

人民币国际化背景下中国货币政策 跨国溢出效应研究 ——基于货币锚视角

张 冲

(中国社会科学院大学 全球与区域国别学院, 北京 102488)

摘 要:文章将人民币货币锚作为人民币国际化的代理变量,使用 2000—2022 年全球 140 个经济体样本,深入考察了中国货币政策的跨国溢出效应、溢出机制以及人民币国际化对中国货币政策溢出效应的调节作用。研究发现:第一,中国货币政策会导致其他经济体产出增速和通货膨胀率反向变化,表现为供给冲击,且价格型货币政策冲击的溢出效应较数量型更为显著;第二,中国货币政策主要通过贸易渠道对其他经济体产生影响,通过影响双边进出口额影响他国产出,通过影响其他经济体进口价格影响通货膨胀率,而金融渠道则不显著;第三,其他经济体通过参考人民币汇率弱化了汇率支出转换和国内吸收效应对双边贸易的影响,稳定了产出增速,但也通过稳定从中国的进口强化了中国货币政策的通胀溢出效应;第四,中国货币政策溢出效应和人民币货币锚的调节效应在新兴市场和发展中经济体、资本账户相对管制经济体、实行中间汇率制度和固定汇率制度经济体、未完全钉住美元经济体中表现更为显著。上述发现对提升人民币货币锚地位和人民币国际化水平、强化货币政策国际协调具有重要政策含义。

关键词:人民币货币锚;货币政策;溢出效应;人民币国际化

中图分类号:F822.0;F831.6 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2026)03-0064-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20260215.202

一、引 言

自加入 WTO 以来,中国经济整体实力快速跃升,随着与全球的经贸联系日益密切,中国货币政策跨国溢出效应也受到国际社会的关注。大部分研究指出,中国扩张(紧缩)性的货币政策会导致其他经济体产出增速和通货膨胀率上升(下降),表现为需求冲击(Chen 等, 2017; 朱孟楠等, 2020; 李婧和李世恒, 2022; Beirne 等, 2023; Lei 等, 2024);另外,也有部分研究发现,中国宽松货币政策对其他经济体的影响表现为产出上升、价格下降的供给冲击(陆佳颖和郭建伟, 2021)。

本文认为,货币国际化水平将会显著改变一国货币政策的跨国溢出效应,因此对中国货币政策跨国溢出效应的分析应该置于美元主导性国际货币地位和人民币国际化水平快速提升的背景之中。一方面,美元主导性国际货币地位显著影响了美国和其他经济体货币政策的跨国溢出效应。Boz 等(2020)在收集全球 100 多个经济体进出口贸易计价货币数据的基础上发现了美

收稿日期:2025-08-20

基金项目:国家社会科学基金青年项目(23CJY041);中国社会科学院-上海市人民政府上海研究院项目(2025zb006)

作者简介:张 冲(1992-),男,山东莱芜人,中国社会科学院大学全球与区域国别学院讲师。

元的主导性计价货币地位(Dominant Currency Paradigm, DCP)。Gopinath等(2020)指出,美元的主导性货币计价地位导致美元升(贬)值对全球贸易会产生重要影响,国家间双边汇率对双边贸易变动不再敏感,而美元升值会显著降低全球贸易量。Cook和Devereux(2006)、Georgiadis和Schumann(2021)、Cook和Patel(2023)则发现,美元的主导性计价货币地位限制了其他经济体汇率贬值的支出转换效应,导致出口对汇率贬值的反应不敏感,从而扩大了美国货币政策的溢出效应。郑志强等(2023a, 2023b)研究发现,美国紧缩性货币政策对中国产生负向供给冲击,而美元的主导性贸易融资地位提升了全球的融资成本,进一步减弱了中国国内吸收效应,最终显著放大了负向供给冲击的影响。美元是全球最重要的结算、计价和储备货币,美联储货币政策和美元指数变化可以影响全球贸易和资本流动,其他经济体则通过锚定美元以缓解美国货币政策冲击的影响(路继业等, 2020; 梁锶和兰可, 2022; Kearns等, 2023)。2008年国际金融危机以来,人民币国际化水平快速提升。现有研究显示,人民币已在大中华地区、中亚、东欧和部分南亚经济体基本实现周边化(王盼盼等, 2023); 2021年,人民币已经超过日元和英镑,成为全球第三大锚货币(张冲等, 2022); 截至2024年末,人民币国际贸易结算份额、国际票据份额、国际贸易融资份额和外汇储备份额分别为3.75%、0.86%、5.98%和2.18%,分别位居全球第4位、第6位、第3位和第5位; 2025年人民币外汇交易货币份额为8.5%,位居全球第5位。在此背景下,中国货币政策的跨国溢出效应如何?人民币国际化水平是否会对中国货币政策的跨国溢出效应带来影响?其影响机制又是什么?

现有文献深入分析了美元国际地位对美国货币政策溢出效应的影响(Georgiadis和Schumann, 2021; Zhang, 2022; 郑志强等, 2023a, 2023b),而人民币国际化各项指标的跨国数据可得性制约了现有文献对该问题的探讨。为解决这一问题,本文从人民币货币锚视角出发,探讨了其他经济体参考人民币汇率对中国货币政策跨国溢出效应的影响。所谓货币锚,直观上讲就是将一国货币或者一篮子货币作为本国货币汇率锚的制度安排。Frankel和Wei(1994)提出了可以估算货币锚的经典计量模型(F-W模型),评估了美元和日元在东亚地区的货币锚地位;张冲等(2023)则使用经“两步法”(Chen等, 2007)调整的F-W模型,动态估算了五大SDR篮子货币在全球182个经济体中的货币锚分布,并进一步计算了各货币的货币锚指数。

在测算人民币货币锚全球分布数据的基础上,本文使用2000—2022年全球140个经济体样本,实证考察了中国货币政策对其他经济体产出和通货膨胀的影响及其渠道、人民币货币锚地位对中国货币政策跨国溢出的调节作用及其机制。相较于现有文献,本文可能的贡献如下:第一,本文系统地考察了中国数量型和价格型货币政策对其他经济体产出和通胀的溢出效应与机制,发现中国货币政策会导致其他经济体产出增速和通货膨胀率反向变化,表现为供给冲击,且中国货币政策通过影响双边进出口额影响他国产出,通过影响他国进口价格影响通货膨胀率。上述发现进一步细化了中国货币政策跨国溢出效应的机制分析。第二,本文关注人民币国际化对中国货币政策跨国溢出影响这一重大理论和现实问题,深入分析了人民币货币锚地位对中国货币政策跨国溢出效应的调节作用,发现其他经济体通过参考人民币汇率弱化了汇率支出转换和国内吸收效应对双边贸易的影响,稳定了产出增速,但也通过稳定从中国的进口强化了中国货币政策的通胀溢出效应。这有效补充了现有文献的研究拼图。第三,本文有关中国货币政策跨国溢出效应和人民币货币锚地位调节效应的结论,对展现大国担当、进一步提升人民币国际化水平、强化中外货币政策协调具有重要政策启示。

