

· 经济与管理 ·

# 汇率波动对中国向日本出口的门限 非线性影响研究



□ 杨 政 李天皓

[电子科技大学 成都 611731]

**[摘要]** 【目的/意义】近年来中国已成为日本第一大进出口贸易伙伴,而人民币汇率改革使得人民币的波动区间不断增加,人民币对日元的汇率波动对中日贸易的影响显得十分重要。【设计/方法】利用门限回归模型将人民币对日元的汇率波动分为高波动和低波动两类,在这两类波动情况下,汇率波动对出口分别有不同的影响。【结论/发现】实证研究结果有:(1)门限效应检验表明汇率波动对出口有非线性影响。(2)门限回归模型的参数估计显示人民币对日元汇率波动较小时,中国对日本的出口贸易受到汇率波动的负向影响;而波动较大时,影响不显著。(3)对样本分不同时间预测,结果显示汇率波动是预测出口变化的一个重要因素,并且门限非线性模型优于线性模型。

**[关键词]** 汇率波动; 出口贸易; 门限效应; 预测

**[中图分类号]** F740, F064, F201

**[文献标识码]** A

**[DOI]** 10.14071/j.1008-8105(2019)-3020

## The Research of Threshold Nolinear Effect Between RMB Exchange Rate Volatility and China-Japanese Export Trade

YANG Zheng LI Tian-hao

(University of Electronic Science and Technology of China Chengdu 611731 China)

**Abstract** [Purpose/Significance] In recent years, China has become Japan's largest import and export trading partner, and the reform of the RMB exchange rate has increased the fluctuation range of the RMB. The impact of the exchange rate fluctuation of the RMB against the Japanese yen on Sino-Japanese trade is very important. [Design/Methodology] The threshold-regression model is used to classify the exchange rate fluctuations of the RMB against the Japanese yen into two types: high and low fluctuations. Under these two types of fluctuations, exchange rate fluctuations have different effects on exports. [Findings/Conclusions] The empirical research results are as follows: (1) Threshold effect test shows that exchange rate fluctuations have a nonlinear effect on exports. (2) The parameter estimation of the threshold regression model shows that when the exchange rate fluctuation of the RMB against the Japanese yen is small, China's export trade to Japan is negatively affected by the exchange rate fluctuation; when the fluctuation is large, the impact is not significant. (3) Using samples to make predictions at different times, the results show that exchange rate fluctuations are an important factor in predicting export changes, and the threshold nonlinear model is better than the linear model.

**Key words** exchange rate volatility; export trade; threshold effect; forecasting

[收稿日期] 2019-03-01

[基金项目] 教育部人文社会科学青年基金项目(15YJC790132).

[作者简介] 杨政(1978-)男,电子科技大学经济与管理学院副教授,硕士生导师;李天皓(1995-)男,电子科技大学经济与管理学院硕士研究生。

## 引言

我国自改革开放以来,国际贸易这架马车拉着我国经济高速发展。2017年我国进出口总值4.1万亿美元,同比上一年增长11%,外贸依存度达到了37%,实现连续九年保持全球货物贸易出口第一大国地位,我国已然成为贸易大国。在国际贸易领域,汇率是影响对外贸易发展的一个重要因素。在促进本国经济发展和人民币国际化进程中,人民币汇率制度进行了多次改革。这些改革包括:在2005年央行实行人民币汇率以市场为基础,参考一篮子货币进行调节,有管理的浮动汇率制度,在2007年和2012年放宽了汇率中间价波动幅度的区间,并在2015年对汇率中间价进行了著名的“811”汇率,这些改革措施使得人民币汇率波动幅度得到了增加<sup>[1]</sup>。由于汇率本身不仅仅受到国内政策影响,而在人民币国际化的进程中,国际的利好利空信息也会对人民币汇率造成波动,且利空信息比利好信息对汇率造成更大的波动<sup>[2]</sup>。据日本海关统计,截止到2018年9月,中国是日本第一大出口贸易伙伴和第一大进口贸易伙伴。中日的汇率波动是否对相互之间的贸易造成重要的影响呢?众所周知,波动本身意味着不确定性。汇率波动增加使得参与国际贸易的公司和企业,以及投资者面临更大的不确定性<sup>[3]</sup>。因此,合理分析人民币汇率波动对中日贸易的影响,将有助于规避汇率波动不确定性带来的风险。

