



No. 2506

Working Paper

贸易协定深度如何影响货币国际化？

——理论分析与渠道检验

钱宗鑫 李越秋 郭一鸣 石慧敏

【摘要】 本文基于 2001 至 2019 年 52 个国家和地区的数据，实证研究贸易协定深度对货币国际化的影响。研究发现，货币发行国与外国间贸易协定的深化显著提升了该国货币在合作伙伴国的使用程度，加速了货币国际化进程。主要原因是，经贸合作网络的拓展和深化直接增加了货币需求和货币使用范围，并通过增强金融市场的稳定性间接提高了市场参与者对该货币的信心。以此为背景，中国参与的自由贸易协定的深化为人民币国际化的有序推进提供了重要契机。

【关键词】 贸易协定深度 货币国际化 贸易投资一体化 金融稳定

【文章编号】 IMI Working Papers No.2506



微博·Weibo



微信·WeChat

更多精彩内容请登陆 国际货币网

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

1937

贸易协定深度如何影响货币国际化？

——理论分析与渠道检验

钱宗鑫¹ 李越秋² 郭一鸣³ 石慧敏⁴

【摘要】本文基于 2001 至 2019 年 52 个国家和地区的数据，实证研究贸易协定深度对货币国际化的影响。研究发现，货币发行国与外国间贸易协定的深化显著提升了该国货币在合作伙伴国的使用程度，加速了货币国际化进程。主要原因是，经贸合作网络的拓展和深化直接增加了货币需求和货币使用范围，并通过增强金融市场的稳定性间接提高了市场参与者对该货币的信心。以此为背景，中国参与的自由贸易协定的深化为人民币国际化的有序推进提供了重要契机。

【关键词】贸易协定深度 货币国际化 贸易投资一体化 金融稳定

一、引言

提升贸易投资合作质量和水平、有序推进人民币国际化是中国高水平对外开放战略的重要内容。根据 WTO 统计，截至 2024 年 11 月，全球生效实施的自由贸易协定（FTA）数量已达 373 个⁵。这些贸易协定覆盖区域广泛，已形成复杂的区域经贸合作网络。不仅如此，这些协定条款覆盖的广度和深度也在不断加强，其内容早已突破货物贸易领域，不断加入服务、投资、标准、政府采购、竞争政策、知识产权等多方面的内容。Dür 等（2014）根据自由贸易协定中七个关键条款定义了贸易协定的深度，并将其取值为 0-7，值越高代表自由贸易协定涵盖的内容越广泛，经贸合作深度越高。图 1 显示，全球自由贸易协定平均深度呈现随时间而强化的趋势。在这个趋势下，各国参与全球经贸合作的深度又存在显著差异，1992—2020 年全球自由贸易协定总深度变异系数平均为 1.52，平均深度变异系数为 0.38，不平衡程度较高⁶。这种差异是否对不同国家货币的国际使用程度产生显著影响？如果有显著影响，其产生影响的渠道是什么？

¹ 钱宗鑫，中国人民大学国际货币研究所特约研究员，财政金融学院副院长、教授，国家金融研究院副院长；

² 李越秋，中国人民大学财政金融学院，博士生；

³ 郭一鸣，中国人民大学财政金融学院，博士生；

⁴ 石慧敏，中国人民大学经济学院，教授、博士。

⁵ 数据来源：<http://rtais.wto.org/UI/PublicMaintainRTAHome.aspx>

⁶ 这里使用变异系数（变异系数=标准差/均值）来查看每年各国签订的自由贸易协定总深度和平均深度的不平衡程度，数值越大，表示不平衡程度越大。一般来说，当变异系数大于 0.3 时，数据的不平衡程度属于高变异系数范围标准。这里的平均深度计算方式为当年累积的协议总深度/当年协议总数量。

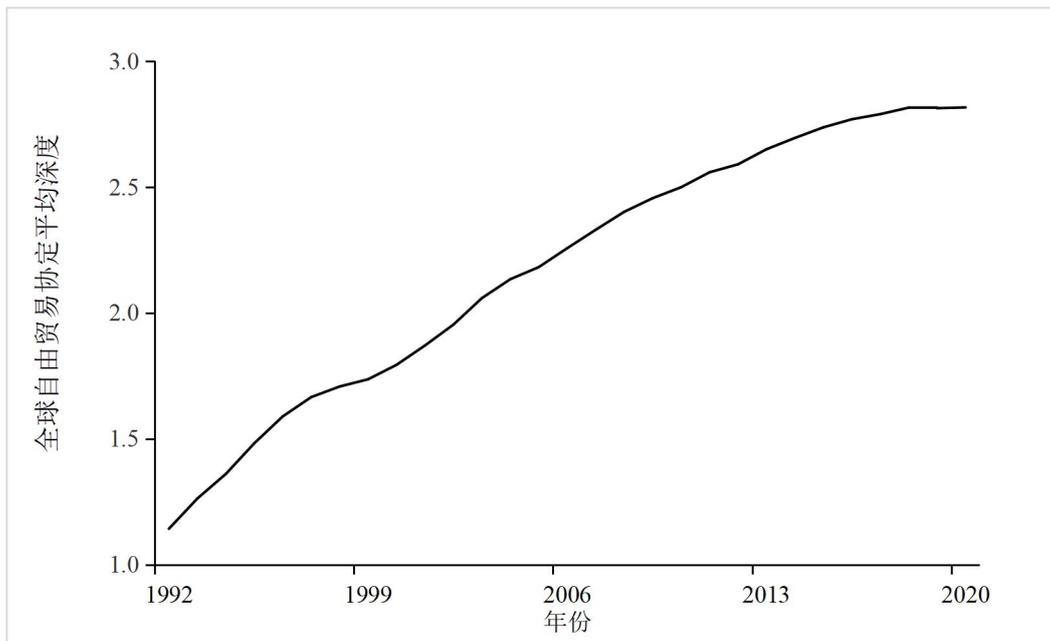


图1 全球自由贸易协定平均深度（1992-2020年）

数据来源：DESTA 数据库

理论上，经贸合作深化可能通过促进贸易和投资一体化程度的加强而直接影响货币国际化程度。大量研究表明，一国贸易在全球所占份额越大，其货币越有可能成为国际货币（Grassman, 1973; Bergsten, 1997; Mundell, 1998; McKinnon and Pill, 1998）。Goldberg 和 Tille（2008）发现，与欧元区贸易关系密切是一些国家将欧元作为计价结算货币的主要原因。一些学者认为，中国扩大的经贸合作网络为人民币国际化提供了基础（Wang, et al., 2021）。现有文献也表明，国际投资参与度的提升可以促进货币国际化（He, et al., 2016; Goldberg and Tille, 2008; Bacchetta and Jansen, 2003; Rey, 2001）。跨国投资能扩大货币使用范围，降低其交易费用和转化成本（Kindleberger, 1966）。关于 FTA 的研究表明，更广的投资条款覆盖面能促进国际贸易和直接投资（Leshner and Miroudot, 2006）；在 FTA 协定中纳入“深度一体化”条款能促进国际直接投资（Medvedev, 2012; Cardamone and Scoppola, 2012）。

经贸合作深化也可以通过增强货币发行国的金融稳定来间接促进货币国际化。除了贸易结算货币之外，国际货币的另一重要功能是作为金融交易的媒介。金融市场的稳定程度与一国货币的国际化程度高度相关（Ozeki and Tavlas, 1992; 高海红、余永定, 2010; Bergsten, 2017）。发达开放的金融市场可以通过降低交易成本和提高资本配置效率为货币国际化提供支持，这种支持需要以金融体系的平稳运行和健康发展为前提和基础。金融创新和开放可能增加金融市场的跨境联动性，使得金融冲击的跨境传染易引发金融危机，并降低一国货币作为交易货币的吸引力。

本文采用 2001—2019 年 52 个国家和地区的数据展开实证研究，发现货币发行国与其他国家（地区）经贸合作深度的强化确实能够显著提升该国货币在合作伙伴国的使用程度。而一国与其他国家（地区）经贸合作的深化也显著增强双边贸易和投资一体化程度。一国与世界其他国家和地区经贸合作深度越高，其金融市场越稳定。结合前述文献中所提到的研究结论，这表明，一国多层次经贸合作网络的拓展不仅通过促进贸易和投资一体化直接扩大其货币使用范围和需求，促进其货币国际化，也通过增强其金融市场稳定性，间接增强金融市场参与者对其货币的需求，促进其货币国际化。

上述结论拓展了既有文献的研究。近年来，关于自由贸易协定经济影响的研究开始将注意力从只关注是否签订自由贸易协定，拓展到关注贸易协定合作条款所约定的经贸合作内容的不断深化，深入探讨了贸易协定深度对货币贸易、服务贸易、生产网络贸易、国际投资、技术扩散以及各国经济增长的影响。这些研究主要聚焦实体经济方面，反映出贸易协定条款的制定主要是以实体经济中的贸易、投资、技术进步、经济增长等为目标。本文将对贸易协定深度影响的研究拓展到金融领域，结论表明，尽管自由贸易协定的签订以及条款所涉及经贸合作内容的深化不直接以金融为目标，贸易协定内容的深化仍然可以间接影响各国所关心的重要金融目标，进而影响国际货币体系的发展。具体而言，贸易协定的深化可以通过金融制度的完善、风险共担渠道的拓展和政策不确定性的降低提高成员国金融体系的韧性，进而增强其金融稳定性。因此，一国通过自由贸易协定而搭建起来的不断深化的贸易和投资合作网络可以增强其金融系统的韧性，进而提升全球居民和企业对于其货币的信心，增强持币动机，间接促进该国货币的国际化。而自由贸易协定深化对成员国贸易和投资的促进作用又直接增加了双边货币交易需求，通过提升参与国货币使用概率促进其货币国际化。由此可见，各国参与自由贸易协定深度的差异可能通过直接和间接渠道影响各国货币的国际使用，进而对国际货币体系产生影响。

二、文献综述

本文是对货币国际化决定因素相关文献的拓展。目前货币国际化决定因素的相关文献大多从微观贸易主体的行为出发，强调微观层面贸易企业的策略行为。Bacchetta 和 Van Wincoop（2005）指出，当来自国外的竞争较弱时，出口企业更倾向于用本币计价，这类企业通常具有较大的市场份额和差异化程度较高的产品。Goldberg 和 Tille（2008）指出，一方面，为了将相对于竞争对手的价格波动降到最小，出口商倾向于选择与竞争者相同的货币进行计价，另一方面，出口商还会

出于对冲宏观经济波动、降低交易成本的动机，选择波动性较小的货币计价。因此，大国基于国际贸易中的主导地位 and 影响力更可能用本币作为出口计价货币。Amiti 等（2022）强调企业希望的汇率传递程度决定其合同中计价货币的选择，而企业希望的汇率传递程度受其进口强度和定价行为策略互补性的影响；竞争对手计价货币的选择对其影响较大。类似地，Chung（2016）指出进口中间产品较多的出口商更不可能用本币计价。Amiti 等（2022）、Boz 等（2022）认为贸易中计价货币的选择不受交易双方国别的影响，主要国际货币的国际地位具有一定的持续性。