二、理论机制和研究假设

如果一国货币政策具有跨国溢出效应,那么该效应可分为两种:一种是量价同向变化的需求冲击,另一种是量价反向变化的供给冲击。而不论是需求冲击还是供给冲击,其影响渠道基本摆脱不了贸易渠道和金融渠道两类。

从贸易渠道来看,中国货币政策的跨国溢出影响通过支出转换效应和国内吸收效应来发挥作用。从支出转换效应来看,计价货币的选择会影响支出转换效应的大小。与传统的蒙代尔-弗莱明模型框架不同,在美元主导性货币计价(DCP)设定下,双边贸易不再受双边汇率变动的影 响,而只对主导性货币(即美元)汇率变动进行响应,导致支出转换效应收窄。考虑到美元 DCP 的比例并非 100%,该机制依旧在发挥作用。同时,即便在美元 DCP 设定下,中国货币政策调整也可能对出口价格产生影响。当中国实行扩张性货币政策时,中国出口商因人民币贬值而利润增加,叠加国内金融条件的放松所带来的生产成本下降,出口商可能会下调出口商品的美元价格,导致贸易伙伴国面临更低的美元进口价格。同时,在中国进口价格保持稳定的情况下,人民币汇率贬值会提高中国进口商成本,导致进口减少。总而言之,汇率的支出转换效应会导致中国在实行扩张性货币政策时增加出口、降低进口,并通过出口价格渠道降低贸易伙伴国的通货膨胀水平,导致贸易伙伴国产出和通胀双下降,表现为负向需求冲击。同样,中国货币政策变动会通过影响国内产出和需求,借助吸收效应对进口和贸易伙伴国出口产生影响。最终,中国货币政策调整通过贸易渠道对贸易伙伴国的影响取决于支出转换效应和国内吸收效应的综合作用。以中国的扩张性货币政策为例:如果支出转换效应大于国内吸收效应,贸易伙伴国的进口将增加、出口将下降,且进口价格将下降,最终表现为产出价格双下降的负向需求冲击。反之,如果支出转换效应小于国内吸收效应,贸易伙伴国的进口价格将下降,此时若贸易伙伴国出口大于进口,其产出将上升,表现为正向供给冲击;若进口大于出口,其产出将下降,表现为负向需求冲击。

从金融渠道来看,利差机制、预期机制、风险承担机制和融资成本机制,最终都会表现为资本流动和资产价格的变化,从而影响其他经济体的产出和价格。以中国扩张性货币政策为例:从利差机制来看,中国扩张性货币政策使得中外利差收窄,导致中国资本外流和人民币汇率贬值;从预期机制来看,中国扩张性货币政策会提升市场对国内经济增长的预期,从而吸引投资流入;从风险承担机制来看,中国扩张性货币政策提高了银行金融机构的风险承担,从而有助于资本流入;从融资成本机制看,中国扩张性货币政策降低了企业的融资成本,有助于企业扩大产能、吸引投资和企业“走出去”,但其对资本流动的影响并不确定。上述机制同样会作用于其他经济体的资本流动,导致他国与中国之间资本流动的变化。

中国货币政策主要通过贸易渠道对其他经济体产生影响。Miranda-Agrippino 等(2020)研究发现,不同于美国货币政策主要通过金融渠道发生作用,中国货币政策主要通过影响国际贸易和大宗商品价格对全球产生显著的溢出效应。众多研究发现,在与中国贸易联系更为密切的经济体中,中国货币政策表现出更大的溢出效应(朱孟楠等,2020;李婧和李世恒,2022;Lei 等,2024)。梅冬州和张咪(2024)的研究也显示,中国的货币利率上升会导致中国产出和进口的下降,最终对国外产出产生负面冲击。资本管制(梅冬州和张咪,2024;Trinh 等,2024)和人民币有限的国际地位(Miranda-Agrippino 等,2020)可能是金融渠道不发挥作用的重要原因。通过上述分析,本文提出以下假设:

假设 1a: 中国货币政策调整会对其他经济体带来需求冲击。

假设 1b: 中国货币政策调整会对其他经济体带来供给冲击。

假设 2: 中国货币政策调整主要通过贸易渠道对其他经济体产生影响, 金融渠道的作用则有限。

经济发展水平、贸易开放度、资本账户开放度、汇率制度等因素都会影响货币政策溢出效应的强度 (Georgiadis, 2016; Kearns 等, 2023)。从经济发展水平来看, 相较于新兴市场和发展中经济体, 发达经济体的制造业占比相对较低、国内金融发展水平较高, 且资本账户开放度和汇率灵活性较高, 这都将弱化中国货币政策的溢出效应。从贸易开放度来看, 一方面, 贸易开放度较高的经济体往往面临更大的支出转换效应, 从而承受更大的货币政策冲击; 另一方面, 贸易开放度较高的经济体可能因核心国家货币政策变动产生的全球贸易变化而承受更大的冲击。当然, 由于人民币的国际计价能力较弱, 该效应对中国货币政策溢出效应的影响较弱。从资本账户开放度来看, 一方面, 一国资本账户开放度越高, 越容易受到资本流动大幅波动的影响, 从而强化货币政策通过金融渠道的溢出效应; 另一方面, 资本账户开放度较高的经济体往往具有较高的经济发展水平和金融发展水平, 市场主体的投融资需求能够及时得到满足, 这会减轻金融加速器效应, 并弱化货币政策的溢出效应。从汇率制度来看, 根据“三元悖论”理论, 灵活的汇率制度能够通过及时的支出转换效应调整经常账户, 通过汇率升(贬)值影响国际资本流动, 弱化外部冲击的影响; 相反, 实行固定汇率制度和中间汇率制度的经济体因不能做出及时调整而面临更大的溢出效应。同时, 考虑到共建“一带一路”经济体与中国距离较近, 与中国有着深入的经贸往来, 且大部分为新兴市场和发展中经济体、实行中间汇率制度的经济体, 中国货币政策对这些经济体的影响应高于其他经济体。通过上述分析, 本文提出如下假设:

假设 3: 中国货币政策的跨国溢出效应受被溢出国经济发展水平、贸易开放度、资本账户开放度、汇率制度等因素的影响而呈现异质性。

其他经济体通过参考人民币汇率同样会从贸易渠道和金融渠道对中国货币政策冲击造成影响。从贸易渠道来看, 其他经济体通过参考人民币汇率弱化了其货币同人民币的双边汇率波动, 减弱了汇率的支出转换效应, 进而影响进出口额和进出口价格, 最终影响产出和国内价格水平。以中国扩张性货币政策为例: 在美元 DCP 设定下, 人民币汇率贬值导致中国进口下降, 而他国更多地参考人民币汇率会导致该国货币对美元汇率贬值, 进口成本提高, 同样会降低该国的进口, 导致双边贸易总量和产出下降。此时, 由于贸易量的下降, 中国与贸易伙伴国的正向吸收效应弱化, 为了提升双边贸易量, 两国可能选择以价换量的策略, 最终导致两国进口价格下降, 但贸易差额的变化并不确定。