汇率波动对贸易的影响主要争论是在汇率波动对贸易的影响方向上,主要有汇率波动会降低国际贸易<sup>[4-5]</sup>等研究和汇率波动对贸易有正向的影响两种情况<sup>[6-7]</sup>。学者们在不同国家之间的贸易受到汇率波动的影响方向上发现了不一致的结论。例如, Hayakawa等<sup>[8]</sup>通过对东亚地区的贸易进行了研究,结果表明东亚地区进出口明显受到汇率波动的负向影响。Fang等<sup>[9]</sup>, Demezd和Ustaoğlu<sup>[10]</sup>对欧洲以及部分发展中国家的汇率波动对出口的研究中,发现汇率的波动对出口贸易的影响也是负向。还有Byrne等<sup>[11]</sup>, Nishimura和Hirayama<sup>[12]</sup>, Rahman<sup>[13]</sup>等学者的研究,结果都表明了汇率的波动对贸易会产生负向影响。但是, Mckenzie和Brooks<sup>[6]</sup>, Kasman和Kasman<sup>[14]</sup>的实证结果支持汇率波动对出口贸易有正向影响。

人民币汇率波动对我国的对外贸易影响而言,原子霞和杨政<sup>[15]</sup>,张伯伟和田朔<sup>[16]</sup>等学者进行了研

究。其中,张伯伟和田朔<sup>[16]</sup>、高超和王晓红<sup>[17]</sup>等学者认为,人民币汇率波动对出口有显著负向影响。而罗爽<sup>[18]</sup>,封福育<sup>[19]</sup>等学者认为人民币汇率波动对我国的贸易没有显著影响。汇率波动对贸易的线性影响有比较明确的研究结论。目前,研究汇率波动对中日贸易影响的研究包括:Nishimura<sup>[20]</sup>,安辉和黄万阳<sup>[21]</sup>的研究,他们认为人民币汇率波动对中日贸易有负向影响,而周晔和雷云芳<sup>[22]</sup>则认为没有显著影响。

本文的研究动机来源于两个方面。一方面,汇率波动对出口贸易的影响也可能是非线性的。Arize<sup>[23-24]</sup>、Chi等<sup>[25]</sup>、Verheyen<sup>[26]</sup>和Nishimura<sup>[20]</sup>等学者利用自回归分布滞后、门限自回归等非线性模型进行了研究,目前并没有一致的研究结论。中国和日本虽然是东亚邻国,人民币对日元的汇率波动却常受经贸之外的原因影响。因此,采用线性回归模型研究两者之间的关系可能并不合适。另一方面,尚未见到利用非线性模型从预测的角度探讨汇率波动对出口的影响。本文比较了有汇率波动的出口方程和无汇率波动的出口方程的预测能力,进一步证实汇率波动在非线性的出口方程中的作用。

## 一、门限回归模型与方法

### (一) 门限回归模型

门限非线性模型由Tong<sup>[27]</sup>在1983年提出的, Hansen<sup>[28-29]</sup>, Gonzalo和Pitarakis<sup>[30]</sup>等学者对门限模型的估计方法和检验理论进行了拓展和推广。在一个多元回归模型中,假设有 $T$ 个观测值和一个潜在的门槛 $\gamma$ ,变量 $X$ 是不随状态发生改变的变量,而变量 $Z$ 是指与门槛设定相关的变量, $\beta$ 、 $\delta$ 为相应的估计参数, $q_t$ 为门槛变量,则门限回归模型的设定为:

$$y_t = \begin{cases} X'_t \beta + Z'_t \delta_1 + \varepsilon_t, & q_t \leq \gamma \\ X'_t \beta + Z'_t \delta_2 + \varepsilon_t, & q_t > \gamma \end{cases} \quad (1)$$

其中 $\varepsilon_t$ 为独立同分布的误差项,其均值为零,方差为 $\sigma^2$ 。令 $I(\cdot)$ 为示性函数,当 $q_t \leq \gamma$ 时, $I(\gamma) = 1$ ;当 $q_t > \gamma$ 时, $I(\gamma) = 0$ 。方程(1)改写为

$$y_t = X'_t \beta + Z'_t \delta_1 I(q_t \leq \gamma) + Z'_t \delta_2 I(q_t > \gamma) + \varepsilon_t \quad (2)$$

在假设门限值 $\gamma$ 已知的情况下,对式(2)利用最小二乘估计方法得到参数 $\beta$ 、 $\delta$ 的估计值 $\hat{\beta}(\gamma)$ 和 $\hat{\delta}(\gamma)$ 。由于门限值 $\gamma$ 是未知的,参考Hansen<sup>[25]</sup>方法,利用残差平方和,得到:

$$S(\gamma) = \hat{\varepsilon}'_t(\gamma) \hat{\varepsilon}_t(\gamma) \quad (3)$$

