

· 经济观察·研究阐释党的二十届四中全会精神·

资本管制、汇率制度与中国货币政策外溢

——基于境外上市公司面板数据的实证检验

王永钦, 刘海勤

(复旦大学 经济学院, 上海 200433)

摘要: 在人民币国际化和全球金融一体化不断加深的背景下, 中国货币政策的调整日益引发国际市场关注, 并对境外资产价格和金融条件产生可观测的外溢效应。本文基于“三元悖论”理论框架, 从跨国制度差异和微观资产定价视角, 检验资本管制和汇率制度如何调节中国货币政策冲击的外溢效应。本文选取目标冲击(反映当期政策立场的意外调整)和路径冲击(反映未来政策路径预期的修正)两类货币政策冲击指标, 将其与涵盖73个经济体、3.6万家境外上市公司的股价数据进行匹配。本文通过构建面板模型, 并引入目标因子、路径因子分别与制度特征的交互项, 以识别外溢效应的异质性。结果表明: 目标冲击对境外上市公司股票收益率具有正向影响, 且在资本管制较严的经济体中, 这种正向影响更为强烈, 表明央行信息效应在此类冲击的外溢效应中占据主导地位。路径冲击在资本流动更自由的经济体中显著压低股票收益率, 资本流入管制在特定情境下能够有效抑制这种紧缩性外溢, 而更高的汇率灵活性则会放大路径冲击的负向影响。上述结果从微观层面印证了资本管制和汇率制度在开放经济条件下的“缓冲器”作用, 并强调在金融高水平开放进程中加强资本流动管理与宏观审慎政策协同的重要性。

关键词: 资本管制; 汇率制度; 央行信息效应; 货币政策外溢; 三元悖论

中图分类号: F822.0 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000-176X(2026)04-0003-17

一、问题的提出

当前, 在通胀反复、地缘政治冲突加剧和主要经济体央行政策调整的共同作用下, 全球金融环境波动剧烈, 大国货币政策冲击的外溢效应因此备受瞩目, 中美货币政策的互动机制也成为学术界研究的热点^[1-5]。随着金融高水平开放和人民币国际化的持续推进, 中国货币政策在致力于实现国内“稳增长、稳物价”目标的同时, 也正通过资产定价渠道和跨境资本流动对区域及全球金融市场条件产生显著影响。厘清中国货币政策外溢效应的边界、方向和强度, 直接关系到开放

收稿日期: 2026-01-05

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“中国抵押品结构与经济高质量发展研究: 理论、实证与政策”(72573044); 国家自然科学基金面上项目“中国保险结构优化与经济高质量发展研究: 理论、实证与政策”(72373029); 上海国际金融与经济研究院(应用高峰)项目

作者简介: 王永钦(1973-), 男, 山东莒县人, 教授, 博士, 博士生导师, 主要从事金融经济学与发展经济学研究。E-mail: yongqinwang@fudan.edu.cn
刘海勤(1999-), 女, 四川自贡人, 博士, 主要从事国际金融与宏观经济学研究。E-mail: liuhq21@m.fudan.edu.cn

经济条件下的宏观稳定和风险控制，因而具有重要的现实意义。

经典“三元悖论”强调，货币政策独立性受资本管制和汇率制度的约束^[6]。关于全球金融周期的文献进一步指出，核心经济体的货币政策冲击和全球风险情绪共同驱动了全球资产价格的波动，并经由跨境银行信贷和融资链条传导，进而影响各经济体的金融条件。在金融摩擦显著且资本流动波动剧烈的环境下，资本管制和汇率制度的政策内涵更为复杂：资本管制或许能通过抑制顺周期资本流入和遏制外债过度积累，在一定程度上重塑政策空间；而汇率浮动未必能有效隔离外部金融冲击，反而可能借由风险溢价和资产负债表等渠道放大波动。在此背景下，现行的国际金融体系和政策范式似乎更契合“二元悖论”，而非传统的“三元悖论”^[7-11]。

现有关于货币政策冲击外溢效应的研究多以美联储、欧洲央行等主要央行为考察对象^[12-13]。Miranda-Agrippino和Rey^[14]强调，美国利率冲击可经由全球金融中介杠杆、跨境银行信贷和风险承担渠道，影响各经济体的金融条件；Ha等^[15]进一步检验了资本管制和汇率制度对美国利率冲击的缓释作用。近年来，多维度的货币政策冲击识别方法不断演进，学者将高频窗口内的政策意外分解为目标利率冲击、政策路径冲击和量化宽松相关冲击等多个因子，并系统刻画了美国、欧元区、英国等主要经济体综合货币政策冲击的全球外溢结构^[16-17]。

相较于以发达国家为中心的研究，中国情境至少具有两点关键差异。一是随着中国在全球产出、贸易网络和大宗商品需求中的权重日益上升，中国货币政策冲击对外部资产价格和金融周期的外溢效应显著增强。这种外溢效应不仅通过金融套利和风险溢价渠道传导，还经由全球价值链、贸易预期和大宗商品市场等多重路径发挥作用^[1, 18-19]。二是美联储的冲击主要经由全球贴现率、风险溢价和跨境银行信贷链条传导。相比之下，中国货币政策冲击则表现出鲜明的结构性特征，包括基于抵押品的工具创新、传统利率型和数量型工具的并行使用，以及日益强化的政策沟通机制^[20]。这意味着，资本管制和汇率制度对中国货币政策冲击外溢效应的调节作用，可能表现出不同于发达经济体的多维度特征，然而现有研究在机制分解和微观证据方面仍显匮乏。

为丰富相关研究，本文以高频双因子货币政策冲击作为外生冲击来源，将各经济体资本管制和汇率制度视为相对稳定的制度特征，检验制度差异是否系统性调节中国货币政策冲击的外溢效应。具体而言，本文借鉴并应用了高频双因子识别方法^[21]，将中国人民银行公告引发的利率互换市场利率的意外波动分解为目标冲击（反映当期政策立场的意外调整）和路径冲击（反映未来政策路径预期的修正），进而利用涵盖73个经济体、3.6万家境外上市公司的股价数据，构建包含多维固定效应的面板模型，以估计这两类冲击对境外上市公司股票收益率的平均影响及其制度异质性。围绕该实证设计，本文聚焦三个问题。一是资本管制较严的经济体是否能更有效地缓释或削弱中国货币政策冲击？二是汇率灵活性更高的经济体是否更能吸收外部冲击，还是在高频窗口内反而表现出更剧烈的风险重定价反应？三是在目标冲击和路径冲击的分解框架下，两类冲击的传导渠道是否存在系统性差异？

本文的主要实证结果可归纳为三点。一是目标冲击对境外上市公司股票收益率具有正向影响，且在资本管制较严的经济体中，这种正向影响更为强烈。二是路径冲击在资本流动更自由的经济体中导致股票收益率显著下降，而资本管制能够有效缓解这一负向影响，其中针对资本流入的管制措施表现出更强的隔离作用。三是汇率制度的灵活性显著放大了路径冲击的负向外溢效应，但对目标冲击的边际影响并不显著。总体而言，制度选择系统性地重塑了中国货币政策冲击在跨境资产定价中的传导机制：资本流动越自由、汇率制度越灵活，境外市场对全球金融条件收紧的定价反应越敏感；反之，资本管制越严格，金融套利链条越受阻，货币政策冲击的紧缩效应越容易被削弱。

本文认为，上述实证发现揭示了以下两个核心机制。一是目标冲击并非仅反映政策利率目标的上调：在高频窗口内，它往往还具有央行信息效应，即市场将当期政策立场的调整部分解读为

对经济基本面和货币政策冲击反应函数的更新,进而可能通过改善现金流预期推升风险资产价格。相关文献表明,央行信息效应可能导致资产价格反应与利率渠道冲击的方向相反^[22-23]。与此同时,目标冲击仍会通过非抛补利率平价和跨境套利渠道影响境外无风险利率和贴现率,对股价形成下行压力。然而,当某经济体的资本管制更为严格时,跨境套利和融资链条受阻,贴现率渠道的传导效力减弱,使得信息效应相对凸显,最终表现为在资本管制较严的经济体中,目标冲击的正向外溢效应较强。二是路径冲击本质上是对未来利率路径和全球融资条件的重定价:它不仅推高贴现率,还通过抬升国际资金成本和风险溢价压低境外上市公司股票收益率。在资本账户更开放、汇率灵活性更高的经济体中,全球风险偏好逆转、资产负债表货币错配等渠道的作用更为显著,从而可能加剧外部冲击的负向外溢效应。

