

# 汇率波动对国际贸易的影响： 以东亚国家为例\*

李 成

〔摘要〕作为东亚货币与金融合作的重要组成,汇率协调往往被认为是促进区内贸易整合的关键举措。但相关理论与实证研究显示,汇率波动与贸易的关系并不明确。通过对1996–2011年间中国、日本、韩国及六个东盟成员国相关数据进行计量分析,本文发现在贸易引力模型的框架下,除极少例外,各个样本国货币汇率波动对双边贸易量有显著的正向影响。而这一结果在不同的模型设定、回归方法以及汇率波动度量中表现出较高的稳健性。本文的研究结论表明,通过汇率协调促进区内贸易的逻辑值得商榷,而东亚货币与金融合作的重点也需要新的反思。

**关键词:** 汇率波动 引力贸易模型 东亚经济体 区域货币金融合作

**JEL 分类号:** F15 F31 F36

## 一、导言

固定汇率,乃至货币联盟的倡导者往往认为,作为一种风险或不确定性,汇率波动会使厂商偏向国内市场,因而阻碍国际贸易。尽管这一论断从表面上看符合一般直觉,也在很大程度上成为欧洲货币一体化与亚洲货币合作的主要初衷之一。但是众多理论研究表明,汇率波动对国际贸易的影响并不明确,而有赖于如风险厌恶程度,远期外汇市场对冲能力,进出外国市场的成本收益,以及国内劳动市场特征等诸多因素。随着对市场结构及经济人行为的假定不同,汇率波动与贸易间的负相关、正相关、不相关都有可能出现(Franke, 1991; Côté, 1994; Bacchetta and van Wincoop, 2000; Caglayan et al., 2013; 韩青, 2010; 杨凯文和臧日宏, 2015; 王雪等, 2016)。因此,在现实中两者关系究竟如何,取决于各种因素累加后的“净效果”。这一讨论也进而转化为基于经验数据的实证问题。

值得注意的是,自亚洲金融危机以来,包括中国在内的东亚地区积极推动区内的货币金融合作,特别是在《清迈倡议》等框架下,相关努力已经取得了一定进展。但必须指出的是,这一进程前景尚不明朗,近年来取得的实质性进展也较为有限(张明, 2015)。特别是从长远的货币合作战略看,目前围绕《清迈倡议》展开的多边货币互换网络重点还在于整合金融资源(如建立共同外汇资金池)、维护金融稳定,但更为深入的汇率安排还少有涉及。例如地区汇率协调的基础是钉住美元,还是一篮子货币,甚或是其他安排等还无定论,而且作为最彻底的固定汇率安排构想——“东亚货币联盟”——是否为未来的努力方向也颇具争议(Lee et al., 2005)。

然而,当东亚货币金融合作徘徊于汇率协调的同时,区内贸易又在“东盟自由贸易区”、“中国-东盟自由贸易区”等架构下迅猛发展,成为区域经济一体化的主要内容。在此背景下,如何认识汇

\* 李成,中国社会科学院经济研究所,国家金融与发展实验室,副研究员,经济学博士。本文得到国家自然科学基金青年项目(编号:71603275)资助。作者感谢匿名审稿人的评论与建议。

率与贸易两者关系无疑成为未来东亚经济整合的一个重要议题,而其中的主要难点在于:“通过稳定汇率,促进区内贸易”这一简单思路成立与否还需要更为直接的事实依据加以佐证。但依笔者观察,针对东亚经验的相关分析并不多见,且实证方法也较为简略,特别是在贸易模型设定、汇率波动度量、计量回归方法等方面还有诸多可供改进之处,相应的经验发现因此需要进一步求证。

为深入讨论这一议题,丰富、完善相关文献,本文试以中国、日本、韩国,以及印度尼西亚、马来西亚、菲律宾、新加坡、泰国和越南六个东盟成员国(Asean)为考察对象<sup>①</sup>,以带有微观基础的贸易模型为分析框架,运用面板回归等计量方法,对不同汇率波动指标对该区域内双边贸易量的影响进行实证分析。这一工作将不仅为该区域合作中的各种政策安排与实践提供理论参考,也为汇率波动与国际贸易关系,乃至汇率协调与汇率制度选择等一系列重大的研究议题带来新的经验证据。下文内容安排:第二部分梳理近年来涵盖亚洲经济体样本或以中国经验为重点的相关研究文献。第三部分转向实证研究,包括对汇率波动的描述性统计分析、引力模型的介绍,以及相应的回归分析。第四部分总结全文并阐释经验发现的政策含义。

## 二、汇率波动与国际贸易相关文献回顾

在学术文献中,尽管汇率波动与国际贸易二者关系已被广泛讨论,但无论从理论分析还是实证检验上都未有一致结论。鉴于较早时期的研究已在 Côté(1994)、McKenzie(1999),以及 Clark et al.(2004)三篇综述中加以介绍,本文仅简要回顾几篇近年来在国际、国内发表的涵盖亚洲经济体样本或以中国经验为重点的研究,以使读者了解相关的学术讨论背景与进展。