尽管关于货币国际化决定因素的大量文献从微观贸易主体的行为出发，但贸易企业计价货币选择行为并不是货币国际化决定因素的唯一视角。与本文相关性较高的文献从实证上将贸易、投资和货币国际化联系起来。王孝松等（2021）发现双边贸易和投资可以促进主要货币在其伙伴国的使用。其他研究也表明，自由贸易协定能够推动一国货币用于计价结算，如在北美自由贸易协定（NAFTA）成员国间使用美元计价结算的比例接近 1（Lai and Yu, 2015），欧洲自由贸易联盟（EFTA）成员国也更倾向于使用欧元计价结算，而中国与伙伴国（地区）签订自由贸易协定也能够显著促进跨境贸易人民币计算（邓富华、霍伟东，2017）。杨丹丹和沈悦（2021）发现对外直接投资可以强化经济实力和贸易规模等因素对货币国际化的正向作用。Galstyan 等（2020）发现对一国的进口可以增加债券投资中以该国货币计价的投资份额。这表明贸易也可以通过金融计价渠道影响货币国际化。Ito 和 McCauley（2020）发现贸易计价货币的选择还会影响外汇储备货币的选择，因此，货币的贸易计价、金融交易计价和价值储藏功能是联系在一起的。Gopinath 和 Stein（2021）从理论上讨论了货币价值储藏功能与计价功能的互补性，他们指出美元国际地位的持续性与这种互补性有关。

Ottonello 和 Perez（2019）、Eren 和 Malamud（2022）均从借款人借款货币选择的角度讨论货币国际化问题。前者主要讨论主权债，后者主要讨论企业债。Ottonello 和 Perez（2019）认为，主权国家在选择债券计价货币时面临两种因素的权衡。一方面，发行本币债券能够通过通货膨胀和贬值来对冲借款人风险；另一方面，使用外币借债有助于政府缓解时间不一致问题，从而增强其信用。Eren 和 Malamud（2022）认为企业在股权和不同币种计价的债务之间进行融资结构选择时，其融资决策的主要权衡因素是债券的避税功能和财务困境成本。在危机时贬值的美元能够有效降低借款方的财务困境风险，因此更受企业青睐，更容易成为国际债券市场的计价货币。

从相对宏观的角度出发，Galstyan 等（2020）讨论了金融波动对股权和债券投资计价货币选择的影响。他们在新兴市场国家样本中发现，一国汇率的波动上升会降低市场对以该国货币计价的股票和债券的投资。Liu 等（2019）强调金融发展水平对一国货币国际化的影响，认为出口国

金融发展水平越高，采用出口国货币为出口计价货币的可能性越大。沈炳熙和沈剑岚（2021）指出货币可自由兑换是货币国际化的重要条件，其与资本市场开放程度密切相关；国际货币支付结算系统建设可以为货币国际化提供重要技术支撑。

本文还拓展了自由贸易协定深度对经济影响的相关文献。经贸合作深化能够推动成员国之间建立更紧密的贸易联系与合作，不仅能减少国家间的贸易摩擦，还能极大地促进贸易投资便利化、提升自由化水平，大幅降低国际贸易过程中商品、服务和生产要素流动所产生的可变贸易成本，显著促进区域贸易（Silva and Tenreyro, 2006; Stack and Pentecost, 2011; Baier, et al., 2014; 韩剑、许亚云, 2021）。Bergstrand 等（2023）认为，与只推动关税削减的自由贸易协定相比，深度较高的自由贸易协定不仅能降低边际贸易成本，还能通过推动监管标准趋同、管理自由化等方式降低固定贸易成本。Fontagné等（2023）发现深化自由贸易协定的内容能够提升世界贸易量和 GDP 水平。最近的研究也发现贸易协定深化有助于推动服务贸易（Guillin, et al., 2023; Wu, et al., 2023）、生产网络贸易（Orefice and Rocha, 2014）、国际直接投资（Kox and Rojas-Romagosa, 2020; Osnago, et al., 2019）和技术扩散（Jinji, et al., 2019）。

本文在货币国际化影响因素方面的贡献在于首次将贸易协定深化这一重要政策变量纳入货币国际化影响因素进行研究。既有文献只研究贸易、投资、金融的各种特征在时间和空间上的变化对国际货币格局的影响，并未从政策角度深入探讨如何通过贸易和投资政策改变贸易、投资、金融等，进而影响货币国际化。本文从一国签订的贸易协定的深度这一政策层面出发，探讨一国与其它国家和地区签订不同深度的贸易协定可能对其货币国际化产生的不同影响，填补了这一空白。同时本文也拓展了自由贸易协定深度对经济影响的研究，特别是对国际金融的影响。现有研究主要集中在 FTA 深化对贸易、投资便利化、以及减少边际和固定贸易成本等方面的影响，少有讨论其在金融领域的影响，更鲜有文献研究其对货币国际化的潜在影响。这是因为贸易协定往往是商务部门出于贸易和投资等目标而签订的，通常并未以金融交易或者本币的国际使用为直接目标。但这并不意味着贸易协定的签订及其内容的深化不会影响货币国际化。事实上，关注国际货币体系改革的经济体，在签订双边贸易协定的时候应该适度关注贸易协定签订及其内容的深化为货币国际化提供的机遇与挑战，这对我国参与全球金融治理改革具有重要参考意义。本文创新性地将研究视角扩展至货币国际化，分析了 FTA 深化如何通过增强贸易和投资联系、提高金融市场稳定性，直接和间接推动一国货币在国际上的使用和接受度。通过将 FTA 深度与货币国际化联系起来，本文为理解经贸合作对国际金融的深远影响提供了新的视角，丰富了这一领域的理论和实证研究。

三、主要模型和研究假说

本文研究的重点是自由贸易协定中约定的经贸合作深化是否会对不同国家货币的国际使用程度产生显著影响。一方面，经贸合作深化会极大推动成员国间贸易和投资一体化，显著促进目标国家在跨境贸易和投资活动中采用本国货币作为结算货币，从而促进货币国际化（Wang, et al., 2021）。另一方面，经贸合作深化进一步推动金融合作，促进成员国金融市场进一步完善和发展（Levine, 2001），并在一定程度上提高金融稳定性和金融市场流动性，降低金融交易成本，从而增强全球投资者的持币动机，推动一国货币国际化。基于以上理论讨论，本文提出假说 1。

H1: 一国与其他国家（地区）经贸合作深化会促进该国货币在其他国家和地区的使用。

本文的基准回归围绕 FTA 的深度占比对货币国际化使用程度的影响展开分析，构建引力模型进行实证检验，具体模型如下：

$$currencyshare_{ijt} = \gamma_0 + \gamma_1 X_{ijt} + Z_1 \gamma' + \vartheta_t + e_{ijt} \#(1)$$

模型（1）的主要被解释变量是货币使用程度， i 表示国际货币使用国， j 表示国际货币发行国，因此 $currencyshare_{ijt}$ 衡量了在第 t 年， i 国所有的外汇交易中，使用 j 国货币的占比。核心解释变量是在第 t 年， i 国和 j 国两个国家之间自由贸易协定签订的总深度占当年全球所有协议总深度的比例（单位为%）。 Z_1 表示一系列控制变量，本文选取两国购买力平价 GDP 的对数，两国间地理距离的对数，两国是否接壤、是否处于殖民或依赖关系、是否有共同的官方或主要语言、是否有共同法律渊源等作为控制变量。 ϑ_t 表示时间（年份）固定效应， e_{ijt} 是随机误差项。

接下来，本文探讨自由贸易协定中约定的经贸合作深化影响货币国际化的渠道。本文将可能的渠道分为直接渠道和间接渠道。直接渠道指自由贸易协定的条款通过推动双边贸易和投资合作，增加参与贸易和投资合作的双边国家的货币交易规模，进而直接提升在这些交易中使用合作双方货币的可能性。如前所述，现有文献已经实证证明，双边贸易和投资一体化能够促进双边货币合作。参考江艇（2022），要验证直接渠道还需验证假说 2 和假说 3。

H2: 一国与其他国家（地区）经贸合作的深化能提升该国与其他国家和地区贸易一体化程度。

为检验假说 2，本文构建引力模型实证分析经贸合作深化对协议双边国家贸易的影响，具体模型如下：

$$\ln Trade_{ijt} = \varphi_0 + \varphi_1 X_{ijt} + Z_2 \varphi' + \tau_t + \epsilon_{ijt} \#(2)$$

模型（2）的主要被解释变量是 i 国和 j 国在第 t 年贸易流量的对数，核心解释变量是在第 t 年， i 国和 j 国两个国家之间累计签订的 FTA 深度占比以及两国之间贸易协定的总深度。 Z_2 表示

一系列控制变量¹， τ_i 代表时间固定效应， ε_{ijt} 代表随机误差项。Baier等（2019）基于国际贸易理论推导出面板层面的双边贸易引力模型，并把贸易协定作为影响双边贸易成本的变量引入计量模型。与简单地区分是否有双边贸易协定不同，Baier等（2019）的研究容许每个协定对不同国家对之间的贸易影响存在异质性。假说2在此基础上更进一步，容许贸易协定深度的差异对双边贸易产生不同影响。Bergstrand等（2023）在考虑企业异质性和市场进入成本的基础上，在面板引力模型中引入固定贸易成本。他们的研究用出口国-时间和进口国-时间固定效应吸收了大部分固定成本的影响，剩余的双边固定效应被纳入到误差项。而根据前文讨论，相较单一削减关税的贸易协定，贸易协定深度的提升可能通过降低固定贸易成本的方式，进一步提升双边贸易量。因此，模型（2）中的 X_{ijt} 同时刻画了双边贸易协定深度对双边边际和固定贸易成本的影响。

经贸合作深化能够推动投资领域进一步开放，减少外国投资者在国内经济活动中面临的限制和障碍、增强投资收益保护、降低投资成本、降低投资领域相关政策的不确定性，减少投资风险，进而推动跨国投资（Kindleberger, 1966; Stasavage and Guillaume, 2002）。一些研究指出，在自由贸易协定签订与实施后，投资相关的条款促进了外国直接投资（FDI），成员国之间双边投资存量显著增加，且投资条款覆盖范围越广，FDI增加越多（Leshner and Miroudot, 2006）。然而，正如Kox和Rojas-Romagosa（2020）所指出的，理论上，自由贸易协定对FDI的影响方向是不确定的。即使自由贸易协定深化能进一步促进贸易一体化，贸易一体化对投资一体化的影响方向也是不确定的。因为横向FDI与国际贸易存在着直接替代关系，而纵向FDI与国际贸易存在互补关系。只有在互补关系更强时，自由贸易协定深化才能够通过促进贸易一体化推动投资一体化。基于此，本文提出如下假说3。

H3: 一国与其他国家（地区）经贸合作的深化会提升该国与其他国家和地区直接投资一体化程度。

为检验假说3，本文构建引力模型探讨经贸合作深化对协议双边国家投资的影响，并控制时间固定效应。具体模型如下：

$$\ln IDIflow_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{ijt} + Z_3 \alpha' + \delta_t + v_{ijt} \#(3)$$

模型（3）的主要被解释变量是*i*国在第*t*年对*j*国对外直接投资的对数²，核心解释变量是第*t*年*i*国和*j*国间累计签订的FTA深度占比。 Z_3 表示一系列控制变量， δ_t 代表时间固定效应， v_{ijt} 代表随机误差项。

最后，本文探讨经贸合作深化影响货币国际化的间接渠道。本文将间接渠道的讨论重点放在

¹ 模型（2）和下文模型（3）使用的控制变量与前文基准模型一致。

² 鉴于对外直接投资数据的可得性，样本年份为2009—2019年。

自由贸易协定深度对一国金融稳定的影响上。一国金融体系的稳定性能够增强世界各国对货币发行国的信心，增强持币动机。经贸合作深化有助于维护一国金融稳定。一方面，贸易和跨国投资通过分散实体风险降低经济波动，进而间接降低金融波动。不仅如此，贸易企业和跨国公司通过在更广阔的市场销售产品而增加利润空间，有利于在负面冲击来临时维持偿债能力，也有利于维持金融稳定。另一方面，企业出口和跨国经营伴随着金融机构国际业务的增长，推动金融企业业务多元化发展，从而促进金融稳定。以企业跨国经营和银行跨国经营的关系为例，企业跨国经营面临巨大的信息成本，银行跨国经营往往是为客户跨国经营提供高质量、低成本的信息服务（Poelhekke, 2011）。因此，随着跨境贸易和投资合作的深化，一国对银行跨国经营的需求也会上升，从而推动银行跨国经营，有利于银行通过分散经营降低风险。同时，新的业务增长机会带来的利润空间也有利于增强银行抵御风险的能力。当然，分散化并不总是降低风险的。Acemoglu（2015）指出分散化有利于通过分摊中小规模负面冲击损失的方式维持金融系统的稳定，但在面临巨大冲击时，分散化难以通过风险分担的方式化解风险，反而会通过金融传染威胁金融稳定。因此，自由贸易协定带来的贸易和投资合作深化既可能增强金融稳定，也可能加剧金融风险。哪个效应更重要，需要实证检验。

