

跨境资本冲击、金融周期波动与 货币政策调控*

王爱俭 石振宇 刘浩杰

[摘要] 本文在构建资本流动、金融周期与货币政策内生联动理论框架的基础上运用时变参数向量自回归模型实证探讨其动态演变关系。研究发现,三者间的联动或调控效应受经济金融形势、个体行为偏好以及政策制度改革等影响而存在时变特征。2008年国际金融危机前夕,资本账户开放和房股等市场的持续繁荣使得资本流动与金融周期间的双向正反馈联动逐渐增强,而近年来金融去杠杆化改革和利率政策对资本流动的关注则降低了该联动效应。货币政策对资本流动和金融周期的调控效应受外部金融冲击和内部基本面等因素影响,美联储量化宽松的外溢效应和经济新常态下行压力的顺周期机制增强了货币政策的负向冲击。本文为货币当局平抑跨境资本波动与调控金融周期平稳运行提供启示。

关键词: 资本流动 金融周期 货币政策

JEL 分类号: E32 E52 F32

一、引言

2008年国际金融危机爆发以来,跨境资本流动剧烈震荡,危机期间市场风险厌恶情绪迅速蔓延导致资本流入大幅下降。为应对危机,美联储实施的量化宽松货币政策导致中美价差倒挂明显,跨境资本受套利和套汇等动机驱使流入规模激增。2008年下半年的财政扩张政策直接刺激信贷在短期内扩张,使得银行部门的风险偏好在危机期间成逆周期特征,流动性供给的增加导致国内资产价格泡沫急剧膨胀并延缓了金融周期下行。此后,随着中国经济进入“新常态”下行区间,加之美联储退出量化宽松后加息和缩表预期及最终落实,导致跨境资本在利率和汇率双重因素驱动下出现大规模外流,国内市场流动性被动紧缩导致资本市场动荡不安,金融周期持续下行。2016年初,随着经济企稳回升,跨境资本流动大规模外流趋势有所扭转,金融周期运行也随之筑底反弹。

由图1发现,自2008年国际金融危机以来,资本流动与金融周期走势保持高度的同步性。金融上行周期,资本流入引起国内信贷激增和作为抵押品的资产价格上涨,两者的正反馈循环则进一步推动金融周期上行;金融下行周期,资本流出导致资产价格缩水,银行和企业等部门将通过削减信贷修复自身资产负债表,进而加剧金融周期下行的深度。图2中在岸与离岸市场的明显价差则反映了中国较强的资本账户管制及其放开过程中可能造成的大规模跨境资本异动。在资本项目未完全开放的情况下,人民币在离岸市场价差扩大将诱导跨境资本大规模流入。资本流动剧烈冲击

* 王爱俭,天津财经大学中国滨海金融协同创新中心主任,天津财经大学金融学院,教授,博士生导师,管理学博士;石振宇,天津财经大学金融学院,博士研究生;刘浩杰,天津财经大学金融学院,硕士研究生。本文为国家社科基金重大项目“美国逆全球化视域下我国跨境资本流动与宏观经济均衡研究”(17ZDA100)阶段性研究成果。

下,央行难以保持在岸市场人民币汇率基本稳定,此外非正规渠道的资本流动加大了央行评估货币政策效果以及银行和企业风险敞口的难度。此时,面对外部金融冲击,政策调控稍有失当都将加剧资本异动和金融失衡。此外,宏观杠杆率还可能在资本流动与金融周期的交互增强过程中不断上涨,并可能引发系统性金融风险的持续累积。鉴于此,货币政策有必要对跨境资本冲击和金融周期波动进行动态调控,以守住不发生系统性金融风险的底线。

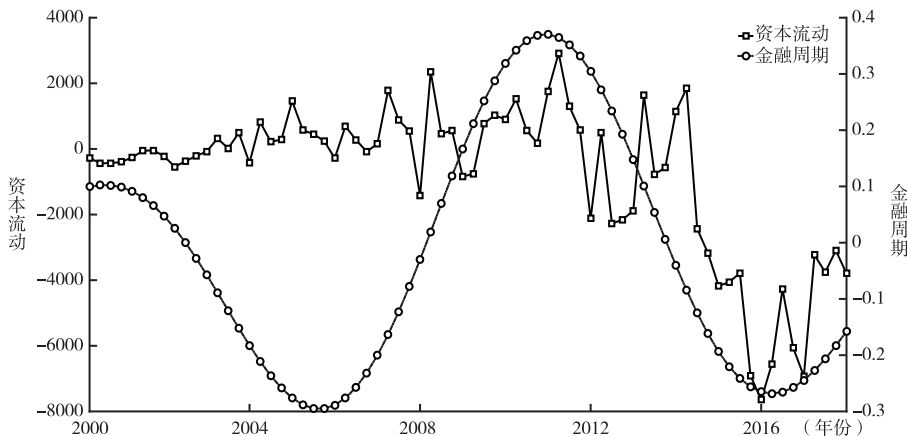


图1 资本流动与金融周期走势

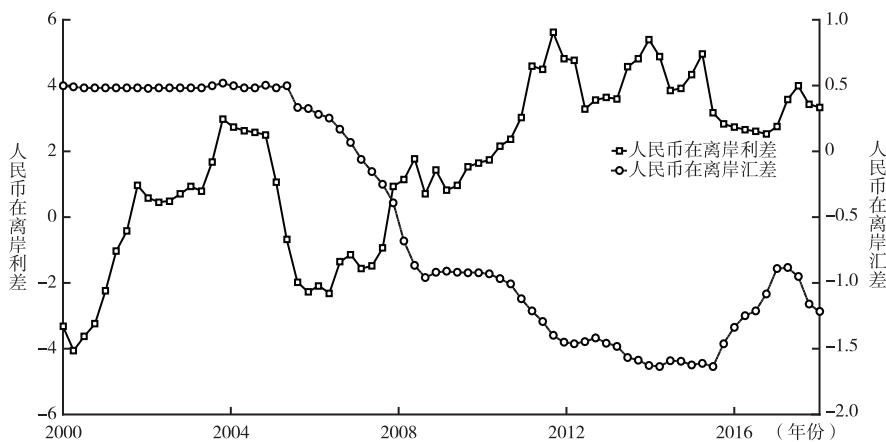


图2 人民币在离岸利差与汇差走势

二、文献综述

传统宏观经济分析的主流范式对金融因素的忽略导致其自身陷入理论困境,并随金融体系的发展而不断侵蚀政策实践的有效性(陈雨露,2015)。2008年国际金融危机的爆发则暴露了传统经济周期理论中过度关注实体经济变量而简化金融市场设定的缺陷。Borio(2014)在对金融危机的反思中提出了金融周期的概念,将其定义为价值和风险认知与风险偏好和融资约束间的相互自我强化作用。Caldara et al.(2016)发现金融波动可能对宏观经济产生较强的不利冲击,且无论是需求角度还是供给角度,金融冲击均会导致经济周期剧烈波动(Hafstead and Smith,2012)。因此,政策当局的宏观调控不仅要关注实体经济波动,还要注意防范金融失衡风险(范小云等,2017),而对金

