流入代表的全球金融周期扩张对中国宏观经济有正面影响, 会加剧中国经济周期波动; 以上影响均在中国金融周期衰退期更显著; 中国宏观审慎政策有助于降低以上影响。基于此, 本文提出如下政策建议:

一是中国应更加警惕全球金融周期等国际冲击对宏观经济的不利影响。随着中国金融开放进程不断加快, 外部冲击影响中国实体经济的渠道日益增多, 而全球金融周期的冲击是中国面临的外部冲击中十分重要的一类。全球金融周期不仅会通过全球银行系统影响国内金融的稳定性并传导至宏观经济, 还会通过国际债券市场直接影响企业的融资成本和金额从而放大国际不利冲击对企业投资和产出的负面影响。为此, 中国应继续完善宏观审慎政策框架, 不断丰富和优化宏观审慎政策工

①稳健性检验结果可登录对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

具，充分发挥其抵御全球金融周期等国际冲击的作用。

二是在国内金融发展不够完善的背景下，我国应当继续发挥资本管制措施以阻止全球金融周期冲击对国内传导的作用。金融发展程度低的新兴经济体，其面对全球金融周期冲击时的免疫能力更弱，其经济状况更容易受到全球金融周期冲击的影响。目前中国的金融账户开放程度较低、汇率市场化尚未完全实现以及国内金融体系还不够完善，因此继续保持适当的资本管制措施十分必要。另外，未来在推进资本账户开放进程中也应当充分考虑中国的经济发展状况以及全球金融发展的环境，要注意资本账户开放与其对应的监管政策设计同步推进，尤其是要做好跨境资本流动的管理，以提升国际短期资本流动的实时监测能力。

三是作为长久之计，中国应大力推进金融供给侧结构性改革，降低金融脆弱性并有效化解重大金融风险隐患，切实提高国内经济金融系统抵御全球金融周期等国际冲击的能力。一方面，本国金融脆弱性的恶化将大幅放大国际外部冲击对中国宏观经济带来的破坏作用。国有企业凭借着政府隐性担保，以更低的成本从银行获得大量贷款，而过去二十多年过度繁荣的房地产又造就了房企债务高企，这些重大金融风险隐患一旦处理不当则可能通过金融系统传递至整个宏观经济，最终导致经济衰退。另一方面，我们还应该积极探索放松民营企业外部融资约束、解决中小企业融资难融资贵的问题，以减弱整个经济的杠杆顺周期性，并积极发展多层次资本市场体系，进一步规范股票市场和债券市场，以降低企业的直接融资成本。

[参考文献]

- [1] REY H. Dilemma not Trilemma: the Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence [R]. NBER Working Paper, 2015, No. w21162.
- [2] BORIO C. The Financial Cycle and Macroeconomics: What Have We Learnt? [J]. Journal of Banking & Finance, 2014 (45): 182-198.
- [3] 朱太辉, 黄海晶. 中国金融周期: 指标、方法和实证 [J]. 金融研究, 2018 (12): 55-71.
- [4] 范小云, 袁梦怡, 肖立晟. 理解中国的金融周期: 理论, 测算与分析 [J]. 国际金融研究, 2017, (1): 28-38
- [5] 王博, 李昊然. 中国金融周期测度及国际比较研究 [J]. 经济学动态, 2018 (6): 61-76.
- [6] CERUTTI E, CLAESSENS S, ROSE A K. How Important Is the Global Financial Cycle? Evidence from Capital Flows [J]. IMF Economic Review, 2019 (1): 24-60.
- [7] MIRANDA-AGRIPPINO S, REY H. The Global Financial Cycle after Lehman [C] //AEA Papers and Proceedings. 2020a (110): 523-528.
- [8] REY H. International Channels of Transmission of Monetary Policy and the Mundellian Trilemma [J]. IMF Economic Review, 2016 (1): 6-35.
- [9] MIRANDA-AGRIPPINO S, REY H. US Monetary Policy and the Global Financial Cycle [J]. The Review of Economic Studies, 2020b (6): 2754-2776.
- [10] MIRANDA - AGRIPPINO S, REY H. The Global Financial Cycle [R]. NBER Working Paper, 2021, No. 29327.
- [11] 谭小芬, 虞梦微. 全球金融周期与跨境资本流动 [R]. 金融研究, 2021a (10): 22-39.
- [12] BARROT D, SERVEN L. Gross Capital Flows, Common Factors, and the Global Financial Cycle [R]. World Bank Working Paper, 2018, No. 8354.

