

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编: 张杰



推动外汇领域改革发展开创新局面

潘功胜

经常账户变动对实际有效汇率的非对称影响及潜在渠道探析

张明、刘瑶

经济政策不确定性、金融发展与双边跨境银行资本流动

曾松林、刘周熠、黄赛男

双支柱框架下跨境资本流动宏观审慎政策工具的有效性及适用性

喻海燕、赵晨

非抛补利率平价偏移、汇率波动与政府杠杆率

丁剑平、白瑞晨

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

陈雨露 陈云贤 李 扬 李若谷 马德伦
任志刚 苏 宁 王兆星 夏 斌

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

贲圣林 曹 彤 陈卫东 丁剑平 丁志杰 鄂志寰
郭庆旺 焦瑾璞 陆 磊 瞿 强 涂永红 曾颂华
张晓朴 张之骧 赵锡军 庄毓敏

主 编：张 杰
副 主 编：何 青 苏 治 宋 科
编辑部主任：何 青
编辑部副主任：赵宣凯 安 然
责任编辑：张继威
栏目编辑：陈 婷
美术编辑：包 晗

刊 名：国际货币评论
刊 期：月 刊
主办单位：中国人民大学国际货币研究所
出版单位：《国际货币评论》编辑部
地 址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室
邮 编：100872
网 址：www.imi.ruc.edu.cn
电 话：86-10-62516755
传 真：86-10-62516725
邮 箱：imi@ruc.edu.cn



IMI 更多精彩内容请登陆国际货币网
<http://www.imi.ruc.edu.cn/>

目 录

【卷首】

- 推动外汇领域改革发展开创新局面 ————— 潘功胜 01
- 经常账户变动对实际有效汇率的非对称影响及潜在渠道探析 ————— 张明、刘瑶 05
- 经济政策不确定性、金融发展与双边跨境银行资本流动 ————— 曾松林、刘周熠、黄赛男 28
- 双支柱框架下跨境资本流动宏观审慎政策工具的有效性及适用性 ————— 喻海燕、赵晨 44
- 非抛补利率平价偏移、汇率波动与政府杠杆率 ————— 丁剑平、白瑞晨 62
- 企业养老保险缴费率,缴费基数与就业效应 ————— 邱志刚、苗萌、王子悦、杨真 79
- 全球信贷周期与中国跨境资本流动 ————— 何知仁、吴君 116

推动外汇领域改革发展开创新局面

潘功胜¹

党的十八大以来，在以习近平同志为核心的党中央坚强领导下，外汇管理部门深入学习贯彻习近平新时代中国特色社会主义思想，认真贯彻新发展理念，支持构建新发展格局，坚持统筹发展和安全，积极服务开放型经济新体制，成功抵御外汇市场高强度风险冲击，推动外汇领域改革发展取得重要成果，为中国经济高质量发展提供有力支持。

外汇领域改革开放有序推进，与治理体系治理能力现代化要求相适应的外汇管理体制机制日趋完善。一是资本项目可兑换达到新高度。以金融市场双向开放为重点推进资本项目开放，证券投资项下形成了以机构投资者制度、互联互通机制、境外投资者直接入市为主的跨境投资制度安排。跨境直接投资实现基本可兑换，外商直接投资外汇管理全面落实准入前国民待遇和负面清单管理，支持有能力、有条件的企业积极稳妥“走出去”，支持私募股权投资基金开展跨境产业、实业投资。跨境融资全口径宏观审慎管理框架基本建立，开展外债便利化试点支持高新技术和专精特新企业跨境融资，便利跨国公司跨境资金统筹使用。二是外汇政策支持区域开放创新成效显著。支持上海国际金融中心、海南自由贸易港、粤港澳大湾区建设、北京“两区”建设。支持自贸试验区等对外开放高地在外汇管理创新方面先行先试。在广东、上海等四省市部分区域开展跨境贸易投资高水平开放试点，探索“更开放更安全”的外汇管理模式。三是外汇市场“宏观审慎+微观监管”两位一体管理框架不断健全。以加强宏观审慎为核心改善跨境资本流动管理，建立健全跨境资本流动监测、预警和响应机制，逆周期、市场化调节外汇市场的顺周期行为，维护外汇市场基本稳定；以转变监管方式为核心加强外汇市场微观监管，逐步建立实质真实、方式多元、尽职尽责、安全高效的管理机制，做好反洗钱、反恐怖融资、反逃税相关工作。

防范化解外部风险冲击，有效维护外汇市场稳定和国家经济金融安全。一是成功应对外汇市场多轮次、高强度外部冲击。2015 年底至 2017 年初，受国内外多重因素综合作用影响，我国外汇市场风险加剧，外汇管理部门多措并举，在复杂严峻的形势下，成功地稳定了外汇

¹ 潘功胜，中国人民银行副行长、国家外汇管理局局长。

市场。灵活运用宏观审慎管理政策工具等措施，与增强汇率弹性相配合，有效应对 2018 年至 2019 年中美经贸摩擦等外部环境变化对外汇市场的冲击，为宏观经济和外贸部门调整提供了有效缓冲，同时保持了外汇储备基本稳定。2020 年以来，面对新冠肺炎疫情影响和国内外环境超预期变化，外汇管理部门加强宏观审慎管理和预期管理，我国外汇市场总体保持稳定，表现出很强的韧性。二是有力有效维护外汇市场健康秩序。持续完善重点领域外汇管理机制，科技赋能非现场监管，监管数字化智能化水平、精准度有效性显著提升。对非法跨境金融活动保持高压震慑，加大对虚假欺骗性外汇交易查处力度，多部门联合打击地下钱庄、跨境赌博等外汇领域违法违规活动。

跨境贸易和投融资更加便利，更好服务实体经济高质量发展。一是经常项目外汇业务便利化水平不断提升。货物贸易外汇管理取消逐笔核销制度，建立起“总量核查、动态监测、分类管理”的新监管体系。逐步在全国实施贸易外汇收支便利化政策，更加便利审慎合规银行和信用优良企业的贸易收支。服务贸易外汇管理取消事前审批，购付汇可在金融机构直接办理，单笔等值 5 万美元以下的收付汇业务无需审核单证。优化留学购付汇、薪酬结售汇等个人外汇业务办理。支持跨境电商等贸易新业态健康发展。二是全力支持疫情防控和经济社会发展。2020 年新冠肺炎疫情发生后，外汇管理部门快速反应，建立防疫外汇“绿色通道”，全面简化防疫物资进口、捐款、资本项目收入及跨境融资等外汇业务办理。2022 年 4 月，人民银行和外汇局联合印发《关于做好疫情防控和经济社会发展金融服务的通知》，加大外汇助企纾困力度。三是加大对中小进出口企业的外汇政策支持力度。支持各类市场主体更好管理汇率风险，提升企业汇率风险中性意识，加强金融机构服务能力建设，积极拓宽中小微企业汇率套保渠道，多措并举降低中小微企业套保成本。2021 年，企业运用远期、期权等外汇衍生产品管理汇率风险的规模为 22.6 万亿美元。推出跨境金融服务平台助力缓解中小企业融资难问题。四是外汇管理政务服务持续优化。不断提升政务服务便利化水平，绝大部分行政许可业务可在线办理，持续开展规范性文件清理，外汇账户从 81 类减少至 28 类，发布经常项目、资本项目外汇业务指引，营造稳定、公平、透明、可预期的良好环境。

外汇市场建设不断深化，开放多元、功能健全、竞争有序的外汇市场基本形成。一是我国外汇市场广度和深度进一步扩展。外汇市场交易量从 2012 年的 9.2 万亿美元增长至 2021 年的 36.9 万亿美元，已成为全球第八大市场，同时也呈现更加成熟的发展特征，为市场主

体更好配置资源和管理汇率风险创造了良好条件。外汇市场交易品种不断增加，目前已具有即期、远期、外汇掉期、货币掉期和期权等产品，具备了堪比国际成熟市场的基础产品体系，可交易货币超过 40 种，涵盖了我国跨境收支的主要结算货币。外汇市场参与主体不断丰富，银行间外汇市场形成以境内银行为主、境内外各类主体并存的格局。外汇市场监管体系不断完善，促进外汇市场诚信、公平、有序、高效运行。二是我国外汇市场日臻成熟、韧性增强。这主要得益于以下因素：首先，我国国际收支结构更加稳健。党的十八大以来，我国经济转向高质量发展阶段，国内需求对经济增长的贡献上升，经常账户顺差同国内生产总值的比率保持在 2% 左右，始终处于合理均衡区间。对外资产方面，我国外汇储备充裕，民间部门持有资产规模不断增加，抵御外部冲击的资源总体充足；对外负债方面，外债增长主要来自境外央行等长期资金配置我国债券，外债结构不断优化、风险总体可控。其次，人民币汇率调节国际收支自动稳定器作用更加明显。外汇市场供求在汇率形成中的决定性作用进一步发挥，人民币汇率双向浮动、弹性增强，能够及时有效释放外部压力，有利于稳定市场预期。此外，外汇市场参与者更趋理性。银行、企业等主要参与者逐步适应汇率双向波动，总体保持逢高结汇、逢低购汇的理性交易模式，企业汇率风险中性意识增强，更多企业以财务状况稳健性和可持续性为导向，审慎安排资产负债的货币结构，合理管理汇率风险。

中国特色外汇储备经营管理不断完善，外汇储备资产实现安全、流动和保值增值。我国外汇储备规模连续十七年稳居世界第一，十九大以来始终保持在 3 万亿美元以上，为稳定市场信心、服务实体经济贡献了力量。一是全领域投资运营能力有效提升。坚持多元化、分散化投资策略，在国际市场上进行审慎、规范、专业的投资运作，在有效防范风险的同时，取得了良好投资效果。二是积极拓展外汇储备多元化运用。坚持商业化原则服务共建“一带一路”高质量发展。践行可持续负责任投资原则，将 ESG（环境、社会、治理）因素纳入经营管理流程，有效发挥储备投资对绿色低碳发展的支持和引领作用。三是建设国际一流的资产管理机构。中国外汇储备是全球金融市场重要的投资者、是负责任的投资者，按照市场化原则在国际金融市场运作，尊重国际市场规则和行业惯例，维护和促进国际金融市场的稳定与发展。目前我国外汇储备经营管理能力在央行资产管理中处于领先地位，在国际资产管理机构中跻身一流。

踔厉奋发，笃行不怠。踏上新征程，让我们奋楫扬帆，赓续前行！外汇管理部门将坚持

以习近平新时代中国特色社会主义思想为指导，深刻领会“两个确立”的决定性意义，增强“四个意识”、坚定“四个自信”、做到“两个维护”，坚持和加强党对金融外汇工作的集中统一领导，坚定不移走中国特色金融发展之路，统筹发展和安全，全力构建与新发展格局下更高水平开放型经济新体制相适应的外汇管理体制机制，深化外汇领域改革开放，提升跨境贸易和投融资便利化水平，维护外汇市场稳健运行和国家经济金融安全，为全面建设社会主义现代化国家作出新贡献。

经常账户变动对实际有效汇率的非对称影响及潜在渠道探析

张明¹ 刘瑶²

【摘要】：本文参考 OR(2005) 三国模型，实证检验了经常账户调整对一国实际有效汇率走向的影响，研究表明：第一，经常账户顺差增加或逆差缩减驱动经济体实际有效汇率升值；第二，经常账户调整对一国实际有效汇率的影响具有国别间的非对称性与时变效应；第三，制造业规模的大小、估值效应同样影响经常账户对实际有效汇率的传导。本文最重要的政策建议是，各国需要密切关注经常账户调整对实际有效汇率变动构成的冲击，避免两者联动造成贸易条件的恶化。

【关键词】：经常账户调整；实际有效汇率；估值效应

一、引言

全球经常账户失衡及调整始终是国内外学界研究的热点问题，国际收支的变迁通常引发一国汇率、财政货币政策、资产价格、经济结构的一系列变动。但是，已有文献关于经常账户调整的潜在影响始终关注不够：一方面，在直观上经常账户的显著调整与宏观经济变量的走势常常表现出惊人的相似性，另一方面，周期性因素与经济政策的扰动令这种效应难以被有效捕捉，为实证研究增添了不少难题。

经常账户与实际汇率即为这类问题的典型代表之一。通常而言，一国经常账户的变动同汇率的走势具有联动效应。目前，现有文献和理论仅仅单向解释了汇率对经常账户的驱动作用。反之，对于经常账户调整如何影响实际有效汇率，学术界并未达成某种共识。依据经济学直觉，一国经常账户由顺差转为逆差的过程，意味着本国需要抛售国外资产偿还债务，这会导致净国外资产存量下降，进而由于本币供给相应增加而汇率相对贬值。然而在实证研究中，关于经常账户变动对汇率的作用方向上，鲜有文献给出具有说服力的分析，曾有一些早期研究建立仅含有净国外资产单一解释变量的汇率决定方程，并得出一些统计上显著的结论。在笔者搜集到的国内文献中，经常账户调整对实际汇率走向的研究极为有限，只有少数

¹ 张明，中国社会科学院金融研究所副所长，中国人民大学国际货币研究所学术委员。

² 刘瑶，中国社会科学院研究生院博士。

关注经常账户、贸易条件与实际有效汇率的联动效应及对外净资产与汇率变化背后的金融调整渠道（肖立晟和王博，2011）。

近年来，国际货币基金组织（IMF）开发的外部平衡评估法——EBA（External Balance Assessment）为评估经常账户对汇率的驱动作用提供了新的实证思路，EBA方法的第二步实际有效汇率法引入了决定实际有效汇率的一些重要解释变量，并且在历年的外部汇率评估上均得到了相对稳健的结果；同时，Obstfeld & Rogoff（1995）（以后简称OR（1995））、Engel（2016）等构建的两国模型，将汇率变动、经常账户调整等引入同一个系统进行分析，为解决这一问题奠定了理论基础。尽管两者分别为本文实证思路与理论搭建提供了有益启示，但是并不能直接应用于文中，这是因为EBA实际有效汇率法中并未引入经常账户本身作为解释变量，而后的两国模型仅得出经常账户变动与双边汇率的相关关系，并未引入多边汇率。鉴于此，本文参考了Obstfeld & Rogoff（2005）（以后简称OR（2005））构建的一般均衡三国模型，引入了实际有效汇率与经常账户，为解决上述问题提供理论借鉴，笔者同时选取了EBA实际有效汇率法的重要解释变量作为实证分析参考。本文选择从全球视角出发，考察一国经常账户的变动对实际有效汇率的影响，检验了不同组别国家该影响的显著与否及大小，进行了分时段面板回归；基于制造业大国经常账户调整更为显著的特征事实，本文检验了制造业规模是否会放大经常账户对实际有效汇率的冲击这一猜想，并进一步探究了交互项的作用及可能存在的估值效应。可以说，经常账户调整对一国实际有效汇率的影响在国家维度（发达国家与发展中国家）、时间维度（金融危机前后）与截面维度（制造业规模大小）¹的异质性是本文探索的主题——非对称影响；贸易调整渠道与估值效应变动渠道则是本文揭示的潜在渠道²。

基于此，本文主要贡献如下：第一，参考OR（2005）模型，类比构建三个经济体，推导出实际有效汇率的结构方程式，得出经常账户调整对实际有效汇率变动的作用机制与方向，揭示了经常账户调整的潜在渠道；第二，结合EBA方法中实际有效汇率（REER）的驱动变量，对1990-2016年度数据进行分组分阶段面板回归，得出各阶段经常账户调整对实际有效汇率的驱动作用大小，考虑了金融危机可能造成的结构性突变影响，分析非对称影响；第三，依据理论方程式，猜想制造业规模可能影响经常账户对实际有效汇率的作用，并得到了富有参考性的结论；第四，进一步检验了经常账户交互项、估值效应是否对实际有效汇率

¹ 截面维度是笔者根据样本个体特征进行的探索。本文依照理论模型，按照制造业规模大小分类进一步分析了经常账户变动对实际有效汇率的非对称影响。

² 2008年金融危机后，学界倾向于将经常账户调整划分为贸易加支付转移为组成的贸易渠道调整与投资收益变动为组成的估值效应渠道调整。本文的潜在渠道即借鉴了上述分类。

构成显著冲击。

二、理论机制与相关文献

(一) 理论模型设定

参照 OR (2005) 的三国一般均衡模型, 各经济体资源禀赋给定, 可贸易品产出给定且满足一价定律, 在模型中, 均衡贸易条件、可贸易品与非贸易品相对价格均是内生的 (因此, 双边汇率和实际有效汇率是内生的); 国际借贷、利率是外生的。中央银行有能力稳定物价、控制通胀。在 OR (2005) 基础上, 本文做出如下拓展: 融入长短期的时间维度, 将原模型的静态一般均衡分析拓展为比较静态一般均衡分析, 等价构建了三个经济体经常账户与实际有效汇率变动的简要分析框架, 假定长期经常账户趋近平衡, 并在长期均衡附近推导出实际有效汇率变动与经常账户调整的关系¹:

1. 消费者部门

参照 OR (2005), 假定三个经济体中, 两个经济体经济结构相似 (类比为发达国家), 具有相似的消费需求方程式; 第三个经济体 (类比为发展中国家) 对其余两个经济体进口商品权重相同, 假定存在消费产品母国偏好。

对于每个经济体而言, 总消费可视为贸易品与非贸易品消费之和:

$$C^i = [\gamma^{\frac{1}{\theta}} (C_T^i)^{\frac{\theta}{\theta-1}} + (1-\gamma)^{\frac{1}{\theta}} (C_N^i)^{\frac{\theta}{\theta-1}}]^{\frac{\theta-1}{\theta}} \quad (1)$$

前两个相似经济体的贸易品消费为:

$$C_T^j = [\alpha^{\frac{1}{\eta}} (C_j^j)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + (\beta-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} (C_k^j)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + (1-\beta)^{\frac{1}{\eta}} (C_3^j)^{\frac{\eta-1}{\eta}}]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (2)$$

第三个经济体的贸易品消费为:

$$C_T^3 = [\delta^{\frac{1}{\eta}} (C_3^3)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + (\frac{1-\delta}{2})^{\frac{1}{\eta}} (C_2^3)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + (\frac{1-\delta}{2})^{\frac{1}{\eta}} (C_1^3)^{\frac{\eta-1}{\eta}}]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (3)$$

其中, $i=1, 2, 3$, $j=1$ 或 2 , $k=1$ 或 2 , $j \neq k$, $\frac{1}{2} < \alpha < \beta < 1$, $\delta > \frac{1}{2}$, 下角标 T、N 代表贸易品与非贸易品, 参数 θ 为贸易品与非贸易品替代弹性, η 表示本国生产商品和进口商品替代弹性, α 、 β 为不同国家贸易权重, γ 为贸易品所占权重。

¹ 选择拓展三国模型能够更好的定义实际有效汇率, 并赋予不同的贸易伙伴贸易权重; 此外, 三个经济体中两个经济结构相似、另一个不同为实证部分的国家维度与横截面维度分组回归提供了一定的理论依据。

2.生产者部门

对于各经济体而言，消费品价格指数（CPI）表示为：

$$P_C^i = [\gamma(P_T^i)^{1-\theta} + (1-\gamma)(P_N^i)^{1-\theta}]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (4)$$

前两个相似经济体的贸易品价格指数由本国和外国共同决定，可表示为：

$$P_T^j = [\alpha P_j^{1-\eta} + (\beta - \alpha)P_k^{1-\eta} + (1-\beta)P_3^{1-\eta}]^{\frac{1}{1-\eta}} \quad (5)$$

第三个经济体的贸易品价格则为：

$$P_T^3 = [\delta P_3^{1-\eta} + (\frac{1-\delta}{2})P_1^{1-\eta} + (\frac{1-\delta}{2})P_2^{1-\eta}]^{\frac{1}{1-\eta}} \quad (6)$$

其中， P_j 代表每个经济体生产的贸易品价格， P_C^i $j=1,2$ ，为一国消费品价格指数。

3.贸易条件与实际汇率

三个经济体双边贸易条件两两表示为：

$$\tau_{1,2} = \frac{P_2}{P_1}, \tau_{1,3} = \frac{P_3}{P_1}, \tau_{2,3} = \frac{P_3}{P_2} \quad (7)$$

三个经济体的双边实际汇率（直接标价法）为：

$$q_{1,2} = \frac{P_C^2}{P_C^1}, q_{1,3} = \frac{P_C^3}{P_C^1}, q_{2,3} = \frac{P_C^3}{P_C^2} = \frac{q_{1,3}}{q_{1,2}} \quad (8)$$

在直接标价法下，国外消费品价格指数上涨会使实际汇率贬值。同理，根据进出口价格权重，定义三个经济体的实际有效汇率（以直接标价法表示）分别为：

$$q^1 = \frac{(P_C^2)^{\frac{\beta-\alpha}{1-\alpha}} (P_C^3)^{\frac{1-\beta}{1-\alpha}}}{P_C^1}, q^2 = \frac{(P_C^1)^{\frac{\beta-\alpha}{1-\alpha}} (P_C^3)^{\frac{1-\beta}{1-\alpha}}}{P_C^2}, q^3 = \frac{(P_C^1)^{\frac{1}{2}} (P_C^2)^{\frac{1}{2}}}{P_C^3} \quad (9)$$

4.一般均衡条件

先得到不同经济体之间的贸易品相对价格：

$$\frac{P_T^2}{P_T^1} = \frac{[\alpha \tau_{1,2}^{1-\eta} + (\beta - \alpha) + (1-\beta)\tau_{1,3}^{1-\eta}]^{\frac{1}{1-\eta}}}{[\alpha + (\beta - \alpha)\tau_{1,2}^{1-\eta} + (1-\beta)\tau_{1,3}^{1-\eta}]^{\frac{1}{1-\eta}}}, \frac{P_T^3}{P_T^1} = \frac{[\delta \tau_{1,3}^{1-\eta} + (\frac{1-\delta}{2}) + (\frac{1-\delta}{2})\tau_{1,2}^{1-\eta}]^{\frac{1}{1-\eta}}}{[\alpha + (\beta - \alpha)\tau_{1,2}^{1-\eta} + (1-\beta)\tau_{1,3}^{1-\eta}]^{\frac{1}{1-\eta}}},$$

$$\frac{P_T^3}{P_T^2} = \frac{[\delta \tau_{1,3}^{1-\eta} + (\frac{1-\delta}{2}) + (\frac{1-\delta}{2})\tau_{1,2}^{1-\eta}]^{\frac{1}{1-\eta}}}{[\alpha \tau_{1,2}^{1-\eta} + (\beta - \alpha) + (1-\beta)\tau_{1,3}^{1-\eta}]^{\frac{1}{1-\eta}}} \quad (10)$$

由于均衡产出给定，根据市场均衡条件，经济体 1 的贸易品产出为：

$$Y_T^1 = \alpha \left(\frac{P_1}{P_T}\right)^{-\eta} C_T^1 + (\beta - \alpha) \left(\frac{P_1}{P_T}\right)^{-\eta} C_T^2 + \left(\frac{1-\delta}{2}\right) \left(\frac{P_1}{P_T}\right)^{-\eta} C_T^3 \quad (11)$$

同时，产出的名义价值为¹：

$$P_1 Y_T^1 = \alpha \left(\frac{P_1}{P_T}\right)^{1-\eta} P_T^1 C_T^1 + (\beta - \alpha) \left(\frac{P_1}{P_T}\right)^{1-\eta} P_T^2 C_T^2 + \left(\frac{1-\delta}{2}\right) \left(\frac{P_1}{P_T}\right)^{1-\eta} P_T^3 C_T^3 \quad (12)$$

一般情况下，经济体并未实现即期贸易平衡，存在国外债务，则有：

$$CA^1 = P_1 Y_T^1 - P_T^1 C_T^1 + r F^1 \quad (13)$$

对于经济体 1、2，表达式相同。其中，CA 表示经常账户余额，F 表示净国外资产存量，r 为国际借贷利息。

5. 均衡条件下实际有效汇率的推导

将经济体 1 的实际有效汇率变形为：

$$q^1 = \left(\frac{P_C^2}{P_C^1}\right)^{\frac{\beta-\alpha}{1-\alpha}} \left(\frac{P_C^3}{P_C^1}\right)^{\frac{1-\beta}{1-\alpha}} \quad (14)$$

将（14）式等式两边取对数，得到：

$$\ln q^1 = \left(\frac{\beta-\alpha}{1-\alpha}\right) \ln\left(\frac{P_C^2}{P_C^1}\right) + \left(\frac{1-\beta}{1-\alpha}\right) \ln\left(\frac{P_C^3}{P_C^1}\right) \quad (15)$$

由于央行有能力稳定物价，假设长期内不存在通胀，经济体在均衡条件下价格相对稳定，以同种货币衡量商品 CPI 指数篮不随时间变化，又因为均衡条件下贸易品与非贸易品相对价格比例内生给定，因此，非贸易品与贸易品价格之比为 k，（4）式可化简为：

$$P_C^1 = [\gamma (P_T^1)^{1-\theta} + (1-\gamma) (k P_T^1)^{1-\theta}]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (16)$$

对等式两边同时取对数，可以得到：

$$\ln P_C^1 = \frac{1}{1-\theta} \ln\{[\gamma + (1-\gamma)k^{1-\theta}](P_T^1)^{1-\theta}\} = \sigma + \ln P_T^1 \quad (17)$$

其中， $\sigma = \frac{1}{1-\theta} \ln[\gamma + (1-\gamma)k^{1-\theta}]$

同时，由于本国的贸易品价格指数由全球定价，即按照三国贸易品权重决定且遵循同种商品一价定律，长期内产出给定，各国生产的贸易品相对价格比例固定，双边贸易条件稳定，

¹ 其他经济体的表达式类似。

即经济体 2、3 生产的贸易品价格可由经济体 1 生产的贸易品价格表示：

$$P_2 = \mu P_1, P_3 = \nu P_1 \quad (18)$$

于是，（5）式可化简为：

$$P_T^1 = [\alpha P_1^{1-\eta} + (\beta - \alpha)(\mu P_1)^{1-\eta} + (1 - \beta)(\nu P_1)^{1-\eta}]^{\frac{1}{1-\eta}} \quad (19)$$

两边取对数，得到：

$$\ln P_T^1 = \frac{1}{1-\eta} \ln \{ [\alpha + (\beta - \alpha)\mu^{1-\eta} + (1 - \beta)\nu^{1-\eta}] P_1^{1-\eta} \} = \ln P_1 + \kappa \quad (20)$$

其中， $\kappa = \frac{1}{1-\eta} \ln [\alpha + (\beta - \alpha)\mu^{1-\eta} + (1 - \beta)\nu^{1-\eta}]$

综上，可得到 P_C^1 与 P_1 的关系式，即：

$$\ln P_1 = \ln \frac{CA^1 + P_T^1 C_T^1 - rF^1}{Y_T^1} = \ln P_C^1 - \sigma - \kappa \quad (21)$$

将（21）式代入（15）式中，得到（22）式：

$$\ln q^1 = \left(\frac{\beta - \alpha}{1 - \alpha} \right) \ln(P_C^2) - \left(\frac{\beta - \alpha}{1 - \alpha} \right) \ln \left(\frac{CA^1 + P_T^1 C_T^1 - rF^1}{Y_T^1} \right) + \left(\frac{1 - \beta}{1 - \alpha} \right) \ln(P_C^3) - \left(\frac{1 - \beta}{1 - \alpha} \right) \ln \left(\frac{CA^1 + P_T^1 C_T^1 - rF^1}{Y_T^1} \right) - \sigma - \kappa \quad (22)$$

将（22）式化简变形为：

$$\ln q^1 = \left(\frac{\beta - \alpha}{1 - \alpha} \right) \ln(P_C^2) - \ln \left(\frac{CA^1 + P_T^1 C_T^1 - rF^1}{Y_T^1} \right) + \left(\frac{1 - \beta}{1 - \alpha} \right) \ln(P_C^3) - \sigma - \kappa \quad (23)$$

在长期内，经济体实际产出与潜在产出相等，因此以同种货币计价的实际产出与名义产出相等，即 $P_1 Y_T^1 = Y_T^1 = P_T^1 C_T^1$ 。在均衡附近进行对数线性化处理，当变量 x 趋向于 0 时，有

$\ln(1+x) \approx x$ ，（23）式可表示为：

$$\ln q^1 = A + B + 1 - \frac{Y^1}{Y_T^1} ca^1 - \frac{P_T^1 C_T^1}{Y_T^1} + \frac{Y^1}{Y_T^1} rf_1 - \sigma - \kappa \quad (24)$$

其中， $A = \left(\frac{\beta - \alpha}{1 - \alpha} \right) \ln(P_C^2)$ ， $B = \left(\frac{1 - \beta}{1 - \alpha} \right) \ln(P_C^3)$ ， ca 与 f 为各自余额与经济体总产出的

比值。

由于经济体 1、2 类似，对于经济体 3 而言，可得到：

$$\ln q^3 = C + D + 1 - \frac{Y^3}{Y_T^3} ca^3 - \frac{P_T^3 C_T^3}{Y_T^3} + \frac{Y^3}{Y_T^3} f_3 - \sigma - \omega \quad (25)$$

其中， $C = \frac{1}{2} \ln(P_C^2)$, $D = \frac{1}{2} \ln(P_C^1)$, $\omega = \frac{1}{1-\eta} \ln[\delta + \frac{1-\delta}{2} (\frac{1}{\nu})^{1-\eta} + \frac{1-\delta}{2} (\frac{\mu}{\nu})^{1-\eta}]$, ca 与 f 为

各自余额与经济体总产出的比值。

由 (24)、(25) 式可以看出，在直接标价法下，经常账户盈余扩张时，实际有效汇率升值，并且不同经济体实际有效汇率决定方程式不同，经常账户相对规模和国外净资产收益（引起的估值效应）均会驱动实际有效汇率走向。引入收支存量和流量表达式，假定不考虑数额有限的资本项目¹：

$$\Delta NFA = F_T - F_{T-1} \approx CA \quad (26)$$

依据 (24)、(25)、(26) 式，不难看出，经常账户相对盈余的扩大、赤字的减小或 ΔNFA 的增加均会导致实际有效汇率升值。

(二) 理论机制说明

由上述构建的三国模型可知，各经济体通过贸易与国外借贷途径紧密联系。每个经济体生产特定种类的贸易品，由本国和国外居民共同消费；各经济体也生产非贸易品，由本国居民消费。经常账户变动对一国实际有效汇率的影响正是经由贸易与估值效应两条潜在渠道发挥作用：

首先，经常账户变动将通过贸易品生产价格影响一国实际有效汇率。由于模型中假设本国居民消费产品具有母国偏好，这就意味着本国出口的贸易品类别中，本国消费的比例比较大。这一特征会通过转移效应影响本国的贸易条件，影响本国 CPI 指数，从而为经常账户调整对实际有效汇率的驱动作用提供路径。例如，一国出现经常账户盈余增加或赤字削减时，意味着支出削减而储蓄增多，这就导致国内需求一定程度上转向国外生产的贸易品，本国贸易品生产价格下降，导致本国的双边贸易条件恶化（出口产品价格相对于进口产品价格下降），由于 CPI 中本国消费的贸易品价格占有较大比例，双边实际汇率率先贬值，而实际有效汇率的变动取决于各国 CPI 调整的程度。然而，长期内模型假定央行有能力稳定物价，产出给定，双边贸易条件稳定，为了扭转恶化的贸易条件，各国将采取相应的汇率政策使本币升值。

¹ 即国际收支平衡表 (BPM6) 中资本与金融账户下的资本项目。

其次，经常账户变动将通过净国外资产收益变动影响一国实际有效汇率。由于汇率变动及资产收益率对一国净国外资产头寸具有显著影响，导致国际借贷和债务负担的重新再分配，估值效应更多体现于净国外资产收益 rF 变动上，随着其规模的逐渐扩大与存量调整的非同步和不确定性，净国外资产收益将通过跨境资本流动渠道，对一国实际有效汇率构成显著影响。

综上所述，上述模型揭示了经常账户对实际有效汇率的作用机制与潜在渠道，一个机制是经由贸易渠道的调整，另一个机制是经由估值效应渠道的调整。此外，由于各经济体贸易品与非贸易品在 CPI 中占比不同、替代弹性不同，导致经常账户调整对于一国实际有效汇率的冲击大小具有异质性，这为后文的实证分析奠定了理论基础。

（三）相关文献

不仅如此，现有文献也进一步探索了影响经常账户和实际有效汇率的各类冲击，为实证过程提供了有益参考。例如，Chang 等（2015）将经常账户与实际汇率融入同一个维度下，构建两国 DSGE 模型，讨论了存在资本管制的情况下，源于经常账户的两种负面冲击（出口端与国外利率端）对宏观变量的影响，数值模拟的结果表明经常账户调整对实际汇率的冲击具有时滞效应，来自经常账户的负面冲击将通过总需求-通胀的渠道对一国实际汇率构成影响。

同时，一些经验证据表明，政策性冲击将对实际汇率的走势构成显著影响，并且存在国家间的异质性与时变效应。Kim(2015)使用 18 个国家数据构建面板 VAR 模型，研究表明，正向的政府财政支出冲击将导致实际汇率贬值，这一效应在浮动汇率制度的国家中更为明显，经常账户在贸易开放度高的国家调整更为显著。Bénétrix & Lane（2013）同样发现财政冲击对新兴经济体与发达国家实际汇率驱动具有异质性。Chiu 等（2010）、Rafiq（2010）的研究表明，经常账户与实际汇率在外生冲击下的联动具有时变效应，财政冲击并非在任何时段对经常账户与实际汇率构成显著影响。

此外，一些研究表明，结构性基本面变量对于实际汇率走势与波动也构成持久冲击。Alessandria & Choi（2019）构建两国 IRBC 模型，发现贸易开放度、市价、贸易成本可以解释美国经常账户及实际汇率的动态变化。La Marca（2010）的研究表明，产出、外储比例对出口导向型国家的实际汇率具有显著的驱动作用，经济周期的波动还对实际汇率造成非对称影响。Müller-Plantenberg（2010）的研究则强调资本流动状况能够解释国际收支与实际汇率的联动变化。

三、实证模型设定及变量简介

由上一节理论模型结论与相关文献证据,本文构建了实际有效汇率的结构方程式。同时,现实中实际有效汇率(间接标价法下)上升意味着本币升值,因此依据(24)与(25)式,理论上,经常账户盈余增加将引起实际有效汇率上升。本文将经常账户/GDP作为核心解释变量,此外还选取了影响国内贸易品价格、消费、产出、国外价格、借贷利率、贸易权重的解释变量。结合EBA实际有效汇率法,将影响实际有效汇率的变量归为两类:一类为非政策类基本面和金融变量,另一类为政策类变量(控制变量)。

本文主要参考了第二步实际有效汇率法中的部分解释变量,探讨实际有效汇率的决定因素,并且回归方程具有直截了当的经济涵义。

结合(24)、(25)式,实际有效汇率的实证方程式可表示为:

$$REER = REER(X_p, X_C, X_Y, X_K, X_{CA}, X_{CF}, Z, Z^{WO}, \Delta R) \quad (27)$$

其中, $X_p, X_C, X_Y, X_{CA}, X_{CF}$ 分别代表影响国内价格、国内消费、产出,经常账户和资本金融账户的变量, X_K 表示影响各国贸易品价格指数权重的变量, Z 表示影响产出缺口或利率的国内或国外变量, ΔR 为外汇储备的变动。例如,本文研究的关键变量经常账户相对规模自然属于 X_{CA} , X_{CF} 表示资本金融账户的对部门变量, Z 与 ΔR 衡量了对产出水平产生影响的周期性或政策性金融变量。

需要明确的是,本文选择实际有效汇率指数 $REER_Index$ 作为被解释变量,数据来源于国际货币基金组织INS数据库,所有源于EBA的变量均经过了去中心化处理。笔者将影响实际有效汇率的解释变量¹分为两类,并对传导机制、解释变量对被解释变量可能的符号做出假设,列举如下:

(一) 非政策类基本面变量和金融变量

GDP相对规模: 用本国GDP与全球前三大经济体GDP均值之商表示,GDP相对规模较大的国家通常拥有稳健的经济基本面,通常将推动一国实际有效汇率升值。

国际资本市场状况: 由恐慌指数VIX度量,VIX指数的大幅波动通常会引起实际有效汇率的下降,该指标与资本账户开放度的交互项更是放大了此效应。对于发达国家,该指标与储备货币份额的交乘项加深了国际资本市场状况对汇率的影响。

经常账户相对规模: 用 CA/GDP 表示,衡量了经常账户相对失衡程度,根据理论模型

¹ 管制价格占比存在于部分转型经济体,一部分为发展中国家,另一部分为欧元区国家(多数为发达国家)。

推导，经常账户的正向调整将引起一国实际有效汇率升值。

贸易自由化：影响公式中的 κ ，用贸易开放度作为代理变量，即进出口总额占 GDP 比重，贸易开放度提升会降低国内贸易品的价格，进而使基于 CPI 的实际有效汇率下降。

GDP 预期增长率：用未来 5 年预期经济增长率表示，预期经济增长率提高的国家，实际有效汇率将显著升值。

管制价格占比：该指标仅应用于部分转型经济体，CPI 中管制价格占比越高，对实际有效汇率的负向冲击作用越大。

人均资本存量：用总资本存量与劳动者数量表示，人均资本存量增加会引起实际有效汇率的同步上升。

政治风险：政治风险评级分数上升会导致预期的改变，从而导致实际有效汇率的升值。

（二）政策类变量（控制变量）

公共医疗支出占比：用公共医疗支出/GDP 表示，根据经验研究，该变量数值上升通常会引起实际有效汇率贬值。

资本账户开放情况：用实际利率差异与资本账户开放度之积这个代理变量表示。对于资本账户开放度较高的国家，短期利率的上升可能伴随着实际有效汇率升值。

私人信贷规模：用私人信贷占 GDP 比重表示，私人信贷占比的提升意味着金融业发展程度提升，通常会导致一国实际有效汇率升值。

外汇管制程度：该变量并不单独出现在实际有效汇率回归中，但是个别变量与其乘积通常反映了政策面的相应变动。例如，外汇储备与 GDP 之比与资本管制的交乘项。

此外，为了更加明了的区分各类解释变量对于实际有效汇率的驱动作用，将非政策性变量分为两类，一类为结构性变量，另一类为周期性变量，这些变量在 EBA 技术手册中予以充分说明。¹

四、数据选择及实证思路

（一）数据选择及说明

在本文中，选取实际有效汇率指数 REER_Index 作为被解释变量；解释变量方面，选取非政策类基本面变量和金融变量作为解释变量，选取政策类变量作为控制变量（见表 1）。部分变量使用交乘项来描述，以上变量构建了相应面板回归方程（28）。

¹ 根据 EBA 技术手册，VIX 指数及相关变量的交乘项、大宗商品贸易条件可以被视为周期性变量，本文其余的非政策性变量均可看作结构性变量。

$$REER_Index = \beta_1 \frac{CA}{GDP} + \beta_2 X + \beta_3 Y + \mu + \varepsilon \quad (28)$$

其中，CA/GDP 为经常账户相对规模，X 为其余的非政策类解释变量，Y 为控制变量， μ 为可能存在的个体效应， ε 为残差项。

表 1 各解释变量选取及含义解释¹

类型	变量	中文名称	含义	数据来源
非政策类变量（解释变量）	CA/GDP	经常账户相对规模	经常账户余额占 GDP 比例	WDI
	PPPGDP/Top3	GDP 相对规模	GDP 全球相对规模	WDI、WEO
	VOX	国际资本市场状况	VIX 指数*资本开放度	Wind、Bloomberg
	VOX_cushare	国际资本市场状况交乘项	VIX 指数*资本开放度*储备货币份额	Wind、Bloomberg、IFS
	trade_op#	贸易自由化	贸易开放度	WDI
	gdp_growth_e	GDP 预期增长率	未来五年 GDP 预期增长率	WEO
	ad_price	管制价格占比	CPI 中管制价格所占比例	EBRD、Wind
	K_stock_per	人均资本存量	人均资本存量	EBA REER Dataset
	political_risk	政治风险	政治风险评级得分	ICRG
	政策类变量（控制变量）	health_spending/GDP	公共医疗支出占比	医疗支出占 GDP 比重
rate_df_kopen#		资本账户开放情况	真实利率差异与资本账户开放度交乘项	Wind、Bloomberg 及笔者计算
private_cedit/GDP		私人信贷规模	私人信贷占 GDP 比重	WDI
res_KC		外汇管制程度	外储储备占比*资本管制	IFS、Qunni Index

注：“#”代表代理变量。

（二）各变量的描述性统计

通过各变量的描述性统计结果²可以看出，发展中国家的实际有效汇率分化程度显著高于发达经济体。对于核心解释变量经常账户相对规模（CA/GDP）而言，发达国家和发展中国家区域内部基本实现收支平衡，但国家间具有显著的异质性，发达国家间收支情况分化更大。此外，发达国家拥有更高的人均资本存量和储备货币份额、更低的政治风险以及更自由的贸易环境和更稳健的货币政策；发展中国家经济增长更具有潜力，具有更低风险的国际资本市场环境。

（三）样本和估计方法选择

本文选取了包括中国、美国、德国、日本等主要经济体在内的 39 个国家和地区³，涵盖

¹ 部分解释变量与控制变量用交乘项表示是借鉴了 EBA（2013）技术手册的方法。VIX 指数、利差等对于一国汇率的影响伴随资本账户开放度的大小而具有显著的差异，而外储占比与资本管制的交乘项同样代表了一国外汇管制程度对于实际有效汇率的作用亦与该国外汇储备存量及是否存在外汇干预有关。

² 受篇幅限制，描述性统计图表省略。

³ 39 个国家和地区包括：美国、英国、奥地利、比利时、丹麦、法国、德国、意大利、荷兰、挪威、瑞典、瑞士、加拿大、日本、芬兰、希腊、爱尔兰、葡萄牙、西班牙、土耳其、澳大利亚、新西兰、南非、巴西、智利、哥伦比亚、墨西哥、秘鲁、印度、印度尼西亚、韩国、马来西亚、菲律宾、泰国、俄罗斯、中国、

了全球主要货币发行国的实际有效汇率，总样本时间区间为 1990-2016 年¹。由于 1997-1998 年亚洲金融危机和 2008 年国际金融危机引起了全球范围的国际收支剧变和资本外流，导致某些国家经常账户显著调整、汇率制度发生多次迁跃。因此，笔者首先将样本国家分为发达国家和发展中国家²，这与理论部分的分类一致，同时考虑了两次金融危机可能造成的影响，进行分阶段面板回归（1990-1997；1998-2007；2008-2016），考察不同期间的回归结果³；其次，依据方程（24）、（25），笔者考察了进出口规模不同可能对国家间经常账户对汇率变动的驱动作用构成显著差异，将全球制造业增加值前十的国家与其余样本国家进行分组回归，并讨论经常账户对实际有效汇率影响的大小。

为了赋予回归方程更加直截了当的经济涵义，考虑到各国经济往来可能存在的相互依存，笔者首先对跨国面板数据进行解释变量内生性检验，hausman 检验通过，说明未存在显著的内生性⁴；其次进行组间异方差与组内自相关的检验，似然比检验和 Wooldridge 检验结果均拒绝原假设，即存在着组间异方差和组内的自相关。因此，本文对主回归先去除可能存在的年份固定效应，再采用非平衡面板的 FGLS 法进行估计⁵，引入部分代理变量和解释变量的 AR(1)，降低可能存在的内生性及反向的因果关系；同时在分样本回归中模型估计中采用 OLS 法并选择合适的模型进行实证分析。

五、实证结果分析

（一）全样本的分组回归

将被解释变量选为实际有效汇率指数（REER_Index）及其对数形式，由于汇率波动可能对经常账户走向构成负向影响，为降低可能存在的反向因果关系，本文引入了经常账户相对规模滞后一期（L.CA/GDP）作为解释变量⁶；表 2 的回归结果（1）-（2）显示⁷，针对全时间段所有样本国家而言，在 1% 的显著水平下，经常账户相对规模是影响实际有效汇率变动的重要驱动因素，1 单位经常账户相对规模的提升使实际有效汇率上升 20 个百分点，这与假设相符；而在 5% 显著水平下，GDP 预期增长率、管制价格占比、资本账户开放情况、贸

捷克共和国、匈牙利和波兰。

¹ 由于本文中多数回归属于 N 大 T 小的情况，因此并未进行平稳性检验。

² 依据 IMF 的分类。

³ 将危机年份 1997-1999，2008-2009 设为虚拟变量。引入时间段虚拟变量的回归结果显示，虚拟变量显著，所分阶段合理。

⁴ Hausman 检验结果显示，伴随概率为 0.0000，表示解释变量间并未存在显著的内生性。

⁵ 具体方法为先引入年份的虚拟变量，然后将其与其余解释变量一起构建回归方程，采用 FGLS 估计。

⁷ 引入经常账户相对规模滞后一期（L.CA/GDP），为降低反向因果关系可能造成的内生性。

⁸ 先剔除年份固定效应，再进行 FGLS 估计。为简洁，年份固定效应未在表中列出，下表同。

易自由化、外汇管制程度、信贷规模与政治风险的驱动作用同样不容忽视，几乎全部变量的符号与预期相符。

同时，分组回归结果（4）-（7）表明，无论对于发达国家还是发展中国家，从全时间段来看，经常账户相对规模的滞后一期均不对实际有效汇率构成显著影响，而经常账户当期相对规模仅影响发展中国家实际有效汇率¹，但这可能是由于反向因果关系导致。此外，诸如国际资本市场状况的周期性因素对发达国家实际有效汇率的驱动作用较大，诸如管制价格占比等政策因素对发展中国家实际有效汇率影响较深。

不难发现，从长期看，无论发达与发展中经济体，经常账户对实际有效汇率的驱动作用可能均有限。由于样本年份发生了两次大规模的全球性金融危机，结合上文理论机制与全样本的回归结果，本文猜想经常账户对一国实际有效汇率的驱动作用可能存在样本划分的异质性和时空异质性，有必要进一步探讨。

¹ 此部分结果省略。

表 2 全时间段回归结果 (1990-2016)

