

经常账户变动对实际有效汇率的 非对称影响及潜在渠道探析

张 明 刘 瑶*

摘要 本文参考 Obstfeld and Rogoff (2005) 三国模型, 实证检验了经常账户调整对一国实际有效汇率走向的影响。研究表明: 第一, 经常账户顺差增加或逆差缩减驱动经济体实际有效汇率升值; 第二, 经常账户调整对一国实际有效汇率的影响具有国别间的非对称性与时变效应; 第三, 制造业规模的大小、估值效应同样影响经常账户对实际有效汇率的传导。本文最重要的政策建议是, 各国需要密切关注经常账户调整对实际有效汇率变动构成的冲击, 避免两者联动造成贸易条件的恶化。

关键词 经常账户调整, 实际有效汇率, 估值效应

DOI: 10. 13821/j. cnki. ceq. 2022. 05. 03

一、引 言

全球经常账户失衡及调整始终是国内外学界研究的热点问题, 国际收支的变迁通常引发一国汇率、财政货币政策、资产价格、经济结构的一系列变动。但是, 已有文献对经常账户调整的潜在影响始终关注不够: 一方面, 在直观上经常账户的显著调整与宏观经济变量的走势常常表现出惊人的相似性; 另一方面, 周期性因素与经济政策的扰动令这种效应难以被有效捕捉, 为实证研究增添了不少难题。

经常账户与实际有效汇率 (real effective exchange rates, REER) 即为这类问题的典型代表之一。通常而言, 一国经常账户的变动同该国汇率的走势具有联动效应。目前, 现有文献和理论仅仅单向解释了汇率对经常账户的驱

* 张明, 中国社会科学院金融研究所; 刘瑶, 中国社会科学院财经战略研究院。通信作者及地址: 刘瑶, 北京市东城区王府井大街东厂胡同 1 号中国社会科学院财经战略研究院科研楼 616, 100006; 电话: 18810690398; E-mail: liuyao2197@sina.com。本文是中国社会科学院创新工程项目“全球与中国金融市场的发展趋势与互联互通研究”、中国社会科学院财经战略研究院 2022 青年基金项目“全球经常账户调整的潜在经济影响探析”的阶段性研究成果。本文曾在中国世界经济学会国际金融论坛 (2019) 上宣读, 衷心感谢王伟、邓贵川、左振颖, 以及两位匿名审稿专家提出的富有建设性的意见, 当然文责自负。

动作用,如J曲线效应、以马歇尔-勒纳条件为核心的弹性论及以凯恩斯框架为主导的吸收论等。反之,对于经常账户调整如何影响实际有效汇率,学术界并未达成某种共识。依据经济学直觉,一国经常账户由顺差转为逆差的过程,意味着本国需要抛售国外资产偿还债务,这会导致净国外资产存量下降,进而由于本币供给相应增加而汇率相对贬值。然而,在实证研究中,关于经常账户变动对汇率的作用方向上,鲜有文献给出具有说服力的分析,曾有一些早期研究建立仅含有净国外资产单一解释变量的汇率决定方程,并得出一些统计上显著的结论。在笔者搜集到的国内文献中,经常账户调整对实际汇率走向的研究极为有限,只有少数关注经常账户、贸易条件与实际有效汇率的联动效应及对外净资产与汇率变化背后的金融调整渠道(例如,肖立晟和王博(2011))。

近年来,国际货币基金组织(International Monetary Fund, IMF)开发的外部平衡评估法——EBA(external balance assessment)为评估经常账户对汇率的驱动作用提供了新的实证思路。EBA方法的第二步实际有效汇率法引入了决定实际有效汇率的一些重要解释变量,并且在历年的外部汇率评估上均得到了相对稳健的结果。同时,Obstfeld and Rogoff(1995)(以下简称OR(1995))、Engel(2016)等构建的两国模型,将汇率变动、经常账户调整等引入同一个系统进行分析,为解决这一问题奠定了理论基础。尽管两者分别为本文实证思路与理论搭建提供了有益启示,但是并不能直接应用于本文中,这是因为,EBA实际有效汇率法中并未引入经常账户本身作为解释变量,而后的两国模型仅得出经常账户变动与双边汇率的相关关系,并未引入多边汇率。鉴于此,本文参考了Obstfeld and Rogoff(2005)(以下简称OR(2005))构建的一般均衡三国模型,引入了实际有效汇率与经常账户,为解决上述问题提供了理论借鉴,笔者同时选取了EBA实际有效汇率法的重要解释变量作为实证分析参考。本文选择从全球视角出发,考察一国经常账户的变动对实际有效汇率的影响,检验了不同组别国家该影响的显著与否及大小,进行了分时段面板回归;基于制造业大国经常账户调整更为显著的特征事实,本文检验了制造业规模是否会放大经常账户对实际有效汇率的冲击这一猜想,并进一步探究了交互项的作用及可能存在的估值效应。可以说,经常账户调整对一国实际有效汇率的影响在国家维度(发达国家与发展中国家)、时间维度(金融危机前后)与截面维度(制造业规模大小)¹的异质性是本文探索的主题——非对称影响;贸易调整渠道与估值效应变动渠道则是本

¹ 截面维度是笔者根据样本个体特征进行的探索。本文依照理论模型,按照制造业规模大小分类进一步分析了经常账户变动对实际有效汇率的非对称影响。

文揭示的潜在渠道²。

基于此，本文主要贡献如下：第一，参考OR（2005）模型，类比构建三个经济体，推导出实际有效汇率的结构方程式，得出经常账户调整对实际有效汇率变动的作用机制与方向，揭示了经常账户调整的潜在渠道；第二，结合EBA方法中实际有效汇率的驱动变量，对1990—2016年年度数据进行分组分阶段面板回归，得出各阶段经常账户调整对实际有效汇率的驱动作用大小，考虑了金融危机可能造成的结构性突变影响，分析非对称影响；第三，依据理论方程式，猜想制造业规模可能影响经常账户对实际有效汇率的作用，并得到了富有参考性的结论；第四，进一步检验了经常账户交互项、估值效应是否对实际有效汇率构成显著冲击。

二、理论机制与相关文献

（一）理论模型设定

参照OR（2005）的三国一般均衡模型，各经济体资源禀赋给定，可贸易品产出给定且满足一价定律，在模型中，均衡贸易条件、可贸易品与非贸易品相对价格均是内生的（因此，双边汇率和实际有效汇率是内生的）；国际借贷、利率是外生的。中央银行有能力稳定物价、控制通胀。在OR（2005）基础上，本文做出如下拓展：融入长短期的时间维度，将原模型的静态一般均衡分析拓展为比较静态一般均衡分析，等价构建了三个经济体经常账户与实际有效汇率变动的简要分析框架，假定长期经常账户趋近平衡，并在长期均衡附近推导出实际有效汇率变动与经常账户调整的关系。³

1. 消费者部门

参照OR（2005），假定三个经济体中，两个经济体经济结构相似（类比为发达国家），具有相似的消费需求方程式；第三个经济体（类比为发展中国家）对其余两个经济体进口商品权重相同，假定存在消费产品母国偏好。

对于每个经济体而言，总消费可视为贸易品与非贸易品消费之和：

$$C^j = [\gamma^{\frac{1}{\theta}} (C_T^j)^{\frac{\theta}{\theta-1}} + (1-\gamma)^{\frac{1}{\theta}} (C_N^j)^{\frac{\theta-1}{\theta}}]^{\frac{\theta}{\theta-1}}. \quad (1)$$

前两个相似经济体的贸易品消费为：

$$C_T^j = [\alpha^{\frac{1}{\gamma}} (C_j^j)^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} + (\beta-\alpha)^{\frac{1}{\gamma}} (C_k^j)^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} + (1-\beta)^{\frac{1}{\gamma}} (C_3^j)^{\frac{\gamma-1}{\gamma}}]^{\frac{\gamma}{\gamma-1}}. \quad (2)$$