融周期波动作出反应的货币政策则能够显著降低金融波动对实体经济的不利冲击,从而实现金融与实体经济“双稳定”(马勇等,2017)。

李力等(2016)发现随着资本账户逐步开放,跨境资本流动对宏观经济和金融稳定的冲击效应也随之增强,货币政策应对资本流动作出反应以缓解国内经济与金融波动,并且对资本流动作出反应的利率规则能更好拟合中国利率操作的历史轨迹。存在资本流动扰动时,无论资本账户开放程度如何,在实际汇率与通货膨胀率目标下运用利率与对冲干预的货币政策框架都显著优于通胀目标制(姚余栋等,2014)。Kumhof(2004)发现大多数新兴市场国家倾向于提高利率以应对跨境资本流入,而最优的货币政策反应则是降低利率。然而传统货币政策框架难以平抑跨境资本流动的不利冲击(Unsal,2013),加之新兴经济体资本流动的顺周期性可能导致货币政策加剧经济波动(Kaminsky et al.,2004),因而可用准备金率要求替代利率政策以实现宏观审慎目标(Tovar et al.,2012),并通过调整准备金率要求治理资本流动(Hoffmann and Loeffler,2014)。

Bauer et al.(2018)发现美国等核心国家货币政策的溢出效应可能引发全球金融周期波动,而全球金融周期可通过数量和价格渠道影响新兴市场经济体,其中跨境资本流动是最重要的数量溢出渠道(魏英辉等,2018)。跨境资本流动遵循全球金融周期规律,且与世界市场的风险规避及不确定性同步(Rey,2015),使得全球风险偏好能够解释大部分资本流动、信贷杠杆和资产价格波动(Passari and Rey,2015)。Filipa et al.(2011)发现资本流入对私人部门信贷具有显著的正效应,房地产价格对跨境资本流入的反应则受法律制度等影响。新兴市场国家由于金融体系发展不健全,跨境资本流入激增不仅可能催生资产价格泡沫并低估泡沫风险(Caballero and Krishnamurthy,2006),而且可能导致资本流动突然中断概率提高(Sula,2010),造成本国投资和信贷出现明显和持续的下降(Calvo et al.,2006)。

纵观现有国内外文献,大部分研究局限于分析货币政策对资本流动或金融周期单方面的调控效应,而并未较好处理变量间的内生联动关系。值得注意的是,该联动可能在两者的循环反馈中不断强化和放大。考虑到资本流动与金融周期关联愈发紧密的客观现实,忽略两者间的内生性关系可能导致模型模拟结果失真。考虑到当前货币政策可能呈现的时变调整特征,本文在构建资本流动、金融周期与货币政策内生联动理论框架的基础上基于时变参数向量自回归模型进行经验分析,主要贡献在于:第一,理论分析上,构建理论框架并推演资本流动与金融周期相互冲击的内生互动以及货币政策的动态调控,并基于此探讨三者间的时变联动机制;第二,实证分析上,通过三维时变脉冲响应与方差分解等动态分析方法,探讨资本流动与金融周期的相互联动与解释程度,识别和断定货币政策对两者调控的方向与力度,以期实现货币政策平抑跨境资本波动与调控金融周期平稳运行的政策效果。

三、理论分析

本部分分别设定资本流动、金融周期以及货币政策模型以构建本文的理论分析框架,并通过推演理论框架求解三者相互冲击的动态效应,从而探讨金融周期与资本流动的时变联动以及货币政策对两者的动态调控。

(一)理论框架

1. 资本流动模型

考虑到利率平价理论以及利率与汇率的双重套利模型难以较好解释中国跨境资本流动,本文基于张谊浩等(2007)拓展利率平价模型,构建包含国内外利差、汇率预期变动和金融周期波动的三重套利模型:

$$cf_t = \overline{cf_t} cf_{t-1}^{\varphi_1} \tilde{ir}_t^{\varphi_2} \tilde{er}_t^{\varphi_3} fc_t^{\varphi_4} \varepsilon_t^{cf} \quad (1)$$

其中, cf_t 为资本流动; $\overline{cf_t}$ 为影响资本流动的外生决定因素; $\tilde{ir}_t = ir_t^d / ir_t^f$, ir_t^d 和 ir_t^f 分别为本国和外国利率; $\tilde{er}_t = er_{t+1}^e / er_t$, er_{t+1}^e 和 er_t 分别为下期汇率预期和当期汇率; fc_t 为金融周期; ε_t^{cf} 为扰动项。将式(1)两端取对数, 得到资本流动决定方程:

$$CF_t = \overline{CF_t} + \varphi_c CF_{t-1} + \varphi_d (IR_t^d - IR_t^f) + \varphi_e (ER_{t+1}^e - ER_t) + \varphi_f FC_t + \varepsilon_t^{CF} \quad (2)$$

其中, 参数 $\varphi_c \in [0, 1]$ 为资本流动跨期平滑系数; $\varphi_d > 0$, $\varphi_e > 0$ 和 $\varphi_f > 0$ 分别为资本流动对国内外利差、汇率预期变动和金融周期波动的反应参数, 国内外利差扩大、预期汇率升值和金融周期上行吸引跨境资本流入。

2. 金融周期模型

Borio(2014)认为信贷总量和房地产价格是测算金融周期的基准变量, 而信贷/GDP作为经济中宏观杠杆的近似测度, 反映各经济部门金融风险的累积和抵御能力(Cecchetti et al., 2011)。鉴于此, 本文基于简单市场供求模型, 尝试在微观市场出清状态中通过宏观杠杆率联结房地产价格与信贷总量刻画金融周期运行。

(1) 房地产市场。设房地产市场的总需求 HD_t 和总供给 HS_t 分别包括国内需求 HD_t^d 和国外需求 HD_t^f , 以及国内供给 HS_t^d 和国外供给 HS_t^f :

$$HD_t = HD_t^d + HD_t^f; HS_t = HS_t^d + HS_t^f \quad (3)$$

其中, 国内供求由房价变动 ΔHP_t 以及贷款成本 IR_t 决定; 国外供求则由房价变动 ΔHP_t 和汇率预期变动 $ER_{t+1}^e - ER_t$ 决定。此外, 流入国内的跨境资本还将通过向本国居民和企业贷款, 分别进入房地产市场的需求端和供给端, 因此本国房地产需求和供给还受国内外利差 $IR_t^d - IR_t^f$ 影响。据此得到房地产市场总需求与总供给函数:

$$HD_t = \overline{HD_t} + (\alpha_1^d + \alpha_1^f) HP_t + \alpha_2^d IR_t + \alpha_2^f (ER_{t+1}^e - ER_t) + \alpha_3^d (IR_t^d - IR_t^f) \quad (4)$$

$$HS_t = \overline{HS_t} + (\beta_1^d + \beta_1^f) HP_t + \beta_2^d IR_t + \beta_2^f (ER_{t+1}^e - ER_t) + \beta_3^d (IR_t^d - IR_t^f) \quad (5)$$

