



双边货币互换对外商直接投资的影响研究

鲁科技 王晓芳

摘要：积极吸引和利用外资，是推进高水平对外开放、构建开放型经济新体制的重要内容。本文将签署双边货币互换协议视为准自然实验，并使用交错 DID 模型识别双边货币互换与外商直接投资（FDI）之间的因果关系。研究表明：签署双边货币互换协议与增加协议额度均能促进 FDI 流入中国，且这种影响具有明显的异质性。双边货币互换能够更加有效地吸引来自资本账户开放水平较高及与中国政治关系疏远的国家的 FDI 流入中国。进一步分析表明，FDI 东道国与母国的金融发展水平会对双边货币互换与 FDI 流入中国之间的关系产生正向调节作用。本文拓展和丰富了双边货币互换的相关研究，为在新一轮高水平对外开放过程中有效吸引 FDI 提供了理论依据与政策建议。

关键词：双边货币互换 外商直接投资 交错 DID

一、引言

外商直接投资（FDI）作为新兴经济体与发展中国家重要的外部资金来源（Makiela & Ouattara, 2018 ; Hong et al., 2023），能够通过技术转让（Borensztein et al., 1998）及生产力溢出（Javorcik, 2004）等效应促进东道国经济增长（Osei & Kim, 2020）。同时对于母国而言，FDI 有助于国内企业在海外获得更高回报率的投资机会（Macdougall, 1960），并以较低成本从国外子公司进口中间产品（Saad et al., 2014）。因此，在过去的几十年，有关 FDI 决定因素的研究一直是各国经济学者以及政策制定者关注的话题。

为此，各国尤其是资金匮乏的国家积极出台旨在促进 FDI 更加自由化和便利化的政策，从而吸引更多 FDI 流入本国。根据《世界投资报告 2022》，2021 年全球 FDI 流量总额达 1.58 万亿美元，其中亚洲是最大的 FDI 接受地区，全球流入占比高达 40%。值得一提的是，2021 年流入亚洲的 FDI 依然高度集中在六个经济体（即中国内地、中国香港、新加坡、印度、阿联酋和印度尼西亚），占该地区 FDI 流入量的 80% 以上，其中，中国内地是最大的接受经济体。近年来，由于贸易保护主义不断加剧及新冠疫情的影响，全球跨境投资更加不稳定。然而，自 2000 年以来，中国的 FDI 流入量在 20 年间持续稳定增长

鲁科技（通讯作者），西安交通大学经济与金融学院博士研究生；王晓芳，西安交通大学经济与金融学院教授、博士生导师。基金项目：教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“人民币国际化推进策略研究”（18JZD035）。

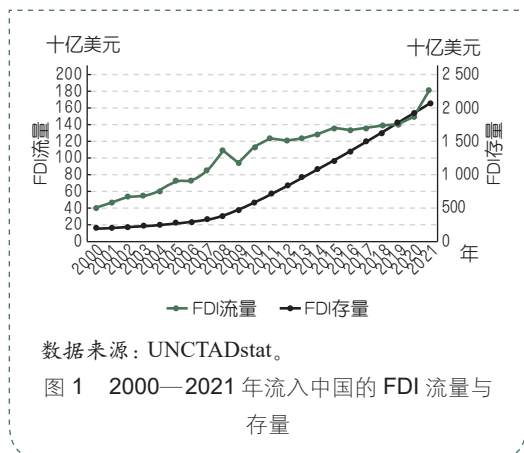


图 1 2000—2021 年流入中国的 FDI 流量与存量



图 2 中国双边货币互换协议签署总额与个数

(图 1), 特别是在 2020 年全球跨境投资大幅下降的背景下, 中国的 FDI 流入量仍然实现了正增长。2021 年, 流入中国的 FDI 达 1 809.6 亿美元, 创历史新高, 比 2020 年增长 21.2%, 占全球 FDI 总额的 11.4%, 连续 30 年位居世界第二、发展中国家第一 (UNCTAD, 2022)。正如 Contractor et al. (2020) 所指出, 一些国家总是能比其他国家获得更多的 FDI。鉴于这一经验特征事实, 我们需要进一步探讨中国能够吸

引更多 FDI 的原因, 以便为面对当下经济下行压力的政策制定者稳外资提供更加科学有效的政策建议。

以往相关研究主要是利用宏观经济变量解释 FDI 流向中国的差异。例如, 早期文献认为中国的汇率政策 (Xing, 2006)、借贷成本、市场规模、来源国对外贸易及与中国的双边贸易 (Pan, 2003) 是 FDI 流入中国的重要决定因素。Zeng & Lu (2016) 的研究表明, 双边投资协定的生效对 FDI 流入中国有很大影响。此外, Su et al. (2022) 发现, 经济政策不确定性往往会对流入中国的 FDI 产生负面影响。

毫无疑问, 以上研究极大地丰富了我们对这一问题的理解。然而, 上述文献忽视了双边货币互换在影响 FDI 流入中国方面的作用。自 2009 年以来, 中国人民银行一直积极与其他国家 (地区) 的中央银行开展货币互换合作, 以深化双边贸易与投资合作。根据《2022 年人民币国际化报告》, 截至 2021 年底, 中国人民银行已与 40 个伙伴经济体的货币当局签署了双边货币互换协议, 协议总额超过 4.02 万亿元, 其中有效金额为 3.54 万亿元。图 2 展示了过去十几年间中国签订的双边货币互换协议金额和数量的时间变化趋势。与此同时, 流入中国的 FDI 也出现了大幅增长 (图 1)。