² 2008年金融危机后，学界倾向于将经常账户调整划分为贸易加支付转移为组成的贸易渠道调整与投资收益变动为组成的估值效应渠道调整。本文的潜在渠道即借鉴了上述分类。

³ 选择拓展三国模型能够更好地定义实际有效汇率，并赋予不同的贸易伙伴贸易权重；此外，在理论模型假设中，三个经济体中有两个经济体经济结构相似、另一个经济结构不同，可为后文实证部分国家类型的异质性分析提供理论依据。

第三个经济体的贸易品消费为：

$$C_T^3 = [\delta^{\frac{1}{\gamma}} (C_3^3)^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} + \left(\frac{1-\delta}{2}\right)^{\frac{1}{\gamma}} (C_2^3)^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} + \left(\frac{1-\delta}{2}\right)^{\frac{1}{\gamma}} (C_1^3)^{\frac{\gamma-1}{\gamma}}]^{\frac{\gamma}{\gamma-1}}, \quad (3)$$

其中, $i=1, 2, 3, j=1$ 或 $2, k=1$ 或 $2, j \neq k, \frac{1}{2} < \alpha < \beta < 1, \delta > \frac{1}{2}$,

下角标 T, N 代表贸易品与非贸易品, 参数 θ 为贸易品与非贸易品替代弹性, η 表示本国生产商品和进口商品替代弹性, α, β 为不同国家贸易权重, γ 为贸易品所占权重。

2. 生产者部门

对于各经济体而言, 消费品价格指数 (CPI) 表示为：

$$P_C^i = [\gamma (P_T^i)^{1-\theta} + (1-\gamma) (P_N^i)^{1-\theta}]^{\frac{1}{1-\theta}}. \quad (4)$$

前两个相似经济体的贸易品价格指数由本国和外国共同决定, 可表示为：

$$P_T^i = [\alpha P_j^{1-\eta} + (\beta - \alpha) P_k^{1-\eta} + (1-\beta) P_3^{1-\eta}]^{\frac{1}{1-\eta}}. \quad (5)$$

第三个经济体的贸易品价格指数则为：

$$P_T^3 = \left[\delta P_3^{1-\eta} + \left(\frac{1-\delta}{2}\right) P_1^{1-\eta} + \left(\frac{1-\delta}{2}\right) P_2^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}}, \quad (6)$$

其中, P_j 代表每个经济体生产的贸易品价格, $j=1, 2$; P_C^i 为一国消费品价格指数。

3. 贸易条件与实际汇率

三个经济体双边贸易条件两两表示为：

$$\tau_{1,2} = \frac{P_2}{P_1}, \quad \tau_{1,3} = \frac{P_3}{P_1}, \quad \tau_{2,3} = \frac{P_3}{P_2}. \quad (7)$$

三个经济体的双边实际汇率 (直接标价法) 为：

$$q_{1,2} = \frac{P_C^2}{P_C^1}, \quad q_{1,3} = \frac{P_C^3}{P_C^1}, \quad q_{2,3} = \frac{P_C^3}{P_C^2} = \frac{q_{1,3}}{q_{1,2}}. \quad (8)$$

在直接标价法下, 国外消费品价格指数上涨会使实际汇率贬值。同理, 根据进出口价格权重, 定义三个经济体的实际有效汇率 (以直接标价法表示) 分别为：

$$q^1 = \frac{(P_C^2)^{\frac{\beta-\alpha}{1-\alpha}} (P_C^3)^{\frac{1-\beta}{1-\alpha}}}{P_C^1}, \quad q^2 = \frac{(P_C^1)^{\frac{\beta-\alpha}{1-\alpha}} (P_C^3)^{\frac{1-\beta}{1-\alpha}}}{P_C^2}, \quad q^3 = \frac{(P_C^1)^{\frac{1}{2}} (P_C^2)^{\frac{1}{2}}}{P_C^3}. \quad (9)$$

4. 一般均衡条件

先得到不同经济体之间的贸易品相对价格：

$$\frac{P_T^2}{P_T^1} = \frac{[\alpha \tau_{1,2}^{1-\eta} + (\beta - \alpha) + (1-\beta) \tau_{1,3}^{1-\eta}]^{\frac{1}{1-\eta}}}{[\alpha + (\beta - \alpha) \tau_{1,2}^{1-\eta} + (1-\beta) \tau_{1,3}^{1-\eta}]^{\frac{1}{1-\eta}}},$$

$$\frac{P_T^3}{P_T^1} = \frac{\left[\delta \tau_{1,3}^{1-\gamma} + \left(\frac{1-\delta}{2} \right) + \left(\frac{1-\delta}{2} \right) \tau_{1,2}^{1-\gamma} \right]^{\frac{1}{1-\gamma}}}{\left[\alpha + (\beta - \alpha) \tau_{1,2}^{1-\gamma} + (1 - \beta) \tau_{1,3}^{1-\gamma} \right]^{\frac{1}{1-\gamma}}},$$

$$\frac{P_T^3}{P_T^2} = \frac{\left[\delta \tau_{1,3}^{1-\gamma} + \left(\frac{1-\delta}{2} \right) + \left(\frac{1-\delta}{2} \right) \tau_{1,2}^{1-\gamma} \right]^{\frac{1}{1-\gamma}}}{\left[\alpha \tau_{1,2}^{1-\gamma} + (\beta - \alpha) + (1 - \beta) \tau_{1,3}^{1-\gamma} \right]^{\frac{1}{1-\gamma}}}. \quad (10)$$

由于均衡产出给定，根据市场均衡条件，经济体 1 的贸易品产出为：

$$Y_T^1 = \alpha \left(\frac{P_1}{P_T^1} \right)^{-\gamma} C_T^1 + (\beta - \alpha) \left(\frac{P_1}{P_T^2} \right)^{-\gamma} C_T^2 + \left(\frac{1-\delta}{2} \right) \left(\frac{P_1}{P_T^3} \right)^{-\gamma} C_T^3. \quad (11)$$

同时，产出的名义价值为⁴：

$$P_1 Y_T^1 = \alpha \left(\frac{P_1}{P_T^1} \right)^{1-\gamma} P_T^1 C_T^1 + (\beta - \alpha) \left(\frac{P_1}{P_T^2} \right)^{1-\gamma} P_T^2 C_T^2 + \left(\frac{1-\delta}{2} \right) \left(\frac{P_1}{P_T^3} \right)^{1-\gamma} P_T^3 C_T^3. \quad (12)$$

一般情况下，经济体并未实现即期贸易平衡，存在国外债务，则有：

$$CA^1 = P_1 Y_T^1 - P_T^1 C_T^1 + rF^1, \quad (13)$$

对于经济体 1、2，表达式相同。其中，CA 表示经常账户余额，F 表示净国外资产存量，r 为国际借贷利息。

5. 均衡条件下实际有效汇率的推导

将经济体 1 的实际有效汇率变形为：

$$q^1 = \left(\frac{P_C^2}{P_C^1} \right)^{\frac{\beta-\alpha}{1-\alpha}} \left(\frac{P_C^3}{P_C^1} \right)^{\frac{1-\beta}{1-\alpha}}. \quad (14)$$

将式 (14) 等式两边取对数，得到：

$$\ln q^1 = \left(\frac{\beta - \alpha}{1 - \alpha} \right) \ln \left(\frac{P_C^2}{P_C^1} \right) + \left(\frac{1 - \beta}{1 - \alpha} \right) \ln \left(\frac{P_C^3}{P_C^1} \right). \quad (15)$$

由于央行有能力稳定物价，假设长期内不存在通胀，经济体在均衡条件下价格相对稳定，以同种货币衡量商品 CPI 指数篮不随时间变化，又因为均衡条件下贸易品与非贸易品相对价格比例内生给定，因此，非贸易品与贸易品价格之比为 k ，式 (4) 可化简为：

$$P_C^1 = [\gamma (P_T^1)^{1-\theta} + (1 - \gamma)(kP_T^1)^{1-\theta}]^{\frac{1}{1-\theta}}. \quad (16)$$