变量	全样本		发达国家			发展中国家	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	REER_Ind ex	lnreerindex	REER_Inde x	REER_Index	lnreerindex	REER_Index	lnreerindex
L.CA/GDP	0.202** (0.093)	0.045** (0.020)	0.204** (0.092)	0.017 (0.099)	0.004 (0.021)	0.257 (0.202)	0.055 (0.044)
L.PPPGDP/Top3	-0.001 (0.018)	-0.000 (0.003)	-0.002 (0.018)	0.054** (0.026)	0.011** (0.005)	0.040 (0.032)	0.008 (0.007)
L.VOX	-0.140* (0.071)	-0.029* (0.015)	-0.221*** (0.085)	-0.109* (0.058)	-0.024* (0.012)	-0.288 (0.168)	-0.060 (0.036)
L.VOX_cushare			-0.822* (0.465)				
L.trade_op#	-0.048*** (0.025)	-0.010*** (0.005)	-0.047*** (0.024)	-0.066*** (0.024)	-0.014*** (0.005)	-0.225*** (0.046)	-0.048*** (0.010)
gdp_growth_e	1.419*** (0.467)	0.304*** (0.102)	1.431*** (0.467)	0.303 (0.592)	0.064 (0.129)	1.424** (0.709)	0.307** (0.155)
ad_price	-0.138** (0.081)	-0.030** (0.017)	-0.137** (0.081)	-0.119* (0.070)	-0.033* (0.015)	-0.455*** (0.180)	-0.102*** (0.039)
L.K_stock_per	0.021 (0.014)	0.004 (0.003)	0.022 (0.014)	0.027* (0.014)	0.006* (0.003)	0.001 (0.028)	0.001 (0.006)
political_risk	0.173** (0.069)	0.036** (0.015)	0.177** (0.068)	0.049 (0.079)	0.010 (0.017)	0.375*** (0.113)	0.080*** (0.024)
L.health_spending/ GDP	-0.476 (0.397)	-0.106 (0.086)	-0.430 (0.397)	-0.275 (0.380)	-0.057 (0.082)	-0.871 (0.940)	-0.208 (0.206)
rate_df_kopen#	0.839*** (0.209)	0.180*** (0.045)	0.830*** (0.209)	0.963*** (0.268)	0.212*** (0.058)	0.662** (0.308)	0.142** (0.067)
private credit/GDP	0.127*** (0.040)	0.027*** (0.008)	0.122*** (0.040)	0.034 (0.033)	0.007 (0.007)	0.334*** (0.090)	0.071*** (0.019)
res_KC	-1.328*** (0.401)	-0.293*** (0.087)	-1.319*** (0.401)	-1.835 (2.399)	-0.413 (0.523)	-1.381*** (0.522)	-0.305*** (0.114)
Constant	4.597*** (0.007)	1.525*** (0.001)	4.597*** (0.007)	4.585*** (0.006)	1.522*** (0.001)	4.587*** (0.032)	1.522*** (0.007)
观察值	991	991	991	584	584	413	413
国家数目	39	39	39	22	22	17	17

注：“L”代表滞后一期，“ln”表示对数形式，“#”代表代理变量，括号里为标准误，*** 代表 $p < 0.01$,

** 代表 $p < 0.05$, *代表 $p < 0.1$; 结果保留三位小数。

（二）分样本分阶段回归

1. 发达国家的分阶段回归结果

根据发达国家分阶段实际有效汇率水平的回归结果¹，亚洲金融危机前，经常账户规模提升显著拉动实际有效汇率升值，并且正向驱动作用较大；然而全球失衡加剧期间（1998-2007）经常账户对实际有效汇率的驱动作用不再显著，可能的原因之一是经常账户调整渠道发生显著改变，而进入 21 世纪以来，发达国家服务项与收入项占比显著提升并占有较大份额，经常账户的金融渠道调整占比上升，遏制了经常账户对实际有效汇率的直接影响；另一方面，由于发达国家贸易多为产业内贸易，容易被进出口净额数据所覆盖，在此情形下，贸易流量为主导的实际有效汇率会产生与真实值的偏差，阻碍经常账户对实际有效汇率的传导。最后，全球金融危机爆发后，在 1% 的显著水平下，经常账户盈余增加重新驱动实际有效汇率升值，但比失衡前作用减弱。以上可能表明，发达国家的失衡更多表现为为金融失衡，危机后不少国家重振制造业，促进贸易渠道在经常账户调整中占比重新上升。还需关注的是，2008 年金融危机前，实际有效汇率主要由结构性变量驱动，如 GDP 预期增长率等，而全球金融危机爆发后，实际有效汇率的驱动因素相对变少，结构性变量对发达国家实际有效汇率的驱动作用变弱，政策性变量主要驱动发达国家实际有效汇率的走向。这样的结果说明危机后发达国家的实际有效汇率走向正在显著背离经济基本面的决定，各国主要货币或许存在着高估或低估的普遍现象。

2. 发展中国家分阶段回归结果

根据发展中国家实际有效汇率指数的回归结果²，不难看出亚洲金融危机后，经常账户规模才成为驱动发展中国家实际有效汇率的显著因素，且产生较大的拉动作用。这可能是由于进入 21 世纪后，发展中国家进出口贸易剧增，货物贸易主导着经常账户的走向，而 2008 年金融危机后新兴经济体相对于发达经济体经济增速表现更加抢眼、贸易份额显著上升，经常账户对实际有效汇率的驱动作用更为显著，导致实证结果更契合理论模型的推导结果。

对分阶段回归结果进行比较，可以看出：第一，传统的结构性和周期性因素对于发展中国家实际有效汇率的驱动作用越来越弱，而不确定因素（例如政治风险）成为发展中国家汇率决定的显著驱动因素；第二，2008 年金融危机后，周期性因素不再显著影响实际有效汇率为代表的多边汇率；第三，政策性因素对于发展中国家实际有效汇率的驱动作用变强，这说明各国多少存在干预汇率的行为，且这些因素大多使发展中国家实际有效汇率升值；第四，亚洲金融危机后，私人信贷规模显著驱动发展中国家实际有效汇率升值，这表明发展中国家金融发展进程的加速。

¹ 限于篇幅，回归结果未列示，留存备索。

² 同上。

（三）按制造业增加值分组回归结果

现实中，制造业规模的不同将导致进出口贸易在各国经常账户的贡献度具有异质性。本文按照制造业规模对样本国家进行分类，用一国制造业增加值全球占比来衡量制造业规模的大小，作为代理变量¹，猜想在制造业大国中，经常账户对实际有效汇率的驱动作用将更为显著，对实际有效汇率的升值影响更大。

依照假设，将样本国家分为两组：第一组为制造业增加值排名前十位的国家²，这些国家累计制造业规模全球占比达到 75%以上，3 个为发展中国家；第二组为样本内其他国家，单个国家制造业规模均在 2%以下。依据本文猜想，对于制造业大国而言，经常账户变动对实际汇率的影响将会被放大。

表 3 为按照制造业增加值分组的回归结果，不难看出：第一，在 1%显著水平下，经常账户相对规模上升对于制造业大国实际有效汇率升值具有显著的驱动作用，而样本其余国家该效应并不显著，这与猜想相符；第二，对于制造业大国而言，结构性变量与政策性变量在实际有效汇率驱动中均扮演了重要角色，而在样本内其它国家中，实际有效汇率走向更多由周期性与政策性因素驱动；第三，2008 年金融危机后，随着各国经常账户失衡程度有所改善，政策性变量成为样本国家实际有效汇率的主要决定因素，非政策性变量对实际有效汇率的驱动作用均有所减弱，脱离了传统意义上的购买力平价理论和巴拉萨—萨缪尔森（B-S）效应。

根据制造业大国分阶段回归³，可以发现：亚洲金融危机后，经常账户调整对实际有效汇率才发挥着更为显著的驱动作用，制造业大国中经常账户调整对实际有效汇率的驱动作用是所有组别中最大的，这与上文中发展中国家组别的回归结果类似，这是由于制造业规模前十国家中含有中国、巴西、韩国三个制造业增加值较大的发展中国家。

¹将制造业增加值占 GDP 比重与一国贸易品规模占 GDP 比重进行相关性检验，Spearman 检验显示，在 0.01 的显著水平下，两变量存在显著的相关性，并且相关系数为 0.517，为高度相关，因此选择制造业增加值占比作为代理变量较为合适。

²根据美国布鲁金斯学会（Brookings）2018 年的排名，前十位国家包括中国、美国、日本、德国、韩国、印度、意大利、法国、英国和巴西。除韩国（11）外，其它九国 GDP 规模也位居全球前十位。

³限于篇幅，回归结果未列示，留存备索。

表 3 按照制造业规模分组的回归结果

变量	制造业大国		其余样本国家	
	全阶段 REER_Index	全阶段 lnreerindex	全阶段 REER_Index	全阶段 lnreerindex
L.CA/GDP	1.685*** (0.261)	0.365*** (0.056)	0.131 (0.102)	0.029 (0.022)
L.PPPGDP/Top3	0.112*** (0.033)	0.023*** (0.007)	-0.019 (0.021)	-0.004 (0.004)
L.VOX	0.033 (0.113)	0.007 (0.024)	-0.188** (0.082)	-0.040** (0.018)
L.trade_op#	-0.904*** (0.085)	-0.195*** (0.018)	-0.122*** (0.028)	-0.026*** (0.006)
gdp_growth_e	3.670*** (0.678)	0.795*** (0.147)	0.664 (0.592)	0.138 (0.130)
ad_price	-0.015 (0.202)	-0.001 (0.043)	-0.152* (0.086)	-0.034* (0.019)
L.K_stock_per	-0.010 (0.025)	-0.002 (0.005)	0.020 (0.017)	0.004 (0.003)
political_risk	-0.064 (0.145)	-0.013 (0.031)	-0.105 (0.078)	-0.021 (0.017)
L.health_spending/GDP	-1.933*** (0.610)	-0.409*** (0.132)	-0.842 (0.490)	-0.191 (0.107)
rate_df_kopen#	-0.266 (0.406)	-0.054 (0.088)	0.990*** (0.230)	0.212*** (0.050)
private credit/GDP	0.226*** (0.085)	0.048*** (0.018)	0.158*** (0.044)	0.033*** (0.009)
res_KC	-2.665*** (0.586)	-0.583*** (0.127)	-0.763 (0.488)	-0.171 (0.107)
Constant	4.578*** (0.013)	1.521*** (0.002)	4.577*** (0.009)	1.521*** (0.001)
观察值	250	250	741	741
国家数目	10	10	29	29

注：“L”代表滞后一期，“#”代表代理变量，括号里为标准误，***代表 $p < 0.01$ ，**代表 $p < 0.05$ ，*

代表 $p < 0.1$ ；结果保留三位小数。

（四）进一步讨论：估值效应对于实际有效汇率的决定影响几何？

根据前文理论部分的（26）式，如果忽略汇率、资产价格收益率调整引起净国外资产头寸的变化，当年年末减年初净国外资产的变动应该等于该年份经常账户余额。然而，使用净国外资产变化作为解释变量替换经常账户盈余，却发现无论对于全样本、发展中国家还是发达国家而言，净国外资产变化均不是实际有效汇率变动的主要驱动因素¹，这样的倒推法表明对于发达国家和发展中国家而言，均存在着一定的估值效应。

由于估值效应主要由于国外资产与债务货币错配和收益率不一致导致，参考前文（24）、（25）的推导结果，引入净国外资产占比的滞后一期与总产值与贸易品产值之商的交乘项，考察上一期国外资产引起收益率的变化是否会导致实际有效汇率走向发生变化。

实证结果显示，在 0.05 显著水平下，经常账户、净国外资产收益与总产量与贸易品产量之商交互作用对实际有效汇率走向构成显著影响²，一定程度上说明净国外资产收益对实际有效汇率变动的驱动作用，但是回归系数较小，影响相对有限。此外，估值效应的存在使存量与流量调整呈现不一致，导致存量调整对于实际有效汇率的驱动作用显著下降，并可能导致顺差国长期积累的经常账户盈余无法转化为净国外资产与收益的扩增。对于逆差国情况则反之。

六、稳健性检验

为了进一步检验以上模型估计结果的可靠性，本文分别采取替换或增加解释变量、替换被解释变量、分阶段分样本检验与引入滞后项等方式进行稳健性检验。

（一）替换或增加解释变量

由于本文理论模型中基本假设之一为存在生产和消费产品的母国偏好，在资本未完全流动、存在交易成本的条件下，一国融资行为也通常具有母国偏好。此外，短期资本流动也通常驱动一国实际有效汇率的走向。因此，我们选择增加解释变量的方法进行稳健性检验，首先引入变量资金母国偏好程度（financial home bias）³作为新增的解释变量，与其它解释变量一起建立面板方程；其次引入资金母国偏好与净国外资产变动占比的交乘项作为新增解释变量，该变量衡量了本土融资便利性程度⁴；再次，引入短期资本流动规模⁵（short-term capital flow）作为新增解释变量加入面板回归中。

¹ 篇幅限制，回归结果省略，可联系作者索取。

² 同上。

³ 资金的母国偏好指本国私人部门倾向于使用本国资金进行融资，计算方法为本国居民持有本国负债的份额，数据来源于 IMF 的 EBA 数据库。

⁴ 交乘项数值越大，代表本土融资越为便利，外部借入资金比例越小，风险越低，实际有效汇率越容易升值。

⁵ 短期资本流动规模用一国金融账户净额减去直接投资项之差比一国 GDP 表示。

全样本的回归结果表明¹，在 5% 的显著水平下，经常账户盈余占比的扩大或逆差的缩减会促进实际有效汇率升值，同时，新加入的解释变量母国资金偏好程度也是实际有效汇率的显著正向驱动因素，反映融资便利程度的交乘项也是实际有效汇率的显著驱动因素，这与我们的理论设定相一致；引入的短期资本流动规模也是实际有效汇率的重要驱动因素；此外，其它关键解释变量的显著性和符号几乎并未受到影响，这说明前文实证回归结果较为稳健。

（二）替换被解释变量

选择实际有效汇率水平 REER_Level 作为替换被解释变量²，其是在世界银行 ICP 购买力平价汇率和实际有效汇率 REER 指数相结合中构造的，这是鉴于计算实际有效汇率每年盯住的产品篮和价格存在着异质性，实际有效汇率测量的误差容易引起汇率评估的误差，新被解释变量更接近于真实实际有效汇率水平，对全样本全时间段基准回归进行稳健性检验。回归结果显示³，替换被解释变量为实际有效汇率水平后，无论引入经常账户相对规模本身还是经常账户与贸易品比例的交互项，关键解释变量经常账户相对比例对实际有效汇率的正向驱动作用及显著性并未发生改变，交互项符号也与前文一致，这说明回归结果较为稳健。

（三）其它稳健性检验

首先，为进一步证明经常账户调整对实际有效汇率的影响在国家与时间层面的异质性，同时为了保证实证结果的稳健性，本文构造国家层面（发达国家与发展中国家）与时间层面（危机时段：1997-1999，2008-2009）的虚拟变量，构建核心解释变量的交互项进行回归分析。结果表明⁴，经常账户调整对实际有效汇率的驱动作用具有显著的异质性与阶段特征。

其次，根据 Engel（2016）的研究推断，经常账户变动对汇率的驱动作用通常具有一定的时滞效应，同时为了进一步降低双向因果造成的内生性问题，本文引用经常账户相对规模的滞后二期与滞后三期作为解释变量，实证表明⁵，经常账户变动对实际有效汇率的驱动作用确实存在一定的滞后效应，同时其余解释变量对实际有效汇率的作用方向几乎并未发生显著改变。

此外，为了验证经常账户调整在时空维度的异质性及实证结果的稳健性，本文还采用如下方法进行稳健性检验⁶：（1）使用经常账户相对规模的滞后二期与滞后三期作为解释变量，验证经常账户调整对实际有效汇率在发达国家与发展中国家组别中的驱动作用；（2）改变被解释变量为实际有

¹ 同上。

² REER_LEVEL 的计算方法如下：首先选择基准年 2011 年世界银行 ICP 的收入水平（衡量的是相对于美国的价格水平）作为标尺；其次，使用 IFS 的实际有效汇率指数构建跨国面板集，对每一国家的样本期间 REER 指数进行扩展，这些指数被重新调整为基准年指数的值。

³ 篇幅限制，回归结果未列示，留存备案。

⁴ 同上。

⁵ 同上。

⁶ 同上。

效汇率水平（REER_Level），进行发达国家与发展中国家的分阶段回归；（3）将制造业规模衡量标准替换为一国进出口增加值占 GDP 比重，将全球排名前十¹的样本国家与其余国家分组进行回归。上述方法得到的结果与前文实证结论无显著的差异，证明了实证结论是较为稳健的。

七、结论与政策建议

本文参考 OR（2005）三国模型，类比构建三个经济体，推导出实际有效汇率与经常账户变动的结构方程式，结合 EBA 法中的实际有效汇率决定式，运用全球 39 个国家 1990-2016 年的非平衡面板数据，对经常账户作用于实际有效汇率的驱动作用做出实证检验。研究表明：第一，总体而言，全球经常账户的变动是实际有效汇率走向显著的驱动因素，经常账户盈余的扩增或逆差的减少会驱动实际有效汇率显著升值；第二，经常账户调整对一国实际有效汇率的影响具有国别间的非对称性与时变效应；第三，制造业规模放大了经常账户变动对实际有效汇率的正向冲击；第四，净国外资产收益变动及产生的估值效应对一国实际有效汇率的显著影响不可忽视。

笔者进一步对发达国家失衡加剧期间、制造业小国分组中，经常账户对实际有效汇率的驱动影响并不显著做出合理分析。由于现实中，理论模型推导的基于贸易渠道调整的经常账户失衡并非与经常账户余额完全等同，还包括各国海外资产的利息收益和统计上的误差与遗漏，基于除个别发达国家（如美国）外，各国海外资产利息收益并不算高，因此这些国家的经常账户余额很可能存在严重的统计误差和隐含的资本外逃。此外，当今发达国家服务贸易更为占优、发展中国家货物贸易为主导的格局可能使经常账户对实际有效汇率的驱动作用存在异质性，随着发展中国家经常账户服务项与收益项比例的提升，未来经常账户对实际有效汇率的影响将会显著削弱，而各国 NFA 的金融调整渠道将更为明显。同时，笔者的实证结果也在一定程度上揭示了危机后全球经常账户是否呈现失衡调整的存量与流量之争的根源，即可能为存在较大的估值效应，造成存量调整不易对实际有效汇率构成显著影响。

本文的结论具有重要的政策涵义：首先，各国应该广泛重视国际收支中经常账户调整对宏观经济的冲击，付诸积极改善结构性失衡的努力，避免突然性的消极调整对实际有效汇率构成不利冲击、恶化贸易条件，对于方兴未艾的发展中国家更应注重改善收支结构，避免国民福利的恶化；其次，制造业大国要适时调整进出口结构，避免经常账户与实际有效汇率联动，从而保护本国企业的合法权益；再次，各国应改善本国经济结构，防范系统性金融风险，避免风险的累积经对外部门的放大酿成货币危机或金融危机；最后，在全球范围内各国应携手合作，避免大规模贸易冲突或贸易战的

¹ 根据世界贸易组织（WTO）2016、2017、2018 年的平均排名选取。

发生，积极做出有利于经常账户再平衡的结构性调整。

【参考文献】

- [1] Alessandria, G. A., & Choi, H., "The dynamics of the US trade balance and real exchange rate: The J curve and trade costs?", 2019, (No. w25563). National Bureau of Economic Research.
- [2] Belabed, C. A., Theobald, T., & Van Treeck, T., 'Income distribution and current account imbalances'. *Cambridge Journal of Economics*, 2017, 42(1),47-94.
- [3] Bénétrix, A. S., & Lane, P. R., "Fiscal shocks and the real exchange rate", *International Journal of Central Banking*, 2013, 9(3), 6-37.
- [4] Chang, C., Liu, Z., & Spiegel, M. M., "Capital controls and optimal Chinese monetary policy", *Journal of Monetary Economics*, 2015, 74, 1-15.
- [5] Chiu, Y. B., Lee, C. C., & Sun, C. H., "The US trade imbalance and real exchange rate: an application of the heterogeneous panel cointegration method", *Economic Modelling*, 2010, 27(3), 705-716.
- [6] Engel, Charles., "Exchange rates, interest rates, and the risk premium." *American Economic Review*, 2016, 106(2), 436-474.
- [7] Ferrero, A., "House price booms, current account deficits, and low interest rates", 2015, *Journal of Money, Credit and Banking*, 47(S1), 261-293.
- [8] IMF, "External Balance Assessment (EBA) : Technical Background of the Pilot Methodology". 2017, Washington, D.C.
- [9] Kim, S., "Country characteristics and the effects of government consumption shocks on the current account and real exchange rate", *Journal of International Economics*, 2015, 97(2), 436-447.
- [10] La Marca, M., "Real exchange rate, distribution and macro fluctuations in export-oriented economies", *Metroeconomica*, 2010, 61(1), 124-151.
- [11] Müller-Plantenberg, N. A., "Balance of payments accounting and exchange rate dynamics", *International Review of Economics & Finance*, 2010, 19(1), 46-63.
- [12] Obstfeld, M., and Rogoff, K., "Exchange rate dynamics redux", *Journal of Political Economy*, 1995, 103(3), 624-660.
- [13] Obstfeld, M., & Rogoff, K. S., "Global current account imbalances and exchange rate adjustments", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2005, (1), 67-123.
- [14] Rafiq, S., "Fiscal stance, the current account and the real exchange rate: Some empirical estimates from a time-varying framework", *Structural Change and Economic Dynamics*, 2010, 21(4), 276-290.
- [15] 肖立晟、王博, "全球失衡与中国对外净资产: 金融发展视角的分析", 《世界经济》, 2011年第2期, 第57-86页。

Asymmetric Effects of Current Account Fluctuations on Real Effective Exchange Rates and its Potential Channels

MING ZHANG YAO LIU

Abstract: Based on the three-country model of OR(2005), combined with EBA REER method, this paper investigates the current account adjustments on a country's REER. The study demonstrates that: First, both the increase of surplus and reduction of deficit drive REER appreciation in developing countries, but pose non-significant effect on developed countries. Second, the effect of current account adjustment on a country's real effective exchange rate has asymmetric and time-varying effects among countries. Third, the manufacturing scale and valuation effects also influence the transmission of the current account to the real effective exchange rate. The main suggestion of this paper is that countries need to pay close attention to the impact of current account adjustments on real effective exchange rate movements, and avoid the deterioration of terms of trade caused by linkages of both items.

Key Words: current account adjustment; real effective exchange rate; valuation effect

经济政策不确定性、金融发展与双边跨境银行资本流动

曾松林¹ 刘周熠² 黄赛男³

【摘要】本文基于 1985 年 1 季度至 2018 年 4 季度的双边跨境银行信贷数据，涵盖 18 个报告国与 191 个接受国，总样本量约 13 万条，考察报告国与接受国金融发展水平对经济政策不确定性冲击下双边跨境银行资本流动的影响。基于多维固定效应模型，本文实证结果发现：（1）报告国经济政策不确定性上升会导致双边跨境银行资本外流减少，即发生银行信贷撤回现象；（2）报告国金融发展水平越高，其跨境银行资本外流越低；（3）报告国和接受国的金融发展水平对经济政策不确定性冲击时跨境银行资本流动变动的影响存在差异：报告国金融发展水平上升能缓解经济政策不确定性冲击时其跨境银行资本撤回；且金融发展较高的接受国为不确定性冲击下跨境银行资本撤回提供更多的银行信贷。本文的政策启示在于各国央行在制定跨境资本流动管理的宏观审慎政策时不仅需实施跨周期宏观调控，同时也需要考虑报告国与接受国的金融发展因素，实行差异化的双边跨境银行资本流动管理措施。

【关键词】经济政策不确定性；金融发展；双边跨境银行资本流动

一、引言

20 世纪 90 年代以来，全球跨境银行债权债务规模显著增长，2008 年第二季度全球跨境银行债权债务存量均达到历史峰值，分别为 344894.97 亿美元和 305175.68 亿美元。但自 2008 年金融危机爆发，全球跨境银行债权债务规模开始急剧下降，直到 2020 年才恢复至雷曼兄弟破产前夕的峰值水平（见图 1）。跨境银行资本流动受到政策制定者和学界广泛关注，因为跨境银行资本流动与总资本流动具有高度的正相关性（Wang, 2018），而且跨境银行资本流动在全球金融周期和危机传导中作用显著（谭小芬和左振颖，2020）。全球金融危机爆发后，各国政府经济政策调整的相互作用使得政策预期和效果的不确定性陡然上升，造成国际资本流动骤停或撤回事件频发（曾松林等，2021）。

¹ 曾松林，中南财经政法大学金融学院副教授。

² 刘周熠，中南财经政法大学金融学院博士研究生。

³ 黄赛男，中南财经政法大学法与经济学院副教授。

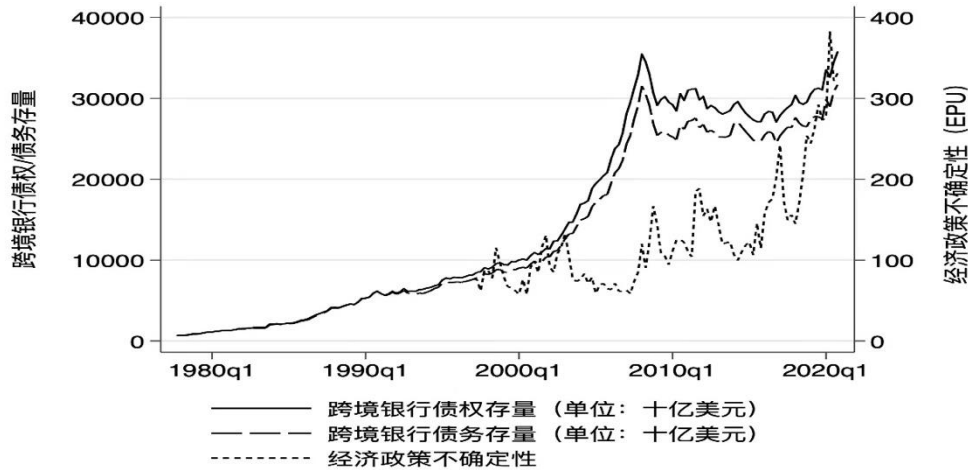


图 1 全球跨境银行总资本流动的走势

资料来源：作者根据 LBS 数据库绘制

在全球经济政策不确定性加大与新冠疫情冲击的百年未有之大变局背景下，中国提出以国内大循环为主体、以国内国际双循环相互促进的“双循环”新发展格局，并且在“十四五”规划中提出实行高水平对外开放，稳妥推进银行、证券、保险等金融领域开放，深化境内外资本市场互联互通。经济政策不确定性对国际资本流动的影响引起学界的广泛关注（Choi & Furceri, 2019；谭小芬和左振颖，2020）。实证结果发现一国经济政策不确定性上升导致本国资本撤回。同时，也有学者研究金融发展对国际资本流动的影响机理并进行实证分析（Mendoza et al., 2009；Von Hagen & Zhang, 2014；赵新泉和刘文革，2016；杨继梅等，2020）。从理论机制上看，金融发展通过缓解信息不对称促进贷款需求，提高一国金融资产的收益率从而吸引国际资本流入；从实证结果上看，金融资本流向金融发展程度高的国家；而直接投资流向金融发展程度较低的国家。近期，有学者开始同时考虑经济政策不确定性与金融发展对国际资本净流入的影响（王东明和鲁春义，2019），但其分析对象是单个国家的国际资本净流入，且在其采用的向量自回归模型框架下无法分析金融发展对经济政策不确定性冲击下双边跨境银行资本流动的调节效应，亦无法分析接受国金融发展的作用。

鉴于金融发展可缓解融资约束（Rajan & Zingales, 1998），且经济政策不确定性上升触发融资约束进而引起跨境资本流动的大幅波动，本文运用双边跨境银行债权数据，以不确定性对跨境银行资本流动的影响为基准，将报告国和接受国的金融发展水平纳入分析框架，探讨报告国与接受国的金融发展对经济政策不确定性冲击下双边跨境银行资本流动的调节效应。本文主要从三个方面对现有文献进行拓展。一是视角的创新。本文从报告国和接受国金融发展水平差异切入，分析报告国和接受国金融发展水平对经济政策不确定性冲击下跨境

银行资本流动的影响¹。二是数据创新。本文利用 BIS 的 LBS 双边跨境银行资本流动数据库与 IMF 金融发展水平数据库的匹配数据。LBS 数据库具有报告国-接受国-时间的三维面板数据结构，充分利用双边跨境银行资本流动数据库可加入接受国—时间固定效应，有效控制来自同一接受国信贷需求因素对国际资本流动的影响，分离影响国际资本流动的供给方因素与需求方因素，更精准识别报告国经济政策不确定性和金融发展的影响，以及两者的交互作用。三是新的实证发现。本文发现报告国和接受国金融发展对经济政策不确定冲击下双边跨境银行资本流动的影响存在差异。

一、文献综述

本文研究与国际金融领域跨境资本流动的三类文献相关：一是跨境银行资本流动的相关文献；二是不确定性冲击影响跨境资本流动的文献；三是金融发展对跨境资本流动影响的文献。

第一，国际资本流动研究开始从总资本流动研究转向资本账户子项目流动研究，尤其是跨境银行资本流动受到重点关注。跨国借贷是金融周期与金融风险跨境传播的渠道，Bruno & Shin (2015) 构建理论模型发现通过跨境银行资本流动，银行杠杆周期已成为全球流动性的决定性因素，且指出跨境银行的债务结构可反映金融周期的状态以及金融系统的风险溢价。陈暮紫等 (2020) 发现银行同业借贷业务发展壮大，形成错综复杂的借贷网络，造成金融风险跨境外溢。此前，银行跨境资本流动的文献大多基于微观层面的银行贷款数据，虽然可较清晰地刻画金融危机时跨国银行贷款模式的变化 (Giannetti & Laeven; 2012)，但是涉及样本国较少、时间跨度较短。最近有学者开始运用 BIS 的跨境银行资本流动数据分析不确定性或货币政策对跨境银行资本流动的影响 (Choi & Furceri, 2019; 谭小芬和左振颖, 2020; Correa et al., 2021)。

第二，全球金融危机后，国际资本流动骤停频发，不确定性冲击对资本流动的影响备受关注。相关研究集中探讨了不确定性与证券投资组合 (Gauvin et al., 2014) 和外国直接投资 (Julio & Yook, 2016) 的关系。然而，准确识别不确定性对资本流动的影响，需区分并控制影响资本流动的供给因素和需求因素。Choi & Furceri (2019) 基于 BIS 的 LBS 双边跨境银行资本流动数据库，研究了报告国不确定性对双边跨境银行资本流动的影响，实证结果表明报告国不确定性上升会显著抑制双边跨境银行的借贷行为。国内学者也基于该数据库

¹ 从金融发展角度对双边跨境银行资本流动进行分析是 Wang (2018) 文章中典型事实提及的研究思路，但 Wang (2018) 并未进行深入探讨。

(LBS) 研究报告国经济政策不确定性对其跨境银行资本流出的影响, 并且对经济政策不确定性影响跨境银行资本流动的机制进行了诸多探索 (谭小芬和左振颖, 2020)。

第三, 金融发展能缓解信贷约束与信息不对称, 因此被认为是国际资本流动重要驱动因素。Ju & Wei (2010) 研究指出金融发展程度较高的国家和较低的国家在外商直接投资和金融资本存量上存在差异。同时, 赵新泉和刘文革 (2016)、杨继梅等 (2020) 利用跨国面板数据发现跨境资本流量同样受一国金融发展水平的影响。Von Hagen & Zhang (2014) 基于两国跨代交叠理论模型认为金融发展跨国差异能解释当前国际资本流动的特征事实, 即金融资本从金融欠发达国家流向金融发达国家, 而直接投资从金融发达国家流向金融欠发达国家。据本文作者掌握现有文献信息, 暂没有文献基于双边银行资本流动数据 (LBS) 运用多维度固定效应模型探讨报告国与接收国金融发展水平对经济政策不确定性冲击下跨境银行资本流动的影响。

综合来看, 国际资本流动的相关文献从总资本流动转向子项目资本流动, 从单边数据转向双边数据, 相关理论与实证研究不断丰富与深入。已有文献开始关注不确定性或金融发展对国际资本流动的影响, 鲜有文献运用双边跨境银行资本流动三维面板数据同时考察不确定性与金融发展及其交互项对国际资本流动的影响。且大多数金融发展与资本流动的相关文献只关注单边国家金融发展水平, 未从交易双方各自金融发展水平展开探讨。鉴于此, 基于 LBS 数据库, 本文引入报告国和接受国双方的金融发展水平, 利用 18 个报告国与 191 个接受国¹的双边跨境银行资本流动季度数据, 深入探讨报告国和接受国的金融发展水平对经济政策不确定性冲击下跨境银行资本流动的影响。

二、理论机制分析

(一) 金融发展影响跨境资本流动的理论机制

Von Hagen & Zhang (2014) 构建两国跨代交叠一般均衡理论模型探讨金融发展影响跨境资本流动的理论机制。其认为存在着两个重要的渠道影响跨境资本流动。一是新古典渠道, 资本劳动比的差异导致资本边际收益率的差异, 资本流向资本稀缺国家, 因为它的资本边际收益率高; 二是金融发展渠道。在金融发展水平较低的国家, 信贷需求受到压抑, 导致银行贷款收益较低。一国资本的收益率则取决于这两个渠道的联合作用。

¹ BIS 的 LBS 数据库在剔除离岸中心国家后和经济政策不确定性 EPU 数据库的交集为 18 个报告国。具体是: 澳大利亚、比利时、巴西、加拿大、智利、法国、德国、希腊、爱尔兰、意大利、日本、韩国、墨西哥、荷兰、西班牙、瑞典、英国、美国。

在金融发展水平较低的国家，金融资本收益率低，但是由于资本劳动比较低，其权益资本边际收益较高，从而形成金融资本与权益资本收益的差异。具体而言，一国金融发展水平越低，贷款收益率越低，权益资本收益越高。

因此，当两个经济体存在金融发展水平差异时，无套利约束导致两国金融资本收益率与权益资本收益率收敛至同一水平，引发金融资本与权益资本的异质性流动。金融欠发达国家的权益资本收益率更高，故权益资本流向金融欠发达国家；但是由于金融发达国家的金融资本收益率更高，金融资本从金融欠发达国家流向金融发达国家。因此，本文提出假设 1。

假设 1：在经济稳定时期，跨境银行资本从金融不发达国家流向金融发达国家，即报告国金融发展水平越高，其跨境银行资本外流越低。

（二）金融发展影响经济政策不确定性冲击下跨境银行资本流动的作用机制

由于存在金融摩擦，金融发展能有效减少一国融资成本进而缓解一国市场主体面临的融资约束（Rajan & Zingales, 1998）。一方面，金融发展能提高储蓄-投资转换率，提高资本使用效率。另一方面，金融发展可以通过各种金融工具的创新、金融资源的扩张产生规模效应，降低交易成本和投资风险，扩宽融资渠道，增加市场资金供给从而缓解市场融资约束。因此一国金融发展程度越高，该国金融机构和金融市场规模越大，能提供更多的资本与流动性；为市场主体提供更为便捷的金融服务；更有效率优化资源配置，更有能力以低成本地为市场主体提供金融服务，因此面临的融资约束越小。

经济政策不确定性上升时一国市场主体面临的融资约束比经济正常时期更大（Ma & Hao, 2022），导致本国资本从国外撤回（Wang, 2018）。经济政策不确定性通过三个渠道加剧一国市场主体的融资约束。第一，经济政策不确定性上升会通过债券市场影响市场主体外部融资。由于委托代理和道德风险，经济政策不确定性加大时，债权人一方面会减少借贷，另一方面也会提高风险溢价（Francis et al., 2014），市场主体发债难度上升。第二，经济政策不确定性上升会通过股票市场影响市场主体外部融资。经济政策不确定性上升会使得股票价格波动加剧，股票价格的信息含量变少，市场主体通过发行股票融资成本上升（Pham, 2019）。第三，经济政策不确定性加大导致市场主体的预期现金流减少。

金融发展通过融资约束渠道作用于经济政策不确定性冲击对跨境银行资本流动的影响。由于存在金融摩擦，一国金融发展程度越高，能提供更多的资本与流动性、促进风险承担、以及降低外部融资成本（Sahay et al., 2015）。因此，金融发展使得其国内金融市场和金融机构在面对不确定性加大时吸收冲击的能力更强，而且其借款者净收入对金融条件变化的敏感性较小，从而减缓金融对经济周期的加速作用（Bernanke et al., 1999），使得宏观经济波

动较小 (Svirydzenka, 2016), 导致跨境银行资本流动规模变动较小。Chor & Manova (2012) 发现金融发展能通过融资约束渠道缓解金融危机对国际贸易的负面冲击。Gilchrist et al. (2014) 同样发现不确定性对金融发展程度越高的经济体影响越微弱。此外, 一国金融发展程度越高, 可以降低非系统性风险与以自我保险为目的的储蓄率, 从而缓解谨慎储蓄的动机 (Bandiera et al., 2000)。从不可逆投资角度来看, 金融发展程度较高的国家, 可以平滑消费与市场需求, 进而降低企业谨慎投资的动机使得企业对扩张性刺激政策的反应更强烈 (Bloom et al., 2018)。

总之, 当报告国面临经济政策不确定性冲击时, 会导致融资约束加大致使其跨境银行资本撤回, 即当报告国经济政策不确定性升高时会发生银行信贷撤回本国现象。而报告国的金融发展水平通过减轻融资约束来缓冲经济政策不确定性对双边跨境银行资本流动的影响。因此, 本文提出假设 2。

假设 2: 一国金融发展水平上升能缓解该国面对经济政策不确定性冲击时其跨境银行资本的撤回。

在经济稳定时期, 金融发达国家的金融资本收益率更高, 导致金融资本从金融欠发达国家流向金融发达国家 (Von Hagen & Zhang, 2014), 即在经济政策不确定性冲击发生前, 跨境银行资本主要流向金融发达国家, 金融发达国家因此积累较大规模的对外负债 (Mendoza et al., 2009)。因此, 当面临经济政策不确定性冲击时, 一国主要从之前资本流向较多国家 (金融发达国家) 撤回资本。

此外, 金融发展水平越高的国家, 其信贷约束越小, 资金更为充足, 提供金融服务的能力越强 (Sahay et al., 2015), 因此当报告国欲将跨境银行资本撤回本国时, 从金融发达的接受国撤回相对容易。因此, 本文提出假设 3。

假设 3: 一国经济政策不确定性升高时, 主要从金融发展水平较高的接受国撤回其跨境银行资本。

三、模型设定、变量与数据

(一) 数据来源

本文使用国际清算银行 (BIS) 地区银行业统计 (LBS) 数据中双边跨境银行间债权作为主要数据来源。LBS 数据库提供报告国与 200 多个接受国之间的双边借贷数据, 具有诸多优势: 第一, 双边跨境银行资本流动数据库为三维数据, 由于接受国的宏观经济变量数据大量缺失, 无法通过控制变量消除接受国宏观经济变量对资本流动的影响。通过控制接受国一时

间固定效应，可区分影响双边跨境银行资本流动的供给因素和需求因素。第二，LBS 数据库的资本流动金额统一以美元计价，提供的数据已经过汇率调整，可以消除汇率变动带来的估值效应。第三，LBS 数据库涵盖全球跨境银行资本流动中约 93% 的跨境银行信贷业务，具有很强的代表性。

（二）模型设定

为探讨经济政策不确定性和报告国金融发展水平对双边跨境银行资本流动的影响，构建以下多维固定效应模型：

$$\Delta Claim_{ijt} = \alpha + \beta EPU_{it-1} + \sigma FD_{it-1} + \gamma X_{it-1} + \epsilon_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中， i 和 j 分别表示银行跨境债权的报告国和接受国； t 表示季度； $\Delta Claim_{ijt}$ 为报告国 i 对接受国 j 在 t 期的跨境银行债权存量增长数据； EPU_{it-1} 为报告国的经济政策不确定性； FD_{it-1} 为报告国的金融发展水平； X_{it-1} 为报告国层面的控制变量； ϵ_{jt} 为接受国一时间层面固定效应，用来控制需求方因素变动对跨境银行资本流动的影响¹。 ε_{ijt} 为残差项。

为研究报告国与接受国的金融发展水平对经济政策不确定冲击下双边跨境银行资本流动的影响，在模型（1）基础上分别引入报告国和接收国金融发展水平与 EPU 的交互项：

$$\Delta Claim_{ijt} = \alpha + \beta EPU_{it-1} + \sigma FD_{it-1} + \eta FD_{it-1} \times EPU_{it-1} + \gamma X_{it-1} + \epsilon_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

$$\Delta Claim_{ijt} = \alpha + \beta EPU_{it-1} + \delta FD_{jt-1} + \zeta FD_{jt-1} \times EPU_{it-1} + \gamma X_{it-1} + \epsilon_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

其中， FD_{it-1} 和 FD_{jt-1} 分别为报告国和接受国的金融发展水平。为避免潜在的反向因果问题，所有解释变量滞后一期处理。同时，考虑到同一报告国—接受国的扰动项可能存在相关性，采用“国家对”层面的聚类标准误。

（三）变量测算

本文变量构建方法和数据来源的说明如下：

第一，被解释变量：报告国银行跨境债权增长率（ $\Delta Claim_{ijt}$ ）。参考谭小芬和左振颖（2020），使用双边跨境银行债权存量的增长率，而非债权存量作为被解释变量。其一，LBS 数据库提供经过汇率调整的债权流量（ $Flow_{ijt}$ ）数据，也就是 t 期债权存量变化。利用债权流量 $Flow_{ijt}$ 来衡量银行跨境债权存量变化能减轻汇率变动带来的估值效应。其二，采用

¹ 样本包含 191 个接受国，为防止引入过多接受国-时间虚拟变量而损失大量自由度，本文使用接受国-年度固定效应，而不是接受国-季度固定效应。

变化率而非存量数据能避免跨境银行资本流动规模较大的“国家对”对回归结果产生支配性影响。

第二, 核心解释变量: 经济政策不确定性 (*EPU*)。EPU 数据来源于 Baker et al. (2016), 其对国内报纸进行文本分析, 通过量化“不确定性”、“经济”和“政策”及其相关词出现的频率构建了 EPU 指标。本文取月度 EPU 的算数平均数得到季度 EPU 数据。另一个核心解释变量为金融发展 (*FD*)。金融发展指标数据来自于国际货币基金组织 (IMF) 的金融发展数据库 (FDID), 该指标从深度、可得性和效率三个维度描述金融市场和金融机构的发展水平。

第三, 报告国层面控制变量: 参照 Choi & Furceri (2019) 与谭小芬和左振颖 (2020), 本文选取经济增长率 (*GDP growth*), 通货膨胀率 (*Inflation*), 市场利率 (*Interest Rate*), 名义汇率增长率 (*NER growth*)¹, 主权风险 (*Debt to GDP*) 等五个变量为控制变量。经济增长率和通货膨胀率数据源于 IFS, 市场利率数据来自 CEIC, 主权风险数据来自 HPDD。

本文遵照 IMF 分类, 从样本中剔除报告国或接受国是离岸金融中心的数据, 同时剔除债权存量数据为负数的值, 最终得到 1985Q1—2018Q4 18 个报告国对 191 个接受国的双边银行跨境债权非平衡面板数据, 样本量约为 13 万条。为避免极端值的影响, 所有变量进行 1% 缩尾处理。变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计

变量	观测值	平均数	标准差	最小值	最大值
<i>ΔClaim</i>	129896	11.256	67.529	-82.353	494.668
<i>EPU</i>	129896	124.044	72.103	17.571	659.818
<i>FD</i>	129896	0.737	0.135	0.333	0.958
<i>Inflation</i>	129896	1.910	1.653	-3.945	16.858
<i>GDP growth</i>	129896	0.531	0.968	-5.691	6.129
<i>Debt to GDP</i>	129896	73.555	41.534	3.879	233.543
<i>NER growth</i>	129896	0.200	4.296	-7.897	37.379

¹ 采用美元标价法, 汇率数值变大, 表示货币对美元贬值。数据来自于 BIS。

<i>Interest Rate</i>	129896	2.638	2.886	-0.400	26.500
----------------------	--------	-------	-------	--------	--------

四、实证结果与分析

（一）报告国金融发展水平和经济政策不确定性对双边跨境银行资本流动的影响

表 2 展示报告国金融发展水平和经济政策不确定性对双边跨境银行资本流动的影响(模型 1)。实证结果表明报告国 EPU 系数在 1%水平上显著为负,为-4.908(列 3),即随着 EPU 增加,报告国减少双边跨境银行资本外流,表现为银行撤回信贷或减少放贷。具体而言,当 EPU 从历史平均值(124.04)上升一个标准差(72.10),报告国跨境银行债权增长率将下降 2.86%¹,相对于平均季度增长率(11.25%),这一下降幅度经济意义显著。EPU 与跨境银行资本流动显著负向关系印证 Wang(2018)的发现:本国不确定性上升,国内投资者倾向于增加本国的风险敞口。这种“本国偏好”可能是由于存在信息不对称(Tille & van Wincoop, 2014)或国家主权风险(Caballero & Simsek, 2020),又或者资产负债表渠道(Correa et al., 2021)。所以当 EPU 上升时,报告国倾向于缩小跨境信贷。

另外,金融发展系数在 1%的水平上显著为负,为 -29.827,表明金融发展水平的提高会降低跨境银行资本流出,这与 von Hagen & Zhang(2014)代际交叠理论模型结论一致,其理论机理为金融发达国家的金融资本回报率更高,从而降低本国银行体系对国际信贷市场的供给。本文的实证结果为代际交叠理论模型提供了经验证据。

