



No. 2406

Working Paper

外汇宏观审慎政策与汇率风险敞口

何青 王偲竹 刘尔卓

【摘要】 本文构建了微观企业在银行和市场之间进行本外币贷款的决策模型，并采用 2010 年第 3 季度至 2023 年第 2 季度中国上市银行和企业的财务数据，验证并探讨了外汇宏观审慎政策对银行和企业汇率风险敞口的影响机制和传导渠道。本文研究发现，从总体上看，外汇宏观审慎政策收紧将降低银行和企业的汇率风险敞口。其中，相较于企业，银行的汇率风险敞口下降幅度更大。异质性结果表明，外汇宏观审慎政策收紧显著降低了重要商业银行、国有企业和高外部融资依赖企业的汇率风险。进一步的研究表明，外汇宏观审慎政策主要通过信贷渠道影响了企业的汇率风险敞口。当外汇宏观审慎政策收紧后，银行贷款依赖度更高公司的汇率风险敞口下降更多。本文有助于理解外汇宏观审慎政策对银行和企业汇率风险的影响和传导路径，并为其他新兴市场国家实施外汇宏观审慎政策提供经验。

【关键词】 外汇宏观审慎政策；汇率风险；银行贷款依赖度

【文章编号】 IMI Working Paper NO. 2406



微博·Weibo



微信·WeChat

更多精彩内容请登陆 国际货币网

<http://www.imi.org.cn/>

外汇宏观审慎政策与汇率风险敞口

何青¹ 王偲竹² 刘尔卓³

【摘要】本文构建了微观企业在银行和市场之间进行本外币贷款的决策模型，并采用2010年第3季度至2023年第2季度中国上市银行和企业的财务数据，验证并探讨了外汇宏观审慎政策对银行和企业汇率风险敞口的影响机制和传导渠道。本文研究发现，从总体上看，外汇宏观审慎政策收紧将降低银行和企业的汇率风险敞口。其中，相较于企业，银行的汇率风险敞口下降幅度更大。异质性结果表明，外汇宏观审慎政策收紧显著降低了重要商业银行、国有企业和高外部融资依赖企业的汇率风险。进一步的研究表明，外汇宏观审慎政策主要通过信贷渠道影响了企业的汇率风险敞口。当外汇宏观审慎政策收紧后，银行贷款依赖度更高公司的汇率风险敞口下降更多。本文有助于理解外汇宏观审慎政策对银行和企业汇率风险的影响和传导路径，并为其他新兴市场国家实施外汇宏观审慎政策提供经验。

【关键词】外汇宏观审慎政策；汇率风险；银行贷款依赖度

一、引言

2023年以来，受到美联储加息，以及俄乌地缘政治冲突加剧等多种因素的影响，人民币汇率出现了较大幅度的波动。为了维护外汇市场的稳定，中国采取了一系列外汇宏观审慎政策工具，并已经取得了较好的成效。例如，7月20日，中国人民银行和国家外汇管理局联合上调了跨境融资宏观审慎调节参数，有效引导了跨境资本的流动，促进了人民币汇率的双向波动和动态均衡。9月1日，央行再次动用外汇审慎监管工具，下调金融机构外汇存款准备金率2个百分点，释放银行体系的外汇流动性。由此可见，外汇宏观审慎政策已经成为保持中国外汇市场稳定的重要工具。中国人民银行行长潘功胜在央行和外管局8月举行的2023年下半年工作会议和10月发布的《国务院关于金融工作情况的报告》中均指出，应加强外汇市场“宏观审慎+微观监管”两位一体管理，优化企业汇率避险服务。防范跨境资金异常波动，加强宏观审慎管理和预期引导，保持人民币汇率在合理均衡水平上基本稳定，并继续防范风险在证券市场和外汇市场传染，保障金融市场稳健运行。

¹ 何青，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教授，国家金融研究院副院长

² 王偲竹，中国人民大学财政金融学院博士研究生

³ 刘尔卓，首都经济贸易大学财政税务学院讲师

事实上，随着中国外汇市场化改革的不断推进，人民币汇率在合理均衡的水平上双向波动。银行和企业逐步成为承担汇率风险的主体，汇率风险成为影响银行和企业日常经营的重要因素（He et al., 2021；何青和刘尔卓，2022；张策等，2023）。随着中国外汇市场宏观审慎政策工具的丰富，外汇宏观审慎政策越来越多地作为稳定外汇市场的重要工具。这些政策工具如何影响中国微观部门的汇率风险？对于金融机构和微观企业的政策传导和汇率风险影响有何差异性？厘清这些问题，对于进一步完善外汇宏观审慎政策工具，引导企业管理外汇风险，维护中国外汇市场的稳定运行至关重要。目前，对相关问题尚没有研究。

对于新兴市场国家而言，跨境资本流动在促进就业和经济增长同时，也可能增加了企业和金融机构汇率风险，以及金融体系应对外部冲击的脆弱性（Beirne and Friedrich, 2017；Forbes, 2021）¹。越来越多的新兴市场国家，采用外汇宏观审慎政策来稳定外汇市场的供求平衡，并管理跨境资本流动。既有的研究对外汇宏观审慎政策影响微观主体汇率风险的关注相对较少，仅有 Ahnert et al.（2021）基于跨国数据评估了外汇宏观审慎政策工具对银行和企业汇率风险的影响。与其他新兴市场国家相比，中国在应对外部冲击中积累了丰富的经验，积极地采用外汇市场宏观审慎政策管理跨境资本流动，提升金融市场的韧性。理解中国外汇宏观审慎政策对微观部门汇率风险的影响，以及传导机制，不仅丰富了中国从宏观上管理汇率风险的经验，也为新兴市场国家合理地利用外汇宏观审慎工具管理风险提供了有益的参考。

考虑到外汇宏观审慎政策如何异质地影响银行和企业的汇率风险尚不明晰，本文基于 Ahnert et al.（2021）的框架，构建了微观企业在银行和市场之间进行本外币贷款的决策模型，阐释了外汇宏观审慎政策如何影响中国银行体系的外汇风险敞口，以及政策作用下汇率风险在银行和企业之间的传导方式。理论模型表明，外汇宏观审慎政策收紧促使银行收取更高的外币贷款利率，收紧了外汇信贷，降低了其外汇资产负债错配的汇率风险，从而减少了银行的汇率风险敞口。同时，企业的外币贷款需求受到抑制，降低了企业的外汇借款，微观企业的汇率风险敞口也随之下落。这是外汇宏观审慎政策降低银行和企业汇率风险的直接渠道。特别地，当外汇宏观审慎政策进一步收紧，银行向企业收取的外币贷款利率进一步提高。当企业难以从银行渠道获得外币贷款时，部分企业可能将转向市场投资者进行借款，而市场投资者受到政策的影响相对较小。因此，企业的外币借款并不一定随着外汇宏观审慎政策收紧而降低，从而导致企业的汇率风险敞口下降幅度低于银行的下降

¹ 过度借入外债，由此引发了资产负债货币错配的潜在汇率风险（Beirne and Friedrich, 2017）。例如，对于大规模借入外债的企业和银行，当新兴市场国家货币出现贬值时，这类银行或企业会承担更加严重的债务负担，并且，当他们被迫偿还外债后，会引起汇率的进一步波动，进而加剧整个金融体系的汇率风险（芦东等，2019）。跨境负债波动对银行部门产生了溢出效应，跨境资本扩张会通过银行部门的风险承担增加整个银行系统的系统性风险（荆中博等，2022）。跨境资本的流入会增加金融中介的风险偏好，提升整个金融体系的风险（何国华和李洁，2018）。跨境资本的流出会提升国内融资成本，抑制国内企业的投资和整体产出（梅冬州和宋佳馨，2021）。

幅度。进一步地，考虑到中国是以商业银行核心间接融资占主体的金融市场，我们在基准模型中加入了以锁定成本表示的贷款依赖度（Rajan, 1992）¹。模型结果显示，对于银行贷款依赖度更高的企业，它们被关系性银行用私有信息而锁定。当外汇宏观审慎政策收紧时，外币信贷供给压缩，银行更容易凭借自身的信息优势针对性地向这类企业收取更高的外币贷款利率，进而使高贷款依赖度企业的外币贷款规模和汇率风险敞口出现更大幅度地下降。

为了验证模型的相关推论，本文在总结中国的外汇宏观审慎政策基础上构建了中国外汇宏观审慎政策指数，使用 2010 年第 3 季度至 2023 年第 2 季度的上市公司和银行数据，检验了外汇宏观审慎政策对银行和企业汇率风险敞口的影响。实证结果表明，外汇宏观审慎政策会降低银行和实体企业的汇率风险，但银行的汇率风险下降得更多。异质性结果表明，外汇宏观审慎政策更多降低了国有大行和股份制银行的汇率风险，更多减少了国有企业的汇率风险，更多减少了高外部融资依赖公司的汇率风险。渠道上，外汇宏观审慎政策收紧后，银行贷款依赖度更强的企业汇率风险下降更多。外汇宏观审慎政策通过银行信贷渠道降低了银行贷款依赖度更强企业的汇率风险，银行贷款依赖度更弱的企业将从市场投资者中获得外汇借款，从而受到外汇宏观审慎政策的影响较小。

本文的主要贡献包括以下三个方面：首先，本文基于微观企业在银行和市场间的本外币贷款模型，首次从理论上刻画了外汇宏观审慎政策对于中国银行体系和企业汇率风险敞口的影响，并构建了中国外汇宏观审慎政策指数，实证检验了本文的理论模型。其次，本文系统地分析了汇率风险通过信贷渠道的传导路径，这有助于进一步完善外汇宏观审慎政策。最后，本文的结论对于相关政策的制定具有重要的参考意义。本文的异质性结果表明，外汇宏观审慎政策对企业和银行外汇风险敞口的影响程度不同。这说明外币贷款渠道之外，企业因使用外币债券等其他外币融资手段而产生的外汇风险敞口同样应当受到监管层面的关注。因而，随着我国资本市场的进一步开放，为了更好地落实高水平开放的具体要求，未来外汇宏观审慎政策需要将银行和非银行金融机构统一纳入到宏观审慎的监管框架之内。

本文其余部分结构如下：第二部分进行了文献综述；第三部分总结了外汇宏观审慎工具，并描述了外汇宏观审慎政策实施后跨境资本流动等方面的典型案例，进而用理论模型的方式搭建了全文的研究框架；第四部分介绍了本文实证部分主要的数据来源和研究设计；第五部分展示了文章的主要的实证结果；第六部分展示了外汇宏观审慎政策对银行汇率风险敞口回归结果的稳健性检验；第七部分实证检验了外汇宏观审慎政策对不同银行和企业的异质性影响；第八部分展示了外汇宏观审慎政策影响银行企业汇率风险的传导路径；第九部分总结全文并提出了对应的政策建议。

¹由于关系型贷款帮助银行获得了公司更多的私有信息，银行可以利用这些信息索取更高的贷款利润，这被称之为“套牢理论”（即，Hold-up Theory）

二、文献综述

随着国际化程度的加深和跨境融资渠道的逐步开放，越来越多的中国企业选择借入外币贷款或发外币债券（Chang et al., 2015）。由于绝大多数企业仍然从中国境内获得以人民币计价的收入，同时又借入了大量的外币负债，资产和负债的货币错配使中国企业面临着较大的汇率风险敞口。近年来，发达经济体货币政策的不确定性导致包括中国在内的新兴市场国家的外汇市场和短期国际资本流动呈现出更大幅度的波动。当国际资本流动转向，新兴市场国家货币存在贬值预期时，新兴市场国家的银行和企业都将面临较大的汇率风险，外汇市场也变得更不稳定（Acharya and Vij, 2020）。为了管理汇率风险，抑制企业顺周期下过度进行外币借贷，从而维护外汇市场的稳定，以中国为代表的新兴市场国家构建了相应的外汇宏观审慎政策。

外汇宏观审慎政策主要包括与外汇市场相关的宏观审慎政策措施（Ostry et al., 2012）。通过分析既有文献，外汇宏观审慎政策可以从价格和数量两个方面维护外汇市场的稳定。价格层面上，外汇宏观审慎政策使汇率波动变得更加稳定。理论和实证分析均表明逆周期的宏观审慎政策工具能够抑制发达经济体利率冲击所引发的实际汇率波动（Ouyang and Guo, 2019）。中国外汇宏观审慎工具箱中的逆周期因子直接降低了人民币汇率的波动性，抑制了外汇市场参与者在人民币汇率变动中的顺周期行为（何青等，2018）。

数量层面上，外汇宏观审慎会从如下三个层面上影响跨境资本流动：首先，外汇宏观审慎政策对银行以外币计价的资产和负债进行了限制，这限制了银行体系内的跨境资本流动，直接对银行和企业的汇率风险敞口进行了管理（Ostry et al., 2012）。其次，外汇宏观审慎政策属于宏观审慎政策工具的一种。宏观审慎政策的整体收紧，本国银行和跨国银行的贷款行为均将受到限制，这既影响银行体系中的本币贷款，又间接影响了银行体系中的外币借款（Eller et al., 2021）。最后，外汇宏观审慎政策增强了国内金融市场的韧性和防范系统性金融风险的能力，间接提升了国内金融市场低于全球范围内资本流动的能力。相关实证证据表明，更加严格的宏观审慎措施会减少新兴市场受到全球金融冲击的损失（Bergant et al., 2020）。

既有研究大多集中在外汇宏观审慎政策如何影响跨境资本流动。相关实证证据表明，外汇宏观审慎政策有助于降低资本流入和资本流动的波动性（Eller et al., 2021）。跨境融资监管会抑制金融开放和顺周期资本流动的负面影响（温兴春和梅冬州，2020）。跨境融资宏观审慎管理有利于缓解跨境资本流动对外国实体经济的溢出效应（陆磊等，2022）。宏观审慎政策有利于缓解银行跨境经营所引发的经济金融波动（熊琛和金昊，2023）。然而，亦有文献表明只有针对外汇净未平仓头寸的外汇宏观审慎政策才能缓解一国外币负债和资产的不平衡。外汇宏观审慎政策只能降低一个经济体中外币贷款占总贷款的比例，但不会降低外币债务占总债务的比重。甚至有部分研究表明，宏观审慎政策仅能降低国家的金融脆弱

性，但并不能影响资本流入（Lim et al., 2011; Ostry et al., 2012; Forbes et al., 2015）。王心培（2023）发现跨境资本流动宏观审慎政策可以管理跨境资本流动的规模并降低极端跨境资本流动发生的可能性。由此可见，既有文献表明外汇宏观审慎政策对跨境资本流动的影响并不一致。

然而，已有的文献忽略了以下几个方面：首先，现有的研究只关注了宏观审慎政策对中国跨境资本流动波动性与方向的影响，或者跨境融资宏观审慎管理对中国经济稳定性的影响，鲜有研究对我国外汇宏观审慎政策工具进行全面的梳理和分析。其次，外汇宏观审慎政策在不同的资产、不同个体之间的溢出效应尚没有得到足够的重视（Bruno et al., 2017）¹。特别是，在中国以银行为主体的金融体系下，企业通常对银行的本外币融资表现出更大程度的信贷依赖。外汇宏观审慎政策是否会造成汇率风险在银行和企业之间进行传递，是否通过信贷渠道，至今尚不清晰。最后，外汇宏观审慎政策对汇率风险敞口的影响尚没有被系统的研究。现有的研究往往更多用跨境资本流动或银行和企业的外币负债结构来衡量宏观层面的汇率风险（Forbes, 2021）。但是，汇率风险敞口较外币负债等度量指标而言更好地衡量了微观层面的汇率风险（Bartram et al., 2010）。跨境资本流动在微观层面上部分体现为银行和企业的外币债务，但是银行和企业的外币负债不一定会增加其自身的汇率风险敞口。银行和企业可以主动匹配外币资产和负债或使用外汇衍生工具管理外币负债的汇率风险。这使得国际资本流动过程中产生的银行和企业的外币负债与它们的汇率风险敞口之间出现了偏离。

因此，本文基于中国的典型事实，试图全面地归纳和整理中国的外汇宏观审慎政策。通过理论模型和实证分析，探究外汇宏观审慎政策如何影响中国银行和企业之间的汇率风险敞口，以及传导的路径。这对完善中国和其他新兴市场国家的外汇宏观审慎政策具有重要的理论和政策指导意义。

三、典型事实与研究假说

（一）外汇宏观审慎政策工具

2008年国际金融危机后，宏观审慎监管逐渐成为防范金融风险的重要手段。中国人民银行也从2009年年中开始研究强化宏观审慎管理的政策措施。2016年中国人民银行发布并实施金融机构宏观审慎评估体系（Macprudential Assessment, MPA），将外汇流动性和跨境资金流动等相关的外汇市场工具纳入宏观审慎管理范畴。2022年，中国人民银行为贯彻落实党的十九大关于“健全货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架”的重大决策部署，

¹ 基于12个亚太经济体的数据，Bruno et al.（2017）发现针对银行业的外汇宏观审慎政策有效降低了银行体系的外币资金流入，却增加了债券市场中的外币资金流入。外汇宏观审慎工具有助于降低银行外币借款的敞口，但无法调整银行体系之外的国际资本流动（Forbes, 2021; Bengui and Bianchi, 2022）。

发布《宏观审慎政策指引（试行）》，明确了建立健全中国宏观审慎政策框架的要素。

本文将外汇宏观审慎政策（Macroprudential FX regulations）定义为外汇市场中的宏观审慎政策工具，依托《宏观审慎政策指引（试行）》提及的宏观审慎政策工具的内涵，将中国的外汇宏观审慎政策工具分为准备金制度、跨境资本管理制度、头寸管理制度和价格管理制度。通过梳理 2010 年第 3 季度以来各季度的货币政策执行报告¹，可以整理出外汇宏观审慎政策实施的时间和方向。可以看出，中国在外汇市场宏观审慎政策方面已经较为丰富，跨境资本流动监测、预警和响应机制不断健全，宏观审慎政策工具箱更加充实，组合使用外汇风险准备金、全口径跨境融资宏观审慎管理等工具，能够有效应对跨境资金波动风险，已经逐步形成了具有中国特色的宏观审慎政策实践。