房地产市场供求均衡 ($HD_t = HS_t$) 时, 求解均衡房地产价格:

$$HP_t = \frac{\overline{HS_t} - \overline{HD_t}}{(\alpha_1^d + \alpha_1^f) - (\beta_1^d + \beta_1^f)} + HP_{t-1} + \frac{\beta_2^d - \alpha_2^d}{(\alpha_1^d + \alpha_1^f) - (\beta_1^d + \beta_1^f)} IR_t + \frac{\beta_2^f - \alpha_2^f}{(\alpha_1^d + \alpha_1^f) - (\beta_1^d + \beta_1^f)} (ER_{t+1}^e - ER_t) + \frac{\beta_3^d - \alpha_3^d}{(\alpha_1^d + \alpha_1^f) - (\beta_1^d + \beta_1^f)} (IR_t^d - IR_t^f) \quad (6)$$

(2) 信贷市场。设信贷市场的总需求 CD_t 和总供给 CS_t 分别包括国内需求 CD_t^d 和国外需求 CD_t^f , 以及国内供给 CS_t^d 和国外供给 CS_t^f :

$$CD_t = CD_t^d + CD_t^f; CS_t = CS_t^d + CS_t^f \quad (7)$$

其中, 国内供求由信贷利率 IR_t 和抵押品价格 $k_t HP_t$ ^① 决定; 国外供求则由国内外利差 $IR_t^d - IR_t^f$ 和预期汇率预期变动 $ER_{t+1}^e - ER_t$ 决定。此外, 如上所述, 国内居民和企业部门还可能从国外获得贷款, 并通过抵押品价格影响国外信贷供给, 因此本国信贷需求和外国信贷供给还分别受国内外利差 $IR_t^d - IR_t^f$ 和抵押品价格 $k_t HP_t$ 影响。据此得到信贷市场总需求和总供给函数:

$$CD_t = \overline{CD_t} + CD_{t-1} + a_1^d IR_t + (\alpha_1^f + \alpha_3^d) (IR_t^d - IR_t^f) + a_2^d k_t HP_t + a_2^f (ER_{t+1}^e - ER_t) \quad (8)$$

$$CS_t = \overline{CS_t} + CS_{t-1} + b_1^d IR_t + b_1^f (IR_t^d - IR_t^f) + (b_2^d + b_3^f) k_t HP_t + b_2^f (ER_{t+1}^e - ER_t) \quad (9)$$

信贷市场供求均衡 ($CD_t = CS_t$) 时, 求解均衡信贷总量:

① 房地产价格占资产价格的比例为 k_t , 并以 $k_t HP_t$ 代表抵押品价格或资产价格。

$$CL_t = \overline{CL}_t + CL_{t-1} + \frac{a_2^d b_1^d - a_1^d (b_2^d + b_3^d)}{a_2^d - (b_2^d + b_3^d)} IR_t + \frac{a_2^d b_1^f - (a_1^f + a_3^d) (b_2^d + b_3^d)}{a_2^d - (b_2^d + b_3^d)} (IR_t^n - IR_t^f) + \frac{a_2^d b_2^f - a_2^f (b_2^d + b_3^d)}{a_2^d - (b_2^d + b_3^d)} (ER_{t+1}^e - ER_t) \quad (10)$$

(3) 金融周期。考虑实际资本积累方程：

$$K_t = (1 - \delta_{t-1}) K_{t-1} + I_t \quad (11)$$

该式表示，本期资本存量 K_t 等于折旧后上期资本存量 $(1 - \delta_{t-1}) K_{t-1}$ 与本期投资 I_t 之和。假定名义投资支出占名义产出缺口 $P_t Y_t$ 的比重为 λ_t ，则名义资本积累方程：

$$h_t HP_t K_t = (1 - \delta_{t-1}) k_t HP_t K_{t-1} + \lambda_t P_t Y_t \quad (12)$$

将式(12)代入宏观杠杆测算公式 $(LR_t = CL_t / P_t Y_t)$ ，并将等式两端取对数：

$$\ln LR_t = \ln(\lambda_t / h_t) + \ln CL_t - \ln HP_t - \ln I_t \quad (13)$$

式(13)通过将房地产价格(代表价值和风险认知)、信贷供给(代表融资约束)与宏观杠杆相互联结，实现了金融周期与实体经济的相互联动，产生抵押品价值与信贷供给的正反馈循环的金融加速器效应，从而形成金融的顺周期机制。考虑到信贷/GDP也是测度金融周期的基础变量(陈雨露等,2016)。将式(6)和式(10)代入式(13)，得到金融周期决定方程：

$$FC_t = \overline{FC}_t + \phi_f FC_{t-1} + \phi_d (IR_t^d - IR_t^f) + \phi_e (ER_{t+1}^e - e_t) + \phi_i IR_t + \varepsilon_t^{FC} \quad (14)$$

其中， \overline{FC}_t 为影响金融周期的外生决定因素， ε_t^{FC} 为扰动项。参数 $\phi_f \in [0, 1]$ 为金融周期跨期平滑系数； $\phi_d > 0$ 和 $\phi_e > 0$ 分别表示跨境资本通过套利和套汇流入引起金融周期上行； $\phi_i < 0$ 表示紧缩的货币政策导致信贷市场流动性趋紧和房地产市场融资成本提高导致金融周期下行。

3. 货币政策模型

考虑到加入汇率因素之后的泰勒规则更符合经济与金融全球化的发展背景(Taylor,2001)，且金融危机爆发后各国货币当局逐渐将维持金融稳定纳入货币政策调控框架(Taylor,2009)。借鉴 Clarida et al.(2000) 和马勇等(2017) 分别在传统泰勒规则中引入汇率和金融周期因素，借鉴陈创练等(2017) 设定本国和外国货币政策规则：

$$IR_t^d = \rho IR_{t-1}^d + (1 - \rho) [\psi_\pi PC_t^d + \psi_y EG_t^d + \psi_e (ER_{t+1}^e - ER_t) + \psi_f FC_t] + \varepsilon_t^{IR^d} \quad (15)$$

$$IR_t^f = \rho IR_{t-1}^f + (1 - \rho) [\psi_\pi PC_t^f + \psi_y EG_t^f] + \varepsilon_t^{IR^f} \quad (16)$$