首先看国外学者的研究:依靠 91 个国家与地区在 1973-1993 年间的的面板数据,Sauer and Bohara(2001)发现,对亚洲新兴经济体而言,出口国的实际有效汇率波动与贸易出口量并不存在显著的统计关联。这一点同发达国家的情况类似,但与拉丁美洲和非洲的情况不同。在后两个样本中,汇率波动会显著减少国际贸易量。作者对此的解释是发达国家及亚洲新兴国家金融市场相对较为发达,且国内的通货膨胀也较为平缓。

类似地,运用 1980-2004 年间 10 个东亚经济体,以及 17 个拉丁美洲经济体的面板数据,Billen et al.(2005)着重比较了实际双边汇率波动对两大地区国际贸易量的不同影响。借助贸易引力模型(gravity model),该项工作表明尽管东亚地区出口也会受到汇率波动的抑制,但这种负面影响明显小于拉美地区。然而,在 1997-2004 年间,由于受到亚洲金融危机的侵袭,东亚国家出现了汇率波动加剧、出口减少的局面。在这一时期,无论在东亚还是拉美,汇率波动对贸易的抑制作用并无统计上的显著差异。

如果单从样本选取的角度看,Chit(2008)同本文最为接近。通过研究中国与东盟自由贸易区等 5 国之间的双边贸易量(中国、印度尼西亚、马来西亚、菲律宾和泰国),其发现双边实际汇率的波动会阻碍贸易,但从数值来看这种影响并不重要。由此 Chit(2008)得出结论,即东亚自贸区的进一步发展的优先重点应在促进贸易开放政策,而非汇率稳定政策。值得指出的是,由于 Chit 采用了非平稳回归与简化的贸易模型(尤其未考虑贸易成本与本国经济规模),所以其研究方法同本文有较大差异,结果也不能简单地加以对比。

比较而言,国内学者在此领域的研究尚不多见。其中较有代表性的有:宋志刚和丁一兵(2005)考察了韩国、印度尼西亚、墨西哥与智利四国对美国的出口量与汇率等非平稳时间序列的

<sup>①</sup> 这一样本的选取一方面是由于数据可得性,即上述 9 国均报告了较为完整的有关统计信息,尤其是汇率、双边贸易数据;另一方面,样本内国家也具有高度代表性,如选取的东盟 6 国,合计约占东盟 GDP 的 96%,对外贸易总额的 97%。

长期趋势。利用协整分析与误差修正模型,作者指出尽管一般而言汇率不确定性对出口有抑制作用,但在经济规模、发展水平、对外开放程度不同的国家间有明显差异。

以中国经验为关注焦点,韩青(2010)考虑了人民币实际(或名义)有效汇率波动的精确度量与汇率内生性,以及出口需求与出口供给的联合决定等问题。该研究的主要结论是,汇率波动对中国的出口需求无明确影响,但会抑制中国的出口供给。本文认为,出现这一现象的主要原因是由于中国出口商的利润空间普遍低于外国进口商,所以对汇率变动更为敏感。

综上所述可以得出,即使专注于亚洲新兴国家或中国经验,汇率波动对国际贸易量的影响也不明确,特别是不存在简单的一一对应关系。而正如在本文引言中指出的,由于现有文献对汇率波动度量,贸易决定模型,以及回归方法等关键环节尚有不尽理想之处,因而对汇率波动与贸易两者关系这一重要问题还亟待进一步研究讨论。

### 三、实证研究

本节的实证研究将以中国等9国在1996–2011年间的的面板数据为基础。相应的指标解释、数据来源等细节在文末附表1中列出。以下将分别介绍汇率波动度量方法、贸易决定模型和回归分析。

#### (一) 汇率波动的度量与描述性统计

由于在文献中对汇率波动并无一致公认的“正确”度量方法(McKenzie, 2004),此处将考察、比较多种基于双边汇率与多边汇率的波动指标。

首先关注双边汇率。这一指标包括实际汇率(记作  $RER$ )与名义汇率(记作  $e$ ;直接标价法)。两者关系可以表述如下

$$RER_{ij} = e_{ij} \frac{P_j}{P_i} \quad (1)$$

在式(1)中,  $P_i$  与  $P_j$  分别为本国  $i$  与外国  $j$  两地的价格指数。本文中用消费者价格指数(CPI)代替<sup>①</sup>。

沿用 Dell’Ariccia(1999), Clark et al.(2004)和 Chit(2008)等方法,在此研究中首先采取了历年各月汇率对数值一阶差分的标准差来度量波动(即为近似的年内月度增长率的标准差)。这种度量的一大优点在于,当汇率沿某种线性趋势变化时,汇率水平将被准确预测而不再成为不确定性,该指标也相应地变为零值。

应当指出的是,尽管可以认为以上双边汇率波动率可能对双边贸易有着最为直接的影响,但由于这一指标没有考虑双方货币相对第三国货币的币值变化,因此有可能不够全面。特别是当贸易双方并非产品的最终生产者与消费者,以及结算币种为第三方货币时,多边的有效汇率波动可能对双边贸易产生不同影响<sup>②</sup>。有鉴于此,作为备选的参考指标,本文还将考察多边层面的实际(名义)有效汇率波动。具体而言,利用国际清算银行的有效汇率指数,两种波动率的度量指标在此被考虑。第一个指标是常用的在1年内各月指数的标准差。另一指标由广义自回归条件异方差模型(GARCH)得到。考虑到汇率会在不同时期呈现较高波动与较低波动的“集群”,所以这一基于异