表 1 2010 年以来外汇宏观审慎政策工具整理

政策工具		实施时间	政策方向	
准备金	外汇存款准备金	2021 年 6 月	收紧	
		2021 年 12 月	收紧	
		2022 年 5 月	宽松	
		2022 年 9 月	宽松	
	外汇风险准备金	2015 年 8 月	收紧	
		2017 年 9 月	宽松	
2018 年 8 月		收紧		
2020 年 10 月		宽松		
	2022 年 9 月	收紧		
	离岸人民币存款准备金	2016 年 1 月	收紧	
		2017 年 9 月	宽松	
跨境资本管理	短期外债余额指标	2011 年 4 月	收紧	
		2012 年 4 月	宽松	
		2013 年 3 月	宽松	
		2014 年 4 月	宽松	
		2015 年 3 月	宽松	
		2016 年 5 月	宽松	
	跨境担保外汇管理		2010 年 7 月	宽松
			2013 年 5 月	宽松
			2014 年 5 月	宽松
	境外放款宏观审慎调节系数		2016 年 11 月	收紧
			2021 年 1 月	宽松
	跨境融资宏观审慎调节参数		2017 年 1 月	收紧
		2020 年 3 月	宽松	
		2020 年 12 月	收紧	

¹ 考虑到 2010 年 6 月 19 日起，人民币重启市场化改革进程，人民币汇率整体呈双向波动态势，弹性不断增强，在合理均衡水平上保持基本稳定，本文整理从 2010 年第 3 季度开始的外汇宏观审慎政策。

		2021年1月	收紧
		2022年10月	宽松
头寸管理	银行结售汇综合头寸	2012年4月	宽松
		2013年5月	收紧
		2014年12月	宽松
价格管理	中间价逆周期调节因子	2017年5月	收紧
		2018年1月	宽松
		2018年8月	收紧
		2020年10月	宽松

参考 Cerutti et al. (2017) 和 Ahnert et al. (2021), 本文构建了外汇宏观审慎政策指数。对于某一类外汇宏观审慎政策工具 fxm_i , 若其在 t 时期为紧缩性政策, 如提高外汇存款准备金率、降低跨境融资宏观审慎调节参数等, 则赋值为 1; 若其在 t 时期为放松性政策, 如降低外汇存款准备金率、提高跨境融资宏观审慎调节参数等, 则赋值为 -1; 若其在 t 时期没有变化, 则赋值为 0。针对外汇市场宏观审慎政策指数, 为了更好地考虑政策的持续影响, 参考 Ahnert et al. (2021), 本文首先将 t 季度内所有的外汇宏观审慎政策工具 fxm_i 值直接相加, 然后再将 $t-3$ 季度至 t 季度的外汇宏观审慎政策工具进行累加, 得到 t 季度外汇宏观审慎政策指数 FXM , 该指标可以表达为:

$$FXM_t = \sum_{t=3}^t \sum_i fxm_{it} \quad (1)$$

根据对外汇宏观审慎政策的梳理以及外汇宏观审慎政策的指标构建方法, 以季度为频率计算 2010 年第 3 季度至 2023 年第 2 季度的外汇宏观审慎政策指数, 并在图 1 中通过图像描述了外汇宏观审慎政策指数的特征。

2010 年汇改重启后, 受全球流动性宽松及中国国际收支顺差较高的影响, 人民币升值预期上升, 银行对客户远期签约净结汇快速增长, 为应对跨境资金的异常流入, 央行收紧外汇宏观审慎监管措施。外汇供求趋于平衡, 跨境资金异常流入情况缓解后, 外汇宏观审慎政策逐步恢复中性。2012 年年底以来, 国内经济缓中企稳的信号日益显现, 叠加欧洲主权债务危机的解决取得新进展, 我国出现外汇资金大量净流入的趋势, 外汇局进一步加强外汇审慎监管, 在 2013 年 5 月出台结售汇综合头寸下限管理措施, 抑制国内外汇贷款过快增长。2015 年“811 汇改”之初, 人民币对美元中间价贬值幅度达 1.9%, 引发了人民币贬值的市场预期, 我国也遭遇了长达一年的资本外流、储备下降、汇率贬值等负面冲击。为平抑外汇市场的顺周期波动, 防止人民币过度升值或贬值, 央行及时收紧外汇宏观审慎政策, 调整外汇风险准备金率。2016 年下半年, 人民币贬值压力再次出现。2017 年 5 月 26 日, 人民银行宣布在人民币汇率中间价定价机制中引入逆周期因子, 人民币汇率企稳回升, 外汇宏观审慎政策也回归中性。此后, 央行基本主要采用了外汇风险准备金、跨境融资宏观审慎调节参数、暂停或重启逆周期调节因子等宏观审慎措施, 对外汇市场的顺周期羊群

效应进行防范。2018年初，受美联储加息预期升温，美元走强叠加中美贸易冲突，人民币快速贬值，由中美贸易摩擦引发的避险情绪主导市场，央行立刻收紧外汇宏观审慎政策以平抑外汇市场的顺周期波动。2020年初以来，为支持新冠肺炎疫情防控和社会经济发展，进一步扩大利用外资，降低实体经济融资成本，央行调整跨境融资宏观审慎调节参数，便于境内机构，特别是中小企业、民营企业等多渠道筹集资金，缓解融资难、融资贵等问题，金融机构也在此情况下树立汇率风险中性的理念。直至2020年末，受疫情后中国经济快速恢复、货币政策保持稳健基调等因素的影响，人民币汇率持续走高，处于升值压力较大阶段，央行及时收紧外汇宏观审慎政策，维护外汇市场平稳健康运行。而近期人民币贬值压力有所加大，为鼓励外债融资，央行连续调整跨境融资宏观审慎调节参数。总体而言，结合外汇宏观审慎政策的作用方向和外汇市场形势，这些政策的主要目的都是有助于实现跨境资金双向均衡流动，有助于保持人民币汇率在合理均衡水平上的基本稳定。

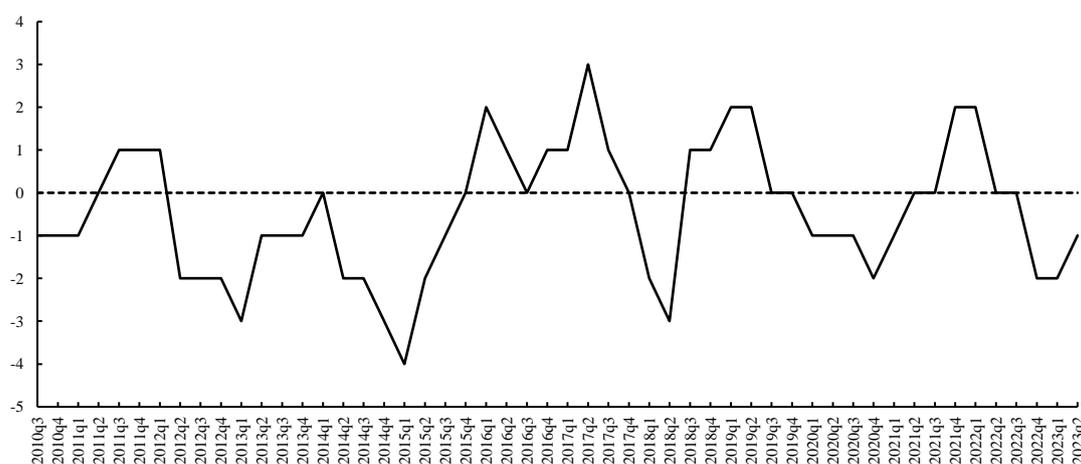


图1 外汇宏观审慎政策指数图像

根据外汇宏观审慎政策的实施对象，我们进一步区分了针对金融机构的外汇宏观审慎子指数和针对所有借款人的外汇宏观审慎子指数。具体而言，外汇存款准备金是指金融机构按照规定将其吸收外汇存款的一定比例交存中国人民银行的存款；外汇风险准备金是人民银行为了抑制外汇市场过度波动，将银行远期售汇业务纳入宏观审慎政策框架，对开展代客远期售汇业务的金融机构收取的一种准备金；离岸人民币存款准备金是指对境外金融机构在境内金融机构存放执行正常存款准备金率政策；银行结售汇综合头寸是指外汇指定银行持有的因人民币与外币间交易形成的外汇头寸，由银行办理符合外汇管理规定的对客户结售汇业务、自身结售汇业务和参与银行间外汇市场交易所形成。从而，本文将外汇存款准备金、外汇风险准备金、离岸人民币存款准备金、银行结售汇综合头寸四类政策归纳为针对金融机构的外汇宏观审慎政策，并由此计算针对金融机构的外汇宏观审慎子指数。此外，短期外债余额指标、跨境担保外汇管理、境外放款宏观审慎调节系数、跨境融资宏观审慎调节参数、中间价逆周期调节因子均为针对所有借款人的外汇宏观审慎政策，并由此计算针对所有借款人的外汇宏观审慎子指数。

图 2 展示了 2010 年第三季度至 2023 年第二季度的外汇宏观审慎政策子指数的基本特征。总体而言，两类外汇宏观审慎政策的变化趋势基本保持同步，或存在 1 至 2 期的滞后。2015 年之后，两类外汇宏观审慎政策在不同的时间点出现了尖峰。主要原因在于，2015 年“811 汇改”后，央行首先通过调整外汇风险准备金率等政策抑制人民币的大幅贬值，保持人民币双向波动的稳定性。而 2017 年后，央行通过调整中间价逆周期调节因子、调节跨境融资宏观审慎调节参数的方式，收紧针对所有借款人的外汇宏观审慎措施，以防止外汇市场出现顺周期羊群效应。

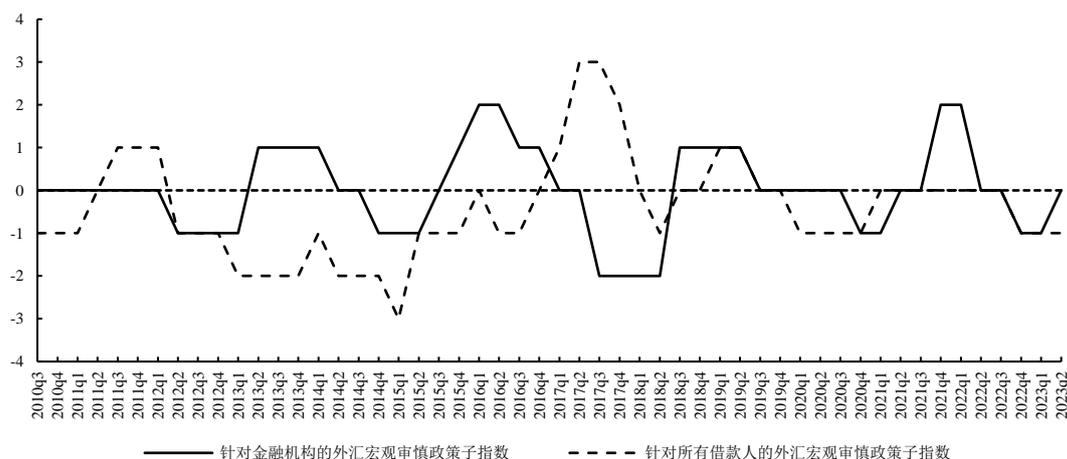


图 2 外汇宏观审慎政策子指数图像

通过对外汇宏观审慎政策指数图像的观察和描述，已经明确了外汇宏观审慎政策在不同时期的执行原因和方向。那么，外汇宏观审慎政策是否真的影响了跨境资本流动、以及外币的借贷行为呢？

图 3 展示了短期资本净流动与基础国际收支差额及二者之比。短期资本净流动占比反映了跨境投融资的行为的活跃程度，能够有效反映短期内跨境资本流动情况。如图 3 所示，在外汇宏观审慎政策工具放松的周期内，如 2010 年至 2015 年末，短期资本主要处于净流入的状态，跨境资本流动较为活跃；而在 2015 年至 2017 年之间外汇宏观审慎政策工具收紧的周期内，短期资本流动占比均有所下降。

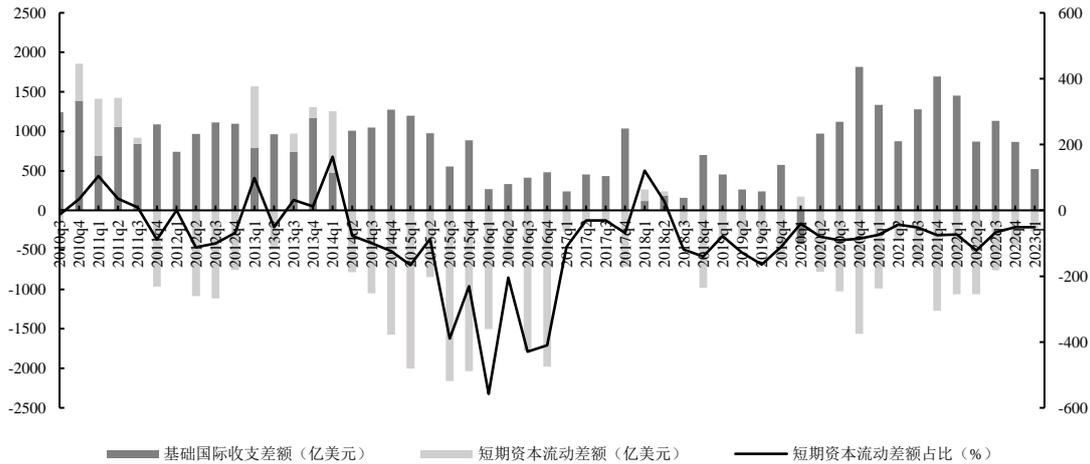


图3 短期资本净流动与基础国际收支差额及二者之比¹

数据来源：国家外汇管理局，作者手工计算

图4展示了金融机构外汇信贷统计图像，囿于统计数据区间，时间段开始于2015年初，但也能够体现出相应的变化。特别是，2015年初外汇宏观审慎政策持续收紧，外汇存贷款总额均体现出下降趋势；2017年中外汇宏观审慎政策不断放松，外汇存贷款总额也随之上涨；2018年初外汇宏观审慎政策收紧，外汇存贷款总额呈现小幅度的下降趋势；2019年中至2020年底外汇宏观审慎政策持续放松，外汇存贷款总额上升；此后，随着外汇宏观审慎政策收紧，叠加海内外疫情等因素的影响，外汇存贷款总额持续下降。由此可见，外汇宏观审慎政策直接影响了金融机构的外币借贷的收缩和扩张。

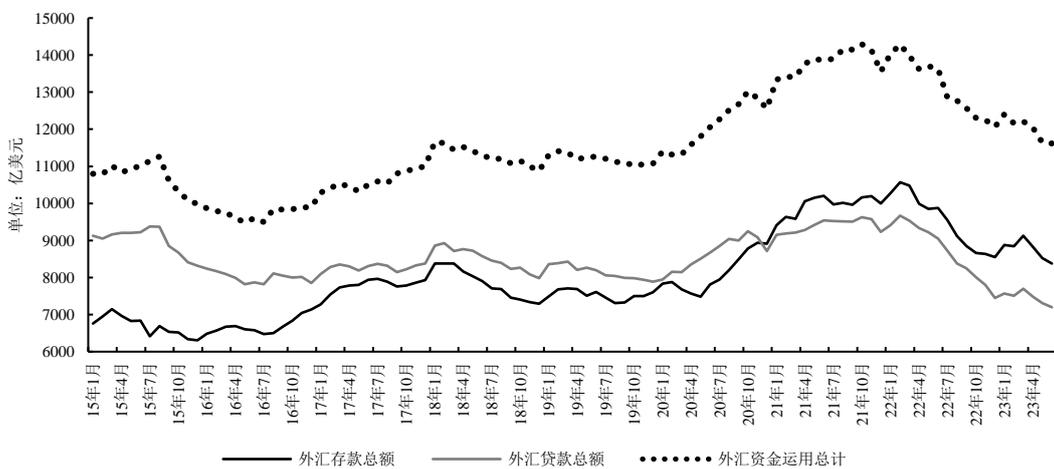


图4 金融机构外汇信贷统计

数据来源：国泰安数据库

图5展示了美元贷款利率变化图像，与外汇宏观审慎政策图像比较来看，有较为明显的相关性特征。特别是2011年末外汇宏观审慎政策放松，美元贷款利率相应下降；2013年

¹ 基础国际收支差额为经常账户差额和直接投资差额之和，短期资本流动差额为负的基础国际收支差额与储备资产变动额之和。

初外汇宏观审慎政策收紧，美元贷款利率持续上升；2015年初外汇宏观审慎政策持续收紧，持续至2017年中，在该区间中，美元贷款利率也一直呈现上升趋势；而2017年底外汇宏观审慎政策放松，美元贷款利率也急剧下调；直到2020年底外汇宏观审慎政策呈现收紧趋势，美元贷款利率也处于上升阶段。这意味着，当外汇宏观审慎政策方向有所变化时，以美元贷款利率为代表的外币贷款利率也将发生对应的变化，这体现了外汇宏观审慎政策对跨境资本流动的影响被实际反映到企业向银行融资的外币贷款利率上，银行外币信贷是外汇宏观审慎政策影响外币贷款利率的重要渠道。