其中， PC_t^d 和 PC_t^f 分别为本国和外国的通货膨胀； EG_t^d 和 EG_t^f 分别为本国和外国的产出缺口；参数 $\rho \in [0, 1]$ 为货币政策跨期平滑系数，表示货币当局并非将短期名义利率设定为目标利率值，而是根据目标利率和上期利率进行部分调整，以消除现实利率与目标利率的偏差；参数 $\psi_e < 0$ 和 $\psi_f > 0$ 分别为货币政策对汇率预期变动 $ER_{t+1}^e - ER_t$ 和金融周期波动 FC_t 的反应参数，表示当汇率预期贬值和金融过热时货币当局倾向于提高利率，抑制跨境资本持续外流以化解人民币贬值压力，调控金融周期平稳运行。将式(15)与式(16)相减，得到国内外利差的决定方程：

$$ID_t = \overline{ID}_t + \rho (IR_{t-1}^d - IR_{t-1}^f) + (1 - \rho) [\psi_e (ER_{t+1}^e - ER_t) + \psi_f FC_t] + \varepsilon_t^{ID} \quad (17)$$

其中， $ID_t = IR_t^d - IR_t^f$ 为国内外利差； $\overline{ID}_t = (1 - \rho) [\psi_\pi (PC_t^d - PC_t^f) + \psi_y (EG_t^d - EG_t^f)]$ 为影响利差的经济基本面因素； $\varepsilon_t^{ID} = \varepsilon_t^{IR^d} - \varepsilon_t^{IR^f}$ 为扰动项。

(二) 理论推演

考虑到江春等(2018)，扰动项 ε_t^{CF} 、 ε_t^{FC} 和 ε_t^{ID} 具有时变风险因子特征，即模型中纳入的影响因素对资本流动、金融周期和国内外利差的冲击随时间的推移而表现为时变特征。为此，将式(2)、式(14)和式(17)拓展为时变参数关系，构建开放经济条件下时变参数动态模型系统：

$$CF_t = \overline{CF}_t + \varphi_{c,t} CF_{t-1} + \varphi_{d,t} (IR_t^d - IR_t^f) + \varphi_{e,t} (ER_{t+1}^e - ER_t) + \varphi_{f,t} FC_t + \varepsilon_t^{CF} \quad (2')$$

$$FC_t = \overline{FC}_t + \phi_{f,t} FC_{t-1} + \phi_{d,t} (IR_t^d - IR_t^f) + \phi_{e,t} (ER_{t+1}^e - ER_t) + \phi_{i,t} IR_t + \varepsilon_t^{FC} \quad (14')$$

$$ID_t = \overline{ID}_t + \rho_t (IR_{t-1}^d - IR_{t-1}^f) + (1 - \rho_t) [\psi_{e,t} (ER_{t+1}^e - ER_t) + \psi_{f,t} FC_t] + \varepsilon_t^{ID} \quad (17')$$

其中,汇率预期变动与国内利差满足非抛补利率平价关系: $ER_{t+1}^e - ER_t = IR_t^d - IR_t^f$; $\phi_{e,t}$ 、 $\phi_{d,t}$ 、 $\phi_{e,t}$ 、 $\phi_{f,t}$ 、 $\phi_{f,t}$ 、 $\phi_{d,t}$ 、 $\phi_{e,t}$ 、 $\phi_{i,t}$ 、 ρ_t 、 $\psi_{e,t}$ 和 $\psi_{f,t}$ 均为时变参数。联立式(2')、式(14')和式(17'),推演资本流动与金融周期相互冲击的时变联动效应:

$$E(CF_t \rightarrow FC_t) = \frac{\partial FC_t}{\partial CF_t} = \frac{1 - (1 - \rho_t) \psi_{e,t}}{[1 - (1 - \rho_t) \psi_{e,t}] \phi_{f,t} + (1 - \rho_t) (\phi_{d,t} + \phi_{e,t}) \psi_{f,t}} > 0 \quad (18)$$

$$E(FC_t \rightarrow CF_t) = \frac{\partial CF_t}{\partial FC_t} = \phi_{f,t} + \frac{(1 - \rho_t) (\phi_{d,t} + \phi_{e,t}) \psi_{f,t}}{1 - (1 - \rho_t) \psi_{e,t}} > 0 \quad (19)$$

由动态效应 $E(CF_t \rightarrow FC_t)$ 和 $E(FC_t \rightarrow CF_t)$ 发现,资本流动与金融周期表现为相互正向联动关系。资本流入不仅可以弥补国内储蓄不足拉动投资从而信贷需求增长,而且能够通过降低私人部门融资成本带动房价上涨,进而在信贷扩张和房价上涨的联动作用下带动宏观杠杆从而金融周期上行。反之,金融上行周期的信贷扩张和房价上涨也将驱使跨境资本出于套利、套汇以及套价等动机而流入。联立式(2')、式(14')和式(17'),推演货币政策对资本流动与金融周期的动态调控效应:

$$E(IR_t \rightarrow CF_t) = \frac{\partial CF_t}{\partial IR_t} = \frac{\{[1 - (1 - \rho_t) \psi_{e,t}] \phi_{f,t} + (1 - \rho_t) (\phi_{d,t} + \phi_{e,t}) \psi_{f,t}\} \phi_{i,t}}{1 - (1 - \rho_t) [\psi_{e,t} + (\phi_{d,t} + \phi_{e,t}) \psi_{f,t}]} < 0 \quad (20)$$

$$E(IR_t \rightarrow FC_t) = \frac{\partial FC_t}{\partial IR_t} = \frac{[1 - (1 - \rho_t) \psi_{e,t}] \phi_{i,t}}{1 - (1 - \rho_t) [\psi_{e,t} + (\phi_{d,t} + \phi_{e,t}) \psi_{f,t}]} < 0 \quad (21)$$

由动态效应 $E(MP_t \rightarrow CF_t)$ 和 $E(MP_t \rightarrow FC_t)$ 发现,紧缩的货币政策导致跨境资本流出和金融周期下行。紧缩的货币政策通过收缩信贷提高私人部门融资成本以抑制房价上涨,进而在信贷收缩和房价下跌的联动作用下导致宏观杠杆从而金融周期下行。此外,紧缩的货币政策还将导致经济基本面趋冷,跨境资本随经济金融形势恶化而流出。

由动态效应式(18)至式(21)发现,货币政策对资本流动和金融周期的调控效果受金融周期反应参数 ϕ_i 和资本流动反应参数 ϕ_f 影响而具有时变调整特征:

$$\frac{\partial |E(IR_t \rightarrow CF_t)|}{\partial \phi_f} > 0 \text{ 表示随着风险溢价能力从而资本流入动力增强,紧缩货币政策导致的资}$$

本流入条件恶化将增强对跨境资本的负向冲击。 $\frac{\partial |E(IR_t \rightarrow FC_t)|}{\partial \phi_i} > 0$ 表示随着金融周期对利差和

汇率预期从而资本流动反应更敏感,紧缩性货币政策将通过抑制资本流入增强对金融周期的负向冲击。同时,货币政策操作还受资本管制、交易成本和套利受限等因素影响,只有当国内外利差超过某个门限值时非抛补利率平价关系才成立(Craighead et al., 2010),并导致利率和汇率与跨境资本流动的关系受风险溢价能力影响而呈现非线性甚至时变关系(Bacchetta and Wincoop, 2012)。风险溢价和套利偏好又随套利受条件而变化,国际投资者将不断调整其跨境投资的资产配置,随着套利空间的扩大不仅增强了金融周期上行对跨境资本的吸引力