<sup>①</sup> 从理论上讲,在计算实际汇率时,本国价格指数为不可贸易品价格,外国价格指数为可贸易品价格。所以应当以CPI与PPI分别代替  $P_i$  与  $P_j$  更为合理。但由于样本中多个国家没有完整的PPI数据,因此以CPI代替。应指出的是,从实证角度看,一些相关研究显示,应用不同价格指数调整名义汇率,并不会对基本结论有显著影响。对此可参见 Sauer and Bohara(2001)。

<sup>②</sup> 这一方法在文献中也较常见。如在 Chowdhury(1993)和 Sauer and Bohara(2001)等研究中,选用的均是多边的有效汇率。另,王雪等(2016)发现,中国对美国、欧洲、日本三大经济体的双边贸易会受到第三方汇率波动的影响。

方差的度量将较好的刻画波动集群的特性。考虑以下 GARCH(1,1) 过程

$$R_t = c + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, h); \quad (2.1)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \delta h_{t-1}, \quad (2.2)$$

此处,式(2.1)是月度有效汇率指数一阶差分  $R_t$  的条件均值方程;式(2.2)是式(2.1)误差项的条件方差方程。按某些文献中的思路(如 McKenzie, 2004; Clark et al., 2004),一阶 ARCH 模型的条件方差  $h_t$  可以作为汇率波动的度量指标。由于本文中的面板为年度数据,所以回归中取年内各月  $h_t$  的平均值作为相应度量。

## (二) 贸易引力模型

由于汇率波动只是众多可能影响国际贸易的因素之一,此处将借助广泛应用的贸易引力模型,以便控制有关变量,得出汇率波动在“其他条件不变”的前提下对贸易量的影响。模型的基本思路是两国贸易同各自的经济规模(常以 GDP 衡量)成正比,与交易成本呈反比(常以两地距离衡量)。需要指出的是,经过众多学者,特别是 Bergstrand(1985)和 Anderson and van Wincoop(2003)等的努力,这一框架已经不再仅仅作为“实用”的经验模型,而是拥有了基于微观经济主体行为与市场结构假设的坚实的理论基础。以下是引力模型的经验形式(为简便,面板数据中的时间下标省略),

$$\ln X_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_i + \alpha_2 \ln Y_j + \alpha_3 \ln D_{ij} + \alpha_4 \ln P_i + \alpha_5 \ln P_j + \varepsilon_{ij}, \quad (3)$$

其中,  $X_{ij}$  表示从  $i$  国到  $j$  国的出口额(以离岸价格计)。 $Y_i(j)$  代表  $i$  国( $j$  国)的 GDP,用以控制贸易国的经济规模。 $D_{ij}$  为  $i$  与  $j$  两国首都间的大圆距离(great circle distance),代理双边贸易成本。 $P_i$  与  $P_j$  分别为两国的一般价格指数,表示  $i$  与  $j$  面对的来自世界其他国家(除  $j$  与  $i$  两地之外)的贸易壁垒(形式表述可参见 Anderson and van Wincoop, 2003)。需要注意的是,在 Dell'Ariccia(1999), Billen et al.(2005), Chit(2008)和 Lizardo(2009)等相关研究中均未考虑这一价格因素,所以其回归可能受到遗漏变量的影响。当然,由于这一指数实际上难以直接计算与观测,在引力模型的文献中往往以出口国、进口国的哑变量来代替(在式(4)中分别记作  $f_i$  和  $f_j$ )。因为这一处理不仅简便易操作,而且其近似效果也很理想(Feenstra, 2004),所以本文也将采用此方法。根据引力模型的理论假设,贸易额应与双方 GDP 和价格指数呈正比、与距离呈反比。

在式(3)的基础上,作为核心变量,不同的汇率波动指标被纳入引力模型(记为  $VOL$ )。此外,回归中又考虑了其他三个(组)控制变量:第一,为辨别东盟成员国间贸易联系是否特殊,本文引入了东盟成员国间贸易的哑变量(记为  $ASEAN$ ),即进出口双方都是东盟成员时取值为 1,否则为 0。第二,根据林德假说(Linder hypothesis),两国需求结构越相近,双边贸易量也越多。为控制这一因素,本文以两国人均 GDP 差额绝对值的对数(记为  $GDPPER\_Diff$ )来作为需求结构相似度的代理变量。如果该变量系数显著为负值,则证明假说成立。第三,为控制未被观测但能同时影响各个体的“共同因素”(如美元币值的变动,以及区域金融危机等),模型中还加入了一组年度哑变量(记为  $Year1997 \dots Year2011$ )。应当指出,这也是在众多相关研究中未予考虑的因素。

相应的计量模型因此扩展为

$$\begin{aligned} \ln X_{ij} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_i + \alpha_2 \ln Y_j + \alpha_3 \ln D_{ij} + \alpha_4 VOL_{ij} + \alpha_5 ASEAN_{ij} \\ & + \alpha_6 \ln GDPPER\_Diff_{ij} + f_i + f_j + Year_{1997 \dots 2011} + \varepsilon_{ij}. \end{aligned} \quad (4)$$