本文的边际贡献主要体现在三个方面。一是利用境外上市公司股价数据,提供了中国货币政策冲击影响境外资产价格的直接证据,丰富了以宏观总量指标为主的外溢效应研究。二是引入“目标—路径”双因子分解方法,在统一的实证框架下,精准刻画了当期政策立场的意外调整和未来政策路径预期的修正这两类冲击的差异化外溢特征。三是结合制度指标和境外上市公司层面的面板数据,系统检验了资本管制和汇率制度对中国货币政策冲击外溢效应的调节作用,为理解“三元悖论”在中国情境下的内涵提供了重要的微观证据。

二、制度特征、中国货币政策冲击识别与境外上市公司数据

(一) 资本管制

本文采用 Fernández 等^[24]编制的资本管制指数来衡量各经济体资本账户的开放程度。该指数以国际货币基金组织《外汇安排与外汇限制年报》所披露的法定信息为基础,对跨境资本交易限制实施统一编码,本文在此基础上构建出一套年度面板数据。

本文主要使用三项综合指数:总体资本管制指数(KC)、资本流入管制指数(KC^{In})和资本流出管制指数(KC^{Out})。其中, KC 涵盖流入和流出两个维度,综合反映了各经济体资本账户的总体管制水平; KC^{In} 反映了非居民进入本国金融市场或本国主体对外举债等资本流入交易的制度约束强度; KC^{Out} 反映了居民对外投资和资本流出交易的制度约束强度。

这三个指数的构建遵循以下步骤。首先,本文的测度范围涵盖股权、债券、货币市场工具、集合投资、衍生品、商业信贷、其他投资项下贷款、担保与备用信贷安排、直接投资和房地产等10大类资产与交易,并进一步细分为32类具体交易情形。其次,对各经济体在每一年度各细项下是否存在限制进行0或1二元赋值。再次,计算同一大类下各细项指标的算术平均值,得到该资产类别的管制强度。最后,对10大类资产与交易类别的管制强度再次取算术平均值,得到总体资本管制指数(KC),并依据交易方向分别合成资本流入管制指数(KC^{In})和资本流出管制指数(KC^{Out})。为实现与日度股票数据的匹配,本文将上述年度指数在对应年份内保持恒定,赋值于每一交易日。该处理方式旨在捕捉年度制度框架的平均水平,不反映年内政策微调。

(二) 汇率制度

本文采用 Ilzetzki 等^[25]构建的基于事实的汇率制度数据库对各经济体的汇率制度进行衡量。相较于官方申报的分类,该数据库利用算法识别并修正了“名义浮动、事实盯住”等分类偏差,因而能更准确地反映实际的汇率灵活性。此外,该数据库还提供精细和粗略两套分类编码。

本文采用精细分类编码构建汇率灵活性指数(EA)。其中,编码值按汇率制度灵活性由低到高依次赋值(1至15),数值越大,表示该经济体的汇率灵活性越高。总体来看,各经济体在制度组合上存在显著的异质性,这为本文识别制度变量的调节效应提供了良好的数据支撑。

(三) 中国货币政策冲击识别

本文采用的高频双因子货币政策冲击序列源自 Shieh^[21]。该序列通过识别政策公告日前后中

国金融市场的高频价格变动，将整体货币政策意外分解为两个因子：目标因子（*Target*）和路径因子（*Path*）。前者刻画公告引发的当期政策立场意外调整，后者刻画公告引发的未来政策路径预期修正^[26]。为便于经济解释，本文对两个因子进行了线性缩放：令目标因子变动1个单位，对应挂钩7天回购利率（R007）的3个月期人民币利率互换合约（IRS-R007）利率变动1个百分点；令路径因子变动1个单位，对应同标的12个月期IRS-R007利率变动1个百分点。本文选取2015—2024年中国人民银行政策公告样本，共401个事件日。公告类型涵盖：存款准备金率调整、贷款市场报价利率调整、公开市场操作与流动性投放安排、货币政策报告发布、外汇与汇率政策举措，以及其他可能影响市场对政策立场与前景判断的信息，如定向支持工具、货币互换工具和制度性安排等。

在高频数据选择上，本文采用IRS-R007日终收盘利率，涵盖3个月、6个月、9个月、12个月和24个月，共5个期限，并计算公告日相对于前一交易日收盘利率的变动值。将 $T = 401$ 个公告日和 $n = 5$ 个期限的利率意外变动构成矩阵 $X_{T \times n}$ ，设定因子分解形式为 $X_{T \times n} = F_{T \times k} \Lambda_{k \times n} + \eta_{T \times n}$ 。其中， $F_{T \times k}$ 为因子得分矩阵，表示不可观测的潜在因子在每一天的具体数值； $\Lambda_{k \times n}$ 为因子载荷矩阵，描述了因子与观测变量之间的线性关系强度； $\eta_{T \times n}$ 为特异误差项矩阵，表示无法被这两个因子解释的残差部分。Shieh^[21]利用Cragg和Donald^[26]提出的矩阵秩检验确定最优因子数为 $k = 2$ 。随后，本文参照Gürkaynak等^[27]的方法对初始因子进行正交旋转，并施加以下识别约束：两个因子相互正交；第二因子对最短期限（3个月）IRS-R007利率的当期影响为零，以确保其主要反映未来利率预期。据此，将旋转后的第一因子定义为目标因子，第二因子定义为路径因子。

尽管Shieh^[21]构建的货币政策冲击序列始于2006年，但本文仅选取2015—2024年的数据，主要基于三个方面的考虑。首先，2015年8月人民币汇率中间价报价机制改革后，市场力量在汇率形成中的作用显著增强，汇率灵活性提升。人民币汇率不再作为单一的名义锚，货币政策信息更多地通过利率和货币市场价格得以反映。其次，随着外汇市场环境变化和外汇占款作为基础货币投放主渠道的作用减弱，中国人民银行主要依托公开市场操作和以合格抵押品为前提的流动性工具，实施流动性投放与回笼。以公开市场操作利率为中枢的利率走廊机制和货币市场基准利率体系逐步确立。最后，从识别有效性角度看，在资本管制较严、外汇占款主导基础货币扩张的阶段，市场对政策公告的即时反应往往首先体现在汇率预期和相关离岸市场价格中。相比之下，由于汇率制度约束和外汇干预预期的存在，境内利率互换（Interest Rate Swap, IRS）市场对国内货币政策信号的定价会受到跨境资本流动和汇率稳定目标的显著影响。2014年起，随着政策利率体系不断完善和利率走廊机制逐步建立，基于IRS识别的货币政策意外才逐渐具备较清晰的经济含义。

表1报告了目标因子和路径因子与上述价格型和数量型货币政策冲击在重叠样本区间内的相关系数矩阵。结果显示，目标因子与价格型货币政策冲击高度正相关，而与数量型货币政策冲击的相关性较弱；路径因子虽也与价格型货币政策冲击正相关，但其相关系数相对较小。

表1 目标因子、路径因子与替代货币政策冲击的相关系数

变 量	价格型货币政策冲击	数量型货币政策冲击
目标因子	0.721	-0.060
路径因子	0.465	-0.093

（四）境外上市公司数据

本文从Refinitiv Datastream数据库获取境外上市公司的股价数据。样本中不包括中国本土上市公司，以便于本研究聚焦中国货币政策冲击的外溢效应。基础样本涵盖73个经济体的3.6万家

境外上市公司, 数据频率为日度, 时间区间为2015—2024年。为保证样本的一致性和可比性, 本文剔除了年可观测交易日不足250天或缺失行业代码的境外上市公司。此外, 本文对所有连续变量在1%和99%分位数上进行了缩尾处理, 以缓解极端值的影响。

代表性国家的境外上市公司层面变量的描述性统计结果如表2所示。其中, 为了全面揭示境外上市公司在不同计价货币下的收益特征与风险分布, 表2报告的是本币计价与美元计价的股价回报率。^①

表2 代表性国家的境外上市公司层面变量的描述性统计结果

国 家	上市公司数	股价回报率 (本币)		股价回报率 (美元)		总体资本管制指数		汇率灵活性指数	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
美 国	6 077	0.070	8.322	0.071	8.321	0.150	0.000	13.000	0.000
日 本	3 699	0.183	5.733	0.106	5.786	0.000	0.000	13.000	0.000
赞比亚	8	0.013	4.998	-0.415	5.598	0.000	0.000	10.000	0.000
新加坡	551	0.035	7.686	0.003	7.717	0.125	0.000	5.179	2.620
韩 国	2 292	-0.097	7.198	-0.212	7.348	0.174	0.005	11.963	0.190
德 国	627	-0.085	6.525	-0.124	6.658	0.289	0.021	1.000	0.000
巴 西	413	-0.057	7.351	-0.256	8.065	0.637	0.076	12.000	0.000
黎巴嫩	10	0.774	7.796	0.774	7.796	0.812	0.013	2.000	0.000
沙特阿拉伯	146	0.480	4.745	0.480	4.745	0.885	0.027	4.000	0.000
印 度	3 362	0.133	7.910	0.179	8.003	0.950	0.000	11.000	0.000