取得最小值时的 $\hat{\gamma}$ 作为门限的估计值,即

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma \in \Gamma} S(\gamma) \quad (4)$$

在门限参数区间  $\Gamma = [\gamma, \bar{\gamma}]$  中利用格点搜索 (grid searching) 方法得到门限估计值  $\hat{\gamma}$ , 其中  $\gamma$  和  $\bar{\gamma}$  为门限区间的下限和上限。然后得到参数估计值  $\hat{\beta}(\hat{\gamma})$  和  $\hat{\delta}(\hat{\gamma})$ , 并得到残差方差估计量:

$$\hat{\sigma}(\hat{\gamma}) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}'_t(\hat{\gamma}) \hat{\varepsilon}_t(\hat{\gamma}) \quad (5)$$

### (二) 门限效应的检验

在方程 (2) 中, 当  $\delta_1 = \delta_2$  时表明门限回归模型退化为线性回归模型, 只有  $\delta_1 \neq \delta_2$  时门限效应才存在。假设误差是独立同分布, 按照 Hansen<sup>[31]</sup> 的方法, 构造检验原假设  $H_0: \delta_1 = \delta_2$  为  $F_T$  统计量为:

$$F_T = \sup_{\gamma \in \Gamma} F_T(\gamma) = \sup_{\gamma \in \Gamma} T \left( \frac{\hat{\sigma}^2 - \hat{\sigma}^2(\gamma)}{\hat{\sigma}^2(\gamma)} \right) \quad (6)$$

其中  $\hat{\sigma}^2$ ,  $\hat{\sigma}^2(\gamma)$  分别表示线性模型的残差方差和门限模型的残差方差。因为  $\gamma$  是未知的,  $F$  统计量的渐近分布是非标准的, Hansen<sup>[31]</sup> 利用 bootstrap 模拟得到了统计量的临界值。幸运的是, 目前不需要模拟得到  $F_T$  统计量的临界值, 因为一些统计软件直接给出了门限效应的检验结果, 例如 Eviews 9.0 版本。当  $F_T$  统计量大于相应显著水平的临界值时, 则拒绝原假设原假设  $H_0: \delta_1 = \delta_2$ , 而接受备择假设  $H_1: \delta_1 \neq \delta_2$ , 也就是数据中存在门限非线性效应。

### (三) 预测方法与指标

根据 Wang 等<sup>[32]</sup> 和 Zhang 等<sup>[33]</sup> 文献, 选择了动态预测与静态预测两种方法对出口变化率进行预测。

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{k=1}^p \beta_{1,k} Y_{t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{2,k} G_{t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{3,k} R_{t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{4,k} H_{t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{5,k} C_{t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{6,k} J_{t-k} + \varepsilon_t \quad (9)$$

其中  $Y$  代表中国对日本的出口增长率,  $G$  代表日本的 GDP 增长率,  $R$  代表中日名义汇率变化率,  $H$  代表汇率  $R$  的 GARCH 波动率,  $C$  代表中国的

$$Y_t = \begin{cases} \beta_0^1 + \sum_{k=1}^p \beta_{1,k}^1 Y_{t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{2,k}^1 G_{t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{3,k}^1 R_{t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{4,k}^1 H_{t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{5,k}^1 C_{t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{6,k}^1 J_{t-k} + \varepsilon_t, & H_{t-1} \geq \gamma \\ \beta_0^2 + \sum_{k=1}^p \beta_{1,k}^2 Y_{t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{2,k}^2 G_{t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{3,k}^2 R_{t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{4,k}^2 H_{t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{5,k}^2 C_{t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{6,k}^2 J_{t-k} + \varepsilon_t, & H_{t-1} < \gamma \end{cases} \quad (10)$$

其中 (10) 式中各变量定义与 (9) 式相同。

### (二) 数据来源及预处理

实证研究中, 数据区间为 1995 年 2 月~2018 年 1 月, 除中日名义汇率为日数据外, 其余数据为月度时间序列数据, 其中中国对日本的出口额数据来源于中国海关总署, 中日名义汇率的日度和月度数