## (三) 汇率波动与贸易的计量分析

此处应用了两种常见的面板数据估计方法,即随机效应与固定效应回归<sup>①</sup>。这两种方法不仅可以控制未被观测的个体效应(这里即为特定出口国与进口国的双边效应),而且还可以借此处理

<sup>①</sup> 由于固定效应模型不能用于估计时间维度上恒定不变的变量,如距离与东盟成员哑变量,所以在此处两种方法不能简单通过常用的 Hausman 检验对比优劣。但由表 1 至表 3 显示,不同回归方法得出的结果无明显差异。

汇率波动的内生性问题(Dell’Ariccia,1999)。事实上,如表1所示,Breusch Pagan LM 检验和 F 检验都表明个体效应显著存在。因此可认为以上方法优于不考虑个体效应的混合 OLS 方法。

表1第(1)到(4)列首先展示了含有双边实际汇率波动指标的回归结果<sup>①</sup>。

表1 双边汇率波动对双边贸易的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
计量方法	随机效应	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应	随机效应	随机效应
样本	全部9国 1996-2011	全部9国 1996-2011	全部9国 1996-2011	全部9国 1996-2011	全部9国 1996-2011	全部9国 1996-2011	全部9国 1996-2011	全部9国 1996-2011	全部9国 1996-2011
波动度量	实际汇率 标准差	实际汇率 标准差	实际汇率 标准差	实际汇率 标准差	名义汇率 标准差	名义汇率 标准差	实际汇率 标准差	实际汇率 标准差	名义汇率 标准差
观测数	1143	1143	1143	1143	1143	1143	1143	1143	1143
VOL	4.306 (0.653)***	4.331 (0.654)***	4.344 (0.651)***	4.431 (0.644)***	4.430 (0.656)***	4.514 (0.651)***	3.562 (0.990)***	3.582 (0.985)***	4.089 (1.052)***
LnYi	0.875 (0.099)***	0.876 (0.099)***	0.895 (0.105)***	0.923 (0.103)***	0.889 (0.105)***	0.917 (0.103)***	0.888 (0.100)***	0.906 (0.105)***	0.896 (0.105)***
LnYj	0.929 (0.071)***	0.928 (0.071)***	0.948 (0.072)***	0.976 (0.070)***	0.943 (0.073)***	0.970 (0.070)***	0.942 (0.072)***	0.960 (0.073)***	0.951 (0.073)***
LnDij	-0.470 (0.070)***	-	-0.495 (0.088)***	-	-0.496 (0.088)***	-	-0.469 (0.070)***	-0.495 (0.088)***	-0.496 (0.088)***
ASEAN	-	-	-0.077 (0.258)	-	-0.083 (0.257)	-	-	-0.081 (0.258)	-0.086 (0.257)
Ln_GDPPER_Diff	-	-	-0.029 (0.029)	-0.071 (0.033)**	-0.029 (0.029)	-0.070 (0.033)**	-	-0.027 (0.029)	-0.025 (0.029)
Crisis_9798	-	-	-	-	-	-	0.688 (0.702)	0.715 (0.704)	0.153 (0.774)
Crisis_0811	-	-	-	-	-	-	3.559 (2.034)*	3.521 (2.015)*	2.511 (1.936)
组间 R 平方	0.927	-	0.921	-	0.921	-	0.927	0.921	0.921
整体 R 平方	0.912	-	0.908	-	0.908	-	0.912	0.908	0.9086
组内 R 平方	-	0.860	-	0.862	-	0.862	-	-	-
时期哑变量 Chi2/F 统计量	326.01***	22.03***	317.97***	20.26***	339.17***	21.53***	296.57***	291.20***	295.51***
出口国哑变量 Chi2 统计量	200.46***	-	158.47***	-	157.19***	-	200.07***	158.66***	157.50***
进口国哑变量 Chi2 统计量	274.66***	-	162.35***	-	161.13***	-	264.93***	160.59***	160.42***
Breusch Pagan Chi2 统计量	3134.57***	-	2405.81***	-	2415.89***	-	3151.77***	2424.22***	2424.24***
个体固定效应 F 统计量	-	26.72***	-	23.11***	-	23.22***	-	-	-

注:(1)此处汇率波动指标 VOL 为月度双边汇率对数值一阶差分标准差。

(2)括号内为异方差稳健标准误;\*\*\*,\*\*和\* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平,下同。

(3)各项回归中均包含常数项,且相应系数均统计显著,下同。

(4)在随机效应与固定效应的回归中,检验时期哑变量联合显著性的分别为 Chi2 和 F 统计量,下同。

<sup>①</sup> 应指出,在取对数后,双边贸易数据为零的观测点被排除在回归之外。但由于此类观测只有 9 个,同样本总数的 1152 个相比数量极少,所以可以认为不存在明显的“选择偏误”问题。

