

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张杰



中国金融改革和发展进入新阶段

数字经济如何影响中国通货膨胀？

汇率政策不确定性与企业信贷融资：基于外币贷款视角

人民币汇率变动、资源转移与产业结构升级

金融发展二重效应与货币政策传导

李扬

刘珺、唐建伟、周 边等

孟 为、姜国华

曹 伟、金朝辉、邓贵川等

战明华、李 帅、吴周恒

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

Edmond Alphandery	Yaseen Anwar	陈雨露	Steve H. Hanke
李 扬	李若谷	任志刚	

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

贡圣林	曹 彤	陈卫东	丁剑平	鄂志寰	郭庆旺
焦瑾璞	Rainer Klump	IL Houng Lee	David Marsh	庞 红	Herbert Poenisch
瞿 强	Alfred Schipke	谭松涛	涂永红	汪昌云	王国刚
王 芳	肖 耿	杨 涛	曾颂华	张成思	张之骧
赵锡军	周道许	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：张思瑾
美术编辑：陈一欣

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】

中国金融改革和发展进入新阶段——李扬 01

数字经济如何影响中国通货膨胀？

——基于作用机理和动态特征的实证分析——刘璐、唐建伟、周边、鄂永健、王运良 06

汇率政策不确定性与企业信贷融资：基于外币贷款视角——孟为、姜国华 24

人民币汇率变动、资源转移与产业结构升级——曹伟、金朝辉、邓贵川、万谋 47

金融发展二重效应与货币政策传导——战明华、李帅、吴周恒 60

宏观审慎工具与系统性金融风险研究——张肖飞、张希羚、徐龙炳 82

经济不确定性与全球金融资产配置

——来自双边证券投资资本流动的证据——李珂欣、陈中飞 98

中国金融改革和发展进入新阶段

李扬¹

党的二十大开启了中国金融改革和发展的新阶段。为了更好地落实二十大精神，促进中国经济长期健康发展，需要根据变化了的国内外形势，对中国金融改革的背景、方向、内容和任务做些梳理。

一、中国式现代化是中国特色金融发展的基本遵循

党的二十大报告首次对中国式现代化的特色、内容和分步推进的战略安排进行了系统阐述，这是规划未来中国金融改革和发展的基本遵循。

值得注意的是，在方法论意义上，报告凸显了中国式现代化的两个重要特点：第一，现代化不是凭空产生的，它是人类社会在长期经济社会实践中共同创造出来的，因此，它有着超越民族国家的共同特征、共同内容、共同的运行机制和共同的发展规律；中国的现代化和中国金融业的发展必须全面吸收这些人类社会共同创造的财富。第二，由于资源禀赋、文化传统、历史渊源和现实国情等千差万别，世界各国现代化的内容和道路其实不尽相同。中国式现代化发生在一个拥有五千年文明史的社会主义大国中，显然具有自己的鲜明特色。

报告对经济金融问题的论述堪称惜墨如金，在第五章“加快构建新发展格局，着力推动高质量发展”的总标题下，共计只有不足 600 字的阐述。可以看到，这段论述凸显了两大要点，即“加强财政政策和货币政策协调配合”和“着力扩大内需”。前者从体制机制上确定了今后的宏观调控必须要在财政政策和货币政策协调配合的大背景下展开；后者则表明，宏观调控的重点是需求管理，它当然应是需求管理和供给侧结构性改革相结合的，但扩大内需更重要。

关于今后的金融改革，报告强调了三项内容，一是建设现代中央银行制度；二是加强和完善现代金融监管、强化金融稳定保障体系；三是健全资本市场功能，提高直接融资比重。

值得注意的是对中央银行制度的重视。根据《党的二十大报告辅导读本》的解说，“现代中央银行制度是现代货币政策框架、金融基础设施服务体系、系统性金融风险防控体系和国际金融协调合作治理机制的总和。建设现代中央银行制度的目标是建立有助于实现币值稳定、充分就业、金融稳定、国际收支平衡四大任务的中央银行体制机制，管好货币总闸门，提供高质量金融基础设施服务，防控系统性金融风险，管控外部溢出效应，促进形成公平合理的国际金融治理格局。”显然，报告实际上是用“建立现代中央银行制度”的提法，概括了我们已知的金融改革和发展的主要内容和领域。

限于篇幅，本文仅就中央银行和资本市场改革做些粗浅的分析。

二、现代中央银行制度：完善流动性管理机制

中央银行的基本功能，当然仍是调控货币供给总量和利率，为实体经济运行提供适当的货币金融环境，然而，经过 20 世纪 90 年代以来的发展，央行功能的聚焦点已然全面转换到流动性管理上，财政政策和货

¹ 李扬，中国社会科学院学部委员、国家金融与发展实验室理事长。

币政策的协调配合的关键也在于此。

传统上，中央银行主要通过再贴现、调整法定准备金率和公开市场操作三条渠道来施行货币政策。

再贴现是最早进入央行视野的政策工具，其理论背景亦十分深远，学术界用“真实票据说”概括了这项工具的内容、特点及其运行机制。但是，尽管历史久远，实践很快就显示出它作为央行政策工具的缺陷。这是因为，基于对商业票据的再贴现来调控基础货币，遵循的是微观经济的运行规则，因而本质上具有顺周期性，而这与央行遵循的宏观经济运行准则及其逆周期调控的基本立场相悖。这一缺陷，在经济陷入危机时暴露无遗，20世纪30年代大危机中央行令人失望的表现便是例证。

调整法定准备金率一向被称为货币政策的“巨斧”。在历史上，存款准备金制度的初始功能是支付和清算。中央银行制度建立以来人们发现，存款准备金率可以成为央行进行宏观调控的便利工具。然而经过百余年的实践，中央银行家们逐渐认识到，通过调整法定准备金率来调控货币供应虽有“大杀四方”的快感，但总体上可能弊大于利。其一，由于其影响既大且广，用于小幅度调整货币供应（这是中央银行经常要做的事）便很困难。其二，对于那些准备金处于边际水平上（超额准备金率很低）的金融机构而言，提高准备金率可能立即引起流动性问题，而这是中央银行不愿看到的。其三，频繁变动法定准备金率可能给金融机构平添很大的不确定性，使它们的资产负债管理陷入困境。其四，调整法定准备金率在性质上属于行政性手段，这与整个经济和金融的市场化发展方向相悖。因此，20世纪70年代中期以来，改革法定准备金率制度成为货币当局和金融理论界讨论的重要论题之一。

首先想到的是对法定准备金制度进行完善。循着这条思路，一方面，更多的金融机构及其负债进入了准备金制度覆盖的范围；另一方面，各种存款负债的多方面特性被更仔细地地区分，并适用于差别性的准备金率。但是，金融自由化的迅疾步伐、金融创新的风起云涌和金融全球化的急速发展很快就使货币当局意识到，在新的经济和金融环境下，存款准备金制度的上述弊端逐渐显现，它可能已经不是一种合用的货币政策工具。因此，彻底改革准备金制度的动议便在20世纪90年代被列入各国央行的议程。

关于准备金制度的改革，曾经有过两种极端的意见。一种意见是把法定准备金率提高至存款的百分之百，基本“封冻”商业银行货币创造的功能；另一种意见则是完全取消法定准备金制度，主要依赖其他机制来进行宏观调控。实行百分之百准备金率的建议显然是基于对通货膨胀的恐惧，其主旨在于约束金融机构的放款能力，有效防止通货膨胀；而取消法定准备金制度的建议，则是基于金融市场迅速发展的背景，旨在为金融机构提供一个更为公平和有效率的竞争环境。20世纪90年代以来，随着通货膨胀逐渐远去，通货紧缩反倒时而出现在前，前一种意见不再被人提起，而降低准备金率乃至取消法定准备金制度的意见则不仅受到重视，而且逐渐变为各国的现实。当然，“零准备”并非无准备，相反，金融机构虽然无需在中央银行保留一个正的准备金余额，但仍需在其资产结构中保留一个规模并不很小的现金准备。在“零准备”制下，金融机构的资产结构中通常都被要求保有一定规模的现金资产；另外，为了保持流动性，这些金融机构还在其资产总额中持有相当份额的高流动性资产。在金融机构的资产管理战略中，这些高流动性资产通常被称为“二级准备”。

在上述改革之后，央行的功能便逐渐发生变化。从政策目标上看，流动性管理在央行诸多功能中居于核心地位（保持流动性合理充裕）；从政策工具上看，公开市场操作成为主要工具。可以看到，21世纪以来，发达经济体的金融体系越来越依赖由政府债券市场提供流动性。基于此，央行的角色也逐渐从最后贷款人转变为最后做市商，也就是说，央行的货币政策，无论是调控“量”或“价”，都主要通过其在金融市场中买卖政府债或高流动性的政府机构债来实现。由于上述转变，财政政策和货币政策更深入地内在勾连在一起。事实上，20世纪末以来全球债务规模的持续上升也助长了央行将政策目标聚焦于流动性管理的转变趋势。

2022年年初的LIBOR形成机制改革也体现出相同趋势。改革的方向是彻底摆脱伦敦同业市场的“报价”机制，杜绝商业性机构的参与可能对市场信号造成的扭曲。改革的方向是全面转向流动性市场——或转

移到政府债券市场，例如，美国和瑞士；或转移到数字化货币市场，例如，英国、日本和欧央行。

对应全球央行功能及其流动性管理发生的变化，以“建立现代中央银行制度”为改革目标的中国，显然也应围绕完善流动性管理体制来推进这一进程。事实上，近年来我国央行对货币政策目标的阐述中都凸显“保持流动性合理充裕”，表明已充分注意到国际上的这一动向。当然，鉴于我国央行体制及金融机制的特殊性，这一转换需循序渐进。一是继续完善以中期借贷便利为主的流动性对冲机制，缓解财政收支对银行体系流动性造成的季节性和阶段性扰动。原因在于，财政收支任何的变动，客观上都会对各种金融机构和金融市场的运行产生或大或小的影响。二是改革法定准备金制度。目前中国畸高的法定准备金率是历史的产物，如今，实行高准备金率的条件已全面逝去。面对新的形势和任务，今后两年，为提高流动性而继续降准将是大概率事件；然而，降到一定水平，法定准备金率势将相对稳定。在准备金率不会再频繁且大规模变动的背景下，我们的货币政策势将主要依靠公开市场操作，并借以实现货币政策框架的现代化转型。三是构建以无风险资产（国债）为中心的流动性对冲和管理机制。协调财政政策和货币政策，逐渐建立以政府债券为基础的新的流动性管理机制。四是以提高国库的收益性为导向，全面完善国库现金管理制度。

在货币政策操作中突出流动性管理和公开市场操作，必然要求国债市场有较大的发展和改革。可以预见，在经济下行背景下，政府债务不断增长将是大概率事件。政府债务不断增长，仅仅依靠财政部门自身对不断增长的政府债务进行管理并不容易，因为政府债务生来就兼有财政和金融双重功能——它发行的规模和种类或许主要由财政政策决定，但是，一旦进入市场，它便成为重要的具有高流动性的金融资产，广泛进入各类金融机构和非金融机构的资产负债表，其运行便完全遵循金融规律。鉴此，央行成为中央政府债券市场的主要参与者，进而通过在国债市场的操作来实施货币政策，便有了必要性和合理性。2022 年 12 月 12 日，财政部以 2.48% 的利率向有关银行定向发行了 7500 亿特别国债，同日，中国人民银行便从公开市场向一级交易商购买了等额国债。这一操作刻画了这一运作机制的两大要点：其一，央行应当协助政府的筹资活动，参与国债市场的运行；其二，央行不能直接与财政部进行交易，其间需有严格的防火墙。事实上，这种运作机制早在 20 世纪颁布的《中华人民共和国中国人民银行法》中就已明确规定了。

未来，央行和财政部应组建稳定的合作机制，共同依法管理中央政府债务。同时，要打通债券市场，打通银行信贷市场，在各市场间真正实现“互联互通”。在此基础上，完善货币市场体系，建立市场化的基准利率形成机制，并建立有效的利率体系，为完善债务管理提供基础。

三、健全资本市场功能

近年来，有关金融改革的文件直接提及的改革领域越来越少；但是，在改革任务单中，“健全资本市场功能”却从未缺席。二十大报告关于今后金融改革只提及了三个领域，其中便包含健全资本市场的内容。这既说明此项改革的重要性，也说明此项改革的艰巨性。

理论上说，资本市场是配置资本，特别是权益资本的场所和机制，其具体的表现，就是不断推出优秀的公司上市。在每个国家，上市公司都是该国最优秀的公司，因此，各国上市公司的结构能准确反映出这个国家的经济结构水平。进而，资本市场的运行，从上市到退市，发挥着引导一国经济结构调整方向并提供动力的功能，因此，资本市场的运行机制必须充分体现优胜劣汰的原则。本文认为，所谓完善资本市场功能，主要就是完善资本市场推出优秀上市公司的功能，要把最好的、最能代表经济发展水平和方向的公司推上市场；同时，也要不断把那些已经落后的公司淘汰出场。显然，这个过程引领着一个国家整个经济结构的调整。

观察资本市场状况的切入点就是分析上市公司的结构。不妨将全球前 20 家上市公司与中国前 20 家上市公司的结构做一比较。从这个比较中，可以找到完善我国资本市场功能的适当切口。

分析截至 2022 年年底的全球上市公司结构，我们可以读出很多有意义的信息。其一，从产业上看，高

科技公司牢牢占据着上市公司的顶端。微软、脸书、亚马逊、谷歌、苹果、维萨、特斯拉、腾讯、英伟达、台积电位居榜首。其二，从国别看，美国明显占优，占据 15 席，其他则是沙特阿拉伯、中国、法国、瑞士、中国台湾各一家。其三，前 20 大公司的榜单中还有若干新型的大众消费公司——联合健康、强生公司、路威酩轩、沃尔玛、宝洁、雀巢等，这代表着经济结构调整大规模科技化和民生化的新方向。其四，各类资源性公司和传统金融机构，均从榜单上消失了。总结以上，如果说引领全球上市公司有一个决定性因素的话，那就是高科技在经济领域中的应用。高科技在各个领域的应用，既可能创造一个新的产业，同时更多的则是改造传统产业。这个趋势值得记取。再看截至 2022 年年底中国资本市场的前 20 名榜单。有如下信息令人瞩目。一是茅台位居第一，且白酒公司共有 2 家；二是传统金融机构共有 8 家，占据主导；三是传统资源类公司共有 4 家，仍占有相当的地位；四是高科技公司只有宁德时代、比亚迪和迈瑞医疗 3 家；五是垄断免税贸易的中国中免进入前 20 名。

显然，中国上市公司的结构显得比较传统，显示出我国的经济结构还主要停留在传统的工业化阶段，而非现代的、信息化的和数字化的。这个比较给了我们一个非常大的压力，必须加紧对我国的上市公司结构进行调整，要让更多的科技含量高的公司上市，更要落实二十大的号召，加快数字化发展，让更多的数字化公司上市。同时，用现代化手段服务民生的公司也应是我們培养的对象。

接下来的问题便是，是什么妨碍了我们的科技公司上市？

本文认为，至少有如下几方面因素。第一，上市制度。迄今为止，我国对于公司上市还相当程度上保留着审批制，注册制已经推行多年，2023 年 2 月 1 日，中国证监会正式宣布，将全面实行股票发行注册制，但真正落实还需时日。很多人会问，这个制度有那么重要吗？回答是，当然重要，而且至关重要。审批制本质是行政机制，是行政化在我国资本市场中的体现。更重要的是，审批制作为一种选择机制，其基本倾向是接纳各种传统的工业企业和金融机构，而排斥高科技公司。

审批制对上市公司有很多要求，例如，要有多少资产、要有三年盈利等。这看起来不无道理。但是，从经济发展的历程看，只有那些传统的重资产的制造业企业才具备这些条件：它们大都拥有大片的土地、大量的厂房和设备，而且存续甚久，这些重资产通常都能评估出很高的价值。反观高科技公司，它们大都是轻资产的，且历史很短，若说有什么资产，大多还是无形资产，资产结构难以满足审批制下上市的要求。再说盈利。高科技公司大多在一开始都没有什么利润，至少盈利不稳定，更不用说连续三年盈利；它们的价值，在于有无限的发展前景。然而，在审批制下，公司未来的发展前景不可能被确认，因而此类公司也很难被审批通过。在这个意义上，改审批制为注册制，不仅是加强我国资本市场的市场化改革的需要，更是提升我国产业结构、落实创新发展理念的需要。

第二，定价机制。在审批制下，上市公司的股票价格是由官方（发审机构）根据已知的若干资产的价格决定。其主要的根据一是过去的盈利，二是监管部门认为合意的市盈率。显然，审批制下的股票定价主要根据是公司的过去，而不是公司的未来。在注册制下，这个价格将主要由市场参与者依据市场规则确定，投资者们主要根据对公司未来发展前景的预期来为股票定价。

第三，需进一步完善我国投资者结构，培育合格的机构投资者。说起我国资本市场的投资者结构，大家习惯将之概括为“散户为主”。这其实只揭示了事实之一。很多人均未注意到的事实是，中国资本市场最主要的投资者其实是身份十分复杂的“一般法人投资者”，它们拥有上市公司 50% 以上的市值。构成复杂的一般法人投资者作为主要投资者，是很中国特色的现象，其中很多法人是行政性机构。因此，一般法人投资者为主，不免会给资本市场带来浓厚的行政色彩；为完善我国资本市场功能，整个结构显然应当改变。

第四，退市机制，使得退市常态化。有人会问，入市确实重要，退市也这么重要吗？本文认为，退市同上市同样重要。一个市场，如果上市能遵循市场机制，退市也遵循市场机制，那么整个市场便可能是有效率的。在我国，由于上市不易，退市也就很难。大家一定注意到，对于地方政府而言，其发展金融的重要任务之一就是培养上市公司。为达此目的，各地方政府都会把大量的资源向一些地方企业堆集，然后把

它们“培养”上市。如此形成的上市公司，自然不能随意退市。于是，即便公司出了问题，地方政府也要动员新的资源去救助。这样，中国资本市场上就出现了一个特有的概念，叫作“壳”。壳有价格，可以买卖，市场规模还很大。毋庸讳言，存在大量壳市场的资本市场，其效率不可能是高的。因此，完善资本市场功能的任务之一，就是要让公司退市常态化。

党的二十大开启了中国经济金融发展的新阶段，二十大报告提出了大量改革和发展的新课题。研究和落实这些课题，构成我们今后若干年的主要任务。

数字经济如何影响中国通货膨胀？

——基于作用机理和动态特征的实证分析

刘珺¹ 唐建伟² 周边³ 鄂永健⁴ 王运良⁵

【摘要】数字经济给人类社会经济活动带来广泛而深刻的变化，对各国宏观经济运行产生重要而深远的影响。研究数字经济如何影响中国通货膨胀，其作用机理如何，对把握数字经济的宏观效应、研判中国通货膨胀长期走势及改进宏观调控政策具有一定现实意义。本文借鉴现有的理论分析框架并结合中国数字经济实际，总结梳理出数字经济通过数字化产品及服务价格低增长、生产率提升、电商平台竞争等三个渠道抑制通货膨胀，并使用中国的数据进行实证检验。主要研究结论为：数字经济对通货膨胀的抑制作用及其三个影响渠道在中国基本得到了证实，数字经济发展对中国通货膨胀的长期趋势产生了抑制作用。同时本文还利用 VEC 模型分别模拟线下价格指数、线上价格指数和两者加权平均的综合价格指数对货币政策冲击的响应情况。结果表明，线上销售的扩大增强了整体通货膨胀对货币政策的敏感性。本文结论为研究中国通货膨胀走势、改进价格指数的统计核算、优化货币政策调控等提供了启示和参考。

【关键词】数字经济；通货膨胀；作用机理；动态特征

一、引言

党的十八大以来，以习近平同志为核心的党中央统筹中华民族伟大复兴战略全局和世界百年未有之大变局，准确把握中国经济发展的阶段性特征，深刻洞察数字经济发展趋势和规律，出台一系列重大政策、作出一系列战略部署，推动我国数字经济发展取得显著成就。党的二十大报告明确提出“加快建设制造强国、质量强国、航天强国、交通强国、网络强国、数字中国。”当前中国数字经济发展迅速，根据中国信通院在《中国数字经济发展白皮书》（2022）中的测算，2021 年我国数字经济规模达到 45.5 万亿元，较“十三五”初期扩张了 1 倍多，同比名义增长 16.2%，高于 GDP 名义增速 3.4 个百分点，占 GDP 比重达到 39.8%，较“十三五”初期提升了 9.6 个百分点。

数字经济给人类社会经济活动带来广泛而深刻的变化，对各国宏观经济运行产生重要而深远的影响。与数字经济几乎同时出现的，是全球性低通货膨胀，这引发了学术界广泛关注，近几年国际上关于数字经济对通货膨胀影响研究的文献逐渐增多，但国内相关文献较少。中国通货膨胀是否受到了数字经济的抑制，具体作用渠道都有哪些，数字经济下中国通货膨胀的动态特征出现哪些变化？探究这些问题对把握数字经济的宏观效应、研判中国通货膨胀长期走势及改进宏观调控政策均具有一定的现实意义。因此，本文在梳理现有文献的基础上，探究数字经济发展对中国通货膨胀的影响机制及效应，分析数字经济背景下中国通货膨胀的动态特征。与现有文献相比，本文的主要贡献有：一是使用中国的实际数据对数字经济与通货膨胀之间的关系进行实证检验，丰富相关实证文献；二是以 Riksbank（2015）的理论框架为基础，对数字经济影响中国通货膨胀的具体渠道进行实证检验，验证具体作用机理；三是从宏观政策冲击的角度，分析了数字经济下通货膨胀对货币政策冲击的短期动态响应特征，为优化宏观政策调控提供参考。

本文结构安排如下：第二部分是文献综述；第三部分提出数字经济抑制中国通货膨胀的影响机理及实

¹ 刘珺，工商管理博士，高级经济师，交通银行

² 唐建伟，经济学博士，交通银行发展研究部

³ 周边，经济学博士，交通银行金融科技创新研究院

⁴ 鄂永健，经济学博士，交通银行发展研究部

⁵ 王运良，经济学博士，交通银行博士后科研工作站

证检验；第四部分通过比较不同价格指数对货币政策冲击的响应，以初步分析数字经济下的通货膨胀短期动态特征；第五部分是结论和启示。

二、文献综述

（一）数字经济的定义及范畴

学界对数字经济的研究经历了信息经济、互联网经济以及数字经济的探索过程，目前对数字经济的定义尚未统一。国内各界较为接受 2016 年 G20 杭州峰会对数字经济的表述，即以使用数字化的知识和信息作为关键生产要素、以现代信息网络作为重要载体、以信息通信技术的有效使用作为效率提升和经济结构优化的重要推动力的一系列经济活动¹。中国国家统计局发布的《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》²参考了该定义，将数字经济产业范围确定为数字产品制造业、数字产品服务业、数字技术应用业、数字要素驱动业、数字化效率提升业等五个大类。中国信通院发表的白皮书也以该定义为参照，把数字经济分为数字产业化、产业数字化、数字化治理、数据价值化四大部分。按照这一定义，数字经济既包括半导体、移动基站、通信设备等信息通讯相关产业，即数字化技术及产品本身，也包括数字化技术与经济社会广泛融合产生的各类经济活动，如电商平台、共享经济、工业互联网等。为全面分析数字经济的影响，并参考国内外已有数字经济相关研究，本文也采用这一定义。

（二）数字经济对通货膨胀的影响

在分析数字经济与通货膨胀之间关系方面，现有文献多证实了数字经济对通货膨胀的抑制作用（Buchheim and Kedert, 2016; Koyuncu and Unver, 2018; Csonto et al., 2019）。英格兰银行 Wadhvani（2000）研究了互联网发展对通货膨胀的影响，认为互联网通过降低搜寻成本、减少市场进入障碍和缩短供应链等方式提升生产率、降低均衡失业率，在短期内可压低通货膨胀率。Lorenzani and Varga（2014）使用 27 个欧盟国家的数据发现，零售部门线上交易的发展导致整体价格水平每年降低 0.1%。Koyuncu and Unver（2018）构建了五类通货膨胀指标，并以 OECD 国家为样本，考察了信息通信技术与通货膨胀之间关系，发现两者间存在负向关系。Csonto et al.（2019）以 36 个发达和新兴经济体为样本，研究了 2000 年至 2017 年期间数字经济发展对通货膨胀的影响，发现数字化主要通过降低成本（加剧竞争）影响通货膨胀。在数字经济对通货膨胀的影响机理分析上，瑞典央行货币政策执行报告（Riksbank, 2015）提出的分析框架较为全面，后续研究（Charbonneau et al., 2017）多以该框架为基础进行了适当拓展或修正。在该框架下，数字经济主要通过三个渠道对通货膨胀产生抑制作用：通过数字化产品及服务价格下降抑制通货膨胀，通过运用自动化技术和生产率提升抑制通货膨胀，通过电子商务促进竞争和便利信息获取抑制通货膨胀。

（三）数字经济视角下的通货膨胀指标重构

数字经济时代，传统通货膨胀衡量指标可能无法全面地反映真实物价水平变动情况，测量方法需要进一步调整，如周小川（2020）从较少包含资产价格、计算通货膨胀支出篮子的收入、劳动付出的度量影响通货膨胀感知、比较基准和参照等四个方面，讨论了通货膨胀的概念拓展和测量问题。Abdirahman et al.（2017）则认为国民账户平减指数低估了通信服务类产品价格的真实价值，可能低估数字经济的真实增长。Byrne and Corrado（2017）构建了包括通信设备、计算机及周边设备和计算机软件等耐用数码产品价格指数，发现 2005 年到 2015 年数字消费品价格指数平均每年下降 14 个百分点，比官方数据多下降 6 个百分点左右。Goolsbee and Klenow（2018）使用 2014 年到 2017 年样本构建网络价格指数，发现网络价格指数比同类商品 CPI 低约 1 个百分点。此外，线上购物的出现使得数字经济时代的通货膨胀情况更加复杂。Cavallo（2018）研究认为在线竞争提高了美国各地价格变动的频率和统一定价幅度，这些变化使线上价格

¹ G20 Digital Economy Development and Cooperation Initiative, http://www.g20chn.org/hywj/dncgwj/201609/t20160920_3474.html.

² 《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjbz/202106/t20210603_1818134.html。

对原油、汇率等冲击更敏感。国内研究方面，部分学者也认为，我国线上商品对于线下商品价格影响更大，现阶段 CPI 统计制度没有将线上商品价格纳入 CPI 篮子并不科学（田涛，2016）。刘涛雄等（2019）运用大数据理念和技术手段，构建了基于互联网在线数据的居民消费价格指数(iCPI)，价格数据全部来源于线上，为通货膨胀研究增加了新的维度。张延群（2021）对 iCPI 与 CPI 的相互关系进行分析研究发现，iCPI 和 CPI 在长期走势和短期变动方面都存在较大差异。

三、数字经济抑制中国通货膨胀的实证检验——以数字金融为例

（一）研究假说提出

数字经济背景下，持续技术进步带来的规模效应明显，推动产量提升与产品成本下降，并在销售端促进线上线下激烈竞争，产品价格趋向边际成本。与此同时，数字化产品及服务的需求增加并未快于供给增加，供给曲线右移较大，价格相对下行或缓慢增长。此外，近十年来并未出现如苹果手机般的划时代产品，数字化产品尽管不断升级换代、性能提升，但差异化功能有限，因而产品需求总体保持平稳甚至趋于饱和。在供需两方面共同作用下，数字化产品及服务于过去数十年间呈现价格下行或缓慢增长的态势，这在全球主要国家均得到了证实（Riksbank, 2015; Charbonneau et al., 2017），“摩尔定律”在数字化产品及服务当中的表现日益明显。综上所述，本文提出了假说一。

假说一：数字经济通过数字化产品及服务价格的低增长降低了通货膨胀。

研究发现，数字经济发展显著提升了全要素生产率（万晓榆和罗焱卿，2022；郭吉涛和梁爽，2021）。荆文君和孙宝文（2019）指出，数字经济可以通过三条路径促进经济增长：新的投入要素、新的资源配置效率和新的全要素生产率。在宏观层面，近年来中国数字经济迅速发展，数字化运用在全产业链降低了业务摩擦成本，强化产品协同效应，并使得产业链扁平化，促进了社会全要素生产率提升，而生产率提高能有效消化通货膨胀上升压力（龙少波和陈璋，2013）。在微观层面，数字经济通过提高自动化水平和生产率影响通货膨胀。数字化技术既能通过直接提高生产率来降低生产成本，也可以通过提高自动化水平来替代劳动力，降低工资成本，二者都会产生降低产品价格的效果。Csonto 等人（2019）进一步研究发现，数字经济还能通过改变通货膨胀预期、价格对产出缺口反应弹性和边际生产成本来影响通货膨胀。基于此本文提出假说二。

假说二：数字经济通过提升社会的生产效率降低了通货膨胀水平。

近年来互联网购物的快速崛起，极大地改变了全社会消费习惯。数字经济发展和技术进步在赋能互联网电商平台做大做强时，也吸引了越来越多的卖家采取线上化经营模式，商品市场竞争愈发激烈。中国线上购物和电商平台的崛起能够通过以下五条渠道稳定物价：一是促进市场竞争，互联网电商平台几乎完全透明的价格体系与评价内容，极大地降低了消费者“货比三家”的成本。二是电商平台的准入成本大幅下降，大量小微企业、个体经营者可以在平台上运营，甚至世界范围内的供应商都可在同一平台上竞争，进一步拓宽了消费者的选择半径和比价范围，降低了消费者的信息不透明程度。三是虽然互联网电商平台也培育了如亚马逊、淘宝等超级平台公司，提高了市场垄断程度，但产品价格是否因垄断而上升则存在不确定性（Charbonneau 等人，2017）。因为超级平台公司的规模效应促进了经济上的效率，其边际成本更低，更易采取低价竞争策略（许小年，2020），外部竞争者的进入威胁也迫使超级平台公司不敢轻易提价。四是促进理性价格预期形成，如疫情期间在全国市场统一匹配供需，且将需求信息向生产端传递，实现补充急缺用品生产、减少供需缺口，从而平抑价格。五是电子商务平台使得商品分销从物理渠道转到线上渠道，减少了中间非必要流通环节，降低了分销成本。基于此，本文提出了假说三。

假说三：数字经济通过互联网电商平台提升竞争度降低通货膨胀水平。

（二）实证模型设计

本文采用固定效应面板模型对上述假说进行验证：

$$inflation_{i,t} = \alpha + \beta_1 * digitalization_{i,t} + \beta_2 * Control_{i,t} + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} inflation_{i,t} = & \alpha + \beta_1 * digitalization_{i,t} + \beta_2 * digitalprice_{i,t} + \\ & \beta_3 * digitalization_{i,t} * digitalprice_{i,t} + \beta_4 * Control_{i,t} + u_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} inflation_{i,t} = & \alpha + \beta_1 * digitalization_{i,t} + \beta_2 * productivity_{i,t} + \\ & \beta_3 * digitalization_{i,t} * productivity_{i,t} + \beta_4 * Control_{i,t} + u_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} inflation_{i,t} = & \alpha + \beta_1 * digitalization_{i,t} + \beta_2 * Ecommercecompetition_{i,t} + \\ & \beta_3 * digitalization_{i,t} * Ecommercecompetition_{i,t} + \beta_4 * Control_{i,t} + u_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

其中，模型 1 是基础假设，模型 2-4 分别对应假说一到假说三，以验证三个具体机制。上述模型中， $inflation_{i,t}$ 是 i 省份在 t 时间的通货膨胀水平； $digitalization_{i,t}$ 、 $digitalprice_{i,t}$ 、 $productivity_{i,t}$ 和 $Ecommercecompetition_{i,t}$ 分别是 i 省份在 t 时间的数字经济发展水平、数字化产品价格、生产率和电商平台竞争度。 $digitalization_{i,t} * digitalprice_{i,t}$ 、 $digitalization_{i,t} * productivity_{i,t}$ 和 $digitalization_{i,t} * Ecommercecompetition_{i,t}$ 分别是数字经济发展水平与数字化产品价格的交乘项、数字经济发展水平与生产率的交乘项，以及数字经济发展水平与电商平台竞争度的交乘项，用以验证数字经济对通货膨胀影响的具体渠道。如果模型（1）中 β_1 显著为负，则说明数字经济发展确实抑制了通货膨胀；如果模型（2）、（3）、（4）中 β_3 显著为负，则假说一、假说二、假说三得到验证。

（三）变量说明与描述性统计

通货膨胀（inflation）：采用国家统计局公布的 CPI 和 PPI 的增长率作为通货膨胀的代理变量，皆为年度数据。

数字经济发展水平（digitalization）：本文参考傅秋子和黄益平（2018）、张勋等（2019）、郭峰等（2020）的研究，使用《北京大学数字普惠金融指数》中的年度数字化程度指数作为衡量数字经济发展程度的代理变量，数据频率为年¹。

数字化产品价格（digitalprice）：使用中关村电子产品价格指数的变化率（zgcgrowth）作为数字化产品及服务价格的代理变量，数据频率为年。

生产率（productivity）：使用各省市全要素生产率的变动率（tfpgrowth）作为代理变量。参考 Battese and Coelli（1995）的模型，采用 SFA 方法计算得到各省全要素生产率（TFP），并计算其变动率，数据频率为年。

电商平台竞争度（Ecommercecompetition）：使用当年各省市所有企业中开展电子商务的企业数量占比（onlinebusinessratio）作为电商平台竞争度的代理变量，数据频率为年。

控制变量（control）：包括各省市人均生产总值的对数（lnpergdp）、贷款基准利率的年平均（rate）、债券发行量的对数（lndebt）、广义货币供应量的对数（lnm2）、美元兑人民币年平均汇率（aexchangerate），分别用以控制经济发展水平、利率水平、金融脱媒程度（卢盼盼和张长全，2013）、货币供应量以及汇率的影响，数据频率为年。

¹ 数字经济统计方面，目前较为权威的是中国信通院发布的《中国数字经济白皮书》，但该报告仅统计全国数字经济规模，没有各省数据。《北京大学数字普惠金融指数》中的数字化程度指数刻画了各省数字化程度的时序变动，符合本文的需要，但该指数主要衡量移动支付、二维码支付等金融活动的数字化程度，不能代表全部数字经济情况。比较发现，北京大学数字化程度指数年增幅与中国信通院统计的数字经济规模年增幅有类似的变动趋势，因而可以作为衡量整体数字化程度的代理变量。

表 1 变量定义及说明

变量名称	变量符号	变量说明
通货膨胀水平 (<i>inflation</i>)	<i>CPI</i>	消费者价格指数增长率
	<i>PPI</i>	工业品出厂价格指数增长率
数字经济发展水平 (<i>digitalization</i>)	<i>digitalization</i>	北大普惠金融指数中的数字化程度指标
数字化产品价格 (<i>digitalprice</i>)	<i>zgcgrowth</i>	中关村电子产品价格指数变化率
生产率 (<i>productivity</i>)	<i>tfpgrowth</i>	各省全要素生产率的变动率
电商平台竞争度 (<i>Ecommercecompetition</i>)	<i>onlinebusinessratio</i>	企业开展电子商务的比例
<i>M2</i> 的对数	<i>lnm2</i>	<i>ln</i> (广义货币供应量)
利率水平	<i>rate</i>	贷款基准利率的年平均值得
分省人均 <i>GDP</i> 的对数	<i>lnpergdp</i>	<i>ln</i> (各省人均 <i>GDP</i>)
债券发行量的对数	<i>lndebt</i>	<i>ln</i> (债券发行量)
汇率	<i>aexchangerate</i>	美元兑人民币年平均汇率

数据来源方面，数字化水平来自《北京大学数字普惠金融指数》；债券发行量来自中国人民银行；中关村电子产品价格指数来自 wind 数据库；其他数据均来自国家统计局。各变量的描述性统计结果见表 2。

表 2 描述性统计

VARIABLES	N	mean	p50	Sd	min	max
<i>CPI</i>	620	0.0239	0.0220	0.0183	-0.0230	0.1010
<i>PPI</i>	583	0.0193	0.0100	0.0572	-0.1760	0.2530
<i>digitalization</i>	310	290.1423	323.2500	117.2522	7.5800	462.2300
<i>onlinebusinessratio</i>	224	8.9857	9.6000	1.8997	5.2000	10.9000
<i>tfpgrowth</i>	651	0.3023	-0.0878	1.6972	-0.9621	26.2457
<i>zgcgrowth</i>	223	0.0023	0.0045	0.0358	-0.0467	0.0627
<i>lnm2</i>	639	13.4307	13.4951	0.8331	11.9723	14.5979
<i>rate</i>	711	5.5678	5.5800	0.9509	4.3500	11.5200
<i>lnpergdp</i>	620	10.1827	10.3279	0.8184	8.0064	12.0130
<i>lndebt</i>	704	11.1697	11.4193	1.4615	5.3845	13.3036
<i>aexchangerate</i>	670	7.1414	6.8632	0.7911	6.0969	8.2783

(四) 实证结果分析

20 世纪 90 年代以后，美国经历了一个发展黄金期，经济发展出现“两高两低”的奇迹，“两高”是指高经济和高生产增长率，“两低”是低失业率和低通货膨胀率，形成“新经济”时代，而支撑这一时代的引擎就是 IT 技术和互联网技术的产物——数字经济（巴曙松等，2018）。表 3 的实证结果证明类似的事情也发生在中国，除列（2）（4）外的所有数字化水平的系数都显著为负，说明中国数字经济的发展对通货膨胀确实产生了抑制作用，且抑制作用在 *CPI* 和 *PPI* 年增长率上表现得都比较明显。

表 3 数字经济与通货膨胀

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>CPI</i>	<i>CPI</i>	<i>CPI</i>	<i>CPI</i>	<i>PPI</i>	<i>PPI</i>	<i>PPI</i>	<i>PPI</i>
<i>digitalization</i>	-0.0001*	0.0000	-0.0001*	0.0000	-0.0008*	-0.0002*	-0.0008*	-0.0002*
<i>n</i>	**		**		**	*	**	*
	-8.04	1.52	-8.02	1.55	-19.09	-2.13	-19.03	-2.16
<i>lnm2</i>	0.0111*	0.0978**	0.0117*	0.0984**	0.1138**	-0.1903*	0.1088**	-0.1923*
		*		*	*	**	*	**
	1.83	4.11	1.89	4.14	3.71	-2.85	3.49	-2.86
<i>rate</i>	0.0085**	0.0596**	0.0086**	0.0597**	0.0341	0.2985**	0.0336	0.2983**
	*	*	*	*		*		*
	3.94	6.40	3.95	6.40	1.58	5.76	1.55	5.73
<i>lnpergdp</i>	0.0007	0.0002	0.0001	-0.0007	-0.0070	-0.0080*	-0.0016	-0.0054
						*		
	0.65	0.22	0.06	-0.62	-1.40	-2.07	-0.22	-0.95
<i>lndebt</i>	-0.0038*	0.0064**	-0.0038*	0.0064**	0.1494**	0.4825**	0.1493**	0.4827**
	**	*	**	*	*	*	*	*
	-5.46	2.81	-5.43	2.81	5.68	5.76	5.66	5.73
<i>aexchangerate</i>	0.0269**	-0.0139	0.0269**	-0.0139	-0.1264*	-0.2290*	-0.1266*	-0.2286*
	*		*		**	**	**	**
	8.82	-1.46	8.79	-1.46	-8.79	-14.98	-8.78	-14.89
是否控制年份	否	是	否	是	否	是	否	是
是否控制地区	否	否	是	是	否	否	是	是
<i>Constant</i>	-0.2909*	-1.6476*	-0.2943*	-1.6485*	-2.5188*	-3.2039*	-2.5017*	-3.2073*
	**	**	**	**	**	**	**	**
	-2.95	-4.68	-2.97	-4.68	-5.19	-4.58	-5.14	-4.56
观测值	310	310	310	310	279	279	279	279

注：表中每组数据由两个数值构成。其中，上面的数值为系数估计值，下面的数值为系数估计值的 t 值。“****”表示 $p < 0.01$ ，“***”表示 $p < 0.05$ ，“**”表示 $p < 0.1$ ，分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著，下同。

表 4 中，列（5）（6）（7）（8）中的数字经济发展水平与中关村电子产品价格指数变化率的交乘项系数显著为负，表明假说一在中国得到部分验证，即数字经济通过数字化产品及服务价格的低增长降低了中国通货膨胀水平。但以 *CPI* 年增长率为被解释变量时，数字经济发展水平与中关村价格指数的交乘项系数不显著，本文认为有两方面原因：一方面，数字化产业本身得益于持续的技术进步、规模化生产以及产业链在全球专业化分工等因素，在生产端显著抑制了电脑、手机、平板等数字化产品的出厂价格上涨，但消费端则受需求扩张的影响抑制作用相对较弱。另一方面，简单估算发现，*PPI* 中通信设备、计算机及其他电子设备制造业的权重很可能大于 *CPI* 中通信工具、通信服务的权重。

表 4 数字经济、数字化产品价格与通货膨胀

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
VARIABLES	<i>CPI</i>	<i>CPI</i>	<i>CPI</i>	<i>CPI</i>	<i>PPI</i>	<i>PPI</i>	<i>PPI</i>	<i>PPI</i>
<i>digitalization</i>	-0.0000 ***	0.0000	-0.0000 ***	0.0000	-0.0003** *	-0.0003** *	-0.0003** *	-0.0003** *
	-2.69	-1.54	-2.69	-1.45	-2.98	-2.98	-2.99	-2.99
<i>zgcgrowth</i>	0.2257	0.2430	0.2138	0.2228	4.4521** *	4.4521** *	4.4986** *	4.4986** *
	1.37	1.32	1.30	1.21	3.51	3.51	3.53	3.53
<i>digitalization*</i>	-0.0006	-0.0007	-0.0006	-0.0006	-0.0082** *	-0.0082** *	-0.0084** *	-0.0084** *
<i>zgcgrowth</i>								
	-1.63	-1.58	-1.56	-1.47	-2.61	-2.61	-2.64	-2.64
<i>lm2</i>	0.0346* **	0.0360 ***	0.0365* **	0.0372 ***	0.5497** *	0.5497** *	0.5406** *	0.5406** *
	7.43	4.36	7.68	4.50	4.68	4.68	4.52	4.52
<i>rate</i>	0.0149* **	0.0156 ***	0.0148* **	0.0152 ***	0.0295	0.0295	0.0353	0.0353
	3.48	2.84	3.48	2.78	0.29	0.29	0.34	0.34
<i>lnpergdp</i>	0.0011	0.0012	-0.0008	-0.0007	-0.0038	-0.0038	-0.0009	-0.0009
	1.17	1.19	-0.55	-0.53	-0.75	-0.75	-0.12	-0.12
<i>lndebt</i>	-0.0004	-0.0005	-0.0003	-0.0003	-0.1578	-0.1578	-0.1493	-0.1493
	-0.42	-0.47	-0.32	-0.33	-1.02	-1.02	-0.95	-0.95
<i>aexchangerate</i>	0.0169* **	0.0180 **	0.0166* **	0.0172 **	0.0891* **	0.0891* **	0.0892* **	0.0892* **
	2.8	2.29	2.76	2.18	1.90	1.90	1.90	1.90
是否控制年份	否	是	否	是	否	是	否	是
是否控制地区	否	否	是	是	否	否	是	是
<i>Constant</i>	-0.6576 ***	-0.6869 ***	-0.6648 ***	-0.6800 ***	-6.4093** *	-6.4093** *	-6.4517** *	-6.4517** *
	-6.27	-3.95	-6.35	-3.91	-6.10	-6.10	-6.10	-6.10
观测值	217	217	217	217	186	186	186	186

表 5 中，列 (1) (3) (5) (7) 的交乘项系数显著为负，基本验证了假说二，即数字经济通过提升生产率降低中国通货膨胀水平。*PPI* 年增长率主要反映产品出厂端价格，*PPI* 年增长率模型中交乘项系数为负验证了生产率渠道的第一种情况，即生产率提升通过在生产端降低成本、增加供应对通货膨胀产生抑制作用。该实证结果也可以看作是对数字经济推动中国生产率提升的间接证据。

表 5 数字经济、生产率与通货膨胀

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	CPI	CPI	CPI	CPI	PPI	PPI	PPI	PPI
<i>digitalization</i>	-0.0000*	0.0000	-0.0000*	0.0000	-0.0007**	-0.0002**	-0.0007**	-0.0002**
<i>n</i>	**		**		*		*	
	-5.82	1.34	-5.84	1.36	-17.73	-2.30	-17.63	-2.32
<i>tfpgrowth</i>	0.0218**	0.0024	0.0218**	0.0023	0.0416***	0.0091	0.0422***	0.0095
	*		*					
	9.63	1.24	9.57	1.18	3.34	0.77	3.36	0.79
<i>digitalization</i>	-0.0001*	0.0000	-0.0001*	0.0000	-0.0001**	0.0000	-0.0001**	0.0000
<i>n*tfpgrowth</i>	**		**		*		*	
	-10.41	-1.41	-10.38	-1.36	-4.03	-1.06	-4.04	-1.08
<i>rate</i>	0.0118**	0.0571*	0.0118**	0.0572*	-0.0039	0.2895***	-0.0040	0.2898***
	*	**	*	**				
	5.15	6.04	5.12	6.05	-0.17	5.48	-0.18	5.46
<i>lnm2</i>	0.0172**	0.0933*	0.0176**	0.0940*	0.1254***	-0.2105**	0.1226***	-0.2121**
	*	**	*	**		*		*
	2.87	3.9	2.92	3.93	3.63	-3.11	3.51	-3.12
<i>lnpergdp</i>	0.0004	0.0002	-0.0003	-0.0007	-0.0071	-0.0080**	-0.0026	-0.0057
	0.42	0.22	-0.21	-0.61	-1.48	-2.06	-0.37	-1.00
<i>lndebt</i>	-0.0018*	0.0061*	-0.0018*	0.0061*	0.1076***	0.4859***	0.1073***	0.4867***
	**	**	**	**				
	-2.92	2.67	-2.89	2.68	3.93	5.74	3.91	5.73
<i>aexchangerate</i>	0.0203**	-0.0125	0.0202**	-0.0126	-0.1344**	-0.2285**	-0.1346**	-0.2282**
	*		*		*	*	*	*
	7.54	-1.30	7.51	-1.31	-9.62	-14.97	-9.60	-14.88
是否控制年份	否	是	否	是	否	是	否	是
是否控制地区	否	否	是	是	否	否	是	是
<i>Constant</i>	-0.3795*	-1.5768	-0.3801*	-1.5782	-1.9225**	-2.9170**	-1.9277**	-2.9334**
	**	***	**	***	*	*	*	*
	-3.86	-4.45	-3.85	-4.46	-3.66	-3.89	-3.66	-3.89
观测值	310	310	310	310	279	279	279	279

Cavallo (2018) 研究发现，近年来电商经济的发展使得商品在线上和线下、国内与国外的价格出现较大程度趋同，即“统一定价”趋势，其中亚马逊线上商品在不同地区进行统一定价的比例高达 91%，而线下零售商则为 78%。美国、日本、韩国等央行都认为“亚马逊效应”在抑制通胀方面中发挥作用。根据已有研究，发现中国线上商品价格低于线下市场也是普遍现象。表 6 中，列 (1) (2) (3) (4) 的交乘项系数显著为负，部分验证了假说三，即数字经济通过电商平台竞争降低了中国通货膨胀水平，表明“亚马逊效应”在中国同样存在。电商平台竞争对于 PPI 年增长率的影响不显著，该结果符合实际情况，因为电商平台主要在销售端促进商品价格透明度提高与信息便利获取，带来整个消费品市场的竞争加剧、拉低 CPI 年增长率。而作为出厂价格的 PPI 年增长率主要受原材料价格变动、技术进步、生产率变化的影响，其受电商平台竞争的影响有限且并不直接。

表6 数字经济、电商平台竞争与通货膨胀

VARIABLES	(1) CPI	(2) CPI	(3) CPI	(4) CPI	(5) PPI	(6) PPI	(7) PPI	(8) PPI
<i>digitalization</i>	0.0002* **	0.0002* **	0.0002* **	0.0002* **	-0.0006	-0.0005	-0.0007	-0.0006
	2.69	2.63	2.70	2.64	-1.05	-0.89	-1.09	-0.94
<i>onlinebusinessratio</i>	0.0053* *	0.0061* *	0.0052* *	0.0059* *	-0.0455** *	-0.0668 ***	-0.0463** *	-0.0675 ***
	1.99	2.2	1.97	2.14	-2.60	-3.71	-2.62	-3.71
<i>digitalization*onlinebusinessratio</i>	-0.0000 ***	-0.0000 ***	-0.0000 ***	-0.0000 ***	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	-2.61	-2.67	-2.61	-2.66	0.11	0.42	0.15	0.46
<i>rate</i>	-0.0242 ***	-0.0172 *	-0.0242 ***	-0.0183 *	0.1137***	-0.0501	0.1147***	-0.0481
	-3.88	-1.83	-3.89	-1.95	2.68	-0.82	2.69	-0.78
<i>lm2</i>	0.0682* **	0.0700* **	0.0701* **	0.0715* **	-0.0765	-0.1205 *	-0.0807	-0.1231 *
	6.88	6.95	7.06	7.10	-1.14	-1.81	-1.19	-1.84
<i>lnpergdp</i>	0.0014	0.0015*	-0.0005	-0.0003	-0.0011	-0.0032	0.0018	-0.0017
	1.57	1.68	-0.37	-0.26	-0.22	-0.68	0.26	-0.25
<i>lndebt</i>	-0.0549 ***	-0.0494 ***	-0.0549 ***	-0.0503 ***	0.3514** *	0.2249* **	0.3533** *	0.2276* **
	-5.30	-4.22	-5.33	-4.31	5.02	2.94	5.02	2.95
<i>aexchangerate</i>	0.0248* **	0.0238* **	0.0249* **	0.0240* **	-0.0603**	-0.0355	-0.0611**	-0.0365
	6.31	5.84	6.34	5.90	-2.27	-1.33	-2.29	-1.36
是否控制年份	否	是	否	是	否	是	否	是
是否控制地区	否	否	是	是	否	否	是	是
<i>Constant</i>	-0.3661 ***	-0.4936 ***	-0.3728 ***	-0.4796 ***	-2.9259** *	0.0565	-2.9158** *	0.0446
	-5.55	-3.45	-5.67	-3.36	-6.52	0.06	-6.46	0.05
观测值	217	217	217	217	217	217	217	217

（五）稳健性检验

本文一是使用中关村电子产品价格指数的绝对值作为数字化产品价格的代理变量进行假说一的稳健性检验；二是使用全要素生产率的绝对值作为社会生产率的代理变量进行假说二的稳健性检验；三是使用淘宝天猫平台的销售额作为电商平台竞争的代理变量进行假说三的稳健性检验；四是使用各省每年产生的网页量除以当年常住人口总数作为数字经济发展程度的代理变量；五是避免内生性，使用数字化程度的变动率作为数字经济发展程度的代理变量进行稳健性检验。上述结论总体上与正文大体保持一致。

