

全球失衡条件下的货币政策传导机制： 基于估值效应视角

宋科

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 中国人民大学
国际货币研究所)

杨雅鑫

(中国人民大学财政金融学院)

苏治*

(中央财经大学统计与数学学院)

内容提要：本文基于 1995—2018 年 43 个代表性国家的跨国分析表明，全球失衡通过估值效应在一定程度上整体增强了货币政策传导效果。外币净资产为正的发达国家受到货币政策冲击后对外净资产会产生估值效应，但不会影响经济增长，而该效应对新兴市场国家经济增长有显著影响，存在货币政策估值效应传导渠道。其中，外币净资产为正的新兴市场国家受到货币政策冲击后产生的估值效应会削弱货币政策传导效果，外币净资产为负的则会强化货币政策的传导效果。在遭到货币政策冲击后，中国对外净资产同样能够产生估值效应，但未显著影响经济增长。本文为全球失衡条件下的货币政策分析提供了新的视角，为进一步推动人民币国际化和国际货币体系改革提供了新的理论和经验证据。

关键词：全球失衡货币政策传导机制估值效应

*宋科：中国人民大学财政金融学院中国财政金融政策研究中心中国人民大学国际货币研究所；杨雅鑫：中国人民大学财政金融学院北京市海淀区中关村大街 59 号 100872；苏治（通讯作者）：中央财经大学统计与数学学院电子邮箱：songke@ruc.edu.cn（宋科），2016101511@ruc.edu.cn（杨雅鑫），suzhi1218@163.com（苏治）。

一、引言

在开放经济条件下，部分国家持续出现经常账户逆差，而另一部分国家持续出现经常账户顺差的全球失衡现象已是常态。伴生于全球化的全球失衡本质上是货币现象，若无货币介入，在“纯”经济实体中，不会产生任何失衡。国际货币体系因素的介入，不仅使失衡成为可能，而且使这一问题变得高度复杂（李扬和张晓晶，2013）。自布雷顿森林体系以来，以“中心逆差、外围顺差”为特征的“中心—外围”结构成为全球失衡的典型范式（Dooley *et al.*, 2003、2009）。由于美元本位制具有不对称性（Ronald and Gunther, 2004），处于中心位置的美国可持续使用美元进行清偿和支付，以弥补经常项目逆差，而处于外围的贸易顺差国出于支付交易、价值储藏和危机预防等动机主要以美国国债形式持有美元资产，由此导致国际投资头寸规模和结构失衡，形成具有可持续的“恐怖平衡”（陈雨露，2010）。在主权货币作为国际储备货币的国际货币体系下，非储备货币国对国际货币储备的需求，只能通过储备货币国经常账户赤字而非资本净流出的方式得以满足，由此导致全球失衡（王道平和范小云，2011）。

在现行国际货币体系下，全球失衡在各国对外资产负债表中的表现为对外净资产规模的扩张，以及币种结构和投资结构的错配。在过去的半个多世纪，美国作为逆差国始终处于中心位置，而处于外围的顺差国或地区已经由欧洲、日本转变为以中国为代表的新兴市场国家。美国对外净负债规模已从 1989 年的 337.13 亿美元增长到 2018 年的 96744.43 亿美元，占 GDP 的 47%。其对外负债多为以美元计价的低收益安全资产，而对外资产多为以外币计价的 FDI 和其他权益类资产（Gourinchas *et al.*, 2010）。中国作为主要顺差国，自 2001 年加入世界贸易组织（WTO）以来，对外贸易迅速扩张，积累了大量海外资产，成为全球第三大对外净资产国。其中，对外资产以外币计价的债权类资产为主，尤其是以美元计价的债权类资产为主，而对外负债则以权益类负债为主。随着对外资产负债规模的扩张和国际投资头寸结构失衡程度加剧，一国对外金融资产和负债存量因汇率和资产价格波动而产生明显估值变化，形成估值效应，并且能够在净国际投资头寸变动中发挥着与经常账户余额同等重要的作用（Lane and Milesi-Ferretti, 2005; Gourinchas and Rey, 2005）。Gourinchas and Rey (2007) 通过构建外部失衡跨期调整模型发现，外部失衡不仅可以通过传统贸易渠道调整，还可以通过估值效应渠道（也称“金融调整渠道”）进行调整。肖立晟和陈思翀（2013）进一步发现金融调整渠道能显著地解释中国 12% 的外部失衡动态变化。更为重要的是，存量估值效应（或称经济暗物质）会对现行国际货币体系中的中心国家与外围国家产生非对称性的财富效应。

作为美国平衡国际收支的重要手段，估值效应为美国带来巨大的国际经济利益，并对经济发展水平较高、经济开放程度也较高的新兴市场国家“剪羊毛”（丁志杰，2014）。丁志杰和谢峰（2014）测算了美国、其他发达国家以及“金砖五国”的估值效应，结果发现除美国外，大部分国家的估值效应都为负值，造成财富损失，而且以估值效应形式转移至美国的财富大都来自发展中国家。

此外，全球失衡还可通过估值效应渠道影响国内货币政策传导机制。在全球失衡条件下，一国遭受货币政策冲击后，汇率波动和资产价格波动会导致本国对外净资产存量的本币价值发生变化，产生估值效应，进而对持有对外资产负债的实体部门的消费、投资和生产决策造成影响。早期 Bernanke and Mark（1995）提出的货币政策资产负债表传导渠道认为，企业净资产规模会影响抵押资产的价格和企业信誉，进而影响其融资能力。Mishkin（2001）在分析货币政策的汇率传导渠道时，认为货币政策导致的汇率波动会造成涉外金融机构和非金融企业的净资产存量的本币价值发生变化，即产生估值效应，进而影响总需求。Meier（2013）和 Simone（2019）认为随着全球失衡加剧，各国对外资产负债规模增加，货币政策冲击导致汇率波动引致的估值效应规模也会逐渐增加，对家庭财富和企业资产负债表产生较大影响，并最终影响到消费和投资支出。Meier（2013）将家庭部门持有的对外净资产包含在预算约束内，构建了一个两国开放经济模型。数值模拟结果显示，受到货币政策冲击后，汇率波动产生的估值效应导致货币政策的传导效果增加了 1%。而且随着对外资产负债规模逐渐增大，货币政策冲击对消费、投资、进口和产出的影响越来越明显。Georgiadis and Mehl（2016）采用 61 个国家对外净资产的币种结构数据来验证估值效应对货币政策传导效果的影响。结果表明，币种结构对 GDP 脉冲响应值有显著的负向影响，受到货币政策冲击后产生的估值效应会增强货币政策的传导效果。Simone（2019）将估值效应包含在对外投资总收入中，使用贝叶斯 VAR 模型验证了美国和加拿大的货币政策对外资产负债表传导渠道。

不难看出，已有文献开始聚焦全球失衡通过估值效应对国内货币政策传导机制的影响，但仍存在一定不足：（1）相关研究主要分析了由汇率波动引起的估值效应，忽视了资产价格波动引起的估值效应。（2）研究对象多为发达国家和对外净资产国，很少涉及对外净债务国。

（3）目前中国国际投资头寸存在着投资结构和币种结构不对称现象，对外资产负债规模也在不断扩张，但中国货币政策的传导机制是否会受到影响还未有可信的系统分析。

相较于已有研究，本文可能的边际贡献在于：（1）分别测算了所有样本国家以本币计量和以美元计量的对外资产负债存量所产生的估值效应，并通过模型解释了两种估值效应之间存在差别的原因，同时还测算了以对外净资产币种结构为权重的金融汇率波动率；（2）通过

理论机制分析厘清了外部失衡条件下货币政策的估值效应传导渠道，并使用面板 VAR 模型进行了检验，进一步丰富了相关文献；（3）系统对比分析了发达国家、外币净资产为正或负的新兴市场国家的货币政策估值效应传导渠道的异质性，并单独使用贝叶斯 VAR 分析了中国外部失衡通过估值效应对货币政策传导效果的影响，为中国推进新一轮高水平对外开放和人民币国际化提供了新的理论和经验证据。

本文余下结构安排如下：第二部分在对货币政策估值效应传导渠道进行理论分析基础上，分别测算了以不同货币为计量单位的对外资产负债存量产生的估值效应并对其差异进行分析；第三部分为研究设计与结果分析；第四部分进一步对中国问题进行经验分析；第五部分总结全文并提出政策建议。

二、理论分析与估值效应测算

（一）货币政策的估值效应传导渠道

根据 Meier (2013) 的研究，在一个开放两国经济模型中，当本国遭到货币政策冲击后，本币币值和资产价格都会发生变动，进而改变对外资产负债持有部门（主要包括家庭部门、非金融企业和商业银行）的资产负债表，形成估值效应，在此基础上进一步影响这些部门的投资、生产和消费决策，对本国经济增长形成一定冲击。

1. 家庭部门。持有对外资产和负债的家庭部门要在特定预算约束条件下，通过调整消费和投资决策来最大化其效用函数 $\sum_{t=0}^{\infty} \eta^t u(C_t, 1-L_t)$ 。家庭部门在 $t+1$ 期末面临的以本币计量的预算约束如式（1）所示：

$$\begin{aligned} & P_{t+1}C_{t+1} + (P_{Q,t+1}Q_{H,t+1}^h + B_{H,t+1}^h) + E_{F,t+1}^H(P_{Q,t+1}^*Q_{F,t+1}^h + B_{F,t+1}^h) \\ & = W_{t+1}L_{t+1} + [(P_{Q,t+1} + V_{t+1})Q_{H,t+1}^h + (1+r_{t+1})B_{H,t+1}^h] + E_{F,t+1}^H[(P_{Q,t+1}^* + V_{t+1}^*)Q_{F,t+1}^h + (1+r_{t+1}^*)B_{F,t+1}^h] \end{aligned} \quad (1)$$

其中， C_t 代表本国家庭部门在 t 期的消费， L_t 代表本国家庭部门提供的劳动力， W_{t+1} 代表工资， η 表示贴现因子； $Q_{H,t}^h$ 和 $B_{H,t}^h$ 分别表示本国家庭部门在 t 期末购买本国发行的以本币计价的股票和债券， h 指代家庭部门； $Q_{F,t}^h$ 和 $B_{F,t}^h$ 分别表示本国家庭部门购买外国发行的以外币计价的股票和债券；相较于股票，债券价格波动幅度较小，因此本文假设债券的价格为单位价格； $P_{Q,t}$ 和 $P_{Q,t}^*$ 分别表示本国股票和外国股票的价格； $E_{F,t}^H$ 表示外币兑本币的汇率， F

(H) 既指代外国 (本国) 也指代外国 (本国) 发行的货币; P_t 表示本国总价格水平; V_{t+1} 和 V_{t+1}^* 分别表示本国股票和外国股票的股息; r_{t+1} 和 r_{t+1}^* 分别表示本国和外国的名义利率。公式(1)的左边表示家庭部门在 $t+1$ 期的所有支出, $P_{t+1}C_{t+1}$ 表示消费支出, $P_{Q,t+1}Q_{H,t+1}^h + B_{H,t+1}^h$ 表示家庭在 $t+1$ 期末购买本国企业发行的股票和债券支出。公式 (1) 的等号右边表示家庭部门在 $t+1$ 期的全部收入, $W_{t+1}L_{t+1}$ 表示工资收入, $(P_{Q,t+1} + V_{t+1})Q_{H,t+1}^h + (1+r_{t+1})B_{H,t+1}^h$ 表示家庭部门 $t+1$ 期末卖出 t 期末购买的国内债券和股票后的收入。 $E_{F,t+1}^H P_{Q,t+1}^* Q_{F,t+1}^h + E_{F,t+1}^H B_{F,t+1}^h$ 代表家庭部门在 t 期期末购买的对外资产存量在 $t+1$ 期末的本币价值 (不考虑股息和利息), 则本国家庭部门持有对外资产存量期间因汇率和资产价格波动产生的估值效应 VAL_{t+1}^h 为:

$$\begin{aligned} VAL_{t+1}^h &= E_{F,t+1}^H (P_{Q,t+1}^* Q_{F,t+1}^h + B_{F,t+1}^h) - E_{F,t}^H (P_{Q,t}^* Q_{F,t}^h + B_{F,t}^h) \\ &= (E_{F,t+1}^H - E_{F,t}^H)(B_{F,t}^h + P_{Q,t+1}^* Q_{F,t}^h) + E_{F,t}^H (P_{Q,t+1}^* - P_{Q,t}^*) Q_{F,t}^h \end{aligned} \quad (2)$$

其中, $(E_{F,t+1}^H - E_{F,t}^H)(B_{F,t}^h + P_{Q,t+1}^* Q_{F,t}^h)$ 表示由汇率波动引起的估值效应, $E_{F,t}^H (P_{Q,t+1}^* - P_{Q,t}^*) Q_{F,t}^h$ 表示由资产价格波动引起的估值效应。本币升值产生的估值效应为负, 即家庭部门持有外币资产的本币价值减少, 相比币值保持不变时家庭部门的消费和投资将会减少 $-(E_{F,t+1}^H - E_{F,t}^H)(B_{F,t}^h + P_{Q,t+1}^* Q_{F,t}^h)$; 外国股票价格上升时产生的估值效应为正, 相比股票价格保持不变时家庭部门的消费和投资会增加 $E_{F,t}^H (P_{Q,t+1}^* - P_{Q,t}^*) Q_{F,t}^h$ 。

由此可知, 当本国遭到货币政策冲击后, 家庭部门持有的对外资产负债存量因汇率和资产价格波动产生的估值效应会影响其预算约束, 进而影响到家庭部门的消费和投资决策, 最终对该国经济造成影响。

2.企业部门。我们先来看: (1) 非金融企业。Bernanke *et al.* (1999) 将“金融加速器”引入动态一般均衡模型, 探讨了货币政策的企业资产负债表传导渠道。在利润最大化目标下, 企业的外部融资成本与净资产之间存在着负相关关系, Krugman (1999)、Aghion *et al.* (2001) 和 Mishkin (2001) 等研究也证实了上述结论。当企业净资产价值减少时, 其抵押资产价值会下降, 信誉受损, 外部融资成本增加, 最终对投资造成影响。企业的外部融资包括从银行获得的间接融资和从资本市场上发行股票或债券获得的直接融资。

根据上述研究, 我们假设企业融资能力 M_t 与净资产 N_{et} 之间存在着正相关关系, 即净资产规模越大, 融资成本越低, 融资能力越强:

$$\frac{\partial M_t}{\partial N_{et}} > 0 \quad (3)$$

假设 t 期末, 企业购买国外发行的以外币计价的股票和债券分别是 Q_{Ft}^e 和 B_{Ft}^e , e 指代非金融企业部门; 国外总共持有该部门发行的以本币计价的股票和债券分别为 $Q_{e,Ht}^{*A}$ 和 $B_{e,Ht}^{*A}$, 则非金融企业持有的对外净资产的本币价值为 $E_{Ft}^H P_{Qt}^* Q_{Ft}^e + E_{Ft}^H B_{Ft}^e - P_{Qt} Q_{e,Ht}^{*A} - B_{e,Ht}^{*A}$, e 放在上标表示企业购买股票或债券, 放在下标表示企业发行股票或债券, A 表示国外所有部门总共持有本国非金融企业发行的股票或债券。 $t+1$ 期内, 本国遭到货币政策冲击, 根据汇率和资产价格传导渠道, 本币币值和资产价格发生波动, 企业持有的对外净资产存量因此产生的估值效应为 (不考虑股息和利息):

$$VAL_{t+1}^e = (E_{F,t+1}^H - E_{Ft}^H)(B_{Ft}^e + P_{Q,t+1}^* Q_{Ft}^e) + [E_{Ft}^H (P_{Q,t+1}^* - P_{Qt}^*) Q_{Ft}^e - (P_{Q,t+1} - P_{Qt}) Q_{e,Ht}^{*A}] \quad (4)$$

其中, $(E_{F,t+1}^H - E_{Ft}^H)(B_{Ft}^e + P_{Q,t+1}^* Q_{Ft}^e)$ 表示由汇率波动引起的估值效应, $E_{Ft}^H (P_{Q,t+1}^* - P_{Qt}^*) Q_{Ft}^e - (P_{Q,t+1} - P_{Qt}) Q_{e,Ht}^{*A}$ 表示由资产价格波动引起的估值效应。本币升值将产生负的估值效应, 即企业外币净资产的本币价值减少, 融资能力减弱; 当本国股票价格上升时将产生正的估值效应, 当外国股票价格上升时会产生正的估值效应, 企业融资能力也会因此发生变化。

由此可知, 当本国遭到货币政策冲击后, 非金融企业部门持有的对外资产负债存量因汇率和资产价格波动产生的估值效应会影响其外部融资能力, 进而影响到企业的投资和产出, 最终对经济造成影响。

(2) 商业银行。对拥有对外资产和负债的银行等金融机构来说, 汇率和资产价格波动产生的估值效应同样会影响其资产负债表, 进而影响信贷供给 (Bernanke and Mark, 1995)。根据刘晓星和姚登宝 (2016) 研究, 我们假设银行信贷供给满足:

$$G_t = N_{b,Ht} + N_{b,Ft} + (1-u)D_t \quad (5)$$

其中, G_t 是银行的信贷供给, b 指代银行部门, $N_{b,Ht}$ 是银行以本币计价的净资产, $N_{b,Ft}$ 是银行以外币计价的净资产, D_t 是以本币计价的银行存款, u 是法定存款准备金率。与非金融企业相同, 假设 t 期末, 商业银行购买国外发行的以外币计价的股票和债券分别是 Q_{Ft}^b 和 B_{Ft}^b ; 国外总共持有该部门发行的以本币计价的股票和债券分别为 $Q_{b,Ht}^{*A}$ 和 $B_{b,Ht}^{*A}$, 则商业银行持有的对外净资产 $N_{b,Ft}$ 的本币价值为 $E_{Ft}^H P_{Qt}^* Q_{Ft}^b + E_{Ft}^H B_{Ft}^b - P_{Qt} Q_{b,Ht}^{*A} - B_{b,Ht}^{*A}$ 。 $t+1$ 期内, 本国遭到货币政策冲击, 本币币值和资产价格发生波动, 商业银行持有的对外净资产存量因此产生的估值效应为:

$$VAL_{t+1}^b = (E_{F,t+1}^H - E_{Ft}^H)(B_{Ft}^b + P_{Q,t+1}^* Q_{Ft}^b) + [E_{Ft}^H (P_{Q,t+1}^* - P_{Qt}^*) Q_{Ft}^b - (P_{Q,t+1} - P_{Qt}) Q_{b,Ht}^{*A}] \quad (6)$$

其中, $(E_{F,t+1}^H - E_{Ft}^H)(B_{Ft}^b + P_{Q,t+1}^* Q_{Ft}^b)$ 表示由汇率波动引起的估值效应, $E_{Ft}^H (P_{Q,t+1}^* - P_{Qt}^*) Q_{Ft}^b - (P_{Q,t+1} - P_{Qt}) Q_{b,Ht}^{*A}$ 表示由资产价格波动引起的估值效应。同样, 本币升值将产生负的估值效应, 即银行外币净资产的本币价值减少, 信贷供给将会减少; 当本国股票价格上升时将产生负的估值效应, 当外国股票价格上升时会产生正估值效应, 银行信贷供给能力也会因此发生变化。

由此可知, 当本国遭到货币政策冲击后, 商业银行部门持有的对外资产负债存量因汇率和资产价格波动产生的估值效应会影响信贷供给 G_t , 进而对经济造成影响。

从以上分析可以看出, 如果对外资产负债中币种结构错配现象严重, 外币净资产规模较大, 则汇率波动引起的估值效应规模也会比较大。如果对外资产负债中投资结构错配现象严重, 对外净资产中权益类资产规模较大, 则资产价格波动引起的估值效应规模同样会增加。在全球失衡条件下, 深度参与全球化国家的各实体部门持有的对外净资产规模迅速增加, 出现了币种结构和投资结构严重错配。当货币政策冲击发生后, 对外资产负债存量的本币价值会随汇率和资产价格的波动而变化, 产生估值效应, 影响实体部门投资、生产和消费决策, 最终影响货币政策对经济增长的传导效果。这意味着, 估值效应传导渠道本质上是汇率传导渠道和资产价格传导渠道的一种具体传导途径, 为了凸显估值效应在货币政策传导机制中的重要性, 我们称之为货币政策的估值效应传导渠道。