首先从总体回归结果看,无论控制变量与回归方法有何不同,引力模型都较好地拟合了样本国家的双边贸易数据。这不仅表现在各回归的 R 平方系数——无论组内、组间还是整体——均在 0.85 以上,而且出口国与进口国 GDP,以及双边距离等引力模型中的基本变量都含有符合理论预期的符号,且统计上的显著度都在 1% 水平以上。此外,在其他控制变量方面,时期哑变量与出口国/进口国哑变量都有较高的联合显著性,这肯定了将其纳入模型的合理性。但 ASEAN 哑变量系数并不显著,表明东盟成员间并无特殊密切的贸易联系。而  $\ln GDPPER\_Diff$  的系数则较为敏感:其在“固定效应”模型中显著为负值,暗示在样本国贸易模式中有“林德效应”。但在“随机效应”模型中,尽管这一效应仍为负值,但统计上不显著。

再关注核心变量汇率波动(VOL)。不同回归结果显示,其系数均在 1% 水平以上显著为正,且数值落在 4.3 至 4.4 的较窄区间内。这一结果表明,在样本期内,东亚 9 国的双边汇率波动对贸易有“促进”的作用,也即双边汇率波动幅度越大,贸易量也越多。而从具体影响程度上讲,如以表 1 第(1)列的结果为例,回归系数 4.3061 意味着如果在 2011 年完全取消汇率波动,将使该年贸易量降低 12.4% (2011 年双边实际汇率波动指标的样本均值为 0.0271)。

而又如表中第(5)、(6)两列所示,基于名义汇率的回归也得出基本一致的结果。这在一定程度上印证了 McKenzie and Brooks(1997)的实证发现,即是否考虑双方国内物价相对变动,对汇率波动与贸易两者关系的影响较小。

此外需要指出的是,在样本期内先后爆发 1997-1998 年亚洲金融危机和 2008-2011 年国际金融危机海啸与经济衰退。事实上,在此期间均出现了国际(包括亚洲地区)贸易萎缩、主要经济体货币汇率剧烈波动等现象。然而,究竟两次危机对“汇率-贸易”关系带来何种影响尚需实证检验。为此,我们在表 1 第(1)、(3)、(5)列随机效应回归的基础上(固定效应回归结果类似,故未报告),添加了两次危机时期同汇率波动(VOL)的交互项,分别记为“Crisis\_9798”和“Crisis\_0811”。由表 1 第(7)、(8)、(9)三列所示:第一,样本期内总体的汇率波动指标(VOL)和其他主要控制变量的系数变化较小,显示了相应模型即使在危机的影响下也具有较高的稳健性。第二,Crisis\_9798 系数在三组回归中均不显著,表明亚洲金融危机对“汇率-贸易”关系影响微弱。第三,Crisis\_0811 系数均为正值,并且在表 1 第(7)、(8)两列回归中在 10% 水平下统计显著,表明 2008 年金融海啸以来,对于样本国家而言汇率波动对国际贸易的促进作用更为明显<sup>①</sup>。

最后,除以上模型设定外,本文还尝试在表 1 列出的各项回归中加入汇率波动率的二次项,以考察其中潜在的非线性关系。但结果显示,此系数在各个回归中均不显著,而且其他变量系数也未有明显改变(限于篇幅,相关结果未在文中展示)。如果仅从这一方法看,该结果暗示汇率波动同贸易之间可能不存在非线性关系。当然,这还有待其他研究的证实或证伪。

表 2 中列出了基于实际有效汇率的计量结果。首先从表 2 第(1)、(2)列展示的随机效应与固定效应回归结果看,应用标准差波动指标(同时引入出口国、进口国的相应指标,分别记为 VOL\_1, VOL\_2),引力模型中的控制变量从系数显著性及数值上看均与表 1 所示相近。而 VOL\_1 和 VOL\_2 两项汇率波动指标系数仍然为正值,且联合显著性超过 5%。但其中进口国的变量系数不再单独显著。

在表 2 中第(3)、(4)列报告了以 GARCH 过程中的条件方差为汇率波动度量的回归。类似地,控制变量系数仍然未有明显变化,而出口国和进口国的汇率波动系数都显著为正值。

<sup>①</sup> 此处还应注意,即使在表 1 第(9)列基于名义汇率波动的回归中,Crisis\_0811 系数的量值和显著度均明显高于 Crisis\_9798 系数。