中国人民银行与外国央行之间的双边货币互换协议旨在促进人民币国际化, 深化双边贸易与投资合作。那么, 双边货币互换协议是否确有其效? 参考以往文献, 现有关于中国双边货币互换的文献主要集中在研究双边货币互换协议签署的影响因



素 (Garcia-Herrero & Xia, 2015 ; Liao & McDowell, 2015 ; Lin et al., 2016)、双边货币互换对人民币国际化 (Zucker-Marques & da Silva, 2022 ; Song & Xia, 2020 ; 宋科等, 2022) 和双边贸易 (Hao et al., 2022 ; Zhang et al., 2017 ; 李小帆等, 2022) 的影响方面。迄今为止, 关于双边货币互换对 FDI 影响的讨论较少。理论上而言, 双边货币互换可以通过降低两国汇率风险、减少汇兑和融资成本及拓宽外资融资渠道等途径降低跨国企业的投资成本。因此, 本文旨在进一步实证检验双边货币互换对 FDI 流入中国的影响。

相较于以往研究, 本文的边际贡献主要体现在以下两个方面: ①目前关于中国双边货币互换的文献并未涉及对 FDI 的影响研究, 本文部分填补了这一空白; ②本文将签署双边货币互换协议视为准自然实验, 采用交错双重差分方法 (staggered DID) 检验签署双边货币互换协议与 FDI 之间的因果关系, 并采用 PSM-DID 方法及工具变量法进行稳健性检验, 从而缓解可能存在的内生性问题。

本文余下部分结构如下: 第二部分讨论相关理论机制并提出研究假设; 第三部分是实证模型设定、变量选取与数据来源; 第四部分是实证检验, 包括基准回归分析、平行趋势检验及动态效应分析、稳健性检验、异质性分析及调节效应分析; 第五部分是研究结论与政策启示。

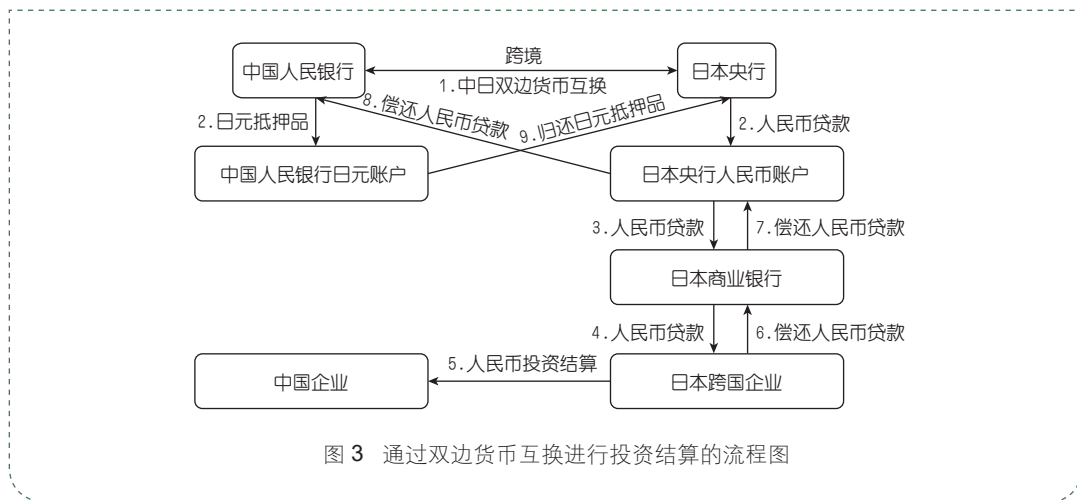
二、理论机制分析与研究假设

Dunning (1980、1988b) 所提出的

OLI 范式是一种解释 FDI 活动的折中方法, 该理论认为跨国企业的对外投资行为是由企业的所有权优势 (Ownership Advantage)、内部化优势 (Internalization Advantage) 及东道国的区位优势 (Location Advantage) 决定的。其中, 东道国的区位优势可以通过国别因素来衡量, 而企业的所有权优势与内部化优势则可以通过企业层面的具体特征来反映。OLI 范式表明, 跨国企业会通过内部化企业的特定优势, 进而利用东道国的区位优势 (包括市场规模、劳动力成本、自然资源、文化因素、东道国政府的优惠政策等) 进行对外投资活动。本文主要从区位优势 (中国人民银行与其他经济体货币当局间的双边货币互换协议) 的角度探讨双边货币互换与 FDI 之间的关系。

根据参与主体不同, 货币互换通常包括商业性货币互换和中央银行本币互换 (刘薇, 2017)。商业性货币互换即商业机构常用的一种债务或资产保值工具, 主要是指将以一种外汇计价的债务或资产转换为另一种外汇计价的债务或资产, 以规避汇率风险、降低成本。中央银行本币互换是指两国中央银行按照约定的期限、汇率和利率兑换两国的本币或第三方可自由兑换的货币。当中央银行本币互换到期时, 两国中央银行将按最初约定的汇率换回相同数量的本币, 并支付相应利息。因此, 参与者并不存在汇率或利率风险 (Bahaj & Reis, 2022)。

为进一步阐述通过双边货币互换进行跨国投资结算的运行机制, 本文将使用以



下外国跨国企业投资中国企业的简化流程予以说明（图 3）。假如一家日本跨国企业希望通过中日之间的双边货币互换投资一家中国企业并以人民币进行投资结算，大致需要以下九个步骤：①激活中日双边货币互换协议；②中国人民银行向日本央行的人民币账户发放人民币贷款，同时日本央行向中国人民银行的日元账户存入同等价值的日元作为抵押；③日本央行向日本商业银行发放人民币贷款；④日本商业银行向日本跨国企业发放人民币贷款；⑤日本跨国企业使用人民币贷款直接投资中国企业；⑥日本跨国企业向日本商业银行偿还人民币贷款；⑦日本商业银行向日本央行偿还人民币贷款；⑧日本央行向中国人民银行偿还人民币贷款；⑨中国人民银行在收回人民币贷款之后将日元抵押品归还给日本央行。