四、数字经济下中国通货膨胀的动态特征初探

长期趋势影响和短期动态特征一起，构成了数字经济下通货膨胀分析的“全景图”。前面第三部分聚

焦数字经济对通货膨胀长期趋势的影响, 考虑到宏观政策部门十分关注通货膨胀的短期动态特征, 希望掌握政策工具变化对通货膨胀的作用效果、时间长短等, 因此本部分将通过模拟分析货币政策冲击对不同价格指数的影响, 探讨数字经济背景下通货膨胀短期动态特征。囿于现有国家统计局编制 CPI 调查的商品价格数据主要来自于实体销售渠道, 对线上价格反映不够充分, 且发布频率为每月一次, 对于当期通货膨胀水平测算往往存在时间滞后性, 导致其无法完整捕捉数字经济下的通货膨胀动态特征(姜婷凤等, 2022)。为此, 本文构建包含线上和线下价格的综合价格指数, 通过比较线上价格指数、线下价格指数和综合价格指数对货币政策冲击¹响应的差异, 来分析线上销售扩大对整体通货膨胀动态特征的影响。本文采用清华大学发布的中国互联网消费价格指数(iCPI)衡量线上价格指数, 原因有两点: 一是 iCPI 计算是以网络实时交易数据为基础, 通过实时抓取互联网平台数据, 其在代表一般物价水平变化、现时通货膨胀预测、实时监测宏观经济形势等方面表现突出(刘涛雄等, 2019); 二是 2016 年 1 月 1 日, 国家统计局对 CPI 商品和服务篮子及其权重进行了调整, iCPI 计算也是从 2016 年 1 月开始, 两种指数在时间方面刚好契合, 利于相互对比与分析。考虑到 iCPI 从 2016 年开始发布, 时间跨度还不长, 因此本部分研究仅是初步探索, 对研究结论的应用性应谨慎看待。

(一) 同时纳入线上和线下价格的综合价格指数构建

构建同时包括线上和线下价格的综合价格指数一个简易直接的方法就是对线上和线下商品价格进行加权平均。本文以线上零售额占社会消费品零售总额的比例为权重, 对官方 CPI、iCPI 加权平均, 得到综合价格指数(以下简称 JCPI), 计算公式如下:

$$JCPI = \frac{\text{线上购物零售额}}{\text{社会消费品零售总额}} * iCPI + (1 - \frac{\text{线上购物零售额}}{\text{社会消费品零售总额}}) * CPI \quad (5)$$

对比三个指数, 发现 CPI 与 JCPI 的变动方向基本一致, iCPI 变动更加频繁且不稳定, 甚至在部分月份与 CPI、JCPI 变动方向相反。从波动幅度看, CPI 波动性最大, JCPI 次之, iCPI 波动最小, 三类指数的标准差分别为 0.559、0.485、0.450。从相关性看, CPI 与 JCPI 相关系数达 0.983, 表明二者在样本区间呈显著正相关; iCPI 与 JCPI 相关系数为 0.709, 相关性相对较弱; CPI 与 iCPI 相关性最弱, 相关系数仅为 0.571。

(二) 构建 VAR 模型

考虑到实证模型采用为频次较高的月度数据, 变量间的影响效应会在后续期间逐渐显现, 因此, 本文拟采用无约束条件向量自回归模型(VAR)分析货币政策冲击对不同价格指数的动态影响。参考 Blanchard (2009) 的宏观分析框架以及张成思(2012)模型, 本文构建出一个包含产出、利率、汇率、货币供应量和通货膨胀的五变量 VAR 模型:

$$\begin{bmatrix} gdp_t \\ r_t \\ ex_t \\ m_t \\ inf_t \end{bmatrix} = B_0 + B_1 \begin{bmatrix} gdp_{t-1} \\ r_{t-1} \\ ex_{t-1} \\ m_{t-1} \\ inf_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + B_q \begin{bmatrix} gdp_{t-q} \\ r_{t-q} \\ ex_{t-q} \\ m_{t-q} \\ inf_{t-q} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{gdp_t} \\ \varepsilon_{r_t} \\ \varepsilon_{ex_t} \\ \varepsilon_{m_t} \\ \varepsilon_{inf_t} \end{bmatrix} \quad (6)$$

式(6)中, gdp、r、ex、m 和 inf 分别表示产出、利率、汇率、货币供应量和通货膨胀率; B₀ 为常数项, 是 5×1 列向量; B_t 为变量系数, 是 5×5 矩阵; ε 为残差项, q 是滞后期数。

(三) 变量说明及平稳性检验、协整检验

货币供应量以 M2 总规模衡量; 利率水平采用 shibor1y 衡量; 汇率使用国际清算银行发布的人民币名义有效汇率指数衡量, 该指数上升表示人民币升值, 下降表示贬值; 通货膨胀率分别使用官方 CPI、iCPI

¹ 在宏观经济研究中, “冲击(shocks)”一般指独立于经济系统的外生性突发事件, 货币政策冲击(monetary policy shocks)指央行通过操作货币政策工具引发的货币供应量、利率等中间目标变化, 对其它宏观经济变量产生影响。

与 *JCPI* 指数衡量；由于国内生产总值(*GDP*)并不公布月度数据，因此产出水平使用工业增加值替代，工业增加值根据已有绝对值与增长率测算所得，其中国家统计局自 2013 年起，为消除春节等不固定因素影响，不再单独发布 1、2 月份数据，因此工业增加值部分年份两个月数据取公布值平均值。除汇率、利率外的数据均进行了季节性调整。数据主要来自国家统计局、清华大学 *iCPI* 项目组、国泰君安数据库。变量具体情况见表 7。

表 7 模型变量说明

变量名称	变量符号	变量说明	均值	标准差	最小值	最大值
货币供应量	<i>lnM₂</i>	广义货币 <i>M₂</i> 的对数	14.4235	0.1435	14.1653	14.6643
利率	<i>shibor1y</i>	一年期 <i>Shibor</i>	3.3801	0.7043	1.7058	4.7443
汇率	<i>lnvaex</i>	人民币名义有效汇率指数	4.7693	0.0219	4.7325	4.8179
	<i>CPI</i>	官方 <i>CPI</i>	100.1574	0.3276	98.9250	100.8646
通货膨胀	<i>iCPI</i>	中国互联网消费价格指数	100.1506	0.3242	99.2672	101.6075
	<i>JCPI</i>	根据 <i>CPI</i> 与 <i>iCPI</i> 加权平均	100.1576	0.2726	99.0766	100.8380
产出水平	<i>lnGDP</i>	工业增加值的对数	10.9682	0.0926	10.7127	11.1613

时间序列在做分析前均需对变量做平稳性检验，本文采用 ADF 检验对变量进行单位根检验，根据 AIC 信息准则确定单位根检验滞后期数，结果见表 8。根据结果，*CPI*、*iCPI*、*JCPI*、*lnGDP* 原始序列是平稳的，*lnM₂*、*shibor1y*、*lnvaex* 原始序列并不平稳，一阶差分序列则在 5% 显著性水平上拒绝了存在单位根的原假设，表明变量的一阶差分序列是平稳的。

表 8 变量的平稳性检验

变量	t 统计量	p 值	平稳性	变量	t 统计量	p 值	平稳性
<i>lnM₂</i>	-1.3290	0.6114	不平稳	<i>D.lnM₂</i>	-7.7818	0.0000	平稳
<i>shibor1y</i>	-1.3609	0.5960	不平稳	<i>D.shibor1y</i>	-5.2172	0.0000	平稳
<i>lnvaex</i>	-2.2654	0.1861	不平稳	<i>D.lnvaex</i>	-5.3574	0.0000	平稳
<i>CPI</i>	-6.8314	0.0000	平稳	<i>D.CPI</i>	-12.5752	0.0000	平稳
<i>iCPI</i>	-11.6889	0.0000	平稳	<i>D.iCPI</i>	-6.9322	0.0000	平稳
<i>JCPI</i>	-7.5596	0.0000	平稳	<i>D.JCPI</i>	-13.8344	0.0000	平稳
<i>lnGDP</i>	-3.2707	0.0203	平稳	<i>D.lnGDP</i>	-8.5186	0.0000	平稳

注：表中“D”表示对变量做一阶差分。

按照 VAR 模型使用要求，在各变量原始序列平稳性不同、各变量差分序列全部平稳的情况下，可以使用差分序列来估计 VAR 模型。但本文目的是比较不同价格指数对货币供应量、利率、汇率冲击的响应，使用各变量差分序列会有信息损失。Engle and Granger (1987) 将协整与误差修正模型结合起来，在变量间存在协整关系的条件下，通过建立向量误差修正模型 (Vector Error Correction Model, 以下简称 VEC)，可以克服 VAR 模型的不足。本文对各变量做协整检验，表 9 显示各组变量均存在协整关系。

表 9 变量组的协整关系检验

变量组	特征根	迹统计量	5%临界值	零假设：协整关系数量
<i>CPI,lnM₂,Shibor1y,lnvaeX,lnGDP</i>	0.6404	114.9192	69.8189	0
	0.3015	48.4221	47.8561	至少 1 个
	0.2483	25.0981	29.7971	至少 2 个
<i>iCPI,lnM₂,Shibor1y,lnvaeX,lnGDP</i>	0.5765	109.4398	69.8189	0
	0.3850	53.5915	47.8561	至少 1 个
	0.2172	21.9934	29.7971	至少 2 个
<i>JCPI,lnM₂,Shibor1y,lnvaeX,lnGDP</i>	0.6118	109.8332	69.8189	0
	0.2997	48.3199	47.8561	至少 1 个
	0.2438	25.1625	29.7971	至少 2 个

注：表中显示每组变量均存在 2 组协整关系。

（四）脉冲响应分析

在协整检验的基础上，本文进一步延伸做 VEC 模型，并以 VEC 模型为基础模拟三种价格指数对货币政策冲击的响应。在估计出 VEC 模型的基础上，通过脉冲响应函数分析在货币供应量、利率、汇率等变量的冲击下，价格指数的动态变化情况。具体而言，分别给予货币供应量、利率、汇率一个标准差的外生性冲击，观察不同价格指数在冲击发生后达到峰值所需要的时间和峰值大小，以下分别简称响应时间和响应程度。

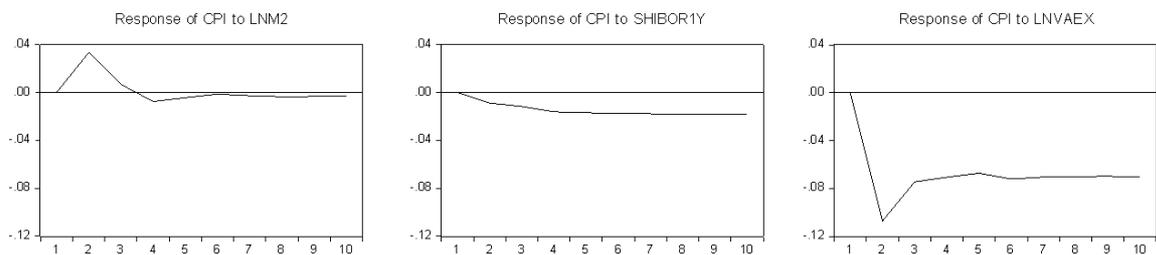


图 1 官方 CPI 的脉冲响应结果

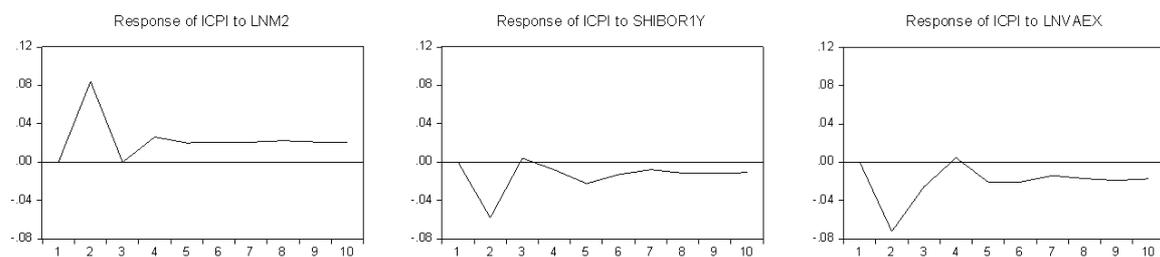


图 2 iCPI 的脉冲响应结果

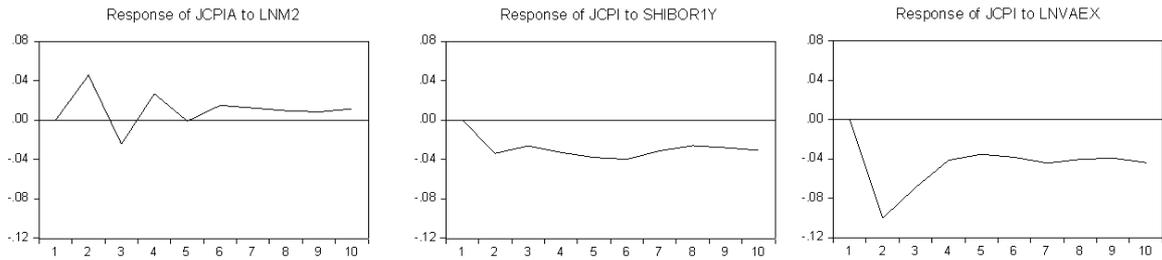


图3 JCPI的脉冲响应结果

图1显示了官方CPI的脉冲响应结果。图中显示，给予M2一个正标准差冲击，CPI会快速上升，在第2期达到峰值0.0336，表明受M2一个标准差冲击，CPI会最多上涨0.0336；CPI受利率冲击在第10期达到峰值-0.018，表明受利率一个标准差冲击，CPI会最多下降0.018；CPI受汇率冲击在第2期达到峰值-0.107，表明受一个标准差冲击后，CPI最多下降0.107。图2显示了iCPI的脉冲响应结果。在受到M2、利率、汇率一个正标准差冲击后，响应时间分别为2、2、2，峰值分别为0.0842、-0.058、-0.0722。图3显示了JCPI的脉冲响应结果。在受到M2、利率、汇率一个正标准差冲击后，响应时间分别为2、6、2，峰值分别为0.0515、-0.032、-0.1029。

表10 三类指数的响应结果汇总

变量	$\ln M_2$	$shiborly$	$\ln vaex$
CPI 到达峰值响应时间	2	10	2
响应程度	0.0336	-0.0180	-0.1070
iCPI 到达峰值响应时间	2	2	2
响应程度	0.0842	-0.0580	-0.0722
JCPI 到达峰值响应时间	2	6	2
响应程度	0.0515	-0.0320	-0.1029

对比结果发现，三类指数对M2、汇率冲击的响应时间相同，当面对利率冲击时，iCPI响应时间要快于JCPI，JCPI响应时间快于CPI，表明线上销售扩大缩短通货膨胀率对利率冲击的响应时间。在响应程度上，当发生M2、利率冲击时，iCPI响应程度最大，CPI最小，JCPI居中；当发生汇率冲击时，响应程度从大到小依次为CPI、JCPI、iCPI。鉴于中国货币政策工具以货币供应量、利率为主，该结果表明线上销售的扩大增强了整体通货膨胀率对货币政策的敏感性，具体表现为响应时间缩短、响应程度扩大。本部分结果与Cavallo（2018）的结论基本一致，即由于定价方式不同、竞争更为激烈、信息透明度更高等原因，线上商品的价格调整较之线下更为频繁，线上零售商在不同区域、对不同客群也很难实施价格歧视策略，从而导致线上价格对冲击响应的敏感度增强。但由于样本跨度不长、样本数量相对偏少，估计结果是否完整地模拟实际情况可能存疑，因而对货币政策冲击响应的结果也应谨慎看待。

需要说明的是，本部分线上价格指数较线下价格指数对货币政策冲击的响应时间更快、响应程度更大的结论，与线上价格整体低于线下价格的事实并不矛盾。线上价格低于线下价格是数字经济背景下出现的一个普遍性、趋势性的客观现象，而两类指数在货币政策冲击响应上的差别，反映了冲击后的不同动态变化特征，视角有所不同。

五、结论和启示

数字经济发展背景下，通货膨胀呈现出新特征。本文借鉴现有的理论分析框架并结合中国数字经济发展实际，总结梳理出数字经济通过数字化产品及服务价格低增长、生产率提升、电商平台竞争等三个渠道抑制通货膨胀，并使用中国的数据进行实证检验，同时对各类价格指数的货币政策冲击响应进行了比较分析。主要研究结论为：数字经济对通货膨胀的抑制作用及其三个影响渠道在中国基本得到了证实，数字经

济发展对中国通货膨胀的长期趋势产生了抑制作用；这种抑制作用在 CPI 和 PPI 的年增长率上均得到了验证，其中，数字化产品渠道主要作用于 PPI 年增长率，电商平台渠道主要作用于 CPI 年增长率，生产率渠道同时对 CPI 和 PPI 的年增长率产生作用。本文还利用 VEC 模型分别模拟线下价格指数、线上价格指数和两者加权平均的综合价格指数对货币政策冲击的响应情况，发现线上价格指数对利率冲击的响应时间最短，线下价格指数最长，综合指数介于两者之间；线上价格指数对货币供应量和利率冲击的响应程度最大，综合指数次之，线下价格指数最小；因此，线上销售的扩大增强了整体通货膨胀对货币政策的敏感性，但限于样本长度，该结论需谨慎看待；待线上价格指数的时间长度增加后，将开展更为全面、准确的通货膨胀动态特征研究。

本文结论具有以下三点政策启示：

第一，尽快研究改进中国价格指数的统计核算。鉴于线上价格与线下价格表现出显著不同的运行特征，构建涵盖数字经济特点、范围更为广泛的价格指数的紧迫性日益增强。本文采用的综合价格指数仅是一种简易、粗略的构建方法，建议尽快研究推进现有价格指数的统计核算在调查方法、抽样地点、权重调整等方面加以改进，以把线上商品价格充分纳入；还可以加快大数据技术在数据采集、抽样调查中的应用，与传统方法相互配合，提高统计核算的全面性、准确性、及时性。

第二，货币政策需要重视数字经济时代下通货膨胀的新特征、新变化。数字经济对通货膨胀的影响更多表现在“供给侧”，与需求萎缩造成的通货膨胀降低、经济低迷不同，数字经济所带来的通货膨胀抑制效应是和效率提升、供应增加相伴的，且具有持续性，因而是一种“有益”的通货紧缩(Buchheim and Kedert, 2016)。但有必要考虑纳入数字化影响后的适宜通货膨胀目标水平，以及合宜的货币供应量和价格型货币政策工具等，提高货币政策传导的有效性。随着线上销售规模不断扩大，整体价格对货币政策冲击的响应更敏感，政策操作的时机选择、节奏把握可能要进行相应调整。当然，以上这些都依赖于对数字经济的影响进行更全面、准确地评估和测算。

第三，重视以发展数字经济来缓解高通胀压力。当前，全球正面临高通胀威胁。普遍认为，全球化、人口结构等支撑低通胀的因素出现变化甚至逆转，加上几轮货币宽松导致的流动性宽松、疫情冲击以及地缘政治冲突等，共同推动了高通胀。数字经济作为目前为数不多的、具有通胀抑制作用的重要长期因素，通过数字化技术本身持续加快创新，并在更大力度、更大范围内运用，尽管短期的通胀抑制作用可能不够显著和迅速，但长期累积效果不可小觑。

最后，在疫情和俄乌冲突等非经济因素冲击下，数字经济对通货膨胀的影响渠道可能出现不稳定。当前全球供应链受到冲击，这给产业链较长、分工较细的数字化相关产品带来价格上涨压力，故短期内数字化产品价格渠道对通胀的抑制效果可能减弱。但在数字化技术持续发展的背景下，未来随着疫情消退、俄乌冲突结束，预计数字化产品渠道将继续发挥对通胀的抑制作用。生产率渠道基本未受影响，数字化技术仍在各个领域持续深化运用。鉴于电商平台在疫情中发挥较好支撑作用，疫情其实加快了电商平台对经济社会的渗透，估计该渠道的影响将得到进一步强化。因此，从总体、长远的视角看，本文的分析框架仍然适用。

【参考文献】

- [1] 巴曙松、黄文礼和杨可桢, 2018, 《数字经济: 方兴未艾, 未来可期》, 《现代商业银行》第 21 期, 第 34~37 页。
- [2] 傅秋子和黄益平, 2018, 《数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据》, 《金融研究》第 11 期, 第 68~84 页。
- [3] 郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋和程志云, 2020, 《测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征》, 《经济学(季刊)》第 4 期, 第 1401~1418 页。
- [4] 郭吉涛和梁爽, 2021, 《数字经济对中国全要素生产率的影响机理: 提升效应还是抑制效果?》, 《南方经济》第 10 期, 第 9~27 页。
- [5] 姜婷凤、汤珂和刘涛雄, 2022, 《基于在线大数据的通货膨胀“现时”预测》, 《计量经济学报》第 3 期, 第 597~619 页。
- [6] 荆文君和孙宝文, 2019, 《数字经济促进经济高质量发展: 一个理论分析框架》, 《经济学家》第 2 期, 第 66~73 页。
- [7] 刘涛雄、汤珂、姜婷凤和仇力, 2019, 《一种基于在线大数据的高频 CPI 指数的设计及应用》, 《数量经济技术经济研究》第 9 期, 第 81~101 页。
- [8] 龙少波和陈璋, 2013, 《引进式技术进步下的中国工业生产率与通货膨胀率关系研究》, 《经济与管理研究》第 7 期, 第 13~22 页。
- [9] 卢盼盼和张长全, 2013, 《金融脱媒对商业银行稳健性影响的实证研究》, 《上海金融》第 1 期, 第 29~33 页。
- [10] 田涛, 2016, 《电商发展对 CPI 的影响研究——基于大数据背景下线上线下价格波动的同步性分析》, 《上海经济研究》第 3 期, 第 112~119 页。
- [11] 万晓榆和罗焱卿, 2022, 《数字经济发展水平测度及其对全要素生产率的影响效应》, 《改革》第 1 期, 第 101~118 页。
- [12] 许小年, 2020, 《商业的本质和互联网》, 机械工业出版社 2020 年 1 月第一版。
- [13] 张成思, 2012, 《通货膨胀、经济增长与货币供应: 回归货币主义?》, 《世界经济》第 8 期, 第 3~21 页。
- [14] 张勋、万广华、张佳佳和何宗樾, 2019, 《数字经济、普惠金融与包容性增长》, 《经济研究》第 8 期, 第 71~86 页。
- [15] 张延群, 2021, 《基于在线大数据的 iCPI 与 CPI 关系的研究》, 《调研世界》第 10 期, 第 71~80 页。
- [16] 周小川, 2020, 《拓展通货膨胀的概念与度量》, 《中国金融》第 24 期, 第 9~12 页。
- [17] Abdirahman, M., D. Coyle, R. Heys, and W. Stewart, 2017, “A Comparison of Approaches to Deflating Telecoms Services Output” Economic Statistics Centre of Excellence (ESCoE) Discussion Paper, 4(12): 5~23.
- [18] Battese, G.E. and T. J Coelli, 1995, “A Model for Technical Inefficiency Effects in A Stochastic Frontier Production Function for Panel Data” Empirical Economics, 20(2): 325~332.
- [19] Blanchard, O., 2009, “The State of Macro” Annual Review of Economics, 1(1): 209~228.
- [20] Buchheim, V. and M. Kedert, 2016, “Digitisations Effects on The Inflation Rate -An Empirical Analysis of Possible Digitisation Channels” Master of Science Thesis INDEK, No. 27.
- [21] Byrne, D. and C. Corrado, 2017, “Accounting for Innovation in Consumer Digital Services: Implications for Economic Growth and Consumer Welfare” International Monetary Fund Statistics Forum.
- [22] Cavallo, A., 2018, “More Amazon Effects: Online Competition and Pricing Behaviors,” NBER Working Paper, No. 25138.
- [23] Charbonneau, K., A. Evans, S.Sarker, and L. Suchanek, 2017, “Digitalization and Inflation: A Review of the Literature” Bank of Canada Working Paper.
- [24] Csonto, B., Y. Huang, and C.E. Tovar, 2019, “Is Digitalization Driving Domestic Inflation” International Monetary Fund Working Paper, No. 271.
- [25] Engle, R.F. and C.W.J. Granger, 1987, “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”

Econometrica, 55(2): 251~276.

[26] Goolsbee, A. and P. J. Klenow, 2018, "Internet Rising, Prices Falling: Measuring Inflation in a World of E-Commerce" NBER Working Paper, No. 24649.

[27] Koyuncu, J. Y. and M. Unver, 2018, "The Impact of Internet on Inflation in OECD Countries" Cataloging-In-Publication Data, 10: 261~265.

[28] Lorenzani, D. and J. Varga, 2014, "The Economic Impact of Digital Structural Reforms" European Commission Economic Papers, No. 529.

[29] Riksbank, 2015, "Digitisation and Inflation. Monetary Policy Report", Riksbank, February.

[30] Wadhvani, S., 2000. "The Impact of the Internet on UK Inflation" Bank of England Quarterly Bulletin, 40(2): 184~231

How Dose the Digital Economy Influence China's Inflation: Empirical Tests on the Influence Mechanism and Dynamic Characteristics

LIU Jun TANG Jianwei ZHOU Bian E Yongjian WANG Yunliang

(Bank of Communications, Shanghai 200120)

Summary: The digital economy has brought extensive and profound changes to human social and economic activities, which in turn has an important and far-reaching impact on the macroeconomic operation. Almost simultaneously with the digital economy is global low inflation. In recent years, the international literature on the impact of the digital economy on inflation has gradually increased, but unfortunately there are still few relevant domestic literatures. Studying how the digital economy affects China's inflation and its mechanism is of great practical significance for judging the long-term trend of China's inflation and improving macro-adjustment policies. Based on the existing literature, this paper explores the influence mechanism of digital economy on China's inflation, and analyzes the short-term dynamic characteristics of China's inflation under the background of digital economy. Compared with the existing literature, the main contributions of this paper are: first, to use Chinese data to empirically test the relationship between digital economy and inflation, and enrich relevant empirical literature; The second is to empirically test the specific channels through which the digital economy affects China's inflation and verify the specific mechanism; The third is to analyze the short-term dynamic response characteristics of inflation to monetary policy shocks under the digital economy, and provide reference for optimizing macro-policy adjustments.

Based on the theoretical framework of Riksbank (2015) and the actual situation of China's digital economy, this paper summarizes and sorts out the digital economy to suppress inflation through three channels: low price growth of digital products and services, productivity improvement, and e-commerce platform competition, and uses the fixed-effect panel model for empirical testing. This paper uses the CPI and PPI growth rates released by the National Bureau of Statistics to measure inflation, uses the annual digitalization degree index in the Peking University Digital Financial Inclusion Index as the proxy variable of digital economy, and takes the change rate of Zhongguancun electronic product price index, the change rate of total factor productivity in each province and the proportion of e-commerce enterprises in each province as the proxy variables of digital product price, productivity and e-commerce platform competition. The empirical results show that the inhibitory effect of the digital economy on inflation and its three influence channels have been basically confirmed in China. Among them, the digital product channel mainly acts on the annual growth rate of PPI, the e-commerce platform channel mainly acts on the annual growth rate of CPI, and the productivity channel has an effect on the annual growth rate of both CPI and PPI.

In order to explore the short-term dynamic characteristics of inflation in the context of digital economy, this paper takes the CPI released by the National Bureau of Statistics as the offline price index, the consumer price index based on Internet online data constructed by Liu Taoxiong et al. (2019) as the online price index (iCPI), and the weighted average of CPI and iCPI to construct a comprehensive price index (JCPI) based on the proportion of online retail sales to the total retail sales of consumer goods. The VEC model was used to simulate the response of CPI, iCPI and JCPI to monetary policy shocks. It is found that iCPI has the shortest response time to interest rate shocks, CPI has the longest response, and JCPI is in between. The iCPI responds the most to money supply and interest rate shocks, followed by the JCPI and the smallest CPI. As a result, the expansion of online sales has increased the sensitivity of overall inflation to monetary policy. However, due to the sample size, this conclusion needs to be viewed with caution.

The conclusions of this paper have three policy implications: first, in view of the significantly different

operating characteristics of online prices and offline prices, the urgency of constructing a broader range of price indices covering the characteristics of the digital economy is increasing, and it is necessary to improve the statistical accounting of China's price indices as soon as possible; Second, monetary policy needs to pay attention to the new characteristics and changes of inflation in the era of digital economy, as the scale of online sales continues to expand, the overall price is more sensitive to the response of monetary policy shocks, and the timing and rhythm of policy operations may need to be adjusted accordingly. Third, in the face of the current global high inflation threat, the digital economy, as one of the few important long-term factors with inflation-suppressing effect, continues to accelerate innovation through digital technology itself, and applies it more vigorously and on a larger scale.

Key words: the Digital Economy; Inflation; Influence Mechanism; Dynamic Characteristics of Inflation

汇率政策不确定性与企业信贷融资：基于外币贷款视角

孟为¹ 姜国华²

【摘要】汇率政策调整、微观主体对汇率政策执行的不准确预期形成汇率政策不确定性，本文站在外币贷款视角，探索其对企业信贷融资的影响。研究发现，相对本币债务，汇率政策不确定性促使企业外币贷款增加，在控制外币信贷环境利好和同期汇率波动后，这一影响依然存在。汇率政策不确定性与企业外币贷款之间关系在财务与汇兑风险越高、汇率感知越强的样本中表现越明显，人民币贬值预期和本外币贷款利差分别负向、正向调节两者关系，证实中国企业借入外币贷款的风险对冲与成本节约3动机。进一步，汇率政策不确定性抑制企业有息负债和整体财务杠杆，企业持有外币贷款有利于价值增值。本文为开放型经济建设下实体企业拓宽融资渠道与汇率风险应对提供启示。

【关键词】汇率政策；不确定性；外币贷款；风险对冲；套利

一、引言

在国内外形势发生深刻复杂变化的背景下，党的二十大报告强调，中国需主动参与和推动经济全球化进程，发展更高层次的开放型经济。“十四五”规划指出，实施金融安全战略，提高开放条件下的风险防控和应对能力。特别地，汇率作为国际价格，其变动影响资源配置与经济发展，汇率问题涉及国家金融系统和国际贸易关系稳定（Fornaro, 2015; Calderón and Kubota, 2018）。伴随着中国各类市场开放，国家间实体经济联系下的资本流动与跨境信贷成为金融风险传导渠道，有效防范和应对汇率风险是各类经济主体稳健经营的内在要求（丁剑平等，2020；杨子暉等，2022）。

汇率波动体现在汇率水平、波动程度等维度，受宏观经济基本面、政府制度性安排、外汇市场供求关系等因素影响，相对汇率波动，汇率政策对企业活动与经济增长的影响更具根本性（Calderón and Kubota, 2018；张夏等，2020）。汇率政策工具包括通过外汇占款调节的数量型管理与以中间价为引导的价格型管理，央行外汇干预、汇率波动区间管理、资本项目逐步开放、跨境融资审慎监管等均是防范汇率泡沫的重要工具（朱孟楠等，2015；恩格尔，2019；Takáts and Temesváry, 2021）。在经济发展过程中，常伴随着汇率政策调整。近年来，人民币面临的如美联储加息、其他国家利率决议、国际贸易摩擦等外部风险因素增多，汇率政策工具的有效应用尤为关键。现有研究认为汇率政策具有状态依存特征，不同政策工具的实施效果具有期间异质性、条件性和不确定性（王道平等，2017；Chang, 2018；Adler and Mano, 2021；路继业和张娆，2021），汇率政策的调整可能无法达到初始目标。由此，汇率政策调整带来的政策环境不持续以及微观主体对政策执行的不准确预期将形成汇率政策不确定性，影响企业行为与价值。

通常地，经济政策不确定性在宏观层面影响经济复苏和金融风险，在行业层面影响股价波动和资源配置，在微观层面约束企业各类决策（Baker et al., 2016；Altig et al., 2020；杨子暉等，2020）。聚焦至微观视角，企业生存于宏观环境下，受到政策调控和政府监管（Kaviani et al., 2020）。相比其他政策，汇率政策主要以引导国际资本流动、调节外汇储备和市场流动性、将汇率控制在适度水平等为目标，汇率政策调整影响短期内汇率走势，外汇市场投资者形成不同汇率预期（肖立晟等，2021），而涉及资本项目和国际收支的调控也促使企业重新评估涉外业务的边际效益（恩格尔，2019）。现有文献证实汇率政策调整作用于企业债务融资决策（Tong and Wei, 2021），那么，汇率政策不确定性是否影响与汇率因素密切相关的外币债务？

¹ 孟为，对外经济贸易大学国际商学院

² 姜国华，北京大学光华管理学院

除融资功能外, 外币债务有助于企业对冲外币收入或持有外币资产带来的汇率风险敞口 (Mora et al., 2013; 郭飞等, 2018; Bae et al., 2020), 企业利用不同币种债务利差, 在权衡通货膨胀与实际汇率后承担外币债务以实现保值或套利。同时, 外币债务可能因无法完全对冲资产端风险而产生新的货币错配 (Bruno and Shin, 2020; Niepmann and Schmidt-Eisenlohr, 2022)。近年来, 中国人民银行 (下文简称央行) 数次调整跨境融资宏观审慎调节参数以便利企业跨境融资, 境内金融机构为服务企业涉外业务也形成了较为完备的外汇贷款体系, 境外发债和外币贷款¹成为中国企业融资的常用途径, 也是企业资本结构决策的重要组成部分。基于数据可获得性及银行贷款相对债券更高的灵活度, 本文研究汇率政策不确定性对企业外币贷款的影响及其作用机制。

针对汇率政策不确定性, 本文使用 Huang and Luk (2020) 基于 114 家中文报纸新闻报道构建的“汇率与资本项目政策不确定性指数”衡量; 同时, 参考 Jurado et al. (2015)、Altig et al. (2020) 等基于经济变量计算预测误差条件偏离度的方法, 选择外汇市场、外汇管理、金融机构外汇业务等尽可能广泛的宏观指标, 计算替代性汇率政策不确定性指数。本文对 A 股非金融业上市公司样本进行实证研究发现, 汇率政策不确定性促使企业借入外币贷款; 结合企业风险特征、融资约束与套利环境的异质性检验表明, 中国企业在汇率政策不确定性加剧时借入外币贷款具有风险对冲与套利动机; 在汇率政策不确定性较高时期, 企业持有外币贷款有利于价值增值。

本文可能的创新主要体现在以下三个方面。第一, 聚焦汇率政策不确定性, 拓展了经济政策不确定性与微观企业行为关系领域文献。现有经济政策不确定性研究覆盖财政、信贷、利率、汇率、贸易、产业等各政策领域 (Baker et al., 2016; Altig et al., 2020; Kaviani et al., 2020), 而不同政策调控目标和工具不同, 整体分析忽略了某类政策的单独作用。目前, 各国政策不确定和国家间金融风险传染对实体企业风险应对提出新的挑战, 汇率作为国际价格, 与其相关的宏观调控在开放型经济新体制建设中发挥重要作用。本文聚焦汇率政策不确定性对企业行为的影响, 以期对未来外汇市场监管、金融服务实体经济等政策决策提供参考。

第二, 补充了汇率变量微观后果相关研究, 溯源汇率波动的制度性原因——汇率政策调整, 从根本上解释汇率因素的微观作用机制。现有研究发现汇率波动通过交易成本、市场竞争、利润转移等渠道作用于企业行为 (Deng, 2020; Dao et al., 2021), 相对不同种类汇率 (如双边或有效汇率) 波动, 汇率政策对企业决策与经济增长的影响更具根本性 (张夏等, 2020)。但现有汇率政策研究大多关注政策本身 (Fornaro, 2015; Kuersteiner et al., 2018; Tong and Wei, 2021), 具有较为明确的方向性。本文从汇率政策调整视角定义汇率政策不确定性, 引导监管层重视汇率政策可信性与持续性, 厘清资本市场与外汇市场互动关系。

第三, 拓展了企业债务融资影响因素和外币债务融资动机的研究范畴。现有文献发现汇率不利冲击将对企业外部融资造成负面影响 (Huang et al., 2019; Deng, 2020; Caballero, 2021; Dao et al., 2021; Niepmann and Schmidt-Eisenlohr, 2022), 但本文发现在汇率政策不确定性加剧时, 企业将通过调整债务币种结构来对冲汇率风险、提升整体价值。特别地, 2015 年以来, 中国实施“去杠杆”政策, 重视金融服务实体经济的功能, 本文在债务币种维度的研究为“分部门”和“分债务类型”的“结构性去杠杆”提供了新的思路。在控制整体杠杆的前提下, 企业寻求外币贷款在一定程度上体现了复杂国内外经济形势下对国内和国外两个市场资源的利用, 这一现象也契合近年来鼓励实体企业拓宽融资渠道的时代背景。

二、文献综述与研究假设

(一) 宏观汇率因素的经济后果

1. 汇率波动的经济后果。汇率波动主要表现为汇率升贬值、波动程度等维度。2015 年“811 汇改”后,

¹ 中国“境外发债”指财政部、人民银行、金融机构、地方政府、优质企业等主体在中国大陆之外地区发行本外币债券。“外币贷款”包括企业从境外取得的非本币贷款或从境内金融机构获得的外汇贷款 (现汇贷款、境外筹资转贷款等)。本文对外币贷款的研究以币种分类, 不以债权人属地为境内或境外分类。

央行逐步退出常态化干预，外汇市场供求成为人民币汇率波动的主要因素，但目前央行仍有意识地管理人民币汇率波动区间（肖立晟等，2021）。现有文献证实汇率波动影响经济发展与金融稳定（Calderón and Kubota, 2018; Dao et al., 2021）；在微观层面，汇率波动通过要素或商品价格传导、要素重新配置、跨境资金流动、市场竞争等途径影响企业进出口、投融资、兼并重组、生产效率等（邓贵川和谢丹阳，2020；毛日昇和陈瑶雯，2021；曹伟等，2022）。在企业融资方面，丁剑平等（2020）发现行业层面的汇率升值将通过提升中国制造业企业盈利水平进一步负向影响杠杆率。Bruno and Shin（2020）认为汇率波动影响新兴国家企业的美元融资与整体价值，本币相对美元的贬值将导致持有现金越多的企业股价跌幅越大。Niepmann and Schmidt-Eisenlohr（2022）采用来自 79 个国家的企业获得美国银行的跨境贷款数据，从资产负债表效应角度研究发现，企业所在国家货币贬值导致外币贷款逾期概率增加，债务人的汇率风险最终转化为银行信贷风险。

汇率波动是企业财务决策的重要影响因素，但这一分支文献多采用国家、行业、企业层面双边或有效汇率作为计量基础，从汇率升贬值或波动幅度等维度探索汇率波动影响机制，但不同种类汇率在同一时期可能呈现不同趋势，且其各自作用渠道存在差异，使用单一汇率指标进行研究具有片面性。此外，在各经济发展阶段，多样化的汇率政策工具使企业在涉外交易结算、跨境投融资中面临着新的风险，局限于汇率波动研究忽略了其背后的制度性原因。

2. 汇率政策及其调整的经济后果。汇率政策是针对国际收支、汇率走势等方面的调控，除 2005 年“721 汇改”、2015 年“811 汇改”等价格型调节外，近年来，贸易收支便利化、资本项目开放、外汇风险准备金调整、跨境融资宏观审慎等政策工具的实施在支撑人民币汇率稳定、改善外汇供求关系、促进外汇市场服务实体经济等方面起到重要作用。

经济政策频繁调整将造成经济政策不确定性（Baker et al., 2016; Altig et al., 2020），在汇率政策方面，汇率政策不连续或新政策执行效果不及预期可能导致汇率过度波动和跨境资本流动（朱孟楠等，2015；Kuersteiner et al., 2018；肖立晟等，2021；缪延亮等，2021）。现有文献多基于国家间双边名义汇率制度安排、国家外汇储备、央行外汇干预等调“价”或调“量”的角度探讨汇率政策的经济后果（Fornaro et al., 2015；Tong and Wei, 2021；张夏等，2020）。王道平等（2017）认为许多经济体实际与名义汇率制度不一致，即实际执行的汇率政策可能不遵循事先宣布，公众与市场对汇率政策存在一定程度的不可置信性，而国家汇率政策的可置信水平越低，越容易引发国际投机资本对本国汇率的冲击。缪延亮等（2021）认为一国汇率的稳定取决于外汇储备的充足程度和使用意愿，当储备干预逆周期性不足时，外汇储备越充足的国家货币反而越易受全球流动性冲击。肖立晟等（2021）发现央行干预在人民币汇率升值或贬值时期均会强化汇率预期，经济基本面目前对汇率预期的引导有限。由此，汇率市场化等政策推进过程中也不能忽略央行暂时性干预和国家外汇储备起落对实体经济与金融系统风险的影响。

与本文最为相关的文献主要是央行外汇占款、外汇储备调整、汇率市场化改革、资本项目开放等汇率政策调整对企业融资的影响。Takáts and Temesváry（2021）发现，债权人所在国家宏观审慎政策宽松将会放大货币发行国的货币政策对跨境贷款的影响，如英国宏观审慎政策宽松将放大美国货币政策收紧对英国银行体系中美元跨境贷款外流的负面影响。Tong and Wei（2021）使用 2000-2006 年 23 个新兴国家企业样本研究发现，国家外汇储备有利于降低经济基本面和经济政策的不确定性，外汇储备占 GDP 比例与企业杠杆率显著正相关，美国和欧洲的低利率促使资本流入新兴经济体，进一步提升了新兴国家企业杠杆率。

目前，较多文献从浮动或固定汇率制度、外汇干预等视角探索汇率政策本身的经济效应，着眼于汇率政策调整与企业行为关系的研究较少。本文对汇率政策不确定性的研究有助于认识政策执行中的潜在政治成本，从微观层面厘清汇率政策动态调整下的企业行为变化。

（二）企业外币债务相关研究

现有文献从企业持有外币债务的动机与经济后果等方面进行研究，除支持涉外经营、对冲资产端汇率风险外（郭飞等，2018；Galvez et al., 2021），无外币现金流或无涉外经营的企业也可能承担外币债务，企业借入外币债务存在套利动机（McBrady and Schill, 2007；Bruno and Shin, 2017；Acharya and Vij, 2020）。聚焦至外币贷款，Mora et al.（2013）认为境内外银行在面临资本限制时倾向使用外币贷款来匹配外币存

款, 缓解货币价值不确定性和债务人违约风险; 企业将权衡外币贷款利差收益与货币错配成本, 并在宏观政策引导与企业释放质量信号或对冲风险的需求等因素联合作用下做出外币贷款决策。

从企业涉外特征角度, Houston *et al.* (2017) 采用 35 个国家企业跨境贷款样本, 研究发现企业持有境外资产将拉近跨境借贷双方的地理边界、缓解信息不对称, 拥有境外资产的企业更倾向于选择该资产所在国家的银行获取债务融资, 相应的贷款也将获得更有利的定价。Bae *et al.* (2020) 使用韩国企业通过发行债券和在境内外银行取得外币贷款的数据, 发现具有低违约概率和高抵押品价值特征的出口企业更倾向于承担外币债务, 但银行审慎监管限制了外币债务可得性。郭飞等 (2018) 发现风险对冲是中国企业获取外币债务的重要影响因素, 国际化水平较高的公司使用外币债务的可能性更大。

从套利角度, Bruno and Shin (2017) 发现新兴国家企业更有可能发行美元债券, 尤其是在其本币相对美元升值、利差较大等套利交易更有利的时期表现更为明显。Harasztosi and Kátay (2020) 对匈牙利企业获得境内银行外币贷款样本的研究发现, 风险对冲并非企业选择外币贷款的主要动机, 套利、币种多样化策略以及本币信贷约束是主导因素。Acharya and Vij (2020) 对印度企业外币贷款与外币债券发行的研究也证实套利动机的存在。Galvez *et al.* (2021) 发现发达国家企业尤其是高评级企业在境内外利差扩大时更易发行外币债券, 节约融资成本。

在经济后果角度, 一方面, 汇率未预期变化通过资产负债表效应作用于持有外币债务企业的借贷能力, 负面影响银行外币放贷 (Dao *et al.*, 2021; Salomao and Varela, 2022)。例如, 本币贬值促使外币债务偿付压力增加, 债务人的汇率风险和违约风险最终转化为银行信用风险 (Niepmann and Schmidt-Eisenlohr, 2022)。除债务清算价值不确定外, 企业取得外币债务融资后若以现金和短期金融资产形式留存储备, 又引发资产端风险 (Bruno and Shin, 2020)。Caballero (2021) 发现新兴经济体企业持有外币债券促使汇率贬值时期的企业资本支出降低, 发行外币债券的风险与出口收入未得到良好匹配, 非出口商反而持有大规模外币债务。另一方面, 企业获取外币债务主要应用于生产性投资, 有助于缓解融资约束, 降低资本成本 (Mora *et al.*, 2013; 郭飞等, 2018), 同时起到对冲外币资产、收入、现金流等汇率风险的作用 (Allayannis *et al.*, 2003)。Brown *et al.* (2011) 采用 25 个发展中国家企业样本研究发现, 相对利差驱动的套利动机, 企业借入外币贷款主要用以对冲涉外收入汇率风险。Salomao and Varela (2022) 使用匈牙利企业样本研究发现, 银行将筛选生产效率高与受融资约束的公司给予外币债务支持, 外币债务有利于企业减少违约, 并取得快速成长与资本积累。以中国企业为研究对象, Frank and Shen (2016) 发现企业通过外币债券募集的资金主要用于资本支出以及股利支付。郭飞等 (2018) 证实中国企业使用外币债务有利于降低债务资本成本。

综上, 不同国家企业承担外币债务的动机存在差异, 汇率因素将影响企业外币贷款及其价值效应, 但现有文献大多关注汇率升贬值对外币债务的作用, 忽略了资本项目管制等汇率政策调整的影响。另外, 针对中国企业外币债务的研究相对较少, 本文将对其进行补充。

(三) 理论分析与研究假设

经济政策不确定性通过影响风险与信息环境等作用于银行流动性创造与企业外部融资 (Kaviani *et al.*, 2020; 田国强和李双建, 2020; 邓伟等, 2022)。近年来, 中国汇率政策总体以“稳汇率”、资本项目逐步开放为改革方向, 但美联储加息等外部风险可能致使人民币汇率走势偏离调控目标, 引发的不确定性影响宏观经济运行与微观企业决策。

在宏观层面, 汇率政策调整及其实施效果受国际政治、经济等多因素影响, 促使汇率、物价、利率、股价等资产价格发生条件性变化 (肖立晟等, 2021), 不可避免地引发汇率过度波动与汇率预期恶化, 未达预期的汇率政策调控将负向冲击实体部门, 影响跨境资本流动和国家金融市场稳定 (朱孟楠等, 2015; 缪延亮等, 2021)。在微观层面, 汇率政策不确定性对企业决策的影响机制不局限于短期内的汇率波动或外汇市场对资本市场的溢出, 还在于企业对未来利润或现金流的预期稳定性, 而涉及资本项目的政策调控也促使企业重新评估当前和潜在涉外业务的边际效益 (恩格尔, 2019)。此外, 汇率政策执行过程中面临制度性汇率风险和央行隐性干预 (张勇等, 2021), 企业决策受政策调控和汇率预期影响的程度可能高于暂时性的汇率波动 (邓贵川和谢丹阳, 2020)。本文聚焦企业外币贷款, 分别从风险对冲、外部融资、节约成本等角度探索汇率政策不确定性的微观作用机制。

1. **企业的汇率风险对冲需求。**中国企业融资长期以来以间接融资为主，信贷资源可获得性对企业发展有重要影响。一个经济体的信贷资金供需不免受到汇率因素的作用（Bocola and Lorenzoni, 2020），尤其在国家层面以外币计价的净资产或净债务较多时，汇率风险将通过金融加速器传染至实体经济（陈雷和范小云, 2017）。从企业来看，汇率政策调整下的潜在汇率波动作用于涉外交易成本与外币货币性项目折算成本，企业未来业绩呈不确定变化（Dao et al., 2021；曹伟等, 2022）；加之中国资本管制力度时紧时松（恩格尔, 2019），企业还面临着不确定的国际结算和外汇买卖条件，而央行外汇干预、热钱流动等也将通过信贷或资产价格渠道刺激实体企业需求（杨子暉等, 2022；苟琴等, 2022）。即使无涉外交易的企业也可能因名义价格粘性、要素资源配置、境内外市场竞争等受到汇率间接影响，或作为涉外企业的供应商、客户、债权人等利益相关者而面临汇率风险（丁剑平等, 2020）。

外币债务是一种金融对冲手段，可与企业持有的外币资产或获取的外币收入及现金流形成自然对冲（Allayannis et al., 2003；Brown et al., 2011；郭飞等, 2018；Galvez et al., 2021）。随着经济开放程度的加深，中国企业倾向于使用外币贷款缓解资产负债表货币错配，尤其在汇率不确定变化致使系统性风险较高时，企业为避免业绩受损和价值低估，将主动管理汇率风险敞口。在汇率政策不确定性加剧时，企业将评估政策变化对其当前与未来业绩的影响，适时调整经营战略，积极应对汇率风险与政策风险。相比多国化分散经营等经营性对冲，外币贷款有利于在短期内从资产负债表层面缓解货币错配，并储备外币融资用于贸易或投资中的货款支付，缓解不确定性的长期影响（Bruno and Shin, 2020）。

2. **企业的外部融资需求。**金融摩擦是宏观不确定性影响实体经济的主要机制，外部不确定性会约束企业借贷能力，进一步限制投资活动，企业将尽可能在外部融资限制放松时借入更多资金，以备未来使用（葛劲峰等, 2022），尤其在不确定性的环境下，企业借入并储蓄现金有利于缓冲外部影响（Favara et al., 2021）。相对其他政策，针对国际收支和外汇市场的汇率政策调控对实体经济的作用主要以银行间市场为媒介，跨境资本流动和汇率冲击直接影响银行信贷投放（Delis et al., 2022；苟琴等, 2022；邓伟等, 2022），而汇率冲击往往使实体企业面临恶化的信贷融资与股权融资环境（Huang et al., 2019；Deng, 2020；Caballero, 2021；Niepmann and Schmidt-Eisenlohr, 2022）。若本币债务市场的规模和深度不足以满足企业需求时，能够获得外币贷款的企业就会积极寻找这种融资渠道（Allayannis et al., 2003）。由此，当汇率政策不确定性加剧时，企业将有动机拓宽融资渠道、从币种维度调整债务融资，多样化的贷款和资金结构也有利于缓解融资约束、降低经营风险。近年来，受益于制度环境优化和中国金融业的迅速发展，企业获得外币贷款的可能性提升，银行多元化贷款服务与跨境融资便利化试点等为企业涉外经济活动提供了保障。

