

国际资本流动对系统性金融风险的影响研究^{*}

张礼卿 张宇阳 欧阳远芬

内容提要: 系统性风险是评估国际资本流动影响一国金融系统稳定的核心概念。本文选取 53 个样本经济体 2000—2018 年的季度数据,考察净资本流入与系统性金融风险的关系,并从资本流动构成和经济体发展水平角度进行综合分析,在此基础上讨论金融发展程度以及资本管制、汇率制度、宏观审慎政策等如何影响净资本流入与系统性金融风险的关系。面板回归结果表明,净资本流入对银行信贷和住房价格具有显著推升作用,并且因资本流动构成和经济体发展水平而有所差异。拓展研究结果显示,对于金融发展程度较高的经济体,资本流动对系统性风险的推动作用较弱;资本管制、弹性汇率制度和宏观审慎政策等可以抑制资本流动引起的系统性风险,特别是对于新兴市场经济体,相关政策措施效果显著。

关键词: 国际资本流动 系统性金融风险 金融发展 资本管制 汇率制度

作者简介: 张礼卿,中央财经大学金融学院教授、博士,100098;

张宇阳,五矿资本股份有限公司经理、博士,100027;

欧阳远芬,中央财经大学中国公共财政与政策研究院教授、博士,100098。

中图分类号: F831.7 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-8102(2023)01-0099-17

一、引言

随着全球金融一体化程度提高,国际资本流动的规模和波动也不断增加。尽管资本流动可以为一国带来诸多收益,但已有研究也从放大金融周期、促进信贷繁荣、推升资产价格等角度揭示了与资本流动相关的风险。2008 年全球金融危机后,系统性风险成为评估国际资本流动影响一国金融系统稳定的核心概念,已有研究主要通过银行信贷增加、资产价格上涨等指标描述系统性金融风险(Aldasoro 等,2018)。信贷增长通常与金融深化有关,它有利于经济长期增长,但也可能导致繁荣-萧条周期、引发金融危机。资产价格上涨则会推升抵押品价值和借款人净值,通过金融加速器机制放大国内金融周期。研究资本流入影响国内系统性金融风险的文献近年来快速增加,但实证结果相对有限。金融发展可以通过分散风险、减轻信息不对称和委托代理成本等方式提高资本利用效率、降低波动风险。但是对于金融系统还在完善过程中的新兴市场经济体而言,以国际

^{*} 基金项目:国家社会科学基金重点项目“稳慎推进人民币国际化的策略与路径”(21AZD066)。张宇阳邮箱:zhang.yu.yang@163.com。

货币基金组织(IMF)为代表的国际组织建议政策制定者应采用多种政策措施对国际资本流动进行管理。本文拟从以下两个方面对已有研究进行补充:(1)以国内银行信贷、住房价格作为衡量系统性风险的指标,评估净资本流入及其构成对系统性金融风险的影响;(2)分析金融发展程度以及资本管制、汇率制度、宏观审慎政策等如何影响净资本流入与系统性金融风险的关系。

为了验证国际资本流动对国内系统性金融风险的影响,本文选取 53 个样本经济体 2000—2018 年的季度数据,分析净资本流入对银行信贷和资产价格的促进作用。同时进一步将国际资本流动分为外国直接投资(FDI)、证券投资和其他投资,以分析资本流动构成的可能影响。针对全部样本经济体的面板回归结果表明,净资本流入对信贷增长和房价增长具有显著正向作用。对于样本的数据分析则显示,发达经济体面临的资本流入主要推升家庭信贷,资本流动构成影响较小;对于新兴市场经济体,资本流入对银行信贷和资产价格的促进作用更强,并且家庭信贷和企业信贷都会受到资本流动的正向影响。在稳健性检验方面,不管更换被解释变量还是采用 Logit 模型进行回归,结果都与基本回归结果一致。由于净资本流入是总资本流入(外国居民购买的净国内资产)与总资本流出(本国居民购买的净外国资产)的差额,本文也将净资本流入替换成总资本流入和总资本流出,研究两者对国内系统性金融风险的影响。此外,为缓解模型中可能存在的内生性问题,本文还采用工具变量法进行回归分析,上述结果均表明本文实证结果具有稳健性。在模型拓展部分,局部投影法(Local Projection Method)分析结果表明,净资本流入对信贷增长和住房价格产生的动态影响会持续 2~4 年。本文还发现,对于金融发展程度较高的经济体,资本流入对国内系统性风险的正向影响较弱,表明金融发展在抑制与资本流动相关风险方面效果显著。弹性汇率制度、资本管制和宏观审慎政策可以缓解资本流动引起的银行信贷和资产价格顺周期积累,特别是对于金融系统正处于发展过程中的新兴市场经济体,以上政策措施具有显著效果。

二、文献综述

已有文献主要从国际资本流动负面冲击、系统性金融风险测度、资本流动顺周期特点和风险应对等角度,研究其是否会提高系统性金融风险。许多关于国际资本流动负面冲击的研究发现,资本流入增加经常引发汇率升值、通货膨胀和资产价格泡沫,容易导致信贷增长加快(张礼卿, 2004)。由于许多资本流动都是短期的,所以还会涉及资本流动骤停、外逃以及危机等问题。理论机制方面,一些文献通过开放经济下的实际经济周期理论证明,当国际资本流入骤停后,国内产出水平发生崩溃的概率会增大(Arellano 和 Mendoza, 2002)。还有一部分研究通过拓展债务-通缩理论和金融加速器机制建立模型研究资本流动的风险传导(吴立元等, 2021)。在实证研究方面, Reinhart 和 Reinhart(2008)使用 181 个国家 1980—2007 年的数据对大规模净资本流入进行定量识别,研究发现大规模资本流入可能持续相当长的一段时期,并且导致本币升值和国内资产价格泡沫,而资产价格的升高可能进一步推动信贷扩张、加剧银行部门脆弱性。荆中博等(2022)通过构建结构模型和双重 ΔCoVaR 模型发现,跨境资本周期性波动对银行部门具有显著的风险溢出效应,国际资本流入带来的风险承担会显著提高未来银行业系统性风险实现水平。另一些实证分析证明,资本流入激增会引起突然中断的发生,特别是对于非 FDI 的资本流动(韩剑等, 2015)。

2008 年全球金融危机后,已有文献从两个方面对系统性金融风险进行测度。一类研究以低频宏观数据和财务数据为基础建立量化指标。对于与银行部门相关的系统性风险,在国家层面,信贷增长、信贷比 GDP 缺口(信贷与 GDP 比例偏离长期趋势的程度)等指标被用于监测脆弱性;在单个企业

或银行层面,已有文献使用杠杆率等指标(苟琴等,2022),同时还会参考 KMV、Z 分数等信用风险模型(Altunbas 等,2018)。针对与资产价格相关的系统性风险,考虑到住房作为信贷抵押品的作用,已有文献特别强调住房价格在金融周期放大中的作用,住房价格增长率被频繁地用作金融脆弱指标(Aldasoro 等,2018)。另一类研究利用高频资本市场数据测算尾部风险,并将其对整体金融系统风险的贡献程度作为系统性金融风险指标,如边际期望损失(Marginal Expected Shortfall, MES)、条件风险价值(Conditional Value at Risk, CoVaR)等(Acharya 等,2017; Adrian 和 Brunnermeier, 2016)。

关于国际资本流动顺周期特点的研究,主要聚焦于资本流动是加强经济金融周期波动还是使经济金融周期稳定。从理论角度来看,国际资本流动有可能是顺周期、逆周期甚至是无周期的,但实践中资本流动呈现出越来越强的顺周期特点(Kaminsky 等,2004)。中心国家货币政策、风险偏好以及不确定性的改变等共同因素会在很大程度上影响全球风险资产,从而引起资产价格、国际资本流动和杠杆率等产生大幅同向变动,形成全球金融周期,导致繁荣时期过多资本流入,困难时期国际资本过度收缩(Rey, 2015)。梁锬和杜思雨(2020)利用 59 个经济体 1990—2017 年数据进行的实证分析发现,全球金融周期是导致国际资本流动骤停的重要因素,并且对不同经济体、不同类别资本骤停的影响存在差异性。