从金融渠道来看, 其他经济体更多地参考人民币汇率会导致利差机制、预期机制、风险承担机制、融资成本机制同样被弱化。以中国扩张性货币政策为例, 其他经济体参考人民币汇率增强了该经济体货币与人民币汇率的稳定性, 弱化了向中国向这些经济体的资本流出。为维持与人民币汇率的稳定性, 这些经济体可能同样采取扩张性货币政策, 导致其国内金融机构风险承担意愿上升、企业融资成本下降。上述机制均从相反方向减弱了中国和其他经济体之间的双边资本流动。当然, 中国和其他经济体之间汇率的相对稳定, 也可能使投资者形成稳定的价格预期, 从而提升或者稳定双方投资规模, 对产出带来正面影响; 而美元作为最重要的投融资货币, 中国和其他经济体货币对美元的贬值也有可能同时导致资本流出, 对产出造成负面冲击。通过上述分析, 本文提出如下假设:

假设 4: 人民币的货币锚地位对中国货币政策溢出效应具有调节效应。其他经济体更多地参考人民币汇率, 会稳定双边贸易、弱化两国间资本流动波动, 而其对产出和价格的影响受多种机制的作用而呈现不确定性。

三、模型设定、变量选择与数据说明

(一) 计量模型设计

为实证考察中国货币政策的跨国溢出效应及其机制，以及人民币货币锚地位的调节效应，本文综合使用加入交乘项的面板数据回归模型和中介效应模型进行分析。中国货币政策跨国溢出效应的实证模型设计如下：

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 ChinaMP_{ct} + \gamma \sum Control_{it} + v_i + \mu_{it} \quad (1)$$

其中， Y_{it} 表示被解释变量，根据本文的研究对象，分别为实际 GDP 增长率和通货膨胀率； $ChinaMP_{ct}$ 表示中国货币政策，包含数量型货币政策和价格型货币政策两类； $Control_{it}$ 表示控制变量，主要包含样本经济体自身的货币政策和全球冲击； v_i 表示个体效应， μ_{it} 表示误差项， β 和 γ 均为估计参数。如果估计参数 β 显著，则中国货币政策对其他经济体具有溢出效应。根据被解释变量和估计结果的不同，可进一步确认中国货币政策跨国溢出效应的类型。

为实证考察中国货币政策的溢出机制，本文引入中介效应模型。根据传统的中介效应设定方法，本文检验了以下两个方程：

$$M_{it} = \alpha + \beta_2 ChinaMP_{ct} + \gamma \sum Control_{it} + v_i + \mu_{it} \quad (2)$$

$$Y_{it} = \alpha + \beta_3 ChinaMP_{ct} + \varphi M_{it} + \gamma \sum Control_{it} + v_i + \mu_{it} \quad (3)$$

其中， M_{it} 表示中介变量。如果估计参数 β_2 和 φ 均显著，且 $\beta_2 \times \varphi$ 与式(1)中的 β_1 (即总效应) 符号一致，则存在中介效应；如果不一致，则存在掩饰效应；如果仅 β_2 显著，而 φ 不显著，则需进行中介效应检验，其中 $(\beta_2 \times \varphi \div \beta_1 \times 100\%)$ 表示中介效应占比。

为检验其他经济体参考人民币汇率对中国货币政策溢出效应的调节效应，本文在式(1)的基础上加入中国货币政策与人民币货币锚地位指标之交乘项，提出实证模型(4)：

$$Y_{it} = \alpha + \beta_4 ChinaMP_{ct} + \theta_1 ChinaMP_{ct} \times acny_{it} + \eta_1 acny_{it} + \gamma \sum Control_{it} + v_i + \mu_{it} \quad (4)$$

其中， $acny_{it}$ 表示各经济体参考人民币汇率的水平，即人民币的货币锚地位；估计参数 θ_1 表示各经济体参考人民币汇率对中国货币政策溢出效应的影响。

为进一步检验各经济体参考人民币汇率对中国货币政策溢出效应的调节作用，本文在式(2)基础上加入了中国货币政策和人民币货币锚之交乘项，实证模型如式(5)所示：

$$M_{it} = \alpha + \beta_5 ChinaMP_{ct} + \theta_2 ChinaMP_{ct} \times acny_{it} + \eta_2 acny_{it} + \gamma \sum Control_{it} + v_i + \mu_{it} \quad (5)$$

其中，估计参数 θ_2 表示各经济体参考人民币汇率对中国货币政策溢出效应的影响。

(二) 变量选择与人民币货币锚估计

1. 变量选择

(1) 被解释变量(Y)。本文选择以 2015 年不变价本币计价的实际 GDP 增长率($rgdp$)和以消费者价格指数计算的通货膨胀率($infcp$)作为被解释变量。数据来源为世界银行。

(2) 核心解释变量($ChinaMP$)。对中国货币政策的考察应同时涵盖数量和价格两个维度。从货币数量来看，广义货币增长率($M2$)是现有文献的常用指标；从价格维度来看，7 天质押式回购利率($DR007$)和 7 天银行间同业拆借利率($Shibor007$)是常用的利率指标(易纲, 2021)。本文使用 7 天质押式回购利率($DR007$)作为中国价格型货币政策的代理变量，7 天银行间同业拆借利率($Shibor007$)则用于稳健性检验。数据来源均为国家统计局。

(3)控制变量(*Control*)。控制变量包含样本经济体自身的变量和全球冲击两个部分。第一,考虑到样本经济体自身的货币政策会显著影响本国的产出和通胀水平,本文控制了这一因素,包含样本经济体广义货币增长率 $rm2$ 和贷款利率 $ilend$ 两个指标,相关数据来源于世界银行。第二,对于全球因素而言,标普 500 指数未来 30 天的隐含波动率(vix)是衡量全球风险的重要指标(Rey, 2015),本文对此予以控制,数据来源于 Wind 数据库。第三,考虑到美元指数($usdx$)对全球经济周期和金融周期的普遍性影响(Gopinath 等, 2020),本文对这一因素进行了控制,数据来源于 Wind 数据库。第四,本文进一步控制了 2008 年国际金融危机(2008—2009 年)和新冠疫情(2020—2021 年)的影响。第五,本文参考 Laeven 和 Valencia(2008)、Reinhart 和 Rogoff(2011)、Reinhart 和 Rogoff(2004)、Frankel 和 Rose(1996)的做法,将各国货币对 SDR 汇率年贬值幅度大于 20% 和年通货膨胀率大于 40% 的情形认定为货币危机,本文对此予以控制。

(4)中介变量(M)。中介变量包含贸易渠道变量和金融渠道变量两个部分。其中,贸易渠道包含了中国与样本经济体之间的双边进出口贸易两个数量指标、进出口价格指数两个价格指标;金融渠道则包含中国和样本经济体之间双边直接投资和证券投资两个指标。双边贸易指标的数据来源为国际货币基金组织的贸易方向统计数据(Direction of Trade Statistics, DOTS),进口和出口价格指数数据来自世界银行,双边直接投资和证券投资数据分别来自国际货币基金组织的直接投资(Coordinated Direct Investment Survey, CDIS)和证券投资(Coordinated Portfolio Investment Survey, CPIS)调查数据库。