$\frac{\partial E(FC_t \rightarrow CF_t)}{\partial \phi_f} > 0$,而且加大了跨境

资本对金融周期的推动力 $\frac{\partial E(CF_t \rightarrow FC_t)}{\partial \phi_f} > 0$,使得跨境资本流动、金融周期波动与货币政策调控的

相互联动具有较强的时变调整特征。

四、经验分析

考虑到模型系统中的动态关系可能随经济金融形势、个体行为偏好以及政策制度改革等而发

生结构性渐变或突变(陈创练等,2016),本文将基于经验分析,在时变参数框架下刻画模型系统中经济变量间联动关系的动态演变。

(一)实证框架

1. 模型设定

考虑到 TVP-VAR 模型不仅能够克服模型系统可能存在的内生性,而且允许经济数据发生结构性渐变或突变,避免经济变量线性关系假定的可能造成的统计偏误,本文将运用 TVP-VAR 模型进行后文的经验分析。首先定义基本的 SVAR 模型:

$$AY_t = B_1 Y_{t-1} + \dots + B_s Y_{t-s} + u_t, t = s + 1, \dots, n \quad (22)$$

其中, $Y_t = (IR_t \quad CF_t \quad FC_t)'$ 为 3×1 维观测向量; A, B_1, \dots, B_s 为 3×3 维系数矩阵; u_t 为 3×1 维扰动项向量。设 $u_t \sim N(0, \Sigma)$, 其中 $\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_3 \end{pmatrix}$; A 为下三角矩阵, 即 $A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{pmatrix}$ 。将

$$\text{式(22)两端左乘 } A^{-1} \text{ 并改写为 VAR 模型:}$$

$$Y_t = C_1 Y_{t-1} + \dots + C_s Y_{t-s} + A^{-1} \Sigma \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, I_3) \quad (23)$$

其中, $C_i = A^{-1} B_i (i = 1, \dots, s)$ 。将 C_i 中的行向量堆叠纳入 $3^2 s \times 1$ 维向量 β , 并定义 $X_t = I_3 \otimes (Y'_{t-1} \quad \dots \quad Y'_{t-s})$, 其中 \otimes 为克罗内克积, 则将式(23)改写为:

$$Y_t = X_t \beta + A^{-1} \Sigma \varepsilon_t \quad (24)$$

式(24)表示固定参数 VAR 模型, 通过允许其参数随时间变化将其拓展为 TVP-VAR 模型:

$$Y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t \quad (25)$$

式(25)中 β_t, A_t^{-1} 和 Σ_t 均具有时变属性。设 $a_t = (a_{21} \quad a_{31} \quad a_{32})'$ 为矩阵 A_t 中非 0 和非 1 元素按行堆叠产生的向量。设 $h_t = (a_{1t} \quad a_{2t} \quad a_{3t})'$, 其中 $h_{jt} = \log \sigma_{jt}^2, j = 1, \dots, 3, t = s + 1, \dots, n$ 。设式(25)中参数服从随机游走过程:

$$\begin{matrix} \beta_{t+1} = \beta_t + u_{\beta t} \\ a_{t+1} = a_t + u_{at} \\ h_{t+1} = h_t + u_{ht} \end{matrix}, \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ u_{\beta t} \\ u_{at} \\ u_{ht} \end{pmatrix} \sim N \left(0, \begin{pmatrix} I & O & O & O \\ O & \Sigma_{\beta} & O & O \\ O & O & \Sigma_a & O \\ O & O & O & \Sigma_h \end{pmatrix} \right) \quad (26)$$

其中, $\beta_{s+1} \sim N(\mu_{\beta 0}, \Sigma_{\beta 0}); a_{s+1} \sim N(\mu_{a 0}, \Sigma_{a 0}); h_{s+1} \sim N(\mu_{h 0}, \Sigma_{h 0})$; 为简化运算, 假定 Σ_{β} 为对角矩阵。

2. 变量选取与数据说明

本文选取样本时间区间为 2000 年一季度至 2017 年四季度, 共计 72 个观察值。各变量选取和数据说明如下:

货币政策。由于同业拆借利率相较其它利率指标更能体现资金的真实价格走势, 以反映货币市场资金供需状况。按照通行做法, 选取银行间 7 天同业拆借加权平均利率作为货币政策的代理变量。

资本流动。为剔除主要货币汇率波动造成的估值效应以及外汇储备的海外投资收益, 借鉴刘莉亚(2008)和张明(2011), 将外汇储备增量替换为外汇占款增量, 其测算公式为: 资本流动 = 外汇占款增量 - (贸易顺差 + 外商直接投资)。

金融周期。考虑到信贷与房价的联动刻画了融资约束、资产价格与风险认知的交互增强作用(伊楠和张斌, 2016), 而杠杆与房价的结合则能够减少误差与扰动以准确测算金融周期(范小云等, 2017)。鉴于此, 本文选取私人部门信贷、国房景气指数和宏观杠杆率的同比增速合成金融周期指数。

为剔除季节因素对模型估计的影响, 用 X-13 方法对所有变量进行季节调整; 为消除量纲差异

对模型估计的影响,对所有数据进行标准化处理。随后,运用主成分分析方法中各主成分特征根所占比重作为各主成分加权平均的权重,将各单个指标合成金融形势综合指数(如表1所示),并对其进行全样本非对称时变CF带通滤波操作。考虑到金融周期的中周期属性,加之短周期滤波中过多的市场噪音可能干扰金融周期性波动的提取,本文将滤波参数下限和上限分别设定为32个季度(短周期上限)和72个季度(样本容量上限)^①。数据来源于Wind资讯、中经网数据库和国际清算银行。

表1 金融周期合成指标主成分分析

	房地产价格	信贷总量	杠杆率	特征根	特征根占比
第一主成分	-0.0505	0.7081	0.7044	1.8074	0.6025
第二主成分	0.9935	-0.0366	0.1080	1.0065	0.3355
第三主成分	0.1022	0.7052	-0.7016	0.1861	0.0620

(二)结果分析

1. 模型参数检验

表2为MCMC两万次抽样估计的参数后验均值、标准差、95%置信区间、CD统计量以及无效因子。其中,CD统计量和无效因子分别反映MCMC模拟的收敛性和模拟过程中不相关样本的数量。表2中CD统计量最大值为0.286,小于5%的临界值1.96,表明2000次预烧能够使得MCMC的模拟结果收敛;表2中无效因子普遍较低(最大值为167.62),由此至少可以获得119个有效样本数,满足后验统计推断的需要,模型参数估计结果有效。