三、中国货币政策冲击的外溢效应：基准事实与区域差异

(一) 模型设定与基准回归结果

为检验中国货币政策冲击的外溢效应, 本文使用股票收益率作为股价变动的代理指标, 并基于此构建回归模型:

$$r_{mjt} = \beta_0 + \beta_{Target} Target_t + \beta_{Path} Path_t + X'_{mt} \Gamma + \alpha_m + \mu_j \times t + \lambda_k \times t + \delta_{mjt} \quad (1)$$

其中, r_{mjt} 表示注册于经济体 j 的境外上市公司 m 在公告日 t 的股票收益率。为便于对回归系数进行解读, 本文遵循实证金融领域的惯例, 将原始日度对数收益率乘以252进行年化处理。因此, 下文所述的“百分点”变动, 均指该年化日度对数收益率的百分比数值变动。具体计算方式为 $252 \times [\ln P_{mjt} - \ln P_{mjt(t-1)}]$ 。其中, P_{mjt} 表示公司 m 在公告日 t 以美元或本币计价的股票收盘价。控制变量 X_{mt} 包括当日全球风险情绪的变化和公司规模。当日全球风险情绪的变化由VIX指数的对数差分衡量 ($\Delta \ln VIX$)。VIX指数衡量标普500指数未来30天的预期波动率, 由芝加哥期权交易所编制, 数据可通过美联储FRED数据库获取, 常被用来衡量全球金融市场不确定性或风险预期的指标。公司规模采用上市公司总市值的自然对数衡量。 Γ 表示控制变量对应的系数向量。 α_m 表示个体固定效应。 $\mu_j \times t$ 、 $\lambda_k \times t$ 分别表示经济体层面、行业层面的线性时间趋势项, 用于控制不同经济体、行业随时间演进的固有差异。 δ_{mjt} 表示随机误差项。

表3汇报了式(1)的基准回归结果。结果显示, 当目标因子上升1个百分点, 境外上市公司以本币计价的股票收益率平均上升3.026—3.452个百分点, 以美元计价的股票收益率平均上升6.299—6.718个百分点, 且均在1%水平上显著。相比之下, 当路径因子上升1个百分点, 境外上市公司以本币计价的股票收益率平均上升3.004—3.437个百分点, 且在1%水平上显著。但是, 在美元计价下, 路径因子的估计系数不显著, 表明其影响在跨境定价中不稳定。此外, 全球

^① 限于篇幅, 本文仅报告代表性国家的境外上市公司的描述性统计结果, 其余经济体的详细数据留存备索。

风险情绪的意外上升对境外上市公司股票收益率具有负向影响，验证了模型对风险渠道的有效控制。

表3的结果揭示了两点值得强调的特征。一方面，本币计价与美元计价的回归结果存在显著差异，表明汇率波动在观测货币政策冲击外溢效应时是一个不可忽视的重要因素。另一方面，传统的“紧缩政策→政策利率上升→股价下跌”的单一利率传导机制，难以解释目标因子系数为正且显著这一事实。更为合理的解释是央行信息效应：货币政策公告在释放利率意外信号的同时，也传递了央行基于专业研判对中国经济基本面的前瞻性评估。此类评估通过改善企业现金流预期和提振市场信心等渠道，与境外上市公司股价的上涨显著相关。

Nakamura和Steinsson^[28]、Jarociński和Karadi^[22]系统讨论了央行信息效应在高频识别中的重要性；在中国情境下，陈贞竹等^[23]、尚玉皇等^[29]的研究也为央行沟通与市场预期的关联提供了经验证据。这一发现表明中国货币政策冲击外溢效应的传导机制与美国存在差异。Ha等^[15]发现，美国货币政策冲击的目标因子对全球股价产生负向外溢效应，而路径因子的影响则较弱或方向不一，这表明利率渠道在美国货币政策冲击的国际传导中发挥重要作用。Liu^[20]在进一步区分美联储、欧洲央行、英国央行的信息效应和大规模资产购买政策后指出，这些央行的信息效应在特定情境下也可能对全球股价产生正向影响。

综合现有研究可以推断，中国货币政策冲击的目标因子中很可能同时包含了政策利率变动和信息效应双重成分。未来的研究可在此基础上，进一步分解并量化这两条传导渠道的相对贡献。

表3 中国货币政策冲击的外溢效应（基准回归）

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	本币计价		美元计价	
<i>Target</i>	3.026*** (0.171)	3.452*** (0.172)	6.299*** (0.173)	6.718*** (0.175)
<i>Path</i>	3.437*** (0.289)	3.004*** (0.290)	0.358 (0.292)	-0.052 (0.293)
$\Delta \ln VIX$	-0.214*** (0.002)	-0.213*** (0.002)	-0.242*** (0.002)	-0.240*** (0.002)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
线性时间趋势	不控制	控制	不控制	控制
常数项	-0.184*** (0.002)	0.065*** (0.008)	-0.264*** (0.002)	-0.019** (0.008)
样本量	6 243 358	6 243 358	6 241 010	6 241 010
R ²	0.022	0.023	0.023	0.024

注：**和*** 分别表示在5%和1%水平上显著，括号内为上市公司层面聚类的稳健标准误，下同。

（二）稳健性检验

本文分别采用价格型货币政策冲击和数量型货币政策冲击替代式（1）中的目标因子和路径因子进行再估计，回归结果如表4所示。本文将全样本划分为美国、欧元区^①、其他经济体三个子样本。价格型货币政策冲击采用Kamber和Mohanty^[30]构建的挂钩7天回购利率的1年期利率互换日度收益率变化序列衡量，正值表示货币政策意外紧缩，样本区间为2007—2024年；数量型货币政策冲击采用Chen等^[31]基于机制转换模型识别的外生货币供应量冲击序列衡量，正值表示货币政策意外宽松，该指标为季度频率，样本区间为2000—2015年。

表4的结果显示，尽管使用上述替代指标仍能观测到显著的国际外溢效应，但鉴于这两类指

① 欧元区样本国家包括奥地利、比利时、塞浦路斯、德国、西班牙、芬兰、法国、希腊、爱尔兰、意大利、拉脱维亚、马耳他、荷兰、葡萄牙和斯洛文尼亚。

标在经济内涵、构建机理和识别逻辑上与本文核心关注的2015年以来中国货币政策高频冲击存在本质差异,其传导机制的可比性相对有限。因此,本文仅将其作为稳健性检验,不再对其传导机制展开深入讨论,相关议题留待未来研究进一步拓展。

表4 中国货币政策冲击的外溢效应:价格型和数量型货币政策冲击

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	本币计价				美元计价			
	全样本	美国	欧元区	其他经济体	全样本	美国	欧元区	其他经济体
价格型 货币政策冲击	-9.487*** (0.355)	-8.425*** (0.834)	7.291*** (0.743)	-12.828*** (0.439)	-6.724*** (0.358)	-8.425*** (0.834)	16.869*** (0.745)	-10.627*** (0.441)
数量型 货币政策冲击	0.088*** (0.015)	-0.004 (0.037)	-0.287*** (0.034)	0.178*** (0.018)	-0.000 (0.015)	-0.004 (0.037)	-0.945*** (0.034)	0.174*** (0.019)
$\Delta \ln VIX$	-7.208*** (0.252)	-15.832*** (0.637)	-12.163*** (0.580)	-4.218*** (0.303)	-11.786*** (0.257)	-15.832*** (0.637)	-14.559*** (0.580)	-10.307*** (0.313)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
线性时间趋势	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.348*** (0.021)	-0.345*** (0.055)	0.071 (0.048)	-0.423*** (0.026)	-1.036*** (0.022)	-0.345*** (0.055)	-0.318*** (0.048)	-1.337*** (0.027)
样本量	363 164	61 469	46 641	255 054	362 876	61 469	46 633	254 774
R ²	0.115	0.130	0.096	0.117	0.118	0.130	0.102	0.123