动态预测将会从变量的第一期开始进行多步预测, 先前的变量预测值将会被用来预测后面的变量值, 而静态预测则使用一步向前的预测方法, 用变量的当前期的实际值对前一期进行预测。为了评价汇率波动和门限效应对出口的影响, 本文选择解释变量中无汇率波动的线性回归模型, 包含汇率波动的线性回归模型, 以及门限回归模型的三种模型对出口进行预测。这里采用了均方根误差 (Root Mean Squared Error, RMSE) 和绝对均值误差 (Mean Absolute Error, MAE) 两个常用指标作为预测评价标准。它们的表达式分别是:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=T+1}^{T+N} (\hat{y}_t - y_t)^2} \quad (7)$$

$$MAE = \frac{1}{N} \sum_{t=T+1}^{T+N} |\hat{y}_t - y_t| \quad (8)$$

其中  $\hat{y}_t$  表示预测值,  $y_t$  为真实值。这两个指标的值越小, 表明预测的效果越好。

## 二、出口方程与数据预处理

### (一) 出口方程与变量选取

参考 Senadza<sup>[34]</sup>、Asteriou<sup>[35]</sup> 和 Tunc<sup>[36]</sup> 等对不同国家的汇率波动影响贸易的研究, 选取了本研究的解释变量, 包括中日名义汇率, 中日名义汇率的波动率, 日本的 GDP, 中国和日本的 CPI 指数, 建立了如下的线性出口方程。

CPI 指数增长率,  $J$  代表日本的 CPI 指数增长率。把汇率波动率作为研究的门限变量, 建立门限回归模型如下:

据、日本 GDP 数据来源于 WIND, 中国 CPI 指数和日本 CPI 指数来源于 FRED。为了得到平稳的时间序列数据, 对原始数据进行了预处理。其中出口增长率  $Y$  由出口额取对数差分得到, 日本 GDP 数据利用线性插值法将其转为月度数据, 再经季节性调整和对数差分后, 得到平稳序列  $G$ 。中国和日本的

CPI指数, 经过季节性调整后, 再取对数差分后得到平稳序列 $C$ 和 $J$ 。汇率的月度数据经过差分后得到平稳序列 $R$ , 汇率的波动率由中日名义汇率的日度汇率数据, 利用GARCH模型估计得到日度的汇率波动率, 再取月度的平均值获得汇率的波动率 $H$ 。人民币对日元波动率的如图1所示。

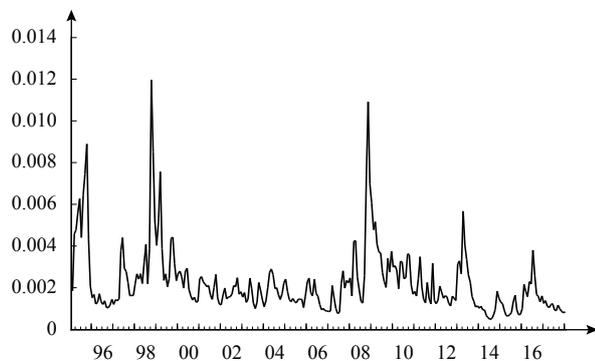


图 1 人民币对日元波动率 $H$

表1给出了主要变量的描述性统计和ADF检验值。从表1可以看到: 在均值上, 日本的CPI指数较中国的CPI指数低, 一方面由于日本作为发达国家, GDP增速放缓, 社会经济比较稳定; 另一方面也与日本经济“泡沫”破灭后, 长期低迷有关。另

外也可以看到人民币对日元的汇率变化率的标准差较其他宏观变量数值偏高, 汇率的波动显得比较明显。最后一列我们给出了各个变量的ADF检验值, 可以看到在1%的显著性水平下各变量均拒绝了非平稳的原假设。另外考虑了汇率取差分后的序列 $R$ 可能与汇率波动 $H$ 存在共线性, 对汇率差分项和汇率波动项进行了相关性分析, 得到两变量的相关系数为0.142, 故两变量之间不存在明显的共线性。

### 三、门限回归模型的检验和估计

#### (一) 门限效应的检验

在估计汇率波动对出口的非对称影响前, 需要对出口方程进行门限效应的检验。门限变量选取为汇率波动的滞后一阶 $H_{t-1}$ , 根据AIC准则选取了滞后阶数 $p = 2$ 的回归方程。关于出口方程的门限效应检验结果如表2所示。标准化的F统计量为41.77显著大于5%水平的临界值(32.16), 检验结果说明具有单门限效应, 进一步考虑存在两个门限的假设进行检验, 得到标准化F统计量为31.45小于5%水平的临界值(33.85), 检验结果不拒绝原假设, 说明出口方程不存在多个门限, 只具有单门限效应。

表 1 主要变量的描述性统计和单位根检验

变量	变量符号	均值	标准差	偏度	峰度	ADF
出口增长率	$Y_t$	0.006 1	0.071 9	-0.253 0	6.730 2	-20.140***
日本GDP增长率	$G_t$	0.031 1	0.389 7	-0.816 8	6.658 1	-3.620 0***
中国CPI增长率	$C_t$	0.189 9	0.391 9	0.348 7	4.714 6	-5.208 5***
日本CPI增长率	$J_t$	0.012 5	0.243 7	2.157 9	15.72 7	-14.907***
汇率变化率	$R_t$	-0.039 5	1.040 9	0.279 9	5.318 4	-14.633***
汇率波动率	$H_t$	0.002 2	0.001 6	2.654 7	12.590	-4.901 0***