2. 人民币货币锚估计

本文参考张冲等(2023)的测算方法,使用经“两步法”调整的 F-W 模型测算了全球主要经济体的货币锚分布情况。测算模型如式(6)和式(7)所示:

$$\Delta s_t = \rho_0 + \rho_1 \Delta usd_t + \rho_2 \Delta eur_t + \rho_3 \Delta jpy_t + \rho_4 \Delta gbp_t + \rho_5 \omega_t + \mu_t \quad (6)$$

$$\Delta cny_t = \vartheta_0 + \vartheta_1 \Delta usd_t + \vartheta_2 \Delta eur_t + \vartheta_3 \Delta jpy_t + \vartheta_4 \Delta gbp_t + \omega_t \quad (7)$$

式(6)是各经济体货币篮子估计方程。其中, Δs_t 表示各经济体货币汇率收益率, Δusd_t 、 Δeur_t 、 Δjpy_t 、 Δgbp_t 和 Δcny_t 分别表示美元、欧元、日元、英镑和人民币的汇率收益率,其系数 ρ_i 分别表示各篮子货币锚的比重; ρ_5 为人民币货币锚的比重,即式(4)和式(5)中的 $acny$ 。根据模型设定,篮子货币权重之和应为 1。考虑到样本期内中国实行事实上钉住美元及一篮子货币的汇率制度,人民币汇率与其他篮子货币汇率之间存在高度共线性,本文在测算时将人民币与其他篮子货币进行回归,即式(7),并使用剔除其他篮子货币汇率波动之后的残差项 ω_t 作为人民币汇率收益率的代理变量。本文使用特别提款权(SDR)作为基准货币进行回归,采用月度数据进行动态估计,窗口期为 4 年,并对测算结果取年度均值作为人民币货币锚的代理变量。考虑到 2005 年 7 月中国进行汇率制度改革,本文假定 2005 年 7 月份之前人民币货币锚的比重为 0。作为篮子货币,原则上其权重应为正值,因此本文对估计结果采取了进一步处理:一是同时考虑显著性和符号,将式(6)中为负且不显著的估计参数设为 0,显著为负则取绝对值,该方法用于正文回归;二是将式(6)中估计为负的参数均设为 0,用于稳健性检验。

3. 数据说明

本文的样本为年度面板数据,时间范围为 2000—2022 年,以最大化样本为目标,在剔除缺失数据样本后,共计得到 140 个经济体样本。^①在估计人民币货币锚时,本文使用了 1995—2023 年全球 196 个经济体的月度数据集,并将测算结果与之前的 140 个经济体样本进行匹配。为减少

^① 限于篇幅,经济体名单留存备案。

异常值的影响,本文对除人民币锚和虚拟变量之外的数据进行了1和99分位数截尾处理。所有变量的描述性统计如表1所示。

表1 变量描述性统计

变量简称	变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>rgdp</i>	实际GDP增长率	3195	3.6336	4.3903	-12.7149	16.9217
<i>infepi</i>	CPI通货膨胀率	3050	5.8326	6.8718	-2.3150	43.3890
<i>M2</i>	中国广义货币增长率	3220	14.4339	4.2983	8.2800	26.5000
<i>DR007</i>	存款类金融机构7天质押式回购利率	3220	2.6681	0.7696	1.2500	4.1500
<i>acny</i>	人民币货币锚份额	3220	0.1111	0.1907	0.0000	1.0000
<i>rm2</i>	各经济体广义货币增长率	3028	13.8385	13.4266	-10.0212	80.5482
<i>ilend</i>	各经济体贷款利率	2771	12.8095	9.0705	0.2500	55.3896
<i>usdx</i>	美元指数(取对数)	3220	4.5103	0.1164	4.3374	4.7448
<i>vix</i>	波动率指数(取对数)	3220	2.9590	0.3046	2.4066	3.4859
<i>crisis01</i>	金融危机虚拟变量	3220	0.0870	0.2818	0.0000	1.0000
<i>crisis02</i>	新冠疫情虚拟变量	3220	0.0870	0.2818	0.0000	1.0000
<i>crisis_cur</i>	货币危机虚拟变量	3220	0.1071	0.3093	0.0000	1.0000
<i>export</i>	各经济体出口至中国	3220	13.2886	92.3302	-341.8412	389.9650
<i>import</i>	各经济体从中国进口	3220	13.9142	30.6640	-85.2451	123.4380
<i>epi</i>	各经济体出口价格指数(取对数)	3122	4.5760	0.0690	4.0836	4.7758
<i>ipi</i>	各经济体进口价格指数(取对数)	3122	4.5782	0.0392	4.1818	4.6982
<i>fdiin</i>	各经济体对中国直接投资	3220	3.3756	22.1191	-76.0572	129.0270
<i>fdiout</i>	各经济体接受中国直接投资	3220	1.2098	10.1399	-34.6376	71.5368
<i>siachina</i>	各经济体对中国证券投资	3220	4.7105	43.7802	-164.3192	246.3772
<i>silchina</i>	各经济体接受中国证券投资	3220	0.4884	6.8766	-29.5961	49.2837

注:在实际回归时,将缺失的双边贸易、双边直接投资和证券投资指标作补0处理;若不设为0,变量*export*、*import*、*fdiin*、*fdiout*、*siachina*和*silchina*的样本量分别为2 803、2 970、743、417、715和166。

四、实证分析

(一)中国货币政策的跨国溢出效应及其机制分析

1. 中国货币政策跨国溢出效应

本文使用面板数据固定效应模型进行实证研究,式(1)估计结果详见表2。表2的结果显示,在控制美元指数和全球风险冲击后,中国的扩张性货币政策会导致其他经济体产出增速上升和通货膨胀率下降;而紧缩性的货币政策则会导致其他经济体产出增速下降和通货膨胀率上升。整体上表现为供给冲击,假设1b得证。该结果与陆佳颖和郭建伟(2021)估计结果一致,其使用28个共建“一带一路”经济体的数据得出了类似结论。这一发现具有重要现实意义。在美联邦基准利率维持高位、美国向全球主要经济体加征关税的背景下,全球贸易增速长期维持低位。中国结合国内宏观经济情况,实行适度宽松的货币政策,不仅能缓解国内有效需求不足,还能提升国际贸易水平,进而对其他经济体产生正向影响,促进其产出增速上升和通货膨胀率下降。从不同货币政策类型的比较结果来看,中国价格型货币政策的跨国溢出效应较数量型货币政策更为显著。表2列(1)显示,中国*M2*增速上升会导致其他经济体的产出增速上升和通货膨胀率下降,但产出方程的估计参数并不显著;与之相比,*DR007*的估计参数都显著。该结论与杨子荣和郑雨静(2019)、陆佳颖和郭建伟(2021)的估计结果一致。