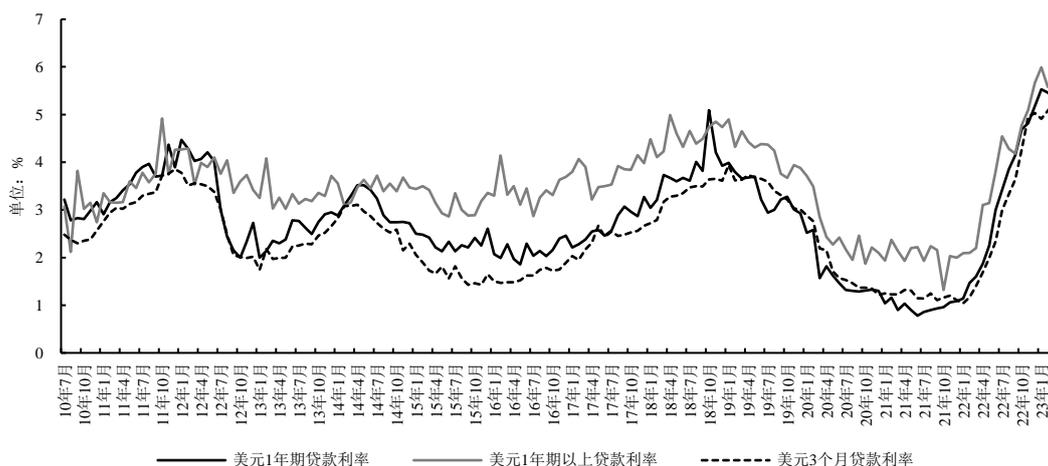


图5 美元贷款利率变化图像

数据来源：CEIC 数据库，中国人民银行

考虑到外汇宏观审慎政策较大程度地影响了金融机构的外汇信贷结构，那企业是否能够通过发行外债的方式获得外币贷款呢？我们考察了中资美元债的发行总量。中资美元债是企业进行外汇融资的一种可能方式。通过衡量中资美元债的发行规模，从2014年中资美元债井喷式发展以来，基本上与外汇宏观审慎政策呈现正向相关关系，即外汇宏观审慎政策收紧，导致企业的银行融资渠道受限，部分企业可能转向中资美元债这一相对宽松的融资渠道。而当国内的外汇宏观审慎政策放松时，更多的企业也倾向于继续与银行等金融机构保持借贷关系，中资美元债的发行规模也有所降低。然而，虽然中资美元债作为一种可能的外汇融资渠道，但是可以发现相对一级市场总发行债务规模，从2010年7月起，中资美元债占比仅有13.93%，特别是目前随着美联储加息推高发行成本，以及各类信用风险事件不断导致中资美元债发行大幅缩量，从2022年1月至今占比仅有6.1%。这意味着，企业实际上很难通过发行中资美元债等可能的外汇债务方式来获得外币融资，从市场投资者进行外汇借款的渠道非常有限。

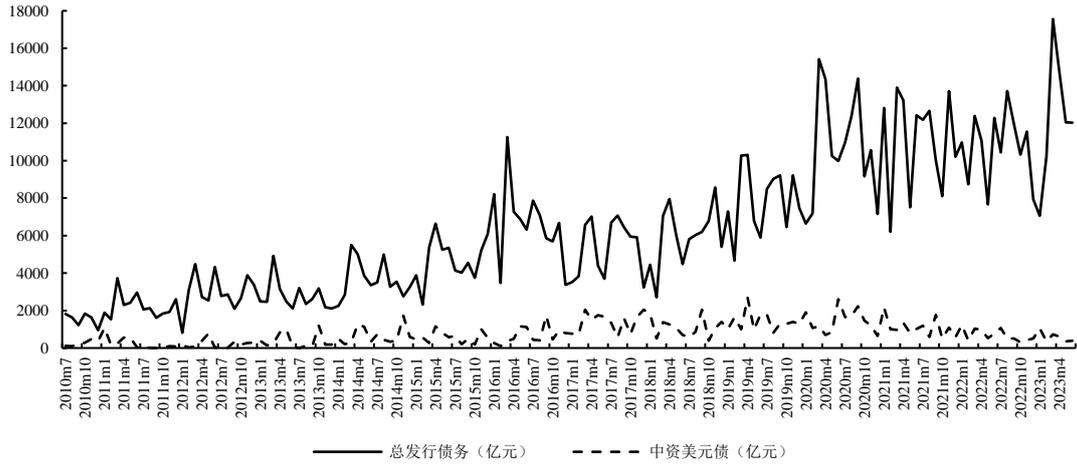


图 6 中资美元债和一级市场总发行债务规模

数据来源：Wind 数据库

综合来说，通过目前针对外汇宏观审慎政策的典型事实描述，可以指出外汇宏观审慎政策的可能影响渠道，是通过影响外币贷款利率进而影响金融机构外汇信贷，从而有效地管理了跨境资本地流动。特别地，考虑到中国仍然是以商业银行为主的间接融资结构，我们希望进一步探讨信贷渠道在外汇宏观审慎政策影响和传导中的作用机制。

（二）理论模型与研究假说

为了评估外汇宏观审慎政策的经济影响，本文构建了微观企业在银行和市场之间进行本外币贷款的决策模型。该模型框架建立在 Ahnert et al. (2021) 的基础上，贷方和借方存在信息不对称，而银行作为特殊的贷方，可以付出成本以获得企业的私人信息，企业将在该过程中内生决定贷方类型和贷款货币类型，监管机构通过对外币借款征收外汇宏观审慎税以实现外汇宏观审慎监管。与 Ahnert et al. (2021) 的模型相比，考虑到在中国的融资体系仍然是以商业银行为主的间接融资体系，本文进一步分析了信贷渠道在外汇宏观审慎政策传导中的机制作用。

假设模型共包含了两期，分别为 $T = 0, 1$ 。有一种本国商品 D 和一种外国商品 F ，有一种本国货币 d 和一种外国货币 f 。实际汇率 s 为外生决定，代表了 1 外国商品 F 可以兑换多少本国商品 D ，更高的实际汇率 s 代表本国商品贬值。 $T = 0$ 时，汇率标准化为 $s_0 = 1$ ； $T = 1$ 时，汇率 $s \sim U[0, b]$ ，其中 $b \in (0, +\infty)$ 。交易存在一定比例和汇率直接相关的交易成本，相当于境内外货币兑换时带来的交易摩擦成本，记为系数 $k \in [0, 1)$ 。考虑交易成本后，汇率可以表达为 1 外国商品 F 可以兑换 $(1 - k)s$ 本国商品 D ，从而可以将汇率范围修正为 $s \sim U[0, (1 - k)b]$ 。

模型中包含四类风险中性的经济主体，分别是国内企业、银行 B 、市场投资者 M 和储蓄者，他们都使用可被观察到的借款利率 r_d, r_f 和贷款利率 R_d, R_f 进行借贷。贷方（银行和市场投资者）和储蓄者由于市场竞争而赚取零预期利润，企业的目标是最大化以本国商品表示的预期利润。在 $T = 0$ 时，储蓄者拥有大量的本币和外币，储蓄者可以向银行提供本币和外

币借款，需要的资金回报是 $0 < r_f < r_d$ ，贷方也以该利率吸收存款。假设贷方可以完全对冲，即他们直接将存款以货币形式借给企业，利率为 $0 < R_f < R_d$ 。

在 $T = 0$ 时，企业具有投资机会，但是企业没有任何资金，只能向贷方进行贷款。借款数量、贷方类型和贷款货币都是模型内生决定的。企业的生产力是具有异质性的，这是企业的私人信息。有比例 $1 - w \in (0,1)$ 的企业生产率为零，其余比例 w 的企业在 $T = 1$ 的生产函数连续、递增、凹函数，假设生产函数具有一个简单的形式：

$$y = I^\alpha = (d + f)^\alpha \quad (2)$$

其中，总投资 I 为 $T = 0$ 企业获得的本币和外币贷款， $I = d + f$ ， $\alpha \in (0,1)$ 代表了生产函数的凹性。在进行生产的企业中，有比率 $p \in (0,1)$ 是出口商 E ，出口商生产的产品中有比例 ζ 为外国产品 F 。为简化讨论，我们假设出口商完全对冲汇率风险，仅生产外国产品 F （ $\zeta = 1$ ）；非出口商 N 完全生产本国商品 D 。

在贷方中，银行相对于投资者具备特殊性，因为他们可以通过支付固定成本 $c > 0$ 来了解企业的生产率和出口性质，而市场投资者无法对企业的特征进行审查，从而可能导致逆向选择。能否使用审查技术是区别银行和投资者这两类贷方的唯一途径。同时，由于企业对银行存在不同的银行贷款依赖度，银行可以对这类企业转嫁更高的固定成本，我们以参数 κ 代表企业的银行贷款依赖度，银行收取的固定成本为 $\kappa c > 0$ ， κ 越高，代表企业的银行贷款依赖度越高¹。根据企业有限责任原则，如果未能够在 $T = 1$ 时偿还贷款，就意味着企业直接破产。破产后企业的回收率为零，贷方没有任何收入。

接着引入一个关注银行稳定性的监管机构，当银行给非出口商外币贷款时，这些非出口商可能因为本币的贬值而造成违约，进而引起银行违约。银行违约会导致社会成本 Δ ，该成本和银行的预期外汇风险敞口成比例，即等于违约概率乘以未偿还的贷款量。为了减少这一可能的社会成本，监管机构可以对外币借款征收宏观审慎税 $t \geq 0$ ²，因此外币资本的必要融资成本为 $r_f + t$ 。本文讨论当银行的筛选成本足够低，即 $\kappa c < \underline{c}$ 的情况。其中， \underline{c} 表示

¹由于关系型贷款帮助银行获得了公司更多的私有信息，银行可以利用这些信息索取更高的贷款利润，这被称之为“套牢理论”（即，Hold-up Theory）（Rajan, 1992）。例如，相关实证证据表明，经济衰退时期，银行对更加依赖银行贷款的借款人索取更高的贷款利息（Santos and Winton, 2008）。外汇宏观审慎作用下，银行会对外币贷款的利率做出相应的调整，但更有能力凭借自身的私有信息，对那些更加依赖银行的企业贷款利率做出更大幅度的调整。相关实证证据也表明，宏观审慎政策会对严重依赖银行融资的企业施加更多的贷款限制（Cehajic and Kosak, 2022）。宏观审慎政策在银行融资为主的经济体中更加有效（Akinci and Olmstead-Rumsey, 2018）。

²已有文献表明，外汇宏观审慎政策将对跨境资本流动产生影响，这体现在银行和企业的外币资产和负债头寸均产生了显著变化。在实践中，准备金政策对银行可以进行外汇借贷的头寸提出要求，当政策收紧时，银行可以使用的头寸将直接减少；短期外债余额指标对金融机构和非金融机构能够持有的外债余额进行了限制，政策收紧时，金融机构和非金融机构可以使用的外汇头寸将减少。而境外放款宏观审慎调节系数、跨境融资宏观审慎调节参数、跨境担保外汇管理、中间价逆周期调节因子等政策工具尽管并未直接对头寸进行规定，但是给出了上限或通过其他流程和手段对外汇借贷产生了限制。参考 Ahnert et al. (2021)，本文将各类外汇宏观审慎政策简化为外汇宏观审慎税，这将对外汇融资成本造成直接影响，也体现了实践中外汇宏观审慎政策的含义。特别地，通过中国银行业和非金融企业国际债务发行量的图像，可以观察到外汇宏观审慎政策收紧时，外币贷款头寸有下降的趋势，而模型中外汇宏观审慎税的加入也与实践保持一致。

国内生产企业选择项银行借入外币贷款，而不从市场中借入外币，银行审查成本的阈值，将在模型求解过程中内生决定。

缺乏外汇宏观审慎政策的均衡情况。出口商 E 从银行 B 以利率 $R_{E,f}^B = r_f + \kappa c$ 借入外币，从不违约；而非出口商 N 均会从银行贷款，贷款利率分别为：

$$\begin{cases} R_{N,d}^B = \frac{(1-k)b(r_f + \kappa c)}{2} \\ R_{N,f}^B = \frac{(1-k)b(r_f + \kappa c)^2}{2(r_d + \kappa c)} \end{cases} \quad (29)$$

当本币贬值，

$$s > s^* = \frac{2(r_d + \kappa c)}{r_f + \kappa c} \quad (30)$$

公司违约，导致银行违约。非生产性公司将不会获得贷款，因为银行可以分辨出非生产性公司。缺乏外汇宏观审慎政策的均衡情况表明，当本币贬值时，非出口商 N 有概率违约，导致银行面临违约风险，从而导致与汇率风险敞口相关的社会成本上升，这将激励政府实施较为严格的外汇宏观审慎政策。实施外汇宏观审慎政策后，将会在多个方面改变均衡结果。

存在外汇宏观审慎政策的均衡情况。外汇宏观审慎政策收紧，将降低企业的外币贷款，但对企业的本币贷款没有显著影响¹。由于银行的融资与贷款需求完全一致，换言之，外汇宏观审慎税的边际提升将会降低银行的外币融资，但对本币融资没有显著影响。当 $t < t^* = \underline{c} - \kappa c$ 时，出口商 E 和非出口商 N 仍然从银行获得本外币贷款，税率的上升将提高外币贷款利率水平，导致出口商 E 和非出口商 N 的外币贷款头寸均降低，即有 $\partial f_N^*/\partial t < 0$ 和 $\partial f_E^*/\partial t < 0$ 。

如果外汇宏观审慎税进一步提高，非出口商 N 倾向于从市场获得外币贷款。当 $t > t^*$ 时，出口商 E 仍然从银行获得外币贷款，但是外币贷款头寸进一步降低。与此同时，市场投资者提供给非出口商 N 的外币贷款利率更低，增加外汇宏观审慎税使得非出口商 N 将转向市场进行外币借款，但仍然从银行获得本币借款。此外，由于市场投资者此时无法筛选企业的生产力，他们开始向生产力为零的公司放贷。这意味着，过于严格的外汇宏观审慎政策可能会降低资本配置效率，减少企业投资。有文献对该模型推论提供了实证证据。Salomao and Varela (2022) 指出，银行能够更好地对企业的生产力进行筛选，当使用银行进行更大比例的外汇借款时，投资效率提高。Ayyagari et al. (2018) 指出，宏观审慎监管会降低信贷增长和企业投资。

基于以上的均衡情况，本文将提出如下的研究假说。

① 外汇宏观审慎税上升，银行预期汇率风险敞口将下降。银行只向出口商和非出口商

¹ 参考 Ahnert et al. (2021)，给定假设 $\alpha \rightarrow 1/2^+$ 。

进行外币借款，且出口商利润以外币结算，完全风险对冲，不会因为汇率贬值而违约，从而银行的预期汇率风险敞口只需考虑非出口商的违约情况，本文可以将银行的预期汇率风险敞口 EE 表达为

$$EE = (1 - G(s^*))f_N^* \quad (5)$$

当且仅当企业由于本币贬值造成的违约风险较大的情况下，即

$$\frac{s^*}{(1-k)b} < \frac{1}{2-\alpha} \quad (6)$$

将汇率风险敞口 EE 对外汇宏观审慎政策求偏导数可以得到

$$\frac{\partial EE}{\partial t} \propto \frac{2}{(1-k)b} (2-\alpha) \frac{r_d + \kappa c}{r_f + \kappa c + t} - 1 < 0 \quad (7)$$

外汇宏观审慎政策是中国宏观审慎政策管理体系中的重要部分，对于防范系统性金融风险，稳步推进金融对外开放以及人民币国际化战略具有重要意义。由模型的结论可以得出，当外汇宏观审慎政策收紧时，银行预期汇率风险敞口将降低。基于此，本文提出第一个研究假说：

H_1 ：外汇宏观审慎政策收紧，受政策直接影响的银行汇率风险敞口降低。

②外汇宏观审慎政策收紧，企业的汇率风险敞口变化并不明确，但下降幅度一定小于银行。由模型结论可以得到，当 $t < t^*$ 时，非出口商仍然从银行获得外币贷款，但外币贷款利率水平提高，外币贷款头寸降低。但是当税率进一步提升至 $t \geq t^*$ 时，非出口商将从市场进行外币借款，产生了外币贷款的转移效应。这意味着，外汇宏观审慎政策实施的结果似乎代表着一种福利权衡，当外汇宏观审慎政策收紧时，银行对汇率变化的敏感性下降，但是却通过企业贷款效率下降、投资头寸减少实现平衡，而且由于市场投资者的存在，企业预期汇率风险敞口的降低幅度将不如预期。基于此，本文提出第二个研究假说：

H_2 ：由于外币贷款转移效应的存在，外汇宏观审慎政策收紧，企业的汇率风险敞口将下降，但是下降幅度比金融机构更小。

③本文进一步探讨在企业对银行贷款依赖度的调节下，外汇宏观审慎政策对企业影响的差异性。在中国市场的实践中，企业从市场投资者中进行融资的占比较低，以商业银行为主的间接融资仍然占比较高。特别地，企业发行外债以获得外币融资的难度较高，在实践中表现为中资美元债占债务的比重正在逐年降低，这意味着银行贷款依赖度构成了中国宏观审慎政策传导的重要渠道。

具体而言，银行贷款依赖度更高的企业，贷款结构中的本外币银行贷款额度较大，当外汇宏观审慎政策收紧时，银行本币和外币的信贷供给压缩，导致这部分企业的贷款结构将受到更大的冲击，本外币贷款将被迫减少，且减少幅度远高于银行贷款依赖度更低的企业。而银行贷款依赖度更低的企业，更多的资金将来源于市场投资者或内源融资，政策收紧对其本外币借款的冲击较小，且减少幅度远低于银行贷款依赖度更高的企业。从而银行贷款依赖度更高的企业，其将受到更强的政策传导，它们的汇率风险敞口下降幅度更大。