注: ADF检验中\*\*\*代表显著性水平1%下拒绝原假设。

表 2 门限效应检验结果

门限假设	F值	标准化F值	5%水平临界值
$H_0$ vs $H_1^*$	3.21	41.77	32.16
$H_1^*$ vs $H_2$	2.42	31.45	33.85

#### (二) 实证估计结果

通过门限效应检验之后, 估计了存在单个门限效应的门限回归模型。为进一步说明汇率波动对出口的影响, 对比了三个回归模型的估计。模型1中不含汇率波动项的线性回归, 模型2中加入汇率波动项的线性回归, 模型3则加入了汇率波动项的门限回归。三个回归模型的估计结果如表3所示。

从回归结果来看, 模型1和模型2的估计系数从预期符号方向, 数值大小和显著性等方面的差异不

大, 也就是说在线性回归模型中是否加入汇率波动项对参数估计几乎没有影响, 只有拟合优度 $R^2$ 有少许增加。在模型2中, 重点关注的汇率波动率 $H_{t-1}$ 和 $H_{t-2}$ 并不显著。其他变量的估计结果显示, 出口增长率 $Y_{t-1}$ 和 $Y_{t-2}$ 的系数估计值在1%水平上显著, 说明中国对日本的出口增长率具有自相关性, 由于估计系数的符号为负, 出口表明增长率有均值回复的趋势。日本GDP增长率滞后2期 $G_{t-2}$ 的估计系数在10%水平上显著, 并且系数为正, 表明日本GDP增长率有利于促进中国对其出口。中国和日本的CPI增长率对出口增长率都有一定的正向影响, 因为适度的消费者物价指数能够刺激经济的活跃性, 有利于经济的增长, 从而促进进出口的增加。

表 3 三个回归模型的估计结果

变量	模型1	模型2	模型3	
			$H_{t-1} \leq 0.00176$	$H_{t-1} > 0.00176$
$Y_{t-1}$	-0.718*** (0.056)	-0.719*** (0.056)	-0.859*** (0.091)	-0.635*** (0.062)
$Y_{t-2}$	-0.353*** (0.056)	-0.354*** (0.056)	-0.422*** (0.079)	-0.313*** (0.067)
$G_{t-1}$	1.287 (0.935)	1.352 (0.962)	0.370 (2.115)	2.339* (1.257)
$G_{t-2}$	2.211* (0.933)	2.239* (0.938)	-0.145 (1.771)	3.595*** (1.126)
$R_{t-1}$	0.099 (0.336)	0.082 (0.343)	0.712 (0.692)	-0.191 (0.427)
$R_{t-2}$	0.590 (0.335)	0.569 (0.338)	0.837 (0.552)	0.630 (0.46)
$H_{t-1}$		0.958 (3.458)	29.626 (18.098)	-3.380 (2.593)
$H_{t-2}$		0.252 (3.519)	-14.884* (8.757)	0.777 (2.78)
$C_{t-1}$	-0.368 (0.902)	-0.354 (0.906)	-1.699* (0.955)	0.497 (1.302)
$C_{t-2}$	2.472** (0.898)	2.457** (0.901)	5.287*** (1.641)	0.153 (0.908)
$J_{t-1}$	3.342** (1.429)	3.429** (1.446)	2.623* (1.359)	6.318*** (2.156)
$J_{t-2}$	0.088 (1.428)	0.138 (1.451)	0.278 (1.992)	-0.224 (2.474)
$c$	0.008* (0.004)	0.005 (0.007)	-0.014 (0.019)	0.027** (0.012)
$R^2$	0.4177	0.4183	0.4912	

注: \*, \*\*, \*\*\*表示在水平10%, 5%, 1%上显著。

与线性模型2的估计相比较, 模型3的拟合优度  $R^2$  在线性模型2的基础上, 整体提升了近20%。门限回归模型的估计显示门限值  $\hat{\gamma}$  为0.001 76。由于门限值  $\hat{\gamma}$  把出口增长率分为两个机制, 低于门限值 (即  $H_{t-1} \leq 0.001 76$ ) 时,  $H_{t-2}$  在10%水平上显著, 可以认为在汇率波动较小的时候, 汇率的波动率对出口增长率有显著影响, 且滞后两期对当期的影响为负, 滞后一期影响不显著, 其余结果与线性模型相近。而当汇率波动高于门限 (即  $H_{t-1} > 0.001 76$ ) 时, 汇率波动滞后两阶都不显著,  $G_{t-1}$  和  $G_{t-2}$  都比较显著, 除此之外  $J_{t-1}$  显著, 其余变量则不显著。这表明当汇率波动较大时, 汇率波动对出口贸易没有显著影响, 而日本的CPI增长率和日本的GDP增长率影响较为显著, 且都为正。因此, 在人民币对日元汇率处于低波动时, 汇率波动率对中国向日本的出口是负向影响; 当人民币对日元汇率处于高波动时, 汇率波动的影响却不显著。