表2 实际有效汇率波动对双边贸易的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
计量方法	随机效应	固定效应	随机效应	固定效应
样本	8国(除越南) 1996-2011	8国(除越南) 1996-2011	8国(除越南) 1996-2011	8国(除越南) 1996-2011
波动度量	实际有效汇率 标准差	实际有效汇率 标准差	实际有效汇率 GARCH方差	实际有效汇率 GARCH方差
观测数	888	888	888	888
VOL_1	0.012 (0.006)**	0.012 (0.006)**	0.004 (0.001)***	0.004 (0.001)***
VOL_2	0.009 (0.006)	0.009 (0.006)	0.002 (0.001)**	0.002 (0.001)**
LnYi	0.769 (0.113)***	0.787 (0.109)***	0.882 (0.109)***	0.901 (0.104)***
LnYj	0.860 (0.085)***	0.877 (0.081)***	0.908 (0.091)***	0.927 (0.088)***
LnDij	-0.454 (0.100)***	-	-0.459 (0.102)***	-
ASEAN	0.093 (0.291)	-	0.092 (0.300)	-
Ln_GDPPER_Diff	-0.017 (0.033)	-0.051 (0.036)	-0.033 (0.029)	-0.067 (0.032)**
组间 R 平方	0.898	-	0.893	-
整体 R 平方	0.890	-	0.889	-
组内 R 平方	-	0.861	-	0.871
VOL_1, VOL_2 联合 显著性 Chi2 统计量	6.86**	3.24**	44.73***	25.50***
时期哑变量 Chi2/F 统计量	374.20***	25.05***	392.41***	25.50***
出口国哑变量 Chi2 统计量	86.68***	-	88.63***	-
进口国哑变量 Chi2 统计量	136.45***	-	137.94***	-
Breusch Pagan Chi2 统计量	1940.11***	-	2025.75***	-
个体固定效应 F 统计量	-	25.49***	-	27.75***

同样,为定量地估计汇率波动对贸易量的影响程度,可以表2第(1)列、第(3)列两个回归作为参照:汇率波动的估计系数表明,如果在2011年完全取消波动,将使该年贸易量分别降低3.4%和1.5%(相应波动指标在2011年的样本均值分别为1.616和2.567)。

作为对照,在表3中我们又列出了利用名义有效汇率波动进行的回归结果。由表可见,各个控制变量回归系数的估计值与显著性与前述回归基本一致。而汇率波动系数在数值上则明显变小,表明名义有效汇率对贸易的影响较小。

综上所述,大部分回归结果表明,在样本国家间汇率波动对双边贸易有显著的促进作用,而后者在2008年国际金融危机以来表现得更为明显。尽管此种影响在相关文献中较为少见,但仍有实

证与理论研究支持这一发现。如在实证方面,Asseery and Peel(1991)发现澳大利亚、日本、英国,以及前西德4个发达国家在布雷顿森林体系解体之后的时期(样本为1972-1987年间的季度数据),实际汇率波动对贸易有显著的促进作用。又如McKenzie and Brooks(1997)的研究表明,在1973-1992年间,名义汇率波动对德、美两国间的双边贸易有显著的正向影响。

表3 名义有效汇率波动对双边贸易的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
计量方法	随机效应	固定效应	随机效应	固定效应
样本	8国(除越南) 1996-2011	8国(除越南) 1996-2011	8国(除越南) 1996-2011	8国(除越南) 1996-2011
波动度量	名义有效汇率 标准差	名义有效汇率 标准差	名义有效汇率 GARCH方差	名义有效汇率 GARCH方差
观测数	888	888	888	888
VOL_1	0.004 (0.002)*	0.004 (0.002)*	0.000 (0.000)***	0.000 (0.000)***
VOL_2	0.004 (0.003)	0.004 (0.003)	0.000 (0.000)***	0.000 (0.000)***
LnYi	0.772 (0.114)***	0.790 (0.110)***	0.853 (0.110)***	0.874 (0.106)***
LnYj	0.865 (0.084)***	0.881 (0.080)***	0.904 (0.087)***	0.924 (0.083)***
LnDij	-0.455 (0.100)***	-	-0.459 (0.102)***	-
ASEAN	0.092 (0.291)	-	0.091 (0.300)	-
Ln_GDPPER_Diff	-0.017 (0.033)	-0.051 (0.036)	-0.034 (0.030)	-0.069 (0.034)**
组间R平方	0.898	-	0.892	-
整体R平方	0.890	-	0.888	-
组内R平方	-	0.861	-	0.868
VOL_1, VOL_2 联合 显著性 Chi2 统计量	5.29*	2.59*	35.37***	20.72***
时期哑变量 Chi2/F 统计量	415.59***	27.27***	407.26***	26.38***
出口国哑变量 Chi2 统计量	87.14***	-	85.48***	-
进口国哑变量 Chi2 统计量	142.02***	-	137.39***	-
Breusch Pagan Chi2 统计量	1937.02***	-	1990.14***	-
个体固定效应 F 统计量	-	25.50***	-	27.25***

在理论方面,Côté(1994)在其文献综述中指出了5种汇率波动不必然抑制贸易的情景:第一,由于存在汇率波动,风险厌恶型厂商既会因风险减少国际贸易(替代效应),又会为补偿预期收益的下降而增加国际贸易(收入效应)。当这种收入效应超过替代效应时,就会导致所谓的“贸易促



进”作用。第二,远期外汇市场等金融工具可以抵减汇率波动对国际贸易的负面影响。第三,双边汇率风险并非是厂商面临的唯一汇率风险。而厂商的风险分散化策略往往会使双边汇率波动对贸易的影响呈现多种可能。例如就一对贸易伙伴而言,如果双方货币与第三国货币汇率风险上升到一定程度,双边汇率波动对彼此贸易并无特定影响。第四,汇率波动不仅仅是风险。事实上,从事国际贸易的厂商也可能通过调整生产与市场发展策略从汇率波动中获取额外利润。第五,在比较优势发生改变时,汇率波动还有可能促进产业内贸易。