3. **企业的成本节约（套利）动机。**在中国，央行于 2000 年起改变外币利率管理体制，放开外币贷款利率，相对本币债务，外币债务利率市场化程度更高。企业获得的境内银行外汇贷款或境外银行的跨境贷款利息通常低于本币贷款，本外币利差和汇率政策调整下的汇率短暂波动为企业利用汇率和利率优势、抓住套利机遇提供可能（Harasztosi and Kátay, 2020；Acharya and Vij, 2020；葛劲峰等, 2022）。从境内外汇贷款来看，本国政策不确定性往往降低各部门投资意愿、提升储蓄动机，境内银行吸收存款能力增强（Favara et al., 2021），新兴国家的“存款美元化”¹促使私人部门外币存款通过商业银行途径进入金融市场，银行发展外汇业务可实现其内部资产与负债的币种匹配（Bocola and Lorenzoni, 2020），而在政策不确定性较高时，货币政策通常更为宽松（邓伟等, 2022）。因外币贷款利率往往低于人民币贷款，外币贷款满足中国企业低成本融资需求。从跨境贷款来看，跨境贷款发放与偿还时的货币通常一致，即借外汇还外汇，债务名义价值不会受到汇率因素直接影响，即使债务人面临汇率不确定性，对境外债权人来讲，债权资金的跨境流动在短期内也有利可图（Delis et al., 2022）。那么，无论是境内银行提供的外汇贷款还是来自境外银行的跨境贷款，汇率政策不确定性将促使企业进行债务币种管理。

综上，在汇率政策不确定性加剧时，企业有对冲汇率风险、拓宽融资渠道、降低资本成本的需求，倾向于借入外币贷款。本文提出：

¹ 由于美元在国际金融体系的特殊作用，新兴国家银行系统的外币存款以美元为主。世界范围内“去美元化”一定程度上降低了中国外汇储备中美元资产比例，但中国与世界各国密切的贸易关系支撑各类外汇收入，跨境交易的资产估值、支付时滞等问题促使银行仍关注本外币流动性短缺中的汇率因素影响。

H1a: 其他条件不变时，汇率政策不确定性促使企业借入外币贷款。

外币债务也是新兴国家市场中金融不稳定的一个重要来源(陈雷和范小云, 2017; Bocola and Lorenzoni, 2020)。未预期的汇率波动和资本项目管制致使外币债务成为一把“双刃剑”，宏观经济与实体企业在货币冲击下呈金融脆弱特征 (Tong and Wei, 2021)。因政策不确定性下信息不对称加剧、系统性风险增加，银行倾向于减少流动性创造，并将债务人风险纳入定价范畴，以抵消未来期间客户贷款违约造成的损失 (田国强和李双建, 2020; Delis et al., 2022)。那么，债务人面临的汇率政策不确定性致使其履约可靠性降低，境内外银行向企业发放外币贷款都会趋于谨慎。特别地，若企业不存在或只有少量涉外业务或外币资产，外币债务未与外币资产形成匹配对冲，企业资产负债表会呈外币净债务状态，未来可能的本币贬值致使企业面临着较大的偿付压力和投资收缩 (Caballero, 2021)，债务人违约风险最终将传递至银行系统 (Niepmann and Schmidt-Eisenlohr, 2022)。由此推断，当汇率政策不确定性加剧时，企业关注潜在本币贬值对其未来偿债能力的不利影响，权衡外币贷款的偿付压力与对冲或套利收益，对外币贷款持审慎态度。基于此，本文提出竞争性假设：

H1b: 其他条件不变时，汇率政策不确定性阻碍企业借入外币贷款。

三、研究设计

(一) 数据来源与样本选择

本文选取 2010-2019 年沪深 A 股上市公司为初始样本，剔除数据缺失、资不抵债、金融行业企业。企业外币现金与贷款规模、境外业务收入、汇兑损益明细数据来自万得 (Wind) 数据库；境外分支机构以及财务和治理数据等均来自国泰安 (CSMAR) 数据库；外汇衍生品数据搜集自公司财务报告原文、Wind 上市公司公告数据库、文构 (Wingo) 上市公司财务报告文本分析库。汇率数据来自国际清算银行，其他宏观变量数据来源于中国人民银行、国家外汇管理局、国家统计局等官方网站与 Wind 数据库。

(二) 变量设计

1. 企业外币贷款。本文从企业获得的外币贷款规模及其占负债的比例两个角度进行衡量：①外币贷款规模 ($FDebtScale$) 即公司年末外币贷款余额加 1 取自然对数，②期末外币贷款占总负债比例 ($FDebtRatio1$) 和期末外币贷款占总银行贷款比例 ($FDebtRatio2$)。

2. 汇率政策不确定性。现有文献对政策不确定性的度量常选用典型政策实施背景进行 DID 分析，但在部分年度，各类汇率政策工具的变更较为密集，选取某些外生冲击无法衡量汇率政策变更的连续性效果。本文使用以下两种方法衡量“汇率政策不确定性”：

首先，Huang and Luk (2020) 基于《人民日报》《光明日报》《北京日报》《北京青年报》《南方都市报》等 114 家包括政府官方报纸、地方性报纸、财经类报纸等在内的媒体报道，采用关键词筛选和频率计算构建了月度“汇率与资本项目政策不确定性指数”。本文取其年度均值作为汇率政策不确定性的第 1 个指标 ($FEPUI$)。考虑到地方性和财经类报纸可能多为对官方政策的评价与转述，导致相关新闻频率存在一定高估，稳健性检验中重新构建基于政府媒体《人民日报》《人民日报海外版》《光明日报》的替代指标 ($FEPU_{adj}$)。

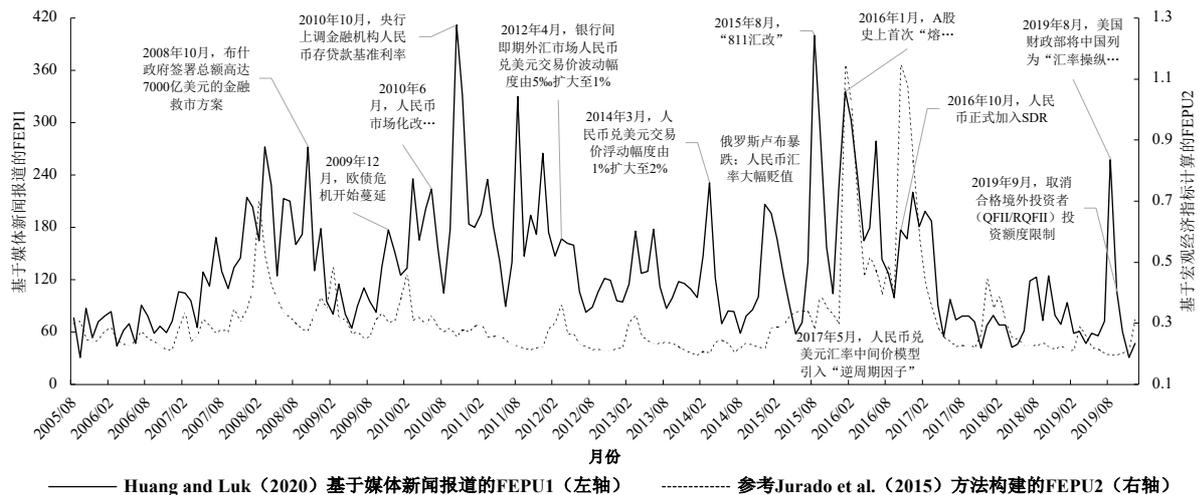


图1 月度汇率政策不确定性指数（2005-2019）

其次，参考 Jurado et al. (2015) 使用宏观变量测度不确定性的方法，本文选取外汇市场、外汇储备、外汇管理、金融机构外汇业务等类别共 55 个指标¹刻画汇率政策不确定性 (FEPU2)。如公式 (1)， I_t 为截至时间 t 所有可用信息集，每个指标 $y_t \in Y_t$ 在未来 h 期的不确定性定义为 y_t 在未来 h 期以历史数据回归得出的预测误差的条件波动率，即 $u_t^y(h)$ ，取算数平均值用以度量 h 期的汇率政策不确定性。具体过程如下。

$$u_t^y(h) = \sqrt{E[(y_{t+h} - E[y_{t+h}|I_t])^2 | I_t]} \quad (1)$$

第一，搜集 55 个指标的月度值，为缓解不同指标量纲差异，对每个指标都以均值为 0、标准差为 1 进行标准化。第二，对 55 个标准化后的指标进行主成分分析，提取共同因子 F_t ；通过主成分分析共确定 10 个主成分，每个主成分的特征值均大于 1，全部解释力度达到 90%。第三，定义每个标准化后的指标 y_t 未来 h 期的预测误差为实际值与预测值之间的差异，即 $v_{t+h}^y = y_{t+h} - E[y_{t+h}|I_t]$ ，利用主成分分析提取的共同因子 F_t 建立因变量 y_t 的 4 阶自回归动态方程以计算预测误差 v_t^y 的条件波动率。在 y_t 的 4 阶自回归方程中加入共同因子 F_t 的 1 阶滞后项，同时控制 F_t 各平方项的 1 阶滞后项以控制非线性效应，回归后得到每一个指标 y_t 在各月度的条件期望 $E[y_t|I_t]$ 与预测误差 v_t^y (回归残差)。第四，参考 Altig et al. (2020)，使用 GARCH(1,1) 模型计算每个指标 y_t 在各月度预测误差 v_t^y 的条件波动率，对 55 个 y_t 的预测误差条件波动率取算数平均得到月度汇率政策不确定性指数，取年度均值为第 2 个指标 (FEPU2)。

图 1 为两种方法计算的月度频率汇率政策不确定性指数。在月度层面，两者 Pearson 系数为 0.37，在 1% 水平显著。在汇率政策调整以及涉及外汇市场重要变化的重要时间节点，该指数相对高于邻近时期。²

(三) 模型构建

本文使用模型 (2) 检验汇率政策不确定性对企业外币贷款的影响，因变量 $FDebt$ 分别为外币贷款规模 ($FDebtScale$) 或比例变量 ($FDebtRatio1$ 、 $FDebtRatio2$)，主要关注 a_2 的经济学与统计学意义。参考张成思和刘贯春 (2018)、田国强和李双建 (2020)、Bae et al. (2020)、Tong and Wei (2021) 等，控制滞后期资产规模 ($SIZE$)、财务杠杆 (LEV)、盈利能力 (ROA)、成长性 ($TobinQ$)、有形资产 (PPE)、经营活动现金流 (FCF)、上市年龄 ($LISTAGE$)、产权性质 (SOE)、股权集中度 ($TOPI$)、高管薪酬 ($COMP$) 等公司特征变量。特别地，外币债务可获得性与企业涉外业务或外币资产等因素相关 (Houston et al., 2017)；

¹ 考虑到变量数据的可获得性与时间序列的完整性，选定 55 个宏观月度指标，包括人民币兑主要货币和一特别提款权单位的名义汇率，人民币有效汇率、美元指数增速，外汇储备、进出口总额、贸易差额、外商直接投资的同比增速，中国大陆购买、出售美国国债总额，银行代客结汇、售汇额，金融机构外汇存贷款余额增速，金融机构中央银行外汇占款增速等。指标选取详见《世界经济》网站本文补充材料附录一。

² 年度层面的汇率政策不确定性指数趋势与分析见网站附录二。

郭飞等，2018），进一步控制境外业务收入（*OUTSALE*）、外币资产（*FAsset*）、境外分支机构（*OFDI*）、外汇衍生品投资（*FinHedge*）等变量。在宏观层面，控制同期 GDP 增长率（ ΔGDP ）、货币政策（ $\Delta M2$ ）和基准利率波动（ $\Delta Shibor$ ）。考虑到国际系统性风险传染及企业外币贷款受主权债务危机负面影响（De Marco, 2019；杨子暉等，2020；杨子暉等，2022），模型加入 Baker *et al.*（2016）构建的基于美国报纸报道的主权债务和货币危机不确定性（*SCPU*），该指数考虑了包括欧债、欧元、俄罗斯与亚洲金融危机等世界范围内的货币风险。因 *FEPU* 和各宏观变量为年度变量，不再控制年度固定效应。本文对所有连续性变量进行[1, 99]的缩尾处理。除特别说明外，模型（2）控制公司固定效应（ δ_i ），所有回归均使用公司层面聚类稳健标准差。

$$FDebt_{i,t} = \alpha_1 + \alpha_2 FEPU_t + \beta Controls_{i,t-1} + \gamma Macro\ Controls_t + \delta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

表 1 为变量定义与描述性统计（描述性统计详细结果见网站附录三）。外币贷款规模（*FDebtScale*）均值为 4.04，样本差异较大，为使回归系数更为清晰，回归时对 *FDebtScale* 标准化处理。*FDebtRatio1* 均值为 1.67%，最大值为 33.20%；*FDebtRatio2* 均值为 6.45%，个别样本银行贷款中全部为外币贷款，最大值为 1。多数企业在研究年度未持有外币贷款使 *FDebtScale*、*FDebtRatio1*、*FDebtRatio2* 呈右偏分布（偏态系数大于 0，超过半数样本取值 0）。为缓解因变量右偏影响，后文定义企业外币贷款相关哑变量进行稳健性检验。

表 1 变量名称与定义

变量	名称	定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
外币贷款	<i>FDebtScale_{i,t}</i>	外币贷款（转换为人民币）加 1 取对数	24 641	4.0378	7.7685	0.0000	22.7378
	<i>FDebtRatio1_{i,t}</i>	外币贷款占总负债的比例	24 641	0.0167	0.0532	0.0000	0.3320
	<i>FDebtRatio2_{i,t}</i>	外币贷款占银行贷款的比例（无银行贷款的样本不取值，回归时删除）	20 543	0.0645	0.1840	0.0000	1.0000
汇率政策不确定性	<i>FEPU1_t</i>	Huang and Luk（2020）构建的月度汇率与资本项目政策不确定性指数在 t 年内的均值，回归时加 1 取对数	10	4.8838	0.3595	4.3836	5.3243
	<i>FEPU2_t</i>	基于外汇市场、外汇管理等月度指标计算预测误差条件波动率，取 t 年度均值	10	0.3183	0.1715	0.2208	0.7953
资产规模	<i>SIZE_{i,t}</i>	总资产加 1 取对数	24 641	22.0241	1.2952	19.3487	25.9687
资本结构	<i>LEV_{i,t}</i>	总负债/总资产	24 641	0.4295	0.2139	0.0473	0.9047
盈利水平	<i>ROA_{i,t}</i>	总资产收益率	24 641	0.0447	0.0599	-0.1932	0.2324
成长能力	<i>TobinQ_{i,t}</i>	（权益市值+负债账面价值）/总资产	24 641	2.7131	1.9808	0.8852	12.1490
有形资产	<i>PPE_{i,t}</i>	存货与固定资产占总资产比例	24 641	0.3720	0.1834	0.0180	0.8122
现金流量	<i>FCF_{i,t}</i>	经营活动现金净流量/年末总资产	24 641	0.0411	0.0738	-0.1973	0.2512
公司年龄	<i>LISTAGE_{i,t}</i>	公司上市年限加 1 取对数	24 641	2.1985	0.7530	0.6931	3.2581
产权性质	<i>SOE_{i,t}</i>	公司为国有控股时取 1，否则为 0	24 641	0.3887	0.4875	0.0000	1.0000
股权集中度	<i>TOP1_{i,t}</i>	第一大股东持股比例	24 641	0.3519	0.1505	0.0873	0.7552
高管薪酬	<i>COMP_{i,t}</i>	高管年薪总额加 1 取对数	24 641	1.5986	0.5793	0.4234	3.3243
境外收入	<i>OUTSALE_{i,t}</i>	境外业务收入占总营业收入的比例	24 641	0.1215	0.2045	0.0000	0.8883
外币资产	<i>FAsset_{i,t}</i>	外币现金占货币资金的比例	24 641	0.0684	0.1301	0.0000	0.6631
境外分支	<i>OFDI_{i,t}</i>	哑变量，若企业在中国大陆以外设有子公司、合营或联营企业取 1，否则为 0	24 641	0.4240	0.4942	0.0000	1.0000

外汇衍生品	$FinHedge_{i,t}$	哑变量，当持有外汇远期、期权、套期、掉期等外汇衍生品时取 1，否则为 0	24 641	0.1382	0.3451	0.0000	1.0000
经济增长	ΔGDP_t	GDP 不变价的年度同比增速	10	0.0768	0.0140	0.0600	0.1064
货币政策	$\Delta M2_t$	货币供应量 M2 的年度增速	10	0.1272	0.0372	0.0828	0.2077
基准利率波动	$\Delta Shibor_t$	日度银行间同业拆借加权利率（7 天）的年度标准差	10	0.1319	1.0624	-0.9893	1.9633
货币危机不确定性	$SCPU_t$	Baker <i>et al.</i> （2016）构建的主权债务和货币危机不确定性月度指数在 t 年内的均值，加 1 取对数	10	4.5169	0.9278	3.4761	5.9683

四、研究结果

（一）基本检验

表 2 为模型（2）的回归检验结果，FEPU1 或 FEPU2 系数均显著为正，汇率政策不确定性促使企业获取外币贷款融资，不仅体现在贷款规模，也体现在总负债（或银行贷款）中的外币贷款比例。以对 FDebtRatio1 的回归为例，FEPU1 系数为 0.0102，FEPU1 每增加 1 标准差（0.3595），将导致企业外币贷款占总负债比例提升 0.37%，相当于其均值（0.0167）的 21.96%；FEPU2 系数为 0.0061，FEPU2 每增加 1 标准差（0.1715），企业外币贷款占总负债比例提升 0.11%，相当于其均值（0.0167）的 6.26%。控制变量回归系数表明¹，有涉外业务收入、持有外币资产比例较高、设有境外分支机构的企业更倾向于借入外币债务以对冲汇率风险，涉外程度和金融对冲工具可能是境内外银行审批企业外币贷款申请的评估因素，一定的涉外业务将保障企业的外币偿还能力。在宏观变量层面，世界范围内的主权债务和货币危机不确定性显著抑制企业外币贷款决策。

表 2 基本检验：汇率政策不确定性与企业外币贷款

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
因变量	FDebtScale _{i,t}		FDebtRatio1 _{i,t}		FDebtRatio2 _{i,t}	
FEPU1 _t	0.2755*** (0.0000)		0.0102*** (0.0000)		0.0422*** (0.0000)	
FEPU2 _t		0.2280*** (0.0000)		0.0061*** (0.0072)		0.0320*** (0.0003)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
调整后的 R ²	0.5224	0.5200	0.4478	0.4465	0.4492	0.4475
样本量	24 641	24 641	24 641	24 641	20 543	20 543

说明：*、**、***表示系数在 10%、5%、1%水平显著，括号中为 p 值。除特别说明外，后表同。

（二）异质性检验与影响机制分析

1. 外币贷款的风险对冲：企业风险特征。前文证实境外业务收入、外币资产、境外分支机构等影响企业外币贷款，体现了外币债务可能存在业务与风险匹配特征。那么，在汇率政策不确定性加剧时，企业通过外币贷款对冲汇率风险的决策可能因自身固有风险水平而异。为厘清此问题，本文以 Altman Z-Score 衡量财务风险，其值越小，表明财务风险越高；使用汇兑损益占营业收入比例取绝对值（FXRisk）衡量企业面临的汇兑风险（即汇率折算风险）。在各行业-年度内将 Z-Score、FXRisk 排序分为 3 组，取最低和最高

¹ 详细结果见网站附录四。

组进行分组分析，结果见表 3。系数组间差异 Chow 检验显示，汇率政策不确定性对企业外币贷款的正向激励在财务风险和汇兑风险更高的样本中表现更明显，证实 Houston et al. (2017)、郭飞等 (2018) 的结论：高风险企业出于风险管理需要使用外币贷款反而可起到对冲汇率风险等功能。

鉴于宏观层面的汇率政策调整会造成企业层面的异质性感知，企业对外部冲击的反应无法被年度固定效应、行业-年度固定效应等完全解释 (Hassan et al., 2019)，而这种感知将影响企业对政策调整的反应程度 (张成思等, 2021)。参考刘贯春等 (2022)，本文基于 A 股上市公司财务报告“管理层讨论与分析”章节，使用“汇率”相关关键词数量除以删除数字和字母后的章节总词数计算企业层面的汇率感知指数，衡量无论是政策原因、政治原因、市场原因等造成的企业对宏观汇率因素的异质性判断。为缓解反向因果问题，本部分将滞后 1 期的企业层面的汇率感知指数在各行业-年度内排序分为 3 组，取最低和最高组进行分析，结果见表 3 最右两列，汇率感知越强的企业在汇率政策不确定性加剧时越倾向于借入外币贷款。

表 3 异质性检验：企业的财务风险、汇兑风险与汇率感知

分组变量	财务风险		汇兑风险		汇率感知	
	高	低	高	低	强	弱
Panel A: 因变量 $FDebtScale_{i,t}$						
$FEPUI_t$	0.4828*** (0.0000)	0.1112** (0.0138)	0.5850*** (0.0000)	0.0819*** (0.0021)	0.4915*** (0.0000)	0.1980*** (0.0000)
系数组间差异	Chi ² =7.2664, p=0.0070		Chi ² =14.8382, p=0.0001		Chi ² =4.8718, p=0.0273	
Panel B: 因变量 $FDebtRatio1_{i,t}$						
$FEPUI_t$	0.0145*** (0.0000)	0.0039 (0.2009)	0.0200*** (0.0000)	0.0022** (0.0310)	0.0198*** (0.0000)	0.0055*** (0.0000)
系数组间差异	Chi ² =4.1335, p=0.0420		Chi ² =3.4227, p=0.0643		Chi ² =3.8950, p=0.0484	
Panel C: 因变量 $FDebtRatio2_{i,t}$						
$FEPUI_t$	0.0432*** (0.0000)	0.0401** (0.0325)	0.0863*** (0.0000)	0.0095* (0.0681)	0.0718*** (0.0000)	0.0259*** (0.0000)
系数组间差异	Chi ² =2.9525, p=0.0857		Chi ² =5.3209, p=0.0211		Chi ² =2.9864, p=0.0840	

说明：为节省篇幅，分组检验仅列出解释变量 ($FEPUI$) 回归系数及系数组间差异检验结果，控制变量等回归结果以及调整后的 R^2 等统计量均不再列出。后表同。

除汇兑损益这种呈现在企业财务报表中的“事后”汇率风险外，现有文献常以境外业务收入、国际化程度、离岸经济活动等表征企业“事前”汇率风险 (ex ante or pre-hedging exchange rate exposure)，涉外程度较高的企业在面临汇率环境变化时有更强的汇率避险动机，经营或金融对冲工具可有效缓解汇率风险 (Huang et al., 2019; Deng, 2020)。本文预期在汇率政策不确定性较高时，企业将因其事前汇率风险不同而表现出差异化的外币贷款策略。

第一，使用境外业务收入 (OUTSALE) 衡量企业涉外程度，包括出口收入、境外提供劳务收入、纳入合并报表的境外分支机构收入等，将 OUTSALE 在各行业-年度内排序分为 3 组，取最低和最高组进行回归分析。第二，以企业是否有境外分支机构进行分组，有境外分支的企业将更为关注汇率政策调整对其境外经营业务和跨境资金汇转的潜在影响。第三，由于多国分散化经营是降低对单一货币依赖性、缓解汇率交易风险的对冲手段，本部分在有境外分支的子样本中进一步定义多国化程度，以境外分支涉及国家数量占境外分支总数比例¹的中位数为界，分为境外分支分布集中 (经营对冲弱) 和分散 (经营对冲强) 的子样本。分组回归结果见表 4。汇率政策不确定性与企业外币贷款 ($FDebtScale$ 和 $FDebtRatio1$) 的正相关关系在境外业务收入占比更高的样本更为明显，系数组间差异在统计上显著；有境外分支机构的企业其外币贷

¹ 境外分支涉及国家数量占境外分支总数比例越大，多国化程度越高。例如，若 1 家上市公司有 5 家境外子公司，但均集中在 1 个国家，企业分散经营程度较低；若 1 家上市公司的 5 家子公司分布在 5 个国家。无论从境外产品市场布局还是对某一货币结算的依赖性角度，分散化将使其实现较好的经营风险对冲。

款决策受汇率政策不确定性的正向影响更强，跨国经营企业风险对冲动机更强；境外分支分散在多个国家在一定程度上缓解了企业使用外币债务进行金融对冲的压力，而境外集中经营的企业其外币贷款决策对汇率政策不确定性更为敏感。此外，本文基于 Fama-French 定价模型定义上市公司所处行业的汇率政策敏感性，异质性分析发现，当汇率政策不确定性加剧时，处于对汇率政策更为敏感行业的上市公司倾向于借入外币贷款¹，汇率风险更大的企业通过外币贷款实现风险对冲的动机更强。

表 4 异质性检验：企业的事前汇率风险敞口

分组变量	境外业务收入		境外分支机构		多国化经营	
	高	低	有	无	集中	分散
Panel A: 因变量 $FDebtScale_{i,t}$						
$FEPUI_t$	0.4834*** (0.0000)	0.1529*** (0.0000)	0.4669*** (0.0000)	0.1471*** (0.0000)	0.7053*** (0.0000)	0.2927*** (0.0000)
系数组间差异	Chi ² =6.5609, p=0.0104		Chi ² =10.0417, p=0.0015		Chi ² =4.3244, p=0.0376	
Panel B: 因变量 $FDebtRatio1_{i,t}$						
$FEPUI_t$	0.0185*** (0.0000)	0.0065*** (0.0000)	0.0174*** (0.0000)	0.0050*** (0.0000)	0.0259*** (0.0001)	0.0134*** (0.0002)
系数组间差异	Chi ² =2.8918, p=0.0890		Chi ² =4.2523, p=0.0392		Chi ² =6.9978, p=0.0082	
Panel C: 因变量 $FDebtRatio2_{i,t}$						
$FEPUI_t$	0.0748*** (0.0000)	0.0212*** (0.0003)	0.0680*** (0.0000)	0.0208*** (0.0000)	0.0988*** (0.0000)	0.0593*** (0.0001)
系数组间差异	Chi ² =2.3768, p=0.1232		Chi ² =4.2705, p=0.0388		Chi ² =4.1810, p=0.0409	

2. 外币贷款的融资功能：企业融资特征。现有文献认为发展中国家企业会因面临本国信贷或债券市场限制等原因寻找外币融资 (Galvez et al., 2021)，中国目前正通过取消外债审批、推动跨境融资便利化试点等措施以拓宽企业融资渠道，由此不能忽略外币贷款的融资功能。若企业在面临汇率政策不确定性时因本币信贷约束而付诸于外币贷款，那么，汇率政策不确定性与企业外币贷款的正相关关系将在融资约束更强的样本中更为明显。

参考张成思和刘贯春 (2018)，本部分使用资产规模、SA 指数、产权性质作为分组变量，将规模较小、SA 指数更低、民营企业定义为高融资约束组。第一，企业规模为总资产自然对数，规模是金融部门自由信贷配置的关键考察因素，可衡量企业在信贷融资时的可抵押价值。第二，SA 指数 = $-0.737 \times \text{Size} + 0.043 \times \text{Size}^2 - 0.04 \times \text{Age}$ (Size 为期末资产(百万)取对数，Age 为成立年数)，SA 指数越小 (绝对值越大) 即融资约束程度越高。本文将企业规模和 SA 指数绝对值在行业-年度内排序分为 3 组，取最低和最高组进行回归。第三，将样本按照国有和民营企业分组进行分析。分组回归结果见表 5。大规模企业在汇率政策不确定性加剧时外币贷款的规模和比例更大，企业取得外币贷款与可抵押价值正相关；SA 指数和产权性质衡量的融资约束程度没有显著调节效果。综上，汇率政策不确定性未对高融资约束组 (资产规模较小、SA 指数绝对值较大、民营控股) 企业外币贷款起到更强的促进作用，企业在汇率政策不确定性背景下寻求外币贷款的主要驱动因素可能并不是资金短缺⁹，这与 Bruno and Shin (2017)、葛劲峰等 (2022) 结论类似，新兴国家企业承担外币债务的预防性动机较弱。

¹ 有关企业所处行业汇率政策敏感程度的异质性分析结果，详见网站附录五。

⁹ 本文也对房地产行业与重污染行业企业给予特别关注，这两类企业在一定时期内具有较强的本币融资限制。结果显示，本币信贷限制行业的上市公司获得的外币贷款较少，在汇率政策不确定性加剧时，也未显示出高于其他行业企业的外币贷款动机。可能的原因在于中国企业寻求外币贷款融资的主要动机不是储备更多资金、缓解融资约束，佐证了本部分异质性检验结果。检验过程详见网站附录六。

表 5 异质性检验：企业本身的融资特征

分组变量	企业规模		SA 指数绝对值		产权性质	
	大	小	小	大	国有控股	民营控股
Panel A: 因变量 $FDebtScale_{i,t}$						
$FEPUI_t$	0.4824*** (0.0000)	0.0643* (0.0934)	0.3569*** (0.0000)	0.2346*** (0.0000)	0.2883*** (0.0000)	0.2587*** (0.0000)
系数组间差异	Chi ² =13.0168, p=0.0003		Chi ² =0.8083, p=0.3686		Chi ² =0.0903, p=0.7638	
Panel B: 因变量 $FDebtRatio1_{i,t}$						
$FEPUI_t$	0.0185*** (0.0000)	0.0029 (0.3004)	0.0101*** (0.0010)	0.0090*** (0.0000)	0.0080*** (0.0001)	0.0120*** (0.0000)
系数组间差异	Chi ² =4.6611, p=0.0309		Chi ² =0.4724, p=0.4919		Chi ² =0.4037, p=0.5252	
Panel C: 因变量 $FDebtRatio2_{i,t}$						
$FEPUI_t$	0.0594*** (0.0000)	0.0184 (0.1137)	0.0379*** (0.0012)	0.0436*** (0.0000)	0.0352*** (0.0000)	0.0451*** (0.0000)
系数组间差异	Chi ² =6.5903, p=0.0103		Chi ² =0.4851, p=0.4861		Chi ² =0.1927, p=0.6607	

本文还从资金供给方角度，研究了省份金融发展对汇率政策不确定性与企业外币贷款之间关系的调节作用，以探索区域层面融资约束程度的影响。以各省金融市场化程度得分、净出口占 GDP 比例、期初外币贷款余额占外币存贷款余额之和的比例分别衡量区域金融发展、贸易依存程度和外币信贷供给，分组检验结果表明¹，三者均正向调节汇率政策不确定性与企业外币贷款之间的关系，即受到区域层面融资约束的企业未显示出更强的外币贷款倾向，相反，区域金融发展和优质的融资环境为企业外币贷款决策提供支撑。

3. 外币贷款的套利动机：人民币汇率贬值预期与本外币贷款利差。不同于企业在国际贸易与跨境投融资中产生的外币融资需求，套利主要由本外币利差以及汇率走势驱动。首先，因支付和结算的时滞性，相对汇率当期变化，汇率预期对企业出口产品定价、国际贸易等影响更为明显（邓贵川和谢丹阳，2020），也显著作用于各国投资者的非本币资产和负债配置（Caballero，2021）。本国货币贬值预期将增加外币债务的清偿负担，导致资产负债表恶化和外部融资成本增加（Niepmann and Schmidt-Eisenlohr，2022）；相反，外币贬值预期将刺激企业的外币贷款倾向（McBrady and Schill，2007）。本文预期，汇率政策不确定性与企业外币贷款的正相关关系在人民币贬值预期较强时期将受到抑制。其次，企业进行外币贷款决策时，将权衡外币贷款利差收益与货币错配成本，在预期本币升值、利差较大等利好时期更倾向于承担外币债务（Bruno and Shin，2017；Harasztosi and Kátay，2020）。在未来汇率走势不确定时，利差收益对企业外币贷款起到更大的刺激作用（Delis et al.，2022）。本文预期汇率政策不确定与企业外币贷款的正相关关系在本外币贷款利差较大时期表现更为明显。

本文以直接标价法下香港离岸市场人民币 1 年期 NDF 汇率（人民币兑美元无本金交割远期汇率）与在岸市场人民币即期汇率之差占后者的比例来衡量市场对人民币的汇率预期，其值越大表示人民币兑美元汇率的贬值预期相对越强。在研究期间（2010-2019）内按中位数分组，贬值预期较强组 $DepExpt$ 取 1，否则为 0。将 $DepExpt$ 与 $FEPUI_t$ 或 $FEPUI_{2t}$ 交乘项加入回归，结果见表 6。可以发现，本国货币贬值预期抑制企业外币贷款， $FEPUI_1 \times DepExp$ 和 $FEPUI_2 \times DepExp$ 系数均显著为负。为稳健性考虑，本部分也直接使用 1 年期 NDF 汇率作为人民币贬值预期指标，其余设计不变，结论依然成立。综上，在人民币贬值预期相对较强的年度，汇率政策不确定性与企业外币贷款之间的正相关关系减弱。

表 6 人民币汇率贬值预期与企业外币贷款

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
--	-----	-----	-----	-----	-----	-----

¹ 分组检验结果，详见网站附录七。

因变量 自变量	FDebtScale _{i,t}		FDebtRatio1 _{i,t}		FDebtRatio2 _{i,t}	
	FEPU1 _t	FEPU2 _t	FEPU1 _t	FEPU2 _t	FEPU1 _t	FEPU2 _t
FEPU _t	0.4154*** (0.0000)	1.2123*** (0.0000)	0.0175*** (0.0000)	0.0542*** (0.0000)	0.0653*** (0.0000)	0.1873*** (0.0000)
FEPU _t ×DepExp _t	-0.0288*** (0.0000)	-0.6570*** (0.0000)	-0.0015*** (0.0000)	-0.0321*** (0.0000)	-0.0048*** (0.0000)	-0.1037*** (0.0000)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
调整后的 R ²	0.5253	0.5227	0.4505	0.4487	0.4516	0.4495
样本量	24 641	24 641	24 641	24 641	20 543	20 543

在利差方面，首先，参考 Salomao and Varela (2022)，本文使用 1 年期和 5 年期的中国国债到期收益率与美国国债收益率之差衡量中美利差，在研究期间内按中位数分组，2 种期限的国债利差分组后结果一致，统一定义中美利差较高组 IntMrgt 取 1，否则为 0。其次，除跨境贷款外，企业外币贷款也来源于境内的外汇贷款。本文选取 1 年期人民币贷款与美元贷款利率差异衡量境内金融机构的本外币贷款利率差异，在研究期间内按中位数分组后定义境内本外币贷款利差较高组 LFCt 取 1，否则为 0。再次，分别将 IntMrgt、LFCt 与 FEPU1t 或 FEPU2t 交乘项加入回归模型，结果见表 7，交乘项系数均在 1% 水平显著为正，中美利差或境内本外币贷款利差扩大将促使中国企业借入外币贷款，体现了一定程度的套利动机。因上述人民币汇率预期和利差变量均针对美元，将因变量替换为美元贷款指标 (USDebtScale、USDebtRatio1、USDebtRatio2，衡量方式同外币贷款指标)，上述结论稳健。

表 7 中美利差、本外币贷款利差与企业外币贷款

因变量 自变量	(1) FDebtScale _{i,t}		(3) FDebtRatio1 _{i,t}		(5) FDebtRatio2 _{i,t}	
	FEPU1 _t	FEPU2 _t	FEPU1 _t	FEPU2 _t	FEPU1 _t	FEPU2 _t
Panel A: IntMrgt						
FEPU _t	0.2689*** (0.0000)	0.3209*** (0.0000)	0.0097*** (0.0000)	0.0118*** (0.0000)	0.0404*** (0.0000)	0.0511*** (0.0000)
FEPU _t ×IntMrg _t	0.0498*** (0.0000)	1.0832*** (0.0000)	0.0036*** (0.0000)	0.0665*** (0.0000)	0.0117*** (0.0000)	0.2294*** (0.0000)
调整后的 R ²	0.5246	0.5233	0.4519	0.4507	0.4528	0.4517
Panel B: LFC						
FEPU _t	0.3418*** (0.0000)	0.4349*** (0.0000)	0.0149*** (0.0000)	0.0181*** (0.0000)	0.0576*** (0.0000)	0.0758*** (0.0000)
FEPU _t ×LFC _t	0.0268*** (0.0000)	0.5672*** (0.0000)	0.0019*** (0.0000)	0.0328*** (0.0000)	0.0063*** (0.0000)	0.1205*** (0.0000)
调整后的 R ²	0.5234	0.5213	0.4496	0.4479	0.4509	0.4491
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	24 641	24 641	24 641	24 641	20 543	20 543

(三) 稳健性检验

1. 内生性问题。汇率政策调整与微观企业融资反向因果关系较弱，但可能存在同时影响汇率政策不确

定性和企业外币贷款的遗漏变量带来的内生性问题。现有研究常用美国经济政策不确定性、以贸易额或 GDP 等加权的主要国家的政策不确定性均值等作为工具变量进行两阶段估计（张成思和刘贯春，2018；田国强和李双建，2020）。聚焦至汇率政策，美国调整货币政策将影响其他国家尤其是新兴市场国家的汇率政策甚至货币政策应对（Lakdawala et al., 2021）和投资者风险认知（陈雷和范小云，2017），如中国可能调整外汇储备资产构成或对资本项目进行特殊监管以应对美联储加息或缩表可能带来的流动性风险。此外，美国或其他国家的金融机构发起的以美元计价的债务资本受到美国货币政策调整的影响（Takáts and Temesváry, 2021），美国货币政策也将通过全球金融周期作用于跨境资本流动（谭小芬和虞梦微，2021）。综上，美国货币政策不确定性可能通过影响中国汇率政策调整并进一步作用于企业外币贷款。本部分选取滞后 1 年的美国货币政策不确定性（USMPU）为工具变量。考虑到企业外币贷款决策可能存在连续性（惯性）和自相关性，将滞后一期的被解释变量纳入到模型中，进行工具变量的动态面板 GMM 估计，IV-GMM 结果如表 8 所示。Anderson canon. corr. LM 统计量的 P 值均小于 0.1，拒绝工具变量识别不足的原假设；Cragg-Donald Wald F 统计量均大于相应的 Stock-Yogo 临界值 16.38，拒绝弱工具变量的原假设，即工具变量的选取是适宜的。采用 IV-GMM 估计后，汇率政策不确定性对中国企业外币贷款正向影响的结论稳健。

此外，VIX（标普 500 指数波动率）是常见的衡量全球金融周期（或全球风险规避程度）或美国股票市场波动程度指标，全球金融周期影响跨境资本流动（谭小芬和虞梦微，2021），而跨国家或跨市场风险传染中股票市场往往是风险输出方（杨子晖等，2020）。中国外汇市场调控可能受到美国股票市场波动风险的影响，为避免工具变量主观选择偏差，使用滞后期标准普尔 500 波动率指数作为替代工具变量，IV-GMM 估计结果稳健。

表 8 稳健性检验：工具变量法

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
因变量	FDebtScale _{i,t}		FDebtRatio1 _{i,t}		FDebtRatio2 _{i,t}	
自变量	FEPU1 _t	FEPU2 _t	FEPU1 _t	FEPU2 _t	FEPU1 _t	FEPU2 _t
FEPU _t	0.3112*** (0.0000)	0.6640*** (0.0000)	0.0108*** (0.0000)	0.0229*** (0.0000)	0.0438*** (0.0000)	0.0930*** (0.0000)
Y _{i,t-1}	0.0354*** (0.0000)	0.0354*** (0.0000)	0.2410*** (0.0000)	0.2418*** (0.0000)	0.2408*** (0.0000)	0.2417*** (0.0000)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Anderson canon. corr. LM 统计量 P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Cragg-Donald Wald F 统计量 [Stock-Yogo 临界值]	3.0e+04 [16.38]	1.8e+04 [16.38]	3.0e+04 [16.38]	1.8e+04 [16.38]	2.4e+04 [16.38]	1.4e+04 [16.38]

2. 其他稳健性检验¹。第一，扩展样本区间。前文使用 2010-2019 年数据以缓解金融危机等外部冲击下可能存在的“异常值”问题，因外币债务等变量详细数据最早追溯至 2007 年，将样本扩展至 2007-2021 年后结果稳健。第二，替换因变量衡量方式。前文外币贷款变量是针对已获得的外币贷款存量，忽视了企业未达成的外币贷款初始需求和外币贷款增量，且连续性指标存在右偏特征。本部分分别定义哑变量 FDebtDum1_{i,t} 即当公司发布公告有意申请外币贷款时取 1，否则取 0；FDebtDum2_{i,t} 即当公司外币贷款规模较上年有新增时取 1，否则取 0。替换因变量后，Logit 回归结果稳健。第三，替换自变量衡量方式。为缓解 Huang and Luk (2020) 基于广泛媒体报道构建的汇率政策不确定性指标中非政策性因素影响，本文基于政府官方报纸《人民日报》、《人民日报海外版》、《光明日报》重新构建相应指数作为替换，结果稳健。第四，分离企业异质性感知和宏观冲击。本文将企业层面汇率感知分解为宏观层面汇率政策不确定性的贡

¹ 使用 VIX 作为工具变量的 IV-GMM 估计结果和其他稳健性检验结果，详见网站附录八。

献和企业个体因素引起的汇率感知，在考虑企业异质性感知后，前者仍显著作用于外币贷款。第五，控制行业-年度和城市-年度固定效应。企业投融资往往受所处行业周期性及区域特征影响，控制行业-时间固定效应和城市-年度固定效应后，结果稳健。第六，控制其他政策不确定性。为分离汇率政策不确定性的增量作用，进一步控制财政、贸易、货币等政策不确定性与宏观审慎政策指标，结果稳健。

五、进一步研究与拓展性检验

(一) 汇率政策不确定性与企业外币贷款关系的替代性解释

1. 企业外币贷款的政策环境利好。企业外币贷款包括境内外汇贷款以及跨境贷款，前者包含国内现汇贷款、境外筹资转贷款等。近年来，中国逐步简化企业使用国内外汇贷款的审批环节和管理手续，便利银行向国内企业发放外汇贷款，同时积极调整外债管理方式；2016年央行进一步扩大企业及金融机构的融资渠道，建立了宏观审慎规则下基于微观主体资本或净资产的跨境融资约束机制，企业和金融机构均可按规定自主开展本外币跨境融资；2018年起，分层次开展外债便利化试点。这些措施均以扩大企业融资渠道为方向，那么，企业外币贷款将受外币政策环境利好的积极影响。本部分将国家层面的跨境融资限制和金融机构外汇贷款水平纳入考虑，避免汇率政策不确定性对企业外币贷款的影响存在替代性解释。

首先，中国对资本管制的调控是逐步实施的，跨境银行的债权资本流动受到各国政策不确定性的影响（谭小芬和左振颖，2020）。参考谭小芬和虞梦微（2021）、苟琴等（2022）等，本文采用国际收支平衡表中资本和金融项目负债端的“其他投资”金额（MacroFDebt）替代衡量跨境信贷融资政策环境，该指标在一定程度上表明国家层面的跨境银行贷款形式的资本流入（其他形式还包括FDI、债务类证券投资、股票类证券投资）。其次，使用中国人民银行统计的“金融机构外汇贷款余额增速”（MacroIFDebt）衡量企业面临的境内金融机构提供的外汇贷款环境¹。参考Kaviani et al. (2020)，在基础模型中加入上述两个变量的滞后期值²，回归结果见表9。中国逐渐放开跨境信贷融资限制和国内金融行业涉外业务发展均积极作用于企业外币贷款，汇率政策不确定性与企业外币贷款之间的正相关关系仍然成立。

表9 排除替代性解释：利好的外币贷款环境

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
因变量	FDebtScale _{i,t}		FDebtRatio1 _{i,t}		FDebtRatio2 _{i,t}	
自变量	FEPU1 _t	FEPU2 _t	FEPU1 _t	FEPU2 _t	FEPU1 _t	FEPU2 _t
FEPU _t	0.4923*** (0.0000)	1.7573*** (0.0000)	0.0226*** (0.0000)	0.0882*** (0.0000)	0.0831*** (0.0000)	0.3231*** (0.0000)
MacroFDebt _{t-1}	0.0572*** (0.0000)	0.1983*** (0.0000)	0.0032*** (0.0000)	0.0106*** (0.0000)	0.0108*** (0.0000)	0.0378*** (0.0000)
MacroIFDebt _{t-1}	0.3830*** (0.0000)	0.4398*** (0.0000)	0.0240*** (0.0000)	0.0184*** (0.0002)	0.0733*** (0.0000)	0.0817*** (0.0000)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
调整后的 R ²	0.5266	0.5257	0.4529	0.4529	0.4537	0.4537
样本量	24 641	24 641	24 641	24 641	20 543	20 543

2. 同期汇率波动的影响。本文解释变量为宏观层面汇率政策不确定性，汇率政策因对外汇市场、国际收支等方面的调控作用于汇率波动（朱孟楠等，2015；Kuersteiner et al., 2018），但同时，汇率波动还受到

¹ 使用 VIX 作为工具变量的 IV-GMM 估计结果和其他稳健性检验结果，详见网站附录八。

² MacroFDebt、MacroIFDebt 与同期 GDP 增速、M2 增速变量相关性较强（经济增长快的年份，跨境贷款形式资本流入规模大，金融机构外汇贷款余额增速快），由此做滞后期处理。

经济基本面、通货膨胀、投资者情绪等多因素影响 (Calderón and Kubota, 2018)。那么，汇率政策不确定性与企业外币贷款之间的正相关关系可部分由同期汇率波动抑或非政策性的汇率波动来解释。为厘清汇率政策不确定性的增量作用，本部分进一步控制汇率波动变量。现有文献多使用企业或行业层面有效汇率来衡量中国工业企业面临的实际汇率波动 (毛日昇和陈瑶雯, 2021)，但 A 股上市公司进出口明细数据可获得性受限，而企业投融资可能因影响中间品或产成品进出口进而再作用于企业层面有效汇率，带来反向因果关系。基于此，本部分控制了行业层面基于增加值的有效汇率水平变化及其波动程度，数据来自中国社科院世界经济与政治研究所异质性有效汇率数据库 (IWEP-HEER Database)，按照公司所处证监会行业代码精确匹配后，计算各行业在各年度内有效汇率均值的增加值 (ΔIND_ER) 与标准差 (σIND_ER)，加入模型 (2) 进行回归，结果如表 10 所示，行业层面有效汇率升值与波幅增加均显著正向作用于企业外币贷款，汇率政策不确定性的积极作用依然稳健。这在一定程度上可以说明，除汇率波动外，汇率政策不确定性对企业外币贷款的边际效应部分来源于汇率政策对资本项目、金融机构外汇业务等方面的调控，实体经济面临国际结算和外汇买卖条件不确定性加剧时，倾向于使用外币贷款对冲汇率风险。

表 10 排除替代性解释：同期汇率波动

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
因变量	FDebtScale _{i,t}		FDebtRatio1 _{i,t}		FDebtRatio2 _{i,t}	
自变量	FEPU1 _t	FEPU2 _t	FEPU1 _t	FEPU2 _t	FEPU1 _t	FEPU2 _t
FEPU _t	0.2853*** (0.0000)	0.2636*** (0.0000)	0.0114*** (0.0000)	0.0095*** (0.0003)	0.0469*** (0.0000)	0.0458*** (0.0000)
ΔIND_ER_t	1.0484*** (0.0000)	1.1062*** (0.0000)	0.0746*** (0.0000)	0.0756*** (0.0000)	0.2310*** (0.0000)	0.2442*** (0.0000)
σIND_ER_t	0.0480*** (0.0000)	0.0430*** (0.0000)	0.0029*** (0.0000)	0.0028*** (0.0000)	0.0087*** (0.0000)	0.0078*** (0.0000)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
调整后的 R ²	0.5215	0.5191	0.4501	0.4487	0.4525	0.4506
样本量	23 922	23 922	23 922	23 922	19 931	19 931

(二) 汇率政策不确定性与企业外币贷款期限

企业面临的汇率风险环境使其对不同期限外币贷款的需求存在差异 (郭飞等, 2018)，外币债务期限影响企业投资决策 (Caballero, 2021)。企业从境内外金融机构取得外币贷款与境外发行债券均属外债管理范畴，根据《外债管理暂行办法》(2003 年 3 月实施) 和《外债登记管理办法》(汇发[2013]19 号)，境内企业中长期外债应当按批准用途合理使用，短期外债主要用作流动资金，不得用于固定资产投资等中长期用途。在银行角度，因无法任意对长期贷款予以停贷，而短期贷款到期后可不予展期，银行出于控制风险和管理效率等原因倾向于短期贷款。表 11 的 Panel A 报告了将模型 (2) 中因变量替换为外币短期和长期贷款规模 (ShortFDebt 和 LongFDebt，分别为外币短期和长期贷款期末余额加 1 取对数，并标准化处理) 以及外币短期贷款占全部外币贷款的比例 (ShortFRatio，外币短期贷款占外币贷款比例) 的回归结果。汇率政策不确定性促使外币短期与长期贷款不同程度增加；在有外币贷款的子样本中，汇率政策不确定性促使外币短期贷款占比增加。综上，汇率政策不确定性促使企业借入更多外币短期贷款，企业对短期负债的调整动机强于长期负债。

表 11 汇率政策不确定性与企业债务融资结构

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
自变量	FEPU _t	FEPU _t	FEPU _t	FEPU _t	FEPU _t	FEPU _t
Panel A 因变量	ShortFDebt_{i,t}		LongFDebt_{i,t}		ShortFRatio_{i,t}	
FEPU _t	0.2912*** (0.0000)	0.2335*** (0.0000)	0.1296*** (0.0000)	0.1081** (0.0219)	0.1583*** (0.0000)	0.1444*** (0.0004)
调整后的 R ²	0.4777	0.4750	0.4397	0.4392	0.5117	0.5081
样本量	24 641	24 641	24 641	24 641	5700	5700
Panel B 因变量	LoanLev1_{i,t}		LoanLev2_{i,t}		LoanLev3_{i,t}	
FEPU _t	-0.0141*** (0.0000)	-0.0212*** (0.0000)	-0.0210*** (0.0000)	-0.0297*** (0.0000)	-0.0083*** (0.0035)	-0.0110** (0.0147)
调整后的 R ²	0.7425	0.7425	0.7808	0.7807	0.7560	0.7560
样本量	24 616	24 616	24 616	24 616	24 616	24 616
Panel C 因变量	Leverage_{i,t}		Deleveraging_{i,t}		TradeCredit_{i,t}	
FEPU _t	-0.0195*** (0.0000)	-0.0272*** (0.0000)	-0.0502*** (0.0000)	-0.0771*** (0.0000)	0.0450*** (0.0000)	0.0509*** (0.0001)
调整后的 R ²	0.8610	0.8609	0.1986	0.1984	0.5523	0.5519
样本量	24 146	24 146	24 146	24 146	24 607	24 607
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制