通过以上日本跨国企业利用中日双边货币互换进行投资结算的运行机制分析，可以看出日本跨国企业可以直接使用人民

币对中国企业进行投资，并且双边货币互换协议能够使日本跨国企业以相对较低的利率获得人民币贷款。可见，双边货币互换能够降低东道国企业面临的汇率风险和汇兑成本，拓宽母国跨国企业融资渠道、降低融资成本（Liao & McDowell, 2015）。因此，双边货币互换协议作为一种区位优势，可以解释跨国企业的 FDI 行为。本文据此提出第一个研究假设：

假设 1：中国的双边货币互换协议能够促进 FDI 流入中国。

Desbordes & Wei (2017) 研究发现，东道国与母国的金融发展会通过直接增加获得外部融资的机会与间接促进制造业活动，对绿地投资、扩张投资以及跨国并购产生相当大的积极影响。此外，更发达的东道国金融市场能够通过促进外国与本地企业之间的互动吸引外资（Donaubauer et al., 2020）。而母国金融发展水平越高，外商投资企业通过双边货币互换在本国金融市场获得人民币贷款的效率就越高，从而



更有助于吸引 FDI。因此，本文提出第二个研究假设：

假设 2：东道国与母国的金融发展水平对双边货币互换与 FDI 之间的关系会产生正向调节效应。

三、变量选取与模型设定

（一）变量选取与数据来源

为评估双边货币互换对 FDI 流入中国的影响，笔者从人民银行官方网站手动搜集到与中国签订双边货币互换协议的所有国家样本，并以此构建核心解释变量 DID_{it} 。具体而言，若中国与国家 i 在 t 年签署了双边货币互换协议，则虚拟变量 DID_{it} 等于 1，否则等于 0。 $Swap_{it}$ 表示中国与国家 i 在 t 年签署的双边货币互换额度。附录中表 A1 列举了 2009—2020 年期间与中国签署该协议的经济体，及其对应的签署时间、续签时间与协议规模。^①为进一步消除内生性问题，本文参考 Zhang et al. (2017)，将双边伙伴关系 ($IVindex_{it}$) 与双边自由贸易协定 ($IVFTA_{it}$) (详见附录中表 A2 与 A3) 作为核心解释变量 DID_{it} 的工具变量。若中国与国家 i 在 t 年签署了双边自由贸易协定，则工具变量 $IVFTA_{it}$ 等于 1，否则等于 0。

被解释变量 FDI_{it} 表示国家 i 在 t 年对中国进行的直接投资。考虑到数据的可得性，本文选取了 FDI 存量数据。此外，存量数据会比流量数据的波动性更小，测量

效应的偏差也相对较小。

除了以上被解释变量与核心解释变量，本文参考 Cuyvers et al. (2011)、Dreher et al. (2013)、Zeng & Lu (2016) 等，选取以下可能影响被解释变量 (FDI_{it}) 的控制变量：相对市场规模 ($RGDP_{it}$)、经济增长差异 ($DGrowth_{it}$)、相对劳动成本 ($RGDPPC_{it}$)、双边汇率 (RER_{it})、双边投资协定 (BIT_{it})、政府治理质量差异 ($DINST_{it}$) 以及资本账户开放差异 ($Dkaopen_{it}$)。为检验东道国与母国金融发展水平的调节效应，本文又进一步引入如下调节变量：中国金融发展水平 (CFD_t) 与母国金融发展水平 (FD_{it})。表 1 报告了以上各变量定义以及数据来源。

（二）模型设定

本文将签署双边货币互换协议视为准自然实验。鉴于中国与各经济体签署该协议的年份各异，本文参考 Beck et al. (2010)，设定如下交错 DID 模型以检验签署双边货币互换协议与 FDI 流入中国之间的因果关系：

$$\ln FDI_{it} = \alpha + \beta DID_{it} + \gamma Control_{it} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln FDI_{it} = \alpha + \beta \ln Swap_{it} + \gamma Control_{it} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， FDI_{it} 表示国家 i 在 t 年流入中国的直接投资存量； DID_{it} 与 $Swap_{it}$ 分别表示国家 i 在 t 年是否与中国签署双边货币互换协议及其互换额度； $Control_{it}$ 为一系列控制变量； η_i 与 λ_t 分别表示国家与年份固定效应； ε_{it} 为随机扰动项。此外，被解释

① 附录表 A1~A12 为增强出版，中国知网—《金融市场研究》。



表 1 相关变量定义及其数据来源

变量	变量定义	数据来源
<i>FDI</i>	各国流入中国的 FDI 存量 (单位: 美元)	IMF CDIS 数据库
<i>DID</i>	是否与中国签订双边货币互换协议, 签订当年及此后年份为 1, 否则为 0	中国人民银行官方网站
<i>Swap</i>	中国与各国签订双边货币互换额度 (单位: 元)	中国人民银行官方网站
<i>IVIndex</i>	中国与各国双边伙伴关系类型 (对应得分见表 A2)	外交部官方网站
<i>IVFTA</i>	是否与中国签署自由贸易协定, 签署当年及此后年份为 1, 否则为 0	商务部官方网站
<i>RGDP</i>	中国 GDP 与各国 GDP 之间的比值	世界银行 WDI 数据库
<i>DGrowth</i>	中国经济增长率与各国经济增长率之间的差值 (%)	世界银行 WDI 数据库
<i>RGDPPC</i>	中国人均 GDP 与各国人均 GDP 之间的比值	世界银行 WDI 数据库
<i>RER</i>	双边汇率 (直接标价法)	IMF IFS 数据库
<i>BIT</i>	是否与中国签署双边投资协定, 签署当年及此后年份为 1, 否则为 0	UNCTAD Investment Treaty 数据库
<i>DINST</i>	中国政府治理质量与各国政府治理质量之间的差值	世界银行 WGI 数据库
<i>Dkaopen</i>	中国资本市场开放水平与各国资本市场开放水平之间的差值	The Chinn-Ito index
<i>CFD</i>	中国金融发展水平	IMF FD 数据库
<i>FD</i>	各国金融发展水平	IMF FD 数据库

