

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 杨雅鑫 苏治

【摘要】

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

【文章编号】

IMI Working Paper No.2111



微博 · Weibo



微信 · WeChat

更多精彩内容请登陆 [IMR 官方网站](http://www.imi.org.cn/)

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

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¹ 杨雅鑫² 苏治³

【摘要】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

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）。自布雷顿森林体系解体以来，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

¹ 宋科，中国人民大学国际货币研究所副所长，中国人民大学财政金融学院党委副书记、副教授

² 杨雅鑫，中国人民大学国际货币研究所副研究员，中国人民大学财政金融学院

³ 苏治，中国人民大学国际货币研究所特约研究员，中央财经大学统计与数学学院

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约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， $(P_{Q,t+1} + V_{t+1})Q_{H,t+1}^h + (1+r_{t+1})B_{H,t+1}^h$ 表示家庭部门在 $t+1$ 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 $Q_{F,t}^e$ 和 $B_{F,t}^e$ ， 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机制，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正的估值效应，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。

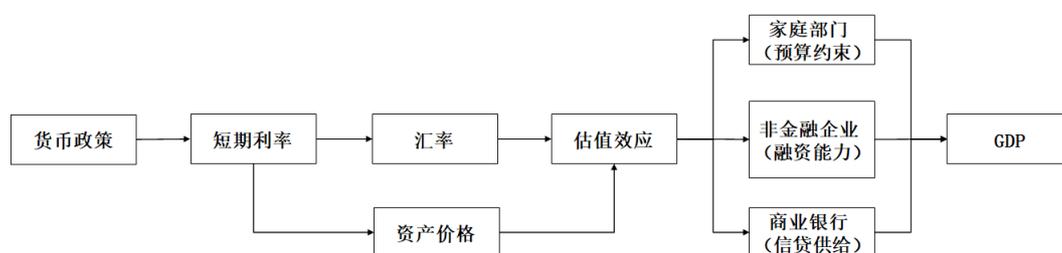


图 1 货币政策的估值效应传导渠道

（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：

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

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，其计算公式为：

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

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 Bénétrix *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和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

$$\sum_i \left[\frac{x_t^i}{E_{USD,t}^i} + \left(\frac{x_t^i}{\delta_{t+1}^i \gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i} - \frac{x_t^i}{E_{USD,t}^i} \right) \right], t+1 \text{ 期新发生的对外净资产及其因汇率波动产生的估值}$$

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

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：

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

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

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

其中，
$$VNIIP_{t+1}^{USD} = \sum_i^I \frac{x_t^i}{\delta_{t+1}^i \gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i}, \quad FL_{t+1}^{USD} = \sum_i^I \frac{\Delta x_{t+1}^i}{\gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i}, \quad VFL_{t+1}^{USD} = \sum_i^I \frac{\Delta x_{t+1}^i}{\delta_{t+1}^i \gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i},$$

$$PC_{t+1}^{USD} = \sum_i^I \frac{\Delta p_{t+1}^i}{\gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i}, \quad VPC_{t+1}^{USD} = \sum_i^I \frac{\Delta p_{t+1}^i}{\delta_{t+1}^i \gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i}.$$

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 $\gamma_{t+1}^{CNY} \neq 1$ ， $(VNIIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD})$ 和 $(\delta_{t+1}^{CNY} \gamma_{t+1}^{CNY} VNIIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD})$ 、 $(VFL_{t+1}^{USD} - FL_{t+1}^{USD})$ 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分别采用本币与美元计量的两种估值效应²（见图 2-4）。

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。

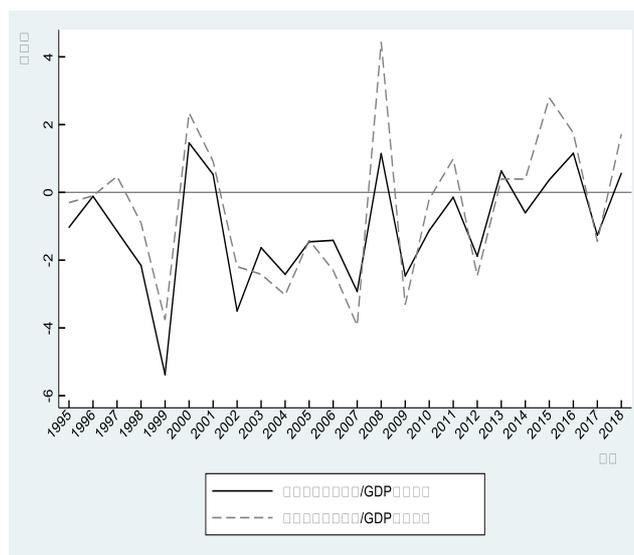


图 2 全样本估值效应

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, 所涉及国家和地区也已扩展至 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。

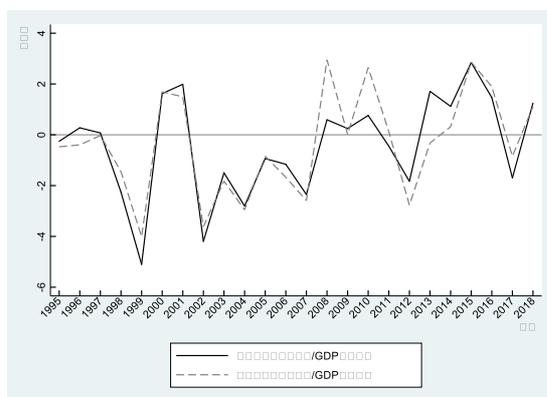


图 3 发达国家估值效应

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。

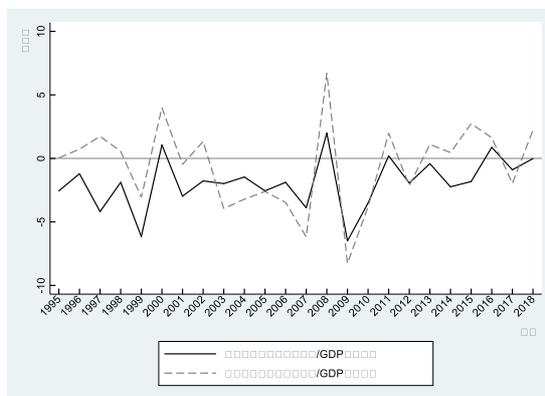


图 4 新兴市场国家估值效应

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 Grossmanna *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：