(三) 主要经济体与其他经济体的比较

为考察中国货币政策冲击外溢效应的区域异质性,本文将全样本划分为美国、欧元区、其他经济体三个子样本,并分别对模型(1)进行回归估计。表5汇报了分组回归结果。

表5 中国货币政策冲击外溢效应的分组回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	本币计价			美元计价		
	美国	欧元区	其他经济体	美国	欧元区	其他经济体
<i>Target</i>	0.807* (0.422)	-4.013*** (0.383)	5.282*** (0.208)	0.843** (0.422)	0.124 (0.384)	9.102*** (0.211)
<i>Path</i>	-6.352*** (0.713)	4.037*** (0.677)	4.950*** (0.350)	-6.365*** (0.712)	1.026 (0.682)	1.233*** (0.356)
$\Delta \ln VIX$	-0.302*** (0.006)	-0.180*** (0.005)	-0.198*** (0.003)	-0.304*** (0.006)	-0.215*** (0.005)	-0.229*** (0.003)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
线性时间趋势	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.301*** (0.019)	0.089*** (0.017)	0.009 (0.009)	0.297*** (0.019)	-0.059*** (0.017)	-0.082*** (0.009)
样本量	1 120 702	804 432	4 753 491	1 120 678	804 273	4 747 801
R ²	0.026	0.028	0.023	0.026	0.028	0.023

注: *表示在10%水平上显著,下同。

表5的回归结果显示,美国市场对中国货币政策冲击的路径因子表现出高度敏感性:路径因子上升1个百分点时,美国上市公司以本币计价的股票收益率平均下降6.352个百分点,且在1%水平上显著。该负向影响可能源于融资条件收紧或风险溢价上升等渠道。相比之下,欧元区的反应呈现目标因子与路径因子的显著异质性:目标因子上升1个百分点时,欧元区上市公司以本币

计价的股票收益率平均下降4.013个百分点；而路径因子上升1个百分点时，股票收益率平均上升4.037个百分点，且均在1%水平上显著，与美国市场形成方向性反转。

值得注意的是，全球风险情绪上升在所有分组中均对股票收益率产生负向影响，表明风险渠道是跨区域共有的基础机制。这种分化可能反映了欧元区内部更为复杂的传导机制。一方面，中国当期的货币紧缩可能通过贸易竞争、外部需求收缩等渠道，对欧元区实体经济产生负向影响。另一方面，中国未来的货币政策收紧若被市场解读为中国乃至全球经济基本面向好的积极信号，则有助于提振全球投资者信心，并可能缓解市场对欧元区进一步实施宽松货币政策的预期压力，从而推动境外上市公司股价上行。

其他经济体主要涵盖新兴市场和发展中经济体，中国货币政策冲击总体上仍表现为正向外溢效应。

(四) 不同地区经济体的传导差异

本文进一步将其他经济体样本按地理区域划分为东盟、拉丁美洲、中东与北非三大组别，分别考察中国货币政策冲击对各地区的外溢效应。表6的回归结果显示，不同地区对中国货币政策冲击的反应模式存在异质性。

1. 东盟

在本币计价下，东盟上市公司股票收益率对中国货币政策冲击目标因子的反应在统计上不显著，而路径因子的估计系数为-1.439，且在10%水平上显著。然而，在美元计价下，目标因子的估计系数为2.110，路径因子的估计系数为-4.406，且均在1%水平上显著。

2. 拉丁美洲

拉丁美洲的反应模式与东盟具有一定的相似性。在美元计价下，目标因子的上升对应着拉丁美洲上市公司股票收益率上涨，而路径因子的上升则对应着股票收益率下跌。不同之处在于，拉丁美洲上市公司以本币计价的股票收益率对目标因子表现出显著的正向反应。这表明，中国当期的政策紧缩可能被视为经济基本面向好的积极信号，进而通过大宗商品价格渠道或贸易预期改善了拉丁美洲的市场情绪。相比之下，拉丁美洲上市公司以本币计价的股票收益率对路径因子的反应虽为负向，但统计上不显著。

3. 中东与北非

无论采用本币还是美元计价，中东与北非上市公司股票收益率对中国货币政策冲击目标因子的上升均表现出正向反应。与其他新兴市场不同，中东与北非上市公司在美元计价下的股票收益率对路径因子的估计系数为6.086，且在1%水平上显著；在本币计价下其估计系数不显著。这表明中东与北非市场将中国货币政策收紧的预期视为积极信号，认为其反映了中国经济基本面的强劲、全球总需求的旺盛，进而带动该地区上市公司股票收益率上涨。

4. 进一步分析：资本管制与汇率制度的调节作用

上述地区异质性分析结果表明，受地缘经济联系紧密度和发展模式差异的影响，不同地区对中国货币政策冲击的反应模式存在显著分化。东盟作为与中国经贸联系最为紧密的地区，其市场对中国货币政策冲击表现出高度敏感性：当市场预期中国将进一步收紧货币政策时，东盟上市公司股票收益率通常会出现下跌。这可能是由于市场将中国的政策收紧解读为中国乃至全球总需求放缓或全球金融条件紧缩的信号，从而对深度嵌入中国供应链的东盟经济体增长前景产生负向预期。

相比之下，中国当期的加息冲击对东盟上市公司以本币计价的股票收益率的影响并不显著，但在美元计价下却表现为上涨。这一反差表明，人民币相对升值所带来的汇率估值效应或资本再配置效应在东盟市场表现得尤为突出。对以大宗商品出口为主的拉丁美洲国家而言，中国加息所释放的经济基本面向好信号可能推升大宗商品价格，进而提高拉丁美洲的上市公司股票收益率，

表现为上市公司本币计价股票收益率的正向反应。然而, 若市场预期中国货币政策进一步收紧将导致全球流动性趋紧, 拉丁美洲市场可能面临负面冲击。这一点在其上市公司美元计价股票收益率的下跌中得到了印证。中东与北非地区多数经济体高度依赖能源等资源出口。市场往往将中国货币政策收紧的预期解读为中国经济基本面强劲、内需旺盛的信号, 进而预示全球大宗商品价格上行, 对该地区以本币计价的资产价格形成显著支撑。因此, 无论面对当期的政策冲击抑或未来的预期冲击, 该区域金融市场总体呈现积极反应。这一异质性特征进一步表明, 一国自身的制度环境可能在调节中国货币政策外溢效应的传导路径与强度中扮演关键角色。下文将基于制度特征视角, 对此假说展开系统性实证检验。

表6 中国货币政策冲击对三大地区的外溢效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	本币计价			美元计价		
	东盟	拉丁美洲	中东与北非	东盟	拉丁美洲	中东与北非
<i>Target</i>	0.153 (0.482)	2.602** (1.107)	4.445*** (0.709)	2.110*** (0.483)	6.568*** (1.107)	5.641*** (0.719)
<i>Path</i>	-1.439* (0.780)	-1.077 (1.643)	-1.281 (1.289)	-4.406*** (0.789)	-10.507*** (1.709)	6.086*** (1.348)
$\Delta \ln VIX$	-2.471*** (0.237)	-13.698*** (0.672)	-0.911** (0.446)	-5.076*** (0.246)	-28.359*** (0.759)	-4.017*** (0.456)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
线性时间趋势	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.084*** (0.006)	-0.276** (0.118)	0.270*** (0.069)	-0.032 (0.042)	-0.965*** (0.161)	-0.148** (0.070)
样本量	668 552	123 291	138 209	668 414	123 124	138 201
R ²	0.035	0.052	0.036	0.038	0.108	0.039

四、资本管制和汇率制度对中国货币政策冲击外溢效应的传导机制

(一) 核心经验结果

为考察其他经济体资本管制和汇率制度是否对中国货币政策冲击的外溢效应具有系统性的调节作用, 在式(1)的基础上, 本文引入目标因子、路径因子, 并分别构造其与制度特征变量的交互项, 设定如下计量模型:

$$r_{mjt} = \beta_0 + \beta_{Target} Target_t + \gamma_{Target} (Target_t \times S_{jt}) + \beta_{Path} Path_t + \gamma_{Path} (Path_t \times S_{jt}) + \rho S_{jt} + X'_{mt} \Gamma + \alpha_m + \mu_j \times t + \lambda_k \times t + \delta_{mjt} \quad (2)$$

其中, S_{jt} 表示经济体 j 在公布日 t 的制度特征。本文分别采用总体资本管制指数 (KC)、资本流入管制指数 (KC^{In})、资本流出管制指数 (KC^{Out}) 和汇率灵活性指数 (EA) 作为制度特征的测度指标。为便于系数的经济含义阐释, 上述指标均经过标准化处理, 即取均值并除以标准差。模型中的其他变量含义与式(1)相同。系数 γ_{Target} 和 γ_{Path} 分别刻画制度特征对目标因子和路径因子外溢效应的边际调节作用。表7给出估计结果, 核心发现可概括为三个经验事实。