对等式两边同时取对数，可以得到：

$$\ln P_C^1 = \frac{1}{1-\theta} \ln \{ [\gamma + (1 - \gamma)k^{1-\theta}] (P_T^1)^{1-\theta} \} = \sigma + \ln P_T^1, \quad (17)$$

其中， $\sigma = \frac{1}{1-\theta} \ln [\gamma + (1 - \gamma)k^{1-\theta}]$ 。

⁴ 其他经济体的表达式类似。

同时, 由于本国的贸易品价格指数由全球定价, 即按照三国贸易品权重决定且遵循同种商品一价定律, 长期内产出给定, 各国生产的贸易品相对价格比例固定, 双边贸易条件稳定, 即经济体 2、3 生产的可贸易品价格可由经济体 1 生产的贸易品价格表示:

$$P_2 = \mu P_1, \quad P_3 = \nu P_1. \quad (18)$$

于是, 式 (5) 可化简为:

$$P_T^1 = [\alpha P_1^{1-\eta} + (\beta - \alpha)(\mu P_1)^{1-\eta} + (1 - \beta)(\nu P_1)^{1-\eta}]^{\frac{1}{1-\eta}}. \quad (19)$$

两边取对数, 得到:

$$\ln P_T^1 = \frac{1}{1-\eta} \ln \{ [\alpha + (\beta - \alpha)\mu^{1-\eta} + (1 - \beta)\nu^{1-\eta}] P_1^{1-\eta} \} = \ln P_1 + \kappa, \quad (20)$$

其中, $\kappa = \frac{1}{1-\eta} \ln [\alpha + (\beta - \alpha)\mu^{1-\eta} + (1 - \beta)\nu^{1-\eta}]$.

综上, 可得到 P_C^1 与 P_1 的关系式, 即:

$$\ln P_1 = \ln \frac{CA^1 + P_T^1 C_T^1 - rF^1}{Y_T^1} = \ln P_C^1 - \sigma - \kappa. \quad (21)$$

将式 (21) 代入式 (15) 中, 得到式 (22):

$$\begin{aligned} \ln q^1 &= \left(\frac{\beta - \alpha}{1 - \alpha} \right) \ln(P_C^2) - \left(\frac{\beta - \alpha}{1 - \alpha} \right) \ln \left(\frac{CA^1 + P_T^1 C_T^1 - rF^1}{Y_T^1} \right) + \left(\frac{1 - \beta}{1 - \alpha} \right) \ln(P_C^3) \\ &\quad - \left(\frac{1 - \beta}{1 - \alpha} \right) \ln \left(\frac{CA^1 + P_T^1 C_T^1 - rF^1}{Y_T^1} \right) - \sigma - \kappa. \end{aligned} \quad (22)$$

将式 (22) 化简变形为:

$$\ln q^1 = \left(\frac{\beta - \alpha}{1 - \alpha} \right) \ln(P_C^2) - \ln \left(\frac{CA^1 + P_T^1 C_T^1 - rF^1}{Y_T^1} \right) + \left(\frac{1 - \beta}{1 - \alpha} \right) \ln(P_C^3) - \sigma - \kappa. \quad (23)$$

在长期内, 经济体实际产出与潜在产出相等, 因此以同种货币计价的实际产出与名义产出相等, 即 $P_1 Y_T^1 = Y_T^1 = P_T^1 C_T^1$ 。在均衡附近进行对数线性化处理, 当变量 x 趋向于 0 时, 有 $\ln(1 + x) \approx x$, 式 (23) 可表示为:

$$\ln q^1 = A + B + 1 - \frac{Y^1}{Y_T^1} ca^1 - \frac{P_T^1 C_T^1}{Y_T^1} + \frac{Y^1}{Y_T^1} r f_1 - \sigma - \kappa, \quad (24)$$

其中, $A = \left(\frac{\beta - \alpha}{1 - \alpha} \right) \ln(P_C^2)$, $B = \left(\frac{1 - \beta}{1 - \alpha} \right) \ln(P_C^3)$, ca 与 f 为各自余额与经济体总产出的比值。

由于经济体 1、2 类似, 对于经济体 3 而言, 可得到:

$$\ln q^3 = C + D + 1 - \frac{Y^3}{Y_T^3} ca^3 - \frac{P_T^3 C_T^3}{Y_T^3} + \frac{Y^3}{Y_T^3} r f_3 - \sigma - \omega, \quad (25)$$

其中, $C = \frac{1}{2} \ln(P_C^2)$, $D = \frac{1}{2} \ln(P_C^1)$, $\omega = \frac{1}{1-\eta} \ln \left[\delta + \frac{1-\delta}{2} \left(\frac{1}{\nu} \right)^{1-\eta} + \frac{1-\delta}{2} \times \left(\frac{\mu}{\nu} \right)^{1-\eta} \right]$, ca 与 f 为各自余额与经济体总产出的比值。

由式(24)、式(25)可以看出,在直接标价法下,经常账户盈余扩张时,实际有效汇率升值,并且不同经济体实际有效汇率决定方程式不同,经常账户相对规模和净国外资产收益(引起的估值效应)均会驱动实际有效汇率走向。引入收支存量和流量表达式,假定不考虑数额有限的资本项目⁵:

$$\Delta NFA = F_T - F_{T-1} \approx CA, \quad (26)$$

依据式(24)、式(25)、式(26),不难看出,经常账户相对盈余的扩大、赤字的减小或 ΔNFA 的增加均会导致实际有效汇率升值。

(二) 理论机制说明

由上述构建的三国模型可知,各经济体通过贸易与国外借贷途径紧密联系。每个经济体生产特定种类的贸易品,由本国和国外居民共同消费;各经济体也生产非贸易品,由本国居民消费。经常账户变动对一国实际有效汇率的影响正是经由贸易与估值效应两条潜在渠道发挥作用。

首先,经常账户变动将通过贸易品生产价格影响一国实际有效汇率。由于模型中假设本国居民消费产品具有母国偏好,这就意味着本国出口的贸易品类别中,本国消费的比例比较大。这一特征会通过转移效应影响本国的贸易条件,影响本国CPI,从而为经常账户调整对实际有效汇率的驱动作用提供路径。例如,一国出现经常账户盈余增加或赤字削减时,意味着支出削减而储蓄增多,这就导致国内需求一定程度上转向国外生产的贸易品,本国贸易品生产价格下降,导致本国的双边贸易条件恶化(出口产品价格相对于进口产品价格下降),由于CPI中本国消费的贸易品价格占有较大比例,双边实际汇率率先贬值,而实际有效汇率的变动取决于各国CPI调整的程度。然而,长期内模型假定央行有能力稳定物价,产出给定,双边贸易条件稳定,为了扭转恶化的贸易条件,各国将采取相应的汇率政策使本币升值。

其次,经常账户变动将通过净国外资产收益变动影响一国实际有效汇率。由于汇率变动及资产收益率对一国净国外资产头寸具有显著影响,导致国际借贷和债务负担的重新再分配,估值效应更多体现于净国外资产收益 rF 的变动上,随着其规模的逐渐扩大与存流量调整的非同步和不确定性,净国外资产收益将通过跨境资本流动渠道,对一国实际有效汇率构成显著影响。

综上所述,上述模型揭示了经常账户对实际有效汇率的作用机制与潜在渠道,一个机制是经由贸易渠道的调整,另一个机制是经由估值效应渠道的调整。此外还可看出,由于各经济体贸易品与非贸易品在CPI中占比不同、