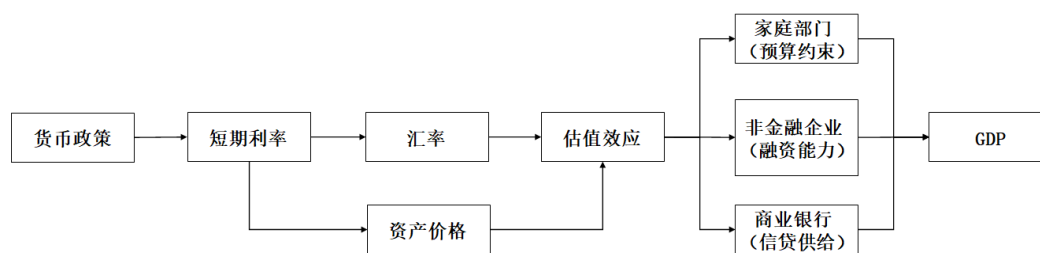


图 1 货币政策的估值效应传导渠道

(二) 估值效应规模测算

根据国际货币基金组织 (IMF) 发布的《国际收支和国际投资头寸手册 (第六版)》(以下简称《手册》), 一国净国际投资头寸的变化与估值效应之间的关系应满足如下恒等式:

$$NIIP_{t+1} - NIIP_t = FA_{t+1} + VAL_{t+1} + OC_{t+1} \quad (7)$$

其中, $NIIP_{t+1}$ 表示 $t+1$ 期末的净国际投资头寸, FA_{t+1} 代表国际收支平衡表中的金融账户余额, VAL_{t+1} 代表因汇率和资产价格波动而产生的估值效应, OC_{t+1} 指既不是由交易引起的也不是由资产负债存量价值重估引起的净国际投资头寸的其他调整, 主要包括金融资产和负债的注销、重新分类 (其中包括黄金储备非货币化以及商品黄金货币化)、所有者居住地变更导致的对外资产负债存量变化等。由于大部分国家对 OC_{t+1} 的统计并不完善, 所以本文将 OC_{t+1} 全部视为估值效应, 则估值效应的计算公式如下:

$$VAL_{t+1} = NIIP_{t+1} - NIIP_t - FA_{t+1} = NIIP_{t+1} - NIIP_t - (CA_{t+1} + KA_{t+1} + EO_{t+1}) \quad (8)$$

其中, CA_{t+1} 、 KA_{t+1} 和 EO_{t+1} 分别代表 $t+1$ 期经常账户余额、资本账户余额和净误差与遗漏项。

值得注意的是, 部分研究在用 (8) 式测算估值效应过程中往往会忽视对外净资产和金融账户余额的货币计量单位。Gourinchas and Rey (2005)、Lane and Shambaugh (2007) 和 B á n á r i x *et al.* (2015) 在研究对外资产负债币种结构对一国造成的财富损益时, 使用以本币为计量单位的对外资产负债存量产生的估值效应。丁志杰等 (2017) 将估值效应视为一国国际投资头寸表的表外投资收益, 在分析中国国际投资总收益的过程中, 使用以美元为计量单位的对外资产负债存量产生的估值效应。

事实上, 根据《手册》, 估值效应是一种衍生变量 (derived measures), 一国对外资产负债存量均换算成以美元为单位时产生的估值效应和均换算成本币时产生的估值效应会出现正负符号相反的现象。为此, 本文以中国为例, 尝试构建一个简单模型来解释造成这两种估值效应符号相反的原因。

假设 $t+1$ 期中国没有发生任何形式的国际资本流动且各类对外资产和负债市值均保持不变, 仅考虑 t 期末净国际投资头寸存量由汇率波动引致的估值效应, 则 t 期末对外净资产中以货币 i 计价的净资产为 x_t^i , 美元兑货币 i 的汇率为 $E_{USD,t}^i$, $t+1$ 期末美元兑货币 i 的汇率 $E_{USD,t+1}^i = \beta_{t+1}^i E_{USD,t}^i$, 其中 $\beta_{t+1}^i > 0$, 表示货币升贬程度的系数。如果 $\beta_{t+1}^i < 1$, 美元相对于货币 i 贬值, 反之升值。根据估值效应定义, t 期末均换算成以美元或人民币为单位的净国际投资头寸在 $t+1$ 期产生的估值效应, 总规模分别如 (9) 和 (10) 所示:

$$VAL_{t+1}^{USD} = \sum_i^I \left(\frac{x_t^i}{\beta_{t+1}^i E_{USD,t}^i} - \frac{x_t^i}{E_{USD,t}^i} \right) \quad (9)$$

$$VAL_{t+1}^{CNY} = \sum_i^I \left(\frac{x_t^i \beta_{t+1}^{CNY} E_{USD,t}^{CNY}}{\beta_{t+1}^i E_{USD,t}^i} - \frac{x_t^i E_{USD,t}^{CNY}}{E_{USD,t}^i} \right) \quad (10)$$

其中, $\sum_i^I \frac{x_t^i}{E_{USD,t}^i}$ 和 $\sum_i^I \frac{x_t^i E_{USD,t}^{CNY}}{E_{USD,t}^i}$ 分别表示 t 期末以美元和人民币为单位的净国际投资头

寸, 我们用 $NIIP_t^{USD}$ 表示 $\sum_i^I \frac{x_t^i}{E_{USD,t}^i}$, 则公式 (9) 和 (10) 可以简化如下:

$$VAL_{t+1}^{USD} = NIIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD} \quad (11)$$

$$VAL_{t+1}^{CNY} = E_{USD,t}^{CNY} (\beta_{t+1}^{CNY} NIIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD}) \quad (12)$$

由于中国是净资产国, 所以 $NIIP_t^{USD} > 0$ 。从简化公式中可以看出, 如果 $\beta_{t+1}^{CNY} = 1$, 即美元兑人民币汇率保持不变, 那么 $VAL_{t+1}^{CNY} = E_{USD,t}^{CNY} VAL_{t+1}^{USD}$ 。如果 $\beta_{t+1}^{CNY} \neq 1$, 则无法简单确定 VAL_{t+1}^{USD} 和 VAL_{t+1}^{CNY} 的符号是否一致, 下文将列出在 $\beta_{t+1}^{CNY} \neq 1$ 且 $NIIP_t^{USD} > 0$ 的条件下, VAL_{t+1}^{USD} 和 VAL_{t+1}^{CNY} 之间的正负差异 (不考虑 $VAL_{t+1}^{USD} = 0$ 或 $VAL_{t+1}^{CNY} = 0$ 的情况)。

情况 1: $VAL_{t+1}^{USD} = NIIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD} > 0$, $VAL_{t+1}^{CNY} = E_{USD,t}^{CNY} (\beta_{t+1}^{CNY} NIIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD}) > 0$, 此时有 $\frac{NIIP_t^{USD}}{NIIP_{t+1}^{USD}} < \beta_{t+1}^{CNY}$ 且 $\frac{NIIP_t^{USD}}{NIIP_{t+1}^{USD}} < 1$ 。我们定义 $\frac{NIIP_t^{USD}}{NIIP_{t+1}^{USD}} = \beta_{t+1}^U$, 即美元兑其他货币整体的升贬程度系数为 β_{t+1}^U 。对一个对外净资产国来说, $\frac{NIIP_t^{USD}}{NIIP_{t+1}^{USD}} < 1$ 在经济学意义上意味着美元相对于其他货币贬值。

情况 2: $VAL_{t+1}^{USD} = NIIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD} < 0$, $VAL_{t+1}^{CNY} = E_{USD,t}^{CNY} (\beta_{t+1}^{CNY} NIIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD}) < 0$, 此时有 $\frac{NIIP_t^{USD}}{NIIP_{t+1}^{USD}} (\beta_{t+1}^U) > \beta_{t+1}^{CNY}$ 且 $\frac{NIIP_t^{USD}}{NIIP_{t+1}^{USD}} (\beta_{t+1}^U) > 1$, 对一个对外净资产国家而言, 在经济学意义上意味着美元相对于其他货币升值, 并且美元兑人民币汇率升贬程度系数 β_{t+1}^{CNY} 小于 β_{t+1}^U 。

情况 3: $VAL_{t+1}^{USD} = NIIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD} > 0$, $VAL_{t+1}^{CNY} = E_{USD,t}^{CNY} (\beta_{t+1}^{CNY} NIIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD}) < 0$, 此时有 $\beta_{t+1}^{CNY} < \frac{NIIP_t^{USD}}{NIIP_{t+1}^{USD}} (\beta_{t+1}^U) < 1$, 对于一个对外净资产国而言, 在经济学意义上意味着美元相对于其他货币贬值, 并且美元对人民币贬值幅度更大。

情况 4: $VAL_{t+1}^{USD} = NIIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD} < 0$, $VAL_{t+1}^{CNY} = E_{USD,t}^{CNY}(\beta_{t+1}^{CNY} NIIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD}) > 0$, 此时有 $\beta_{t+1}^{CNY} > \frac{NIIP_t^{USD}}{NIIP_{t+1}^{USD}}(\beta_{t+1}^U) > 1$, 对一个对外净资产国而言, 在经济学意义上意味着美元相对于其他货币升值, 并且美元对人民币升值幅度更大。

从上述分析可以看出, 在 $\beta_{t+1}^{CNY} \neq 1$ 的情况下, VAL_{t+1}^{USD} 和 VAL_{t+1}^{CNY} 的符号极有可能是相反的。整体上讲, 当美元兑其他货币整体的汇率变动趋势与美元兑人民币的汇率变动趋势相同, 且美元兑人民币的汇率波动幅度更大时, VAL_{t+1}^{USD} 和 VAL_{t+1}^{CNY} 的符号就会相反。

根据《手册》, 如果 $t+1$ 期发生了国际资本流动, 各类资产负债市值发生变动, 总估值效应不仅包括 t 期末净国际投资头寸存量因汇率波动引起的估值效应, 还包括 $t+1$ 期由资产市场价格变动本身引起的估值效应以及国际资本净流入和资产市场价格变动额因汇率波动引起的估值效应。 VAL_{t+1}^{USD} 和 VAL_{t+1}^{CNY} 之间的差异将由这四种估值效应共同决定。

根据《手册》, 我们进一步假设 $t+1$ 期新发生的以货币 i 计价的对外净资产为 Δx_{t+1}^i , 以货币 i 计价的对外净资产的市值变动额为 Δp_{t+1}^i ; $t+1$ 期, 美元兑货币 i 的平均汇率为 $\gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i$, γ_{t+1}^i 代表美元兑货币 i 的平均汇率相对于 t 期末汇率的升贬程度系数; 期末美元兑货币 i 的汇率为 $\delta_{t+1}^i \gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i$, δ_{t+1}^i 代表美元兑货币 i 在 $t+1$ 期末的汇率相对于 $t+1$ 期平均汇率的升贬程度系数。则 $t+1$ 期末以美元为单位的净国际投资头寸由四部分组成, t 期末的净国际投资头寸存量及其在 $t+1$ 期因汇率波动产生的估值效应 $\sum_i^I \left[\frac{x_t^i}{E_{USD,t}^i} + \left(\frac{x_t^i}{\delta_{t+1}^i \gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i} - \frac{x_t^i}{E_{USD,t}^i} \right) \right]$, $t+1$ 期新发生的对外净资产及其因汇率波动产生的估值效应 $\sum_i^I \left[\frac{\Delta x_{t+1}^i}{\gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i} + \left(\frac{\Delta x_{t+1}^i}{\delta_{t+1}^i \gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i} - \frac{\Delta x_{t+1}^i}{\gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i} \right) \right]$, 资产价格变动额即资产价格波动本身所产生的估值效应 $\sum_i^I \frac{\Delta p_{t+1}^i}{\gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i}$ 及其因汇率波动产生的估值效应 $\sum_i^I \left(\frac{\Delta p_{t+1}^i}{\delta_{t+1}^i \gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i} - \frac{\Delta p_{t+1}^i}{\gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i} \right)$, $t+1$ 期间产生的估值效应总规模分别为式 (14) 和 (15) 所示:

$$NIIP_{t+1}^{USD} = \sum_i^I \left(\frac{x_t^i}{\delta_{t+1}^i \gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i} + \frac{\Delta x_{t+1}^i}{\delta_{t+1}^i \gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i} + \frac{\Delta p_{t+1}^i}{\delta_{t+1}^i \gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i} \right) \quad (13)$$

$$VAL_{t+1}^{USD} = (VNIIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD}) + (VFL_{t+1}^{USD} - FL_{t+1}^{USD}) + (VPC_{t+1}^{USD} - PC_{t+1}^{USD}) + PC_{t+1}^{USD} \quad (14)$$

$$VAL_{t+1}^{CNY} = E_{USD,t}^{CNY} \left[(\delta_{t+1}^{CNY} \gamma_{t+1}^{CNY} VNIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD}) + \gamma_{t+1}^{CNY} (\delta_{t+1}^{CNY} VFL_{t+1}^{USD} - FL_{t+1}^{USD}) + \gamma_{t+1}^{CNY} (\delta_{t+1}^{CNY} VPC_{t+1}^{USD} - PC_{t+1}^{USD}) + \gamma_{t+1}^{CNY} PC_{t+1}^{USD} \right] \quad (15)$$

其中, $VNIP_{t+1}^{USD} = \sum_i^I \frac{x_t^i}{\delta_{t+1}^i \gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i}$, $FL_{t+1}^{USD} = \sum_i^I \frac{\Delta x_{t+1}^i}{\gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i}$, $VFL_{t+1}^{USD} = \sum_i^I \frac{\Delta x_{t+1}^i}{\delta_{t+1}^i \gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i}$, $PC_{t+1}^{USD} = \sum_i^I \frac{\Delta p_{t+1}^i}{\gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i}$, $VPC_{t+1}^{USD} = \sum_i^I \frac{\Delta p_{t+1}^i}{\delta_{t+1}^i \gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i}$ 。

从 (14) 和 (15) 可以看出, 如果美元兑人民币汇率保持不变, 即 $\delta_{t+1}^{CNY} = \gamma_{t+1}^{CNY} = 1$ 时, $VAL_{t+1}^{CNY} = E_{USD,t}^{CNY} VAL_{t+1}^{USD}$, 如果 $\delta_{t+1}^{CNY} \neq 1$ 或 $\gamma_{t+1}^{CNY} \neq 1$, $(VNIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD})$ 和 $(\delta_{t+1}^{CNY} \gamma_{t+1}^{CNY} VNIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD})$ 、 $(VFL_{t+1}^{USD} - FL_{t+1}^{USD})$ 和 $\gamma_{t+1}^{CNY} (\delta_{t+1}^{CNY} VFL_{t+1}^{USD} - FL_{t+1}^{USD})$ 以及 $(VPC_{t+1}^{USD} - PC_{t+1}^{USD})$ 和 $\gamma_{t+1}^{CNY} (\delta_{t+1}^{CNY} VPC_{t+1}^{USD} - PC_{t+1}^{USD})$ 之间的符号关系, 与美元兑其他货币整体的汇率波动趋势、幅度以及美元兑人民币的汇率波动趋势、幅度有关。

在上述分析基础上, 我们进一步测算了 1995-2018 年 43 个样本国家¹的两种估值效应² (见图 2-4)。

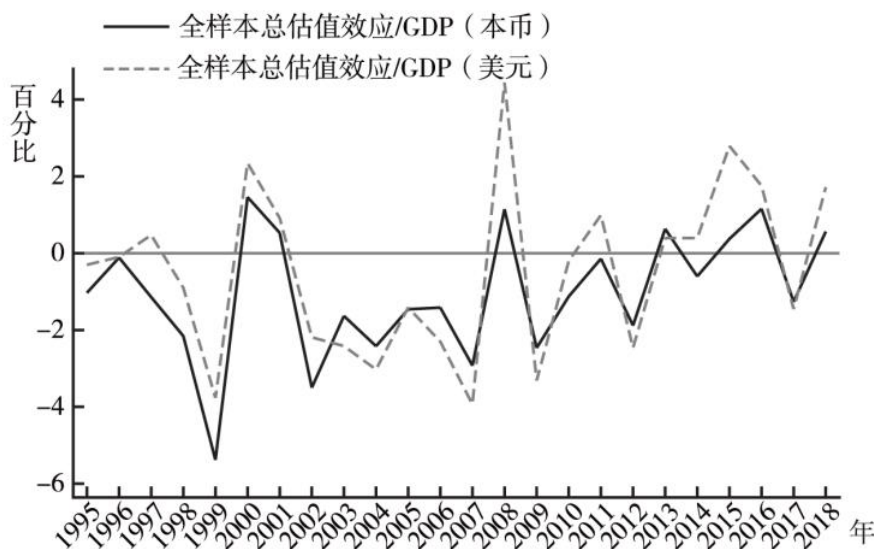


图 2 全样本估值效应

1995-2015 年的数据来自 Lane and Milesi-Ferretti (2001, 2007, 2017) 构建的“国家外

¹43 个国家分别为比利时、加拿大、丹麦、法国、德国、意大利、日本、荷兰、挪威、西班牙、瑞典、瑞士、英国、阿根廷、巴西、中国、智利、捷克、以色列、哈萨克斯坦、韩国、马来西亚、墨西哥、新加坡、南非、泰国、俄罗斯、乌拉圭、爱尔兰、冰岛、印度尼西亚、秘鲁、波兰、斯里兰卡、土耳其、哥伦比亚、玻利维亚、牙买加、匈牙利、巴基斯坦、巴拉圭、罗马尼亚和突尼斯。此处进行比较的两种估值效应分别是美元为计量单位的对外资产负债存量测算得到的估值效应和以本币为计量单位的对外资产负债存量测算得到的估值效应, 而美国的货币就是美元, 无需再进行计算, 因此这个地方的样本国家剔除了美国, 但在经验分析中, 本文在样本国家中加入了美国。

²剔除了外汇储备产生的估值效应。

部财富”（The External Wealth of Nations, EWN）数据库。该数据库按照市值法对样本国家的国际投资头寸表进行了重估，时间从1970年开始，目前已经更新至2015年，所涉及的国家地区也已扩展至211个。2016-2018年数据来源于IMF的BOP/IIP数据库。EWN数据库和BOP/IIP数据库提供的国际投资头寸数据和国际收支数据都以美元计量，本文根据《手册》建议，以期末汇率换算净国际投资头寸，以平均汇率换算经常账户余额、资本账户余额以及净误差与遗漏项，最后再将所得的估值效应按期末汇率换算成以美元为单位，并用GDP进行单位化处理。换算中用到的期末汇率和平均汇率数据均来源于IMF的IFS数据库和Wind数据库。

需要注意的是，1999年以前，欧元区国家汇率都是以当地货币对美元进行的标价，我们根据样本国家加入欧元区时规定的当地货币与欧元之间的兑换率，将1999年以前的汇率数据全部转换为美元兑欧元的汇率，相关数据来源于欧洲中央银行官网。

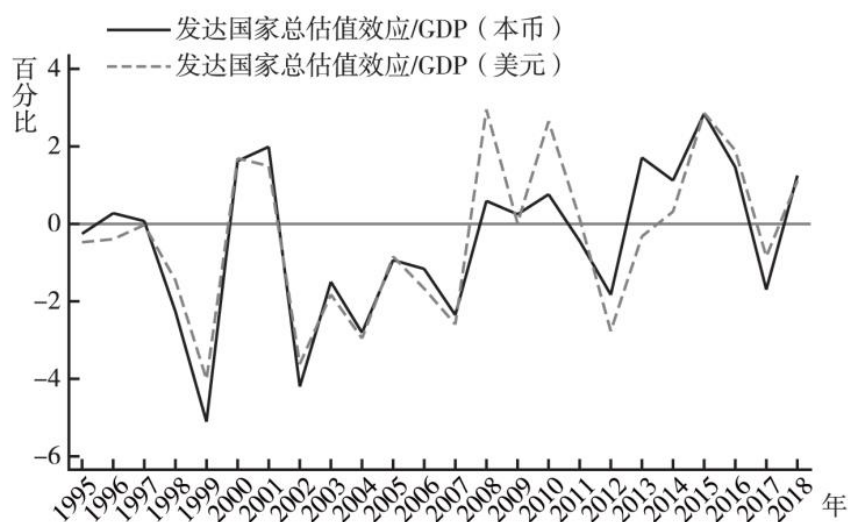


图3 发达国家估值效应

由图3可见，发达国家两种估值效应在2008年之前和2014年之后相差不大，符号相反的年份只出现在1996年、2011年和2013年，2008年两种估值效应之间差异最大。对新兴市场国家而言（图4），1995-2018年间两种估值效应之间相差比较大，出现符号完全相反的年份比较多，1997年和2008年两种估值效应之间的差异显著增大，可能与亚洲金融危机和2008年全球金融危机期间各样本国货币与美元之间的双边汇率波动幅度较大有关。同时可以看到，新兴市场国家在全球金融危机过后的估值效应的绝对值整体小于金融危机之前。