进一步，我们指出，外币贷款依赖度更高的企业，将更直接地受到外汇宏观审慎政策的影响，其汇率风险敞口下降幅度相比于外币贷款依赖度更低的企业将更大。

由模型求偏导数可知，当外汇宏观审慎政策收紧，银行贷款依赖度更高的企业，汇率风险敞口下降的幅度将更大，有

$$\frac{\partial EE}{\partial t \partial \kappa} \propto \frac{2(2-\alpha)c(r_f - r_d + t)}{(1-k)b(r_f + \kappa c + t)^2} < 0 \quad (8)$$

假设加上税收后 $r_f + t > r_d$ ，那么国内的生产企业就不应该再借款外币。基于此，本文提出第三个研究假说：

H₃：外汇宏观审慎政策收紧，银行贷款依赖度更高的企业，其汇率风险敞口下降幅度更大。进一步，外币贷款依赖度更高的企业，其汇率风险敞口下降幅度也更大。

四、数据与研究设计

（一） 汇率风险敞口

汇率风险是指未预期的汇率变化对企业价值的影响。Jorion（1991）最早使用包含市场收益率和汇率变化率在内的两因素模型对企业的汇率风险进行了测算，即汇率风险在实证层面可以被表达为，控制了市场收益率后，企业股票收益率对汇率变化的敏感程度。根据 He and Ng（1998）和 Hutson and Laing（2014），本文将汇率风险定义公式表达为：

$$R_{it} = \partial_i + \beta_i R_{Mt} + \delta_i R_{St} + \epsilon_{it} \quad (9)$$

其中， R_i 为上市企业*i*的股票收益率扣除无风险收益率， R_M 为沪深 300 指数收益率扣除无风险收益率， R_S 为汇率指数变化率。汇率指数选取 CFETS 货币篮子中的 24 种货币，构建前一年度贸易加权的人民币名义汇率指数，以 2010 年 6 月 19 日为指数基点，汇率指数上升代表人民币升值。数据选用周度频率，数据来源为国泰安数据库（CSMAR）。每季度末以当季度及前三个季度的周度数据为窗口进行滚动回归，得到该企业*i*该季度末的汇率风险 δ_i 。

（二） 模型设定

为探究中国外汇宏观审慎政策对上市企业汇率风险的影响，参考 Bartram（2010）和 He et al.（2021），本文将汇率风险 δ_i 绝对值 $|\delta_i|$ 的大小定义为企业的外汇风险程度， $|\delta_i|$ 越大则代表企业价值受到汇率变化的影响越大，即拥有更高的外汇风险。本文的基准回归估计方程表达为：

$$|\delta_{it}| = \partial + \beta FXM_{t-4} + \gamma X_{i,t-4} + \theta_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (10)$$

其中， $|\delta_{it}|$ 表示计算得到的企业汇率风险的绝对值； FXM_{t-4} 表示滞后 4 个季度的外汇宏观审慎指数，选取滞后 4 个季度是因为，外汇宏观审慎政策需要有执行和持续的影响阶段，4 个季度将稳定地捕捉一年内对企业汇率风险产生持续影响； $X_{i,t-4}$ 表示一系列企业和

行业的控制变量， θ_i 捕捉个体固定效应， $\lambda_t = 1 - 4$ ，以捕捉季节性变化，由于党和国家的重要会议常常在特定月份举办，季节性趋势项控制了政策制定和发布的季节性因素。根据已有的汇率风险敞口决定因素的研究（He and Ng, 1998; He et al., 2021），本文将银行回归的控制变量选取为资本充足率（*Capital*）、第一大股东持股比例（*Share*）、对数化银行资产（*BankAsset*）、不良资产率（*NPL*）、3个月 Shibor 利率（*Shibor3M*）；将微观企业回归的控制变量选取为对数化企业规模（*Size*）、资产负债率（*Leverage*）、营业利润率（*Profit*）、账面市值比（*B2M*）、海外业务收入比率（*Foreign*）和海外子公司虚拟变量（*Subsidiary*）。此外，为了控制其他宏观审慎政策的影响，本文使用 IMF iMaPP 数据库，统计了每个国家各个月份的所有宏观审慎政策指标。由于本文使用的外汇宏观审慎政策指标与宏观审慎政策指标可能存在部分重合，本文对每个季度的宏观审慎政策指标进行了正交分解，即使用季度的宏观审慎政策指标对该季度的外汇宏观审慎政策指标进行回归，得到残差项，作为剔除外汇宏观审慎政策影响的宏观审慎政策变量 *NonFX*。

（三） 描述性统计

本文的外汇宏观审慎政策数据及指数构建为作者手动整理并计算，原文件为 2010 年第三季度至 2023 年第二季度中国人民银行货币政策执行报告，A 股上市银行及上市企业的股票收益率、银行及企业层面各类控制变量均来源于国泰安数据库，汇率数据、双边贸易数据均来源于 Wind 数据库，宏观审慎政策数据来源于 IMF iMaPP 数据库，本文选取的样本期间为 2010 年第三季度至 2023 年第二季度。表 2 展示了所有变量的描述性统计结果。

表 2 描述性统计结果

变量名称	变量含义	观测值	均值	方差	最小值	最大值
被解释变量						
Exp_Bank	银行汇率风险敞口绝对值	1159	0.5416	0.6048	0.0002	4.1816
Exp_Firm	微观企业汇率风险敞口绝对值	102780	1.1234	0.9987	0	4.5685
核心解释变量						
FXM	外汇宏观审慎指标	52	-0.4423	1.5519	-4	3
FXM_Finance	针对金融机构的子指标	52	0	1.0290	-2	2
FXM_All	针对所有机构的子指标	52	-0.4423	1.2113	-3	3
银行控制变量						
Capital	资本充足率	1235	13.5130	1.6560	10.5700	18.0200
Share	第一大股东持股比例	1243	25.2858	17.2604	4.3100	67.5500
BankAsset	对数化银行资产	1243	28.4185	1.5594	25.4183	31.1553
NPL	不良贷款率	1243	1.2738	0.3847	0.4400	2.3700
Shibor3M	3个月 Shibor 利率	1243	3.2720	0.9971	2.0727	5.2187
NonFX	剔除 FXM 的宏观审慎政策	1075	-0.0826	1.6296	-2.5288	5.0742
微观企业控制变量						
Size	对数化公司市值	102780	22.9518	1.1779	20.8244	26.6121
Leverage	资产负债率	102780	0.4425	0.2076	0.0595	0.9488

Profit	营业利润率	102750	0.0610	0.2304	-1.3012	0.5916
B2M	账面市值比	102780	0.6213	0.2539	0.1083	1.1904
Foreign	海外业务收入比率	102754	0.1579	0.2280	0.0000	0.9208
Subsidiary	海外子公司虚拟变量	104599	0.5821	0.4932	0	1
NonFX	剔除 FXM 的宏观审慎政策	91002	-0.0886	1.6286	-2.5288	5.0742

五、实证结果

(一) 外汇宏观审慎政策对银行汇率风险敞口的影响

首先, 本文将对研究假说 1 进行实证检验, 即说明, 当外汇宏观审慎政策收紧, 受政策直接影响的银行汇率风险敞口降低。具体而言, 我们针对式 (10) 进行实证检验。其中, $|\delta_{it}|$ 表示计算得到的银行汇率风险敞口的绝对值, 写作 Exp_Bank , 预期系数 β 为负向显著, 这意味着当外汇宏观审慎政策收紧时, 银行汇率风险水平显著降低。从表 3 的回归结果可以看出, 当外汇宏观审慎政策收紧 1 单位时, 银行的汇率风险敞口下降 0.0655 个单位。这就证实了本文的研究假说 1, 外汇宏观审慎政策收紧, 受政策直接影响的银行汇率风险敞口降低。

表 3 外汇宏观审慎政策对银行汇率风险敞口的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Exp_Bank	Exp_Bank	Exp_Bank	Exp_Bank
L4.FXM	-0.0542*** (0.0119)	-0.0624*** (0.0116)	-0.0599*** (0.0115)	-0.0655*** (0.0116)
L4.Capital			-0.0011 (0.0149)	-0.0016 (0.0293)
L4.Share			0.0011 (0.0019)	0.0043 (0.0044)
L4.BankAsset			-0.0627** (0.0252)	-0.0552 (0.1487)
L4.NPL			0.0099 (0.0534)	0.1167 (0.1289)
L4.Shibor3M			-0.0239 (0.0334)	-0.0185 (0.0280)
L4.NonFX			-0.0015 (0.0090)	-0.0020 (0.0088)
常数项	0.5117*** (0.0321)	0.5094*** (0.0033)	2.3506*** (0.6736)	1.9040 (4.1099)
季度趋势	是	是	是	是
银行固定效应	否	是	否	是
观测值	1,075	1,075	1,067	1,067

R-squared	0.0262	0.1479	0.0506	0.1545
-----------	--------	--------	--------	--------

注：括号内为系数标准误，聚类到银行层面；*，**，***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

接着，我们改用外汇宏观审慎政策子指数针对式（10）进行实证检验。其中， $|\delta_{it}|$ 表示计算得到的银行汇率风险敞口的绝对值，写作 *Exp_Bank*。表 4 展示了两类外汇宏观审慎政策子指数对银行汇率风险敞口的影响，表 5 展示了针对两类外汇宏观审慎政策子指数的组间系数差异检验结果，具体使用了基于似无相关模型的 SUR 检验方法。相比之下，针对所有借款者的外汇宏观审慎政策更有效，下降幅度显著低于仅针对银行的外汇宏观审慎政策。

表 4 外汇宏观审慎政策子指数对银行汇率风险敞口的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Exp_Bank	Exp_Bank	Exp_Bank	Exp_Bank
L4.FXM_Finance	-0.0130 (0.0153)	-0.0185 (0.0158)		
L4.FXM_All			-0.0914*** (0.0162)	-0.1050*** (0.0156)
L4.Capital		-0.0122 (0.0289)		0.0186 (0.0299)
L4.Share		0.0042 (0.0052)		0.0038 (0.0039)
L4.BankAsset		-0.0837 (0.1464)		-0.0198 (0.1511)
L4.NPL		0.0693 (0.1306)		0.1441 (0.1331)
L4.Shibor3M		-0.0358 (0.0292)		0.0282 (0.0244)
L4.NonFX		-0.0017 (0.0089)		0.0002 (0.0085)
常数项	0.5270*** (0.0000)	3.0006 (4.0221)	0.5013*** (0.0046)	0.4309 (4.1695)
季度趋势	是	是	是	是
银行固定效应	是	是	是	是
观测值	1,075	1,067	1,075	1,067
R-squared	0.1225	0.1286	0.1562	0.1652

注：括号内为系数标准误；*，**，***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

表 5 针对外汇宏观审慎政策子指数对银行回归的组间系数差异检验

	(1)	(2)
	Exp_Bank	Exp_Bank
L4.FXM_Finance/L4.FXM_All	-0.0185 (0.0158)	-0.1050*** (0.0156)
季度趋势	是	是

银行/企业固定效应	是	是
观测值	1,067	1,067
R-squared	0.1286	0.1652
组间系数差异 χ^2		23.38***
组间系数差异 p-value		0.0000

注：括号内为系数标准误；*，**，***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

（二） 外汇宏观审慎政策对企业汇率风险敞口的影响

接着，本文将对研究假说 2 进行实证检验，即说明，外汇宏观审慎政策收紧，企业的汇率风险敞口将下降，但是下降幅度比金融机构更小。具体而言，我们针对式（10）进行实证检验。其中， $|\delta_{it}|$ 表示计算得到的微观企业汇率风险敞口的绝对值，记作 Exp_Firm ，预期系数 β 为负向显著，但系数绝对值将低于金融机构回归。从表 6 中可以看出，当外汇宏观审慎政策收紧 1 单位时，银行的汇率风险敞口下降 0.0447 个单位。这意味着当外汇宏观审慎政策收紧时，微观企业的汇率风险水平有所降低，但企业汇率风险下降的幅度不如金融机构多，这就证实了本文研究假说 2，即由于外币贷款转移效应的存在，外汇宏观审慎政策收紧，企业的汇率风险敞口将下降，但是下降幅度比金融机构更小。

表 6 外汇宏观审慎政策对微观企业汇率风险敞口的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Exp_Firm	Exp_Firm	Exp_Firm	Exp_Firm
L4.FXM	-0.0466*** (0.0028)	-0.0476*** (0.0028)	-0.0441*** (0.0028)	-0.0447*** (0.0028)
L4.Size			-0.0786*** (0.0052)	-0.0614*** (0.0112)
L4.Leverage			0.1550*** (0.0333)	-0.0447 (0.0566)
L4.Profit			-0.2249*** (0.0283)	-0.1413*** (0.0325)
L4.B2M			-0.3133*** (0.0227)	-0.1731*** (0.0360)
L4.Foreign			0.0348 (0.0248)	0.0702 (0.0552)
L4.Subsidiary			0.0136 (0.0119)	0.0107 (0.0182)
L4.NonFX			-0.0140*** (0.0021)	-0.0138*** (0.0020)
常数项	1.0703*** (0.0062)	1.0701*** (0.0010)	2.9985*** (0.1124)	2.5974*** (0.2539)
季度趋势	是	是	是	是
企业固定效应	否	是	否	是
观测值	88,555	88,514	88,526	88,485

R-squared	0.0063	0.1157	0.0275	0.1182
-----------	--------	--------	--------	--------

注：括号内为系数标准误；*，**，***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

考虑到银行汇率风险敞口和企业汇率风险敞口的回归方程存在较大差异，但是两者均受到国内宏观经济环境的影响，我们对此进行了基于似无相关模型的 SUR 检验，以实证检验外汇宏观审慎政策对银行和企业汇率风险暴露影响的程度存在差异。表 7 展示了组间系数差异检验结果，具体使用了基于似无相关模型的 SUR 检验方法，银行汇率风险敞口下降幅度在 5%的显著性水平下高于企业汇率风险敞口下降幅度。

表 7 外汇宏观审慎政策回归结果的组间系数差异检验

	(1) Exp_Bank	(2) Exp_Firm
L4.FXM	-0.0655*** (0.0116)	-0.0447*** (0.0028)
季度趋势	是	是
银行/企业固定效应	是	是
观测值	1,067	88,485
R-squared	0.1652	0.1182
组间系数差异 χ^2		4.61**
组间系数差异 p-value		0.0318

注：括号内为系数标准误；*，**，***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

接着，我们分别使用外汇宏观审慎政策子指数针对式 (10) 进行实证检验。其中， $|\delta_{it}|$ 表示计算得到的微观企业汇率风险敞口的绝对值，记作 Exp_Firm 。表 8 展示了两类外汇宏观审慎政策子指数对微观企业汇率风险敞口的影响，表 9 展示了针对两类外汇宏观审慎政策子指数的组间系数差异检验，具体使用了基于似无相关模型的 SUR 检验方法，相比较而言，针对所有借款人的外汇宏观审慎政策作用效果更强。

表 8 外汇宏观审慎政策子指数对微观企业汇率风险敞口的影响

	(1) Exp_Firm	(2) Exp_Firm	(3) Exp_Firm	(4) Exp_Firm
L4.FXM_Finance	-0.0178*** (0.0038)	-0.0187*** (0.0039)		
L4.FXM_All			-0.0632*** (0.0038)	-0.0585*** (0.0038)
L4.Size		-0.0780*** (0.0112)		-0.0616*** (0.0111)
L4.Leverage		-0.0263 (0.0567)		-0.0445 (0.0566)
L4.Profit		-0.1411*** (0.0327)		-0.1353*** (0.0327)
L4.B2M		-0.2166*** (0.0364)		-0.1325*** (0.0362)

L4.Foreign		0.0803 (0.0552)		0.0678 (0.0554)
L4.Subsidiary		0.0000 (0.0182)		0.0143 (0.0183)
L4.NonFX		-0.0125*** (0.0020)		-0.0127*** (0.0020)
常数项	1.0865*** (0.0000)	3.0183*** (0.2542)	1.0646*** (0.0013)	2.5694*** (0.2520)
季度趋势	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
观测值	88,514	88,485	88,514	88,485
R-squared	0.1103	0.1137	0.1162	0.1184

注：括号内为系数标准误；*，**，***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

表 9 针对外汇宏观审慎政策子指数对企业回归的组间系数差异检验

	(1) Exp_Firm	(2) Exp_Firm
L4.FXM_Finance/L4.FXM_All	-0.0187*** (0.0039)	-0.0585*** (0.0038)
季度趋势	是	是
银行/企业固定效应	是	是
观测值	88,485	88,485
R-squared	0.1137	0.1184
组间系数差异 χ^2		102.97***
组间系数差异 p-value		0.0000

注：括号内为系数标准误；*，**，***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

六、稳健性检验

（一） 更换银行汇率风险敞口计算方法

已有文献指出，银行股票收益率对于利率变化较为敏感，利率风险是银行面临的主要风险来源。Flannery and James（1984）分别使用 7 年期国债收益率的变化率 1 年期国债价格的变化率作为利率风险因子的代理变量，并指出无论使用哪一种利率变量，美国银行的股票收益率对于利率的变化极为敏感。Choi et al.（1992）和 Wetmore and Brick（1994）也强调了商业银行股票回报率对于利率的敏感性，并均在计算商业银行股票回报率的多因素模型中加入了利率变化率的相关变量。考虑到利率风险在银行股票收益率中的重要影响，本文在稳健性检验中更换了银行汇率风险敞口的计算方法，即在计算过程中加入了利率变化率来度量银行面临的主要利率风险，从而更精准地计算出银行的汇率风险敞口。银行汇率风险敞口的计算式如式（11）所示。

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + \delta_i R_{St} + \eta_i Shibor3M + \epsilon_{it} \quad (11)$$