在应对资本流动所造成的系统性金融风险方面,已有研究通常认为,金融发展本身有助于吸收资本流动引起的外部冲击。杨继梅等(2020)基于 58 个经济体 1999—2016 年的数据建立动态面板模型,发现金融发展水平的提高有助于抑制国际资本流动失衡及波动性风险。在应对政策方面,目前研究可整理归纳为四类。第一类是宏观经济政策。由于货币政策会增加国内外利率差而带来负面效应,所以财政政策通常被认为是应对资本流动的有效工具(Cardarelli 等,2007)。第二类是汇率政策和外汇市场干预。一些与全球金融周期相关的文献认为,当面临大规模资本流动时,弹性汇率制度作用有限(张礼卿、钟茜,2020)。但也有实证结果显示,相比于固定汇率制度,更具弹性的汇率制度可缓解全球金融周期对一国的冲击(谭小芬、虞梦微,2021)。第三类是宏观审慎政策。陈中飞等(2022)利用 38 个经济体 1990—2018 年的季度数据进行实证分析,probit 模型结果表明,宏观审慎政策能够有效降低国际资本异常流动发生的概率,特别是在减少资本流入激增和资本外逃的发生方面。最后一类是资本管制,当大量国际资本流入引起显著的信贷激增和资产价格泡沫时,资本管制可以作为宏观审慎政策的补充(Ostry 等,2010)。

本文对已有文献的补充主要包括两方面。首先,采用更加综合的方式分析资本流动对系统性风险的推升作用。本文不仅同时选取银行信贷和住房价格作为系统性风险指标,还分别对家庭部门和非金融企业信贷进行详细分析。对于资本流动,本文按 FDI、证券投资和其他投资进行分类以检测资本流动构成的影响。此外,本文还根据经济体发展水平建立子样本,考察发达经济体和新兴市场经济体间的异质性。其次,进一步探讨金融发展以及资本管制、弹性汇率制度和宏观审慎政策的影响。本文通过在回归方程中引入交叉项的方式证明,金融发展可以缓解资本流入导致的顺周期积累。实证结果还表明,对于金融发展程度较低的新兴市场经济体,资本管制、弹性汇率制度和宏观审慎政策可以抑制资本流动引起的系统性风险。

三、实证设计与数据来源

(一)实证设计

本文被解释变量主要关注国家层面系统性风险,已有文献在选取相关指标时,通常所基于的

观点是金融危机源于具有破坏性的金融周期。大规模金融繁荣可能导致未来困境甚至危机,而高风险偏好、资产价格飙升以及信贷激增则可以相对充分地描述金融繁荣。具体包括四个方面:一是与银行部门相关的系统性风险指标,主要包括信贷增速、信贷比 GDP 缺口、银行系统流动性等;二是与借款人相关的系统性风险指标,旨在测度私人非金融部门债务水平,如国际清算银行(BIS)近年来定期公布的各经济体偿债比率,即借款人还本付息支出占收入比重;三是与资产价格相关的系统性风险指标,包括住房价格及金融资产价格;四是与国际收支相关的系统性风险指标,如国内资产负债表外币敞口、外债结构等。

本文主要采用信贷增长和住房价格衡量金融周期带来的系统性金融风险,并在稳健性检验中定义信贷繁荣虚拟变量,基本回归方程如下:

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta NCF_{i,t-1} + \gamma X_{i,t-1} + v_i + \eta_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,下标 i 和 t 分别表示经济体和时期, $Y_{i,t}$ 代表被解释变量。 $NCF_{i,t-1}$ 为净资本流入占 GDP 比重, $X_{i,t-1}$ 代表一组控制变量;为了缓解内生性问题,解释变量和控制变量均为一期滞后。 v_i 和 η_t 分别表示个体固定效应和时间固定效应, $\epsilon_{i,t}$ 为误差项。本文选用的估计方法为最小二乘虚拟变量方法,回归结果中报告的 R^2 为整体 R^2 。被解释变量为信贷总额占 GDP 比重的增速,考虑到净资本流入对不同部门信贷的影响可能不完全一致,本文还分别检验净资本流入对家庭部门和非金融企业部门信贷的作用。在此基础上,我们也选取住房价格同比增长作为被解释变量,从资产价格的角度确认国际资本流动对系统性金融风险的影响。控制变量包括真实 GDP 增长率、人均 GDP、政策利率、通胀率、名义汇率变动和进出口总额占 GDP 比重。

国际资本流动的构成和一国的自身因素都可能会影响国内顺周期的积累,本文的实证研究也将考虑这些因素。根据 IMF 分类,我们将国际资本流动分为 FDI、证券投资和其他投资,以分析净资本流入的构成是否对系统性金融风险产生影响。其他投资主要包括外国直接向国内银行部门和企业部门提供的贷款。相比于 FDI 和证券投资,其他投资对国内信贷增长的正向影响最显著(Blanchard 等,2016),并且当其他投资推动资本流入时,信贷繁荣更可能以金融危机告终。证券投资是典型的短期国际资本流动,具有明显的顺周期和超调特点(管涛、殷高峰,2022)。针对股票市场的资本流入可能对资产价格产生上行压力,从而加速泡沫破裂、增大银行危机发生的可能性。关于 FDI 对顺周期积累的影响,Caballero(2012)的实证结果显示 FDI 资本流入对银行危机的影响为正,并且认为这可能是金融部门实践的结果:一些金融行业的 FDI 本质并不是直接投资,而是为了掩盖集团内部债务的增加,因此这类 FDI 在风险方面更类似于债务(Ostry 等,2010)。

对于不同发展水平的经济体,国际资本流动对系统性金融风险的影响也不相同,本文将在实证研究中分别对发达经济体和新兴市场经济体进行分析。当一国的金融发展和制度质量超过既定门槛水平时,才能充分利用资本流动带来的收益并降低其风险(Prasad 等,2003)。因此我们预计,与新兴市场经济体相比,发达经济体面临跨国资本流动时顺周期的积累也会相对缓慢。

(二)变量与数据

本文选取 53 个样本经济体作为研究对象,根据 IMF 公布的 2018 年世界经济展望划分标准,样本包括 27 个发达经济体和 26 个新兴市场(发展中)经济体。其中发达经济体包括澳大利亚、奥地利、比利时、加拿大、捷克、丹麦、芬兰、法国、德国、希腊、中国香港、爱尔兰、以色列、意大利、日本、韩国、卢森堡、荷兰、新西兰、挪威、葡萄牙、新加坡、西班牙、瑞典、瑞士、英国、美国,新兴市场经济体包括阿根廷、巴西、保加利亚、智利、中国、哥伦比亚、哥斯达黎加、克罗地亚、埃及、匈牙利、印

度、印度尼西亚、马来西亚、墨西哥、摩洛哥、北马其顿、秘鲁、菲律宾、波兰、罗马尼亚、俄罗斯、沙特阿拉伯、塞尔维亚、南非、泰国、土耳其。数据主要来源于 BIS 统计数据、IMF 公布的国际金融统计 (IFS) 和国际收支统计 (BOPS)、世界银行公布的世界发展指标 (WDI) 以及 CEIC 数据库。在拓展研究中,本文还使用 Sahay 等 (2015)、Fernández 等 (2015)、Reinhart 和 Rogoff (2004) 以及 Alam 等 (2019) 建立的数据库。考虑到拓展研究数据更新具有一定滞后性,且 2020 年疫情可能产生扰动影响,本文面板数据涵盖的时间为 2000 年第 1 季度至 2018 年第 4 季度。被解释变量中的信贷数据和房价数据主要来源于 BIS 数据库和 CEIC 数据库。总信贷为样本经济体私人非金融部门的信贷总额,总信贷还被分为家庭部门信贷和非金融企业部门信贷。名义 GDP 和折算汇率均来源于 IFS 数据库,根据信贷占 GDP 比重可求出其同比增长率。房价增长则由住房价格直接计算同比增速得出。在基本回归中,被解释变量包括信贷总额/GDP 增长、家庭信贷/GDP 增长、企业信贷/GDP 增长和房价增长。在稳健性检验中,本文还将信贷同比增长以及虚拟变量信贷繁荣作为被解释变量进行分析。解释变量为净资本流入占 GDP 比重,净资本流入来源于 BOPS 数据库,净资本流出则用负值表示。国际资本流动的构成主要包括 FDI、证券投资和其他投资,相关数据同样来源于 BOPS 数据库。