1. 资本管制的“反常”增强效应

第一个经验事实: 目标因子对境外上市公司股票收益率具有正向影响, 且该影响在资本管制更严格的经济体中更明显。表7列(1)和列(2)显示, 目标因子的估计系数分别为7.227(本币计价)和14.002(美元计价)。目标因子与总体资本管制指数交互项的估计系数分别为1.145(本币计价)和1.472(美元计价)。这表明总体资本管制程度越高, 中国货币政策冲击通过目标

渠道对境外股市的正向影响越强。具体而言，当总体资本管制指数上升1个标准差时，目标因子分别增加1.145个百分点（本币计价）和1.472个百分点（美元计价）。换言之，较高的资本管制水平非但未削弱，反而增强了中国货币政策冲击目标因子对境外上市公司股票收益率的正向影响。这一发现与经典开放宏观经济学的理论预测有所出入。

本文认为，目标因子同时体现了央行信息效应和即期金融贴现率渠道。前者通过强化市场对积极贸易供给冲击的预期，提振全球市场信心，从而推动境外上市公司股票收益率上涨；后者则通过抛补利率平价和贴现率机制导致境外上市公司股票收益率下跌。在此情境下，若外国实施严格的资本管制，由此产生的融资摩擦将限制跨境直接资金流动，进而弱化抛补利率平价条件下贴现率的传导机制。这使得中国货币政策冲击更多地通过贸易和信息渠道进行传导，从而带来更大的股票收益率涨幅。相反，在资本高度开放的经济体中，金融套利渠道畅通无阻。投资者在吸收中国利率上升带来的利好信号的同时，也会充分考量流动性趋紧等负向因素，从而在一定程度上抵消了乐观情绪带来的正向影响。

总体而言，资本管制较严的经济体对中国即时利率变化的反应表现出更强烈的正向特征。这表明，针对目标冲击，传统的“三元悖论”机制依然适用。但是，由于信息渠道的介入，最终的股票收益率变动方向与仅关注贴现率的传统理论预测截然相反。

2. 资本管制的风险“隔离”作用

第二个经验事实：路径冲击在资本账户更为开放的经济体中表现为负向外溢效应，而东道国的资本管制，尤其是资本流入管制能显著缓解这一负向冲击。表7列（1）和列（2）显示，当路径因子上升1个百分点时，境外上市公司股票收益率下降约6.214个百分点（美元计价）；路径因子与总体资本管制指数交互项的估计系数为1.019（美元计价）。值得注意的是，该效应在本币计价下不显著，这提示汇率计价方式可能调节制度效果。这表明，东道国资本管制可通过抑制跨境套利对预期变化的敏感性，弱化中国货币政策冲击的传导强度。

以资本流入管制指数作为调节变量的回归结果如表7列（3）和列（4）所示，路径因子与资本流入管制指数交互项的估计系数为1.979（美元计价），且在1%水平上显著。这表明，东道国对资本流入的限制越严格，其资本市场对跨境预期冲击的缓释能力越强，从而显著削弱了中国路径因子冲击对本国股票收益率的负向外溢效应，使得路径因子引发的负向收益率变动幅度相应减弱。相比之下，表7列（5）和列（6）显示，路径因子与资本流出管制指数交互项的估计系数不显著，这表明资本流出管制对此类冲击无显著缓释作用。这一差异可能源于资本流入管制直接限制了外资进入本地股市，从而削弱了国际投资者对政策预期变化的快速反应；而资本流出管制主要影响居民部门资产配置，在应对外部货币政策预期冲击时作用有限，其主要功能可能更集中于极端市场压力时期的流动性维稳。

3. 汇率灵活性的非对称放大机制

第三个经验事实：汇率灵活性对路径因子的外溢效应具有显著的放大作用，而对目标因子的影响则不显著。表7列（7）和列（8）显示，目标因子与汇率灵活性交互项的估计系数不显著，但路径因子与汇率灵活性交互项的估计系数为-1.644（本币计价）和-2.544（美元计价），且均在1%水平上显著。这意味着，汇率制度越灵活的经济体，其股票收益率对路径因子冲击引发的下跌反应越敏感。在固定汇率体系下，中国货币政策冲击的基准影响模式表现为：目标因子导致股票收益率显著上涨（本币计价6.639，美元计价12.243），而路径因子则导致股票收益率显著下跌（本币计价-2.273，美元计价-7.974）。这表明，中国当期加息可能通过贸易和信息渠道推高这些地区的股票收益率，但对未来进一步收紧的预期则会通过紧缩性的金融渠道压低股票收益率。随着汇率灵活性指数的提高，上述外溢效应的幅度发生了系统性变化：汇率灵活性指数每提高1个标准差，路径因子的负向效应将进一步增强约1.664（本币计价）和2.544（美元计价）个

百分点。

上述实证结果与现有关于美联储和欧洲央行货币政策冲击外溢效应、“三元悖论”的相关研究形成了富有启发的对照。基于全球金融周期视角的研究表明,核心经济体的货币政策冲击可通过改变全球风险溢价和触发跨境资产组合再平衡,驱动国际金融市场的协同波动^[14]。在此框架下,严格的资本管制被认为对传统的货币政策冲击外溢效应仍具有一定的缓释和阻隔作用^[15]。这一逻辑与本文关于路径因子冲击的发现高度一致:在资本账户更开放的经济体中,市场对中国未来利率上升的预期会引发更强烈的股价紧缩反应,这主要归因于全球金融条件收紧和风险溢价上升。鉴于中国在全球价值链分工和大宗商品需求中的重要性,其货币政策冲击还可能通过实体经济渠道产生显著的外溢效应^[1, 18],包括生产网络关联、贸易预期调整和大宗商品价格波动。当跨境资本流动受到限制时,上述实体经济渠道的相对重要性可能显著提升,从而解释了本文观察到的独特现象:在资本管制较严的经济体,中国当期的紧缩性货币政策冲击反而引发了更强烈的股价正向反应。

汇率制度对外溢效应的放大作用,主要通过三条机制实现。其一,许多新兴市场和开放型中等收入经济体持有高比例的外币(尤其是美元)计价债务,涵盖贸易信贷、银行外债和企业债券。这使得汇率波动不再仅仅是相对价格的调整,而是会通过资产负债表渠道产生净值效应,进而加剧融资约束并削弱风险承受能力^[32]。其二,跨境银行和全球流动性相关研究表明,汇率波动和外汇融资成本会显著影响金融中介的风险承担意愿和杠杆约束,进而放大资产价格对外部冲击的反应^[33]。在资本账户更开放、汇率制度更灵活的环境中,这条“风险偏好—融资成本—资产价格”的传导链条调整更迅速,导致短期内资产价格出现更剧烈的波动。其三,在主导货币范式下,国际贸易和融资高度依赖美元等主导货币计价^[34]。对非主导货币经济体而言,即便实行浮动汇率制度,往往也难以在短期内仅凭名义汇率调整来充分缓解外部金融冲击。相反,汇率灵活性越高,市场对外部信息的即时重新定价越充分,从而导致风险溢价和资产价格的高频波动越显著。

表7 资本管制、汇率制度对中国货币政策冲击外溢效应的影响(交互估计)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	KC		KC ^{In}		KC ^{Out}		EA	
	本币计价	美元计价	本币计价	美元计价	本币计价	美元计价	本币计价	美元计价
<i>Target</i>	7.227*** (0.263)	14.002*** (0.264)	7.236*** (0.262)	14.053*** (0.263)	7.250*** (0.264)	14.008*** (0.265)	6.639*** (0.242)	12.243*** (0.244)
<i>Target</i> × <i>S</i>	1.145*** (0.232)	1.472*** (0.234)	1.358*** (0.229)	1.413*** (0.230)	0.933*** (0.240)	1.481*** (0.241)	0.044 (0.237)	-0.021 (0.234)
<i>Path</i>	0.449 (0.402)	-6.214*** (0.411)	0.474 (0.401)	-6.222*** (0.410)	0.406 (0.402)	-6.253*** (0.411)	-2.273*** (0.366)	-7.974*** (0.372)
<i>Path</i> × <i>S</i>	0.030 (0.381)	1.019*** (0.388)	0.435 (0.372)	1.979*** (0.378)	-0.287 (0.393)	0.210 (0.402)	-1.664*** (0.342)	-2.544*** (0.347)
<i>S</i>	0.235* (0.132)	0.438*** (0.127)	-0.233* (0.137)	-0.308** (0.132)	0.358*** (0.096)	0.602*** (0.095)	0.183 (0.131)	0.460*** (0.134)
$\Delta \ln VIX$	-0.228*** (0.005)	-0.291*** (0.005)	-0.228*** (0.005)	-0.291*** (0.005)	-0.228*** (0.005)	-0.290*** (0.005)	-0.280*** (0.005)	-0.330*** (0.005)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
线性时间趋势	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.415*** (0.016)	0.340*** (0.016)	0.382*** (0.016)	0.289*** (0.016)	0.423*** (0.015)	0.349*** (0.015)	0.421*** (0.013)	0.350*** (0.013)
样本量	1 832 524	1 831 448	1 832 524	1 831 448	1 832 524	1 831 448	1 832 524	1 831 448
R ²	0.045	0.047	0.045	0.047	0.045	0.047	0.045	0.047