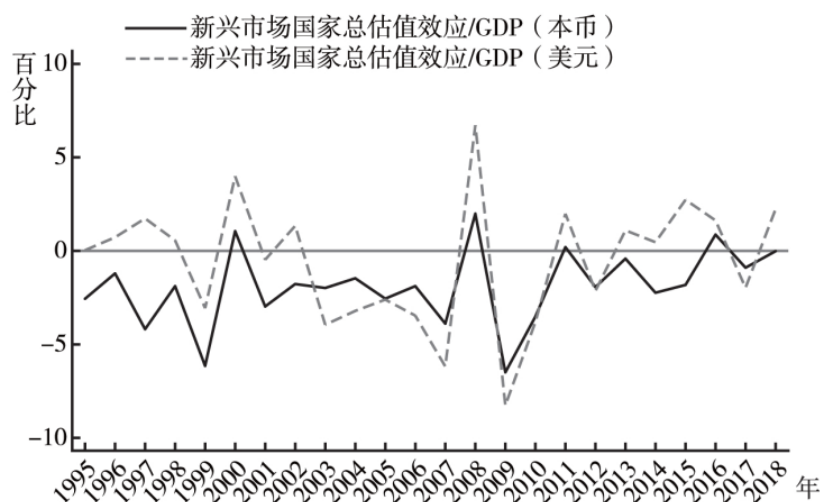


图 4 新兴市场国家估值效应

由上述分析与测算不难看出，以不同货币单位计量的对外净资产存量产生的估值效应是不同的。结合本文主题，我们在下文经验分析中使用由本币计量的对外净资产存量和金融账户余额测算的估值效应。需要注意的是，由于官方外汇储备的特殊性，货币当局持有的官方外汇储备产生的估值效应并不会通过影响私人部门的资产负债来影响经济增长。由于无法完全区分民间与官方外汇储备，本文在测算估值效应总规模时并未考虑外汇储备的影响。此外，本文测算估值效应时还剔除了对外净资产中的黄金和衍生品。

三、研究设计与结果分析

(一) 研究设计

1. 模型设定。本文借鉴 Grossmann *et al.* (2014)，通过构建面板 VAR 模型分析全球失衡条件下货币政策的估值效应传导渠道：

$$\mathbf{Y}_i = \Gamma_0 + \Gamma_1 \mathbf{Y}_{i,t-1} + f_i + d_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

其中， i 表示不同国家， t 表示时间； \mathbf{Y}_i 是包含关键的被解释变量向量； f_i 为固定效应，反映不随时间变化的个体（国家）异质性，比如不同的汇率制度、经济规模、政治制度、金融市场发展水平等； d_t 为时间效应，反映相同的全球宏观经济冲击对所有样本国家造成的影响； Γ_1 是参数矩阵； ε_{it} 是随机扰动项向量。

2. 变量说明与样本选择。根据理论分析,我们将货币政策指标、汇率波动率、资产价格波动率、总估值效应和经济增长率等五个变量纳入模型当中。本文采用广义脉冲响应函数,模型结果不受变量顺序影响。参考 Georgiadis and Mehl (2016), 本文的货币政策指标用短期利率 (sr) 来表示。考虑到各国对外资产负债以多种货币计价,我们用实际有效汇率指数 (er) 波动率来表示本币币值的波动情况。实际有效汇率指数是本国货币与所选国家货币双边汇率的加权平均指数,通常以对外贸易作为权重。资产价格波动率用各国的股指 (eq) 波动率来表示,经济增长率用国内生产总值 (y) 增长率来表示。

本文选择样本为上述 43 个国家³1995-2018 年的数据。表 1 与表 2 分别为主要变量说明与数据来源,以及全样本主要变量的描述性统计。

表 1 主要变量说明与数据来源

变量	符号	变量构建	数据来源
货币政策指标	sr	各国家短期利率:	OECD 官方网站; 彭博数据库
汇率波动率	der	实际有效汇率指数对数值的一阶差分: $der = \ln er_t - \ln er_{t-1}$	BIS 官方网站; IMF 的 IFS 数据库
资产价格波动率	deq	股指对数值的一阶差分: $deq = \ln eq_t - \ln eq_{t-1}$	彭博数据库
总估值效应	$tvalmf$	$NIIP_{t+1} - NIIP_t - (CA_t + KA_t + EO_t)$	Lane and Milesi-Ferretti (2001, 2007, 2017) 构建的 EWN 数据库; IMF 的 BOP/IIP 数据库
经济增长率	dy	实际 GDP 对数值的一阶差分: $dy = \ln y_t - \ln y_{t-1}$	世界银行“世界发展指标”数据库

表 2 主要变量描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
sr	5.8062	6.3559	-0.7767	52.3200
der	-0.0037	0.0863	-1.2992	0.3557
deq	0.0783	0.3059	-2.2978	1.8287
$tvalmf$	-1.8836	9.5433	-87.6639	60.1608
dy	0.2933	0.0302	-0.1407	0.2276

(二) 经验回归结果分析

³样本国家加入了美国,剔除了中国。

1. 基准模型。本文使用的 43 个样本国家的数据均通过了单位根检验和协整检验，可以构建面板 VAR 模型。根据 BIC 原则，我们选择模型的最佳滞后阶为 1。以紧缩性货币政策冲击为例，图 5 的脉冲响应结果表明，紧缩性货币政策冲击整体上对总估值效应有显著的负向影响，并且负的估值效应冲击会显著降低经济增长率。这表明货币政策的估值效应传导渠道确实存在，并且理论上讲，这一传导渠道会增强货币政策的实施效果，与 Georgiadis and Mehl（2016）的结论保持一致。

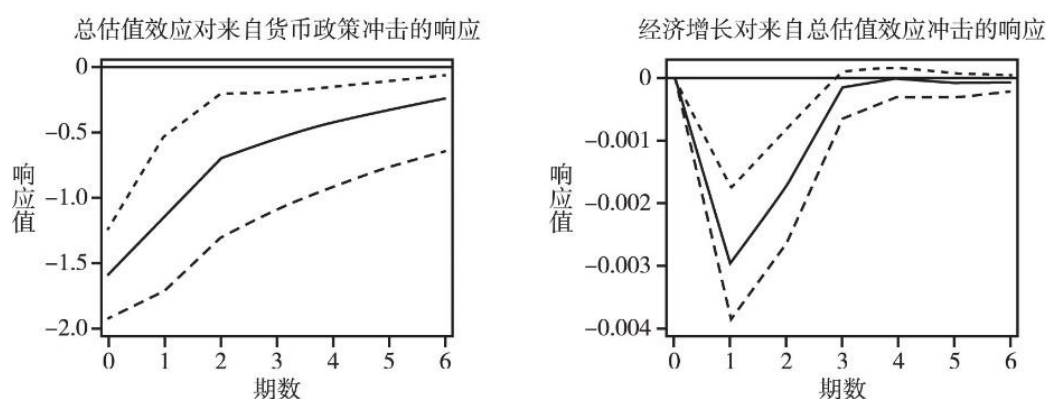


图 5 货币政策的估值效应传导渠道：全样本

说明：横坐标为冲击后的期数，纵坐标为对一个变量施加一个标准差的冲击后另一个变量的变化，实线为脉冲响应函数，虚线为 90% 的置信区间，下图同。

2. 基于不同类型国家划分的异质性分析。不同国家经济发展情况不同，对外资产负债的投资结构和币种结构也不同，货币政策冲击所产生的估值效应可能对货币政策传导效果的影响具有一定异质性。例如，外币净资产国本币升值将产生负的估值效应，而外币净债务国本币升值将产生正的估值效应，可减轻债务负担。为此，我们根据对外净资产的币种结构和经济发展状况⁴，将 43 个样本国家（中国除外）进一步划分为发达国家（*country1*）、外币净资产为正的新兴市场国家（*country2*）和外币净资产为负的新兴市场国家（*country3*）三组子样本。其中，*country1* 包含的国家均是外币净资产为正的发达国家，*country2* 和 *country3* 包含的国家都是外币净资产连续超过 10 年为正或为负的新兴市场国家。

各子样本国家与主要变量的描述性统计分别如表 3、4 所示。从表 4 可以看出，*country1* 估值效应的均值绝对值和标准差最小，*country3* 估值效应的均值绝对值和标准差都比较大。

⁴Bén érixet al. (2015) 统计了 1990-2012 年 117 个国家以美元、欧元、日元、英镑和瑞士法郎计价的对外净资产，并据此计算出各国对外净资产的币种结构。本文按照该方法更新计算了样本国家在 2013-2018 年的币种结构。

表 3 子样本国家分类

子样本	样本国家
<i>country1</i>	比利时、加拿大、丹麦、法国、德国、意大利、日本、荷兰、挪威、西班牙、瑞典、瑞士、英国、美国
<i>country2</i>	阿根廷、巴西、智利、捷克、以色列、哈萨克斯坦、韩国、马来西亚、墨西哥、新加坡、南非、泰国、俄罗斯、乌拉圭、秘鲁
<i>country3</i>	爱尔兰、巴西、玻利维亚、哥伦比亚、匈牙利、冰岛、印度尼西亚、牙买加、巴基斯坦、巴拉圭、秘鲁、波兰、罗马尼亚、斯里兰卡、突尼斯、土耳其

说明：2006 年前后，巴西和秘鲁的外币净资产的符号发生了变化，本文将 1995-2006 年的巴西和秘鲁列为外币净资产为负的国家，2007-2018 年的巴西和秘鲁列为外币净资产为正的国家。

表 4 子样本核心变量描述性统计

子样本	变量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>country1</i>	<i>sr</i>	2.3002	2.1859	-0.7766	10.6867
	<i>der</i>	-0.0038	0.0430	-0.2271	0.1320
	<i>deq</i>	0.0456	0.2268	-0.7593	0.5897
	<i>tvalmf</i>	-0.6503	7.5211	-32.2583	25.2192
	<i>dy</i>	0.1794	0.0185	-0.0578	0.0582
<i>country2</i>	<i>sr</i>	6.2562	5.5663	0.1131	41.3500
	<i>der</i>	0.0004	0.0762	-0.4478	0.2788
	<i>deq</i>	0.0828	0.3102	-1.1193	1.3186
	<i>tvalmf</i>	-1.6962	8.0787	-55.0250	32.0591
	<i>dy</i>	0.0356	0.0311	-0.0814	0.1419
<i>country3</i>	<i>sr</i>	8.7344	7.3497	-0.3288	52.3200
	<i>der</i>	-0.0049	0.1181	-1.2992	0.3557
	<i>deq</i>	0.1150	0.3706	-2.2978	1.8287
	<i>tvalmf</i>	-3.3710	11.9169	-87.6639	60.1608
	<i>dy</i>	0.0363	0.0324	-0.1407	0.2276

与基准模型相同，本文各子样本数据均通过了单位根检验和协整检验⁵，可以构建面板 VAR 模型。我们根据 BIC 原则确定三组子样本的滞后阶均为 1，回归结果分析如下：

(1) 发达国家 (*country1*)。如图 6 所示，样本中发达国家都是外币净资产为正的国家，紧缩性货币政策冲击会导致国内资产价格下降，使权益类对外负债的市值减少，由资产价格波动引起的估值效应为正。同时，紧缩性货币政策冲击会导致实际有效汇率指数上升，本币升值意味着外币净资产的本币价值将会减少，产生负的估值效应。总体上看，总估值效应对

⁵为保证面板 VAR 模型稳定，子样本 *country2* 的货币政策指标用短期利率的一阶差分表示。

紧缩性货币政策冲击的响应为负，但即期影响不显著，可能是资产价格波动引致的估值效应与汇率波动引致的估值效应相互抵消所致。从第 1 期开始，紧缩性货币政策冲击对估值效应的影响显著为负，这表明，货币政策冲击产生的总估值效应中，汇率波动引致的估值效应占据主导地位。但是，总估值效应的冲击并不会对经济增长率产生显著影响，意味着在发达国家不存在货币政策的估值效应传导渠道。

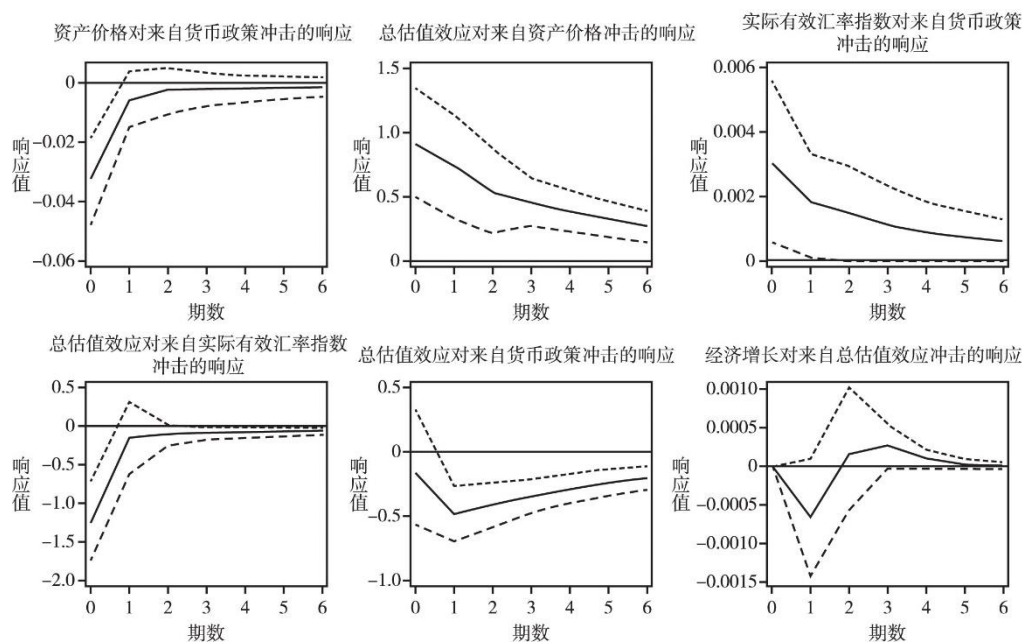


图 6 货币政策的估值效应传导渠道：*country1*

(2) 外币净资产为正的新兴市场国家 (*country2*)。对外币净资产为正的新兴市场国家而言，受到紧缩性货币政策冲击后，国内资产价格下降，对外负债市值减少，产生正的估值效应；同时实际有效汇率指数下降，本币贬值，理论上外币净资产的本币价值增加，产生的估值效应为正，但图 7 显示总估值效应对实际有效汇率指数贬值的响应并不显著。可能原因在于实际有效汇率指数是根据对外贸易为权重编制的汇率指数，而汇率波动引致的估值效应主要与外币净资产的币种结构有关。总体上看，总估值效应在第 0 期对利率正向冲击的响应显著为正，并且总估值效应的正向冲击会对第 1 期经济增长率产生显著的正向影响。这表明，外币净资产为正的新兴市场国家存在货币政策的估值效应传导渠道，货币政策冲击后外币净资产存量产生的估值效应会在一定程度上削弱货币政策对经济增长的影响。这与 Georgiadis and Mehl (2016) 的结论相反，主要原因在于新兴市场国家本币币值对本国货币政策冲击反应的方向与预期有所不同。根据利率平价理论，Georgiadis and Mehl (2016) 认为受到紧缩

性的货币政策冲击后，利率上升，本币币值会上升，但考虑到外汇市场上的交易成本以及各国家不同的汇率形成机制和资本管制程度，利率平价理论在实践中并不适用于所有国家（肖立晟和刘永余，2016）。

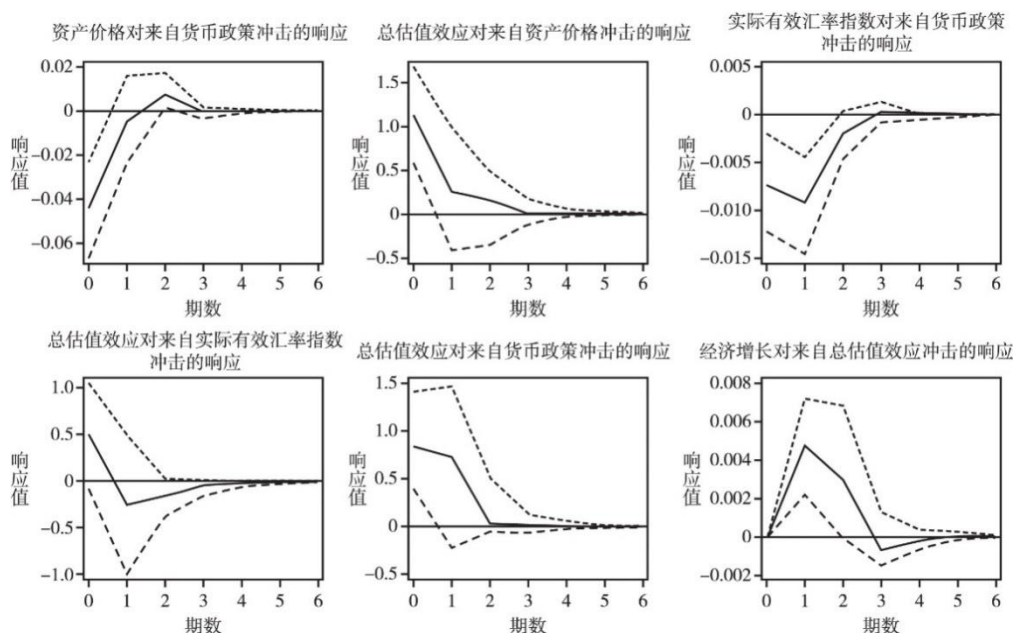


图 7 货币政策的估值效应传导渠道：country2

(3) 外币净资产为负的新兴市场国家 (country3)。如图 8 所示，对外币净资产为负的新兴市场国家而言，受到紧缩性货币政策冲击后，实际有效汇率指数下降，本币贬值，外币净负债的本币价值增加，产生负的估值效应；同时国内资产价格下降，对外负债的市值减少，产生正的估值效应。与发达国家结果类似，紧缩性货币政策冲击产生的两种估值效应会相互抵消，总体上看，总估值效应对短期利率正向冲击的响应显著为负，表明在货币政策冲击产生的总估值效应中，以汇率波动引致的估值效应为主。此外，经济增长率对总估值效应负向冲击的响应在第 1 期显著为负，意味着外币净资产为负的新兴市场国家存在货币政策的估值效应传导渠道，货币政策冲击后对外净资产存量产生的估值效应会强化货币政策对经济增长的传导效果。

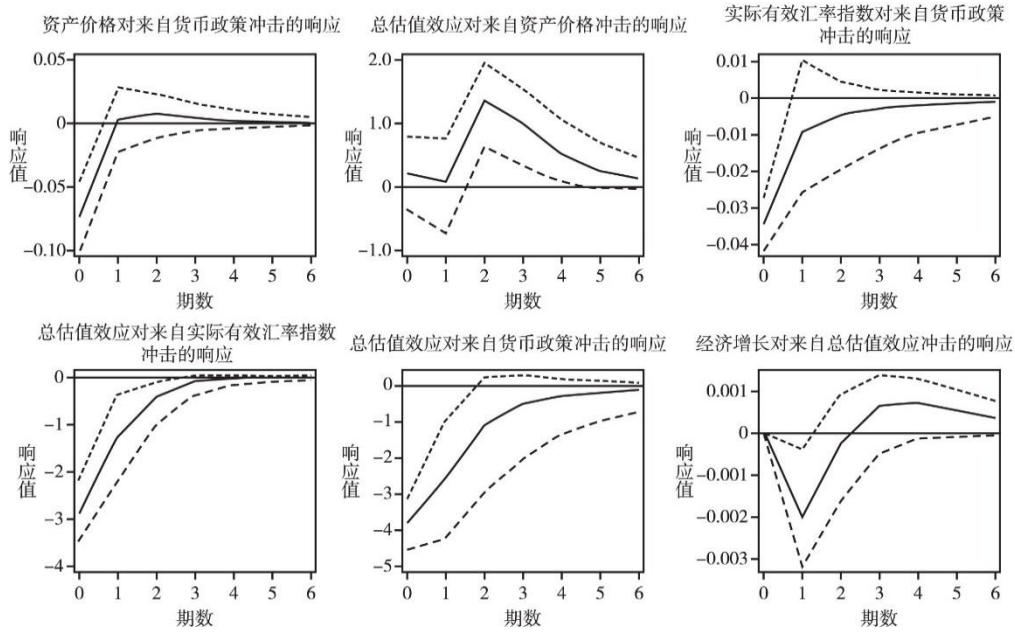


图 8 货币政策的估值效应传导渠道：country3

3. 稳健性检验。具体包括：

(1) 替换汇率变量。实际有效汇率指数是以对外贸易为权重编制的汇率指数，而汇率波动引致的估值效应主要与对外资产负债的币种结构有关。为进一步验证基准结果稳健性，我们参照 Lane and Shambaugh (2007) 的研究，构建以对外资产负债币种结构为权重的金融汇率波动率来替代实际有效汇率指数波动率进行稳健性检验。具体构建方法如下：

$$\omega_{ijt}^A = \sum_{k=1}^K (\lambda_{it}^{Ak} * \omega_{ijt}^{Ak}) \tag{17}$$

$$\omega_{ijt}^L = \sum_{k=1}^K (\lambda_{it}^{Lk} * \omega_{ijt}^{Lk}) \tag{18}$$

$$\omega_{ijt}^F = \omega_{ijt}^A S_{it}^A - \omega_{ijt}^L S_{it}^L \tag{19}$$

$$\omega_{it}^F = \sum_{j=1}^J \omega_{ijt}^F \tag{20}$$

其中， ω_{ijt}^{Ak} (ω_{ijt}^{Lk}) 表示 t 期末 i 国对外资产（负债）的第 k 类项目中以货币 j 计价的资产（负债）所占的比重， λ_{it}^{Ak} (λ_{it}^{Lk}) 表示 i 国对外资产（负债）的第 k 类项目总额在对外资产（负债）总额中所占的比重， ω_{ijt}^A (ω_{ijt}^L) 表示 i 国对外资产（负债）中以货币 j 计价的资产（负债）在对外资产（负债）总额中所占的比重。 S_{it}^A (S_{it}^L) 表示 i 国对外资产（负债）占对外资产与对外负债之和的比重。 ω_{it}^F 表示 i 国对外净资产中以货币 j 计价的净资产结构，