¹ $(72.10/124.04) * (-4.908) = -2.86$ 。

表 2 报告国金融发展与经济政策不确定性对跨境银行资本流出的影响

	银行跨境债权存量增长率 ($\Delta Claim$)		
	(1)	(2)	(3)
EPU_{it-1}	-6.882***	-5.691***	-4.908***
	(-10.346)	(-9.075)	(-7.802)
FD_{it-1}		-28.637***	-29.827***
		(-8.613)	(-9.516)
$Interest Rate_{it-1}$			0.695***
			(4.477)
$Inflation_{it-1}$			0.194
			(1.027)
$GDP growth_{it-1}$			1.274***
			(4.775)
$NER growth_{it-1}$			-0.122***
			(-2.612)
$Debt to GDP_{it-1}$			-0.034***
			(-5.113)
Observations	145844	133317	130841
R-squared	0.048	0.053	0.056

注：括号内为 t 值，***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。所有回归均包含接受国-时间固定效应，并采用“国家对”层面的聚类标准误。

(二) 报告国金融发展的调节效应

表 3 展示报告国金融发展水平对经济政策不确定性冲击下双边跨境银行资本流动的调节效应（模型 2）。首先在第（1）列和第（2）列引入报告国金融发展水平与 EPU 的交互项。交互项回归系数在 1% 的置信度下显著为正，与 EPU 系数符号方向相反，表明报告国金融发展水平能够“缓冲”EPU 冲击对跨境银行资本外流的影响。对于金融不发达经济体（金融发展指数接近于零），EPU 冲击下跨境银行信贷大幅撤回；随着金融发展水平上升，跨境银行信贷撤回程度下降；而在金融高度发达国家（金融发展指数接近 1），EPU 对跨境银行信贷的负向影响几乎消失。报告国金融发展水平能“缓冲”不确定冲击下双边跨国银行信贷紧缩程度，

这是因为金融发达国家的金融机构与金融市场的金融工具较丰富，能够满足本国微观个体在经济不稳定时期或经济衰退时期贷款需求的增加，从而减缓经济波动对跨境资本流动的影响（Sahay et al., 2015; Svirydzenka, 2016）。因此报告国的金融发展水平对经济政策不确定性升高引发银行资本撤回本国起到缓冲作用。

为验证上述结论，根据金融发展水平将报告国分为金融发达国家和金融不发达国家，进行分组检验。本文将各个经济体每年的金融发展指数排名加总后，定义排名前 39 个经济体为金融发达经济体¹。表 3 第 3-6 列分组回归结果显示，相对于金融发达国家，金融不发达国家的跨境银行资本流动受到 EPU 冲击的负向影响更大，报告国金融发展的“缓冲”作用稳健。

表 3 报告国金融发展对经济政策不确定性冲击下跨境银行资本流动的调节效应

	全样本		金融发达国家		金融不发达国家	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
EPU_{it-1}	-19.521*** (-4.310)	-18.866*** (-4.194)	-3.713*** (-6.779)	- 2.904*** (-5.257)	-6.485* (-1.805)	-9.523** (-2.341)
FD_{it-1}	- 111.279*** (-4.159)	-112.910*** (-4.295)	5.398* (1.920)	-1.387 (-0.499)	- 134.727*** (-6.045)	- 104.966*** (-4.063)
$EPU_{it-1} \times FD_{it-1}$	18.041*** (3.231)	18.170*** (3.285)				
报告国控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	133317	130841	125411	122935	7822	7822
R-squared	0.053	0.056	0.059	0.061	0.119	0.119

同上

（三）接受国金融发展的调节效应

表 4 报告接受国金融发展水平对经济政策不确定性冲击下跨境资本流动的调节效应（模型 3）。交互项（ $EPU_{it-1} \times FD_{jt-1}$ ）系数在 1% 的置信度下显著为负，表明一国经济政策不确定性冲击下，其主要从金融发展水平较高的接受国撤回银行信贷。因为相较于金融不发达国家，金融发达的接受国流动性更高，信贷约束更小，其资金更为充足，因而能及时应对债权人的撤资需求，所以当报告国要撤回跨境银行资本回本国，从金融发达的接受国撤回相对容易。而且，在经济稳定时期，银行资本也主要是流向了金融发达国家（Von Hagen & Zhang,

¹ “39”是 IMF 定义的发达经济体数量。

2014), 故在经济政策不确定性冲击下一国也将主要从金融发展水平更高接受国撤回本国银行信贷。表 4 第 3-6 列分组回归结果显示, 金融发达国家的 EPU 的系数绝对值比金融不发达国家的大, 结论与交互项分析结果一致。

表 4 接受国金融发展对经济政策不确定性冲击下跨境银行资本流动的调节效应

	全样本		金融发达国家		金融不发达国家	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
EPU_{it-1}	-2.663**	-1.780	-6.636***	-6.281***	-5.426***	-4.530***
	(-2.059)	(-1.394)	(-5.605)	(-5.440)	(-7.290)	(-6.013)
FD_{jt-1}	5.713	10.852	-51.340***	-42.065**	-6.067	-8.432
	(0.287)	(0.548)	(-2.598)	(-2.117)	(-0.303)	(-0.410)
$EPU_{it-1} \times FD_{jt-1}$	-7.712**	-8.015***				
	(-2.552)	(-2.729)				
FD_{it-1}	-29.315***	-30.200***	-47.906***	-45.924***	-15.511***	-18.202***
	(-8.874)	(-9.788)	(-8.808)	(-9.090)	(-3.940)	(-4.789)
报告国控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	127057	124636	41207	39620	85850	85016
R-squared	0.052	0.054	0.039	0.045	0.056	0.057

同上

五、稳健性检验

(一) 报告国经济政策不确定性影响在“国家对”层面的异质性

为进一步分析报告国 EPU 的影响在不同金融发展水平“国家对”的异质性。本文将全样本划分为四组子样本: 金融发达国家—金融发达国家, 金融发达国家—金融不发达国家, 金融不发达国家—金融发达国家, 金融不发达国家—金融不发达国家。前者为报告国, 后者为接受国。实证结果显示: 报告国 EPU 上升会减少跨境银行资本流出, 且对金融不发达—金融发达“国家对”的双边跨境银行资本流动的负向影响程度最大。该结果进一步证实报告国和接受国金融发展水平对不确定性冲击下跨境银行资本流动的调节效应¹。

(二) 替换不确定性指标

考虑到数据的及时性和可获得性, Choi & Furceri (2019) 和 Wang (2018) 使用股市波动率作为经济政策不确定性的替代指标。与经典文献保持一致, 本文同时将基准回归中的经济政策不确定性 (EPU) 替换为股市波动率进行稳定性检验, 实证结果非常稳健。

(三) 为避免遗漏系统重要性解释变量可能造成有偏估计, 采用模型 (4) 进行实证研究², 结果依然稳健。

$$\Delta Claim_{ijt} = \alpha + \beta EPU_{it-1} + (\sigma, \delta)(FD_{it-1}, FD_{jt-1})'$$

¹ 篇幅所限, 各稳健型检验结果未予列示, 感兴趣的读者可向作者索取。

² 感谢匿名审稿专家的建议。

$$+(\eta, \zeta)(FD_{it-1} \times UNC_{it-1}, FD_{jt-1} \times UNC_{it-1})' + \gamma X_{it-1} + \epsilon_{jt} + \epsilon_{ijt} \quad (4)$$

六、结论与政策启示

本文基于 1985Q1—2018 年 Q4 国际清算银行（BIS）地区银行业统计（LBS）数据库中的双边跨境银行债权数据，研究报告国和接受国金融发展水平对经济政策不确定性冲击下双边跨境银行资本流动的影响。实证结果表明：

第一，报告国经济政策不确定性上升会造成跨境银行资本撤回，即国内经济政策不确定性增加，银行倾向于增加本国的风险敞口。

第二，报告国金融发展水平越高，其跨境银行资本越倾向于留在本国。

第三，经济政策不确定性对跨境银行资本流动的影响取决于报告国与接受国金融发展水平。具体而言，报告国金融发展水平可以缓冲经济政策不确定性上升时双边跨境银行资本撤回；接受国金融发展水平提高，为报告国不确定上升导致的双边跨境银行资本撤回提供更多的银行信贷，即受不确定冲击影响的国家主要从金融发达国家撤回贷款。

基于实证结论，本文对一国金融发展与在不确定性冲击下管理跨境资本流动有以下三点政策启示：

第一，发展中国家应积极主动提升本国总体金融发展水平。一国总体金融发展水平提高能有效监督市场主体的投资行为，提升本国贷款需求，减少本国银行资本外流。我国金融发展程度居于世界中等水平，且金融结构以间接融资为主，我国应积极从深度、可得性和效率三个维度促进金融市场发展，提升我国总体金融发展水平。

第二，当前全球疫情反复、地缘政治冲突与大宗商品价格剧烈波动，要高度重视经济政策不确定性冲击造成的经济后果，预防跨境银行资本大幅撤回。各国应一方面通过货币政策、财政政策与宏观审慎政策协同缓解经济政策不确定性的影响；另一方面也应加强沟通与合作，避免经济政策不确定性冲击造成的经济效应外溢。

第三，跨境银行资本流动大幅波动会干扰本国货币政策的独立性，发展中国家应加强对跨境资本流动的监测。发展中国家也应多元化本国银行跨境投融资的目的国以防范经济不确定性冲击导致的流动性风险，要注意“深度”与“广度”并行，与多国建立资本交流渠道。同时应前瞻性地采取跨境资本流动管理措施，通过宏观审慎结合微观管理防范跨境银行资本的大幅流动。例如，中国人民银行发布的《关于银行业金融机构境外贷款业务有关事宜的规定（征求意见稿）》指出，对宏观审慎调节因子与汇率风险折算因子实行动态逆周期调节，稳定市场预期，防范银行资本流动大幅波动和极端资本流动对宏观经济影响。

【参考文献】

- [1] 陈暮紫, 张小溪, 段海峰. 跨境银行业资金关联网络动态演化和传染分析[J]. 国际金融研究, 2020(05): 56-65
- [2] 黄赛男, 刘雁蔚, 曾松林. 贸易开放度会影响极端国际资本流动吗? ——基于 54 个经济体跨国面板数据的分析[J]. 国际金融研究, 2020(03): 45-54
- [3] 谭小芬, 左振颖. 经济政策不确定性对跨境银行资本流出的影响[J]. 世界经济, 2020, 43(05): 73-96
- [4] 王东明, 鲁春义. 经济政策不确定性、金融发展与国际资本流动[J]. 经济学动态, 2019(12): 75-93
- [5] 杨继梅, 马洁, 吕婕. 金融开放背景下金融发展对跨境资本流动的影响研究*[J]. 国际金融研究, 2020(4): 33-42
- [6] 曾松林, 吴青青, 黄赛男. 极端国际资本流动的经济影响与政策启示——基于资本账户子项目的视角[J]. 国际金融研究, 2021(08): 34-43
- [7] 赵新泉, 刘文革. 金融发展与国际资本流动: 新兴市场与发达经济体的比较[J]. 经济学家, 2016(06): 76-84
- [8] Bandiera O, Caprio G, Honohan P, Schiantarelli F. Does Financial Reform Raise or Reduce Saving? [J]. Review of Economics and Statistics, 2000, 82(2): 239-263
- [9] Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring Economic Policy Uncertainty[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2016, 131(4): 1593-1636
- [10] Beck T, Demirgüç-Kunt A, Maksimovic V. Financial and Legal Constraints to Growth: Does Firm Size Matter? [J]. The Journal of Finance, 2005, 60(1): 137-177
- [11] Bernanke B S, Gertler M, Gilchrist S. The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework[J]. Handbook of Macroeconomics, 1999, 1: 1341-1393
- [12] Bloom N, Floetotto M, Jaimovich N, Saporta-Eksten I, Terry S J. Really Uncertain Business Cycles[J]. Econometrica, 2018, 86(3): 1031-1065
- [13] Bruno V, Shin H S. Cross-border Banking and Global Liquidity[J]. The Review of Economic Studies, 2015, 82(2): 535-564
- [14] Caballero R J, Simsek A. A Model of Fickle Capital Flows and Retrenchment[J]. Journal of Political Economy, 2020, 128(6): 2288-2328
- [15] Choi S, Furceri D. Uncertainty and Cross-border Banking Flows[J]. Journal of International Money and Finance, 2019, 93: 260-274
- [16] Chor D, Manova K. Off the cliff and back? Credit Conditions and International Trade during the Global Financial Crisis[J]. Journal of International Economics, 2012, 87(1): 117-133
- [17] Correa R, Paligorova T, Sapriza H, Zlate A. Cross-border Bank Flows and Monetary Policy[J]. The Review of Financial Studies, 2021, 35(1): 438-481
- [18] Forbes K J, Warnock F E. Capital Flow Waves—or Ripples? Extreme Capital Flow Movements since the Crisis[J]. Journal of International Money and Finance, 2021, 116: 102394
- [19] Francis B B, Hasan I, Zhu Y. Political Uncertainty and Bank Loan Contracting[J]. Journal of Empirical

Finance, 2014, 29: 281-286

[20] Gauvin L, Mcloughlin C, Reinhardt D. Policy Uncertainty Spillovers to Emerging Markets—Evidence from Capital Flows[R]. Bank of England working papers, 2014

[21] Giannetti M, and Laeven L. The Flight Home Effect: Evidence from the Syndicated Loan Market during Financial Crises[J]. Journal of Financial Economics, 2012, 104 (1): 23-43

[22] Gilchrist S, Sim J W, Zakrajšek E. Uncertainty, Financial Frictions, and Investment Dynamics[R]. National Bureau of Economic Research, 2014

[23] Ju J, Wei S-J. Domestic Institutions and the Bypass Effect of Financial Globalization[J]. American Economic Journal: Economic Policy, 2010, 2 (4): 173-204

[24] Julio B, Yook Y. Policy Uncertainty, Irreversibility, and Cross-border Flows of Capital[J]. Journal of International Economics, 2016, 103: 13-26

[25] Ma H, Hao D. Economic Policy Uncertainty, Financial Development, and Financial Constraints: Evidence from China[J]. International Review of Economics & Finance, 2022, 79: 368-386

[26] Mendoza E G, Quadrini V, Rios-Rull J-V. Financial Integration, Financial Development, and Global Imbalances[J]. Journal of Political Economy, 2009, 117 (3): 371-416

[27] Pham A V. Political Risk and Cost of Equity: The Mediating Role of Political Connections[J]. Journal of Corporate Finance, 2019, 56: 64-87

[28] Rajan R, Zingales L. Financial Development and Growth[J]. American Economic Review, 1998, 88 (3): 559-586

[29] Sahay R, Čihák M, N'diaye P, Barajas A. Rethinking Financial Deepening: Stability and Growth in Emerging Markets[J]. Revista de Economía Institucional, 2015, 17 (33): 73-107

[30] Svirydenka K. Introducing a New Broad-based Index of Financial Development[M]. International Monetary Fund, 2016

[31] Tille C, Van Wincoop E. International Capital Flows under Dispersed Private Information[J]. Journal of International Economics, 2014, 93 (1): 31-49

[32] Von Hagen J, Zhang H. Financial Development, International Capital Flows, and Aggregate Output[J]. Journal of Development Economics, 2014, 106: 66-77

[33] Wang Y. Fickle Capital Flows and Retrenchment: Evidence from Bilateral Banking Data[J]. Journal of International Money and Finance, 2018, 87: 1-21

[34] Zeng S, Wang Z, Hueng C J, Huang S. Does Too Much Finance Suppress a Country's Participation in the Global Value Chains? [J]. Applied Economics Letters, 2022, 29 (16): 1504-1508

Economic Policy Uncertainty, Financial Development and Bilateral Cross-border Banking Capital Flows

Songlin Zeng, Zhouyi Liu, Sainan Huang

Summary: After the outbreak of the global financial crisis, economic policy uncertainty (EPU) has risen sharply, resulting in large fluctuations in cross-border banking flows. Financial development can alleviate financing constraints, and thus have an impact on volatility of capital flows. The purpose of this paper is to examine the impact of the financial development level of the reporting country and the recipient country on cross-border banking capital flows in the face of EPU shock.

This paper first proposes three theoretical hypotheses, then empirically tests them using bilateral cross-border banking capital flows data of 18 reporting and 191 recipient countries during 1985Q1 to 2018Q4. Based on the multi-dimensional fixed effects model, the empirical results show that: (1) Rising EPU in the reporting country will lead to a decrease in bilateral cross-border banking outflows, that is, international bank will retrench credit when the EPU in the reporting country rises; (2) The higher the financial development level of the reporting country, the lower the cross-border bank capital outflow, consistent with Von Hagen & Zhang (2014)'s theoretical overlapping-generations model; (3) The financial development level of the reporting country and the recipient country has heterogenous effects on the changes of cross-border banking flows in the face of EPU: the rise of financial development level of the reporting country can mitigate the retrenchment of cross-border bank capital when there is an EPU shock. Whereas recipient countries with higher financial development provide more bank credit for the retrenchment of cross-border bank capital under EPU shock, that is, countries affected by EPU shock retrench loans mainly from financially advanced countries.

The empirical findings have three policy implications. First, developing countries should take the initiative to improve their overall financial development level. Second, the central bank needs to monitor extreme capital flows resulting from economic policy uncertainty shocks. Third, macroprudential policies need to implement differentiated management measures for managing bilateral cross-border bank capital flow, taking into account financial development factors in reporting and recipient countries.

Key words: Economic Policy Uncertainty, Financial Development, Bilateral Cross-border Banking Capital flows

双支柱框架下跨境资本流动宏观审慎政策工具的有效性及其适用性

喻海燕¹ 赵晨²

【摘要】 本文引入宏观审慎政策数量型工具和价格型工具，构建了开放经济条件下包含跨境资本流动的 DSGE 模型，从脉冲响应和福利损失两方面探究双支柱框架下宏观审慎政策工具搭配的有效性及其适用性。研究表明：第一，相比单独实施货币政策，我国实施双支柱框架下宏观审慎政策工具搭配能更有效调控跨境资本流动，缓解外生冲击对国内经济金融的影响；第二，不同外生冲击下，数量型工具和价格型工具对跨境资本流动的调控效果存在显著差异。数量型工具适用于国内外利差大、外部冲击强度大的情形，而价格型工具适用于应对日常外部冲击较为温和情形；第三，不同资本账户开放度下，双支柱框架下的调控效果均好于单独运用货币政策调控，且政策工具适用情形不变。据此，本文认为，在高质量开放进程中我国应坚持双支柱调控框架，推进数量型和价格型工具创新，同时加强外部资本流动监测与预警，及时识别外部冲击来源，根据不同冲击特点相机决策政策工具搭配。

【关键词】 跨境资本流动；宏观审慎政策工具；DSGE 模型

引言

2008 年金融危机表明各国金融市场之间存在明显的风险溢出效应，无序、频繁的跨境资本流动冲击严重威胁到金融体系相对脆弱的新兴市场国家金融稳定，是触发一国系统性金融风险的重要原因（Obstfeld, 2012; Jeanne, 2014）。基于此，IMF 在 2012 年提出跨境资本流动管理框架，并将管理措施分为两种类型：一是以居住地为标准，对居民与非居民之间的金融交易实施资本管制；二是以交易币种为标准，运用一系列宏观审慎政策工具进行资本流动调控³。各国实践经验表明资本管制在抵御金融风险的同时提高了资本成本，降低了资源配置效率，抑制了一国金融市场长期健康发展，因此运用跨境资本流动宏观审慎政策工具维护金融稳定逐渐成为金融危机后各国货币当局的共识（Zhang & Zoli, 2014; Korinek & Sandri, 2016; 李晓峰和陈雨蒙, 2018）。各国监管部门开始尝试将宏观审慎政策引入宏观

¹ 喻海燕，厦门大学经济学院副教授。

² 赵晨，经济学硕士。

金融调控框架中,使用宏观审慎政策工具化解金融体系内的系统性风险。金融危机后巴西对资本流入征收金融交易税;韩国征收宏观审慎稳定特别费、对外汇衍生品交易头寸进行限制;欧盟自 2014 年 1 月起在德国、法国、意大利等 11 个国家对所有金融工具买卖征收金融交易税。2015 年 8 月中国人民银行首次对远期售汇业务征收外汇风险准备金¹;2016 年 4 月全口径跨境融资宏观审慎管理在我国全范围内展开;2018 年中美贸易摩擦加剧之际央行再启动托宾税,对远期售汇业务征收 20% 的风险准备金。

在全球新冠疫情持续、俄乌战争爆发等突发事件频繁,地缘政治风险带来跨境资本流动冲击加剧背景下,防范外部冲击带来的系统性金融风险、维护国内金融稳定是我国当前工作的重点。我国“十四五”规划明确提出要“进一步加强金融宏观调控,努力健全货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架”;2021 年 12 月中国人民银行发布《宏观审慎政策指引(试行)》,指出要“开发和储备适用于我国国情的一系列政策工具,建立健全宏观审慎政策工具箱”。跨境资本流动管理是宏观审慎政策管理的重要内容,丰富现有跨境资本流动管理工具并建立配套工具使用指南、探究不同政策工具的适用性,对更好地防范外部冲击导致的系统性金融风险,维护国家金融稳定,具有重要理论和现实意义。

一、文献综述

Tobin (1978) 提出对短期投机资本征税以提高交易成本;IMF (2011) 首次提出跨境资本流动宏观审慎政策工具的概念;Forbes et al. (2013) 区分了宏观审慎政策工具与传统资本管制措施的差异,指出跨境资本流动宏观审慎政策工具目标是抑制境外借款规模,防止过度借贷引发的金融脆弱性,长期内增强金融系统抵御风险能力;Ozkan & Unsal (2014) 认为宏观审慎政策与货币政策搭配有助于实现金融稳定,但其研究模型设定完全自由浮动汇率制度过于理想化;Korinek & Sandri (2016) 指出资本管制适用于应急管理,跨境资本流动宏观审慎政策工具则起到持续性逆周期调节作用,可作为常规手段;Cizel et al. (2016) 将宏观审慎政策工具分类标准划分为价格型工具和数量型工具²;Ouyang & Guo (2019) 对 37 个国家样本研究发现,对外币存款征收准备金可缓解利率冲击引发的汇率波动。

国内学术界对跨境资本流动宏观审慎政策工具的探究还处于起步阶段:陈雨露和王玉(2007) 提出了我国实施托宾税的可行性和具体方案;李伟等(2015) 建议用托宾税等价格

¹中国人民银行根据宏观经济和金融市场态势逆周期地灵活调整外汇风险准备金率,以防范外汇市场波动和资本流动风险。

²前者包括金融机构税、住房契税、动态贷款损失拨备等;后者包括银行同业和外汇风险敞口限制、贷款价值比、杠杆率等。

型工具对跨境资本流动实施逆周期调节；李力等（2016）认为跨境资本流动的宏观审慎型货币政策能缓解经济波动；葛奇（2017）总结了跨境资本流入宏观审慎管理主要方式，认为管理资本流出应以宏观审慎政策工具为主，辅之以必要资本管制；王爱俭和冯超（2018）对我国实施托宾税的有效性进行了评估，发现在外汇市场交易规模激增的“投机主导”时期，托宾税成为遏制投机和减少汇率波动的有效手段；中国人民大学国际货币研究所《人民币国际化报告 2019》指出我国已构建了由宏观审慎调节系数、跨境融资杠杆率等指标构成的数量型工具体系；张泽华和周闯（2019）检验了宏观审慎政策和货币政策组合的有效性，认为随着资本账户开放程度的提升，缓解经济金融波动的最优政策是传统泰勒规则与动态宏观审慎监管政策相结合的政策组合，其监管效果与资本账户开放程度呈正相关关系；黄益平等（2019）发现征收非对称的跨境资本流入税能有效遏制信贷增长的顺周期性；赵胜民和张翰文（2020）认为对境外融资征税的宏观审慎政策能有效应对外国加息冲击。

总体而言，跨境资本流动宏观审慎管理是我国宏观审慎评估体系框架（MPA）的一个重要组成部分。目前中国人民银行已逐步建立跨境资本流动宏观审慎管理政策工具箱，但针对不同外部冲击究竟选择哪一种或哪几种政策工具搭配、搭配效果如何，尚缺乏进一步研究。本文在已有研究基础上构建了一个开放经济条件下的多部门 DSGE 模型，将宏观审慎政策数量型工具跨境融资杠杆率和价格型工具托宾税纳入可实施范畴，探究不同外生冲击项下二种工具的模拟调控效果。本文主要边际贡献在于：一是，引入跨境融资杠杆率作为数量型工具，符合我国政策实施现状，同时将托宾税这一未来可实施的政策工具引入工具箱，丰富宏观审慎政策工具数量；二是，考察不同外生冲击对经济金融体系影响的异质性和政策工具适用情形的差异性，为完善我国跨境资本流动宏观审慎政策工具的选择和操作提供支持。

二、模型构建

本文对 Gali & Moacelli（2005）的开放经济框架模型进行改进，纳入跨境资本流动宏观审慎政策价格型工具托宾税和数量型工具跨境融资杠杆率，构建一个含有家庭、企业家、中间品生产商、零售商、国外部门、政府部门的 DSGE 模型。

（一）家庭

家庭部门通过选择消费、劳动和实际货币获得每期效用的贴现值，其效用函数如式(1)：

$$\max E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta_h^t \left[\frac{(C_t^h)^{1-\sigma}}{1-\sigma} + z_m \frac{m_t^{1-\eta}}{1-\eta} - z_n \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] \quad (1)$$

其中， C_t^h 为代表性家庭消费量， M_t 为名义货币持有量， m_t 为真实货币持有量， N_t 为劳

动力投入量。 β_h 为家庭部门跨期贴现因子, σ 为个体风险厌恶系数, η 为货币需求利率弹性的倒数, φ 为劳动供给弹性的倒数, z_m 和 z_n 各自表示货币和劳动对效用的贡献程度。

鉴于我国资本账户尚未全部开放, 且对居民个人的管制短期不会太大改变的现实背景, 本文假设家庭仅持有国内债券¹, 因此家庭预算约束方程如式(2):

$$P_t C_t^h + M_t + B_t^h = W_t N_t + B_{t-1}^h R_{t-1} + M_{t-1} + T_t \quad (2)$$

其中, W_t 为工资水平, B_t^h 为国内债券持有量, R_t 为本国名义利率, T_t 为家庭收到的转移支付。

(二) 企业家

参考 Iacoviello (2005) 的做法, 代表性企业家的效用函数只纳入消费因素考量。其目标函数如式(3)所示:

$$\max E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta_e^t \left[\frac{(C_t^e)^{1-\sigma}}{1-\sigma} \right] \quad (3)$$

其中, C_t^e 为企业家消费量, β_e 为企业家跨期贴现因子。

根据我国资本账户逐渐开放的现实背景, 假设企业家可以同时在国内获得贷款和从海外募集资金, 缓解融资约束程度。企业家购买最终产品消费, 并把获得的资本租给中间品生产商使用, 赚取资本收益。代表性企业家满足式(4)-(6)的约束条件。

$$P_t C_t^e + K_t + R_{t-1} B_{t-1}^e + R_{t-1}^{k*} S_{t-1} B_{t-1}^* = (R_t^k + (1-\delta)) K_{t-1} + B_t^e e_t^B + S_t B_t^* \quad (4)$$

$$R_t^{k*} S_t B_t^* = \chi LR_t K_t \quad (5)$$

$$K_t = I_t + (1-\delta) K_{t-1} \quad (6)$$

式(4)为预算约束方程。其中, K_t 为企业家的资本总额, δ 为资本折旧率, R_t^k 为资本收益率, B_t^e 为国内信贷总额, B_t^* 为跨境资本流入额, S_t 为直接标价法下的名义汇率。 e_t^B 为含有本国信贷冲击的外生变量, 当国内金融机构流动性收紧时, 企业国内可贷资金减少。设托宾税税率为 τ_t , 国外无风险利率水平为 R_t^* , 则国外借贷利率为 $\tau_t R_t^*$, 即式(7), R_t^{k*} 表示从外国融资的资金成本。征收托宾税代表政府部门实施紧缩的宏观审慎政策, 间接提高企业跨境融资成本, 调控跨境资本流动规模。

$$R_t^{k*} = \tau_t R_t^* \quad (7)$$

式(5)为企业家的国外融资约束方程, 其中, LR_t 表示跨境融资杠杆率, χ 为宏观审慎调

¹ 此处根据我国资本账户管制现状假设境内居民不持有境外债券及股票, 虽然近些年来我国居民可通过沪港通、深港通以及额度内外汇存款通过 QDII 投资境外资产, 但规模可控。

节参数。根据规定¹，降低跨境融资杠杆率代表政府部门实施紧缩的宏观审慎政策，收紧额度上限，跨境资本流入总额将减少。式(6)为企业家部门的资本积累方程。

(三) 厂商部门

1. 中间品生产商

中间品生产商在 t 期租用资本和劳动力，转化为中间产品。在市场均衡时对中间品生产商进行利润最大化求解，求导得到边际劳动力价格和边际资本价格，如式(8)-(10)：

$$Y_t = A_t K_t^\alpha N_t^{1-\alpha} \quad (8)$$

$$W_t = (1-\alpha) \frac{Y_t}{X_t^H N_t} \quad (9)$$

$$R_t^k = \alpha \frac{Y_t}{X_t^H K_t} \quad (10)$$

其中， Y_t 为本国总产出， α 为资本产出弹性， A_t 为含有技术冲击的全要素生产率。

假设本国中间产品批发价为 P_{wt}^H ，最终出售价格为 P_t^H 。进口中间产品的批发价为 P_{wt}^F ，最终出售价格为 P_t^F 。则本国产品和进口产品价格加成率 X_t^H 与 X_t^F 形式分别如式(11)-(12)：

$$X_t^H = P_t^H / P_{wt}^H \quad (11)$$

$$X_t^F = P_t^F / P_{wt}^F \quad (12)$$

2. 零售商

零售商的行为参考 Calvo(1983)的粘性价格设定。本国产品和进口产品对应的菲利普斯曲线分别如式(13)-(15)：

$$\pi_t^H = \beta_h E_t \pi_{t+1}^H - (1-\theta)(1-\beta_h \theta) x_t^H / \theta \quad (13)$$

$$\pi_t^F = \beta_h E_t \pi_{t+1}^F - (1-\theta)(1-\beta_h \theta) x_t^F / \theta \quad (14)$$

$$\pi_t = (\pi_t^H)^{\gamma_c} (\pi_t^F)^{1-\gamma_c} \quad (15)$$

(四) 国外部门

假设第 t 期的总体消费集 C_t 由本国产品 C_t^H 和外国进口产品 C_t^F 组成，国内总体价格指数 P_t 由本国产品价格 P_t^H 和进口产品价格 P_t^F 组成，具体形式如式(16)-(17)：

$$C_t = \left[\frac{1}{\gamma_c} (C_t^H)^{\frac{\alpha_c-1}{\alpha_c}} + (1-\gamma_c) (C_t^F)^{\frac{\alpha_c-1}{\alpha_c}} \right]^{\frac{\alpha_c}{\alpha_c-1}} \quad (16)$$

¹ 《关于在全国范围内实施全口径跨境融资宏观审慎管理的通知》指出，跨境融资风险加权余额 ≤ 跨境融资风险加权余额上限。跨境融资风险加权余额上限 = 资本或净资产 * 跨境融资杠杆率 * 宏观审慎调节参数。

$$P_t = \left[\gamma_c (P_t^H)^{1-\omega_c} + (1-\gamma_c)(P_t^F)^{1-\omega_c} \right]^{\frac{1}{1-\omega_c}} \quad (17)$$

其中, γ_c 是本国产品在总消费品的权重, ω_c 是国内外产品替代弹性。

假设开放经济背景下总体投资 I_t 由本国资本品 I_t^H 和外国进口资本品 I_t^F 组成, 资本品价格指数 P_t^I 由本国资本品价格 P_t^H 和外国资本品价格 P_t^F 组成, 具体形式如式(18)-(19):

$$I_t = \left[\gamma_I^{\omega_I} (I_t^H)^{\frac{1-\omega_I}{\omega_I}} + (1-\gamma_I)^{\omega_I} (I_t^F)^{\frac{1-\omega_I}{\omega_I}} \right]^{\frac{\omega_I}{1-\omega_I}} \quad (18)$$

$$P_t^I = \left[\gamma_I^{\omega_I} (P_t^H)^{1-\omega_I} + (1-\gamma_I)^{\omega_I} (P_t^F)^{1-\omega_I} \right]^{\frac{1}{1-\omega_I}} \quad (19)$$

其中, γ_I 为国内投资品占总投资品的权重, ω_I 为国内外投资品替代弹性。

一部分零售商从国外进口产品进行包装后重新定价。假设一价定律成立, 如式(20):

$$P_{wt}^F = S_t P_{st}^F \quad (20)$$

其中, P_{st}^F 为进口产品的外币价格。

参考 Gertler et al.(2007), 国外对本国产品的需求 EX_t 如式(21):

$$EX_t = \left(\frac{P_t^H}{P_t^* S_t} \right)^{-\nu} Y_t^* \quad (21)$$

其中, Y_t^* 为国外产出、 P_t^* 为国外最终品价格水平, 均为外生变量。 ν 是出口价格弹性。

国外对本国产品有出口需求的同时, 本国零售商和资本品生产商也分别从国外进口中间品和投资品。定义本国贸易余额 TB_t 的公式如(22):

$$TB_t = P_t^H EX_t - P_t^F C_t^F - P_t^F I_t^F \quad (22)$$

(五) 政府部门

2021 年 12 月中国人民银行发布了《宏观审慎政策指引(试行)》, 其中指出: “在金融委的统筹指导下, 中国人民银行是宏观审慎管理的牵头部门……组织运用好宏观审慎政策工具”。因此这里政府部门是中国人民银行。

1. 货币政策

中国人民银行资产负债表的资产主要是以外币计价的外汇储备 FR_t , 托宾税 T_t , ¹ 负债包括货币、央行票据 B_t^g , 托宾税收入作为一次性转移支付给家庭, 具体形式如式(23)-(24):

$$(B_t^g - R_{t-1} B_{t-1}^g) + (M_t - M_{t-1}) = S_t FR_t - R_{t-1}^* FR_{t-1} S_{t-1} + T_t \quad (23)$$

¹ 关于央行资产负债表的假设, 现实中资产端主要包括国外债权(外汇储备)和国内债权(再贴现、再贷款等一系列货币政策工具)。考虑到本文研究的是跨境资本流动宏观审慎政策工具, 这一系列货币政策工具并非重点, 所以进行简化省略。

$$T_t = (\tau_{t-1} - 1)R_{t-1}^{k*}S_{t-1}B_{t-1}^* \quad (24)$$

假设货币政策遵循泰勒规则，盯住国内产出缺口和通货膨胀缺口，形式如式(25)：

$$\frac{R_t}{R} = \left(\frac{R_{t-1}}{R}\right)^{\rho_r} \left(\frac{Y_t}{Y}\right)^{\rho_{ry}} \left(\frac{\pi_t}{\pi}\right)^{\rho_{r\pi}} - 1 - \rho_r \quad (25)$$

其中， ρ_r 是泰勒规则中的利率平滑系数， ρ_{ry} 、 $\rho_{r\pi}$ 分别表示利率对产出缺口和通货膨胀缺口的关注度。

参照 Benes et al.(2015)，开放经济下利率水平一方面和资本账户开放度相关。参数 μ 用于衡量资本账户开放的程度，其取值范围为 $0 < \mu < 1$ 。另一方面，本国利率也受风险溢价影响。假设风险溢价是外汇储备规模占产出比重的增函数， Ω 是风险溢价参数。因此修正后符合本国经济特征的非抛补利率平价如式(26)：

$$R_t = \left(R_t^* \left(\frac{S_{t+1}}{S_t}\right)\right)^\mu \left(\frac{FR_t}{Y_t}\right)^\Omega \quad (26)$$

2.跨境资本宏观审慎政策

跨境资本流动具有较强的顺周期性，利用逆周期调节工具管理资本流动成为新动向。借鉴 Ghilardi & Peiris (2016) 对逆周期工具的设计，假设价格型工具和数量型工具均盯住跨境资本流动对其稳态值 \bar{B}^* 的偏离情况。

价格型工具托宾税的反应参数 $\rho^T > 0$ ，表示资本流动规模越大，收取的托宾税率越高，体现逆经济风向熨平波动的宏观审慎调控思路。托宾税的操作规则如式(27)：

$$\frac{\tau_t}{\bar{\tau}} = \left(\frac{B_t}{\bar{B}^*}\right)^{\rho^T} \quad (27)$$

数量型工具跨境融资杠杆率的反应参数 $\rho^{LR} < 0$ ，表示资本流动规模越大，设定的跨境融资杠杆率越低，同样体现出逆周期调控思路。跨境融资杠杆率操作规则如式(28)：

$$\frac{LR_t}{\bar{LR}} = \left(\frac{B_t}{\bar{B}^*}\right)^{\rho^{LR}} \quad (28)$$

(六) 市场出清

本国产出水平由本国消费、投资、出口三部分构成，出清方程如式(29)：

$$Y_t = C_t^H + I_t^H + EX_t \quad (29)$$

国内信贷市场出清方程如式(30)：

$$B_t^e + B_t^g = B_t^h \quad (30)$$

经常账户余额的公式见(31)。参照 Liu & Spiegel (2015)，经常账户余额等于外汇储备变动额与跨境资本流动额的差值，可视作净国外资本流动。因此国际收支平衡如式(32)：

$$CA_t = TB_t + S_{t-1}FR_{t-1}(R_{t-1}^* - 1) - S_{t-1}B_{t-1}^*(R_{t-1}^* - 1) \quad (31)$$

$$CA_t = (S_tFR_t - S_{t-1}FR_{t-1}) - (S_tB_t^* - S_{t-1}B_{t-1}^*) \quad (32)$$

(七) 外生冲击

模型涉及的外生冲击包括：技术冲击 A_t 、外国利率冲击 R_t^* 、外国价格冲击 P_t^* 、外国产出冲击 Y_t^* 、本国信贷冲击 e_t^B 。上述外生冲击均服从 AR(1)过程。

三、参数校准和估计

(一) 参数和变量稳态值校准

本文主要参考国内外经典文献对部分参数进行赋值,各参数校准值及参考来源见表 1¹:

表 1 参数稳态值校准

参数	校准值	参考来源	参数	校准值	参考来源
β_h	0.99	刘斌 (2018)	η	2	张卫平 (2012)
β_e	0.975	刘斌 (2018)	γ_c	0.96	梅冬州等 (2013)
δ	0.025	刘斌 (2018)	λ_l	0.4	梅冬州等 (2013)
α	0.35	刘斌 (2018)	σ	3.5	孙俊和于津平 (2014)
θ	0.75	刘斌 (2018)	ω_c	0.6	刘斌 (2014)
ω_l	0.25	Gertler et al. (2007)	Ω	0.3	朱孟楠和曹春玉 (2018)
ν	1	Gertler et al. (2007)	z_m	1	张泽华和周闯 (2019)
φ	0.27	Gertler & Karadi (2011)	z_n	1	张泽华和周闯 (2019)

根据 2009-2017 年我国国家统计局数据估算得到主要变量的稳态校准值。将产出设定为 1, 稳态的价格水平与外国利率设定为 1, 计算得到主要变量稳态值, 具体见表 2:

表 2 变量稳态值校准

变量	稳态值	变量	稳态值	变量	稳态值
\bar{C}^h	0.35	\bar{FR}	0.2	\bar{Y}	1
\bar{C}^e	0.23	\bar{N}	0.55	\bar{Y}^*	1
\bar{C}^H	0.48	\bar{I}^H	0.24	\bar{R}	$1/\beta_h$
\bar{EX}	0.28	\bar{I}^F	0.09	\bar{R}^*	1

(二) 货币政策参数估计

¹ 文章篇幅所限, 部分参数校准未予以列示, 感兴趣的读者可以向作者索取。

样本区间选择为 2009-2017 年，原始指标为季度国内生产总值、消费者价格指数月度环比、上海银行间同业拆借隔夜利率。参考 Chen et al. (2018)，用 HP 滤波得到产出缺口与通货膨胀缺口，构建回归方程如式(33)：

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1(r_t - \bar{r}_t) + \alpha_2(y_t - \bar{y}_t) + \alpha_3(\pi_t - \pi^*) + \varepsilon_t \quad (33)$$

其中， $r_t - \bar{r}_t$ 表示利率缺口， $\alpha_1 = \rho_r$ 表示利率平滑参数， $\alpha_2 = (1 - \rho_r)\rho_{ry}$ ，是产出缺口 $y_t - \bar{y}_t$ 的参数， $\alpha_3 = (1 - \rho_r)\rho_{r\pi}$ ，是通货膨胀缺口 $\pi_t - \pi^*$ 的参数¹。通过广义矩估计法得到货币政策参数： $\rho_r = 0.661$ 、 $\rho_{ry} = 0.766$ 、 $\rho_{r\pi} = 0.268$ 。

四、模拟分析

(一) 变量响应分析

本文考察四种政策搭配情景：(i) 单独货币政策工具；(ii) 货币政策工具+托宾税（价格型工具）；(iii) 货币政策工具+跨境融资杠杆率（数量型工具）；(iv) 货币政策工具+托宾税+跨境融资杠杆率，比较分析不同外生冲击时各主要变量的脉冲响应路径及政策搭配情景有效性。

1. 外国利率负向冲击对主要经济金融指标的影响

如图 1 所示，当外国利率下降时，外币资产收益相对下降，本币资产收益相对上升，引起跨境资本流入（见图 1g, 1h）。在金融市场，由于我国实行有管理的浮动汇率制，外国资本需要兑换成本币投资，本币需求攀升导致对外名义汇率升值和对内物价水平波动（见图 1d, 1i）。而本币升值意味着以本币计价的外债负担将相对减少。这使企业提升运用外债投资的意愿，导致本国外债规模上升。对家庭部门来说，本国资产收益率相对上升会将手中货币换成债券，货币持有量下降（见图 1f）。在商品市场，本币名义汇率升值造成短期出口规模减少，但在中长期，出口的波动将逐渐回归到均衡状态（见图 1e）。全社会信贷规模的扩张带动家庭消费和企业家投资需求的增加（见图 1a, 1b）。总体上看，由于金融市场的正面影响大于商品市场的负面影响，产出呈现先增长后向稳态逐渐收敛的态势（见图 1c）。由上述分析可知，在外国利率负向冲击下跨境资本大量流入，引起多个经济金融变量的波动，经济整体呈现较强的顺周期效应。

¹ 文章篇幅所限，参数具体估计过程及结果未予以列示，感兴趣的读者可以向作者索取。

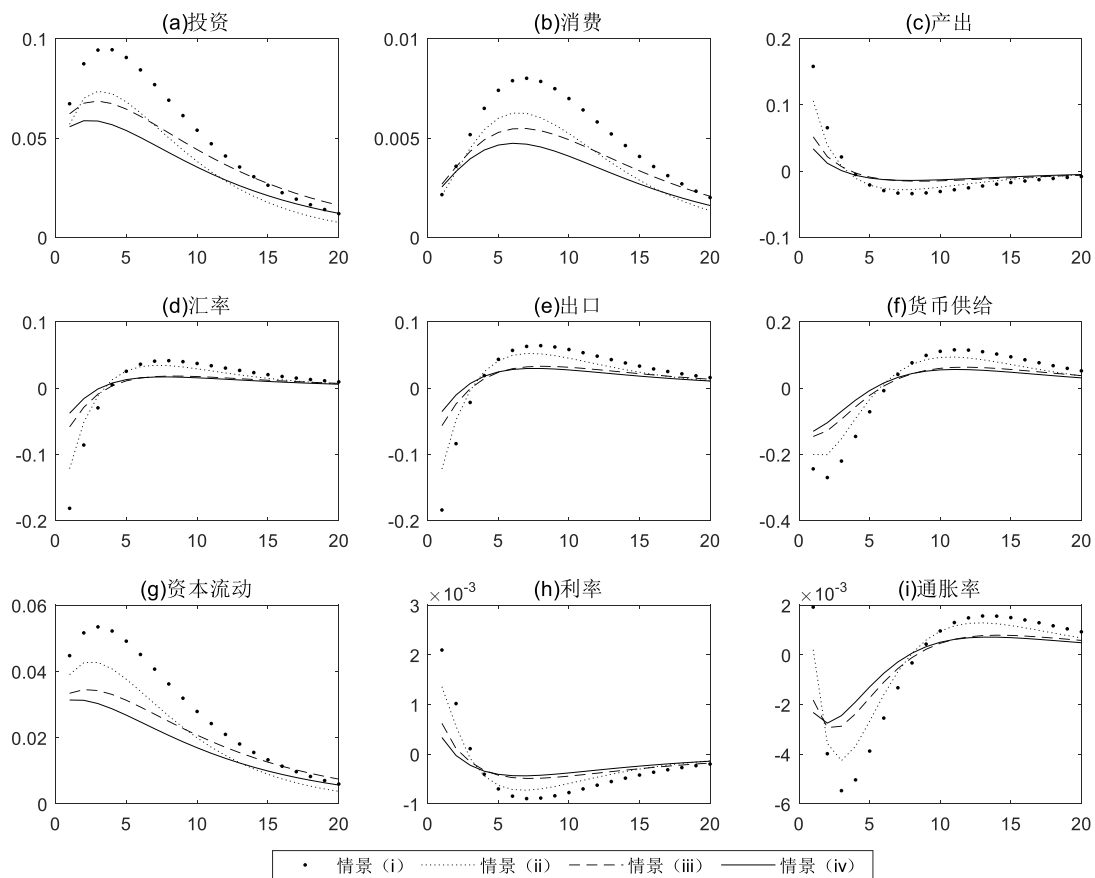


图 1 外国利率冲击下主要变量的脉冲响应

伴随情景从 (i) 变为 (iv), 主要经济、金融指标的波动性都逐渐下降。具体而言, 相比于情景 (ii), 在情景 (iii) 下资本流动规模更快趋于平稳, 各个经济金融指标受到的负面冲击也 smaller。这说明在面对外国利率负向冲击时, 数量型工具和价格型工具均能缓解经济金融波动, 但是数量型工具作用更为明显。此外, 采用情景 (iv) 双重宏观审慎政策工具对缓解经济金融变量波动的效果最优。这验证了中国人民银行多种宏观审慎政策工具组合实践的¹的必要性和有效性。