目前的文献提供了一些间接证据，支持贸易协定深化对金融稳定的促进作用。首先，经贸合作深化可以改善投资环境（Raff, 2004），促进资本市场的互联互通和融合发展，提高资本市场的效率和透明度（Klein and Olivei, 2008; Luo, et al., 2016），有助于促进国家间金融市场进一步得到完善和发展（Levine, 2001），从而增强金融体系抵御外部冲击的能力及韧性。其次，经贸合作深化加强了成员国金融机构之间的合作与协调（钟红, 2018），推动信息共享，促进成员国间风险共担和协调，从而降低跨境风险，增强金融体系稳定性。综合上述分析，本文提出假说4。

H4: 一国全球经贸合作深化有助于提升该国金融稳定性。

本文构建双向固定效应模型来检验经贸合作深化对一国金融体系稳定的影响。具体模型如下：

$$Finvolatility_{it} = \rho_0 + \rho_1 X_{it} + Z_4 \rho' + \eta_i + \pi_t + \omega_{it} \#(4)$$

模型（4）的主要被解释变量是 i 国在第 t 年的金融波动程度，使用广义货币占 GDP 比值的三年移动标准差和私营部门的国内信贷占 GDP 比值的三年移动标准差两个代理变量衡量。主要解释变量 X_{it} 代表一个国家在第 t 年累计签订的 FTA 总深度占当年全球所有协议总深度的比例， ρ_0 为常数项， Z_4 代表一系列控制变量， η_i 和 π_t 分别代表国家固定效应与时间固定效应， ω_{it} 表示随机误差项。

四、主要变量和数据描述

（一）主要变量说明

1. 自由贸易协定深度

早期关于自由贸易协定的研究假定协议具有同质性，简单地使用 0-1 变量来区分是否存在自由贸易协定。但随着全球 FTA 的快速发展，协定之间在条款覆盖范围、法律执行效力等方面的水平差异显著加深，协议质量参差不齐，基于协定同质性假设的研究结论已经逐渐失去代表性，缺乏实际指导意义（铁瑛等，2021；杨连星、铁瑛，2023）。大量研究开始从 FTA 深度出发，探讨其对经济金融的影响（Horn, et al., 2010；Hofmann, et al., 2017；韩剑、许亚云，2021）。因此，考虑到协定之间的水平差异，本文使用 FTA 深度指标来探讨其对货币国际化的影响。同时，考虑到协定的垂直深化¹，本文根据 FTA 重订情况及时更新 FTA 深度变化。

参考 Dür 等（2014），本文采用如下方法定义贸易协定深度。FTA 深度的衡量指标是一个可加指数，它结合了贸易协定中可以包括的七个关键条款，取值为 0-7。第一个条款描述了该协议是否预见到所有关税（除了一些有限的例外）应该降至零，即协议目标是否为创建一个完整的自由贸易区。其他六项条款涵盖了关税削减之外的合作，涉及服务贸易、投资、标准、公共采购、竞争和知识产权等领域。对于上述每个领域，对协议是否包含任何实质性条款进行编码。例如，国民待遇条款是服务方面的一项实质性条款，相比之下，缔约国希望开放其服务市场的声明并不算实质性条款。若在某领域，协议中包含实质性条款则取 1，否则取 0，然后对 7 个领域的编码取值进行加总，具体定义见表 1。

表 1 深度指标的定义（可加指数）

变量	取值
是否不仅仅是一个部分范围协议（partial scope agreement）？	0 或 1
在服务方面是否包含实质性条款？	0 或 1
在投资领域是否包含实质性条款？	0 或 1
在标准方面是否包含实质性条款？	0 或 1
在公共采购方面是否包含实质性条款？	0 或 1
在竞争政策方面是否包含实质性条款？	0 或 1

¹ 这里的垂直深化指的是协定在原有基础上重新修订和升级，如中国与新西兰 2008 年签订自贸协定，随后在 2021 年签署自贸协定升级议定书。

在知识产权方面是否包含实质性条款?

0 或 1

变量总取值范围

0-7

因为自由贸易协定的数量和深度都存在随着时间逐年增加的趋势，为了剔除该影响，本文进一步构建 FTA 深度比例指标，选取第 t 年， i 国和 j 国两个国家之间自由贸易协定签订的总深度占当年全球所有协议总深度的比例作为主要解释变量。

2. 货币使用程度

货币国际化广义上指一国货币在国际市场上执行货币的职能，包括交易媒介、价值尺度和价值储藏职能。当前学界度量货币国际化主要有两种方法：一是单项指标法，二是构建货币国际化综合指数。理论上，综合指数可以通过量化货币在国际上的三大功能来全面衡量其国际化程度，但考虑到综合指数存在数据可得性和准确性等问题，加之难以覆盖足够的国家样本，本文选择使用单项指标法。

本文所用的指标主要反映交易媒介职能的国际化，有一定的局限性，但通过此选择，我们能够有效扩展样本的广度，权衡之下具有合理性。具体地，本文参考王芳等（2017），使用国际清算银行每三年发布的全球外汇交易数据（Triennial Central Bank Survey of foreign exchange and Over-the-counter derivatives markets）来衡量某种货币的国际化程度¹。这一选择基于以下两点考虑：一方面，无论货币国际化在什么领域发挥作用，这些领域的每一项提升都会促进该货币在外汇市场上的活跃度，因此，外汇市场活跃度可以作为衡量货币综合国际化程度的间接指标；另一方面，通过此方式，我们扩展了样本广度，兼顾了指标的代表性和样本覆盖面。

3. 金融波动

金融波动程度通常体现了金融体系的稳定性，一般来说，金融杠杆的波动性越大，金融体系越不稳定。在既有文献中，一般使用私人部门信贷/名义 GDP 和 M2/名义 GDP 来衡量金融杠杆水平。参考陈雨露等（2016）、何国华和陈晞（2020）使用具有时间序列性质的金融变量的移动标准差衡量金融波动的做法，本文使用广义货币占 GDP 比值的三年移动标准差作为金融波动的代理变量，该指标数值越大，金融波动越大。同时，本文参考 King 和 Levine（1993），使用私营部门国内信贷占 GDP 比值的三年移动标准差衡量金融波动程度，数值越大，代表金融体系越不稳定。

¹ 在全球外汇交易数据的调查报告中，由于欧元没有对应的单一国家，确定欧元区国家与其他地区国家是否拥有共同语言或法律渊源等方面存在认定困难问题，因此本文在实证分析中没有使用欧元的相关数据。

4. 控制变量

在本文的引力模型中，参考林梦瑶和张中元（2019），引入一系列虚拟变量作为控制变量。如果两个经济体有共同的边界、语言、法律渊源、殖民地关系，则对应变量分别赋值为 1，否则为 0。本文还引入距离变量，以经济体 i 、 j 的人口最多城市之间的人口加权距离调和平均值的对数衡量。此外，本文在模型中加入 i 国和 j 国的购买力平价 GDP 作为控制变量。这些数据均来自 CEPII 的 Gravity 数据库。地缘政治因素是决定货币国际化使用的重要因素。若两个经济体接壤，或有相同的语言、法律渊源等，经济体之间的联系会更紧密，市场相似度更高，两国之间的贸易和投资一体化程度可能更高，从而双边货币在合作伙伴国中使用的可能性就越大。因此，本文把上述虚拟变量和双边距离作为控制变量分别加入到模型（1）基准回归、模型（2）贸易回归和模型（3）投资回归这三个模型中。根据王孝松等（2021）的研究，货币发行国的经济发展水平越高，越能促进该国货币在跨境交易中的使用。同时，传统的引力模型一般认为双边 GDP 水平会影响双边贸易和投资，因此，本文在关于双边贸易和投资的引力模型中控制双边国家的 GDP。

在模型（4）的控制变量选取中，主要参考 Ductor 和 Leiva-León（2022），在双向固定效应模型中控制贸易开放程度、金融开放程度、贸易波动率、一国汇率波动率、财政政策与货币政策冲击以及技术冲击等因素。具体地，引入控制变量的理论逻辑如下：（1）贸易开放程度。贸易开放一方面会影响跨境资本流动，增加外汇市场波动，另一方面可能会引起一国产业结构变化，进而影响一国企业外部融资需求，引起金融部门的扩张或萎缩（顾国达、钟晶晶，2008）。（2）金融开放程度。金融开放程度可能通过两种途径影响金融波动（Kose, et al., 2009; Evans and Hnatkovska, 2014）。一方面，伴随金融自由化，金融开放可能通过推动一国制度改革提高金融稳定性（Stulz and Williamson, 2003），也可能通过风险共担途径降低金融波动。另一方面，金融开放使国内金融市场更容易受到国际市场的影响，全球性金融事件（如国际金融危机或国际市场的波动）可以快速传播到国内金融市场，导致国内金融波动，这种情况下，金融开放可能会增加国内金融市场的波动性。（3）贸易条件波动率。这里的贸易条件为一国在某一年出口价格水平与进口价格水平之间的比率。贸易条件波动可以通过影响跨境资本流动和汇率波动等方式影响金融市场稳定性。（4）汇率波动率。汇率波动对金融市场的影响是复杂而多层次的，可能会通过货币市场、股票市场、债券市场和大宗商品市场等多个方面影响资产收益率波动，从而对整个金融体系的稳定性产生影响。（5）财政支出。政府的支出、债务和税收政策可以影响金融市场的利率、价格和稳定性（Gali, 1994）。（6）货币政策冲击。传统模型表明，货币紧缩（扩张）可能提高（降低）利率，降低（提高）价格，因此，货币政策冲击可能会通过利率波动，引起债券、股票、

信贷价格波动以及资本跨境流动，进而影响金融稳定（Fernández-Villaverde, et al., 2011; Mumtaz and Zanetti, 2013; 何国华、李洁, 2017）。（7）技术冲击。技术冲击对商业周期波动有重要影响（Prescott, 1986），技术冲击可能通过影响企业和投资者风险偏好、提升风险投资量、推动金融工具和技术创新等方式提高金融市场的波动性。

贸易开放程度用进出口总额占 GDP 的比值衡量；金融开放程度用 Chinn-Ito 指数衡量，该指数是由 Chinn 和 Ito 根据 IMF《汇兑安排与汇兑限制年报》（AREAER）编制的反映一国资本账户开放程度的综合指标，也是当前研究资本账户自由程度的常用指标。贸易条件波动率和汇率波动率分别用贸易条件和汇率的对数一阶差分的二次方表示；财政支出用政府支出占比的对数值表示；货币政策冲击用贷款利率增长率的平方表示；技术冲击用全要素生产率增长率的二次方表示。附表 1 总结了主要控制变量的定义和数据来源。