为什么高波动时, 汇率波动率对出口的影响却不显著呢? 进一步观测汇率波动率被门限值划分的低波动和高波动两个机制, 如图2所示。在国际贸易中, 汇率市场参与者和企业都敏感于汇率的风险<sup>[4]</sup>, 这些风险可能来自于汇率改革、金融危机、地缘政治摩擦等。图2中虚线代表了门限值 ( $\hat{\gamma} = 0.001 76$ ), 可以明显地看到有四个高波动的区间, 用阴影表示, 分别是区域 I 的1995年日本大地震, 区域 II 的1997~1998年的亚洲金融危机和区域 III 的2008年的全球金融危机带来的人民币对日元的汇率的大幅波动, 除此之外区域 IV 的2012年钓鱼

岛事件与靖国神社事件也对汇率造成了较大的波动。在汇率波动低于门限的部分主要集中在2013年9月~2016年3月, 2013年开始在日元大幅贬值和人民币升值的大背景下, 人民币对日元汇率波动反而变缓和。原因有两方面, 一方面得益于2013年9月开始, 赴日中国大陆游客同期持续了3个月的增长, 2014年前11月赴日游客较2013年增长了80%, 2015年的前11月中国大陆游客累计约465万人次, 同比增加109%创下新高, 旅游对货币消费和需求的增加, 对冲了一部分日元汇率贬值的风险。另一方面, 2014~2015年两国领导人会晤, 外长会谈等, 打开了新的友好的政治局面, 对市场释放了积极的信号使得汇率波动维持在较小的区间。这表明在经济形势稳定和政治和谐的情况下, 中国对日本的出口受汇率波动率的负面影响, 出口方程中经济原理在起作用。当经济环境恶劣或者两国关系紧张时, 影响出口的不是经济理论中的汇率或波动率, 而是宏观的全球经济影响和政治环境在起作用。

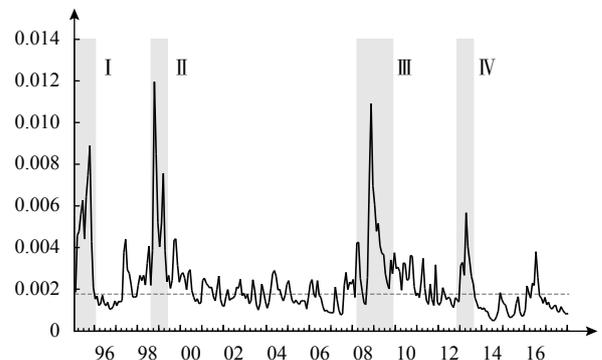


图 2 人民币对日元的波动率

#### 四、预测比较

为进一步说明汇率波动率在门限回归模型中的作用,对出口进行预测比较。这里使用了动态和静态的预测方法。通过对不同时期的样本进行分组预测,回归样本拆分为三组,分别为1995M1~2011M1,1995M1~2012M1和1995M1~2013M1,相应的预测区间的时间序列分别为2011M2~2018M1,2012M2~2018M1,2013M2~2018M1。在预测的评价指标中,选取了均方误差(RMSE)和绝对均值误差(MAE)两个指标对线性模型和门限模型的预测结果进行评价,模型1表示不含有汇率波动率项的线性回归模型,模型2表示含有汇率波动率项的线性回归模型,模型3表示含有汇率波动率项的门限回归模型,相应的预测指标结果如表4所示。

表4 模型预测指标结果

预测指标		2011~2018年	2012~2018年	2013~2018年
静态预测				
模型1	RMSE	0.060 69	0.058 33	0.062 56
	MAE	0.041 91	0.039 94	0.043 63
模型2	RMSE	0.061 02	0.058 52	0.062 61
	MAE	0.042 26	0.040 17	0.043 74
模型3	RMSE	0.059 22	0.057 68	0.060 97
	MAE	0.041 02	0.039 56	0.046 69
动态预测				
模型1	RMSE	0.080 37	0.078 86	0.085 56
	MAE	0.052 44	0.049 90	0.055 67
模型2	RMSE	0.080 41	0.078 92	0.085 64
	MAE	0.052 39	0.050 02	0.055 72
模型3	RMSE	0.079 69	0.078 69	0.079 07
	MAE	0.050 87	0.048 68	0.053 49