其中, *Shibor3M* 为 3 月期上海银行间同业拆放利率周度变化率, 其他变量与前文计算汇率风险敞口的定义一致。

表 10 展示了更换银行汇率风险敞口计算方法后的稳健性检验结果, 结果显示, 外汇宏观审慎政策显著降低了银行的汇率风险敞口, 当外汇宏观审慎政策收紧 1 单位时, 银行的汇率风险敞口下降 0.0712 个单位, 且系数仍然低于微观企业的实证结果。

表 10 更换银行汇率风险敞口计算方法稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Exp_Bank	Exp_Bank	Exp_Bank	Exp_Bank
L4.FXM	-0.0579***	-0.0661***	-0.0643***	-0.0712***
	(0.0123)	(0.0118)	(0.0120)	(0.0118)
控制变量	否	否	是	是
季度趋势	是	是	是	是
银行固定效应	否	是	否	是
观测值	1075	1075	1067	1067
R-squared	0.0290	0.1518	0.0511	0.1612

注: 括号内为系数标准误; *, **, ***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

表 11 也展示了更换银行汇率风险敞口计算方法后进行的组间系数差异检验结果, 具体使用了基于似无相关模型的 SUR 检验方法, 结果显示, 银行汇率风险敞口下降幅度在 1% 的显著性水平下显著高于企业汇率风险敞口下降幅度, 这意味着本文的实证结果仍然保持稳健。

表 11 更换银行汇率风险敞口计算方法后的组间系数差异检验

	(1)	(2)
	Exp_Bank	Exp_Firm
L4.FXM	-0.0712***	-0.0447***
	(0.0118)	(0.0028)
季度趋势	是	是
银行/企业固定效应	是	是
观测值	1067	88,485
R-squared	0.1612	0.1182
组间系数差异 χ^2		7.07***
组间系数差异 p-value		0.0078

注: 括号内为系数标准误; *, **, ***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

(二) 增加外汇宏观审慎政策子指数分类方法

在外汇宏观审慎政策指标的构建过程中, 本文首先根据准备金、跨境资本管理、头寸管理、价格管理等四类政策对外汇宏观审慎政策进行了区分。但是考虑到部分政策使用频率较低, 变化次数较少, 如头寸管理、价格管理等政策, 所以本文在主回归中主要使用了针对金融机构的外汇宏观审慎政策子指数和针对所有借款人的外汇宏观审慎政策子指数进

行分析。在稳健性检验中，本文进一步对准备金和跨境资本管理这两类政策分别构建外汇宏观审慎政策子指数，以此区分不同政策是否会造成有差异性的影响。由于头寸管理政策和价格管理政策使用频率过低，无法构成从 2010 年至 2023 年的政策变动子指数，其结论可能并不准确，所以并未呈现。

特别地，本文通过以下方法进行两类子指数的构建。本文将 $t - 3$ 季度至 t 季度的 i 类外汇宏观审慎政策工具进行累加，得到 t 季度 i 类外汇宏观审慎政策指标 $FXMi$ ，可以表达为：

$$FXMi_t = \sum_{t=3}^t fxi_{i,t}, i = Reserves, Capital. \quad (12)$$

表 12-1 展示了增加外汇宏观审慎政策子指数分类后，银行汇率风险敞口回归结果。结果显示，当跨境资本管理政策收紧时，更能够降低银行汇率风险敞口。而准备金政策对于银行汇率风险敞口的影响并不显著。对此，我们的解释是为了避免引起外汇市场的过度波动，央行通常较为谨慎地使用外汇存款准备金类政策（Huang et al., 2020），因而调整频率相对较低。这导致准备金类外汇宏观审慎政策子指数变动频率相对较低，进而从实证上表现为外汇宏观审慎政策子指数未能显著地影响银行或企业的汇率风险敞口。表 12-2 展示了增加外汇宏观审慎政策子指数分类后，企业汇率风险敞口回归结果。结果显示，准备金政策和跨境资本管理政策收紧均能够显著降低企业汇率风险敞口。

表 12 增加外汇宏观审慎政策子指数分类后银行和企业的汇率风险敞口回归结果

表 12-1 增加外汇宏观审慎政策子指数分类后对银行汇率风险敞口的回归结果				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Exp_Bank	Exp_Bank	Exp_Bank	Exp_Bank
L4.FXM_Reserves	-0.0093 (0.0186)	-0.0054 (0.0172)		
L4.FXM_Capital			-0.1244*** (0.0188)	-0.1456*** (0.0222)
控制变量	是	是	是	是
季度趋势	是	是	是	是
银行固定效应	否	是	否	是
观测值	1067	1067	1067	1067
R-squared	0.0277	0.1277	0.0742	0.1831

表 12-2 增加外汇宏观审慎政策子指数分类后对企业汇率风险敞口的回归结果				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Exp_Firm	Exp_Firm	Exp_Firm	Exp_Firm
L4.FXM_Reserves	-0.0205*** (0.0042)	-0.0176*** (0.0043)		
L4.FXM_Capital			-0.0838*** (0.0043)	-0.0896*** (0.0044)
控制变量	是	是	是	是

季度趋势	是	是	是	是
企业固定效应	否	是	否	是
观测值	88526	88485	88526	88485
R-squared	0.0229	0.1136	0.0314	0.1225

注：括号内为系数标准误；*，**，***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

（三）区分常规性和阶段性的外汇宏观审慎政策的稳健性检验结果

常规性工具和阶段性工具可能会造成不同的效果，为了更好地区分常规性工具和阶段性工具，我们按照 2021 年后是否有更新对外汇宏观审慎政策进行了分类，并重新构建了常规性外汇宏观审慎政策指数和阶段性外汇宏观审慎政策指数。具体而言，我们将外汇存款准备金、外汇风险准备金、境外放款宏观审慎调节系数、跨境融资宏观审慎调节参数设定为常规性外汇宏观审慎政策，而将离岸人民币存款准备金、短期外债余额指标、跨境担保外汇管理、银行结售汇综合头寸和中间价逆周期调节因子设定为阶段性外汇宏观审慎政策，并以此构建了常规性（*FXM_Routine*）和阶段性（*FXM_Stage*）外汇宏观审慎政策指数。表 13-1 和表 13-2 分别展示了构建了常规性和阶段性外汇宏观审慎政策指数对银行和企业汇率风险敞口回归的结果。结果显示，常规性外汇宏观审慎政策指数对汇率风险敞口的影响高于阶段性外汇宏观审慎政策指数的政策效果。

表 13 区分常规性和阶段性的外汇宏观审慎政策的稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Exp_Bank	Exp_Bank	Exp_Bank	Exp_Bank
L4.FXM_Routine	-0.1786*** (0.0341)		-0.1875*** (0.0340)	
L4.FXM_Stage		-0.0113 (0.0178)		-0.0136 (0.0153)
控制变量	是	是	是	是
季度趋势	是	是	是	是
银行固定效应	否	是	否	是
观测值	1067	1067	1067	1067
R-squared	0.0277	0.1277	0.0742	0.1831

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Exp_Firm	Exp_Firm	Exp_Firm	Exp_Firm
L4.FXM_Routine	-0.1414*** (0.0048)		-0.1413*** (0.0048)	
L4.FXM_Stage		-0.0148*** (0.0043)		-0.0096** (0.0043)
控制变量	是	是	是	是
季度趋势	是	是	是	是

企业固定效应	否	是	否	是
观测值	88526	88485	88526	88485
R-squared	0.0229	0.1136	0.0314	0.1225

注：括号内为系数标准误；*，**，***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

（四）使用主成分分析构建外汇宏观审慎指数的回归结果

在基准回归中，本文将所有类别的外汇宏观审慎政策直接相加，得到了外汇宏观审慎政策指数。但是考虑到直接相加可能会消除不同政策的相对重要性对指标构建过程的影响，我们在本节的稳健性检验中，首先对四类外汇宏观审慎政策子指标进行了主成分分析，使用主成分分析权重对四类外汇宏观审慎政策子指标进行加权，合成了使用主成分分析构建的外汇宏观审慎指数，记为 *FXM_Factor*。表 14-1 和表 14-2 分别展示了使用主成分分析后的外汇宏观审慎指数对银行和企业汇率风险敞口回归的结果。结果显示，在更换了外汇宏观审慎指数后，外汇宏观审慎政策收紧，仍然显著地降低了银行和企业的汇率风险敞口。同时，企业汇率风险敞口降低的幅度低于银行，这也与基准回归的结果保持一致，再一次说明了本文基准回归的稳健性。

表 14 使用主成分分析构建外汇宏观审慎指数的银行和企业汇率风险敞口回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Exp_Bank	Exp_Bank	Exp_Bank	Exp_Bank
L4.FXM_Factor	-0.0781*** (0.0164)	-0.0721*** (0.0165)	-0.0779*** (0.0173)	-0.0741*** (0.0158)
控制变量	否	否	是	是
季度趋势	是	是	是	是
银行固定效应	否	是	否	是
观测值	1075	1075	1067	1067
R-squared	0.0152	0.1297	0.0364	0.1356

表 14-2 使用主成分分析构建外汇宏观审慎指数的企业汇率风险敞口回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Exp_Firm	Exp_Firm	Exp_Firm	Exp_Firm
L4.FXM_Factor	-0.0203*** (0.0046)	-0.0186*** (0.0046)	-0.0226*** (0.0046)	-0.0209*** (0.0046)
控制变量	否	否	是	是
季度趋势	是	是	是	是
企业固定效应	否	是	否	是
观测值	88555	88,514	88,526	88,485
R-squared	0.0009	0.1102	0.0228	0.1135

注：括号内为系数标准误；*，**，***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

表 15 也展示了使用主成分分析构建外汇宏观审慎指数后进行的组间系数差异检验结果，具体使用了基于似无相关模型的 SUR 检验方法，结果显示，银行汇率风险敞口下降幅

度在 1%的显著性水平下高于企业汇率风险敞口下降幅度，这意味着本文的实证结果仍然保持稳健。

表 15 使用主成分分析构建外汇宏观审慎指数后的组间系数差异检验

	(1) Exp_Bank	(2) Exp_Firm
L4.FXM	-0.0741*** (0.0158)	-0.0209*** (0.0046)
季度趋势	是	是
银行/企业固定效应	是	是
观测值	1067	88,485
R-squared	0.1356	0.1135
组间系数差异 χ^2		7.74***
组间系数差异 p-value		0.0054

注：括号内为系数标准误；*，**，***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

（五） 区别外汇宏观审慎政策收紧和放松阶段的政策效果

在本文的基准回归中，并未分析在政策已处于收紧和放松阶段时，外汇宏观审慎政策的实施对于银行和企业汇率风险敞口的不对称影响。实际上，当采取的外汇宏观审慎政策本身已经处于非常严格的阶段，再施加新的政策可能未必能够产生期望的边际效果；然而，如果本身经济运行较为稳健，政策较为宽松，此时将外汇宏观审慎政策收紧，可能能够起到更强的边际作用。在稳健性检验中，我们希望将外汇宏观审慎政策的阶段进行区分，从而分析在政策收紧和放松不同阶段，外汇宏观审慎政策收紧的不对称影响。

具体而言，我们将外汇宏观审慎政策指数按照收紧和放松的状态分别建立了不同阶段的两个子指数，外汇宏观审慎政策指数大于 0 时，意味着此时的总体政策处于收紧阶段，外汇宏观审慎政策指数小于 0 时，意味着此时的总体政策处于放松阶段。我们希望评估在收紧和放松阶段，外汇宏观审慎政策的执行效果是否存在差异。具体而言，两类指标可以表达为：

$$FXM_{Tight,t} = \begin{cases} FXM_t & \text{if } FXM_t \geq 0 \\ 0 & \text{if } FXM_t < 0 \end{cases} \quad (13)$$

$$FXM_{Loose,t} = \begin{cases} FXM_t & \text{if } FXM_t \leq 0 \\ 0 & \text{if } FXM_t > 0 \end{cases} \quad (14)$$

表 16-1 和表 16-2 分别展示了区分外汇宏观审慎政策所处阶段后，外汇宏观审慎政策收紧对于银行和企业汇率风险敞口的不对称影响。分析表 16-1 和表 16-2 的相应回归结果，可以得到如下结论。首先，不管是处于政策的收紧或放松阶段，外汇宏观审慎政策进一步收紧均会降低银行和企业的汇率风险敞口，且银行下降的幅度高于企业。其次，不管是处于政策的收紧或放松阶段，政策进一步收紧对于银行汇率风险敞口的影响是基本保持一致的，这也意味着银行的汇率风险管理是存在连续性和一致性的。最后，比较企业的汇率风险敞口，发现在政策处于放松阶段时，外汇宏观审慎政策的收紧将更大幅度地降低企业的

汇率风险敞口，这也说明外汇宏观审慎政策的效果可能会随着政策收紧的幅度不同而产生变化，我们指出最优的外汇宏观审慎调节不应该过度严格。

表 16 区分外汇宏观审慎政策所处阶段的银行和企业汇率风险敞口回归结果

表 16-1 区分外汇宏观审慎政策所处阶段的银行汇率风险敞口回归结果				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Exp_Bank	Exp_Bank	Exp_Bank	Exp_Bank
L4.FXM_Tight	-0.0992*** (0.0204)		-0.1062*** (0.0198)	
L4.FXM_Loose		-0.0891*** (0.0182)		-0.0911*** (0.0186)
控制变量	否	否	是	是
季度趋势	是	是	是	是
银行固定效应	是	是	是	是
观测值	1075	1075	1067	1067
R-squared	0.1390	0.1436	0.1459	0.1493
表 16-2 区分外汇宏观审慎政策所处阶段的企业汇率风险敞口回归结果				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Exp_Firm	Exp_Firm	Exp_Firm	Exp_Firm
L4.FXM_Tight	-0.0577*** (0.0046)		-0.0528*** (0.0046)	
L4.FXM_Loose		-0.0787*** (0.0044)		-0.0743*** (0.0045)
控制变量	否	否	是	是
季度趋势	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
观测值	88514	88514	88485	88485
R-squared	0.1120	0.1166	0.1149	0.1191

注：括号内为系数标准误；*，**，***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

（六）剔除外币借款利率高于本币借款利率时间段对汇率风险敞口的稳健性检验结果

在本文的模型设定中，外币借款利率低于本币借款利率，该设定具备较强的现实依据。首先，在外汇宏观审慎政策实施的初期，外国利率显著低于本国利率。其次，在外汇宏观审慎政策实施后至今，如图 7 所示，以美国联邦基金利率和上海银行间同业拆放利率为代表的外币借款利率和本币借款利率，在绝大部分时间段内，美国联邦基金利率均低于上海银行间同业拆放利率。由于美联储的激进加息，2022 年 7 月起，我国利率水平才开始低于美国同期的利率水平。

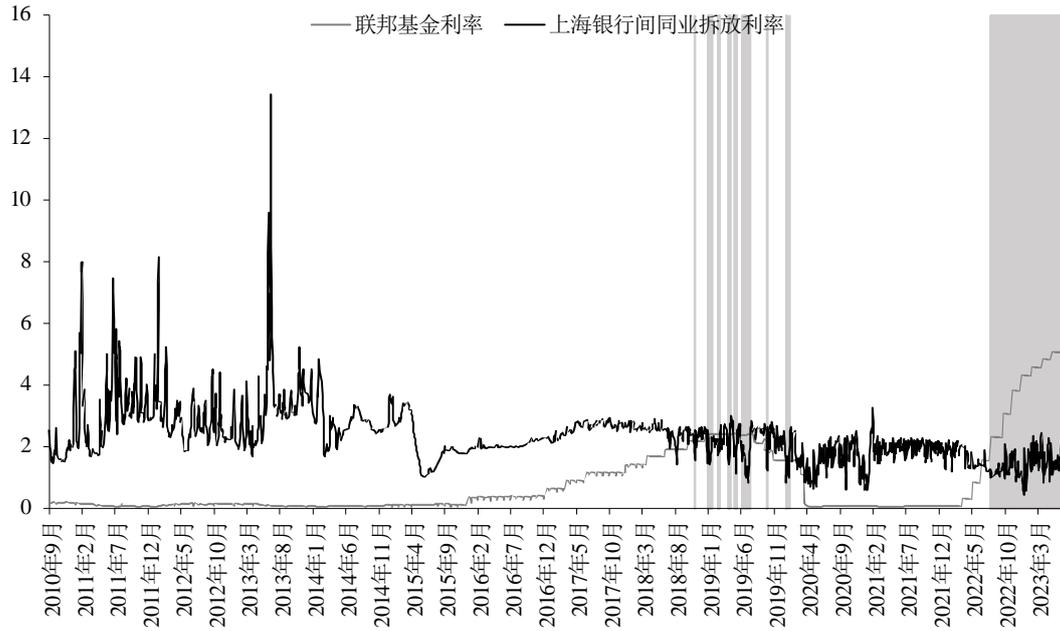


图 7 美国联邦基金利率和上海银行间同业拆放利率时间序列图像

为了检验实证结果的稳健性，我们也在和模型相似的宏观经济背景下进行了稳健性检验。我们剔除了美国联邦基金利率高于上海同业拆借利率的时间段，即美元利率较高的时期，进行了稳健性检验。表 17-1 和表 17-2 分别展示了剔除了美国联邦基金利率高于上海同业拆借利率的时间段对银行和企业汇率风险敞口回归的稳健性检验结果。结果显示，无论是否加入银企固定效应和银企控制变量，银行汇率风险敞口下降水平仍然低于企业汇率风险敞口下降水平，这意味着在保持和模型相似的宏观经济背景后，本文的实证结果依然保持稳健。