- [13] DAVIS J S, VALENTE G, VAN WINCOOP E. Global Capital Flows Cycle: Impact on Gross and Net Flows [R]. NBER Working Paper, 2019, No. w25721 .
- [14] 陈创练, 王浩楠, 郑挺国. 国际金融周期共振传染与全球货币政策规则识别 [J]. 中国工业经济, 2021 (1): 5-23.
- [15] 王晋斌, 刘璐. 全球资本流动周期与全要素生产率的关系研究 [J]. 国际贸易问题, 2021 (5): 161-174.
- [16] 谭小芬, 虞梦微. 全球金融周期: 驱动因素、传导机制与政策应对 [J]. 国际经济评论, 2021b (6): 94-116+6-7.
- [17] 陈晓莉, 刘晓宇. 全球金融周期波动对中国经济的溢出效应研究 [J]. 国际金融研究, 2019 (11): 57-67.
- [18] 张礼卿, 钟茜. 全球金融周期、美国货币政策与“三元悖论” [J]. 金融研究, 2020 (2): 15-33.
- [19] ACALIN J, REBUCCI A. Global Business and Financial Cycles: A Tale of Two Capital Account Regimes [R]. NBER Working Paper, 2020, No. w27739 .
- [20] FISHER I. The Debt-deflation Theory of Great Depressions [J]. *Econometrica; Journal of the Econometric Society*, 1933: 337-357.
- [21] MINSKY H P. The Financial Instability Hypothesis: An Interpretation of Keynes and an Alternative to “Standard” Theory [J]. *Challenge*, 1977, 20 (1): 20-27.
- [22] BERNANKE B S, GERTLER M, GILCHRIST S. The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework [J]. *Handbook of Macroeconomics*, 1999, 1: 1341-1393.
- [23] BORIO C, ZHU H. Capital Regulation, Risk-taking and Monetary Policy: a Missing Link in the Transmission Mechanism? [J]. *Journal of Financial stability*, 2012, 8 (4): 236-251.
- [24] FORBES K J. The International Aspects of Macroprudential Policy [J]. *Annual Review of Economics*, 2021, 13 (1): 203-228.
- [25] AHNERT T, FORBES K, FRIEDRICH C, et al. Macroprudential FX Regulations: Shifting the Snowbanks of FX Vulnerability? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 140 (1): 145-174.
- [26] OUYANG A Y, GUO S. Macro-prudential Policies, the Global Financial Cycle and the Real Exchange Rate [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2019, 96: 147-167.
- [27] COMAN A, LLOYD S P. In the Face of Spillovers: Prudential Policies in Emerging Economies [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2022, 122: 102554.
- [28] BOAR C, GAMBACORTA L, LOMBARDO G, et al. What Are the Effects of Macroprudential Policies on Macroeconomic Performance? [J]. *BIS Quarterly Review* September, 2017, 9: 71-88.
- [29] NEANIDIS K C. Volatile Capital Flows and Economic Growth: The Role of Banking Supervision [J]. *Journal of Financial Stability*, 2019, 40: 77-93.
- [30] BRANDAO-MARQUES L, GELOS G, NARITA M, et al. Leaning Against the Wind: An Empirical Cost-benefit Analysis for an Integrated Policy Framework [R]. IMF Working Paper, 2020.
- [31] BELKHIR M, NACEUR S B, CANDELON B, et al. Macroprudential Policies, Economic Growth and Banking Crises [J]. *Emerging Markets Review*, 2022: 100936.
- [32] BRUNO V, SHIN H S. Cross-border Banking and Global Liquidity [J]. *The Review of Economic Studies*, 2015, 82 (2): 535-564.
- [33] ALAM Z, ALTER M A, EISEMAN J, et al. Digging Deeper-Evidence on the Effects of Macroprudential Policies from a New Database [M]. International Monetary Fund, 2019.
- [34] ALESSANDRI P, MUMTAZ H. Financial Conditions and Density Forecasts for US Output and Inflation [J]. *Review of Economic Dynamics*, 2017 (24): 66-78.
- [35] BALKE N S. Credit and Economic Activity: Credit Regimes and Nonlinear Propagation of Shocks [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2000 (2): 344-349.

- [36] 赵振全, 于震, 刘淼. 金融加速器效应在中国存在吗? [J]. 经济研究, 2007 (6): 27-38.
- [37] ALESSANDRI P, MUMTAZ H. Financial Regimes and Uncertainty Shocks [J]. Journal of Monetary Economics, 2019 (101): 31-46.
- [38] KAMINSKY G L, REINHART C M, VÉGH C A. When It Rains, It Pours: Pro-cyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies [J]. NBER Macroeconomics Annual, 2004, 19: 11-53.
- [39] BENIGNO G, CONVERSE N, FORNARO L. Large Capital Inflows, Sectoral Allocation, and Economic Performance [J]. Journal of International Money & Finance, 2015 (55): 60-87.
- [40] FERNÁNDEZ A, KLEIN M W, REBUCCI A, et al. Capital Control Measures: A New Dataset [J]. IMF Economic Review, 2016, 64 (3): 548-574.

Global Financial Cycle, Chinese Financial Cycle, and China's Macroeconomy

LIU Lu WANG Jinbin LI Yantong WEN Xingchun

Abstract: With the increasing openness of China's financial system, the impact of the global financial cycle on China's macroeconomy and the role of the Chinese financial cycle in the impact have attracted more and more attention. This paper first analyzes the impact of the global financial cycle on China's macroeconomy from three aspects: global uncertainty, global risk asset prices, and global capital flows, by constructing a theoretical model that includes the global banking system and the international bond market. The study finds that a global financial cycle downturn has a negative impact on China's macroeconomy, with a stronger effect during periods of Chinese financial cycle downturns and a weaker effect when China's macroprudential policies are strict. Furthermore, the paper empirically analyzes the effects of three global financial cycle indicators, namely, the global panic index VIX, the global risk asset price common factor MAR, and the global capital flow common factor CF1, on China's macroeconomy under different phases of the Chinese financial cycle, as well as the effectiveness of macroprudential policies, using a threshold vector autoregression (TVAR) model. Finally, all of the robustness tests, using alternative Chinese macroeconomic variables and macroprudential policy variables, alternative macroeconometric methods, and micro-level data and methods, support the findings.

Keywords: Global Financial Cycle; Chinese Financial Cycle; International Bond Market; Macroprudential Policy

(责任编辑 白光)