（二）样本选择和数据来源

本文使用 2001—2019 年¹的跨国样本作为实证研究的对象。其中 FTA 的相关数据主要来源于 DESTA 数据库，货币使用的数据来自国际清算银行（BIS）每三年发布的外汇交易调查报告。贸易流量、直接投资变量及控制变量的相关数据来自世界银行、CEPII-Gravity、Penn World Table 等数据库。各变量的描述性统计见表 2。其中 BIS 每三年发布一次全球外汇交易数据，在全球外汇交易数据的调查报告中，披露的国际货币为较常使用的货币，具体有人民币、美元、英镑、澳元、加拿大元、日元、韩元、新加坡元、巴西雷亚尔、瑞士法郎、丹麦克朗、匈牙利福林、印度卢比、墨西哥比索、挪威克朗、新西兰元、波兰兹罗提、瑞典克朗、土耳其里拉、南非兰特 20 种国际货币²。

¹ 本文选取 2001—2019 年作为样本区间，主要基于以下两点考虑：（1）数据可得性：本文核心解释变量——两国间 FTA 深度占比——所需数据来自 DESTA 数据库。该数据库目前只更新至 2020 年，且 2020 年数据的协议更新尚不完整，存在数据缺失的情况。为确保数据的完整性与一致性，本文将样本截止到 2019 年，以避免因数据不全而影响实证分析的可靠性。（2）排除新冠疫情的影响：2020 年后，新冠疫情对全球经济、贸易和国际合作产生了深远的冲击，带来了诸多特异性因素的干扰。若将样本延伸至 2020 年及以后，可能会引入额外的噪声，不利于本文对货币国际化及相关变量的真实关系进行准确分析。因此，在样本区间的选择上避开了这一特殊时期，以保证研究结果的稳健性。

² 因为 BIS 只统计常用货币，其中货币发行国和货币使用国数量非对称，使用国有 52 个国家，发行国有 20 个国家。因数据缺失，实际国家对数量为 605，时间长度为 7，因不同国家对数据起始时间不同，样本非平衡，总数据量为 2487。贸易流量数据为年数据，国家匹配货币使用数据 52 个国家，共 $52*51=2652$ 个国家对，时间长度为 19，总数据量为 50388，因个别国家 GDP 数据缺失，实际使用样本 50082。投资数据为年度数据，国家匹配货币使用数据 52 个国家，共 $52*51=2652$ 个国家对，时间从 2009 年开始，长度为 11，因缺失数据样本非平衡，观测值数量为 19692。因卢森堡和罗马尼亚数据缺失，金融波动样本国家数为 50，时间长度为 19，观测值数为 950，但因回归中控制变量货币政策冲击数据缺失，实证分析实际使用观测值为 458。与贸易和投资数据不同，金融波动为国家层面数据，而非双边数据。

表 2 主要变量的描述性统计¹

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
国际货币使用占比	2487	0.0250	0.0765	0.0000	0.0030	0.5000
贸易流量对数, ln(千美元)	50082	12.5262	2.9272	0.0000	12.8654	17.8085
国家间对外直接投资对数, ln(美元)	19692	5.5495	3.4586	0.0000	5.9700	12.3165
金融波动(广义货币占 GDP 比值的三年移动标准差)	458	3.1516	3.3806	0.0000	2.2763	20.6804
金融波动(私营部门的国内信贷占 GDP 比值的三年移动标准差)	458	3.6959	3.5097	0.1945	2.5530	21.4216
两国间 FTA 深度占比, %	2487	0.0152	0.0143	0.0000	0.0128	0.0545
两国间 FTA 深度	2487	7.8416	7.0215	0.0000	7.0000	24.0000
<i>i</i> 国 GDP 对数, ln(千美元)	2487	20.0677	1.2777	16.7942	19.8998	23.8778
<i>j</i> 国 GDP 对数, ln(千美元)	2487	20.7685	1.0900	19.2922	20.6558	23.8778
两国是否接壤	2487	0.0627	0.2425	0.0000	0.0000	1.0000
两国是否处于殖民或依赖关系	2487	0.0334	0.1796	0.0000	0.0000	1.0000
两国间地理距离对数, ln(km)	2487	8.0714	1.1332	4.0254	8.4373	9.8502
两国是否有共同语言	2487	0.1005	0.3008	0.0000	0.0000	1.0000
两国是否有共同法律渊源	2487	0.2372	0.4255	0.0000	0.0000	1.0000
L3.两国间 FTA 深度占比 ²	1874	0.0151	0.0155	0.0000	0.0110	0.0545
除协定双方以外其他所有国家签订的 FTA 平均深度	2487	317.0939	70.7157	137.9006	335.5901	376.5590
L2.除协定双方以外其他所有国家签订的 FTA 平均深度 ³	2336	305.9352	65.3355	142.4099	309.3913	367.6025

五、实证结果分析

(一) 贸易协定深度与货币国际化

表 3 展示了自由贸易协定中约定的经贸合作深度对国际货币使用占比的影响。其中, 表 3 第 (1) 列的核心解释变量为两国之间贸易协定深度占比。从系数和显著性可见, 经贸合作深化有利于促进一国货币的国际化使用, 假说 1 得到支持。具体而言, 两国之间贸易协定深度在世界总深度的占比每增加 1 个标准差, 国际货币在其贸易协定伙伴的使用占比平均提高 0.01%

¹ 除贸易、投资和金融波动外, 其他变量都以基准回归的样本进行描述统计。

² L3 代表滞后三期, 后文同。

³ L2 代表滞后两期, 后文同。

($0.0143 \times 0.3646\% \approx 0.01\%$ ¹)，该结果在 1% 的水平显著。第 (2) 列的解释变量为两国之间贸易协定深度，由实证结果可知，两国之间贸易协定深度每增加 1 个标准差，国际货币在其贸易协定伙伴的使用占比平均提高 0.63% ($7.0215 \times 0.09\% \approx 0.63\%$)。表 3 第 (3) 列为剔除美元²后的回归结果，核心变量对货币使用占比的回归系数显著为正，验证了基本结论的稳健性。考虑到基准回归的样本非对称，为进一步验证结论的稳健性，表 3 第 (4) 列保留了双边国家均有使用对方货币的样本³，第 (5) 列将双边国家没有一方货币统计数据⁴意思不明确视为国际货币使用占比为 0，补齐样本。第 (4)、(5) 列结果显示，核心变量的系数仍然显著为正，基本结论具有稳健性。

需要说明的是，根据表 3 的实证分析结果，两国签订的贸易协定深度提升，对两国货币在合作伙伴国的使用均有促进作用。下面结合一个具体例子，讨论贸易协定如何通过提升双边贸易和投资渠道影响双边货币使用。假设中国和韩国双边贸易和投资的量为 0，双方均不会因为贸易和投资交易而产生对人民币或韩元的需求。然而当贸易协定使得中国和韩国对对方出口均增加到 100 亿美元时，进出口加在一起价值 200 亿美元的货物和服务交易产生了货币计价和结算的需求。这为人民币和韩元的国际使用均增加了机会。然而，机会的增加并不代表人民币和韩元能够成为这 200 亿美元交易的计价和结算货币。因为这 200 亿美元的进出口可以用人民币和韩元结算，也可以用第三国货币如美元结算。根据既有文献，具体选什么货币与贸易双方在交易中的谈判地位、交易商品可替代性、微观主体对汇率风险的关注、货币交易成本等有关。因此，机会的增加是否产生双边货币国际计价结算份额的增加以及增加多少，均是需要进行实证的问题。

我们的实证分析表明，贸易协定深度提升确实促进了协定签订双方发行的货币在协定伙伴国的使用。简单地看，根据我们的引力方程，A 国和 B 国贸易协定深化对 A 国和 B 国货币在对方国家的使用中均有促进效应，且是对称的。在中韩两国的例子中，假设新增的 200 亿美元贸易结算额中，人民币对韩国出口中使用了 100 亿美元等值金额，韩元在对中国出口中使用了 100 亿美元等值金额，假设在协定签订之前，双方均因与美国的交易有 900 亿美元的外汇交易总额，则韩元在中国的使用份额和人民币在韩国的使用份额均从 0 上升至 10% ($100 / (100 + 900) = 10\%$)。在这个过程中人民币和韩元的国际使用都增加了。

更进一步，考虑贸易转移的效应。我们观察到的双边货币使用份额上升也可能来自贸易协定

¹ 根据表 2，两国间 FTA 深度占比 (%) 的标准差为 0.0143。后文类似计算用的标准差均来自表 2。

² 由于美元在全球外汇交易中占结算货币的大部分，其他货币的使用比例与美元相比不在一个量级，因此美元实证结果可能主要受美元的影响。基于此，为保证结果的一般性，本文尝试将美元剔除，以更好地检验其他货币结算比例受自由贸易协定深度的影响情况。

³ 双边国家均有使用对方货币，指的是 A 国在外汇交易中使用了 B 国货币，而 B 国也在外汇交易中使用了 A 国货币。

⁴ 双边国家没有一方货币的统计数据，指的是 A 国外汇交易数据中未包含 B 国货币的使用情况，或者 B 国外汇交易数据中未包含 A 国货币的使用情况。

的贸易和投资转移效应。仍然以中国和韩国签订协议为例。如果中韩贸易协定合作内容深化带来中韩双边贸易增加，替代了美国与这两个国家之间的部分贸易，且如果中韩新增的贸易分别用人民币和韩元结算，那么这些新增的贸易就会增加人民币和韩元的国际使用。而这部分新增的交易可能原本是和美国用美元结算的，因此，人民币和韩元在对方国家的使用比例增加，可能是由于对美元使用的替代。具体而言，假设双边协议深化使得中国和韩国对对方出口均增加 10 亿美元，新增的这 10 亿美元均以出口国货币（人民币和韩元）计价，则韩元在中国、人民币在韩国的使用各增加 10 亿美元等值金额。假设这些新增的贸易分别替代了中国、韩国对美国的进口（每国各减少 10 亿美元），同时对美出口不变，则两国总货币交易额不变（假设均为 1000 亿美元），则韩元在中国、人民币在韩国的使用各增加 1%（10/1000=1%），这伴随着美元在两国使用占比各下降 1%。

从控制变量来看，货币发行国 GDP 的回归系数显著为正，说明货币发行国的 GDP 值越高，即经济规模越大，其货币国际化使用程度就越高，这一结果与文献中的分析结论一致¹。两经济体之间若有共同的地理边界或共同语言，则会促进国际货币的跨境使用。两经济体之间的距离越远，越不利于货币的跨境使用。

表 3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	国际货币使用 占比 (全样本)	国际货币使用 占比 (全样本)	国际货币使用 占比 (剔除美元样 本)	国际货币使用 占比 (对称样本 1)	国际货币使用 占比 (对称样本 2)
两国间 FTA 深度占比	0.3646*** (0.0971)		0.0919** (0.0399)	0.6003*** (0.1787)	0.1302** (0.0606)
两国间 FTA 深度		0.0009*** (0.0002)			
<i>i</i> 国 GDP	-0.0003 (0.0009)	-0.0003 (0.0009)	0.0009** (0.0004)	0.0256*** (0.0041)	-0.0011* (0.0006)
<i>j</i> 国 GDP	0.0338*** (0.0028)	0.0338*** (0.0028)	0.0086*** (0.0006)	-0.0032* (0.0018)	0.0181*** (0.0015)
两国是否接壤	0.0302*** (0.0099)	0.0312*** (0.0099)	0.0019 (0.0033)	0.0727*** (0.0253)	0.0166** (0.0067)
两国是否处于殖民或	-0.0333*** (0.0064)	-0.0335*** (0.0064)	0.0045 (0.0035)	-0.0286* (0.0158)	-0.0183*** (0.0044)