表 17 剔除了美国联邦基金利率高于上海同业拆借利率的时间段的稳健性检验

表 17-1 剔除了美国联邦基金利率高于上海同业拆借利率的时间段对银行汇率风险敞口的回归结果				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Exp_Bank	Exp_Bank	Exp_Bank	Exp_Bank
L4.FXM	-0.0466*** (0.0140)	-0.0646*** (0.0135)	-0.0531*** (0.0121)	-0.0718*** (0.0119)
季度趋势	是	是	是	是
银行固定效应	否	是	否	是
银行控制变量	否	否	是	是
观测值	913	911	909	907
R-squared	0.0220	0.1776	0.0592	0.1855
表 17-2 剔除了美国联邦基金利率高于上海同业拆借利率的时间段对企业汇率风险敞口的回归结果				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Exp_Firm	Exp_Firm	Exp_Firm	Exp_Firm
L4.FXM	-0.0251*** (0.0034)	-0.0286*** (0.0034)	-0.0228*** (0.0034)	-0.0266*** (0.0034)

季度趋势	是	是	是	是
企业固定效应	否	是	否	是
企业控制变量	否	否	是	是
观测值	76,016	75,925	75,987	75,896
R-squared	0.0029	0.1192	0.0270	0.1238

注：括号内为系数标准误；*，**，***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

表 18 也展示了剔除了美国联邦基金利率高于上海同业拆借利率的时间段后进行了组间系数差异检验，具体使用了基于似无相关模型的 SUR 检验方法，结果显示，银行汇率风险敞口下降幅度在 1%的显著性水平下高于企业汇率风险敞口下降幅度，这意味着本文的实证结果仍然保持稳健。

表 18 剔除了外币借款利率高于本币借款利率的时间段的组间系数差异检验

	(1)	(2)
	Exp_Bank	Exp_Firm
L4.FXM	-0.0718***	-0.0266***
	(0.0119)	(0.0034)
季度趋势	是	是
银行/企业固定效应	是	是
观测值	907	75,896
R-squared	0.1855	0.1238
组间系数差异 χ^2		16.39***
组间系数差异 p-value		0.0001

注：括号内为系数标准误；*，**，***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

（七） 加入宏观经济变量的稳健性检验结果

考虑到宏观经济的变化同样可能对外汇宏观审慎政策对银行及微观企业汇率风险敞口产生影响，在本节中我们将加入更多的宏观经济变量，以验证本文结论的稳健性。具体而言，参考陈琳等（2020）、Ahnert et al.（2021），我们选择的宏观经济控制变量包括通货膨胀率（CPI）、外汇储备环比变化率（FX）和进出口贸易差额（TRADE），数据均来源于 CEIC 数据库。表 19-1 和表 19-2 分别展示了加入宏观经济变量后对银行和企业汇率风险敞口回归的稳健性检验结果。结果显示，加入宏观经济控制变量后，无论是否加入银企固定效应和银企控制变量，银行汇率风险敞口下降水平仍然低于企业汇率风险敞口下降水平，这意味着加入宏观经济控制变量后，本文的实证结果依然保持稳健。

表 19 加入宏观经济变量后对汇率风险敞口的稳健性检验结果

表 19-1 加入宏观经济控制变量对银行汇率风险敞口的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Exp_Bank	Exp_Bank	Exp_Bank	Exp_Bank
L4.FXM	-0.0751***	-0.0830***	-0.0804***	-0.0807***
	(0.0128)	(0.0134)	(0.0130)	(0.0130)
季度趋势	是	是	是	是

银行固定效应	否	是	否	是
银行控制变量	否	否	是	是
宏观控制变量	是	是	是	是
观测值	995	995	987	987
R-squared	0.0675	0.1987	0.1185	0.2100

表 19-2 加入宏观经济控制变量对企业汇率风险敞口的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Exp_Firm	Exp_Firm	Exp_Firm	Exp_Firm
L4.FXM	-0.0686***	-0.0692***	-0.0648***	-0.0658***
	(0.0031)	(0.0030)	(0.0030)	(0.0030)
季度趋势	是	是	是	是
企业固定效应	否	是	否	是
企业控制变量	否	否	是	是
宏观控制变量	是	是	是	是
观测值	82,233	82,191	82,216	82,174
R-squared	0.0275	0.1383	0.0488	0.1408

注：括号内为系数标准误；*，**，***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

表 20 也展示了在加入宏观经济变量后进行了组间系数差异检验结果，具体使用了基于似无相关模型的 SUR 检验方法，结果显示，银行汇率风险敞口下降幅度在 5%的显著性水平下高于企业汇率风险敞口下降幅度，这意味着本文的实证结果仍然保持稳健，也能印证本文的理论结果。

表 20 加入宏观经济变量后的组间系数差异检验

	(1)	(2)
	Exp_Bank	Exp_Firm
L4.FXM	-0.0807***	-0.0658***
	(0.0130)	(0.0030)
季度趋势	是	是
银行/企业固定效应	是	是
观测值	987	82,174
R-squared	0.2100	0.1408
组间系数差异 χ^2		4.00**
组间系数差异 p-value		0.0454

注：括号内为系数标准误；*，**，***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

七、异质性检验

(一) 不同股权类型银行外汇宏观审慎政策的影响

根据我们的理论模型，银行所拥有的外币贷款规模会影响自身汇率风险敞口，而外汇宏观审慎政策主要作用于银行的外币贷款成本。不同股权类型的银行开展外币贷款的规模

存在差异,因而,如果外汇宏观审慎政策对不同类型银行的汇率风险敞口的影响存在差异,我们就更有理由相信外币贷款是外汇宏观审慎作用于银行部门汇率风险敞口的重要路径。具体来说,本文将银行划分为国有控股大行、股份制商行、城商行和农商行四类银行,表 21 展示了分不同股权类型银行的回归结果¹。国有控股大行、股份制银行和城商行受汇率风险政策的影响更大,汇率风险敞口有显著下降,而农商行主要服务三农,受到的影响较小。实际上,中国是以银行为主导的金融体系,而包括国有控股大行、股份制银行和城商行在内的重要商业银行也在间接融资方面发挥主导作用,是金融服务实体经济的重要环节,对实际经济发展有重要作用(张琳等,2022),外汇宏观审慎政策在其中的传导效率也更高。

表 21 不同股权类型银行回归结果

	(1) 国有控股大行	(2) 股份制商行	(3) 城商行	(4) 农商行
L4.FXM	-0.0488** (0.0129)	-0.0799*** (0.0177)	-0.0858** (0.0330)	-0.0254 (0.0326)
控制变量	是	是	是	是
季度趋势	是	是	是	是
银行固定效应	是	是	是	是
观测值	230	378	314	145
R-squared	0.2993	0.1873	0.1794	0.5338

注:括号内为系数标准误;*,**,***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

(二) 不同类型公司外汇宏观审慎政策的影响

根据我们的理论模型,外汇宏观审慎政策主要影响了银行体系内的外币借款,但对于市场中外币借款的影响有限。现实中,国有企业对银行体系中的借款依赖程度更大,也更有可能会从银行获得外币贷款。因而,我们将公司划分为国有企业和非国有企业,并分别检验了外汇宏观审慎政策对这两类企业汇率风险敞口的影响。表 22 展示了不同类型公司回归结果,可以看出,国有企业的外汇宏观审慎指标系数显著低于非国有企业,外汇宏观审慎政策能够更好地传递给国有企业,并降低国有企业的汇率风险敞口。其次,我们的模型认为企业的汇率风险敞口主要来源于收入和负债的货币错配。对于一家拥有海外子公司的企业,它的收入和负债之间存在的货币错配问题更加严重。如果外汇宏观审慎政策可以起到从宏观层面上降低企业的外币贷款规模、缓解本外币货币错配、进而抑制汇率风险敞口的作用,那么我们理应观察到外汇宏观审慎更大程度地降低拥有海外子公司企业的汇率风险敞口。为此,本文按照企业前一年度是否有海外子公司分为有海外子公司组和无海外子公司组,实证检验了外汇宏观审慎对于这两类公司汇率风险敞口的影响差异。实证结果指出,外汇宏观审慎政策对有海外子公司组的公司汇率风险敞口的影响更为显著,这可能是因为拥有海外子公司组需要进行更多的外汇交易和外汇操作,特别是在外汇信贷等方面较

¹ 本文也根据中国人民银行发布的系统重要性银行进行了分组回归,结果类似。

无海外子公司组存在更大的风险敞口，这也与政策不确定性对跨国公司汇率风险敞口影响更大的研究有一致的结论。

表 22 分不同类型公司回归结果

	(1) 国有企业	(2) 非国有企业	(3) 有海外子公司	(4) 无海外子公司
L4.FXM	-0.0534*** (0.0047)	-0.0348*** (0.0036)	-0.0516*** (0.0033)	-0.0316*** (0.0051)
控制变量	是	是	是	是
季度趋势	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
观测值	29285	55898	57731	30697
R-squared	0.0160	0.0071	0.1466	0.1565
组间系数差异 χ^2		19.67***		9.79***
组间系数差异 p-value		0.0000		0.0018

注：括号内为系数标准误；*，**，***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

（三）不同融资依赖的公司外汇宏观审慎政策的影响

本文模型的结论指出，外汇宏观审慎主要通过银行贷款渠道影响企业的汇率风险敞口。我国金融体系下，信贷是企业主要的外部融资渠道，外部融资依赖度更高的企业更可能依赖银行贷款来融资，它们受银行本外币融资政策变化的影响更大。因而，外汇宏观审慎政策收紧后，高外部融资依赖度的公司汇率风险敞口下降更多，我们就有更充分的理由相信，外汇宏观审慎政策经由信贷影响企业汇率风险敞口的渠道真实存在。本文将公司划分为高融资约束组（*High_EFD*）和低融资约束组（*Low_EFD*），并在不同的组内分别检验了外汇宏观审慎对于企业汇率风险敞口的影响。参考 Rajan and Zingales（1998）和 Duchin et al.（2010），外部融资依赖指标的计算方法可以表达为：

$$EFD_{it} = \frac{Capital_{it} + R\&D_{it} - CashFlow_{it}}{Capital_{it} + R\&D_{it}} \quad (15)$$

其中，*EFD* 为外部融资依赖（External Financing Dependence）指标，*Capital* 为资本支出，*CashFlow* 为调整后的现金流，*R&D* 为研发投入。外部融资依赖指标越大，意味着该公司内部现金流无法支撑企业的研发和资本支出，需要从银行或市场获得贷款进行投资。我们首先计算出每年度各个行业的外部融资依赖指标均值，该年度该行业公司的外部融资依赖指标如果大于均值，则意味着该年度该公司的融资依赖更高，被划分为高融资依赖组（*High_EFD*），其余公司则被划分为低融资依赖组（*Low_EFD*）。表 23 展示了划分不同融资依赖公司的回归结果，结果显示，高融资依赖组（*High_EFD*）的外汇宏观审慎系数显著低于低融资依赖组（*Low_EFD*），外汇宏观审慎指标能更大程度地降低高融资依赖组（*High_EFD*）公司的汇率风险敞口。而高融资依赖组（*High_EFD*）公司更需要从银行获得外部贷款，其面临的汇率风险敞口更高，受外汇宏观审慎政策的影响效果也更为显著，

这基本与本文的研究假说 3 保持一致。

表 23 分不同融资依赖公司回归结果及组间系数差异检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	High_EFD	Low_EFD	High_EFD	Low_EFD
L4.FXM	-0.0410*** (0.0039)	-0.0232*** (0.0042)	-0.0404*** (0.0039)	-0.0239*** (0.0043)
控制变量	否	否	是	是
季度固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
观测值	38732	38897	38707	38893
R-squared	0.0069	0.0023	0.0120	0.0060
组间系数差异 χ^2		7.06***		9.66***
组间系数差异 p-value		0.0079		0.0019

注：括号内为系数标准误；*，**，***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

八、影响机制

理论模型表明，外汇宏观审慎政策将会影响银行的外币信贷，再通过信贷渠道传导至企业。首先，我们通过向量自回归模型，检验外汇宏观审慎政策和社会融资规模增量中外币贷款部分的变化关系¹。具体而言，我们选择的变量包括社会融资规模增量中外币贷款部分²、外汇宏观审慎政策指数(FXM)、通货膨胀率(CPI)、国内生产总值季度变化率(GDP)、外汇储备环比变化率一阶差分(*dFX*)³、进出口贸易差额(TRADE)、工业增加值环比变化率(INDUS)。考虑到 VAR 模型和脉冲响应函数已经可以体现出多期持续影响，我们使用单季度的外汇宏观审慎政策指数。依据 VAR 模型构建结果，图 8 展示了脉冲响应函数的结果。结果显示，外汇宏观审慎政策收紧预示着，此后 1 个季度内外币贷款将出现下降，并在 4 个季度后才能恢复到正常水平。这表明，外汇宏观审慎政策收紧与外币信贷规模存在着负向相关关系。

¹ 我国上市银行的外币存款和贷款信息披露不完整，很难准确地分析外汇宏观审慎政策对个体银行外币借贷行为的影响。

² 为保证变量量级一致，而社会融资规模增量中外币贷款部分又存在负数，我们先对社会融资规模增量中外币贷款部分的绝对值取对数，后加上原本的正负号。

³ 为保证模型中各变量的平稳性，*dFX* 是在外汇储备环比变化率(FX)的基础上再取一阶差分。

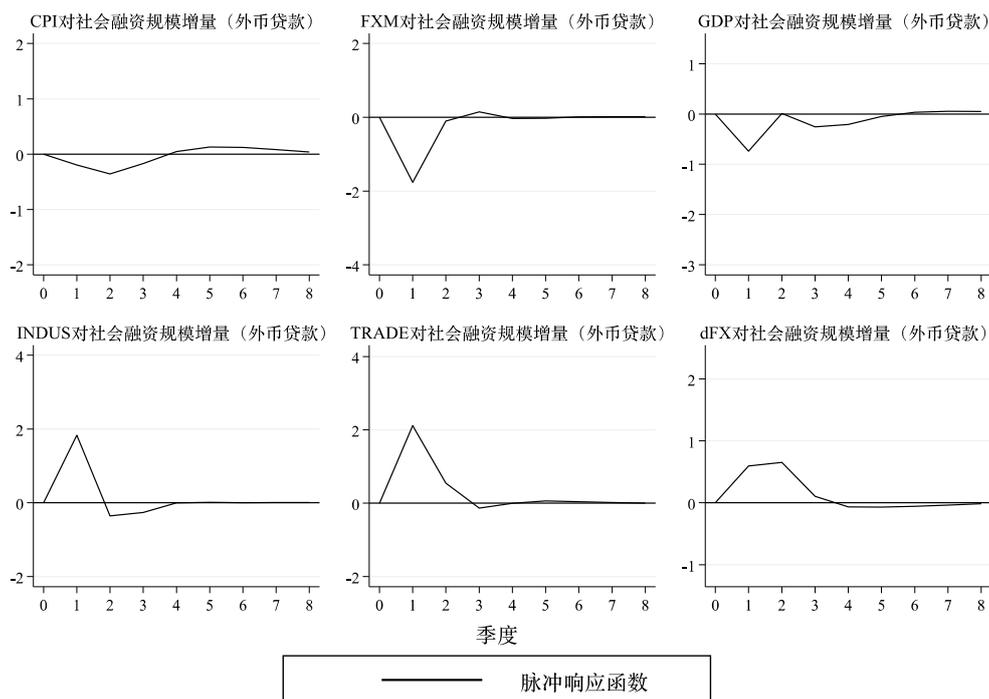


图 8 脉冲响应函数结果

表 24 展示了方差分解的结果。外汇宏观审慎政策可以解释 6.4402% 的外币信贷波动，这超过了通货膨胀率、国内生产总值季度变化率和外汇储备环比变化率一阶差分的解释能力。这说明，外汇宏观审慎政策已经成为影响我国外币信贷规模的重要因素。

表 24 方差分解 (单位: %)

季度	外币贷款	FXM	CPI	GDP	dFX	TRADE	INDUS
1	100	0	0	0	0	0	0
2	74.8388	6.6007	0.0811	1.1586	0.7506	9.4701	7.1001
3	73.5085	6.4380	0.3413	1.1264	1.6039	9.8243	7.1576
4	73.1889	6.4543	0.4005	1.2540	1.6192	9.8161	7.2670
5	73.1245	6.4466	0.4045	1.3404	1.6261	9.8016	7.2563
6	73.0819	6.4438	0.4391	1.3443	1.6353	9.8036	7.2519
7	73.0497	6.4412	0.4700	1.3460	1.6415	9.8029	7.2487
8	73.0317	6.4402	0.4839	1.3519	1.6440	9.8012	7.2470

进一步地，我们基于企业端数据来检验外汇宏观审慎政策是否会通过信贷渠道影响到企业的汇率风险敞口。考虑到本文的模型指出，汇率风险敞口主要来源于银行和企业的外币信贷结构，我们以外币贷款占总资产的比例衡量企业的外币贷款依赖度¹。

外币贷款数据来自 Wind 数据库，其为企业的美元借款、日元借款、英镑借款、欧元借款和其他货币借款以人民币计价之和。由于外币贷款数据为半年度数据，我们将汇率风险

¹我们也用贷款总额占总资产的比例、长期借款占总资产的比例以及短期借款占总资产的比例等指标来衡量贷款依赖度，我们主要的实证结果仍然保持一致。感兴趣的读者可向作者索取。

敞口在半年度层面进行平均，作为机制检验的因变量。首先，由于企业来自于银行的外币贷款数据并不充分，而考虑到中国主要是以间接融资为主的市场，银行为企业进行外币贷款融资的主要渠道，我们考虑使用外币借款替代银行外币贷款进行衡量。其次，与前文的考量一致，外币贷款数据分为短期贷款和长期贷款两类，而短期外币贷款在一年内将被偿还，所以考虑使用当期外币贷款数据作为机制检验-中的关键调节变量，它更好地捕捉了短期外币贷款期限对汇率风险敞口的影响。此外，我们删除了外币贷款占总资产比例小于 0 大于 1 的数据，这些公司借贷状况较为特殊，影响本文回归结果的有效性。为了探究外币贷款依赖度对外汇宏观审慎政策传导的影响，我们将外币贷款依赖度当期值与滞后一年期的外汇宏观审慎政策的交乘项加入回归，本文建立以下回归模型进行研究：

$$|\delta_{it}| = \delta + \beta FXM_{t-2} + \zeta Termf_t + \delta Termf_t \times FXM_{t-2} + \gamma X_{i,t-2} + I_i + Y_t + \epsilon_{it} \quad (16)$$