$$\mathbf{Y}_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 \mathbf{Y}_{t-1} + \mathbf{f}_t + \mathbf{d}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (16)$$

其中， i 表示不同国家， t 表示时间； \mathbf{Y}_t 是包含关键的被解释变量向量； \mathbf{f}_t 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； \mathbf{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； $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ 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 GDP（ y ）增长率来表示。

本文选择样本为上述 43 个国家¹1995-2018 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	$tvalmf$	$NIP_{t+1} - NIP_t - (CA_t + KA_t + EO_t)$	Lane and Milesi-Ferretti (2001, 2007, 2017) 构建的 EWN 数据库；IMF 的 BOP 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

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数为 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。

¹样本国家加入了美国，剔除了中国。

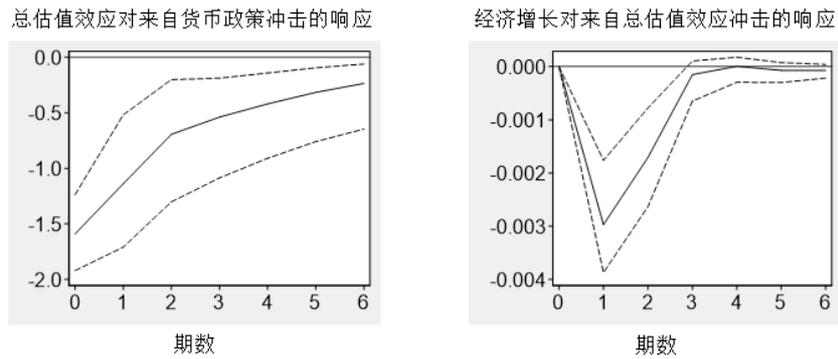


图 5 货币政策的估值效应传导渠道：全样本

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，即响应值；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¹，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。

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。

¹Bénétrix *et 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 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
country1	<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
country2	<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
country3	<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¹，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，使得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。