¹ 第 4 列样本最小的回归中 *j* 国 GDP 符号为负，代表这一个结果稳健性不足。

依赖关系					
两国间地理距离	-0.0036*** (0.0013)	-0.0030** (0.0013)	-0.0055*** (0.0004)	-0.0004 (0.0017)	0.0001 (0.0009)
两国是否有共同的官方或主要语言	0.0327*** (0.0072)	0.0326*** (0.0072)	0.0104*** (0.0018)	0.0371** (0.0167)	0.0186*** (0.0046)
两国是否有共同法律渊源	0.0006 (0.0036)	0.0009 (0.0036)	-0.0016 (0.0011)	0.0042 (0.0052)	0.0045* (0.0023)
常数项	-0.6513*** (0.0576)	-0.6585*** (0.0578)	-0.1401*** (0.0136)	-0.4564*** (0.0966)	-0.3385*** (0.0334)
观测值	2487	2487	2425	790	4244
调整后 R ²	0.2712	0.2729	0.2277	0.3295	0.1735
时间固定效应	是	是	是	是	是

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 括号内为稳健标准误，下表同。

（二）直接渠道：贸易协定深度与双边国家贸易、投资

一国与其他国家（地区）经贸合作深化提升该国与其他国家和地区贸易一体化程度。前文的基准回归结果表明，两个国家之间签订的 FTA 深度占比越高，越有利于成员国货币国际化。在此基础上，本文进一步分析经贸合作深化推动货币国际化的直接渠道和间接渠道。

首先，本文探讨经贸合作深化是否通过提升该国与其他国家和地区贸易和直接投资一体化程度这两大直接渠道提高该国货币使用比例。从表 4 的实证结果看，FTA 深度比例的增加显著促进了双边国家贸易流量以及投资的增长。具体而言，FTA 深度比例每增加 1 个标准差，双边国家的贸易流量将平均增加 0.24%（ $0.0143 \times 16.6051\% \approx 0.24\%$ ），而双边国家的投资将平均增加 0.53%（ $0.0143 \times 37.2018\% \approx 0.53\%$ ），结果均在 1% 的水平显著，支持了本文的假说 2 和假说 3¹。结合既有文献，这表明贸易协定深化能够通过降低参与各方的固定贸易成本，在传统的单一关税减免基础上，进一步促进成员国的双边贸易。结合文献中双边贸易量提升促进交易双方货币使用的结论，这意味着本文所发现的贸易协定深化对双边货币使用的正向促进作用，至少部分源于其通过贸易创造所带来的更多货币交易机会。贸易协定深化对双边投资的促进作用表明，不仅深度贸易协定中的投资自由化条款能够促进双边投资合作，而且深度贸易合作产生的贸易创造效应对双边投资的促进作用，可能超过了替代效应。双边投资合作的深化同样意味着双边货币交易量的上升，这也为协定参与国货币在合作伙伴国中的使用创造了基础条件。此外，实证结果显示传统引力模型变量的系数符号与现有文献保持一致，当两国地区接壤，拥有共同语言、法律渊源以及处于殖民

¹ 本文直接渠道回归系数大于贸易协定深度对货币国际化的回归系数，表明贸易和投资量的增长只有部分转化为了人民币交易的增加。经贸合作深化产生的人民币使用机会尚未被充分利用。

或依赖关系时，GDP 规模越大，越有助于提升两国之间的贸易流量和投资；而两国距离越远，越不利于两国间贸易和投资的开展。

表 4 FTA 深度与双边国家贸易、投资基准回归结果

	(1)	(2)
	贸易	投资
两国间 FTA 深度占比	16.6051*** (0.7254)	37.2018*** (1.5052)
<i>i</i> 国 GDP	1.0804*** (0.0047)	0.8436*** (0.0111)
<i>j</i> 国 GDP	0.9584*** (0.0058)	1.1654*** (0.0118)
两国间地理距离	-0.8720*** (0.0121)	-1.1493*** (0.0233)
两国是否有共同的官方或主要语言	0.6202*** (0.0288)	1.7907*** (0.0626)
两国是否处于殖民或依赖关系	0.0581 (0.0496)	0.8228*** (0.1008)
两国是否接壤	0.6500*** (0.0435)	-0.3825*** (0.0744)
两国是否有共同法律渊源	0.2004*** (0.0206)	0.0624 (0.0419)
常数项	-20.4782*** (0.1816)	-25.6993*** (0.3245)
观测值	50082	19692
调整后 R ²	0.6179	0.5244
时间固定效应	是	是

(三) 间接渠道：贸易协定深度与金融稳定

接下来，本文检验贸易协定中约定的经贸合作深化促进货币国际化的间接渠道，即经贸合作深化是否通过降低该国的金融波动，提高金融体系稳定性，从而增强全球投资者的持币动机，促进该国货币国际化。从表 5 的实证结果来看，FTA 深度占比与一国金融波动呈现负相关，即随着一国签订的 FTA 深度占比不断增加，该国金融波动程度将不断降低，金融体系更加稳定。具体地，FTA 深度占比每增加 1 个标准差，广义货币占 GDP 比值的三年移动标准差将平均减少 0.03 ($0.0143 \times 2.1044 \approx 0.03$) 个单位，该结果在 1% 的水平显著。FTA 深度占比每增加 1 个标准差，私营部门的国内信贷占 GDP 比值的三年移动标准差将平均减少 0.03 ($0.0143 \times 1.99 \approx 0.03$) 个单位，

结果在 5%的水平显著。本文的假说 4 得以验证。

这是本文对贸易协定深度的经济影响相关研究的一个重要拓展。既有文献在讨论贸易协定内容深化的经济影响时，往往聚焦实体经济领域，比如贸易协定深化对双边贸易、投资、参与国经济增长等的影响。这表明，尽管贸易协定的内容签订的目标可能并不直接包含增强金融系统稳定性，但通过贸易和投资合作构建的经济关联可能通过增加跨境风险分担渠道的机制促进了协定参与国的金融稳定。不仅如此，贸易协定的深度一体化条款往往还包含了监管政策趋同的内容，这有利于增强跨境投资的透明度，降低政策不确定性，从而可能间接提升金融体系防风险的能力。

此外，金融开放有助于减少金融波动，即金融开放可能通过金融制度改革和风险分担机制减少金融波动性（Stulz and Williamson, 2003）。由表 5 可知，金融开放程度每增加 1 个单位，金融波动将分别减少 1.55 个标准差或 1.13 个标准差（取决于金融波动度量指标）。货币政策冲击和技术冲击都会加剧金融波动。货币政策冲击将引起利率波动，进而引起信贷价格、债券价格以及股价等波动。此外，货币政策冲击也会对汇率和国际资本流动的稳定性造成冲击，进而增强金融波动。技术冲击则可能通过造成一国商业周期波动、影响企业和投资者风险偏好、提高风险投资、推动金融工具和技术创新等方式提高金融市场的波动性。具体地，由表 5 可知，货币政策冲击每增加 1 个单位，将导致金融波动分别增加 7.06 个标准差或 10.39 个标准差（取决于金融波动度量指标）。技术冲击每增加 1 个单位，导致金融波动增加 24.15 个或 29.60 个标准差（取决于金融波动度量指标）。

表 5 FTA 深度与一国金融波动

	(1)	(2)
	广义货币占 GDP 比值的三年移动标准差	私营部门国内信贷占 GDP 比值的三年移动标准差
一国 FTA 深度占比	-2.1044*** (0.4870)	-1.9900** (0.8441)
贸易开放程度	-0.0018 (0.0053)	0.0066 (0.0087)
金融开放程度	-1.5512*** (0.4891)	-1.1264** (0.5257)
贸易条件波动率	103.9434 (63.3632)	83.8383 (71.9828)
汇率波动率	3.8610 (2.3602)	3.7020 (3.1810)
财政支出	2.6019 (2.4620)	7.1783* (4.2137)
货币政策冲击	7.0602**	10.3858**

	(2.8368)	(5.1398)
技术冲击	24.1516***	29.5954**
	(8.8333)	(14.3332)
常数项	3.0755***	1.6081
	(0.6206)	(1.0739)
观测值	458	458
调整后 R ²	0.1031	0.0707
国家固定效应	是	是
时间固定效应	是	是

六、稳健性检验

（一）内生性分析

本文基准回归分析部分的回归逻辑是 FTA 深度占比的提高能够提升该国货币在合作伙伴国的使用程度，但货币的国际化程度本身也可能影响一个国家参与和深化贸易协定的决策。货币已被广泛使用的国家可能更容易与其他国家达成深入的贸易协定。渠道分析部分也可能存在两国之间的贸易、投资等需求本身较大，从而产生对更深度自由贸易协定的需求的情况。同理，金融波动这一间接渠道与经贸合作深化也可能存在内生性问题。基于此，本文运用核心解释变量滞后不同期、工具变量回归等方法缓解可能存在的内生性问题。

1. 核心解释变量滞后

沿用 Lee 等（2023）的做法，本文采用滞后核心解释变量的方法缓解因果倒置可能产生的内生性问题。表 6 展示了全样本的国际货币使用占比以及剔除美元样本的国际货币使用占比作为被解释变量，FTA 深度占比滞后三年¹作为核心解释变量的回归结果。表 7 和表 8 展示了贸易、投资和金融波动作为被解释变量，FTA 深度占比滞后一期值作为核心解释变量的回归结果，核心解释变量的系数符号与基准回归结果保持一致。本文的主要实证结论仍然是：贸易协定深化能够有效提升该国货币在合作伙伴国的使用程度，促进双边贸易和投资。尽管贸易协定深化对信贷波动的缓释作用变得不再显著，我们仍然找到了贸易协定深化缓释货币市场波动的证据。

¹ 基于基准回归的年份间隔为三年，而贸易、投资和金融波动的年份间隔为一年，因此，在选择滞后期的时候，分别选择滞后三年和滞后一年。

表 6 基准回归滞后三期回归

	(1)	(2)
	国际货币使用占比 (全样本)	国际货币使用占比 (剔除美元样本)
L3.两国间 FTA 深度占比	0.4024*** (0.1098)	0.1079** (0.0436)
<i>i</i> 国 GDP	-0.0000 (0.0011)	0.0011** (0.0004)
<i>j</i> 国 GDP	0.0367*** (0.0032)	0.0093*** (0.0006)
两国是否接壤	0.0338*** (0.0115)	0.0027 (0.0041)
两国是否处于殖民或依赖关系	-0.0373*** (0.0074)	0.0041 (0.0041)
两国间地理距离	-0.0037** (0.0016)	-0.0059*** (0.0005)
两国是否有共同的官方或主要语言	0.0334*** (0.0081)	0.0109*** (0.0022)
两国是否有共同法律渊源	0.0015 (0.0043)	-0.0019 (0.0012)
常数项	-0.7171*** (0.0673)	-0.1542*** (0.0161)
观测值	1916	1863
调整后 R ²	0.2898	0.2458
时间固定效应	是	是

表 7 FTA 深度与国家双边贸易、投资

	(1)	(2)
	贸易	投资
L1.两国间 FTA 深度占比 ¹	15.2793*** (0.7299)	35.8417*** (1.5658)
<i>i</i> 国 GDP	1.0790*** (0.0048)	0.8400*** (0.0117)
<i>j</i> 国 GDP	0.9595*** (0.0059)	1.1640*** (0.0125)
两国间地理距离	-0.8817*** (0.0124)	-1.1670*** (0.0246)
两国是否有共同的官方或主要语言	0.6055*** (0.0291)	1.7552*** (0.0656)

¹ L1 代表滞后一期，后文同。

两国是否处于殖民或依赖关系	0.0580 (0.0500)	0.8187*** (0.1053)
两国是否接壤	0.6441*** (0.0442)	-0.4144*** (0.0778)
两国是否有共同法律渊源	0.1999*** (0.0210)	0.0539 (0.0443)
常数项	-20.3996*** (0.1862)	-25.3811*** (0.3419)
观测值	47430	17572
调整后 R ²	0.6192	0.5259
时间固定效应	是	是