2. 本国信贷负向冲击对主要经济金融指标的影响

图 2 显示, 本国信贷市场萎缩, 可贷资金减少, 企业资金成本提高 (见图 2h), 国内企业转而寻求外国资本以缓解融资难问题, 跨境资本流入增加 (见图 2g)。在金融市场, 跨境资本流入引起名义汇率升值 (见图 2d), 外债负担减轻, 企业有获得更多跨境融资的动机。在商品市场, 名义汇率升值给本国出口贸易带来不利冲击, 出口总额减少 (见图 2e)。总体

¹ 《关于全口径跨境融资宏观审慎管理有关事宜的通知》指出对跨境融资的总量和结构进行调控的同时, 必要时还可运用风险准备金等其他各种逆周期调节工具。

上看，跨境资本流入增加一定程度上缓解了国内信贷市场紧缩问题，对投资规模产生正向影响（见图 2a），产出和通货膨胀率也呈现一定正向波动(见图 2c, i)。由上述分析可知，在本国信贷负向冲击下跨境资本流入，引起多个经济金融变量波动，经济整体呈现出升温态势。

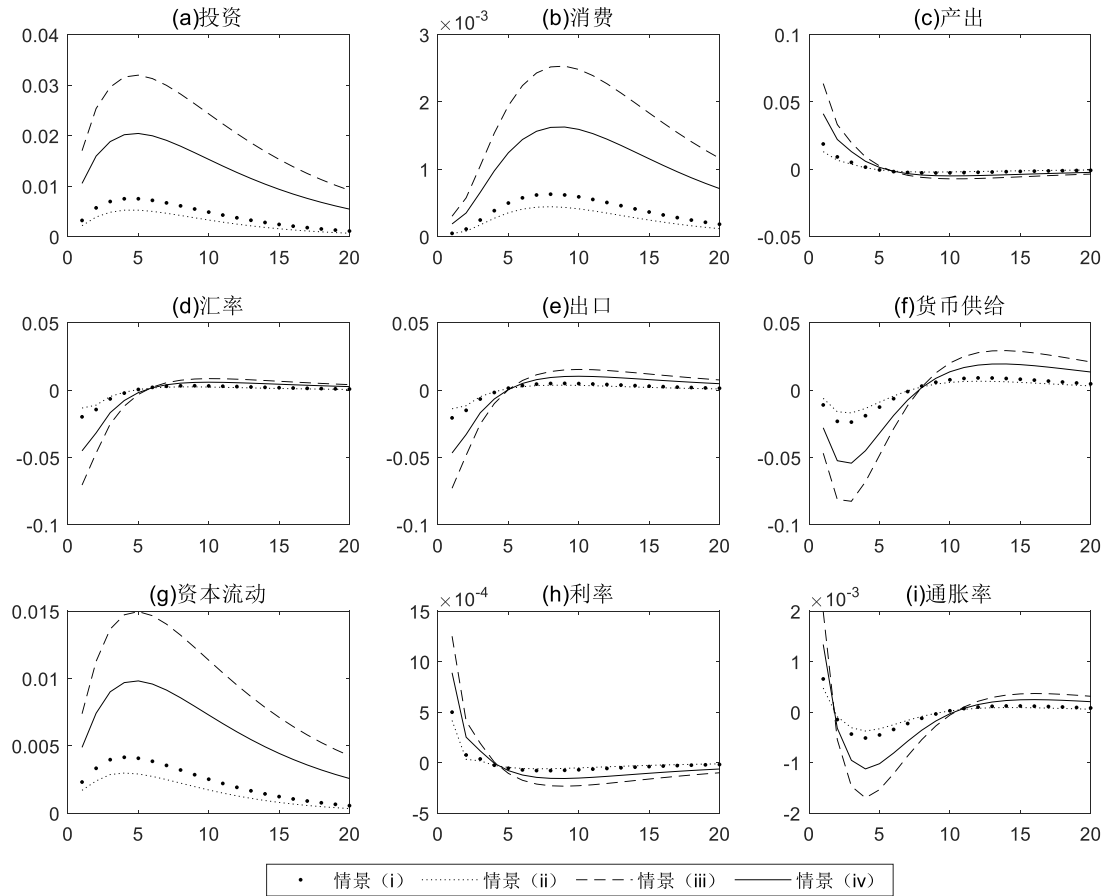


图 2 本国信贷冲击下主要变量的脉冲响应

对比情景 (i) 至情景 (iv)，可以发现情景 (iii)、情景(iv)的政策搭配下所考察的主要指标的波动性相比于情景 (i) 有所上升，说明在面对本国信贷负向冲击时，引入跨境融资杠杆率的调控效果反而较差。当实施情景 (ii) 的政策搭配时，即采用货币政策+托宾税，跨境资本流动的波动最为平缓，各个指标回归稳态的速度最快，说明托宾税能有效提升资金借贷成本，逆周期调节跨境资本流动，平抑经济金融体系波动。

3.不同冲击下最优政策工具组合分析

对比图 1 和图 2 在不同外生冲击下主要经济金融指标的脉冲响应结果，可以看到：

第一，经济体无论是受到外国利率冲击还是本国信贷冲击，相较于单独实施货币政策(情景 (i))，政府部门采用双支柱调控的情景（情景 (ii)、(iii)、(iv)）均能更好缓解主要经济

金融指标的波动, 这验证了双支柱调控框架实践的有效性。资本流入激增造成的信贷规模迅速增长, 无法由传统紧缩型货币政策, 通过提高利率得以有效调控, 而宏观审慎政策工具可直接针对跨境资本流动规模展开逆周期的动态调节, 从源头上减轻资本扰动的负面冲击。

第二, 不同冲击对金融市场和商品市场的影响方向具有较高一致性, 但影响力度有显著差异, 因此不同冲击下最优政策工具组合也存在差异。就冲击影响方向看: 两类冲击均先引起跨境资本流入增加, 进而引发信贷规模、出口、产出等经济指标的顺周期波动。就冲击影响力度看: 外国利率冲击下资本流入规模更大, 图 1 中各个经济金融变量的波动幅度也明显高于图 2。两种冲击影响力度差别的根源在于造成跨境资本流动的动因不同: 外国利率冲击始于跨境资本的供给方或流出方, 属于一种外源性资本流动冲击。由于利差变动直接引起短时间内汇率大幅波动, 汇率升值的一致性预期和以投机需求为主的资本流入容易形成正反馈的循环机制, 且与实体经济需求不匹配, 对资本的利用性较差, 易出现资本“脱实入虚”现象, 对金融市场与宏观经济造成的冲击更为剧烈。当面对本国信贷冲击时, 受到国内流动性约束等要求, 信贷资金缩减, 本国企业出于生存和扩张需要, 转而主动向境外寻求融资, 这种冲击始于跨境资本的需求方或流入方, 属于内源性资本流动冲击。此时跨境资本流入规模相对温和、可控, 流入方向主要为有实际生产投资需求的国内企业, 因此对金融体系和宏观经济的冲击力度较小。

第三, 跨境资本流动宏观审慎政策数量型工具和价格型工具各自具备不同的比较优势, 对不同外生冲击下缓解经济金融波动的效果存在明显差异。以跨境融资杠杆率为代表的数量型工具能直接压低海外资金供给端, 迅速、及时防止大规模资本流入对经济造成负面冲击, 政策工具时滞短, 力度强, 因此数量型工具在应对国内外利差大导致的外源性资本流动冲击时更具优势; 由于外源性资本流动冲击引发的负面冲击效应大于内源性资本流动冲击, 熨平外源性资本流动冲击下经济变量波动的最优政策工具组合是数量型工具和价格型工具进行搭配; 在应对内源性资本流动冲击时, 人为设定跨境融资上限值反而造成理性投资意愿的资金一并被限制, 加剧对经济系统的扭曲程度。托宾税则属于透明、非歧视性的价格型工具。它不对资本流入规模做出直接限制, 而是通过增加投机性资本的交易成本, 抑制投机行为。因此, 价格型工具更适用于国内信贷市场变化导致的内源性资本流动冲击, 通过引导有效融资需求, 服务实体经济。

(二) 福利损失分析

福利损失分析是对不同资本账户开放度下的双支柱政策框架调控效果进行评估。参考 Woodford & Walsh (2005), 推导出家庭部门的效用损失二阶近似为产出和通胀率方差的函数,

见式 (34):

$$L = \gamma_c / 2[\psi\theta / (1-\theta)(1-\beta_h\theta)\sigma_Y^2 + (1+\varphi)\sigma_\pi^2] \quad (34)$$

其中 σ_Y^2 表示产出方差, σ_π^2 表示通货膨胀率方差, L 表示社会福利损失大小。

福利损失结果如表 3 所示。其中, μ 为衡量资本账户开放程度的参数, 其取值范围为 $0 < \mu < 1$ 。将 μ 取值为 0.1、0.5 和 0.9, 分别代表资本账户开放的低、中、高三种程度。

1. 外国利率冲击的福利损失分析

表 3 可以看到: 第一, 在相同政策工具搭配情景下, 随着资本账户开放度不断提升, 产出和通货膨胀的波动程度逐步加剧。这与 Schoenmaker (2013) 提出的“金融三元悖论”(Financial Trilemma)¹ 结论相一致, 说明资本账户开放进程应循序渐进, 否则引发的跨境资本过度扰动会加剧系统性金融风险跨市场传递与积聚, 引发一国金融失衡问题; 第二, 在相同资本账户开放度下, 采用数量型工具(情景(iii))的福利损失较小, 采用数量型和价格型工具的搭配(情景(iv))福利损失最小, 说明在资本账户开放进程中, 最优政策工具组合具有一致性; 第三, 随着资本账户开放度的上升, 跨境资本流动宏观审慎政策数量型工具的监管效果更加明显。在情景(iii)下, 当低开放度转变为中开放度时, 社会福利损失增加 0.2258, 增幅达 73.34%; 进一步上升为高开放度时, 福利损失增加 0.1315, 增幅为 42.73%。这说明在资本市场开放水平日益提高、跨境资本双向波动加剧的现实背景下, 数量型工具对跨境资本流动的调节作用更为突出。

2. 本国信贷冲击的福利损失分析

表 3 还可以看到: 第一, 任何相同的政策工具搭配情景下, 资本账户开放度的差异显著影响福利损失大小, 二者呈正相关关系。这和外国利率冲击的结论相似。但在任何相同政策搭配情景和资本账户开放度下, 本国信贷冲击导致的福利损失在大部分情形下较小, 验证了政策搭配效果与冲击来源相关。第二, 实现社会福利损失最小的政策工具搭配在不同资本账户开放度下不完全一致。当 $\mu=0.1$ 时, 相比于双支柱框架, 运用货币政策应对本国信贷冲击是最优方案²。但随着资本账户开放度的逐步提高, 货币政策工具搭配宏观审慎政策价格型工具, 在一定程度上能有效缓解国内信贷冲击的负面影响, 减轻社会福利损失。

¹ 金融三元悖论: 一国无法同时实现国内金融稳定、货币政策独立性和金融全球化三个目标。

² 可能的原因是此时跨境资本自由流动性较弱, 双支柱框架下货币政策工具和宏观审慎政策工具同时对跨境资本流动做出反应, 反而引起宏观经济变量过度波动, 造成不必要的损失, 即存在一定政策叠加干扰现象。

表 3 不同冲击项下的福利损失 (%)

	μ	外国利率冲击			本国信贷冲击		
		σ_Y^2	σ_π^2	L	σ_Y^2	σ_π^2	L
情景 (i)	0.1	3.4369	0.0105	1.6623	0.0329	0.0003	0.0162
	0.5	3.6964	0.0112	1.7877	0.0530	0.0004	0.0259
	0.9	3.9836	0.0122	1.9268	0.0534	0.0006	0.0263
情景 (ii)	0.1	1.5957	0.0061	0.7733	0.0342	0.0004	0.0169
	0.5	1.7798	0.0064	0.8621	0.0348	0.0004	0.0172
	0.9	1.9732	0.0071	0.9557	0.0449	0.0006	0.0223
情景 (iii)	0.1	0.1648	0.0024	0.0819	0.1648	0.0017	0.0811
	0.5	0.6326	0.0034	0.3077	0.5169	0.0018	0.2503
	0.9	0.9032	0.0048	0.4392	0.6021	0.0021	0.2915
情景 (iv)	0.1	0.1156	0.0024	0.0583	0.2557	0.0007	0.1235
	0.5	0.3403	0.0027	0.1666	0.2582	0.0009	0.1250
	0.9	0.5276	0.0037	0.2577	0.2612	0.0014	0.1270

综上，随着资本账户开放水平日益提高，最优政策工具搭配适用情形具有一致性。在任何相同开放度下，政策工具搭配的通货膨胀和产出的方差均为最小，表明福利损失分析结论并不依赖损失函数的具体形式，即与产出方差和通货膨胀方差的权重参数取值无关，结果是稳健的。

五、结论与建议

本文构建一个开放背景下包含跨境资本流动的 DSGE 模型，引入跨境资本流动宏观审慎政策数量型工具（跨境融资杠杆率）和价格型工具（托宾税），通过分析变量响应和福利损失，比较不同外生冲击和不同资本账户开放度下各类政策工具的调控效果。研究发现：第一，相比单独实施货币政策，双支柱框架更能有效调控跨境资本流动规模，熨平金融周期波动；第二，不同外生冲击下，数量型工具和价格型工具的调控效果存在显著差异。数量型工具实施力度大，适用于国内外利差变动引发的外源性冲击情形；价格型工具以透明、市场化的价格信号为调控手段，更适用于相对温和的内源性冲击；第三，资本账户开放度的提高会加剧跨境资本波动和国内经济金融动荡，但双支柱框架情景能降低社会福利损失，且最优政策工具搭配适用情形具有一致性。

基于上述结论，本文给出以下政策建议：

第一，进一步健全双支柱调控框架，完善货币政策与宏观审慎工具的协调搭配机制。传统资本管制手段会导致资源配置扭曲和福利损失，放松人民币资本账户管制并不意味着放弃

资本账户准出入的管理,只是管理工具将从传统的行政手段转变为国际通行的法律和经济手段,运用更为市场化的宏观审慎工具灵活实现资本账户管制。完善货币政策与宏观审慎政策的协调搭配,要充分考虑二者之间的相互影响和政策外溢情况,避免政策叠加和政策冲突带来的福利损失,增强政策合力,共同维护我国金融稳定。

第二,加强跨境资本流动监测和预警,及时识别外部冲击来源。对跨境资本流动情况进行持续监测分析和评估,监测重点包括跨境资本流动的方向、规模、类型、结构,以及货币错配、期限错配情形,尤其关注投机性较强的短期资本流动和波动。同时完善跨境资本流动预警机制,精准预判资本流动异常原因,有效识别外部冲击风险源头,及时发布早期风险预警,确保宏观审慎政策工具前瞻性、针对性地展开逆周期调控,实现调控效果最优化。

第三,丰富跨境资本流动宏观审慎政策工具箱,相机抉择实施各种政策工具。从数量型和价格型两个维度完善宏观审慎政策工具箱的工具储备,构建跨境资本流动管理“组合拳”。综合运用由跨境融资杠杆率、宏观审慎调节系数等指标构成的数量型工具体系,调控跨境融资规模和结构;重视价格信号的作用,创新开发各种无息准备金、金融交易税等广义托宾税价格型工具,以较为公开、透明的市场化方式调节跨境资金流动;与其他政策进行协调搭配。鉴于不同类型宏观审慎工具在调节跨境资本流动时存在差异,货币当局应相机抉择,在不同经济环境背景下灵活采用不同工具,定期评估各种工具的实施效果,审慎调节工具的作用力度和实施期限。

【参考文献】

- [1] 陈雨露, 王玉. 中国应当实施托宾税吗? [J]. 税务研究, 2007 (11): 11-15
- [2] 葛奇. 宏观审慎管理政策和资本管制措施在新兴市场国家跨境资本流入管理中的应用及其效果——兼析中国在资本账户自由化过程中面临的资本流动管理政策选择[J]. 国际金融研究, 2017 (3): 3-14
- [3] 黄益平, 曹裕静, 陶坤玉, 余昌华. 货币政策与宏观审慎政策共同支持宏观经济稳定[J]. 金融研究, 2019 (12): 70-91
- [4] 李力, 王博, 刘潇潇, 郝大鹏. 短期资本、货币政策和金融稳定[J]. 金融研究, 2016 (09): 18-32
- [5] 李伟, 乔兆颖, 吴晓利. 宏观审慎视角下短期跨境资本流动风险防范研究[J]. 金融发展研究, 2015(04): 40-46
- [6] 刘斌. 我国 DSGE 模型的开发及在货币政策分析中的应用[J]. 金融研究, 2008 (10): 1-21
- [7] 刘斌. 动态随机一般均衡模型及其应用[M]. 北京: 中国金融出版社, 2014
- [8] 李晓峰, 陈雨蒙. 基于变系数模型的我国资本流动审慎管理研究[J]. 金融研究, 2018 (4): 20-34
- [9] 梅冬州, 杨友才, 龚六堂. 货币升值与贸易顺差:基于金融加速器效应的研究[J]. 世界经济, 2013, 36 (4): 3-21
- [10] 孙俊, 于津平. 资本账户开放路径与经济波动——基于动态随机一般均衡模型的福利分析[J]. 金融研究, 2014 (5): 48-64
- [11] 王爱俭, 冯超. 汇率波动、交易规模与托宾税有效性——基于离岸人民币汇率视角的 STR 模型[J]. 国际金融研究, 2018 (3): 77-86
- [12] 张卫平. 货币政策理论——基于动态一般均衡方法[M]. 北京: 北京大学出版社, 2012
- [13] 张泽华, 周闯. 资本账户开放下的宏观审慎政策和货币政策组合研究[J]. 世界经济研究, 2019 (4): 3-16+58+134
- [14] 赵胜民, 张瀚文. 资本流动宏观审慎政策有效性研究——基于包含国内外金融机构的 DSGE 分析[J]. 财经研究, 2020, 46 (8): 156-169
- [15] 中国人民大学国际货币研究所. 人民币国际化报告 2019[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2019
- [16] 朱孟楠, 曹春玉. 加息周期、汇率安排与储备需求[J]. 金融研究, 2018 (1): 1-17
- [17] Benes J, Berg A, Portillo R. Modeling Sterilized Interventions and Balance Sheet Effects of Monetary Policy in a New-Keynesian Framework[J]. Open Economies Review, 2015 (01): 81-108
- [18] Calvo G A. Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework[J]. Journal of Monetary Economics, 1983, 12 (3): 383-398
- [19] Chang C, Liu Z, Spiegel M M. Capital Controls and Optimal Chinese Monetary Policy[J]. Journal of Monetary Economics, 2015, 74:1-15
- [20] Chen K, Ren J, Zha T. The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China[J]. American Economic Review, 2018 (12): 891-936
- [21] Cizel J, Frost J, Houben A, Wiertz P. Effective macroprudential policy: Cross-sector substitution from price and quantity measures [J]. DNB Working papers, 2016: 1
- [22] Forbes K, Fratzscher M, Straub R. Capital Flow Management Measures: What Are They Good for? [J]. Journal of International Economics, 2013, 96 (7): 76-97
- [23] Gali J, Monacelli T. Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy[J]. Review of

Economic Studies, 2005, 72 (3): 707-734

[24] Gertler M, Gilchrist S, Natalucci F M. External Constraints on Monetary Policy and the Financial Accelerator[J]. Journal of Money Credit and Banking, 2007, 39 (2): 295-330

[25] Gertler M, Karadi P. A Model of Unconventional Monetary Policy[J]. Journal of Monetary Economics, 2011, 58 (1): 17-34

[26] Ghilardi M, Peiris S J. Capital Flows, Financial Intermediation and Macroprudential Policies[J]. Open Economic Review, 2016, 27 (4): 721-746

[27] Iacoviello M. House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle[J]. American Economic Review, 2005 (3): 739-764

[28] IMF. Managing Capital Inflows: What Tools to Use? [R]. IMF Staff Discussion Note, 2011 (5)

[29] Jeanne O. Macroprudential Policy in a Global Perspective[R]. NBER Working Paper, 2014 No.19967

[30] Korinek A, Sandri D. Capital Controls or Macroprudential Regulation?[J]. Journal of International Economics, 2016, 99 (1): 27-42

[31] Liu Z, Spiegel M M. Optimal Monetary Policy and Capital Account Restrictions in a Small Open Economy[J]. IMF Economic Review, 2015 (02): 298-324

[32] Obstfeld M. Financial Flows, Financial Crises, and Global Imbalances[J]. Journal of International Money and Finance, 2012, 31 (3): 469-480

[33] 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 (9): 147-167

[34] Ozkan F G, Unsal D F. On the Use of Monetary and Macroprudential Policies for Small Open Economies[R]. IMF Working Papers, 2014, 14 (112)

[35] Schoenmaker D. Governance of International Banking: The Financial Trilemma[M]. Oxford University Press, 2013

[36] Tobin J. A Proposal for International Monetary Reform [J]. Eastern Economic Journal, 1978 (04): 153-159

[37] Woodford M, Walsh C E. Interest And Prices: Foundations of A Theory of Monetary Policy[J]. Macroeconomic Dynamics, 2005 (9): 550-552

[38] Zhang L, Zoli E. Leaning Against the Wind: Macroprudential Policy in Asia[J]. Journal of Asian Economics, 2014, 42: 33-52

Effectiveness and Applicability of Macro-prudential Policy Tools for Cross-border Capital Flows under the Dual-pillar Framework

YU Haiyan and Zhao Cheng

(School of Economics, Xiamen University & Fuzhou Central Sub Branch of the People's Bank of China)

Summary Cross-border capital flow management is an important part of macro-prudential policy management. There is great theoretical and practical significance to better prevent systemic financial risks caused by external shocks and maintain national financial stability through enriching the existing cross-border capital flow management tools, establishing guidelines on the use of supporting tools and exploring the applicability of different policy tools.

This paper introduces quantitative and price-based macro-prudential policy tools, then constructs a DSGE model including cross-border capital flows under the condition of an open economy. The purpose of this paper is to explore the effectiveness and applicability of macro-prudential policy tools in the dual-pillar framework by impulse response and welfare loss.

The research shows that: first, compared with the implementation of monetary policy alone, dual-pillar framework can more effectively regulate cross-border capital flows and alleviate the impact of exogenous shocks on the domestic economy and finance; second, under different exogenous shocks, there are significant differences of regulatory effects between quantitative tools and price-based tools. Quantitative tools are suitable for situations where spread of domestic and foreign interest rates are wide, while price-based tools are suitable for situations where daily external shocks are relatively mild; Under different capital account openness, the effectiveness of dual-pillar framework and the application of macro-prudential policy tools remains unchanged.

Based on this, this paper puts forward three suggestions. Firstly, government departments must adhere to the two-pillar framework and promote the innovation of quantitative and price-based tools. Secondly, strengthen the monitoring and early warning of external capital flows, then identify the sources of external shocks in a timely manner. Thirdly, according to different impact characteristics, matching the right policy tools.

Key words: Cross-border Capital Flow; Macro-prudential Policy Tools; DSGE Models

非抛补利率平价偏移、汇率波动与政府杠杆率¹

丁剑平² 白瑞晨³

【摘要】在全球不确定性不断提高，汇率波动区间持续走阔的背景下，世界各国（地区）政府的平均杠杆率也在逐年上升，债务问题又重新走进人们视野，受到社会各界的关注。本文基于 158 个国家和地区 1980-2020 年的年度面板数据，运用系统 GMM 方法，实证验证汇率波动对政府杠杆率的影响效果，并通过在一般政府债务分析框架中引入偏移的非抛补利率平价条件给予理论解释。实证结果表明：汇率波动与政府杠杆率之间存在显著正向关系，该结论在更换指标、分样本回归以及引入工具变量后依然保持稳健。进一步的研究表明，金融发展水平对汇率波动影响政府杠杆率具有负向的调节效应，资本管制则存在门限效应。本研究为我国“稳增长，稳杠杆”提供了有益启示。

【关键词】非抛补利率平价；汇率波动；政府杠杆率；金融发展；资本管制

一、引言

2008 年金融危机后，全球范围内的经济、政治格局出现了显著深刻的变化。在经济复苏不及预期，经济增速不断放缓的宏观背景下，又相继爆发了贸易争端、新冠疫情等事件，而伴随着全球不确定性不断提高的，是各国（地区）政府杠杆率水平的加剧恶化。根据 Abbas, Belhocine, ElGanainy 和 Horton（2010）的研究，2008 年以来，全球平均政府杠杆率已由 0.4 增加到了 0.6，达到《马斯特里赫特条约》中对欧元区成员国政府杠杆率约束的最高水平。虽然 Reinhart 和 Rogoff（2010）认为当政府杠杆率高于 0.9 时才会对经济增速有较明显的负面影响，但上世纪 90 年代新兴市场国家爆发主权债务危机时，全球政府平均杠杆率仅在 0.8 左右，因此，对于不断高企的政府杠杆率我们有必要加以重视。

世界范围内的一系列重大事件冲击使得国际金融市场成为当下宏观经济波动的主要风险源，而汇率作为连接外汇市场与国内市场的核心经济变量，近期更受到学者们的广泛关注（方意等，2021；盛斌和景光正，2021）。站在国内的视角来看，2005 年我国推行汇率市场化改

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号：IMI Working Papers No. 2226。

² 丁剑平，中国人民大学国际货币研究所学术委员、上海国际金融中心研究院副院长、上海财经大学金融学院教授、博士

³ 白瑞晨，上海财经大学金融学院博士生、博士

革，人民币实际汇率不断走高，2017 年党的十九大报告中提出“要发展更高层次的开放型经济”，体现了汇率市场化改革的决心，也同样意味着我国未来汇率波动水平可能进一步增加，而这又会给国内宏观经济带来怎样的影响。过往文献在双边贸易、价格水平、经济增长等方面做出了贡献，但对于政府杠杆率将如何变化尚缺乏深入研究。

作为国际金融领域中汇率定价理论的重要基石，非抛补利率平价（UIP）刻画了两国间利率与汇率之间的联系，而利率作为价格指标又与一国政府债券的供求水平直接相关，另一方面，传统的 UIP 理论没有对行为个体的过多假设，与现实经济活动有较好的契合度，这就为本文研究汇率波动与政府杠杆率的关系提供了一个可行的视角。然而过往的实证研究表明，相比于理论模型，现实的 UIP 条件往往存在偏移，那么这种偏移的 UIP 条件又会给本文的研究带来怎样的影响，通过放松高利率国家的货币将在未来出现贬值的重要结论，本文从理论上研究了在偏移的 UIP 条件下汇率波动对政府杠杆率的效应，并基于全球面板数据进行实证检验。

与已有研究相比，本文的贡献在于：第一，在研究选题上，本文结合非抛补利率平价偏移的事实，研究了汇率波动经由该渠道对政府杠杆率的影响，结合中国当下“稳增长，稳杠杆”的背景，具有一定研究价值和现实意义；第二，在研究方法上，本文基于动态面板模型和逐步回归法，验证了汇率波动经由 UIP 偏移影响政府杠杆率的真实性，并进行多种稳健性检验以提高结果的可信度；第三，本文也探究了该效应在不同金融发展水平和资本管制程度下的异质性，在我国进一步推进金融开放与逐步放松资本管制的战略下，是对现有研究的重要补充。

本文余下的结构安排为：第二部分为文献综述，第三部分为理论模型，第四部分为计量模型、变量选取和数据说明，第五部分为对理论模型的实证检验，第六部分为进一步分析，第七部分为结论及建议。

二、文献综述

本文的参考文献主要包含两类研究方向。其中一类文献研究了汇率波动对经济活动的影响，戴金平等（2017）将汇率波动对宏观经济的传导渠道主要分为资本流动和国际贸易两类。在资本流动方面，Caporale, Ali 和 Spagnolo（2015）基于主要发达国家（地区）的美元汇率与资本流动数据进行实证检验，结论发现汇率波动的抑制效应随不同国家、不同资本表现出明显异质性。董有德和谢钦骅（2015）进一步对国际资本流动进行分类，运用面板

porbit 模型研究发现汇率波动对四种类型的国际资本流动均存在显著负向影响。与上述研究不同,也有学者从企业转移投资从而获得更大市场份额、比较优势理论等角度来考虑,认为汇率波动有利于跨国资本流动(Sung 和 Lapan, 2000)。在国际贸易方面,学界基本认同汇率波动将会抑制一国(地区)的进出口贸易(Ozturk 和 Kalyoncu, 2009; Oric 和 Pugh, 2010)。也有学者提出了不同意见, Broll 和 Eckwert (1999) 基于理论模型认为,当出口商面临汇率波动时的收入效应大于替代效应时,汇率波动将正向影响出口贸易水平。从国内的研究来看,谭小芬等(2016)基于微观数据发现人民币汇率波动加剧对出口贸易包括出口额与出口产品种类均存在显著负面影响。王雪等(2016)运用 GARCH-BEKK 模型发现我国双边贸易受双边汇率波动影响的同时也受到第三国汇率影响。基于以上两类影响渠道,学者们从物价水平(许雪晨等,2021),经济增长(Barguellil, Ben-Salha 和 Zmami, 2018),全要素生产率(Aghion, Bacchetta, Ranciere 和 Rogoff, 2009),人均收入(Bagella, Becchetti 和 Hasan, 2006),技术创新(盛斌和景光正, 2021),货币国际化(张国建等, 2017; 阙澄宇和程立燕, 2018)等各个角度均发现了汇率波动的宏观效应。

目前,从金融发展和资本管制的角度,考察汇率波动异质性影响的研究还并不充分。Aghion 等(2009)使用全球 83 个国家的面板数据,发现汇率波动对全要素生产率的负向作用受金融发展水平影响,发展水平越高则负向作用越小。阙澄宇和程立燕(2018)采用面板平滑转移回归模型,实证发现随着金融发展水平的提高,汇率波动对货币国际化的影响存在显著非线性特征。阙澄宇等(2019)在考察汇率波动和资本账户开放的影响时,以全要素生产率为参照,发现汇率波动对全要素生产率存在负向影响,而这一效应会随着资本账户的开放而减弱。

另一类文献主要对非抛补利率平价(UIP)在现实是否成立进行验证。Hansen 和 Hodrick (1980)、Fama(1984)研究发现外汇市场中的远期汇率往往与未来即期汇率呈现负向关系,意味着高利率国家的货币将在未来升值,这与 UIP 的结论相违背,并由此提出了“远期偏离之谜”(forward bias puzzle),随着计量技术的进步与数据质量的提高,后续研究也依然支持了前者的结论(Sarno, 2005)。国内的学者们也对人民币汇率的 UIP 条件进行了检验,也发现了存在 UIP 偏离的现象,并从风险溢价、交易成本、外汇市场干预、套利受限和资本管制等角度提供了可能的解释(肖立晟和刘永余, 2016; 肖祖沔和向丽锦, 2019)。

总体来看,在现有关于汇率波动宏观效应的文献中,涉及政府杠杆率的研究还存在一定空白,并缺乏相应的传导渠道分析,在金融发展和资本管制条件下的异质性研究也还有待扩

展。本文结合上述两类文献, 通过引入偏移的非抛补利率平价条件, 探究汇率波动对政府杠杆率水平的影响, 并从金融发展与资本管制两个角度作进一步分析。

三、理论模型

根据 Carrera 和 Vergara (2012), 政府总债务水平由本币债务和外币债务两部分构成, 以本币计可表示为:

$$D_t = D_t^d + e_t * D_t^f \quad (1)$$

其中, D_t 表示政府总债务, D_t^d 、 D_t^f 分别表示以本币和外币计算的政府债务, e_t 为以直接标价法衡量的名义汇率, 下标 t 表示时间。进一步, 根据 Escolano, Shabunina 和 Woo (2017), 政府新发行债务可由政府跨期预算约束得到:

$$\Delta D_t^d + e_t \Delta D_t^f = i_{t-1}^d D_{t-1}^d + e_t i_{t-1}^f D_{t-1}^f - PB_t \quad (2)$$

其中, i_t^d 、 i_t^f 表示本币和外币债券的名义利率, PB_t 为政府财政盈余。

通常, 相比于政府债务的绝对水平, 我们更关心政府债务相对于产出, 即政府杠杆率水平 (D_t/Y_t) 的高低, 假设用 θ_t 来表示并结合 (2) 式, 则:

$$\Delta \theta_t = \frac{i_t^d D_{t-1}^d + e_t i_t^f D_{t-1}^f - PB_t}{Y_t} + \frac{\Delta e_t D_t^f}{Y_t} - \frac{g_t}{1+g_t} \frac{D_{t-1}}{Y_{t-1}} \quad (3)$$

其中, $g_t = \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}}$, 假设理性预期下, 广义形式的非抛补利率平价 (UIP) 成立, 则:

$$1 + i_t = (1 + i^*) \left(\frac{e_{t+1}}{e_t}\right)^\alpha + \xi_{t+1} \quad (4)$$

其中, i_t 为本国利率, i^* 为世界利率, 假设其外生且为常数, ξ_{t+1} 为与 t 期无关的白噪音。当 $\alpha = 1$ 时, 则传统非抛补利率平价成立, 否则不然。假设本文模型中, 外币债务的名义利率为世界利率 ($i_t^f = i^*$), 则联立 (3) 式和 (4) 式, 可以得到:

$$\theta_t = \frac{1}{1+g_t} \theta_{t-1} + [(1 + i^*) \left(\frac{e_t}{e_{t-1}}\right)^\alpha + \xi_{t+1} - 1] \frac{D_{t-1}^d}{Y_t} + \frac{e_t i^* D_{t-1}^f}{Y_t} + \frac{\Delta e_t D_t^f}{Y_t} - \frac{PB_t}{Y_t} \quad (5)$$

假设汇率水平 e_t 为随机变量, 且围绕均值 \bar{e} 波动, e_{t-1} 为上一期已实现汇率水平, 不妨设 $e_{t-1} = \bar{e}$ 。此时, 汇率对政府杠杆率水平的边际效应可以表示为:

$$\frac{\partial \theta_t}{\partial e_t} = \frac{1}{Y_t} [(1 + i^*) \frac{\alpha}{\bar{e}} \left(\frac{e_t}{\bar{e}}\right)^{\alpha-1} D_{t-1}^d + i^* D_{t-1}^f + D_t^f] \quad (6)$$

进一步有:

$$\frac{\partial^2 \theta_t}{\partial e_t^2} = \frac{1}{Y_t} (1 + i^*) \frac{\alpha}{\bar{e}} \frac{(\alpha-1)}{\bar{e}} \left(\frac{e_t}{\bar{e}}\right)^{\alpha-2} D_{t-1}^d \quad (7)$$

由(7)式可知,政府杠杆率关于汇率二阶导数的符号取决于 $\alpha(\alpha-1)$ 的值,也即非抛补利率平价的偏移程度。根据 Froot 和 Thaler (1990) 的研究,现实数据上通常表现出 $\alpha \approx -1$ 的情况,而对于任何 $\alpha < 0$,都有 $\frac{\partial^2 \theta_t}{\partial e_t^2} > 0$,因此本文提出以下推论:

推论 1: 由于 θ_t 是 e_t 的凸函数,根据 Jansen 不等式,有 $E[\theta_t(e_t)] > \theta_t[E(e_t)] = \theta_t(\bar{e})$,也即汇率波动水平的提高增加政府杠杆率水平。

对于非抛补利率平价的偏移,一只主流文献从交易成本与有限交易主体的角度给出了相应解释,学者们认为跨国金融资产的交易成本阻碍了套利行为,从而利率平价无法生效,而有限数量和非理性的投资者对套利交易的反应不足也使得非抛补利率平价的假设条件不能有效满足(Bacchetta 和 Wincoop, 2010; 肖立晟和刘永余, 2016),这就将非抛补利率平价的偏移程度与金融发展水平联系在了一起。根据 Svirydzenka (2016) 对金融发展水平的论述,可以从两个方面来探讨上述两者间的关系,一方面,从金融基础设施的角度来说,专业化的金融机构与金融从业者能够减少国内外信息不对称的水平,从而降低摩擦成本;另一方面,从金融市场的角度来说,活跃的金融市场提高了交易主体的参与度,同时也对交易主体的专业性提出了更高的要求,从而缓解有限交易主体对利率平价成立带来的限制。

推论 2: 汇率波动对政府杠杆率正向作用的大小受一国(地区)金融发展水平影响,金融发展水平越高,汇率波动的影响越低。

非抛补利率平价成立的一个重要条件是资本可以在国际间自由流动,这样套利资本才能够在外汇市场进行交易以改变汇率水平。相应的,当一国(地区)资本管制较为严格时,国内外利差与汇率之间的联系就十分有限(肖立晟和刘永余, 2016),由此也阻断了本文模型中汇率波动对政府杠杆率的影响渠道。

推论 3: 汇率波动对政府杠杆率的效应受一国(地区)资本管制水平影响,当管制程度超出一定范围,则该效应不再显著。

四、计量模型、变量选取和数据说明

(一) 模型设定

1. 推论 1 实证模型设定

为考察汇率波动水平对政府杠杆率的影响,本文根据理论模型推导构建如下计量方程:

$$\text{debt}_{it} = \alpha_1 + \beta_1 \text{L.debt}_{it} + \beta_2 \text{volatility}_{it} + \delta_1 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中, i 、 t 分别表示国家和年份; debt 表示政府杠杆率; volatility 表示汇率波动水平, X 表示控制变量; μ_i 为个体固定效应; λ_t 为时间趋势项; ε_{it} 为随机误差项。根据本文理论模型式 (5), 本文也在解释变量中加入了被解释变量的滞后项 L.debt 。

2. 推论 2 实证模型设定

为检验金融发展水平是否影响汇率波动水平对政府杠杆率的正向作用, 本文构建如下含有交互项的计量模型:

$$\text{debt}_{it} = \alpha_1 + \beta_1 \text{L.debt}_{it} + \beta_2 \text{volatility}_{it} + \beta_3 \text{FD}_{it} + \beta_4 (\text{FD}_{it} * \text{volatility}_{it}) + \delta_1 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中, FD 为衡量金融发展水平的指标, 该指标共涵盖三个二级指标 fm 、 fi 、 fd , 分别表示金融市场、金融机构和总体金融体系的发展情况。本文选取 Svirydzenka (2016) 构建的金融发展指数作为本文金融发展的代理变量, 该指标对一国金融基础设施和金融市场从深度、可得性、效率三个维度进行综合评估, 取值范围为 0~1, 得分越高表明金融发展水平越高。其余变量与前文保持一致。

3. 推论 3 实证模型设定

为验证汇率波动对政府杠杆率的效应是否受资本管制水平影响, 本文构建如下动态面板门限模型:

$$\text{debt}_{it} = \alpha_1 + \beta_1 \text{L.debt}_{it} + \beta_2 \text{volatility}_{it} * 1(\text{ka}_{it} \leq \kappa) + \beta_3 \text{volatility}_{it} * 1(\text{ka}_{it} > \kappa) + \delta_1 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中, ka 表示资本账户管制程度, 本文选取 Fernandez, Klein, Rebucci 和 Uribe (2015) 构建的总资本账户管制指数作为本文的代理变量, 该指标取值 0~1, 取值越大则表明资本账户管制程度越高。 κ 为资本管制的门限变量, $1(\cdot)$ 为示性函数, 当括号内条件满足时取值为 1, 否则为 0, 其余变量与前文保持一致。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

本文的被解释变量为政府杠杆率水平，数据主要来源于 Abbas 等（2010）收集整理的历史公共债务数据库。该数据库涵盖了全球 174 个国家（地区）1692-2020 年广义政府杠杆率的数据，考虑到数据可得性，本文选取 1980 年以后的数据进行实证检验。

2. 核心解释变量

参考 Hericourt 和 Poncet（2015），陈琳等（2020），盛斌和景光正（2021）的研究，本文在取得月度名义汇率变动率后，再计算其年度标准差，最终得到汇率波动指标，计算公式如下：

$$\text{volatility}_{it} = \sqrt{\frac{1}{12} * \sum_{\text{month}=1}^{12} [(\frac{\Delta e_{m+1}}{e_m}) - (\frac{\Delta e}{e})]^2} \quad (1)$$

本文主要选取 IFS 数据库中的美元汇率（以直接标价法计）作为名义汇率进行汇率波动指标的计算，选取原因主要出于数据可得性的考虑，IFS 数据库涵盖全球 221 个国家（地区）1980-2020 年的美元汇率数据，且缺失值较少，符合本文研究需要。另一方面，以名义汇率和实际汇率计算的汇率波动指标本身十分接近，进行实证得到的结果也并无显著区别，因此，本文主体使用名义汇率计算的汇率波动指标，并使用实际汇率波动进行稳健性检验。

3. 控制变量

根据理论模型和现有研究，本文选取政府消费（consumption）、固定资本形成率（capital）、贸易开放度（trade）、GDP 增速（gdp）、人均实际 GDP（realgdp）、通货膨胀（inflation）作为控制变量。数据主要来源于世界银行 WDI 数据库，为消除变量间可能的相关性和经济波动的影响，参考王晋斌等（2020）的做法，本文对除汇率变动指标外所有回归变量进行五年算术平均处理，并对控制变量作对数处理，其中，由于 GDP 增速和通货膨胀率由于取值可能为负，因此作一阶差分处理。变量名称与含义见表 1。

表 1 变量名称和变量含义

变量名称	变量含义
debt	政府杠杆率，广义政府总债务/GDP，五年算术平均
volatility	汇率波动，以月度美元汇率变动率计算的年度标准差，见式（11）
consumption	政府消费，广义政府最终消费/GDP，五年算术平均，取对数
capital	固定资本形成率，固定资本形成额/GDP，五年算术平均，取对数
trade	贸易开放度，进出口总额/GDP，五年算术平均，取对数
gdp	GDP 增速，名义 GDP 年增长率，五年算术平均，取一阶差分
realgdp	人均实际 GDP，以固定美元（2010）计人均实际 GDP，五年算术平均，取对数
inflation	通货膨胀，以 CPI 计年通货膨胀率，五年算术平均，取一阶差分

FD	金融发展水平, 涵盖金融基础设施与金融市场深度、可得性、效率的多维指标
ka	资本管制水平, 加权多类资产流入流出限制的综合性指标

(三) 数据说明

本文选取 1980-2020 年 158 个国家(地区)的数据进行实证检验, 变量的描述性统计与 pearson 相关系数矩阵如表 2、表 3 所示, 注意表 2 中, 汇率波动的标准差和最大值分别为 0.838 和 42.252, 相较于 0.056 的平均值过大, 因此本文对汇率波动数据进行双侧 0.5% 水平的缩尾处理, 以排除极端值对实证回归的干扰。在表 3 中, 变量间的相关系数最大不超过 0.4, 故认为解释变量间不存在明显的多重共线性, 可以进行回归分析。进一步, 本文也剔除汇率波动长期为零的样本¹以提高回归结果的可信度。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
debt	4,963	0.617	0.521	0	5.601
volatility (缩尾前)	5,569	0.056	0.838	0	42.252
volatility (缩尾后)	5,542	0.026	0.054	0	0.794
consumption	4,608	2.677	0.410	0.140	3.918
capital	4,553	3.061	0.318	1.108	4.267
trade	4,763	4.221	0.588	-1.523	6.052
gdp	4,924	0.0325	1.460	-26.10	23.05
realgdp	5,195	8.272	1.523	5.165	11.61
inflation	4,415	-1.969	124.2	-4,698	4,734

资料来源: 作者计算

表 3 相关系数矩阵

变量名	debt	volatility	consumption	capital	trade	gdp	realgdp	inflation
debt	1.000							
volatility	0.170***	1.000						
consumption	0.043***	-0.031**	1.000					
capital	-0.128***	-0.118***	0.083***	1.000				
trade	-0.032**	-0.092***	0.282***	0.254***	1.000			
gdp	0.105***	0.053***	-0.023	-0.114***	-0.004	1.000		
realgdp	-0.154***	-0.074***	0.396***	0.282***	0.342**	-0.066***	1.000	
inflation	-0.014	0.048***	0.023	0.045***	0.006	-0.050***	0.010	1.000

资料来源: 作者计算

¹ 这些样本包括: 圣文森特和格林纳丁斯、圣卢西亚、圣基茨和尼维斯、美国、安提瓜岛、巴哈马、巴巴多斯、阿联酋、伯利兹、卡塔尔、吉布提、沙特阿拉伯、多米尼加、格林纳达、巴拿马、阿曼

五、经验证据

(一) 基准回归结果

考虑到基准回归模型（式 8）的解释变量包含被解释变量的滞后项，因此本文主要采用系统 GMM 方法进行估计，同时为与 OLS 方法进行比较，本文也汇报了使用固定效应模型的回归结果¹。表 4 第 (1)~(4) 列分别展示了使用固定效应模型与系统 GMM 模型对式 (8) 的回归结果，汇率波动的估计系数普遍显著为正，说明汇率波动增大将导致政府杠杆率的提高。重点观察列 (4)，在添加控制变量后，政府杠杆率的滞后一阶系数在 1% 显著性水平上保持显著，证明动态模型的适用性，AR (2) 检验不能拒绝“二阶扰动项不存在自相关”的假设，Hansen 检验通过，满足使用系统 GMM 模型的要求。在处理了可能的内生性问题后，汇率波动的估计系数为 0.192 且通过显著性水平为 1% 的统计检验，说明汇率波动每增加一个单位，政府杠杆率平均将提高 0.192，初步验证了推论 1 提出的观点。

表 4 基准回归结果

变量	(1) debt	(2) debt	(3) debt	(4) debt
	FE		SYS-GMM	
L.debt	0.952*** (67.36)	0.948*** (47.14)	0.882*** (60.33)	0.790*** (26.45)
volatility	0.212*** (4.63)	0.177*** (3.45)	0.098 (1.47)	0.192*** (4.27)
控制变量	NO	YES	NO	YES
R-squared	0.955	0.955		
AR(2)			0.446	0.612
Hansen Test			0.198	0.365
观测值	4,418	3,386	4,418	3,386
国家（地区）组数	154	142	154	142
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
时间趋势	YES	YES	YES	YES

注：*、**、***分别表示系数在 10%、5%、1%显著性水平上显著，() 中为经异方差修正的稳健 t 值，AR(2)和 Hansen Test 汇报 P 值，下表同。