本文选择的控制变量主要包括三类。第一类变量主要解释经济增长趋势和发展阶段对信贷和房价增速的影响,包括真实 GDP 增长率和取自然对数后的人均 GDP。根据 Dell’Ariccia 等 (2012) 的研究结论,高经济增速国家和中等收入国家更容易经历信贷快速增长。第二类控制变量包括政策利率、通货膨胀率和名义汇率同比变动,主要用于分离价格水平和价格变动对系统性金融风险的影响。第三类控制变量为进出口总额占 GDP 比重,主要解释经常账户开放程度的效应。真实 GDP 增长率、政策利率和通货膨胀率主要来源于 BIS 和 CEIC 数据库,名义汇率数据来源于 IFS 数据库,人均 GDP 水平来源于 WDI 数据库,进出口规模来源于 BOPS 数据库。

在拓展研究中,测度金融发展程度的指标来自 Sahay 等 (2015) 建立的金融发展指数,该指数取值范围为 0~1,数值越高表明金融发展程度越高,相关数据更新至 2017 年第四季度。资本管制指数来源于 Fernández 等 (2015),该数据库以 IMF 公布的汇兑安排与汇兑限制年报 (The Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions, AREAER) 为基础,对 10 类资产的跨国交易管制进行了详细描述,能够更加充分地反映样本经济体的资本管制情况。描述汇率制度的指数来自 Reinhart 和 Rogoff (2004) 的分类,Ilzetzki 等 (2017) 对该数据库进行了更新。根据细分类,样本经济体汇率制度指数的取值范围为 1~14,指数值越高意味着汇率制度灵活性越强,反之则更加接近固定汇率制度。本文在实证分析中对该指数进行标准化处理,使其变动区间为 0~1。宏观审慎指数来自 Alam 等 (2019) 建立的数据库,该指数涵盖 17 类宏观审慎工具。宏观审慎指数为累计值,样本期内每收紧一次宏观审慎工具则该指数加 1,放松宏观审慎工具一次则指数减 1,指数越大表明样本期内收紧宏观审慎政策的次数越多。表 1 列示了实证研究中全部变量的统计特征。

表 1
 变量统计特征

变量	观测值	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
信贷总额/GDP 增长	3855	2.420	1.587	8.368	-44.982	96.757
家庭信贷/GDP 增长	3581	5.257	2.332	24.942	-50.000	1026.089
企业信贷/GDP 增长	3621	1.733	1.113	9.546	-44.070	126.159
房价增长	3244	5.296	4.648	8.141	-26.830	65.184

续表 1

变量	观测值	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
净资本流入/GDP	3790	0. 928	1. 347	8. 246	- 38. 351	88. 460
FDI 净流入/GDP	3790	0. 815	1. 102	24. 722	- 634. 640	644. 715
证券投资净流入/GDP	3790	2. 912	0. 074	45. 005	- 360. 453	1210. 964
其他投资净流入/GDP	3790	- 2. 788	0. 042	48. 586	- 1286. 074	289. 390
真实 GDP 增长率	3917	3. 333	3. 100	3. 646	- 14. 376	29. 172
人均 GDP(对数)	4028	9. 719	9. 900	1. 094	6. 717	11. 626
政策利率	3970	4. 603	3. 250	7. 788	- 0. 750	300. 040
通胀率	4010	3. 815	2. 461	6. 487	- 6. 127	132. 599
名义汇率变动	4014	1. 847	0. 000	14. 063	- 30. 969	258. 472
进出口总额/GDP	3799	92. 815	69. 362	74. 393	18. 636	468. 115
金融发展指数	3816	0. 565	0. 569	0. 208	0. 123	1. 000
资本管制指数	3528	0. 309	0. 150	0. 313	0. 000	1. 000
汇率制度指数	3551	0. 511	0. 571	0. 326	0. 071	1. 000
宏观审慎指数	3952	4. 260	1. 000	8. 469	- 9. 000	70. 000

四、实证分析

(一)基本回归结果

表 2 显示了全部样本经济体的基本回归结果,第一列和第二列回归的被解释变量为信贷总额/GDP 增长,第三、四列和第五、六列回归的被解释变量分别为家庭信贷/GDP 增长和企业信贷/GDP 增长。从第一列回归结果可以看出,解释变量的系数为 0. 19,符号符合预期并且在 1% 的水平下显著,表明样本经济体净资本流入占 GDP 比重每升高 1 个百分点,信贷总额/GDP 增速平均增加 0. 19%。类似地,第三列和第五列的实证结果表明,净资本流入对家庭部门和企业部门的信贷均具有显著的正向影响。从系数值来看,净资本流入对家庭部门信贷的推升作用强于企业部门:样本经济体净资本流入/GDP 每升高 1%,家庭信贷/GDP 增速平均增加 0. 31%,而企业信贷/GDP 增速则增加 0. 15%。关于国际资本流动构成可能产生的影响,第二列回归结果显示,FDI、证券投资和其他投资均在 1% 的水平下显著地促进信贷顺周期积累,并且证券投资和其他投资变量的系数略高于 FDI,反映其较强的影响效果。资本流动构成对家庭信贷和企业信贷的回归结果分别列示于第四列和第六列,结果表明国际资本流动的各组成项对家庭信贷的正向影响相对平均,而企业信贷更容易受到非 FDI 资本流动的影响。

表 2 全部样本经济体回归结果

变量	信贷总额/GDP 增长 _{<i>i,t</i>}		家庭信贷/GDP 增长 _{<i>i,t</i>}		企业信贷/GDP 增长 _{<i>i,t</i>}	
净资本流入/GDP _{<i>i,t-1</i>}	0. 185 *** (0. 022)	—	0. 313 *** (0. 073)	—	0. 151 *** (0. 028)	—
FDI 净流入/GDP _{<i>i,t-1</i>}	—	0. 068 *** (0. 024)	—	0. 173 *** (0. 046)	—	0. 036 (0. 029)

续表 2

变量	信贷总额/ <i>GDP</i> 增长 _{<i>i,t</i>}		家庭信贷/ <i>GDP</i> 增长 _{<i>i,t</i>}		企业信贷/ <i>GDP</i> 增长 _{<i>i,t</i>}	
证券投资净流入/ <i>GDP</i> _{<i>i,t-1</i>}	—	0.081 *** (0.023)	—	0.170 *** (0.043)	—	0.052 * (0.028)
其他投资净流入/ <i>GDP</i> _{<i>i,t-1</i>}	—	0.078 *** (0.022)	—	0.170 *** (0.043)	—	0.051 * (0.027)
真实 <i>GDP</i> 增长率 _{<i>i,t-1</i>}	0.114 (0.072)	0.128 * (0.073)	1.080 *** (0.330)	1.096 *** (0.335)	0.002 (0.098)	0.016 (0.097)
人均 <i>GDP</i> (对数) _{<i>i,t-1</i>}	9.630 *** (1.494)	9.590 *** (1.508)	-57.543 *** (16.701)	-57.430 *** (16.715)	14.314 *** (1.827)	14.444 *** (1.836)
政策利率 _{<i>i,t-1</i>}	0.068 ** (0.033)	0.056 (0.035)	-0.543 (0.384)	-0.562 (0.388)	0.106 *** (0.037)	0.094 ** (0.037)
通胀率 _{<i>i,t-1</i>}	-0.130 * (0.076)	-0.089 (0.079)	0.891 * (0.477)	0.946 * (0.483)	-0.267 *** (0.079)	-0.229 *** (0.082)
名义汇率变动 _{<i>i,t-1</i>}	0.022 (0.016)	0.016 (0.016)	-0.285 *** (0.038)	-0.292 *** (0.038)	0.125 *** (0.019)	0.120 *** (0.020)
进出口总额/ <i>GDP</i> _{<i>i,t-1</i>}	-0.039 *** (0.009)	-0.042 *** (0.009)	-0.085 *** (0.033)	-0.089 *** (0.033)	-0.026 ** (0.012)	-0.029 ** (0.012)
常数项	-92.529 *** (13.782)	-92.463 *** (13.909)	529.245 *** (149.837)	527.934 *** (149.930)	-137.727 *** (16.916)	-139.034 *** (16.978)
观测值	3539	3539	3347	3347	3387	3387
R ²	0.283	0.266	0.282	0.279	0.259	0.250