表 8 FTA 深度与一国金融波动

	(1)	(2)
	广义货币占 GDP 比值的三年移动标准差	私营部门国内信贷占 GDP 比值的三年移动标准差
L1. FTA 深度占比	-1.7836*** (0.4088)	-1.2745 (0.8254)
贸易开放程度	-0.0029 (0.0055)	0.0055 (0.0093)
金融开放程度	-1.5892*** (0.5131)	-1.2160** (0.5811)
贸易条件波动率	105.2002 (63.7889)	81.0912 (71.8501)
汇率波动率	3.6807 (2.3484)	3.7394 (3.1530)
财政支出	2.4312 (2.4335)	7.4887* (4.3690)
货币政策冲击	7.0125** (2.9001)	10.4661** (5.2127)
技术冲击	24.5328*** (8.7736)	29.8596** (14.3269)
常数项	3.1501*** (0.6368)	1.4056 (1.0898)
观测值	433	437
调整后 R ²	0.1012	0.0636
国家固定效应	是	是
时间固定效应	是	是

2. 工具变量法

本文使用三种工具变量进行工具变量回归。首先，沿用邓富华和霍伟东（2017）的做法¹，使用自由贸易协定实证研究中常见的内生性检验方法——核心解释变量滞后一期值，即 FTA 深度占比滞后一期作为工具变量进行检验²。其次，我们沿用 Hou（2023）的做法³，以当年除协定双方以外的其他所有国家签订的 FTA 平均深度作为工具变量。Baldwin 和 Jaimovich（2012）首先提出 FTA 的多米诺骨牌效应理论，该理论指出，如果两国签署了 FTA，第三国将更有可能签署类似的协议，避免贸易或投资转移，即 FTA 签订具有“第三方效应”。Baier 等（2014）探讨了两种第三方效应：自主 FTA 效应和交叉 FTA 效应。一方面，自主 FTA 效应中，当两个国家（A 国、B 国）签署 FTA 时会产生贸易转移效应，导致与第三国（C 国）的贸易减少，损害其福利，为弥补损失，第三国有动力与其中一个或两个国家签署 FTA，提升自身福利。同时，A 国和 B 国与 C 国签署 FTA 不仅能够弥补已有贸易转移所造成的福利损失，还能通过降低关税享受更多福利，因此，C 国与 A 国、B 国签署 FTA 的可能性增加。另一方面，交叉 FTA 效应中，当两个国家（A 国、B 国）签署 FTA 后，对其他国家（如 C 国和 D 国）产生贸易转移效应，进而使 C、D 两国的福利受损。为应对这种情况，C 国和 D 国可能会尝试签署 FTA，以通过降低关税促进贸易，从而提高双方的福利。这使得 C 国和 D 国更有动力签署 FTA。因此，结合自主 FTA 效应（ i 、 j 两国分别与其他国家签订协议）和交叉 FTA 效应（除 i 、 j 两国外其他国家两两之间签订的 FTA 深度）， i 国和 j 国与第三国签订深入的协议，或者全球其他国家签订深入的协议，均可能与 i 国和 j 国达成更深入的协议有关。因此，其他国家协议的平均深度与两国间的协议深度存在相关性。从外生性看，要使两个国家（尤其是两个小国）的贸易/投资对其他国家的平均协定深度产生影响，需要其辐射性足够强，强到能够影响世界各国签订协议的平均意愿和深度，而现实中折中可能性较小。不仅如此，众多国家的贸易协定签订及修订涉及漫长的谈判过程，当年的双边贸易和投资情况很难反过来影响众多国家多年谈判过程的累积效果。因此，因果倒置产生内生性的可能性较小。

最后，为保证工具变量结果的稳健性，本文进一步使用滞后两期的除协定双方以外其他所有国家签订的 FTA 平均深度构建工具变量进行检验。工具变量 2 的计算式具体如下。

对国际货币使用占比和直接渠道的回归，构造以下工具变量：

¹ 采用该工具变量的文献还有 Egger 等（2011）、Fan 等（2015）、Stack 和 Bliss（2020）、赵金龙等（2022）、张志明（2022）。滞后一期是为了缓解因果倒置产生的问题。在残差存在序列自相关时，可能仍存在内生性的问题。故本文后续讨论替代工具变量估计方案。

² 因为基准回归中年份间隔为三年，本文选用 FTA 深度占比滞后三年作为 FTA 与货币使用程度的工具变量进行检验。

³ 采用类似工具变量的还有 Orefice 和 Rocha（2014）、Osnago 等（2019）、Mattoo 等（2022）、许亚云等（2020）、刘慧和蔡建红（2021）。

$$depth_{ijt}^{IV} = \frac{Global_depth_t - depth_{ijt}}{N_t - 2}$$

其中, $Global_depth_t$ 表示在第 t 年全球两两国家签订的 FTA 总深度, $depth_{ijt}$ 表示 i 国和 j 国双方在 t 年签订的 FTA 深度, $N_t - 2$ 表示在 t 年除 i 国和 j 国以外的国家数。

对间接渠道的回归, 构造以下工具变量:

$$depth_{it}^{IV} = \frac{Global_depth_t - depth_{it}}{N_t - 1}$$

其中, $Global_depth_t$ 表示在 t 年所有国家签订的 FTA 总深度, $depth_{it}$ 表示 i 国在 t 年签订的 FTA 总深度, $N_t - 1$ 表示在 t 年除 i 国以外的国家数。

工具变量 3 的计算方式与工具变量 2 类似, 分母不变, 将分子的两个变量滞后两期构造新的工具变量。三个工具变量的回归结果如表 9—表 13 所示, 国际货币使用占比、贸易、投资和金融波动的回归结果与基准回归结果保持一致, 证明了基准结论的稳健性。无论采用哪种工具变量回归, 工具变量回归的结果均表明一国与其合作伙伴国 FTA 深度提升能够提高该国货币在合作伙伴国的使用程度, 也能促进两国贸易和投资。同时, 一国参与 FTA 协定总深度相对于全球的提升也能有效缓释其货币市场和信贷市场波动¹。表 9—表 13 报告了工具变量第一阶段的 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计值, F 值均远大于 10, 表明不存在弱工具变量问题。

表 9 工具变量回归结果: FTA 深度与国际货币使用占比

	(1)	(2)	(3)
	工具变量 1	工具变量 2	工具变量 3
	国际货币使用占比	国际货币使用占比	国际货币使用占比
两国间 FTA 深度占比	0.4452*** (0.1288)	0.4734*** (0.0890)	0.4795*** (0.1011)
i 国 GDP	0.0003 (0.0011)	-0.0004 (0.0009)	-0.0001 (0.0009)
j 国 GDP	0.0367*** (0.0032)	0.0338*** (0.0028)	0.0318*** (0.0028)
两国是否接壤	0.0331*** (0.0117)	0.0311*** (0.0099)	0.0296*** (0.0102)
两国是否处于殖民或依赖关系	-0.0366*** (0.0077)	-0.0335*** (0.0064)	-0.0304*** (0.0064)
两国间地理距离	-0.0040** (0.0017)	-0.0028** (0.0013)	-0.0030** (0.0014)

¹ 关于信贷市场波动缓释的结果稳健性稍弱, 在利用工具变量 3 进行回归时, 虽然 FTA 深度的回归系数仍然为负, 但是在统计上不显著异于零。

两国是否有共同的官方或主要语言	0.0337*** (0.0082)	0.0327*** (0.0072)	0.0320*** (0.0074)
两国是否有共同法律渊源	0.0013 (0.0044)	0.0010 (0.0036)	0.0001 (0.0036)
常数项	0.4452*** (0.1288)	0.4734*** (0.0890)	0.4795*** (0.1011)
观测值	1874	2487	2336
F 统计量	12895.4757	15685.9323	9940.7254
时间固定效应	是	是	是

表 10 工具变量回归结果：FTA 深度与双边贸易

	(1)	(2)	(3)
	工具变量 1	工具变量 2	工具变量 3
	贸易	贸易	贸易
两国间 FTA 深度占比	16.0038*** (0.7645)	17.7742*** (0.7707)	16.7614*** (0.8364)
<i>i</i> 国 GDP	1.0787*** (0.0048)	1.0796*** (0.0047)	1.0761*** (0.0050)
<i>j</i> 国 GDP	0.9592*** (0.0059)	0.9576*** (0.0058)	0.9579*** (0.0059)
两国间地理距离	-0.8793*** (0.0125)	-0.8603*** (0.0126)	-0.8749*** (0.0132)
两国是否有共同的官方或主要语言	0.6035*** (0.0291)	0.6190*** (0.0288)	0.5852*** (0.0294)
两国是否处于殖民或依赖关系	0.0606 (0.0500)	0.0615 (0.0495)	0.0688 (0.0502)
两国是否接壤	0.6439*** (0.0443)	0.6581*** (0.0437)	0.6474*** (0.0452)
两国是否有共同法律渊源	0.1997*** (0.0210)	0.2006*** (0.0206)	0.1962*** (0.0214)
观测值	47430	50082	44778
F 统计量	548124.6847	168584.9514	126418.3667
时间固定效应	是	是	是

表 11 工具变量回归结果：FTA 深度与双边投资

	(1)	(2)	(3)
	工具变量 1	工具变量 2	工具变量 3
	投资	投资	投资
两国间 FTA 深度占比	36.9967***	37.5190***	36.3115***

	(1.6156)	(1.5133)	(1.7432)
<i>i</i> 国 GDP	0.8410*** (0.0117)	0.8435*** (0.0111)	0.8414*** (0.0124)
<i>j</i> 国 GDP	1.1641*** (0.0125)	1.1652*** (0.0118)	1.1676*** (0.0131)
两国间地理距离	-1.1696*** (0.0245)	-1.1462*** (0.0234)	-1.2001*** (0.0259)
两国是否有共同的官方或主要语言	1.7522*** (0.0655)	1.7905*** (0.0626)	1.7488*** (0.0687)
两国是否处于殖民或依赖关系	0.8164*** (0.1052)	0.8238*** (0.1008)	0.8420*** (0.1096)
两国是否接壤	-0.4156*** (0.0777)	-0.3801*** (0.0745)	-0.4675*** (0.0815)
两国是否有共同法律渊源	0.0541 (0.0442)	0.0625 (0.0419)	0.0407 (0.0468)
观测值	17572	19692	15711
F 统计量	1431215.4643	645070.9310	382514.1987
时间固定效应	是	是	是

表 12 工具变量回归结果：FTA 深度与金融波动（M2/GDP 的三年移动标准差）

	(1)	(2)	(3)
	工具变量 1	工具变量 2	工具变量 3
	金融波动	金融波动	金融波动
FTA 深度占比	-2.5305*** (0.5006)	-3.0368*** (0.7330)	-3.4467*** (0.9938)
贸易开放程度	-0.0017 (0.0045)	-0.0016 (0.0045)	-0.0016 (0.0045)
金融开放程度	-1.4821*** (0.4124)	-1.4000*** (0.4106)	-1.3335*** (0.4272)
贸易条件波动率	108.1166* (57.4932)	113.0758* (57.9853)	117.0908** (58.6747)
汇率波动率	3.9058** (1.9367)	3.9591** (1.9203)	4.0022** (1.9104)
财政支出	2.5601 (2.0223)	2.5104 (2.0375)	2.4702 (2.0559)
货币政策冲击	7.1262*** (2.2187)	7.2046*** (2.2105)	7.2681*** (2.2010)
技术冲击	24.2590*** (7.8950)	24.3866*** (7.8965)	24.4899*** (7.9024)
观测值	433	458	409

F 统计量	57.5085	112.0387	45.1190
国家固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是