(二) 稳健性检验

为进一步检验基准回归的结论是否稳健，本文进行了如下稳健性检验：1、替换解释变量。

¹ 由于本文已对数据进行五年均值处理，故控制时间趋势项。本文也同时汇报了使用时间固定效应和非动态模型的估计结果，结论与基准回归没有显著差异，感兴趣的读者可以向作者索取。

本文主要考虑两种汇率波动的替代指标, 包括三元悖论指数中的汇率稳定性指标 ers 和以实际有效汇率计算的汇率波动指标; 2、分样本回归。根据 IMF 和摩根士丹利新兴市场指数对于不同发展程度国家的分类, 我们将子样本划分为发达经济体与发展中经济体两类进行讨论; 3、工具变量回归。本文选取汇率波动滞后一阶与滞后二阶的变量作为工具变量对式 (8) 重新进行估计。以上回归结果表明, 本文的结论不发生显著变化。

(三) 机制检验

在本文的理论模型中, 汇率波动对政府杠杆率的影响建立在非抛补利率平价的偏移上, 为验证该渠道的真实性, 参考温忠麟和叶宝娟 (2014) 提出的方法, 本文建立式 (12)~(14) 的中介效应模型检验汇率波动是否通过政府债券利率影响政府杠杆率。

$$D.billsrate_{it} = \alpha_1 + \beta_1 F.volatility_{it} + \delta_1 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} debt_{it} = & \alpha_1 + \beta_1 L.debt_{it} + \beta_2 volatility_{it} \\ & + \beta_3 LD.billsrate_{it} + \delta_1 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

$$volatility_{it} = \beta_1 L.billsrate_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

其中, $billsrate$ 表示政府债券利率, 本文选取 IFS 数据库中的政府短期债务利率作为代理变量, F 为超前算子, L 为滞后算子, D 为差分算子, LD 为滞后差分算子, 其余变量与前文保持一致。在模型检验过程中, 需要注意以下三点问题: 1、式 (12) 中 $F.volatility$ 表示基于 t 期的预期汇率波动, 参考多数实证验证非抛补利率平价偏移的文献 (Chinn, 2006; Chinn 和 Quayyum, 2012; Kano 和 Wada, 2017), 本文假设理性预期, 预期汇率近似等于未来即期汇率 ($e_{t+1} = E_t(e_{t+1}) + \xi_{t+1}$), 因此使用 $t+1$ 期的汇率波动作为预期汇率波动的代理变量; 2、传统 UIP 理论并未考虑利率的动态变化, 本节通过引入差分项 $D.billsrate$ 来进一步探究可能的动态影响。根据理论模型预测, 预期汇率波动增加意味着当期利率水平上升, 即 β_1 符号为正, 而当期利率水平上升使得下一期政府杠杆率提高, 即 β_3 符号为正; 3、为排除当期汇率波动和上一期利率变动可能的相关性, 本文也通过式 (14), 取回归后的残差 $r_volatility$ 作为 $volatility$ 的代理变量, 对式 (12)、(13) 重新进行回归, 同样, 本文对式 (12)、(13) 的动态模型使用系统 GMM 模型进行估计。

表 8 展示了中介效应的检验结果，其中第（1）列为式（14）的辅助回归结果，第（2）、（3）列使用汇率波动变量进行回归，第（4）、（5）列使用残差代理变量回归。从列（4）可以发现，汇率波动残差代理变量（以下统称为汇率波动）的估计系数显著为正，说明预期汇率波动增加意味着利率水平上升，符合非抛补利率平价偏移的假设。进一步，从列（5）可以看出，滞后一期的利率变动回归系数显著为正，且汇率波动的估计系数相较于基准回归显著性出现下降但依然显著为正，这说明存在偏移的非抛补利率平价渠道，使得汇率波动可以对政府杠杆率产生正向影响。

表 5 机制检验回归结果

变量	(1) volatility	(2) billsrate	(3) debt	(4) billsrate	(5) debt
		汇率波动变量		汇率波动残差代理变量	
L.billsrate	-0.012 (-1.02)	0.640*** (11.02)		0.639*** (11.02)	
L.debt			0.858*** (39.52)		0.858*** (39.59)
F.volatility		0.057 (0.84)			
volatility			0.250*** (2.97)		
F.r_volatility				0.134* (1.77)	
r_volatility					0.248*** (2.90)
LD_billsrate			0.133*** (3.37)		0.133*** (3.36)
控制变量	NO	YES	YES	YES	YES
R-squared	0.021				
AR(2)		0.101	0.452	0.131	0.442
Hansen Test		1.000	1.000	1.000	1.000
观测值	1,976	1,416	1,354	1,416	1,354
国家（地区）组数	78	73	73	73	73
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
时间趋势	YES	YES	YES	YES	YES

五、进一步分析¹

¹ 受限于篇幅，本节稳健性检验结果放于附录，检验结果与正文基本保持一致，感兴趣的读者可以向作者索取。

(一) 金融发展水平的调节效应

为了验证推论 2, 表 9 汇报了使用系统 GMM 模型对式 (9) 的回归结果, 其中, 列 (1) 使用了总体金融体系的得分指标作为金融发展水平的代理变量, 列 (2)、列 (3) 则分别使用金融市场和金融机构的得分指标作为代理变量。结果显示, 金融发展与汇率波动的交互项系数在三类指标间均在 5% 的显著性水平上显著为负, 表明汇率波动对政府杠杆率的正向效应随着一国 (地区) 金融发展水平的提高而降低, 可见健全的金融体系在降低交易成本, 提高市场参与度, 改善投资者专业水平均起到积极作用, 从而能缓解非抛补利率平价的偏移程度, 印证了本文推论 2 的内容。

表 6 金融发展水平的调节效应回归结果

变量	(1) debt	(2) debt	(3) debt
	SYS-GMM		
L.debt	0.790*** (27.03)	0.791*** (27.04)	0.788*** (26.49)
volatility	0.394*** (4.71)	0.267*** (4.69)	0.493*** (5.31)
fd_vol	-1.026*** (-3.83)		
fd	0.092** (2.36)		
fm_vol		-0.615** (-2.45)	
fm		0.048* (1.84)	
fi_vol			-1.123*** (-4.49)
fi			0.108*** (2.71)
控制变量	YES	YES	YES
AR(2)	0.764	0.684	0.831
Hansen Test	0.437	0.466	0.510
观测值	3,350	3,350	3,350
国家 (地区) 组数	140	140	140
个体固定效应	YES	YES	YES
时间趋势	YES	YES	YES

(二) 资本管制水平的门限效应

根据本文理论分析，只有当一国（地区）的资本管制水平低于某一限度（ $ka \leq \kappa$ ）时，非抛补利率平价这一通过资本流动传递的渠道才会生效，由此汇率波动可以影响政府杠杆率，但当管制水平超出门限值（ $ka > \kappa$ ）后，该传导渠道受到阻断，汇率波动的效应将不再显著。为考察推论 3，式（10）的回归结果如表 10 所示。以列（2）为例，当资本管制水平小于 0.611 时，汇率波动的估计系数为 0.912 且在 5% 的显著性水平上保持显著，可以看到相比于基准回归，此时系数的估计值更大，说明汇率波动对政府杠杆率的效应在基准回归中可能被低估，当资本管制水平大于 0.611 时，回归系数不再显著，由此可见，当一国（地区）资本管制程度跨越门限值后，资本流动的受限阻碍了汇率波动对政府杠杆率的传导，由此验证了推论 3。

本文在列（2）的基础上还增加了列（3）作为补充回归，这是由于列（2）中政府杠杆率滞后一阶项的回归系数大于 1，与动态模型的假设相违背，可能导致回归结果不准。在排除了固定资本形成因素后，滞后项系数小于 1，此时汇率波动的估计系数为 0.916，与列（2）在系数符号与显著性水平上没有明显区别，因此本文认为列（2）的系数估计结果基本可信。

表 7 资本管制水平的门限效应回归结果

变量	(1) debt	(2) debt	(3) debt
	SYS-GMM		
L.debt	0.938*** (46.87)	1.039*** (45.58)	0.974*** (37.20)
volatility ($ka \leq \kappa$)	1.577*** (3.02)	0.912** (2.16)	0.916** (2.26)
volatility ($ka > \kappa$)	-1.001 (-1.34)	-0.624 (-1.19)	-0.590 (-1.13)
控制变量	NO	YES	YES
门限估计值 $\hat{\kappa}$	0.611	0.611	0.611
AR(2)	0.722	0.719	0.604
Hansen Test	0.328	0.366	0.321
Threshold Tset	0.059	0.000	0.000
观测值	1,773	1,526	1552
国家（地区）组数	92	88	89
个体固定效应	YES	YES	YES
时间趋势	YES	YES	YES

六、结论及建议

本文使用 1980—2020 年的跨国面板数据, 利用系统 GMM 方法, 考察了在非抛补利率平价偏移的背景下, 汇率波动对政府杠杆率水平的影响及其作用渠道, 并进一步研究了该效应在不同金融发展水平和资本管制程度下的异质性。归纳汇总, 本文得出如下结论: (1) 汇率波动的增加显著提高了政府杠杆率水平, 在进行替换解释变量, 分样本回归, 工具变量回归等检验后, 该结论依然保持稳健。(2) 汇率波动的传导效应受一国(地区)金融发展水平的影响, 金融发展水平越高, 越能降低汇率波动对政府杠杆率的正向作用。(3) 资本管制在汇率波动的传导效应中存在明显的门限效应, 随着资本管制程度的不断提高, 一旦跨越门限值, 则汇率波动的正向作用将不再显著。以上两点结论同样通过本文的稳健性检验。(4) 机制检验的结果表明, 在非抛补利率平价偏移的背景下, 预期汇率波动与政府债务利率的变动存在显著正向关系, 进而影响下一期的政府杠杆率水平, 与理论模型预测相一致。

结合我国“要发展更高层次的开放型经济”、“建设现代化经济体系”的时代背景, 本文从政府稳杠杆、金融发展和资本账户开放三个方面, 提出以下政策建议。首先, 随着全球举债不断攀升, 近年来我国政府杠杆率水平提高到了 0.6 左右, 稳杠杆的政策目标正愈发受到重视。而对于发展中国家和发达国家, 汇率波动是影响政府杠杆率水平的重要因素, 这就要求我国在继续深入汇率市场化改革的同时, 也要注意防范外汇市场受经济周期、外部冲击等因素产生过度波动, 适时的引入逆周期因子, 控制汇率波动的合理范围, 做好预期管理。其次, 金融发展水平对汇率波动的“促杠杆”效应存在负向调节作用, 完备的金融体系是促进资源合理配置, 提高市场交易效率的重要基础, 对稳定政府杠杆率也同样具有积极意义, 应从深度、可得性、效率三个方面入手, 多维度综合完善我国金融基础设施与金融市场建设。最后, 资本账户管制的门限效应表明, 当管制程度超过门限值后, 汇率波动不再对政府杠杆率产生影响。我国进一步“走出去”, 推进人民币国际化的战略离不开资本账户管制的放松, 但这同时也为外部冲击经由资本项目渠道传导至国内经济提供了可能, 这要求我们在对外开放的同时, 宏观审慎的调控政策也应当审时度势的实行。

【参考文献】

- [1] 陈琳、袁志刚、朱一帆:《人民币汇率波动如何影响中国企业的对外直接投资?》,《金融研究》2020 年第 03 期。
- [2] 程立燕、李金凯:《国际资本异常流动对经济增长具有非线性效应吗?——基于汇率制度和金融市场发展视角》,《国际金融研究》2020 年第 04 期。
- [3] 戴金平、黎艳、刘东坡:《汇率波动对世界经济的影响》,《国际金融研究》2017 年第 05 期。
- [4] 董有德、谢钦骅:《汇率波动对新兴市场国家资本流动的影响研究——基于 23 个新兴市场国家 2000—

- 2013 年的季度数据》，《国际金融研究》2015 年第 06 期。
- [5] 方意、贾妍妍、赵阳：《重大冲击下全球外汇市场风险的生成机理研究》，《财贸经济》2021 年第 05 期。
- [6] 阙澄宇、程立燕：《汇率波动对货币国际化具有非线性效应吗？——基于金融市场发展视角》，《国际金融研究》2018 年第 03 期。
- [7] 阙澄宇、李金凯、程立燕：《高质量发展下如何推进汇率市场化与资本账户开放？——来自 134 个经济体的经验证据》，《财经研究》2019 年第 05 期。
- [8] 盛斌、景光正：《汇率波动、金融结构与技术创新》，《财贸经济》2021 年第 10 期。
- [9] 谭小芬、王雅琦、卢冰：《汇率波动、金融市场化与出口》，《金融研究》2016 年第 3 期。
- [10] 王晋斌、刘璐、邹静娴：《汇率制度灵活性对生产率增长影响的再研究》，《世界经济》2020 年第 01 期。
- [11] 王雪、胡未名、杨海生：《汇率波动与我国双边出口贸易：存在第三国汇率效应吗？》，《金融研究》2016 年第 07 期。
- [12] 温忠麟、叶宝娟：《中介效应分析：方法和模型发展》，《心理科学进展》2014 年第 05 期。
- [13] 肖立晟、刘永余：《人民币非抛补利率平价为什么不成立：对 4 个假说的检验》，《管理世界》2016 年第 07 期。
- [14] 肖祖沔、向丽锦：《资本管制与中国非抛补利率平价扭曲》，《世界经济研究》2019 年第 04 期。
- [15] 许雪晨、田侃、倪红福：《汇率传递效应研究：基于全球价值链的视角》，《财贸经济》2021 年第 03 期。
- [16] 张国建、佟孟华、梅光松：《实际有效汇率波动影响了人民币国际化进程吗？》，《国际金融研究》2017 年第 02 期。
- [17] Abbas, S. M., Belhocine, N., Elganainy, A. A., & Horton, M., A historical public debt database. IMF Working Paper, No. 10/245, 2011.
- [18] Aghion, P., Bacchetta, P., Ranciere, R., & Rogoff, K., Exchange rate volatility and productivity growth: The role of financial development. *Journal of monetary economics*, Vol. 56, No. 4, 2009, pp. 494-513.
- [19] Bacchetta, P., & Van Wincoop, E., Infrequent portfolio decisions: A solution to the forward discount puzzle. *American Economic Review*, Vol. 100, No. 3, 2010, pp. 870-904.
- [20] Bagella, M., Becchetti, L., & Hasan, I., Real effective exchange rate volatility and growth: A framework to measure advantages of flexibility vs. costs of volatility. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 30, No. 4, 2006, pp. 1149-1169.
- [21] Barguelli, A., Ben-Salha, O., & Zmami, M., Exchange rate volatility and economic growth. *Journal of Economic Integration*, Vol. 33, No. 2, 2018, pp. 1302-1336.
- [22] Broll, U., & Eckwert, B., Exchange rate volatility and international trade. *Southern Economic Journal*, 1999, pp. 178-185.
- [23] Caporale, G. M., Ali, F. M., & Spagnolo, N., Exchange rate uncertainty and international portfolio flows: A multivariate GARCH-in-mean approach. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 54, 2015, pp. 70-92.
- [24] Carrera, C. M., & Vergara, R., Fiscal sustainability: The impact of real exchange rate shocks on debt valuation, interest rates and GDP growth. *World Development*, Vol. 40, No. 9, 2012, pp. 1762-1783.
- [25] Chinn, M. D., The (partial) rehabilitation of interest rate parity in the floating rate era: Longer horizons, alternative expectations, and emerging markets. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 25, No. 1, 2006, pp. 7-21.
- [26] Chinn, M. D., & Quayyum, S., Long horizon uncovered interest parity re-assessed. NBER Working Paper, No. w18482, 2012.
- [27] Escolano, J., Shabunina, A., & Woo, J., The Puzzle of Persistently Negative Interest - Rate - Growth Differentials: Financial Repression or Income Catch - Up? *Fiscal Studies*, Vol. 38, No. 2, 2017, pp. 179-217.

- [28] Fama, E. F., Term premiums in bond returns. *Journal of Financial economics*, Vol. 13, No. 4, 1984, pp. 529-546.
- [29] Fernández, A., Klein, M. W., Rebucci, A., Schindler, M., & Uribe, M., Capital control measures: A new dataset. *IMF Economic Review*, Vol. 64, 2016, pp. 548-574.
- [30] Froot, K. A., & Thaler, R. H., Anomalies: foreign exchange. *Journal of economic perspectives*, Vol. 4, No. 3, 1990, pp. 179-192.
- [31] Hansen, L. P., & Hodrick, R. J., Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates: An econometric analysis. *Journal of political economy*, Vol. 88, No. 5, 1980, pp. 829-853.
- [32] Héricourt, J., & Poncet, S., Exchange rate volatility, financial constraints, and trade: empirical evidence from Chinese firms. *The World Bank Economic Review*, Vol. 29, No. 3, 2015, pp. 550-578.
- [33] Kano, T., & Wada, K., The first arrow hitting the currency target: A long-run risk perspective. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 74, 2017, pp. 337-352.
- [34] orić, B., & Pugh, G., The effects of exchange rate variability on international trade: a meta-regression analysis. *Applied Economics*, Vol. 42, No. 20, 2010, pp. 2631-2644.
- [35] Ozturk, I., & Kalyoncu, H., Exchange rate volatility and trade: An empirical investigation from cross - country comparison. *African Development Review*, Vol. 21, No. 3, 2009, pp. 499-513.
- [36] Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S., Growth in a Time of Debt. *American economic review*, Vol. 100, No. 2, 2010, pp. 573-578.
- [37] Sarno, L., Towards a solution to the puzzles in exchange rate economics: Where do we stand? *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie*, Vol. 38, No. 3, 2005, pp. 673-708.
- [38] Sung, H., & Lapan, H. E., Strategic foreign direct investment and exchange - Rate uncertainty. *International Economic Review*, Vol. 41, No. 2, 2000, pp. 411-423.
- [39] Svirydzenka, K., Introducing a new broad-based index of financial development, *International Monetary Fund. IMF Working Paper*, No. 5, 2016.

Uncovered Interest Parity deviation, Exchange Rate Volatility and Government Leverage

DING Jianping BAI Ruichen

Abstract: In the context of rising global uncertainty and a continuous broadening of the range of exchange rate volatility, the average leverage of governments in all countries (regions) of the world is also increasing year by year, and the debt issue has come back into view and received attention from all sectors of society. This paper empirically verifies the effect of exchange rate volatility on government leverage based on annual panel data of 158 countries and regions from 1980 to 2020, using the systematic GMM method, and gives a theoretical explanation by introducing the deviated uncovered interest parity condition in the general government debt analysis framework. The empirical results show that there is a significant positive relationship between exchange rate volatility and government leverage, and this finding remains robust to indicator replacement, subsample regressions, and the introduction of instrumental variables. Further research shows that the level of financial development has a negative moderating effect on exchange rate volatility affecting government leverage, and capital controls have a threshold effect. This study provides useful insights for "stabilizing growth and leverage".

Key words: Interest Rate Parity, Exchange Rate Volatility, Government Leverage, Financial Development, Capital Control

企业养老保险缴费率，缴费基数与就业效应¹

邱志刚² 苗萌³ 王子悦⁴ 杨真⁵

【摘要】本文以上市公司为样本，研究法定养老保险缴费比例变动对企业申报的缴费基数、就业规模等决策的影响和具体机制。在给定监管力度和法律环境下，在法定缴费比例上升时，企业会减小申报基数；反之则增加申报基数。在《劳动合同法》实施后，企业缴费基数是企业与员工共同商量的结果，并且法定缴费比例变动对企业就业规模的影响具有不对称性。在对不同企业类型进行分析后，我们发现：1. 当法定比例降低时，省社会平均工资水平较低的企业逃费程度降低的幅度大于省社会平均工资较高的企业。2. 当法定比例上升时，资本密集的企业相比于劳动密集的企业会更多地减少就业规模。3. 当法定比例上升时，非国有企业减少就业规模，而国有企业不会。

【关键词】养老保险；企业缴费基数；就业效应

一、引言

中国养老保险体系面临着诸多挑战。首先，中国企业的社会保险缴费支出相较其他国家⁶偏高，在各项法规监管的落地实施下，企业逐步从不缴纳养老保险的阶段进入到了参保但不足额缴纳的阶段⁷，许多文献（封进，2013；Han & Meng，2021）指出社保体系内存在员工和企业合谋逃避社保缴费的激励。同时，2019 年中国社科院世界社保研究中心发布了《中国养老金精算报告 2019-2050》并预测到 2035 年社保基金有耗尽累计结余的可能性，这引起了社会各界的关注，相关部委随即表示国务院已结转了一定规模的国有资本到全国社保基金账户从而缓解担忧情绪。研究不同的政策调整会如何影响社保基金的平稳运行，离不开微观企业层面的行为分析，而其中一个重要的问题就是法定缴费比例变动通过何种机制综合性地影响企业逃费程度和其他劳动力成本决策，

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号：IMI Working Papers No. 2228。

² 邱志刚，中国人民大学国际货币研究所特约研究员、中国人民大学财政金融学院。

³ 苗萌，中国人民大学财政金融学院。

⁴ 王子悦（通讯作者），中国人民大学财政金融学院。

⁵ 杨真，中金资本运营有限公司。

⁶ 例如，印度社保缴费约用工成本的 16%、马来西亚社保缴费约用工成本的 12%、印尼社保缴费约用工成本的 10%~15%。

⁷ 资料来自《中国企业社保白皮书 2016》：<http://politics.people.com.cn/n1/2016/0828/c1001-28670596.html>。

本文试图提供一些新的看法。

本文以上市公司为样本，讨论外生法定养老保险缴费比例的变动如何综合性地影响企业缴费基数申报、员工人数等决策。具体而言，我们用企业法定基数（工资总额）和实际申报基数之差除以法定基数衡量逃费程度，该指标与封进（2013），赵静等（2015）的逃费程度的衡量，即法定缴费比例与实际缴费比例的相对差一致。申报的缴费基数是在给定监管力度和维权法律环境下，企业与员工共同商量的结果。具体而言，企业的逐利动机使其在法定比例上升时，减小申报基数，增加逃费程度。相比国企，非国企的逃费程度更高，主要因为其减小申报基数带来的边际违规成本更大。因此，当法定比例上升时，虽然非国企也增加逃费程度，但增幅低于国企。数据结果表明，即使在法定比例上升时，国有企业逃费程度的增幅更大，但调整后的国有企业逃费程度仍然比非国企低。

企业与想要更高申报基数的员工讨价还价，该机制使得企业在法定比例下降时，增加申报基数，减小逃费程度。由于未来养老金取决于申报基数和省社会平均工资之比，低省社会平均工资地区的员工有更大的激励提升申报基数，因此当法定缴费比例下降时，低省社会平均工资地区的企业增加申报基数的幅度更大。也有实证结果表明，年龄更大的员工在法定比例下降时获得了申报基数增加的幅度更高，这与年龄大的员工更重视养老金，有更大的激励增加申报基数的解释相吻合。

同时，由于调整劳动力规模的法律成本和逐利动机，企业在法定缴费比例上升时会立即减少员工控制成本，而在法定缴费比例下降时不会急于增加员工，因此企业的就业规模反应对于法定缴费比例的变动存在不对称性。对于资本密集型企业，其劳动力需求弹性大，因而在法定缴费比例上升时，用工成本增加，其减少员工的幅度大于劳动密集型企业。

综上所述，企业控制成本的各种决策之间存在一定替代性，并依据自身特征选择出最优组合策略。因此，综合性地考虑企业不同调整方式，对于研究法定养老保险缴费比例等其他成本上升冲击如何影响企业决策具有重要意义。例如，当法定缴费比例上升时，国有企业的逃费程度的增幅大，但并不减少员工规模，这可能是由于国企更难裁员，而非国有企业的逃费程度的增幅小，但会减少员工规模；资本密集型企业的裁员幅度大于劳动密集型企业，而后者更倾向于增加逃费程度来控制成本。未来的理论或实证研究可以考虑更多的决策比如投资、工资等等。此外，当期法定缴费比例变动对于以上当期企业决策的影响在长期中并不完全逆转，而过去的冲击并不会显著影响未来的企业决策。

为了进一步验证法定缴费比例变动的内生性，我们考察了法定缴费比例变动是否与过去的经

济状况相关, 结果表明地区层面经济变量无论对变动的规模还是上调与下调的概率均无显著影响。为了验证本文主要结论的稳健性, 我们不仅重新估计关键变量、剔除董高监工资的影响, 还利用 2016 年 5 月发生的外生降低缴费比例的冲击重新估计政策效应, 并用政策冲击前期的数据验证了平行路径假设。

本文的创新主要有两个方面。首先, 我们考察了法定养老保险缴费比例对于企业申报基数的具体影响机制。我们为现有文献中(封进, 2013; 赵静等, 2015)对逃费程度的分析提供了具体的经济内涵, 并考察法定缴费比例对于企业申报基数的影响机制。这有利于分析 2016 年以来的不断减税降费对于微观企业申报基数和宏观社保收支运行的影响。其次, 在对于实证结果的解释上面, 以往文献更侧重于解释法定养老保险缴费比例上升的影响机制(马双等, 2014; 赵静等, 2015; 唐珏和封进, 2019a), 而且样本时间大都在劳动合同法的实施之前。但随着近年来法定比例不断下降和法律环境的变化, 我们探讨了法定比例上升和下降对企业的就业规模决策的影响是否具有不对称性, 并发现在法定缴费比例下降时企业不会急于扩张员工规模。

本文的结构安排如下: 第二节描述了近年来中国养老保险体系的发展以及相关文献评述, 并基于此提出了可验证的假说; 第三节给出了实证模型设计和描述性统计; 第四节罗列了实证结果; 最后两节分别为稳健性检验和结论。

二、背景介绍和文献回顾

(一) 背景介绍

1. 中国养老保险制度的近期发展。我国的养老保险体系正不断完善。2009 年, 国家出台了新型农村养老保险制度; 2011 年, 《社会保险法》的颁布落实养老保险的具体实施; 2014 年, 建立全国统一的城乡居民基本养老保险制度; 2015 年, 全面推广事业单位和企业单位养老保险的并轨施行; 2018 年, 我国正式实行中央调剂基金统筹。

从发展成果来看, 中国养老保险体系的“三大支柱”正在不断构建。第一支柱是政府主导并参与运营管理的基本养老保险, 以城镇职工基本养老保险与城乡居民基本养老保险为核心, 目前已经构建完成并不断改革求索。第二支柱是在政府引导下, 企业年金和职业年金通过多元化投资增值, 目前尚需完善。第三支柱是以个人为主的商业养老保险体系, 目前尚在构建。截至 2018 年年底, 根据 WIND 人社部的数据显示, 我国养老金体系以第一支柱基本养老保险为主, 而其中企业职工养老保险居于核心地位。因此, 本文的主要研究将围绕第一支柱展开。

从具体缴费来看，实缴的基本养老保险数额取决于两个方面：一方面是政府要求的法定养老保险缴费比例，国务院规定城镇企业职工养老保险由企业与企业劳动者双方共同承担，单位缴纳比例约为发放工资的 20%。但是，中央考虑到各地区经济发展水平不同，允许各地方在统一的指导原则下因地制宜调整养老保险实施方案。因此，地方政府根据实际情况对养老保险缴费比例进行动态调整。上述制度规划造成了不同地区、年份的基本养老保险缴费比例不同的现象，但个人缴纳比例均为 8%。

另一方面，企业上报每个员工的缴费基数。根据有关制度，企业为劳动者缴纳的养老保险的缴费基数有上限与下限（所在地前一年平均工资的 60%~300%），在缴费基数的上下限范围内，企业采用上一年度支付给职工的实际工资作为养老保险缴费基数，若该基数高于上下限则以上下限为实际基数。而且，职工退休后所得的养老金取决于个人缴费基数指数¹、缴费年限和退休后当地月平均工资基数。但这一规定的实施力度较差，大量企业尽管参保但是低报缴费基数来逃避税费，是我国养老保险制度所面临的一个难题，也是本文研究的重点。

此外，近年来，相关文件相继出台降低职工基本养老保险单位的缴费比例。2016 年，人社部、财政部联合发布了《关于阶段性降低社会保险费率的通知》，称从 2016 年 5 月 1 日起，企业职工基本养老保险单位缴费比例超过 20% 的省（区、市），将单位缴费比例降至 20%；单位缴费比例为 20% 且 2015 年底企业职工基本养老保险基金累计结余可支付月数高于 9 个月的省（区、市），可以阶段性将单位缴费比例降低至 19%，降低费率的期限暂按两年执行。之后两部门在 2018 年又发布了《关于继续阶段性降低社会保险费率的通知》，在 2019 年发布了《降低社会保险费率综合实施方案》降低法定缴费比例。政府希望此举措能大大降低企业的社保负担和劳工成本，从而刺激企业的扩张和发展，但具体措施的结果可能如何，正是该研究的核心问题。

2. 中国养老保险制度的诸多挑战。首先，如前所述，我国企业的社会保险缴费支出约占企业用工成本四成，较之其他国家相对较高。在这样情况下，养老保险没有足额缴纳的现象在我国企业之间存在较为普遍，根据同花顺数据显示，2010-2013 年间我国上市公司的实际社保缴费率平均值为 17.5%，中位值仅为 10%，远低于法定缴费比例。2016 年《中国企业社保白皮书》披露有超过 7 成的企业未按照职工工资实际核定社保缴费基数，其中 3 成以上的企业统一按最低基数缴费；而 2017 年调查数千家企业中，调查结果显示仅 1/4 样本企业完全按照规定缴纳社保。同时，地方社保机构也尚未形成严格稽核体系（封进，2013），企业申报养老金缴费基数过程中存在灰色地带。此外，部分低收入、高流动职工在短期利益驱使下，亦有动机与企业合谋，企业通过与职工签订

¹ 即所报缴费基数与该地区当时省社会平均工资基数的比例。

不合规劳务合同, 瞒报职工人数, 减少养老金缴纳(袁志刚等, 2009)。

再者, 降低养老保险缴费比例引起对于社保基金能否平稳运转担忧。《中国养老金精算报告 2019-2050》报告经过测算后指出我国养老保险将于 2035 年耗尽累计结余。这一消息引起了社会各界的高度关注, 针对此问题, 相关部委表示中央已经制定应对措施, 国务院结转了一定规模的国有资本到全国社保基金账户, 养老金可长期按时足额发放。针对现有体系中的养老保险制度所存在的挑战, 研究养老金如何收取、收取比例、对各社会主体的影响具有重要的政策意义。

(二) 文献回顾

现有的养老保险制度的研究内容包括养老保险制度的问题与改善、与代际福利、企业行为和宏观就业状况的关系。

关于中国养老保险制度的问题, 赵耀辉和徐建国(2001)指出我国养老保险体系的全国统筹成本过高, 个人账户的资金占比低、回报率低等问题凸显。在此情况下, 封进(2013)、赵静等(2015)、Han & Meng(2021)表明员工和企业存在逃避社保缴费的激励, 发现在养老金保险缴费率较低地区的企业参保程度更高。彭雪梅等(2015)、赵绍阳和杨豪(2016)同样发现社保征缴存在欠费逃费, 例如不为低收入群体和流动性强的员工缴纳“五险一金”、并报最低缴费基数等。而对于养老保险制度的改善, 沈永建等(2017)着重研究了 2008 年出台的《劳动合同法》, 认为上述法律法规的出台强化了养老保险的执行力度。唐珏和封进(2019b)则发现社保征收机构转换为税务部门有助于社保政策的落实。

一方面, 关于如何收取养老保险以及代际福利转移的影响, 封进(2004)基于福利经济学标准模型的研究成果表明, 现收现付制的制度在一定条件下增益社会福利。程永宏(2005)研究了收付实现制与人口老龄化之间的相互关系, 预测了 2001-2060 年中国的老龄化进程。何立新(2007)聚焦养老保险政策或缴费率变化对于养老金收益以及代际间、代际内收入的分配的影响。

另一方面, 大量研究探讨了养老保险制度对于微观企业行为的影响。对于员工工资, 马双等(2014)、封进(2014)、赵健宇和陆正飞(2018)等发现养老保险缴费有挤出效应, 特别是低教育程度、非技术员工; 对于用工规模, 陶纪坤和张鹏飞(2016)发现社保缴费对民营企业劳动力需求具有挤出效应, 唐珏和封进(2019a)使用规模以上工业企业数据, 验证了资本替代劳动力的假说, 而 Lubotsky & Olson(2015)基于美国数据, 认为上述挤出效应不显著。然而, 在考察企业用工成本与社保缴费比例关系的多数研究中, 对于综合性地考虑企业如何通过改变逃费程度、员工工资和就业规模来应对劳动力成本上升冲击, 以及当社保缴费比例下降时, 企业是否会对称性地做出反应等问题仍不足。

对于企业价值方面，沈永建等（2020）以事件研究法分析发现社保征缴机构转换这一改革事件造成负向冲击，而冲击强度与企业逃费方式等相关。对于企业生产，David *et al.*（2007）基于美国 1970-1999 年的各州数据，研究发现不当的劳动保护政策会降低企业的全要素生产率，同样赵健宇和陆正飞（2018）分析 2007-2015 年 A 股上市公司数据后发现社保缴费比例对于企业全要素生产率和创新的负向影响。最后，养老保险制度对于宏观失业率的具有负向影响，降低缴费比例有助于提升社会就业（Kugler, 2009; Zhou & Han, 2019），但也有文献指出并没有显著影响。

然而，现有文献在考察法定养老保险缴费比例通过哪些机制影响企业申报的缴费基数和就业规模，以及各种机制是否会导致企业对于法定养老缴费比例反应的不对称性的分析有所欠缺。本文将针对这些问题进行分析，对现有文献进行有效补充。更进一步，企业在面临法定养老保险缴费比例上升时有多种控制成本的方式，而本文也将探讨企业的异质性如何影响其选择方案等问题，对研究政策的影响有着重要意义。

（三）研究思路和假说提出

本文主要探讨外生的劳动力成本冲击如何影响企业所申报的缴费基数和就业规模的决策。首先，在法定社保比例对于企业的参保率或者逃费程度的影响方面，封进（2013）和赵静等（2015）利用 2004-2007 年的规模以上工业企业为样本研究了法定社保缴费比例与企业的参保意愿之间的关系，发现法定缴费比例越高，企业的参保意愿越低，而且国企和法定缴费较低地区的企业遵守政策的程度更高。其逃费程度的衡量指标为法定缴费比例和实际缴费比例之差除以法定缴费比例，该值越大，则逃费程度越大。

本文进一步探讨法定养老保险缴费比例对于企业所申报的缴费基数的具体影响机制。我们通过法定缴费比例和应付职工养老保险缴费估算出企业所申报的缴费基数¹，同时，参考赵健宇和陆正飞（2018），用扣除高管薪资的应付职工薪酬，即工资总额，来近似估计企业的法定缴费基数。由此，用法定缴费基数和申报基数之差除以法定缴费基数衡量企业的逃费程度，该值越大，则逃费程度越大。该指标与上述的法定缴费比例和实际缴费比例的相对偏离是在数学上完全一致的²。封进（2013）和赵静等（2015）发现缴费比例越低，企业的逃费程度越低，即申报的基数与法定基数的相对偏差越小，但此结果并不能简单地被企业逐利动机解释。给定工资总额，为何利润最大化的企业在法定缴费比例降低时会提高申报的基数呢？本文将给出一个合理的解释。

¹由于企业实际社保缴费（应付职工养老保险额）是企业实际申报的缴费基数与政府法定缴费比例的乘积，故企业实际申报的缴费基数为职工养老保险缴费额与法定缴费比例的比值。

²

$$\frac{\text{法定缴费比例} - \text{实际缴费比例}}{\text{法定缴费比例}} = \frac{\frac{\text{缴纳金}}{\text{实际申报基数}} - \frac{\text{缴纳金}}{\text{法定基数}}}{\frac{\text{缴纳金}}{\text{实际申报基数}}} = \frac{\text{法定基数} - \text{实际申报基数}}{\text{法定基数}}$$

企业所选择的逃费程度,即法定缴费基数和所申报基数的相对差,受到三个主体决策的影响。首先是监管部门,其监管力度影响企业的逃费决策,但这并不是本文考察的重点。其次是企业和员工,他们共同商量决定所申报基数。对企业来说,若员工和企业都想要申报更低的基数,那么企业面临的权衡是:申报基数越小,成本越低,但逃费程度越高,故潜在的违规成本高,一个合理的假设是边际违规成本的上升程度随着逃费程度的增加而增加。

然而,当企业和那些想要更高未来养老金的员工进行讨价还价时,若员工维权越困难,讨价还价能力越弱,申报基数越低,逃费程度越大;另外,给定两方的讨价还价的能力,若法定养老保险缴费比例越低,则企业增加申报基数的成本越低,最后商量出的申报基数越高,逃费程度越低。因此,当法定养老保险缴费比例上升时,出于逐利动机,企业会减少申报基数,其减小幅度取决于边际收益和边际违规成本;当法定养老保险缴费比例降低时,企业会为想要更高养老金的员工提高申报基数。基于以上分析,我们提出以下假设:

H1a:保持其他条件不变,当法定养老缴费比例上升(下降)时,企业会增加(减少)逃费程度。

但是,企业增加申报基数的背后的机制并不相同。依据上述解释,可得到以下推论:首先,当法定缴费比例上升时,企业由于逐利动机降低申报的基数。但是,受到潜在监管成本的约束,原先逃费程度低的企业,其低报基数的边际违规成本更小,因而它的申报基数会下降的更多,而原本逃费程度高的企业,其低报基数的边际违规成本更大,因而它的申报基数会下降的少,甚至难以进一步低报基数。现有文献(封进,2013等;赵静等2015)均表明国企的逃费程度更低,忽略监管力度在各区域间的差异¹。基于以上分析,我们提出以下假设:

H1b:保持其他条件不变,当法定缴费比例上升时,国企的申报基数下降幅度更大,即国有企业增加逃费程度的幅度大于非国有企业增加逃费程度的幅度。

另外,当法定缴费比例下降时,企业的申报基数会增加。前文背景介绍中提到,申报基数与该省社会平均工资的比值会影响未来的养老金收入。例如,给定其他变量不变,同样增加100块钱的申报基数,在省社会平均工资为100元地区的指数增加为1,大于在省社会平均工资为200元的地区,但员工个人多缴纳的税费为 $100 \times 8\% = 8$ 元。因此,我们提出以下假设:

H1c:保持其他条件不变,当法定缴费比例降低,省社平工资较低的企业会更大程度地增加申

¹ 封进(2013)表明人口老龄化程度高,财政紧张的地方政府的监管力度可能更大,但其也指出,地方政府为了增加竞争力吸引投资,可能会降低监管力度,那么财政吃紧的地区更需要发展地区经济,因而无法从数据或者理论上指出各地区监管力度存在明显差异。

报基数，即其逃费程度降低的幅度大于省社平均工资较高的企业逃费程度降低的幅度。

其次，在法定社保比例的变动对于企业的就业规模的决策的影响方面，现有文献一致认为法定社保缴费比例的上升对于员工规模存在挤出效应（马双等，2014；陶纪坤和张鹏飞，2016；钱雪亚等，2018；唐珏和封进，2019等）。虽然以上研究对于其估计结果的阐述主要是强调法定比例的上升的挤出效应，但这些结果也意味着当法定比例下降时，企业的就业员工规模可能会增加。考虑到2008年后劳动合同法的实施以及法律环境的变化，虽然企业仍可以通过“三调”来减少辞退福利的支出（紫丹，2007），但总体来讲调整劳动力规模的成本是增加了¹。因此，法定比例变动对于企业提供就业的员工规模的影响具有不对称性：一方面，当法定比例上升时，企业会急于减少员工来降低劳动力成本；另一方面，当法定比例下降时，企业并不急于增加员工数量。所以我们提出以下假说：

H2a:当法定比例上升时，企业会减少员工数量；但当法定比例下降时，企业并不会增加员工数量。

另外，唐珏和封进（2019）通过省份转变养老保险征收机构作为企业人均社会保险缴费的工具变量识别出外生法定社保缴费比例上升会减少员工数量，并且提出了资本替代劳动力的机制。因此，劳动密集型企业的劳动力需求弹性较小，而资本密集型企业能够更灵活地调整劳动力需求，所以我们提出以下假说：

H2b:当法定比例上升时，资本密集的企业相比于劳动密集的企业会更多的减少员工数量。

最后，非国有企业相较于国有企业更容易调整员工人数，而且调整逃费程度和就业规模决策之间存在一定的替代性。结合H1b的假设可以推出，非国有企业在劳动力成本上升时减少员工人数，而国有企业则不会缩减员工。所以，我们提出以下假说：

H2c:当法定比例上升时，非国有企业减少员工数量，而国有企业不会。

三、研究设计和数据描述

（一）样本选取与变量设置

本文参考赵健宇和陆正飞（2018）计算企业实际养老保险缴费比例。由于2008年存在较多数据缺失，本文选取A股非金融业上市公司2009-2016年²的数据作为研究样本。在剔除其他数据缺

¹ 例如辞退福利以及企业员工维权环境的变化（张五常等，2009；沈永建等，2017）。

² 从2007年开始，中国上市公司的财报附注中才披露应付职工薪酬的明细科目，本文利用了基本工资，奖金，津贴和补贴的数据，而2008年大部分公司的该科目数据为缺失值。同时，2008年实施的《中华人民共和国劳动合同

失的样本观测值后, 本文最终获得了 7645 个有效样本观测值。公司层面变量来自于 CSMAR 数据库, 地市级变量来自于中经数据库。

借鉴马双等 (2014) 的方法, 我们通过人工浏览当地政府网站、百度搜索等方式, 搜集到了 243 个地区共 1163 条地区—年度“法定养老保险缴费比例”数据、238 个地区共 1163 条地区—年度“法定养老保险缴费基数下限”数据。通过匹配公司层面数据和其对应地市级行政区的法定养老保险缴费比例数据, 并且对所有连续变量在上下 1%处进行了缩尾处理以剔除极端值对回归结果的影响, 最终企业年份的观测量为 3926 个。

(二) 识别方法和变量定义

为了研究各地级市行政区的法定养老保险缴费比例的外生变化如何影响公司关于养老保险缴费基数决策, 我们借鉴了 Heider & Ljungqvist (2015), 赵健宇和陆正飞 (2018) 的模型来分析外生冲击的规模如何影响公司的逃费程度和员工就业规模的决策。

$$\Delta y_{ijt} = \beta \Delta cityrate_{jt} + \gamma \Delta X_{ijt} + \alpha_{jt} + \alpha_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中, 下标 i, j, t 表示公司, 行政区和时间。被解释变量 y 有两种: 第一种为公司的逃费程度, 即法定缴费基数 (工资基数) 减去实际申报的缴费基数后, 除以法定基数, 如前文所述¹, 该变量在计算上等同于封进 (2013) 和赵静等 (2015) 中的逃费程度, 即法定比例与实际缴费比例的相对差; 另一种为员工人数对数; $cityrate$ 为该行政区的法定养老保险缴费比例。这是面板数据一阶差分后的模型, 通过差分消除了企业和地区等固定效应的影响。

本文的关键解释变量为法定养老保险缴费比例的变动, 在文献中被认为具有良好的外生性 (赵健宇和陆正飞, 2018)。控制变量的设定参考了黎文靖和胡玉明 (2012)、Heider & Ljungqvist (2015)、王雄元等 (2016) 等文献: 首先, 加入了公司层面的规模、杠杆比率、市帐比、控股情况、盈利能力、时间固定效应、行业与时间交乘项的固定效应以控制行业和企业随时间变化的因素, 这些控制变量可以减小估计标准误; 其次, 参考马双等 (2014), 加入了地市级层面的人口数量, 产出规模和就业情况, 以缓解可能由地区的经济环境的变化引起法定比例的变动和企业决策变化的内生性问题。文章主要变量的定义如表一所示。

法》显著影响力员工的维权能力, 加强了《社会保险法》的执行 (沈永建等, 2017)。因此, 我们的样本期间从 2009 年开始。

¹ 前文的研究思路和假设提出小节中证明了这一点, 即

$$\frac{\text{法定缴费比例} - \text{实际缴费比例}}{\text{法定缴费比例}} = \frac{\frac{\text{缴纳金}}{\text{实际申报基数}} - \frac{\text{缴纳金}}{\text{法定基数}}}{\frac{\text{缴纳金}}{\text{实际申报基数}}} = \frac{\text{法定基数} - \text{实际申报基数}}{\text{法定基数}}$$

表 1 主要变量定义

变量名称	变量符号	计算方法
逃费程度	<i>adjustratio</i>	(法定缴费基数-实际缴费基数)/法定缴费基数 ¹
员工人数	<i>employee</i>	公司员工人数(人)的自然对数
法定养老保险缴费比例	<i>cityrate</i>	官方公布数据
公司规模	<i>lnasset</i>	资产(元)的自然对数
杠杆率	<i>leverage</i>	总资产与总负债的比值
资产回报率	<i>ROA</i>	净利润与总资产的比值
股权集中度	<i>top1</i>	第一大股东的持股比例
两权分离率	<i>separate_ratio</i>	表决权与所有权的差值
市帐比	<i>mb</i>	企业市值与账面价值的比值
地区 GDP	<i>lnGDP</i>	企业总部所在地市的 GDP(万元)的自然对数
地区就业人数对数	<i>lnemploy_n</i>	企业总部所在地市的城镇单位就业人数(万人)的自然对数
地区总人口对数	<i>lnpopulation</i>	企业总部所在地市的城镇户籍人口数(万人)的自然对数

(三) 描述性统计分析

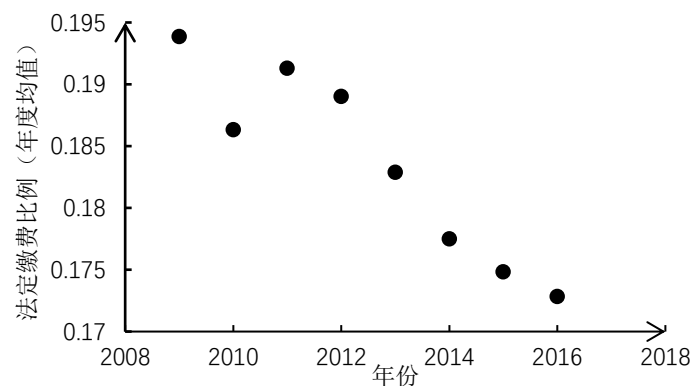
主要变量的描述性统计分析见表二。该样本中,企业每年的实际养老保险缴费比例平均为法定比例的一半,即依据各个行政区每年的法定养老保险缴费比例平均为 18%来计算,企业每年的实际缴费比例约为 9%,与赵健宇和陆正飞(2018)的计算接近。地区层面变量的描述性统计是与企业年份观测匹配成功后的地区年份观测。