尽管以上介绍的经验发现和一般的理论讨论都不能简单照搬到东亚国家,但后者在现实中确有一些基本特征有助于解释本文的计量结果:第一,得益于区域货币金融合作(如清迈倡议等)和普遍实行的紧钉美元的汇率机制,东亚新兴经济体货币的汇率波动明显弱于拉美、非洲等发展中国家,并因此巩固、提升了其国际出口竞争力(Montiel,2005)。第二,自20世纪60年代以来,这一区域的金融市场无论在发展水平还是发展速度上都都比拉美、非洲地区更胜一筹(Sauer and Bohara, 2001; Billen et al.,2005),而较高的金融深化程度可以使外贸企业抵御汇率风险的能力增强<sup>①</sup>。第三,自第二次世界大战后以来,尽管起步时间不同,东亚经济体大多选择了出口导向策略。但如前文所述,自20世纪90年代以来,其主要面向的市场正发生转变:即欧美发达国家市场的重要性正在逐渐让位于东亚本地市场。在这种长期发展趋势下,相对于美元、欧元、日元等第三方货币而引发的汇率波动可能并不会对东亚地区不断深入的贸易整合产生显著的阻碍作用。第四,综合看近10余年来的发展轨迹,东亚国家金融发展水平明显提升,区域内贸易整合度和产业关联度进一步深化,企业从事国际贸易与金融活动的经验也有更多积累——这或许解释了为什么2008年危机以来,汇率波动对贸易的抑制作用进一步削弱,促进作用则愈加显现。当然,对这一点还有待今后进一步的经验支持与理论探讨。

#### 四、研究结论与政策启示

自亚洲金融危机以来,汇率协调成为东亚各国促进区内贸易整合乃至地区经济一体化的诸多实践与愿景中的重要内容之一。而这一政策取向的主要理论根据在于彼此货币币值的波动会给双边贸易带来交易风险与成本,进而抑制贸易量。但围绕这一问题的众多理论与实证研究表明,汇率波动对国际贸易既可能有抑制作用,也可能有促进作用,或者无显著作用。而这种结果的不确定性,也使人们重新思考东亚汇率协调及其对区内贸易的影响。特别是,相应政策安排的逻辑依据,需要用东亚国家的实际数据来验证。

通过对中、日、韩及6个东盟成员国相关面板数据进行计量分析,本文发现在贸易引力模型的框架下,除极少例外,各个样本国货币汇率波动对双边贸易量有显著的正向影响,并且这一影响在2008年国际金融危机期间还更为明显。这一结果在不同的模型设定,回归方法,以及汇率波动度量中表现出较高的稳健性。

尽管此处的分析为“促进论”提供了经验支持,但需要强调的是本文实证发现的政策含义应予以谨慎对待。尽管回归结果显示汇率波动倾向于促进贸易,但这绝不能简单解读为加强东亚经济体彼此的汇率协调,会阻碍区内贸易。本研究的重要启示在于,当下的区域合作重点可能并非是以汇率协调整合区内贸易,而是如何在美国引领跨太平洋和跨大西洋贸易金融整合(主要指TTIP和TPP),以及发达国家与区内市场“此消彼长”的双重时代背景下:一方面通过消除各种贸易保护措施,打破市场壁垒,改进区内产业分工体系。另一方面,各国应努力建立健全区域货币金融政策协

<sup>①</sup> 就此,Héricourt and Poncet(2015)提供了基于中国企业的经验证据。

调与危机应对的制度安排,加强金融市场整合,以及推进各自国内金融部门的结构性改革。同时,保持灵活而有弹性的汇率制度可能是相对有利且比较现实的安排。当然,以上的政策取向与利弊权衡还有待在今后的学术研究与政策实践中加以求证。

最后,本文的发现对近年来热议的人民币国际化问题也有启发意义(Yu,2014;中国人民银行课题组,2012;李扬和张晓晶,2013;李稻葵,2013;张明,2015)。就中国而言,无论积极主动还是相对稳健地推动这一进程,政策制定者都应对其中的得失有清醒的认识。特别是,此处的研究结果显示,通过推进人民币在东亚的区域化使用,甚至建立“人民币区”,来减少与相关伙伴国的汇率波动,进而促进双边贸易的初衷或“预期收益”至少是不确定的。因此,这一进程还需从区域资本流动、资产配置多元化、国内金融改革等方面全盘加以考量。此外还应指出,自2015年8月“汇改”以来,人民币对世界主要货币汇率的双向波动更为频繁。结合本文的发现,我们认为这不仅是人民币市场化、国际化程度不断加深的自然表现,其对中国对外贸易的影响也并非一定是负面的,且在很大程度上决定于相关的政策反应。