表 13 工具变量回归结果：FTA 深度与金融波动（私营部门国内信贷/GDP 的三年移动标准差）

	(1)	(2)	(3)
	工具变量 1	工具变量 2	工具变量 3
	金融波动	金融波动	金融波动
FTA 深度占比	-1.8272*** (0.6559)	-2.3669** (1.0265)	-2.1385 (1.6867)
贸易开放程度	0.0067 (0.0063)	0.0066 (0.0063)	0.0066 (0.0063)
金融开放程度	-1.1518* (0.5995)	-1.0675* (0.6106)	-1.1032* (0.6461)
贸易条件波动率	82.7716 (60.4138)	86.3064 (60.8912)	84.8108 (61.9568)
汇率波动率	3.7036 (4.0134)	3.6983 (3.9847)	3.7005 (3.9964)
财政支出	7.2868** (2.8965)	6.9273** (3.0375)	7.0794** (3.2405)
货币政策冲击	10.3884*** (3.3323)	10.3797*** (3.3207)	10.3834*** (3.3245)
技术冲击	29.5793*** (11.1994)	29.6325*** (11.2084)	29.6100*** (11.2160)
观测值	437	458	416
F 统计量	43.8115	72.5224	26.5457
国家固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是

（二）改变固定效应处理方法：高维固定效应面板泊松伪极大似然估计

泊松伪极大似然（Poisson Pseudo Maximum Likelihood, PPML）估计法被广泛应用于处理国际贸易中普遍存在的含有大量零值的贸易数据，即使因变量存在异方差，不符合泊松分布，PPML 回归也能够得到一致无偏的结果（Silva and Tenreyro, 2006）。Correia 等（2020）对 PPML 估计方法进行了进一步改进，在涉及到高维固定效应（Multiple High-Dimensional Fixed Effects）的前提下进行回归，与 PPML 估计法相比，高维固定效应面板泊松伪极大似然估计能够更为稳健地检验伪极大似然估计。因此，在稳健性检验中，本文使用高维固定效应面板泊松伪极大似然估计进行两国间 FTA 深度占比与贸易、投资的回归。

如表 14 所示，更换回归方法后，两国间累计签订的 FTA 深度占比仍与两国间贸易和投资显著正相关。具体地，两国间 FTA 深度占比每提高 1 个标准差，贸易流量将平均提高 0.005%（ $0.0143 \times 0.3451\% \approx 0.005\%$ ），而投资将平均提高 0.04%（ $0.0143 \times 2.4841\% \approx 0.04\%$ ）。与前文基准回归结果相比，使用多维固定效应泊松估计模型后，FTA 深度占比的系数大幅减少，可能原因有二：一是更好地处理了大量贸易量、投资量为零值的数据；二是从更高维度严格控制了进口国一年份、出口国一年份以及国家对固定效应，并将标准误聚类在国家对的级别上。综上，该模型通过严格控制，从而减少了其他因素的影响，从而使系数更加精准。

表 14 高维固定效应面板泊松伪极大似然估计——回归结果

	(1)	(2)
	贸易	投资
两国间 FTA 深度占比	0.3451** (0.1489)	2.4841*** (0.7962)
常数项	2.5576*** (0.0016)	1.9178*** (0.0115)
观测值	49880	18548
伪 R ²	0.1165	0.3684
进口国一年份固定效应	是	是
出口国一年份固定效应	是	是
国家对固定效应	是	是

根据稳健性检验的结果可知，无论是缓解内生性问题还是更改固定效应处理方法，FTA 深度占比都对贸易、投资存在显著正向影响，对金融波动存在显著负面影响，说明经贸合作深化在推动货币国际化的过程中，贸易和投资这两个直接渠道与金融波动这一间接渠道都发挥了重要作用。

七、研究结论与启示

本文研究经贸合作深化对货币国际化的影响，发现经贸合作深化有助于推动双边贸易和投资合作，进而通过贸易和投资活动拓宽货币使用范围，促进货币国际化。不仅如此，一国对外经贸合作深化还可以减少该国金融波动，通过稳定的金融环境增强各国交易者对该国货币的信心，进而促进其货币的使用和国际化。因此，提升贸易投资合作质量和水平不仅是高水平开放的重要内容，也是有序推进人民币国际化，提高金融开放水平的重要推动力。

中国将提升贸易投资合作质量和水平以及有序推进人民币国际化作为推进高质量发展的重要战略。本文的研究结论表明这二者密不可分。在通过签订或修订自由贸易协定提升中国贸易投资合作质量和水平的同时，应关注这些协定内容的深化可能对人民币国际化产生的影响。中国与伙伴国签订贸易协定不仅是中国参与区域经济合作的重要举措，也为人民币国际化提供了机遇。伙伴国之间经贸合作的深化会直接提升伙伴国双边贸易和投资交易量。这将提升伙伴国之间货币交易的需求。然而，中国与伙伴国新增的贸易和投资量可以用人民币和伙伴国货币结算，也可以用第三国货币如美元结算。根据既有文献，贸易主体具体选什么货币与贸易双方在交易中的谈判地位、交易商品可替代性、微观主体对汇率风险的关注、货币交易成本等因素有关。类似地，投资量带来的新增交易以什么货币为载体，也与汇率风险、交易成本等因素有关。因此，机会的增加是否产生双边货币国际计价结算份额的增加以及增加多少，与协定签订双方宏观经济发展状况和双方的政策有关。完善人民币金融基础设施建设，在风险可控的条件下有序开放资本项目、加快人民币离岸金融中心建设，丰富以人民币计价的金融产品生态，将有利于在经贸合作深化所带来的货币交易需求中增加人民币的份额。不仅如此，要充分把握经贸合作深化所带来的货币国际化机遇，需不断增强参与经贸合作主体的竞争力，提升其在经贸合作谈判中计价货币选择的主动权。中国出口企业和跨国公司竞争力的增强，也会通过计价货币选择的策略互补性间接推动同业竞争的其他国家企业自主选择人民币作为计价货币。

应该充分认识到以贸易促进、投资便利化等实体经济领域的国际经贸合作为主要目标签订的自由贸易协定为人民币国际化提供的机遇。以下措施能够帮助中国在参与国际经贸合作的过程中更好地利用这一机遇。一是通过金融机构国际化，更好地服务中国对协定成员国的贸易和投资，尤其是通过高品质的信息咨询服务降低中国企业对协定成员国的贸易和投资成本，增强其国际竞争力，进而促进其在与协定成员国企业的交易中更多使用人民币。二是在经贸合作深化的基础上加强金融领域的合作，在经贸合作伙伴国扩大人民币离岸金融业务，不断丰富人民币金融产品种类，增强外国居民和企业持有人民币的动机。三是在条件允许的情况下，在经贸合作协定中纳入推动金融基础设施互联互通的条款，为成员国间金融基础设施的完善和清算网络的建设创造有利条件，并为货币清算结算渠道的畅通提供基础保障。四是加强金融制度型开放，在中国参与国际经贸合作不断深化的过程中，形成能够促进多边经贸合作且低成本的跨境金融规则，为人民币国际金融市场的发展提供坚实的制度基础。五是持续关注经贸协定内中国与伙伴国通过实体和金融领域的合作建立起来的跨境联系在金融风险传染方面可能产生的影响，防止跨境金融风险传染的急剧上升，维持金融稳定，稳定各国居民和企业持有人民币的信心。

【参考文献】

- 陈雨露、马勇、阮卓阳, 2016. 金融周期和金融波动如何影响经济增长与金融稳定?. 金融研究, (2): 1-22.
- 邓富华、霍伟东, 2017. 自由贸易协定、制度环境与跨境贸易人民币结算. 中国工业经济, (5): 75-93.
- 高海红、余永定, 2010. 人民币国际化的含义与条件. 国际经济评论, (1): 46-64.
- 顾国达、钟晶晶, 2008. 贸易开放对金融发展的影响分析. 国际金融研究, (9): 55-60.
- 韩剑、许亚云, 2021. RCEP 及亚太区域贸易协定整合——基于协定文本的量化研究. 中国工业经济, (7): 81-99.
- 何国华、陈晔, 2020. 跨境资本流动会加大金融波动吗?. 国际金融研究, (3): 35-44.
- 何国华、李洁, 2017. 跨境资本流动、金融波动与货币政策选择. 国际金融研究, (9): 3-13.
- 江艇, 2022. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应. 中国工业经济, (5): 100-120.
- 林梦瑶、张中元, 2019. 区域贸易协定中竞争政策对外商直接投资的影响. 中国工业经济, (8): 99-117.
- 刘慧、綦建红, 2021. FTA 网络的企业创新效应: 从被动嵌入到主动利用. 世界经济, (3): 3-31.
- 沈炳熙、沈剑岚, 2021. 人民币国际化若干问题研究. 金融论坛, (12): 14-18.
- 铁瑛、黄建忠、徐美娜, 2021. 第三方效应、区域贸易协定深化与中国策略: 基于协定条款异质性的量化研究. 经济研究, (1): 155-171.
- 王芳、张策、何青、钱宗鑫, 2017. 人民币区域化能促进贸易一体化吗?. 国际金融研究, (7): 86-96.
- 王孝松、刘韬、胡永泰, 2021. 人民币国际使用的影响因素——基于全球视角的理论及经验研究. 经济研究, (4): 126-142.
- 许亚云、岳文、韩剑, 2020. 高水平区域贸易协定对价值链贸易的影响——基于规则文本深度的研究. 国际贸易问题, (12): 81-99.
- 杨丹丹、沈悦, 2021. 对外直接投资、科技创新与货币国际化. 金融论坛, (5): 40-49.
- 杨连星、铁瑛, 2023. 区域贸易协定、投资条款差异性深化与跨国并购意愿. 管理世界, (09): 36-59.
- 赵金龙、崔攀越、倪中新, 2022. 全球价值链视角下深度自由贸易协定对经济波动的影响. 国际贸易问题, (8): 120-135.
- 钟红, 2018. 基于货币国际化视角的国际债券市场研究文献综述. 国际金融研究, (7): 64-77.
- 张志明, 2022. 区域贸易协定深化与亚太价值链合作模式重塑. 国际贸易问题, (5): 85-102.
- Acemoglu, D., Ozdaglar, A., and Tahbaz-Salehi, A., 2015. Systemic risk and stability in financial networks. *American Economic Review*, 105(2): 564-608.
- Amiti, M., Itskhoki, O., and Konings, J., 2022. Dominant currencies: how firms choose currency invoicing and why it matters. *The Quarterly Journal of Economics*, 137(3): 1435-1493.

- Bacchetta, M., and Jansen, M., 2003. Adjusting to trade liberalization: the role of policy, institutions and WTO discipline. WTO Special Studies.
- Bacchetta, P., and Van Wincoop, E., 2005. A theory of the currency denomination of international trade. *Journal of International Economics*, 67(2): 295-319.
- Baier, S. L., Bergstrand, J. H., and Feng, M., 2014. Economic integration agreements and the margins of international trade. *Journal of International Economics*, 93(2): 339-350.
- Baier, S. L., Yotov, Y. V., and Zylkin, T., 2019. On the widely differing effects of free trade agreements: Lessons from twenty years of trade integration. *Journal of International Economics*, 116: 206-226.
- Baldwin, R., and Jaimovich, D., 2012. Are free trade agreements contagious? *Journal of International Economics*, 88(1): 1-16.
- Bergsten, C. F., 1997. The dollar and the euro. *Foreign Affairs*: 83-95.
- Bergsten, C. F., 2017. *Dilemmas of the Dollar: economics and politics of United States international monetary policy*. Routledge.
- Bergstrand, J. H., Cray, S. R., and Gervais, A., 2023. Increasing marginal costs, firm heterogeneity, and the gains from “deep” international trade agreements. *Journal of International Economics*: 144: 103774.
- Boz, E., Casas, C., Georgiadis, G., et al., 2022. Patterns of invoicing currency in global trade: new evidence. *Journal of International Economics*, 136: 103604.
- Cardamone, P., and Scoppola, M., 2012. The impact of EU preferential trade agreements on foreign direct investment. *The World Economy*, 35(11): 1473-1501.
- Chung, W., 2016. Imported inputs and invoicing currency choice: theory and evidence from UK transaction data. *Journal of International Economics*, 99: 237-250.
- Correia, S., Guimarães, P., and Zylkin, T., 2020. Fast Poisson estimation with high-dimensional fixed effects. *The Stata Journal*, 20(1): 95-115.
- Ductor, L., and Leiva-León, D., 2022. Fluctuations in global output volatility. *Journal of International Money and Finance*, 120: 102533.
- Dür, A., Baccini, L., and Elsig, M., 2014. The design of international trade agreements: introducing a new dataset. *The Review of International Organizations*, 9: 353-375.
- Egger, P., Larch, M., and Staub, K. E., 2011. The trade effects of endogenous preferential trade agreements. *American Economic Journal: Economic Policy*, 3(3): 113-143.