表2 TVP-VAR模型参数估计结果与检验

参数	均值	标准差	95%置信区间	CD统计量	无效因子
sb1	0.0023	0.0003	[0.0018,0.0029]	0.000	5.62
sb2	0.0023	0.0003	[0.0018,0.0029]	0.218	4.17
sa1	0.0056	0.0017	[0.0034,0.0097]	0.261	33.31
sa2	0.0064	0.0016	[0.0040,0.0102]	0.286	23.24
sh1	0.1290	0.0684	[0.0046,0.2843]	0.045	167.62
sh2	0.1836	0.0730	[0.0667,0.3532]	0.132	71.17

注: sb_i 、 sa_i 和 sh_i ($i=1,2$) 分别表示 Σ_β 、 Σ_a 和 Σ_h 的第 i 个对角元素。

2. 时变脉冲响应分析

运用TVP-VAR模型估计变量间时变脉冲响应曲面,以探讨资本流动与金融周期的相互时变联动关系,以及货币政策对两者的动态调控方向。

图3左右分别为 $\varepsilon_{CF} \uparrow \rightarrow FC$ 和 $\varepsilon_{FC} \uparrow \rightarrow CF$ 时变脉冲响应曲面。 $\varepsilon_{CF} \uparrow \rightarrow FC$ 脉冲响应结果显示,金融周期对资本流动冲击表现为正响应,并在长期中趋于稳定。跨境资本流入使得信贷市场流动性趋于宽裕,房地产市场融资成本也将随之降低,私人部门信贷需求增加从而杠杆率的上涨将推动金融周期上行。等间隔脉冲响应显示,随着中国加入WTO后资本账户逐渐开放,加之“合格境外机构投资者(QFII)”和“合格境内机构投资者(QDII)”等项目的相继启动,跨境资本流动对金融

^① 已有结果显示,中周期长度通常为12年至18年,更高上限的限制性不大(伊楠和张斌,2016)。

周期的冲击效应逐渐增强。随着股票和房地产等市场的持续繁荣,以及经济与金融“双周期”叠加上行,资本流动对金融的正向冲击在 2007 年左右达到波峰。随着近年来金融去杠杆等政策改革导致资本流动对金融周期的冲击效应逐渐减弱。

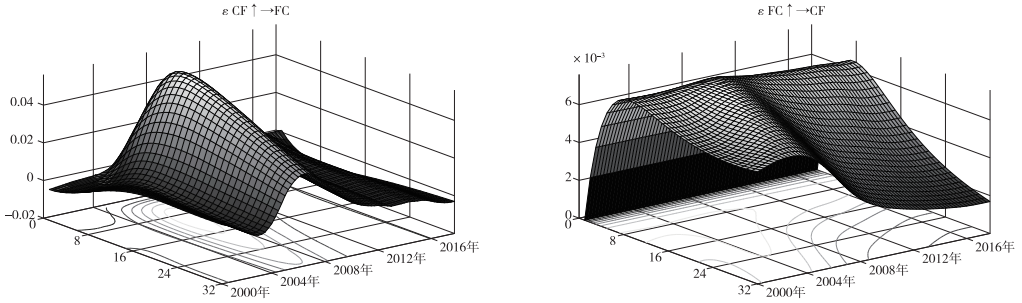


图 3 $\varepsilon_{CF} \uparrow \rightarrow FC$ 和 $\varepsilon_{FC} \uparrow \rightarrow CF$ 时变脉冲响应曲面

$\varepsilon_{FC} \uparrow \rightarrow CF$ 脉冲响应结果显示,资本流动对金融周期冲击表现为正响应,并随时间推移而趋于稳定。金融上行周期的信贷需求增加和资产价格上涨吸引跨境资本出于套利而流入。等间隔脉冲响应显示,2006 年政策当局为稳定国内房地产市场而出台《关于规范房地产市场外资准入和管理的意见》(以下简称《意见》),并以此为转折点严格限制外资进入房地产市场,导致跨境资本流动的套价渠道受阻。此外,中国自 2005 年汇率改制以来有意保持国内外利差稳定(李成等,2010),并通过利率政策干预跨境资本流动(姚余栋等,2014)的典型事实也表明央行货币政策对资本流动的关注程度不断提高,使得资本流动对金融周期冲击的恢复到稳定状态所需时间更短。

图 4 左右分别为 $\varepsilon_{IR} \uparrow \rightarrow CF$ 和 $\varepsilon_{IR} \uparrow \rightarrow FC$ 时变脉冲响应曲面。 $\varepsilon_{IR} \uparrow \rightarrow CF$ 脉冲响应结果显示,资本流动对名义利率冲击表现为负响应,并在长期中趋于稳定。名义利率提高不仅使得信贷收缩和房价下跌,而且造成宏观经济金融形势趋冷,经济基本面的持续恶化将导致跨境资本避险外流。 $\varepsilon_{IR} \uparrow \rightarrow FC$ 脉冲响应结果显示,2002 年前后金融周期对名义利率冲击表现为的正响应,这是由于货币政策的信贷和资产价格渠道传导不畅使得名义利率对金融周期的负向冲击有限,而 1998 年房地产市场化改革至 2006 年《意见》出台期间房地产市场外资准入限制较为宽松,大量跨境资本通过收购企业股本、直接购房以及设立房地产基金等方式进入房地产市场,此时提高利率将使得国内外利差扩大和人民币汇率升值并引起跨境资本流入,推动金融周期上行。

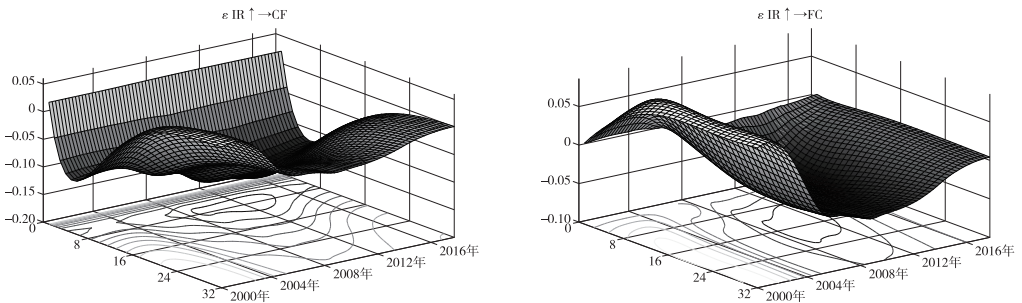


图 4 $\varepsilon_{IR} \uparrow \rightarrow CF$ 和 $\varepsilon_{IR} \uparrow \rightarrow FC$ 时变脉冲响应曲面

$\varepsilon_{IR} \uparrow \rightarrow CF$ 和 $\varepsilon_{IR} \uparrow \rightarrow FC$ 脉冲响应结果还显示,由于美国实行量化宽松货币政策期间中美利差由负转正且呈逐渐扩大趋势,加之 2010 年重启汇改后人民币对美元升值预期强烈引起大规模跨境资本流入国内,而在金融危机及其后的一段时间内中国经济增速在经历骤降之后虽有企稳回升但仍较为脆弱,

此后的经济结构调整使得经济及其增速进入“新常态”阶段,此时若提高利率将加剧经济形势恶化,资本流动和金融周期的顺周期机制使得两者对名义利率冲击的负响应在2008年至2014年期间达到波谷。