从 ω_{jt}^F 的符号可以看出当本国货币相对于货币 j 升值或贬值时产生的估值效应方向， ω_{it}^F 为 i 国对外净资产的外币币种结构。

$$\% \Delta FER_{ij,t+1}^F = \omega_{jt}^F * \% \Delta E_{j,t+1}^i \quad (21)$$

$$\% \Delta FER_{i,t+1}^F = \sum_{j=1}^J (\omega_{jt}^F * \% \Delta E_{j,t+1}^i) \quad (22)$$

$$EVAL_{ij,t+1} = \% \Delta FER_{ij,t+1}^F * IFI_{it} \quad (23)$$

$$EVAL_{i,t+1} = \% \Delta FER_{i,t+1}^F * IFI_{it} \quad (24)$$

$\% \Delta E_{j,t+1}^i$ 表示货币 j 兑本币在 $t+1$ 期的汇率波动， $\% \Delta FER_{i,t+1}^F$ 为以外币净资产的币种结构为权重编制的金融汇率波动率（下文以 fer 来表示）。 IFI_{it} 是 i 国 t 期末对外资产负债之和占 GDP 的比重。公式（23）和（24）说明了汇率波动引致的估值效应与金融汇率波动率之间的关系，其中 $EVAL_{ij,t+1}$ 表示 i 国在 t 期末持有的以货币 j 计价的对外净资产在 $t+1$ 期因汇率波动而产生的估值效应， $EVAL_{i,t+1}$ 表示 i 国在 t 期末持有的外币净资产存量在 $t+1$ 期由汇率波动引起的估值效应。

根据上述方法，我们测算了所有样本国家在 1995-2018 年的金融汇率波动率，能够反映本币相对美元、欧元、日元、英镑和瑞士法郎等五大货币的币值波动情况。各子样本金融汇率波动率的描述性统计显示如表 5。与总估值效应结果一致，*country3* 金融汇率波动率的均值绝对值和标准差均大于其他两个子样本。

表 5 金融汇率波动率描述性统计

样本	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Country1</i>	0.0523	1.3634	-8.2797	7.0194
<i>Country2</i>	0.3930	2.3165	-5.5009	15.5900
<i>Country3</i>	-1.9690	5.1589	-39.9166	8.9642

图 9-11 分别报告了各子样本在替换了汇率变量后的脉冲响应结果。从图 9 *country1* 和图 11 *country3* 的结果来看，短期利率的正向冲击会对 fer 产生显著的负向影响，并且总估值效应受短期利率冲击后的脉冲响应趋势与 fer 受到短期利率冲击后的脉冲响应趋势基本一致，表明金融汇率波动引致的估值效应在货币政策冲击产生的估值效应中发挥了重要作用。从图

10 *country2* 结果来看，短期利率的正向冲击会导致金融汇率波动率 *fer* 迅速增加，进而迅速产生正的总估值效应。值得注意的是，*fer* 的正向冲击会对总估值效应产生显著影响，与图 7 中实际有效汇率冲击对估值效应影响不显著形成鲜明对比，表明构建以对外净资产币种结构为权重的金融汇率是必要的。整体上讲，替换汇率变量后，面板 VAR 分析结果与基准结果保持一致。

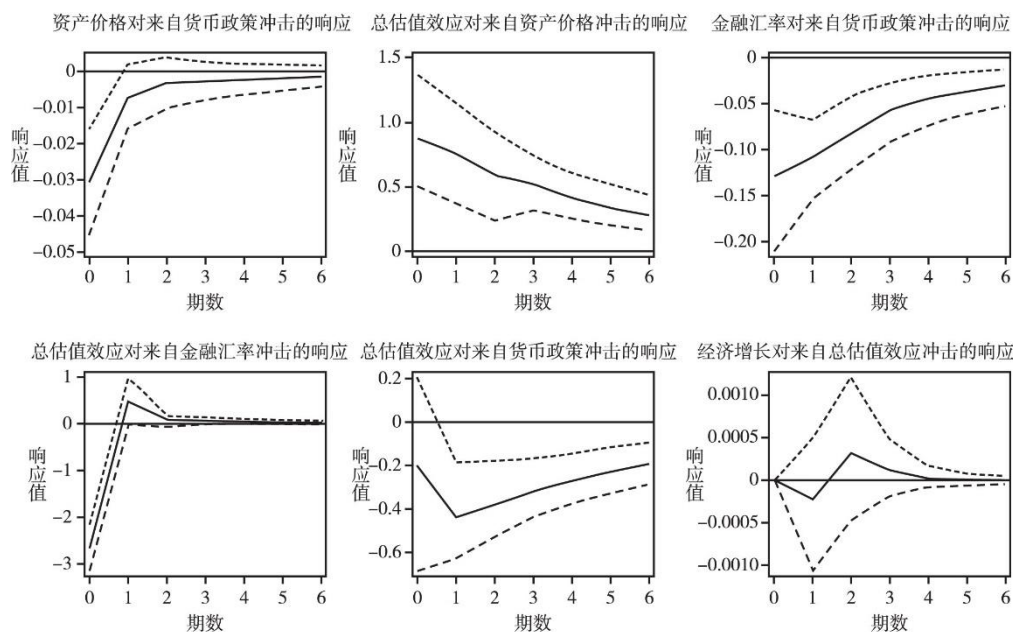


图 9 *country1* 稳健性检验：替换汇率变量

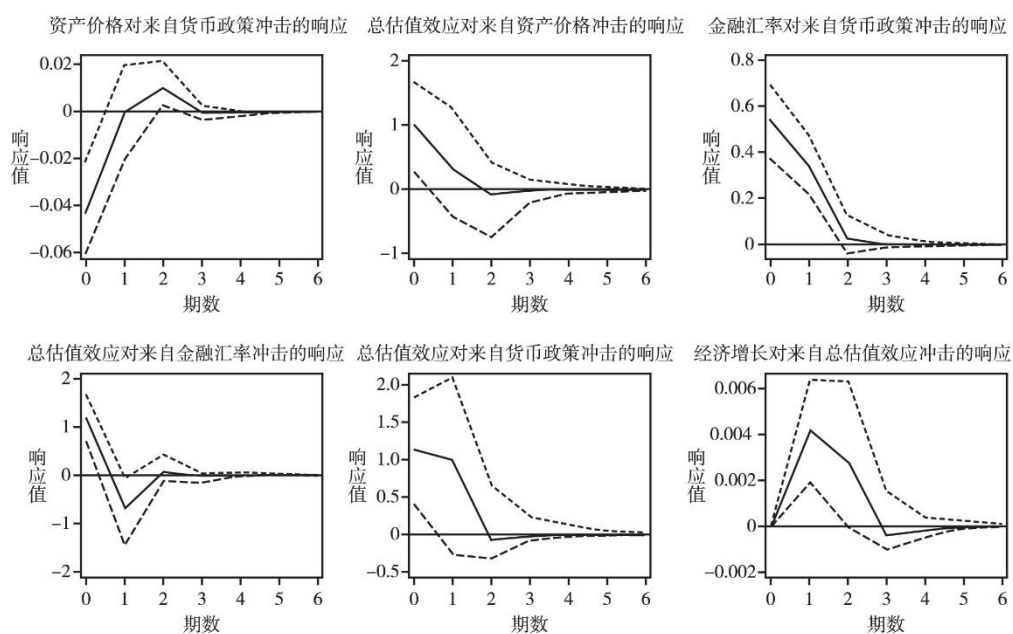


图 10 *country2* 稳健性检验：替换汇率变量

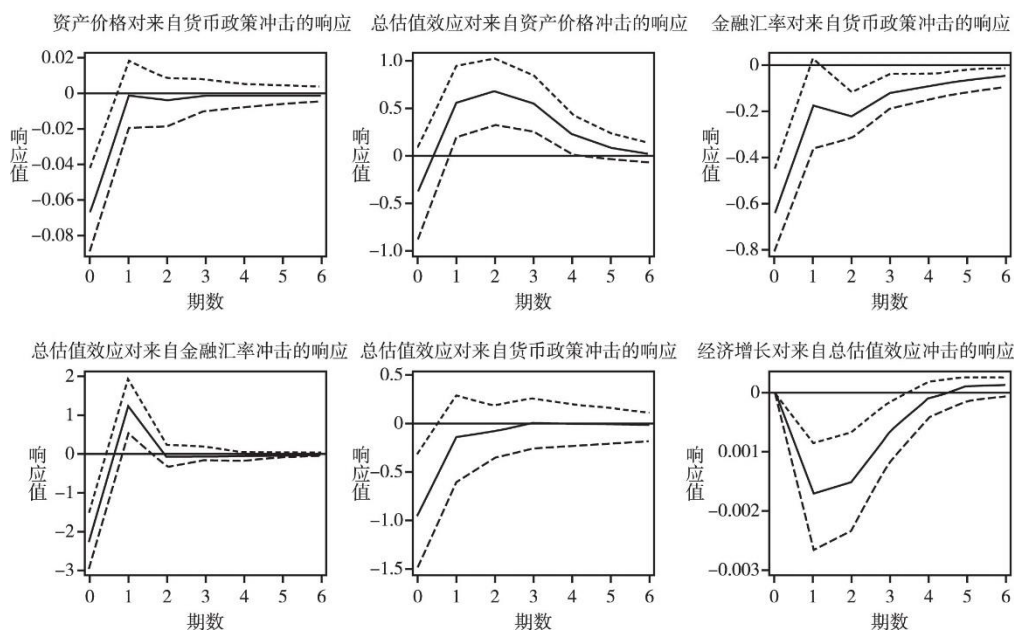


图 11 *country3* 稳健性检验：替换汇率变量

(2) 替换总估值效应变量。以往研究通常直接使用净国际投资头寸变动额减去经常账户余额来测算估值效应。

$$VAL_{t+1} = NIIP_{t+1} - NIIP_t - CA_{t+1} \quad (25)$$

我们将据此测算出的估值效应代入方程(16)进行稳健性检验。结果表明(见图 12-14)，除 *country1* 的经济增长率在受到总估值效应负向冲击后会有显著下降之外，*country2* 和 *country3* 的结果与基准结果基本保持一致。

表 6 式(25) 测算的总估值效应描述性统计

样本	均值	标准差	最小值	最大值
<i>country1</i>	-0.9165	7.5923	-27.1787	24.3490
<i>country2</i>	-1.5186	9.4925	-54.4694	57.6510
<i>country3</i>	-3.3867	12.0576	-85.4964	61.6494

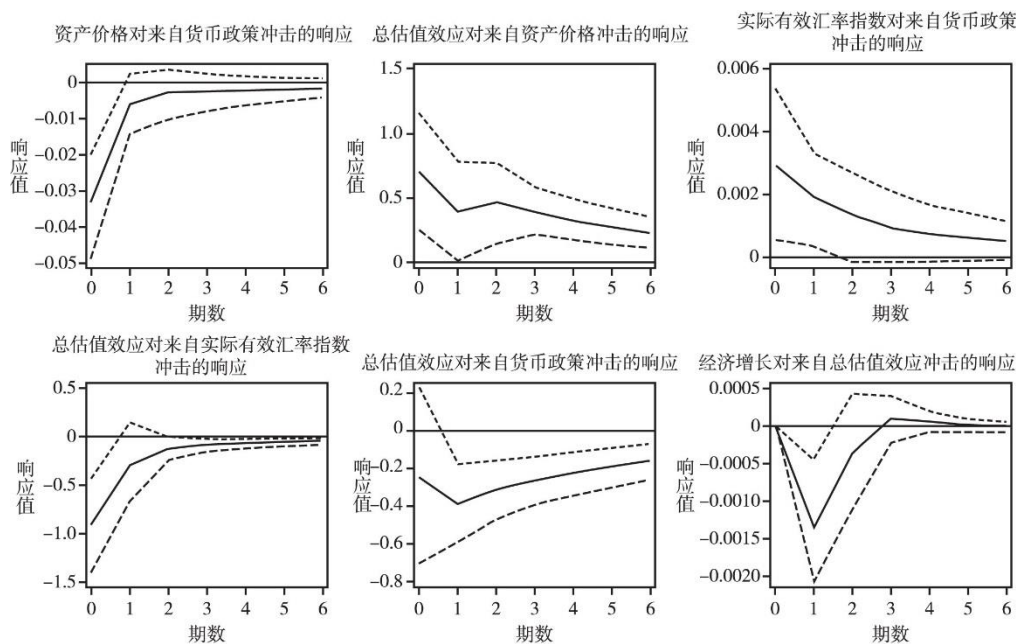


图 12 country1 稳健性检验：替换总估值效应

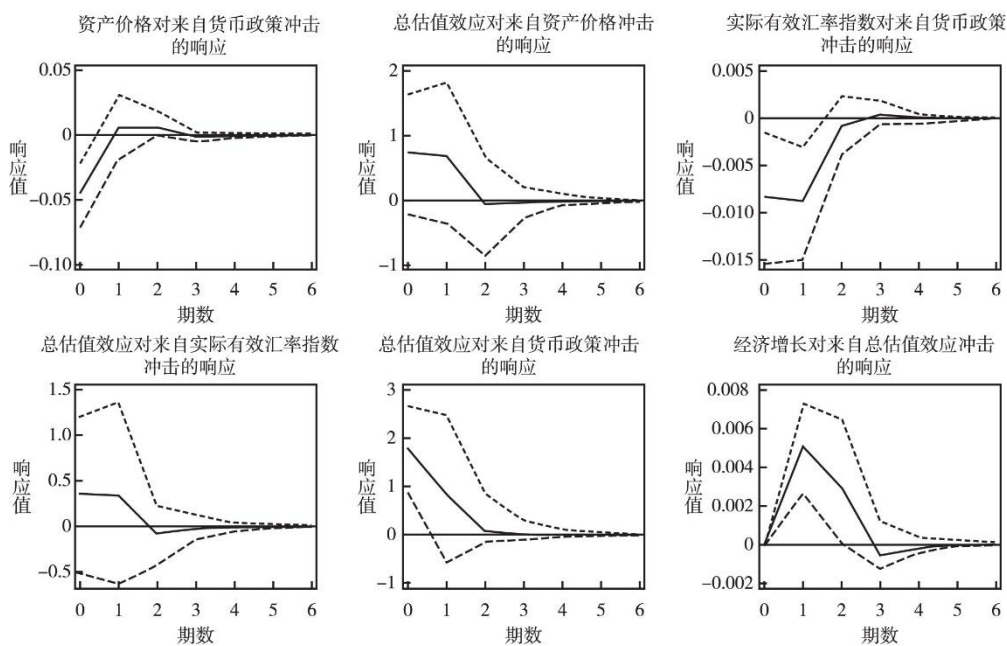


图 13 country2 稳健性检验：替换总估值效应

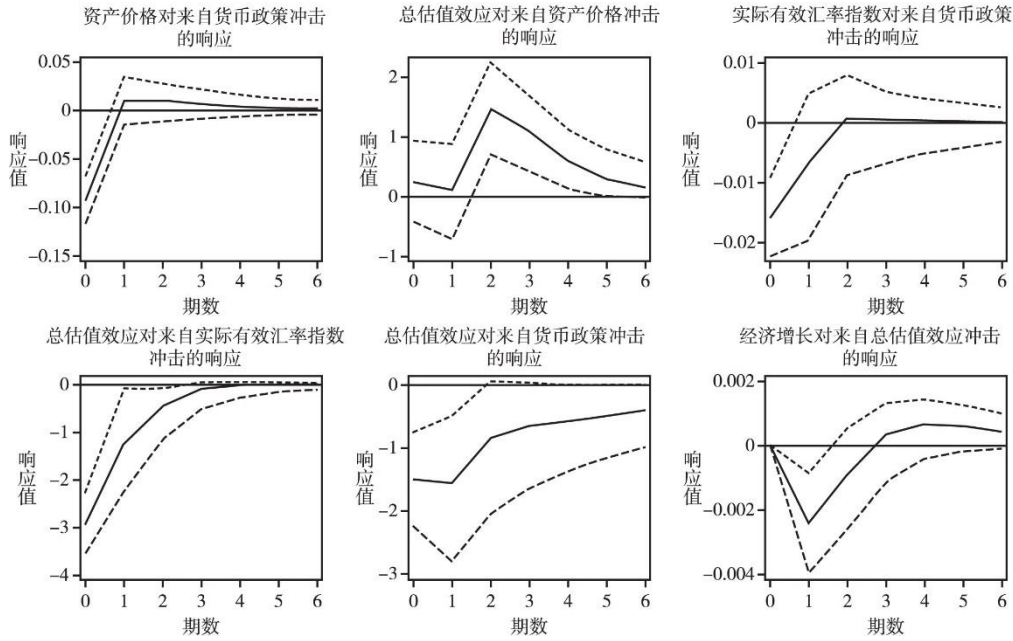


图 14 country3 稳健性检验：替换总估值效应

(3) 中介效应。本部分我们进一步采用中介效应进行分析，模型设定如式 (26) - (28) 所示。其中，我们使用经济增长率 dy 作为被解释变量，货币政策指标 sr 作为核心解释变量，总估值效应 $tvalmf$ 作为中介变量，控制变量则根据 Georgiadis and Mehl (2016) 选择进出口贸易占 GDP 比重的对数 $trade$ 、工业增加值占 GDP 比重的对数 $industry$ 、国内信贷规模占 GDP 比重的对数 $credit$ 。

$$dy_{it} = \alpha + \alpha_1 sr_{it-1} + \alpha_2 trade_{it-1} + \alpha_3 industry_{it-1} + \alpha_4 credit_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (26)$$

$$tvalmf_{it} = \psi + \psi_1 sr_{it} + \psi_2 trade_{it} + \psi_3 industry_{it} + \psi_4 credit_{it} + \varepsilon_{it} \quad (27)$$

$$dy_{it} = \xi + \xi_1 tvalmf_{it-1} + \xi_2 sr_{it-1} + \xi_3 trade_{it-1} + \xi_4 industry_{it-1} + \xi_5 credit_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (28)$$

回归结果表明（见表 7），整体上讲，新兴市场国家存在货币政策的估值效应传导渠道。其中，对外币净资产为正的新兴市场国家而言，货币政策对估值效应有显著的正向影响，意味着紧缩的货币政策会产生正的估值效应；式 (28) 中估值效应也对经济增长率有显著正向影响，而且货币政策对经济增长率的负向影响比式 (26) 中的更大，表明货币政策冲击产生的估值效应会削弱货币政策对经济增长的影响，存在货币政策的估值效应传导渠道。对外币净资产为负的新兴市场国家而言，货币政策指标对估值效应有显著的负向影响，意味着紧缩的货币政策将会产生负的估值效应；式 (28) 中估值效应同样对经济增长率有显著正向影响，而且货币政策对经济增长率的负向影响比式 (26) 中的小，表明货币政策冲击产生的估值效应确实增强了货币政策对经济增长的影响，存在货币政策的估值效应传导渠道。上述结论与

面板 VAR 模型的结果基本一致。

表 7 中介效应检验结果

变量	公式(26)	公式(27)	公式(28)
		<i>country1</i>	
滞后 1 期货币政策指标	-0.0041*** (0.0008)		-0.0040*** (0.0008)
货币政策指标		0.1377 (0.3286)	
滞后 1 期总估值效应			-0.0002 (0.0002)
		<i>country2</i>	
滞后 1 期货币政策指标	-0.0089** (0.0038)		-0.0097** (0.0039)
货币政策指标		2.6381** (1.2816)	
滞后 1 期总估值效应			0.00032* (0.00019)
		<i>country3</i>	
滞后 1 期货币政策指标	-0.0018*** (0.0003)		-0.0016*** (0.0003)
货币政策指标		-0.6943*** (0.1129)	
滞后 1 期总估值效应			0.0003** (0.00015)

说明：表内数字均为变量的回归系数，对应括号内均为标准误。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。