(二) 理论机制分析

为系统阐释上述实证结果背后的理论机制，本文基于标准资产定价模型与开放经济中的无套利均衡条件，构建一个简化的理论模型，以凸显核心传导机制，并据此进行解析推导。本文将中国货币政策公告中的高频冲击分解为目标因子冲击 (ε_t^T) 和路径因子冲击 (ε_t^P)。

上述实证结果表明，目标因子的跨境传导同时包含两种机制：一个是央行信息效应，另一个是经由跨市场资产定价无套利条件传导的贴现率渠道。其中，央行信息效应通过增强市场对中国经济增长的预期，进而增强全球投资者对跨国企业——尤其是对中国有出口敞口的企业——未来盈利的信心。贴现率渠道则源于开放经济下的资产定价逻辑：本国政策利率上升推高全球风险资产的贴现率，从而压低其现值，导致样本内境外股市整体下跌。

表3的回归结果显示，目标因子对境外上市公司股票收益率具有正向影响，结合前述理论机制，可初步推断央行信息效应可能强于贴现率渠道的负向外溢效应。进一步地，路径因子的跨境传导同样依赖于基于利率的贴现率渠道，这使得其对境外上市公司股票收益率的直接影响表现为负向外溢效应。同时，路径因子还反映了对未来利率路径的预期调整，并可能通过改变全球风险偏好，作用于风险溢价渠道。当全球融资条件随之收紧时，风险溢价的上升将进一步压低股票收益率。这一机制有力地解释了表7中路径因子对境外上市公司以美元计价的股票收益率产生的负向外溢效应。

图1直观展示了目标因子冲击和路径因子冲击对应的传导渠道。图中顶部方框表示中国货币政策冲击，底部方框表示境外上市公司股票收益率。实线框表示主要传导渠道。虚线框表示各渠道下的具体作用机制。实线箭头表示影响方向和传导路径。

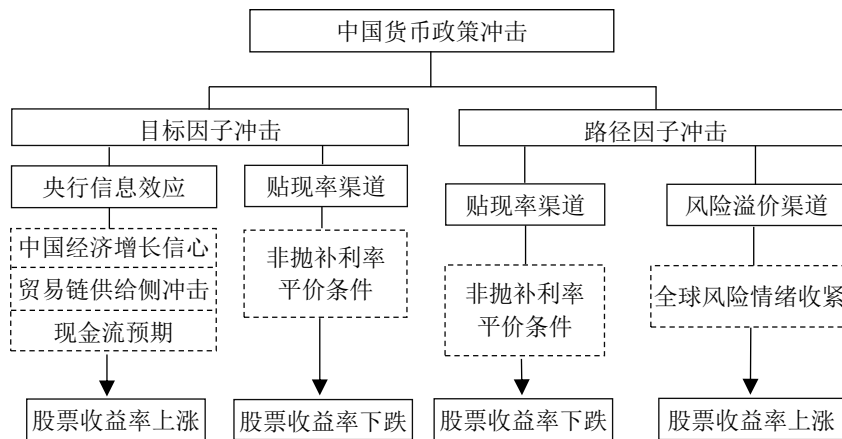


图1 中国货币政策冲击的外溢效应

1. 利率平价关系、资本管制“楔子”与风险溢价

本文设经济体 j 的短端名义利率为 i_j 、外部基准利率为 i_i^* 。名义汇率 E_j 定义为1单位外币兑换的本币数量，并令 $s_j \equiv \ln E_j$ 。在存在风险溢价和交易摩擦的情形下，跨境资产收益的均衡关系可由引入“楔子”的非抛补利率平价条件描述如下：

$$i_j - i_i^* = \mathbb{E}_t \Delta s_{j,t+1} + \psi_j + \tau_j \tag{3}$$

其中， $\mathbb{E}_t \Delta s_{j,t+1}$ 表示在公告日 t 时，人们对从 t 到 $t+1$ 期间名义汇率对数变化量的预期值。 $\Delta s_{j,t+1}$ 表示 $s_{j,t+1}$ 与 $s_{j,t}$ 之差。 ψ_j 表示随全球风险因子变化的跨境金融摩擦溢价，其大小由全球风险情绪和本国金融脆弱性共同决定。 τ_j 表示由资本流动管理和监管约束引入的资本管制“楔子”，可理解为对跨境借贷或资本流动施加的税费、准备金要求或数量限制所对应的影子价格，即资本管制强度。Farhi 和 Werning^[35] 在包含名义刚性的小型开放经济模型中，将资本管制刻画为对跨

境借贷征收的税收型政策工具, 并证明即便在浮动汇率制度下, 为平滑资本流动和缓解外部冲击, 最优政策也可能要求实施一定强度的资本管制。这一结论的含义在于, τ_j 的存在会系统性削弱跨境套利和资本流动对国内金融条件的外溢效应。

主流研究普遍指出, 跨境借贷和资本流动会放大信用扩张、资产价格和系统性风险的顺周期波动。对资本流入或外债融资施加的“楔子”, 其目标不仅在于恢复货币政策独立性, 还旨在“逆风”调节资本流动, 以稳定金融条件。

据此, 在式(3)中提高 τ_j 具有双重效应。一方面, 它通过削弱跨境套利, 阻碍外部利率变动向 i_j 的传导。另一方面, 它通过抑制顺周期资本流动和承担过度风险, 间接降低了跨境金融摩擦溢价 ψ_j 对外部冲击的敏感性。Rey^[7] 强调, 在金融一体化背景下, 全球风险情绪的同步波动构成了全球金融周期, 并通过资本流动和信用扩张渠道对各经济体的金融条件形成制约。参照 Rey^[7]、Bruno 和 Shin^[33]、Gopinath 和 Stein^[34] 等方法, 可将跨境金融摩擦溢价 ψ_j 进一步拆解为式(4):

$$\psi_j \equiv \phi_j g_t + \kappa_j \Delta s_{jt} \quad (4)$$

其中, ϕ_j 表示经济体 j 的金融条件对全球风险情绪的敏感程度, 该参数主要取决于该经济体对跨境银行信贷和外部资金的依赖程度。 g_t 表示全球金融周期。 κ_j 表示经济体 j 的金融条件对汇率波动的敏感程度。对于外币负债比例较高或与美元融资关联紧密的经济体, 汇率贬值会通过恶化资产负债表净值并抬升外部融资溢价, 产生显著的“原罪”效应。将式(4)代入式(3), 整理可得式(5):

$$i_j - \mathbb{E}_t \Delta s_{j,t+1} = i_t^* + \phi_j g_t + \kappa_j \Delta s_{jt} + \tau_j \quad (5)$$

式(5)表明, 经济体 j 的国内金融条件受到国际融资状况的共同驱动, 包括外部基准利率 i_t^* 、全球金融周期 g_t 、由外币负债引发的货币错配风险 $\kappa_j \Delta s_{jt}$ 。这种外部冲击不仅可以通过等式左侧的预期汇率变动进行吸收和缓释, 还可以通过等式右侧的资本管制“楔子” τ_j 进行隔离。

2. 境外上市公司的资产定价分解

本文将境外上市公司 m 在经济体 j 的股票收益率对宏观因子的反应关系简化为如下线性方程:

$$r_{mjt} = a_{mj} \Delta \mathcal{L}_t - b_{mj} \Delta i_{jt} - c_{mj} \Delta \psi_{jt} + u_{mjt} \quad (6)$$

其中, $a_{mj} > 0$, $b_{mj} > 0$, $c_{mj} > 0$ 。 $\Delta \mathcal{L}_t$ 表示政策公告引发的现金流预期(或宏观基本面信息)更新, Δi_{jt} 表示无风险贴现率的变动, $\Delta \psi_{jt}$ 表示风险溢价(即广义金融条件)的变动, u_{mjt} 表示无法被宏观冲击解释的境外上市公司异质性冲击。目标因子冲击和路径因子冲击分别通过现金流预期渠道、贴现率渠道和风险溢价渠道影响收益率, 但两者的作用权重存在差异: ε_t^T 对 $\Delta \mathcal{L}_t$ 的影响更显著, 而 ε_t^P 则主要影响 $\Delta \psi_{jt}$ 和 Δi_{jt} 。具体为 $\frac{\partial \Delta \mathcal{L}_t}{\partial \varepsilon_t^T} > \frac{\partial \Delta i_{jt}}{\partial \varepsilon_t^T} > 0$, $\frac{\partial \Delta \psi_{jt}}{\partial \varepsilon_t^P} > 0$, $\frac{\partial \Delta i_{jt}}{\partial \varepsilon_t^P} > 0$ 。