(三) 汇率政策不确定性与企业整体债务融资

已有文献发现经济政策不确定性或汇率不利冲击将约束银行信贷供给与企业信贷融资（张成思和刘贯春，2018；Huang et al., 2019；Kaviani et al., 2020；Deng, 2020；田国强和李双建，2020；Caballero, 2021；邓伟等，2022）。前文发现汇率政策不确定性提升企业外币贷款规模及其在总负债中的占比，这是否偏离“去杠杆”政策？为厘清此问题，本部分对企业有息负债杠杆率和整体财务杠杆率进行研究，以期从债务币种维度为“结构性去杠杆”提供解答。本文使用 3 个指标衡量有息负债率：①企业长短期贷款总额占总资产比例（LoanLev1）；②从 LoanLev1 分母即总资产中剔除应付账款、应付职工薪酬等与银行融资无关的应付款项，使用长短期贷款总额占长短期贷款与所有者权益之和的比例作为第 2 个指标（LoanLev2）；③将发行债券纳入考虑，使用（短期借款+长期借款+应付短期债券+应付债券）/总资产的比例作为第 3 个有息负债率指标（LoanLev3）。将模型（2）因变量替换为以上指标，回归结果见表 11 的 Panel B，汇率政策不确定性对企业整体有息负债有显著抑制作用，与现有文献有关政策不确定性约束银行信贷的结论一致¹。

将有息债务拓宽至企业整体财务杠杆，本文使用账面杠杆率（Leverage=账面负债/账面资产）²进行衡量；同时，采用财务杠杆率变化（Deleveraging=本期账面资产负债率增量/上期末账面资产负债率）作为去杠杆程度的衡量指标，Deleveraging 越小说明去杠杆的程度越高。替换因变量后的回归结果如表 11 的 Panel C 第（1）-（4）列所示，汇率政策不确定性对企业整体财务杠杆起到约束作用。此外，商业信用常被看作银行信贷融资的替代或补充，本文对企业商业信用融资³进行检验，回归结果如表 11 的 Panel C 第（5）-（6）列所示，汇率政策不确定性积极作用于企业商业信用融资。综上，不持续的汇率政策环境在整体上会

¹ 进一步从银行信贷资金供给角度进行研究发现，当汇率政策不确定性加剧时，银行流动性创造水平减弱，吸收存款增加，但贷存比显著降低，银行整体呈“惜贷”状态，从信贷资金供给角度支撑企业整体有息负债降低的结论。银行角度的检验过程和结论见网站附录九。

² 替换分母为权益市值与账面负债之和计算市值杠杆率，替换账面杠杆率后，结论稳健。

³ 本文采用（应付账款+应付票据-预付款项净额）/营业成本作为商业信用融资衡量指标，或将分母中的营业成本替换为账面负债作为稳健性指标，回归结果未发生实质变化。

约束企业财务杠杆和有息负债率，但促使企业积极调整信贷币种结构、寻找替代性融资。

（四）汇率政策不确定性与企业外币贷款的价值效应

企业持有外币债务显著影响其股价表现（Bruno and Shin, 2017; Bruno and Shin, 2020），若企业在面临汇率政策不确定性加剧时借入外币贷款表现为风险对冲和成本节约动机，那么，在汇率政策不确定性较高或较低的时期，企业持有外币贷款对企业价值有何影响？为回答此问题，本文按照 FEPU1 相对较高和较低的年度进行分组¹，对不同年度样本的外币贷款与企业价值的关系进行检验。本部分使用基于股价计算的 TobinQ 和购买-持有收益率（BHAR）作为企业价值的替代指标。其中，TobinQ=（权益市值+负债账面价值）/资产账面价值；BHAR= $\prod_{p=1}^t(1+R_{i,p})/\prod_{p=1}^t(1+R_{m,p})$ ， $R_{i,p}$ 为公司 i 在 p 月度的考虑现金红利再投资的个股回报率， $R_{m,p}$ 为公司 i 所在分市场在 p 月度的考虑现金红利再投资的市场回报率（流通市值加权平均），其中 t 为年度标识，p 为月度标识。企业价值变量取未来 1 期值；自变量分别选取 t 年末有无外币贷款哑变量（FDebt_{i,t}）、外币贷款规模（FDebtScale_{i,t}）、外币贷款占总负债比例（FDebtRatio_{i,t}），旨在分层次探索外币贷款决策对企业价值的影响，回归结果见表 12。结果显示，外币贷款变量的系数均仅在汇率政策不确定性较高的年度样本中显著为正，企业通过承担低成本的外币债务来应对汇率风险有利于价值增值；在汇率政策不确定相对较低时，企业借入外币贷款对价值增值没有明显影响。这一结果可能来源于在汇率政策环境较为稳定时，企业的汇率风险对冲和套利动机均降低，此时企业持有的外币债务相对较少，低利息成本的外币贷款对企业价值影响不大。

表 12 企业外币贷款的经济后果

分组	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	FEPU1 高 (>中位数)			FEPU1 低 (<中位数)		
自变量	FDebt _{i,t}	FDebtScale _{i,t}	FDebtRatio _{i,t}	FDebt _{i,t}	FDebtScale _{i,t}	FDebtRatio _{i,t}
Panel A 因变量	TobinQ _{i,t+1}					
外币贷款	0.1153*** (0.0083)	0.0525*** (0.0055)	1.0552*** (0.0049)	0.0340 (0.1793)	0.0180 (0.1016)	-0.2988 (0.2526)
样本量	10 075	10 075	10 075	13 650	13 650	13 650
Panel B 因变量	BHAR _{i,t+1}					
外币贷款	0.0442*** (0.0019)	0.0195*** (0.0018)	0.2396** (0.0324)	0.0095 (0.3638)	0.0044 (0.3359)	-0.0769 (0.4117)
样本量	10 409	10 409	10 409	13 977	13 977	13 977
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制

六、结论与启示

基于媒体新闻报道关键词频率和宏观经济指标预测误差条件偏离度计算汇率政策不确定性指数，本文研究发现：汇率政策不确定性与企业外币贷款之间显著正相关，且在财务风险和汇率风险敞口更大、企业层面的汇率感知更强的样本中表现更为明显，人民币贬值预期、本外币利差分别负向、正向调节两者关系。中国企业借入外币贷款存在风险对冲与套利动机。进一步，对外币贷款期限的研究表明，汇率政策不确定性促使外币短期与长期贷款不同程度的增加，外币短期贷款上升程度相对更高；对贷款币种结构的研究表明，汇率政策不确定性约束了整体财务杠杆和有息负债，企业相对本币债务倾向于借入外币；对外币贷款经济后果的研究表明，在汇率政策不确定性较高时期，企业借入外币贷款更有利于价值增值。本文关注调

¹ 将样本以 FEPU1 和 FEPU2 中位数分组结果略有不一致，但 2010、2015 和 2016 年同属两个指标下汇率政策不确定性较高的年度，分组检验结论类似。

控国际收支与外汇市场的汇率政策，扩充了汇率波动经济后果的研究范畴；以外币贷款为研究对象，补充了企业信贷融资影响因素和债务币种管理的文献，有助于引导“大循环+双循环”新发展格局下企业充分利用国内国际两个市场资源，在不确定性中寻找确定性。

本文的政策含义在于：首先，监管层应明确汇率政策调整对企业财务决策的潜在影响，在宏观和微观层面厘清增长与风险的关系。近年来，国际关系复杂程度增加，美联储调息、其他国家利率决议等外部风险性因素增加，人民币汇率双向波幅增大，在汇率政策调整时，监管部门需预估外汇市场和实体企业可能的反应，引导金融机构提供多样化服务，如提供外汇贷款、外汇衍生品等支持企业涉外业务发展，逐步提升外汇市场服务实体经济的能力。其次，企业应积极探索利用国内国外两个市场资源，在风险可控前提下开展外币融资。目前 A 股上市公司外币贷款水平整体不高，除境内金融机构提供的外汇贷款外，跨境融资是企业未来充分利用国外市场资源的途径。2022 年 5 月，国务院《关于印发扎实稳住经济一揽子政策措施的通知》（国发[2022]12 号）明确拓宽企业跨境融资渠道，支持符合条件的高新技术和“专精特新”企业开展外债便利化额度试点。在系统性风险防范的前提下，企业境外发债、跨境借款不仅可以募集低成本资金，也有利于深度参与全球价值链。最后，企业需树立风险中性意识，灵活使用各类对冲工具。涉外业务较多的企业可使用外币债务对冲资产端汇率风险敞口、实现自然匹配，但需同时注意外币债务隐含的偿债风险和负债端汇率风险，如未预期的本币贬值可将持有大规模外币债务的企业造成损失。由此，企业应遵循“保值”而非“增值”为核心的汇率风险管理原则，聚焦主业、套保避险，减少投机性套利行为。

【参考文献】

- [1] 曹伟、冯颖姣、余晨阳、万谋 (2022):《人民币汇率变动、企业创新与制造业全要素生产率》,《经济研究》第 3 期。
- [2] 陈雷、范小云 (2017):《套息交易、汇率波动和货币政策》,《世界经济》第 11 期。
- [3] 邓贵川、谢丹阳 (2020):《支付时滞、汇率传递与宏观经济波动》,《经济研究》第 2 期。
- [4] 丁剑平、陆晓琴、胡昊 (2020):《汇率对企业杠杆率影响的机理与效应:来自中国企业的证据》,《世界经济》第 10 期。
- [5] 邓伟、宋清华、杨名 (2022):《经济政策不确定性与商业银行资产避险》,《经济学 (季刊)》第 1 期。
- [6] 葛劲峰、郑志伟、袁志刚 (2022):《企业海外发债与套息交易》,《世界经济》第 8 期。
- [7] 苟琴、耿亚莹、谭小芬 (2022):《跨境资本涌入与非金融企业杠杆率》,《世界经济》第 4 期。
- [8] 郭飞、游绘新、郭慧敏 (2018):《为什么使用外币债务?——中国上市公司的实证证据》,《金融研究》第 3 期。
- [9] 刘贯春、张军、刘媛媛 (2022):《宏观经济环境、风险感知与政策不确定性》,《世界经济》第 8 期。
- [10] 路继业、张娆 (2021):《新兴经济体汇率制度选择:状态依存的视角》,《经济研究》第 2 期。
- [11] 毛日昇、陈瑶雯 (2021):《汇率变动、产品再配置与行业出口质量》,《经济研究》第 2 期。
- [12] 缪延亮、郝阳、杨媛媛 (2021):《外汇储备、全球流动性与汇率的决定》,《经济研究》第 8 期。
- [13] 谭小芬、虞梦微 (2021):《全球金融周期与跨境资本流动》,《金融研究》第 10 期。
- [14] 谭小芬、左振颖 (2020):《经济政策不确定性对跨境银行资本流出的影响》,《世界经济》第 5 期。
- [15] 田国强、李双建 (2020):《经济政策不确定性与银行流动性创造:来自中国的经验证据》,《经济研究》第 11 期。
- [16] 王道平、范小云、陈雷 (2017):《可置信政策、汇率制度与货币危机:国际经验与人民币汇率市场化改革启示》,《经济研究》第 12 期。
- [17] 肖立晟、杨娇辉、李颖婷、朱昱昭 (2021):《中国经济基本面、央行干预与人民币汇率预期》,《世界经济》第 9 期。
- [18] 杨子暉、陈里璇、陈雨恬 (2020):《经济政策不确定性与系统性金融风险的跨市场传染——基于非线性网络关联的研究》,《经济研究》第 1 期。
- [19] 杨子暉、李东承、王姝黛 (2022):《合成网络新视角下的输入性金融风险研究》,《中国工业经济》第 3 期。
- [20] 张成思、刘贯春 (2018):《中国实业部门投融资决策机制研究——基于经济政策不确定性和融资约束异质性视角》,《经济研究》第 12 期。
- [21] 张成思、孙宇辰、阮睿 (2021):《宏观经济感知、货币政策与微观企业投融资行为》,《经济研究》第 10 期。
- [22] 张夏、汪亚楠、施炳展 (2020):《事实汇率制度、企业生产率与出口产品质量》,《世界经济》第 1 期。
- [23] 张勇、赵军柱、姜伟 (2021):《二元悖论是否是真实的货币政策约束》,《世界经济》第 4 期。
- [24] 朱孟楠、赵茜、王宇光 (2015):《人民币汇率变动的政治诱因——基于美国政治周期外溢效应的考察》,《管理世界》第 4 期。
- [25] [美]查尔斯·恩格尔 (2019):《关于国际资本流动管理和汇率政策的几点思考》,《经济学 (季刊)》第 2 期。
- [26] Acharya, V. V. and Vij, S. "Foreign Currency Borrowing of Corporations as Carry Trades: Evidence from India." NBER Working Paper, 2020.
- [27] Adler, G. and Mano, R. C. "The Cost of Foreign Exchange Intervention: Concepts and Measurement." *Journal of Macroeconomics*, 2021, 67, pp. 103045.
- [28] Allayannis, G.; Brown, G. W. and Klapper, L. F. "Capital Structure and Financial Risk: Evidence from Foreign Debt Use in East Asia." *Journal of Finance*, 2003, 58(6), pp. 2667-2710.
- [29] Altig, D.; Baker, S.; Barrero, J. M.; Bloom, N.; Bunn, P.; Chen, S.; Davis, S. J.; Leather, J.; Meyer, B.; Mihaylov, E.; Mizen, P.; Parker, N.; Renault, T.; Smietanka, P. and Smietanka, G. "Economic Uncertainty before and during the COVID-19 Pandemic." *Journal of Public Economics*, 2020, 191, 104274.
- [30] Bae, S. C.; Kim, H. S. and Kwon, T. H. "Foreign Currency Borrowing Surrounding the Global Financial Crisis: Evidence from Korea." *Journal of Business Finance & Accounting*, 2020, 47(5-6), pp. 786-817.
- [31] Baker, S. R.; Bloom, N. and Davis, S. J. "Measuring Economic Policy Uncertainty." *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(4), pp. 1593-1636.
- [32] Bocola, L. and Lorenzoni, G. "Financial Crises, Dollarization, and Lending of Last Resort in Open Economies." *American*

Economic Review, 2020, 110(8), pp. 2524-57.

[33] Brown, M.; Ongena, S. and Yeşin, P. “Foreign Currency Borrowing by Small Firms in the Transition Economies.” *Journal of Financial Intermediation*, 2011, 20(3), pp. 285-302.

[34] Bruno, V. and Shin, H. S. “Global Dollar Credit and Carry Trades: A Firm-Level Analysis.” *Review of Financial Studies*, 2017, 30(3), pp. 703-749.

[35] Bruno, V. and Shin, H. S. “Currency Depreciation and Emerging Market Corporate Distress.” *Management Science*, 2020, 66(5), pp. 1935-1961.

[36] Caballero, J. “Corporate Dollar Debt and Depreciations: All’s Well that Ends Well?” *Journal of Banking & Finance*, 2021, 106185.

[37] Calderón, C. and Kubota, M. “Does Higher Openness Cause More Real Exchange Rate Volatility?” *Journal of International Economics*, 2018, 110, pp. 176-204.

[38] Chang, R. “Foreign Exchange Intervention Redux.” NBER Working Paper, 2018.

[39] Dao, M. C.; Minoiu, C. and Ostry, J. D. “Corporate Investment and the Real Exchange Rate.” *Journal of International Economics*, 2021, 131, 103437.

[40] De Marco, F. “Bank Lending and the European Sovereign Debt Crisis.” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2019, 54(1), pp. 155-182.

[41] Delis, M. D.; Politsidis, P. N. and Sarno, L. “The Cost of Foreign-Currency Lending.” *Journal of Banking & Finance*, 2022, 136, 106398.

[42] Deng, Z. “Foreign Exchange Risk, Hedging, and Tax-Motivated Outbound Income Shifting.” *Journal of Accounting Research*, 2020, 58(4), pp. 953-987.

[43] Favara, G.; Gao, J. and Giannetti, M. “Uncertainty, Access to Debt, and Firm Precautionary Behavior.” *Journal of Financial Economics*, 2021, 141(2), pp. 436-453.

[44] Fornaro, L. “Financial Crises and Exchange Rate Policy.” *Journal of International Economics*, 2015, 95(2), pp. 202-215.

[45] Frank, M. Z. and Shen, T. “US Dollar Debt Issuance by Chinese Firms.” Working Paper, 2016, Available at SSRN 2847061.

[46] Galvez, J.; Gambacorta, L.; Mayordomo, S. and Serena, J. M. “Dollar Borrowing, Firm Credit Risk, and FX-Hedged Funding Opportunities.” *Journal of Corporate Finance*, 2021, 68, 101945.

[47] Hassan, T. A.; Hollander, S.; Van Lent, L. and Tahoun, A. “Firm-Level Political Risk: Measurement and Effects.” *The Quarterly Journal of Economics*, 2019, 134(4), pp. 2135-2202.

[48] Harasztosi, P. and Kátay, G. “Currency Matching by Non-Financial Corporations.” *Journal of Banking & Finance*, 2020, 113, 105739.

[49] Houston, J. F.; Itzkowitz, J. and Naranjo, A. “Borrowing beyond Borders: Foreign Assets, Lender Choice, and Loan Pricing in the Syndicated Bank Loan Market.” *Journal of Corporate Finance*, 2017, 42, pp. 315-334.

[50] Huang, P.; Huang, H. Y. and Zhang, Y. “Do Firms Hedge with Foreign Currency Derivatives for Employees?” *Journal of Financial Economics*, 2019, 133(2), pp. 418-440.

[51] Huang, Y. and Luk, P. “Measuring Economic Policy Uncertainty in China.” *China Economic Review*, 2020, 59, 101367.

[52] Jurado, K.; Ludvigson, S. C. and Ng, S. “Measuring Uncertainty.” *American Economic Review*, 2015, 105(3), pp. 1177-1216.

[53] Kaviani, M. S.; Kryzanowski, L.; Maleki, H. and Savor, P. “Policy Uncertainty and Corporate Credit Spreads.” *Journal of Financial Economics*, 2020, 138(3), pp. 838-865.

[54] Kuersteiner, G. M.; Phillips, D. C. and Villamizar-Villegas, M. “Effective Sterilized Foreign Exchange Intervention? Evidence from a Rule-Based Policy.” *Journal of International Economics*, 2018, 113, pp. 118-138.

[55] Lakdawala, A.; Moreland, T. and Schaffer, M. “The International Spillover Effects of US Monetary Policy Uncertainty.” *Journal of International Economics*, 2021, 103525.

[56] McBrady, M. R. and Schill, M. J. “Foreign Currency-Denominated Borrowing in the Absence of Operating Incentives.” *Journal of Financial Economics*, 2007, 86(1), pp. 145-177.

[57] Mora, N.; Neaime, S. and Aintablian, S. “Foreign Currency Borrowing by Small Firms in Emerging Markets: When Domestic

Banks Intermediate Dollars.” *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37(3), pp. 1093-1107.

[58] Niepmann, F. and Schmidt-Eisenlohr, T. “Foreign Currency Loans and Credit Risk: Evidence from US Banks.” *Journal of International Economics*, 2022, 103558.

[59] Salomao, J. and Varela, L. “Exchange Rate Exposure and Firm Dynamics.” *Review of Economic Studies*, 2022, 89(1), pp. 481-514.

[60] Takáts, E. and Temesvary, J. “How Does the Interaction of Macroprudential and Monetary Policies Affect Cross-Border Bank Lending?” *Journal of International Economics*, 2021, 132, 103521.

[61] Tong, H. and Wei, S. J. “Endogenous Corporate Leverage Response to a Safer Macro Environment: The Case of Foreign Exchange Reserve Accumulation.” *Journal of International Economics*, 2021, 103499.

Foreign Exchange Policy Uncertainty and Firm Credit Financing: From the View of Foreign Currency Loan

Meng Wei; Jiang Guohua

Abstract: The adjustments of foreign exchange policy and uncertain expectations of micro entities on the policy implementation, both form Foreign Exchange Policy Uncertainty (FEPU). From the perspective of foreign currency loan, this paper explores the effect of FEPU on firm credit financing. The results show that compared to local currency debt, FEPU contributes to a significant increase in firm foreign currency loans. The relation still holds after controlling for favorable credit policy and exchange rate fluctuations during the same period. Besides, the positive effect is more obvious in the sample with higher financial or exchange risk and stronger perception of foreign exchange. The RMB depreciation expectation and interest rate differential between local and foreign currency loan respectively moderate the relation between FEPU and firm foreign currency loans negatively and positively. The results confirm the risk hedging and cost saving incentives of firm foreign currency loans. Additional tests show that FEPU has a significant restraining effect on firm interest-bearing debt or total leverage ratio, while borrowing foreign currency loans is more conducive to firm value enhancement. This paper has implications for firms to expand financing channels and deal with exchange rate risks under the background of open economy construction.

Key words: foreign exchange policy; uncertainty; foreign currency loan; risk hedging; carry trade

人民币汇率变动、资源转移与产业结构升级

曹伟¹ 金朝辉² 邓贵川³ 万谍⁴

【摘要】本文首先建立汇率变动影响产业结构升级的理论模型，分析汇率变动通过资源转移对产业结构升级产生影响的机制，发现汇率变动对产业结构升级的作用大小受进、出口贸易、外商直接投资（FDI）以及消费转移等四个因素的影响。之后考虑到“一带一路”倡议改变了各省（直辖市）主要贸易伙伴的构成，本文构建了省际人民币实际有效汇率，考察人民币实际有效汇率变动对产业结构升级的影响。实证研究发现：（1）人民币升值有利于中国产业结构升级，该促进作用随各省第二产业（贸易品）消费占比增加、劳动密集型产品出口占比增加、资本密集型产品出口占比减少或资本密集型产品进口占比增加而增强。（2）“一带一路”倡议本身有利于中国产业结构升级，但同时在一定程度上会抑制人民币升值对中国产业结构升级的正向作用。本文由此认为，促进我国产业结构升级，需要制定进一步深化人民币汇率改革、鼓励服务消费以及改善我国与“一带一路”沿线国家的双边贸易结构等政策举措。

【关键词】人民币汇率 资源转移 产业结构升级

一、引言

2021年我国的《政府工作报告》指出：“保持制造业比重基本稳定，改造提升传统产业，发展壮大战略性新兴产业，促进服务业繁荣发展。”需要指出的是，当前我国要保持制造业比重基本稳定、推动制造业全面升级，要“稳”制造业，但并不代表服务业的重要性下降，也并不表明服务业在国民经济中的比重将明显下滑。从国际经验来看，大国经济发展必然伴随服务业占比的不断上升。从中国情况来看，改革开放40余年来，第三产业占比不断上升，从1978年的24.6%升至2020年的54.5%。虽然体量上我国第三产业占比增速明显，但与发达国家第三产业（服务业）占比普遍超过70%相比，我国第三产业发展还有较大的提升空间，产业结构（第三产业与第二产业产值之比）有待进一步升级。

近年来，人民币汇率市场化进程不断推进，2005年7月21日，中国正式宣布开始实行以市场供求为基础、有管理的浮动汇率制度，之后很长一段时间，人民币对美元汇率整体呈现升值趋势。2015年“8.11汇率”之后，人民币对美元汇率步入双向波动“新常态”，尽管如此，人民币实际有效汇率整体仍然呈现升值趋势。比较全国层面的人民币实际有效汇率与第三产业占比数据的变化趋势，本文发现两者呈现较强的正相关性。根据鲍莫尔效应（Baumol, 1967）可知，不同产业部门产品相对价格的变动，引发资源在不同部门间的重新配置，从而影响产业结构的变化。那么，汇率变化通过影响贸易部门与非贸易部门产品的相对价格，是否会导致产业结构的变化呢⁵？通过梳理人民币汇率变动对产业结构升级影响的文献发现（易靖韬等，2016；Zhang & Ouyang, 2018），已有文献更多探讨了人民币汇率变动如何影响第二产业内部（包括工业部门内部）的结构升级。现有文献基本没有阐述人民币汇率如何影响中国产业结构升级的理论机理，更具体而言，已有研究基本没有探讨人民币汇率变动怎么影响资源在第二产业和第三产业之间转移，进而影

¹ 曹伟，浙江工商大学金融学院教授，博士生导师

² 金朝辉，厦门大学经济学院博士研究生

³ 邓贵川，中山大学国际金融学院副教授，硕士生导师

⁴ 万谍，浙江工商大学金融学院教授，硕士生导师

⁵ 这里暗含一个假设：将贸易部门视为第二产业、非贸易部门视为第三产业（服务业）。理论模型部分将再次提到并做了分析。

响产业结构升级。本文对此将做深入分析。

本文的主要创新点在于，拓展了 Melitz (2003) 的基本模型，分析了汇率变动影响产业结构升级的理论机制。本文借鉴已有文献的做法 (王泽填和姚洋, 2009; 徐建炜和杨盼盼, 2011; 干杏娣和陈锐, 2014; 陈智君和施建淮, 2015)，假定服务业为非贸易行业，第二产业为可贸易行业，深入探讨了汇率变动影响产业结构升级的理论机制，即出口贸易、进口贸易、外商直接投资以及消费需求转移等因素共同决定了汇率变动对产业结构升级的影响大小和方向，并从实证上进行了检验。理论与实证一致揭示了中国产业结构升级的机理：人民币升值促进产业结构升级，其原因在于劳动密集型产品出口占比越大、资本密集型产品出口占比越小、资本密集型产品进口占比越大或对贸易品消费越多的省份，人民币升值越能促进其产业结构升级。本文的研究深化了现有理论，并拓展了中国有关产业结构升级的实证分析。

二、文献综述

与汇率对经济增长和波动 (Aghion et al., 2009; Habib et al., 2017; 王雅琦和邹静娴, 2017; 邓贵川和谢丹阳, 2020)、进出口贸易 (谭小芬等, 2016)、外商直接投资 (毛日昇和郑建明, 2011) 以及物价水平 (曹伟等, 2019) 等方面的文献相比，国内外就汇率变动对产业结构影响这一主题的研究还有待进一步深入。以下本文将重点从产业内 (单个产业内部) 和产业间 (如二三产业之间) 两个角度梳理汇率对产业结构升级影响的文献。

(一) 汇率变动对单个产业内部结构升级的影响

从国外来看，Campa & Goldberg (1998) 对该问题做了开创性研究。他们认为，汇率变动对产业结构 (主要指第二产业内部升级) 的影响，主要是通过物价水平、进出口贸易以及 FDI 实现的。之后大部分文献侧重研究第二产业 (主要是制造业) 的内部结构，且都发现一国货币升值往往有利于产业结构升级。Galdón-Sánchez & Schmitz (2002) 发现实际汇率升值有利于淘汰落后企业，优化资源配置，进而有助于优化一国产业结构。Ekholm et al. (2012) 的研究表明，货币升值对于净出口为正的企业而言，意味着劳动生产率的提高，而劳动生产率的提高往往有助于企业产出的增加，从而促进产业内部结构升级。另外，王松奇和徐虔 (2015)、王铮等 (2016) 以及 Zhang & Ouyang (2018) 等学者做了类似研究。由于样本跨度选择有差异，数据频率有不同，导致结论略有变化，但整体结论仍然是货币升值有利于产业内结构优化。

(二) 汇率变动对产业结构升级的影响

相比研究汇率变动对第二产业内部结构升级的影响，研究汇率变动对产业结构升级的文献相对较少。这类研究发现人民币升值有助于提升第三产业增加值相对于第二产业增加值的份额，即有利于产业结构升级。干杏娣和陈锐 (2014) 的研究认为，人民币升值通过出口贸易和进口贸易两个渠道，促进了我国产业结构升级。徐伟呈和范爱军 (2012) 基于全国层面的数据，构建了产业结构升级综合指标，其中二三产业产值之比与轻工业重工业产值之比各占 50%，研究了人民币汇率变动对产业结构的影响。也有文献研究了固定汇率制度对贸易部门相对非贸易部门扩张的影响，认为汇率低估有利于贸易部门相对规模扩大。Mao et al. (2019) 认为，一国在工业化进程中，贸易部门的劳动生产率往往高于非贸易部门的劳动生产率，对于中国这样劳动力市场工资刚性特征较为明显的国家，固定汇率制度会抑制巴拉萨—萨缪尔森效应，相比浮动汇率制，固定汇率会使得本国汇率低估，贸易部门出口因此增加，导致贸易部门相对非贸易部门规模扩大。他们的研究暗含，汇率低估不利于非贸易部门 (服务业) 产能的扩大。

(三) 研究评述

现有研究主要从汇率对工业行业内部结构升级的影响做了较为深入的探讨，也有少量文献围绕汇率变

动对产业结构服务化的影响这一问题, 开展了实证分析。综合来看, 还有以下问题有待深入研究。首先, 现有文献基本没有深入探讨汇率变动如何影响产业结构升级, 缺乏规范的理论研究。其次, 现有文献普遍没有考虑到省际实际有效汇率事实上存在的差异, 即没有深入讨论人民币汇率变动对各省产业结构影响可能存在的异质性。再次, 现有研究没有全面考察进出口、外商直接投资以及消费转移等因素可能的影响。最后, 现有文献没有深入探讨“一带一路”倡议在人民币汇率影响产业结构升级中可能发挥的作用。

三、汇率变动影响产业结构升级的理论模型

本文在 Melitz (2003) 的基础上构建两国开放经济模型, 分析汇率变动对贸易部门企业和非贸易部门企业进入、退出决策的影响, 并讨论汇率变动对产业结构升级的影响机制。值得说明的是, 本文理论模型中的贸易部门和非贸易部门, 对应实证分析中的第二产业与第三产业¹。

(一) 需求

假定世界由两个国家组成, 每个国家均包括家庭部门和生产部门, 每个国家的家庭均同时消费两国产品, 每个国家的生产部门均包括两类子生产部门: 贸易品部门和非贸易品部门。本国代表性消费者对本国两部门产品的消费为:

$$C = \frac{(C^T)^{\gamma^T} (C^{NT})^{1-\gamma^T}}{(\gamma^T)^{\gamma^T} (1-\gamma^T)^{1-\gamma^T}}$$

其中 C^T 和 C^{NT} 分别表示消费者对贸易品和非贸易品的消费, γ^T 表示本国居民总消费中贸易品的比例。每个生产部门垄断竞争, C^T 和 C^{NT} 按照 CES 函数加总得到:

$$C^T = \left[\int_{\omega \in \Omega} c^T(\omega)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} d\omega \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \quad C^{NT} = \left[\int_{\omega \in \Omega} c^{NT}(\omega)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} d\omega \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$$

其中 Ω 表示商品集合, $\sigma > 1$ 表示任意两类商品之间的替代弹性。给定商品价格 $p(\omega)$, 消费者在效用函数约束下最小化支出 $\int_{\omega \in \Omega} p(\omega) c(\omega) d\omega$, 得到单类商品的需求为:

$$c^i(\omega) = \gamma^i \left[\frac{p^i(\omega)}{P^i} \right]^{-\sigma} \frac{P}{P^i} C, \quad i \in \{T, NT\} \quad (1)$$

其中 P^T 和 P^{NT} 分别表示贸易品和非贸易品价格指数, P 表示本国消费价格指数。外国消费者对本国产品的需求函数为:

$$c^*(\omega) = \left[\frac{p^T(\omega)}{EP^T} \right]^{-\sigma} C^* \quad (2)$$

其中 C^* 表示外国家庭对本国产品总消费, E 是以单位外币的本币数表示的实际汇率, E 下降表示本币升值。

(二) 生产

企业需进口大量中间投入品以参与全球垂直化分工, 借鉴杨源源和于津平 (2019) 的研究, 企业 ω 使用资本、劳动和中间投入品作为生产要素生产商品, 生产函数为:

$$y = a k^\alpha l^\beta m^{1-\alpha-\beta} \quad (3)$$

其中 y 表示产出, a 表示全要素生产率, k 表示资本, l 表示劳动, m 表示中间投入品。 α 表示资本份额, β 表示劳动份额。每一个企业面临相同的生产要素市场, 但每个企业的生产率不同。企业的资本和中间品均来源于本国和外国, 即

¹ 以上假定具有广泛的文献支撑 (王泽填和姚洋, 2009; 陈智君和施建淮, 2015), 并且数据表明, 第二产业和第三产业分别包含的不可贸易和可贸易部分的产值占比并不高 (本文未列出之前修改稿中的深入分析)。

$$k^i = \frac{(k_d^i)^{1-\phi^i} (k_f^i)^{\phi^i}}{(\phi^i)^{\phi^i} (1-\phi^i)^{1-\phi^i}}, i \in \{T, NT\} \quad (4)$$

$$m^i = \frac{(m_d^i)^{1-\kappa^i} (m_f^i)^{\kappa^i}}{(\kappa^i)^{\kappa^i} (1-\kappa^i)^{1-\kappa^i}}, i \in \{T, NT\} \quad (5)$$

其中, k_d^i 和 k_f^i 分别表示生产部门*i*所需本国和外国资本, ϕ^i 衡量了企业在使用外资方面的开放程度, ϕ^i 越大, 说明企业在使用外资方面开放程度越高。 m_d^i 和 m_f^i 表示生产部门*i*所需本国和外国中间产品投入, κ^i 衡量了企业对外国中间投入品的依赖程度, κ^i 越大, 说明企业对外国中间投入品的依赖度越高。

企业最小化成本 $c = Qk + Xm + Wl$ 得到企业实际边际成本为:

$$mc^i = \frac{1}{a} \frac{Q^\alpha W^\beta X^{1-\alpha-\beta}}{\alpha^\alpha \beta^\beta (1-\alpha-\beta)^{1-\alpha-\beta}} = \frac{(Q^i)^\alpha (X^i)^{1-\alpha-\beta}}{\theta a} \quad (6)$$

其中 $\theta \equiv \alpha^\alpha \beta^\beta (1-\alpha-\beta)^{1-\alpha-\beta}$, W 表示实际工资; $Q^i = Q_d^{1-\phi^i} (EQ_f)^{\phi^i}$ 表示资本平均价

格, Q_d 表示本国资本价格, Q_f 表示外国资本价格; $X^i = X_d^{1-\kappa^i} (EX_f)^{\kappa^i}$ 表示中间投入品平均价格, X_d 表示本国中间投入品价格, X_f 表示外国投入品价格。

方程(6)中第三个等式之所以成立, 是因为我们借鉴 Melitz (2003) 的研究, 假设 $W = 1$ 。为了便于说明, 本文引入参数 $o^i \in \{0,1\}$, $o^{NT} = 0$ 表示非贸易品部门企业只在国内销售产品, $o^T = 1$ 表示贸易品部门企业可以出口。因此, 每一个企业面临的总需求为:

$$y^i(\omega) = \gamma^i \left[\frac{p^i(\omega)}{p^i} \right]^{-\sigma} \frac{P}{p^i} C + o^i \left[\frac{p^i(\omega)}{EP^i} \right]^{-\sigma} C^* = \left[\frac{p^i(\omega)}{p^i} \right]^{-\sigma} \left(\gamma^i \frac{P}{p^i} C + o^i E^\sigma C^* \right) \quad (7)$$

企业在需求方程(7)的约束下最大化利润 $\pi^i = (p^i(\omega) - mc^i P^i) y^i(\omega)$, 得到:

$$p^i(\omega) = \frac{mc^i P^i}{\rho} = \frac{(Q^i)^\alpha (X^i)^{1-\alpha-\beta}}{\theta \rho a} P^i \quad (8)$$

其中 $\rho = (\sigma - 1)/\sigma$ 。企业的利润为:

$$\pi^i = \frac{(\theta \rho)^{\sigma-1}}{\sigma} \left[(Q^i)^\alpha (X^i)^{1-\alpha-\beta} \right]^{1-\sigma} \left[\gamma^i P C + o^i E^\sigma P^i C^* \right] a^{\sigma-1} \quad (9)$$

(三) 企业退出与进入

有大量潜在的企业进入某行业, 进入该行业之前, 这些企业生产率的先验分布是相同的, 为 $g(a)$ 。当企业决定进入某行业并进行生产时, 遭受不利冲击的概率为 δ 。当企业进入某行业后发现利润为负, 则企业会退出该行业; 进入某行业的企业发现利润为正, 则会持续生产, 直到不利冲击强制企业退出该行业。因此, 行业内企业的价值为:

$$v^i(a) = \max \left\{ 0, \sum_{t=0}^{\infty} (1-\delta)^t \pi^i(a) \right\} = \max \left\{ 0, \frac{\pi^i(a)}{\delta} \right\}$$

设企业保留利润为 $\hat{\pi}^i$, 与 $\hat{\pi}^i$ 对应的企业价值为 $\hat{v}^i = \hat{\pi}^i/\delta$ 。定义 $\hat{a}^i = \inf\{a: v^i(a) > \hat{v}^i\}$ 表示企业持续经营的最低生产率水平。在该临界值下, 企业获得最低利润为 $\hat{\pi}^i$, 即 $\pi^i(\hat{a}) = \hat{\pi}^i$, 结合方程(9)得到:

$$\hat{a}^i = \left[\frac{\sigma \hat{\pi}^i}{(\rho \theta)^{\sigma-1}} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} (Q^i)^\alpha (X^i)^{1-\alpha-\beta} (\gamma^i P C + o^i E^\sigma P^i C^*)^{-\frac{1}{\sigma-1}} \quad (10)$$

方程(10)体现了企业进入行业的最低生产率 \hat{a} 与宏观经济变量的关系。设企业生产率水平累积分布函数为 $G(a)$, $a \in [0, \infty)$, 生产率水平高于 \hat{a} 的企业会留在该行业持续经营, 低于 \hat{a} 的企业则会退出该行业, 因此,

该行业的规模为 $1 - G(\hat{a})$ 。由于 $\partial(1 - G(\hat{a}))/\partial\hat{a} < 0$ ，因此， \hat{a} 下降将有利于行业规模的扩张。

经济达到均衡时，

$$y^i = \left[\frac{(Q^i)^\alpha W^\beta (X^i)^{1-\alpha-\beta}}{\theta\rho\alpha} \right]^{-\sigma} \left(\gamma^i \frac{P}{P^i} C + o^i E^\sigma C^* \right)$$

该行业产值为：

$$PV^i \equiv \int_{\hat{a}^i}^{\infty} P^i y^i dG(a) = \left[\frac{(Q^i)^\alpha W^\beta (X^i)^{1-\alpha-\beta}}{\theta\rho} \right]^{-\sigma} (\gamma^i PC + o^i E^\sigma P^i C^*) \Phi(\hat{a}^i)$$

其中， $\Phi(\hat{a}^i) = \int_{\hat{a}^i}^{\infty} a^\sigma g(a) da$ 。

(四) 汇率变动与资源转移

经济中存在两类部门：贸易部门(T)和非贸易部门(NT)。贸易部门使用本国产品作为投入品，同时向外国进口中间投入品、购买实物资本，并向外国出口产品；相反，非贸易部门则仅使用本国中间投入品和实物资本生产产品，且产品只在国内销售，基于上述设定，本文相关参数满足如下条件：

$$\kappa^T > 0, \phi^T > 0, o^T = 1 \text{ 且 } \kappa^{NT} = 0, \phi^{NT} = 0, o^{NT} = 0 \quad (11)$$

根据方程(10)，得到非贸易部门最低生产率水平为：

$$\hat{a}^{NT} = \left[\frac{\sigma\hat{\pi}^{NT}}{(\rho\theta)^{\sigma-1}} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} (Q^{NT})^\alpha (X^{NT})^{1-\alpha-\beta} [(1 - \gamma^T)PC]^{-\frac{1}{\sigma-1}} \quad (12)$$

贸易部门最低生产率水平为：

$$\hat{a}^T = \left[\frac{\sigma\hat{\pi}^T}{(\rho\theta)^{\sigma-1}} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} (Q^T)^\alpha (X^T)^{1-\alpha-\beta} (\gamma^T PC + E^\sigma P^T C^*)^{-\frac{1}{\sigma-1}} \quad (13)$$

非贸易部门和贸易部门产值分别为：

$$PV^{NT} = \left[\frac{(Q^{NT})^\alpha W^\beta (X^{NT})^{1-\alpha-\beta}}{\theta\rho} \right]^{-\sigma} (1 - \gamma^T) PC \Phi(\hat{a}^{NT})$$

$$PV^T = \left[\frac{(Q^T)^\alpha W^\beta (X^T)^{1-\alpha-\beta}}{\theta\rho} \right]^{-\sigma} (\gamma^T PC + E^\sigma P^T C^*) \Phi(\hat{a}^T)$$

定义 $R \equiv \ln(PV^{NT}/PV^T)$ 为非贸易部门与贸易部门产值之比的对数值，则汇率变动对两部门产值之比的影响为：

$$\frac{\partial R}{\partial E} = \frac{1}{E} \left\{ \theta_f (\sigma - \epsilon_\phi^T) - \left(1 - \frac{\epsilon_\phi^T}{\sigma-1} \right) \sigma s - \theta_d \epsilon_\gamma \right\} \quad (14)$$

其中 $\epsilon_\phi^T = \frac{\hat{a}^T}{\Phi(\hat{a}^T)} \Phi'(\hat{a}^T) < 0$ ， $\epsilon_\phi^{NT} = \frac{\hat{a}^{NT}}{\Phi(\hat{a}^{NT})} \Phi'(\hat{a}^{NT}) < 0$ ， $\theta_f = \alpha\phi^T + (1 - \alpha - \beta)\kappa^T$ ， $\theta_d = (1 - s) \left(1 - \frac{\epsilon_\phi^T}{\sigma-1} \right) + \frac{\gamma^T}{1-\gamma^T} \left(1 - \frac{\epsilon_\phi^{NT}}{\sigma-1} \right) > 0$ ， $\epsilon_\gamma = \frac{E}{\gamma^T} \frac{\partial \gamma^T}{\partial E}$ 表示贸易品消费份额的汇率弹性， $s = \frac{E^\sigma P^T C^*}{\gamma^T PC + E^\sigma P^T C^*} \in (0,1)$ 表示贸易部门出口产品占总产出的比值。

方程(14)可知，汇率通过成本渠道、需求渠道和需求转移渠道影响行业产值比：

第一：成本渠道，反映在参数 $\theta_f > 0$ 中。本币升值 (E 下降)，外资成本和进口中间贸易品成本均下降，贸易品部门利润率上升，这会导致贸易品部门生产率门槛 ($\hat{a}^T \uparrow$) 上升，贸易品部门产值上升，非贸易品与贸易品部门产值之比下降 ($R \downarrow$)。

第二，需求渠道，反映在参数 $-\sigma < 0$ 中。本币升值 (E 下降)，出口产品价格上升，外国居民对本国

贸易部门产品的需求下降，这使得贸易品部门利润率下降，产值下降，非贸易品与贸易品部门产值之比上升（ $R \uparrow$ ）。

第三，需求转移渠道，反映在参数 $-\epsilon_\gamma$ 中。本币升值（ E 下降），可能导致本国居民增加对贸易部门产品的需求（ $\epsilon_\gamma < 0$ ），也可能降低本国居民对贸易部门产品的需求（ $\epsilon_\gamma > 0$ ）。当 $\epsilon_\gamma > 0$ 时，贸易品部门需求下降，产值下降；非贸易品部门需求上升，产值上升，非贸易品与贸易品部门产值之比上升（ $R \uparrow$ ）。

根据方程（14）还可以发现，当 $\epsilon_\gamma > \epsilon_\gamma^* \equiv \frac{\theta_f(\sigma - \epsilon_\phi^T)(\sigma - 1) - (\sigma - 1 - \epsilon_\phi^T)\sigma s}{(\sigma - 1)\theta_d}$ 时， $\partial R / \partial E < 0$ ，这说明本币升值有利于产业结构升级。根据上述分析，可得到如下命题：

命题 1：（1）汇率会通过成本渠道、需求渠道和需求转移渠道影响产业结构升级。（2）汇率通过成本渠道与需求渠道对产业结构升级的影响相反，而通过需求转移渠道的影响取决于 ϵ_γ 的符号和大小。（3）存在临界值 $\epsilon_\gamma = \epsilon_\gamma^*$ ，当 $\epsilon_\gamma > \epsilon_\gamma^*$ 时，需求渠道和需求转移渠道占优于成本渠道，本币升值有利于产业结构升级。

根据方程（14）， $\partial R / \partial E$ 分别对 Q_f 、 X_f 、 s 和 γ^T 求偏导得到：

$$\frac{\partial^2 R}{\partial E \partial Q_f} = -\frac{1}{E} \left\{ \theta_f - \frac{\sigma s + (1-s)\epsilon_\gamma}{\sigma - 1} \right\} \frac{\Gamma \alpha \phi^T}{Q_f} \epsilon_\phi^T \quad (15)$$

$$\frac{\partial^2 R}{\partial E \partial X_f} = -\frac{1}{E} \left\{ \theta_f - \frac{\sigma s + (1-s)\epsilon_\gamma}{\sigma - 1} \right\} \frac{\Gamma(1-\alpha-\beta)\kappa^T}{X_f} \epsilon_\phi^T \quad (16)$$

其中 $\epsilon_g^T \equiv \hat{a}^T \frac{g'(\hat{a}^T)}{g(\hat{a}^T)} < 0$ ， $\Gamma = 1 + \sigma + \epsilon_g^T - \epsilon_\phi^T$ 。结合三条渠道以及方程（15）（16）可以得到如下命题：

命题 2：存在临界值 $\epsilon_\gamma^{**} \equiv -\frac{\sigma(s-\theta_f)+\theta_f}{1-s}$ ，当 $\epsilon_\gamma > \epsilon_\gamma^{**}$ ，汇率升值时，FDI 上升以及进口贸易的增加，有利于推动产业结构升级。

根据方程（14）， $\partial R / \partial E$ 分别对 s 求偏导得到：

$$\frac{\partial^2 R}{\partial E \partial s} = -\frac{1}{E} \left\{ \left[\frac{\sigma s + (1-s)\epsilon_\gamma}{\sigma - 1} - \theta_f \right] \frac{\Gamma}{\sigma - 1} \epsilon_\phi^T + \left(1 - \frac{\epsilon_\phi^T}{\sigma - 1} \right) (\sigma - \epsilon_\gamma) \right\} \quad (17)$$

基于方程（17）可以得到如下命题：

命题 3：当 $\epsilon_\gamma > \max\{\sigma, \epsilon_\gamma^{**}\}$ ，汇率升值时，出口贸易品增加不利于推动产业结构升级。

根据方程（14）， $\partial R / \partial E$ 分别对 γ^T 求偏导得到：

$$\frac{\partial^2 R}{\partial E \partial \gamma^T} = -\frac{1}{E} \left\{ \left[\frac{\sigma s + (1-s)\epsilon_\gamma}{\sigma - 1} - \theta_f \right] \frac{\Gamma(1-s)}{(\sigma - 1)\gamma^T} \epsilon_\phi^T + \left(1 - \frac{\epsilon_\phi^T}{\sigma - 1} \right) \frac{s(1-s)}{\gamma^T} (\epsilon_\gamma - \sigma) + \theta_g \epsilon_\gamma \right\} \quad (18)$$

其中 $\theta_g = \left(1 - \frac{\epsilon_\phi^{NT}}{\sigma - 1} - \frac{\gamma^T \hat{a}^{NT}}{(\sigma - 1)^2} \right) \frac{1}{(1 - \gamma^T)^2}$ 。基于方程（18）可得到如下命题：

命题 4：存在临界值 $\epsilon_\gamma^{***} \equiv \frac{\Gamma[(1-s)/(\sigma-1)]^2 \epsilon_\phi^T / \gamma^T \epsilon_\gamma^{**} + (1 - \epsilon_\phi^T / (\sigma - 1)) s(1-s) \sigma / \gamma^T}{(1 - \epsilon_\phi^T / (\sigma - 1)) s(1-s) / \gamma^T + \theta_g + \Gamma[(1-s)/(\sigma-1)]^2 \epsilon_\phi^T / \gamma^T}$ ，当 $\epsilon_\gamma > \epsilon_\gamma^{***}$ ，汇率升值时，生产率的变化使得非贸易品部门产值上升速度大于贸易品部门产值上升速度，并促进产业结构升级。

四、计量模型设定、变量说明以及数据来源

（一）模型设定

本文设计实证模型（19）式，考察人民币实际有效汇率变动对产业结构升级的作用，以及该作用如何

受进口贸易、出口贸易、FDI 以及消费转移等因素的影响。

$$strc_{i,t} = \mu_i + \eta_t + \beta L.strc_{i,t} + \theta reer_{i,t} + O_{i,t}\Phi' + reer_{i,t}O_{i,t}\Gamma' + Z_{i,t}\mathbf{N}' + \varepsilon_{i,t} \quad (19)$$

上式中下标 i, t 分别表示省份与时间, $strc_{i,t}$ 是产业结构升级指标, $L.strc_{i,t}$ 是产业结构升级指标的滞后一期值, $reer_{i,t}$ 为省际人民币实际有效汇率, $O_{i,t}$ 表示关键解释变量 (渠道变量), $Z_{i,t}$ 是控制变量, Φ, Γ 和 \mathbf{N} 是对应的参数向量, μ_i 是省份固定效应, η_t 是时间固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为残差项。所有的变量均取对数形式。加入各变量的空间滞后项后, 式 (19) 变为:

$$strc_{i,t} = \mu_i + \eta_t + \beta L.strc_{i,t} + \rho \sum_{j=1, j \neq i}^N w_{i,j} strc_{j,t} + \theta reer_{i,t} + O_{i,t}\Phi' + reer_{i,t}O_{i,t}\Gamma' + \gamma \sum_{j=1, j \neq i}^N w_{i,j} O_{j,t} + Z_{i,t}\mathbf{N}' + \varepsilon_{i,t} \quad (20)$$

式 (20) 中 $w_{i,j}$ 为空间权重矩阵。本文采用各省地理距离的倒数作为空间权重矩阵, 即 $w_{i,j} = 1/d_{i,j}$, $d_{i,j}$ 表示省份 i 与省份 j 省会之间的地理距离。为了进一步进行稳健性检验, 本文借鉴侯新烁等 (2013), 构建地理距离与经济联系的权重矩阵。具体而言, $w_{i,j} = \bar{y}_i * \bar{y}_j / d_{i,j}^2$, 其中 \bar{y}_i 与 \bar{y}_j 分别表示省份 i 与省份 j 在研究期间人均实际 gdp 的均值。本文通过 LR 检验和 Wald 检验来对以下两个假设进行检验: (1) $H_0: \theta = 0$; (2) $H_0: \theta + \beta\rho = 0$, 以此来判断空间杜宾模型 (SDM) 是否会简化为空间自回归模型 (SAR) 或空间误差模型 (SEM)。如果上述两个检验均拒绝原假设, 则说明空间杜宾模型 (SDM) 是估计空间面板的最佳选择。

(二) 变量说明及数据来源¹

1. 被解释变量

$strc$ 是本文的被解释变量, 即各省产业结构升级指标。本文采用服务业产值与第二产业产值之比来衡量², 指标越大, 表明该省产业结构服务化水平越高, 反之亦然。这一做法前期有大量的文献基础 (干春晖等, 2011)。具体而言, $strc1_{i,t} = \ln(third_{i,t}/second_{i,t})$, 其中 $third_{i,t}$ 与 $second_{i,t}$ 分别表示各省第三产业与第二产业产值。为了保证实证结果的稳健性, 本文进一步构建省份产业结构转型稳健性指标³。第二、第三产业产值数据来自中国统计年鉴。