¹ 实际缴费比例的计算参考赵健宇和陆正飞(2018),为应付职工养老保险缴费与扣除高管薪资的应付职工薪酬之比。如前文所述,实际缴费基数则为应付职工养老保险缴费与法定比例的比值,而法定缴费基数为工资基数。

表 2 文章主要变量的描述性统计

变量名称	观测	均值	标准差	25 分位数	中位数	75 分位数
逃费程度 (%)	3 926	44.54	18.14	36.41	46.50	55.75
员工人数	3 926	7.67	1.21	6.86	7.68	8.47
公司规模	3 926	22.30	1.21	21.41	22.20	23.10
杠杆率	3 926	0.46	0.20	0.30	0.46	0.61
市帐比	3 926	3.82	2.88	1.97	3.00	4.79
两权分离率	3 708	4.78	7.84	0.00	0.00	7.95
股权集中度	3 926	36.78	15.14	24.69	35.42	48.21
资产回报率	3 926	4.52	4.88	1.52	3.87	6.94
地区 GDP	357	17.05	1.03	16.35	17.05	17.71
地区就业人数对数	351	4.57	2.09	3.53	4.31	4.93
地区总人口对数	357	5.56	0.79	5.02	5.49	6.10
法定养老保险缴费比例 (%)	357	18	3	15	20	20

其次,如图 1、2 所示,各地区的平均法定养老保险缴费比例在样本期间呈现逐年递减的趋势,降低了约 2%,同时平均企业的实际养老保险缴费比例与法定养老保险缴费比例的绝对差也不断减少了近 1%。另外,法定养老保险缴费比例与企业的平均用工人数和工资大致为负相关,这与沈永建等(2017)所发现的劳动力成本逐年递增,五险一金占劳动力成本的比例在 2011 年后不断下降,而员工到手工资所占比例不断上升相一致。



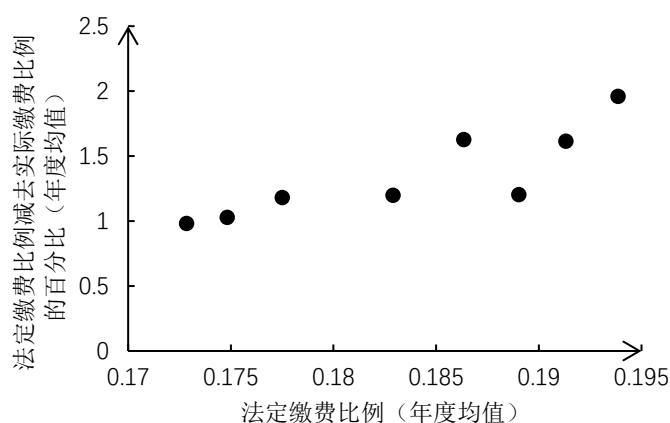


图 1 法定养老保险缴费比例时间趋势(上)、实际与法定缴费比例的绝对差(下)

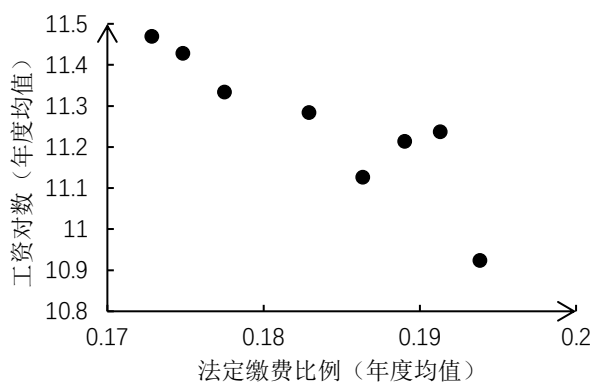
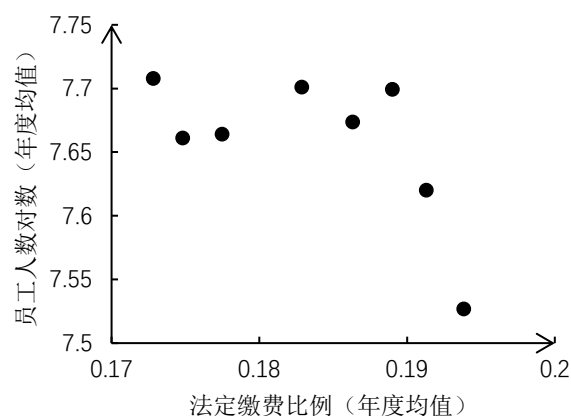


图 2 法定比例和平均对数员工人数 (上)、法定比例和平均对数工资 (下)

再者，我们需要考察核心解释变量法定养老保险缴费比例变动的条件分布，具体如表 3 所示。其中，2013 年里主要上海和昆明降税，深圳和宁波增税；2014 年里东莞和佛山增税，厦门、广东、黑龙江等降税；2015 年里广州、佛山、湛江、珠海和中山等地区增税；2016 年里由于相关政策，北京、上海等全国多地均降税 1%。总体而言，原先缴费比例高的地区趋于降低缴费比例，反之亦然，特别是法定缴费比例小于 15% 的地区就未出现过增税。

表 3 法定养老保险缴费比例的变化分布情况

年份	企业年份观 受冲击的样本观		均值	5 分位数	25 分位数	中位数	75 分位数
	测个数	测量					
2009	160	11	-6.0%	-8.0%	-8.0%	-8.0%	-2.0%
2010	274	31	-1.0%	-1.0%	-1.0%	-1.0%	-1.0%
2011	339	31	0.0%	-2.0%	-1.0%	-1.0%	1.0%
2012	440	22	-1.0%	-4.0%	-2.0%	-1.0%	1.0%
2013	569	136	1.0%	-1.0%	-1.0%	-1.0%	3.0%
2014	633	39	-1.0%	-2.0%	-2.0%	-2.0%	-1.0%
2015	618	59	2.0%	1.0%	2.0%	2.0%	3.0%
2016	874	486	-1.0%	-1.0%	-1.0%	-1.0%	-1.0%

在回归样本中¹，面临法定比例发生变化的公司年份观测比重约 20%，解释变量法定比例变化值的差异程度大，且样本中企业在各省市分布较为分散，有利于参数估计。但同时，法定比例变化值并不是非常连续的，比例上涨的幅度大都为 1%和 2%，占比约 60%，其余经历了 3%的比例上调，而比例下降的幅度大都为 1%，占比约 90%，其余一些公司经历的下降幅度为 2%到 8%。这种不连续性可能影响我们对于法定比例变化值的边际影响效果的估计，因此我们借鉴了 Heider & Ljungqvist（2015）的处理方法，在回归模型中使用了相关的哑变量。

四、实证结果

（一）法定养老缴费比例变动对于企业遵守政策程度的影响

首先，我们想要观察横截面上的变动情况，利用 Fama-macbeth 估计方法²，借鉴了封进（2013）和赵静等（2015）的模型，在每个横截面上考察企业的政治性质，地区的缴费比例水平与企业申报基数与法定基数的偏离程度的关系。如表四所示，缴费比例高的地区的逃费程度更高，而且国企（ $state=1$ ）与非国企（ $state=0$ ）的偏离程度差异在缴费比例越高的地区越大，即国有企业遵守政策的程度更高。

¹ 由于我们的被解释变量在回归方程中需要差分，因此用于回归的样本量为 2234 个，其中法定比例变化不为 0 的样本量为 439 个。

² 我们选择了滞后 2 阶的异方差自相关调整的标准误，但估计结果不依赖与滞后阶数的选择。

表 4 地区法定养老缴费比例水平与逃费程度的关系

	(1)	(2)
	<i>adjustratio</i>	<i>adjustratio</i>
<i>cityrate</i>	1.164**	0.982*
	(2.64)	(2.36)
<i>cityrate*state</i>	-0.318*	
	(-2.33)	
<i>state</i>	2.518	
	(0.58)	
<i>leverage</i>	-9.430*	-9.650*
	(-2.30)	(-2.31)
<i>lnasset</i>	0.016*	0.015*
	(2.20)	(2.22)
<i>mb</i>	0.271	0.265
	(1.27)	(1.24)
<i>separate_ratio</i>	-0.018	-0.014
	(-0.26)	(-0.22)
<i>top1</i>	-0.064*	-0.067*
	(-2.04)	(-2.09)
<i>ROA</i>	-0.157	-0.156
	(-1.70)	(-1.70)
<i>lnGDP_per</i>	0.720	0.742
	(0.65)	(0.68)
<i>lnemploy_n</i>	1.108	1.044
	(1.74)	(1.78)
<i>lnpopulation</i>	-2.017	-1.913
	(-1.56)	(-1.54)
<i>constant</i>	2.479	5.604
	(0.09)	(0.22)

行业	控制	控制
股权性质 ¹	控制	控制
N	3 584	3 584

注：括号内的值为回归 t 统计量。***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平下显著。

其次，我们考察外生的法定养老比例变动对于企业逃费程度的政策效应。由于地区的法定比例变动幅度较小，而且不少企业年份观测的法定比例变动为 0，我们参考了 Heider & Ljungqvist (2015) 的估计方法，将不同程度的法定比例变动设置为虚拟变量，并且考察企业对于比例上升和下降的反应²。进一步的，企业层面的变量的选择不影响我们的估计结果，这反映了法定比例的变动是比较随机的分布在不同的企业上的，所以法定比例变动并不是与企业的某些特征存在相关性，而是相对外生的变量。在表五的第五列中，我们还在年份和行政区上进行双重聚类，以考虑横截面和时间序列上的相关性。

表 5 法定比例变动对于企业的逃费程度的政策效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\Delta adjustratio$	$\Delta adjustratio$	$\Delta adjustratio$	$\Delta adjustratio$	$\Delta adjustratio$
法定比例下降	-3.605*** (-5.57)				
法定比例上升	9.976*** (4.23)				
$\Delta cityrate$		3.881*** (6.53)	4.216*** (7.15)		3.881*** (6.86)
$\Delta cityrate = 1\%$				2.173*** (2.97)	
$\Delta cityrate = 2\%$				12.259*** (5.22)	
$\Delta cityrate = 3\%$				10.527** (2.25)	
$0 > \Delta cityrate \geq -1\%$				-3.156***	

¹ 股权性质的划分来自 CSMAR 数据库，包括民营，国企和外资等。

² 表五 (1) ~ (4) 列的回归结果的标准误均在行政区层面上聚类。

³ 哑变量，如果法定比例下降取值为 1，否则为 0。其余哑变量的定义均类似，故不再赘述。

				(-4.45)	
$\Delta cityrate \leq -2\%$				-7.885***	
				(-4.91)	
$\Delta leverage$	9.690**	9.764**		9.481*	9.764
	(2.02)	(2.03)		(1.98)	(1.62)
$\Delta lnasset$	0.024*	0.024*		0.024*	0.024
	(1.73)	(1.70)		(1.71)	(1.16)
Δmb	-0.035	-0.024		-0.040	-0.024
	(-0.20)	(-0.13)		(-0.23)	(-0.10)
$\Delta seporate_ratio$	0.062	0.065		0.056	0.065
	(0.55)	(0.59)		(0.50)	(0.43)
$\Delta top1$	0.068	0.065		0.070	0.065
	(0.56)	(0.53)		(0.57)	(0.41)
ΔROA	0.364***	0.368***		0.364***	0.368***
	(3.21)	(3.26)		(3.22)	(3.87)
$D.lnGDP$	-0.942	-4.344	-4.263	-2.510	-4.344
	(-0.16)	(-0.77)	(-0.70)	(-0.42)	(-0.57)
$D.lnemploy_n$	3.033	3.079	2.685	3.266	3.079
	(1.28)	(1.33)	(1.15)	(1.37)	(1.65)
$D.lnpopulation$	-3.261	-0.674	0.653	-3.052	-0.674
	(-0.55)	(-0.11)	(0.11)	(-0.53)	(-0.09)
<i>constant</i>	-5.353***	-4.854***	-9.355***	-5.152***	-4.854**
	(-3.36)	(-2.97)	(-12.42)	(-3.19)	(-3.16)
行业*时间	控制	控制	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制	控制	控制
N	2 234	2 234	2 408	2 234	2 234
R 平方	0.088	0.089	0.073	0.091	0.089
调整 R 平方	0.04	0.04	0.03	0.04	0.04

注: 括号内的值为回归 t 统计量 ***, **和*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平下显著。

表五的结果证实了我们的假设 H1a。给定其他变量不变, 当法定比例上升导致劳动力成本增加时, 企业会通过增加所报基数与法定工资基数的相对偏离来降低成本; 而当法定比例下降时, 企业会提高申报基数, 减小逃费程度。这种反应不存在明显上升和下降的不对称性, 并且与法定比例变动幅度不完全呈线性关系。表五第(2)列结果表明, 当法定比例上升(下降)1%时, 企业的所选基数与法定工资基数的相对偏离程度会增大(减少)约 4%, 在 1%的水平上显著。赵静等(2015)以 2004 年到 2007 年规模以上工业企业为样本, 在其样本期间, 强制企业参保的执行力度较小, 但他们仍发现在已经参保的企业样本中, 当法定比例上升(下降)1%时, 企业的所选基数与法定工资基数的相对偏离程度会增大(减少)约 1.15%, 在 1%的水平上显著, 同时法定比例的上升(下降)会显著降低(提升)企业的参保概率。而我们的样本期间内由于劳动合同法的实施和员工维权能力的提升, 上市公司很难选择不参保, 所以可能在比例变动时对缴费基数调整幅度更大。

需要注意的是, 文献中往往未强调解释为何追求利润最大化的企业会在降低法定比例时提高遵守政策的程度, 特别是非国有企业。根据前文的养老保险制度背景介绍, 我们提出一个可能的解释是: 当员工在选择与企业讨价还价确定所报基数时, 实质上面临当期消费和未来消费的权衡(何立新, 2007), 因为当前缴费基数影响未来养老金所得。所以, 企业法定比例降低时, 那些原本希望缴纳更高基数的员工可以与企业讨价还价, 从而提高了缴费基数, 这一机制可能在《劳动合同法》实施后随着员工维权意识提高而增强。从员工层面的数据来看, 赵静等(2015)表五中显示当法定比例降低时, 年龄越大的职工有更高的参保概率和更低的逃费程度; 当法定比例上升时, 年龄小的员工缴纳更小的基数。这可能是由于快要退休的员工希望缴纳更高基数增加退休消费, 而年轻员工由于借贷约束所以降低缴费基数以增加当期消费。而我们的 H1c 假说则从企业层面数据支持了该解释。

为了进行机制研究, 我们将企业按类型分类, 分组情况在表六中给出。首先, 依据实际控制人的性质将企业分为两组: 国有企业($state=1$)和非国有企业($state=0$)。表六反映了法定养老保险缴费比例的变动在国有企业和非国有企业的分布情况。可以看出, 两组遇到上升冲击的企业分布是非常类似的。其次, 为了检验 H1c, 我们按照省社会平均工资的均值分布中位数将企业划分为位于省社会平均工资高和低两组, 其受到的外生冲击的分布如表六所示。横截面上不同省社会平均工资地区的企业的逃费情况存在稳健的显著差异, 这反映了政府的监管力度与缴费基数无关。再次, 我们考察法定比例变动对于企业的就业规模决策影响的异质性。由于我们的样本是上市公

司，参考沈永建等（2017），我们依据企业人均销售收入的均值分布中位数将企业分为劳动密集型和资本密集型两组。如表六所示，从组内均值来看，资本密集组有更高的人均资产对数，人均可支配收入对数和国有企业占比，而员工人数对数更低。

表 6 法定比例变动在不同分组内的分布情况

比例变动 方向	分组	观测 数	均值	方差	最大值	最小值
法定比例 上升	国有企业组	65	0.020	0.008	0.030	0.010
	非国有企业组	80	0.023	0.008	0.030	0.010
法定比例 下降	省社会平均工资高地区分组	344	-0.011	0.004	-0.005	-0.040
	省社会平均工资低地区分组	326	-0.012	0.010	-0.010	-0.080
法定比例 上升	资本密集组	82	0.022	0.009	0.030	0.010
	劳动密集组	63	0.020	0.008	0.030	0.010

在表六的分组基础上，我们依次对每组进行回归分析。表七给出国企和非国企的分析结果。由于两组遇到上升冲击的企业分布近似，而且从表七的回归样本量来看，在差分后的样本中，国有企业和非国有企业的观测数量接近，故我们可以比较法定比例上升的哑变量在两组中的差异。表七中的结果均不受到企业层面变量的影响，其标准误在在行政区层面上聚类，且同时在年份和行政区上聚类对估计结果没有影响。在表七（1）~（2）列中，国有企业面临法定比例上升 1% 时，其所选基数与法定工资基数的相对偏离程度增加了 6.5%¹，而非国有企业的相对偏离程度增加了约 3%，且二者的反应差异在 10% 的水平上显著，与我们的假设 H1b 一致。所以可以看出，相比于非国有企业，由于国有企业本身逃费水平低，所以当法定比例上升时，国有企业增加逃费程度的边际违规成本的增加幅度小，因此更大幅度地增大逃费程度来降低劳动力成本，这与横截面数据上国有企业比非国有企业的逃费程度更低的机制是不同的。

¹ 如表 6 所示，由于国企平均法定比例上升为 2%，因而利用表七第一列的结果计算可得，当法定比例上升 1%，国企逃费程度平均增加 13.048% / 2 约为 6.5%。非国企逃费程度变化的计算方法相同。

表 7 国有企业和非国有企业对于法定比例上升的逃费程度调整的反应

	国企 (1)	非国企 (2)	(3)
	$\Delta adjustratio$	$\Delta adjustratio$	$\Delta adjustratio$
法定比例上升	13.048*** (3.58)	6.802** (2.64)	6.335** (2.52)
<i>State</i> * 法定比例上升			7.941* (1.68)
<i>state</i>			-0.986 (-1.61)
$\Delta leverage$	23.735** (2.22)	10.515 (1.64)	15.261*** (2.83)
$\Delta Inasset$	0.036 (1.10)	-0.016 (-0.86)	0.015 (0.87)
Δmb	-0.016 (-0.06)	-0.179 (-0.62)	-0.140 (-0.64)
$\Delta seporate_ratio$	0.135 (0.48)	0.078 (1.03)	0.089 (0.60)
$\Delta top1$	0.187 (1.06)	-0.088 (-0.51)	0.090 (0.62)
ΔROA	0.682*** (6.25)	0.152 (0.81)	0.361*** (3.30)
<i>D.lnGDP</i>	-9.158 (-1.41)	-3.306 (-0.36)	-6.553 (-1.10)
<i>D.lnemploy_n</i>	7.560** (2.55)	-1.263 (-0.38)	2.956 (1.15)
<i>D.lnpopulation</i>	1.850 (0.26)	1.408 (0.21)	1.561 (0.34)
<i>constant</i>	-0.469	17.949***	-3.953***

	(-0.25)	(9.56)	(-3.07)
行业*时间	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制
N	1 095	754	1 849
R 平方	0.137	0.133	0.099
调整 R 平方	0.05	0.02	0.04

注：括号内的值为回归 t 统计量。***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平下显著。

同时，在法定比例上升后，受冲击的国有企业的平均逃费程度为 42%，而非国有企业逃费程度约为 43%，所以即使国有企业增加了逃费程度，其逃费程度仍然比非国有企业更低。从结果来看，企业调整偏离程度的反应对于法定比例上升应该不完全是线性的，当偏离程度过大，企业会面临非常高的监管成本的惩罚，但这种非线性关系具体会如何影响企业的决策，有待进一步研究。

另外，我们未发现国有企业和非国有企业在法定比例降低时的反应存在显著差异。如前文所述，逃费程度下降的幅度取决于企业和希望提高缴费基数员工之间的讨价还价，即国有企业和非国有企业的员工异质性。赵静等（2015）利用 2002-2009 年的中国城镇住户调查数据发现非国有企业员工并不会在法定比例下降时提升参保概率和降低逃费程度，只有国企员工会这样做。但考虑到 2009 年后法律环境变化，员工维权意识增强，这可能提升了非国有企业员工的讨价还价能力，促使非国有企业也在法定比例下降时提升缴费基数。

此外，考虑到低缴费地区的企业比高缴费地区的企业逃费程度低（封进，2013），本文以地区的法定缴费比例年度均值分布的中位数把企业划分为位于高缴费地区和低缴费地区的企业。实证结果发现高缴费地区的企业在法定比例上升 1%时，相对偏离程度增加 3.5%，但并不显著；低缴费地区企业在法定比例上升 1%时，相对偏离程度增加 4.9%，在 1%的水平上显著。这可能是由于高缴费地区的企业本身的逃费程度就高，所以继续提高逃费程度带来的边际违规成本高，而低缴费比例地区的企业则可以更大地增加逃费程度来降低劳动力成本。由于高缴费地区本身更倾向于降低法定缴费比例，所以仅 18 个企业年份观测在高缴费比例地区经历了 1%的法定比例上升，该结果也可能是样本量过小导致的。

我们还用表七中的分组回归模型考察了省社会平均工资高和低组的结果。在法定比例下降 1%的时候，我们发现高省社会平均工资地区的企业逃费程度减少 1.23%，但并不显著；而低缴费基数地区的企业逃费程度减少 2.43%，在 1%的水平上显著，该反应差异在 10%的水平上显著。

由于两组中法定比例下降 1% 的观测占比均高达 70%，我们选择这些下降 1% 的样本来更好的比较两组企业的反应差异，得到了相似的结论。由于低省社会平均工资地区的员工有更大的激励选择高申报基数（低逃费程度）以增加未来养老金，他们可以与公司讨价还价。当法定缴费比例降低时，公司的成本降低，因而提高了最后商量出的申报基数，这支持了我们的假设 H1c。

综上所述，我们分析了外生法定比例变动对于企业的逃费程度决策的影响，提出法定比例上升（下降）会增加（减少）逃费程度。其次，国有企业和低缴费比例地区的企业由于原本的逃费程度低，所以在法定比例上升时以更大程度提升逃费来降低劳动力成本，但这并不改变国企、低缴费比例地区企业遵守政策程度更高的趋势。最后，我们发现在法定比例下降时，低省社会平均工资地区的企业会更大程度降低逃费程度，这符合企业和想要高养老金的员工讨价还价的机制解释。

（二）法定养老缴费比例变动对企业的就业规模决策的影响

现有文献的分析主要集中在法定比例上升对于企业的就业规模有挤出效应。但当法定比例下降时，企业会增加就业规模吗？在 2009 年后，劳动合同法的实施和员工维权能力及意识的不断提高（沈永建等，2017），企业调整就业规模的成本随之上升，而这会如何影响企业对法定养老缴费比例变动的反应呢？

我们通过设定哑变量，分别考察了法定养老保险缴费比例上升和下降时对企业就业规模决策的影响。其中，表八（1）~（3）列的标准误差在地区上聚类，而（4）列的标准误差同时在地区和年份上聚类时。我们发现：与文献结果（马双等，2014；刘苓玲和慕欣芸，2015；钱雪亚等，2018；唐珏和封进，2019a）一致，法定比例上升确实对于企业的就业规模有挤出效应。但是，当法定比例下降时，企业的就业规模并不会增加，验证了我们的假设 H2a。当我们把法定比例变动视作连续变量并且标准误差同时在地区和年份上聚类时得到了类似的结论：我们发现当法定比例上升 1% 时，员工人数对数平均下降 4.96%，在 1% 的水平上显著，当法定比例下降 1% 时，员工人数对数平均下降 2.01%，在 10% 的水平上不显著¹。陶纪坤和张鹏飞（2016）利用 2009-2014 年的宏观省级面板数据，指出当社会保险缴费率上升 1%，将挤出劳动力需求 4.95%。

¹ 由于在我们样本中，法定比例下降 1% 的观测占大多数，所以当我们限定在法定比例下降为 1% 时，确实发现企业会减少 3% 的员工人数对数，但是如果法定比例下降得更多，员工人数对数的变化不显著。

表 8 法定比例变动对于企业的就业规模的政策效应

	比例下降(1)	比例上升(2)	(3)	(4)
	$\Delta Employee$	$\Delta Employee$	$\Delta Employee$	$\Delta Employee$
法定比例下降	-3.110** (-2.27)			-3.039* (-2.02)
法定比例上升		-8.855* (-1.84)		-8.081 (-1.94)
$\Delta cityrate = 1\%$			-5.881** (-2.08)	
$\Delta cityrate = 2\%$			-3.655 (-0.95)	
$\Delta cityrate = 3\%$			-24.304 (-1.22)	
$0 > \Delta cityrate \geq -1\%$			-3.064** (-2.24)	
$\Delta cityrate \leq -2\%$			-2.509 (-0.43)	
$\Delta leverage$	-1.273 (-0.12)	-7.780 (-0.54)	-1.455 (-0.14)	-1.289 (-0.15)
$\Delta Inasset$	0.459*** (12.40)	0.492*** (12.25)	0.461*** (12.76)	0.459*** (7.12)
Δmb	-0.063 (-0.16)	0.145 (0.35)	-0.010 (-0.03)	0.003 (0.01)
$\Delta separate_ratio$	-0.283 (-1.35)	-0.131 (-0.42)	-0.302 (-1.44)	-0.295 (-1.48)
$\Delta top1$	-0.158 (-0.81)	-0.238 (-1.01)	-0.142 (-0.75)	-0.146 (-0.65)
ΔROA	-0.241	-0.191	-0.192	-0.183

	(-0.93)	(-0.60)	(-0.77)	(-0.64)
<i>D.lnGDP</i>	-16.362	-26.569	-16.587	-18.813
	(-0.87)	(-1.07)	(-0.78)	(-0.75)
<i>D.lnemploy_n</i>	-9.082***	-9.659***	-8.565***	-8.604**
	(-4.77)	(-4.53)	(-4.58)	(-2.97)
<i>D.lnpopulation</i>	1.065	13.056	1.537	4.801
	(0.10)	(1.13)	(0.13)	(0.43)
<i>constant</i>	52.340***	54.525***	53.105***	53.524***
	(13.91)	(4.96)	(13.33)	(8.88)
行业*时间	控制	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制	控制
N	2 180	1 849	2 234	2234
R 平方	0.196	0.187	0.196	0.194
调整 R 平方	0.15	0.13	0.15	0.15

注：括号内的值为回归 t 统计量。***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平下显著。

另外，同唐珏和封进（2019a）的结果类似，我们也发现当法定比例上升时，员工可支配收入和人均固定资产上升，均在 1%的水平上显著，这支持了在面临外生的劳动力成本上升冲击时，企业当期就会通过资本替代劳动来减少员工，尽快降低劳动力成本的观点。但当法定比例下降时，由于调整劳动力规模成本的存在，企业不会急于增加员工规模，特别是当下降幅度小的时候¹。

表九考察企业按劳动密集型和资本密集型分组的结果。由于劳动密集型组受到的法定比例上升冲击的均值略小，我们用了连续变量作为自变量，结果如表九所示²。我们参考马双等（2014），人均工资更高的企业偏向于资本密集型企业，并且以此作为分组变量得到了相似的结果。从结果来看，当法定比例上升时，无论资本密集还是劳动密集企业均会减少员工规模，而且资本密集型企业会更大程度缩减员工规模。该结果与假设 H2b 一致，支持了资本密集型企业对劳动依赖度小，

¹ 对于为什么企业在法定比例下降 1%的时候会减少员工，我们发现这个结果主要是由 2016 年的国企导致的。下降 1%的样本绝大多数集中在 2016 年，因此上述结果可能是由于 2016 年多家大规模的国企兼并重组，化解过剩产能。国务院国资委原党委副书记、副主任张喜武介绍称截至 2016 年 10 月末，中央企业去产能、清“僵尸企业”，完成分流安置富余人员 11 万人。例如，武钢清退各类劳务人员 3100 人，其中领导人员精减比例达 27.8%；中粮将总部职能部门从 13 个压缩到 7 个，人员从 610 人调整至 240 人之内等。

<http://www.zqcn.com.cn/qiye/201612/30/c490897.html> 2021/3/28。

² 用哑变量作为因变量时的估计系数与此相近。

资本替代劳动力的效应更强（唐珏和封进，2019a），所以有更大的余地来缩减员工规模，降低成本。同时，劳动密集型企业的员工数量偏多，同样的降幅意味着削减更多员工，前文所提到的员工维权意识和调整劳动力规模成本的影响也可能降低了劳动密集型企业的调整幅度。另外，陶纪坤和张鹏飞（2016）以 2012-2013 年的上市公司为样本，发现第二产业比第三产业的挤出效应更强，且第二产业侧重于资本密集型，而第三产业对劳动力的依赖度更高。不过，马双等（2014）、唐珏和封进（2019a）以 2007 年以前的规模以上工业企业为样本，发现劳动密集程度较高企业中才存在显著的挤出效应，所以这种估计结果的差异可能是由于法律环境变化或者上市公司与规模以上工业企业的差异造成的。

表 9 法定比例上升对于资本密集和劳动密集企业的就业规模的政策效应

	资本密集(1)	劳动密集(2)	(3)	非国企(4)	国企(5)
	$\Delta Employee$	$\Delta Employee$	$\Delta Employee$	$\Delta Employee$	$\Delta Employee$
$\Delta cityrate$	-6.590***	-3.572**	-3.203**	-6.767*	-1.764
	(-3.82)	(-2.59)	(-2.51)	(-2.42)	(-1.39)
$\Delta cityrate * 资本密集企业$			-3.772***		
			(-4.43)		
$资本密集企业$			2.649		
			(1.37)		
$\Delta leverage$	-45.500	9.668	-7.330	-11.258	-18.744
	(-1.92)	(0.62)	(-0.49)	(-0.65)	(-0.56)
$\Delta lnasset$	0.553***	0.433**	0.491***	0.456**	0.565***
	(6.89)	(3.64)	(6.15)	(3.02)	(5.00)
Δmb	-0.416	0.483	0.134	-0.022	0.291
	(-0.37)	(1.01)	(0.25)	(-0.02)	(0.46)
$\Delta seporate_ratio$	-0.177	-0.079	-0.126	-0.131	-0.101
	(-0.74)	(-0.18)	(-0.41)	(-0.21)	(-0.37)
$\Delta top1$	-0.267	-0.134	-0.237	-0.185	-0.387
	(-0.83)	(-0.31)	(-0.75)	(-0.32)	(-0.76)
ΔROA	-0.300	-0.084	-0.194	-0.189	-0.310
	(-0.44)	(-0.26)	(-0.56)	(-0.33)	(-1.08)

<i>D.lnGDP</i>	24.367	-56.982	-26.607	-12.733	-33.734
	(0.82)	(-1.55)	(-0.78)	(-0.48)	(-0.88)
<i>D.lnemploy_n</i>	-9.692	-12.651*	-10.199**	1.272	-22.180**
	(-1.06)	(-2.36)	(-2.59)	(0.18)	(-3.34)
<i>D.lnpopulation</i>	-5.217	22.263	14.123	12.213	11.312
	(-0.22)	(1.26)	(0.91)	(0.51)	(0.88)
<i>constant</i>	-7.151	60.821***	54.464***	-4.467	54.017***
	(-1.18)	(6.92)	(7.06)	(-0.58)	(6.16)
行业*时间	控制	控制	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制	控制	控制
N	969	880	1 849	754	1 095
R 平方	0.189	0.307	0.190	0.204	0.239
调整 R 平方	0.10	0.21	0.14	0.10	0.16

注: 括号内的值为回归 t 统计量。***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平下显著。

一种可能的解释是, 资本密集型企业的员工人数少, 沈永建等(2020)指出员工人数少的企业会瞒报员工数量, 但我们在员工人数均值低于中位数的组中, 仍然发现资本密集型企业比劳动密集型企业更大程度地减少了员工规模, 这在一定程度上支持了我们的结果不完全是员工瞒报机制导致的。

最后, 表九(4)~(5)列中给出了国有企业和非国有企业在法定比例上升时对于员工人数的调整, 标准误差在行政区和年份层面上双重聚类。可以看出, 当法定比例上升 1%, 非国有企业减少约 6.77%的员工, 在 10%的水平上显著; 而国有企业减少约 1.76%的员工, 在 10%的水平上不显著, 该结果不受到 2016 年国企大规模裁员的影响。这一方面反映了国企的冗余雇员问题(薛云奎和白云霞, 2008); 另一方面结合 H1b, 表明不同调整劳动力成本的方式存在一定替代性。另外, 对于年均营收处于 25 分位数的企业, 当法定比例上升 1%时, 其逃费程度提升 7.09%, 在 1%的水平上显著, 而处于 75 分位数以上的企业逃费程度提升 4.01%, 在 1%的水平上显著, 即劳动非常密集的企业逃费程度提升的更高。尽管二者差距不显著, 但这在一定程度上反映了不同调整劳动力成本方式之间的替代性, 并且不同类型的企业调节劳动力成本的能力存在固有差异。然而, 企业如何在不同调整方式中做出最优选择的问题仍有待进一步研究。

我们结果表明，当法定比例上升时，企业会减少员工来降低劳动力成本；而当法定比例下降时，可能是考虑到调整就业规模的成本或者缴费基数上升的影响，企业并不会在当期增加员工规模，所以法定比例变动对企业的就业规模决策的即期影响存在不对称性。进一步，我们发现当法定比例上升时，资本密集型企业有更强的资本替代劳动的能力（唐珏和封进，2019a），所以会更大幅度地减少就业规模以缩减成本，而且这个估计结果不完全是由于资本密集型企业员工人数偏少所以瞒报了数量导致的。最后，我们还发现当法定比例上升时，非国有企业的挤出效应显著，而国有企业则不会裁减员工，这可能反映了不同调整成本的方式之间可能存在一定替代性以及国有企业更难裁员的问题。

（三）法定缴费比例变动的长期影响

我们还考虑了法定比例变动对于企业逃费程度的长期和即期影响，具体而言，考察了前一年度的法定比例变动。我们发现，如表 10（1）~（3）列所示，前期的法定比例变动不会对当期的逃费程度的调整有显著影响，即企业的调整反应不会在长期中被完全逆转，该结果不受到所加入的公司层面控制变量或者标准误差的聚类方式的影响。另外，我们还以当期和前期的法定比例变动的哑变量作为因变量等，均得到了类似的结果¹。

¹ 特别地，我们还考虑了加入前两期的法定比例变动，均没有显著影响，

表 10 法定比例变动对于企业逃费程度和就业规模决策的即期和长期影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Δ adjustratio	Δ adjustratio	Δ adjustratio	Δ Employee	Δ Employee	Δ Employee
<i>Δcityrate</i>	3.881*** (6.53)		3.850*** (6.50)	-4.958*** (-4.04)		-4.975*** (-4.03)
<i>Δcityrate_lag</i>		0.432 (1.03)	0.240 (0.53)		0.158 (0.23)	0.137 (0.18)
<i>Δleverage</i>	9.764** (2.03)	10.365** (2.11)	9.962** (2.01)	9.764** (2.03)	-7.802 (-0.64)	-7.186 (-0.49)
<i>ΔInasset</i>	0.024* (1.70)	0.028** (2.14)	0.024* (1.74)	0.024* (1.70)	0.491*** (6.76)	0.494*** (5.55)
<i>Δmb</i>	-0.024 (-0.13)	-0.028 (-0.15)	-0.022 (-0.12)	-0.024 (-0.13)	0.113 (0.22)	0.145 (0.24)
<i>Δseperate_ratio</i>	0.065 (0.59)	0.097 (0.89)	0.076 (0.68)	0.065 (0.59)	-0.150 (-0.47)	-0.123 (-0.40)
<i>Δtop1</i>	0.065 (0.53)	0.062 (0.52)	0.065 (0.53)	0.065 (0.53)	-0.231 (-0.85)	-0.237 (-0.66)
<i>ΔROA</i>	0.368*** (3.26)	0.375*** (3.29)	0.369*** (3.28)	0.368*** (3.26)	-0.184 (-0.55)	-0.179 (-0.50)
<i>D.lnGDP</i>	-4.344 (-0.77)	-1.956 (-0.22)	-3.928 (-0.69)	-27.462 (-0.80)	-21.929 (-0.62)	-27.138 (-0.70)
<i>D.lnemploy_n</i>	3.079 (1.33)	2.734 (0.99)	3.036 (1.25)	-9.754** (-3.04)	-9.407** (-3.39)	-10.060** (-3.13)
<i>D.lnpopulation</i>	-0.674 (-0.11)	1.402 (0.15)	-1.055 (-0.18)	13.960 (0.95)	7.686 (0.50)	13.996 (0.88)
<i>constant</i>	-4.854*** (-2.97)	-5.138*** (-2.71)	-4.888*** (-3.00)	54.592*** (7.02)	53.997*** (7.34)	54.731*** (6.38)

行业*时间	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	2 234	2 221	2 221	1 849	1 836	1 836
R 平方	0.089	0.070	0.089	0.188	0.184	0.188
调整 R 平方	0.04	0.02	0.04	0.13	0.13	0.13

注：括号内的值为回归 t 统计量。***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平下显著。

其次，我们还考察了法定比例的变动对于企业的就业规模决策的长期影响。同样地，我们仍发现,如表 10（4）~（6）列所示，法定比例变动，无论是上升还是下降，仅会影响企业当期的就业规模决策，对下一期没有显著影响。因此，对于当期的法定比例变动，企业不会在下一期回调或者进一步增大反应，所以就业规模决策调整在长期中不会被反转¹。

（四）2016 年后全国阶段性降低法定养老保险缴费比例的政策影响

在 2016 年后，国家提出全国范围内的阶段性地降低社会保险费率。该政策是党中央、国务院做出的重要部署，政策性强，社会关注度高。随后，各部门连续出台在全国范围内阶段性地不断降低法定养老保险缴费比例的规定，并设定了每一阶段所保持的时间。在 2016 年 5 月 1 日，国家提出法定比例高于 20%的地区将法定比例降低到 20%，部分地区可降至 19%，维持两年，但在 2018 年 5 月 1 日，政策要求之前的方案再维持一年。

在 2019 年 5 月 1 日，再次提出法定比例高于 16%的地区将法定比例降低到 16%，并暂定保持。对于低于 16%的地区，例如广东和浙江和部分地市，需要尽快提出过渡办法，要求各省最终与国家保持一致。不同于前文的研究，低于 16%的地区法定比例虽然暂时不变，但它们也受到政策的间接影响。同时，由于未来法定比例的上升是逐步的，假设这些地区法定比例在 2019 年增加到 16%也不太合理。这些问题显然会影响政策效应的识别，因此我们前文是基于 2009-2016 年的政策变化来进行研究。

考虑到 2019 年政策调整的重要性，我们使用前文模型和 2017-2019 年的数据，分析该政策对于法定比例下降的地区企业的影响。首先，如图 3 所示²，我们发现在 2019 年的政策下，法定比例下降组的年度平均逃费程度下降，而法定比例暂时不变地区的年度平均逃费程度上升，但两组

¹ 无论是用法定比例上升和下降的哑变量考虑不对称性，还是直接用连续变量，均得到了类似的结果。同时，加入前两期的法定比例变动也不会影响我们的结论。

² 法定比例低于 16%的地区主要是广东和福建的某些地区，其平均逃费程度更高，这可能是这些地区的民营经济占比更大。从样本数据来看，法定比例低于 16%的地方的国企占比约 17%，而法定比例高于 16%的地方的国企占比约 36%。

的平均员工规模没有明显趋势。

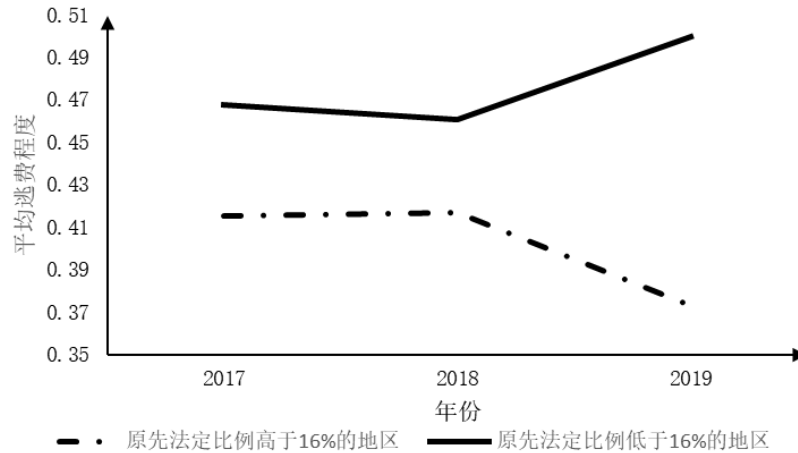


图 3 2019 年政策对于平均逃费程度的影响

其次，我们用前文模型控制了其他影响因素，以法定比例的直接变动幅度为核心解释变量，标准误在行政区层面聚类。我们剔除样本中法定比例低于 16% 的地区的企业，发现当法定比例下降 1% 时，企业申报基数与法定基数的相对偏离减少约 2.4%，即申报基数增加，逃费程度降低，估计的系数在 5% 的水平上显著¹。同时，与前文结论一致，法定比例的下降对于企业的员工规模没有显著影响。而对于法定比例低于 16% 的地区，我们假设 2019 年的法定比例变动到 16%，发现该变动对于其逃费程度和就业规模均无显著影响，这可能是企业预期未来法定比例调整是逐步的，不是一步调到 16%。

从本文估计结果大致推算后期政策带来的效应，给定其他变量不变，若法定缴费比例从 20% 下降至 16%，那么企业的逃费程度会降低约 10 个百分点，实际申报的基数大大增加，因此社保缴费降幅较小。一个非常粗略的计算如下：以样本内平均逃费程度 44.5% 为例，当法定缴费比例为 19%，每 100 块钱的工资会申报 55.5 元的基数，缴纳 55.5×0.2 约 11.1 元，而当法定缴费比例下降至 16%，每 100 块钱的工资会申报 $55.5 + 10 = 65.5$ 元的基数，缴纳 $65.5 \times 0.16 = 10.48$ 元。若逃费程度不变化，则缴纳 $55.5 \times 0.16 = 8.88$ 元，远低于 10.48 元。

当下多地社保基金入不敷出²，黑龙江省养老金支付缺口只能靠中央财政转移补贴，而湖北、陕西、天津、河北也陷入支付能力不足的困境。目前降低法定缴费比例可能会加重社会各界对于社保基金的平稳运行的担忧，但我们的结果表明该政策可以提高企业缴费基数，带来一定的积极效应，并不会使得社保基金收入大幅降低。若是该政策能促进更多的企业创立，那么社保基金收

¹ 该结论不受到是否加入法定比例低于 16% 的地区企业的影响。若包括这些企业，估计系数为 2.64%，在 1% 的水平上显著。

² <http://finance.sina.com.cn/china/gncj/2017-12-10/doc-ifypemf6155976.shtml> 2021/5/28。

入还能有所增加。本文的结果可以为各地社保收入的改善提供一些思路，例如维持且不急于提升目前 16% 的缴费比例、提升员工的维权意识和维权能力等等。同时，在目前新冠肺炎疫情对经济带来负向影响的情况下，政策制定者希望尽快恢复经济增速、拉动就业规模等，但本文的结论表明，单纯降低法定养老保险缴费比例对就业规模的正向影响可能很小。

五、稳健性检验

（一）数据处理和变量替换

首先，我们剔除了被特殊处理或者员工人数少于 100 的企业年份观测并不影响我们的估计结果。其次，依规定公司所报基数一般应为工资总额¹，包括基本工资、奖金、津贴和补贴。参考了赵健宇和陆正飞（2018），实际养老保险缴费比例变量的计算以剔除董监高薪酬总额的应付职工薪酬合计为分母，包括工资总额和应计提的五险一金、职工福利等等²。为了减小估计误差，我们没有剔除董监高薪酬总额，直接以应付职工薪酬作为法定基数（工资总额）来计算逃费程度，重新定义 *adjustratio* 变量，其中养老保险缴费基数由应付职工薪酬中养老保险贷方发生总额除以法定养老保险缴费比例计算得出，这并不改变本文的主要结论。另外，参考了 Heider & Ljungqvist (2015) 的处理方法，我们的估计结果不依赖于变量法定比例变动的设定或者标准误差的聚类方式。

最后，除了上文提到的异质性分析外，我们还以东部和中西部地区分为两组，东部地区分组包括 3078 个企业年份观测，而中西部地区包括 836 个企业年份观测。在我们的样本中，后者的法定养老保险缴费比例更高，但两组的逃费程度差不多。由于西部地区的法定缴费比例的变动范围略小，为[-1%,1%]，我们以该变动范围内的东部分组企业为对比，发现两组的反应无显著差异。此外，我们还以每个省在 2015 年底的社保征缴机构是税务部门还是社保部门进行分组，发现税务部门征收的地区从未增加过社保缴费比例，这可能是由于这些地区原本缴费比例高。同时，两组企业的逃费程度的差异很小，而其申报基数对于法定比例下降的反应没有显著不同，这可能是由于本身税务部门负责的地区本身征收难度大，且征收社保费并非税务部门的本职工作，或两个部门的合作效率不高等等。

（二）内生性问题

首先，虽然文献（马双等，2014；赵健宇和陆正飞，2018）大都表明法定社保缴费比例变动是一个比较外生的变量，所以由当地经济环境变量而引起的政策比例变动和企业决策变化的内生