¹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。

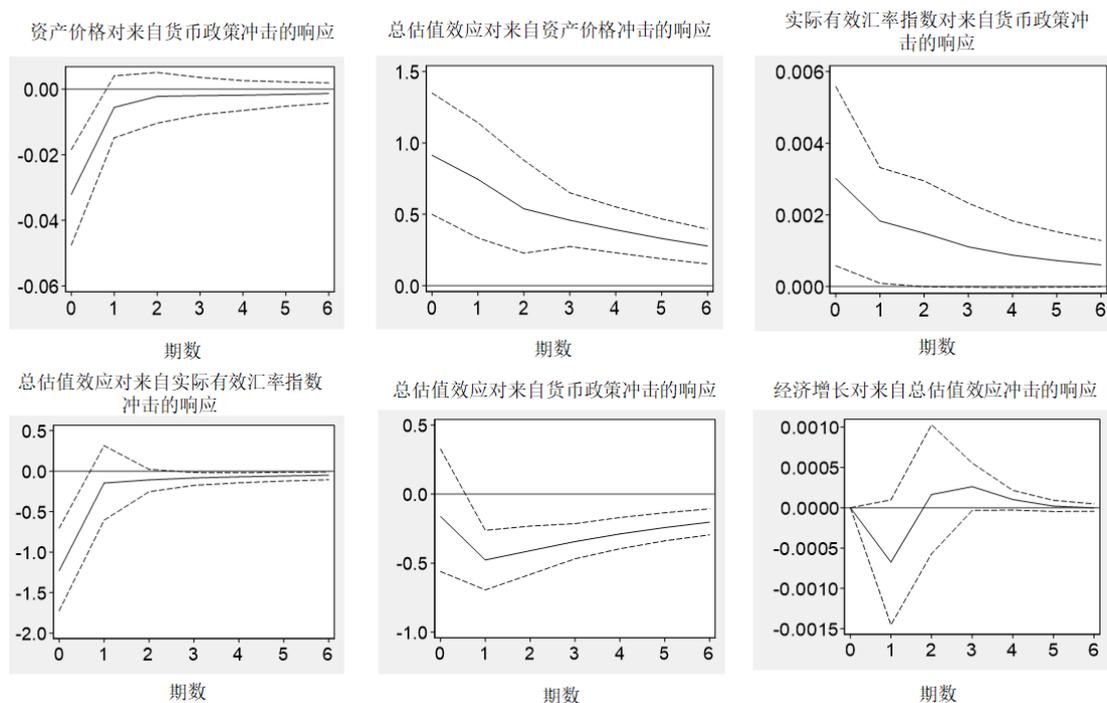


图 6 货币政策的估值效应传导渠道：country1

(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)。

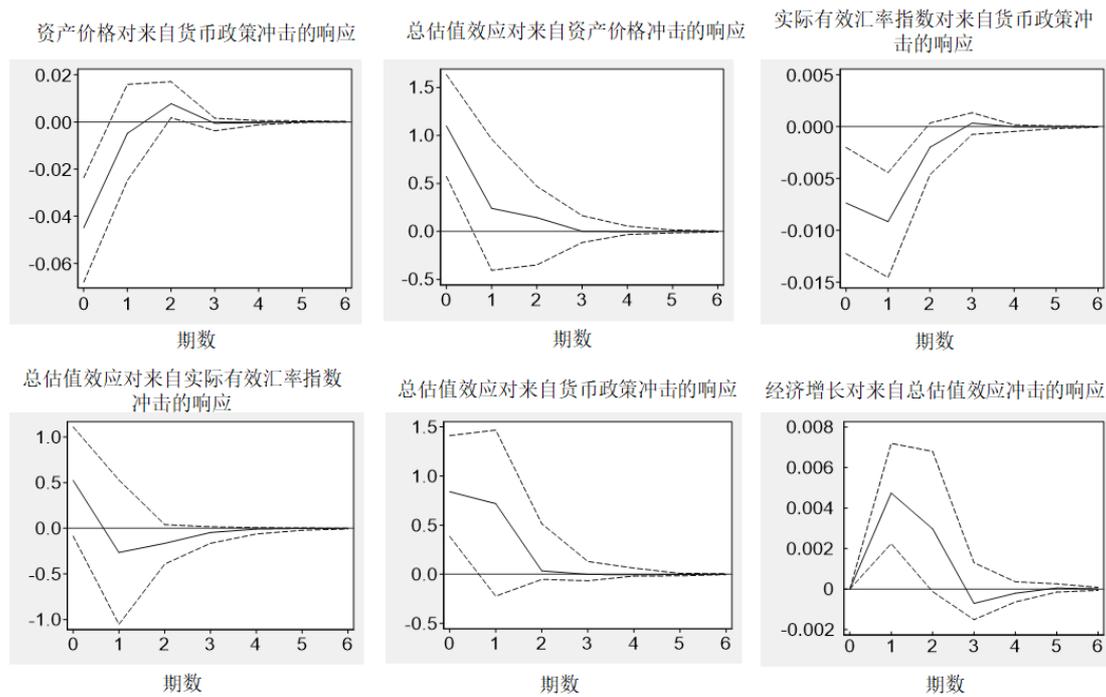


图 7 货币政策的估值效应传导渠道：country2

(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。

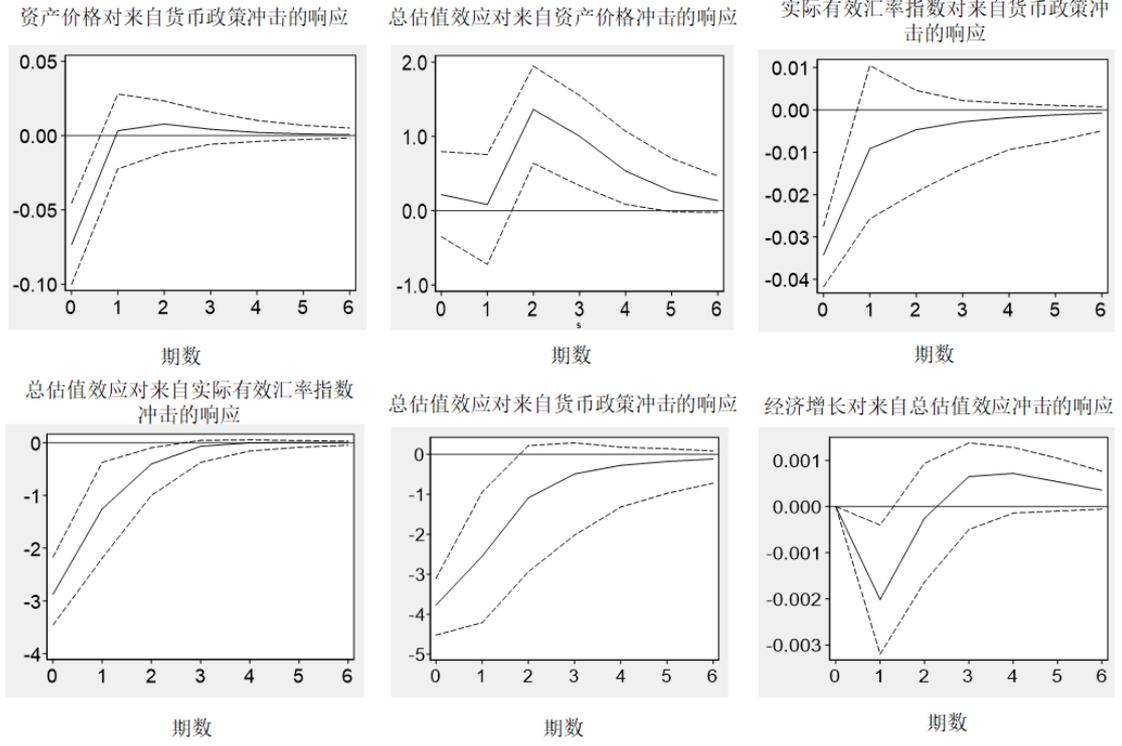


图 8 货币政策的估值效应传导渠道：country3

3. 稳健性检验

(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：

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

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

$$\omega_{ijt}^F = \omega_{ijt}^A S_{it}^A - \omega_{ijt}^L S_{it}^L \quad (19)$$

$$\omega_{it}^F = \sum_{j=1}^J \omega_{ijt}^F \quad (20)$$

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_{ijt}^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_{ijt}^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
Country1	0.0523	1.3634	-8.2797	7.0194
Country2	0.3930	2.3165	-5.5009	15.5900
Country3	-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, 并且总估值效应对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具有一定必要性。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。