四、进一步分析

中国自 2001 年加入世界贸易组织以来，对外贸易盈余不断增加，外部失衡逐步加剧。2018 年，中国对外资产负债总规模占 GDP 比例已逾 90%。作为一个净资产国和现行国际货币体系的“外围国家”，中国对外资产负债的投资结构和币种结构一直存在着比较严重的失衡现象。在投资结构上，对外资产以外币计价的低收益资产为主，而对外负债中权益类负债所占比重从 2004 年开始一直在 60% 以上；在币种结构上，据 B é n é rix et al. (2015) 与本文测算，中国对外净资产主要以美元计价资产为主。2008 年国际金融危机之后，以美元计价

资产虽然有所下降,但仍是最主要的外币资产。随着中国对外资产负债规模增加以及结构失衡,由汇率和资产价格波动引致的估值效应也不断增加且具有一定特殊性。为此,本部分我们将进一步聚焦中国问题,分析估值效应对中国货币政策传导机制的影响。

在样本选择上,EWN 数据库只提供各国以市值重新估算的国际投资头寸年度数据且时间序列相对较短,而国际货币基金组织自 2010 年第四季度才开始公布中国国际投资头寸季度数据。为此,我们使用 2011—2018 年的季度数据进行经验分析。在模型设定上,我们使用贝叶斯 VAR 模型代替传统向量自回归模型,以解决参数过多、模型不稳定等问题。在变量选择上,由于当前和过去的一个时期,数量型货币政策工具仍在发挥重要作用(易纲,2016),我们使用广义货币增长率代替短期利率作为货币政策指标。同时,我们分别根据式(8)与(25)测算了总估值效应 $tvalmf$,并进一步计算出中国的金融汇率波动率 fer 。从表 8 描述性统计可以看出,中国总估值效应与金融汇率波动率的波动程度均小于上述样本国家,尤其是金融汇率波动率。

表 8 主要变量描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
(8) 式测算总估值效应 $tvalmf$	-2.027	5.265	-14.877	9.810
(25) 式测算总估值效应 $tvalmf$	-0.837	5.758	-13.597	14.725
金融汇率波动率 fer	-0.017	0.617	-1.302	1.327

图 15 报告了基于贝叶斯 VAR 的基准模型结果,图 16 与 17 分别报告了用金融汇率波动率替换实际有效汇率波动率,以及用式(25)测算出的总估值效应替换式(8)测算出的总估值效应后的稳健性检验结果。整体上讲,作为外币净资产国,中国与 *country2* 中的国家一样,受到紧缩性货币政策冲击后会产生正的估值效应,但估值效应并不会对经济增长产生影响。从图 15 和 17 可以看出,紧缩性货币政策冲击会导致实际有效汇率指数下降,但实际有效汇率指数下降并不会对估值效应产生影响。可能原因在于实际有效汇率主要是以对外贸易为权重编制的汇率指数,并未考虑币种结构等因素。从图 16 可以看出,受到紧缩性货币政策冲击后,汇率波动率与总估值效应都会受到正向影响,但只有总估值效应受到的影响是显著的。

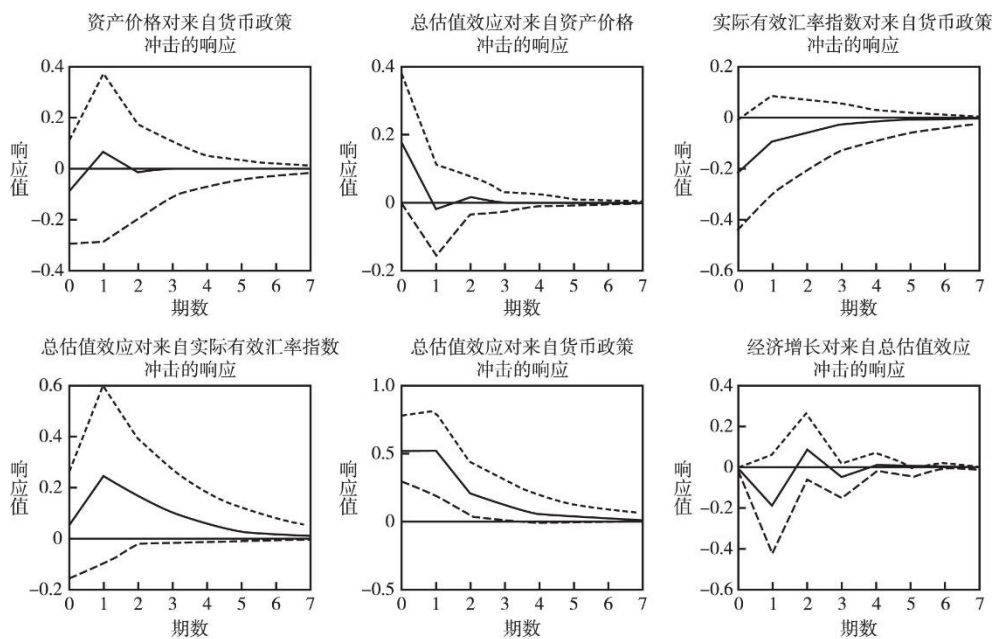


图 15 货币政策的估值效应传导渠道：中国

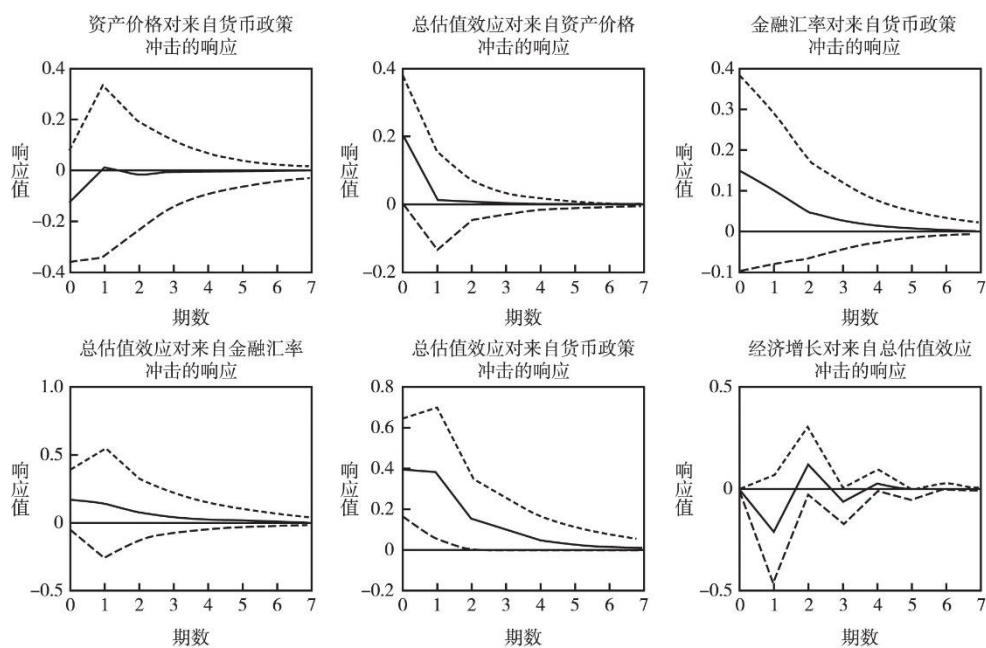


图 16 稳健性检验：替换汇率变量

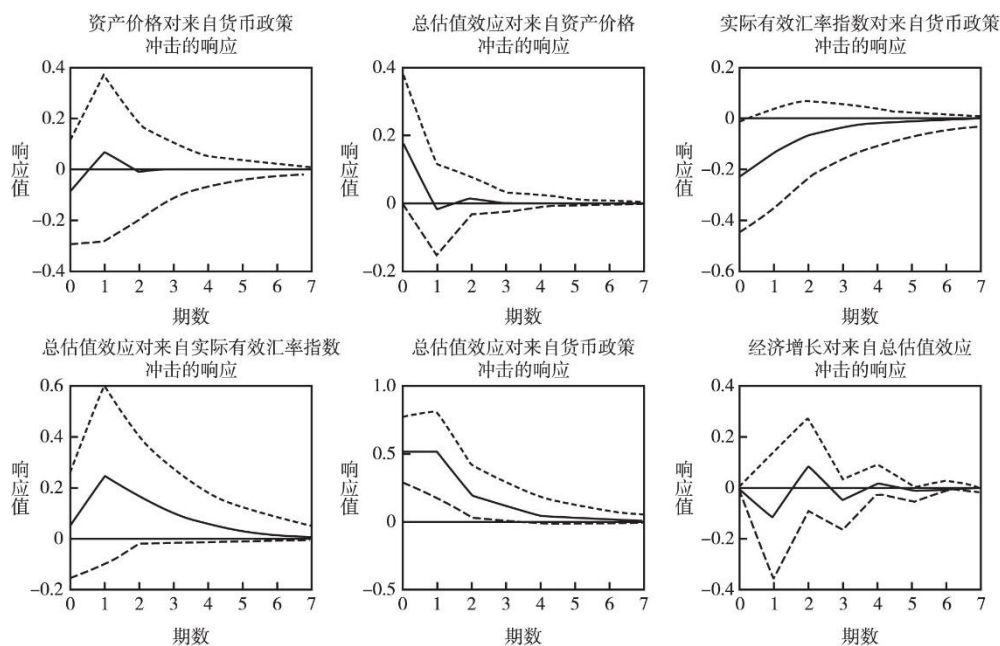


图 17 稳健性检验：替换总估值效应

不难看出,当前中国货币政策冲击能够产生估值效应,但尚无法影响货币政策实施效果。然而,随着新一轮高水平对外开放深入推进,中国对外资产负债规模越来越大,如果对外净资产的币种结构出现严重失衡,货币政策实施效果很可能会受到影响。因此,在加快对外开放步伐的过程中,要进一步切实推动人民币国际化,根本上摆脱“外围国家”在全球失衡中遭受的财富损失以及可能产生的对国内货币政策的影响。要不断增加对外资产中以人民币计价资产的比重,尽量保持对外净资产币种结构的平衡。同时,随着对外资产负债规模扩大,为进一步研究汇率波动对外资产负债的影响,有必要构建并发布以对外净资产币种结构为权重的金融汇率指数。

五、结论与政策建议

全球化和以美元本位制为核心的国际货币体系使得全球失衡成为一种常态,具体表现为各国对外资产负债规模的扩张以及投资结构和币种结构的错配,这种失衡是否会通过估值效应显著影响货币政策的传导机制? 本文基于 1995—2018 年 43 个代表性国家的跨国数据进行分析发现:(1) 存在货币政策的估值效应传导渠道。货币政策冲击导致一国货币币值和资产价格产生波动,使本国对外资产负债存量的本币价值发生变化,进而产生估值效应,影响各

经济部门的生产、投资和消费行为,最终对该国经济增长造成影响。在此基础上,本文通过 5 变量面板 VAR 模型对所有样本国家进行分析后发现,货币政策的估值效应传导渠道确实存在,而且货币政策冲击后对外净资产产生的估值效应会在一定程度上增强货币政策传导效果。(2)分样本国家的异质性分析表明,发达国家受到货币政策冲击后确实会产生估值效应,但不会影响经济增长。可能原因在于发达国家金融市场比较发达,风险对冲机制较为完善,一定程度上削弱了估值效应对投资、消费和生产的影响。新兴市场国家存在货币政策估值效应传导渠道,对外净资产存量因货币政策冲击产生的估值效应会对货币政策传导效果产生显著影响。对外净资产为正的新兴市场国家而言,货币政策冲击后对外净资产存量产生的估值效应会削弱货币政策传导效果,而外币净资产为负的新兴市场国家受到货币政策冲击后对外净资产存量产生的估值效应会增强货币政策的传导效果。(3)基于贝叶斯 VAR 模型对中国问题的分析结果表明,受到货币政策冲击后,中国对外净资产存量会产生显著的估值效应,但尚不会对经济增长造成影响。

本文为全球失衡条件下的货币政策分析提供了新的视角,为进一步推动人民币国际化和国际货币体系改革提供了新的理论和经验证据,所得结论具有比较明确的政策启示:(1)在新一轮高水平对外开放进程中,要加快人民币国际化进程,协同推进国际货币体系改革,要特别注意增加对外资产中以人民币计价资产的比重,尽可能保持对外净资产币种结构的平衡;(2)要更多关注对外资产负债存量变化对国内宏观经济政策实施的影响,考虑到由汇率波动引起的估值效应对宏观经济可能造成的影响,有必要构建并发布以对外净资产币种结构为权重的金融汇率;(3)从货币政策冲击产生的估值效应传导到实体经济的渠道来看,要进一步 strengthening 国内金融市场体系建设,提升货币政策效率、完善风险对冲机制、改善投融资环境,以减轻估值效应对经济实体可能带来的影响。

参考文献:

陈雨露(2010):《走和平共赢的人民币崛起之路》,《中国金融》第 11 期。

丁志杰(2014):《经济暗物质与剪羊毛》,《中国金融》第 4 期。

丁志杰、谢峰(2014):《美元过度特权、经济暗物质与全球治理变革》,《国际金融研究》第 11 期。

丁志杰、李少昆、张堃(2017):《我国国际收支的金融调整渠道分析》,《国际贸易》第 9 期。

李扬、张晓晶（2013）：《失衡与再平衡：塑造全球治理新框架》，中国社会科学出版社。

刘晓星、姚登宝（2016）：《金融脱媒、资产价格与经济波动：基于 DNK-DSGE 模型分析》，《世界经济》第 6 期。

王道平、范小云（2011）：《现行的国际货币体系是否是全球经济失衡和金融危机的原因》，《世界经济》第 1 期。

肖立晟、陈思翀（2013）：《中国国际投资头寸表失衡与金融调整渠道》，《经济研究》第 7 期。

肖立晟、刘永余（2016）：《人民币非抛补利率平价为什么不成立：对 4 个假说的检验》，《管理世界》第 7 期。

易纲（2016）：《转型中的中国货币政策——〈货币数量、利率调控与政策转型〉序言》，《中国发展观察》第 9 期。

Aghion, Philippe; P. Bacchetta and A. Banerjee. “Currency Crises and Monetary Policy in an Economy with Credit Constraints.” *Economic Review*, 2001, 45(7), pp. 1121-1150.

Béatrix, A. S.; Lane, P. R. and Shambaugh, J. C. “International Currency Exposures, Valuation E-effects, and the Global Financial Crisis.” *Journal of International Economics*, 2015, 96, pp. S98-S109.

Bernanke, B. S.; Mark, G. “Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission.” *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4), pp. 27-48.

Bernanke, B.; M. Gertler and Gilchrist, S. “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework.” *Handbook of Macroeconomics*, 1999, 1, pp. 1341-1393.

Dooley, M.P.; D. Folkerts-Landau and Garber, P. M. “An Essay on the Revived Bretton Woods System.” *Social Science Electronic Publishing*, 2003, 9(4), pp. 307-313.

Dooley, M. P.; Folkerts-Landau, D. and Garber, P. “Bretton Woods II Still Defines the International Monetary System.” *Pacific Economic Review*, 2009, 14(3), pp. 297—311.

Georgiadis, G. and Mehl, A. “Financial Globalisation and Monetary Policy Effectiveness.” *Journal of International Economics*, 2016, 103, pp. 200-212.

Gourinchas, P. and Rey, H. “From World Banker to World Venture Capitalist: US External Adjustment and the Exorbitant Privilege.” *Cepr Discussion Papers*, 2005, 24, pp. 303-307.

Gourinchas, P.; Rey, H. and Nicolas, G. “Exorbitant Privilege and Exorbitant Duty.” *IMES Discussion Paper Series*, 2010, pp. 10-E-20.

Gourinchas, P. and Rey, H. "International Financial Adjustment." *Journal of Political Economy*, 2007, 115(4), pp. 665-703.

Grossmann, A.; Love, I. and Orlov, A. G. "The Dynamics of Exchange Rate Volatility: A panel VAR Approach." *Journal of International Financial Markets*, 2014, 33, pp. 1-27.

Krugman, Paul. "Balance Sheets, the Transfer Problem, and Financial Crises." *International Tax & Public Finance*, 1999, 6(4), pp. 459-472.

Lane, P. R. and Milesi-Ferretti, G. M. "The External Wealth of Nations: Measures of Foreign Assets and Liabilities for Industrial and Developing Countries." *Journal of International Economics*, 2001, 55(2), pp. 263-294.

Lane, P. R. and Milesi-Ferretti, G. M. "A Global Perspective on External Positions." *NBER Working Papers*, 2005, pp. 11589.

Lane, P. R. and Milesi-Ferretti, G. M. "The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities, 1970–2004." *Journal of International Economics*, 2007, 73(2), pp. 223-250.

Lane, P. R. and Milesi-Ferretti, G. M. "International Financial Integration in the Aftermath of the Global Financial Crisis." *IMF Working Paper*, 2017, p. 53.

Lane, P. R. and Shambaugh, J. C. "Financial Exchange Rates and International Currency Exposures." *The American Economic Review*, 2007, 100(1), pp. 518-540.

Mishkin, F. S. "The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy." *NBER Working Papers*, No.8617, 2001.

Meier, S. "Financial Globalization and Monetary Transmission." *Globalization Institute Working Papers*, 2013.

Ronald, McKinnon and Gunther, Schnabl. "The East Asian Dollar Standard, Fear of Floating, and Original Sin." *Review of Development Economics*, 2004, 8(3), pp. 331-360.

Simone, Auer. "Monetary Policy Shocks and Foreign Investment Income: Evidence from a Large Bayesian VAR." *Journal of International Money and Finance*, 2019, 93, pp. 142-166.

中资银行国际化、金融监管与国际贸易

徐星美

(中国人民大学国际学院 (苏州研究院))

许荣*

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心)

内容摘要: 本文利用 1998 年至 2016 年中资银行国际化事件和中国与 174 个国家(地区) 间的双边贸易往来数据, 采用双重差分法实证研究中资银行国际化对母国与东道国之间贸易地理分布的真实效应。结果表明: ①中资银行国际化的空间结构和密度布局对母国与东道国之间的贸易往来产生正向影响。②对东道国金融监管的研究表明, 东道国对银行的内部监管强度和外部治理强度对银行国际化与贸易往来的关系产生负向调节作用。③异质性检验显示, 较之于中间品样本组, 对信息融合要求更高的最终品样本组中, 银行国际化促进贸易往来的效应更加显著。本文研究从理论上为全面理解中资银行国际化与国际贸易规模的复杂互动机制提供了经验证据, 从实务上为当前逆全球化和贸易保护主义背景下利用金融机构国际化促进国际贸易发展提供了政策参考。

关键词: 中资银行国际化 国际贸易 监管强度 信息渠道

中图分类号: F832 **文献标识码:** A

一、引言

国际化正在成为全球范围内银行业的重要战略性选择。根据《2019 全球银行国际化报告》¹, 全球银行不断加快国际化进程。截止 2019 年末, 75 家全球性银行的境外资产规模高达 17.19 万亿美元。中资银行“走出去”的国际化经营步伐尤其引人注目。截至 2019 年末,

¹ 《2019 全球银行国际化报告》由浙江大学互联网金融研究院、金融研究所及中国人民大学国际货币研究所、万得信息技术联合发布。该报告关注全球 131 家银行(总资产 76 万亿美元, 相当于全球 GDP 的 89%), 并选取来自 32 个国家的 68 家银行(总资产 67 万亿美元, 相当于全球 GDP 的 78%)进行了全球银行国际化研究。

中国五家大型商业银行在全球 67 个国家和地区开设了 1465 家海外分支机构,境外资产合计达 1.65 万亿美元,境外利润合计达 234.42 亿美元。其中,中国银行的境外资产规模位列全球第 5 位,境外机构贷款总额达到 3899.56 亿美元,实现利润总额 88.79 亿美元,对集团利润总额的贡献度高达 24.42%。²中资银行国际化进程背后的经济动因是什么?是否对母国与东道国之间的贸易往来产生重要影响?对这一问题的研究将有助于从金融实务上评估中国金融国际化的客观效果;从理论上阐明金融机构国际化反作用于母国与东道国之间的双边贸易往来并促进经济增长的重要功能;还将有助于从政策制定上进一步构建推进国际贸易往来的中国金融国际化战略布局。³

本文利用 1998 年至 2016 年中资银行国际化事件以及中国与 174 个国家(地区)之间的双边贸易往来数据,采用双重差分法深入考察了中资银行国际化对母国与东道国之间贸易往来的影响。结果表明:从客观表现看,中资银行国际化与母国和东道国之间的进口贸易水平、出口贸易水平以及进出口贸易总额均呈显著正相关关系,这一结果在控制了相关变量以及国家和年份个体效应后均成立;从细分特征看,中资银行国际化密度与母国和东道国之间的双边贸易水平呈显著正相关关系。从监管效应看,东道国对银行的内部监管强度和外部治理强度对银行国际化和贸易往来的关系产生负向调节作用。此外,对中间品与最终品的异质性检验提供了银行国际化的贸易效应的差异性证据。研究结果也通过了共同趋势检验、反事实检验、工具变量法以及考虑“一带一路”政策效应等稳健性测试。