2. 解释变量

①省际人民币实际有效汇率 $reer$ 。计算各省人民币实际有效汇率 $reer_{i,t}$:

$$reer_{i,t} = P_{i,t} / \left\{ \left(\frac{s_{i,t}}{s_{i,0}} \right) \prod_{k=1}^n \left[\frac{P_{k,t}^*}{s_{k,t}} / \frac{P_{k,0}^*}{s_{k,0}} \right]^{w_k} \right\} \quad (21)$$

$s_{i,t}$ 是各省在时刻 t 的名义汇率, $P_{i,t}$ 为各省在时刻 t 的消费者价格指数 CPI, 在此没有采用生产者物价指数 PPI, 一个很重要的原因是, CPI 考虑到了服务业的价格水平, 因而该指标可以建立汇率与产业结构服务化指标两者之间的直接联系。 $s_{k,t}$ 是贸易对象国 k 在时刻 t 的名义汇率, $P_{k,t}^*$ 为贸易对象国 k 在时刻 t 的消费者价格指数。0 时刻代表基准时刻, 本文以 2010 年为基准。 w_k 是各省与主要贸易伙伴的进出口贸易权重。

人民币与各贸易伙伴货币汇率、各贸易伙伴 CPI 来自 IMF 的 IFS 数据库和 BVD 数据库, 各省与贸易伙伴进出口贸易数据来自国研网国际贸易研究及决策支持系统, 各省 CPI 来自中经网统计数据库。

¹ 篇幅原因, 变量描述性统计表未展示, 备索。

² 鉴于数据的可得性, 本文没有构建现代服务业 (特别是现代生产性服务业) 占比指标。虽然可以通过投入产出表测算部分省份最近年度的生产性服务业增值数据, 但无法构建完整的省际面板数据, 故没有构建。

³ $strc2_{i,t} = \ln(3 * third_{i,t} / (2 * second_{i,t} + first_{i,t}))$, $first_{i,t}$ 表示各省第一产业产值。

②各省进口贸易额与同期 GDP 之比 (*import*)、出口贸易额与同期 GDP 之比(*export*)以及各省外商直接投资与同期 GDP 之比 (*fdi*)。除总量研究之外, 本文还将探究人民币汇率变动通过不同类型商品的进、出口贸易对产业结构升级影响的差异。具体而言, 借鉴曹伟等 (2019), 将总量贸易分为劳动密集型产品进、出口贸易 (*laborimport*和*laborexport*) 与资本密集型产品进、出口贸易 (*capimport*和*capexport*)¹。

③各省消费转移 (*gamma*)。理论模型中提及, 汇率变动通过影响国内消费者对贸易品的消费, 从而影响消费者在贸易品和非贸易品之间的消费支出的变化, 进而实现资源在第二产业和第三产业之间的转移。本文依据城镇居民家庭消费支出的构成进行筛选, 将总支出分为对贸易品和非贸易品两类产品的支出, 即用贸易品支出除以总支出作为消费转移的代理变量。城镇居民家庭家庭消费支出数据来自中国经济与社会发展统计数据库²。

3.控制变量

(1) 经济发展水平 *dpergdp*³。(2) 财政支出*scz*。(3) 工业增加值*gyzjz*。(4) 通货膨胀率*cpi*。(5) 邻省效应各相关变量 (空间因素变量)。(6) “一带一路” 倡议时间虚拟变量 *rbdate*。借鉴曹伟等 (2019) 的做法, 将 2014 年及之后设为 1, 之前设为 0。(7) 受“一带一路” 倡议影响虚拟变量 *rb*。为了量化各省受“一带一路” 倡议影响的大小, 借鉴曹伟等 (2019) 的研究, 计算各省与所有“一带一路” 沿线国家⁴进出口贸易额占该省进出口贸易总额的比例, 然后按该比例的中位点进行划分, 若该省贸易额占比大于中位点, 则 *rb*=1, 反之 *rb*=0。

五、实证结果与分析

本文使用汤普森稳健标准误 (Double-Cluster)⁵进行检验。为更好地解释内生性问题, 本文采用工具变量—广义矩估计 (IV-GMM) 回归。具体而言, 利用经济地理倒数矩阵, 本文将邻省人民币实际有效汇率作为本省人民币实际有效汇率的工具变量。考虑到产业结构升级可能受空间因素的影响, 本文还使用空间面板回归对式 (20) 进行估计⁶。回归结果如表 1 所示。

¹ 篇幅原因, 劳动密集型、资本密集型进出口贸易划分标准未展示, 备索。

² 由于统计口径存在差异, 2012 年之后的分省数据, 我们根据全国层面的增长率, 同时结合各省的增长率数据, 采用三年滚动平均法计算得到。

³ 借鉴 Habib et al. (2017), 采用人均实际 GDP 对数差分衡量各省经济发展水平。

⁴ 根据“一带一路” 官网以及数据的可得性, 共计“一带一路” 沿线 137 个国家。

⁵ Thompson 的稳健方差考虑了误差序列在不同省份、不同时间的相关性都存在且有交互的情形, 因此是相比以往研究常用的 White 或 Newey-West 稳健标准误更加保守的误差方差估计方法。

⁶ 本文使用常见的莫兰指数 (Moran' s I) 对被解释变量进行空间自相关检验, 结果显示各省产业结构存在显著的空间依赖性, 篇幅原因未展示, 备索。

表 1 人民币汇率变动对产业结构升级的影响：总量分析¹

	基准回归		IV-GMM		地理距离倒数		经济地理倒数		汇率滞后一期
	strc1	strc2	strc1	strc2	strc1	strc2	strc1	strc2	
L.strc	0.670*** (10.12)	0.677*** (10.89)	0.679*** (10.38)	0.686*** (11.19)	0.740*** (17.82)	0.754*** (20.45)	0.764*** (18.15)	0.775*** (20.57)	0.682*** (10.69)
reer	0.633* (1.82)	0.826** (2.08)	0.307* (1.73)	0.459* (1.77)	0.857* (1.96)	1.014** (2.29)	0.932** (2.09)	1.070** (2.33)	0.361 (1.59)
reer*export	-0.012 (-0.44)	-0.003 (-0.10)	-0.055** (-2.25)	-0.045* (-1.75)	-0.0198 (-0.69)	-0.0105 (-0.37)	-0.0246 (-0.78)	-0.0142 (-0.45)	-0.057** (-2.42)
reer*import	-0.015 (-0.84)	-0.005 (-0.38)	0.010 (0.31)	0.020 (0.58)	-0.00208 (-0.08)	0.00473 (0.19)	0.00583 (0.20)	0.0106 (0.41)	0.014 (0.54)
reer*fdi	0.020 (1.52)	0.023* (1.72)	0.014 (0.73)	0.015 (0.76)	0.0260 (1.55)	0.0295* (1.73)	0.0276 (1.53)	0.0308* (1.70)	0.016 (0.93)
reer*gamma	1.668* (1.80)	2.027** (1.99)	1.054* (1.87)	1.316** (2.07)	2.169** (2.13)	2.434** (2.36)	2.303** (2.23)	2.530** (2.37)	1.153* (1.78)
K-P rk LM			42.222 (0.0000)	41.982 (0.0000)					
C-D wald F			94.089	94.088					
W*reer					-0.195 (-0.59)	-0.157 (-0.51)	-0.0153 (-0.13)	-0.0109 (-0.10)	
W*strc					0.288* (1.84)	0.250* (1.71)	0.000751* (1.74)	0.0236* (1.67)	
$H_0: \theta = 0$					24.09 (0.0074)	28.00 (0.0018)	24.56 (0.0062)	26.20 (0.0035)	
$H_0: \theta + \beta\rho = 0$					25.10 (0.0052)	25.96 (0.0038)	19.15 (0.0384)	22.15 (0.0144)	
N	480	480	480	480	480	480	480	480	480

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著，经 Hausman 检验，模型都采用的是固定效应方法。括号中的数值，为回归系数的 t 值（z 值）或各项检验的 p 值。对于空间面板回归解释变量空间滞后项的结果，本文仅展示产业结构升级的空间滞后项 W*strc 以及省际人民币实际有效汇率的空间滞后项 W*reer 的回归结果。IV-GMM 估计，KP 检验括号内的值为 P 值；所有回归均考虑了控制变量，同时控制了省际、时间固定效应。以下同。

表 1 显示，各省产业结构升级指标滞后期 L.strc 的回归结果显著为正，说明产业结构升级存在一定的路径依赖特征。人民币实际汇率升值有利于产业结构升级。主要实证结果及其含义列举如下：第一，省际实际有效汇率与消费需求转移交互项显著为正，说明特定省份对贸易品消费越大，人民币升值对产业结构升级的正向影响就越大。这一结论也与理论模型的推导相一致。可能的原因是对贸易品消费占比总消费越高的省份，第二产业占比 GDP 也相对更高，本文选取代表性省份为例，据统计年鉴数据可知，2018 年广东、河南和陕西三个省份的第二产业产值占 GDP 的比重分别为 41.8%、45.9%、50%，对应的，上述三个省份第三产业产值占 GDP 之比分别为 54.2%、45.2%、43%，也就是经济发展水平越高的省份，服务业占比越高，对非贸易品的消费就越高，或者说，这类省份对第二产业（贸易品）的消费占比也就越低。

换句话说，经济发展更多依赖第二产业发展的省份，人民币升值对其第二产业（贸易行业）的负向影响可能更大。可能的原因是：（1）从出口贸易结构来看，本文初步测算了所有省份劳动密集型产品及资本密集型产品出口占比数据，发现经济发展相对更依赖于第二产业的省份（比如黑龙江），经济发展水平相对落后，出口产品主要是劳动密集型和低技术型。由于劳动密集型产品出口汇率传递效应往往较低，来自其他国家的替代品较多等市场结构性因素导致需求价格弹性较大（胡冬梅等，2010）。因此，人民币升值对以出口劳动密集型产品为主的省份，往往容易造成较大的负面影响。（2）从进口贸易结构来看，各省进口资本密集型产品的占比较劳动密集型产品更大，从理论上讲，人民币升值通过进口成本节约效应，对该类产品的进口贸易存在一定的促进作用。但由于我国在资本密集型产品国际市场中可选替代品不多，且很多为

¹ 篇幅原因仅展示关键变量回归结果，其余控制变量结果未展示，备索。

刚需品，人民币升值对其进口价格的传递效应较小（曹伟和申宇，2013），进口企业不会因为人民币升值而大幅降低以人民币计价的进口价格，这一定程度上限制了人民币升值对进口贸易的促进作用。结合上述两个方面的分析得到，人民币升值对第二产业占比越高的省份，对其净出口更可能带来负向影响。综上所述，贸易企业在国际市场中的生存难度因人民币升值而加大，原有企业退出贸易行业，或者说对新企业而言，进入门槛上升，不论何种情况，将可能导致资源转移至非贸易行业，即人民币升值有利于这些省份产业结构升级。

第二，汇率与 FDI 交互项、汇率与进口交互项都为正，汇率与出口交互项为负，均与理论推导一致，但都没有通过显著性检验。这可能与总量贸易数据掩盖了个体异质性有关，对此，本文区分劳动密集型和资本密集型产品的进、出口贸易，再进一步分析。将资本密集型和劳动密集型两种不同类型行业的进、出口贸易替代基准模型中的总量贸易指标，回归结果如表 2 所示。

表 2 人民币汇率变动对产业结构升级的影响：基于进出口贸易细化指标

	基准回归		IV-GMM		地理距离倒数		经济地理倒数		汇率滞后一期
	strc1	strc2	strc1	strc2	strc1	strc2	strc1	strc2	
L.strc	0.668*** (10.36)	0.673*** (11.08)	0.673*** (10.30)	0.680*** (11.03)	0.720*** (17.45)	0.736*** (19.86)	0.739*** (17.65)	0.751*** (19.95)	0.670*** (10.23)
reer	1.029** (2.55)	1.208*** (2.67)	0.590 (1.62)	0.708** (1.97)	1.381*** (2.60)	1.548*** (2.75)	1.455*** (2.67)	1.591*** (2.74)	0.478** (1.99)
reer*laborexport	0.034** (2.08)	0.030* (1.91)	0.021* (1.79)	0.021* (1.79)	0.0306** (2.10)	0.0289* (1.81)	0.0273* (1.69)	0.0256 (1.49)	0.014 (1.52)
reer*capexport	-0.096*** (-2.91)	-0.075** (-2.36)	-0.104** (-2.35)	-0.086** (-1.98)	-0.0911*** (-2.95)	-0.0697** (-2.26)	-0.0931*** (-2.86)	-0.0708** (-2.20)	-0.088*** (-2.76)
reer*laborimport	0.006 (0.39)	0.007 (0.51)	0.004 (0.14)	0.004 (0.17)	0.0119 (0.54)	0.0136 (0.62)	0.0125 (0.60)	0.0119 (0.57)	0.006 (0.28)
reer*capimport	0.066** (2.11)	0.063** (2.12)	0.068* (1.65)	0.066* (1.67)	0.0666** (2.43)	0.0622** (2.29)	0.0745*** (2.72)	0.0705*** (2.58)	0.055* (1.84)
reer*fdi	0.008 (0.50)	0.012 (0.78)	0.001 (0.04)	0.002 (0.10)	0.0189 (1.19)	0.0232 (1.49)	0.0193 (1.25)	0.0225 (1.47)	0.003 (0.16)
reer*gamma	2.394** (2.38)	2.684** (2.38)	1.570*** (2.61)	1.724*** (2.77)	3.117** (2.57)	3.343*** (2.61)	3.236*** (2.61)	3.409*** (2.60)	1.301*** (3.67)
N	480	480	480	480	480	480	480	480	480

注：laborexport, capexport 分别表示各省劳动密集型产品、资本密集型产品的出口。laborimport、capimport 分别表示各省劳动密集型产品、资本密集型产品的进口；篇幅原因，有关工具变量的检验、空间面板回归模型选择的检验不再展示，备索。

表 2 的结果显示，reer*laborexport 系数显著为正，说明劳动密集型产品出口的增加能够增强人民币实际汇率升值促进产业结构升级（服务化转型）的正向作用；reer*capexport 系数显著为负，说明资本密集型产品出口的增加会减小人民币实际有效汇率升值促进产业结构升级的正向作用；reer*capimport 系数显著为正，因此资本密集型产品进口的增加能够增强人民币实际有效汇率升值促进产业结构升级的正向作用。

劳动密集型产品出口提升了汇率升值对产业结构升级的正向作用，原因在于：劳动密集型产品出口越大，说明省份对劳动密集型产品出口的依赖性越强。当人民币实际有效汇率升值时，劳动密集型产品在国际市场上的出口价格上升。由于劳动密集型产品的可替代性较强，需求价格弹性较高，即使是小幅的提价行为也会因较高的需求价格弹性使得出口数量与出口金额受到极大冲击（朱孟楠和金朝辉，2022），国内劳动密集型出口企业的出口利润大幅下降，部分劳动密集型出口企业可能会选择退出生产领域，从而倒逼国内产业结构升级（服务化转型）。

资本密集型产品出口降低了汇率升值对产业结构升级的正向作用，原因在于：中国技术密集型与资本密集型产品出口的汇率传递效应很高，通用设备、电气器材的汇率传递系数超过 1，即当人民币升值 1%时，

以商品目的国货币计量的商品价格上涨将会超过 1%。简言之, 当人民币升值时, 资本密集型出口企业不太可能降低以人民币计价的销售价格来维持商品在目的国市场的销售价格不变, 这可归因于中国机电产品海外市场的需求价格弹性相对较低, 市场份额较大, 产品替代性较小 (胡冬梅等, 2010); 高端技术密集型产品由于技术复杂度和生产门槛较高, 使得生产这类产品的出口企业在国际市场上面临的竞争压力较小, 高端产品的需求弹性较低, 企业能够在本币升值时相对自由地调整价格来维持自身利润。当人民币实际汇率升值时, 高端制造业产品出口企业可能会以较高的提价幅度来转嫁汇兑损失, 并且较低的需求价格弹性确保高端技术型产品出口的下降幅度较少, 出口价格的提升能够部分弥补出口数量的减少, 使得出口金额受到的负向冲击较小, 甚至可能上升。金朝辉和朱孟楠 (2021) 的研究表明, 人民币实际汇率升值有利于资本密集型产品与技术密集型产品出口。因此当人民币实际有效汇率升值时, 省份资本密集型产品出口越大, 资本密集型产品出口收益越高, 企业倾向于继续增加资本密集型产品生产投资, 从而不利于产业结构升级 (服务化转型)。另外, 结果表明, 资本密集型产品进口有利于增强汇率升值对产业结构升级的正向作用, 篇幅受限, 本文不再赘述其原因。

六、拓展分析: 考虑“一带一路”倡议后的影响

随着“一带一路”倡议的稳步推进, 中国各省与“一带一路”沿线国家的进出口贸易往来愈发紧密, 各省与沿线国家的进出口贸易额与同时期各省进出口贸易总额的比例不断上升。这一方面使得各省的进出口贸易对象发生了较大的变化, 因而对各省实际有效汇率指标构建具有一定的影响; 另一方面, 各省与沿线国家不断增长的进出口贸易, 使得各省进出口贸易结构同样发生了较大的改变。为此, 本文将研究“一带一路”倡议后, 人民币汇率变动如何影响产业结构升级。对此, 我们建立以下计量模型:

$$\ln(\text{strc}_{i,t}) = \mu_i + \eta_t + \beta \ln(\text{strc}_{i,t-1}) + \alpha(\text{reer}_{i,t} * \text{rbdate} * \text{rb}_{i,t}) + Z_{i,t} \mathbf{N}' + \varepsilon_{i,t} \quad (22)$$

公式 (22) 中 $\text{reer} * \text{rb} * \text{rbdate}$ 表示汇率 (reer)、 “一带一路” 倡议时间虚拟变量 (rbdate) 与省份是否受倡议影响虚拟变量 (rb) 三项交互, 其他变量含义跟前文一致。表 3 为考虑“一带一路”倡议后, 汇率影响产业结构升级的回归结果。

表 3 “一带一路”倡议背景下人民币汇率变动对产业结构升级的影响

	基准回归		IV-GMM		地理距离倒数		经济地理倒数		汇率滞后一期
	strc1	strc2	strc1	strc2	strc1	strc2	strc1	strc2	
L.strc	0.664*** (8.30)	0.658*** (7.98)	0.658*** (7.58)	0.654*** (7.43)	0.691*** (16.29)	0.701*** (16.64)	0.721*** (18.77)	0.727*** (18.61)	0.669*** (7.995)
reer	0.093 (1.15)	0.095 (1.26)	0.165 (1.61)	0.158* (1.68)	0.0372 (0.43)	0.0418 (0.51)	0.0777 (0.88)	0.0828 (0.98)	0.126 (1.524)
rb	0.129 (0.43)	0.227 (0.85)	0.353 (1.06)	0.451 (1.41)	0.0207 (0.06)	0.111 (0.35)	0.160 (0.47)	0.244 (0.77)	0.159 (0.577)
reer*rb	-0.030 (-0.44)	-0.051 (-0.84)	-0.081 (-1.06)	-0.103 (-1.41)	-0.00303 (-0.04)	-0.0233 (-0.32)	-0.0348 (-0.45)	-0.0537 (-0.73)	-0.037 (-0.573)
reer*rbdate	0.193** (2.10)	0.161* (1.74)	0.197** (2.08)	0.161* (1.74)	0.162 (1.62)	0.130 (1.34)	0.157 (1.62)	0.124 (1.31)	0.032 (0.451)
rb*rbdate	1.286*** (2.84)	1.029** (2.37)	1.441*** (2.63)	1.136** (2.34)	1.047** (2.32)	0.818* (1.87)	1.023** (2.33)	0.801* (1.88)	0.695* (1.760)
reer*rb*rbdate	-0.285*** (-2.81)	-0.229** (-2.35)	-0.316*** (-2.62)	-0.249** (-2.34)	-0.235** (-2.36)	-0.185* (-1.91)	-0.229** (-2.35)	-0.180* (-1.91)	-0.156* (-1.746)
N	480	480	480	480	480	480	480	480	480

以经济地理倒数回归列中产业结构转型升级指标 strc1 为例进行分析, 从表 3 可以发现, “一带一路”倡议时间虚拟变量 rbdate 以及各省是否受“一带一路”倡议影响虚拟变量 rb 交互项 $\text{rb} * \text{rbdate}$ 显著为正, 说明受“一带一路”倡议影响省份 ($\text{rb}=1$) 在“一带一路”倡议之后 ($\text{rbdate}=1$), 其产业结构转型升级指标

strc1 要相对于未受“一带一路”倡议影响省份 ($rb=0$) 大 1.023%，说明“一带一路”倡议的实施能够推动受“一带一路”倡议影响省份产业结构转型升级。同时能够发现，三项交互 $reer*rb*rbdate$ 均显著为负，说明在“一带一路”倡议后 ($rbdate=1$)，受“一带一路”倡议影响的省份 ($rb=1$)，其人民币实际有效汇率升值 1% 对产业结构转型升级的正向作用相对于未受“一带一路”倡议影响省份 ($rb=0$) 有所下降，下降幅度为 0.229%。而在“一带一路”倡议实施前，汇率变动对不同省份产业结构升级的作用并不因与沿线国家的贸易占比的不同而有显著差异 ($reer*rb$ 的系数不显著)。这说明，在“一带一路”倡议之后，受“一带一路”倡议影响省份，人民币实际有效汇率升值对产业结构升级的正向作用减小。为证明表 3 实证结果的有效性，借鉴毛其淋 (2020) 的做法，本文构造“一带一路”倡议实施前一年的时间虚拟变量 $prbdate$ ，即 2013 年之后 (包括 2013 年) 的时间虚拟变量 $prbdate=1$ ，2013 年之前的时间虚拟变量 $prbdate=0$ 。本文将 $reer$ 、 rb 与 $prbdate$ 进行三项交互，加入到 (22) 式基准回归方程中进行“一带一路”倡议预期效应检验¹。结果表明交互项 $reer*rb*prbdate$ 全部不显著，同时 $reer*rb*rbdate$ 依旧显著为负，说明“一带一路”倡议对各省产业结构升级的影响具有较强的外生性。

本文还进一步对汇率与“一带一路”的交互作用进行了平行趋势检验。具体而言，首先将研究时间跨度缩小为 2005-2013 年²，然后设定时间虚拟变量，将 $reer$ 、时间虚拟变量以及 rb 进行三项交互回归，控制变量则与表 3 相同。将回归结果中 $reer$ 、时间虚拟变量以及 rb 的三项交互进行联合显著性检验，发现联合显著性检验基本接受原假设，即汇率与“一带一路”倡议的交互作用符合平行趋势假定³。

表 3 的结果表明，“一带一路”倡议后，与沿线国家贸易往来越紧密的省份，其人民币实际有效汇率升值促进产业结构服务化转型的正向作用有所下降。本文认为，这可能与这些省份对沿线国家劳动密集型产品的出口贸易占比较大有关。表 2 的结果表明，劳动密集型产品出口占比的增加能够加强人民币实际有效汇率升值促进产业结构转型的正向作用，是因为人民币汇率升值降低了劳动密集型产品在国际市场上的竞争力，减小了国内劳动密集型产品生产企业的出口收益，倒逼这部分低端企业退出市场，实现产业结构升级。但是这一倒逼机制在“一带一路”沿线国家中可能并不成立。从现实来看，中国劳动密集型出口产品因质优价廉等原因，在“一带一路”沿线国家具有较强的竞争力。可能是因为“一带一路”沿线国家多为亚洲以及非洲国家⁴，部分亚洲国家与多数非洲国家国内经济发展水平较低，对中国的进口依赖程度较高。中国对沿线国家，特别是亚洲地区与非洲地区的出口贸易存在一定程度的定价权优势，人民币升值后企业仍然有能力保持以人民币计价的商品价格不变，从而获得更多的汇兑收益。金朝辉和朱孟楠 (2021) 发现，中国对沿线国家的出口存在贸易优势，人民币实际汇率升值能够促进中国对沿线国家技术密集型、资本密集型以及劳动密集型出口。因此，在人民币汇率升值的背景下，国内劳动密集型产品企业不仅不会由于出口贸易下降退出市场，反而可能借助“一带一路”倡议的契机，一定程度上扩大产能，增加劳动密集型产品的生产和出口。

七、结论与建议

本文首先建立了汇率变动通过资源转移影响产业结构的理论模型，之后考虑到“一带一路”倡议改变了各省主要贸易伙伴的构成，本文构建了中国分省实际有效汇率指标，实证分析了人民币汇率变动对产业结构升级的影响，本文最后分析了“一带一路”倡议在人民币汇率对产业结构升级影响中的作用。本文的主要结论如下：(1) 人民币升值会促进中国产业结构升级，该促进作用随各省第二产业 (贸易品) 消费占

¹ 篇幅限制，预期效应检验结果未报告，备索。

² 这是因为本文设定“一带一路”倡议的时间为 2014 年之后。

³ 篇幅原因，“一带一路”倡议平行趋势检验结果未报告，备索。

⁴ 137 个沿线国家中，亚洲国家有 39 个，非洲国家有 40 个。

比增加、劳动密集型产品出口占比增加、资本密集型产品出口占比减少或资本密集型产品进口占比增加而增强。(2)“一带一路”倡议本身有利于中国产业结构升级，但同时在一定程度上会抑制人民币升值对中国产业结构升级的正向作用。

本文由此认为，促进我国产业结构升级，需要制定进一步深化人民币汇率改革、鼓励服务消费以及改善我国与“一带一路”沿线国家的双边贸易结构等政策举措。第一，进一步推进人民币汇率形成机制改革，发挥人民币升值通过资源配置效应对产业结构升级产生的积极作用。研究表明，人民币汇率升值通过资源转移，对产业结构升级产生了积极的影响。从这个意义上讲，当局在制定促进产业结构升级的政策组合中，要充分考虑到保持人民币汇率相对稳定和一定程度升值的积极影响。同样有研究表明，人民币汇率升值通过资源配置效应，对我国制造业全要素生产率产生了积极影响（曹伟等，2022），说明保持人民币汇率“稳中趋强”对经济可能存在积极作用。尽管近年来人民币对美元汇率出现了一定程度的贬值，但人民币实际有效汇率整体仍然呈现上升趋势，对此，我们可以顺势而为，积极推进产业结构升级。

第二，产业结构升级，需要改善居民的消费结构。研究发现，对第二产业（贸易行业）消费占越大的省份，人民币升值对产业结构转型的促进作用更大，本文认为，对于这类省份，人民币升值对其净出口可能存在较强的负向影响，从而“倒逼”企业退出贸易行业，或改变新企业原本投资贸易类行业的选择。对此，在当今面临不确定因素日益增多的全球经济，当局可考虑制定相关政策，鼓励居民加大对服务业的消费，这不仅有利于我国的产业结构升级，而且对于减轻我国经济发展对外部环境的依赖，也有很大的益处。

最后，实现我国产业结构升级，需要继续高质量推进“一带一路”倡议。研究表明，“一带一路”倡议本身对我国产业结构升级能够产生积极的推动作用，因此，我们要继续畅通与沿线国家的双边贸易，加大对沿线国家出口贸易数量增长的同时，注重提升出口产品质量。也可以说，未来可循序渐进将对沿线国家劳动密集型产品出口为主，转化为技术密集型等高端产品出口为主，从而高质量落实“一带一路”倡议，促进我国产业结构升级。

参考文献:

- [1] 曹伟、冯颖姣、余晨阳、万谋, 2022:《人民币汇率变动、企业创新与制造业全要素生产率》,《经济研究》,第3期。
- [2] 曹伟、申宇, 2013:《人民币汇率传递、行业进口价格与通货膨胀:1996—2011》,《金融研究》第10期。
- [3] 曹伟、万谋、金朝辉、钱水土, 2019:《“一带一路”背景下人民币汇率变动的进口价格传递效应研究》,《经济研究》,第6期。
- [4] 陈智君、施建淮, 2015:《经济均衡的产业结构与人民币内部实际汇率》,《国际金融研究》,第5期。
- [5] 邓贵川、谢丹阳, 2020,《支付时滞、汇率传递与宏观经济波动》,《经济研究》,第2期。
- [6] 千春晖、郑若谷、余典范, 2011:《中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响》,《经济研究》,第5期。
- [7] 千杏娣、陈锐, 2014:《人民币升值、进出口贸易和中国产业结构升级》,《世界经济研究》,第9期。
- [8] 胡冬梅、郑尊信、潘世明, 2010:《汇率传递与出口商品价格决定:基于深圳港 2000~2008 年高度分解面板数据的经验分析》,《世界经济》,第6期。
- [9] 侯新烁、张宗益、周靖祥, 2013:《中国经济结构的成长效应及作用路径研究》,《世界经济》,第5期。
- [10] 金朝辉、朱孟楠, 2021:《人民币实际汇率变动对出口贸易的影响》,《国际贸易问题》,第5期。
- [11] 毛其淋, 2020:《贸易政策不确定性是否影响了中国企业进口?》,《经济研究》,第2期。
- [12] 毛日昇、郑建明, 2011:《人民币实际汇率不确定性与外商直接投资择机进入》,《金融研究》,第5期。
- [13] 谭小芬、王雅琦、卢冰, 2016:《汇率波动、金融市场化与出口》,《金融研究》,第3期。
- [14] 王松奇、徐虔, 2015:《人民币汇率变动对产业结构影响的实证研究》,《经济理论与经济管理》,第12期。
- [15] 王雅琦、邹静娴, 2017:《本币币值低估、金融发展与经济增长》,《世界经济》,第2期。
- [16] 王泽填、姚洋, 2009:《结构转型与巴拉萨-萨缪尔森效应》,《世界经济》,第4期。
- [17] 王铮、王宇、胡敏、顾高翔, 2016:《全球视角下汇率变动对产业结构影响的分析》,《世界经济研究》,第8期。
- [18] 徐建炜、杨盼盼, 2011:《理解中国的实际汇率:一价定律偏离还是相对价格变动?》,《经济研究》,第7期。
- [19] 徐伟呈、范爱军, 2012:《人民币实际有效汇率变动的中国产业结构升级效应》,《世界经济研究》,第6期。
- [20] 杨源源、于津平, 2019:《逆全球化背景下中国贸易政策取向选择——基于 DSGE 模型的动态模拟分析》,《南开经济研究》,第7期。
- [21] 易靖韬、谷克鉴、门晓春, 2016:《汇率水平及其波动性变化对产业结构调整的影响》,《经济理论与经济管理》,第7期。
- [22] 朱孟楠、金朝辉, 2022:《人民币汇率变化对出口贸易结构转型的影响研究》,《世界经济研究》,第1期。
- [23] Aghion, P., Bacchetta, P., Ranciere, R., & Rogoff, K.S., Exchange Rate Volatility and Productivity Growth: The Role of Financial Development, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 56, No. 4, 2009, pp. 494 – 513.
- [24] Baumol, W.J., 1967, Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis. *American Economic Review*, Vol. 57, No. 3, 1967, pp. 415 – 426.
- [25] Campa, J.M., & L.S. Goldberg, Employment Versus Wage Adjustment and the U.S. Dollar. NBER Working paper, No.6749, 1998.
- [26] Ekholm, K., A. Moxnes, & K.H. Ulltveit-Moe, Manufacturing Restructuring and the Role of Real Exchange Rate Shocks. *Journal of International Economics*, Vol. 86, 2012, pp. 101–117.
- [27] Galdón-Sánchez, J.E., & Schmitz Jr., J.A., Competitive Pressure and Labor Productivity: World Iron-ore Markets in the 1980s. *American Economic Review*, Vol. 92, 2002, pp. 1222 – 1235.
- [28] Habib, M.M., E. Mileva, & L. Stracca, The Real Exchange Rate and Economic Growth: Revisiting the Case using External Instruments. *Journal of International Money and Finance*, Vol.73, 2017, pp. 386 - 398.
- [29] Mao, R., Y. Yao, & J.X. Zou, Productivity Growth, Fixed Exchange Rates, and Export-led Growth. *China Economic Review*, Vol. 56, 2019, pp. 1 – 21.

-
- [30] Melitz, M. J., The impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity. *Econometrica*, Vol. 71, No. 6, 2003, pp. 1695 – 1725.
- [31] Zhang, T., & P. Ouyang, Is RMB Appreciation a Nightmare for the Chinese Firms? An Analysis on Firm Profitability and Exchange Rate. *International Review of Economics & Finance*, Vol. 54, No. 3, 2018, pp. 27 - 43.

金融发展二重效应与货币政策传导

战明华¹ 李帅² 吴周恒³

【摘要】基于推动动力特殊性所导致的金融发展功能异化，本文提出了中国金融发展具有规模化和市场化二重效应的观点。我们据此结合中国数字金融发展的新特征拓展了传统金融发展指标，并对金融发展指标从功能上进行了二重性区分。文章通过构建一个动态一般均衡模型尝试打开金融发展二重性对货币政策差异化影响的机理“黑箱”，提出了三个非竞争性命题并对命题进行了实证检验。研究发现：第一，金融发展总体上提高了货币政策的效果，但这主要是通过金融发展市场化效应实现的；第二，从传导机理来看，金融发展市场化效应强化利率渠道而弱化信贷渠道，规模效应2反之；第三，进一步分析发现，在企业抵押能力存在系统异质性的条件下，金融发展市场化效应和规模效应2还会分别通过利率渠道和信贷渠道产生金融资源配置的非均衡效应；第四，货币政策不同传导渠道的相对作用内生于金融发展的阶段、结构和功能，而且这一相对作用还会被实体经济的系统异质性所放大。本文对于如何在避免政策冲击带来新的资源配置非均衡基础之上，进一步优化新时期货币政策传导机制和提高货币政策调控能力具有重要的政策参考意义。

【关键词】金融发展二重性；金融摩擦；利率和信贷渠道；实体经济系统异质性

一、引言

完善货币政策的传导机制，是实现二十大报告提出的建设现代中央银行制度和健全宏观经济治理体系的重要路径，也是十四五规划的重要战略任务。特别的，在当前疫情防控和国际政治经济形势大变局的背景下，传导机制的完善还赋予了提高货币政策熨平复杂冲击能力的重要现实意义。理论上，作为“中介介质”，金融结构以及与其密切相关的金融摩擦程度对货币政策传导具有极为重要影响，而根据 Levine (1997)，金融结构和金融摩擦程度构成了金融发展的基本条件。因此，从金融发展的角度考察货币政策传导机制的构建及其传导效果，是货币政策调控体系健全的基本逻辑。那么，新时期中国的金融发展具有什么样的特点呢？

按照 Levine (1997)，金融发展源自于弱化金融摩擦所产生的激励，是促进金融市场不断向阿罗-德布鲁无摩擦状态依赖的完全市场经济不断收敛的过程，因此金融发展和金融市场机制的完善是同义词。但是，改革开放以来，始终处于转型时期的中国金融发展发轫于计划经济体制，金融发展不仅内生于减小金融摩擦的需求，而且还受到原有制度激励结构所决定的非市场化扩张动力的驱动（张杰，2007；陈雨露，2014）。这两种不同的动力类型，决定了转型时期中国金融发展具有二重性效应：一是改善金融功能的市场化效应（包括规模效应1）；二是对提高金融功能助益不大而主要体现为政府强制外生干预下的金融规模无序扩张效应（规模效应2）。容易理解，金融发展的这种二重效应必然衍生出转型时期中国特殊的金融结构，且这种金融结构蕴含的金融摩擦含义也会具有自身的特殊性。由此产生了如下重要问题：与一般意义上的金融

¹ 战明华，广东外语外贸大学金融学院教授、博士生导师

² 李帅，广东外语外贸大学金融学院博士研究生

³ 吴周恒，广东外语外贸大学金融学院副教授、硕士生导师

发展相比, 金融发展的二重性对货币政策效果是否产生了不同影响? 从货币政策传导优化的角度来看, 金融发展的二重性对货币政策传导机制的重构赋予了什么样的内在规定性? 这正是本文研究的主要问题。

鉴于金融摩擦是诱致金融结构和金融发展的根本动因, 因此考察金融摩擦与货币政策效果的关系, 是理解金融发展与货币政策效果关系的逻辑起点。金融摩擦对货币政策传导的重要性之所以引起人们的关注, 源自于传统新古典利率渠道难以解释货币政策的效果。最早提出这一问题的是 Bernanke (1983), 他在研究 20 世纪 30 年代美国大萧条产生的原因时发现, 除了意外的货币增长外, 金融混乱所导致的信贷分配效率降低也对工业产出下降具有显著的解释力, 这对传统的 IS-LM 模型提出了挑战。Bernanke 和 Blinder (1988) 通过一个包含信贷市场的拓展 CC-LM 模型进一步发展了这一思想。较早对此进行系统研究的是 Bernanke 和 Gertler (1995), 他们给出了关于货币政策冲击下的经济响应的四个事实: 一是虽然货币政策仅对利率有短期的影响, 但是紧缩性货币政策会带来产出和价格的持续下降。二是存货的变化解释了 GDP 变化的大部分比例。三是最终消费中下降最早和下降比例最大的是住宅投资, 然后是耐用消费品。四是固定资产投资最后也会下降, 但是在住宅投资和耐用消费品之后。由于存货、房地产和耐用消费品的投资与长期利率有关, 而货币政策影响的是短期利率, 因此上述四个事实说明传统利率渠道无法充分解释货币政策的效果。Bernanke 和 Gertler 将其归结为三个谜团: 放大之谜 (magnitude puzzles)、时滞之谜 (timing puzzles)、结构之谜 (composition puzzles)。

关于金融摩擦对货币政策效果的影响, Bean 等 (2002) 通过一个简单的 DSGE 模型分析发现, 当不存在金融摩擦时, 央行只要渐进地改变货币政策工具就可以通过预期渠道而自动地调整产出与通胀, 而当存在金融摩擦时, 这一渠道因企业面临融资约束而消失, 经济的不确定性和波动性都会增大, 因此央行应采取更积极的政策。Aysun 等 (2013) 利用 56 个国家的面板数据进行对比分析后发现, 金融摩擦与货币政策信贷渠道的效果成正比。其他一些研究也得到了类似的结果 (姚余栋和李宏瑾, 2013; 董华平和干杏娣, 2015; 方意和陈敏, 2019)。不过, 虽然基于金融摩擦角度的研究揭示了金融发展影响货币政策效果的机理, 但显然更为直观的研究应该是考察金融发展对货币政策效果所产生的直接影响。关于这一方面的文献, 就我们的检索范围, 直接相关的研究相对较少, 其中以 Ma 和 Lin (2016) 的研究最具代表性。他们利用 41 个国家的跨国数据, 对产出和通胀关于金融发展的三个指标的回归结果均显示, 金融发展会弱化货币政策的效果。另外, 还有一些相关研究则是从广义的金融结构变化或金融制度演进等角度考察了货币政策效果的变化。例如, 一些研究剖析了影子银行对货币政策传导效果和操作方式选择等的影响 (高然等, 2018; Chen 等, 2018; 高蓓等, 2020), 另一些研究则关注了货币市场与证券市场发展对货币政策效果的影响 (冯科和何理, 2011; 刘伟, 2011; 郭豫媚等, 2018)。相较于这些文献, 本文的关注重点在于货币政策对产出的影响随着金融发展而发生了怎样的改变。考虑到本文的研究样本和背景环境与现有文献存在较大差别, 因而本文可视作这些研究的拓展。

综上所述, 虽然金融发展所决定的金融结构对于货币政策传导具有基本的重要性, 但现有研究仍存在两个缺憾: 一是研究碎片化, 金融发展对货币政策效果的系统研究尚付之阙如。二是相关研究要么只关注信贷渠道, 要么是将传导渠道视为“黑箱”, 而实际上金融发展对货币政策效果的总体影响是其对不同传导渠道影响的叠加, 且不同的传导渠道对于货币政策的操作有着相当不同的含义。此外, 更为重要的是, 与标准理论不同, 中国的金融发展不仅内生于金融市场摩擦, 而且内生于从计划向市场转型的经济制度, 这决定了标准的金融发展指标在中国有着不同含义。据此, 相对于已有的文献, 本文的主要贡献如下: 一是本文区分了中国金融发展规模效应的两种类别, 并识别了它们与金融发展市场化效应之间的关联。二是利用宏观与微观相结合的样本数据, 全面考察了金融发展规模效应和市场化效应对货币政策效果的总影响, 以及它们各自对利率渠道和信贷渠道传导的影响, 尝试打开金融发展影响货币政策的“黑箱”。本文后面部分结构安排如下: 一是构建金融发展影响货币政策效果的动态一般均衡模型并提出相关假说; 二是对假说

进行实证检验；最后是结论与政策含义。

二、理论模型与假说

本部分构建包含企业抵押贷款约束、银行业规模内生性增长、银行杠杆约束机制的理论模型，其中银行杠杆约束与企业抵押贷款约束形成双重金融摩擦机制放大货币政策对实体经济的影响。模型以政府外生干预对银行进入市场选择与信贷市场中均衡银行数量与银行资本规模的影响描述金融发展的规模效应²，以银行信贷风险管理、杠杆管理能力与市场势力的变化来描述金融发展的市场化效应，进而分析金融发展二重性对货币政策传导的利率渠道与信贷渠道的影响，以及异质性企业特征在这些影响渠道中的边际作用。

(一) 模型构建

1. 家庭部门

假设家庭 i 选择消费 $C_t(i)$ 、劳动供给 $L_t(i)$ 和银行存款 $D_t(i)$ 进行效用最大化，表示如下：

$$\max_{\{C_t(i), L_t(i), D_t(i)\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\log(C_t(i)) - \chi \frac{L_t(i)^{1+\phi}}{1+\phi} \right] \quad (1)$$

$$s.t. C_t(i) + D_t(i) \leq W_t L_t(i) + (1 + R_{t-1,h}^D(i)) D_{t-1}(i) + \Pi_t(i) \quad (2)$$

式(1)中， β 为主观贴现率， χ 为劳动供给的效用规模参数， ϕ 为Frisch劳动供给弹性的倒数。式

(2)为预算约束，其中 W_t 为实际工资率， $R_{t,h}^D(i)$ 为家庭 i 存款利率， $\Pi_t(i)$ 为家庭 i 的股息收入。求解家

庭 i 的一阶最优条件得到欧拉方程与劳动供给函数分别表示为： $1/C_t(i) = \beta E_t \left((1 + R_{t,h}^D(i)) / C_{t+1}(i) \right)$ 与

$$W_t = \chi L_t(i)^\phi C_t(i)。$$

2. 生产部门（信贷需求）

生产部门分为三个层次：资本品生产商选择最优投资量进行资本积累、企业家生产中间品、零售商生产最终品并选择零售定价。

第一，企业家 j 使用资本与劳动力生产中间品： $Y_t(j) = A_t K_t(j)^\alpha L_t(j)^{1-\alpha}$ 。企业家追求企业净值最大化，企业净值为企业利润的净现值，企业存活率为 γ ，最优化问题表示如下：

$$\max_{\{V_t^E(j), B_t(j), L_t(j), K_t(j)\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\gamma \beta_E)^t \log(V_t^E(j)) \quad (3)$$

$$s.t. \quad V_t^E(j) + (1 + R_{t-1,e}^L(j)) B_{t-1}(j) + W_t L_t(j) + Q_t(j) K_t(j) \leq \frac{Y_t(j)}{X_t} + B_t(j) + Q_t(j) (1 - \delta) K_{t-1}(j) \quad (4)$$

$$B_t(j) \leq \frac{m_t(j)E_t(Q_{t+1}(j)K_t(j)(1-\delta))}{1+R_{t,e}^L(j)} \quad (5)$$

式 (3) 中, 企业家贴现率 $\beta_E < \beta$ 。企业家同时受到预算约束 (式 4) 和抵押贷款约束 (式 5) 的限制。

$R_{t,e}^L(j)$ 为贷款利率, $Q_t(j)$ 为实际资本价格, X_t 为零售商品的平均价格加成。 $m_t(j)$ 为银行设定的贷款价值比, 为信贷政策变量。企业家的一阶最优条件表示如下:

$$\frac{1}{V_t^E(j)} = \gamma\beta_E E_t \left(\frac{1+R_{t,e}^L(j)}{V_{t+1}^E(j)} \right) + s_t^E(j) \quad (6)$$

$$W_t = (1-\alpha) \frac{Y_t(j)}{L_t(j)X_t} \quad (7)$$

$$\frac{Q_t(j)}{V_t^E(j)} = E_t \left(\frac{\gamma\beta_E}{V_{t+1}^E(j)} \left(\frac{\alpha Y_{t+1}(j)}{K_t(j)X_{t+1}} + Q_{t+1}(j)(1-\delta) \right) + \frac{s_t^E(j)m_t(j)Q_{t+1}(j)(1-\delta)}{1+R_{t,e}^L(j)} \right) \quad (8)$$

式 (6) 与 (8) 中, $s_t^E(j)$ 为最抵押贷款约束的拉格朗日乘数。

第二, 在资本积累过程中, 资本品生产商选择最优投资量追求利润最大化, 资本品生产商从企业家部门以当期资本价格购入上期折旧后剩余资本, 从最终品零售商以当期零售价格购入新资本品, 生产的资本以当期资本价格出售给企业家部门。企业资本积累方程表示如下:

$$K_t(j) = (1-\delta)K_{t-1}(j) + \left[1 - \frac{\xi(j)}{2} \left(\frac{I_t(j)}{I_{t-1}(j)} - 1 \right)^2 \right] I_t(j) \quad (9)$$

式 (9) 中, $\xi(j)$ 为投资调整成本系数。资本品生产商的一阶最优条件为托宾 Q 方程, 体现了实际资产价格波动与投资波动之间的关系, 其对数线性化形式表示如下:

$$\hat{Q}_t(j) = \xi(j) \left[\left(\hat{I}_t(j) - \hat{I}_{t-1}(j) \right) - \beta E_t \left(\hat{I}_{t+1}(j) - \hat{I}_t(j) \right) \right] \quad (10)$$

第三, 零售商以实际边际成本 $mc_t = 1/X_t$ 购买中间品 $Y_t(j)$, 生产最终品并销售给家庭部门, 最终品需求函数为 $Y_t(j) = (P_t(j)/P_t)^{-\mu} Y_t$, μ 为需求价格弹性。引入 Rotemberg (1982) 黏性定价, 设 $\pi_t \equiv P_t/P_{t-1}$, ψ 为价格调整成本系数。由零售商利润最大化得到菲利普斯曲线表示如下:

$$(1-\mu) + \mu mc_t - \psi(\pi_t - 1)\pi_t + \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \psi(\pi_{t+1} - 1)\pi_{t+1} \frac{Y_{t+1}}{Y_t} \right] = 0 \quad (11)$$

为了进一步明确抵押贷款约束对信贷需求方的影响, 令 $\chi_t^E(j) \equiv B_t(j)/K_t(j)$, χ_t^E 越大则企业杠杆程度越高。在模型均衡, $\chi_t^E = m_t(j)(1-\delta)E_t Q_{t+1}(j)/(1+R_{t,e}^L(j))$, 可见企业杠杆程度与信贷政策的贷款价值比 m_t 正相关, 与贷款利率负相关。联立式 (6) 与 (8) 得到企业的即期净值与企业资产表示如下:

$$NW_t(j) \equiv Q_t(j)(1-\delta)K_{t-1}(j) - (1+R_{t-1,e}^L(j))B_{t-1}(j) + \frac{\alpha Y_t(j)}{X_t} \quad (12)$$

$$= \left[Q_t(j)(1-\delta) - (1+R_{t-1,e}^L(j))\chi_{t-1}^E(j) + \frac{\alpha Y_t(j)}{K_{t-1}(j)X_t} \right] K_{t-1}(j)$$

$$K_t(j) = \frac{\gamma\beta_E}{Q_t(j) - \chi_t^E(j)} NW_t(j) \quad (13)$$

根据式(13)，企业资产是企业即期净值的时变线性函数，表示企业增加杠杆的乘数效应。信贷政策收紧或货币政策紧缩均会使得乘数效应降低，将迫使企业资产规模缩减。联立式(12)和(13)得到对数线性化的信贷需求函数，表示如下：

$$\begin{aligned} \hat{R}_{t,e}^L(j) = & -(1-\chi^E)\hat{B}_t(j) + E_t\hat{Q}_{t+1}(j) - \delta\hat{Q}_t(j) \\ & + \gamma\beta_E \left[(1-\delta)\hat{K}_{t-1}(j) - (1+R_e^L)\chi^E(\hat{R}_{t-1,e}^L(j) + \hat{B}_{t-1}(j)) + \frac{\alpha Y}{XK}(\hat{Y}_t(j) - \hat{X}_t(j)) \right] \end{aligned} \quad (14)$$

根据式(14)，贷款需求弹性为 $E^D = -1/(1-\chi^E) < 0$ 。贷款需求弹性 $|E^D|$ 与稳态企业杠杆程度正相关，即稳态企业杠杆程度越高，贷款需求对贷款利率变动越敏感。

3. 银行部门（信贷供给）

银行部门分为三个层次：银行家的市场进入决策、银行批发部门的资本管理决策、银行零售部门的存款与贷款利率定价决策。首先，银行家信贷市场准入决策影响信贷市场规模（长期均衡）；其次，银行批发部门选择最优存款与贷款总量对银行资本进行管理；最后，假设银行零售部门具有卖方与买方市场势力，每一家零售分行根据其所面对的家庭存款需求与企业贷款需求进行存款利率与贷款利率定价。

第一，我们采用外生性退出内生性进入描述信贷市场规模变化。假设银行在每一期存活概率为 $1-p^B$ 。

同时，新银行选择进入信贷市场，新银行的信贷市场进入成本为 c 。假设银行破产概率 $p_t^B \equiv p^B(g_t)$ 与新银行市场准入成本 $c_t \equiv c(g_t)$ 为政府外生干预外生变量 g_t 的函数。在每期期初上期剩余银行数量为 N_{t-1} ，新银行

家根据对于未来利润现值的预期选择是否进入市场，若未来利润现值大等于市场进入成本 $V_t^B \geq c$ ，则数

量为 N_t^e 的新银行家选择在期初进入市场，因此期初银行数量为 $N_{t-1} + N_t^e$ ，期末 p^B 比例的银行破产退出市

场，期末银行数量（未来期初银行数量） N_t 为： $N_t = (1-p^B)(N_{t-1} + N_t^e)$ 。在长期均衡 $V_t^B = c$ 成立，得到

银行净现值的贝尔曼方程为： $V_t^B = \Pi_t^B + \Lambda_{t,t+1}(1-p^B)V_{t+1}^B = c$ ，其中 Π_t^B 为 t 期银行利润。市场进入条件可

进一步表示为： $\Pi_t^B = (1-\Lambda_{t,t+1}(1-p^B))c$ ，由此可见银行存活率提高、市场进入成本降低或银行利润提高，都将增加进入市场的新银行数量，产生信贷市场规模扩张。