结合式(5)和式(6)可知, 若假设经济体 j 实行完全固定汇率制, 即 $\mathbb{E}_t \Delta s_{j,t+1} = 0$, 且资本完全自由流动, 即 $\tau_j = 0$, 则目标因子冲击 ε_t^T 通过央行信息效应对境外上市公司股票收益率产生正向传导, 而通过贴现率渠道产生负向外溢效应; 路径因子冲击 ε_t^P 无论是通过贴现率渠道还是风险溢价渠道, 对境外上市公司股票收益率均产生负向外溢效应。

进一步地, 本文分别考察资本管制“楔子” τ_j 和汇率的对数变动量 Δs_{jt} 与两类货币政策冲击传导渠道的交互效应, 可提出如下命题:

命题1: 资本管制会增强目标因子冲击的净正向外溢效应。

目标因子冲击 ε_t^T 同时影响现金流预期 $\Delta \mathcal{L}_t$ 和无风险贴现率的变动 Δi_{jt} 。资本管制的加强(即 τ_j 上升)会抑制跨境套利, 降低 Δi_{jt} 对外部利率变动的敏感度, 从而相对削弱负向的贴现率渠道。相比之下, 资本管制对现金流预期信息的跨境传播约束较弱, 因其更多依赖于实体联系和市场预

期。具体为 $\frac{\partial(\Delta\epsilon_i)^2}{\partial\epsilon_i^T\partial\tau_j} = 0$, $\frac{\partial(\Delta i_j)^2}{\partial\epsilon_i^T\partial\tau_j} < 0$ 。

因此，当 ϵ_i^T 中的信息成分占据主导时， $\partial r_{ij}/\partial\epsilon_i^T$ 将随 τ_j 的上升而增大，这对应于实证结果中目标因子与总体资本管制指数交互项的估计系数为正，且显著。

命题2：资本管制有助于缓释路径因子冲击的负向外溢效应。

路径因子冲击 ϵ_i^P 更多反映了对未来融资条件和风险溢价的重新定价，主要通过推高 Δi_j 和 $\Delta\psi_j$ 来压低股票收益率。资本管制不仅阻碍了外部冲击向 i_j 的传递，还通过抑制顺周期资本流入

和相关风险承担行为，降低了风险溢价对外部冲击的弹性。具体为 $\frac{\partial(\Delta i_j)^2}{\partial\epsilon_i^P\partial\tau_j} < 0$, $\frac{\partial(\Delta\psi_j)^2}{\partial\epsilon_i^P\partial\tau_j} < 0$ 。

这使得 $\partial r_{ij}/\partial\epsilon_i^P$ 随 τ_j 的上升而增大（即负向外溢效应被缓释），对应实证结果中，美元计价下，路径因子与总体资本管制指数交互项的估计系数为正，且显著。

命题3：更高的汇率灵活性并不必然能隔离外部金融冲击，反而可能放大风险溢价渠道的外溢效应。

基于式（3），汇率灵活性越高，外部冲击越倾向于通过预期汇率变动 $E_t\Delta s_{j,t+1}$ 和风险溢价 ψ_j 的调整来释放，而非仅仅通过短端利率的被动调整来吸收。全球金融周期理论指出，若风险溢价的共同波动是驱动资本流动和资产价格联动的核心因素，则浮动汇率制度并不能自动阻断 ψ_j 的同步性。相反，浮动汇率往往通过资产负债表渠道加剧货币错配风险，使得全球风险偏好渠道的

表现更为显著。具体为 $\frac{\partial(\Delta\epsilon_i)^2}{\partial\epsilon_i^T\partial\Delta s_j} = 0$, $\frac{\partial(\Delta i_j)^2}{\partial\epsilon_i^T\partial\Delta s_j} \approx 0$, $\frac{\partial(\Delta i_j)^2}{\partial\epsilon_i^P\partial\Delta s_j} \approx 0$, $\frac{\partial(\Delta\psi_j)^2}{\partial\epsilon_i^P\partial\Delta s_j} > 0$ 。

当路径因子主要通过风险溢价渠道发挥作用时，汇率灵活性的上升将使偏导数 $\partial r_{ij}/\partial\epsilon_i^P$ 的数值进一步减小，即负向程度增强，这一理论预测与表7中路径因子与汇率灵活性指数交互项的估计系数一致；而当目标因子以信息成分为主导时，其与汇率灵活性指数交互项的估计系数在统计上不显著，表明汇率灵活性对目标因子净效应的调节作用有限。

五、结论与政策启示

本文利用基于高频数据识别的双因子货币政策冲击指标和境外上市公司股价数据，系统检验了资本管制和汇率制度对中国货币政策冲击外溢效应的调节作用。研究表明：中国货币政策冲击能显著影响境外上市公司股票收益率，但其外溢效应的方向和强度高度依赖于东道国的制度环境

具体而言，目标因子冲击总体呈现正向外溢效应，且在资本管制较严的经济体中，这种正向影响更为强烈。这一现象印证了央行信息效应的主导机制：在强资本管制环境下，跨境套利和融资链条受阻，导致贴现率渠道的传导效力减弱，使得市场对政策立场调整所蕴含的基本面更新信号反应相对凸显，从而增强了正向外溢效应。

相比之下，路径因子冲击在资本流动自由度较高的经济体中具有显著的负向外溢效应，而适度的资本管制能有效缓释此类负向冲击。这反映了路径因子冲击作为对未来利率路径和全球融资条件重定价的本质：在资本账户开放的经济体中，全球风险偏好逆转、资产负债表货币错配等渠道作用显著，推高国际资金成本和风险溢价，进而压低股价；而针对资本流入的管制措施则发挥了关键的隔离作用，阻断了这一负向传导链条。

同时，汇率灵活性显著放大了路径因子冲击的负向效应，但对目标因子冲击的边际影响并不显著。这表明在全球金融周期背景下，汇率灵活性并未发挥传统的缓解作用，相反，在高频资产定价层面，汇率灵活性更多体现为风险重定价机制的强化，使得境外市场对全球金融条件收紧的

定价反应更为敏感。

从政策视角来看, 本文结论强调了在推进金融高水平开放进程中, 统筹跨境风险管理的重要性。一方面, 适度的资本流动管理可发挥“稳定器”作用, 有效缓释外部货币政策冲击对国内金融市场的扰动。另一方面, 提高汇率灵活性虽有助于在中长期提升货币政策的自主性, 但短期内未必能降低市场波动, 反而可能放大外部冲击的即时外溢效应。结合上述分析, 本文提出三点针对中国的政策启示。

第一, 货币政策的外溢效应不仅取决于当期的货币政策操作, 更取决于政策预期管理和信号释放效应。中国货币政策中关于未来政策取向、政策逻辑和政策连续性的信号释放, 比单次操作本身, 更能引发全球风险溢价的同步调整。这种调整将通过外部金融条件影响境外主要市场的资产价格, 并可能经由外需渠道影响国内经济。因此, 增强政策沟通的一致性和可预期性, 有助于平抑非必要的全球风险溢价波动。

第二, 资本流动管理与宏观审慎政策协同, 是高水平开放环境下维护金融稳定的重要机制。对中国而言, 上述证据支持在稳步推进资本账户高水平开放的同时, 进一步完善以宏观审慎为核心的跨境资本流动管理框架。具体而言, 应采用逆周期调节、结构性引导, 以及针对期限错配和杠杆率的约束工具, 避免过度依赖临时性或刚性的数量型工具, 而应将其与必要的宏观经济调整有机结合。

第三, 提高汇率灵活性并不能自动缓释外部冲击引发的短期波动, 仍需以市场深化和制度建设为支撑。在以短期跨境资本流动为主导的市场环境下, 汇率灵活性较高的经济体对以风险溢价为主导的外部金融冲击的负向反应可能更为剧烈。这表明在高频资产定价层面, 汇率灵活性更多体现为风险的充分重定价, 而非天然的冲击“缓冲器”。对中国而言, 提高人民币汇率灵活性依然是提升中长期货币政策自主性的关键方向, 但其带来的稳定性红利有赖于外汇市场深度的拓展、风险管理工具的多元化, 以及跨境资本流动管理与宏观审慎政策的有效协同。

参考文献:

- [1] MIRANDA-AGRIPPINO S, NENOVA T, REY H. Global footprints of monetary policies [R]. Centre for Macroeconomics (CFM) Discussion Paper, 2020.
- [2] 杨子荣, 徐奇渊, 王书朦. 中美大国货币政策双向溢出效应比较研究——基于两国 DSGE 模型[J]. 国际金融研究, 2018(11):14-24.
- [3] 陈创练, 王浩楠, 单敬群. 美联储政策对全球经济的溢出效应与国际货币政策协调机制研究[J]. 统计研究, 2023, 40(6):20-35.
- [4] 李斌, 雷印如, 王健. 美联储货币政策溢出、央行预期管理与中国资产价格[J]. 世界经济, 2024, 47(1):57-85.
- [5] 余静芬, 沈好恬. 美国货币政策冲击对我国行业的溢出效应研究——基于生产网络的视角[J]. 国际金融研究, 2025(3):14-26.
- [6] MUNDELL R A. Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates [J]. Canadian journal of economics and political science, 1963, 29(4):475-485.
- [7] REY H. Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence [R]. NBER Working Paper, 2015.
- [8] 范小云, 陈雷, 祝哲. 三元悖论还是二元悖论——基于货币政策独立性的最优汇率制度选择[J]. 经济学动态, 2015(1):55-65.
- [9] 谭小芬, 虞梦微. 全球金融周期与跨境资本流动[J]. 金融研究, 2021(10):22-39.
- [10] 吴立元, 赵扶扬, 王忾, 等. 美国货币政策溢出效应、中国资产价格波动与资本账户管理[J]. 金融研究, 2021(7):77-94.
- [11] 王欣康, 谭小芬, 虞梦微. 国际生产网络与全球金融周期: 基于资产价格联动视角[J]. 经济研究, 2025, 60(9):

- 47-67.
- [12] 张礼卿,钟茜.全球金融周期、美国货币政策与“三元悖论”[J].金融研究,2020(2):15-33.
- [13] 陶雄华,王腾.美欧英日货币政策冲击如何通过计价货币影响银行跨境资本流动?[J].国际金融研究,2023(12):50-59.
- [14] MIRANDA-AGRIPPINO S, REY H. U.S. monetary policy and the global financial cycle[J]. Review of economic studies,2020,87(6):2754-2776.
- [15] HA J, LIU H, ROGERS J. Capital controls, exchange rate arrangements, and the transmission of U.S. monetary policy: the trilemma strikes back[R]. SSRN Working Paper,2025.
- [16] LIU H. The trilemma, macroprudential policy, and monetary spillovers[R]. SSRN Working Paper,2025.
- [17] GEORGIADIS G, JAROCIŃSKI M. Global spillovers from multi-dimensional U.S. monetary policy[J]. Journal of international economics,2025,158:104169.
- [18] GAZZANI A G, FERRIANI F. The international transmission of Chinese monetary policy and the commodity channel[R]. SSRN Working Paper,2026.
- [19] MIRANDA-AGRIPPINO S, NENOVA T, REY H. The ins & outs of Chinese monetary policy transmission[R]. NBER Working Paper,2026.
- [20] LIU H. Conventional vs. innovative monetary policy transmission in China: term-structure and credit-spread effects[J]. Finance research letters,2026,95:109738.
- [21] SHIEH H. Can you hear me now? Identifying the effect of Chinese monetary policy announcements[J]. Journal of international money and finance,2024,144:103078.
- [22] JAROCIŃSKI M, KARADI P. Deconstructing monetary policy surprises: the role of information shocks[J]. American economic journal: macroeconomics,2020,12(2):1-43.
- [23] 陈贞竹,李力,余昌华.我国货币政策传导效率及信号效应研究——基于金融市场高频识别的视角[J].经济学(季刊),2023,23(1):56-73.
- [24] FERNÁNDEZ A, KLEIN M W, REBUCCI A, et al. Capital control measures: a new dataset[J]. IMF economic review,2016,64(3):548-574.
- [25] ILZETZKI E, REINHART C M, ROGOFF K S. Exchange arrangements entering the twenty-first century: which anchor will hold?[J]. Quarterly journal of economics,2019,134(2):599-646.
- [26] CRAGG J G, DONALD S G. Inferring the rank of a matrix[J]. Journal of econometrics,1997,76(1-2):223-250.
- [27] GÜRKAYNAK R S, SACK B, SWANSON E. Do actions speak louder than words? The response of asset prices to monetary policy actions and statements[J]. International journal of central banking,2005,1(1):55-93.
- [28] NAKAMURA E, STEINSSON J. High-frequency identification of monetary non-neutrality: the information effect[J]. Quarterly journal of economics,2018,133(3):1283-1330.
- [29] 尚玉皇,刘华,申峰.预期的博弈:央行沟通与国债收益率曲线[J].金融研究,2025(9):20-38.
- [30] KAMBER G, MOHANTY M S. Do interest rates play a major role in monetary policy transmission in China?[R]. BIS Working Papers,2018.
- [31] CHEN K, REN J, ZHA T. The nexus of monetary policy and shadow banking in China[J]. The American economic review,2018,108(12):3891-3936.
- [32] EICHENGREEN B, HAUSMANN R, PANIZZA U. Currency mismatches, debt intolerance, and the original sin: why they are not the same and why it matters[C]//EDWARDS S. Capital controls and capital flows in emerging economies: policies, practices, and consequences. Chicago: University of Chicago Press,2007:121-170.
- [33] BRUNO V, SHIN H S. Cross-border banking and global liquidity[J]. Review of economic studies,2015,82(2):535-564.
- [34] GOPINATH G, STEIN J C. Banking, trade, and the making of a dominant currency[J]. Quarterly journal of economics,2021,136(2):783-830.
- [35] FARHI E, WERNING I. Dilemma not trilemma? Capital controls and exchange rates with volatile capital flows[J]. IMF economic review,2014,62(4):569-605.

Capital Controls, Exchange Rate Regimes, and the International Spillovers of China's Monetary Policy: An Empirical Assessment Based on Panel Data of Overseas-Listed Firms

WANG Yongqin, LIU Haiqin

(School of Economics, Fudan University, Shanghai 200433, China)

Summary: The paper uses a high-frequency asset price identification strategy and distinguishes two dimensions of Chinese monetary policy shocks: a target factor, which captures unexpected changes in the current policy stance, and a path factor, which captures revisions to expectations about the future policy path. These shocks are matched to daily stock returns of about 36 000 listed firms across 73 economies.

Three main findings are as follows. First, the target factor has a positive average effect on foreign stock prices, and this positive response is stronger in economies with tighter capital account restrictions. This suggests that the target factor does not merely capture a higher discount rate associated with a tighter current policy stance; rather, it contains a strong central bank information effect. When capital controls are tighter, cross-border arbitrage and the international discount-rate channel become weaker, so the information component of the shock is more likely to dominate foreign asset-price reactions. Second, the path factor generates a significantly negative spillover in economies with more open capital accounts. This negative effect is mitigated by stronger capital controls, especially controls on capital inflows, indicating that revisions in expected future Chinese monetary tightening primarily operate through global financing conditions and risk-premium revaluation. Third, greater exchange rate flexibility amplifies the negative effect of the path factor, while its marginal effect on the target factor is not statistically significant. This implies that, at high frequency, exchange rate flexibility does not automatically insulate economies from external financial shocks; instead, it may intensify risk repricing.

The paper contributes to relevant literature in three respects. First, using cross-country firm-level stock return data, it provides direct micro-level evidence on the effect of Chinese monetary policy on overseas asset prices, complementing existing literature that mostly relies on macro aggregates. Second, by decomposing Chinese monetary policy surprises into target and path factors within a unified empirical framework, it uncovers the heterogeneous international transmission mechanisms of different dimensions of policy shocks. Third, by combining institutional measures of capital controls and exchange rate regimes with firm-level panel data, it offers new micro evidence on the empirical relevance of the trilemma in the Chinese context. The findings have clear policy implications. On one hand, in the process of financial opening, capital flow management and macroprudential policy coordination remain important stabilizing tools. On the other hand, greater exchange rate flexibility may enhance monetary autonomy in the medium to long run, but it does not necessarily reduce the short-run asset-price impact of external shocks. Overall, this paper contributes to a better understanding of the global spillovers of China's monetary policy and provides useful evidence for designing a more robust macro-financial stability framework under high-level financial opening.

Key words: capital controls; exchange rate regimes; central bank information effect; monetary policy spillovers; the Impossible Trinity

(责任编辑: 邓 菁)

[DOI]10.19654/j.cnki.cjwtyj.2026.04.001

[引用格式]王永钦, 刘海勤. 资本管制、汇率制度与中国货币政策外溢——基于境外上市公司面板数据的实证检验 [J]. 财经问题研究, 2026(4): 3-19.