本文的潜在边际贡献可能包括如下方面:**第一,有助于从银行国际化的视角提供建立国际贸易水平影响因素新的分析思路,同时也丰富了银行国际化经济后果的相关研究。**一方面,近年来已有研究分别从引力模型(Chaney, 2018)、经济政策不确定性(鲁晓东等, 2017)、经济体注意力配置(施炳展等, 2019)、人口结构变动和移民流动(铁瑛等, 2019; 2020)、全球价值链分工(何宇等, 2020)及风险资产持有(蒋为等, 2021)等角度考察了国际贸易的决定因素。本文的研究结果表明,中资银行国际化通过缓解融资约束、促进金融信息与商业信息的相互融合以及有助于母国与东道国之间贸易便利化的银行服务等提高国家(地区)间双边贸易水平,这表明银行国际化是除了贸易环境、贸易分工以及人口结构等传统因素之外影响国际贸易水平的重要因素,因而有助于建立国际贸易水平决定因素的综合分析框架。另一方面,Howcroft 等(2010)也指出,商业银行国际化是一个包含经济和政治等多方面因素的复杂动态过程,其经济后果有待进一步探究。已有研究表明,中资银行国际化有助于改善对外投资绩效(严佳佳等, 2017),有助于提高银行净息差(熊启跃等, 2016),获得跨国银行在东道国投放的银行贷款有助于加快实体企业国际化进程(连立帅等, 2017),中国银行业对外开外对企业风险承担的影响(马理等, 2020),许荣等(2020)从金融服务需求、

² 数据来源:根据中国银行、中国工商银行、中国建设银行、中国农业银行以及交通银行 2019 年年报数据汇总。

³ Aliber et al. (1984) 以及 Levine (1998) 均从理论上推断金融机构国际化发挥了进一步引导跨国公司经营活动的作用,但未提供直接的经验证据。

市场寻求、优化风险收益关系等对银行国际化的动机演变和经济影响进行了较为全面的综述分析。本文则为中资银行国际化提供了对国际贸易地理分布的影响的经验证据,因而将已有文献主要从微观层面内部信息共享提高个体决策效率(Liberti & Mian, 2009; Norden & Weber, 2010)延伸到宏观层面即银行国际化对国际贸易形成的经济后果。**第二, 本文研究补充了金融监管对银行国际化与贸易往来的影响研究。**由于商业银行在一国金融体系中具有特殊重要性,因此对银行的有效监管可以减少世界范围内经济发展和社会福利的净损失(Barth et al. 2013)。本文发现东道国对银行的内部监管强度以及外部治理强度对中资银行国际化与贸易往来的关系产生影响,这有助于更好地理解国家(地区)间金融监管差异对经济活动的复杂影响机制。**第三, 异质性检验提供了银行国际化的贸易效应在不同信息需求环境下发挥作用差异的证据。**具体来说,本文利用海关产品层级数据,利用国际贸易中间品与最终品之间对信息需求的差异,发现了银行国际化的贸易效应在对信息需求相对更高的最终品样本组中更加显著的证据,这有可能推动对银行国际化的贸易效应的具体作用渠道的进一步探索。

余文结构如下:第二部分是文献综述和研究假设;第三部分为实证设计,包括研究样本、变量定义和描述性统计;第四部分为实证结果分析;第五部分讨论金融监管的影响;第六部分是异质性检验;第七部分总结全文。

二、文献综述及假设提出

(一) 银行国际化与贸易往来:基本关系分析

经过改革开放特别是加入世贸组织后的十几年发展,中国一跃成为世界第一出口大国,这激发了大量关于中国出口贸易决定因素的研究。近年来文献主要沿着经济不确定性、注意力配置、网络与信息传递等视角展开研究。鲁晓东等(2017)利用中国对59个主要贸易伙伴的出口数据以及出口目标国的宏观经济变量,分析了外部不确定性与中国出口波动的数量关系和因果关系,发现不确定性和外部冲击会对中国出口产生负面影响,因此企业要着力对未来需求形成科学有效的预判,以期对冲不确定性对出口增长的影响。施炳展等(2019)重点考察了经济体注意力配置对国际贸易的影响,他们利用2006—2016年中国对世界各国的百度搜索指数作为注意力配置的代理变量,采用各国自然文化遗产数量作为互联网搜索指数的工具变量,结合同期中国双边六分位贸易数据进行实证检验的结果表明,注意力配置会影响贸易规模、贸易结构和贸易模式,并且注意力配置促进国际贸易的主要渠道是降低不确定性。最近研究指出网络是传递市场信息的重要途径,已有文献关于网络对国际贸易影响的研究多

集中于外部网络，吴群锋等（2019）将企业自生贸易网络引入到标准引力模型框架中，发现企业当期的出口网络会影响下期的出口行为，由企业自生贸易网络搜寻强度提高一个标准差，会使得出口关系的出口概率上升3.1%、存活概率上升3.0%、出口额上升36.5%，这表明企业“有形”的自生贸易网络信息会促进国际贸易。与此同时，研究还发现了“无形”的移民网络由于具有卖方与买方的大量市场信息，因而通过信息机制促进了国际贸易（杨汝岱和李艳，2016；铁瑛和蒙英华，2020）。上述文献均表明信息网络是影响国际贸易的重要因素，基于上述研究，银行跨国经营中积累的大量东道国经济、市场和客户信息，又会对如何影响母国与东道国的贸易往来呢？

银行国际化的重要表现是母国银行在东道国设立代表处、开设海外分支机构以及并购当地银行等，银行国际化活动是否以及究竟如何反向作用于贸易往来，本文认为至少存在着如下两方面的影响路径。一方面，银行国际化有助于直接降低东道国企业的融资成本，从而提高该企业在母国与东道国贸易往来中的竞争力。商业银行是企业融资需求的主要提供方，而企业从事国际贸易活动对于外部融资会产生双重影响（De Bonis et al., 2008）。企业开始国际化发展通常面临着承担更多的沉没成本，客观上会形成对外部融资需求的增加，并且沉没成本的存在使得公司资产对于债权人变得相对更不透明，此时银行承担的信用风险相对更高，企业获得外部融资的难度增加。此时，如果母国银行在东道国设有分支机构从事融资业务，相较于未在该东道国设立分支机构的银行，由于存在地理距离和信息获取的明显优势，跨国银行内部的信息处理以及资源配置能带来节约成本的优势，比如客户所在地区的平均违约率和违约损失率信息等的搜寻成本更为低廉，因而开展业务的固定成本和变动成本都相对更低，从而降低东道国企业的融资成本。已有文献也为此提供了经验证据，比如较高的金融发展水平可以降低企业的融资难度，进而提高国家出口的规模，并且这一效应在重资产型的行业中更为突出（Becker et al, 2013）。Karolyi 等（2018）分析从 6 个来源国到 119 个接受国的银行资金流动数据表明，跨国银行的资金流动能够有效改善当地银行的资产质量和经营效率，并减少对非传统收入来源的依赖，进而降低东道国的系统性风险。

另一方面，国际化金融机构具有相对较高的整合母国与东道国之间金融与商业信息的能力，并且银行在东道国设立机构也有助于促进贸易便利化，例如提供信用证担保、结算便利等促进贸易增长。信息摩擦和信息成本是贸易成本的重要组成部分，信息成本对双边贸易的变化有着重要的解释力（Anderson & Wincoop, 2004; Wilson, 2016）。国际化金融机构能够满足的金融服务需求非常广泛，比如企业申请长期贷款、流动资金贷款、开设信用证或申请授信额度等，由于国际化金融机构在该东道国从事实际经营业务生产与东道国宏观经济状况、

中观行业发展以及微观个体经营特别是业务、绩效和风险等方面的专有信息（specific information），这些专有信息实现了该跨国金融机构内部的交流和共享，提高了该机构的金融服务与商业整合的能力，因而有助于促进贸易往来。Michalski & Ors（2012）的研究表明，放松各州之间的银行进入管制促进了银行体系内部的信息流动以及金融与贸易之间的联结。从经济意义上看，与金融和贸易未联结的地区相比，金融和贸易相联结的地区其贸易往来金额占全美国贸易往来总额的比例 10 年间提高了 14%，这说明当银行扩张到新市场时，会促进银行总部所在地区与新进入市场的贸易往来，金融与经济连接使得银行降低了贸易过程中的信息不对称问题，从而形成了金融体系内部信息与贸易的整合效应，从而使得相应地理区域的贸易往来产生增长结构上的有利变化。Caballero 等（2018）使用两国间存在互相跨境银团贷款的银行组数目测度各国间银行的联系，并采用引力模型对 66 个国家 24 年的贸易数据进行建模，发现银行间建立新的联系能促使这些国家间的贸易量增加并推动进口竞争国产生贸易转移，新的银行间联系对易受出口风险影响行业的贸易有更大影响。据此提出本文的假设如下：

H1: 保持其他条件不变，中资银行国际化水平有助于促进母国和东道国之间的贸易往来规模。

（二）银行国际化与贸易往来：金融监管的真实效应

中资银行国际化对两国间贸易往来的影响，同时也受到各国金融监管活动的调节作用。商业银行在一国金融体系中具有特殊重要性，因此各国家（经济体）对商业银行活动都实施严格的内部和外部监管，中资银行国际化与双边贸易往来的关系必然置于东道国（地区）对银行活动的内部和外部监管情境中。

根据 Barth 等（2004, 2006, 2008, 2013）的连续调查，世界范围内金融监管活动的异质性至少体现在两个方面：一是官方部门对银行活动的内部监管强度（Official Supervisory Power），主要反映各个国家（经济体）的监管部门在预防和制止银行错误行为方面所被授予的权力的大小，包括监管部门是否有权未经银行许可直接与其外部审计师联系获取银行信息，是否有权要求银行内部变更组织结构以及银行表外项目是否要求披露给监管部门等 39 个细分指标；二是非官方部门对银行活动的外部治理强度（External Governance Index），主要反映各个国家（经济体）中非官方部门对银行活动的外部治理强度，包含对银行外部审计的强度（Strength of External Audit）、财务报告的透明性（Financial Statement Transparency）、银行遵循的会计准则是基于个体还是合并报表层面（Accounting Practices）以及信用评级机构及债权人对银行的监督（External Ratings and Creditor Monitoring）等 4 个细分指标。调查

数据表明,各国家(经济体)对银行的监管存在实质性差异,并且监管要求与经济发达程度之间并非是简单的线性关系。以资本金监管要求为例(该指标取值为1.09-8.18,8.18为资本金要求最严格),发达经济体中资本金要求各异,如高者新加坡达到7.33,低者新西兰仅为2.83;在欠发达经济体中,既有监管要求较低者如马来西亚为3.67,也有监管要求极高者如巴基斯坦为8.18。由于更加严格的监管政策更有可能导致跨国银行的国际金融服务受到限制,因而也使中资银行国际机构服务于国际贸易的功能受到影响,因此提出假说如下:

H2: 保持其他条件不变,监管政策的严厉程度对中资银行国际化与贸易往来的关系产生负向影响。

三、研究设计

(一) 数据来源

研究样本共包含174个东道国,样本区间为1998-2016年,中资银行国际化的数据通过各大上市银行年度报告、官方网站、《2016中资银行国际化报告——对标国际一流》和《2019全球银行国际化报告》等进行手工收集,并与银行其他公开披露信息逐一进行校对。贸易数据来源于联合国贸易和发展会议数据库(UNCTADstat)⁴,截至2016年末,中国累计共与美国、英国、法国、香港、新加坡、巴基斯坦、阿联酋、南非、瑞士以及俄罗斯等174个国家(地区)发生了单边或双边贸易往来。

(二) 变量设定

1.因变量:贸易往来。本文通过三个维度刻画中国与东道国之间的贸易往来,一是中国与东道国之间各年份货物和服务的出口贸易额加1取自然对数(*Export*),二是中国与东道国之间各年份货物和服务的进口贸易额加1取自然对数(*Import*),三是中国与东道国之间的进出口贸易总额加1取自然对数(*Biport*)。

2.自变量:中资银行国际化。本文采用两个维度刻画中资银行国际化,首先设置虚拟变量刻画是否发生了中资银行国际化,本文把中资银行在东道国设立开设代表处、海外分支机构以及并购当地银行的当年及后续年份设定为1,之前年份设定为0,记为*Treat*Post*。⁵同

⁴ 数据来源: <http://unctadstat.unctad.org/wds/ReportFolders/reportFolders.aspx>。

⁵ 在稳健性经验中,本文对中资银行国际化样本做了净化处理,由于代表处的业务范围受到较大限制,故删除中资银行开设海外代表处,仅包含中资银行在海外开设分支机构和并购当地银行,回归结果保持稳健,限于篇幅留存备索。

时，为了考察中资银行国际化事件的渐进性和动态特征，设置变量中资银行国际化集中度，用中资银行在东道国（地区）开设代表处、海外分支机构以及并购当地银行的当年累计数量表示，记为 *Branches*。篇幅所限中资银行的国际化进程见附录 1。

3.控制变量。根据现有文献，母国经济发展水平、东道国经济发展水平、关税程度以及地理距离等因素均对母国与东道国之间的贸易往来产生重要影响。借鉴 Hagendorff 等（2008），Acharya 等（2011）和 Houston 等（2010），本文在模型中控制如下因素：1）东道国的经济发展水平、贸易依存度、关税税率和汇率水平；2）东道国的劳动力成本和生产率水平；3）母国的经济发展水平和劳动力成本；4）母国与东道国的贸易关系以及地理距离⁶。相关变量的定义参见表 1。

表 1 主要变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	出口贸易额	<i>Export</i>	中国对东道国（地区）当年的货物和服务出口额加 1 后取自然对数。
	进口贸易额	<i>Import</i>	中国向东道国（地区）当年的货物和服务进口额加 1 后取自然对数。
	进出口贸易总额	<i>Biport</i>	中国与东道国（地区）当年的货物和服务进出口总额加 1 后取自然对数。
解释变量	中资银行国际化时点	<i>Treat*Post</i>	中资银行在东道国（地区）设立代表处、海外分支机构或并购当地银行的年份及以后为 1，否则取 0。
	中资银行国际化集中度	<i>Branches</i>	中资银行在东道国（地区）设立代表处、海外分支机构或并购当地银行的当年累计数量。
控制变量	东道国经济发展水平	<i>Hostgdp</i>	东道国（地区）当年人均国内生产总值（以美元计）。
	东道国贸易依存度	<i>Trdepend</i>	东道国（地区）当年对外贸易额进出口总值在国民生产总值或国内生产总值中所占比重。
	东道国关税水平	<i>Customs</i>	东道国（地区）关税及其他进口税占税收收入的百分比。
	东道国汇率水平	<i>Exchange</i>	东道国（地区）货币当年以美元为标准的汇率水平。
	东道国劳动力成本	<i>HostWage</i>	东道国（地区）当年人均工资水平（以美元计）。
	东道国生产率水平	<i>Hostgrowth</i>	东道国（地区）当年国民经济生产总值增长率。
	母国经济发展水平	<i>Homegdp</i>	中国当年人均国内生产总值（以美元计）。
	母国劳动力成本	<i>Homewage</i>	中国当年人均工资水平（以美元计）。
	母国与东道国贸易关系 母国与东道国地理距离	<i>Trrelation</i> <i>Distance</i>	母国与东道国当年贸易额/东道国当年贸易总额 中国首都北京到东道国（地区）首都（行政中心）的直线地理距离取自然对数。

⁶这里要特别感谢匿名审稿专家对增加重要控制变量的建议。

(三) 描述性统计

主要变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 主要变量描述性统计

	观测量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Import</i>	3,306	9.3885	3.5624	0	16.0979
<i>Export</i>	3,306	10.6875	2.5181	4.3820	15.8489
<i>Biport</i>	3,306	11.1939	2.6173	4.6250	16.6931
<i>Treat*Post</i>	3,306	0.1649	0.3711	0	1
<i>Branches</i>	950	2.3400	2.2338	1	10
<i>Hostgdp</i>	3,306	8.9402	1.2102	6.4001	11.3458
<i>Trdepend</i>	3,306	0.8449	0.3714	0.1930	2.2100
<i>Customs</i>	3,306	0.1064	0.1170	0	0.6643
<i>Exchange</i>	3,306	3.3727	2.3098	0.2630	8.8518
<i>Hostwage</i>	3,306	8.4355	1.3802	5.6009	11.2625
<i>Homewage</i>	3,306	7.1982	0.7172	6.0832	8.2783
<i>Trrelation</i>	3,306	0.1026	0.2425	0.0018	1.8968
<i>Hostgrowth</i>	3,306	0.0798	0.1595	-0.3995	0.8630
<i>Homegdp</i>	3,306	7.8781	0.8175	6.7117	9.0029
<i>Distance</i>	3,306	9.0042	0.4992	7.0624	9.8600

(四) 回归模型

中资银行国际化是一个渐进和动态发展的过程，本文根据中资银行在东道国（地区） i 成立国际化分支机构的年份 t ，设置虚拟变量 $Treat * Post_{it}$ ，在东道国（地区） i 第 t 年及其以后年份取值为 1，否则为 0。同时，模型加入 γ_t 控制时间固定效应， μ_i 控制各东道国（地区）的个体固定效应，由此构造经典 DID 计量模型进行双重差分，检验中资银行国际化对母国与东道国贸易往来的净效应。回归模型如下：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat * Post_{it} + \beta_2 X_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 Y_{it} 为被解释变量，本文选取了母国与东道国的出口贸易额 ($Export_{it}$)、进口贸易额 ($Import_{it}$) 以及进出口贸易额 ($Biport_{it}$) 三个变量衡量，下标 i 和 t 分别表示第 i 个东道国（地区）和第 t 年。 γ_t 代表时间效应， μ_i 代表各东道国（地区）的个体效应， X_{it} 为其他控制变量，包括东道国经济发展水平、东道国贸易依存度、东道国关税税率和汇率水平、东道国生产率水平、母国经济发展水平、母国劳动力成本、母国与东道国的贸易关系以及地理距离等。变量 $Treat * Post_{it}$ 的系数 β_1 的估计值是本文关心的重点，它度量了中资银行国际化对母国与东道国（地区）贸易往来的净影响，如果中资银行国际化推动两国间贸易往来，

预期 β_1 符号为正并且显著。

四、实证结果分析

(一) 中资银行国际化与贸易往来：基准回归结果

表 3 列示了中资银行国际化与出口贸易的回归结果。列 (1) 仅考察中资银行国际化 ($Treat * Post_{it}$) 一个变量, 回归结果在 1% 的显著性水平上正相关, 列 (2) 在列 (1) 的基础上加入了国家固定效应 ($Country$) 和年份固定效应 ($Year$), 可以看到出口贸易额与中资银行国际化也在 1% 显著性水平上呈现出正相关关系。由于出口贸易受到多方面因素影响, 在列 (3) 中根据已有文献把主要因素予以控制, 但未控制国家固定效应 ($Country$) 和年份固定效应 ($Year$), 此时中资银行国际化 ($Treat * Post_{it}$) 依然在 1% 的显著性水平上为正, 同时东道国经济发展水平 ($Hostgdp$)、东道国贸易依存度 ($Trdepend$)、东道国关税水平 ($Customs$)、东道国汇率水平 ($Exchange$)、东道国生产率水平 ($Hostgrowth$)、母国经济发展水平 ($Homegdp$)、母国劳动力成本 ($Homewage$)、母国与东道国的贸易关系 ($Trrelation$) 以及地理距离 ($Distance$) 等因素也均显著影响了出口贸易水平。列 (4) 把自变量中资银行国际化 ($Treat * Post_{it}$)、相关控制变量、国家固定效应 ($Country$) 和年份固定效应 ($Year$) 一并考虑, 此时考察的主要变量中资银行国际化 ($Treat * Post_{it}$) 的系数为 0.166, 并在 1% 的水平上显著为正, 这说明在控制了相关变量以及国家固定效应和年份固定效应后, 中资银行在东道国开设国际化机构与母国与东道国之间的出口贸易水平呈正相关关系。

表 3 中资银行国际化与出口贸易往来的回归结果

因变量: Export	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat*post$	3.588***	0.216***	2.308***	0.166***
	(43.52)	(4.48)	(29.67)	(3.50)
$Hostgdp$			0.455***	1.103***
			(6.87)	(5.86)
$Trdepend$			-0.139*	0.138*
			(-1.75)	(1.65)
$Customs$			-1.641***	-0.381

			(-5.96)	(-1.41)
<i>Exchange</i>			0.098***	0.027
			(6.53)	(0.77)
<i>Hostwage</i>			0.253***	0.216***
			(4.65)	(3.79)
<i>Homegdp</i>			3.273***	5.643**
			(5.78)	(2.41)
<i>Distance</i>			-0.345***	3.445***
			(-4.77)	(5.08)
<i>Homewage</i>			-2.802***	-5.282**
			(-4.34)	(-2.12)
<i>Trrelation</i>			1.487***	0.586***
			(13.17)	(7.68)
<i>Hostgrowth</i>			0.956***	0.477***
			(4.77)	(4.29)
<i>Country</i>	N	Y	N	Y
<i>Year</i>	N	Y	N	Y
<i>N</i>	3306	3306	3306	3306
<i>r2_a</i>	0.279	0.872	0.495	0.882