¹ 依据一般规定，我们剔除了平均工资高于社会平均工资 300% 和低于 60% 的企业年份样本 669 个。

² 这可能导致所选基数和法定基数的相对差距偏大。

性问题不严重, 但参考 Heider & Ljungqvist (2015) 对于地区缴税比例变动的外生性问题的证明, 我们试图为此提供一个侧面证据。我们以所收集到的 1996 年到 2017 年的地市级别的法定养老保险缴费比例和宏观经济变量包括人均工资、GDP、就业人数和政府收支情况为样本。同时, 我们还构建了税收竞争效应指标, 即该地市的缴费比例与地市所在省的平均缴费比例之比¹。Heider & Ljungqvist (2015) 指出, 地区政府之间的税收竞争使得邻近地区的税收比例趋于一致, 所以我们认为如果该地市相较于相同省份的其他地市缴费比例特别高的话, 则趋于降低法定比例, 反之亦如此。

结果如表 11 所示, (1) ~ (3) 列中均控制了地市和时间的固定效应, 选择异方差稳健标准误差。我们并未发现法定缴费比例变动的概率或者变动的幅度与可观测地市的经济发展环境存在显著的相关性, 所以我们倾向于认为: 法定比例变动与地市的不可观测的经济环境变量不相关。

表 11 法定比例变动与地区经济环境的关系

	(1)	(2)	(3)
	<i>cityrate</i>	降低法定比例的概率	增加法定比例的概率
市人均 GDP 对数	0.250 (1.01)	-0.066 (-0.58)	0.161 (1.59)
市人均工资对数	0.284 (0.60)	-0.019 (-0.08)	0.114 (0.56)
市就业规模对数	0.740** (2.06)	-0.051 (-0.51)	0.087 (0.96)
税收竞争效应	-55.966*** (-4.94)	1.775 (1.45)	-7.237*** (-4.40)
政府收支情况 ²	-0.056 (-1.08)	-0.032* (-1.94)	-0.014 (-0.81)
常数项	-5.464 (-1.10)	1.736 (0.68)	-2.191 (-1.03)
行业*时间	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制

¹ 但是有的省份或直辖市我们只有一个地市有观测, 例如云南, 新疆以及北京, 上海等直辖市。

² 政府收支情况是政府的一般公共预算收入与支出的差与一般公共预算支出之比。

N	666	721	630
R 平方	0.464	0.400	0.396
调整 R 平方	0.29	0.22	0.19

注：括号内的值为回归 t 统计量。***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平下显著。

其次，充分利用 2016 年 5 月的外生政策冲击。自 2016 年 5 月 1 日起，企业职工基本养老保险单位缴费比例超过 20%的省（区、市），将单位缴费比例降至 20%；单位缴费比例为 20%且 2015 年底企业职工基本养老保险基金累计结余可支付月数高于 9 个月的省（区、市），可以阶段性将单位缴费比例降低至 19%，暂按两年执行。由于政策冲击规模是个趋于连续的、非二元变量，且政策冲击是多期的，有些受冲击的企业由于部分年份数据缺失或者数据跨度短，难以与实验组比较政策冲击前的平行趋势，这为我们直接检验平行路径假设造成了一定困难。因此，我们利用影响范围足够大的政策冲击，以 2016 年受到法定比例下降 1%冲击的企业为实验组，而未受到冲击的企业为控制组，做平行路径假设检验。其中，为了检验冲击前的平行趋势，我们选择样本均在 2012-2015 年间未受到任何法定比例变动的冲击，最终实验组有 1133 个企业年份观测，控制组有 512 个企业年份观测。

我们先做了安慰剂检验，原来模型的企业层面和地区层面控制变量保持不变，标准误差在地区层面聚类，无论是用固定效应模型还是随机效应模型，我们的估计结果不变。固定效应模型的估计结果表明：法定比例下降 1%的企业显著降低逃费程度 5.4%，在 1%的水平上显著。在该检验的所选样本中，未有个体在 2012-2015 年受到法定比例变动的冲击，所以将政策冲击的时间点由 2016 年换成 2015 年或者 2014 年等均未发现在 10%的水平上显著的政策效应。另外，参考了 Heider & Ljungqvist (2015)、唐珏和封进 (2019a)，我们设置了政策冲击前 4 年的年份变量，在 DID 模型中考察这些年份变量与政策变量的交互项是否显著，具体模型为：

$$adjustratio_{ict} = \sum_{h=0}^4 \delta_h * Tyr_h * Treat + \beta_0 * Treat + \beta_1 * X_{it} + \beta_2 * X_{ct} + \alpha_t + \varepsilon_{ict}$$

其中， Tyr_h 表示冲击前 h 年的年份哑变量， $Treat$ 对于受冲击的企业则取值为 1， X_{it} 和 X_{ct} 分别表示企业层面和地区层面的控制变量，在模型中加入年份固定效应也不影响我们的估计结果。我们画出来估计系数的 95%的置信区间，从结果来看，虽然政策发生前，实验组企业有降低逃费程度的趋势，但与控制组的差异不显著，当政策冲击发生后，企业当期降低逃费程度，调整幅度无论在经济规模还是统计上均显著，这为我们的样本满足平行趋势检验提供了一定证据。同样，对

于员工人数对数, 我们发现无论在政策冲击前期还是法定比例下降之后, 企业都没有显著增加¹员工。

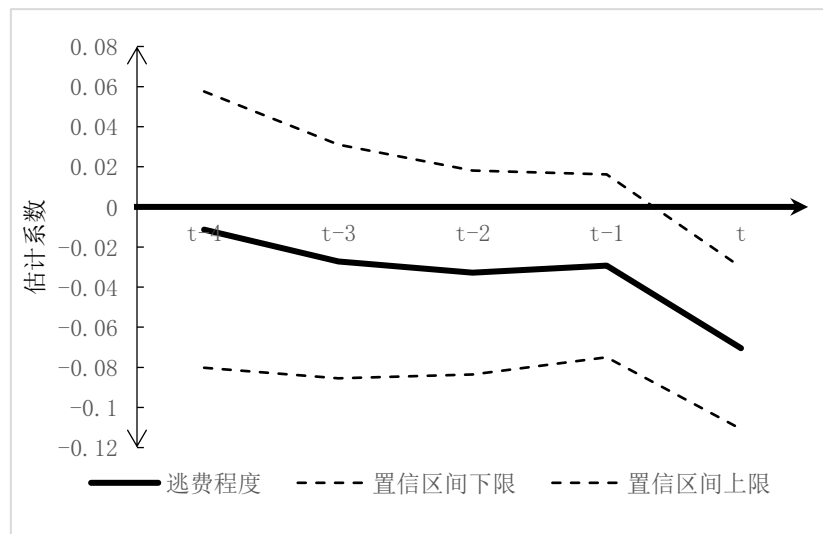


图 4 企业逃费程度的平行趋势检验

六、结论

本文分析企业养老保险缴费率如何影响企业缴费基数与就业效应, 并得出以下重要结论: 首先, 法定缴费比例变动对于企业申报基数影响的机制不同, 当法定缴费比例上升时, 逐利动机使得企业减小所报基数, 增加逃费程度; 当法定比例下降时, 企业与想要更高基数的员工讨价还价, 进而商量出的申报基数增加, 降低逃费程度。其次, 由于《劳动合同法》影响了企业调整劳动力规模的成本, 当法定比例上升, 企业为了降低劳动力成本, 可能通过一些特殊方式规避辞退福利支出并减少员工规模, 但当法定比例下降时, 企业并不会急于增加员工, 就业规模对于法定养老保险比例变动的反应具有不对称性。

不同调整劳动力成本的方式之间存在一定替代性, 而企业依据自身特征选择出最优组合策略, 因此综合性地考虑不同调整方式, 对于研究养老保险等其他成本上升冲击如何影响企业决策具有重要意义。国企原本申报基数高, 逃费程度低, 当法定缴费比例上升时, 其更大程度地降低申报

¹ 另外, 我们考察了一个 2015 年的影响范围较小的政策冲击。具体地, 在 2015 年的受到法定比例的上升冲击的个体集中在广东省, 我们用这些受到冲击的公司作为实验组, 并且参考马双等 (2014), 选择同省的未受到冲击的公司作为控制组, 样本期间为 2014-2015 年。DID 模型的估计结果与假设 H2a 和 H2b 一致, 发现当法定比例上升时, 企业减少了员工规模, 而且资本密集的企业减少了员工, 政策效应为 -18%, 在 10% 的水平上显著, 但劳动密集型企业员工规模的政策效应为 -10%, 统计上不显著。然而, 由于实验组本身的企业数量为 59, 且其中超过三分之二的公司缺失 2013 年、2012 年的数据, 所以政策冲击前的实验组的观测量不足, 平行趋势检验的结果易受到小样本问题的干扰, 未呈于正文。

基数来减少成本，但未减少员工，这可能与国企更难调整就业规模相关，相较而言，非国有企业则降低申报基数的幅度小，倾向于减少员工来控制成本。资本密集型企业对劳动力生产要素的需求弹性大，在法定比例上升时减少员工的幅度大，而劳动密集型受限于行业特征，减少员工的幅度小，倾向于更大地提升逃费程度来控制成本。

最后，我们强调了近些年来养老保险“缴费基数不足”的问题，认为申报的缴费基数是在给定监管力度和维权法律环境下，企业与员工共同商量的结果。与我们的解释相一致，省社会平均工资低地区的员工有更大的激励增加所报基数，因而省社会平均工资低地区的企业在法定比例下降时会更大程度地提高申报基数，减小逃费程度的幅度更大，这为利润最大化的企业愿意在法定缴费比例降低时增加所报基数和养老保险支出提供了一个合理的解释，当然制度环境和监管机构的变化也会使得均衡发生移动，具体机制有待更严谨的理论模型分析以及员工层面数据的实证检验。

【参考文献】

- [1]程永宏, 2005:《现收现付制与人口老龄化关系定量分析》,《经济研究》第3期。
- [2]封进, 2014:《社会保险对工资的影响》,《金融研究》第7期。
- [3]封进, 2013:《中国城镇职工社会保险制度的参与激励》,《经济研究》第7期。
- [4]何立新, 2007:《中国城镇养老保险制度改革的收入分配效应》,《经济研究》第3期。
- [5]黎文靖、胡玉明, 2012:《国企内部薪酬差距激励了谁?》,《经济研究》第12期。
- [6]刘苓玲、慕欣芸, 2015:《企业社会保险缴费的劳动力就业挤出效应研究——基于中国制造业上市公司数据的实证分析》,《保险研究》第10期。
- [7]马双、孟宪芮、甘犁, 2014:《养老保险企业缴费对员工工资、就业的影响分析》,《经济学(季刊)》第3期。
- [8]彭雪梅、刘阳、林辉, 2015:《征收机构是否会影响社会保险费的征收效果?——基于社保经办和地方税务征收效果的实证研究》,《管理世界》第6期。
- [9]钱雪亚、蒋卓余、胡琮, 2018:《社会保险缴费对企业雇佣工资和规模的影响研究》,《统计研究》第12期。
- [10]沈永建、范从来、陈冬华, 2017:《显性契约, 职工维权与劳动力成本上升:〈劳动合同法〉的作用》,《中国工业经济》第2期。
- [11]沈永建、梁方志、蒋德权、王亮亮, 2020:《社会保险征缴机构转换改革、企业养老支出与企业价值》,《中国工业经济》第2期。
- [12]唐珏、封进, 2019a:《社会保险缴费对企业资本劳动比的影响——以21世纪初省级养老保险征收机构变更为例》,《经济研究》第11期。
- [13]唐珏、封进, 2019b:《社会保险征收体制改革与社会保险基金收入——基于企业缴费行为的研究》,《经济学(季刊)》第3期。
- [14]陶纪坤、张鹏飞, 2016:《社会保险缴费对劳动力需求的‘挤出效应’》,《中国人口科学》第6期。
- [15]王雄元、史震阳、何捷, 2016:《企业工薪所得税筹划与职工薪酬激励效应》,《管理世界》第7期。
- [16]王燕、徐滇庆、王直, 2001:《中国养老金隐性债务, 转轨成本, 改革方式及其影响》,《经济研究》第5期。
- [17]薛云奎、白云霞, 2008:《国家所有权、冗余雇员与公司业绩》,《管理世界》第10期。
- [18]袁志刚、李珍珍、封进, 2009:《城市化进程中的养老保险水平研究》,《南开经济研究》第4期。
- [19]张五常, 2009:《张五常论新劳动法》,《法律和社会科学》第4期。
- [20]赵健宇、陆正飞, 2018:《养老保险缴费比例会影响企业生产效率吗?》,《经济研究》第10期。
- [21]赵静、毛捷、张磊, 2015:《社会保险缴费率, 参保概率与缴费水平——对职工和企业逃避费行为的经验研究》,

《经济学(季刊)》第4期。

[22]赵绍阳、杨豪, 2016:《我国企业社会保险逃费现象的实证检验》,《统计研究》第1期。

[23]赵耀辉、徐建国, 2001:《我国城镇养老保险体制改革中的激励机制问题》,《经济学(季刊)》第1期。

[24]紫丹, 2007:《〈劳动合同法〉:新法律新挑战》,《上海金融报》, 2007-12-14。

[25]David, H., W. R. Kerr, and A. D. Kugler, 2007, "Does Employment Protection Reduce Productivity? Evidence from US States", *The Economic Journal*, 117(521): F189-F217.

[26]Han, J., and Y. Meng, 2021, "Decreased Contribution Rates Increase Public Pension Fund Revenue: Evidence from China", *Journal of Aging & Social Policy*, 33(2): 120-137.

[27]Heider, F., and A. Ljungqvist, 2015, "As Certain as Debt and Taxes: Estimating the Tax Sensitivity of Leverage from State Tax Changes", *Journal of Financial Economics*, 118(3): 684-712.

[28]Kugler, A., and M. Kugler, 2009, "Labor Market Effects of Payroll Taxes in Developing Countries: Evidence from Colombia", *Economic Development and Cultural Change*, 57(2): 335-358.

[29]Lubotsky, D., and C. A. Olson, 2015, "Premium Copayments and the Trade-off Between Wages and Employer-provided Health Insurance", *Journal of Health Economics*, 44: 63-79.

[30]Zhou, Y., and Y. Han, 2019, "Research on the Impact of Reducing the Basic Pension Insurance Rate of Enterprise Employees", *International Journal of Social Science and Education Research*, 2(6): 30-35.

Contribution Rate, Reported Payment Base and Employment

QIU Zhi-gang, MIAO Meng, WANG Zi-yue, YANG Zhen

(School of Finance, Renmin University of China)

Abstract: Using the data of listed companies, this paper studies how the changes of statutory pension insurance payment ratio affect the payment base declared by enterprises and employment. When the proportion of legal payment rate increases, the enterprises reduce the declaration base; otherwise, they increase the declaration base. After the implementation of the labor contract law, the payment base of enterprises is the result of bargaining between enterprises and employees, and its impact on employment is asymmetric. We classify enterprises into several categories, and further analysis shows that: 1. When the legal proportion decreases, the enterprises in the low wage areas reduce the degree of fee evasion more than those in the high wage areas. 2. When the legal proportion increases, capital intensive enterprises reduce the employment scale more than labor-intensive enterprises. 3. When the legal proportion increases, non-state-owned enterprises reduce the scale of employment, while state-owned enterprises do not.

Key words: endowment insurance; payment base; employment

全球信贷周期与中国跨境资本流动

何知仁¹ 吴君²

【摘要】本文利用全球跨境信贷的量价变化关系识别了全球信贷周期，讨论了全球信贷周期对中国的溢出效应及中国的应对。实证结果表明，即便存在资本管制，中国跨境资本流动依然受到全球信贷周期的显著影响，但不同类型资本流动所受影响的方向存在差异，折射出全球信贷周期具有多种不同的溢出作用机制。概括而言，全球信贷周期可能通过金融渠道影响中国证券投资；通过金融和国际贸易两种渠道影响中国其他投资；对中国直接投资没有显著影响。此外，没有证据表明人民币汇率波动上升能够削弱全球信贷周期的溢出效应，相反，汇率波动可能加剧中国双向跨境资本流动，并在总体上导致净流出。据此，本文主张稳健推进人民币汇率形成机制的市场化改革。

【关键词】跨境资本流动；全球信贷周期；溢出效应；浮动汇率；全球金融周期

一、引言及文献述评

本世纪以来，全球银行跨境信贷规模呈现周期性变化，以国际清算银行（BIS）的统计口径，本世纪初至 2008 年第一季度趋势性上升，达到 35.5 万亿美元；全球金融危机爆发后趋势性回落，至 2016 年底降至 27.1 万亿美元；2017 年第一季度开始持续回升，至 2020 年底达到历史最高的 35.7 万亿美元；2021 年底小幅回落至 35.1 亿美元，但是仍处于上升的大趋势中。本文将上述现象称为全球信贷周期。

近年来，国际政治经济格局变化加快，经济全球化和国际秩序受到挑战，新冠疫情全球蔓延和俄乌战争爆发进一步加大了我国发展所面临的外部不确定性。在此背景下，我国继续完善跨境资本流动管理的必要性和紧迫性凸显，因为这不仅是应对当前经济下行压力的政策抓手，而且是保障长远金融安全的战略性安排。本文试图研究全球信贷周期与中国跨境资本流动的关系，旨在对我国跨境资本流动驱动因素的相关研究提供补充，对我国跨境资本流动管理的相关政策提出建议。前提假设是，尽管存在资本管制，我国跨境资本流动依然受到国内外经济金融变量的驱动，本文将对此进行验证。

从现有文献和典型事实来看，全球信贷周期确实可能影响个别经济体的跨境资本流动，

¹ 何知仁，上海交通大学安泰经济与管理学院博士。

² 吴君，上海商学院金融系副教授。

甚至可能引发国际金融动荡。学术界有两个著名的理论。一是 Shin (2012) 提出的“全球银行业过剩”(global banking glut)，他发现欧洲银行大量创造美元信贷是美国信用风险溢价 (loan risk premium) 长期低迷的主要原因，也是美国次贷危机的重要推手。二是 Rey (2015) 提出的“二元悖论”(dilemma)，她发现不同经济体的跨境资本流动之间存在协同性 (co-movements)；对任何开放经济体的政策当局而言，无论采取何种汇率制度，货币政策独立性都因为全球金融周期的溢出效应 (spillover effect) 而下降；新兴市场的宏观金融稳定面临额外的挑战。这两个理论都得到了许多学术文献的支持 (Cetorelli and Goldberg, 2012; Schnabl, 2012; Korinek, 2011; Ostry et al., 2011)。在美国次贷危机后及本轮新冠病毒大流行期间，新兴市场反复遭遇资金大进大出和汇率大幅波动已成为国际社会高度重视的典型事实¹。

但是专门研究全球信贷周期对中国跨境资本流动影响的文献存在巨大的补充空间。现有研究发现，美、欧银行对外债权的变化与 2 个季度后中国 FDI 和外汇储备的变化正相关 (明明, 2012)；人民币离岸市场收益率 (李伟等, 2013)、美国隔夜拆借利率 (肖卫国和兰晓梅, 2017)、美国联邦基金利率 (唐国强和王彬, 2017)、全球风险偏好 (缪延亮等, 2021) 与中国跨境资本净流入量负相关。这些研究至少存在三方面的缺陷。

第一，仅以全球跨境信贷的数量指标或价格指数作为解释变量可能模糊真实的传导机制。全球跨境信贷规模的扩张既可能受需求上升的驱动也可能受供给上升的驱动，分别伴随价格指数的上升和下降；相应地，全球跨境信贷规模的收缩也可依据价格指数的变化方向分为受需求驱动、受供给驱动两种情况。已有文献指出，全球流动性的需求变化和价格变化可能具有不同的经济学含义和跨境传导机制 (Krishnamurthy and Muir, 2017; Mian and Sufi, 2018; Maechler et al., 2012; Eickmeier et al., 2014; Herwartz et al., 2020)。

第二，现有研究大多没有分别讨论跨境资本的流入量和流出量。从传导机制来讲，资本流出和流入的主要驱动因素可能是不同的。从政策涵义来讲，中国内向和外向的资本管制是不对称的，未来可以继续考虑以不对称的方式优化跨境资本管理，最大化宏观审慎管理目标。此外，现有研究大多以中国直接投资、证券投资、外汇储备为被解释变量，对其他投资的讨论相对缺乏。大致从 2007 年以来，中国跨境资本流动的结构显著变化，其他投资的波动明显加剧，外汇储备的变化在 2016 年后大幅下降，因而其他投资值得更多的讨论。

¹例如，巴西、印尼等新兴市场货币在美国采取量化宽松政策的 2009 至 2012 年间集体升值，从 2013 年开始逐渐转为贬值，在 2015 年美国宣布退出量化宽松后更是集体跳水；2021 年 11 月，美联储宣布缩减应对新冠疫情的购债计划 (taper)，次月土耳其里拉对美元贬值约 29%。

第三,现有研究的政策涵义鲜有涉及汇率制度。全球金融危机以后,保留必要资本管制、稳慎推进资本账户开放已逐渐成为国内和国际社会的共识(Rey, 2015; Korinek, 2011; Ostry et al., 2011; 张明, 2016; IMF, 2011)。然而关于浮动汇率制度的争议较大:一种看法是浮动汇率有助于降低跨境资本流动的顺周期性(肖卫国和兰晓梅, 2017; 张翔等, 2014),另一种看法则是浮动汇率无法起到自动调节跨境资本流动的作用(Rey, 2015; Ostry et al., 2011)。相关研究存在较大的补充空间:Rey (2015)的研究没有以中国为样本;唐国强和王彬(2017)、肖卫国和兰晓梅(2017)的研究没有以人民币汇率的波动率而是以汇率本身作为解释变量,并且没有很好地处理资本流动与汇率之间的内生性;张翔等(2014)通过调试结构向量自回归模型(SVAR)中汇率对货币供给变化的响应参数,模拟了人民币汇率市场化程度提高后国内经济增长、通货膨胀对跨境资本流动冲击响应的变化,结果是减弱的,方法有一定合理性,但不是对汇率弹性与跨境资本流动两者关系的直接检验。

本文主要做了三方面的工作。首先对全球信贷周期进行了识别与划分。本文采用文献中的常用做法,取中心国家银行跨境信贷余额的第一主成分,构造全球跨境信贷的数量指标(Hossfeld and Pramor, 2018; Aizenman 等, 2013);取3个月期LIBOR美元利率与3个月期美国国债利率之差(TED spread)作为全球跨境信贷的价格指标;根据量价指标方向变化的关系,把全球信贷周期划分为需求扩张、需求收缩、供给扩张、供给收缩四个阶段(Maechler et al., 2012; Eickmeier et al., 2014; Herwartz et al., 2020)。

其次,实证检验了全球信贷周期的不同阶段对中国不同类型、不同方向跨境资本流动的影响。本文的预期假设是:在控制国内因素的前提下,全球信贷的需求扩张存在“抽水效应”,可能驱动资本流出新兴市场,当全球信贷需求收缩时,新兴市场受“抽水效应”的影响下降,资本外流压力减弱;全球信贷的供给扩张存在“注水效应”,可能驱动资本流入新兴市场,当全球信贷供给收缩时,新兴市场受“注水效应”的影响下降,资本流入压力减弱。为了考察全球金融危机发生后的变化,实证检验先后在1999年第二季度至2021年第四季度、2008年第四季度至2021年第四季度两个样本期间内进行。

实证结果表明,全球信贷周期确实能够显著影响中国跨境资本流动,但是对不同类型的跨境资本流动,作用方向存在差异,折射出全球信贷周期溢出效应的渠道和作用机制包括但不局限于预期的“抽水效应”和“注水效应”。例如:本文发现全球信贷供给扩张可能增加中国其他投资项下资金流入,这与“注水效应”假设一致,并且该效应的显著性在全球金融危机后明显提高;本文还发现全球信贷供给收缩可能增加中国证券市场的外资流入,尤其是债券市场的外资流入,这就无法由“注水效应”来解释,事实上,全球信贷供给收缩通常伴

随着国际风险偏好下降，导致外资纷纷流出新兴市场，本文的发现或许意味着中国债券已显现出一定的国际避险资产属性；本文还发现全球信贷需求扩张可能减少中国其他投资项下资本流出，全球信贷需求收缩可能增加中国其他投资项下资本流出，这些也无法由全球信贷需求的“抽水效应”来解释，可能的解释是全球信贷需求的扩张（或收缩）带动全球产能、库存周期上行（或下行），导致中国外需边际减少（或增加），从而使中国贸易信贷和应收款项相应减少（或增加）。总得来讲，实证结果显示全球信贷周期可能通过金融渠道影响中国证券投资；通过金融和国际贸易两种渠道影响中国其他投资；对中国直接投资没有显著影响。

本文的实证方法可能面临潜在的内生性问题：中国跨境资本流动可能影响中国实体经济，并通过中国经济对全球经济的溢出效应间接影响全球信贷周期。作为稳健性检验，本文将全球跨境信贷数量指标替换为超额全球跨境信贷数量指标，后者的构造方法是将前者对 G20 经济体平均经济增速作投影并取残差，目的是从全球信贷周期中剔除受全球经济周期影响的成分。在控制了潜在的内生性后，上述绝大部分结论依然成立。

最后，本文讨论了人民币汇率浮动能否起到熨平中国跨境资本流动、削弱全球信贷周期溢出影响的作用。本文基于美元兑人民币中间价的日度变化率的平均值衡量汇率波动。用中国跨境资本流动对美元兑人民币汇率波动、全球跨境信贷数量、两者交叉项作回归分析。考虑到中国跨境资本流动与美元兑人民币汇率波动之间的内生性，本文引入美元兑英镑汇率波动作为工具变量。样本期间为人民币摆脱完全钉住美元后的 2005 年第三季度至 2021 年第四季度。结果显示，人民币汇率波动上升将同时加剧中国跨境资本流入和流出，对流出的作用强于流入，因此综合来讲，倾向于增加净流出或减少净流入；在大多数模型中，交叉项系数的估计结果不显著区别于 0，因此无法支持“汇率浮动削弱全球信贷周期溢出效应”的假设。据此，本文认为人民币汇率形成机制的进一步市场化改革值得仔细推敲、稳慎推进。

二、数据和实证方法

1. 全球信贷周期的识别和划分

首先构造全球跨境信贷的数量指标。美国、日本、欧元区、英国是发行国际储备货币的经济体，也是全球资本环流的中心节点。因此，从中心经济体跨境信贷余额中提取出共同因子（common factor），可以大致刻画全球跨境信贷余额的走势，具体方法是求中心经济体跨境信贷余额的第一主成分（Hossfeld and Pramor, 2018; Aizenman 等, 2013）。考虑到数据可获得性，本文用欧元区的中心国家法国、德国代表欧元区，以美国、日本、德国、法国、

英国为样本，计算了 1977 年第四季度至 2021 年第四季度全球跨境信贷数量指标的时间序列¹。附录表 A1 报告了第一主成分的荷载系数和方差贡献率，附录图 A1 描绘了全球跨境信贷数量指标及其同比增速的走势。

然后，参考 Maechler et al. (2012)、Eickmeier et al. (2014)、Herwartz et al. (2020) 的做法，根据全球跨境信贷数量指标和价格指数变动方向的关系，识别和划分全球信贷周期的四个阶段：数量上升、价格上升对应需求扩张阶段；数量上升、价格下降对应供给扩张阶段；数量下降、价格上升对应供给收缩阶段；数量下降、价格下降对应需求收缩阶段。本文选择 TED 利差，即 3 个月期 LIBOR 美元利率与 3 个月期美国国债利率之差，作为全球跨境信贷的价格指标。该指标在大量文献中代表全球信用溢价。

数量和价格指数上升或下降以同比变化为正或负的标准来判断。一方面，绝大多数宏观变量具有季节性，无论对学术研究还是对政府决策来讲，宏观变量的同比变化比环比变化更有意义；另一方面，环比变化在零轴上下的振动频率远高于同比变化，如果以数量、价格指标的环比变化划分全球信贷周期，则周期的每个阶段大多只维持 1 至 2 个季度，而人们通常理解的金融周期是维持若干年的长周期。

本文的实证分析先后涉及三组样本：全样本从 1999 年第二季度开始，全球金融危机后的样本从 2008 年第四季度开始，人民币摆脱完全钉住美元后的样本从 2005 年第三季度开始，三组样本均以 2021 年第四季度为截止。表 1 分别汇报了三组样本中全球信贷周期各阶段出现的频次，其中全样本和汇改后的样本中“需求扩张”、“供给扩张”的频次较高，危机后样本中各阶段较为均匀，折射出本世纪初至危机前全球信贷周期总体上是显著扩张的。

表 1：全球信贷周期的划分及各阶段在样本中的频次

	数量指标 同比变化	价格指数 同比变化	全样本 1999Q2-2021Q4	危机后 2008Q4-2021Q4	汇改后 2005Q3-2021Q4
需求扩张	上升	上升	32	11	23
供给扩张	上升	下降	32	18	19
供给收缩	下降	上升	13	12	12
需求收缩	下降	下降	14	12	12
总样本数			91	53	66

2. 实证模型和变量

¹ 原始数据来源为 BIS，各经济体的跨境银行信贷余额以属地原则统计 (locational statistics)，计价货币为美元，季度频率。

(1) 基准模型和变量

本文估计以下一般线性回归模型，检验全球信贷周期对中国跨境资本流动的影响。

$$Y_t = \beta_1 \Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted+} + \beta_2 \Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted-} + \beta_3 \Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted+} + \beta_4 \Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted-} + \zeta \Delta Z_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

首先，被解释变量 Y_t 为中国跨境资本流量对数值的同比增量，具体包括：直接投资流入量、直接投资流出量、证券投资流入量、证券投资流出量、其他投资流入量、其他投资流出量、跨境资本总流入量、跨境资本总流出量；对证券投资还细分了股票投资和债券投资。各项资本流入量、流出量由国际收支平衡表（BPM6）金融账户下的各项资产净获得和负债净产生数据计算得到，计算方法如下。

$$\text{流入量} = \text{负债净产生} \times I(\text{负债净产生} > 0) - \text{资产净获得} \times I(\text{资产净获得} < 0) \quad (2)$$

$$\text{流出量} = \text{资产净获得} \times I(\text{资产净获得} > 0) - \text{负债净产生} \times I(\text{负债净产生} < 0) \quad (3)$$

函数 $I(\cdot)$ 的自变量为逻辑变量，若逻辑为真，则函数值取 1，若逻辑为假，则函数值取 0。故式（2）、（3）的含义是把对外负债的净增加量、对外资产的净减少量之和定义为资本流入量，把对外资产的净增加量、对外负债的净减少量之和定义为资本流出量。

其次，式（1）中的核心解释变量为 $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted+}$ 、 $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted-}$ 、 $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted+}$ 、 $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted-}$ 四项。 d_t 为哑变量： d_t^{cbc+} 、 d_t^{ted+} 分别当全球跨境信贷数量指标同比增速大于 0、价格指标同比增速大于 0 时取 1，否则取 0， d_t^{cbc-} 、 d_t^{ted-} 的含义依此类推。把两个哑变量相乘的目的是识别出全球信贷周期的四个阶段。 ΔCBC_t 为 t 期全球跨境信贷数量指标对数值的同比增量并取一阶差分，它与两个哑变量相乘表示全球信贷周期不同阶段的变化程度： $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted+}$ 、 $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted-}$ 分别表示全球信贷需求扩张、供给扩张的程度，该项越“大”表示需求扩张、供给扩张的程度越大； $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted+}$ 、 $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted-}$ 分别表示全球信贷需求收缩、供给收缩的程度，需要注意，该项越“小”表示需求收缩、供给收缩的程度越大。因此，参数 β_1 、 β_2 符号的含义与 β_3 、 β_4 符号的含义也是相反的： β_1 、 β_2 为正，分别表示全球信贷需求扩张、供给扩张对中国跨境资本流量有正向影响； β_3 、 β_4 为正，分别表示全球信贷需求收缩、供给收缩对中国跨境资本流量有负向影响。

最后，控制变量 ΔZ_t 包括： ΔGDP_t ，下文或简记为 GDP ，表示中国 GDP 实际同比增速并

取一阶差分； $\Delta PolicyRate_t$ ，简记 PR ，表示中国货币政策利率¹同比增量并取一阶差分； $CurrentAccount_t$ ，简记 CA ，表示中国经常账户中货物与服务项目贷方对数值与借方对数值之差的同比增量； $\Delta RMBDepExp_t$ ，简记 RDE ，表示美元兑人民币 1 年远期与即期报价之差的同比增量并取一阶差分，该变量增大意味着人民币贬值预期扩大； $\Delta StockPrice_t$ ，简记 SP ，表示上证综合指数对数值的同比增量并取一阶差分。

所有变量都取同比变化的原因是中国跨境资本流动、全球跨境信贷余额、中国 GDP、中国货物与服务贸易差额都存在明显季节性，而季节性共振可能带来参数估计的偏差，故通过同比变化消除或减弱季节性。除了被解释变量 Y_t 和控制变量 $CurrentAccount_t$ 之外，其他变量都取一阶差分。这是因为跨境资本流量、贸易与服务差额的同比变化本身没有单位根，而其他变量的同比变化都有单位根，故作一阶差分以避免伪回归。从意义上讲，全球跨境信贷数量指标反映的是信贷存量，一阶差分后的含义转变为全球跨境信贷流量，因而能更好地解释中国跨境资本流量。

本文将在 1999 年第二季度至 2021 年第四季度、2008 年第四季度至 2021 年第四季度两个样本期间内估计式（1），分别考察本世纪以来全球信贷周期对中国跨境资本流动的影响及其在全球金融危机后的变化。

（2）关于内生性的考虑

式（1）中核心解释变量和被解释变量之间潜在的内生性是：全球跨境信贷可能通过金融渠道影响中国跨境资本流动；反过来，中国跨境资本流动中包含的国内经济因素可能通过国际贸易渠道影响全球经济，进而影响全球跨境信贷。为了排除反向作用机制，本文从全球跨境信贷中剔除受全球经济影响的成分，具体方法是用全球跨境信贷数量的同比一阶差分对 G20 国家平均 GDP 实际同比增速的一阶差分回归，

$$\Delta CBC_t = \gamma \Delta G20GDP_t + \omega_t \quad (4)$$

将离差定义为超额全球跨境信贷的同比一阶差分，

$$\Delta ECBC_t = \Delta CBC_t - \hat{\gamma} \Delta G20GDP_t \quad (5)$$

再用 $\Delta ECBC_t$ 替换式（1）中的 ΔCBC_t ，作为对式（1）估计结果的稳健性检验。

（3）关于浮动汇率对跨境资本流动调节作用的讨论

本文估计以下线性回归模型，检验汇率浮动能否自发调节跨境资本流动，削弱全球信贷

¹ 2001 年第一季度至 2015 年第二季度采用短期（6 个月至 1 年期）贷款基准利率，此后存贷款基准利率均不再调整，故 2015 年第三季度至 2021 年第四季度采用公开市场操作 7 天逆回购利率的线性投影值，与前期数据衔接。

周期的溢出效应。

$$Y_t = \theta RMBVolatility_t + \rho RMBVolatility_t \times \Delta CBC_t + \varphi \Delta CBC_t + \zeta \Delta Z_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

$RMBVolatility_t$ 刻画了人民币汇率的浮动程度，计算方法是 t 季度美元兑人民币日度波动率在该季度内的平均值，并与其他所有变量一致，取同比变化。

$$RMBVolatility_t = \frac{1}{N_t} \sum_j \left| \frac{\Delta e^{usdcny}_{j,t}}{e^{usdcny}_{j-1,t}} \right| - \frac{1}{N_{t-4}} \sum_j \left| \frac{\Delta e^{usdcny}_{j,t-4}}{e^{usdcny}_{j-1,t-4}} \right| \quad (7)$$

其中 N_t 表示 t 季度的交易日数量， $\left| \frac{\Delta e^{usdcny}_{jt}}{e^{usdcny}_{j-1,t}} \right|$ 表示 t 季度 j 交易日美元兑人民币收盘价相对于上一个交易日收盘价的变化率并取绝对值。现有文献中，量化估计汇率浮动程度的常见方法是计算汇率日度数据的在月内或季度内的标准差（Aizenman et al., 2013；王晓芳和鲁科技，2021）。但是本文的方法对美元兑人民币汇率更加适用，因为人民币在相当长的时间内存在单边预期，日度汇率的标准差可能是汇率弹性的有偏估计：设想 A 季度人民币升值预期较强，在汇率浮动受限的条件下，美元兑人民币日度数据可能是持续下降的；而 B 季度人民币升值预期较弱，美元兑人民币日度数据则可能是波动下降的；那么 A 季度的美元兑人民币的标准差很可能高于 B 季度，尽管政策当局对人民币汇率日内波动幅度的容忍度可能是相同的。本文通过计算季度内人民币汇率日度波动率的平均值估计人民币汇率的浮动程度，就可以避免上述问题。 $RMBVolatility_t$ 不再取一阶差分，主要原因是取同比变化后已不具有单位根。根据直观逻辑，与跨境资本流动直接相关的应该是汇率浮动程度本身，而不是后者的环比变化。

式（6）中 θ 、 ρ 均为核心参数。 θ 显著为正意味着人民币汇率波动可能与中国跨境资本流动存在互相加强的关系， θ 显著为负则意味着人民币汇率浮动可能起到熨平跨境资本流动的作用。 ρ 与 φ 的符号相同或相反，分别意味着人民币汇率浮动可能加剧或削弱全球信贷周期对中国跨境资本流动的溢出效应。此外， φ 的符号也可以作为对上文关于“全球信贷周期对中国跨境资本流动的影响”结论的稳健性检验。由于人民币汇率在 2005 年 7 月前完全钉住美元，讨论部分的样本期间为 2005 年第三季度至 2021 年第四季度。

本文用美元兑英镑日度波动率的季度平均值并取同比变化， $GBPVolatility_t$ ，作为 $RMBVolatility_t$ 的工具变量，用 $GBPVolatility_t \times \Delta CBC_t$ 作为 $RMBVolatility_t \times \Delta CBC_t$ ，采用二阶段最小二乘法排除中国跨境资本流动对人民币汇率波动的作用，从而更准确地检验人民币汇率浮动程度对中国跨境资本流动的影响。根据直观逻辑，由于都与美元波动率相关， $GBPVolatility_t$ 和 $RMBVolatility_t$ 是相关的，此外，中国跨境资本流动不应影响

$GBPVolatility_t$ 。上述工具变量能够通过弱工具变量检验和过度识别检验，表明工具变量的选择是合理的。

最后，表 2 汇总了上文提到的所有变量的含义、计算方法和数据来源。表 3 对这些变量作了统计描述。

表 2：变量的含义、计算方法和数据来源

变量符号	变量含义	计算方法	数据来源
Y_t	中国跨境资本流量	流出、流入量见式 (2)、(3)，取对数值的同比增量。	国家外汇管理局
ΔCBC_t	全球跨境信贷数量	美国、日本、德国、法国、英国银行跨境信贷余额的第一主成分，先取对数值，再取同比增量和一阶差分。	国际清算银行
ΔGDP_t	中国实际 GDP	实际 GDP 同比增速，取一阶差分。	国家统计局
$\Delta PolicyRate_t$	中国货币政策利率	政策利率见脚注 3，取同比增量和一阶差分。	中国人民银行
$CurrentAccount_t$	中国对外货物与服务贸易差额	货物与服务贷方、借方的对数值之差，取同比增量。	国家外汇管理局
$\Delta RMBDepExp_t$	人民币对美元贬值预期	美元兑人民币 1 年远期与即期价差，取同比增量和一阶差分。	WIND 数据库
$\Delta StockPrice_t$	上证综合指数	上证综指的对数值，取同比增量和一阶差分。	上海证券交易所
$\Delta G20GDP_t$	G20 实际 GDP	实际 GDP 同比增速，取一阶差分。	OECD 数据库
$\Delta ECBC_t$	超额全球跨境信贷数量	见式 (4)、(5)。	国际清算银行、WIND 数据库
$RMBVolatility_t$	人民币汇率浮动程度	见式 (7)。	中国人民银行
$GBPVolatility_t$	英镑汇率浮动程度	与 $RMBVolatility_t$ 的计算方法一致。	WIND 数据库
d_t^{bc+}	表示全球跨境信贷数量上升的哑变量	当全球跨境信贷数量指标同比增量大于 0 时取 1，否则取 0。	国际清算银行
d_t^{ed+}	表示全球信用溢价上升的哑变量	当 TED 利差同比增量大于 0 时取 1，否则取 0。	美联储圣路易斯分行
d_t^{bc-}	表示全球跨境信贷数量下降的哑变量	当全球跨境信贷数量指标同比增量小于 0 时取 1，否则取 0。	国际清算银行
d_t^{ed-}	表示全球信用溢价下降的哑变量	当 TED 利差同比增量小于 0 时取 1，否则取 0。	美联储圣路易斯分行

表 3：变量的统计描述

变量符号	变量含义	观察值	均值	中位数	标准差	最大值	最小值
Y_t	中国直接投资流入量	92	0.088	0.093	0.363	1.093	-0.645
	中国直接投资流出量	92	0.179	0.106	0.882	2.893	-3.068
	中国证券投资流入量	92	0.232	0.251	2.328	6.394	-5.879
	中国证券投资流出量	92	0.121	0.065	2.736	5.773	-6.076
	中国其他投资流入量	92	0.147	0.310	3.124	6.672	-6.672
	中国其他投资流出量	92	0.090	0.000	2.526	6.828	-6.260
	中国跨境资本总流入量	92	0.115	0.178	0.483	1.006	-1.387
	中国跨境资本总流出量	92	0.104	0.003	0.950	4.931	-4.461
ΔCBC_t	全球跨境信贷数量	91	-0.001	0.004	0.054	0.101	-0.145
ΔGDP_t	中国实际 GDP	95	-0.035	-0.100	2.538	11.90	-12.70
$\Delta PolicyRate_t$	中国货币政策利率	91	0.022	0.000	0.349	1.485	-1.785
$CurrentAccount_t$	中国对外货物与服务贸易差额	92	-0.006	-0.009	0.081	0.206	-0.240
$\Delta RMBDepExp_t$	人民币对美元贬值预期	86	0.003	0.009	0.139	0.561	-0.506
$\Delta StockPrice_t$	上证综合指数	96	-0.002	0.005	0.225	0.681	-0.590
$\Delta G20GDP_t$	G20 实际 GDP	91	0.018	-0.040	1.825	8.113	-7.433
$\Delta ECBC_t$	超额全球跨境信贷数量	91	-0.001	0.002	0.051	0.095	-0.123
$RMBVolatility_t$	人民币汇率浮动程度	92	0.007	0.000	0.049	0.164	-0.139
$GBPVolatility_t$	英镑汇率浮动程度	96	-0.003	-0.001	0.174	0.623	-0.529

三、实证结果

1. 基准模型估计结果

表 4 至表 6 汇报了基准模型式(1)的估计结果，被解释变量分别为中国直接投资流入、流出量，证券投资流入、流出量，及其他投资流入、流出量，样本期间均为 1999 年第二季度至 2021 年第四季度。之所以将不同种类、不同方向的跨境资本流量分别作为被解释变量，因为它们受全球信贷周期的影响各不相同。如果将总的跨境资本流量作为被解释变量，核心参数的符号均不显著。

表 4 汇报了全球信贷周期对中国直接投资的影响。(1) 至 (3) 列的被解释变量为中国直接投资流入量。其中 (1) 列的控制变量为国内经济变量，GDP 同比增速和政策利率；(2) 列的控制变量为对外经济变量，货物与服务贸易差额和人民币贬值预期；(3) 列同时控制了上述 4 个变量并加上资产价格变量，上证综合指数。结果显示，全球信贷周期四个阶段的系数均不显著区别于 0，尽管控制变量的系数具有显著、合理的符号。这表明，相比全球信贷周期，人民币升值预期、中国经常账户顺差、国内利率上升可能是驱动直接投资流入中国的更重要的因素。(4) 至 (6) 列的被解释变量为中国直接投资流出量，控制变量的设置与 (1) 至 (3) 列一一对应。结果显示，全球信贷需求扩张程度 $\Delta CBC_t \times d_t^{bc+} \times d_t^{ted+}$ 的系数显著为负，表明全球信贷需求扩张（即量价齐升）可能减少中国直接投资流出。但是 (4) 至 (6)

列的拟合优度很低，调整后的 R^2 均为负数。由此判断，表 4 的模型可能遗漏了驱动直接投资流出中国的更重要的因素，例如，其他新兴经济体的贸易顺差、汇率预期，约束直接投资流出中国的政策因素等。综合表 4 及下文表 7、8、11 的结果，没有稳健的证据表明全球信贷周期对中国直接投资具有显著影响。

表 4：全球信贷周期对中国直接投资的影响（1999Q2-2021Q4）

Y_t	直接投资流入			直接投资流出		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted+}$	-2.009 (1.427)	-1.845 (1.306)	-1.940 (1.518)	-7.222** (3.438)	-6.740** (3.170)	-6.897* (3.603)
$\Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted-}$	1.748 (1.157)	1.842 (1.161)	2.007* (1.182)	-1.537 (2.789)	-1.267 (2.817)	-0.902 (2.804)
$\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted+}$	-1.912 (2.331)	-2.073 (2.112)	-3.441 (2.359)	-1.511 (5.616)	-2.080 (5.124)	-4.084 (5.598)
$\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted-}$	-1.568 (1.722)	-0.793 (1.641)	-1.350 (1.744)	2.246 (4.149)	2.309 (3.980)	2.552 (4.139)
ΔGDP_t	0.010 (0.016)		0.002 (0.018)	-0.038 (0.038)		-0.045 (0.307)
$\Delta PolicyRate_t$	0.247* (0.142)		0.239 (0.178)	-0.067 (0.342)		0.519 (0.423)
$CurrentAccount_t$		1.006* (0.556)	1.204* (0.650)		0.591 (1.350)	1.974 (1.542)
$\Delta RMBDepExp_t$		-0.791*** (0.230)	-0.590** (0.268)		0.100 (0.558)	0.549 (0.635)
$\Delta StockPrice_t$			-0.191 (0.197)			-0.839* (0.468)
观察值	91	87	87	91	87	87
调整后 R^2	-0.036	0.059	0.050	-0.025	-0.062	-0.025