注:括号内数值为标准误,*、**和***分别表示估计系数在10%、5%和1%的水平下显著,所有回归都包括国家固定效应和时间固定效应,解释变量和控制变量均为滞后一期。下同。

考虑到国际资本流动对系统性金融风险的影响可能会因经济发展水平而不同,本文将样本分为发达经济体和新兴市场经济体两个子样本分别进行回归分析,表3和表4为实证分析结果,根据两表中第一列数据,两个子样本的净资本流入都会对总信贷产生显著正向影响,并且新兴市场经济体的系数值和显著性水平均表明更强的顺周期积累。第二列资本流动构成的回归结果进一步证实了经济发展水平的影响,新兴市场经济体的各类资本流动均会对信贷总额增长产生显著促进作用,而发达经济体的资本流动组成项与总信贷间不存在显著的统计关系,甚至表现出一定的逆周期性。就发达经济体而言,净资本流入对系统性金融风险的贡献主要集中于家庭部门信贷增加,并且资本流动构成影响较小。对于新兴市场经济体,资本流动对国内顺周期积累的促进作用更加明显。表4第一列的回归结果表明,净资本流入/*GDP* 每升高1%,新兴市场经济体信贷总额/*GDP* 增速平均增加0.38%,大于发达经济体的0.03%。第三列至第六列的结果证实净资本流入对家庭部门和企业部门的信贷增长均有显著推升作用。对家庭部门信贷具有显著促进作用的是其他投资,FDI和证券投资的系数统计不显著,原因可能在于,新兴市场经济体金融发展程度较低、银行系统无法将FDI和证券投资充分利用并转化为家庭信贷,家庭部门主要通过银行获取贷款。企业信贷作为被解释变量时,资本流动组成项的系数均为显著正值,并且FDI的系数大于其他投

资和证券投资。尽管一些研究认为 FDI 由于波动性较低、风险较小而优于证券投资和其他投资，但本文的实证结果表明新兴市场经济体接受的 FDI 也会对企业信贷产生较强的正向影响。这一方面反映了 FDI 流入可能和信贷繁荣同时发生,增大危机概率,另一方面也可能是金融部门 FDI 流入引起的国内银行债务增加。

表 3 发达经济体回归结果

变量	信贷总额/GDP 增长 _{<i>i,t</i>}		家庭信贷/GDP 增长 _{<i>i,t</i>}		企业信贷/GDP 增长 _{<i>i,t</i>}	
净资本流入/GDP _{<i>i,t-1</i>}	0.032 * (0.018)	—	0.083 *** (0.015)	—	0.016 (0.023)	—
FDI 净流入/GDP _{<i>i,t-1</i>}	—	-0.032 (0.023)	—	0.027 *** (0.010)	—	-0.052 * (0.028)
证券投资净流入/GDP _{<i>i,t-1</i>}	—	-0.014 (0.023)	—	0.033 *** (0.009)	—	-0.032 (0.028)
其他投资净流入/GDP _{<i>i,t-1</i>}	—	-0.017 (0.022)	—	0.030 *** (0.009)	—	-0.034 (0.027)
真实 GDP 增长率 _{<i>i,t-1</i>}	-0.271 ** (0.116)	-0.279 ** (0.109)	-0.267 *** (0.094)	-0.278 *** (0.097)	-0.268 (0.170)	-0.271 * (0.161)
人均 GDP(对数) _{<i>i,t-1</i>}	19.783 *** (2.419)	20.009 *** (2.421)	14.041 *** (2.668)	14.028 *** (2.700)	19.407 *** (2.969)	19.748 *** (2.955)
政策利率 _{<i>i,t-1</i>}	0.175 (0.129)	0.186 (0.130)	-0.558 *** (0.133)	-0.562 *** (0.134)	0.620 *** (0.158)	0.636 *** (0.159)
通胀率 _{<i>i,t-1</i>}	0.493 *** (0.123)	0.529 *** (0.122)	0.895 *** (0.137)	0.947 *** (0.137)	0.298 ** (0.150)	0.331 ** (0.148)
名义汇率变动 _{<i>i,t-1</i>}	0.075 *** (0.016)	0.071 *** (0.016)	-0.054 *** (0.017)	-0.059 *** (0.017)	0.147 *** (0.021)	0.144 *** (0.021)
进出口总额/GDP _{<i>i,t-1</i>}	-0.020 ** (0.010)	-0.021 ** (0.010)	-0.046 *** (0.007)	-0.048 *** (0.007)	-0.009 (0.013)	-0.010 (0.013)
常数项	-210.948 *** (25.806)	-213.217 *** (25.801)	-143.312 *** (28.352)	-142.948 *** (28.683)	-210.660 *** (31.786)	-214.141 *** (31.604)
观测值	1958	1958	1953	1953	1953	1953
R ²	0.329	0.338	0.475	0.469	0.285	0.296

表 4 新兴市场经济体回归结果

变量	信贷总额/GDP 增长 _{<i>i,t</i>}		家庭信贷/GDP 增长 _{<i>i,t</i>}		企业信贷/GDP 增长 _{<i>i,t</i>}	
净资本流入/GDP _{<i>i,t-1</i>}	0.380 *** (0.043)	—	0.579 *** (0.167)	—	0.382 *** (0.0615)	—
FDI 净流入/GDP _{<i>i,t-1</i>}	—	0.597 *** (0.150)	—	0.589 (0.442)	—	0.684 *** (0.192)

续表 4

变量	信贷总额/ <i>GDP</i> 增长 _{<i>i,t</i>}		家庭信贷/ <i>GDP</i> 增长 _{<i>i,t</i>}		企业信贷/ <i>GDP</i> 增长 _{<i>i,t</i>}	
证券投资净流入/ <i>GDP</i> _{<i>i,t-1</i>}	—	0.169 *** (0.055)	—	0.128 (0.161)	—	0.145 ** (0.061)
其他投资净流入/ <i>GDP</i> _{<i>i,t-1</i>}	—	0.404 *** (0.054)	—	0.794 *** (0.222)	—	0.386 *** (0.065)
真实 <i>GDP</i> 增长率 _{<i>i,t-1</i>}	0.213 ** (0.091)	0.192 ** (0.092)	2.069 *** (0.545)	2.087 *** (0.548)	0.109 (0.108)	0.090 (0.110)
人均 <i>GDP</i> (对数) _{<i>i,t-1</i>}	1.686 (2.691)	0.692 (2.706)	-109.836 *** (35.376)	-112.185 *** (35.796)	-0.467 (3.665)	-1.631 (3.661)
政策利率 _{<i>i,t-1</i>}	0.122 *** (0.039)	0.116 *** (0.040)	-1.145 (0.793)	-1.177 (0.797)	0.134 *** (0.046)	0.134 *** (0.047)
通胀率 _{<i>i,t-1</i>}	-0.291 *** (0.085)	-0.286 *** (0.086)	0.880 (0.624)	0.912 (0.629)	-0.394 *** (0.092)	-0.388 *** (0.093)
名义汇率变动 _{<i>i,t-1</i>}	0.042 * (0.022)	0.042 * (0.022)	-0.257 *** (0.081)	-0.257 *** (0.081)	0.144 *** (0.027)	0.143 *** (0.027)
进出口总额/ <i>GDP</i> _{<i>i,t-1</i>}	-0.117 *** (0.019)	-0.118 *** (0.019)	-0.453 *** (0.137)	-0.445 *** (0.137)	-0.101 *** (0.029)	-0.108 *** (0.027)
常数项	-20.515 (24.468)	-11.427 (24.603)	1022.783 *** (321.054)	1043.935 *** (324.958)	-5.485 (33.588)	4.732 (33.544)
观测值	1581	1581	1394	1394	1434	1434
R ²	0.362	0.375	0.379	0.383	0.337	0.350