说明: 我们使用以下六个治理维度的算术平均值构建上述国家治理质量年度指数: 发言权和问责制、政治稳定和无暴力/恐怖主义、政府效率、监管质量、法治以及腐败控制。该指数大致在 -2.5 到 2.5 之间, 指数越大, 治理水平越高。各国资本账户开放水平数据来源: https://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm。

变量 FDI_{it} 、核心解释变量 $Swap_{it}$ 以及控制变量中的相对市场规模 ($RGDP_{it}$)、相对劳动成本 ($RGDPPC_{it}$) 与双边汇率 (RER_{it}) 取其对数形式。然而, 大量 $Swap_{it}$ 观测值为 0 (中国与国家 i 之间未签署双边货币互换协议) 以及个别 FDI_{it} 观测值为 0 (国家 i 向中国无投资或投资存量抵消了撤资存量) 或者为负数 (国家 i 向中国的投资存量小于撤资存量)。为解决这一问题, 本文借鉴 Donaubauer et al. (2020) 以及 Bénassy-Quéré et al. (2007) 的方法, 首先剔除具有负值的样本, 然后分别使用

$\ln(FDI_{it}+1)$ 和 $\ln(Swap_{it}+1)$ 替代 $\ln FDI_{it}$ 和 $\ln Swap_{it}$ 。

(三) 样本选取与描述性统计

本文使用 2009—2020 年 99 个国家样本实证检验双边货币互换对 FDI 流入中国的影响, 其中包括 25 个实验组国家样本与 74 个对照组国家样本。如表 A1 所示, 截至 2020 年底, 中国共与 40 个国家 (地区) 签署了双边货币互换协议。而其中, 中国与乌兹别克斯坦、阿联酋、巴西、亚美尼亚、塔吉克斯坦、摩洛哥、斯里兰卡和塞尔维亚的双边货币互换协议已过期, 与白



俄罗斯、印度尼西亚、阿根廷和阿尔巴尼亚的双边货币互换协议在初始签署年份后的某些年份失效。鉴于交错 DID 模型要求实验组样本在受到政策时点冲击之后，政策实施应具有持续性，本文将剔除以上国家样本。此外，为确保研究对象均为国家层面的样本，本文还删除了欧洲中央银行、中国香港以及中国澳门。因此，本文共包括 25 个实验组国家样本。尽管中国与欧洲中央银行已签署双边货币互换协议，但本文无法确认欧元区国家各自能够使用的双边货币互换额度。因此，本文将剔除 19 个欧元区国家（即奥地利、比利时、塞浦路斯、爱沙尼亚、芬兰、法国、德国、希腊、爱尔兰、意大利、拉脱维亚、立陶宛、卢森堡、马耳他、葡萄牙、斯洛伐克、斯洛文尼亚、西班牙及荷兰）。最后，考虑到数据的可得性，共 74 个国家样本被纳入对照组。之所以本文中的样本时间区间被限制在 2009—2020 年，是因为 IMF CDIS 数据库从 2009 年才开始发布各国流向中国的 FDI 存量数据。表 A4 显示了各变量的描述性统计。

四、实证结果分析

（一）基准回归分析

本部分将根据回归方程（1）和（2）定量检验签署双边货币互换协议对 FDI 流入中国的影响，回归结果如表 2 所示。表 2 中（1）~（4）列回归结果显示核心解释变量 *DID* 与 *lnSwap* 的回归系数均在 1% 的显著性水平上为正。该结果证实了前文中的假设 1，即签署双边货币互换协议会对

流入中国的 FDI 产生显著的正向影响。具体而言，表 2 中的第（2）列结果表明，签署双边货币互换协议能够使流入中国的 FDI 存量增加 45.7%；第（4）列结果表明，双边货币互换额度每增加 1%，流入中国的 FDI 存量会增加 1.99%。

此外，在基准回归中，本文还控制了一些可能影响 FDI 的变量，以避免因遗漏解释变量而使回归结果产生偏误。表 2 中的第（2）和（4）列结果显示，变量 *DGrowth* 和 *lnRGDPPC* 的系数分别在 10% 的显著性水平上为正值和负值，表明中国的经济增长率相对 FDI 母国越高，FDI 流入中国的存量越多，而中国的劳动成本相对 FDI 母国越高，FDI 流入中国的存量则越少。这一结论支持了 OLI 折中范式中的区位优势理论（Dunning, 2000 ; 1988a），并且与以往研究（Cuyvers et al., 2011 ; Zeng & Lu, 2016 ; Le & Tran-Nam, 2018）结论一致。变量 *BIT* 的系数在 10% 的显著性水平上为正，表明中国签署双边投资协定有助于吸引 FDI，该结论与 Leibrecht & Bellak (2023) 一致。然而，剩余控制变量 *lnRGDP*、*lnRER*、*DINST* 以及 *Dkaopen* 的系数符号虽与理论预期相一致，但并不显著。