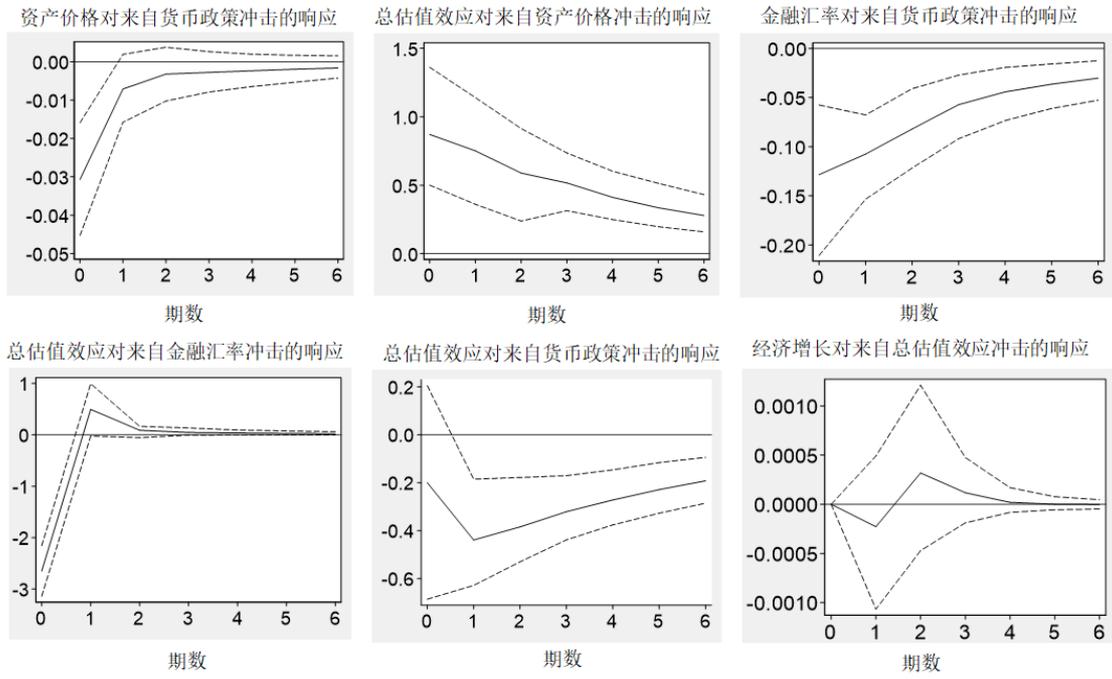


图 9 country1 稳健性检验：替换汇率变量

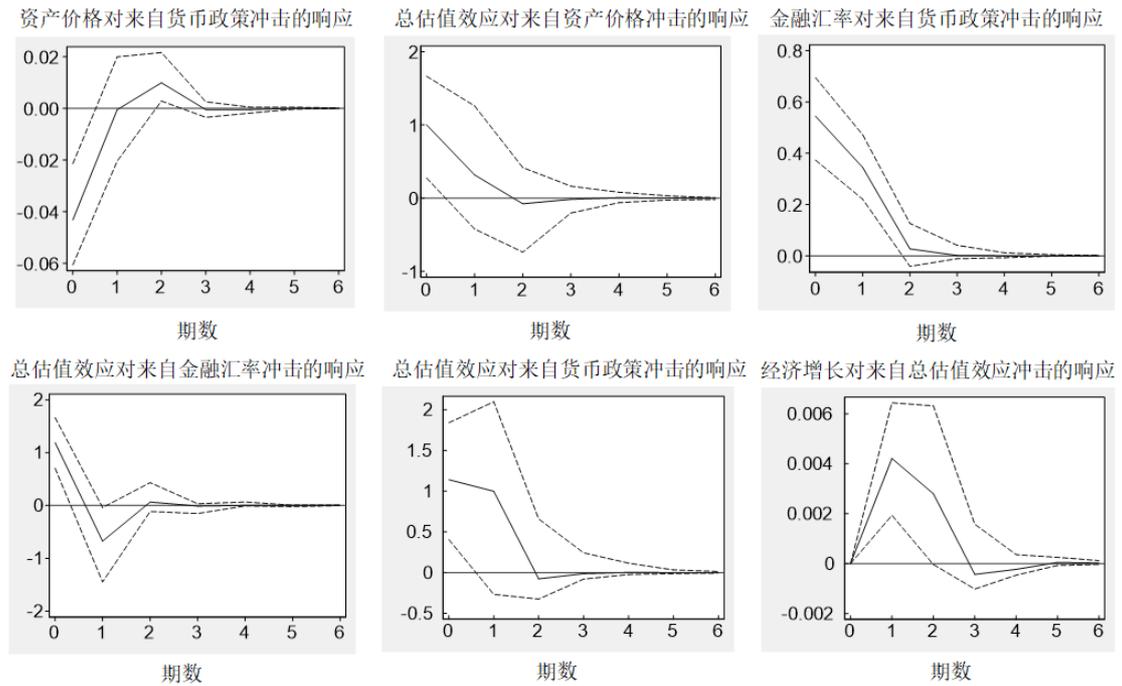


图 10 country2 稳健性检验：替换汇率变量

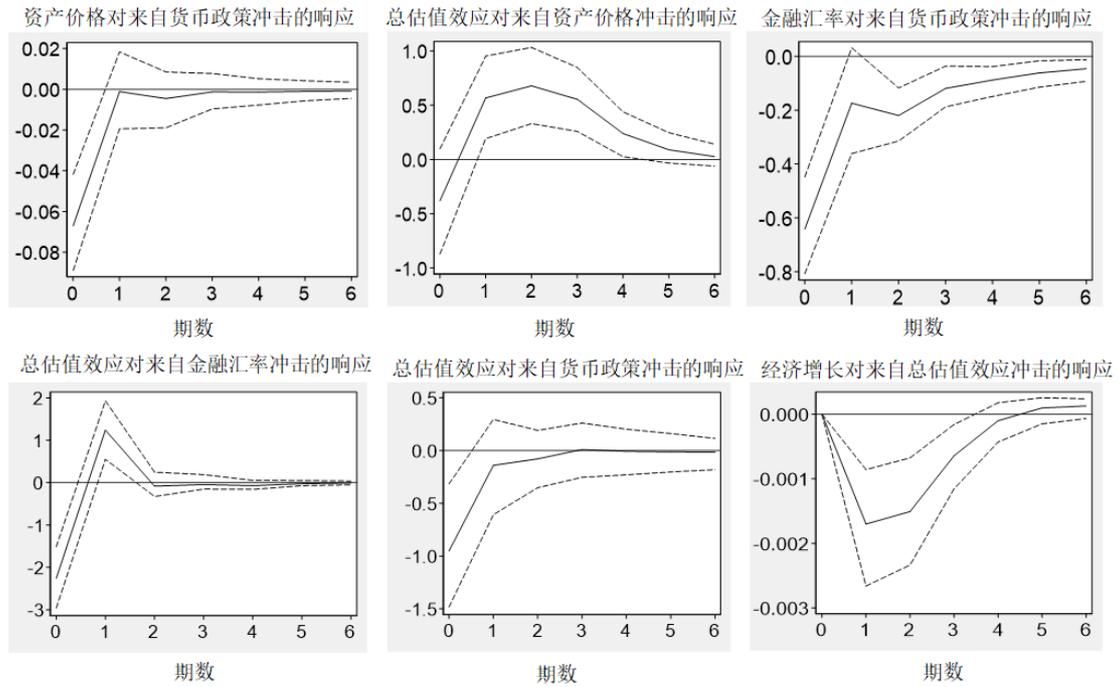


图 11 country3 稳健性检验：替换汇率变量

(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（如式 25）。