表 4 列示了中资银行国际化与进口贸易的回归结果。与表 3 类似，列（1）和列（2）仅考察中资银行国际化（ $Treat * Post_{it}$ ）单个变量和控制国家固定效应（ $Country$ ）和年份固定效应（ $Year$ ）后的结果，列（3）加入了其他控制变量，列（4）则同时加入了控制变量以及国家和年份层面的固定效应。从列（4）的回归结果看，自变量中资银行国际化（ $Treat * Post_{it}$ ）系数为 0.268 且在 1% 的显著性水平上与进口贸易水平正相关，其他控制变量的系数方向与显著性水平也符合预期。表 5 进一步列示了中资银行国际化与进出口总额的回归结果，其中列（4）显示中资银行国际化（ $Treat * Post_{it}$ ）的相关系数为 0.157 且在 1% 水平上显著为正，这为前文假说提供了初步的证据支持。

表 4 中资银行国际化与进口贸易往来的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat*post$	4.624***	0.383***	3.005***	0.268***
	(41.42)	(4.69)	(25.49)	(3.27)
<i>Hostgdp</i>			0.525***	1.455***
			(5.67)	(6.07)
<i>Trdepend</i>			0.152	0.570***
			(1.14)	(3.45)
<i>Customs</i>			-2.751***	-0.738

			(-5.60)	(-1.14)
<i>Exchange</i>			0.211***	0.128*
			(9.18)	(1.83)
<i>Hostwage</i>			0.505***	0.366***
			(6.43)	(3.53)
<i>Homegdp</i>			3.473***	5.895
			(3.96)	(1.04)
<i>Distance</i>			-0.416***	0.190
			(-4.08)	(0.16)
<i>Homewage</i>			-3.353***	-5.838
			(-3.36)	(-0.97)
<i>Trrelation</i>			1.791***	0.593***
			(10.81)	(4.74)
<i>Hostgrowth</i>			1.459***	0.332
			(5.31)	(1.50)
<i>Country</i>	N	Y	N	Y
<i>Year</i>	N	Y	N	Y
<i>N</i>	3306	3306	3306	3306
<i>r2_a</i>	0.232	0.761	0.384	0.771

表 5 中资银行国际化与进出口贸易往来的回归结果

因变量: Bimport	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat*post</i>	3.773***	0.196***	2.409***	0.157***
	(45.45)	(4.03)	(30.48)	(3.27)
<i>Hostgdp</i>			0.525***	1.150***
			(8.16)	(6.00)
<i>Trdepend</i>			0.026	0.353***
			(0.31)	(4.22)
<i>Customs</i>			-1.634***	-0.409
			(-5.48)	(-1.47)
<i>Exchange</i>			0.130***	0.038
			(8.79)	(0.97)
<i>Hostwage</i>			0.289***	0.194***
			(5.33)	(3.22)
<i>Homegdp</i>			3.110***	5.262**
			(5.39)	(2.18)
<i>Distance</i>			-0.310***	3.277***
			(-4.23)	(4.59)
<i>Homewage</i>			-2.705***	-4.904*
			(-4.12)	(-1.90)
<i>Trrelation</i>			1.813***	0.740***
			(16.36)	(8.97)
<i>Hostgrowth</i>			1.418***	0.663***

			(7.64)	(5.49)
<i>Country</i>	N	Y	N	Y
<i>Year</i>	N	Y	N	Y
<i>N</i>	3306	3306	3306	3306
<i>r2_a</i>	0.286	0.873	0.511	0.885

(二) 中资银行国际化与贸易往来：国际化密度的细分考察

鉴于中资银行国际化过程呈现出的渐进性特征,本文利用手工收集的中资银行在东道国国家开设分支机构密度数据考察其与贸易往来的关系。中资银行国际化密度通过阅读上市银行年报、中国银行国际化报告等手工收集,并与相关银行网站信息与公开披露信息逐一确认对比,以中资银行 t 年度在东道国(地区) i 开设的累计分支机构家数刻画 ($Branches_{it}$)。随着中资银行国际化机构在东道国的密度增加,其所能发挥的信息收集和沟通功能也会进一步增加,预期中资银行国际化密度与母国和东道国之间的贸易往来呈现出正相关关系。因此,样本聚焦存在中资银行国际化活动的东道国(地区)子样本,考察中资银行在东道国开设分支机构的密度与两国间贸易往来的关系。据此设立回归模型如下:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Branches_{it} + \alpha_2 X_{it} + \gamma_t + \mu_i + \xi_{it} \quad (2)$$

其中 Y_{it} 为被解释变量,本文选取了母国与东道国的出口贸易额 ($Export_{it}$)、进口贸易额 ($Import_{it}$) 以及进出口贸易额 ($Biport_{it}$) 三个变量衡量,下标 i 和 t 分别表示第 i 个东道国(地区)和第 t 年。 γ_t 代表时间效应, μ_i 代表各东道国(地区)的个体效应, X_{it} 为控制变量。此时变量 $Branches_{it}$ 的系数 α_1 的估计值是本文关心的重点,它度量了中资银行国际化密度对母国与东道国(地区)贸易往来的效应。表 6 的回归结果表明,中资银行国际化密度 ($Branches_{it}$) 的相关系数为 0.509,且在 1% 显著性水平上正相关。这表明随着中资银行在东道国(地区)的分支机构密度有助于增加中国与东道国之间的贸易往来。

表 6 中资银行国际化密度与进出口贸易往来的回归结果

	(1) Export	(2) Import	(3) Biport
<i>Branches</i>	0.631*** (6.22)	0.483*** (4.66)	0.509*** (7.12)
<i>Hostgdp</i>	0.431*** (8.22)	0.159*** (4.66)	0.126*** (7.12)
<i>Trdepend</i>	0.046 (0.51)	0.887*** (7.04)	0.496*** (6.15)
<i>Customs</i>	-0.647*** (-3.61)	0.161 (0.39)	-0.272 (-1.34)
<i>Exchange</i>	0.120*** (3.05)	0.159*** (3.26)	0.128*** (3.21)
<i>Wage</i>	0.219*** (4.97)	0.085 (1.49)	0.123*** (2.78)
<i>Homegdp</i>	4.854 (1.63)	5.469 (1.29)	4.297 (1.44)
<i>Distance</i>	0.010 (0.09)	-0.302** (-2.13)	-0.218* (-1.90)
<i>Homewage</i>	-4.083 (-1.29)	-4.609 (-1.02)	-3.428 (-1.08)
<i>Trrelation</i>	0.062 (1.11)	0.248*** (4.86)	0.174*** (4.56)
<i>Hostgrowth</i>	0.046 (0.57)	0.346*** (3.82)	0.226*** (3.31)
<i>Country</i>	Y	Y	Y
<i>Year</i>	Y	Y	Y
<i>N</i>	950	950	950
<i>r2_a</i>	0.965	0.960	0.968

(三) 稳健性检验

1. 平行趋势检验。采用双向固定效应方法的一个重要前提是，若不存在中资银行国际化的冲击，处理组与对照组之间的发展趋势总体上是一致的，且不随着时间变化发生系统性差异。因此需要妥善解决的一点是母国与东道国之间的进出口贸易是否存在系统性差异。本文按照中资银行在国际化前后的贸易情况进行了检验，图 1 所示的结果表明，整体上看在国际化之前并不显著异于 0，而在国际化后显著大于 0，符合平行趋势要求。

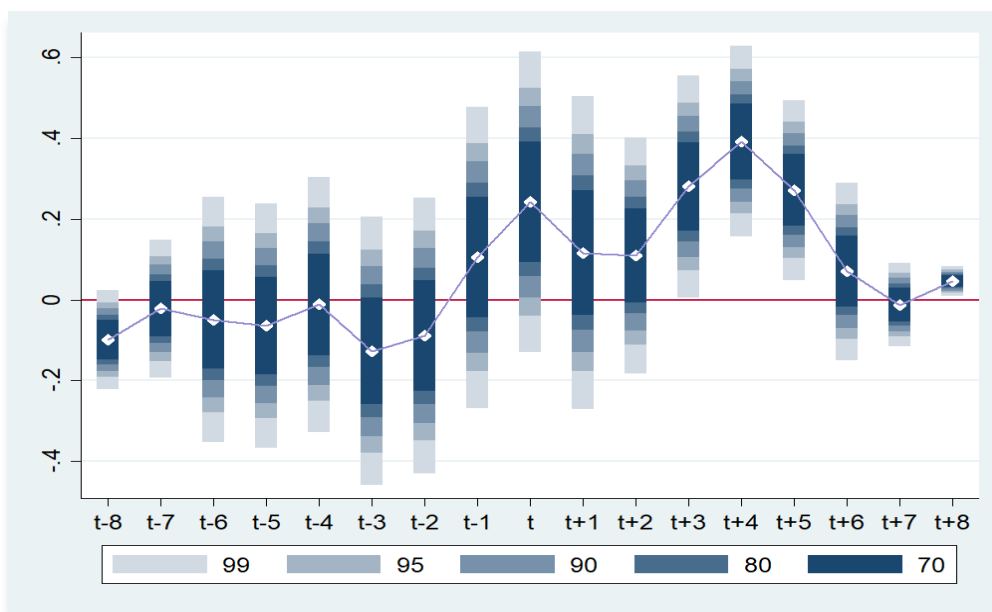


图1 平行趋势检验图示

2.反事实检验。理论上说，除了中资银行国际化这一事件，其他政策或外部因素也可能导致母国与东道国之间的贸易往来发生变化，而这种变化与中资银行国际化进程没有关联。为了尽可能排除这一可能，借鉴范子英和田彬彬（2013），通过改变中资银行国际化时间进行反事实检验。本文假设中资银行在各东道国设立分支机构年份统一提前2年，若此时中资银行国际化变量依然显著为正，则说明母国与东道国之间的经济往来很可能来自于其他因素。若此时中资银行国际化变量并不显著，则说明中资银行国际化存在解释力。表7中列（1）、列（2）和列（3）分别列示了假设中资银行国际化设立提前2年的回归结果。假设的中资银行国际化系数在三列中均不显著，这表明母国与东道国之间贸易往来的变化与中资银行国际化机构的设立有关。

表7 中资银行国际化与进出口贸易往来：反事实检验

	(1)	(2)	(3)
	<i>Export</i>	<i>Import</i>	<i>Biport</i>
<i>Treat*Post_Assume</i>	0.048 (0.60)	0.181 (1.11)	0.035 (0.40)
<i>Hostgdp</i>	1.099*** (5.84)	1.450*** (6.05)	1.147*** (5.98)
<i>Trdepend</i>	0.129 (1.54)	0.559*** (3.38)	0.345*** (4.13)
<i>Customs</i>	-0.379 (-1.40)	-0.731 (-1.13)	-0.405 (-1.46)
<i>Exchange</i>	0.029 (0.84)	0.132* (1.90)	0.041 (1.04)
<i>Wage</i>	0.214*** (3.76)	0.367*** (3.54)	0.194*** (3.21)
<i>Homegdp</i>	5.634** (2.41)	5.850 (1.03)	5.241** (2.17)
<i>Distance</i>	3.442*** (5.08)	0.173 (0.14)	3.269*** (4.59)
<i>Homewage</i>	-5.273** (-2.11)	-5.787 (-0.96)	-4.881* (-1.89)
<i>Trrelation</i>	0.589*** (7.69)	0.595*** (4.74)	0.742*** (8.96)
<i>Hostgrowth</i>	0.477*** (4.28)	0.329 (1.49)	0.662*** (5.47)
<i>Country</i>	Y	Y	Y
<i>Year</i>	Y	Y	Y
<i>N</i>	2958	2958	2958
<i>r2_a</i>	0.882	0.771	0.885

3.内生性问题：工具变量法。研究还存在可能的内生性问题，即被模型忽略的随时间变化且不可观测变量的因素有可能同时影响中资银行国际化与国际贸易额，解决这一问题的方法是引入工具变量。从中资银行的发展历程看，其上市是国际化进程的分水岭，理论上对自变量即中资银行国际化($Treat * Post_{it}$)产生影响，但不太可能对因变量国际贸易额($Export$ 、 $Import$ 、 $Biport$)产生影响，因而可以看作较为合适的工具变量。在表8中，本文以中资银行上市与否($Iflist$)作为工具变量，中资银行国际化($Treat * Post_{it}$)作为因变量进行第一阶段回归，结果表明中资银行上市确实对国际化在1%水平上产生了显著为正的影响，第二阶段的回归结果表明在考虑内生性问题后出口贸易、进口贸易以及双边贸易总额均与国际化水平呈正相关关系，说明原有的结论较为稳健。

表8 中资银行国际化与进出口贸易往来：工具变量法

	1 Stage	2 Stage		
	(1) <i>Treat*Post</i>	(1) <i>Export</i>	(2) <i>Import</i>	(3) <i>Biport</i>
<i>Treat*Post</i>		0.330** (2.72)	0.845*** (2.68)	0.434* (1.98)
<i>Iflist</i>	0.505*** (26.01)			
<i>Ctrl</i>	Y	Y	Y	Y
<i>Country</i>	Y	Y	Y	Y
<i>Year</i>	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	3306	3306	3306	3306
<i>Pseudo R2</i>	0.4325			
<i>R2_a</i>		0.824	0.747	0.856

4.排除“一带一路”政策效应。2013年开始，中国发起“一带一路”倡议并取得沿线国家赞同和合作，那么观察到的中资银行国际化与贸易往来的关系，是否来自于“一带一路”的政策效应？本文在回归模型中予以控制，具体来说，如该国为“一带一路”沿线国家且在2013年及以后则*Belt*取值为1，否则为0。表9至表11的回归结果表明，在控制政策效应后，国际化的系数分别为0.191、0.185和0.114且显著正相关，这表明研究结果较为稳健。

表9 “一带一路”倡议的稳健性检验：中资银行国际化与出口贸易额

因变量：Export	(1)	(2)	(3)
<i>Treat*post</i>	0.166*** (3.50)		0.191*** (3.16)
<i>Belt</i>		-1.720* (-1.73)	-1.781* (-1.78)
<i>Treat*post*Belt</i>			-0.046 (-0.59)
<i>Ctrl</i>	Y	Y	Y
<i>Country</i>	Y	Y	Y
<i>Year</i>	Y	Y	Y
<i>N</i>	3306	3306	3306
<i>r2_a</i>	0.882	0.882	0.882

表10 “一带一路”倡议的稳健性检验：中资银行国际化与进口贸易额

因变量：Import	(1)	(2)	(3)
<i>Treat*post</i>	0.268*** (3.27)		0.185** (1.97)
<i>Belt</i>		9.022***	8.862***

		(5.24)	(5.13)
<i>Treat*post*Belt</i>			0.147 (1.33)
<i>Ctrl</i>	Y	Y	Y
<i>Country</i>	Y	Y	Y
<i>Year</i>	Y	Y	Y
<i>N</i>	3306	3306	3306
<i>r2_a</i>	0.771	0.771	0.771

表11 “一带一路”倡议的稳健性检验：中资银行国际化与进出口贸易额

因变量: Biport	(1)	(2)	(3)
<i>Treat*post</i>	0.157*** (3.27)		0.114* (1.87)
<i>Belt</i>		-0.972 (-0.95)	-1.063 (-1.04)
<i>Treat*post*Belt</i>			0.075 (0.99)
<i>Ctrl</i>	Y	Y	Y
<i>Country</i>	Y	Y	Y
<i>Year</i>	Y	Y	Y
<i>N</i>	3306	3306	3306
<i>r2_a</i>	0.885	0.885	0.885

五、进一步研究：金融监管水平的影响

商业银行国际化是一个包含经济和政治等多方面因素的复杂动态过程（Howcorft et al., 2010）。由于商业银行在一国金融体系中具有特殊重要性，对银行的监管失效可能造成一国乃至世界范围内经济发展和社会福利的净损失（许荣等，2015），并且各国家（地区）必然根据其经济发展水平、金融开放程度和国家宏观战略统筹进行差异化的金融监管并适时调整（Cerutti et al., 2017），因此预期中资银行国际化的贸易效应受到各国家（地区）金融监管水平的影响。基于此，本文分别考察内部监管强度和外部治理强度对中资银行国际化的贸易效应的影响。

（一）内部监管强度

内部监管强度刻画了东道国（地区）官方部门在预防和制止银行错误行为方面所被授予的权力的大小。根据 Barth 等（2004, 2006, 2008, 2013）对世界范围内金融机构的连续调查，采用监管部门是否有权未经银行许可直接与其外部审计师联系获取银行信息，监管部门是否

有权要求银行内部变更组织结构以及银行表外项目是否要求披露给监管部门等 39 个细分指标计算所得，记为内部监管强度（Official Supervisory Power，简记 Sup），内部监管强度的指标范围从 0 至 14，数值越高表示监管强度越大。Ongena 等（2013）通过 16 个东欧国家数据考察了一国监管规定对该国银行提供海外贷款的影响，他们发现在严格限制银行活动和资本要求的国家中，银行提供的海外贷款数量更少、风险更高。许荣等（2015）还发现监管套利是中资银行国际化的一个重要动机。据此设立回归模型如下：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat * Post_{it} + \beta_2 Treat * Post_{it} * Sup_{it} + \beta_3 X_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， Sup_{it} 代表各东道国（地区） i 在 t 年对银行的内部监管强度。其他符号的含义和回归模型（1）中相同，并且控制了国家固定效应和时间固定效应。交互项系数 β_2 度量东道国（地区）的内部监管强度对中资银行国际化与进出口贸易往来的调节作用，本文重点关注其系数和符号方向。如果 β_2 符号为负且在统计意义上显著，表明东道国（地区）的内部监管强度对中资银行国际化与双边贸易往来的关系产生了负向调节作用；如果 β_2 符号为正且在统计意义上显著，表明东道国（地区）的内部监管强度对中资银行国际化与双边贸易往来的关系产生了正向调节作用；如果 β_2 符号在统计意义上不显著，则表明未观察到东道国（地区）的内部监管强度对中资银行国际化与双边贸易往来的关系产生经济意义上的调节作用。

表 12 列示了内部监管强度的调节效用。其中列（1）的因变量是中国与东道国（地区）的出口贸易额（ $Export_{it}$ ），此时交互项（ $Treat * Post_{it} * Sup_{it}$ ）系数为-0.105，列（2）的因变量是中国与东道国（地区）的进口贸易额（ $Import_{it}$ ），交互项（ $Treat * Post_{it} * Sup_{it}$ ）系数为-0.108。列（3）的因变量是中国与东道国（地区）的进口和出口贸易额之和（ $Biport_{it}$ ），其系数为-0.195，在 5%的水平上显著为负。与此同时，中资银行国际化（ $Treat * Post_{it}$ ）依然保持与贸易额之间的显著正相关关系。这表明当中资银行国际化位于内部监管程度较高的东道国（地区）时，与内部监管强度较低的东道国（地区）相比，严格的金融监管在经济意义上形成对两国贸易往来的负向调节作用。

表12 中资银行国际化与进出口贸易往来：内部监管强度的影响

	(1)	(2)	(3)
	Export	Import	Biport
<i>Treat*post</i>	0.190** (2.10)	-0.095 (-0.79)	0.174** (2.09)
<i>Treat*post*sup</i>	-0.105 (-1.15)	-0.108 (-0.89)	-0.195** (-2.31)
<i>Hostgdp</i>	1.508*** (8.84)	0.616*** (2.77)	1.202*** (6.93)
<i>Trdepend</i>	-0.086 (-1.20)	0.642*** (5.74)	0.183*** (2.75)
<i>Customs</i>	-0.313 (-0.44)	-0.780 (-0.62)	-0.312 (-0.44)
<i>Exchange</i>	0.000 (0.01)	0.086* (1.93)	0.033 (1.36)
<i>Wage</i>	0.196*** (3.25)	-0.007 (-0.08)	0.075 (1.16)
<i>Homegdp</i>	4.211 (1.51)	5.287 (1.28)	4.564* (1.66)
<i>Distance</i>	-5.675*** (-17.64)	-6.418*** (-14.78)	-6.053*** (-18.57)
<i>Homewage</i>	-3.686 (-1.24)	-4.308 (-0.98)	-3.923 (-1.34)
<i>Trrelation</i>	0.224*** (4.10)	0.006 (0.08)	0.257*** (5.23)
<i>Hostgrowth</i>	0.417*** (3.82)	0.175 (1.13)	0.433*** (3.74)
<i>Country</i>	Y	Y	Y
<i>Year</i>	Y	Y	Y
<i>N</i>	1463 ⁷	1463	1463
<i>r2_a</i>	0.952	0.935	0.959