第二，银行批发部门在资产负债表约束（式19）下最大化银行净现值 V_t^B ，表示如下：

$$V_t^B = \max_{\{B_t^B, D_t^B\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \Lambda_{0,t} \left[R_t^L B_t^B - R_t^D D_t^B - \frac{\theta}{2} \left(\frac{K_t^B}{B_t^B} - \kappa \right)^2 K_t^B \right] \quad (15)$$

$$s.t. \quad B_t^B = D_t^B + K_t^B \quad (16)$$

式 (15) 中， B_t^B 为银行资产， D_t^B 为银行负债， K_t^B 为银行资本。定义银行杠杆为 $\mathcal{L}_t^B \equiv B_t^B / K_t^B$ 。 κ 为目标杠杆率的倒数，目标杠杆率亦为长期稳态杠杆率，与银行部门的长期资本管理能力有关，受到资金获取效率与风险管理能力的影响。当银行的杠杆水平偏离目标杠杆率时，将产生二次运营成本，参数 θ 反映了信贷市场效率水平。信贷市场效率越高，银行的信息获取成本越低，信贷风险规模越小， θ 取值越小。 R_t^L 为批发部门贷款利率。 R_t^D 为批发部门存款利率。银行批发部门的一阶最优条件表示如下：

$$spr_t \equiv R_t^L - R_t^D = -\theta \left(\frac{K_t^B}{B_t^B} - \kappa \right) \left(\frac{K_t^B}{B_t^B} \right)^2 \quad (17)$$

根据式 (17)，二次运营成本形成批发部门存贷利差 spr_t ，为银行杠杆水平的非线性函数，反映了信贷供给方的金融风险。信贷市场效率越低 (θ 越大)，存贷利差越大。

第三，每一个零售分行 k ($k \in [0,1]$) 以利率 R_t^L 从批发部门获得贷款资金，并向企业家提供银行贷款合约 $B_t(k)$ 。分行 k 向所有企业家提供的贷款合约总额为 $B_t(k) \equiv \int B_{j,t}(k) dj$ 。同时，分行 k 向家庭提供存款合约 $D_t(k)$ ，并以利率 R_t^D 为批发部门提供存款资金。分行 k 向所有家庭提供的存款合约总额为 $D_t(k) \equiv \int D_{i,t}(k) di$ 。总存款需求与总贷款需求采用 CES 函数加总，即 $D_t^B \equiv \left(\int_{k \in N_t} D_t(k)^{(\varepsilon^H - 1)/\varepsilon^H} dk \right)^{\varepsilon^H / (\varepsilon^H - 1)}$ ， $B_t^B \equiv \left(\int_{k \in N_t} B_t(k)^{(\varepsilon^H - 1)/\varepsilon^H} dk \right)^{\varepsilon^H / (\varepsilon^H - 1)}$ ，其中 ε^H ($\varepsilon^H < -1$) 为存款需求替代弹性， ε^E ($\varepsilon^E > 1$) 为贷款需求替代弹性。由此得到零售分行所面对的存款需求函数 (式 19) 与贷款需求函数 (式 20)，以及总零售存款利率 $R_{t,h}^D = \left[\int_{k \in N_t} R_{t,h}^D(k)^{1-\varepsilon^H} dk \right]^{1/(1-\varepsilon^H)}$ 与总零售贷款利率 $R_{t,e}^L = \left[\int_{k \in N_t} R_{t,e}^L(k)^{1-\varepsilon^E} dk \right]^{1/(1-\varepsilon^E)}$ 。零售部门选择零售存款利率 $R_{t,h}^D(k)$ 与零售贷款利率 $R_{t,e}^L(k)$ 进行利润最大化，表示如下：

$$\max_{\{R_{t,h}^D(i), R_{t,e}^L(j)\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \Lambda_{0,t} \left[(R_{t,e}^L(k) - R_t^L) B_t(k) - (R_{t,h}^D(k) - R_t^D) D_t(k) \right] \quad (18)$$

$$s.t. \quad D_t(k) = \left(\frac{R_{t,h}^D(k)}{R_{t,h}^D} \right)^{-\varepsilon^H} D_t^B \quad (19)$$

$$B_t(k) = \left(\frac{R_{t,e}^L(k)}{R_{t,e}^L} \right)^{-\varepsilon^E} B_t^B \quad (20)$$

假设对称性均衡： $R_{t,h}^D(k) = R_{t,e}^L$, $R_{t,e}^L(k) = R_{t,e}^L$, 求得最优零售存款利率定价为 $R_{t,h}^D = \varepsilon^H R_t^D / (\varepsilon^H - 1)$,

最优零售贷款利率定价为 $R_{t,e}^L = \varepsilon^E R_t^L / (\varepsilon^E - 1)$ 。可见, 银行部门的市场势力进一步加大存贷利差, 降低货

币市场利率的传导程度。对信贷市场均衡描述如下: 家庭存款总需求等于银行存款总供给 $D_t = N_t D_t^B$, 其

中 $D_t \equiv \int_0^1 D_t(i) di$, $D_t^B \equiv \int_0^1 D_t^B(i) di$ 。企业贷款总需求等于银行贷款总供给 $B_t = N_t B_t^B$, 其中 $B_t \equiv \int_0^1 B_t(j) dj$,

$B_t^B \equiv \int_0^1 B_t^B(j) dj$ 。信贷市场规模取决于均衡存贷款利率下每个银行选择的存款量与贷款量以及选择进入市

场的银行数量。假设银行新增资本来自银行利润的留存收益, 银行资本积累方程表示为

$K_t^B = K_{t-1}^B (1 - \delta_t^B) + \omega^B \Pi_{t-1}^B$, 其中 δ_t^B 为银行资本金折旧率, 该变量受到银行资本管理能力与政府外生干预

的影响, 因此设 $\delta_t^B \equiv \delta_t^B(g_t)$ 为关于政府外生干预的函数。 ω^B 为留存收益占银行利润的比例。 Π_t^B 为零售部门与批发部门利润的总额。

为了进一步明确银行杠杆约束与金融市场发展对信贷供给方的影响, 我们将存贷利差进行对数线性化, 表示如下:

$$\hat{R}_{t,e}^L = \hat{R}_t^D + \left(\frac{\varepsilon^E}{\varepsilon^E - 1} \right) \left(\frac{\theta \kappa^3}{1 + R_e^L} \right) \hat{\lambda}_t^B \quad (21)$$

式(21)为贷款供给曲线。贷款供给弹性为 $E^S = (1 + R_e^L)(\varepsilon^E - 1) / \theta \kappa^3 \varepsilon^E > 0$, 贷款供给弹性同时受到

利率定价渠道与信贷渠道的影响: 其一, 在利率传导方面, 银行部门垄断势力越小 (ε^E 越大), 竞争程度越高, 货币市场利率对贷款利率传导越完全, 贷款供给量对贷款利率变动的反应程度更大。其二, 在信贷

渠道方面, 贷款供给弹性与信贷风险规模 θ 、银行杠杆约束 κ 负相关, 即银行信贷风险越大或银行杠杆约

束越大, 信贷供给对贷款利率变动的反应程度越小。此外, 银行资本上升将使得贷款供给增加, 亦意味着银行利润的上升将使得下一期的贷款供给增加。若货币政策紧缩, 货币市场利率上升所引起的实体经济衰退将引起银行利润的降低, 银行利润的降低在短期通过银行杠杆约束引起贷款供给的进一步减少, 而在长期亦对银行业规模存在负面影响, 使得长期贷款供给潜力降低。

4. 中央银行与市场出清

假设货币市场为完全竞争, 因此货币市场利率等于存款利率。中央银行采用利率作为(价格型)货币政策工具, 货币政策利率服从泰勒规则, 表示如下:

$$\ln(1 + R_t^D) = \rho \ln(1 + R_{t-1}^D) + (1 - \rho) \left[\ln(1 + R^D) + (\mu_\pi (\pi_t - \pi^*) + \mu_Y (Y_t - Y^*)) \right] + \varepsilon_t \quad (22)$$

式(22)中, π^* 为通胀目标, $Y_t - Y^*$ 为产出缺口, ε_t 为货币政策冲击, μ_π 和 μ_Y 分别为通胀目标和产

出目标的政策权重参数。在模型均衡, 产品市场、信贷市场、资本市场与劳动力市场出清。经济体资源约束表示如下:

$$Y_t = C_t + V_t^E + I_t + N_t \left(\delta^B K_{t-1}^B + \frac{\theta}{2} \left(\frac{K_{t-1}^B}{B_{t-1}^B} - \kappa \right)^2 K_{t-1}^B \right) + \frac{\psi}{2} \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} - 1 \right)^2 Y_t \quad (23)$$

(二) 机制分析与假说提出

1. 金融发展二重性对货币政策效果的异质性影响

模型中, 金融发展二重性的市场化效应体现为银行资本管理效率的提高使得银行信贷风险降低、银行杠杆约束程度改善, 以及银行在存款与贷款市场上竞争程度提高使得存款人储蓄收益提高与贷款人借款成本降低, 与之相关的参数为银行信贷风险 θ 、银行杠杆约束 κ 以及银行竞争程度 ε^E 。金融发展二重性的规模效应 2 体现为政府外生干预对银行市场进入选择与银行数量 \hat{N}_t 以及银行资本规模 \hat{K}_t^B 的影响, 与规模效应 2 相关的变量为政府外生干预影响的银行业准入成本 c_t 、银行存活概率 $1 - p_t^B$ 、银行资本金折旧率 δ_t^B 。根据贷款需求函数式 (14)、贷款供给函数式 (21) 与贷款市场均衡, 可求解贷款市场均衡贷款利率与均衡贷款量, 表示如下:

$$\hat{R}_{t,e}^L = \frac{1}{(E^S - E^D)} \left[E^S \hat{R}_t^D - E^D \hat{A}_t - \hat{K}_t^B - \hat{N}_t \right] \quad (24)$$

$$\hat{B}_t = \frac{E^S E^D}{(E^S - E^D)} \hat{R}_t^D - \frac{E^S E^D}{(E^S - E^D)} \hat{A}_t - \frac{E^D}{(E^S - E^D)} (\hat{K}_t^B + \hat{N}_t) \quad (25)$$

其中, $\hat{A}_t = E_t \hat{Q}_{t+1} - \delta \hat{Q}_t + \gamma \beta_E [(1 - \delta) \hat{K}_{t-1} - (1 + R_e^L) \chi^E (\hat{R}_{t-1,e}^L + \hat{B}_{t-1}) + \alpha (Y / XK) (\hat{Y}_t - \hat{X}_t)]$ 是对数线性化的

企业净值。根据式 (24), 货币政策利率对贷款利率的传导程度为 $\partial \hat{R}_{t,e}^L / \partial \hat{R}_t^D = E^S / (E^S + |E^D|) > 0$ 。根据式

(25), 货币政策利率对均衡贷款量的边际影响为 $\partial \hat{B}_t / \partial \hat{R}_t^D = -E^S |E^D| / (E^S + |E^D|) < 0$ 。当银行竞争度提高、银行信贷风险下降、银行杠杆约束放松时, 贷款供给弹性上升, 货币政策利率的边际效果提高。因此, 金融发展的市场化效应能够提高货币政策效果。然而, 金融发展的规模效应 2 可体现为政府外生干预提高银行存活概率与降低银行业准入成本引起信贷市场银行数量 \hat{N}_t 的增加以及政府外生干预注入银行资本金引起银行资本规模 \hat{K}_t^B 的扩张。规模效应 2 直接影响贷款供给, 但并不影响贷款供给函数的斜率, 贷款供给增加使得均衡贷款利率下降, 即规模效应 2 降低贷款利率以及增加信贷市场贷款量, 但并不影响货币政策的边际效果。基于此, 我们可以总结得到理论假说 1。

假说 1: 中国的金融发展总体上提高了货币政策的效果, 这种效果的提高是通过金融发展的市场化效应和规模效应 2 实现的。其中, 市场化效应强化了货币政策效果, 但规模效应 2 影响不显著。

2. 金融发展二重性对利率渠道与信贷渠道的异质性影响

货币政策传导可分为利率渠道与信贷渠道, 其中利率渠道主要通过利率传导对实体经济产生影响, 而信贷渠道则受到信贷市场摩擦的影响。模型中以银行的存款利率与贷款利率垄断定价结构所影响的利率传导程度来反映利率渠道, 相关参数取值决定了利率渠道的传导效应。模型中与企业抵押贷款约束、银行资

产资产负债表约束与杠杆约束相关的结构则反映了信贷渠道，与这些机制相关的参数与变量取值则决定了信贷渠道的传导效应。

首先，金融发展的市场化效应通过提高贷款供给弹性，从而改善货币政策边际效果。市场化效应提高银行竞争度提高使得利率渠道的传导更加通畅，同时数字金融发展等市场化效应能够降低信贷风险、放松银行杠杆约束，从而弱化信贷渠道。因此，根据 $E^S = (1 + R_e^L)(\varepsilon^E - 1) / \theta \kappa^3 \varepsilon^E$ ，贷款供给弹性同时体现利率渠道与信贷渠道的影响，并且利率渠道的强化与信贷渠道的弱化均使得贷款供给弹性提高，从而改善货币政策边际效果。其次，金融发展的规模效应 2 则直接影响贷款供给而并不影响货币市场利率的传导效率，因此，规模效应对利率渠道不存在直接影响。从长期来看，信贷规模扩张甚至可能造成经济体中企业稳态杠杆率的普遍增高，贷款需求弹性增大，降低货币市场利率传导效率。换言之，规模效应 2 强化信贷渠道而可能弱化利率渠道。基于此，我们可以总结得到理论假说 2。

假说 2：金融发展的市场化效应和规模效应 2 对于货币政策利率渠道和信贷渠道的效果有着不同的影响。市场化效应强化利率渠道而弱化信贷渠道，规模效应 2 反之。

3. 企业异质性抵押能力的边际影响

货币政策通过企业融资成本途径对企业贷款需求产生影响。货币政策的实体经济影响通过信贷市场双方的金融加速器机制放大，并且货币政策对不同企业的边际影响取决于企业资产负债结构特征。

首先，根据 $|E^D| = 1 / (1 - \chi^E)$ ，企业稳态杠杆率越高，贷款需求弹性越大。根据式 (24)，贷款需求弹性越大，货币市场利率至贷款利率的传导越低。那么，拥有较强抵押能力的大规模企业，具有较高的稳态杠杆率，他们受到利率传导的影响较小。反之，抵押能力欠缺的中小企业，稳态杠杆率较低，它们的外部融资成本受到货币市场利率的影响较大。

其次，根据式 (25)，企业净值 \hat{A}_i 越高，可获得的贷款量越多，企业净值对贷款量的边际影响为 $\partial \hat{B}_i / \partial \hat{A}_i = E^S |E^D| / (E^S + |E^D|) > 0$ ，即企业净现值较高的大规模企业，能够获得较多的贷款量。同时，企业净现值对贷款量的边际影响受到贷款需求弹性与贷款供给弹性的影响。贷款需求弹性越大，该边际影响越大。如前所述，拥有较强抵押贷款能力的企业，具有较大的贷款需求弹性，其企业净现值对贷款量的边际影响越大。换言之，拥有较强抵押贷款能力的企业在绝对量与边际量上均具有优势，即拥有较强抵押能力的大规模企业获得更多的贷款量不仅由于其资产规模且由于其能获得更高的杠杆。因此，企业异质性资产负债特征引起信贷资金在不同规模特征的企业之间形成结构性非均衡配置。

金融发展的市场化效应通过利率渠道进一步加强企业异质性抵押能力的边际影响。企业净现值对贷款量的边际影响 $\partial \hat{B}_i / \partial \hat{A}_i$ 与贷款供给弹性正相关。如前所述，金融发展的市场化效应使得贷款供给弹性增大。贷款供给弹性越大，拥有较高净现值的企业获得贷款的边际增量越高，即利率定价过程越市场化，越有利于拥有优质或规模资产的企业获得更优惠的外部融资。因此，金融发展的市场化效应强化了资金的结构非均衡配置。

金融发展的规模效应 2 通过信贷渠道亦进一步强化了企业异质性抵押能力的边际影响。银行业规模对贷款量的边际影响为 $\partial \hat{B}_i / \partial \hat{K}_i^B = \partial \hat{B}_i / \partial \hat{N}_i = |E^D| / (E^S + |E^D|) > 0$ ，该边际影响与贷款需求弹性正相关。即由

于银行对优质抵押能力企业具有更高的边际信贷配置倾向, 信贷资金总规模的增长亦更多的流向高抵押能力的企业。基于此, 我们可以总结得到理论假说 3。

假说 3: 在企业存在抵押能力系统异质性条件下, 货币政策会产生结构效应。当面临货币政策冲击时, 金融发展的市场化效应和规模效应 2 分别会通过利率渠道和信贷渠道强化资金的结构非均衡配置。

三、经验证据

(一) 关于假说 1 的经验证据

1、研究设计

出于内生性问题考虑, 关于货币政策效果的总量研究大多采用的是 VAR 技术, 并且早期相关研究主要是利用 SVAR 技术来测算货币政策作用效果。不过, 虽然这一方法将简约型 VAR 萃取样本信息的技术和经济理论信息相结合, 从而提高了对货币政策结构性冲击的识别能力, 但其通常只能通过货币政策与其他内生变量间的脉冲响应结果来反映货币政策的相关传导效果, 而无法有效识别外部制度或结构环境变化对货币政策传导效果的影响。因此, 为了解决这一问题, 我们借鉴 Ma 和 Lin (2016) 的做法, 运用条件脉冲响应 IVAR 技术来探究我国货币政策的作用效果以及金融发展对其所产生的影响。具体的, 参考 Ülke 和 Berument (2015), 我们将条件脉冲响应 IVAR 系统设定如下:

$$\text{基准模型: } A_0 X_t = C + \sum_{l=1}^p A_l X_{t-l} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (26)$$

$$\text{拓展模型: } A_0 X_t = C + \sum_{l=1}^p A_l X_{t-l} + DZ_t + \sum_{l=1}^p B_l Z_t X_{t-l} + u_t \quad (27)$$

内生向量 X 中的元素由系统中内生变量所组成, 其中包括价格 π 、产出 y 、储蓄 sa 、投资 in 、民间投资 pin 、货币政策 mp 。 Z 是影响货币政策的机制变量, 其为金融发展 FD_j ($j=1,4$)¹。此部分使用的是季度频率的时间序列数据, 样本时段从 2007 年第 1 季度至 2020 年第 4 季度。为消除周期性因素的影响, 部分序列已做 Census X-12 季节调整和差分处理, 确保进入模型中的均为平稳变量, 部分缺失数据采用考虑预测误差动态调整的指数平滑方法进行补充, 所有数据均来自国家统计局和 Wind 资讯。

2、实证结果

图 1 和图 2 分别给出了基准模型以及加入不同金融发展指标 FD_j ($j=1,4$) 的 IVAR 模型中产出关于货币政策冲击的脉冲响应结果, 由图中结果可以获得如下结论。第一, 金融发展的市场化效应对货币政策效果的强化作用很明显, 这与假说 1 的结论一致。具体而言, 观察和对比图 2 中的结果可知, 基准模型和加入 FD_4 的拓展模型中产出关于 1 单位标准差货币政策冲击的脉冲响应值之差始终为正且十分明显。这说明金融市场化改革通过优化资源配置功能而对货币政策作用效果的提升影响相当明显。第二, 金融发展的规模效应 2 对货币政策作用效果的影响明显相对更小, 这也与假说 1 的结论一致。具体而言, 由图 1, 基准模型和拓展模型中产出关于货币政策冲击的脉冲响应值之差虽大多为正但更接近 0。这说明即便是没有带来显著市场化水平提高的金融规模扩张, 也可能通过货币化所带来的储蓄向投资转化的“导管效应”以及便利结算等途径, 强化金融对实体经济的影响, 并为货币政策影响力的提高创造条件。不过, 如果金融发展缺失了市场化效应, 那么家庭和企业就无法多样化的选择金融资产或融资方式, 从而导致货币政策无法通过这些机制调控经济, 这使得货币政策作用效果的提升将是有限的。

¹ 本文利用“金融深度= $M2/GDP$ (FD_1)”和“直接融资比重=(股票融资+债券融资)/ GDP (FD_2)”两个指标来反映金融发展的规模效应, 利用“银行竞争度= $lerner$ 指数 (FD_3)”和“数字金融发展=(第三方互联网支付+移动支付)/支付系统业务金额 (FD_4)”两个指标来反映金融发展的市场化效应。

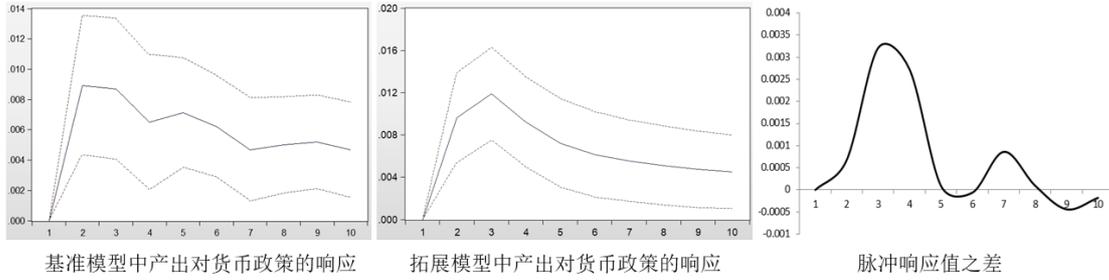


图1 金融发展规模效应的影响

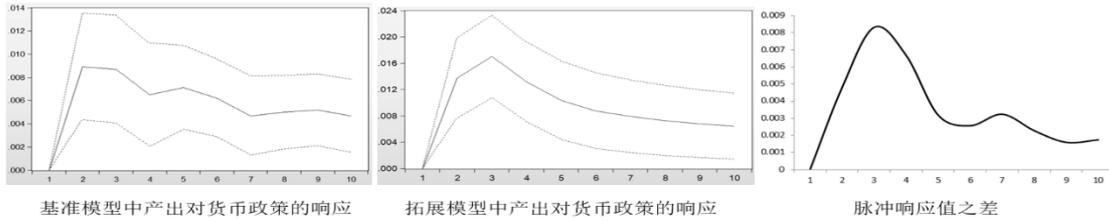


图2 金融发展市场化效应的影响

(二) 关于假说 2 的经验证据

1、研究设计

在 Hirotsugu (2020) 等考虑调整成本和融资约束的欧拉方程投资函数的基础之上，我们将检验假说 2 的计量模型设定如下：

$$(I/K)_{it} = c + \phi_1(I/K)_{i,t-1} + \phi_2(I/K)_{i,t-1}^2 + \beta_{11}IR_t + \beta_{12}LR_t + \beta_{13}FD_{j,t} + \beta_{14}IR_t * FD_{j,t} + \beta_{15}LR_t * FD_{j,t} + \delta_1ESI_t + \delta_2SB_t + \omega_k Z^k_{it} + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (j=3,4) \quad (28)$$

$$(I/K)_{it} = c + \phi_1(I/K)_{i,t-1} + \phi_2(I/K)_{i,t-1}^2 + \beta_{21}IR_t + \beta_{22}LR_t + \beta_{23}FD_{j,t} + \beta_{24}IR_t * FD_{j,t} + \beta_{25}LR_t * FD_{j,t} + \eta_1FD_{3,t} + \eta_2FD_{4,t} + \delta_1ESI_t + \delta_2SB_t + \omega_k Z^k_{it} + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (j=1,2) \quad (29)$$

$$BS_{it} = c + \phi_1BS_{i,t-1} + \beta_{31}MP_t + \beta_{32}FD_{j,t} + \beta_{33}MP_t * FD_{j,t} + \delta_1ESI_t + \delta_2SB_t + \omega_k Z^k_{it} + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (j=3,4) \quad (30)$$

$$BS_{it} = c + \phi_1BS_{i,t-1} + \beta_{41}MP_t + \beta_{42}FD_{j,t} + \beta_{43}MP_t * FD_{j,t} + \eta_1FD_{3,t} + \eta_2FD_{4,t} + \delta_1ESI_t + \delta_2SB_t + \omega_k Z^k_{it} + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (j=1,2) \quad (31)$$

其中，I/K 为企业投资与总资产之比，BS 为企业信贷融资占比，IR 为货币政策利率，LR 为长端利率，ESI 为宏观经济状况，SB 为影子银行，Zk 为企业层次的各种控制变量组成的向量， γ_i 为个体效应； ε 为随机扰动项。其余变量定义同前。本部分所使用的数据为时间频率为季度的面板数据，样本截面为沪深两市 A 股和中小板的部分企业，样本区间为 2007 年第一季度至 2020 年第四季度。

3、实证结果

表 1 和表 2 分别报告了式 (28) 至式 (29) 和式 (30) 至式 (31) 的实证估计结果，根据表中结果可以得到以下结论。第一，以 FD3 为代表的传统金融市场完善发展显著强化了利率渠道的作用但对于信贷渠道却无明显影响。由表 1 中的结果可知，当 j=3 时，IR 和 LR 的系数在 1% 的水平下联合显著，交互项 IR*FDj 与 LR*FDj 的系数则分别在 1% 的水平下显著。而表 2 中的结果却显示，当 j=3 时，MP*FDj 的系数估计结果则并不显著。上述结果与以银行竞争度提高为代表的传统金融市场完善有助于健全货币政策的利率传导走廊和强化利率在资源配置中作用的理论预期相一致，即传统金融市场完善对于货币政策利率传导机制的构建具有决定性作用。因而通过完善传统金融市场来激励信息的生产和强制信息披露，以及健全法制来解

决借贷合约的不完备性问题，仍是解决金融市场严重摩擦问题的重要环节。不过，伴随着传统金融市场完善，现实中的中小企业融资对银行贷款的依赖度并未显著降低，即其并未对于信贷渠道具有显著作用，这一点可从直至 2020 年底，银行贷款占全社会融资规模的比例仍达 67% 左右看出。

第二，以 FD4 为代表的金融技术创新显著弱化了信贷渠道的作用，而对于利率渠道的作用虽存在但明显较弱。由表 1 中的结果可知，当 $j=4$ 时，IR 和 LR 的系数在 5% 的水平下联合显著，交互项 $IR*FD_j$ 与 $LR*FD_j$ 的系数则仅在 1% 的水平下联合显著。而表 2 中的结果却显示，当 $j=4$ 时， $MP*FD_j$ 的系数估计结果在 1% 的水平下显著为负。并且，即便是在相关模型中控制了 FD3 的影响后，上述实证结果仍基本保持不变。上述结果说明相较于传统金融，近年来迅速发展的数字金融凭借新型金融技术在边际上具有弱化金融摩擦的作用，但其作用可能主要表现在促进货币市场基金的发展等“鲶鱼效应”方面，从而在一定程度上弱化了信贷渠道在各环节中的传导。但是，以金融技术创新为主要表征的数字金融仍无法取代传统金融在金融市场中的重要地位，因而其在健全货币政策的利率传导走廊方面并不具有十分强烈的影响。

第三，金融发展规模效应 2 对于信贷渠道具有较为显著的强化作用，而对于利率渠道的影响则较不显著，假说 2 的判断也得到了一定程度的支持。由表 1 中的第 (4)、(5) 列结果可知， $IR*FD_2$ 与 $LR*FD_2$ 均为正，但二者的系数不联合显著；而 $IR*FD_1$ 与 $LR*FD_1$ 均为负，但二者的系数也不联合显著。显然 FD2 的系数估计结果更为符合假说 2 预期，而 FD1 的系数估计结果则不符合假说 2 预期。对于 FD1 的估计结果，从现实角度而言，一个可能的解释是，对发展中国家来说，即便是没有金融体系市场化改革的单纯数量式金融扩张，M2/GDP 的增加也可通过扩大金融在经济中的渗漏范围而增加微观经济主体，尤其是家庭部门的金融市场参与度。因而金融发展可通过货币导管效应改变家庭部门的资金使用机会成本选择集合，从而放大家庭部门对利率的敏感性，一定程度上提高货币政策利率渠道的效应。FD2 的估计结果则表明，政府强制干预下的证券市场规模扩张，虽然通过财富效应可能会改变家庭部门的财富分配结构，但并不会改变家庭部门整体对利率的敏感度，也不会改变企业部门对利率的敏感度，因而对货币政策利率渠道的影响是不显著。而由表 2 中的第 (4)、(5) 列结果可知， $MP*FD_1$ 和 $MP*FD_2$ 的系数估计值均为正，但前者显著而后者不显著。这说明从 FD1 和 FD2 的含义来看，金融发展的纯粹数量化扩张，主要是通过银行贷款扩张衍生的货币增加导致的，这强化了企业融资对银行贷款的依赖性，而企业对银行的依赖性并未受证券市场扩张的显著影响。关于这一点，也可从中小企业一直对银行贷款具有强依赖性，以及证券市场融资始终占企业总融资的很低比重得到印证。

表 1 金融发展影响货币政策利率渠道的实证结果

变量	j=3	j=4	j=4	j=1	j=2
<i>IR</i>	-0.0259*** (0.00282)	-0.000591** (0.000280)	-0.000527** (0.000251)	-0.00315** (0.00148)	-0.000294** (0.000132)
<i>LR</i>	-0.00962 (0.00615)	-8.12e-05 (8.93e-05)	-7.58e-05 (8.02e-05)	-1.25e-05 (1.12e-05)	-0.000118* (6.44e-05)
<i>FD_j</i>	0.00412*** (0.000546)	-0.000134* (7.24e-05)	-0.000122* (6.77e-05)	-0.000114 (8.72e-05)	-0.000135 (0.000341)
<i>IR*FD_j</i>	0.00216*** (0.000340)	-0.00415*** (0.00135)	-0.00383*** (0.00104)	-5.70e-06 (1.62e-05)	0.000124 (0.000568)
<i>LR*FD_j</i>	0.00739*** (0.000522)	-0.000391 (0.000336)	-0.000350 (0.000327)	-5.81e-05 (0.000192)	4.35e-06 (1.32e-05)
<i>FD₃</i>			0.00347*** (0.000612)	0.00619*** (0.00163)	7.61e-05** (3.38e-05)
<i>FD₄</i>				-5.82e-05** (2.71e-05)	-0.000415*** (9.08e-05)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制
AR(1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)	0.619	0.572	0.571	0.605	0.710
Hansen Test	0.291	0.380	0.328	0.419	0.176

注：括号“()”内为稳健标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著，AR(1)和 AR(2)检验分别列出了模型残差项一阶差分的一阶和二阶自相关检验的 P 值，Hansen 检验列出了工具变量过度识别的 P 值，下同。

表 2 金融发展影响货币政策信贷渠道的实证结果

变量	j=3	j=4	j=4	j=1	j=2
<i>MP</i>	0.0491*** (0.00372)	0.0143*** (0.00278)	0.0128*** (0.00259)	0.0471*** (0.0106)	0.0118*** (0.00219)
<i>FD_j</i>	-0.0282*** (0.00319)	0.0166*** (0.00271)	0.0153*** (0.00248)	0.218*** (0.0127)	0.276*** (0.0369)
<i>MP*FD_j</i>	0.0125 (0.00971)	-0.0139*** (0.00263)	-0.0121*** (0.00254)	0.0161*** (0.00353)	0.0268 (0.0307)
<i>FD₃</i>			-0.0206** (0.00952)	-0.00389** (0.00183)	-0.00142*** (0.000266)
<i>FD₄</i>				0.00461*** (0.00116)	0.00271** (0.00128)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制
AR(1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)	0.461	0.539	0.527	0.596	0.648
Hansen Test	0.682	0.470	0.491	0.511	0.427

（三）关于假说 3 的经验证据

1、研究设计

根据假说 3 的理论逻辑，如果实体经济具有系统性地结构异质性特征，那么货币政策冲击会通过利率和信贷渠道产生金融资源的结构性非均衡配置，而金融发展的两种效应则会分别通过不同的传导渠道强化这一结果。对中国来说，转型时期实体经济的异质性特征主要体现在规模异质性方面，其能够直观地体现企业的抵押能力差异。因而，此处我们通过式（28）至式（31）中添加虚拟变量交互项的方式来检验上述判断。

2、实证结果

根据表 3 和表 4 中的结果可以得到以下结论。第一，以 FD3 为代表的传统金融市场完善发展更为显著地影响了利率渠道对中小企业的作用，但对于信贷渠道对中小企业的作用却无显著影响，这与假说 3 的判断保持一致。表 3 和表 4 中的结果显示，当 $j=3$ 时，交互项 $D1*IR*FDj$ 与 $D1*LR*FDj$ 的系数估计结果分别在 1% 的水平下显著， $D1*MP*FDj$ 的系数估计结果却并不显著。这意味着传统金融市场完善发展确实在总体上提高了中小企业对利率的敏感性，从而在企业存在规模异质性的条件下，增强了货币政策利率渠道的效果。上述结果表明，虽然传统金融市场完善发展可以优化利率定价过程从而提高中小企业的利率敏感度，但其在金融资源结构优化配置方面的作用仍相对有限。由此可见，从构建价格型货币政策调控体系提高资源的优化配置以促进经济供给侧结构改革的角度来看，仅进行金融市场化改革是不够的。实际上，如果不同时辅之以实体经济的市场化改革，那么就货币政策传导而言，单独的金融市场化改革不仅不会优化金融资源的配置，而且会强化货币政策冲击所产生的金融资源配置非均衡结果。

第二，以 FD4 为代表的金融技术创新相对较弱地影响了利率渠道对中小企业的作用，而对于信贷渠道对中小企业的作用同样无显著影响，这部分支持了假说 3 的判断。表 3 和表 4 中的结果显示，当 $j=4$ 时，交互项 $D1*IR*FDj$ 与 $D1*LR*FDj$ 的系数估计结果仅在 1% 的水平下联合显著， $D1*MP*FDj$ 的系数估计结果则不显著。并且，即便是在相关模型中控制了 FD3 的影响后，上述实证结果仍基本保持不变。上述结果说明，相较于传统金融，数字金融在边际上对于中小企业融资约束的作用没有像理论预期那样强烈，这可能与当前中国中小企业的主要融资来源仍为银行，而数字金融的普惠性金融功能尚不能完全发挥等现实相关。

第三，金融发展规模效应 2 主要影响了信贷渠道而非利率渠道对中小企业的作用，这进一步支持了假说 3 的判断。首先，由表 3 中结果可知，无论 $j=1$ 还是 $j=2$ ， $D1*IR*FDj$ 与 $D1*LR*FDj$ 的系数估计值均是不显著的。这一结果说明金融发展规模效应 2 不会通过利率渠道而对不同类型企业的投资决策产生显著差异性的影响，其与企业投资取决于成本收益边际最优决策但金融发展规模效应 2 对资金价格体系完善助益不大的逻辑相一致。其次，由表 4 中结果可知，无论 $j=1$ 还是 $j=2$ ， $D1*MP*FDj$ 的系数估计值均显著为正，这说明对不同类型的企业来说，金融发展规模效应 2 会对它们的融资约束产生系统性的差异影响，中小企业因金融规模效应 2 所遭受的外部融资约束限制，会显著高于大型企业，从而导致金融体系中的信贷资金亦更多地流向高抵押能力的企业。

表 3 企业规模异质性与货币政策利率渠道

变量	j=3	j=4	j=4	j=1	j=2
<i>IR</i>	-0.00726*** (0.00128)	-0.00591** (0.00286)	-0.00542** (0.00251)	-0.0918*** (0.00712)	-0.00157* (0.000862)
<i>LR</i>	-0.00439*** (0.000681)	-0.00336** (0.00151)	-0.00382** (0.00185)	-0.00216* (0.000117)	-0.0874*** (0.00683)
<i>FD_j</i>	0.00515*** (0.00116)	-0.00372*** (0.00103)	-0.00326*** (0.000924)	-4.81e-05*** (1.35e-05)	-6.19e-05*** (1.72e-05)
<i>IR*FD_j</i>	0.00192*** (0.000284)	-0.00486*** (0.000619)	-0.00391*** (0.000728)	-6.28e-06 (1.71e-05)	-7.13e-05 (0.000158)
<i>LR*FD_j</i>	0.00371*** (0.00104)	-0.00927*** (0.00248)	-0.00870*** (0.00215)	-4.29e-05 (5.26e-05)	-5.10e-05 (0.000271)
<i>D₁*IR*FD_j</i>	0.00131*** (0.000337)	-0.00426 (0.00310)	-0.00391 (0.00286)	-0.000418 (0.000463)	-0.000438 (0.000519)
<i>D₁*LR*FD_j</i>	0.00392*** (0.00104)	-0.00510 (0.00349)	-0.00472 (0.00303)	-0.000271 (0.00328)	-0.00129 (0.00210)
<i>FD₃</i>			0.00406*** (0.00103)	0.000261** (0.000127)	0.000320*** (0.0000872)
<i>FD₄</i>				-0.00391*** (0.00105)	-0.00338*** (0.00101)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制

表 4 企业规模异质性与货币政策信贷渠道

变量	j=3	j=4	j=4	j=1	j=2
<i>MP</i>	0.0152*** (0.00189)	0.0210*** (0.00247)	0.0245*** (0.00318)	0.0129*** (0.00351)	0.00938** (0.00436)
<i>FD_j</i>	-0.0318** (0.0142)	0.0193*** (0.00217)	0.0168*** (0.00269)	0.172*** (0.0359)	0.228*** (0.0451)
<i>MP*FD_j</i>	0.0726*** (0.00291)	-0.0117*** (0.00135)	-0.0102*** (0.00148)	0.0129*** (0.00276)	0.0313*** (0.00488)
<i>D₁*MP*FD_j</i>	-0.000127 (0.000306)	0.00159 (0.00238)	0.00117 (0.00185)	0.00166*** (0.000451)	0.000831** (0.000405)
<i>FD₃</i>			0.0286*** (0.00714)	-0.00822*** (0.00139)	-0.00673** (0.00310)
<i>FD₄</i>				0.0268*** (0.00714)	0.0127*** (0.00311)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制

四、结论与政策启示

基于中国的金融发展并非仅衍生自金融摩擦，且还内生于计划向市场的制度变迁过程的二重性效应事实，本文首先构建了一个解释金融发展影响货币政策传导的动态一般均衡模型并提出了三个非竞争性假说，接着利用宏观与微观相结合的样本数据，对三个假说进行了实证检验。研究发现：第一，金融发展总体上提高了货币政策的效果，虽然这是金融发展规模效应和市场化效应共同作用的结果，但是市场化效应起主要作用，而且市场化效应的作用随着金融发展水平的提高而越发重要。第二，金融发展的两种效应对于货币政策的不同传导渠道有着不同的影响，市场化效应主要强化了利率渠道，而规模效应则强化了信贷渠道。此外，文中所构建的市场化效应和规模效应的不同指标，也显示出了二者对于各传导渠道的不同影响效果。第三，金融发展对货币政策的影响还与实体经济的系统异质性有关，而且这种异质性强化了金融发展的两种效应对各传导渠道的敏感性，并导致货币政策作用效果的非均衡性。根据研究结论，本文提出如下政策启示。

第一，通过调控方式创新和市场化改革的有机耦合，实现货币政策传导效率的提高。货币政策调控效果的提高是实现经济高质量发展和对冲各种内外复杂冲击的重要途径，但货币政策的调控需要经过金融体系这一“中介介质”的传导，因此货币政策的调控优化应当采取系统论的观点，将调控工具和调控方式创新的短期优化过程与进一步推进金融体系市场化改革的长期举措有机结合。

第二，将货币政策调控工具创新与调控渠道优化选择，内生于金融发展的具体阶段。政策工具的有效性取决于政策工具类型是否与传导渠道类型相耦合，价格型和数量型的传导渠道所要求的政策工具须有所不同。根据本文的研究，价格型传导渠道和数量型传导渠道的相对有效性，与金融发展所处的阶段密切相关。因此，应当坚持“金融发展阶段—价格和数量型传导渠道相对有效性—货币政策调控工具创新和组合”的逻辑链条，具体分析金融发展所处的阶段并结合内外冲击的特征，通过创新货币政策调控工具和有效组合各种政策工具，以有效应对新形势下的各种经济冲击。

第三，货币政策调控传导机制优化完善，还须结合实体经济市场化改革的协同推进。货币政策调控传导机制的优化与完善，须有赖于金融和实体经济市场化改革的协同推进。这就要求通过贯彻二十大报告提出的构建高水平社会主义市场经济体制的战略方针，提高金融发展的市场化效应和弱化规模异质导致的金融资源配置的非均衡问题，内生地诱致货币政策利率传导渠道的完善和重构。

【参考文献】

- [1] 陈雨露. 金融发展中的政府与市场关系[J]. 经济研究, 2014, (1):16-19.
- [2] 董华平, 干杏娣. 我国货币政策银行贷款渠道传导效率研究——基于银行业结构的古诺模型[J]. 金融研究, 2015, (10):48-63.
- [3] 方意, 陈敏. 经济波动、银行风险承担与中国金融周期[J]. 世界经济, 2019, (2):3-25.
- [4] 冯科, 何理. 我国银行上市融资、信贷扩张对货币政策传导机制的影响[J]. 经济研究, 2011, (S2):51-62.
- [5] 高蓓, 陈晓东, 李成. 银行产权异质性、影子银行与货币政策有效性[J]. 经济研究, 2020, (4):53-69.
- [6] 高然, 陈忱, 曾辉, 龚六堂. 信贷约束、影子银行与货币政策传导[J]. 经济研究, 2018, (12):68-82.
- [7] 郭豫媚, 戴贻, 彭俞超. 中国货币政策利率传导效率研究:2008-2017[J]. 金融研究, 2018, (12):37-54.
- [8] 刘伟. 经济发展的特殊性与货币政策的有效性[J]. 经济研究, 2011, 46(10):20-21.
- [9] 姚余栋, 李宏瑾. 中国货币政策传导信贷渠道的经验研究:总量融资结构的新证据[J]. 世界经济, 2013, (3):3-32.
- [10] 张杰. 中国金融改革的“市场化悖论”——基于海南案例的分析[J]. 金融研究, 2007, (8):64-75.
- [11] Aysun U, Brady R, Honig A. Financial Frictions and the Strength of Monetary Transmission[J]. Journal of International Money and Finance, 2013, 32: 1097-1119.
- [12] Bean C, Larsen J, Nikolov K. Financial Frictions and the Monetary Transmission Mechanism: Theory, Evidence and Policy Implications[R]. European Central Bank Working paper, 2002, 113.
- [13] Bernanke B S. Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression[J]. American Economic Review, 1983, 73(3): 257-276.
- [14] Bernanke B S, Blinder A S. Credit, Money, and Aggregate Demand[J]. American Economic Review, 1988, 78(2): 435-439.
- [15] Bernanke B S, Gertler M. Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 27-48.
- [16] Chen K, Ren J, Zha T. The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China[J]. American Economic Review, 2018, 108(12): 3891-3936.
- [17] Hirotsugu S. Did Financing Constraints Cause Investment Stagnation in Japan after the 1990s[J]. Journal of Corporate Finance, 2020, 64: 101673.
- [18] Levine R. Financial Development and Economic Growth Views and Agenda[J]. Journal of Economic Literature, 1997, 35: 688-726.
- [19] Ma Y, Lin X. Financial Development and the Effectiveness of Monetary Policy[J]. Journal of Banking and Finance, 2016, 68: 1-11.
- [20] Rotemberg J. Sticky Prices in the United States[J]. Journal of Political Economy, 1982, 90(6): 1187-1211.
- [21] Ülke V, Berument H. Effectiveness of Monetary Policy under Different Levels of Capital Flows for an Emerging Economy: Turkey[J]. Applied Economics Letters, 2015, 22(6): 441-445.

The Dual Effects of Financial Development and Monetary Policy

Transmission

Minghua Zhan, Shuai Li, Zhouheng Wu

(1. *School of Finance, Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou 510016, China*; 2. *Institute of Fortune Management Research, Guangzhou 510016, China*; 3. *Institute of financial openness and Asset Management, Guangzhou 510016*)

Summary: To complete the interest rate transmission mechanism of monetary policy and enhance macroeconomic management such that contributing to high-quality economic growth are current important strategical tasks of China. Theoretically, financial structure and related financial friction level are fundamental elements of financial development, which are also essential media of monetary policy transmission. As the Chinese financial development initiated from a planned-economy institution, the financial development was induced by the need to reduce the financial friction but also was subject to the non-market force of expansion caused by the original institutional features. These two incentive structures determine the dual effects of financial development in the Chinese transitional period. Namely, one is the marketized effect that improves financial functions. The other is the scale effect that expands the size of the financial market without enhancing the financial functions. Hence, this paper aims to study the impact of the dual effects of financial development on monetary policy transmission and effects.

We propose a new perspective on the dual effects of Chinese financial development in the transitional period, according to which we extend the traditional financial development indicators by adding new features of Chinese digital finance development. We categorize the indicators based on the dual characteristics of the financial functions. The paper constructs a theoretical model to illustrate the theoretical mechanism of how the dual characteristics affect the monetary policy transmission mechanism and effects and raises three non-rival hypotheses to be verified through the empirical tests. Both theoretical and empirical studies show that: first, financial development enhances the monetary policy effect mainly through the marketization effect. Second, for transmission mechanisms, the marketization effect of financial development consolidates the interest rate channel and weakens the credit channel, and with opposite impacts brought by the scale effect. Third, through further explorations under the systemic heterogeneous collateral ability of enterprises, we find that the marketization and scale effects of financial development result in unbalanced credit allocations through the interest rate channel and credit channel, respectively. Finally, the monetary policy effects through different channels depend endogenously on the stage, structure, and function of financial development, which would even be amplified by the heterogeneous features of real economic entities.

Our studies draw policy implications on how to improve monetary policy transmission mechanisms in the new era and enhance monetary policy management ability while preventing new resource allocation distortion caused by monetary policy shock.