⁵ 即国际收支平衡表(BPM6)中资本与金融账户下的资本项目。

贸易品与非贸易品替代弹性不同,经常账户调整对于一国实际有效汇率的冲击大小具有异质性,这为后文的实证分析奠定了理论基础。

(三) 相关文献

不仅如此,现有文献也进一步探索了影响经常账户和实际有效汇率的各类冲击,为实证过程提供了有益参考。例如,Chang *et al.* (2015) 将经常账户与实际汇率融入同一个维度下,构建两国 DSGE 模型,讨论了存在资本管制的情况下,源于经常账户的两种负面冲击(出口端与国外利率端)对宏观变量的影响,数值模拟的结果表明经常账户调整对实际汇率的冲击具有时滞效应,来自经常账户的负面冲击将通过总需求—通胀的渠道对一国实际汇率构成影响。

同时,一些经验证据表明,政策性冲击将对实际汇率的走势构成显著影响,并且存在国家间的异质性与时变效应。Kim (2015) 使用 18 个国家的数据构建面板 VAR 模型,研究表明,正向的政府财政支出冲击将导致实际汇率贬值,这一效应在浮动汇率制度的国家中更为明显,经常账户在贸易开放度高的国家调整更为显著。Bénétrix and Lane (2013) 同样发现财政冲击对新兴经济体与发达国家实际汇率驱动具有异质性。Chiu *et al.* (2010)、Rafiq (2010) 的研究表明,经常账户与实际汇率在外生冲击下的联动具有时变效应,财政冲击并非在任何时段都对经常账户与实际汇率构成显著影响。

此外,一些研究表明,结构性基本面变量对于实际汇率的走势与波动也构成持久冲击。Alessandria and Choi (2019) 构建了两国 IRBC 模型,发现贸易开放度、市价、贸易成本可以解释美国经常账户及实际汇率的动态变化。La Marca (2010) 的研究表明,产出、外储比例对出口导向型国家的实际汇率具有显著的驱动作用,经济周期的波动还对实际汇率造成非对称影响。Müller-Plantenberg (2010) 的研究则强调资本流动状况能够解释国际收支与实际汇率的联动变化。

三、实证模型设定及变量简介

基于第二部分理论模型结论与相关文献证据,本文构建了实际有效汇率的结构方程式。同时,现实中实际有效汇率(间接标价法下)上升意味着本币升值,因此依据式(24)与式(25),理论上,经常账户盈余增加将引起实际有效汇率上升。本文将经常账户/GDP 作为核心解释变量,此外还选取了影响国内可贸易品价格、消费、产出、国外价格、借贷利率、贸易权重的解释变量。结合 IMF 的 EBA 中实际有效汇率决定法,将影响实际有效汇率的变

量归为两类：一类为非政策类基本面变量和金融变量，另一类为政策类变量（控制变量）。

本文主要参考了第二步实际有效汇率决定法中的部分解释变量，探讨实际有效汇率的决定因素，并且回归方程具有直截了当的经济含义。

结合式（24）、式（25），实际有效汇率的实证方程式可表示为：

$$REER = REER(X_p, X_C, X_Y, X_\kappa, X_{CA}, X_{CF}, Z, Z^{wo}, \Delta R), \quad (27)$$

其中， X_p ， X_C ， X_Y ， X_{CA} ， X_{CF} 分别代表影响国内价格、国内消费、产出、经常账户和资本金融账户的变量， X_κ 表示影响各国贸易品价格指数权重的变量， Z 表示影响产出缺口或利率的国内或国外变量， ΔR 为外汇储备的变动。例如，本文研究的关键变量经常账户相对规模自然属于 X_{CA} ， X_{CF} 表示资本金融账户的对外部门变量， Z 与 ΔR 衡量了对产出水平产生影响的周期性或政策性金融变量。

需要明确的是，本文选择实际有效汇率水平 $REER_Index$ 作为被解释变量，数据来源于国际货币基金组织 INS 数据库，所有源于 EBA 的变量均经过了去中心化处理。我们将影响实际有效汇率的解释变量⁶ 分为两类，并对传导机制、解释变量对被解释变量可能的符号做出假设，列举如下。

（一）非政策类基本面变量和金融变量

GDP 相对规模：用本国 GDP 与全球前三大经济体 GDP 均值的商表示，GDP 相对规模较大的国家通常拥有坚实的经济基本面，通常将推动一国实际有效汇率升值。

国际资本市场状况：由恐慌指数 VIX 度量，VIX 指数的大幅波动通常会引起实际有效汇率的下降，该指标与资本账户开放度的交乘项更是放大了此效应。对于发达国家，该指标与储备货币份额的交乘项加深了国际资本市场状况对汇率的影响。

经常账户相对规模：用 CA/GDP 表示，衡量了经常账户相对失衡程度，根据 OR（2005）模型，经常账户的正向调整将引起一国实际有效汇率升值。

贸易自由化：影响公式中的 κ ，用贸易开放度作为代理变量，即进出口总额占 GDP 的比重，贸易开放度提升会降低国内贸易品的价格，进而使基于消费品价格指数的实际有效汇率下降。

GDP 预期增长率：用未来 5 年预期经济增长率表示，预期经济增长率提高的国家，实际有效汇率将显著升值。

⁶ 管制价格占比存在于部分转型经济体，一部分为发展中国家，另一部分为欧元区国家（多数为发达国家）。

管制价格占比：该指标仅应用于部分转型经济体，CPI中管制价格占比越高，对实际有效汇率的负向冲击作用越大。

人均资本存量：用总资本存量与劳动者数量表示，人均资本存量增加会引起实际有效汇率的同步上升。

政治风险：政治风险评级分数上升会导致预期的改变，从而导致实际有效汇率的升值。

(二) 政策类变量(控制变量)

公共医疗支出占比：用公共医疗支出/GDP表示，根据经验研究，该变量数值上升通常会引起实际有效汇率贬值。

资本账户开放情况：用实际利率差异与资本账户开放度之积这个代理变量表示。对于资本账户开放度较高的国家，短期利率的上升可能伴随着实际有效汇率升值。

私人信贷规模：用私人信贷占GDP的比重表示，私人信贷占比的提升意味着金融业发展程度提升，通常会导致一国实际有效汇率升值。

外汇管制程度：该变量并不单独出现在实际有效汇率回归中，但是个别变量与其乘积通常反映了政策面的相应变动。例如，外汇储备与GDP之比与资本管制的交乘项。

此外，为了更加明了地区分各类解释变量对于实际有效汇率的驱动作用，将非政策性变量分为两类，一类为结构性变量，另一类为周期性变量，这些变量在EBA技术手册中予以充分说明。⁷

四、数据选择及实证思路

(一) 数据选择及说明

在本文中，选取实际有效汇率指数 $REER_Index$ 作为被解释变量；解释变量方面，选取非政策类基本面变量和金融变量作为解释变量，选取政策类变量作为控制变量(见表1)，部分变量使用交乘项来描述。以上变量构建了相应面板回归方程式(28)。

$$REER_Index = \beta_1 \frac{CA}{GDP} + \beta_2 X + \beta_3 Y + \mu + \epsilon, \quad (28)$$