- Eren, E., and Malamud, S., 2022. Dominant currency debt. *Journal of Financial Economics*, 144(2): 571-589.
- Evans, M. D. D., and Hnatkovska, V. V., 2014. International capital flows, returns and world financial integration. *Journal of International Economics*, 92(1): 14-33.
- Fan, H., Li, Y. A., and Yeaple, S. R., 2015. Trade liberalization, quality, and export prices. *Review of Economics and Statistics*, 97(5): 1033-1051.
- Fernández-Villaverde, J., Guerrón-Quintana, P., Rubio-Ramírez, J. F., et al., 2011. Risk matters: the real effects of volatility shocks. *American Economic Review*, 101(6): 2530-2561.
- Fontagné, L., Rocha, N., Ruta, M., et al., 2023. The economic impact of deepening trade agreements. *The World Bank Economic Review*, 37(3): 366-388.
- Gali, J., 1994. Government size and macroeconomic stability. *European Economic Review*, 38(1): 117-132.
- Galstyan, V., Mehigan, C., and Mercado Jr., R., 2020. The currency composition of international portfolio assets. *Journal of International Money and Finance*, 103: 102132.
- Goldberg, L. S., and Tille, C., 2008. Vehicle currency use in international trade. *Journal of International Economics*, 76(2): 177-192.
- Gopinath, G., and Stein, J. C., 2021. Banking, trade, and the making of a dominant currency. *The Quarterly Journal of Economics*, 136(2): 783-830.
- Grassman, S. A., 1973. Fundamental symmetry in international payment patterns. *Journal of International Economics*, 3(2): 105-116.
- Guillin, A., Rabaud, I., and Zaki, C., 2023. Does the depth of trade agreements matter for trade in services? *The World Economy*, 46(12): 3616-3653.
- He, Q., Korhonen, I., Guo, J., et al., 2016. The geographic distribution of international currencies and RMB internationalization. *International Review of Economics & Finance*, 42: 442-458.
- Hofmann, C., Osnago, A., and Ruta, M., 2017. Horizontal depth: a new database on the content of preferential trade agreements. *World Bank Policy Research Working Paper (7981)*.
- Horn, H., Mavroidis, P. C., and Sapir, A., 2010. Beyond the WTO? An anatomy of EU and US preferential trade agreements. *The World Economy*, 33(11): 1565-1588.
- Hou, Y., 2023. Deep trade agreements and trade costs. *The World Economy*, 46(12): 3571-3595.
- Ito, H., and McCauley, R. N., 2020. Currency composition of foreign exchange reserves. *Journal of International Money and Finance*, 102: 102104.

- Jinji, N., Zhang, X., and Haruna, S., 2019. Do deeper regional trade agreements enhance international technology spillovers? *The World Economy*, 42(8): 2326-2363.
- Kindleberger, C. P., 1966. European integration and international corporation. *Columbia Journal of World Business*, 1(1): 65-73.
- King, R. G., and Levine, R., 1993. Finance and growth: Schumpeter might be right. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3): 717-737.
- Klein, M. W., and Olivei, G. P., 2008. Capital account liberalization, financial depth, and economic growth. *Journal of International Money and Finance*, 27(6): 861-875.
- Kose, M. A., Prasad, E., Rogoff, K., and Wei, S. J., 2009. Financial globalization: a reappraisal. *IMF Staff Papers*, 56(1): 8-62.
- Kox, H. L. M., and Rojas-Romagosa, H., 2020. How trade and investment agreements affect bilateral foreign direct investment: results from a structural gravity model. *The World Economy*, 43(12): 3203-3242.
- Lai, E. L. C., and Yu, X., 2015. Invoicing currency in international trade: an empirical investigation and some implications for the renminbi. *The World Economy*, 38(1): 193-229.
- Lee, W., Mulabdic, A., and Ruta, M., 2023. Third-country effects of regional trade agreements: a firm-level analysis. *Journal of International Economics*, 140: 103688.
- Leshner, M., and Miroudot, S., 2006. Analysis of the economic impact of investment provisions in regional trade agreements. *OECD Trade Policy Papers*, No. 36.
- Levine, R., 2001. International financial liberalization and economic growth. *Review of International Economics*, 9(4): 688-702.
- Liu, T., Lu, D., and Woo, W. T., 2019. Trade, finance and international currency. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 164: 374-413.
- Luo, Y., Zhang, C., and Zhu, Y., 2016. Openness and financial development in China: the political economy of financial resources distribution. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(9): 2115-2127.
- Mattoo, A., Mulabdic, A., and Ruta, M., 2022. Trade creation and trade diversion in deep agreements. *Canadian Journal of Economics*, 55(3): 1598-1637.
- McKinnon, R. I., and Pill, H., 1998. International overborrowing: a decomposition of credit and currency risks. *World Development*, 26(7): 1267-1282.
- Medvedev, D., 2012. Beyond trade: the impact of preferential trade agreements on FDI inflows. *World Development*,

- 40(1): 49-61.
- Mumtaz, H., and Zanetti, F., 2013. The impact of the volatility of monetary policy shocks. *Journal of Money, Credit and Banking*, 45(4): 535-558.
- Mundell, R. A., 1998. What the euro means for the dollar and the international monetary system. *Atlantic Economic Journal*, 26: 227-237.
- Orefice, G., and Rocha, N., 2014. Deep integration and production networks: an empirical analysis. *The World Economy*, 37(1): 106-136.
- Osnago, A., Rocha, N., and Ruta, M., 2019. Deep trade agreements and vertical FDI: the devil is in the details. *Canadian Journal of Economics*, 52(4): 1558-1599.
- Ottoneo, P., and Perez, D. J., 2019. The currency composition of sovereign debt. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 11(3): 174-208.
- Ozeki, Y., and Tavlas, G. S., 1992. The internationalization of currencies: an appraisal of the Japanese yen. In *The Internationalization of Currencies*. International Monetary Fund, No. 90.
- Poelhekke, S., 2011. Home bank intermediation of foreign direct investment. *De Nederlandsche Bank Working Paper No. 299*.
- Prescott, E. C., 1986. Theory ahead of business-cycle measurement. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, North-Holland, 25: 11-44.
- Raff, H., 2004. Preferential trade agreements and tax competition for foreign direct investment. *Journal of Public Economics*, 88(12): 2745-2763.
- Rey, H., 2001. International trade and currency exchange. *The Review of Economic Studies*, 68(2): 443-464.
- Silva, J. M. C. S., and Tenreyro, S., 2006. The log of gravity. *The Review of Economics and Statistics*, 88(4): 641-658.
- Stack, M. M., and Bliss, M., 2020. EU economic integration agreements, Brexit and trade. *Review of World Economics*, 156(3): 443-473.
- Stack, M. M., and Pentecost, E. J., 2011. Regional integration and trade: a panel cointegration approach to estimating the gravity model. *The Journal of International Trade and Economic Development*, 20(1): 53-65.
- Stasavage, D., and Guillaume, D., 2002. When are monetary commitments credible? Parallel agreements and the sustainability of currency unions. *British Journal of Political Science*, 32(1): 119-146.
- Stulz, R. M., and Williamson, R., 2003. Culture, openness, and finance. *Journal of Financial Economics*, 70(3): 313-349.
- Wang, Y., Tsai, J., and Lu, X., 2021. Analyzing factors driving cross-border RMB settlement based on panel data of 65

countries via Heckman two-step and panel regression models. 2021 5th Annual International Conference on Data Science and Business Analytics (ICDSBA) IEEE: 421-427.

Wu, J., Luo, Z., and Wood, J., 2023. How do digital trade rules affect global value chain trade in services? Analysis of preferential trade agreements. *The World Economy*, 46(10): 3026-3047.

附录

附表 1 模型 (4) 主要控制变量定义表

变量名	变量定义	数据来源
贸易开放程度	$T_{it} = \frac{E_{it} + I_{it}}{GDP_{it}}$, E_{it} 是国家 i 在第 t 年的总出口, I_{it} 是国家 i 在第 t 年的总进口, GDP_{it} 是国家 i 在第 t 年的名义 GDP。	World Development Indicators (WDI)
金融开放程度	用 Chinn-Ito Index 来衡量	Chinn-Into Index
贸易条件波动率	$\sigma(tot)_{it} = (\log(tot_{it}) - \log(tot_{it-1}))^2$, 贸易条件对数值一阶差分的平方。其中贸易条件 (tot_{it}) 的计算方式为 $tot_{it} = \frac{PE_{it}}{PI_{it}}$, 即国家 i 在第 t 年的进出口价格水平之比。	PWT 10.0 (Penn World Table)
汇率波动率	$\sigma(xr)_{it} = (\log(xr_{it}) - \log(xr_{it-1}))^2$, 汇率采用直接标价法, 定义为每一单位美元对应的本币多少。波动率用汇率 (xr_{it}) 对数值 $t-1$ 到 t 年一阶差分的平方表示。	PWT 10.0
财政支出	$\text{Log}(gov)$, 政府消费占比	PWT 10.0
货币政策冲击	$\sigma(int)_{it} = \left(\frac{int_{it} - int_{it-1}}{int_{it-1}}\right)^2$, 短期贷款利率增长率的平方, 其中 int 代表 WDI 数据库中的贷款利率。	WDI
技术冲击	$\sigma(TFP)_{it} = \left(\frac{TFP_{it} - TFP_{it-1}}{TFP_{it-1}}\right)^2$, 全要素生产率 TFP 增长率的平方, 其中 TFP 使用 PWT 数据库中的变量 $ctfp$ 。TFP 的计算采用产出侧的实际 GDP、资本存量、劳动投入以及员工和个体经营者劳动收入占 GDP 的份额。	PWT 10.0

Depth of Trade Agreements and Currency Integration

Abstract: The existing literature on the economic impact of trade agreements primarily focuses on trade and investment. Using data from 52 countries and regions spanning 2001 to 2019, this paper extends the analysis to the financial domain by empirically examining the effect of trade agreement depth on currency internationalization. The findings reveal that deeper trade agreements between a currency-issuing country and its partner countries significantly enhance the usage of the issuing country's currency in partner countries, thereby accelerating the process of currency internationalization. This effect stems not only from the expansion and deepening of economic and trade cooperation networks, which directly increase currency demand and usage, but also from the indirect impact of enhanced financial market stability, which boosts market participants' confidence in the currency. Against this backdrop, the deepening of free trade agreements involving China presents an important opportunity for the orderly advancement of RMB internationalization.

Key words: Depth of Trade Agreement, Currency Internationalization, Integration of International Trade and Investment, Financial Stability



中国人民大学国际货币研究所

INTERNATIONAL MONETARY INSTITUTE OF RUC

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