（二）平行趋势检验及动态效应分析

平行趋势假设是指在签署双边货币互换协议之前，对照组与实验组的目标变量必须有相同的趋势，该假设是运用 DID 模型的重要前提。因此，本文需进一步检验平行趋势假设。鉴于中国与各经济体签署双边货币互换协议的年份各异，本文参考



表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	$\ln FDI$	$\ln FDI$	$\ln FDI$	$\ln FDI$
<i>DID</i>	0.371*** (0.126)	0.457*** (0.133)		
$\ln Swap$			0.0164*** (0.00511)	0.0199*** (0.00537)
$\ln RGDP$		1.083 (1.109)		1.071 (1.108)
<i>DGrowth</i>		0.0228* (0.0117)		0.0229* (0.0117)
$\ln RGDP_{PPC}$		-2.062* (1.148)		-2.056* (1.147)
$\ln RER$		0.0637 (0.112)		0.0613 (0.112)
<i>BIT</i>		0.322* (0.167)		0.317* (0.166)
<i>DINST</i>		0.309 (0.531)		0.310 (0.530)
<i>Dkaopen</i>		0.0822 (0.124)		0.0822 (0.124)
常数项	15.52*** (0.115)	13.83*** (4.347)	15.52*** (0.115)	13.88*** (4.344)
国家固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	1188	1188	1188	1188
R^2	0.835	0.838	0.836	0.838

说明：括号内为回归系数稳健标准误；*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

Beck et al. (2010) 构建如下计量模型，并以此分析该协议对 FDI 影响的动态效应：

$$\ln FDI_{it} = \alpha + \sum_{k=-5}^{k=9} \beta_k DID_{it}^k + \gamma Control_{it} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， DID_{it}^k 表示一系列相较于首次签

署双边货币互换协议时间的虚拟变量，具体而言，如果年份 t 为国家 i 在签署该协议之前的第 $-k$ 年 ($k < 0$)，则 DID_{it}^k 取 1，否则取 0；如果年份 t 为国家 i 在签署该协议之后的第 k 年 ($k \geq 0$)，则 DID_{it}^k 取 1，否



则取 0。对于端点值而言，凡是协议签署之前 5 年以上的观测值， DID_{it}^{-5} 等于 1；凡是协议签署之后 9 年以上的观测值， DID_{it}^9 等于 1。剩余变量的含义与回归方程 (1) 中相同。此外，本文以协议签署之前的第 6 年作为基期。

为了更直观地展示平行趋势检验及动态效应结果，本文绘制出了回归系数 β_k 的 95% 置信区间 (图 4)。平行趋势检验结果表明，一方面，在双边货币互换协议签署之前的年份，回归系数 β_k 与 0 无显著性差异，这意味着实验组与对照组国家流向中国的 FDI 在协议签署之前并无差异，即平行趋势假设成立。另一方面，货币互换对 FDI 的影响并未在各国签署该协议之后立刻显现，这可能是由于双边货币互换协议的签署与激活之间存在时滞。比如，韩国央行直到 2013 年才首次激活 2009 年签署的中韩双边货币互换协议，并向韩国外换银行贷款人民币 6 200 万元，再由韩国外换银行将资金贷给同中国进行贸易和投资的韩国企业。随着时间推移，实验组与对照组之间的 FDI 差异开始逐渐显著并不断增大，表明这一差异直接源于双边货币互换协议的签署，且货币互换对 FDI 的影响力不断增强。

(三) 稳健性检验

1. PSM-DID 方法

以往关于影响双边货币互换协议签署因素的文献 (Lin et al., 2016 ; Liao & McDowell, 2015 ; Garcia-Herrero & Xia, 2015) 表明，中国在选取双边货币互换协议的签署对象时并非完全随机，而是在一

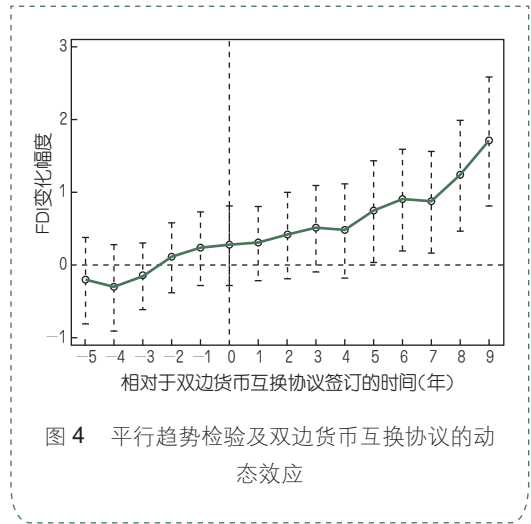


图 4 平行趋势检验及双边货币互换协议的动态效应

定程度上受到双方政治与经济因素的影响。为此，本文使用 PSM-DID 方法对基准回归结果再次进行检验，以缓解样本选择性偏误。具体而言，本文首先使用 logit 模型估计出各经济体的倾向匹配得分，并采用核匹配方法对实验组与对照组国家进行匹配。在倾向得分匹配的基础之上，本文再次对在共同支撑域中的实验组与对照组国家样本进行交错 DID 回归分析。参考宋科等 (2022) 以及贾俊雪等 (2018) 的做法，本文共选取以下两种匹配方式：一是使用所有实验组国家签署协议之前 (2008 年) 的协变量进行倾向得分匹配；二是使用所有国家签署协议之前的协变量均值进行倾向得分匹配。以上两种倾向得分匹配结果如表 A5 所示，匹配后实验组与对照组大部分协变量的差距均大幅缩小，标准偏差基本在 20% 以内。因此，使用以上两种倾向得分匹配方法对样本国家进行预处理后，会使后续交错 DID 回归结果更为可