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

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。

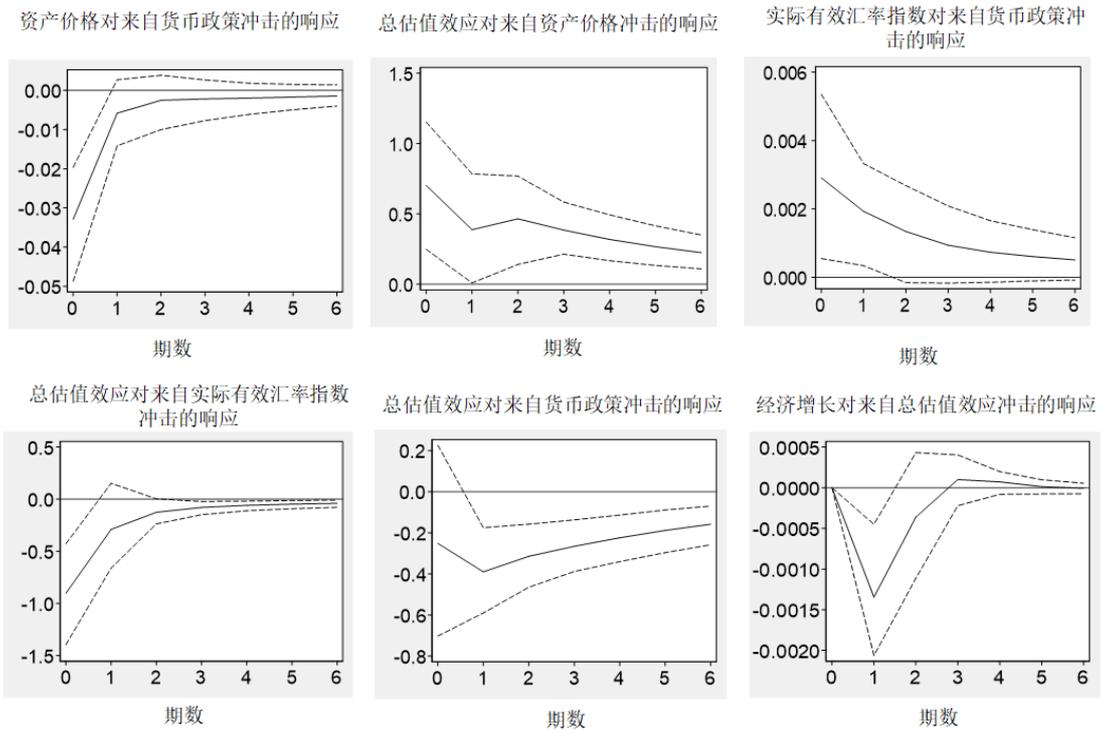


图 12 country1 稳健性检验：替换总估值效应

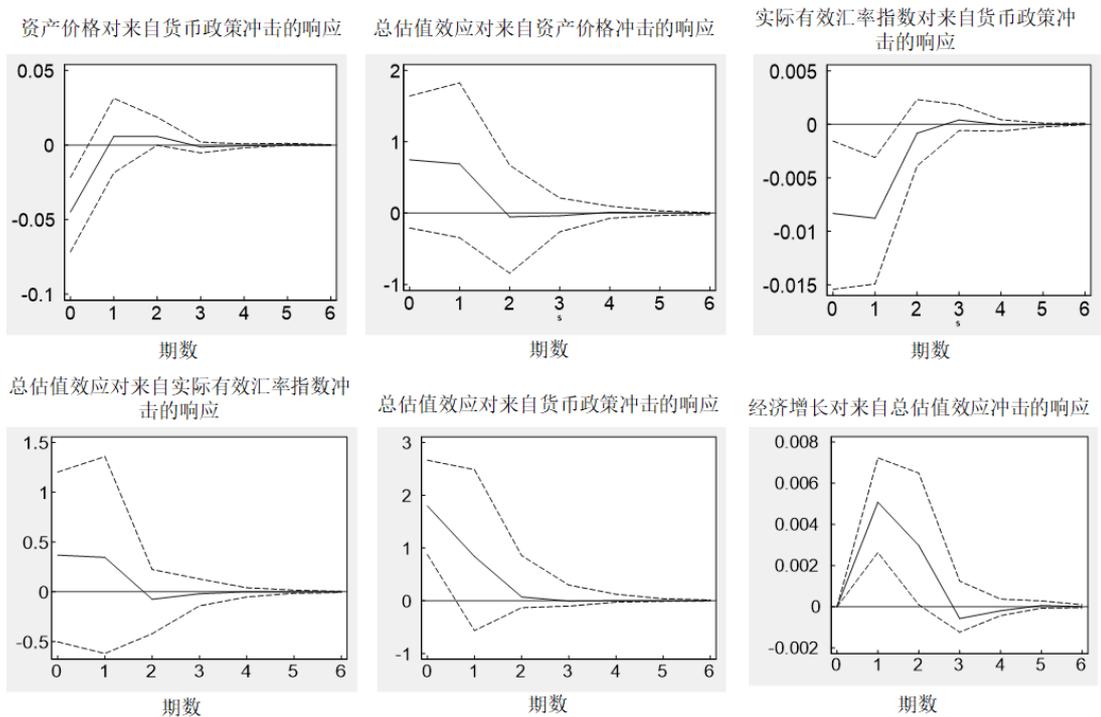


图 13 country2 稳健性检验：替换总估值效应

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