表 2 式(1)估计结果统计表

	(1)	(2)	(3)	(4)
货币政策	M2		DR007	
变量	<i>rgdp</i>	<i>infcp</i>	<i>rgdp</i>	<i>infcp</i>
<i>ChinaMP</i>	0.0207(0.7758)	-0.2578***(-5.9943)	-0.3853***(-3.1886)	0.3339*(1.8373)
<i>rm2</i>	-1.9131**(-2.3757)	-8.1003***(-5.4846)	-4.0052***(-3.7758)	-2.2140(-1.6002)
<i>ilend</i>	0.0724*** (6.6398)	0.0716*** (3.5670)	0.0826*** (6.4607)	0.0653*** (2.6890)
<i>usdx</i>	-0.0309(-1.5970)	0.3636*** (5.2270)	-0.0440*(-1.9323)	0.3161*** (4.2954)
<i>vix</i>	-1.3031***(-5.5470)	2.4538*** (6.2769)	-1.2809***(-4.9093)	1.5558*** (4.1116)
<i>crisis01</i>	-1.4211***(-4.3267)	1.4237*** (3.5796)	-1.7740***(-5.0046)	1.1333*** (2.8185)
<i>crisis02</i>	-3.1309***(-8.6193)	-1.0328**(-2.3525)	-3.3059***(-8.5358)	0.1131(0.2062)
<i>crisis_cur</i>	-1.1653**(-2.4966)	7.3925*** (5.4229)	-1.3362**(-2.4863)	7.2187*** (5.0383)
截距项	15.7217*** (4.4939)	32.7012*** (5.0485)	26.4434*** (5.4674)	4.8911(0.6817)
观测值	2 681	2 600	2 471	2 401
R^2	0.1246	0.3183	0.1416	0.2435
经济体数量	140	138	139	138

注:本表使用Stata17.0估计,括号中数字表示稳健t值,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著。下同。

2. 中国货币政策的跨国溢出机制分析

本文使用中介效应模型对中国货币政策的跨国溢出机制进行分析。估计结果显示,中国货币政策对其他经济体的产出增速和通货膨胀率的影响主要通过贸易渠道传导,金融渠道均不显著。假设 2 得证。该发现再一次证实了 Miranda-Agrippino 等(2020)的研究结论,即资本管制是金融渠道不发挥作用的重要原因,而双边金融变量数据量的不足也制约了估计结果的显著性。中国货币政策对其他经济体产出的影响主要通过进出口总量实现(表 3),对通货膨胀率的影响主要通过进口价格实现(表 4),对于其他渠道变量的实证结果绝大多数不显著,少数估计结果虽显著,但均为掩饰效应,不符合经济学逻辑。^①

表 3 的估计结果显示,中国扩张性(紧缩性)货币政策会同时导致其他经济体同中国进口和出口增速的提升(下降),而进出口增速的提升则会显著提高该国的经济增速。以中国扩张性货币政策为例:从理论机制来看,当中国实行扩张性货币政策时,人民币汇率贬值,中国出口增速提高;而扩张性货币政策的扩张效应会提升国内吸收效应,使之大于支出转换效应,导致其他经济体对中国的出口增加。由于出口对经济增长的作用小于进口,最终导致货币政策溢出效应主要通过进口渠道传导,如 DR007 影响他国产出的进口渠道的中介效应占比为 40.2%,大于出口渠道的 4.8%。上述结果表明,中国作为制造业大国主要发挥了向全球供应产品的作用,中国货币政策的跨国溢出效应主要通过影响他国从中国进口来进行传导。

表 4 的估计结果显示,中国扩张性(紧缩性)货币政策会导致其他经济体进口价格的下降(上升),影响该经济体的通货膨胀率。在美元 DCP 计价模式下,中国扩张性货币政策导致人民币兑美元汇率贬值,在中国出口美元价格不变的情况下,中国的出口企业可以换取更多的人民币;同时,考虑到金融条件改善引发的生产成本下降,国内出口企业可能会选择降低美元价格,导致其他经济体进口成本下降。从其他经济体进口价格对通胀影响的中介效应大小来看,中国价格型货币政策的中介效应更大。如表 4 所示,在中国数量型货币政策的通胀溢出中,只有

^① 限于篇幅,没有报告相关估计结果,备索。

18.90%的比重通过进口价格传导；而对于DR007来说，进口价格的中介效应占比达到70.40%。这充分说明中国价格型货币政策对中国的出口价格，甚至全球的大宗商品价格都有一定影响，进而影响了其他经济体的进口价格。

表3 产出溢出渠道估计结果统计表

	(1)	(2)	(3)	(4)
政策	M2			
变量	<i>export</i>	<i>rgdp</i>	<i>import</i>	<i>rgdp</i>
ChinaMP	1.5921 ^{**} (2.5557)	0.0171(0.6474)	0.2738(1.5023)	0.0116(0.4359)
<i>export</i>		0.0022 [*] (1.7995)		
<i>import</i>				0.0327 ^{***} (8.3549)
控制变量	控制	控制	控制	控制
截距项	控制	控制	控制	控制
观测值	2 690	2 681	2 690	2 681
中介效应占比		0.1520		
R ²	0.0103	0.1272	0.0593	0.1838
	(5)	(6)	(7)	(8)
政策	DR007			
变量	<i>export</i>	<i>rgdp</i>	<i>import</i>	<i>rgdp</i>
ChinaMP	-9.3286 ^{***} (-2.9808)	-0.3636 ^{***} (-3.0318)	-4.6885 ^{***} (-5.3199)	-0.2263 [*] (-1.8497)
<i>export</i>		0.0023 [*] (1.9104)		
<i>import</i>				0.0334 ^{***} (8.1433)
控制变量	控制	控制	控制	控制
截距项	控制	控制	控制	控制
观测值	2 478	2 471	2 478	2 471
中介效应占比		0.048		0.402
R ²	0.0123	0.1445	0.0723	0.2014

表4 通胀溢出渠道估计结果统计表

	(1)	(2)	(3)	(4)
货币政策	M2		DR007	
变量	<i>ipi</i>	<i>infcp</i>	<i>ipi</i>	<i>infcp</i>
ChinaMP	-0.0028 ^{***} (-11.0382)	-0.2097 ^{***} (-4.6657)	0.0085 ^{***} (11.4226)	0.0703(0.3737)
<i>ipi</i>		16.2711 ^{***} (2.7185)		29.4003 ^{***} (3.8450)
控制变量	控制	控制	控制	控制
截距项	控制	控制	控制	控制
观测值	2 619	2 533	2 411	2 338
中介效应占比		0.1890		0.7040
R ²	0.4243	0.3239	0.3221	0.2636

结合表3和表4可知，中国货币政策调整之所以表现为供给冲击，和中国强大的产品全球供给能力有重要关系。中国扩张性货币政策导致其他经济体对中国的进口和出口同时上升、进口价格下降，尽管其出口较进口上升更多，但进口对产出和价格的影响更大，从而表现出产出增速上升和通货膨胀率下降的正向供给冲击。