信。不同匹配方法的 PSM-DID 回归结果如表 A6 所示, 表 A6 第 (1)~(4) 列中核心解释变量 *DID* 与 *lnSwap* 的回归系数均在 1% 或 5% 的显著性水平上为正, 这表明基准回归结果是稳健的。

2. 工具变量法

尽管 DID 与 PSM-DID 方法能够在一定程度上缓解内生性问题, 但是以上回归结果仍然由于可能存在的双向因果关系而产生偏差。为进一步解决由于双向因果关系而产生的内生性问题, 本文将双边伙伴关系 (*IVIndex*) 与双边自由贸易协定 (*IVFTA*) 作为核心解释变量 *DID* 的工具变量, 再次检验基准回归结果的稳健性。Lin et al. (2016) 的研究表明, 战略伙伴关系和自由贸易协定会影响双边货币互换协议的签署。同时, 自由贸易协定和双边战略伙伴关系能够通过改善对外贸易环境与消除政治不确定性 (减少投资风险) 影响 FDI, 而 FDI 却几乎无法影响自由贸易协定的签署及作为政治问题的双边战略伙伴关系。因此, 本文将 *IVIndex* 与 *IVFTA* 作为核心解释变量 *DID* 的工具变量, 能够消除因双向因果关系而产生的内生性问题。表 A7 中的稳健性检验结果表明, 工具变量 *IVIndex* 与 *IVFTA* 的回归系数依然显著为正, 即基准回归结果是稳健的。

3. 消除重要事件的影响

在本研究的抽样期间, 一些并发事件 (比如新冠疫情的突袭而至) 可能会对回归结果产生偏差。Fang et al. (2021) 已证实, 2020 年突袭而至的新冠疫情会对 FDI 流入中国产生影响。因此, 本文在基准回归中

剔除了 2020 年的观测值, 以消除新冠疫情可能造成的回归偏差。如表 A8 中回归结果所示, 第 (1)~(4) 列中核心解释变量 *DID* 与 *lnSwap* 的系数均在 1% 或 5% 的显著性水平上为正, 这表明基准回归结果是稳健的。

(四) 异质性分析

1. 国家异质性分析

Li et al. (2018) 的研究表明, 发达经济体与新兴经济体的跨国企业在区位选择方面存在不同程度的差异。因此, FDI 母国发展程度的差异可能会对双边货币互换对 FDI 流入中国的影响产生异质性。为进一步检验国家异质性, 本文参考 Hope et al. (2020) 及范子英和周小昶 (2022), 将实验组国家样本按照联合国分类标准分为发达国家与非发达国家, 并分别与对照组国家进行回归, 结果如表 A9 第 (1)~(4) 列所示。第 (1)、(2) 列与 (3)、(4) 列结果中核心解释变量 *DID* 与 *lnSwap* 的系数并无显著性差异, 表明双边货币互换对发达国家与非发达国家的 FDI 流入中国均会产生促进作用。

2. 双边政治关系异质性分析

为检验双边政治关系的异质性, 本文参考 Bailey et al. (2017) 构建双边政治距离指标, 并据此将实验组国家分为政治关系密切国家与政治关系疏远国家。具体按照各国与中国之间双边政治距离在 2009—2020 年间平均值进行划分, 小于各国平均值中位数的样本为政治关系密切国家, 否则为政治关系疏远国家。然后, 本文再将以上两组国家分别与对照组国家进行回



归，结果如表 A10 第 (1)~(4) 列所示。其中，第 (1)、(2) 列结果中核心解释变量 DID 与 $\ln Swap$ 的系数并不显著，表明双边货币互换并未对与中国政治关系密切的国家的 FDI 流入中国产生促进作用；而第 (3)、(4) 列结果中核心解释变量 DID 与 $\ln Swap$ 的系数均在 1% 的显著性水平上为正，表明双边货币互换会对与中国政治关系疏远的国家的 FDI 流入中国产生促进作用。可能的原因是与中国政治关系疏远的国家向中国进行投资的潜力更大，双边货币互换协议的签署会吸引此类国家更多 FDI 流入中国。

3. 资本账户开放水平异质性分析

为进一步检验资本账户开放水平的异质性，本文将实验组国家分为资本账户开放水平较高的国家与资本账户开放水平较低的国家。具体按照各国资本账户开放水平在 2009—2020 年间平均值进行划分，小于各国平均值中位数的样本为资本账户开放水平较低的国家，否则为资本账户开放水平较高的国家。然后，本文再将以上两组国家分别与对照组国家进行回归，结果如表 A11 第 (1)~(4) 列所示。其中，第 (1)、(2) 列结果中核心解释变量 DID 与 $\ln Swap$ 的系数均在 1% 的显著性水平上为正，表明双边货币互换会对资本账户开放水平较高的国家的 FDI 流入中国产生促进作用；而第 (3)、(4) 列结果中核心解释变量 DID 与 $\ln Swap$ 的系数并不显著，表明双边货币互换并未对资本账户开放水平较低的国家 FDI 流入中国产生促进作用。可能的原因是资

本账户开放水平较高国家的资本跨境流动更加自由便利，双边货币互换协议能够更加高效地吸引此类国家的 FDI 流入中国。

(五) 调节效应分析

为了检验 FDI 东道国与母国金融发展水平对双边货币互换与 FDI 流入中国之间关系的调节效应，本文参考 Ogbonna et al. (2022) 构建如下调节效应模型：

$$\ln FDI_{it} = \alpha + \beta_1 DID_{it} + \beta_2 DID_{it} \times Moderator_{it} + \beta_3 Moderator_{it} + \gamma Contral_{it} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln FDI_{it} = \alpha + \beta_1 \ln Swap_{it} + \beta_2 \ln Swap_{it} \times Moderator_{it} + \beta_3 Moderator_{it} + \gamma Contral_{it} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中， $Moderator_{it}$ 表示调节变量，具体包括：中国金融发展水平 (CFD_t) 与各国金融发展水平 (FD_{it})。其他变量含义与回归方程 (1) 和 (2) 中相同。本部分重点讨论系数 β_2 ，该系数表示 FDI 东道国与母国金融发展水平的调节效应。