country1	-0.9165	7.5923	-27.1787	24.3490
country2	-1.5186	9.4925	-54.4694	57.6510
country3	-3.3867	12.0576	-85.4964	61.6494

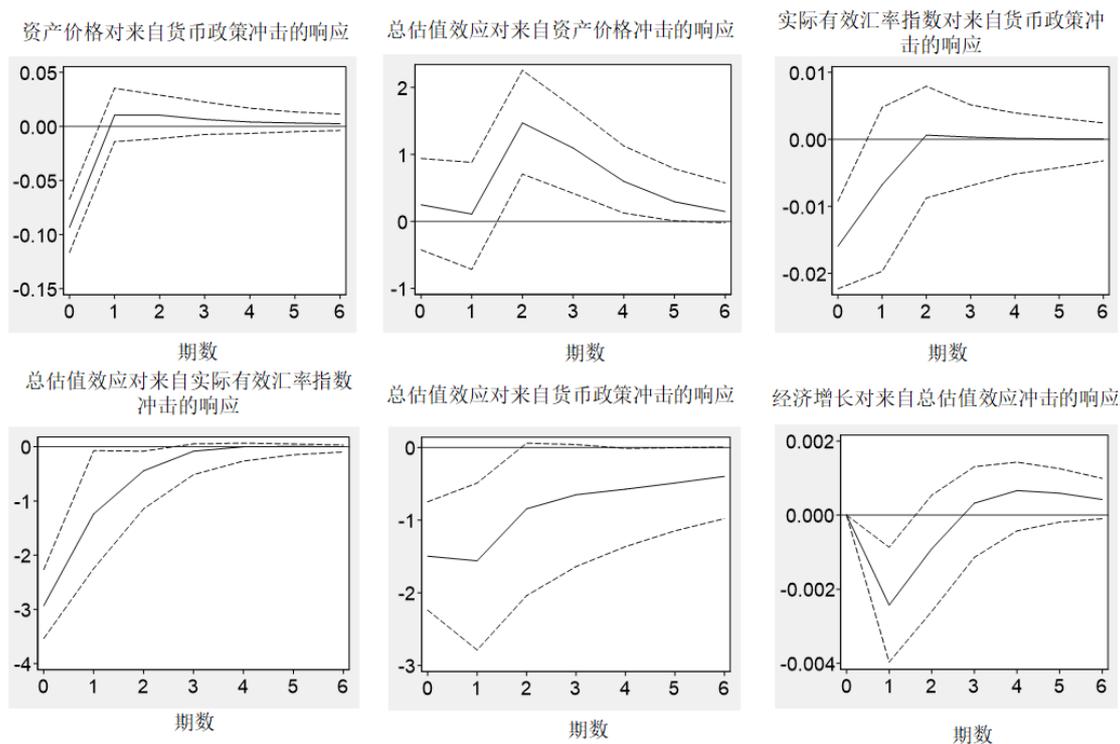


图 14 country3 稳健性检验：替换总估值效应

(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 Bénétrix *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。