从表4看到,除了模型1在静态预测的MAE最小以外,模型3在RMSE和MAE上具有最优的预测效果。无论在哪个预测区间,无论是静态还是动态预测,都可以看到门限回归模型的预测指标,比线性模型的预测指标有比较显著的改进,有效地降低了RMSE和MAE的值,在加入汇率波动项的模型2预测表现反而没有无汇率波动项的模型1好,但模型3较模型1和模型2都有提升,说明模型2加入汇率波动项,没有更好地捕捉到非线性的特征。从预测的角度,再次验证了门限回归模型比线性回归模型更适合描述汇率波动率对中国向日本出口的影响。

#### 五、结束语

本文利用GARCH模型度量了人民币对日元的名

义汇率波动率,通过建立线性回归模型,门限回归模型和预测检验三个方面分析,线性回归结果表明汇率波动对出口的影响不显著,但通过门限模型,将汇率的波动分拆成了高波动和低波动两部分,结果表明低于门限值部分的汇率波动对出口有负向影响,高于门限值的部分影响不显著。高波动往往意味着出口贸易受到政治、经济等事件的影响,从而汇率对贸易的影响机制遭到破坏,汇率及汇率波动不再是影响出口贸易的主要因素,使得高波动时对出口贸易影响不显著。随后从预测的角度,进一步说明了门限模型较线性模型对汇率波动影响出口贸易的问题上有更好的解释能力,在现实的复杂经济情况中,非线性模型是更理想的模型。

人民币国际化的过程中,常常受到外围的经济波动,政治事件的影响,如最近的中美贸易战,使人民币的汇率产生了较大的波动,产生了更大的汇率风险,因此稳定汇率是非常重要的工作。中日关系正值改善阶段,贸易作为两国重要的桥梁,汇率又作为重要的货币工具,基于研究我们有如下建议:(1)中日两国应建立更加深化的长效沟通机制,积极管控各种意外事件,减少对两国汇率市场的冲击,避免产生较大的波动;(2)合理利用我国充足的外汇储备,汇率波动较大时进行一定的干预,从而减小汇率波动。

#### 参考文献

- [1] 翟爱梅. 基于GARCH模型对人民币汇率波动的实证研究[J]. 技术经济与管理研究, 2010(2): 20-23.
- [2] 刘雨, 邵鑫鑫. 基于条件异方差模型的人民币汇率波动特征研究[J]. 经贸实践, 2017(18): 81.
- [3] LI H, MA H, XU Y. How do Exchange Rate Movements Affect Chinese Exports?—A Firm-level Investigation[J]. Journal of International Economics, 2015, 97(1): 148-161.
- [4] ETHIER W. International Trade and The Forward Exchange Market[J]. American Economic Review, 1973, 63(3): 494-503.
- [5] BAHMANI-OSKOOEE M, HARVEY H, HEGERTY S W. The Effects of Exchange-rate Volatility on Commodity Trade Between the U.S. and Brazil[J]. North American Journal of Economics & Finance, 2013, 25(25): 70-93.
- [6] MCKENZIE M D, BROOKS R D. The Impact of Exchange Rate Volatility on German-US Trade Flows[J]. Journal of International Financial Markets Institutions & Money, 1997, 7(1): 73-87.
- [7] BAHMANI - OSKOOEE M, HEGERTY S W. Exchange Rate Volatility and Trade Flows: A Review