其中， CA/GDP 为经常账户相对规模， X 为其余的非政策类解释变量， Y 为控制变量， μ 为可能存在的个体效应， ϵ 为残差项。

⁷ 根据EBA技术手册，VIX指数及相关变量的交乘项、大宗商品贸易条件可以被视为周期性变量，本文中其余的非政策性变量均可看作结构性变量。

表 1 各解释变量选取及含义解释⁸

类型	变量	中文名称	含义	数据来源
非政策类 变量（解 释变量）	<i>CA/GDP</i>	经常账户相对规模	经常账户余额占 GDP 比例	WDI
	<i>PPPGDP/Top3</i>	GDP 相对规模	GDP 全球相对规模	WDI、WEO
	<i>VOX</i>	国际资本市场状况	VIX 指数 × 资本开放度	Wind、 Bloomberg
	<i>VOX_cushare</i>	国际资本市场状况 交乘项	VIX 指数 × 资本开放 度 × 储备货币份额	Wind、 Bloomberg、IFS
	<i>trade_op</i> #	贸易自由化	贸易开放度	WDI
	<i>gdp_growth_e</i>	GDP 预期增长率	未来 5 年 GDP 预期增 长率	WEO
	<i>ad_price</i>	管制价格占比	CPI 中管制价格所占 比例	EBRD、Wind
	<i>K_stock_per</i>	人均资本存量	人均资本存量	EBA REER Dataset
	<i>political_risk</i>	政治风险	政治风险评级得分	ICRG
	政策类变 量（控制 变量）	<i>health_spending/ GDP</i>	公共医疗支出占比	医疗支出占 GDP 比重
<i>rate_df_ kopen</i> #		资本账户开放情况	真实利率差异与资本 账户开放度交乘项	Wind、 Bloomberg 及笔者计算
<i>private credit/GDP</i>		私人信贷规模	私人信贷占 GDP 比重	WDI
<i>res_KC</i>		外汇管制程度	外汇储备占比 × 资本 管制	IFS、Qunni Index

注：“#”代表代理变量。

（二）各变量的描述性统计

通过各变量的描述性统计结果⁹可以看出，发展中国家的实际有效汇率分化程度显著高于发达国家。对于核心解释变量经常账户相对规模 (*CA/GDP*) 而言，发达国家和发展中国家区域内部基本实现收支平衡，但国家间具有显

⁸ 部分解释变量与控制变量用交乘项表示是借鉴了 EBA (2017) 技术手册的方法。VIX 指数、利差等对于一国汇率的影响伴随资本账户开放度的大小而具有显著的差异，而外汇储备占比与资本管制的交乘项同样代表了一国外汇管制程度对于实际有效汇率的作用亦与该国外汇储备存量及是否存在外汇干预有关。

⁹ 受篇幅限制，描述性统计图表省略。

著的异质性,发达国家间收支情况分化更大。此外,发达国家拥有更高的人均资本存量和储备货币份额、更低的政治风险以及更自由的贸易环境和更稳健的货币政策;发展中国家相对经济增长更具有潜力,具有更低风险的国际资本市场环境。

(三) 样本和估计方法选择

本文选取了包括中国、美国、德国、日本等主要经济体在内的39个国家和地区¹⁰,涵盖了全球主要货币发行国的实际有效汇率,总样本时间区间为1990—2016年。¹¹1997—1998年亚洲金融危机和2008年国际金融危机引起了全球范围的国际收支剧变和资本外流,导致某些国家经常账户显著调整、汇率制度发生多次迁跃。因此,笔者首先将样本国家分为发达国家和发展中国家¹²,这与理论部分的分类一致,同时考虑了两次金融危机可能造成的影响,进行分阶段面板回归(1990—1997,1998—2007,2008—2016),考察不同期间的回归结果¹³;其次,依据方程式(24)、式(25),笔者考察了进出口规模不同可能对国家间经常账户对汇率变动的驱动作用构成显著差异,将全球制造业增加值前十的国家与其余样本国家进行分组回归,并讨论经常账户对实际有效汇率影响的大小。

为了赋予回归方程更加直截了当的经济含义,考虑到各国经济往来可能存在的相互依存,笔者首先对跨国面板数据进行解释变量内生性检验,Hausman检验通过,说明未存在显著的内生性¹⁴;其次进行组间异方差与组内自相关的检验,似然比检验和Wooldridge检验结果均拒绝原假设,即存在组间异方差和组内的自相关。因此,本文对主回归先去除可能存在的年份固定效应,再采用非平衡面板的FGLS法进行估计¹⁵,引入部分代理变量和解释变量的AR(1),降低可能存在的内生性及反向的因果关系;同时在分样本回归的模型估计中采用OLS法并选择合适的模型进行实证分析。

¹⁰ 39个国家和地区包括:美国、英国、奥地利、比利时、丹麦、法国、德国、意大利、荷兰、挪威、瑞典、瑞士、加拿大、日本、芬兰、希腊、爱尔兰、葡萄牙、西班牙、土耳其、澳大利亚、新西兰、南非、巴西、智利、哥伦比亚、墨西哥、秘鲁、印度、印度尼西亚、韩国、马来西亚、菲律宾、泰国、俄罗斯、中国、捷克共和国、匈牙利和波兰。

¹¹ 由于本文中多数回归属于 N 大 T 小的情况,因此并未进行平稳性检验。

¹² 依据IMF的分类。

¹³ 将危机年份1997—1999年、2008—2009年设为虚拟变量。引入时间段虚拟变量的回归结果显示,虚拟变量显著,所分阶段合理。

¹⁴ Hausman检验结果显示,伴随概率为0.0000,表示解释变量间并未存在显著的内生性。

¹⁵ 具体方法为先引入年份的虚拟变量,然后将其与其余解释变量一起构建回归方程,采用FGLS估计。

五、实证结果分析

(一) 全样本的分组回归

将被解释变量选为实际有效汇率指数 (*REER_Index*) 及其对数形式, 由于汇率波动可能对经常账户走向构成负向影响, 为降低可能存在的反向因果关系, 本文引入了经常账户相对规模滞后一期 (*L.CA/GDP*) 作为解释变量¹⁶; 表 2 的回归结果 (1)–(3) 显示¹⁷, 针对全时间段所有样本国家而言, 在 1% 的显著水平下, 经常账户相对规模是影响实际有效汇率变动的重要驱动因素, 1 单位经常账户相对规模的提升使实际有效汇率上升 20 个百分点, 这与假设相符; 而在 5% 的显著水平下, GDP 预期增长率、管制价格占比、资本账户开放情况、贸易自由化、外汇管制程度、信贷规模与政治风险的驱动作用同样不容忽视, 几乎全部变量的符号与预期相符。

表 2 全时间段回归结果 (1990—2016)

变量	全样本			发达国家		发展中国家	
	<i>REER_Index</i>	<i>lnreerindex</i>	<i>REER_Index</i>	<i>REER_Index</i>	<i>lnreerindex</i>	<i>REER_Index</i>	<i>lnreerindex</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>L.CA/GDP</i>	0.202** (0.093)	0.045** (0.020)	0.204** (0.092)	0.017 (0.099)	0.004 (0.021)	0.257 (0.202)	0.055 (0.044)
<i>L.PPPGDP/Top3</i>	-0.001 (0.018)	-0.000 (0.003)	-0.002 (0.018)	0.054** (0.026)	0.011** (0.005)	0.040 (0.032)	0.008 (0.007)
<i>L.VOX</i>	-0.140* (0.071)	-0.029* (0.015)	-0.221*** (0.085)	-0.109* (0.058)	-0.024* (0.012)	-0.288 (0.168)	-0.060 (0.036)
<i>L.VOX_cushare</i>			-0.822* (0.465)				
<i>L.trade_op#</i>	-0.048*** (0.025)	-0.010*** (0.005)	-0.047*** (0.024)	-0.066*** (0.024)	-0.014*** (0.005)	-0.225*** (0.046)	-0.048*** (0.010)
<i>gdp_growth_e</i>	1.419*** (0.467)	0.304*** (0.102)	1.431*** (0.467)	0.303 (0.592)	0.064 (0.129)	1.424** (0.709)	0.307** (0.155)

¹⁶ 引入经常账户相对规模滞后一期 (*L.CA/GDP*), 是为了降低反向因果关系可能造成的内生性。

¹⁷ 先剔除年份固定效应, 再进行 FGLS 估计。为简洁, 年份固定效应未在表中列出, 下表同。

(续表)