除银行信贷之外,资产价格也是国际资本流动增大系统性金融风险的重要渠道。住房作为重要的信贷抵押物,在金融周期中的作用大于股票、债券等其他资产。考虑到这一因素,本文将住房价格增长作为被解释变量验证资本流入与系统性金融风险的关系。表 5 列示了净资本流入对房价增长的回归结果,第一列和第二列的结果显示,对于全部样本经济体,资本流动及其组成项对房价增长具有显著正向影响。对比第三列和第五列回归结果可知,净资本流入对房价的推升作用同时存在于发达经济体和新兴市场经济体,并且新兴市场经济体的房价增速更容易受到资本流入的推动:净资本流入/*GDP* 每增加 1%,发达经济体房价增速平均增加 0.04%,而新兴市场经济体平均增加 0.14%。从资本流动构成来看,各类资本流入对房价的影响相对平均,但新兴市场经济体接受的证券投资对房价的正向影响不显著。

表 5 房价作为被解释变量的回归结果

变量	被解释变量:房价增长 _{<i>i,t</i>}					
	全部样本经济体		发达经济体		新兴市场经济体	
净资本流入/ <i>GDP</i> _{<i>i,t-1</i>}	0.077 *** (0.017)	—	0.042 ** (0.019)	—	0.142 *** (0.034)	—
<i>FDI</i> 净流入/ <i>GDP</i> _{<i>i,t-1</i>}	—	0.049 *** (0.014)	—	0.029 ** (0.013)	—	0.167 ** (0.078)

续表 5

变量	被解释变量:房价增长 $_{i,t}$					
	全部样本经济体		发达经济体		新兴市场经济体	
证券投资净流入/ $GDP_{i,t-1}$	—	0.049 ^{***} (0.013)	—	0.030 ^{**} (0.013)	—	0.068 (0.053)
其他投资净流入/ $GDP_{i,t-1}$	—	0.052 ^{***} (0.013)	—	0.032 ^{**} (0.013)	—	0.160 ^{***} (0.046)
真实 GDP 增长率 $_{i,t-1}$	1.195 ^{***} (0.083)	1.198 ^{***} (0.084)	0.999 ^{***} (0.114)	1.001 ^{***} (0.115)	1.259 ^{***} (0.104)	1.257 ^{***} (0.105)
人均 GDP(对数) $_{i,t-1}$	14.500 ^{***} (1.517)	14.436 ^{***} (1.518)	21.682 ^{***} (2.367)	21.530 ^{***} (2.355)	16.157 ^{***} (2.967)	15.834 ^{***} (2.971)
政策利率 $_{i,t-1}$	-0.167 (0.110)	-0.173 (0.110)	-0.847 ^{***} (0.190)	-0.850 ^{***} (0.190)	0.140 (0.125)	0.149 (0.126)
通胀率 $_{i,t-1}$	0.687 ^{***} (0.094)	0.712 ^{***} (0.095)	1.076 ^{***} (0.138)	1.097 ^{***} (0.137)	0.219 [*] (0.121)	0.213 [*] (0.123)
名义汇率变动 $_{i,t-1}$	-0.102 ^{***} (0.018)	-0.104 ^{***} (0.018)	-0.066 ^{***} (0.025)	-0.067 ^{***} (0.025)	-0.112 ^{***} (0.025)	-0.114 ^{***} (0.025)
进出口总额/ $GDP_{i,t-1}$	0.052 ^{***} (0.009)	0.051 ^{***} (0.009)	0.041 ^{***} (0.009)	0.041 ^{***} (0.009)	0.041 ^{**} (0.019)	0.043 ^{**} (0.019)
常数项	-154.582 ^{***} (16.475)	-153.885 ^{***} (16.501)	-227.197 ^{***} (25.402)	-225.588 ^{***} (25.278)	-137.808 ^{***} (26.862)	-135.340 ^{***} (26.889)
观测值	3069	3069	1865	1865	1204	1204
R ²	0.439	0.438	0.495	0.496	0.424	0.425

总体而言,基本回归结果表明,净资本流入对样本经济体的总信贷增长具有显著正向作用。在发达经济体,资本流动主要影响家庭信贷,并且资本流动构成的影响较小。在新兴市场经济体,净资本流入对信贷总额的推动作用更强,并且效果同时体现于家庭信贷和企业信贷。资本流动构成也会影响新兴市场经济体顺周期积累,家庭信贷主要受其他投资影响;企业信贷则同时受到资本流入各组成项的显著作用,其中 FDI 影响最强。当房价增长作为被解释变量时,回归结果也确认了国际资本流动对系统性金融风险的推升作用。

(二)稳健性检验

作为对基本回归结果的补充,本文稳健性检验包括四部分。首先,信贷增长被认为是预测系统性金融风险的有效指标(Schularick 和 Taylor,2012),因此本文将样本经济体信贷总额和各部门信贷的同比增速作为被解释变量进行实证分析。其次,定义信贷繁荣作为被解释变量,使用控制个体固定效应和时间固定效应的 Logit 模型估计净资本流入效应。信贷繁荣指信贷快速扩张的时期,虽然信贷增加可以支持金融深化和经济增长,但是当信贷规模过多地偏离经济增长长期趋势时,也会导致金融脆弱,因此信贷繁荣被认为是系统性风险的重要来源。本文参考 Mendoza 和 Terrones(2008)的方法定义信贷繁荣,即通过 Hodrick-Prescott(HP)滤波的方法分离信贷对 GDP 比率的长期趋势,考虑到本文使用的是季度数据,HP 滤波平滑参数设为 $\lambda = 1600$ 。当信贷对 GDP 比率的缺口为正时,则认为样本经济体处于信贷繁荣时期。根据信贷繁荣定义,本文分别建立信贷总额繁荣、家庭信贷繁荣、企业信贷繁荣三个虚拟变量:当信贷总额/GDP 缺口或部门信贷/GDP 缺口为正时,虚拟变量取值为 1,否则取值为 0。再次,检验总资本流动对系统性金融风险的影响,并

将实证模型中的净资本流入替换为总资本流入和总资本流出。最后,为了进一步应对模型中可能存在的内生性问题,本文选择各区域净资本流入占 GDP 比重作为工具变量进行两阶段最小二乘法回归分析。^①

表 6 为工具变量回归结果,本文根据样本经济体发达程度和所处地理位置将其分为 7 个区域,^②用区域内净资本流入和除以 GDP 之和作为工具变量进行回归。可以发现净资本流入系数仍显著为正,如果改变工具变量计算方法(比如使用区域内各国净资本流入/GDP 的平均值),或将因变量换成房价增长,结果依然稳健。

表 6 全部样本经济体工具变量回归结果

变量	信贷总额/GDP 增长 _{<i>i,t</i>}		家庭信贷/GDP 增长 _{<i>i,t</i>}		企业信贷/GDP 增长 _{<i>i,t</i>}	
净资本流入/GDP _{<i>i,t-1</i>}	0.569*** (0.0833)	—	0.549*** (0.208)	—	0.502*** (0.108)	—
FDI 净流入/GDP _{<i>i,t-1</i>}	—	0.659*** (0.102)	—	0.626** (0.257)	—	0.566*** (0.140)
证券投资净流入/GDP _{<i>i,t-1</i>}	—	0.479*** (0.0999)	—	0.518** (0.204)	—	0.456*** (0.119)
其他投资净流入/GDP _{<i>i,t-1</i>}	—	0.517*** (0.0829)	—	0.497*** (0.166)	—	0.459*** (0.101)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	3539	3539	3348	3348	3388	3388
F 检验	7.950	4.687	5.863	5.046	7.498	5.037
经济体数	53	53	52	52	53	53
识别不足检验	126.1	11.49	100.5	11.88	101.9	11.81
弱工具变量检验	134.0	3.751	108.5	3.876	110.4	3.854

注:识别不足检验报告 Kleibergen-Paap rk LM 统计值,弱工具变量检验报告 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计值。