本部分将根据回归方程 (4) 和 (5) 检验 FDI 东道国与母国金融发展水平对双边货币互换与 FDI 流入中国之间关系的调节效应，回归结果如表 A12 所示。表 A12 中 (1)~(4) 列结果中回归系数 β_2 均在 1% 的显著性水平上为正，表明中国金融发展水平与各国金融发展水平均会对双边货币互换与 FDI 流入中国之间的关系产生正向调节效应。该结论证实了前文中的假设 2，即东道国和母国的金融发展水平对双边货币互换与 FDI 之间的关系会产生正向调节效应。



五、结论及政策建议

(一) 研究结论

本文将双边货币互换协议的签署视为准自然实验, 并使用交错 DID 模型识别双边货币互换与 FDI 流入中国之间的因果关系。实证结果表明签署双边货币互换协议与增加双边货币互换额度均能够促进 FDI 流入中国。本文结论通过 PSM-DID 方法、工具变量法以及消除重要事件影响一系列稳健性检验之后依然稳健。进一步研究发现, 双边货币互换对 FDI 流入中国的影响具有异质性。具体而言, 双边货币互换能够显著促进与中国政治关系疏远以及资本账户开放水平较高的国家的 FDI 流入中国, 而无法有效促进与中国政治关系紧密以及资本账户开放水平较低的国家 FDI 流入中国。此外, 本文还发现 FDI 东道国与母国的金融发展水平会对双边货币互换与 FDI 流入中国之间的关系产生正向调节作用。

(二) 政策建议

基于以上结论, 为促进双边货币互换更加有效地吸引 FDI 流入中国, 本文提出以下五点政策建议: 第一, 持续稳步推进与各国货币当局之间的货币合作, 不断拓展双边货币互换的深度与广度; 第二, 加强与资本账户开放水平较高的国家之间的货币合作; 第三, 适当降低双边政治关系在决定货币互换协议签署对象时的权重, 并将双边经济与货币合作视为打开双边政治关系疏远甚至紧张局面的突破口; 第四, 中国应不断提高自身金融发展水平, 加强与金融发展水平较高的国家之间的货币合作, 从而使双边货币互换更加高效地服务于实体经济; 第五, 加强与各国货币当局在央行数字货币 (CBDC) 方面的合作, 通过 CBDC 进一步简化双边货币互换流程, 进而提高双边货币互换在吸引 FDI 方面的能力。[N]

学术编辑: 卢超群

参考文献

- [1] 范子英, 周小昶. 财政激励、市场一体化与企业跨地区投资——基于所得税分享改革的研究[J]. 中国工业经济, 2022(02):118-136.
- [2] 贾俊雪, 李紫霄, 秦聪. 社会保障与经济增长: 基于拟自然实验的分析[J]. 中国工业经济, 2018(11):42-60.
- [3] 李小帆, 石晓婧, 翟玉冬. 货币互换、本币结算与双边贸易[J]. 南开经济研究, 2022(10):127-142+161.
- [4] 刘薇. 融资新贵: 货币互换[J]. 中国外汇, 2017(07):58-59.
- [5] 宋科, 朱斯迪, 夏乐. 双边货币互换能够推动人民币国际化吗——兼论汇率市场化的影响[J]. 中国工业经济, 2022(07):25-43.
- [6] Bahaj S, Reis R. Central bank swap lines: Evidence on the effects of the lender of last resort[J]. The Review of Economic Studies, 2022, 89(4):1654-1693.
- [7] Bailey M A, Strezhnev A, Voeten E. Estimating dynamic state preferences from United Nations voting data[J]. Journal of Conflict Resolution, 2017, 61(2):430-456.
- [8] Beck T, Levine R, Levkov A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance, 2010, 65(5):1637-1667.