注：*、**、***分别表示变量系数在 0.1、0.05、0.01 的显著性水平下区别于 0；括号内的数据为系数估计值的标准差；下表同。

表 5 汇报了全球信贷周期对中国证券投资的影响。(1) 至 (6) 列的设计思路与表 4 类似，唯一的区别在于：考虑到中国资产价格可能是重要的影响因素， $\Delta StockPrice_t$ 在所有列中都被控制。令人意外的发现是，(1) 至 (3) 列 $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted+}$ 的系数显著为负，由于 $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted+}$ 越小表示全球信贷供给收缩（即量跌价升）的程度越大，这一结果表明全球信贷供给收缩可能驱动跨境资本流入中国证券市场，这不符合预期假设和典型事

实。本文的预期假设是当全球信贷供给收缩时，新兴市场受“注水效应”的影响下降，资金流入压力减弱。从典型事实来看，全球流动性收缩通常伴随着国际投资者风险偏好下降，资金从新兴市场流出。中国证券市场或许是一个例外。进一步把中国股票投资流入和债券投资流入分别作为被解释变量进行回归后发现， $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted+}$ 与债券投资流入负相关性更加显著，说明全球信贷供给收缩可能更多地驱动外资流入中国债券市场（见附录表 A2）。这或许意味着中国债券市场已显现出一定的国际避险功能。

表 5 中（4）至（6）列的结果这与预期假设相符。预期假设是当全球信贷需求收缩时，新兴市场受“抽水效应”的影响下降，资金流出压力减弱。 $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted-}$ 的系数显著大于 0，表明全球信贷需求收缩可能确实减少中国证券市场外资流出。表 5 中控制变量的系数估计结果符合常理，各列拟合优度正常，说明表 5 的发现是较为可信的。

表 5：全球信贷周期对中国证券投资的影响（1999Q2-2021Q4）

Y_t	证券投资流入			证券投资流出		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted+}$	-10.29 (8.434)	-15.18* (8.110)	-8.380 (8.616)	11.87 (10.67)	8.098 (9.970)	8.323 (10.99)
$\Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted-}$	8.871 (6.489)	5.551 (6.884)	7.826 (6.706)	-2.528 (8.210)	1.204 (8.463)	0.239 (8.557)
$\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted+}$	-25.25* (13.14)	-24.01* (12.46)	-30.76** (13.39)	-11.20 (16.63)	-14.96 (15.32)	-6.462 (17.08)
$\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted-}$	7.844 (9.613)	10.39 (9.740)	4.375 (9.899)	21.03* (12.16)	21.49* (11.97)	26.21** (12.63)
ΔGDP_t	0.225** (0.092)		0.272** (0.103)	0.005 (0.117)		-0.071 (0.132)
$\Delta PolicyRate_t$	1.683** (0.797)		0.432 (1.012)	-2.551** (1.009)		-1.275 (1.291)
$CurrentAccount_t$		-0.273 (3.308)	-4.072 (3.688)		6.737 (4.067)	6.866 (4.706)
$\Delta RMBDepExp_t$		-4.260*** (1.376)	-3.323** (1.519)		3.653** (1.692)	2.569 (1.938)
$\Delta StockPrice_t$	2.702** (1.063)	4.456*** (1.074)	3.420*** (1.120)	1.564 (1.344)	0.499 (1.321)	1.112 (1.430)
观察值	91	87	87	91	87	87
调整后 R^2	0.222	0.212	0.264	0.093	0.127	0.121

表 6 汇报了全球信贷周期对中国其他投资的影响。各列的含义与表 4、表 5 类似，唯一的区别是，考虑到国内利率和人民币汇率预期可能是重要的影响因素， $\Delta PolicyRate_t$ 和 $\Delta RMBDepExp_t$ 在所有列中都被控制。(1) 至 (3) 列的结果与预期假设相符。 $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted-}$ 的系数显著大于 0，表明全球信贷供给扩张可能确实通过“注水效应”驱动了中国其他投资项下资金流入。控制变量 $\Delta PolicyRate_t$ 的系数显著为正，说明国内利率上升有利于其他投资项下资金流入，符合常理。

(4) 至 (6) 列的结果与预期假设不符。 $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted+}$ 的系数显著小于 0，表明全球信贷需求扩张可能减少中国其他投资项下资金流出； $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted-}$ 的系数显著小于 0，表明全球信贷需求收缩可能驱动中国其他投资项下资金流出。以上两个结果均与“抽水效应”假设相反。其他投资主要包括四个分项：境外存款、境外贷款、贸易信贷、其他应收款。其中后两项与跨境贸易密切相关。对上述结果的可能解释是：全球信贷需求扩张带动全球产能周期、库存周期上行，中国出口部门外需边际减弱，贸易信贷、其他应收款相应减少；反之全球信贷需求收缩可能伴随全球产能周期、库存周期下行，中国出口部门外需边际增强，贸易信贷、其他应收款相应增加增长。存在两方面的证据支持上述解释。一是 (4) 至 (6) 列控制变量的系数： $CurrentAccount_t$ 的系数为正，折射出 (4) 至 (6) 列所解释的可能是中国其他投资流出量中与跨境贸易相关的部分； $\Delta RMBDepExp_t$ 的系数显著为负，与表 4、表 5 中的符号均相反，反映出人民币升值预期驱动其他投资流出，因为人民币升值预期意味着人民币汇率低估，有利于贸易顺差扩大，所以 $\Delta RMBDepExp_t$ 的系数同样说明 (4) 至 (6) 列主要解释了中国其他投资流出量中与跨境贸易相关的部分。二是把境外存款、境外贷款项下总流出和贸易信贷、其他应收款项下总流出分别作为被解释变量进行回归后发现：贸易信贷、其他应收款项下总流出与 $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted+}$ 、 $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted-}$ 均为负相关，虽然系数不显著区别于 0，但符号与表 6 一致；而境外存款、境外贷款项下总流出与 $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted+}$ 、 $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted-}$ 均为正相关（见附录表 A3）。这说明中国其他投资项下依附于跨境贸易的资金流出和不依附于跨境贸易的资金流出受到全球信贷周期影响的机制存在显著差异。前者（境外存款、境外贷款项下流出）与表 5 证券投资项下流出类似，受到全球信贷需求“抽水效应”的影响；后者（贸易信贷、其他应收款项下流出），则受到全球信贷需求经由贸易渠道的间接影响；后者的影响机制主导了表 6 的结果。

表 6：全球信贷周期对中国其他投资的影响（1999Q2-2021Q4）

Y_t	其他投资流入			其他投资流出		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted+}$	8.204 (11.17)	6.124 (10.98)	15.48 (12.01)	-19.19** (9.405)	-23.02** (9.106)	-19.44* (10.13)
$\Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted-}$	17.36* (9.303)	16.47* (9.320)	19.27** (9.350)	0.111 (7.830)	0.413 (7.731)	1.539 (7.887)
$\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted+}$	-9.812 (18.67)	-9.468 (18.74)	-13.00 (18.67)	-2.824 (15.72)	-2.482 (15.55)	-3.992 (15.75)
$\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted-}$	-8.810 (13.59)	-8.212 (13.79)	-10.30 (13.80)	-20.87* (11.44)	-17.28 (11.44)	-17.85 (11.64)
ΔGDP_t	0.099 (0.122)		0.193 (0.144)	0.108 (0.103)		0.061 (0.122)
$\Delta PolicyRate_t$	4.330*** (1.333)	4.459*** (1.352)	4.669*** (1.410)	-1.611 (1.122)	-1.124 (1.121)	-0.970 (1.190)
$CurrentAccount_t$		-0.006 (4.543)	-2.046 (5.143)		6.332* (3.768)	5.872 (4.338)
$\Delta RMBDepExp_t$	0.720 (2.028)	0.820 (2.052)	1.808 (2.118)	-3.364* (1.707)	-3.640** (1.702)	-3.196* (1.786)
$\Delta StockPrice_t$			-2.559 (1.562)			-1.157 (1.318)
观察值	91	87	87	87	87	87
调整后 R^2	0.172	0.165	0.181	0.113	0.132	0.119

许多文献指出全球信贷周期对新兴市场的溢出效应在全球金融危机后更加突出。表 7 把样本期间缩短为 2008 年第四季度至 2021 年第四季度，专门检验全球信贷周期在危机后对中国各项跨境资本流动的影响。为了使表 7 的结果与表 4 至表 6 的结果可比较，每一列的回归模型与表 4 至表 6 中相应的拟合优度最高的模型一致。例如，表 7（1）列对直接投资流入作回归，控制变量的选择与表 4（2）列一致，因为在表 4（1）至（3）列中（2）列的拟合优度最高。核心变量的系数在所有结果中均不显著区别于 0，说明全球信贷周期对中国直接投资流入量的影响在危机前后都不显著。

表 7 的主要发现是：（3）、（4）列分别与表 5（3）、（5）列比较后显示，无论在危机前后，全球信贷供给收缩可能驱动资金流入中国证券市场，全球信贷需求收缩可能减少中国证券市场的资金流出， $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted+}$ 、 $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted-}$ 两项系数在全样本和危机后期间的估计结果差异不大；（5）、（6）列分别与表 6（3）、（5）列比较后显示，无论在危机前后，全球信贷供给扩张可能驱动中国其他投资项下资金流入，全球信贷需求收缩可能

驱动中国其他投资项下资金流出， $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted+}$ 、 $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted-}$ 两项系数的绝对值均在危机后上升，折射出上述两个效应的显著性在危机后有所提高；此外，危机前“全球信贷需求扩张可能减少中国其他投资项下资金流出”的效应在危机后变得不再显著，折射出“全球信贷需求扩张——全球产能、库存周期上行——中国出口部门外需边际减弱——贸易信贷、其他应收款相应减少”的逻辑链可能在危机后被打破。

表 7：全球信贷周期对中国跨境资本流动的影响（2008Q4-2021Q4）

Y_t	直接投资		证券投资		其他投资	
	流入	流出	流入	流出	流入	流出
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted+}$	-3.359 (2.480)	0.238 (3.115)	-6.288 (14.26)	19.68 (14.88)	33.58 (23.39)	-8.858 (13.71)
$\Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted-}$	2.011 (1.631)	0.564 (1.933)	-1.639 (8.581)	5.029 (9.814)	39.04*** (14.07)	-4.347 (8.956)
$\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted+}$	-3.432 (2.550)	-2.186 (3.068)	-32.22** (13.90)	-15.82 (15.36)	-8.612 (22.80)	-8.058 (14.82)
$\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted-}$	-1.605 (1.987)	2.352 (2.318)	-2.725 (10.73)	23.05* (12.09)	-7.835 (17.59)	-25.17** (11.09)
控制变量	<i>CA</i>	<i>GDP</i>	<i>GDP</i>	<i>CA</i>	<i>GDP</i>	<i>PR</i>
	<i>RDE</i>	<i>PR</i>	<i>PR</i>	<i>RDE</i>	<i>PR</i>	<i>CA</i>
			<i>CA</i>	<i>SP</i>	<i>CA</i>	<i>RDE</i>
			<i>RDE</i>		<i>RDE</i>	
			<i>SP</i>		<i>SP</i>	
观察值	53	53	53	53	53	53
调整后 R^2	0.104	-0.088	0.387	0.048	0.226	0.094

2.稳健性检验

中国资本账户没有完全开放，对全球的金融溢出效应十分有限，所以基准模型中的被解释变量不容易通过金融渠道反过来影响解释变量，但是不排除通过实体经济渠道的间接作用。图 1 描述了这种潜在的内生性，即全球信贷周期通过金融渠道影响中国跨境资本流动，而中国跨境资本流动可能与中国经济增长密切相关，通过后者对全球经济的溢出效应可能间接影响全球信贷周期。

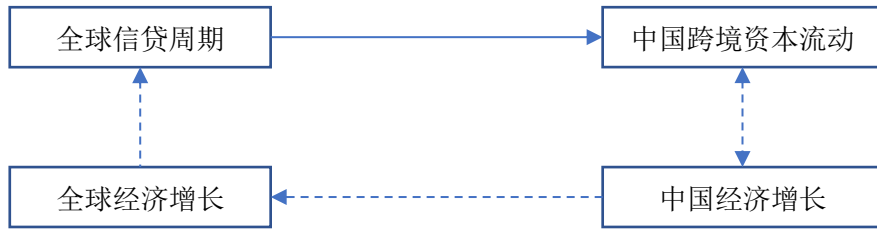


图 1：全球信贷周期与中国跨境资本流动之间的潜在内生性

本文将全球跨境信贷数量的同比一阶差分对 G20 经济体的平均 GDP 实际同比增速的一阶差分回归，见式（4）。将离差定义为超额全球信贷数量的同比一阶差分，记作 $\Delta ECBC_t$ ，见（5）。附录表 A4 汇报了式（4）的估计结果。由于 $\Delta ECBC_t$ 从 ΔCBC_t 中剔除了受全球经济增长影响的成分，检验 $\Delta ECBC_t$ 对中国跨境资本流动的影响可以削弱上述的潜在内生性。为此，下文将式（1）中的 ΔCBC_t 替换为 $\Delta ECBC_t$ ，重新估计核心参数 β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 。

表 8 至表 10 分别汇报了超额全球信贷周期对中国直接投资、证券投资、其他投资流入、流出量的影响，并将全样本期间（1999 年第二季度至 2021 年第四季度）和危机后期间（2008 年第四季度至 2021 年第四季度）的估计结果一并列出。未报告的工作尝试了多种控制变量组合，核心参数的估计结果差异不大。为了节省篇幅，本文仅汇报拟合优度最高的回归方程结果。

表 8 显示超额全球信贷周期对中国直接投资没有显著影响。表 4 中， $\Delta CBC_t \times d_t^{bc+} \times d_t^{ted+}$ 在解释中国直接投资流出时具有显著的负系数，但在表 8 中 $\Delta ECBC_t \times d_t^{bc+} \times d_t^{ted+}$ 的系数无论在全样本或危机后期间内均不显著，说明全球信贷扩张与中国直接投资流出量负相关的背后可能是中国直接投资流出与中国经济增长负相关、中国经济增长与全球经济增长正相关、全球经济增长与全球信贷数量正相关。在控制全球经济增长对全球信贷的影响后，表 4 中的显著结果就不存在了。

表 8：超额全球信贷周期对中国直接投资的影响

Y_t	直接投资流入		直接投资流出	
	全样本	危机后	全样本	危机后
$\Delta ECBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted+}$	-1.758 (1.345)	-2.978 (2.452)	-4.068 (3.305)	0.897 (2.631)
$\Delta ECBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted-}$	0.283 (1.277)	-0.793 (1.886)	-0.099 (3.036)	1.654 (2.032)
$\Delta ECBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted+}$	-2.397 (2.366)	-3.819 (2.812)	-1.702 (5.599)	-2.722 (3.020)
$\Delta ECBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted-}$	-1.313 (1.838)	-2.124 (2.242)	2.888 (4.375)	2.994 (2.439)
控制变量	CA、RDE		CA、RDE、SP	
观察值	87	53	87	53
调整后 R^2	0.031	0.075	-0.040	0.055

表 9 的结果与表 5、表 7 的结果一致，即超额全球信贷供给收缩可能驱动资金流入中国证券市场，超额全球信贷需求收缩可能减少中国证券市场的资金流出，从 $\Delta ECBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted+}$ 、 $\Delta ECBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted-}$ 这两项的系数来看，上述效应的显著程度在危机前后的区别不大。

表 9：超额全球信贷周期对中国证券投资的影响

Y_t	证券投资流入		证券投资流出	
	全样本	危机后	全样本	危机后
$\Delta ECBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted+}$	-10.75 (8.454)	-13.52 (13.25)	11.76 (9.957)	19.13 (14.38)
$\Delta ECBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted-}$	5.407 (7.252)	-9.357 (9.674)	-1.642 (9.141)	-2.903 (11.12)
$\Delta ECBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted+}$	-35.19** (14.32)	-34.25** (14.52)	-13.11 (18.12)	-14.86 (17.00)
$\Delta ECBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted-}$	9.43 (10.65)	1.434 (11.56)	25.93* (13.37)	26.18* (13.16)
控制变量	GDP、CA、RDE、SP		PR、CA、RDE	
观察值	87	53	87	53
调整后 R^2	0.274	0.413	0.132	0.177

表 10 的结果与表 6、表 7 的结果基本一致，即超额全球信贷需求扩张可能减少中国其

他投资项下资金流出，但是该效应在危机后不再显著；超额全球信贷需求收缩可能驱动中国其他投资项下资金流入，该效应的显著性在危机后增强。唯一的区别是在解释中国其他投资流入时，表 6、表 7 中 $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted-}$ 具有显著的正系数，而表 10 中 $\Delta ECB C_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted-}$ 的系数不再显著，但是符号仍然为正，并且系数的绝对值在危机后明显上升。

表 10：超额全球信贷周期对中国其他投资的影响

Y_t	其他投资流入		其他投资流出	
	全样本	危机后	全样本	危机后
$\Delta ECB C_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted+}$	15.14 (11.44)	32.03 (22.36)	-23.68** (9.102)	-8.514 (12.93)
$\Delta ECB C_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted-}$	12.17 (9.519)	23.55 (16.59)	-5.527 (8.356)	-15.00 (10.00)
$\Delta ECB C_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted+}$	-12.73 (19.43)	-10.74 (25.28)	-2.430 (16.56)	-7.835 (15.29)
$\Delta ECB C_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted-}$	-10.29 (14.36)	-7.964 (19.40)	-19.89 (12.32)	-29.95** (11.83)
控制变量	<i>GDP、PR、SP</i>		<i>PR、CA、RDE</i>	
观察值	91	53	87	53
调整后 R^2	0.183	0.147	0.144	0.140

3.关于浮动汇率对跨境资本流动调节作用的讨论

中国政策当局如何应对全球信贷周期的溢出效应？一种思路是保持适当的资本管制，加强对跨境资本流动的宏观审慎监管，从而阻隔全球信贷周期的传导——这在原则上已是国内外共识。另一种思路是借助浮动汇率对跨境资本流动的调节作用削弱全球信贷周期的溢出效应，即无论外部金融环境如何，汇率的自由浮动能够随时释放跨境资本流入或流出压力，从而避免资本大进大出——但这一观点受到许多实证研究的挑战（Rey，2015；Ostry et al.，2011），反对的逻辑是投资者的风险偏好容易极端化，有时候过度地承担风险，有时候过度地规避风险，在这两种情境下，投资者决策可能失去对汇率因素的敏感性。

下文将对式（6）进行估计，通过 $RMBVolatility_t$ 的系数判断人民币汇率波动 $RMBVolatility_t$ 是否对中国跨境资本流动具有显著影响，以及通过交叉项 $RMBVolatility_t \times \Delta CBC_t$ 的系数判断人民币汇率波动能否削弱全球信贷周期的溢出效应。在此对实证方法作三点补充说明。第一，考虑到人民币汇率波动与中国跨境资本流动之间存在显著的内生性，本文选择美元兑英镑波动率 $GBPVolatility_t$ 作为 $RMBVolatility_t$ 的工具变量，用

$GBPVolatility_t \times \Delta CBC_t$ 作为 $RMBVolatility_t \times \Delta CBC_t$, 用二阶段最小二乘法进行估计。上述工具变量能够通过弱工具变量检验和过度识别检验。第二, 在这部分研究工作中, 笔者注意到核心变量在解释流入量、流出量和净流量时都能呈现显著的系数, 故表 11 至表 14 加入净流量的回归结果, 在 (5)、(6) 列显示。本文用流入量的对数值与流出量的对数值之差¹, 取同比增量, 构造代表净流入量的被解释变量, 这种构造方法尽可能地消除了变量的异方差。第三, 由于人民币汇率在 2005 年 7 月前完全钉住美元, 样本期间取 2005 年第三季度至 2021 年第四季度。

表 11 汇报了直接投资流量的回归结果。(1)、(2)、(4) 列中, $RMBVolatility_t$ 的系数显著为正, 意味着汇率浮动恐怕不仅不能减小反而可能加大直接投资流动规模。(4)、(5)、(6) 列中, $RMBVolatility_t \times \Delta CBC_t$ 的系数显著区别于 0, 且符号与 ΔCBC_t 的系数一致, 表明汇率浮动可能加强全球信贷周期对中国直接投资流出量和净流入量的影响。 ΔCBC_t 的系数在所有列都不显著, 与表 4、表 7 一致, 无法证明全球信贷周期对中国直接投资具有显著的影响。

表 11: 人民币汇率波动对中国直接投资及全球信贷溢出效应的影响

Y_t	直接投资流入		直接投资流出		直接投资净流入	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$RMBVolatility_t$	1.798* (0.977)	6.742** (2.816)	2.737 (1.697)	13.75** (6.070)	-0.940 (1.818)	-3.928 (7.063)
$RMBVolatility_t \times \Delta CBC_t$	15.79 (19.12)	107.2 (70.92)	-48.10 (33.24)	-196.2* (114.1)	63.89* (35.59)	331.5*** (114.5)
ΔCBC_t	-0.634 (1.093)	-1.355 (1.621)	-1.233 (1.899)	-3.299 (2.785)	0.599 (2.034)	1.458 (3.075)
工具变量	无	有	无	有	无	有
控制变量	GDP、PR、CA、RDE、SP					
观察值	66	66	66	66	66	66

表 12 汇报了证券投资流量的回归结果。(2)、(6) 列 $RMBVolatility_t$ 的系数显著为正, 意味着汇率浮动可能加大中国证券投资流入量和净流入量。(4) 列交叉项系数显著区别于 0, 且与 ΔCBC_t 的系数相反, 说明汇率浮动可能削弱全球信贷周期对中国证券投资流出量的影响。 ΔCBC_t 的系数表明全球跨境信贷数量下降

¹ 流入量、流出量的计算方法见上文式 (2)、(3)。

可能增加中国证券投资流入量和净流入量，减少证券投资流出量，这与上文表 5、表 7、表 9 的结果相符。

表 12：人民币汇率波动对中国证券投资及全球信贷溢出效应的影响

Y_t	证券投资流入		证券投资流出		证券投资净流入	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$RMBVolatility_t$	6.434 (4.877)	39.41** (16.36)	-3.721 (6.289)	-33.38 (26.45)	10.16 (8.517)	68.49** (33.75)
$RMBVolatility_t \times \Delta CBC_t$	-31.15 (95.51)	-37.30 (344.8)	-143.9 (123.2)	-973.5** (483.8)	112.7 (166.8)	907.8 (686.2)
ΔCBC_t	-9.706* (5.457)	-15.32* (7.786)	12.55* (7.036)	16.50 (11.77)	-22.25** (9.529)	-31.13* (15.93)
工具变量	无	有	无	有	无	有
控制变量	GDP 、 PR 、 CA 、 RDE 、 SP					
观察值	66	66	66	66	66	66

表 13 汇报了其他投资流量的回归结果。(1)、(2)、(6) 列 $RMBVolatility_t$ 的系数显著为正，意味着汇率浮动可能加大中国证券投资流入量和净流入量。(4) 列交叉项系数显著区别于 0，且与 ΔCBC_t 的系数相反，说明汇率浮动可能削弱全球信贷周期对中国其他投资流出量的影响。 ΔCBC_t 的系数表明全球跨境信贷数量上升可能增加中国其他投资流入量和净流入量，全球跨境信贷数量减少可能增加其他投资流出量，这与上文表 6、表 7、表 10 的结果相符。

表 13：人民币汇率波动对中国其他投资及全球信贷溢出效应的影响

Y_t	其他投资流入		其他投资流出		其他投资净流入	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$RMBVolatility_t$	13.94* (7.474)	82.23** (32.99)	3.559 (5.349)	19.95 (18.90)	10.38 (9.120)	77.70** (35.30)
$RMBVolatility_t \times \Delta CBC_t$	109.3 (146.4)	938.2 (713.8)	146.5 (104.8)	795.0** (352.5)	-37.25 (178.6)	51.74 (669.7)
ΔCBC_t	15.24* (8.362)	4.712 (16.35)	-13.15** (5.985)	-15.09* (8.978)	28.39*** (10.20)	17.06 (15.50)
工具变量	无	有	无	有	无	有
控制变量	GDP 、 PR 、 CA 、 RDE 、 SP					
观察值	66	66	66	66	66	66

表 14 汇报了中国总体跨境资本流量的回归结果。其中，总流入量、总流出量、总净流

入量为直接投资、证券投资、其他投资相应指标之和。(1)至(4)列 $RMBVolatility_t$ 系数显著为正,且(2)、(4)列的系数大于(1)、(3)列,表明汇率浮动可能同时加大中国跨境资本总流入量和总流出量,但对资本流出的作用更显著。(5)、(6)列 $RMBVolatility_t$ 系数显著为负,表明汇率浮动可能在总体上导致资本净流出。此外,交叉项系数在所有列均不显著。

表 14: 人民币汇率波动对中国总体跨境资本流动及全球信贷溢出效应的影响

Y_t	跨境资本总流入		跨境资本总流出		跨境资本总净流入	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$RMBVolatility_t$	1.907* (1.088)	10.242** (3.929)	4.959*** (1.379)	15.35*** (3.442)	-3.052* (1.683)	-16.33*** (5.705)
$RMBVolatility_t \times \Delta CBC_t$	7.337 (21.31)	91.66 (90.74)	-15.15 (27.01)	-15.84 (102.6)	22.49 (32.95)	89.57 (127.4)
ΔCBC_t	1.227 (1.217)	-0.079 (2.035)	-1.505 (1.543)	-3.273 (2.248)	2.732 (1.883)	5.078* (2.857)
工具变量	无	有	无	有	无	有
控制变量	GDP、PR、CA、RDE、SP					
观察值	66	66	66	66	66	66

在未报告的工作中,笔者尝试把表 11 至表 14 中的 ΔCBC_t 分解为 $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted+}$ 、 $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted-}$ 、 $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted+}$ 、 $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted-}$ 四个变量,相应地把 $RMBVolatility_t \times \Delta CBC_t$ 分解为 $RMBVolatility_t \times \Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted+}$ 、 $RMBVolatility_t \times \Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted-}$ 、 $RMBVolatility_t \times \Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted+}$ 、 $RMBVolatility_t \times \Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted-}$ 四个变量,即对全球信贷周期的四种情境作分组讨论。结果显示: $RMBVolatility_t$ 的系数估计结果与表 11 至表 14 的结果一致; $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted+}$ 、 $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted-}$ 、 $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted+}$ 、 $\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted-}$ 的系数估计结果与上文表 4 至表 6 的结果一致;汇率浮动对全球信贷周期溢出效应的边际影响主要反映在 $RMBVolatility_t \times \Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted-}$ 的系数上,该项系数的符号与表 11 至表 14 中 $RMBVolatility_t \times \Delta CBC_t$ 的系数符号一致,因跨境资本流动的类型不同而不同,其背后的作用机制可能是异质、复杂的,有待后续研究深入探索。总体上看,对全球信贷周期四种情境的分组讨论没有提供额外的洞见。

综上所述,本文没有找到可靠的证据表明人民币汇率波动上升能够削弱全球信贷周期的溢出效应,相反,本文发现人民币汇率波动可能显著加剧中国跨境资本流入及流出,并在总体上倾向于增加净流出或减少净流入。

四、总结

本文系统研究了全球信贷周期的四个阶段对中国各类跨境资本流动的溢出效应。实证结果表明，即便存在资本管制，中国跨境资本流动依然受到全球信贷周期的显著影响，但是不同类型的跨境资本流动所受影响的方向存在差异，折射出全球信贷周期具有多种不同的溢出渠道和作用机制。概括而言，全球信贷周期可能通过金融渠道影响中国证券投资；通过金融和国际贸易两种渠道影响中国其他投资；对中国直接投资没有显著影响。具体而言：全球信贷供给收缩可能增加中国证券市场的外资流入，尤其是债券市场的外资流入，这或许意味着中国债券已显现出一定的国际避险资产属性；全球信贷需求收缩可能减少中国证券市场外资流出，折射出全球信贷需求的“抽水效应”，全球信贷需求收缩意味着“抽水效应”减弱；全球信贷供给扩张可能增加中国其他投资项下资金流入，折射出全球信贷供给的“注水效应”，全球信贷供给扩张意味着“注水效应”增强，该效应的显著性在全球金融危机后明显提高；全球信贷需求扩张可能减少中国其他投资项下资本流出，全球信贷需求收缩可能增加中国其他投资项下资本流出，可能的逻辑是全球信贷需求的扩张（或收缩）带动全球产能、库存周期上行（或下行），导致中国外需边际减少（或增加），从而使中国贸易信贷和应收款项相应减少（或增加）。

目前，中国对外金融制度安排处于“不可能三角”的非角点解上，即资本账户半开放、汇率半浮动、货币政策半独立。未来金融改革开放应朝什么方向推进？本文从应对全球信贷周期溢出效应的视角作出回答。一方面，本文同意主流意见，认为必须保留一定的资本管制手段，同时完善对跨境资本流动的宏观审慎监管。另一方面，本文主张稳健推进人民币汇率形成机制的市场化改革，因为没有有力的证据表明人民币汇率波动上升能够削弱全球信贷周期的溢出效应，相反，汇率波动可能刺激双向跨境资本流动规模，并在总体上导致净流出规模扩大。

本文存在以下两方面的不足之处。一是本文的实证模型没有控制中国资本账户的开放度，该变量的加入很可能提升本文实证结果的显著性和稳健性。问题在于本文没有找到一个合适的资本账户开放度指标。现有文献中常见的有资本账户法定开放度指标和事实开放度指标。法定开放度指标的构造通常基于国际货币基金组织《汇率安排与汇率限制年报》所披露的各经济体资本账户交易限制项目（Chinn and Ito, 2008），但是该指标对中国来讲从1993年至2020年几乎一成不变（王晓芳和鲁科技，2021）。事实开放度指标的构造通常基于跨境资本流量或国际投资头寸与GDP的比值（Lane and Milesi-Ferretti, 2003），但是这类指标与本

文的被解释变量高度相关，故不适用。二是受限于数据的可得性、问题的复杂性和文章的篇幅，本文没有严格论证全球信贷周期对中国跨境资本流动的各种作用机制，这是一个值得未来深入研究的方向。

【参考文献】

- [1] Aizenman J, Chinn M D, Ito H. The “impossible trinity” hypothesis in an era of global imbalances: Measurement and testing[J]. *Review of International Economics*, 2013, 21(3): 447-458.
- [2] Cetorelli N, Goldberg L S. Banking globalization and monetary transmission[J]. *The Journal of Finance*, 2012, 67(5): 1811-1843.
- [3] Chinn M D, Ito H. A new measure of financial openness[J]. *Journal of comparative policy analysis*, 2008, 10(3): 309-322.
- [4] Eickmeier S, Gambacorta L, Hofmann B. Understanding global liquidity[J]. *European Economic Review*, 2014, 68: 1-18.
- [5] Herwartz H, Ochsner C, Rohloff H. The credit composition of global liquidity[R]. cege Discussion Papers, 2020.
- [6] Hossfeld O, Pramor M. Global liquidity and exchange market pressure in emerging market economies[R]. Deutsche Bundesbank, 2018.
- [7] IMF. Tensions from the Two-Speed Recovery Unemployment, Commodities, and Capital Flows[R]. *IMF World Economic Outlook*, 2011 April.
- [8] Kessler S, Scherer B. Hedge fund return sensitivity to global liquidity[J]. *Journal of Financial Markets*, 2011, 14(2): 301-322.
- [9] Korinek M A. The New Economics of Capital Controls Imposed for Prudential Reasons+ L4888[M]. International Monetary Fund, 2011.
- [10] Krishnamurthy A, Muir T. How credit cycles across a financial crisis[R]. National Bureau of Economic Research, 2017.
- [11] Lane P R, Milesi-Ferretti G M. International financial integration[J]. *IMF Staff Papers*, 2003, 50(1): 82-113.
- [12] Maechler A M, Liu M P, Marsh C, et al. Exploring the Dynamics of Global Liquidity[R]. International Monetary Fund, 2012.
- [13] Mian A, Sufi A. Finance and business cycles: The credit-driven household demand channel[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2018, 32(3): 31-58.
- [14] Ostry J D, Ghosh A R, Chamon M, et al. Capital controls: when and why?[J]. *IMF Economic Review*, 2011, 59(3): 562-580.
- [15] Rey H. Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence[R]. National Bureau of Economic Research, 2015.
- [16] Schnabl P. The international transmission of bank liquidity shocks: Evidence from an emerging market[J]. *The Journal of Finance*, 2012, 67(3): 897-932.
- [17] Shin H S. Global banking glut and loan risk premium[J]. *IMF Economic Review*, 2012, 60(2): 155-192.
- [18] 李伟, 乔兆颖, 柳光程. 中国跨境资金流动监测预警指标体系研究[J]. *金融理论与实践*, 2013(4): 56-59.
- [19] 明明. 全球流动性的计量及其与中国外汇储备变化的相关性[J]. *金融理论与实践*, 2012(4): 45-49.
- [20] 缪延亮, 郝阳, 费璇. 利差,美元指数与跨境资本流动[J]. *金融研究*, 2021(8): 1-21.
- [21] 唐国强, 王彬. 汇率调整、资本项目开放与跨境资本流动——新兴市场经验对中国的启示[J]. *中央财经大学学报*, 2017(4): 104-116.
- [22] 肖卫国, 兰晓梅. 新一轮美联储加息对中国跨境资本流动溢出效应研究[J]. *经济学家*, 2017(2): 84-90.
- [23] 王晓芳, 鲁科技. 三元悖论非角点解与人民币国际化推进政策研究[J]. *世界经济研究*, 2021(10): 25-38.
- [24] 张明. 中国资本账户开放:行为逻辑与情景分析[J]. *世界经济与政治*, 2016(4): 139-155.
- [25] 张翔, 何平, 马菁蕴. 人民币汇率弹性和中国货币政策效果[J]. *金融研究*, 2014(8): 18-31.

附录

表 A1：全球跨境信贷余额第一主成分的荷载系数和方差贡献率

荷载系数					方差贡献率
美国	日本	德国	法国	英国	
0.27	0.20	0.33	0.52	0.71	64.0%

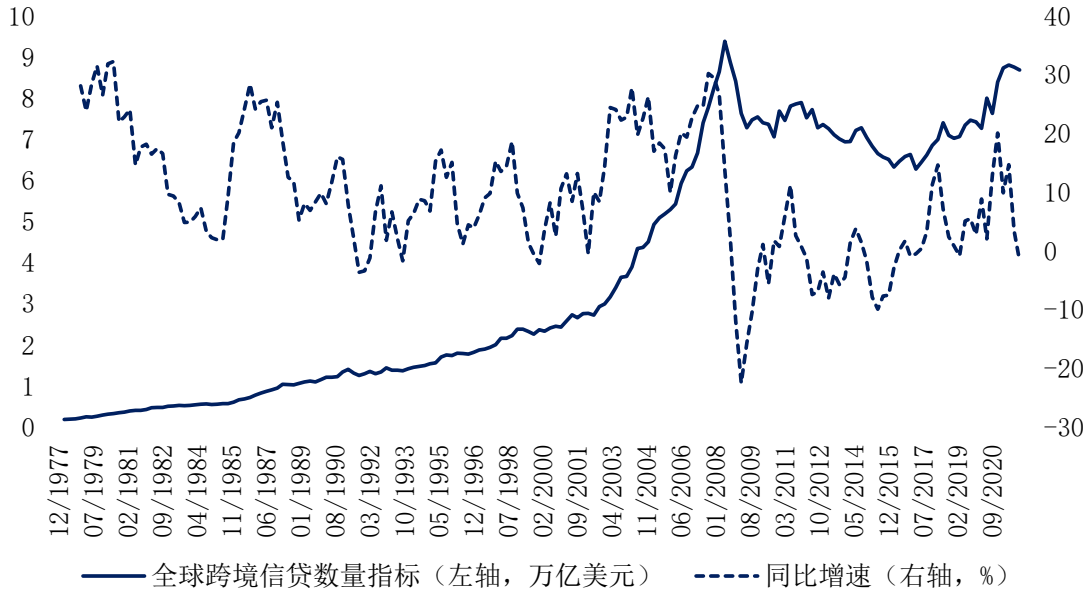


图 A1：全球跨境信贷数量指标走势

表 A2：全球信贷周期对中国股票和债券投资流入的影响（1999Q2-2021Q4）

Y_t	股票投资流入			债券投资流入		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted+}$	-6.540 (7.708)	-15.53** (7.693)	-6.881 (8.117)	-12.36 (10.02)	-11.16 (9.254)	-8.600 (10.03)
$\Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted-}$	9.245 (5.931)	7.236 (6.530)	9.389 (6.317)	-4.888 (7.706)	-9.544 (7.856)	-7.699 (7.808)
$\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted+}$	-3.767 (12.01)	-2.044 (11.82)	-4.422 (12.61)	-23.24 (15.60)	-19.79 (14.22)	-30.62* (15.59)
$\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted-}$	17.78** (8.785)	22.78** (9.239)	18.64** (9.326)	-0.516 (11.42)	-0.594 (11.11)	-7.532 (11.53)
控制变量	<i>GDP</i>	<i>CA</i>	<i>GDP</i>	<i>GDP</i>	<i>CA</i>	<i>GDP</i>
	<i>PR</i>	<i>RDE</i>	<i>PR</i>	<i>PR</i>	<i>RDE</i>	<i>PR</i>
			<i>CA</i>			<i>CA</i>
			<i>RDE</i>			<i>RDE</i>
			<i>SP</i>			<i>SP</i>

观察值	91	87	87	91	87	87
调整后 R^2	0.227	0.164	0.230	0.095	0.156	0.179

表 A3: 全球信贷周期对中国其他投资分项下流出的影响 (1999Q2-2021Q4)

Y_t	存款、贷款项下流出			贸易信贷、其他应收款项下流出		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted+}$	2.677 (5.859)	4.672 (5.688)	4.147 (6.353)	-9.504 (6.529)	-8.887 (6.409)	-10.19 (7.105)
$\Delta CBC_t \times d_t^{cbc+} \times d_t^{ted-}$	5.758 (4.753)	5.645 (4.829)	5.403 (4.944)	-5.034 (5.297)	-5.419 (5.442)	-5.556 (5.530)
$\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted+}$	0.242 (9.572)	1.410 (9.712)	1.847 (9.871)	1.143 (10.67)	-2.385 (10.94)	-2.601 (11.04)
$\Delta CBC_t \times d_t^{cbc-} \times d_t^{ted-}$	2.812 (7.072)	3.496 (7.144)	3.279 (7.299)	-9.212 (7.880)	-8.033 (8.050)	-6.749 (8.163)
控制变量	<i>GDP</i> <i>PR</i>	<i>PR</i> <i>CA</i> <i>RDE</i>	<i>GDP</i> <i>PR</i> <i>CA</i> <i>RDE</i> <i>SP</i>	<i>GDP</i> <i>PR</i>	<i>PR</i> <i>CA</i> <i>RDE</i>	<i>GDP</i> <i>PR</i> <i>CA</i> <i>RDE</i> <i>SP</i>
观察值	91	87	87	91	87	87
调整后 R^2		0.005	-0.016	-0.008	0.049	0.043

表 A4: 全球信贷数量对 G20 平均实际 GDP 的一般线性回归

	ΔCBC_t
$\Delta G20GDP_t$	0.010*** (0.003)
观察值	91
调整后 R^2	0.119

控制变量	<i>GDP</i>	<i>CA</i>	<i>GDP</i>	<i>GDP</i>	<i>CA</i>	<i>GDP</i>
	<i>PR</i>	<i>RDE</i>	<i>PR</i>	<i>PR</i>	<i>RDE</i>	<i>PR</i>
			<i>CA</i>			<i>CA</i>
			<i>RDE</i>			<i>RDE</i>
			<i>SP</i>			<i>SP</i>
观察值	91	87	87	91	87	87
调整后 R^2	0.227	0.164	0.230	0.095	0.156	0.179

表 A3: 全球信贷周期对中国其他投资分项下流出的影响 (1999Q2-2021Q4)

Y_t	存款、贷款项下流出			贸易信贷、其他应收款项下流出		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta CBC_t \times d_t^{bc+} \times d_t^{ted+}$	2.677 (5.859)	4.672 (5.688)	4.147 (6.353)	-9.504 (6.529)	-8.887 (6.409)	-10.19 (7.105)
$\Delta CBC_t \times d_t^{bc+} \times d_t^{ted-}$	5.758 (4.753)	5.645 (4.829)	5.403 (4.944)	-5.034 (5.297)	-5.419 (5.442)	-5.556 (5.530)
$\Delta CBC_t \times d_t^{bc-} \times d_t^{ted+}$	0.242 (9.572)	1.410 (9.712)	1.847 (9.871)	1.143 (10.67)	-2.385 (10.94)	-2.601 (11.04)
$\Delta CBC_t \times d_t^{bc-} \times d_t^{ted-}$	2.812 (7.072)	3.496 (7.144)	3.279 (7.299)	-9.212 (7.880)	-8.033 (8.050)	-6.749 (8.163)
控制变量	<i>GDP</i>	<i>PR</i>	<i>GDP</i>	<i>GDP</i>	<i>PR</i>	<i>GDP</i>
	<i>PR</i>	<i>CA</i>	<i>PR</i>	<i>PR</i>	<i>CA</i>	<i>PR</i>
		<i>RDE</i>	<i>CA</i>		<i>RDE</i>	<i>CA</i>
			<i>RDE</i>			<i>RDE</i>
			<i>SP</i>			<i>SP</i>
观察值	91	87	87	91	87	87
调整后 R^2		0.005	-0.016	-0.008	0.049	0.043

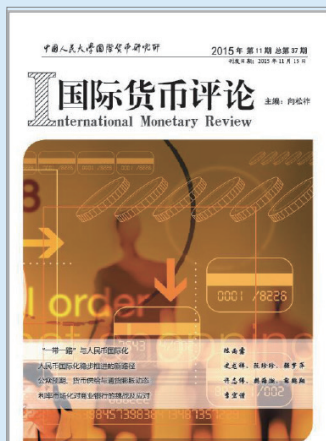
表 A4：全球信贷数量对 G20 平均实际 GDP 的一般线性回归

	ΔCBC_t
$\Delta G20GDP_t$	0.010*** (0.003)
观察值	91
调整后 R^2	0.119

IMI 国际货币评论

International Monetary Review

征稿启事



《国际货币评论》系中国人民大学国际货币研究所主办的学术交流内刊。以兼容中西的战略思维与严谨求实的学术精神为指导，《评论》重点研究人民币国际化、国际货币体系改革以及中国国际金融战略等宏观金融领域的前沿问题。

自 2010 年度创刊以来，得到了社会各界人士的广泛认同和大力支持。刊热诚欢迎专家、学者以及广大金融从业人员踊跃投稿。投稿文章应紧密围绕宏观金融领域的重点、难点问题，论证严密，方法科学，并符合相关要求和学术规范。刊欢迎基于扎实数据分析与理论模型的高质量稿件，也欢迎有较强思想性同时行文规范的高质量稿件。

作品要求：

- 1、稿件要求选题新颖、积极健康、表述鲜明、具有一定的学术交流价值。
- 2、作者确保稿件不涉及保密、署名无争议，文责自负。刊有权对来稿进行必要的删改，如不同意删改者，请在投稿时说明。因编辑部工作量较大，请作者自留底稿，恕不退稿。
- 3、题名（文章标题）应简明、确切、概括文章要旨，一般不超过 20 字，必要时可加副标题名。文标明作者单位及联系地址、邮编、电话、传真、电子邮箱。如为基金资助项目应加以注明，并提供项目编号。
- 4、来稿最低不少于 6000 字以上。文内计量单位、数字和年代表示等请采用国际标准或按国家规定书写，如有引文请注明出处。文章内容摘要、注释与参考文献等要求请参见“《经济理论与经济管理》投稿格式要求”。

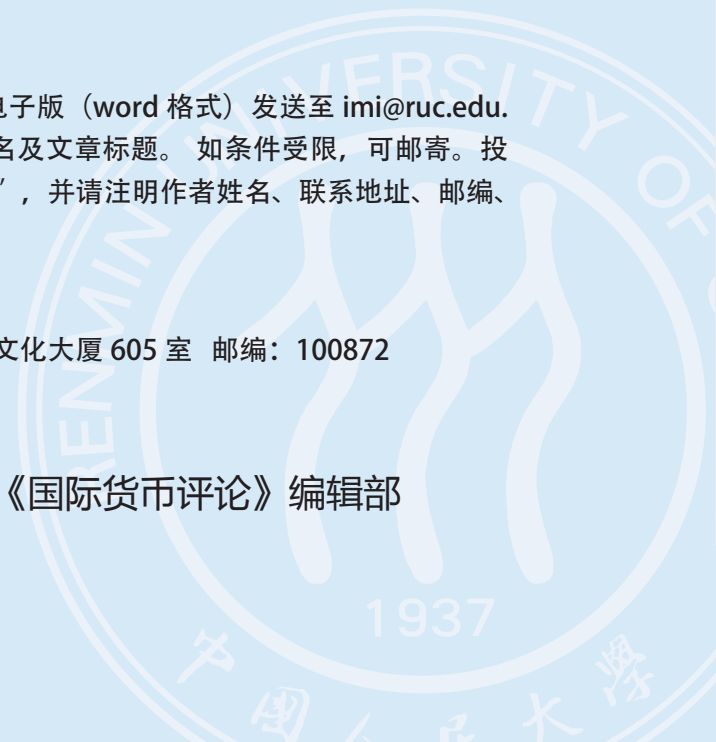
投稿方式：

来稿请首选 E-mail，请通过电子邮箱将论文电子版（word 格式）发送至 imi@ruc.edu.cn，并在邮件标题上注明“投稿”字样和作者姓名及文章标题。如条件受限，可邮寄。投稿请使用 A4 纸打印注明“《国际货币评论》投稿”，并注明作者姓名、联系地址、邮编、电话。

邮寄地址：

北京市海淀区中关村大街 59 号中国人民大学文化大厦 605 室 邮编：100872

《国际货币评论》编辑部



HDFH
瀚信网



Global FinTech Lab
全球金融科技实验室

HDFH
瀚德科技

国金ABS云



FINCHAIN
金融联盟链



扫码关注