(三)模型拓展

本文实证研究的拓展部分主要分为两部分:一是采用局部投影法分析净资本流入对信贷增长和住房价格的动态影响;二是分别考察金融发展程度以及资本管制、汇率制度、宏观审慎政策等如何影响国际资本流动与系统性金融风险的关系。

1. 净资本流入对信贷增长和住房价格的动态影响

为了分析国际资本流动对系统性风险的持续影响,本文采用 Jordà (2005) 提出的局部投影法估计信贷增长和住房价格对净资本流入的脉冲响应,模型如下:

$$Y_{i,t+h} - Y_{i,t} = \beta_h NCF_{i,t-1} + \sum_{p=1}^n \gamma_h Z_{i,t-p} + v_{i,h} + \eta_{t,h} + \epsilon_{i,t+h} \tag{2}$$

其中, $Y_{i,t}$ 代表信贷(或住房价格), $NCF_{i,t-1}$ 为净资本流入占 GDP 比重,其估计系数 β_h 反映的

① 由于篇幅所限,部分稳健性检验结果未在正文部分列示,感兴趣的读者可向作者索取。
 ② 7 个区域分别为:欧洲发达经济体、欧洲新兴市场经济体、亚洲发达经济体、亚洲新兴市场经济体、拉美地区发达经济体、拉美地区新兴市场经济体、中东及其他地区经济体。

是信贷(或住房价格)在 h 期(季)后对 $t-1$ 期发生的净资本流入冲击的响应。 Z_{it} 包括信贷增长(或住房价格增长)、净资本流入占 GDP 比重、方程(1)中用到的所有控制变量和以上变量的滞后项(最大滞后项 $n=24$)。

图 1 显示了不同类型的信贷和住房价格对净资本流入的动态响应。左上方结果表示净资本流入对信贷增长产生的影响会持续 4 年左右, 2.5 年后影响达到最大。其中, 资本流动对家庭信贷产生的正向影响为 4.5 年, 对企业信贷的正向影响持续 3.5 年以上。右下方结果表明, 就住房价格而言, 净资本流入影响较小, 持续时间也较短, 平均不到 2 年。

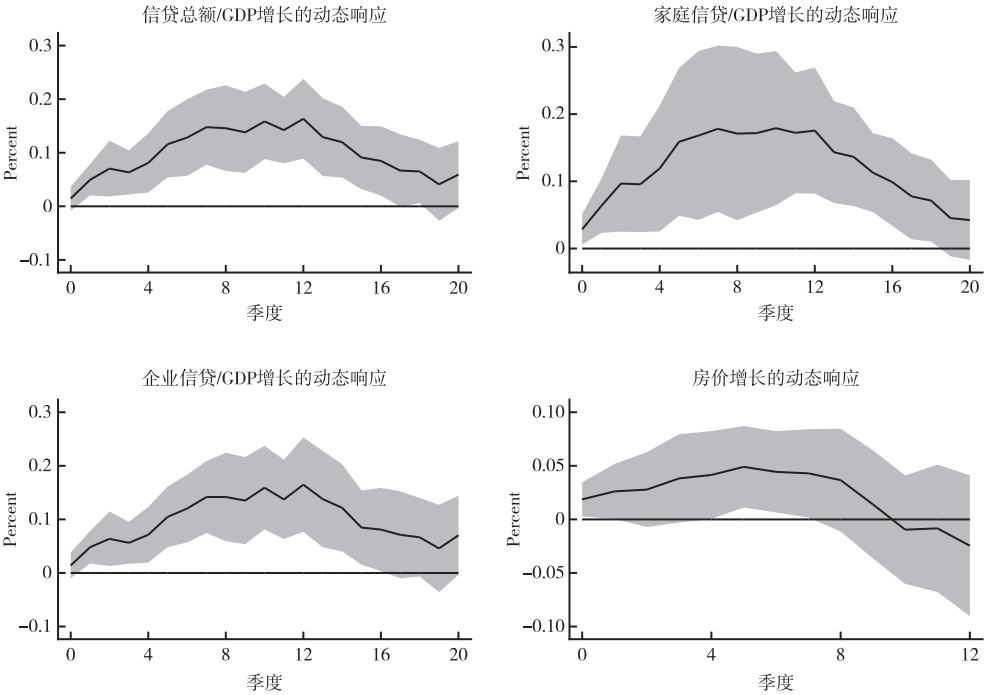


图 1 国际资本流动对系统性风险的动态影响

2. 金融发展程度和资本管制、汇率制度、宏观审慎政策等的影响

金融系统既是一国运作跨境资本流动的中介,也是接受资产抵押、提供信贷的主要部门。金融系统的发展可以从提高金融服务效率、加强风险管理、优化资本配置等多个方面降低金融风险。本文预期金融发展程度较高的经济体,资本流动对国内系统性金融风险的贡献较低。考虑到现代金融系统涵盖多重维度,本文选取 Sahay 等(2015)建立的金融发展数据库。

另外,为了应对国际资本流动可能导致的金融脆弱,各国政策制定者采用多种政策工具应对资本流动,资本管制、汇率制度以及宏观审慎政策被认为是其中重要的手段,特别是对于金融系统还在完善过程中的新兴市场经济体。当面对大量资本流入,特别是难以持续的短期资本涌入时,资本管制就成为有用的政策工具。对于汇率制度更加灵活的经济体,当名义汇率处于被低估状态时,政策制定者可以通过允许汇率被动升值的方式应对资本流入(Ostry 等,2010)。此外,2008 年全球金融危机后,宏观审慎政策被广泛用于抑制系统性风险、增强金融系统弹性,该类政策工具也有助于缓解资本流动带来的风险(IMF,2017)。因此,本文在拓展部分还将分析资本管制、汇率制

度和宏观审慎政策能否有效应对与国际资本流动相关的系统性风险。考虑到样本经济体发展水平存在异质性,并且新兴市场经济体资本流动对系统性金融风险的促进作用更强,本文将在考察全部样本经济体的基础上,单独对新兴市场经济体进行回归分析。

为了评估金融发展程度和资本管制、汇率制度、宏观审慎政策对净资本流入与系统性金融风险之关系的影响,我们对以下方程进行估计:

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta NCF_{i,t-1} + \delta(NCF_{i,t-1} \times D_{i,t-1}) + \gamma X_{i,t-1} + v_i + \eta_t + \epsilon_{i,t} \tag{3}$$

其中, $D_{i,t-1}$ 为反映影响因素的指标,包括金融发展指数、资本管制指数、汇率制度指数和宏观审慎指数。拓展模型除在基本回归方程中加入交叉项外,控制变量 $X_{i,t-1}$ 中也包括影响因素 $D_{i,t-1}$ 。

对全部样本经济体的拓展回归结果在表 7 中列示,其中前四列和后四列分别展示信贷总额/GDP 增长和房价增长作为被解释变量的结果。第一列和第五列结果表明:对于金融发展指数较高的经济体,净资本流入对信贷总额/GDP 增长和房价增长的正向影响显著降低,符合本文预期。面临净资本流入时,发展程度更高的金融系统可以更好地抑制与银行信贷和住房价格相关的顺周期积累。包含资本管制指数与净资本流入/GDP 交叉项的回归结果在第二列和第六列报告,回归结果显示资本管制对资本流动引起的系统性风险具有抑制作用,但效果并不显著。类似地,表 7 其余回归结果也表明汇率制度和宏观审慎政策在抑制与资本流动相关的顺周期积累方面无明显作用。

表 7 全部样本经济体拓展回归结果

被解释变量	信贷总额/GDP 增长 _{<i>i,t</i>}				房价增长 _{<i>i,t</i>}			
$D_{i,t-1}$	金融发展	资本管制	汇率制度	宏观审慎	金融发展	资本管制	汇率制度	宏观审慎
净资本流入/ $GDP_{i,t-1}$	0.623*** (0.088)	0.208*** (0.034)	0.204*** (0.043)	0.178*** (0.021)	0.226*** (0.058)	0.098*** (0.028)	0.108*** (0.036)	0.089*** (0.021)
净资本流入/ $GDP_{i,t-1} \times D_{i,t-1}$	-0.726*** (0.117)	-0.082 (0.084)	0.001 (0.069)	-0.001 (0.002)	-0.234*** (0.084)	-0.105 (0.082)	-0.042 (0.061)	-0.002 (0.003)
$D_{i,t-1}$	-1.371 (3.195)	7.667*** (1.487)	5.285*** (1.363)	0.132*** (0.036)	0.402 (3.658)	10.219*** (1.580)	1.557 (1.407)	-0.099** (0.039)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	3394	3191	3139	3508	2930	2716	2687	3069
R ²	0.302	0.291	0.292	0.285	0.444	0.471	0.453	0.441