3. 时变方差分解分析

基于TVP-VAR模型计算变量间时变方差分解曲面,以探讨资本流动与金融周期的相互时变解释程度,以及货币政策对两者的动态调控力度。

图5左右分别为 $\varepsilon_{CF} \uparrow \rightarrow FC$ 和 $\varepsilon_{FC} \uparrow \rightarrow CF$ 时变方差分解曲面。 $\varepsilon_{CF} \uparrow \rightarrow FC$ 方差分解结果显示,随着2005年初新一轮资产价格上涨和经济高速增长,跨境资本流动受短期套利动机和长期顺周期机制的双重因素影响而流入,使得其对金融周期的波动贡献程度也随之快速上涨,滞后32期的平均解释程度由2000年1.54%上涨至2006年77.8%。2015年底受美联储退出量化宽松后首次加息影响,大规模跨境资本外流使得其对金融周期的波动贡献程度由2005年4.46%上涨至2017年38.5%。

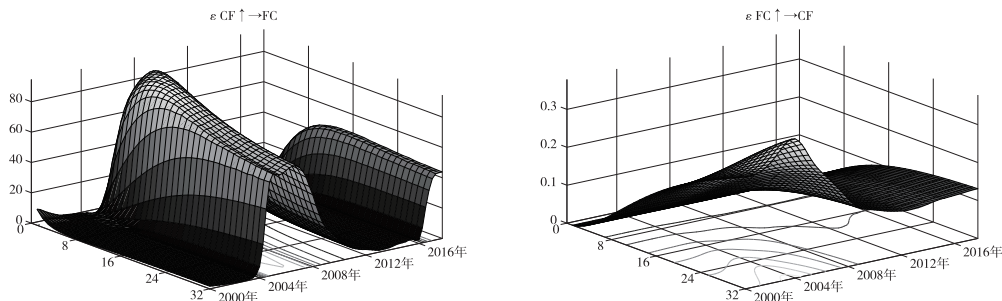


图5 $\varepsilon_{CF} \uparrow \rightarrow FC$ 和 $\varepsilon_{FC} \uparrow \rightarrow CF$ 时变方差分解曲面

$\varepsilon_{FC} \uparrow \rightarrow CF$ 方差分解结果显示,受经济新常态和利率政策关注程度等因素影响,金融周期对资本流动的方差解释程度逐渐降低并趋于稳定,其滞后32期的平均解释程度由2003年0.18%开始下降并在2009年以后基本稳定在0.09%左右,样本期内平均为0.12%。总体而言,当前中国较为严格的资本账户管制使得跨境资本流动受阻,从而金融周期波动对其方差解释程度较为微弱。

图6左右分别为 $\varepsilon_{IR} \uparrow \rightarrow CF$ 和 $\varepsilon_{IR} \uparrow \rightarrow FC$ 时变方差分解曲面。 $\varepsilon_{IR} \uparrow \rightarrow CF$ 方差分解结果显示,随着金融市场化改革的推进,名义利率调整对跨境资本波动的贡献程度逐渐上涨,并于2008年至2014年美联储量化宽松期间达到波峰,此后由于大规模资本外流使得加息不足以逆转人民币贬值态势并造成非抛补利率平价曲线失效(陈创练等,2017),导致波动贡献程度有所降低,其滞后32期的平均波动贡献程度由2000年17.40%上涨至2012年36.14%再下降至2017年24.08%。

$\varepsilon_{IR} \uparrow \rightarrow FC$ 方差分解结果显示,2004年至2008年经济增速超过10%的高速增长时期,信贷扩张与资产价格的相互正反馈循环使得金融的顺周期机制减弱了名义利率对金融周期的负向冲击,

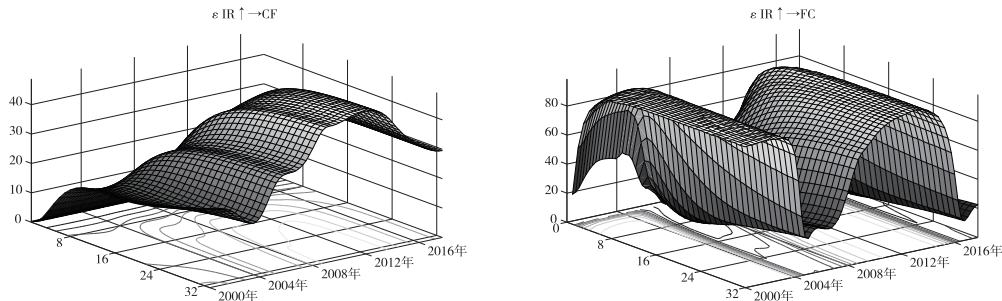


图6 $\varepsilon_{IR} \uparrow \rightarrow CF$ 和 $\varepsilon_{IR} \uparrow \rightarrow FC$ 时变方差分解曲面

其滞后 32 期的平均方差解释程度由 2000 年 91.7% 下降至 2006 年 14.9%。2015 年底大规模跨境资本外流对人民币汇率产生较强的贬值压力,进而影响到央行货币政策独立性,使得名义利率对金融周期的方差解释程度由 2013 年 91% 下降至 2017 年 10.1%。

五、结论与启示

随着金融市场化改革的逐步推进,资本流动与金融周期愈发紧密的关联将在两者的循环反馈中不断强化和放大,政策调控稍有失当都将加剧资本异动和金融失衡。鉴于此,本文在理论分析上,构建理论框架并推演资本流动、金融周期与货币政策间相互冲击的时变联动或动态调控效应;在实证分析上,通过三维时变脉冲响应与方差分解等动态分析方法,探讨资本流动与金融周期的相互联动与解释程度,识别和断定货币政策对两者调控的方向与力度。基于上述分析得到如下主要结论:第一,资本流动与金融周期表现为相互正向联动,且该联动关系在金融危机前夕房地产市场外资准入限制较为宽松的环境下,随着房股等市场持续繁荣而达到波峰,此后受金融去杠杆和利率政策关注资本流动等影响逐渐趋于稳定。第二,紧缩的货币政策通过金融周期和资本流动的顺周期机制导致金融下行和资本流出,且货币政策对两者的调控效应在美联储量化宽松期间受中美利差扩大、人民币兑美元升值预期强烈以及中国经济进入新常态等影响达到峰值。第三,货币政策对资本流动的调控效应受资本管制、交易成本和套利受限等因素影响,而国际投资者又随套利条件从而风险溢价和套利偏好的变化不断调整其跨境投资的资产配置,使得资本流动、金融周期与货币政策的联动或调控效应具有时变特征。

基于上述研究结论得到如下启示:

第一,考虑到跨境资本流入通过房价上涨和信贷扩张的正反馈循环推动金融周期上行,而金融周期上行也将通过提高风险溢价吸引跨境资本流入。最终,宏观杠杆率将在资本流动与金融周期的交互增强过程中不断上涨,并可能引发系统性金融风险的持续累积。当前中国金融体系发展仍不健全,政策当局要协调推进资本账户开放和国内金融市场改革,以避免跨境资本异动导致持续攀升的高杠杆难以为继,加剧宏观经济波动。

第二,考虑到资本流动、金融周期与货币政策间的联动或调控效应受所处宏观经济环境影响并非长期稳定,而可能由于经济金融形势变化和政策制度改革等影响而具有明显的时变特征。样本期间,美联储量化宽松的外溢效应和经济新常态下行压力的顺周期机制增强了货币政策对资本流动和金融周期的调控效应。货币当局要密切关注资本流动与金融周期的运行态势与联动关系,设计灵活的政策调控框架并及时作出动态调整,以避免因政策时滞或形势误判而加剧资本异动与金融失衡。

第三,货币当局在政策调控过程中有必要密切关注资本流动的规模和方向,盯住某个能反映金融周期总体运行态势的综合指标,兼顾外部冲击因素(如外国政策溢出等)和内部基本面因素(如经济周期走势等),将货币政策的调控方向与力度控制在正常范围内。进一步完善宏观审慎调控框架和跨境资本流动监管体系,避免内外部因素的冲击扭曲货币政策的调控效果,实现资本流动与金融周期在内生联动中平稳运行。

参考文献

- 陈创练、姚树洁、郑挺国、欧璟华(2017):《利率市场化、汇率改制与国际资本流动的关系研究》,《经济研究》,第4期。
- 陈创练、郑挺国、姚树洁(2016):《时变参数泰勒规则及央行货币政策取向研究》,《经济研究》,第8期。
- 陈雨露(2015):《重建宏观经济学的“金融支柱”》,《国际金融研究》,第6期。
- 陈雨露、马勇、阮卓阳(2016):《金融周期和金融波动如何影响经济增长与金融稳定?》,《金融研究》,第2期。
- 范小云、袁梦怡、肖立晟(2017):《理解中国的金融周期:理论、测算与分析》,《国际金融研究》,第1期。

- 江春、司登奎、李小林(2018):《基于拓展泰勒规则汇率模型的人民币汇率动态决定:理论分析与经验研究》,《金融研究》,第2期。
- 李成、王彬、黎克俊(2010):《次贷危机前后中美利率联动机制的实证研究》,《国际金融研究》,第9期。
- 李力、王博、刘潇潇、郝大鹏(2016):《短期资本、货币政策和金融稳定》,《金融研究》,第9期。
- 刘莉亚(2008):《境外“热钱”是否推动了股市、房市的上涨?——来自中国市场的证据》,《金融研究》,第10期。
- 马勇、张靖岚、陈雨露(2017):《金融周期与货币政策》,《金融研究》,第3期。
- 魏英辉、陈欣、江日初(2018):《全球金融周期变化对新兴经济体货币政策独立性的影响研究》,《世界经济研究》,第2期。
- 姚余栋、李连发、辛晓岱(2014):《货币政策规则、资本流动与汇率稳定》,《经济研究》,第1期。
- 伊楠、张斌(2016):《度量中国的金融周期》,《国际金融研究》,第6期。
- 张明(2011):《中国面临的短期国际资本流动:不同方法与口径的规模测算》,《世界经济》,第2期。
- 张谊浩、裴平、方先明(2007):《中国的短期国际资本流入及其动机——基于利率、汇率和价格三重套利模型的实证研究》,《国际金融研究》,第9期。
- Bacchetta, P., and van E. Wincoop (2012): “Modeling Exchange Rates with Incomplete Information”, *Handbook of Exchange Rates*, 8, 375–389.
- Bauer, G., G. Pasricha, R. Sekkel and Y. Terajima (2018): “The Global Financial Cycle, Monetary Policies, and Macroprudential Regulations in Small, Open Economies”, *Canadian Public Policy*, 44, 81–99.
- Borio, C. (2014): “The Financial Cycle and Macroeconomics: What Have We Learnt?”, *Journal of Banking & Finance*, 45, 182–198.
- Caballero, R. and A. Krishnamurthy (2006): “Bubbles and Capital Flow Volatility: Causes and Risk Management”, *Journal of Monetary Economics*, 53, 35–53.
- Caldara, D., Fuentes-Albero, C., Gilchrist, S., and Zakrajšek, E. (2016): “The Macroeconomic Impact of Financial and Uncertainty Shocks”, *European Economic Review*, 88, 185–207.
- Calvo, G., A. Izquierdo and E. Talvi (2006): “Sudden Stops and Phoenix Miracles in Emerging Markets”, *American Economic Review*, 96, 405–410.
- Cecchetti, S., M. Mohanty, and F. Zampolli (2011): “The Real Effects of Debt”, BIS Working Paper.
- Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler (2000): “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory”, *Quarterly Journal of Economics*, 115, 147–180.
- Craighead, W., G. Davis, and N. Miller (2010): “Interest Differentials and Extreme Support for Uncovered Interest Rate Parity”, *International Review of Economics & Finance*, 19, 723–732.
- Filipa, S., P. Towbin, and T. Wieladek (2011): “Low Interest Rates and Housing Booms: The Role of Capital Inflows”, Bank of England Working Paper.
- Hafstead, M. and J. Smith (2012): “Financial Shocks, Bank Intermediation, and Monetary Policy in a DSGE Model, Unpublished Manuscript.
- Hoffmann, A. and A. Löffler (2014): “Low Interest Rate Policy and the Use of Reserve Requirements in Emerging Markets”, *Quarterly Review of Economics and Finance*, 54, 307–314.
- Kaminsky, G., C. Reinhart, and C. Vegh (2004): “When It Rains, It Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies”, NBER Macroeconomics Annual.
- Kumhof, M. (2004): “Sterilization of Short-Term Capital Inflows—Through Lower Interest Rates?”, *Journal of International Money and Finance*, 23, 1209–1221.
- Passari, E. and H. Rey (2015): “Financial Flows and the International Monetary System”, *Economic Journal*, 125, 675–698.
- Rey, H. (2015): “Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence”, National Bureau of Economic Research.
- Sula, O. (2010): “Surges and Sudden Stops of Capital Flows to Emerging Markets”, *Open Economies Review*, 21, 589–605.
- Taylor, J. (2001): “The Role of the Exchange Rate in Monetary-Policy Rules”, *American Economic Review*, 91, 263–267.
- Taylor, J. (2009): “The Financial Crisis and the Policy Responses: An Empirical Analysis of What Went Wrong”, National Bureau of Economic Research.
- Tovar Mora, C., M. Garcia-Escribano, and M. Vera Martin (2012): “Credit Growth and the Effectiveness of Reserve Requirements and Other Macroprudential Instruments in Latin America”, IMF Working Paper.
- Unsal, D. (2013): “Capital Flows and Financial Stability: Monetary Policy and Macroprudential Responses”, *International Journal of Central Banking*, 9, 233–285.