- [9] Bénassy-Quéré A, Coupet M, Mayer T. Institutional determinants of foreign direct investment[J]. *World Economy*, 2007, 30(5): 764-782.
- [10] Borensztein E, De Gregorio J, Lee J W. How does foreign direct investment affect economic growth?[J]. *Journal of International Economics*, 1998, 45(1): 115-135.
- [11] Contractor F J, Dangol R, Nuruzzaman N, et al. How do country regulations and business environment impact foreign direct investment (FDI) inflows?[J]. *International Business Review*, 2020, 29(2): 101640.
- [12] Cuyvers L, Soeng R, Plasmans J, et al. Determinants of foreign direct investment in Cambodia[J]. *Journal of Asian Economics*, 2011, 22(3): 222-234.
- [13] Desbordes R, Wei S J. The effects of financial development on foreign direct investment[J]. *Journal of Development Economics*, 2017, 127: 153-168.
- [14] Donaubaue J, Neumayer E, Nunnenkamp P. Financial market development in host and source countries and their effects on bilateral foreign direct investment[J]. *World Economy*, 2020, 43(3): 534-556.
- [15] Dreher A, Nunnenkamp P, Vadlamannati K C. The role of country-of-origin characteristics for foreign direct investment and technical cooperation in post-reform India[J]. *World Development*, 2013, 44: 88-109.
- [16] Dunning J H. Toward an eclectic theory of international production: Some empirical tests[J]. *Journal of International Business Studies*, 1980, 11: 9-31.
- [17] Dunning J H. The eclectic paradigm of international production: A restatement and some possible extensions[J]. *Journal of International Business Studies*, 1988, 19(1): 1-31.
- [18] Dunning J H. The theory of international production[J]. *The International Trade Journal*, 1988, 3(1): 21-66.
- [19] Dunning J H. The eclectic paradigm as an envelope for economic and business theories of MNE activity[J]. *International Business Review*, 2000, 9: 163-190.
- [20] Fang J, Collins A, Yao S. On the global COVID-19 pandemic and China's FDI[J]. *Journal of Asian Economics*, 2021, 74: 101300.
- [21] Garcia-Herrero A, Xia L. RMB Bilateral Swap Agreements: how China chooses its partners?[J]. *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, 2015, 22(4): 368-383.
- [22] Hao K, Han L. The impact of China's currency swap lines on bilateral trade[J]. *International Review of Economics & Finance*, 2022, 81: 173-183.
- [23] Hong S, Lee J, Oh F D, et al. Religion and foreign direct investment[J]. *International Business Review*, 2023, 32(1): 102035.
- [24] Hope O K, Yue H, Zhong Q. China's anti-corruption campaign and financial reporting quality[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2020, 37(2): 1015-1043.
- [25] Javorcik B S. Does foreign direct investment increase the productivity of domestic firms? In search of spillovers through backward linkages[J]. *American Economic Review*, 2004, 94(3): 605-627.
- [26] Le T H, Tran-Nam B. Relative costs and FDI: Why did Vietnam forge so far ahead?[J]. *Economic Analysis and Policy*, 2018, 59: 1-13.
- [27] Leibrecht M, Bellak C. Investment policy reform as a driver of foreign direct investment: Evidence from China[J]. *Economics of Transition and Institutional Change*, 2023, 31(4): 1035-1053.
- [28] Li X, Quan R, Stoian M C, et al. Do MNEs from developed and emerging economies differ in their location choice of FDI? A 36-year review[J]. *International Business Review*, 2018, 27(5): 1089-1103.
- [29] Liao S, McDowell D. Redback rising: China's bilateral swap agreements and renminbi internationalization [J]. *International Studies Quarterly*, 2015, 59(3): 401-422.
- [30] Lin Z, Zhan W, Cheung Y W. China's Bilateral Currency Swap Lines[J]. *China & World Economy*, 2016, 24(6): 19-42.
- [31] MacDougall D. The Benefits and Costs of Private Investment from Abroad—a Theoretical Approach[J]. *Bulletin of the Oxford University Institute of Economics & Statistics*, 1960, 22(3): 189-211.
- [32] Makiela K, Ouattara B. Foreign direct investment and economic growth: Exploring the transmission



- channels[J].Economic Modelling,2018,72:296-305.
- [33] Ogbonna O E,Ogbuabor J E,Manasseh C O,et al.Global uncertainty, economic governance institutions and foreign direct investment inflow in Africa[J].Economic Change and Restructuring,2022,55(4):2111-2136.
- [34] Osei M J,Kim J.Foreign direct investment and economic growth: Is more financial development better?[J].Economic Modelling,2020,93:154-161.
- [35] Pan Y.The inflow of foreign direct investment to China: the impact of country-specific factors[J].Journal of Business Research,2003,56(10):829-833.
- [36] Saad R M,Nor A H S M.Developing countries' outward investment: Push factors for Malaysia[J].Procedia-Social and Behavioral Sciences,2014,130:237-246.
- [37] Song K,Xia L.Bilateral swap agreement and renminbi settlement in cross-border trade[J].Economic and Political Studies,2020,8(3):355-373.
- [38] Su C W,Meng X L,Tao R,et al.Policy turmoil in China: a barrier for FDI flows?[J].International Journal of Emerging Markets,2022,17(7):1617-1634.
- [39] Yuqing X.Why is China so attractive for FDI? The role of exchange rates[J].China Economic Review,2006,17(2):198-209.
- [40] Zeng K,Lu Y.Variation in bilateral investment treaty provisions and foreign direct investment flows to China, 1997–2011[J].International Interactions,2016,42(5):820-848.
- [41] Zhang F,Yu M,Yu J,et al.The effect of RMB internationalization on belt and road initiative: Evidence from bilateral swap agreements[J].Emerging Markets Finance and Trade,2017,53(12):2845-2857.
- [42] Zucker-Marques M,da Silva P P.The Role of Institutions: A Cross-country Analysis of Renminbi Trading in Foreign Exchange Markets[J].China & World Economy,2022,30(3):42-74.

The Impact of Bilateral Currency Swaps on Foreign Direct Investment

LU Keji WANG Xiaofang

(School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University)

Abstract Actively attracting and utilizing foreign investment is an important part of promoting a high-level opening and building a new and open economic system. This paper treats signing bilateral currency swap agreements as a quasi-natural experiment and employs the staggered DID model to identify the causal relationship between bilateral currency swaps and foreign direct investment (FDI). The study shows that both signing bilateral currency swap agreements and increasing the size of these swap agreements can promote FDI inflows into China, and this effect is significantly heterogeneous. Bilateral currency swaps are more effective in attracting FDI inflows to China from countries with higher levels of capital account openness and those with distant political ties with China. Further analysis shows that the level of financial development of FDI host and home countries positively moderates the relationship between bilateral currency swaps and FDI inflows to China. This paper expands and enriches the research on bilateral currency swaps and provides policy suggestions for effectively attracting FDI in the new round of a high-level opening-up process.

Keywords Bilateral Currency Swaps, Foreign Direct Investment, Staggered DID

JEL Classification C23 E58 F21