#### 参考文献

- 韩青(2010):《汇率波动与国际贸易量的不确定性关系—基于中国的经验证据》,《经济学(季刊)》,第2期。
- 李稻葵(2013):《人民币国际化道路研究》,科学出版社。
- 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。
- 卢向前、戴国强(2005):《人民币实际汇率波动对我国进出口的影响:1994—2003》,《经济研究》,第5期。
- 宋志刚、丁一兵(2005):《新兴市场国家的汇率波动与出口:一个经验分析》,《数量经济技术经济研究》,第9期。
- 王雪、胡未名、杨海生(2016):《汇率波动与我国双边出口贸易:存在第三国汇率效应吗?》,《金融研究》,第7期。
- 杨凯文、臧日宏(2015):《人民币汇率波动对我国国际贸易的传导效应》,《财经问题研究》,第2期。
- 张明(2015):《人民币国际化与亚洲货币合作:殊途同归?》,《国际经济评论》,第2期。
- 中国人民银行调查统计司课题组(2012):《我国加快资本账户开放的条件基本成熟》,中国人民银行。
- Lee, J.、Y. Park 和 K. Shin(2005):《东亚货币联盟》,亚洲开发银行(编),《东亚货币与金融一体化发展前景》,经济科学出版社。
- Montiel, P.(2005):《东亚货币与金融一体化概述》,亚洲开发银行(编),《东亚货币与金融一体化发展前景》,经济科学出版社。
- Anderson, J. and E. van Wincoop(2003):“Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle”, *American Economic Review*, 93, 170–192.
- Asseery, A. and D. Peel(1991):“The Effects of Exchange Rate Volatility on Exports: Some New Estimates”, *Economics Letters*, 37, 173–177.
- Bacchetta, P. and E. van Wincoop(2000):“Does Exchange-rate Stability Increase Trade and Welfare?”, *American Economic Review*, 90, 1093–1109.
- Bergstrand, J.(1985):“The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence”, *Review of Economics and Statistics*, 67, 474–481.
- Billen, D., M. Garcia and N. Khasanova(2005):“Is the Effect of Exchange Rate Volatility on Trade More Pronounced in Latin America than in Asia?”, Kiel Institute for the World Economy Working Paper, No. 434.
- Caglayan, M., O. Dahi and F. Demir(2013):“Trade Flows, Exchange Rate Uncertainty, and Financial Depth: Evidence from 28 Emerging Countries”, *Southern Economic Journal*, 79, 905–927.
- Chit, M.(2008):“Exchange Rate Volatility and Exports: Evidence from the ASEAN-China Free Trade Area”, *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 6, 261–277.
- Chowdhury, A.(1993):“Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence from Error-Correction Models”, *Review of Economics and Statistics*, 75, 700–706.
- Clark, P., N. Tamirisa and S. Wei(2004):“Exchange Rate Volatility and Trade Flows: Some New Evidence”, Working Paper, International Monetary Fund.
- Côté, A.(1994):“Exchange Rate Volatility and Trade: A Survey”, Working Paper 94–5, Bank of Canada.
- Dell’Ariccia, G.(1999):“Exchange Rate Fluctuations and Trade Flows: Evidence from the European Union”, *IMF Staff Papers* 46(3), 315–334.
- Feenstra, R.(2004): *Advanced International Trade: Theory and Evidence*, Princeton: Princeton University Press.

- Franke, G. (1991): "Exchange Rate Volatility and International Trading Strategy", *Journal of International Money and Finance*, 10, 292-307.
- Héricourt, J. and S. Poncet (2015): "Exchange Rate Volatility, Financial Constraints, and Trade: Empirical Evidence from Chinese Firms", *World Bank Economic Review*, 29, 550-578.
- Lizardo, R. (2009): "Exchange Rate Volatility in Latin American and the Caribbean Region: Evidence from 1985 to 2005", *Journal of International Trade and Economic Development*, 18, 255-273.
- McKenzie, M. (2004): "The Effects of Exchange Rate Volatility on Trade", in Brouwer, G. and M. Kawai (eds.): *Exchange Rate Regimes in East Asia*, Oxford: RoutledgeCurzon.
- McKenzie, M. and R. Brooks (1997): "The Impact of Exchange Rate Volatility on German-US Trade Flows", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 7, 73-87.
- McKenzie, M. (1999): "The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade Flows", *Journal of Economic Surveys*, 13, 71-106.
- Sauer, C. and A. Bohara (2001): "Exchange Rate Volatility and Exports: Regional Differences between Developing and Industrialized Countries", *Review of International Economics*, 9, 133-152.
- Yu, Y. (2014): "How Far Can Renminbi Internationalization Go?", ADBI Working Paper Series, No. 461.

(责任编辑:马辰 赵一新)

附表 1 变量描述

变量	样本	数据来源	备注
出口	中国、日本、韩国、印度尼西亚、马来西亚、菲律宾、新加坡、泰国、越南;1996-2011	International Monetary Fund; Direction of Trade Statistics	历年 12 月末值;名义美元
GDP 与人均 GDP	同上	IMF; World Economic Outlook Database	年度值;名义美元
官方兑美元汇率	同上	IMF; International Financial Statistics	月末值
消费者价格指数 (CPI)	同上	同上	月度值
大圆距离 (Great Circle Distance)	同上	各国首都经纬度来自: <a href="http://www.gcmap.com/">http://www.gcmap.com/</a>	两国首都间距
实际/名义有效汇率指数	中国、日本、韩国、印度尼西亚、马来西亚、菲律宾、新加坡、泰国;1996-2011	Bank for International Settlements	月平均值;实际汇率以 CPI 调整;2010 年取值为基数 100