(二)人民币货币锚地位与中国货币政策跨国溢出

本文进一步估计了其他经济体参考人民币汇率对中国货币政策跨国溢出效应的影响,估计结果详见表 5。表 5 的结果显示,其他经济体更多地参考人民币汇率会对其产出有负向调节效应,而对其价格产生正向调节效应,即其他经济体通过更多地参考人民币汇率,中国货币政策对这些经济体的产出溢出效应会弱化,而对通货膨胀的溢出效应会强化。由此,假设 4 部分得到证实。

表 5 式(4)估计结果统计表

序号	(1)	(2)	(3)	(4)
货币政策	M2		DR007	
变量	<i>rgdp</i>	<i>infcp</i>	<i>rgdp</i>	<i>infcp</i>
<i>ChinaMP</i>	0.0026(0.0772)	-0.2253***(-4.5242)	-0.5715***(-3.7723)	0.1347(0.6646)
<i>ChinaMP×acny</i>	0.0922(0.8964)	-0.2100**(-2.2255)	1.3753**(2.5789)	1.4594**(2.5612)
<i>acny</i>	-2.6321*(-1.7111)	1.6806(1.1799)	-5.0616***(-3.0110)	-5.3677***(-3.1245)
控制变量	控制	控制	控制	控制
截距项	控制	控制	控制	控制
观测值	2681	2600	2471	2401
R^2	0.1277	0.3218	0.1470	0.2477

为检验其他经济体参考人民币汇率对中国货币政策溢出的影响机制,本文进一步对式(5)进行了实证考察,结果如表 6 所示。从产出方程的估计结果来看,中国货币政策与人民币货币锚的交乘项,和中国货币政策的估计参数符号相反,这表明其他经济体通过更多地参考人民币汇率而保持本国汇率与人民币汇率的相对稳定,在平抑汇率支出转换效应引发的贸易波动的同时,也弱化了中国国内的吸收能力,从而对其他经济体的产出溢出效应产生反向调节作用。

表 6 式(5)估计结果统计表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
货币政策	M2		DR007		M2	DR007
	产出方程				通胀方程	
变量	<i>export</i>	<i>import</i>	<i>export</i>	<i>import</i>	<i>ipi</i>	<i>ipi</i>
<i>ChinaMP</i>	2.0364*** (2.7602)	0.5749** (2.5158)	-10.0091*** (-2.6575)	-7.5282*** (-6.2368)	-0.0031*** (-10.9124)	0.0097*** (9.8707)
<i>ChinaMP×acny</i>	-2.6702 (-1.4204)	-1.8709*** (-2.9311)	5.1629 (0.4636)	21.4965*** (5.1454)	0.0014*** (4.7052)	-0.0087*** (-3.0751)
<i>acny</i>	2.0364*** (2.7602)	0.5749** (2.5158)	-10.0091*** (-2.6575)	-7.5282*** (-6.2368)	-0.0174*** (-3.3018)	0.0308*** (4.0204)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	2 690	2 690	2 478	2 478	2 619	2 411
R^2	0.0110	0.0630	0.0124	0.0840	0.4262	0.3258

对其他经济体通货膨胀溢出效应的调节作用则需要同时分析产出方程和通胀方程。表 6 的估计结果显示,参考人民币汇率对中国货币政策溢出效应的调节作用主要体现在从中国的进口方面,即在中国实行扩张性货币政策时,其他经济体更多地参考人民币汇率可以有效稳定其从中国的进口,这进一步强化了进口价格的传导作用。从通胀方程来看,更多地参考人民币汇率在一定程度上从相反方向抵消中国货币政策的通胀溢出效应。在美元 DCP 计价模式下,当中国实行

扩张性货币政策时,由于其他经济体参考人民币汇率,人民币和其他经济体货币兑美元汇率均贬值,从而导致这些经济体的进口成本上升,对中国货币政策的通胀溢出产生相反的调节效应。与此同时,双方会通过降价来扩大出口,最终导致进口价格下降,从而强化了通货紧缩的传导作用。

(三)异质性分析^①

本文进一步考察了被溢出经济体的经济发展水平、贸易一体化程度、资本账户开放度、汇率制度以及是否属于“一带一路”共建国家对中国货币政策跨国溢出效应的异质性影响,同时分析了人民币货币锚地位调节作用的异质性。

本文使用世界银行划定的发达经济体、新兴市场和发展中经济体标准来区分经济体经济发展水平,使用各经济体对中国的贸易开放度衡量贸易一体化程度,使用 Chinn 和 Ito(2006)发布并持续更新的资本账户开放度指数(Chinn-Ito 指数)度量资本账户开放度,综合使用 IMF 发布的《汇兑安排与汇兑限制年报》和 Ilzetki 等(2019)的汇率制度认定标准来区分汇率制度。同时,本文还使用之前测算的美元锚数据区分了钉住美元经济体和未完全钉住美元经济体。具体来看:本文使用各经济体同中国贸易总额占本国 GDP 比重的均值来界定贸易一体化水平,大于均值为 1,否则为 0; Chinn-Ito 指数本身就通过 0—1 值区分资本账户开放度,本文将 1 认定为开放度高,0 认定为开放度低;如果样本期内某经济体美元锚的平均值超过 0.9,则认定为完全钉住美元,否则为未完全钉住美元。估计结果显示,中国货币政策的跨国溢出效应和人民币货币锚地位的调节效应存在经济发展水平、资本账户开放度和汇率制度方面的异质性,而在贸易开放度和共建“一带一路”经济体方面的异质性较弱。由此,假设 3 部分得到证实。

具体来看,对新兴市场和发展中经济体、资本账户相对管制经济体、实行中间汇率和固定汇率制度经济体、未完全钉住美元经济体,中国货币政策具有显著溢出效应,且人民币货币锚地位具有调节作用;而不论与中国贸易联系是否密切、是否属于“一带一路”合作国,都将受到中国货币政策的冲击,只不过在贸易联系密切、共建“一带一路”经济体中,该影响更加显著。事实上,在本文样本中,新兴市场和发展中经济体、资本账户相对管制经济体、中间和固定汇率制度经济体样本存在较高的重合性,多因素叠加往往导致这些经济体更容易受到外部冲击。对于钉住美元的经济体而言,其内部宏观经济更容易受到美联储货币政策冲击的影响,在控制住美元指数和全球风险因素的情况下,这些经济体受中国货币政策的影响较小。从样本经济体与中国的贸易开放度来看,样本经济体与中国的贸易总额占 GDP 的比重均值为 5.7%,中国已经成为全球 140 多个经济体的最大贸易伙伴,中国的货币政策对这些经济体也都具有较强的溢出效应。

(四)稳健性检验

本文使用以下六种方法进行稳健性检验:一是剔除 2008 年国际金融危机、新冠疫情和本文定义的货币危机样本;二是剔除欧元区样本;三是将人民币锚测算指标的调整方式更改为将符号为负的参数设为 0;四是按照人民币货币锚水平高低进行分组估计;五是加入时间控制变量;六是将价格性货币政策变量替换为 *Shibor007*。估计结果如表 7 所示,在剔除三类危机样本和欧元区样本、更换货币锚调整方法、控制时间固定效应、替换价格性货币政策变量为 *Shibor007* 后,式(4)估计结果依旧稳健。分组估计结果显示:对于人民币货币锚水平高于 5% 的样本,中国货币政策溢出效应显著,且参考人民币汇率发挥着调节作用,这与基准结果保持一致;对于人民币货币锚水平较低的样本,中国货币政策的溢出效应和人民币货币锚的调节作用较弱。