- Article[J]. *Journal of Economic Studies*, 2013, 34(3): 211-255.
- [8] HAYAKAWA K, KIMURA F. The Effect of Exchange Rate Volatility on International Trade in East Asia[J]. *Journal of the Japanese & International Economies*, 2009, 23(4): 395-406.
- [9] FANG W S, LAI Y H, MILLER S M. Does Exchange Rate Risk Affect Exports Asymmetrically? Asian Evidence[J]. *Journal of International Money & Finance*, 2009, 28(2): 215-239.
- [10] DEMEZ S, USTAOĞLU M. Exchange-Rate Volatility's Impact on Turkey's Exports: An Empirical Analyze for 1992-2010[J]. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 2012, 41(41): 168-176.
- [11] BYRNE J P, DARBY J, MACDONALD R. US Trade and Exchange Rate Volatility: A Real Sectoral Bilateral Analysis[J]. *Journal of Macroeconomics*, 2008, 30(1): 238-259.
- [12] NISHIMURA Y. RMB Exchange Rate Volatility and Sino-Japan Exports[J]. *AjiaKeizai* 51 (5), 2010: 2-21.
- [13] RAHMAN S, SERLETIS A. The Effects of Exchange Rate Uncertainty on Exports[J]. *Journal of Macroeconomics*, 2009, 31(3): 500-507.
- [14] KASMAN A, KASMAN S. Exchange Rate Uncertainty in Turkey and Its Impact on Export Volume[J]. *Metu Studies in Development*, 2005, 32(1): 41-53.
- [15] 原子霞, 杨政. 汇率波动对中国出口有非对称影响吗?[J]. *系统工程理论与实践*, 2016, 36(2): 308-318.
- [16] 张伯伟, 田朔. 汇率波动对出口贸易的非线性影响——基于国别面板数据的研究[J]. *国际贸易问题*, 2014(6): 131-139.
- [17] 高超, 王晓红. 人民币实际汇率和波动对中美进出口总额的影响——基于协整检验的实证分析[J]. *中国外资*, 2013(16): 55.
- [18] 罗爽. 人民币汇率波动对我国进出口贸易的影响[J]. *中国商论*, 2013(12): 132-133.
- [19] 封福育. 人民币汇率波动对出口贸易的不对称影响——基于门限回归模型经验分析[J]. *世界经济文汇*, 2010(2): 24-32.
- [20] NISHIMURA Y, HIRAYAMA K. Does Exchange Rate Volatility Deter Japan-China Trade? Evidence from Pre- and Post-Exchange Rate Reform in China[J]. *Japan & the World Economy*, 2013, 25-26: 90-101.
- [21] 安辉, 黄万阳. 人民币汇率水平和波动对国际贸易的影响——基于中美和中日贸易的实证研究[J]. *金融研究*, 2009(10): 83-93.
- [22] 周晔, 雷云芳. 人民币汇率波动是否影响我国进出口贸易——基于中日贸易的经验分析[J]. *西安财经学院学报*, 2013, 26(2): 22-26.
- [23] ARIZE A C. The Long-run Relationship Between Import Flows and Real Exchange-rate Volatility: The Experience of Eight European Economies[J]. *International Review of Economics & Finance*, 1998, 7(4): 417-435.
- [24] ARIZE A C, OSANG T, SLOTTJE D J. Exchange-rate Volatility in Latin America and Its Impact on Foreign Trade[J]. *International Review of Economics & Finance*, 2008, 17(1): 33-44.
- [25] CHI J, CHENG S K. Do Exchange Rate Volatility and Income Affect Australia's Maritime Export Flows to Asia?[J]. *Transport Policy*, 2016, 47: 13-21.
- [26] VERHEYEN F. Exchange Rate Nonlinearities in EMU Exports to the US[J]. *Economic Modelling*, 2013, 32(32): 66-76.
- [27] TONG H. On a Threshold Model in Pattern Recognition and Signal Processing[J]. *Sijthoff & Noordhoff*, 1978, [s.l.]: 574-586.
- [28] HANSEN B. Testing for Linearity[J]. *Journal of Economic Surveys*, 1999, 13(5): 551-576.
- [29] HANSEN B E. Threshold Autoregression in Economics[J]. *Statistics & Its Interface*, 2012, 4(2): 123-127.
- [30] GONZALO J, PITARAKIS J Y. Estimation and Model Selection Based Inference in Single and Multiple Threshold Models[J]. *Journal of Econometrics*, 2004, 110(2): 319-352.
- [31] HANSEN B E. Inference in TAR Models[J]. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 1997, 2(1): 1-1.
- [32] WANG L, WANG Z G, Qu H, et al. Optimal Forecast Combination Based on Neural Networks for Time Series Forecasting[J]. *Applied Soft Computing*, 2018, 66: 1-17.
- [33] ZHANG Y, MA F, SHI B, et al. Forecasting the Prices of Crude Oil: An Iterated Combination Approach[J]. *Energy Economics*, 2018, 70: 472-483.
- [34] SENADZA B, DIABA D D. Effect of Exchange Rate Volatility on Trade: Evidence from Selected Sub-Saharan African Countries[J]. *Modern Economy*, 2011, 2: 538-545.
- [35] ASTERIOU D, MASATCI K, PILBEAM K. Exchange Rate Volatility and International Trade: International Evidence from the MINT Countries[J]. *Economic Modelling*, 2016, 58: 133-140.
- [36] TUNC C, SOLAKOGLU M N, BABUSCU S, et al. Exchange Rate Risk and International Trade: The Role of Third Country Effect[J]. *Economics Letters*, 2018, 167: 152-155.