其中，*Termf*代表外币借款占总资产的比例，刻画了企业的外币贷款依赖度。考虑到半年度的回归频率，在机制检验中考虑了行业固定效应和年份固定效应，即变量 *I* 和 *Y*。我们提供了企业银行贷款依赖度描述性统计（见表 25）。

表 25 企业外币贷款依赖度描述性统计

变量名称	变量含义	观测值	均值	方差	最小值	最大值
Shortf	短期外币借款占总资产比例	14574	0.0192	0.0393	0	0.8041
Longf	长期外币借款占总资产比例	14574	0.0128	0.0373	0	0.5556
Totalf	总外币借款占总资产比例	14574	0.0320	0.0553	0	0.8041

表 26 展示了针对式（16）进行机制检验的结果。列（1）和列（2）展示了外币借款占总资产比例的回归结果。可以发现，无论是否加入控制变量，交乘项系数均在 10% 的显著性水平下显著，支持了本文的研究假说，即外币贷款依赖度更高的企业，在外汇宏观审慎政策收紧时，其外币贷款结构受到的冲击更大，更将受到外汇宏观审慎政策的传导影响，这符合本文对该机制的推断。列（3）和列（4）展示了短期外币借款占总资产比例的回归结果，可以发现，交乘项系数为负，但并不显著，因为短期外币贷款的流动性更强，借款渠道也更为丰富。表 26 列（5）和列（6）展示了使用长期外币贷款占总资产比例的回归结果。无论是否加入控制变量，交乘项系数均在 5% 的显著性水平下显著，这进一步支持了本文的银行外币贷款依赖度机制推断。即外汇宏观审慎政策收紧时，长期外币贷款占资产比例更高的企业，汇率风险敞口下降幅度将更大，这是因为长期贷款作为企业重要的融资渠道，一旦外汇宏观审慎政策收紧，其外币融资结构将受到极大的冲击。

表 26 企业外币贷款依赖度机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Exp_Firm	Exp_Firm	Exp_Firm	Exp_Firm	Exp_Firm	Exp_Firm
L2.FXM	-0.0095 (0.0075)	-0.0102 (0.0075)	-0.0132* (0.0075)	-0.0140* (0.0074)	-0.0113 (0.0070)	-0.0119* (0.0070)
Totalf	0.0324 (0.1809)	0.0157 (0.1733)				

L2.FXM×Totalf	-0.1524*	-0.1482*				
	(0.0888)	(0.0876)				
Shortf			0.2056	0.0873		
			(0.2280)	(0.2328)		
L2.FXM×Shortf			-0.0749	-0.0636		
			(0.1482)	(0.1477)		
Longf					-0.1467	-0.0549
					(0.3005)	(0.2736)
L2.FXM×Longf					-0.2336**	-0.2377**
					(0.1029)	(0.1000)
控制变量	否	是	否	是	否	是
年度固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	10305	10305	10305	10305	10305	10305
R-squared	0.0561	0.0845	0.0560	0.0843	0.0562	0.0846

注：括号内为系数标准误；*，**，***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

总体而言，影响机制一节的结果指出，外汇宏观审慎政策主要通过信贷渠道降低了银行贷款依赖度更强企业的汇率风险。外币贷款作为直接的影响机制，外币贷款占比更高的企业，在外汇宏观审慎政策收紧时，汇率风险敞口下降幅度更大。

九、结论与政策建议

本文构建了微观企业在银行和市场之间进行本外币贷款的决策模型，阐释了外汇宏观审慎政策如何影响中国银行体系的汇率风险敞口，以及政策作用下汇率风险在银行和企业之间的传导方式。理论模型指出，外汇宏观审慎政策收紧促使银行收取更高的外币贷款利率，收紧了外汇信贷，减少了银行的汇率风险敞口。企业的外币贷款需求受到抑制，其汇率风险敞口也随之下降，但由于市场投资者融资渠道的存在，企业的汇率风险敞口下降幅度较银行汇率风险敞口下降幅度更低。此外，考虑到中国仍然是以商业银行为主的间接融资占主体的市场融资结构，信贷渠道构成了外汇宏观审慎政策的重要传导机制，银行贷款依赖度更高的企业，汇率风险敞口下降幅度更大。

为了验证模型的相关推论，本文在总结中国的外汇宏观审慎政策基础上构建了中国外汇宏观审慎政策指数，使用上市公司和银行数据检验了外汇宏观审慎政策对银行和企业汇率风险敞口的影响。实证结果表明，外汇宏观审慎政策会降低银行和实体企业的汇率风险，但银行的汇率风险下降得更多。异质性结果表明，外汇宏观审慎政策更多降低了国有大行和股份制银行的汇率风险，更多削弱了国有企业的汇率风险，更多减少了高外部融资依赖公司的汇率风险。渠道上，外汇宏观审慎政策实施后，银行贷款依赖度更高的企业汇率风

险下降更多。外汇宏观审慎政策通过银行信贷渠道降低了银行贷款依赖度更高企业的汇率风险。

基于本文的结论，本文提出如下的政策建议。

①应当扩展外汇宏观审慎政策的监管范围，将银行体系之内和银行体系以外的外币借款统一纳入到外汇宏观审慎的监管框架之下。我们的研究结论发现，现有的外汇宏观审慎政策对银行外汇风险敞口的影响大于对企业外汇风险敞口的影响，这说明主要针对银行体系而设立的外汇宏观审慎政策可能存在一定的溢出效应（Ostry et al., 2012）。宏观审慎政策收紧时，部分企业由外币贷款转向了发行外币债券，汇率风险敞口由银行体系之内被部分转移到了银行体系之外。因而，我国的外汇宏观审慎政策监管范围也应当随企业外币借款渠道的转变而做出适时调整，将外币债券这一银行体系之外的外币借款渠道纳入到外汇宏观审慎的监管范畴当中。

②应当进一步丰富和完善价格型外汇宏观审慎政策工具，以调整市场外币资金价格的手段引导银行和企业等微观主体管理自身的汇率风险敞口。根据我们的总结，目前的我国外汇宏观审慎工具箱以数量型工具为主，而我们的研究表明通过调整银行体系的外币贷款价格也可以在一定程度上调整企业和银行外汇风险敞口的目的。随着我国金融体系的进一步开放，外币资金来源渠道的进一步增加，数量型外汇宏观审慎政策可能不能有效地实现调整汇率风险敞口的目的。因而，相关部门应当在数量型外汇宏观审慎工具的基础上，创设价格型的外汇宏观审慎工具，提高我国外汇市场的稳定性。

③企业应当结合涉外经营状况，有计划地完成外币资产和负债的匹配或使用合适的汇率风险对冲工具，主动管理自身的汇率风险敞口。我们的研究表明，外汇宏观审慎政策实施后，仍有部分企业保留着外币债务风险敞口。对于这类企业而言，如果它们本身就是存在境外业务收入的进出口企业，应当注重外币收入与外币债务偿付现金流之间的匹配，通过自然对冲的方式管理自身的汇率风险敞口。反之，如果这类企业本身涉外业务较少，则应当设计合理的外汇风险对冲方案，使用外汇衍生品工具，主动管理自身的汇率风险敞口。

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[J]. 金融研究, 2020, (03):21-38.
- [2]何国华, 李浩. 跨境资本流动的国际风险承担渠道效应[J]. 经济研究, 2018, (5):146-160.
- [3]何青, 甘静芸, 刘舫舫, 张策. 逆周期因子决定了人民币汇率走势吗[J]. 经济理论与经济管理, 2018, (5):57-70.
- [4]何青, 刘尔卓. 汇率敏感性会影响企业贷款利率吗?——基于中国上市公司的分析[J]. 金融研究, 2022, (08):132-151.
- [5]荆中博, 李雪萌, 方意. 跨境资本周期性波动对中国银行部门的风险溢出机制分析[J]. 世界经济, 2022, (01):182-205.
- [6]芦东, 周梓楠, 周行. 开放经济下的“双支柱”调控稳定效应研究[J]. 金融研究, 2019, (12):125-146.

- [7]陆磊, 李力, 冯业倩, 尚昕昕. 跨境融资宏观审慎管理与外部输入性风险防范[J]. 经济研究, 2022, (10):18-34.
- [8]梅冬州, 宋佳馨. 金融业开放与宏观经济去杠杆[J]. 中国工业经济, 2021, (10):78-97.
- [9]王心培. 跨境资本流动对金融稳定的影响研究[D]. 吉林大学, 2023.
- [10]温兴春, 梅冬州. 金融业开放、金融脆弱性以及危机跨部门传递[J]. 世界经济, 2020, (10):144-168.
- [11]熊琛, 金昊. 银行“走出去”、跨国风险传导与宏观审慎政策——基于对“一带一路”国家投资的分析[J]. 中国工业经济, 2023, (6):24-42.
- [12]张策, 梁柏林, 何青. 人民币国际化与中国企业的汇率风险[J]. 中国工业经济, 2023, (3):58-76.
- [13]张琳, 廉永辉, 方意. 政策连续性与商业银行系统性风险[J]. 金融研究, 2022, (5):95-113.
- [14]Acharya, V. V., and S. Vij. Foreign currency borrowing of corporations as carry trades: Evidence from india[J]. NBER Working Paper, 2020.
- [15]Ahnert, T., K. Forbes, and C. Friedrich, et al. Macroprudential FX regulations: shifting the snowbanks of FX vulnerability?[J]. Journal of Financial Economics, 2021, 140(1):145-174.
- [16]Akinci, O., and J. Olmstead-Rumsey. How effective are macroprudential policies? An empirical investigation[J]. Journal of Financial Intermediation, 2018, 33:33-57.
- [17]Ayyagari, M., T. Beck, and M. M. S. M. Peria. The micro impact of macroprudential policies: Firm-level evidence[M]. International Monetary Fund, 2018.
- [18]Bartram, S. M., G. W. Brown, and B. A. Minton. Resolving the exposure puzzle: The many facets of exchange rate exposure[J]. Journal of Financial Economics, 2010, 95(2):148-173.
- [19]Beirne, J., and C. Friedrich. Macroprudential policies, capital flows, and the structure of the banking sector[J]. Journal of International Money and Finance, 2017, 75:47-68.
- [20]Bengui, J., and J. Bianchi. Macroprudential policy with leakages[J]. Journal of International Economics, 2022, 139:103659.
- [21]Bergant, K., F. Grigoli, and N. J. Hansen, et al. Dampening global financial shocks: can macroprudential regulation help (more than capital controls)?[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2020.
- [22]Bruno, V., I. Shim, and H. S. Shin. Comparative assessment of macroprudential policies[J]. Journal of Financial Stability, 2017, 28:183-202.
- [23]Cehajic, A., and M. Kosak. Bank lending and small and medium-sized enterprises' access to finance—Effects of macroprudential policies[J]. Journal of international money and finance, 2022, 124:102612.
- [24]Cerutti, E., S. Claessens, and L. Laeven. The use and effectiveness of macroprudential policies: New evidence[J]. Journal of financial stability, 2017, 28:203-224.
- [25]Chang, C., Z. Liu, and M. M. Spiegel. Capital controls and optimal Chinese monetary policy[J]. Journal of Monetary Economics, 2015, 74:1-15.
- [26]Choi, J. J., E. Elyasiani, and K. J. Kopecky. The sensitivity of bank stock returns to market, interest and exchange rate risks[J]. Journal of Banking & Finance, 1992, 16(5):983-1004.
- [27]Duchin, R., O. Ozbas, and B. A. Sensoy. Costly external finance, corporate investment, and the subprime mortgage credit crisis[J]. Journal of Financial Economics, 2010, 97(3):418-435.
- [28]Eller, M., N. Hauzenberger, and F. Huber, et al. The impact of macroprudential policies on capital flows in CESEE[J]. Journal of International Money and Finance, 2021, 119:102495.
- [29]Flannery, M. J., and C. M. James. The effect of interest rate changes on the common stock returns of financial institutions[J]. The Journal of Finance, 1984, 39(4):1141-1153.
- [30]Forbes, K. J. The international aspects of macroprudential policy[J]. Annual Review of Economics, 2021, 13:203-228.
- [31]Forbes, K., M. Fratzscher, and R. Straub. Capital-flow management measures: What are they good for?[J].

- Journal of International Economics, 2015, 96:S76-S97.
- [32]He, J., and L. K. Ng. The foreign exchange exposure of Japanese multinational corporations[J]. The Journal of Finance, 1998, 53(2):733-753.
- [33]He, Q., J. Liu, and C. Zhang. Exchange rate exposure and its determinants in China[J]. China Economic Review, 2021, 65:101579.
- [34]Huang, Y., T. Ge, and C. Wang. Monetary Policy Framework and Transmission Mechanisms[A]. The Handbook of China's Financial System, 2020.
- [35]Hutson, E., and E. Laing. Foreign exchange exposure and multinationality[J]. Journal of Banking & Finance, 2014, 43:97-113.
- [36]Jorion, P. The pricing of exchange rate risk in the stock market[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1991, 26(3):363-376.
- [37]Lim, C. H., A. Costa, and F. Columba, et al. Macroprudential policy: what instruments and how to use them? Lessons from country experiences[J]. 2011.
- [38]Ostry, J. D., A. R. Ghosh, and M. Chamon, et al. Tools for managing financial-stability risks from capital inflows[J]. Journal of International Economics, 2012, 88(2):407-421.
- [39]Ouyang, A. Y., and S. Guo. Macro-prudential policies, the global financial cycle and the real exchange rate[J]. Journal of International Money and Finance, 2019, 96:147-167.
- [40]Rajan, R. G. Insiders and outsiders: The choice between informed and arm's-length debt[J]. The Journal of Finance, 1992, 47(4):1367-1400.
- [41]Rajan, R. G., and L. Zingales. Financial dependence and growth[J]. The American Economic Review, 1998, 88(3):559.
- [42]Salomao, J., and L. Varela. Exchange rate exposure and firm dynamics[J]. The Review of Economic Studies, 2022, 89(1):481-514.
- [43]Santos, J. A., and A. Winton. Bank loans, bonds, and information monopolies across the business cycle[J]. The Journal of Finance, 2008, 63(3):1315-1359.
- [44]Wetmore, J. L., and J. R. Brick. Commercial bank risk: Market, interest rate, and foreign exchange[J]. Journal of Financial Research, 1994, 17(4):585-596.

Foreign Exchange Macprudential Policies and Exchange Rate Risk Exposure

HE Qing^{1,2}, WANG Si-zhu², LIU Er-zhuo³

(1. China Financial Policy Research Center, Renmin University of China, Beijing, 100000, China;

2. School of Finance, Renmin University of China, Beijing, 100000, China;

3. School of Public Finance and Taxation, Capital University of Economics and Business, Beijing, 100000, China)

Abstract: This paper constructs a decision model for enterprises engaging in domestic and foreign currency borrowing from both banks and markets. Employing financial data spanning from the third quarter of 2010 to the second quarter of 2023 for listed Chinese banks and enterprises, the study verifies and delves into the impact mechanisms and transmission channels of foreign exchange macroprudential policies on the exchange rate risk exposure of banks and enterprises. The research reveals that, on the whole, the tightening of foreign exchange macroprudential policies reduces the exchange rate risk exposure for both banks and enterprises. Notably, in comparison to enterprises, banks experience a more substantial decline in their exchange rate risk exposure. Heterogeneous findings indicate that the tightening of foreign exchange macroprudential policies notably diminishes the exchange rate risk for significant commercial banks, state-owned enterprises, and enterprises with high external financing dependencies. Further research indicates that foreign exchange macro-prudential policies mainly affect the exchange rate risk exposure of companies through their dependence on bank loans. When the foreign exchange macro-prudential policy is tightened, companies with a higher dependence on bank loans experience a greater reduction in their exchange rate risk exposure. This article helps to understand the impact and transmission paths of foreign exchange macro-prudential policies on the exchange rate risk of banks and companies and provides experience for other emerging market countries in implementing foreign exchange macro-prudential measures.