（二）外部治理强度

对银行活动的外部治理指数反映了经济体对银行活动的外部监管强度（External

7由于 Barth et al.(2013) 的连续调查中包含的经济体数量小于联合国贸易发展数据库中与中国有贸易往来的国家或经济体数量，样本观测值因此缩小为 1463 个，表 13 中同。

Governance Index), 借鉴 Barth 等 (2004, 2006, 2008, 2013), 主要包含如下四个维度: 对银行外部审计的强度 (Strength of External Audit)、财务报告的透明性 (Financial Statement Transparency)、银行遵循的会计准则是基于个体还是合并报表层面 (Accounting Practices) 以及信用评级机构及债权人对银行的监督 (External Ratings and Creditor Monitoring) 等 4 个维度。外部治理指数 (gov) 范围从 1 至 19, 数值越高表明该经济体对银行活动的外部治理越严格。据此设立回归模型如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat * Post_{it} + \beta_2 Treat * Post_{it} * Gov_{it} + \beta_3 X_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, *Gov* 代表各东道国 (地区) 对银行的外部治理强度。与回归模型 (3) 类似, 本文主要关注交互项的系数 β_2 的方向和显著性水平。如果 β_2 符号为负且在统计意义上显著, 表明东道国 (地区) 的外部治理强度对中资银行国际化与双边贸易往来的关系产生了负向调节作用。

表 13 列示了外部治理强度的调节作用。其中, 列 (1) 的因变量是中国与东道国 (地区) 的出口贸易额 (*Export_{it}*), 此时交互项 (*Treat * Post_{it} * Gov_{it}*) 系数为-0.236, 且在 1% 的水平上显著小于 0。列 (2) 的因变量是中国与东道国 (地区) 的进口贸易额 (*Import_{it}*), 交互项 (*Treat * Post_{it} * Gov_{it}*) 系数为-0.073, 但在统计意义上不显著。列 (3) 的因变量是中国与东道国 (地区) 的双边贸易总额 (*Biport_{it}*), 其系数为-0.170, 也在 1% 的显著性水平上显著为负。与此同时, 中资银行国际化 (*Treat * Post_{it}*) 整体上保持与贸易额的显著正相关关系。这一结果表明, 外部治理强度对中资银行国际化与贸易往来之间的关系产生负向调节作用。

表 13 中资银行国际化与进出口贸易往来: 外部治理机制的影响

	(1)	(2)	(3)
	Export	Import	Biport
<i>Treat*post</i>	0.222*** (3.87)	-0.145* (-1.69)	0.101* (1.92)
<i>Treat*post*gov</i>	-0.236*** (-3.56)	-0.073 (-0.74)	-0.170*** (-2.64)
<i>Hostgdp</i>	1.480*** (8.48)	0.609*** (2.69)	1.183*** (6.68)

<i>Trdepend</i>	-0.076 (-1.07)	0.640*** (5.71)	0.182*** (2.75)
<i>Customs</i>	-0.194 (-0.27)	-0.748 (-0.59)	-0.233 (-0.32)
<i>Exchange</i>	-0.006 (-0.20)	0.085* (1.89)	0.029 (1.24)
<i>Wage</i>	0.192*** (3.20)	-0.009 (-0.11)	0.071 (1.10)
<i>Homegdp</i>	4.213 (1.52)	5.272 (1.28)	4.542* (1.65)
<i>Distance</i>	-5.787*** (-18.52)	-6.426*** (-15.09)	-6.091*** (-19.34)
<i>Homewage</i>	-3.675 (-1.24)	-4.289 (-0.98)	-3.891 (-1.33)
<i>Trrelation</i>	0.228*** (4.21)	0.008 (0.12)	0.262*** (5.34)
<i>Hostgrowth</i>	0.415*** (3.83)	0.174 (1.12)	0.432*** (3.75)
<i>Country</i>	Y	Y	Y
<i>Year</i>	Y	Y	Y
<i>N</i>	1463	1463	1463
<i>r2_a</i>	0.952	0.935	0.944

六、进一步的研究：异质性检验

根据前文逻辑，中资银行国际化通过信息渠道对母国与东道国的双边贸易产生影响，那么如果确实是信息渠道发挥作用，与最终品相比，中间品主要包含半成品和零部件，由于材料和技术复杂程度较低，因而对信息沟通的需求相对更低（Rauch, 1999; 吴小康等, 2016），信息壁垒更少。因此本文预期不同贸易产品由于对信息需求的差异性，将导致信息渠道的效应产生差异化的影响。具体来说，差异化程度越高的产品对信息的需求更多，此时中资银行国际化在双边贸易中发挥的信息效应预期更加显著。相反，若产品差异化程度较低，如主要是半成品或原材料等，此时其对信息交换的需求相对更低，那么中资银行国际化的信息效应预期将较低或不显著。按照这一思路，本文收集了样本国家产品层面的贸易信息，根据世界海关组织编制的关于国际贸易商品分类的标准目录即商品名称及编码协调制度（Harmonized

Commodity Description and Coding System, 以下简称HS) 1996年版, 结合国际贸易标准分类 (Standard International Trade Classification, 以下简称 SITC) 第4版, 以及联合国统计局制订的按照国际贸易商品的主要最终用途或经济类别 (资本品、中间产品和消费品) 对国际贸易 SITC数据的基本项目编号进行综合汇总的广泛经济类别分类 (Classification by Broad Economic Categories, 以下简称BEC), BEC包含7 大类分为 19 个基本类, 按最终用途汇总为资本品、中间产品和消费品三个门类, 本文把海关产品的HF6分位代码与SITC4分位代码以及BEC3位数代码进行匹配, 并参考Rauch (1999) 对于差异化产品的分类标准, 将其分成最终品和中间品两类。其中, 最终品包括资本品 (对应编号41, 521) 和消费品 (对应编号112, 122, 522, 61, 62, 63), 中间品主要包含半成品和零部件 (对应编号111, 121, 21, 22, 31, 322, 42, 53)⁸, 对中间品赋值为0, 对最终品赋值为1, 记为 $Final$ 。本文预期, 中间品主要包含半成品和零部件, 由于材料和技术复杂程度较低, 因而对信息沟通的需求相对更低, 因此相对与中间品这类差异化程度较低的产品而言, 差异程度较高的最终品预期更可能受到中资银行国际化的信息效应的影响。据此进行的回归结果如表14所示。

表 14 的 (1) 和 (2) 列分别代表了中国向东道国的出口贸易额按产品差异化程度分成两类, 可以看到两列的系数分别为 1.2682 和 1.3752, 均在 1% 的水平上显著。进一步进行组间系数的 $CHI2$ 检验值为 44.59, 在 1% 的水平上显著。列 (3) 和 (4) 是进口贸易回归的结果, 中间品和最终品的系数分别为-0.0100 和 0.0185, 推测两者不显著的原因与国家层面的逻辑一致。列 (5) 和列 (6) 分别表示双边贸易的分组回归结果, 最终品组的系数高于中间品组, 且系数差异在 1% 的水平上显著, 这与出口贸易额的结果保持一致。整体结果表明, 与中间品组相比, 在对信息需求更高的最终品组中中资银行国际化的信息渠道效应更为显著, 这一异质性检验为研究提供了微观产品层面的证据。

表 14 中资银行国际化与国际贸易：基于中间品与最终品的异质性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	出口-中间品	出口-最终品	进口-中间品	进口-最终品	双边-中间品	双边-最终品
$Treat*post$	0.2004*** (33.38)	0.2122*** (30.23)	-0.0100 (-0.89)	0.0185 (1.37)	0.2091*** (35.32)	0.2237*** (32.55)
$Hostgdp$	0.6164*** (61.86)	0.6874*** (64.20)	-0.2003*** (-6.73)	-0.0469 (-1.30)	0.5397*** (54.04)	0.6790*** (64.14)
$Trdepend$	-0.0641*** (-8.75)	-0.2084*** (-26.68)	0.0683*** (4.01)	0.1308*** (6.42)	-0.0167** (-2.31)	-0.1849*** (-24.11)
$Customs$	-0.3072***	-0.3581***	0.1586	-0.8746***	-0.3578***	-0.3632***

⁸根据 Rauch(1999)对差异化产品的分类, 编号为 321、51 和 7 的三类产品未归入资本品或中间品类别, 本文沿用这一做法。

	(-14.46)	(-16.38)	(1.57)	(-7.71)	(-16.69)	(-16.67)
<i>Exchange</i>	-0.0261***	-0.0378***	-0.0239***	-0.0379***	-0.0206***	-0.0412***
	(-9.70)	(-12.65)	(-3.37)	(-4.16)	(-7.77)	(-14.00)
<i>Wage</i>	0.0635***	0.0749***	-0.0528***	0.0200	0.0587***	0.0738***
	(15.48)	(17.48)	(-3.81)	(1.21)	(14.14)	(17.31)
<i>Homegdp</i>	2.5431***	2.6140***	1.4163**	-0.1812	0.3784	2.5842***
	(9.49)	(8.81)	(2.34)	(-0.27)	(0.07)	(8.81)
<i>Distance</i>	1.1208***	2.0366***	1.1348**	0.3238	1.1935***	2.0618***
	(17.50)	(39.45)	(2.24)	(0.78)	(18.79)	(40.22)
<i>Homewage</i>	-2.1939***	-2.2385***	-0.9968	0.6948	0.1294	-2.1806***
	(-7.69)	(-7.09)	(-1.55)	(0.96)	(.)	(-6.98)
<i>Trrelation</i>	0.0493***	0.0630***	0.0497***	0.0190	0.0503***	0.0626***
	(8.01)	(8.78)	(4.23)	(1.30)	(8.29)	(8.89)
<i>Hostgrowth</i>	0.0400***	0.0595***	0.0489**	0.0119	0.0493***	0.0612***
	(4.38)	(5.78)	(2.54)	(0.50)	(5.46)	(6.04)
<i>Country</i>	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>Year</i>	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	3164822	2596545	958039	599952	3357974	2678217
<i>r2_a</i>	0.2414	0.3026	0.1389	0.1436	0.2815	0.3339
<i>chi2</i>	44.59***		2.56		12.01***	
<i>Prob > chi2</i>	0.0000		0.1052		0.0289	

七、结论

本文采用 1998 年至 2016 年中资银行国际化以及中国与 174 个国家（地区）之间的双边贸易往来数据，考察了中资银行国际化对母国与东道国之间贸易往来的影响。结果表明：①中资银行的国际化行为与国际化密度对母国与东道国之间的进口贸易水平、出口贸易水平以及进出口贸易水平产生正向影响，这一关系通过了若干稳健性检验。②东道国对银行活动的内部监管强度和外部治理强度对两者关系均产生负向影响。③异质性检验现实，与信息需求相对较低的中间品样本组相比，中资银行国际化的贸易效应在最终品样本组中更加显著。

本文对于理论上的可能贡献在于，一是将金融国际化的真实效应延伸至促进宏观层面国家（地区）间贸易往来，从理论上阐明金融机构国际化反作用于母国与东道国之间的双边贸易往来并促进经济增长的重要功能。二是进一步补充了国际贸易水平决定因素研究的综合分析框架。近期研究表明，人口红利、经济体注意力配置、全球价值链分工等均是影响国际贸易的重要因素，本文则发现金融机构国际化安排是影响国家（地区）间贸易水平的又一重要因素，这一发现有助于建立贸易水平决策因素的综合分析框架。三是提供了银行国际化与国际贸易如何受金融监管影响的复杂互动机制。中资银行国际化意味着监管约束情境发生重大变化，本文为国家（地区）间金融监管差异对银行国际化的贸易效应的负向调节效应提供了

经验证据。

本文在实践方面的启示是，经过改革开放，特别是入世后十几年发展，中国一跃成为世界第一出口大国，这激发了大量关于中国出口贸易决定因素的研究。本文从中资银行国际化的角度考察其对国际贸易的影响，量化研究了中资银行国际化的空间结构以及密度布局对中国国际贸易地理分布的真实效应，有助于从金融实务上评估中国金融国际化的客观效果。研究还将有助于从政策制定上进一步构建推进国际贸易往来的中国金融国际化战略布局，具体来说，“十四五”期间利用中国银行“走出去”的契机，构建一套适应东道国对银行监管要求同时又能促进金融与贸易间信息往来和沟通的内部共享机制，有助于推进我国与东道国的双边贸易往来进而促进经济增长。

附录 1: 中资银行的国际化进程一览

国际化发起方分布			国际化类型及年份分布				
银行	事件	占比	年份	分支	并购	合计	占比
中国工商银行	29	42.03%	2006	0	3	3	4.35%
中国银行	12	17.39%	2007	1	3	4	5.80%
中国农业银行	9	13.04%	2008	5	4	9	13.04%
中国建设银行	6	8.70%	2009	3	1	4	5.80%
招商银行	5	7.25%	2010	3	2	5	7.25%
民生银行	2	2.90%	2011	10	2	12	17.39%
浦发银行	2	2.90%	2012	9	0	9	13.04%
光大银行	2	2.90%	2013	7	2	9	13.04%
交通银行	1	1.45%	2014	2	2	4	5.80%
兴业银行	1	1.45%	2015	7	0	7	10.14%
			2016	3	0	3	4.35%
合计	69	100%	合计	50	19	69	100.00%

资料来源:上市银行年报和公告数据手工收集整理

参考文献:

- [1] 范子英,田彬彬.税收竞争、税收执法与企业避税[J].经济研究,2013,48(09):99-111
- [2] 蒋为,张明月,陈星达.银行国际化、海外监管套利与风险资产持有[J].中国工业经济,2021(05):76-94.
- [3] 何宇,张建华,陈珍珍.贸易冲突与合作:基于全球价值链的解释[J].中国工业经济,2020(03):24-43
- [4] 连立帅,陈超.外资银行贷款与中国企业国际化——基于我国上市公司的经验证据[J].财贸经济,2017,38(02):77-92
- [5] 鲁晓东,刘京军.不确定性与中国出口增长[A].中国人民大学国际货币研究所.《国际货币评论》2017年合辑[C].中国人民大学国际货币研究所,2017:21
- [6] 马理,何云,牛慕鸿.对外开放是否导致银行业的风险上升?——基于外资持股比例与海外资产占比的实证检验[J].金融研究,2020(04):91-111
- [7] 施炳展,金祥义.注意力配置、互联网搜索与国际贸易[J].经济研究,2019,54(11):71-86
- [8] 铁瑛,蒙英华.移民网络、国际贸易与区域贸易协定[J].经济研究,2020,55(02):165-180
- [9] 吴群锋,杨汝岱.网络与贸易:一个扩展引力模型研究框架[J].经济研究,2019,54(02):84-101
- [10] 吴小康,郑莹.中国进口逃税:差异化产品和同质化产品的区别[J].世界经济研究,2016(07):57-63
- [11] 熊启跃,赵阳,廖泽州.国际化会影响银行的净息差水平么?——来自全球大型银行的经验证据[J].金融研究,2016(07):64-79

- [12] 许荣,王子豪,刘怡君,赵昶.银行国际化的动机演变与经济影响:文献综述[J].金融监管研究,2020(11):24-45
- [13] 许荣,徐星美,计兴辰.中资银行国际化的价值效应:源于市场机会还是监管套利?——来自中国资本市场的证据[J].金融研究,2015(09):96-111
- [14] 严佳佳,张婷.国际化程度会影响我国商业银行对外投资绩效吗?——来自国有大型商业银行的经验证据[J].投资研究,2017,36(09):83-94
- [15] 杨汝岱,李艳.移民网络与企业出口边界动态演变[J].经济研究,2016,51(03):163-175.
- [16] 浙江大学互联网金融研究院、浙江大学金融研究所、中国人民大学国际货币研究所、万得信息技术股份有限公司,2019,《2019全球银行国际化报告》,上海
- [17] Acharya, V.V., Cooley,T.F., Richardson, M.P. and Walter, I., *Regulating Wall Street: The Dodd-Frank Act and the New Architecture of Global Finance*, John Wiley & Sons, Hoboken,New Jersey,2011
- [18] Anderson, J.E. and van Wincoop, E.,*Trade Costs*, *Journal of Economic Literature*,2004,42,pp. 691-751
- [19] Aghion, L., Howitt, P. and Levine, R., *Financial Development and Innovation-led Growth* ,*Handbook of Finance and Development*, published by Edward Elgar Publishing,2018
- [20] Aiyar, S.,C. Calomiris, and T. Wieladek, *Does Macro-Prudential Regulation Leak? Evidence from a UK Policy Experiment*. *Journal of Money, Credit and Banking*,2014,46 (1),pp. 181-214
- [21] Aliber, R. Z., *International Banking: A Survey*, *Journal of Money Credit & Banking*,1984,16(4),pp. 661-678
- [22] Barth,J.,Caprio, G. and Levine, R., *Bank Regulation and Supervision in 180 countries from 1999 to 2011*,*Journal of Financial Economic Policy*,2013,5(2),pp. 111-219
- [23] Beck,T.,R. Levine, and A. Levkov, *Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States*, *Journal of Finance*,2010,5,pp. 1637-1667
- [24] Becker, B.,J. Chen, and D. Greenberg, *Financial Development, Fixed Costs, and International Trade*, *Review of Corporate Finance Studies*,2013,2(1),pp. 1-28
- [25] Caballero, J.,C. Candelaria and G. Hale, *Bank Linkages and International Trade*, *Journal of International Economics*,2018,115,pp. 30-47
- [26] Cerutti E. C. Ricardo, F. Elisabetta and S. Esther, *Changes in Prudential Policy Instruments-A New Cross-Country Database*, *International Journal of Central Banking*, 2017,13,pp. 477-503
- [27] Chaney, T.,*The Gravity Equation in International Trade: An Explanation*, *Journal of Political Economy*,2018,126(1),pp. 150-177

- [28] Hagendorff, J., Collins, M. and Keasey, K., Investor Protection and the Value Effects of Bank Merger Announcements in Europe and the US, *Journal of Banking and Finance*, 2008, 32, pp. 1333-1348
- [29] Ho Kelvin, Wong Eric and Tan Edward, International Banking and Cross-Border Effects of Regulation: Lessons from Hong Kong[J], *International Journal of Central Banking*, 2017, 13, pp. 195-221
- [30] Houston, J. F., C. Lin, P. Lin and Y. Ma, Creditor Rights, Information Sharing, and Bank Risk Taking, *Journal of Financial Economics*, 2010, 96(3), pp. 485-512
- [31] Howcorft, J. B., UI-Haq. R., and Hammerton, R., Bank Regulation and the Process of Internationalization: A Study of Japanese Bank Entry Into London, *Service Industries Journal*, 2010, 30, pp. 1359-1375
- [32] Jose M. B., R. Correa, L. S. Goldberg, and F. Niepmann, International Banking and Cross-Border Effects of Regulation: Lessons from the United States, 2017, 13, pp. 435-476
- [33] Karolyi, G. A., J. Sedunov, and A. G. Taboada, Cross-border Bank Flows and Systemic Risk, Working Paper, 2018
- [34] King, R. G. and R. Levine, Finance and Growth: Schumpeter might be Right, *Quarterly Journal of Economics*, 1993a, 108(3), pp. 717-737
- [35] King, R. G., and R. Levine, Finance, Entrepreneurship, and Growth: Theory and Evidence, *Journal of Monetary Economics*, 1993b, 32(3), pp. 513-542
- [36] Levine R. and S. Zervos, Stock Markets, Banks and Economic Growth, *The American Economic Review*, 1998, 98(3), pp. 537-558
- [37] Levine, R., C., Lin, Q. Peng, and W. Xie, Communication within Banking Organizations and Small Business Lending, National Bureau of Economic Research, 2019
- [38] Liberti, J.M. and A.R. Mian, Estimating the Effect of Hierarchies on Information use, *Review of Financial Studies*, 2009, 22(10), pp. 4057-4090
- [39] Michalski, T. and E. Ors, (Interstate) Banking and (Interstate) Trade: Does Real Integration Follow Financial Integration? , *Journal of Financial Economics*, 2012, 104, pp. 89-117
- [40] Norden, L. and M. Weber, Credit Line Usage, Checking Account Activity, and Default Risk of Bank Borrowers, *Review of Financial Studies*, 2010, 23, pp. 3665-3699
- [41] Ongena, S., A. Popov, and G. F. Udell, When the Cat's Away the Mice Will Play: Does Regulation at Home Affect Bank Risk Taking Abroad, *Journal of Financial Economics*, 2013, 108, pp. 727-750
- [42] Rajan, G. and L. Zingales, Financial Dependence and Growth, *The American Economic Review*, 1998, 98(3), pp. 559-586
- [43] Rauch, J.E. Networks Versus Markets in International Trade. *Journal of International*

Economics,1999,48(1) : 7-35.

[44] Wilson,C. M., Information Matters: A Theoretical Comparison of Some Cross-border Trade Barriers, *Information Economics and Policy*,2016,37,pp. 52-60

[45] Yusuf S. B.,M. Binici, and T. Kenc, International Banking and Cross-Border Effects of Regulation: Lessons from Turkey, *International Journal of Central Banking*,2017,13,pp. 379-403