表 8 报告了新兴市场经济体金融发展指数和资本管制、汇率制度、宏观审慎政策等对净资本流入和被解释变量关系的影响。根据第一列和第五列结果,新兴市场经济体金融发展指数越高,净资本流入对系统性金融风险的促进作用越弱,特别是与银行信贷相关的风险显著降低。其余回归结果则证实新兴市场经济体资本管制、汇率制度、宏观审慎政策等在抑制系统性金融风险方面的有效性。第二列和第六列结果中,资本管制指数与净资本流入/GDP 交叉项的系数均为负,并且在统计上显著,表明新兴市场经济体采取的资本管制措施在应对与资本流动相关的系统性风险方面具有很强效果。第三列和第七列结果中,汇率制度指数与净资本流入/GDP 交叉项系数与资本管制类似,系数符号均与预期相符且显著,表明对于汇率更富有弹性的新兴市场经济体,国际资本流动对银行信贷和房价增长的推升作用显著减弱。但从系数值来看,汇率制度在缓解资本流入引

起的系统性风险方面,效果弱于资本管制,这也在一定程度上支持全球金融周期理论中提到的二元悖论问题。尽管宏观审慎指数与解释变量交叉项的系数不显著,但就资本流动构成而言,宏观审慎政策可以显著降低证券投资和其他投资对系统性风险的贡献。^①

表 8 新兴市场经济体拓展回归结果

被解释变量	信贷总额/GDP 增长 _{<i>i,t</i>}				房价增长 _{<i>i,t</i>}			
	金融发展	资本管制	汇率制度	宏观审慎	金融发展	资本管制	汇率制度	宏观审慎
$D_{i,t-1}$	1.007 *** (0.134)	0.663 *** (0.086)	0.590 *** (0.115)	0.395 *** (0.046)	0.262 ** (0.131)	0.219 *** (0.069)	0.357 *** (0.076)	0.154 *** (0.040)
净资本流入/ $GDP_{i,t-1}$	-1.482 *** (0.273)	-0.674 *** (0.139)	-0.342 * (0.175)	-0.005 (0.004)	-0.246 (0.284)	-0.259 ** (0.125)	-0.365 *** (0.132)	-0.001 (0.004)
净资本流入/ $GDP_{i,t-1} \times D_{i,t-1}$								
$D_{i,t-1}$	7.519 (6.618)	15.845 *** (2.712)	4.335 * (2.399)	0.055 (0.052)	-16.720 * (8.590)	28.604 *** (3.907)	4.221 * (2.505)	-0.223 *** (0.061)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	1513	1374	1390	1550	1142	969	1031	1204
R ²	0.375	0.416	0.367	0.357	0.431	0.495	0.456	0.434

五、结论与政策建议

本文以信贷增长和房价增长作为系统性金融风险指标进行面板回归分析,发现资本流动对系统性风险具有明显的推动作用。就发达经济体而言,净资本流入对系统性金融风险的贡献主要集中在家庭信贷增长。新兴市场经济体净资本流入对家庭和企业信贷增长的推升作用均强于发达经济体,并且资本流动构成也会产生影响。房价增长作为被解释变量时的回归结果也确认了资本流动对国内顺周期积累的正向作用。更换被解释变量口径和选用 Logit 回归方法后,实证结果几乎保持不变,以总资本流动作为解释变量和工具变量的分析结果也表明基本回归分析具有稳健性。在拓展部分,本文采用局部投影法分析净资本流入的持续动态影响。同时还发现,在金融发展程度较高的经济体,净资本流入对信贷增长和房价增长的推动作用较弱。资本管制、弹性汇率制度和宏观审慎政策等可以抑制资本流动引起的系统性金融风险,特别是对于新兴市场经济体。

基于以上研究结论,本文提出如下政策建议。首先,加强资本流动风险应对。国际资本流动对家庭信贷、企业信贷和资产价格的推升作用会增大系统性风险、影响金融稳定。因此,与国际资本流动相关的风险应当成为政策管理的重要目标。第二,持续促进金融部门发展。金融系统是资本流动引发国内系统性风险的关键环节,发达的金融系统可以充分应对资本流动蕴含的风险,甚至利用国际资本流动缓解国内金融波动。因此,提升金融机构和金融市场发展水平是我国扩大资本账户开放的先决条件。第三,不断充实资本流动管理工具。对于新兴市场经济体而言,资本管制、弹性汇率制度和宏观审慎政策仍是管理资本流动的有效措施,不断丰富相关政策工具有助于应对资本流动风险。

① 与宏观审慎政策不同,新兴市场经济体金融发展、资本管制和汇率制度主要抑制与 FDI 和其他投资相关的系统性风险。篇幅所限,资本流动构成回归结果不再列示,感兴趣的读者可向作者索取。

参考文献:

1. 陈中飞、刘思琦、李珂欣:《宏观审慎政策减少了资本异常流动吗?——基于跨国经验分析》,《国际金融研究》2022 年第 1 期。
2. 苟琴、耿亚莹、谭小芬:《跨境资本涌入与非金融企业杠杆率》,《世界经济》2022 年第 4 期。
3. 管涛、殷高峰:《开放没有回头路:中国应对资本流动冲击的经验及启示》,《国际经济评论》2022 年第 1 期。
4. 韩剑、陈继明、李安娜:《资本流入激增会诱发突然中断吗?——基于新兴市场国家的实证研究》,《金融研究》2015 年第 3 期。
5. 荆中博、李雪萌、方意:《跨境资本周期性波动对中国银行部门的风险溢出机制分析》,《世界经济》2022 年第 1 期。
6. 梁锴、杜思雨:《国际金融周期、资本急停与政策效果》,《国际金融研究》2020 年第 8 期。
7. 谭小芬、虞梦微:《全球金融周期与跨境资本流动》,《金融研究》2021 年第 10 期。
8. 吴立元、赵扶扬、王仟、龚六堂:《美国货币政策溢出效应、中国资产价格波动与资本账户管理》,《金融研究》2021 年第 7 期。
9. 杨继梅、马洁、吕捷:《金融开放背景下金融发展对跨境资本流动的影响研究》,《国际金融研究》2020 年第 4 期。
10. 张礼卿:《资本账户开放与金融不稳定:基于发展中国家(地区)相关经验的研究》,北京大学出版社 2004 年版。
11. 张礼卿、钟茜:《全球金融周期、美国货币政策与“三元悖论”》,《金融研究》2020 年第 2 期。
12. Acharya, V. V., Pedersen, L., Philippon, T., & Richardson, M., Measuring Systemic Risk. *Review of Financial Studies*, Vol. 30, No. 1, 2017, pp. 2 – 47.
13. Adrian, T., & Brunnermeier, M. K., CoVaR. *American Economic Review*, Vol. 106, No. 7, 2016, pp. 1705 – 1741.
14. Alam, Z., Alter, A., Eiseman, J., Gelos, G., Kang, H., Narita, M., Nier, E., & Wang, N., Digging Deeper—Evidence on the Effects of Macroprudential Policies from a New Database. IMF Working Paper, No. 1966, 2019.
15. Aldasoro, I., Borio, C., & Drehmann, M., Early Warning Indicators of Banking Crises: Expanding the Family. BIS Quarterly Review, 2018.
16. Altunbas, Y., Binici, M., & Gambacorta, L., Macroprudential Policy and Bank Risk. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 81, 2018, pp. 203 – 220.
17. Arellano, C., & Mendoza, E. G., Credit Frictions and Sudden Stops in Small Open Economies: An Equilibrium Business Cycle Framework for Emerging Markets Crises. NBER Working Paper, No. 8880, 2002.
18. Blanchard, O., Ostry, J. D., Ghosh, A. R., & Chamon, M., Capital Flows: Expansionary or Contractionary? . *American Economic Review*, Vol. 106, No. 5, 2016, pp. 565 – 569.
19. Caballero, J., Do Surges in International Capital Inflows Influence the Likelihood of Banking Crises? . IDB Working Paper, No. 305, 2012.
20. Cardarelli, R., Elekdag, S., & Kose, M. A., Managing Large Capital Inflows. World Economic Outlook, 2007.
21. Dell'Ariccia, G., Igan, D., & Laeven, L., Credit Booms and Lending Standards: Evidence from the Subprime Mortgage Market. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 44, No. 2 – 3, 2012, pp. 367 – 384.
22. Fernández, A., Klein, M. W., Rebucci, A., Schindler, M., & Uribe, M., Capital Control Measures: A New Dataset. IMF Working Paper, No. 1580, 2015.
23. Ilzetzki, E., Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S., The Country Chronologies to Exchange Rate Arrangements into the 21st Century: Will the Anchor Currency Hold? . NBER Working Paper, No. 23135, 2017.
24. IMF, Increasing Resilience to Large and Volatile Capital Flows: The Role of Macroprudential Policies. IMF Policy Paper, 2017.
25. Jordà, O., Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections. *American Economic Review*, Vol. 95, No. 1, 2005, pp. 161 – 182.
26. Kaminsky, G. L., Reinhart, C. M., & Végh, C. A., When It Rains, It Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies. NBER Working Paper, No. 10780, 2004.
27. Mendoza, E. G., & Terrones, M., An Anatomy of Credit Booms: Evidence from Macro Aggregates and Micro Data. NBER Working Paper, No. 14049, 2008.
28. Ostry, J. D., Ghosh, A. R., Habermeier, K., Chamon, M., Qureshi, M. S., & Reinhardt, D. B., Capital Inflows: The Role of Controls. IMF Staff Position Note, No. 1004, 2010.
29. Prasad, E., Rogoff, K. S., Wei, S., & Kose, M. A., The Effects of Financial Globalization on Developing Countries: Some Empirical Evidence. IMF Occasional Paper, No. 220, 2003.