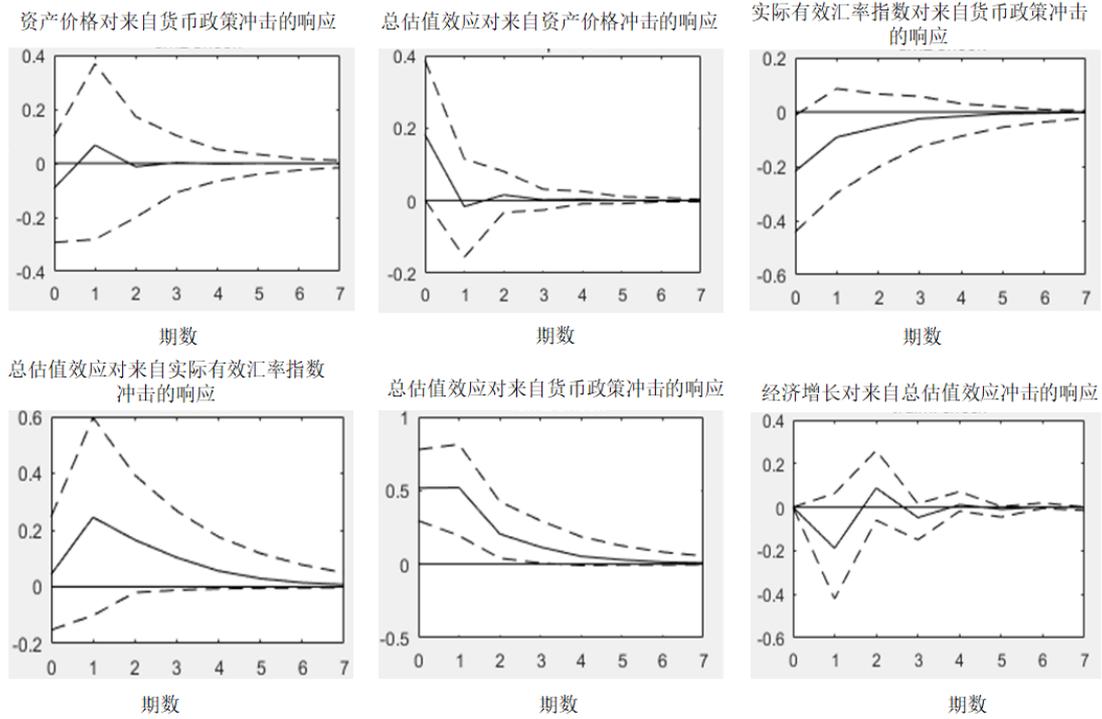


图 15 货币政策的估值效应传导渠道：中国

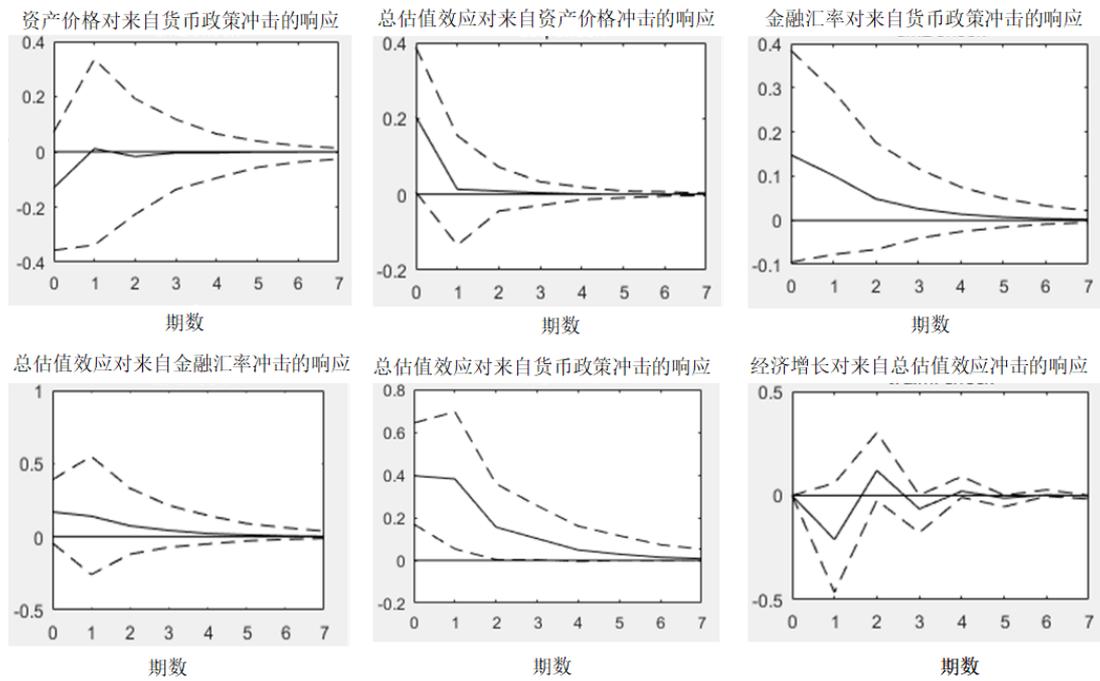


图 16 稳健性检验：替换汇率变量

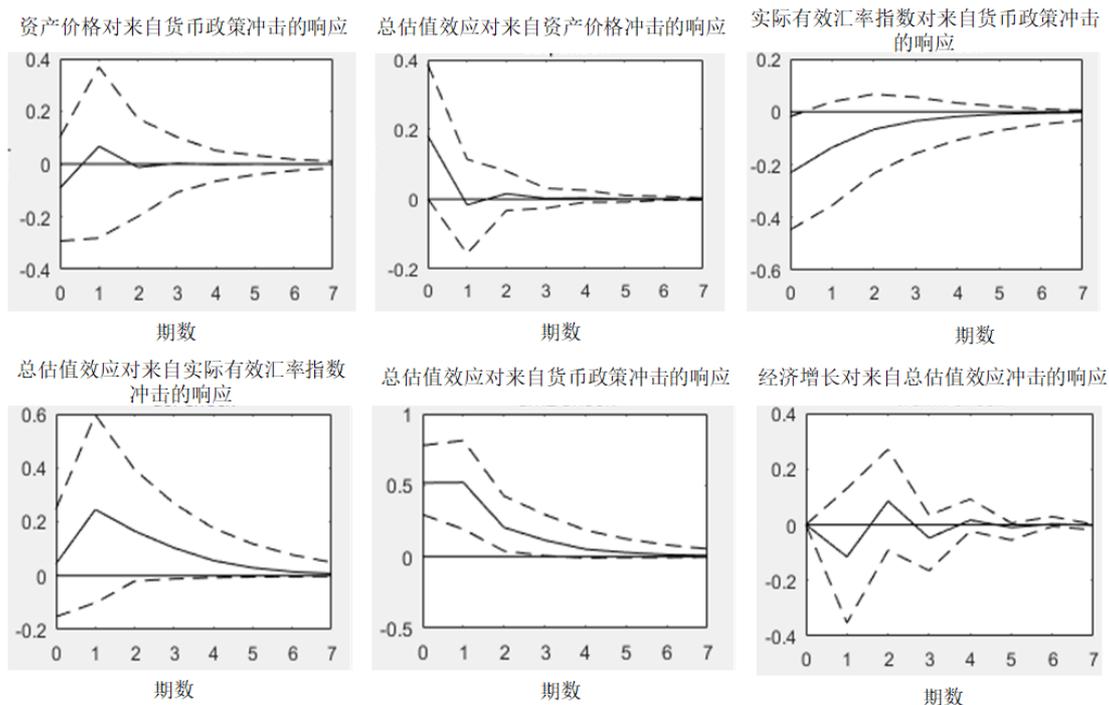


图 17 稳健性检验：替换总估值效应

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，要进一步加强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

- [1] 陈雨露 (2010):《走和平共赢的人民币崛起之路》,《中国金融》第 11 期。
- [2] 丁志杰 (2014):《经济暗物质与剪羊毛》,《中国金融》第 4 期。
- [3] 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。
- [4] 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。
- [5] 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。
- [6] 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。
- [7] 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。
- [8] 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。
- [9] 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。
- [10] 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。
- [11] 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.
- [12] Bénétrix, A. S.; Lane, P. R. and Shambaugh, J. C. “International Currency Exposures, Valuation Effects, and the Global Financial Crisis.” *Journal of International Economics*, 2015, 96, pp. S98-S109.
- [13] 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.
- [14] Bernanke, B.; M. Gertler and Gilchrist, S. “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework.” *Handbook of Macroeconomics*, 1999, 1, pp. 1341-1393.
- [15] 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.
- [16] 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.
- [17] Georgiadis, G. and Mehl, A. “Financial Globalisation and Monetary Policy Effectiveness.” *Journal of International Economics*, 2016, 103, pp.200-121.
- [18] 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.
- [19] Gourinchas, P.; Rey, H. and Nicolas, Govillot. “Exorbitant Privilege and Exorbitant Duty.” *IMES Discussion Paper Series*, 2010, pp. 10-E-20.
- [20] Gourinchas, P. and Rey, H. “International Financial Adjustment.” *Journal of Political Economy*, 2007, 115(4), pp. 665-703.
- [21] 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.

- [22] Krugman, Paul. "Balance Sheets, the Transfer Problem, and Financial Crises." *International Tax & Public Finance*, 1999, 6(4), pp. 459-472.
- [23] 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.
- [24] Lane, P. R. and Milesi-Ferretti, G. M. "A Global Perspective on External Positions." *NBER Working Papers*, 2005, pp. 11589.
- [25] 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.
- [26] 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.
- [27] Lane, P. R. and Shambaugh, J. C. "Financial Exchange Rates and International Currency Exposures." *The America Economic Review*, 2007, 100(1), pp. 518-540.