Key words: The Dual Effects of Financial Development; Financial Friction; Interest rate and Credit Channels; Real Economy Systemic Heterogeneity

宏观审慎工具与系统性金融风险研究

张肖飞¹ 张希羚² 徐龙炳³

【摘要】宏观审慎工具在防范和化解系统性金融风险方面的作用日益凸显。本文以上市银行为样本，基于宏观审慎政策指数，从宏观审慎工具视角研究其对系统性金融风险的影响及作用路径。研究发现：无论是宽松型还是紧缩型宏观审慎工具都能显著降低系统性金融风险，且二者表现并无差异，在解决内生性问题后结论依然成立。宏观审慎工具作用的发挥主要通过降低银行风险承担得以实现。异质性分析显示，当银行竞争度高、透明度低时，宏观审慎工具的作用效果更显著。这说明宏观审慎工具有效性发挥是情境依赖的。本文一方面从系统性风险溢出效应视角丰富和补充了宏观审慎工具应用评价的研究，另一方面本研究在宏观审慎工具运用情境方面极具现实意义，并提供精准政策建议。

【关键词】宏观审慎工具 系统性金融风险 银行风险承担 银行竞争 信息透明度

引言

在国际形势日趋复杂、改革发展任务艰巨繁重背景下，加强金融安全，通过强化金融韧性来提高金融体系防范化解重大风险和服务实体经济能力，已受到党中央国务院的高度重视。在全球金融危机之前，各国主要从微观审慎的角度考虑金融稳定性，监管目标是降低个别机构失败的风险，而忽略了它们对整个金融体系或整体经济的影响。雷曼兄弟破产表明金融稳定具有不可忽视的宏观审慎或系统性维度，需要从宏观审慎角度考虑金融稳定性。尤其是后金融危机时代，宏观审慎工具更是被各国广泛采用，我国也不例外。我国在经历了股市震荡闪崩、民营企业债券违约、政府债务危机等事件后，系统性金融风险日益受到重视。因为其不仅关乎金融稳定，而且关乎金融如何更好服务于实体经济。我国央行运用多种工具与手段来加强对系统性金融风险的监管，宏观审慎政策工具更是备受青睐。2021年12月31日，中国人民银行发布《宏观审慎政策指引（试行）》（下称《指引》）提出了实施好宏观审慎政策所需的支持保障和政策协调要求。因此，在如何化解和缓释系统性金融风险方面对宏观审慎工具的探讨与研究极具理论与现实意义。

然而，采用宏观审慎工具也带来许多挑战。第一个挑战是评估宏观审慎政策的有效性，特别是在实施多种工具时，如何综合评价其实施效果及指导意义。目前，证据不一，大多数研究都侧重于分析宏观审慎工具对银行贷款、银行风险（作为中间目标）的影响，而不是研究其对系统性金融风险（最终目标）的影响(Sarlin, 2016; Altunbas et al., 2018; 潘敏和张依茹, 2012; 宋科等, 2019; Klingelhöfer & Sun, 2019; 兰晓梅等, 2022; 陈中飞等, 2022; 陈晓莉和成硕, 2021)。第二个挑战是大多数宏观审慎政策旨在遏制系统性风险，这种风险本质上是内生的。已有研究在分析宏观审慎政策影响银行风险方面，大多数分析采用压力测试、预期违约概率(EDF)或Z分数等，但这些指标本身要取决于银行自身的财务指标，如EDF指标计算则要求银行在股票市场上发行股票，而Z分数则是依赖于资产负债表变量的指标。对照《指引》不难发现，《指引》中不仅阐释了系统性金融风险的内在含义，而且明确了系统性金融风险的监测重点。本文在尝试解决这些挑战时，旨在从银行系统性金融风险方面初步评价宏观审慎工具的有效性，一方面评估不同类型宏观审慎工具的有效性，及其在缓释系统性金融风险方面的作用。另一方面阐释其缓释系统性风险的作用机理，为今后更好监管提供精准政策建议。

经过理论分析和经验证明后，本文潜在贡献表现在：一是本文从宽松型与紧缩型分类评价了宏观审慎

¹ 张肖飞，河南财经政法大学会计学院副院长、教授、博士

² 张希羚，南京审计大学会计学院讲师、博士

³ 徐龙炳，上海财经大学金融学院讲席教授、博士生导师、上海财经大学研究生院

工具的有效性，并揭示了银行风险承担所发挥的中介效应，丰富和补充了宏观审慎工具应用效果的研究；二是从相对全局视野拓宽了宏观审慎工具的评价范畴，从系统性金融风险溢出效应视角，将评估的中间目标延展至银行系统性风险层面；三是基于我国上市银行的研究具有较强针对性与启发性，并能够为发达国家或其他新兴经济体提供必要的借鉴。我国央行金融监管的实践不仅考虑整体金融体系的安全性，而且积极应对不平衡和风险积累，有别于较为发达经济体倾向于忽视危机前的宏观审慎维度。

一、制度背景、文献综述与研究假设

（一）制度背景

宏观审慎政策旨在防范系统性风险，减缓由金融顺周期行为和风险传染对宏观经济和金融稳定造成的冲击，且宏观审慎监管与微观审慎监管从来都是不可分割的。国际金融危机之后，宏观审慎政策受到广泛关注。2010年11月的G20集团领导人峰会上，各成员国对宏观审慎的定义达成共识，即“宏观审慎政策”主要是指利用审慎性工具防范系统性金融风险，从而避免实体经济遭受冲击的政策¹。2016年8月31日，IMF、FSB和BIS联合发布了《有效宏观审慎政策要素：国际经验与教训》的报告，对宏观审慎政策进行了定义：宏观审慎政策利用审慎工具来防范系统性风险，从而降低金融危机发生的频率及其影响程度。Crockett(2002)、Borio(2011)则较为清晰地厘清了宏观审慎和微观审慎的界限，二者作用对象分别是“系统性风险”和“个体风险”，宏观审慎是一个动态发展的框架，其主要目标是维护金融稳定和防范系统性金融风险，逐渐成为金融监管研究的思路和强有力的工具，宏观审慎体现为每个金融机构都应保持自身的健康性，并通过监管来督促微观主体的健康性(周小川，2011)。

鉴于中国特色社会主义制度背景，加之经济总量跃居世界第二，使我国宏观审慎政策的探索与创新在国际上走在了前列，为全球提供了有价值的经验。中国较早开始了宏观审慎政策方面的实践，窗口指导以及房地产信贷政策，都带有宏观审慎政策的雏形，而数量和价格相结合的货币政策框架，也更容易让各方面理解和接受宏观审慎理念(张晓慧，2017；金成晓和姜旭，2021；李成等，2013)。从2008年到2022年，全球经历了国际金融危机、新冠肺炎疫情等，我国经济则处于从高速增长向高质量发展的转型期。中国人民银行在宏观审慎政策框架建设方面持续探索，从建立宏观审慎评估体系(MPA)，到成立专门的宏观审慎局，再到对金融控股公司实施监管，国内系统重要性银行名单正式发布²，附加监管规定落地实施等。2009年研究强化宏观审慎管理的政策措施、2011年引入差别准备金动态调整机制、2016年进一步升级为宏观审慎评估体系(MPA)，并从资本和杠杆、资产负债、流动性、定价行为、资产质量、跨境融资风险、信贷政策执行情况等七大方面对金融机构的行为进行多维度的引导(张晓晶和刘磊，2017；邹奕格和栗芳，2021)，2021年12月31日，中国人民银行发布《宏观审慎政策指引(试行)》。从发展历程来看，我国宏观审慎工具的发展也是一个不断探索与创新的过程，宏观审慎工具对系统性金融风险的影响效果亟待评价。

（二）文献综述

2020年初央行召开工作会议，首次单列了关于宏观审慎管理的内容，强调了加快完善宏观审慎管理框架的重要性(徐忠,2017)。2021年底《宏观审慎政策指引(试行)》明确了建立健全我国宏观审慎政策框架的要素，旨在进一步完善宏观审慎政策治理机制，提高防范化解系统性金融风险的能力。宏观审慎政策的相关研究积累了大量的研究文献，从宏观审慎政策的总体发展、理论框架、与货币政策、银行风险承担关系等角度进行了研究回顾(史建平和高宇，2011；张健华和贾彦东，2012；张敏锋和李拉亚，2013；刘婵婵，2016；周晔和陈亚杰，2021；施宇和许祥云，2020；樊明太和叶思晖，2020；张礼卿等，2020；吕进中等，

¹ 张晓慧. 宏观审慎政策在中国的探索, <http://dangjian.people.com.cn/n1/2017/0703/c412885-29378557.html>

² 2022年9月，中国人民银行、中国银行保险监督管理委员会开展了2022年度我国系统重要性银行评估，认定19家国内系统重要性银行，其中中国有商业银行6家，股份制商业银行9家，城市商业银行4家。资料来源：<http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/4655172/index.html>。

2018; 邵梦竹, 2019; 刘澜飏和戴金甫, 2019; 李义举和冯乾, 2018)。

宏观审慎政策主要是防范系统性金融风险和维护金融稳定(刘婵婵, 2016)。已有研究侧重于从房价上涨、信贷规模及信贷增速, 以及银行风险承担等方面。无论是单一宏观审慎政策工具, 还是宏观审慎工具综合指标, 均能抑制信贷规模以及房价的快速增长, 减少系统性风险的积累(刘志洋和马亚娜, 2022; 周晔和陈亚杰, 2021)。宏观审慎政策工具总体上能显著抑制银行信贷增长和房价上涨(张礼卿等, 2020)。基于全球样本发现, 相较于抑制房价上涨, 全球宏观审慎政策在信贷增速管理方面的总体效果更为显著(樊明太和叶思晖, 2020)。同时, 宏观审慎评估会降低商业银行的风险承担(邵梦竹, 2019; 宋科等, 2019; 刘澜飏和戴金甫, 2019; 李义举和冯乾, 2018)。此外, 中央银行作为宏观审慎政策主体能够显著提升审慎政策的有效性, 并对不同类型工具产生异质性影响(宋科和邵梦竹, 2020)。在与货币政策配合过程中, 在经济下行期下调法定存款准备金率或放宽资本流入与增加货币供给的配合能够尽快恢复实体经济增长; 在经济过热期上调法定存款准备金率与利率可以快速降低通货膨胀率、稳定物价(金春雨和王薇, 2021)。

综上, 现有文献集中讨论宏观审慎政策工具的有效性, 包括房价快速上涨、信贷规模及增速以及银行风险承担等方面。但对宏观审慎工具与其他政策工具的交叉影响, 以及宏观审慎工具在防范系统性金融风险的路径方面还值得深入探讨。为此, 本文着重探讨其作用路径。

(三) 研究假设

从更现实和全面的角度来看, 金融危机的爆发源于系统性金融风险的累积。宏观审慎政策旨在识别和减轻系统稳定性的风险, 降低金融服务中断的经济成本, 这些金融服务是金融市场运作的基础。对宏观审慎政策的需求来自系统性金融风险的两个维度: 时间维度和横截面维度。

一方面, 时间维度即在信贷繁荣和资产价格泡沫中系统性风险的累积, 以及泡沫破裂后金融部门对实体经济部门的负外部性(Borio, 2014), 主要表现为金融杠杆的过度扩张或收缩, 由此导致风险顺周期的自我强化、自我放大。如果银行以某个杠杆比率为目标, 那么提高银行资产价值的初步正面冲击(如贷款和证券)可能会导致债务进一步增加。银行对杠杆率以及资产和/或负债构成的决策, 可能通过资产负债表不匹配使其更容易受到未来负面冲击的影响。

另一方面, 横截面维度即与溢出效应和传染效应相关的负外部性对系统性风险的推动作用, 表现为风险跨机构、跨部门、跨市场、跨境传染。一般由特定机构或市场的不稳定引发, 通过金融机构、金融市场、金融基础设施间的相互关联等途径扩散所致。溢出效应可能包括相互关联性和多米诺骨牌或网络效应。间接溢出效应包括银行倒闭或政策行动引起的信息溢出, 以及抛售外部性导致的资金外部性。

因此, 积极使用宏观审慎政策可以减轻银行的冒险行为。邵梦竹(2019)发现各国对宏观审慎政策的实施程度越高, 降低银行风险承担的效果越好。央行通过逆周期调节, 宏观审慎政策工具能够有效地促进商业银行贷款的增长, 一定程度上降低了系统性风险的发生概率(刘澜飏和戴金甫, 2019; 郑兰祥和王敏, 2019)。还有研究发现宏观审慎评估会降低商业银行的风险承担, 并显著抑制金融风险(李义举和冯乾, 2018; 姜志暉, 2018)。宋科等(2019)则发现宏观审慎政策增强会在一定程度上抑制银行风险承担, 同时经济周期会对宏观审慎政策的有效性产生非对称性影响, 即相比在经济上行时期, 在经济下行时期的宏观审慎政策对银行风险承担的抑制作用更强且更为显著。

此外, 货币政策也对风险承担和金融稳定产生影响(Adrian & Shin, 2014; Gambacorta, 2009; Borio & Zhu, 2012)。长期低利率可能会以两种不同的方式影响风险承担。一是低利率可能会增加资产管理者因合同、行为或制度原因承担更多风险的动机。二是通过银行对估值、收入和现金流量的影响。政策利率的下降提高了资产和抵押品价值, 从而改变银行对违约概率、违约损失及波动率的估计。因此, 原则上宏观审慎工具可用于缓和货币政策决策带来的风险激励。再者, 更高资本要求(包括反周期)或更严格的杠杆率和流动性比率可能有助于抑制银行风险的增加, 以应对预期宽松的货币政策(Farhi & Tirole, 2012)。

宏观审慎监管工具专门服务于防范系统性风险的目标, 而我国又是全球使用宏观审慎监管工具种类较多的国家。结合我国宏观审慎工具实施的现实背景, 在国际货币基金组织调查统计的宏观审慎工具基础上, 本文进一步按照政策实施方向的不同分为紧缩型和宽松型, 并据以检验宏观审慎工具的政策效果。其中, 存款准备金率是我国最重要的宏观审慎工具之一, 政策呈现由渐趋严格到稳健发展的态势。同样, 反周期

资本缓冲可以积极地用于“实现更广泛的宏观审慎目标, 即保护银行业免受信贷过度增长的影响”(Basel Committee On Banking Supervision, 2010)。因此, 集中使用基于资本的要求可以通过在经济好转期间需要更高的缓冲来降低银行风险。在经济好转期间使用其他宏观审慎工具可以进一步减轻银行风险。例如, 增加流动性要求和实施严格的货币工具可以最大限度地降低因重新定价和流动性缺口以及汇率波动而产生的银行风险。无论是宽松型还是紧缩型宏观审慎工具, 审慎监管目的无非是防范金融风险、维护金融稳定。因此, 预计宏观审慎工具的单一次或多次使用能够对系统性金融风险产生影响。基于上述理论分析, 提出本文第一个研究假设。

假设1: 宽松型和紧缩型宏观审慎工具均能显著降低系统性金融风险。

风险承担渠道理论认为政策利率变动会影响金融机构的风险认知和风险承担, 进而影响其投资组合、资产定价和融资成本的风险程度, 这为货币政策影响金融稳定提供了早期的理论依据(陈国进等, 2020)。利率政策对银行风险承担的负向效应机制包括逐利效应、央行交互效应、杠杆顺周期效应等。与货币政策的传导机制类似(方意等, 2012), 宏观审慎政策也是主要通过信贷和资产负债表渠道改变银行个体行为来实现政策目标(宋科等, 2019)。而且不管从时间维度还是从横截面维度来看, 出于声誉考虑, 信息不对称会导致经营状况不好的银行扩大信贷规模, 过度承担风险。而逆周期资本监管能够通过增加风险承担成本和提供额外信息, 来降低银行的风险承担动机(邵梦竹, 2019; Altunbas et al., 2018; Aikman et al., 2015)。再者, 紧缩的利率政策和严格的宏观审慎政策都能够有效降低银行系统性风险承担(陈国进等, 2020)。进一步, 宏观审慎评估将表外理财纳入到了广义信贷指标范围, 根据广义信贷规模设置相应的资本充足率要求, 这在很大程度上限制了金融机构之间的风险传染与放大效应(李义举和冯乾, 2018)。此外, 宏观审慎评估作为一项政策的核心, 对于资本充足率、资产状况较为良好的银行能够提前消化政策带来的影响, 不再继续提升已有的高风险资产规模, 降低了资产扩张速度, 其风险承担水平也会下降。因此, 提出本文第二个研究假设。

假设2: 宏观审慎工具会通过银行风险承担降低系统性金融风险。

二、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

根据研究问题, 结合我国制度变迁背景, 本文选择2007—2020年沪深上市银行为研究样本, 共280个样本观测值。计算 ΔCoVaR 数据来源于Wind数据库、CSMAR数据库以及东方财富网, 数据频率涉及年度、月度、周度及日度数据, 最后得到 ΔCoVaR 是月度数据, 并按年求平均数得到年度观测值。控制变量来源于Wind数据库, 其他宏观数据来源于国家统计局和中国人民银行网站等。为了消除极端值的影响, 本文对所有连续变量在1%和99%分位上进行了Winsorize处理。

(二) 变量定义

1. 系统性金融风险(ΔCoVaR)

虽然Summer(2013)指出系统性风险尚无统一定义, 但De Bandt & Hartmann(2000)认为任何系统性风险的概念均应包括银行和金融部门以及支付和结算系统中的广泛事件。传染的影响是这一概念的核心, 包括金融不稳定的综合冲击。而风险价值(Value at Risk, VaR)则能测度金融机构所承受的最大损失, 但VaR方法忽略了金融机构间的相互联系和影响。但由于金融危机期间风险会迅速在金融机构之间扩散传染, 系统性风险相应增加, VaR无法捕捉金融机构之间的这种风险溢出相应。针对VaR的缺陷, Adrian & Brunnermeier(2016)在VaR基础上提出条件风险价值CoVaR(Conditional Value at Risk), 定义为当金融机构*i*损失处于 VaR_q^i 的水平时, 金融机构*j*所处的VaR风险水平, 即条件风险价值。这种方法能够较好地测度系统性风险的外部性与溢出效应。与评估单个机构风险的VaR方法不同, CoVaR表示在一定的概率水平下, 当某一金融机构的风险VaR值一定时, 其他金融机构的最大可能损失(白雪梅和石大龙, 2014)。

2. 宏观审慎工具

关于宏观审慎管理，本文基于我国宏观政策工具运用情况，借鉴 Cerutti et al. (2017)、刘志洋和马亚娜 (2022)设计的宏观审慎政策指数 (MPI) 作为代理变量。目前使用的数据库是当前全球最权威的国际货币基金组织的宏观审慎政策数据库 (iMaPP 数据库)。该数据库最初由 (Alam et al., 2019) 构建，将五个现有数据库的信息与 IMF 的宏观审慎政策调查相结合，此后由 IMF 工作人员根据宏观审慎政策调查周期定期更新。本文基于我国宏观政策工具实际运用情况，也使用该次调查的数据 (Cerutti et al., 2017; Lim et al., 2011)。我国是较早进行宏观审慎政策实践的国家，尽管目前官方并没有明确的有关宏观审慎政策的界定，但是大量政策已经在实践当中被证明行之有效。借鉴已有研究 (Alam et al., 2019; Cerutti et al., 2017; 周晔和陈亚杰, 2021)，为了考察不同政策调整方向效果的差异性，本文还将宏观审慎政策分为紧缩型和宽松型两种：紧缩型政策指标记为 MAPPT，与之对应的宽松型宏观审慎政策指标记为 MAPPL。

3. 控制变量

参考已有文献 (Altunbas et al., 2018; 姜志暉, 2018; 宋科等, 2019; Klingelhöfer & Sun, 2019)，本文考虑四个银行特征变量：银行规模 (Size)、存款比率 (Dep)、资本比率 (CAR)、流动性比例 (DLR)。这四个变量都会影响银行的外部融资及银行提供贷款的能力。银行规模用总资产的自然对数表示；存款比率用总客户存款占总负债的比例表示。资本比率用银行数据中的资本充足率直接表示；流动性比例用银行存贷比例表示。此外，宏观经济形势同样是影响系统性风险的重要因素，随着宏观经济形势的走低，系统性风险将会增加。在宏观经济因素方面，选取经济增长率 (GDP 增长率) 和通货膨胀率 (CPI) 两个指标，数据来源于 Wind 数据库。货币政策方面选择了同业拆借利率与贷款基准利率差异，本文将同业间拆借利率的年度平均值和央行规定的贷款基准利率差值作为利率变量 (DIFF)，该变量能有效体现银行在信贷扩张中增加贷款的投入成本。具体变量定义与说明如表 1 所示。

表 1 变量定义及说明

类型	变量名称	符号	变量定义
因变量	系统性金融风险	ΔCoVaR	详见文中对系统性金融风险 (ΔCoVaR) 的定义，本文选择 1% 和 5% 分位数的两个指标， ΔCoVaR_1 和 ΔCoVaR_5 。
自变量	宏观审慎政策指数	MPI	本文基于我国宏观政策工具运用情况，借鉴 Cerutti et al. (2017) 设计的宏观审慎指数 (MPI) 作为代理变量。原始数据来自国际货币基金组织开展的全球宏观审慎政策工具调查，由国际货币基金组织职员开展并直接从各国官方机构获取信息。同时还将宏观审慎政策分为紧缩型 (MAPPT) 和宽松型 (MAPPL) 两种。
控制变量	资产规模	Size	总资产自然对数
	存款比率	Dep	存款总额/总负债
	资本比率	CAR	资本充足率
	流动性比例	DLR	存贷比例
	经济增长率	GDP	GDP 增长率
	消费价格指数	CPI	通货膨胀率
	利率变量	Diff	同业间拆借利率的年度平均值和央行规定的贷款基准利率差值

资料来源：作者整理设计

(三) 模型构建

根据本文研究问题，本文构建模型如下：

$$SRisk_{it} = \alpha_0 + \beta_1 MPI_{it} + \sum_{k=2}^n \beta_k Controls_{it} + u_i + \varepsilon_{it}$$

其中，被解释变量 SRisk 分别采用 1%分位数和 5%分位数单个银行对系统性风险的溢出效应 ΔCoVaR1 和 ΔCoVaR5 。主要解释变量——宏观审慎政策指数 (MPI)，同时还将宏观审慎政策分为紧缩型 (MAPPT) 和宽松型 (MAPPL) 两种。其他控制变量包括了资产规模、存款比率、资本比率、流动性比例、经济增长率、消费价格指数、利率变量等，详见表 1 所示。

(四) 变量描述性统计

主要变量的描述性统计分析结果如表 2 所示。由表 2 可知，系统性金融风险的 ΔCoVaR1 、 ΔCoVaR5 的均值分别为 -0.040、-0.023，宏观审慎政策指数 (MPI) 最大值为 14，最小值为 2。从分类来看，紧缩型宏观审慎政策工具均值 5.354 远大于宽松型的 1.646。这一方面说明我国宏观审慎政策正在逐步全面实施。另一方面说明我国采用紧缩型政策工具次数明显高于宽松型政策。

表 2 变量描述性统计

变量	观测值	均值	最小值	p25	中位数	p75	最大值	标准差
ΔCoVaR1	280	-0.040	-0.134	-0.057	-0.043	-0.022	0.033	0.025
ΔCoVaR5	280	-0.023	-0.057	-0.030	-0.023	-0.017	0.004	0.011
MPI	280	7.000	2.000	4.000	6.000	12.000	14.000	4.102
MAPPL	280	1.646	0.000	1.000	1.000	3.000	5.000	1.469
MAPPT	280	5.354	1.000	2.000	4.000	8.000	13.000	3.886
Size	280	28.406	25.122	27.320	28.498	29.533	30.968	1.505
Dep	280	0.717	0.515	0.639	0.720	0.801	0.907	0.099
CAR	280	0.131	0.086	0.117	0.130	0.143	0.210	0.020
DLR	280	0.738	0.474	0.662	0.719	0.794	1.112	0.119
GDP(%)	280	7.303	2.300	6.600	6.760	9.400	14.230	2.688
CPI(%)	280	2.652	-0.683	1.999	2.508	2.900	5.900	1.435
Diff(%)	280	-1.227	-3.214	-1.711	-1.196	-0.895	0.154	0.956

资料来源：作者计算整理

三、实证结果分析

(一) 基准模型检验

为检验假设 1，本文在分析宏观审慎政策对系统性金融风险影响的基础上，检验不同类型宏观审慎政策工具的效果，基准回归结果如表 3 所示。通过 Hausman 检验，本文采用了固定效应估计结果，余表类似。结果显示，第 (1) (4) 列是宏观审慎政策工具的总体结果，MPI 系数均显著为正，这与之前文献研究结论类似。进一步，我们考虑了不同类型宏观审慎政策工具的效果，第 (2) (5) 列为宽松型政策 (MAPPL) 的结果，第 (3) (6) 列为紧缩型政策 (MAPPT) 的结果。不难发现，这两种类型的宏观审慎政策均在至少 5% 水平上显著。这证明了第一个研究假说。

表 3 宏观审慎指数与系统性金融风险的静态估计结果

	ΔCoVaR1			ΔCoVaR5		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
MPI	0.017** (2.113)			0.068*** (3.476)		
MAPPL		0.034*** (2.854)			0.150*** (4.872)	
MAPPT			0.020** (2.343)			0.069*** (3.408)
Size	-0.071*** (-5.103)	-0.049*** (-3.367)	-0.081*** (-5.259)	-0.259*** (-5.646)	-0.157*** (-3.990)	-0.296*** (-5.871)
Dep	-0.031 (-0.215)	0.097 (0.586)	-0.052 (-0.364)	0.249 (0.723)	0.836** (2.250)	0.151 (0.428)
CAR	-0.732*** (-4.719)	-0.820*** (-5.137)	-0.716*** (-4.558)	-2.145*** (-3.894)	-2.515*** (-4.761)	-2.109*** (-3.815)
DLR	-0.178*** (-3.234)	-0.107 (-1.676)	-0.194*** (-3.464)	-0.212 (-1.300)	0.119 (0.702)	-0.282 (-1.686)
GDP	-0.020*** (-8.656)	-0.009* (-1.986)	-0.025*** (-6.813)	-0.055*** (-7.387)	-0.008 (-0.629)	-0.073*** (-6.631)
CPI	0.000 (0.051)	-0.001 (-0.409)	0.000 (0.010)	0.004 (0.571)	-0.003 (-0.347)	0.005 (0.738)
DIFF	-0.002 (-0.495)	0.005 (0.763)	-0.006 (-1.107)	0.016 (1.094)	0.047*** (2.802)	0.004 (0.317)
_cons	2.526*** (5.145)	1.705*** (3.082)	2.873*** (5.381)	8.305*** (5.591)	4.566*** (3.368)	9.597*** (5.939)
N	280	280	280	280	280	280
adj_R ²	0.196	0.224	0.199	0.256	0.327	0.253
F	27.820	30.366	27.656	25.553	35.962	21.820

注：括号内为采用公司层面聚类调整标准误后的 t 值，* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01。由于 MPI 是年度变量，加入年度虚拟变量会导致多重共线性。因此，在后文分析中均未控制年度虚拟变量。下同。

表 3 显示，宏观审慎工具对系统性金融风险（ΔCoVaR1 和 ΔCoVaR5）的影响均显著为正。这充分证明宏观审慎政策指数越大，ΔCoVaR1 和 ΔCoVaR5 值也越大（绝对值越小），资产价值损失越小，即系统性金融风险越低。而且不管是宽松型还是紧缩型宏观审慎政策均是如此。这验证了假设 1，符合理论预期，宏观审慎政策能够显著降低系统性金融风险，验证了宏观审慎工具的有效性。

（二）中介机制分析

本部分检验假设 2，即宏观审慎工具会通过银行风险承担降低系统性金融风险。关于银行风险承担的度量，已有文献给出的指标主要有不良贷款率、风险资产占比、预期违约概率、ROA 滚动标准差和 Z 值 (Laeven & Levine, 2009)。为此，需要找到银行风险承担的合适代理变量，借鉴过往研究，本文采用了两种方案，一是根据穆迪公司的 KMV 模型估计出的预期违约概率 (EDF)。二是采用银行加权风险资产占总资产比例 (RWA) 作为银行风险承担的代理变量。中介机制检验方面的经验方法是“三步法”；最新方法，例如，基于边际效应的机制分析框架(王莉等, 2022)，但本文研究问题与此研究稍有差异，较难运用该

机制分析。借鉴最新研究成果(江艇, 2022), 主要采用了两步法的机制检验, 结果如表 4 所示。¹

表 4 银行风险承担的中介效应检验

	EDF			RWA		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
MPI	-0.314*** (-9.755)			-0.060* (-1.773)		
MAPPL		-0.208*** (-4.942)			-0.050** (-2.665)	
MAPPT			-0.260*** (-6.422)			-0.008 (-0.157)
Size	-0.266** (-2.681)	-0.363*** (-3.493)	-0.113 (-1.264)	0.663*** (3.020)	0.639** (2.563)	0.677*** (3.000)
Dep	-0.185 (-0.284)	-0.462 (-0.563)	0.329 (0.532)	4.382*** (3.665)	4.287*** (3.174)	4.551*** (3.918)
CAR	1.999 (0.923)	3.172 (1.483)	2.537 (1.163)	-14.708*** (-4.958)	-14.515*** (-4.910)	-14.575*** (-4.869)
DLR	0.006 (0.015)	-0.146 (-0.339)	0.348 (0.841)	4.874*** (6.445)	4.832*** (5.679)	4.988*** (6.682)
GDP	0.043*** (2.890)	-0.033* (-1.881)	0.109*** (6.782)	0.025 (1.025)	0.009 (0.196)	0.021 (0.665)
CPI	-0.000 (-0.024)	-0.028** (-2.343)	-0.014 (-0.765)	-0.009 (-0.342)	-0.013 (-0.497)	-0.020 (-0.696)
DIFF	0.152*** (5.078)	0.100*** (2.862)	0.186*** (5.709)	0.244*** (4.281)	0.232*** (3.710)	0.241*** (4.571)
_cons	8.429*** (2.765)	11.431*** (3.487)	2.773 (1.066)	-23.386*** (-3.353)	-22.606*** (-2.749)	-24.065*** (-3.404)
N	253	253	253	280	280	280
Adj_R ²	0.218	0.122	0.159	0.648	0.647	0.647
F	19.911	11.212	15.683	16.656	18.717	16.220

表 4 显示, 无论是宏观审慎工具的总体结果, 还是分类宏观审慎工具(宽松型和紧缩型), 都会降低银行风险承担水平(包括预期违约概率和银行加权风险资产占总资产比例)。验证了第二个研究假说。这说明, 随着宏观审慎工具的加强, 资本要求的提高使得银行资本规模更加逼近最低监管要求, 监管压力显著增大, 银行会产生强烈降低风险承担的动机, 以避免因违反监管要求而承担违约成本。这降低了系统性金融风险, 与已有研究结果类似(李义举和冯乾, 2018; 宋科等, 2019; 邵梦竹, 2019)。以上研究结果不仅有助于厘清宏观审慎政策作用于系统性金融风险的路径, 而且进一步检验了宏观审慎政策的有效性, 为今后该政策工具的运用提供参考。

(三) 内生性问题与稳健性检验

第一, 内生性问题。经济现象之间往往存在较强的内生性, 为解决该问题, 本文采取如下三种方法。一是采用动态面板回归方法。在回归方程右侧加入被解释变量的滞后项, 构建动态模型考察系统性金融风险的动态调整特征, 结果如表 5 所示。二是控制同期相关性。为避免因变量与自变量之间的同期相关性,

¹ 篇幅所限, 经典的“三步法”检验未予以列示, 感兴趣的读者可向作者索取。

将银行特征等自变量滞后一期，再次检验，结果如表 6 所示。三是工具变量回归。参考宋科等(2019)、Levitt(1997)的做法，使用政治周期（PC）作为宏观审慎政策的工具变量，进行工具变量回归，结果如表 7 所示。这三种方法的回归结果均不变。因此，内生性检验结果表明，宏观审慎政策是有效的，确实能够显著降低系统性金融风险，进一步验证了宏观审慎政策与系统性金融风险的因果关系。

表 5 宏观审慎指数与系统性金融风险动态估计结果

	ΔCoVaR1			ΔCoVaR5		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
L.ΔCoVaR1	0.126** (2.221)	0.034 (0.784)	0.108* (1.923)			
L.ΔCoVaR5				0.051 (0.927)	-0.094** (-2.109)	0.040 (0.725)
MPI	0.029*** (5.647)			0.114*** (8.676)		
MAPPL		0.055*** (8.924)			0.230*** (16.764)	
MAPPT			0.044*** (7.038)			0.139*** (12.431)
Size	-0.068*** (-5.181)	-0.029** (-2.719)	-0.093*** (-6.510)	-0.263*** (-5.062)	-0.095** (-2.690)	-0.343*** (-6.183)
Dep	-0.051 (-0.396)	0.117 (0.731)	-0.080 (-0.632)	0.234 (0.770)	1.000*** (3.429)	0.102 (0.326)
CAR	-0.328 (-1.527)	-0.528*** (-3.083)	-0.356* (-1.698)	-0.177 (-0.255)	-0.924 (-1.688)	-0.312 (-0.460)
DLR	-0.196*** (-4.395)	-0.089* (-1.955)	-0.238*** (-5.218)	-0.245 (-1.654)	0.256* (1.875)	-0.397** (-2.577)
GDP	-0.020*** (-10.963)	-0.001 (-0.344)	-0.034*** (-10.419)	-0.053*** (-8.168)	0.028*** (3.881)	-0.095*** (-13.002)
CPI	-0.003 (-1.216)	-0.005*** (-2.766)	-0.005** (-2.113)	-0.009 (-1.355)	-0.022*** (-3.891)	-0.013* (-2.002)
DIFF	-0.002 (-0.308)	0.005 (0.659)	-0.008 (-1.136)	0.012 (0.675)	0.032* (1.817)	-0.005 (-0.266)
_cons	2.398*** (5.307)	1.028** (2.447)	3.233*** (6.776)	8.163*** (4.834)	2.186* (1.967)	10.977*** (6.163)
N	246	246	246	246	246	246
adj_R ²	0.268	0.328	0.303	0.343	0.478	0.359
F	74.991	89.786	72.835	101.799	101.676	164.047

表 6 控制同期相关性回归结果

	ΔCoVaR1			ΔCoVaR5		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LMPI	0.001*** (3.099)			0.001*** (5.030)		
LMPL		0.003*** (6.223)			0.002*** (5.621)	
LMPT			0.001* (1.925)			0.001*** (4.914)
L.Size	0.014*** (6.176)	0.015*** (5.959)	0.014*** (6.330)	0.008*** (4.257)	0.008*** (4.279)	0.008*** (4.359)
L.Dep	0.033* (1.940)	0.039** (2.117)	0.031* (1.883)	0.020* (1.829)	0.022* (1.927)	0.019* (1.750)
L.CAR	-0.064** (-2.106)	-0.071** (-2.272)	-0.059* (-2.009)	-0.039* (-1.897)	-0.039* (-1.875)	-0.035* (-1.755)
L.DLR	0.017** (2.223)	0.020** (2.521)	0.016** (2.151)	0.007 (1.430)	0.008* (1.752)	0.006 (1.313)
GDP	0.001*** (2.988)	0.001*** (3.807)	0.001*** (4.065)	0.000** (2.603)	0.001*** (4.190)	0.001*** (3.759)
CPI	-0.001*** (-5.065)	-0.001* (-1.902)	-0.001*** (-5.471)	-0.001*** (-6.336)	-0.000 (-1.667)	-0.001*** (-7.378)
DIFF	-0.001** (-2.070)	-0.001** (-2.121)	-0.001* (-1.799)	0.000 (0.746)	0.000 (1.305)	0.000 (0.849)
_cons	-0.481*** (-6.085)	-0.509*** (-5.917)	-0.476*** (-6.224)	-0.269*** (-4.472)	-0.275*** (-4.508)	-0.270*** (-4.566)
N	246	246	246	246	246	246
adj_R ²	0.494	0.517	0.491	0.429	0.433	0.423
F	31.921	31.318	32.521	50.188	48.442	53.178

表 7 工具变量回归结果

	ΔCoVaR1		ΔCoVaR5	
	Eregress	系统 GMM	Eregress	系统 GMM
L. ΔCoVaR1		0.082*** (8.158)		
L. ΔCoVaR5				-0.022 (-1.633)
MPI	0.191*** (15.522)	0.031*** (28.080)	0.482*** (16.278)	0.125*** (58.564)
Size	-0.003 (-1.460)	-0.010*** (-4.017)	-0.007 (-0.924)	-0.059*** (-13.079)
Dep	0.002 (0.035)	0.105*** (3.013)	0.006 (0.037)	0.612*** (8.766)
CAR	-0.829*** (-4.382)	-0.424** (-2.253)	-2.274*** (-3.316)	-0.048 (-0.109)
DLR	-0.064 (-1.423)	-0.300*** (-8.237)	-0.029 (-0.229)	-0.463*** (-8.611)
GDP	-0.002 (-1.297)	-0.014*** (-22.063)	0.002 (0.572)	-0.025*** (-15.945)
CPI	-0.001 (-0.196)	-0.006*** (-7.372)	0.008 (1.104)	-0.022*** (-8.371)
DIFF	-0.009** (-2.076)	-0.009*** (-3.730)	-0.033*** (-3.003)	-0.026*** (-4.083)
_cons	0.055 (0.670)	0.665*** (7.889)	-0.006 (-0.022)	2.007*** (13.438)
N	280	246	280	246
chi2	418.850	8,541.197	1,163.751	52,592.760
Sargan test		0.8061		0.5788

(四) 稳健性检验

为增强本文分析结果的稳健性，本文进行如下检验：一是选择边际预期损失（MES）作为被解释变量的替代指标，如表 8 列（1）—列（3）所示。二是选取我国使用频率较高的两类工具——存款准备金率（RRR）和贷款价值比（LTV）进行进一步检验，如表 5 列（4）、列（5）所示。三是为避免可能存在的多重共线性问题，采用岭回归方法，如表 5 列（6）—列（8）所示。表 8 列（1）—列（3）显示，当因变量采用边际预期损失作为替代变量时，不同类型宏观审慎工具均能显著降低边际预期损失（MES）；列（4）和列（5）显示，当自变量选择贷款价值比（LTV）、存款准备金率（RRR）时，其系数显著为正，仍然能够降低系统性金融风险；列（6）—列（8）表明，采用岭回归后结果依然不变。以上结果表明，本文研究结果是稳健的。

表 8 稳健性检验

	MES			ΔCoVaR5		ΔCoVaR5		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
MPI	-0.001*** (-5.304)					0.214*** (6.508)		
MAPPL		-0.004*** (-8.597)					0.184*** (5.644)	
MAPPT			-0.001*** (-4.328)					0.190*** (5.786)
LTV				1.699*** (9.679)				
RRR					3.629*** (7.079)			
Size	0.007*** (4.491)	0.003*** (3.297)	0.007*** (4.741)	-0.186*** (-5.113)	-0.358*** (-9.108)	-0.176*** (-3.618)	0.033 (0.752)	0.128*** (2.615)
Dep	-0.003 (-0.396)	-0.022*** (-3.160)	-0.001 (-0.117)	0.061 (0.183)	-0.229 (-0.728)	0.026 (0.510)	-0.116** (-2.367)	-0.033 (-0.632)
CAR	0.002 (0.147)	0.012 (0.858)	0.002 (0.138)	-2.308*** (-5.332)	-3.686*** (-7.702)	-0.076 (-1.445)	0.406*** (8.243)	-0.095* (-1.776)
DLR	-0.007** (-2.733)	-0.017*** (-6.926)	-0.005* (-1.957)	-0.586*** (-3.745)	-1.037*** (-6.219)	-0.079 (-1.230)	-0.069 (-1.301)	-0.176*** (-2.769)
GDP	0.001*** (4.865)	-0.001*** (-5.390)	0.001*** (5.713)	-0.056*** (-7.373)	-0.064*** (-8.034)	-0.036 (-0.451)	0.032 (0.509)	-0.148* (-1.885)
CPI	-0.000*** (-3.505)	-0.000 (-1.136)	-0.000*** (-3.752)	0.035*** (5.203)	0.008 (1.325)	0.159* (1.819)	0.017 (0.216)	-0.056 (-0.627)
DIFF	0.001** (2.507)	-0.000 (-1.036)	0.001*** (3.300)	0.054*** (4.135)	0.079*** (5.109)	-0.249** (-2.571)	0.379*** (3.372)	-0.238 (-1.588)
_cons	-0.203*** (-4.268)	-0.087** (-2.540)	-0.228*** (-4.635)	5.664*** (4.443)	13.112*** (9.509)			
N	280	280	280	280	280	280	280	280
adj_R ²	0.472	0.577	0.466	0.306	0.324			
F	67.491	34.081	78.366	38.397	24.510			

四、异质性分析

一方面，金融业的竞争也是银行系统性金融风险的重要影响因素(Berger et al., 2009; Beck et al., 2013)。竞争加剧也会诱发银行过度风险承担。过往研究表明，更高的银行竞争会助长金融脆弱性，而且在控制各种宏观经济、银行特定、监管和制度因素之后，较低的定价能力也会导致银行风险敞口增加(Beck et al., 2013; Fu et al., 2014)。因此，从银行竞争维度来分析，借鉴通用研究方法，金融业竞争力采用勒纳指数(Lerner)¹，定义为：

¹ 勒纳指数通过对价格与边际成本偏离程度的度量，反映市场中垄断力量的强弱。勒纳指数在 0 到 1 之间

$$Lerner_{it} = \frac{P_{it} - MC_{it}}{P_{it}}$$

其中，下标 i 表示金融公司， t 表示时间。P 表示价格，用总经营收入（包括利息收入和非利息收入）除以总资产。MC 表示边际成本，由于边际成本不可观测，使用成本转换模型来计算，包括总产出（总资产）和三个输入价格（劳动价格、资产价格和资本价格）。使用固定效应来估计成本函数，假设输入价格都是对称和具有线性同质性的(Fu et al., 2014)。

成本输入函数如下：

$$\ln C_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Q_{it} + \alpha_2 (\ln Q_{it})^2 + \sum_{j=1}^3 \beta_j \ln W_{j,it} + \sum_{j=1}^3 \sum_{k=1}^3 \gamma_{j,k} \ln W_{j,it} \ln W_{k,it} + \sum_{j=1}^3 \phi_j \ln W_{j,it} \ln Q_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中，C 为总成本，等于总利息支出与非利息支出之和，Q 表示总产出，即总资产规模，W1 表示劳动价格，等于员工支出除以员工总人数，W2 表示资产价格，等于管理费用、折旧及其他营业费用除以固定资产，W3 表示资本价格，等于利息支出除以吸收存款及同业存放。根据成本输入函数回归系数，带入下式得到边际成本函数：

$$MC_{it} = \frac{\partial C_{it}}{\partial Q_{it}} = \frac{C_{it}}{Q_{it}} \left(\hat{\alpha}_1 + 2\hat{\alpha}_2 \ln Q_{it} + \sum_{j=1}^3 \hat{\phi}_j \ln W_{j,it} \right)$$

计算得出勒纳指数 (Lerner)，根据该指标中位数划分为高竞争度组（大于中位数组），以及低竞争度组（小于中位数组），然后分组检验，结果如表 9 所示。

另一方面，由于银行表外业务的规模及质量并不能在财务报表中反映，导致监管当局、股东、债权人还有银行内外的工作人员难以了解表外业务经营的风险状况，影响到宏观审慎政策有效性的发挥。因此，为刻画银行信息不透明度，本文采用非正常的贷款减值准备来测度银行信息不透明度。借鉴已有研究(Jiang et al., 2016; Beatty & Liao, 2014)，估计出非正常贷款损失准备，该值越高则透明度越低。根据该指标中位数划分为两组，大于中位数的属于低透明度组，否则为高透明度组。分组检验结果如表 10 所示。

表 9、表 10 的结果表明，当银行竞争度高、透明度低时，宏观审慎政策的效果更加显著。同时组间系数检验结果也证实组间确实存在差异。这说明宏观审慎政策有效性的发挥是情境依赖的。在充分运用宏观审慎政策的同时，应致力于银行外部环境的配套完善。这样才能最大限度发挥宏观审慎政策的作用与效果。进而防范和化解系统性金融风险。

表 9 按照银行竞争度分组检验结果

	高银行竞争度				低银行竞争度			
	ΔCoVaR1		ΔCoVaR5		ΔCoVaR1		ΔCoVaR5	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
MPI	0.017* (1.837)	0.024** (2.199)	0.098*** (4.637)	0.114*** (4.045)	0.009 (1.101)	0.011 (0.882)	0.036* (1.756)	0.035 (1.144)
Size	0.010 (0.537)	-0.063*** (-3.347)	-0.026 (-0.506)	-0.176** (-2.460)	-0.018 (-0.865)	-0.081** (-2.699)	-0.095 (-1.343)	-0.329*** (-3.474)
Dep	0.368 (1.531)	0.282 (1.141)	1.181* (1.992)	1.018 (1.503)	0.013 (0.068)	-0.156 (-0.715)	0.250 (0.495)	-0.273 (-0.499)
CAR	-1.195 (-1.190)	-1.072 (-1.149)	-2.494 (-1.064)	-2.238 (-0.952)	-0.745** (-2.259)	-0.893** (-2.662)	-1.863 (-1.638)	-2.717** (-2.517)
DLR	-0.055 (-0.609)	-0.093 (-1.034)	0.152 (0.567)	0.079 (0.290)	0.072 (0.457)	-0.076 (-0.434)	0.446 (0.950)	-0.039 (-0.078)
GDP		-0.019*** (-5.831)		-0.039*** (-3.593)		-0.017*** (-4.900)		-0.058*** (-4.545)
CPI		-0.014 (-1.635)		-0.030 (-1.269)		0.004 (0.931)		0.016 (1.217)
DIFF		-0.011 (-1.404)		-0.020 (-0.932)		0.002 (0.231)		0.028 (1.364)
_cons	-0.223 (-0.325)	2.052*** (3.046)	0.388 (0.224)	5.034** (2.213)	0.680 (1.000)	2.863*** (2.935)	2.800 (1.294)	10.795*** (3.743)
N	139	139	139	139	141	141	141	141
adj_R ²	0.123	0.251	0.177	0.239	0.032	0.124	0.070	0.206
F	8.656	16.362	10.129	22.414	2.551	9.228	3.215	6.751

表 10 按照银行透明度分组检验结果

	高银行透明度				低银行透明度			
	ΔCoVaR1		ΔCoVaR5		ΔCoVaR1		ΔCoVaR5	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
MPI	0.007 (0.933)	0.020 (1.660)	0.045 (1.235)	0.074 (1.503)	0.018* (1.961)	0.022* (1.948)	0.075*** (3.717)	0.080*** (2.876)
Size	-0.025 (-0.875)	-0.102*** (-3.419)	-0.147 (-1.679)	-0.387*** (-3.635)	0.013 (0.605)	-0.059** (-2.060)	-0.005 (-0.105)	-0.260*** (-3.145)
Dep	-0.055 (-0.338)	-0.179 (-1.169)	-0.090 (-0.174)	-0.377 (-0.732)	0.344 (1.252)	0.103 (0.379)	1.261** (2.360)	0.620 (1.079)
CAR	-0.568 (-1.646)	-0.492 (-1.293)	-1.059 (-1.218)	-1.080 (-1.007)	-0.872** (-2.263)	-0.913*** (-3.158)	-2.416* (-1.824)	-2.927*** (-3.263)
DLR	-0.096 (-1.032)	-0.169* (-1.950)	0.002 (0.009)	-0.174 (-0.783)	-0.048 (-0.601)	-0.205** (-2.278)	0.198 (0.869)	-0.237 (-0.954)
GDP		-0.018*** (-5.541)		-0.050*** (-4.589)		-0.019*** (-5.537)		-0.061*** (-4.645)
CPI		-0.007 (-1.495)		-0.014 (-1.144)		0.001 (0.245)		0.006 (0.470)
DIFF		0.005 (0.711)		0.032 (1.662)		-0.001 (-0.101)		0.031 (1.228)
_cons	1.005 (1.146)	3.475*** (3.745)	4.699 (1.678)	12.307*** (3.588)	-0.358 (-0.444)	2.099** (2.077)	-0.303 (-0.197)	8.179*** (3.081)
N	140	140	140	140	140	140	140	140
adj_R ²	0.071	0.166	0.144	0.232	0.109	0.214	0.173	0.292
F	9.302	17.635	9.953	19.380	4.774	16.478	12.361	14.223

五、结论与启示

本文以上市银行为样本，结合我国宏观审慎工具实施情况，参考国际货币基金组织思路，构建了宏观审慎政策指数，进一步划分为宽松型与紧缩型宏观审慎工具，并研究了其对银行系统性金融风险的影响。研究结论如下。

第一，宏观审慎工具确实能够显著降低系统性金融风险。第二，宏观审慎工具通过降低银行风险承担水平缓释系统性金融风险，银行风险承担发挥部分中介作用。第三，宏观审慎政策效果的发挥是情境依赖的，当银行竞争度高、透明度低时，其作用效果更为显著。

基于此，本文提出以下政策建议。一是提高宏观审慎工具的针对性。针对金融市场潜在的风险，引入“贷款价值比”要求；针对地方政府债务违约风险，应逐步打破地方政府对融资平台的隐性担保，降低地方政府融资平台杠杆率，避免融资平台“大而不能倒”导致地方政府债务风险不断积聚。二是加强宏观审慎工具的导向性。宏观审慎工具用于防范系统性金融风险，如应对疫情冲击导致银行风险敞口扩大等问题，主要是在既有微观审慎监管要求之上提出附加要求，以提高金融体系应对顺周期波动和防范风险传染的能力。宏观审慎管理同时具有“时变”特征，即根据系统性金融风险状况动态调整，以发挥逆周期调节的作用。三是提高金融体系韧性。不仅要根据银行类别实施穿透监测，而且应把控政策力度，增强宽松型与紧缩型分类调控的有效性。鉴于外部环境的不确定性，我国应继续保持货币政策稳健，为股权融资提供便利，

不断完善公司破产重整制度，通过延缴税款、延缴社保等政策为企业纾困。四是在金融稳定目标下，可以尝试探索以宏观审慎政策为主、定向重点工具运用为辅的协调模式。例如，系统重要性银行在满足最低资本要求、储备资本和逆周期资本要求的基础上，还应满足一定的附加资本要求，扩充核心一级资本。同时，利用逆周期资本缓冲工具，防范顺周期金融风险累积。

【参考文献】

- [1] 白雪梅, 石大龙. 中国金融体系的系统性风险度量[J]. 国际金融研究, 2014(6):75-85.
- [2] 陈晓莉, 成硕. 宏观审慎政策对银行间风险传染的影响——基于中国银行业数据的实证研究[J]. 金融论坛, 2021,26(12):29-38.
- [3] 陈国进, 蒋晓宇, 赵向琴. 货币政策、宏观审慎监管与银行系统性风险承担[J]. 系统工程理论与实践, 2020,40,(06):1419-1438.
- [4] 陈中飞, 刘思琦, 李珂欣. 宏观审慎政策减少了资本异常流动吗? ——基于跨国经验分析[J]. 国际金融研究, 2022(01):39-49.
- [5] 代松. 中国上市金融机构系统性风险的“分摊”——基于边际预期损失模型的分析[J]. 金融论坛, 2013,18(08):29-35.
- [6] 樊明太, 叶思晖. 宏观审慎政策使用及其有效性研究——来自全球 62 个国家的证据[J]. 国际金融研究, 2020(12):33-42.
- [7] 范小云, 方意, 王道平. 我国银行系统性风险的动态特征及系统重要性银行甄别——基于 CCA 与 DAG 相结合的分析[J]. 金融研究, 2013(11):82-95.
- [8] 方意, 和文佳, 荆中博. 中美贸易摩擦对中国金融市场的溢出效应研究[J]. 财贸经济, 2019,40(06):55-69.
- [9] 方意, 荆中博. 外部冲击下系统性金融风险的生成机制[J]. 管理世界, 2022(5):19-35.
- [10] 方意, 赵胜民, 谢晓闻. 货币政策的银行风险承担分析——兼论货币政策与宏观审慎政策协调问题[J]. 管理世界, 2012(11):9-19.
- [11] 甘茂智, 黄柏翔, 周书仪. 宏观审慎评估体系下股市系统性风险防范研究[J]. 当代经济研究, 2018(09):80-89.
- [12] 黄秀路, 葛鹏飞. 债权激励降低了银行系统性风险吗?[J]. 财经研究, 2018,44(01):47-60.
- [13] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5):120-140.
- [14] 金成晓, 姜旭. 基于宏观审慎视角的财政政策与系统性金融风险防范:作用机制与政策规则[J]. 财政研究, 2021(02):59-77.
- [15] 李义举, 冯乾. 宏观审慎政策框架能否有效抑制金融风险?——基于宏观审慎评估的视角[J]. 金融论坛, 2018,23(09):9-20.
- [16] 刘澜飏, 戴金甫. 中国宏观审慎政策工具有效性与银行风险[J]. 南开学报(哲学社会科学版), 2019(02):158-167.
- [17] 刘志洋, 马亚娜. 宏观审慎监管工具调控信贷的有效性检验——基于全球 40 个国家的实证分析[J]. 金融论坛, 2022,27(04):42-51.
- [18] 吕进中, 张燕, 张鹏辉, 等. 宏观审慎政策工具的有效性研究——基于动态随机一般均衡模型的分析[J]. 金融监管研究, 2018(10):18-32.
- [19] 邵梦竹. 宏观审慎政策对银行风险承担的影响——基于跨国实证的视角[J]. 金融监管研究, 2019(05):30-46.
- [20] 宋科, 李振, 赵宣凯. 宏观审慎政策、经济周期与银行风险承担[J]. 经济理论与经济管理, 2019(01):43-58.
- [21] 宋科, 邵梦竹. 中央银行与宏观审慎政策有效性——来自 121 家央行的经验证据[J]. 国际金融研究, 2020(06):44-53.
- [22] 孙国茂, 张辉, 胡汝银. 宏观审慎监管下的系统重要性证券机构识别研究[J]. 宏观经济研究, 2021(09):24-43.
- [23] 王莉, 亢延锐, 薛飞, 等. 环境政策效果的综合框架: 来自 16 项试点政策的经验证据[J]. 财贸经济, 2022,43(04):98-112.
- [24] 杨子晖, 周颖刚. 全球系统性金融风险溢出与外部冲击[J]. 中国社会科学, 2018(12):69-90.
- [25] 张礼卿, 张宇阳, 欧阳远芬. 基于金融部门异质性的宏观审慎政策有效性研究[J]. 国际金融研究, 2020(11):3-12.
- [26] 郑兰祥, 王敏. 我国宏观审慎监管有效性及其 GMM 方法检验[J]. 南京审计大学学报, 2019,16(01):81-91.
- [27] 周天芸, 周开国, 黄亮. 机构集聚、风险传染与香港银行的系统性风险[J]. 国际金融研究, 2012(04):77-87.
- [28] 周小川. 金融政策对金融危机的响应——宏观审慎政策框架的形成背景、内在逻辑和主要内容[J]. 金融研究, 2011(01):1-14.
- [29] 周晔, 陈亚杰. 宏观审慎政策工具的有效性检验——基于对 114 家商业银行的实证分析[J]. 金融监管研究, 2021(01):49-65.

- [30] 邹奕格, 粟芳. 金融监管中宏观审慎政策工具的有效性研究——基于投资业务引致系统性风险的视角[J]. 保险研究, 2021(12):3-20.
- [31] Adrian T, Brunnermeier M K. CoVaR[J]. American Economic Review, 2016,106(7):1705-1741.
- [32] Adrian T, Shin H S. Procyclical Leverage and Value-at-Risk[J]. The Review of Financial Studies, 2014,27(2):373-403.
- [33] Aikman D, Nelson B, Tanaka M. Reputation, risk-taking, and macroprudential policy[J]. Journal of Banking & Finance, 2015,50:428-439.
- [34] Altunbas Y, Binici M, Gambacorta L. Macroprudential policy and bank risk[J]. Journal of International Money and Finance, 2018,81:203-220.
- [35] Billio M, Getmansky M, Lo A W, et al. Econometric measures of connectedness and systemic risk in the finance and insurance sectors[J]. Journal of Financial Economics, 2012,104(3):535-559.
- [36] Bisias D, Flood M, Lo A W, et al. A Survey of Systemic Risk Analytics [J]. Annual Review of Financial Economics, 2012(4):255-296.
- [37] Borio C, Zhu H. Capital regulation, risk-taking and monetary policy: A missing link in the transmission mechanism?[J]. Journal of Financial Stability, 2012,8(4):236-251.
- [38] Cerutti E, Claessens S, Laeven L. The use and effectiveness of macroprudential policies: New evidence[J]. Journal of Financial Stability, 2017,28:203-224.
- [39] Jiang L, Levine R, Lin C. Competition and Bank Opacity[J]. The Review of Financial Studies, 2016,29(7):1911-1942.