变量	全样本			发达国家		发展中国家	
	REER_ Index	lnreerindex	REER_ Index	REER_ Index	lnreerindex	REER_ Index	lnreerindex
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>ad_price</i>	-0.138** (0.081)	-0.030** (0.017)	-0.137** (0.081)	-0.119* (0.070)	-0.033* (0.015)	-0.455*** (0.180)	-0.102*** (0.039)
<i>L. K_stock_per</i>	0.021 (0.014)	0.004 (0.003)	0.022 (0.014)	0.027* (0.014)	0.006* (0.003)	0.001 (0.028)	0.001 (0.006)
<i>political_risk</i>	0.173** (0.069)	0.036** (0.015)	0.177** (0.068)	0.049 (0.079)	0.010 (0.017)	0.375*** (0.113)	0.080*** (0.024)
<i>L. health_spending/ GDP</i>	-0.476 (0.397)	-0.106 (0.086)	-0.430 (0.397)	-0.275 (0.380)	-0.057 (0.082)	-0.871 (0.940)	-0.208 (0.206)
<i>rate_df_kopen</i> #	0.839*** (0.209)	0.180*** (0.045)	0.830*** (0.209)	0.963*** (0.268)	0.212*** (0.058)	0.662** (0.308)	0.142** (0.067)
<i>private credit/GDP</i>	0.127*** (0.040)	0.027*** (0.008)	0.122*** (0.040)	0.034 (0.033)	0.007 (0.007)	0.334*** (0.090)	0.071*** (0.019)
<i>res_KC</i>	-1.328*** (0.401)	-0.293*** (0.087)	-1.319*** (0.401)	-1.835 (2.399)	-0.413 (0.523)	-1.381*** (0.522)	-0.305*** (0.114)
Constant	4.597*** (0.007)	1.525*** (0.001)	4.597*** (0.007)	4.585*** (0.006)	1.522*** (0.001)	4.587*** (0.032)	1.522*** (0.007)
观察值	991	991	991	584	584	413	413
国家数目	39	39	39	22	22	17	17

注：“L”代表滞后一期，“ln”表示对数形式，“#”代表代理变量，括号里为标准误；***代表 $p < 0.01$ ，**代表 $p < 0.05$ ，*代表 $p < 0.1$ ；结果保留三位小数。

同时，分组回归结果(4)–(7)表明，无论对于发达国家还是发展中国家，从全时间段来看，经常账户相对规模的滞后一期均不对实际有效汇率构成显著影响，而经常账户当期相对规模仅影响发展中国家的实际有效汇率¹⁸，但这可能是由于反向因果关系导致。此外，诸如国际资本市场状况的周期性因素对发达国家实际有效汇率的驱动作用较大，诸如管制价格占比等政策因素对发展中国家实际有效汇率影响较深。

不难发现，从长期看，无论是发达国家还是发展中国家，经常账户对实

¹⁸ 此部分结果省略。

际有效汇率的驱动作用可能均有限。由于样本年份发生了两次大规模的全球性金融危机，结合上文理论机制与全样本的回归结果，本文猜想经常账户对一国实际有效汇率的驱动作用可能存在样本划分的异质性和时空异质性，有必要进一步探讨。

（二）分样本分阶段回归

1. 发达国家的分阶段回归结果

根据发达国家分阶段实际有效汇率水平的回归结果¹⁹，亚洲金融危机前，经常账户规模提升显著拉动实际有效汇率升值，并且正向驱动作用较大。然而，全球失衡加剧期间（1998—2007）经常账户对实际有效汇率的驱动作用不再显著，一方面，是由于经常账户调整渠道发生显著改变，进入21世纪以来，发达国家服务项与收入项占比显著提升并占有较大份额，经常账户的金融渠道调整占比上升，遏制了经常账户对实际有效汇率的直接影响；另一方面，由于发达国家贸易多为产业内贸易，容易被进出口净额数据所覆盖，在此情形下，贸易流量为主导的实际有效汇率会产生与真实值的偏差，阻碍经常账户对实际有效汇率的传导。最后，全球金融危机爆发后，在1%的显著水平下，经常账户盈余增加重新驱动实际有效汇率升值，但比失衡前作用减弱。以上可能表明，发达国家的失衡更多表现为金融失衡，危机后不少国家重振制造业，促进贸易渠道在经常账户调整中占比重新上升。

还需关注的是，2008年全球金融危机前，实际有效汇率主要由结构性变量驱动，如GDP预期增长率等，而全球金融危机爆发后，实际有效汇率的驱动因素相对变少，结构性变量对发达国家实际有效汇率的驱动作用变弱，政策性变量主要驱动发达国家实际有效汇率的走向。这样的结果说明，危机后发达国家的实际有效汇率走向正在显著背离经济基本面的决定，各国主要货币或许存在高估或低估的普遍现象。

2. 发展中国家分阶段回归结果

根据发展中国家实际有效汇率指数的回归结果²⁰可见，亚洲金融危机后，经常账户规模才成为驱动发展中国家实际有效汇率的显著因素，且产生较大的拉动作用。这可能是由于进入21世纪后，发展中国家进出口贸易剧增，货物贸易主导着经常账户的走向，而2008年全球金融危机后新兴经济体相对于发达经济体经济增速表现更加抢眼，贸易份额显著上升，经常账户对实际有效汇率的驱动作用更为显著，导致实证结果更契合理论模型的推导结果。

¹⁹ 限于篇幅，回归结果未列示，留存备索。

²⁰ 同上。

对分阶段回归结果进行比较,可以看出:第一,传统的结构性和周期性因素对于发展中国家实际有效汇率的驱动作用越来越弱,而不确定因素(例如政治风险)成为发展中国家汇率决定的显著驱动因素;第二,2008年全球金融危机后,周期性因素不再显著影响实际有效汇率为代表的多边汇率;第三,政策性因素对于发展中国家实际有效汇率的驱动作用变强,这说明各国多少存在干预汇率的行为,且这些因素大多使发展中国家实际有效汇率升值;第四,亚洲金融危机后,私人信贷规模显著驱动发展中国家实际有效汇率升值,这表明发展中国家金融发展进程的加速。

(三) 按制造业增加值分组回归结果

现实中,制造业规模的不同将导致进出口贸易在各国经常账户的贡献度具有异质性。本文按照制造业规模对样本国家进行分类,用一国制造业增加值全球占比来衡量制造业规模的大小,作为代理变量²¹,猜想在制造业大国中,经常账户对实际有效汇率的驱动作用将更为显著,对实际有效汇率的升值影响更大。

依照假设,将样本国家分为两组:第一组为制造业增加值排名前十位的国家²²,这些国家累计制造业规模全球占比达到75%以上,其中3个为发展中国家;第二组为样本内其他国家,单个国家制造业规模全球占比均在2%以下。依据本文猜想,对于制造业大国而言,经常账户变动对实际汇率的影响将会被放大。

表3为按照制造业增加值分组的回归结果,不难看出:第一,在1%的显著水平下,经常账户相对规模上升对于制造业大国实际有效汇率升值具有显著的驱动作用,而样本内其余国家该效应并不显著,这与猜想相符;第二,对于制造业大国而言,结构性变量与政策性变量在实际有效汇率驱动中均扮演了重要的角色,而在样本内其他国家中,实际有效汇率走向更多由周期性与政策性因素驱动;第三,2008年全球金融危机后,随着各国经常账户失衡程度有所改善,政策性变量成为样本国家实际有效汇率的主要决定因素,非政策性变量对实际有效汇率的驱动作用均有所减弱,脱离了传统意义上的购买力平价理论和巴拉萨-萨缪尔森(B-S)效应。

²¹ 将制造业增加值占GDP比重与一国贸易品规模占GDP比重进行相关性检验,Spearman检验显示,在1%的显著水平下,两变量存在显著的相关性,并且相关系数为0.517,为高度相关,因此选择制造业增加值占比作为代理变量较为合适。

²² 根据美国布鲁金斯学会(Brookings Institution)2018年的排名,前十位国家包括中国、美国、日本、德国、韩国、印度、意大利、法国、英国和巴西。除韩国外,其他九国GDP规模也位居全球前十位。