- [28] Mishkin, F. S. "The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy." *NBER Working Papers*, 2001, pp. 8617.
- [29] Meier, S. "Financial Globalization and Monetary Transmission." *Globalization Institute Working Papers*, 2013.
- [30] 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.
- [31] 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.
- [32]

Monetary Policy Transmission Mechanism in the Context of Global Imbalance: Based on the Perspective of Valuation Effects

Song Ke Yang Yaxin Su Zhi

Abstract: The impact of global imbalance on the monetary policy transmission mechanism has long been drawing attention, but systematic research from a valuation effects perspective is scarce. Based on the theoretical analysis, this paper conducts an cross-border empirical analysis with the data of 43 representative countries from between 1995 and 2018. The results of the study show that the valuation effects transmission channel of monetary policy does exist, and the effect of monetary policy implementation has been to a certain extent reinforced by the global imbalance through valuation effects. The heterogeneity analysis shows that developed countries with positive net assets in foreign currency produce valuation effects on their external net assets after being shocked by monetary policy, but the valuation effects do not affect economic growth, However, the valuation effects on emerging market countries' external net assets after being shocked by monetary policy have a clearly significant effect on economic growth, and it is noted that there is a monetary policy valuation effects transmission channel. Among these, the monetary policy effects will be weakened by the valuation effects in emerging market countries with positive net assets in foreign currency, and they are reinforced by the valuation effects in emerging market countries with negative net assets in foreign currency after the monetary policy shock. Based on the Bayesian VAR model, an empirical analysis of China's monetary policy valuation effects transmission channel is also carried out and it is shown that after the monetary policy shock, valuation effects occur, but they do not significantly affect economic growth. This paper provides a new perspective on monetary policy analysis in the context of global imbalances, as well as new theoretical and empirical evidence for the subsequent promotion of RMB internationalization and reform of the international monetary system.

Keywords: global imbalance, monetary policy, transmission mechanism, valuation effects



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