经济不确定性与全球金融资产配置

——来自双边证券投资资本流动的证据

李珂欣¹ 陈中飞²

【摘要】各国经济不确定性的普遍提高给全球金融资产配置带来了严峻挑战。本文利用 2009—2017 年 47 个经济体对 132 个经济体的双边证券投资资本流动数据，考察母国（资本流出国）和东道国（资本流入国）经济不确定性对证券投资资本流动的影响。研究表明：第一，母国经济不确定性上升会增加母国股权与债权资本流出，东道国经济不确定性上升则会减少东道国股权资本流入。第二，当东道国面临极端经济不确定性情况时，母国经济不确定性对金融资本流出的促进作用不再显著；当母国面临极端经济不确定性情况时，东道国经济不确定性不再显著降低股权资本流入，但会显著降低债权资本流入。以上结论主要对新兴经济体的金融资产配置成立，而发达经济体的金融资产配置存在“本土偏好”。此外，东道国的金融机构发展水平越高、资本账户开放程度越高、汇率制度越灵活，越能缓解东道国经济不确定性上升对证券投资资本流入的负向影响。上述发现在全球经济不确定性上升背景下的全球资产配置提供了重要启示。

【关键词】双边证券投资资本流动 双边经济不确定性 异质性分析 调节效应

引言

金融资产的全球配置既是金融全球化的必然趋势，也是资本分散风险的必然要求。证券投资资本流动本质上就是金融资产全球配置的过程（方芳等，2021）。全球证券投资资本流动在 2008 年国际金融危机时期急剧下降，在 2011 年逐渐恢复到金融危机前（2007 年）的水平，此后便大幅上升，其中尤以股票投资的增长占主导地位。相比于外商直接投资而言，国际证券投资风险更大、波动性更高、对一国金融体系的冲击更强。2022 年 3 月，人民币债券和股票市场均遭到国际资金的大幅流出，国内金融市场形势不容乐观。同年 4 月，银保监会强调要积极支持资本市场平稳运行，吸引更多外商直接投资和证券投资以改善国内融资状况。在此背景下，如何稳定短期证券投资资本流动和国内金融市场、防止外源性冲击引发的系统性金融风险、维护金融体系稳定是我国亟待解决的问题。

自 2008 年国际金融危机爆发以来，全球经济笼罩在不确定性的阴影之中。各类黑天鹅事件频发使经济不确定性不断攀升，如英国脱欧、中美贸易摩擦、新冠疫情爆发、俄乌冲突等。经济不确定性上升会导致经济衰退、金融动荡（Baker & Bloom, 2013），如何应对内外经济不确定性的冲击也成为全球各国的难题和挑战。已有研究表明，国内经济不确定性上升会显著降低其证券投资与银行资本流入（Choi & Furceri, 2019；方芳等，2021），然而尚未有学者关注双边经济不确定性对双边证券投资资本流动的影响。当前，全球证券投资资本流动规模不断提高与内外经济不确定性攀升双重叠加，在此背景下深入探讨双边经济不确定性如何影响双边证券投资资本流动对管理“热钱”具有重要意义。

现有关于国际证券投资资本流动的文献大多基于单边视角，即仅考察一国证券投资资本的流入或流出（方芳等，2021；阙澄宇和孙小玄，2021）。在双边视角的研究中，尚未有学者讨论经济不确定性的作用。本文的创新之处体现为：第一，系统讨论了双边经济不确定性对双边证券投资资本流动的影响，以及面临极端经济不确定性情况时资本流动的表现；第二，进一步考察了东道国的金融机构发展水平、资本账户开放程度和汇率制度灵活性在缓解东道国经济不确定性冲击中的作用。

¹ 李珂欣，经济学博士研究生，北京大学汇丰商学院

² 陈中飞，经济学博士，暨南大学经济学院经济学系，教授，博士生导师

一、文献综述与理论机制

各国金融资产的交叉持有（即双边证券投资资本流动）成为金融资产全球配置的重要形式（李坤望和刘健，2012）。相比其他类型的资本流动，国际证券投资期限更短、流动性更强，已成为各国金融市场重要的扰动因素（阙澄宇和孙小玄，2021），因此确有必要单独考察证券投资资本流动的影响因素。然而，传统单边资本流动数据无法反映相互联接的全球金融网络，学者们将目光转移到双边资本流动上来。双边证券投资资本流动的实证基础是引力模型。传统的引力模型估计结果表明，两国的市场规模、交易成本（如地理距离、是否邻界、共同语言、货币或贸易联盟等）、双边贸易是金融资本流动的决定性因素（Galstyan & Lane, 2013; Okawa & van Wincoop, 2012）。随着“卢卡斯悖论”的提出，学者们也把金融发展水平、金融开放度与制度质量引入引力模型。李坤望和刘健（2012）及刘健（2012）使用 Heckman 两阶段模型分别研究了母国和东道国的金融发展和制度质量对双边股权资本流动的积极影响，而范小云等（2012）则指出母国和东道国的名义资本账户开放程度的提高也能显著增加母国对东道国的股权资本投资。

尚未有学者从不确定性的角度研究双边证券投资资本流动。然而已有学者针对经济不确定性对双边银行资本流动进行了探讨。Wang（2018）使用各国股票市场波动风险作为经济不确定性的衡量指标，研究表明母国与东道国股市风险的上升均会显著降低母国对东道国的银行资本流入。而 Choi & Furceri（2019）则使用双边银行资本流动数据考察了母国股市波动性对东道国的银行资本流出和流入的影响，指出母国股市风险上升会导致银行资本流入与流出同时减少。然而用股市波动率衡量经济不确定性远远不够。一方面，股市波动仅是经济不确定性来源的一部分；另一方面，股市波动会导致研究样本受限于发达经济体（Ahir et al., 2022），从而带来潜在的估计偏误。Baker et al.（2016）基于文本分析法编制了各国经济政策不确定性指数，然而该指数只覆盖了 23 个国家和地区，且大部分为发达经济体。Ahir et al.（2022）通过统计各国 Economist Intelligence Unit（EIU）报告中有关不确定性词语出现的次数，构造了 143 个国家和地区的不确定性指数。该数据库是目前涵盖国家最多的不确定性指数数据集。EIU 报告的内容包含政治、经济政策、国内经济、外贸支付等事件及其对国家风险的影响。因此，与 Baker et al.（2016）的经济政策不确定性指数不同，Ahir et al.（2022）的不确定性指数也可视为经济、政治、贸易等多方面的综合经济不确定性指数。

国际证券投资资金作为投机性金融资产在全球范围内进行资产配置以实现资产收益最大化。图 1 总结了本文的理论机制：一国经济不确定性上升，会从实体经济和金融市场两个方面冲击资本流动（王东明和鲁春义，2019）。一方面，经济不确定性上升会降低企业投资和居民消费（Bernanke, 1980），从而使一国预期经济增速下降（Ahir et al., 2022），导致资本流出；另一方面，经济不确定性上升也会影响利率和汇率，使金融市场（如股市、债市、外汇市场等）预期投资风险加大（Liu & Zhang, 2015），导致资本流出。综合来看，资本会从经济不确定性较高的国家流出，并流入经济不确定性较低的国家（方芳等，2021）。而一国金融发展水平越高、资本账户开放程度越高、汇率制度越灵活，即金融体系效率越高、跨境交易的成本越低、汇率的调节速度越快，越能缓解金融市场的信息不对称，从而降低不确定性（王东明和鲁春义，2019）。因此，面对经济不确定性时受到的负向冲击越小（刘粮和陈雷，2018；阙澄宇和孙小玄，2021），越有利于国内股市和债市的稳定。发达经济体具有成熟的金融市场、开放的资本账户和灵活的汇率制度。因此，经济不确定性对发达经济体的冲击比新兴经济体更小，从而降低了因金融市场震荡引起的资本流动波动。

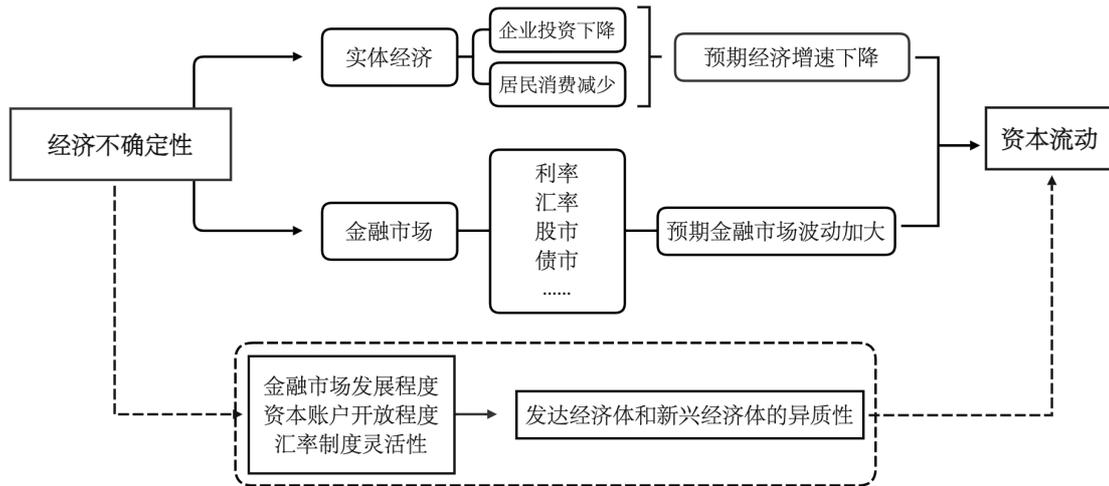


图1 理论机制

二、模型、变量与数据说明

（一）计量模型设定及说明

双边资本流动计量模型的理论基础是国际贸易理论中的引力模型（Okawa & van Wincoop, 2012）。参考 Wang（2018）的做法，本文将计量模型设定如下：

$$flow_{ijt} = \alpha + \beta_1 wui_inv_{it} + \beta_2 wui_isu_{jt} + \gamma X_{ijt} + \lambda_{ij} + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中， $flow_{ijt}$ 代表母国 i 对东道国 j 在 t 年的证券投资资本流动数额， wui_inv_{it} 和 wui_isu_{jt} 分别为母国 i 和东道国 j 在 t 年的经济不确定性指数， X 为控制变量组， α 为截距项， ε 为扰动项。模型加入年份固定效应（ γ_t ）以控制诸如 Chari et al.（2022）等学者提出的全球经济周期等国际冲击对证券投资资本流动的影响。大量文献如李坤望和刘健（2012）、刘健（2012）、Wang（2018）等均指出，母国和东道国的地理距离、是否说同一种语言、是否加入同一个经贸组织等两国间的地理、文化、经贸因素会显著影响双边资本流动。因此，模型加入“母国—东道国”（Pair）间的双边固定效应（ λ_{ij} ）以控制只随母国和东道国的双边关系而变、但不随时间而变的因素¹。本文所有回归均使用异方差稳健的标准误。

（二）变量与数据说明

1. 双边证券投资资本流动

双边证券投资资本流动数据来源于 Coppola et al.（2021），是基于“国籍”定义的双边证券投资资本流动，包括股权资本流动和债权资本流动两部分。该数据集为年度数据，时间跨度为 2007—2017 年。随着国际金融的深入发展，尤其是避税天堂国家（地区）和跨国公司的存在，促使居民通过避税天堂进行投资，导致基于“居民”标准的统计数据无法真实反映各国的资本头寸，这为各国管理资本流动风险带来了新挑战。而基于“国籍”计算的资本流动更能反映各国资本流动的真实情况（Choi & Furceri, 2019）。

本文使用双边证券投资数据作为被解释变量，并做如下处理：第一，剔除资本流动为 0 的观测值，这与 Galstyan & Lane（2013）和 Everett & Galstyan（2020）的做法一致。第二，资本流动为负值时，参考 Wang（2018）的做法，本文先对原指标（ $flow_{ijt}$ ）取绝对值，再取对数。若原数值取值为负，则再将对数化后的观测值加上负号，最终得到 t 年 i 国对 j 国的证券投资资本流动变量（ $lflow_{ijt}$ ）。资本流动数据包括股权资本流动（ le_{ijt} ）和债权资本流动（ lb_{ijt} ）两大类。具体指标计算如式（2）所示：

¹ 由于“母国—东道国”间的双边固定效应与母国的个体固定效应、东道国的个体固定效应完全共线，因此回归中并未同时控制后者。在稳健性检验中，本文不再控制双边固定效应，转而控制母国的个体固定效应、东道国的个体固定效应，回归结果（表 7）仍与基准回归（表 2）一致。

$$lflow_{ijt} = \begin{cases} \ln(flow_{ijt}), & \text{若 } flow_{ijt} > 0; \\ -\ln(|flow_{ijt}|), & \text{若 } flow_{ijt} < 0. \end{cases} \quad (2)$$

2. 经济不确定性

经济不确定性数据来源于 Ahir et al. (2022), 该数据库为季度数据, 本文通过简单算数平均得到年度经济不确定性指数。由于原经济不确定性指标 (eui_{it}) 有大量 0 值, 直接取对数会产生大量缺失值, 因此回归时在原指标加 1 后再进行对数化处理, 最终得到母国 (wui_inv_{it}) 和东道国 (wui_isu_{jt}) 的经济不确定性变量。具体指标计算如式 (3) 所示:

$$wui_{it} = \ln(1 + eui_{it}) \quad (3)$$

3. 控制变量

参考 Wang (2018) 和 Everett & Galstyan (2020) 的研究, 控制变量 (X_{ijt}) 包括: 母国的实际人均 GDP 总量 (以 2010 年的美元计价), 记为 gdp_inv_{it} ; 东道国的实际人均 GDP 总量 (以 2010 年的美元计价), 记为 gdp_isu_{jt} ; 母国和东道国间的双边进口总额, 记为 $bimp_{ijt}$ 。回归时上述变量均取对数。由于模型中已控制“母国—东道国”间的双边固定效应 (λ_{ij}), 故不再单独控制以两国间的地理距离等为代表的随时间而变只随双边国家而变的变量, 以避免多重共线性。数据来自世界银行 (World Bank, WB) 和国际货币基金组织 (International Monetary Fund, IMF)。

本文剔除避税天堂国家 (地区) 且仅使用 2009 年及以后的数据¹, 最终得到了 2009—2017 年 47 个经济体对 132 个经济体的双边证券投资资本流动数据。

样本共涵盖 26 个发达经济体和 106 个新兴经济体。各变量的定义和数据来源如表 1 所示, 描述性统计如表 2 所示。

表 1 变量定义与数据来源

变量名称	变量定义	数据来源
双边证券投资资本流动	股权资本流动 (le) 债权资本流动 (lb)	Coppola et al. (2021)
经济不确定性	母国的经济不确定性 (wui_inv) 东道国的经济不确定性 (wui_isu)	Ahir et al. (2022)
经济规模	母国的实际人均 GDP 总量 (gdp_inv) 东道国的实际人均 GDP 总量 (gdp_isu)	WB
双边进出口贸易总额	母国与东道国双边进出口贸易总额 ($bimp$)	IMF

表 2 描述性统计

Variable	Obs.	Mean	S.D.	Min.	Max.
le	21827	0.177	5.581	-26.020	13.830
lb	22656	1.763	4.567	-46.020	13.940
wui_inv	26439	0.073	0.051	0	0.349
wui_isu	26439	0.070	0.049	0	0.349
gdp_inv	26439	9.509	1.125	6.858	11.420
gdp_isu	26439	9.129	1.376	5.393	11.420
bimp	26439	19.700	2.728	4.682	27.220

三、实证分析

(一) 基准回归

本文首先基于式 (1) 分别讨论母国与东道国的经济不确定性对双边证券投资的影响。回归结果如表 3 列 (1) 和列 (2) 所示, 列 (1) 和列 (2) 的被解释变量分别为股权投资和债权投资。

表 3 列 (1) 和列 (2) 的回归结果表明母国经济不确定性 (wui_inv) 上升会显著提高股权或债权资

¹ 将避税天堂国家 (地区) 纳入回归, 将安全天堂国家 (safe-haven countries, 定义见 Chari et al. (2022)) 剔除, 将 2009 年的数据剔除, 回归结果均与基准回归 (表 2) 一致。篇幅所限, 回归结果未予以列示, 感兴趣的读者可向作者索取。

本流出。而东道国不确定性 (wui_isu) 上升会显著降低股权资本流入, 但对债权资本流入没有影响。股权资本比债权资本的期限更短、流动性更强, 在面对风险时具备快速逃离的优势 (阙澄宇和孙小玄, 2021), 因此对风险的反应更为敏感, 这也与 Galstyan & Lane (2013) 认为双边因素对股权投资的影响大于债权投资的结论一致。更大的不确定性意味着更高的风险, 本文的结论体现了国际投资者“风险规避”的偏好。上述结果也表明双边证券投资受母国即资金来源国的经济不确定性影响更大, 而非资金流入国。在 Ahir et al. (2022) 计算的以 GDP 加权的全球经济不确定性指标中, 全球经济不确定性在 2019 年第 4 季度环比提高了 60.716%, 在 2022 年第 1 季度环比提高了 33.593%。因此, 在全球经济不确定性极具波动的背景下, 本文的实证结果具有重要的政策启示。

然而线性计量模型的系数衡量的是一种“平均效应”, 难以反映在极端风险水平下各变量的效应。参考 Chari et al. (2022) 的做法, 本文在式 (1) 的基础上加入母国与东道国经济不确定性的交乘项 ($wui_inv*wui_isu$), 考察母国 (或东道国) 的经济不确定性效果是否会随对手国经济不确定性的变化而变化。加入交乘项后的回归结果如表 3 列 (3) 和列 (4) 所示。列 (3) 表明, 在平均意义上, 该交乘项对双边股权资本流动并不存在显著影响。但列 (4) 表明东道国经济不确定性的提高会显著降低母国经济不确定性提高带来的债权资本流入。

表 3 经济不确定性对双边证券投资资本流动的影响——基准回归

	(1) 股权投资	(2) 债权投资	(3) 股权投资	(4) 债权投资
<i>wui_inv</i>	1.333*** (3.39)	0.909** (2.13)	0.786 (1.36)	1.804*** (2.93)
<i>wui_isu</i>	-1.578*** (-4.29)	-0.315 (-0.71)	-2.122*** (-3.83)	0.597 (0.98)
<i>wui_inv*wui_isu</i>			7.096 (1.45)	-11.837*** (-2.37)
<i>gdp_inv</i>	4.717*** (11.27)	2.544*** (4.61)	4.726*** (11.30)	2.524*** (4.56)
<i>gdp_isu</i>	0.912*** (2.61)	1.860*** (5.99)	0.914*** (2.62)	1.856*** (5.98)
<i>bimp</i>	0.146*** (3.57)	-0.007 (-0.18)	0.147*** (3.59)	-0.007 (-0.17)
<i>_cons</i>	-55.937*** (-11.10)	-39.932*** (-6.41)	-56.022*** (-11.11)	-39.774*** (-6.37)
<i>Pair</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	21827	22656	21827	22656
<i>R2_a</i>	0.042	0.055	0.042	0.055
<i>Number of pairs</i>	3329	3534	3329	3534

注: () 内为 t 统计值; *, **, *** 分别代表 10%, 5%, 1% 的显著性水平。所有回归均使用稳健的标准误。下同。

图 2 绘制了在东道国 (或母国) 经济不确定性的不同分布水平下, 母国 (或东道国) 经济不确定性对股权和债权资本流动的影响。在面对证券投资资本流动时, 极端经济不确定性 (经济不确定性位于 99% 分位数) 至关重要。这体现在: 第一, 如图 2 (a) 右图所示, 随着母国经济不确定性上升, 东道国经济不确定性对股权资本流入的负向作用会降低。而当母国面临极端经济不确定性情况时, 东道国经济不确定性水平不再对股权资本流入有显著影响, 这时尤需警惕大规模国际恐慌资本的流入带来股市泡沫等问题。第二, 如图 2 (b) 左图所示, 母国经济不确定性对债权资本流出的推动作用会随着东道国本身经济不确定性的提高而降低, 尤其当东道国经济不确定性较高时 (位于 50% 分位数以上), 母国经济不确定性的上升将不再推动债权资本流入东道国。第三, 如图 2 (b) 右图所示, 当母国经济不确定性较低时 (经济不确定性位于 50% 分位数以下), 东道国不确定性对其债权资本流入的影响并不显著, 但当母国面临极端经济不确定性情况时, 东道国经济不确定性的提高就会显著降低债权资本流入规模。第四, 图 2 (a) 左图表明, 东道国经济不确定性的分布对母国经济不确定性对股权投资流入的作用并无显著影响。

对于控制变量，所有回归中母国和东道国的实际人均 GDP 系数 (gdp_inv , gdp_isu) 在 1% 的水平下均显著为正。在列 (1) 与列 (3) 中，母国和东道国的双边进口总额也显著为正。以上变量的系数符号与 Wang (2018)、李坤望和刘健 (2012)、刘健 (2012) 的研究均相同。母国的资金供给越多、东道国的融资需求越大、两国间的贸易往来越紧密，则母国对东道国的证券投资也越高。

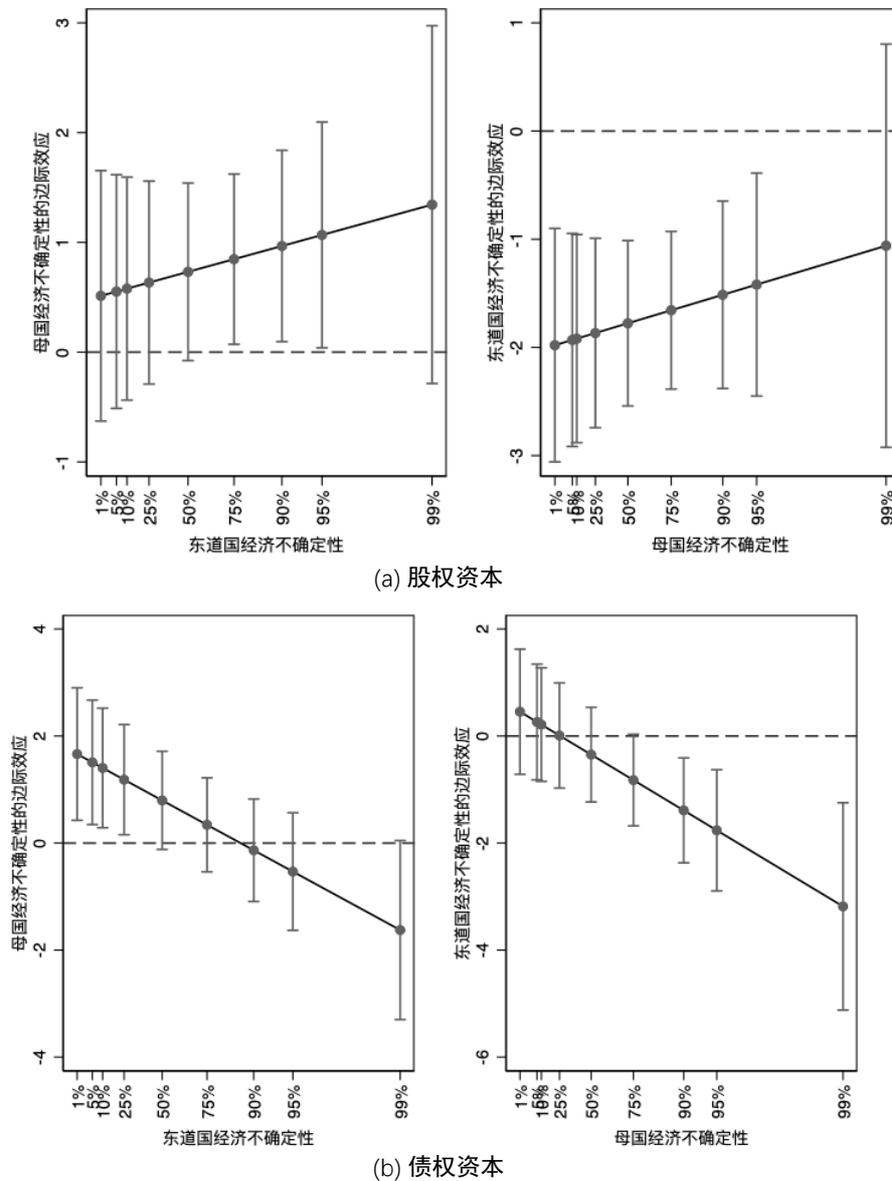


图 2 经济不确定性的分布对国际投资的影响

注：图中为 95% 的置信区间。

(二) 母国与东道国的异质性

上述双边关系是否会因发达经济体或新兴经济体主体的不同而不同？为回答这一问题，本文将样本分为发达经济体和新兴经济体两大类，并基于母国和东道国双边主体的不同进行分类回归。

表 4 列示了母国为全样本国家下，东道国分别为发达经济体、新兴经济体的分样本回归结果。当东道国为发达经济体时，母国经济不确定性上升仍会显著提高其股权资本流出规模；东道国经济不确定性对股权与债权资本流入均无显著影响，这意味着发达经济体的经济不确定性不会显著影响其证券投资资本流入。当东道国为新兴经济体时，基准回归的结论仍然成立。母国经济不确定性上升会显著提高其股权与债权资本流出，而本国经济不确定性上升会显著降低其股权资本流入。这表明新兴经济体的证券投资资本流入更加“顺周期”，对外部冲击更为敏感。

表4 母国为全样本

	东道国为发达经济体		东道国为新兴经济体	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	股权投资	债权投资	股权投资	债权投资
<i>wui_inv</i>	1.795*** (3.40)	-0.136 (-0.25)	1.081** (2.00)	1.406** (2.38)
<i>wui_isu</i>	-0.860 (-1.25)	-0.416 (-0.63)	-1.702*** (-3.92)	0.199 (0.35)
<i>gdp_inv</i>	5.262*** (9.25)	2.892*** (4.84)	4.301*** (7.20)	2.315*** (2.59)
<i>gdp_isu</i>	0.940 (1.15)	6.141*** (7.45)	1.083** (2.43)	0.513 (1.52)
<i>bimp</i>	0.166* (1.80)	-0.041 (-0.49)	0.134*** (2.95)	0.017 (0.39)
<i>_cons</i>	-60.454*** (-5.79)	-87.617*** (-8.58)	-53.915*** (-8.18)	-26.679*** (-2.91)
<i>Pair</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	7918	8346	13909	14310
<i>R2_a</i>	0.068	0.055	0.035	0.067
<i>Number of pairs</i>	1088	1137	2241	2397

表5列示了母国和东道国分别为发达经济体和新兴经济体的分样本回归结果。回归结果表明：第一，如列（1）和列（2）所示，当母国与东道国均为发达经济体时，母国与东道国的经济不确定性对股权投资和债权投资的影响均不再显著。这表明，当证券投资资本在发达经济体内部流动时，证券投资资本对各国的经济不确定性并不敏感。第二，如列（3）和列（4）所示，当母国为发达经济体、东道国为新兴经济体时，母国与东道国的经济不确定性上升均会显著降低母国对东道国的股权投资。这表明，当股权资本从发达经济体流向新兴经济体时，股权资本存在显著的“避险”倾向，以及留存在发达经济体内部的“本土偏好”。另外，发达经济体对新兴经济体的债权投资不受双边经济不确定性的影响。第三，如列（5）和列（6）所示，当母国为新兴经济体、东道国为发达经济体时，东道国的经济不确定性对股权投资与债权投资的影响仍不显著。这与列（1）和列（2）的结果一致，即证券投资资本对发达经济体的经济不确定性并不敏感。然而当母国为新兴经济体时，新兴经济体的经济不确定性上升，会显著提高其对发达经济体的股权投资，因而不存在新兴经济体资本的“本土偏好”。第四，如列（7）和列（8）所示，当投融资双方均为新兴经济体时，基准回归的结论仍然成立。当证券投资资本在新兴经济体内部流动时，母国经济不确定性的上升仍能显著提高母国对东道国的股权与债权投资；而东道国本身经济不确定性的上升则会带来股权资本流入的下降。另外，从整体上看，双边经济不确定性的影响在母国为新兴经济体时要大于当母国为发达经济体时。

综合来看，新兴经济体的证券投资资本流动对经济不确定性更为敏感。不论是作为母国还是东道国，发达经济体的证券投资资本流动均存在留存在发达经济体内部的“本土偏好”。对新兴经济体而言，当其作为融资国时本国经济不确定性的上升会降低其证券投资资本流入，当其作为投资国时本国经济不确定性的上升同样会提高其证券投资资本流出。

表5 母国与东道国分别为发达经济体或新兴经济体

	母国为发达经济体				母国为新兴经济体			
	东道国为发达经济体		东道国为新兴经济体		东道国为发达经济体		东道国为新兴经济体	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	股权投资	债权投资	股权投资	债权投资	股权投资	债权投资	股权投资	债权投资
<i>wui_inv</i>	-0.173 (-0.29)	-0.670 (-0.83)	-1.909** (-2.58)	0.635 (1.06)	2.712*** (4.10)	0.324 (0.47)	2.001*** (2.83)	2.138** (2.38)
<i>wui_isu</i>	0.240 (0.41)	-0.587 (-0.69)	-1.295** (-2.50)	-0.670 (-1.23)	-1.490 (-1.55)	-0.419 (-0.48)	-1.972*** (-3.11)	0.847 (0.97)

<i>gdp_inv</i>	7.052*** (3.36)	4.113** (2.40)	-2.174 (-1.11)	1.551 (1.02)	5.534*** (9.22)	3.011*** (4.86)	4.465*** (6.89)	2.881*** (3.17)
<i>gdp_isu</i>	1.587* (1.76)	4.939*** (3.26)	1.488*** (3.00)	1.007** (2.33)	0.602 (0.51)	6.826*** (6.98)	0.813 (1.23)	0.216 (0.45)
<i>bimp</i>	-0.005 (-0.03)	-0.025 (-0.17)	0.131* (1.81)	0.042 (0.63)	0.170 (1.64)	-0.025 (-0.27)	0.136** (2.41)	-0.005 (-0.10)
<i>cons</i>	-85.068*** (-3.37)	-88.119*** (-4.06)	10.482 (0.51)	-23.188 (-1.40)	-58.193*** (-4.16)	-96.285*** (-8.23)	-52.272*** (-6.73)	-28.658*** (-3.08)
<i>Pair</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2432	2502	5343	5475	5486	5844	8566	8835
<i>R2_a</i>	0.090	0.089	0.026	0.159	0.071	0.055	0.040	0.049
<i>Number of pairs</i>	315	322	798	852	773	815	1443	1545

(三) 东道国国内变量的调节效应

资本流入突然中断是一国金融危机的导火索（陈中飞等，2021），而证券投资资本流入的突然中断则尤其伴随一国股市或债市的暴跌，将通过金融加速器效应迅速传导到整个宏观经济，产生破坏性影响。本部分进一步考察东道国本身的金融发展水平、资本账户开放程度、汇率制度弹性等制度性安排能否缓解因本国不确定性上升带来的资本流入下降压力。

1. 金融发展水平

经济不确定性上升会提高金融交易成本、抑制投资主体的理性决策。一国金融发展水平越高，信息不对称程度越低、投资成本越低，越有利于跨境证券资本流入（方芳等，2021；李坤望和刘健，2012），应对冲击的弹性也越大（阙澄宇和孙小玄，2021）。本文在式（1）中加入东道国的金融发展水平及其与东道国经济不确定性的交乘项，以考察东道国的金融发展水平能否缓解东道国经济不确定性带来的资本流入下降。本文使用 Svirydzienka（2016）提出的金融发展指数衡量各国的金融发展水平，该指数包括金融机构发展水平和金融市场发展水平两大子指标，每个子指标又包括发展深度、发展广度和发展效率三大类¹。该指标越大表明金融发展水平越高。

表 6 的回归结果表明，东道国金融机构发展总水平（*fi*）、发展深度（*fid*）、发展广度（*fia*）的提高能显著降低东道国经济不确定性上升对股权资本流入的负向冲击，而金融机构发展效率（*fie*）的提高则能显著降低东道国经济不确定性上升对债权资本流入的负向冲击。但金融市场发展水平的总指标与分指标的交乘项均不显著。

根据 Svirydzienka（2016）的指标定义，金融市场深度衡量了一国股票和债券市场的规模、活跃度以及政府和公司的国际和国内的借贷能力，金融市场广度则衡量了一国金融市场主体的丰富程度，而金融机构广度和深度综合反映了一国银行业服务经济的质量和经营效率。因此，金融机构发展水平与金融市场发展水平的这一异质性效应也进一步表明：对国际投资者而言，在东道国经济不确定性上升时，东道国金融市场的扩大、金融市场主体的丰富无法分散东道国本身的风险，反而是更高质量和高效率的金融机构在稳定跨境证券投资资本流动上起到更大的作用。

表 6 金融机构发展水平的调节效应

	<i>fi</i>		<i>fid</i>		<i>fia</i>		<i>fie</i>	
	(1) 股权投资	(2) 债权投资	(3) 股权投资	(4) 债权投资	(5) 股权投资	(6) 债权投资	(7) 股权投资	(8) 债权投资
<i>wui_inv</i>	1.424*** (3.64)	0.887** (2.07)	1.412*** (3.61)	0.893** (2.08)	1.422*** (3.64)	0.876** (2.05)	1.405*** (3.59)	0.909** (2.12)
<i>wui_isu</i>	-3.764*** (-5.04)	0.674 (0.66)	-2.428*** (-4.38)	0.079 (0.11)	-3.674*** (-5.97)	0.882 (1.06)	-2.968** (-2.01)	-4.369* (-1.81)
<i>wui_isu*fi</i>	4.564*** (3.57)	-1.568 (-1.01)						
<i>wui_isu*fid</i>			2.213** (2.32)	-0.913 (-0.86)				
<i>wui_isu*fia</i>					4.863*** (4.11)	-2.298 (-1.42)		

¹ 篇幅有限，详细的指标定义和不显著的金融市场发展水平的回归结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

<i>wui_isu*fie</i>							2.318 (0.95)	6.596* (1.79)
<i>fi</i>	0.904 (1.28)	2.085*** (2.90)						
<i>fid</i>			0.369 (0.56)	0.514 (0.76)				
<i>fia</i>					-0.253 (-0.56)	1.521*** (3.66)		
<i>fie</i>							0.633** (1.99)	-0.443 (-1.12)
<i>gdp_inv</i>	4.683*** (11.15)	2.533*** (4.59)	4.685*** (11.15)	2.538*** (4.59)	4.690*** (11.17)	2.536*** (4.59)	4.694*** (11.18)	2.540*** (4.60)
<i>gdp_isu</i>	0.853** (2.18)	1.477*** (4.28)	1.001*** (2.80)	1.845*** (5.90)	1.149*** (2.77)	1.308*** (3.66)	0.885** (2.51)	1.862*** (5.97)
<i>bimp</i>	0.144*** (3.51)	-0.001 (-0.04)	0.143*** (3.49)	-0.007 (-0.17)	0.140*** (3.42)	0.001 (0.01)	0.144*** (3.51)	-0.009 (-0.23)
<i>_cons</i>	-55.493*** (-10.65)	-37.489*** (-5.95)	-56.526*** (-11.13)	-39.958*** (-6.48)	-57.608*** (-10.71)	-35.642*** (-5.61)	-55.805*** (-11.02)	-39.603*** (-6.31)
<i>Pair</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	21737	22568	21737	22568	21737	22568	21737	22568
<i>R2_a</i>	0.043	0.056	0.042	0.055	0.043	0.057	0.043	0.056
<i>Number of pairs</i>	3312	3518	3312	3518	3312	3518	3312	3518

2. 资本账户开放

资本账户越开放，金融交易成本越低。范小云等（2012）指出，资本账户开放程度越高越有利于资本流入，尤其是对短期证券投资资本而言。本文在式（1）中加入资本账户开放程度（ka）及其与东道国经济不确定性的交乘项（*wui_isu*ka*）。资本账户开放数据来自 Chinn & Ito（2002），该指标越大表明资本账户开放程度越高。回归结果如表 7 的列（1）和列（2）所示。

回归结果显示，资本账户开放与东道国经济不确定性的交乘项（*wui_isu*ka*）对东道国股权资本流入的影响为正（显著性水平为 10%），对东道国债权资本流入的影响并不显著。这表明东道国资本账户开放有利于降低金融交易成本、吸引资本流入，从而缓解东道国经济不确定性上升带来的股权资本流入下降。

3. 汇率制度

证券资本流动期限短、流动性高、会频繁进出国际金融市场，对汇率反应尤为敏感。而浮动汇率制度具有“外部冲击缓冲器”的作用，汇率制度弹性越大，汇率的调节速度越快，越能缓解外部冲击对资本流动的不利影响（刘粮和陈雷，2018）。本文在式（1）中加入汇率制度（fx）及其与东道国经济不确定性的交乘项（*wui_isu*fx*）。汇率制度数据来自 Ilzetzki et al.（2019），该指标取值越大表明汇率制度越灵活。回归结果如表 7 的列（3）和列（4）所示。

回归结果显示，汇率制度与东道国经济不确定性的交乘项（*wui_isu*fx*）对东道国股权资本流入和债权资本流入的影响均显著为正。这表明，东道国汇率制度越灵活，越能缓解东道国经济不确定性上升带来的资本流入下降风险，佐证了浮动汇率制度的“外部冲击缓冲器”作用。

表 7 资本账户开放和汇率制度的调节效应

	资本账户开放		汇率制度	
	(1) 股权投资	(2) 债权投资	(3) 股权投资	(4) 债权投资
<i>wui_inv</i>	1.273*** (3.20)	0.906** (2.11)	1.097*** (2.71)	0.800* (1.66)
<i>wui_isu</i>	-2.422*** (-3.79)	0.434 (0.58)	-2.733*** (-3.38)	-3.564*** (-3.25)
<i>wui_isu*ka</i>	1.639* (1.83)	-1.210 (-1.08)		
<i>wui_isu*fx</i>			0.145* (1.72)	0.440*** (4.11)
<i>ka</i>	0.486**	0.528**		

	(2.38)	(2.30)		
<i>fx</i>			0.008	-0.024
			(0.49)	(-1.52)
<i>gdp_inv</i>	4.671***	2.546***	5.117***	1.545**
	(11.05)	(4.61)	(10.71)	(1.96)
<i>gdp_isu</i>	0.865**	1.784***	0.415	2.458***
	(2.42)	(5.75)	(1.06)	(6.73)
<i>bimp</i>	0.148***	-0.007	0.147***	0.001
	(3.59)	(-0.17)	(3.35)	(0.01)
<i>_cons</i>	-55.395***	-39.627***	-55.168***	-36.086***
	(-10.84)	(-6.35)	(-9.60)	(-4.17)
<i>Pair</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	21266	22432	18370	18562
<i>R2_a</i>	0.044	0.055	0.032	0.048
<i>Number of pairs</i>	3239	3494	3128	3242

(四) 内生性控制¹

为缓解国际资本流动与经济不确定性之间逆向因果关系等导致的内生性问题，本文使用母国和东道国上年的经济不确定性作为本年经济不确定性的工具变量进行两阶段最小二乘回归。回归结果如表 8 的列 (1) 和列 (2) 所示。股权资本流动的回归结果与基准回归 (见表 3) 一致。母国的经济不确定性上升仍会显著提高当年股权资本流出量，而东道国的经济不确定性上升仍会显著降低当年股权资本流入量。债权资本流动的结果略有变动，母国的经济不确定性上升会提高当年债权资本流出量，但效应并不显著；而东道国的经济不确定性上升能显著降低其当年债权资本流入量。

在基准回归中，本文控制了“母国—东道国”的双边固定效应，因此无法同时控制非时变的文化类因素。参考 Galstyan & Lane (2013)、Wang (2018)、李坤望和刘健 (2012) 等人的模型设定，本文不再控制双边固定效应，而同时控制两国语言是否相同 ($lang_{it}$)、两国首都的地理距离的对数 ($dist_{it}$)²、母国的固定效应 (Inv)、东道国的固定效应 (Isu)、母国与东道国是否均为欧盟成员国 (EU)、母国与东道国是否均为东盟成员国 (ASEAN)、母国与东道国是否均为北美自由贸易协定成员国 (NAFTA)。改变模型设定后的回归结果如表 8 列 (3) 和列 (4) 所示。其中，母国与东道国的经济不确定性对证券投资资本流动影响的系数符号与显著性仍与基准回归 (见表 3) 一致。

表 8 内生性控制

	工具变量法		改变模型设定	
	(1) 股权投资	(2) 债权投资	(3) 股权投资	(4) 债权投资
<i>wui_inv</i>	1.622**	0.288	1.149***	0.841*
	(2.50)	(0.45)	(2.86)	(1.95)
<i>wui_isu</i>	-2.289**	-2.381**	-1.423***	-0.361
	(-2.46)	(-2.41)	(-3.71)	(-0.81)
<i>gdp_inv</i>	4.542***	3.033***	4.612***	2.275***
	(16.83)	(11.68)	(10.80)	(4.09)
<i>gdp_isu</i>	0.025	1.783***	0.791**	1.557***
	(0.10)	(7.43)	(2.24)	(5.07)
<i>bimp</i>	0.146***	-0.023	0.229***	0.145***
	(4.52)	(-0.77)	(7.33)	(5.28)
<i>lang</i>	-	-	0.875***	0.418***
	-	-	(5.27)	(3.35)
<i>dist</i>	-	-	-1.012***	-1.000***
	-	-	(-11.27)	(-15.64)
<i>_cons</i>	-45.961***	-43.117***	-48.993***	-26.401***
	(-13.26)	(-13.00)	(-10.82)	(-4.90)

¹ 本文还进行了如下稳健性检验：加入额外控制变量（母国与东道国的实际利率、贷款利率、实际人均 GDP 增速、实际有效汇率）、剔除区域经济体（欧盟、东盟、北美自由贸易协定），将双边经济不确定性双侧缩尾 1%，使用两国的相对经济不确定性指标（即用母国的经济不确定性减去东道国的经济不确定性），使用证券投资资本总流动（即股权投资和债权投资的总和），回归结果均与基准回归（见表 3）一致。篇幅所限，上述稳健性检验结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

² 两国语言是否相同 ($lang_{it}$)：虚拟变量，两国的官方语言若相同，取值为 1；否则，取值为 0。两国首都的地理距离的对数 ($dist_{it}$)：以两国首都的经纬度计算的地理距离。数据均来源于 CEPII 数据库。

<i>Pair</i>	Yes	Yes	No	No
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Inv</i>	No	No	Yes	Yes
<i>Isu</i>	No	No	Yes	Yes
<i>EU</i>	No	No	Yes	Yes
<i>ASEAN</i>	No	No	Yes	Yes
<i>NAFTA</i>	No	No	Yes	Yes
<i>N</i>	18607	19248	20805	21998
<i>R2_a</i>	0.033	0.047	0.042	0.051
<i>Number of pairs</i>	3099	3250	3179	3441

四、结论与建议

各国间金融资产的交叉持有（即双边证券投资资本流动）已成为金融资产全球配置的重要形式。国际证券投资资本流动期限短、流动性高、波动性强，对风险尤为敏感，其大幅波动会严重影响国内股市和债市，进而影响国内金融体系的稳定。

本文使用基于“国籍”定义的2009—2017年47个经济体对132个经济体的双边证券投资资本流动数据，考察了母国和东道国双边经济不确定性对双边证券投资资本流动的影响，得出如下结论：第一，母国经济不确定性上升，能显著提高母国对东道国的股权与债权投资；而东道国不确定性上升，会显著降低母国对东道国的股权投资，但对债权投资没有显著影响。第二，警惕极端经济不确定性的影响（经济不确定性位于99%分位数）。当东道国发生极端经济不确定性情况时，母国经济不确定性上升对金融资本流出的正向影响不再显著；而当母国发生极端经济不确定性情况时，东道国经济不确定性上升不再显著降低母国对东道国的股权投资，但会显著降低债权投资。第三，异质性分析表明，结论一主要对新兴经济体间的金融资产配置成立，而发达经济体的金融资产配置存在“本土偏好”：发达经济体间的金融资产投资既不受母国也不受东道国经济不确定性的影响，而当发达经济体投资新兴经济体时，其经济不确定性上升甚至会降低对新兴经济体的股权投资。第四，东道国的金融机构发展水平越高、资本账户开放程度越高、汇率制度越灵活，越能缓解东道国经济不确定性上升对金融资本流入的负向影响。

基于上述结论，对于我国短期资本流动管理，本文提出以下政策建议。第一，在本文的样本中，我国的证券投资资本流入（出）主要来源于美国、日本和英国。因此，在管理证券投资资本流动时，我国要重点关注这些国家的经济发展动态。当上述三国的经济不确定性上升，尤其是经济不确定性畸高时，警惕来源于三国的证券投资资金的大幅波动对我国股市或债市带来外源性冲击。而当我国经济不确定性大幅上升时，防止我国的证券投资资本的大幅流出即资本外逃，以及可能带来的我国股市或债市的大幅波动。第二，随着全球不确定性的增加，我国要紧密关注资本流动的情况、尤其是短期证券投资资本流动。应加强监管，避免因资本流动剧烈波动引致国内金融市场的不稳定。同时，我国要优化经济预期管理，不断稳定国内经济、对外贸易、地缘政治环境等，降低国内经济不确定性。第三，深化改革，不断推动金融机构纵深发展，提高金融业的经营规模、质量和效率，稳步推进资本账户开放、降低跨境证券投资资本流动的交易成本、推动人民币国际化，增加汇率制度弹性，以降低我国经济不确定性对证券投资资本流入的负向影响，建设更高水平开放型经济体，让中国成为全球金融投资理想的目的地。

【参考文献】

- [1] 陈中飞, 李珂欣, 王曦. 资本流入突然中断: 杠杆率重要吗? [J]. 国际金融研究, 2021 (1): 16-25
- [2] 范小云, 王伟, 肖立晟. 权益类国际资产组合投资的引力模型分析[J]. 世界经济, 2012 (7): 42-65
- [3] 方芳, 苗珊, 黄汝南. 金融不确定性对国际证券资本流动的影响研究[J]. 国际金融研究, 2021 (4): 57-66
- [4] 李坤望, 刘健. 金融发展如何影响双边股权资本流动[J]. 世界经济, 2012 (8): 22-39
- [5] 刘健. 制度质量对双边金融资本流动的影响: 集约边际还是扩展边际[J]. 国际金融研究, 2012 (6): 75-82
- [6] 刘粮, 陈雷. 外部冲击、汇率制度与跨境资本流动[J]. 国际金融研究, 2018 (5): 45-54
- [7] 阙澄宇, 孙小玄. 金融发展、制度质量与国际证券资本流动[J]. 财贸经济, 2021 (5): 93-109
- [8] 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
- [9] Ahir H, Bloom N, Furceri D. The World Uncertainty Index[J]. National Bureau of Economic Research, 2022
- [10] Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring Economic Policy Uncertainty[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2016, 131 (4): 1593-1636
- [11] Bernanke B S. Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1983, 98(1): 85-106
- [12] Chari A, Stedman K D, Forbes K. Spillover at the Extremes: The Macprudential Stance and Vulnerability to the Global Financial Cycle[J]. Journal of International Economics, 2022, 136: 103582
- [13] Chinn M, Ito H. Capital Account Liberalization, Institutions and Financial Development: Cross-Country Evidence[J]. NBER working paper, 2002: No.w8967
- [14] Choi S, Furceri D. Uncertainty and Cross-Border Banking Flows[J]. Journal of International Money and Finance, 2019, 93: 260-274
- [15] Coppola A, Maggiori M, Neiman B, et al. Redrawing the Map of Global Capital Flows: The Role of Cross-Border Financing and Tax Havens[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2021, 136 (3): 1499-1556
- [16] Everett M, Galstyan V. Bilateral Cross-Border Banking and Macroeconomic Determinants[J]. Review of World Economics, 2020, 156 (4): 921-944
- [17] Galstyan V, Lane P R. Bilateral Portfolio Dynamics During the Global Financial Crisis[J]. European Economic Review, 2013, 57: 63-74
- [18] Ilzetzki E, Reinhart C M, Rogoff K S. Exchange Arrangements Entering the Twenty-First Century: Which Anchor Will Hold? [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2019, 134 (2): 599-646
- [19] Liu L, Zhang T. Economic Policy Uncertainty and Stock Market Volatility[J]. Finance Research Letters, 2015, 15: 99-105
- [20] Okawa Y, Van Wincoop E. Gravity in International Finance[J]. Journal of International Economics, 2012, 87 (2): 205-215
- [21] Svirydzienka K. Introducing a New Broad-Based Index of Financial Development[J]. IMF Working Papers, 2016, 16 (05)
- [22] Wang Y B. Fickle Capital Flows and Retrenchment: Evidence from Bilateral Banking Data[J]. Journal of International Money and Finance, 2018, 87: 1-21

Economic Uncertainty and Global Financial Asset Allocation: Evidence from Bilateral Portfolio Capital flows

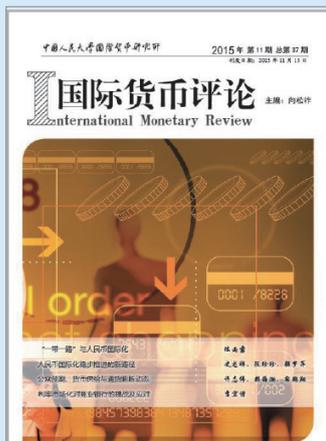
Li Kexin¹ and Chen Zhongfei²

(1 HSBC Business School, Peking University ; 2 School of Economics, Jinan University)

Summary: Economic uncertainty increases worldwide and severely threatens global financial asset allocation. Using bilateral portfolio capital flows data between 47 economies and 132 economies from 2009 to 2017, the authors investigate the effect of economic uncertainty from both the source country and host country on bilateral portfolio capital flows. The conclusions are as follows. Firstly, the economic uncertainty in the source country is positively related to the equity and bond capital flows to the host country. In contrast, the economic uncertainty in the host country is negatively related to the equity capital flows to the host country and has no impact on the bond capital flows. Secondly, the economic uncertainty in the source country doesn't increase capital flows from the source country to the host country when the economic uncertainty in the host country is exceptionally high. In contrast, the economic uncertainty in the host country doesn't influence the equity inflows but decreases the bond inflows if the economic uncertainty in the source country is exceptionally high. Moreover, the heterogeneity analyses reveal that the above conclusions are mainly driven by capital flows to emerging markets, and home bias exists in the asset allocation of advanced economies. Lastly, our results show that the development of the financial institutions, the openness of capital accounts, and the flexibility of the exchange rate regime in the host country help mitigate the adverse effect of economic uncertainty in the host country on portfolio capital inflows, especially on the equity inflows. The above conclusions provide a new perspective on managing domestic capital market under global economic uncertainty.

Keywords: Bilateral Portfolio Capital Flows; Bilateral Economic Uncertainty; Heterogeneity Analysis; Mitigating Effect

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

1937

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