表 3 按照制造业规模分组的回归结果

变量	制造业大国		其余样本国家	
	全阶段	全阶段	全阶段	全阶段
	<i>REER_Index</i>	<i>lnreerindex</i>	<i>REER_Index</i>	<i>lnreerindex</i>
<i>L. CA/GDP</i>	1.685*** (0.261)	0.365*** (0.056)	0.131 (0.102)	0.029 (0.022)
<i>L. PPPGDP/Top3</i>	0.112*** (0.033)	0.023*** (0.007)	-0.019 (0.021)	-0.004 (0.004)
<i>L. VOX</i>	0.033 (0.113)	0.007 (0.024)	-0.188** (0.082)	-0.040** (0.018)
<i>L. trade_op #</i>	-0.904*** (0.085)	-0.195*** (0.018)	-0.122*** (0.028)	-0.026*** (0.006)
<i>gdp_growth_e</i>	3.670*** (0.678)	0.795*** (0.147)	0.664 (0.592)	0.138 (0.130)
<i>ad_price</i>	-0.015 (0.202)	-0.001 (0.043)	-0.152* (0.086)	-0.034* (0.019)
<i>L. K_stock_per</i>	-0.010 (0.025)	-0.002 (0.005)	0.020 (0.017)	0.004 (0.003)
<i>political_risk</i>	-0.064 (0.145)	-0.013 (0.031)	-0.105 (0.078)	-0.021 (0.017)
<i>L. health_spending/GDP</i>	-1.933*** (0.610)	-0.409*** (0.132)	-0.842 (0.490)	-0.191 (0.107)
<i>rate_df_kopen #</i>	-0.266 (0.406)	-0.054 (0.088)	0.990*** (0.230)	0.212*** (0.050)
<i>private credit/GDP</i>	0.226*** (0.085)	0.048*** (0.018)	0.158*** (0.044)	0.033*** (0.009)
<i>res_KC</i>	-2.665*** (0.586)	-0.583*** (0.127)	-0.763 (0.488)	-0.171 (0.107)
Constant	4.578*** (0.013)	1.521*** (0.002)	4.577*** (0.009)	1.521*** (0.001)
观察值	250	250	741	741
国家数目	10	10	29	29

注：“L”代表滞后一期，“#”代表代理变量，括号里为标准误；***代表 $p < 0.01$ ，**代表 $p < 0.05$ ，*代表 $p < 0.1$ ；结果保留三位小数。

根据制造业大国分阶段回归结果²³,可以发现:亚洲金融危机后,经常账户调整对实际有效汇率才开始发挥更为显著的驱动作用,且制造业大国中经常账户调整对实际有效汇率的驱动作用是所有组别中最大的,与上文中发展中国家组别的回归结果类似,这是由于制造业规模前十国家中含有中国、巴西、韩国三个制造业增加值较大的发展中国家。

(四) 进一步讨论:估值效应对于实际有效汇率的决定影响几何?

根据前文理论部分的式(26),如果忽略汇率、资产价格收益率调整引起净国外资产头寸的变化,当年年末减年初净国外资产的变动应该等于该年份经常账户余额。然而,使用净国外资产变化作为解释变量替换经常账户盈余,却发现无论对于全样本、发展中国家还是发达国家而言,净国外资产变化均不是实际有效汇率变动的主要驱动因素²⁴,这样的倒推法表明对于发达国家和发展中国家而言,均存在着一定的估值效应。

由于估值效应主要由国外资产与债务货币错配和收益率不一致导致,参考前文式(24)、式(25)的推导结果,引入净国外资产占比的滞后一期和总产值与贸易品产值之商的交乘项,考察上一期国外资产引起收益率的变化是否会导致实际有效汇率走向发生变化。

实证结果显示,在5%的显著水平下,经常账户、净国外资产收益和总产量与贸易品产量之商交互作用对实际有效汇率走向构成显著影响²⁵,一定程度上说明了净国外资产收益对实际有效汇率变动的驱动作用,但是回归系数较小,影响相对有限。此外,估值效应的存在使存量与流量调整呈现不一致,导致存量调整对于实际有效汇率的驱动作用显著下降,并可能导致顺差国长期积累的经常账户盈余无法转化为净国外资产与收益的扩增。对于逆差国情况则反之。

六、稳健性检验

为了进一步检验以上模型估计结果的可靠性,本文分别采取替换或增加解释变量、替换被解释变量、分阶段分样本检验与引入滞后项等方式进行稳健性检验。

(一) 替换或增加解释变量

由于本文理论模型中基本假设之一为存在生产和消费产品的母国偏好,在资本未完全流动、存在交易成本的条件下,一国融资行为也通常具有母国

²³ 限于篇幅,回归结果未列示,留存备索。

²⁴ 同上。

²⁵ 同上。

偏好。此外，短期资本流动也通常驱动一国实际有效汇率的走向。因此，我们选择增加解释变量的方法进行稳健性检验。首先，引入变量资金母国偏好程度²⁶（financial home bias）作为新增的解释变量，与其他解释变量一起建立面板方程；其次，引入资金母国偏好与净国外资产变动占比的交乘项作为新增解释变量，该变量衡量了本土融资便利程度²⁷；再次，引入短期资本流动规模²⁸（short-term capital flow）作为新增解释变量加入面板回归中。全样本的回归结果表明²⁹，在5%的显著水平下，经常账户盈余占比的扩大或逆差的缩减会促进实际有效汇率升值，同时，新加入的解释变量资金偏好母国程度也是实际有效汇率的显著正向驱动因素，反映融资便利程度的交乘项也是实际有效汇率的显著驱动因素，这与我们的理论设定相一致；引入的短期资本流动规模也是实际有效汇率的重要驱动因素；此外，其他关键解释变量的显著性和符号几乎并未受到影响，这说明前文实证回归结果较为稳健。

（二）替换被解释变量

选择实际有效汇率水平 $REER_Level$ 作为替换被解释变量³⁰，其是在世界银行 ICP 购买力平价汇率和 REER 指数相结合中构造的，这是鉴于计算实际有效汇率每年盯住的产品篮和价格存在异质性，实际有效汇率测量的误差容易引起汇率评估的误差，新被解释变量更接近于真实实际有效汇率水平。对全样本全时间段基准回归进行稳健性检验，回归结果显示³¹，替换被解释变量为 $REER_Level$ 后，无论引入经常账户相对规模本身还是经常账户与贸易品比例的交乘项，关键解释变量经常账户相对比例对实际有效汇率的正向驱动作用及显著性并未发生改变，交乘项符号也与前文一致，这说明回归结果较为稳健。

（三）其他稳健性检验

首先，为进一步证明经常账户调整对实际有效汇率的影响在国家与时间层面的异质性，同时为了保证实证结果的稳健性，本文构造国家层面（发达国家与发展中国家）与时间层面（危机时段：1997—1999年，2008—2009年）的

²⁶ 资金的母国偏好指本国私人部门倾向于使用本国资金进行融资，计算方法为本国居民持有本国负债的份额，数据来源于IMF的EBA数据库。

²⁷ 交乘项数值越大，代表本土融资越为便利，外部借入资金比例越小，风险越低，实际有效汇率越容易升值。

²⁸ 短期资本流动规模用一国金融账户净额减去直接投资项之差比一国GDP表示。

²⁹ 限于篇幅，回归结果未列示，留存备索。

³⁰ $REER_Level$ 的计算方法如下：首先，选择基准年2011年世界银行ICP的收入水平（衡量的是相对于美国的价格水平）作为标尺；其次，使用IFS的实际有效汇率指数构建跨国面板集，对每一国家的样本期间REER指数进行扩展，这些指数被重新调整为基准年指数的值。