^① 限于篇幅,没有报告相关估计结果,备案。

表 7 式(4)稳健性检验结果统计表

货币政策	M2		DR007	
变量	<i>rgdp</i>	<i>infcp</i>	<i>rgdp</i>	<i>infcp</i>
剔除危机样本				
<i>ChinaMP</i>	0.1544*** (3.6613)	0.0346 (0.8435)	-0.8869*** (-5.6534)	-0.6512*** (-3.7974)
<i>ChinaMP</i> × <i>acny</i>	0.2086* (1.9132)	-0.2052*** (-2.7129)	0.6669 (1.3528)	1.0952* (1.8115)
剔除欧元区样本				
<i>ChinaMP</i>	0.0068 (0.1960)	-0.2272*** (-4.3940)	-0.5966*** (-3.8765)	0.1616 (0.7948)
<i>ChinaMP</i> × <i>acny</i>	0.0971 (0.9275)	-0.1962** (-2.0135)	1.4627*** (2.6425)	1.4371** (2.4178)
将符号为负的估计参数设为0				
<i>ChinaMP</i>	0.0106 (0.3240)	-0.2294*** (-4.6015)	-0.5613*** (-3.8260)	0.1401 (0.6862)
<i>ChinaMP</i> × <i>acny</i>	0.0481 (0.5313)	-0.1662** (-2.1078)	1.2298*** (2.7589)	1.3573*** (2.7992)
人民币货币锚均值高于5%				
<i>ChinaMP</i>	0.0760* (1.8237)	-0.2302*** (-3.0098)	-0.9383*** (-4.8656)	0.0746 (0.2439)
<i>ChinaMP</i> × <i>acny</i>	-0.0660 (-0.5913)	-0.1905 (-1.3262)	1.9409*** (3.3322)	1.7934** (2.4832)
人民币货币锚均值不足5%				
<i>ChinaMP</i>	-0.1119** (-2.2621)	-0.2255*** (-6.4033)	0.0599 (0.2882)	0.0434 (0.2832)
<i>ChinaMP</i> × <i>acny</i>	0.3042 (0.3745)	0.3475 (0.2850)	-0.2728 (-0.0659)	1.9940 (0.3116)
加入时间固定效应				
<i>ChinaMP</i>	-0.1412*** (-4.1870)	-0.2659*** (-6.5624)	-0.2889* (-1.9440)	-0.0699 (-0.3686)
<i>ChinaMP</i> × <i>acny</i>	0.1367 (1.3684)	-0.1982** (-2.1693)	1.1224** (2.1290)	1.6404*** (2.8751)
将价格性货币政策变量替换为 <i>Shibor007</i>				
<i>ChinaMP</i>			-0.6216*** (-3.9337)	0.0987 (0.5290)
<i>ChinaMP</i> × <i>acny</i>			1.9750*** (3.1864)	1.6433** (2.6104)

五、主要结论和政策建议

本文估算了全球主要经济体货币篮子中人民币货币锚的动态分布情况,并将其作为人民币国际化的代理变量,使用2000—2022年全球140个经济体样本数据和面板固定效应模型,实证考察了中国货币政策的跨国溢出效应、溢出机制、人民币货币锚地位的调节作用及其机制。主要结论如下:第一,在控制美元指数走势和全球风险冲击的前提下,中国货币政策的跨国溢出表现为显著的供给冲击,即扩张性的货币政策导致其他经济体产出增速上升和通货膨胀率下降,且价格型货币政策的溢出效应强于数量型货币政策。第二,中国货币政策主要通过贸易渠道对其他经济体产生溢出效应,双边直接投资和证券投资的溢出影响则不显著。具体而言,中国货币政策主要通过影响双边进出口额对其他经济体产出增速产生正向影响,通过影响他国进口价格对他国通货膨胀产生负向影响。第三,其他经济体通过将其货币汇率更多地参考人民币汇率来降低与人民币汇率的波动率,从而降低了中国货币政策冲击所引发的汇率支出转换效应和国内吸收效应,稳定了双边贸易,并对中国货币政策的产出溢出效应产生负向调节作用;而进口数量的稳定则强化了中国货币政策通过进口价格渠道的通胀传导作用。第四,在新兴市场和发展中经济体、资本账户相对管制经济体、实行中间汇率和固定汇率制度经济体、未完全钉住美元经济体中,中国货币政策具有显著溢出效应,人民币货币锚地位也具有重要的调节作用;各经济体不论与中国贸易联系是否密切,都将受到中国货币政策的冲击。

上述结论对展现中国的大国担当、提升人民币货币锚地位和人民币国际化水平、加强国际货币政策协调具有重要启示。第一,货币政策当局应结合中国国内宏观经济情况,在中短期内

坚定实施适度宽松的货币政策。这不仅是中国当前内循环不畅、内外循环相互掣肘的政策选择,也是当前高利率、低贸易增速国际大环境下展现大国担当的重要举措。第二,持续推进中国货币政策调控框架转型,强化价格型货币政策调控的主导地位。推进货币政策调控框架转型一直是中国货币政策当局的重要目标之一,而中国价格型货币政策的对外溢出效应强于数量型货币政策这一结论为进一步强化价格型货币政策的主导地位提供了重要证据。一方面,这将加强中国扩张性货币政策的正向供给溢出效应;另一方面,这也有助于加强中国货币政策的影响力,从而加强国际货币政策协调,提升人民币货币锚地位。第三,在提升中国货币政策影响力的同时,适当加强货币政策的国际协调。一方面,在继续巩固中外贸易联系的基础上,通过加强对外金融输出,强化中外金融联系,提升中国货币政策的影响力;另一方面,在货币政策“以我为主”的基础上,适当考虑主要贸易伙伴国的宏观经济情况和中国货币政策的对外溢出情况,以平等的姿态加强与重要贸易伙伴国的信息沟通和对话,提升中国货币政策的透明度,加强国际货币金融合作,提升人民币货币锚和人民币国际化水平。

参考文献:

- [1]李婧,李世恒.以邻为壑还是富足邻里:中国货币政策对 RCEP 成员的溢出效应研究[J].北京工商大学学报(社会科学版),2022,(6):75-88.
- [2]梁锴,兰可.锚定美元、资本急停与产出效应[J].国际金融研究,2022,(12):70-81.
- [3]路继业,张冲,张娆.软钉住还是两极化:汇率制度演进中被淡忘的事实与解释[J].世界经济,2020,(8):54-74.
- [4]陆佳颖,郭建伟.中国货币政策对“一带一路”沿线国家的溢出效应研究——基于 PVAR 模型的实证分析[J].生产力研究,2021,(8):113-118.
- [5]梅冬州,张咪.货币政策外溢与中国宏观政策选择[J].数量经济技术经济研究,2024,(1):25-46.
- [6]王盼盼,吴思栩,石建勋.人民币国际化进程中的全球影响力评估与展望——基于网络溢出指数分析方法[J].财经研究,2023,(2):4-18.
- [7]杨子荣,郑雨静.大国货币政策实施对东南亚国家溢出效应的比较研究[J].国际经贸探索,2019,(7):54-64.
- [8]易纲.中国的利率体系与利率市场化改革[J].金融研究,2021,(9):1-11.
- [9]张冲,杨洁,丁剑平.基于事实汇率制度视角的货币国际化指数构建与分析[J].世界经济研究,2022,(9):21-33.
- [10]张冲,叶茜茜,丁剑平.全球货币“隐性锚”指数研究[J].国际金融研究,2023,(1):52-61.
- [11]郑志强,马永健,范爱军.贸易融资、美国货币政策与中国经济波动:基于主导货币视角的研究[J].世界经济研究,2023a,(3):119-133.
- [12]郑志强,马永健,范爱军.美国货币政策对中国经济的溢出效应——基于贸易融资视角的研究[J].国际金融研究,2023b,(8):42-52.
- [13]朱孟楠,周禹,郑莉.中国货币政策对“一带一路”沿线国家或地区经济外溢效应研究[J].世界经济研究,2020,(6):89-105.
- [14]Beirne J, Renzhi N, Volz U. When the United States and the People's Republic of China Sneeze: Monetary policy spillovers to Asian economies[J]. Open Economies Review, 2023, 34(3): 519-540.
- [15]Boz E, Casas C, Georgiadis G, et al. Patterns in invoicing currency in global trade[R]. IMF Working Paper No. 2020/126, 2020.
- [16]Chen H Y, Chow K, Tillmann P. The effectiveness of monetary policy in China: Evidence from a Qual VAR[J]. China Economic Review, 2017, 43: 216-231.

- [17]Cook D, Devereux M B. External currency pricing and the east Asian crisis[J]. *Journal of International Economics*, 2006, 69(1): 37–63.
- [18]Chen H, Peng W, Shu C. The potential of the renminbi as an international currency[R]. China Economic Issues, Hong Kong Monetary Authority, 2007, (7): 1-20.
- [19]Cook D, Patel N. Dollar invoicing, global value chains, and the business cycle dynamics of international trade[J]. *Journal of International Economics*, 2023, 145: 103839.
- [20]Chinn MD, Ito H. What matters for financial development? Capital controls, institutions, and interactions[J]. *Journal of Development Economics*, 2006, 81(1): 163–192.
- [21]Frankel J A, Rose A K. Currency crashes in emerging markets: An empirical treatment[J]. *Journal of International Economics*, 1996, 41(3): 351–366.
- [22]Frankel J A, Wei S J. Yen bloc or dollar bloc? Exchange rate policies of the East Asian economies[A]. Ito T, Krueger A O. Macroeconomic linkage: Savings, exchange rates, and capital flows[M]. Chicago: University of Chicago Press, 1994.
- [23]Georgiadis G. Determinants of global spillovers from US monetary policy[J]. *Journal of international Money and Finance*, 2016, 67: 41–61.
- [24]Georgiadis G, Schumann B. Dominant currency pricing and the global output spillovers from US dollar appreciation[J]. *Journal of International Economics*, 2021, 133: 103537.
- [25]Gopinath G, Boz E, Casas C, et al. Dominant currency paradigm[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(3): 677–719.
- [26]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.
- [27]Kearns J, Schrimpf A, Xia F D. Explaining monetary spillovers: The matrix reloaded[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2023, 55(6): 1535–1568.
- [28]Laeven L, Valencia F. Systemic banking crises: A new database[R]. IMF Working Papers, No. 2008/224, 2008.
- [29]Lei W N, Mei D Z, Zhang M. Global spillovers of China's monetary policy[J]. *China & World Economy*, 2024, 32(3): 1–30.
- [30]Miranda-Agrippino S, Nenova T, Rey H. Global footprints of monetary policies[M]. London: CFM, Centre for Macroeconomics, 2020.
- [31]Reinhart C M, Rogoff K S. The modern history of exchange rate arrangements: A reinterpretation[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2004, 119(1): 1–48.
- [32]Reinhart C M, Rogoff K S. From financial crash to debt crisis[J]. *American Economic Review*, 2011, 101(5): 1676–1706.
- [33]Rey H. Dilemma not trilemma: The global financial cycle and monetary policy independence[R]. NBER Working Paper, No. 21162, 2015.
- [34]Trinh T T P, Le Nhan P A, Minh T H V, et al. What are spillover transmission channels from China's monetary policy to Asia: Bayesian vector autoregressive approach[J]. *The Singapore Economic Review*, 2024, 69(2): 813–835.
- [35]Zhang T. Monetary policy spillovers through invoicing currencies[J]. *The Journal of Finance*, 2022, 77(1): 129–161.

A Study on Cross-border Spillover Effects of China's Monetary Policy in the Context of RMB Internationalization: From the Perspective of Currency Anchor

Zhang Chong

(School of Global and Regional Studies, University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102488, China)

Summary: Amid increasingly close global economic and trade ties, the cross-border spillover effects of China's monetary policy have attracted growing attention. As currency internationalization is inherently linked to these spillover effects, the analysis of such effects should be set against the backdrop of the dominant international role of the US dollar and the rapid advancement of RMB internationalization. This raises two core questions: What are the cross-border spillover effects of China's monetary policy? Does RMB internationalization affect these spillover effects?

Based on measurements of the RMB's global distribution as an anchor currency, this paper uses a sample of 140 economies from 2000 to 2022 to empirically investigate the cross-border spillover effects and transmission mechanisms of China's monetary policy, along with the moderating role of RMB internationalization. The findings are as follows: First, China's monetary policy causes opposite movements in output growth and inflation in other economies, acting as a supply-side shock; and price-based monetary shocks have stronger effects than quantity-based shocks. Second, China's monetary policy affects other economies mainly through the trade channel—via bilateral trade volumes on output and import prices on inflation—while the financial channel is insignificant. Third, adopting the RMB as an exchange rate anchor weakens exchange rate pass-through and domestic absorption effects on bilateral trade, stabilizing output; meanwhile, stable imports from China strengthen inflation spillovers. Fourth, the spillover effects and the RMB anchor's moderating role are more significant in emerging and developing economies, those with relatively strict capital controls, and those with intermediate or fixed exchange rate regimes.

This paper contributes to the literature in two ways: First, it addresses the theoretically and practically important issue of how RMB internationalization affects the cross-border spillover effects of China's monetary policy, and deeply analyzes the moderating role of the RMB's anchor currency status, thus enriching the existing research. Second, the findings carry important policy implications for further promoting RMB internationalization and strengthening international monetary policy coordination.

Key words: RMB currency anchor; monetary policy; spillover effects; RMB internationalization

(责任编辑 景行)