30. Reinhart, C. M., & Reinhart, V. R., Capital Flow Bonanzas: An Encompassing View of the Past and Present. NBER Working Paper, No. 14321, 2008.
31. Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S., The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 119, No. 1, 2004, pp. 1 – 48.
32. Rey, H., Dilemma Not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence. NBER Working Paper, No. 21162, 2015.
33. Sahay, R., Čihák, M., Diaye, P. N., Barajas, A., Bi, R., Ayala, D., Gao, Y., Kyobe, A., Nguyen, L., Saborowski, C., Sviryzdenka, K., & Yousefi, S. R., Rethinking Financial Deepening: Stability and Growth in Emerging Markets. IMF Staff Position Note, No. 1508, 2015.
34. Schularick, M., & Taylor, A. M., Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles and Financial Crises, 1870 – 2008. *American Economic Review*, Vol. 102, No. 2, 2012, pp. 1029 – 1061.

A Study of the Impact of International Capital Flows on Systemic Financial Risk

ZHANG Liqing (Central University of Finance and Economics, 100098)

ZHANG Yuyang (Minmetals Capital Company Limited, 100027)

OUYANG Yuanfen (Central University of Finance and Economics, 100098)

Abstract: As a consequence of global financial integration, capital flows have surged and become increasingly volatile. Although capital flows can bring substantial benefits to a country, the existing literature has revealed the risks associated with them, i. e. enlarging the financial cycle, inducing the credit boom, and boosting asset prices. After the global financial crisis in 2008, systemic financial risk has become the anchoring concept for assessing the impact of international capital flows on the stability of a country's financial system. Existing studies mainly use bank credit booms or asset price booms as systemic financial risk indicators. A credit boom is usually related to financial deepening, which is conducive to long-term economic growth, but may lead to boom-bust cycles and financial crises. The rise in asset prices may push up the collateral value and borrowers' net worth, and magnify the domestic financial cycle through the financial accelerator mechanism.

The existing literature mainly studies systemic financial risk from the perspectives of the negative impact of capital flows, risk measurement, the pro-cyclicality of capital flows, and policy responses. This study contributes to the literature in two aspects. First, it uses the domestic bank credit and the housing price as the proxy of systemic financial risk, and evaluates the impact of net capital inflow and its components on systemic financial risk in a more comprehensive way. Second, it analyzes how financial development, capital control, exchange rate regimes, and macro-prudential policy affects the relationship between net capital inflows and systemic financial risk.

To investigate the impact of net capital inflows on systemic financial risk, this study uses the quarterly data of 53 sample economies from 2000 to 2018, and applies a panel regression model that controls the country and time fixed effects to examine the role of net capital inflows in boosting bank credit and asset prices. In the baseline regressions, this study further analyzes the effects of capital flow composition by dividing the international capital flow into foreign direct investment (FDI), portfolio investment, and other investments. It also examines the heterogeneity between developed and emerging market economies by constructing sub-samples based on the level of economic development. The results of baseline regressions indicate that net capital inflows significantly increase credit growth. In developed economies, net capital inflows mainly affect systemic financial risk by increasing household credit, while the composition of capital flows is less affected. In emerging market economies, net capital inflows play a bigger role in boosting overall credit, and the effect can be seen in both

household and corporate credits. The composition of capital flows also matters. While household credit is mainly affected by other investments, corporate credit is significantly affected by various components of capital inflows, especially the FDI. When housing price growth is used to represent systemic financial risk, the regression results still confirm the role of capital inflows in triggering systemic financial risk.

Four robustness checks are conducted in this study. First, we replaced the dependent variable one by one with the overall credit growth or the credit growth of different sectors. Second, we used the credit boom as the dependent variable, and applied a logit model to estimate the effect of net capital inflows. Third, we replaced the net capital inflows with gross capital inflows and gross capital outflows, and examined the effect of gross capital flows on systemic financial risk. Finally, we used the regional net capital inflows as the instrument variable, and applied two-stage least square (2SLS) regression to deal with the possible endogeneity problem in the model. The above tests confirm the robustness of our results.

In the expansion part, the result of local prediction methods shows that the impact of net capital inflow on credit growth will last for about 4 years, and peak after 2.5 years. For different types of credit, the positive impact of net capital inflows on household and corporate credit growths will last for 4.5 years and 3.5 years, respectively. As for housing prices, the impact of net capital flows is relatively mild, lasting less than 2 years. We also introduced the interaction terms to investigate how financial development, capital control, exchange rate regimes, and macro-prudential policies affected the relationship between international capital flows and systemic financial risk. The results show that in the economies with a higher level of financial development, net capital inflows have less impact on credit and house price growth, indicating that financial development can significantly reduce risks related to capital flows. Flexible exchange rate regimes, capital control, and macro-prudential policies can also mitigate the procyclical growth of bank credit and asset prices caused by capital inflows. All the above policies and measures are effective, especially for emerging market economies whose financial systems are still maturing.

Based on our empirical results, we put forward three policy suggestions. First, strengthen the response to capital flow risks. The promoting effect of international capital inflows on household credit, corporate credit, and asset prices will magnify systemic financial risk and affect financial stability. Therefore, the management of risks related to international capital flows should be a priority for policy makers. Second, continue to promote financial development. The level of financial development is a key factor determining whether international capital flows cause domestic systemic financial risk. A developed financial system can absorb the risks contained in capital flows, and even use international capital flows to mitigate domestic financial fluctuations. Hence, improving the development level of financial institutions and financial markets is a prerequisite for China to further open up its capital accounts. Finally, develop more tools for capital flow management. For emerging market economies, capital control, flexible exchange rate regimes, and macro-prudential policies are still useful and effective policy tools to manage risks related to capital inflow surges. Therefore, the continuous enrichment of relevant policy tools will help to cope with the risk of international capital flows.

Keywords: International Capital Flows, Systemic Financial Risk, Financial Development, Capital Control, Exchange Rate Regime

JEL: E51, F32, F36