³¹ 限于篇幅，回归结果未列示，留存备索。

虚拟变量,构建核心解释变量的交乘项进行回归分析。结果表明³²,经常账户调整对实际有效汇率的驱动作用具有显著的异质性与阶段特征。

其次,根据 Engel (2016) 的研究推断,经常账户变动对实际有效汇率的驱动作用通常具有一定的时滞效应,同时为了进一步降低双向因果造成的内生性问题,本文引用经常账户相对规模的滞后二期与滞后三期作为解释变量,实证表明³³,经常账户变动对实际有效汇率的驱动作用确实存在一定的滞后效应,同时,其余解释变量对实际有效汇率的作用方向几乎并未发生显著改变。

最后,为了验证经常账户调整在时空维度的异质性及实证结果的稳健性,本文还采用如下方法进行了稳健性检验³⁴:(1)使用经常账户相对规模的滞后二期与滞后三期作为解释变量,验证经常账户调整对实际有效汇率在发达国家与发展中国家组别中的驱动作用;(2)改变被解释变量为 *REER_Level*,进行发达国家与发展中国家的分阶段回归;(3)将制造业规模衡量标准替换为一国进出口增加值占 GDP 比重,将全球排名前十³⁵的样本国家与其余国家分组进行回归。上述方法得到的结果与前文实证结论无显著差异,证明了实证结论是较为稳健的。

七、结论与政策建议

本文参考 OR (2005) 三国模型,类比构建三个经济体,推导出实际有效汇率与经常账户变动的结构方程式,结合 EBA 法中的实际有效汇率决定式,运用全球 39 个国家 1990—2016 年的非平衡面板数据,对经常账户作用于实际有效汇率的驱动作用做出实证检验。研究表明:第一,总体而言,全球经常账户的变动是实际有效汇率走向显著的驱动因素,经常账户盈余的扩增或逆差的减少会驱动实际有效汇率显著升值;第二,经常账户调整对一国实际有效汇率的影响具有国别间的非对称性与时变效应;第三,制造业规模放大了经常账户变动对实际有效汇率的正向冲击;第四,净国外资产收益变动及产生的估值效应对一国实际有效汇率的显著影响不可忽视。

笔者进一步对发达国家失衡加剧期间、制造业小国分组中,经常账户对实际有效汇率的驱动影响并不显著做出合理分析。由于现实中,理论模型推导的基于贸易渠道调整的经常账户失衡并非与经常账户余额完全等同,还包括各国海外资产的利息收益和统计上的误差与遗漏,基于除个别发达国家(如美国)外,各国海外资产利息收益并不算高,因此这些国家的经常账户余额很可能存在严重的统计误差和隐含的资本外逃。此外,当今发达国家服务

³² 限于篇幅,回归结果未列示,留存备索。

³³ 同上。

³⁴ 同上。

³⁵ 根据世界贸易组织(WTO)2016年、2017年、2018年的平均排名选取。

贸易更为占优、发展中国家货物贸易为主导的格局可能使经常账户对实际有效汇率的驱动作用存在异质性，随着发展中国家经常账户服务项与收益项比例的提升，未来经常账户对实际有效汇率的影响将会显著削弱，而各国净国外资产（NFA）的金融调整渠道将更为明显。同时，笔者的实证结果也在一定程度上揭示了危机后全球经常账户是否呈现失衡调整的存量与流量之争的根源，即可能为存在较大的估值效应，造成存量调整不易对实际有效汇率构成显著影响。

本文的结论具有重要的政策含义：首先，各国应该广泛重视国际收支中经常账户调整对宏观经济的冲击影响，付诸积极改善结构性失衡的努力，避免突然性的消极调整对实际有效汇率构成不利冲击，恶化贸易条件，对于方兴未艾的发展中国家来说，更应注重改善收支结构，避免国民福利的恶化；其次，制造业大国要适时调整进出口结构，避免经常账户与实际有效汇率联动，从而保护本国企业的合法权益；再次，各国应改善本国经济结构，防范系统性金融风险，避免风险的累积经对外部门的放大酿成货币危机或金融危机；最后，在全球范围内各国应携手合作，避免大规模贸易冲突或贸易战的发生，积极做出有利于经常账户再平衡的结构性调整。

参 考 文 献

- [1] Alessandria, G. A., and H. Choi, "The Dynamics of the US Trade Balance and Real Exchange Rate: The J Curve and Trade Costs?", *National Bureau of Economic Research*, 2019.
- [2] Belabed, C. A., T. Theobald, and T. Van Treeck, "Income Distribution and Current Account Imbalances", *Cambridge Journal of Economics*, 2017, 42 (1), 47-94.
- [3] Bénétrix, A. S., and P. R. Lane, "Fiscal Shocks and the Real Exchange Rate", *International Journal of Central Banking*, 2013, 9 (3), 6-37.
- [4] Chang, C., Z. Liu, and M. M. Spiegel, "Capital Controls and Optimal Chinese Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics*, 2015, 74 (18), 1-15.
- [5] Chiu, Y. B., C. C. Lee, and C. H. Sun, "The US Trade Imbalance and Real Exchange Rate: An Application of the Heterogeneous Panel Cointegration Method", *Economic Modelling*, 2010, 27 (3), 705-716.
- [6] Engel, C., "Exchange Rates, Interest Rates, and the Risk Premium", *American Economic Review*, 2016, 106 (2), 436-474.
- [7] Ferrero, A., "House Price Booms, Current Account Deficits, and Low Interest Rates", *Journal of Money, Credit and Banking*, 2015, 47 (S1), 261-293.
- [8] IMF, "External Balance Assessment (EBA): Technical Background of the Pilot Methodology", 2017, Washington, D. C.
- [9] Kim, S., "Country Characteristics and the Effects of Government Consumption Shocks on the Current Account and Real Exchange Rate", *Journal of International Economics*, 2015, 97 (2), 436-447.
- [10] La Marca, M., "Real Exchange Rate, Distribution and Macro Fluctuations in Export-oriented Econ-

- omies”, *Metroeconomica*, 2010, 61 (1), 124-151.
- [11] Müller-Plantenberg, N. A., “Balance of Payments Accounting and Exchange Rate Dynamics”, *International Review of Economics & Finance*, 2010, 19 (1), 46-63.
- [12] Obstfeld, M., and K. Rogoff, “Exchange Rate Dynamics Redux”, *Journal of Political Economy*, 1995, 103 (3), 624-660.
- [13] Obstfeld, M., and K. S. Rogoff, “Global Current Account Imbalances and Exchange Rate Adjustments”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2005, 36 (1), 67-123.
- [14] Rafiq, S., “Fiscal Stance, the Current Account and the Real Exchange Rate: Some Empirical Estimates from a Time-varying Framework”, *Structural Change and Economic Dynamics*, 2010, 21 (4), 276-290.
- [15] 肖立晟、王博, “全球失衡与中国对外净资产: 金融发展视角的分析”, 《世界经济》, 2011年第2期, 第57—86页。

Asymmetric Effects of Current Account Fluctuations on Real Effective Exchange Rates and Its Potential Channels

ZHANG Ming LIU Yao*

(Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract Based on the three-country model of OR (2005), combined with EBA REER method, this study investigates the current account adjustments on a country's REER. The study demonstrates that: First, both the increase of surplus and reduction of deficit drive REER appreciation in developing countries, but pose non-significant effect on developed countries. Second, the effect of current account adjustment on a country's real effective exchange rate has asymmetric and time-varying effects among countries. Third, the manufacturing scale and valuation effects also influence the transmission of the current account to the real effective exchange rate. The main suggestion of this paper is that countries need to pay close attention to the impact of current account adjustments on real effective exchange rate movements, and avoid the deterioration of terms of trade caused by linkages of both items.

Keywords current account adjustment, real effective exchange rate, valuation effect

JEL Classification F31, F32, F42

* Corresponding Author; Liu Yao, National Academy of Economic Strategy, CASS, Dongcheng District, Beijing 100006, China; Tel: 86-18810690398; E-mail: liuyao2197@sina.com.