Keywords: Foreign Exchange Macprudential Policies, Exchange Rate Risk, Bank-Lending Relationships

附录：均衡的推导与证明

本附录详细描述了第三章中外汇宏观审慎监管对企业本外币贷款决策的影响机制和均衡结果。该模型描述了不同类型企业的均衡融资需求，求解了均衡贷款利率和企业违约的汇率阈值，并描述了在没有外汇宏观审慎监管和存在外汇宏观审慎监管时，企业在银行和市场投资者之间的本外币贷款决策。

1. 微观企业的均衡融资决策

考虑非出口商的融资决策。\$T = 0\$时企业进行融资，汇率标准化为1，融资结构为\$d\$和\$f\$；\$T = 1\$时企业进行还款，外汇汇率为\$s\$，贷款利率为\$R_d\$和\$R_f\$，则企业的利润以本币可以表达为：

$$\pi(d, f; s) = (d + f)^\alpha - dR_d - sfR_f \quad (1)$$

当\$\pi(d, f; s) = (d + f)^\alpha - dR_d - sfR_f < 0\$时，企业违约，存在使企业违约的汇率阈值\$s^*\$，当\$s > s^*\$时企业违约，\$s^*\$可以表达为：

$$s^*(d, f) = \frac{(d + f)^\alpha - dR_d}{fR_f} \quad (2)$$

令\$g(s)\$和\$G(s)\$代表汇率分布的密度函数和累积分布函数，企业在给定贷款利率和汇率阈值的条件下最大化企业预期利润，有：

$$\max_{d, f} \Pi = \int_0^{s^*} \pi(d, f; s) dG(s), s. t. s^* = s^*(d, f) \quad (3)$$

带入企业利润和汇率阈值，可以转化为：

$$\max_{d, f} \Pi = \int_0^{s^*} [(d + f)^\alpha - dR_d - sfR_f] dG(s), s. t. s^* = \frac{(d + f)^\alpha - dR_d}{fR_f} \quad (4)$$

分别求一阶偏导数有：

$$\begin{cases} \frac{\partial \Pi}{\partial d} = \left(\frac{\alpha}{I^{1-\alpha}} - R_d \right) \int_0^{s^*} dG(e) = G(s^*) \left(\frac{\alpha}{I^{1-\alpha}} - R_d \right) = 0 \\ \frac{\partial \Pi}{\partial f} = \int_0^{s^*} \left[\frac{\alpha}{I^{1-\alpha}} - sR_f \right] dG(s) = 0 \end{cases} \quad (5)$$

由于汇率\$s\$为均匀分布，\$s \sim U[0, (1 - k)b]\$，带入上式有：

$$\begin{cases} \frac{s^*}{(1 - k)b} \left(\frac{\alpha}{I^{1-\alpha}} - R_d \right) = 0 \\ \left(\frac{\alpha}{I^{1-\alpha}} \right) \frac{s^*}{(1 - k)b} - R_f \frac{s^{*2}}{2(1 - k)b} = 0 \end{cases} \quad (6)$$

根据\$s^*\$的表达式可以得到：

$$s^* = \frac{2R_d}{R_f} = \frac{(d + f)^\alpha - dR_d}{fR_f} \quad (7)$$

同时，根据一阶条件，

$$I = d + f = \left(\frac{\alpha}{R_d} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (8)$$

带入\$s^*\$的表达式可以得到：

$$\frac{2R_d}{R_f} = \frac{\left(\left(\frac{\alpha}{R_d} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \right)^\alpha - dR_d}{\left(\left(\frac{\alpha}{R_d} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} - d \right) R_f} \quad (9)$$

可以解得：

$$\begin{cases} d^* = -\left(\frac{\alpha^\alpha}{R_d}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} + 2\left(\frac{\alpha}{R_d}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} = (2\alpha - 1)\left(\frac{\alpha^\alpha}{R_d}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \\ f^* = \left(\frac{\alpha}{R_d}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} - (2\alpha - 1)\left(\frac{\alpha^\alpha}{R_d}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} = (1 - \alpha)\left(\frac{\alpha^\alpha}{R_d}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \end{cases} \quad (10)$$

考虑出口商的融资决策。由于外币贷款利率低于本币，即 $R_d > R_f$ （后面将给出说明），出于出口商天然的外汇风险对冲，他们不愿意暴露于任何外汇风险，所以均以外币进行贷款，有 $d^* = 0$ ，假设外币贷款利率 R_f 给定，出口商将最大化预期利润，有：

$$\max_f \Pi = \int_0^{(1-k)b} s[f^\alpha - fR_f]dG(s) \quad (11)$$

求一阶导有：

$$\frac{\partial \Pi}{\partial f} = [\alpha f^{\alpha-1} - R_f] \int_0^{(1-k)b} s dG(s) = [\alpha f^{\alpha-1} - R_f] \frac{(1-k)^2 b^2}{2(1-k)b} = 0 \quad (12)$$

$$f^* = \left(\frac{\alpha}{R_f}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} = I^* \quad (13)$$

这意味着出口商更愿意融资外币，因为外币比本币更便宜，并且便于进行风险对冲。

2. 没有外汇宏观审慎政策的市场均衡情况

考虑在没有外汇宏观审慎监管条件下，银行和市场投资者的均衡借款利率，以及企业的均衡融资决策，以此体现出外汇宏观审慎政策的必要性。

考虑银行向出口商的贷款决策。如果银行 B 向出口商 E 贷款外币，则需要在外币贷款利率的基础上加上审查成本 c ，并且出口商不会违约，只需要获得均衡利率，则有，

$$R_{E,f}^B = r_f + \kappa c \quad (14)$$

当审查成本 c 很小时，市场投资者由于存在风险溢价，此时审查成本将低于市场投资者完成逆向选择的成本，出口商均会向银行借款。

考虑银行向非出口商的贷款决策。考虑银行 B 向非出口商 N 贷款，因为企业在 $s > s^*$ 时违约，则需要满足期望利率等于竞争性利率，联立方程有

$$\begin{cases} R_{N,d}^B G(s^*) = r_d + \kappa c \\ R_{N,f}^B G(s^*) = r_f + \kappa c \end{cases} \quad (15)$$

通过微观企业得均衡融资决策条件：

$$\begin{cases} s^* = \frac{2R_{N,d}^B}{R_{N,f}^B} \\ G(s^*) = \frac{s^*}{(1-k)b} = \frac{2R_{N,d}^B}{R_{N,f}^B(1-k)b} \end{cases} \quad (16)$$

解方程可以得到：

$$\begin{cases} R_{N,d}^B \frac{2R_{N,d}^B}{R_{N,f}^B(1-k)b} = r_d + \kappa c \\ R_{N,f}^B \frac{2R_{N,d}^B}{R_{N,f}^B(1-k)b} = r_f + \kappa c \end{cases} \quad (17)$$

从而，

$$\begin{cases} R_{N,d}^B = \frac{(1-k)b(r_f + \kappa c)}{2} > R_{N,f}^B \\ R_{N,f}^B = \frac{(1-k)b(r_f + \kappa c)^2}{2(r_d + \kappa c)} > R_{E,f}^B \end{cases} \quad (18)$$

一方面，由于 $r_f < r_d$ ，从而 $R_{N,d}^B > R_{N,f}^B$ ；另一方面，由于给非出口商贷款存在违约风险，则银行需要风险溢价，所以 $R_{N,f}^B > R_{E,f}^B$ 。

考虑市场投资者的本币贷款决策。市场投资者在进行本币贷款时，以 $1-w$ 的概率贷款给非生产性企业，获得 0；考虑违约风险后，以 $w(1-p)G(s^*)$ 的概率贷款给不违约的生产性非出口商，获得 R_d^M ；另外的 wp 的概率不需要考虑，因为出口商不进行本币贷款，从而有：

$$r_d = R_d^M p(\text{不违约的非出口商} | \text{除出口商外的企业}) = \frac{R_d^M w(1-p)G(s^*)}{1-wp} \quad (19)$$

$$R_d^M = \frac{1-wp}{w(1-p)G(s^*)} r_d \quad (20)$$

只有当

$$\frac{1-wp}{w(1-p)G(s^*)} r_d > \frac{r_d + \kappa c}{G(s^*)} \quad (21)$$

$$\kappa c \leq \frac{1-w}{w(1-p)} r_d = \bar{c} \quad (22)$$

当审查的成本 κc 比产生逆向选择的成本更小时，有 $R_d^M \geq R_{N,d}^B$ ，银行的本币贷款利率更低，企业倾向于从银行获得本币贷款。

考虑市场投资者的外币贷款决策。市场投资者进行外币贷款时，由于在讨论中审查的成本 c 比产生逆向选择的成本更小，则考虑 $R_{E,f}^B < R_f^M$ ，所有的出口商都已经决定了贷款方式，所以市场投资者以 $1-w$ 的概率贷款给非生产性企业，获得 0；考虑违约风险后，以 $w(1-p)G(s^*)$ 的概率贷款给不违约的生产性非出口商，获得 R_f^M ，从而有：

$$r_f = R_f^M p(\text{不违约的非出口商} | \text{除出口商外的企业}) = \frac{R_f^M w(1-p)G(s^*)}{1-wp} \quad (23)$$

$$R_f^M = \frac{1-wp}{w(1-p)G(s^*)} r_f \quad (24)$$

如果有企业以 R_f^M 从市场投资者贷外币，以条件 $R_{N,d}^B G(s^*) = r_d + c$ 从银行贷本币，则有

$$\begin{cases} s^* = \frac{2R_{N,d}^B}{R_f^M} \\ G(s^*) = \frac{s^*}{(1-k)b} = \frac{2R_{N,d}^B}{R_f^M(1-k)b} \end{cases} \quad (25)$$

带入表达式可得：

$$R_f^M = \frac{(1-k)br_f^2}{2(r_d + \kappa c)} \left(\frac{1-wp}{w(1-p)} \right)^2 \quad (26)$$

当审查的成本 c 和比产生逆向选择的成本更小时，即 $R_f^M > R_{N,f}^B$ ，有

$$\frac{(1-k)br_f^2}{2(r_d + \kappa c)} \left(\frac{1-wp}{w(1-p)} \right)^2 > \frac{(1-k)b(r_f + \kappa c)^2}{2(r_d + \kappa c)} \quad (27)$$

即：

$$\kappa c < \frac{1-w}{w(1-p)} r_f = \underline{c} < \bar{c} \quad (28)$$

银行的外币贷款利率更低，企业倾向于从银行获得外币贷款。实际上，这也能印证对于出口商借款利率的假设，当 $\kappa c < \underline{c}$ 时，所有的非出口商将从银行借款，市场投资者只能够面对出口商和不生产的企业，其要求的外币贷款利率甚至比非出口商的均衡利率更高，从而出口商不选择市场投资者借款。特别是，出口商没有违约风险，其要求的银行利率更低，从而更应该从银行借款。

总结来说，考虑 $\kappa c < \underline{c}$ 的情况：出口商 E 只借入外币，从不违约，他们将以 $R_{E,f}^B = r_f + \kappa c$ 从银行借款；非出口商 N 都会从银行贷款，贷款利率分别为

$$\begin{cases} R_{N,d}^B = \frac{(1-k)b(r_f + \kappa c)}{2} \\ R_{N,f}^B = \frac{(1-k)b(r_f + \kappa c)^2}{2(r_d + \kappa c)} \end{cases} \quad (29)$$

当本币贬值，

$$s > s^* = \frac{2(r_d + \kappa c)}{r_f + \kappa c} \quad (30)$$

公司违约，银行违约。非生产性公司将不会获得贷款，因为都是银行贷款，银行可以分辨出非生产性的公司。没有监管机构的贷款模式表明，在本币贬值之后，银行更容易暴露于违约的风险，导致汇率风险敞口相关的违约成本上升，所以这将激励政府实施宏观审慎法规。

3. 存在外汇宏观审慎政策的市场均衡情况

考虑在存在宏观审慎监管的情况下，银行和市场投资者的均衡借款利率和企业的借款模式，给定银行外币贷款的宏观审慎政策税收为 t ，银行审查成本为 κc 。

考虑银行向出口商的贷款决策。如果银行 B 向出口商 E 贷款外币，则需要在外币贷款利率的基础上加上审查成本和外汇宏观审慎税，且出口商不会违约，则有，

$$R_{E,f}^B = r_f + \kappa c + t \quad (31)$$

在给定 $t \leq t^*$ 的情况下，出口商 E 均会向银行借款，原因在于 κc 和 t 较小，而市场投资者也需要承担风险溢价，这将在后续的证明过程中内生决定，也和没有宏观审慎监管的条件保持一致。

考虑银行向非出口商的贷款决策。如果银行 B 向非出口商 N 贷款本币和外币，而因为企业在 $s > s^*$ 时违约，则需要满足期望利率等于竞争性利率，联立方程有：

$$\begin{cases} R_{N,d}^B G(s^*) = r_d + \kappa c \\ R_{N,f}^B G(s^*) = r_f + \kappa c + t \end{cases} \quad (32)$$

通过条件：

$$\begin{cases} s^* = \frac{2R_{N,d}^B}{R_{N,f}^B} \\ G(s^*) = \frac{s^*}{(1-k)b} = \frac{2R_{N,d}^B}{R_{N,f}^B(1-k)b} \end{cases} \quad (33)$$

解方程可以得到：

$$\begin{cases} R_{N,d}^B \frac{2R_{N,d}^B}{R_{N,f}^B(1-k)b} = r_d + \kappa c \\ R_{N,f}^B \frac{2R_{N,d}^B}{R_{N,f}^B(1-k)b} = r_f + \kappa c + t \end{cases} \quad (34)$$

从而，

$$\begin{cases} R_{N,d}^B = \frac{(1-k)b(r_f + \kappa c + t)}{2} \\ R_{N,f}^B = \frac{(1-k)b(r_f + \kappa c + t)^2}{2(r_d + \kappa c)} > R_{E,f}^B \end{cases} \quad (35)$$

由于给非出口商贷款外币存在违约风险，所以 $R_{N,f}^B > R_{E,f}^B$ 。

考虑市场投资者的本币贷款决策。市场投资者在进行本币贷款时，与没有宏观审慎的情况相同，当

$$\kappa c \leq \frac{1-w}{w(1-p)} r_d = \bar{c} \quad (36)$$

有 $R_{N,d}^M \geq R_{N,d}^B$ ，银行的本币贷款利率更低，企业倾向于从银行获得本币贷款。

考虑市场投资者的外币贷款决策。市场投资者进行外币贷款时，考虑 $R_{E,f}^B < R_{E,f}^M$ ，则所有的出口商都已经决定了贷款方式，只有当

$$\frac{(1-k)br_f^2}{2(r_d + \kappa c)} \left(\frac{1-wp}{w(1-p)} \right)^2 > \frac{(1-k)b(r_f + \kappa c + t)^2}{2(r_d + \kappa c)} \quad (37)$$

$$\kappa c < \frac{1-w}{w(1-p)} r_f - t = \underline{c} - t \quad (38)$$

有 $R_f^M > R_{N,f}^B$ ，银行的外币贷款利率更低，企业倾向于从银行获得外币贷款。

从而总结，当 $t < t^* = \underline{c} - \kappa c$ 时， $\kappa c < \underline{c}$ ，贷款结构与无宏观审慎时相比不变， $R_{N,f}^B, R_{E,f}^B$ 均提高，出口商和非出口商的外币贷款均降低。特别的，此时出口商 E 只借入外币，从不违约，他们将以 $R_{E,f}^B = r_f + \kappa c + t$ 从银行借款；非出口商 N 都会从银行贷款，贷款利率分别为

$$\begin{cases} R_{N,d}^B = \frac{(1-k)b(r_f + \kappa c + t)}{2} \\ R_{N,f}^B = \frac{(1-k)b(r_f + \kappa c + t)^2}{2(r_d + \kappa c)} \end{cases} \quad (39)$$

当本币贬值，

$$s > s^* = \frac{2(r_d + \kappa c)}{r_f + \kappa c + t} \quad (40)$$

公司违约，银行违约。非生产性公司将不会获得贷款，因为都是银行贷款，银行可以分辨出非生产性的公司。如果 $t = t^*$ ，那么使得 $R_{E,f}^M = R_{E,f}^B$ ，企业在银行和市场投资者中的外币借款行为将没有区别；如果 $t > t^*$ ，那么非出口商将更倾向于在市场中贷款，银行实际上只针对出口商贷款，但是他们将完全对冲而没有外汇风险，监管机构没有必要将税收提高到 t^* 以上。

4. 外汇宏观审慎政策对汇率风险敞口的影响

在本小节中，将分析外汇宏观审慎政策对于汇率风险敞口的影响。本文指出，外汇宏观审慎政策力度的增加将减少银行汇率风险敞口。考虑银行只向出口商和非出口商进行外币借款，且出口商完全风险对冲，不会因为汇率贬值而违约，从而银行的汇率风险敞口 EE 可以表达为：

$$EE = (1 - G(s^*))f_N^* \quad (41)$$

其中，

$$s^* = \frac{2R_{N,d}^B}{R_{N,f}^B} = \frac{2(r_d + \kappa c)}{r_f + \kappa c + t} \quad (42)$$

$$(1 - \alpha) \left(\frac{\alpha^\alpha}{R_{N,d}^B} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} = (1 - \alpha) \left(\frac{2\alpha^\alpha}{(1-k)b(r_f + \kappa c + t)} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (43)$$

带入汇率风险敞口 EE 的表达式即可表达为：

$$\begin{aligned} EE &= \left(1 - \frac{2(r_d + c)}{(1-k)b(r_f + c + t)} \right) (1 - \alpha) \left(\frac{2\alpha^\alpha}{(1-k)b(r_f + \kappa c + t)} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \\ &= (1 - \alpha) \left(\frac{2\alpha^\alpha}{(1-k)b} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \left(1 - \frac{2(r_d + \kappa c)}{(1-k)b(r_f + \kappa c + t)} \right) \left(\frac{1}{r_f + \kappa c + t} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \end{aligned} \quad (44)$$

将汇率风险敞口 EE 对外汇宏观审慎政策求偏导数可以得到：

$$\frac{\partial EE}{\partial t} \propto \frac{2}{(1-k)b} (2 - \alpha) \frac{r_d + \kappa c}{r_f + \kappa c + t} - 1 \quad (45)$$

当且仅当企业由于本币贬值造成的违约风险较大的情况下，即

$$\frac{s^*}{(1-k)b} < \frac{1}{2 - \alpha} \quad (46)$$

可以得到，

$$\frac{\partial EE}{\partial t} < 0 \quad (47)$$

当外汇宏观审慎政策收紧，银行贷款依赖度更高的企业，汇率风险敞口下降的幅度将更大。

$$\frac{\partial EE}{\partial t \partial \kappa} \propto \frac{2(2-\alpha)c(r_f - r_d + t)}{(1-k)b(r_f + \kappa c + t)^2} < 0 \quad (48)$$

假设加上税收后 $r_f + t > r_d$ ，那么国内的生产企业就不应该再借款外币。



中国人民大学国际货币研究所

INTERNATIONAL MONETARY INSTITUTE OF RUC

地址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室，100872 电话：010-62516755 邮箱：imi@ruc.edu.cn