

文章编号:1005-0523(2013)05-0104-06

汇率波动第三国效应对中国出口的影响

周 晔^{1,2}, 高建萍³

(1. 江西财经大学经济学院, 江西 南昌 330013; 2. 华东交通大学经济管理学院, 江西 南昌 330013; 3. 江西省建设银行营运管理部, 江西 南昌 330061)

摘要:现有国内研究汇率波动对贸易的影响都没有考虑第三国效应,而中国在全球生产网络中的地位使得中国的出口必然受到汇率波动第三国效应的影响。文章基于中美日三国的东亚三角贸易模式,首先利用三角贸易指数刻画了中美日三国三角贸易的动态演变,并对“日本出口中国”和“中国出口美国”的贸易数据进行格兰杰因果检验,证实了“日本出口中国中间品-中国出口美国消费品”的贸易模式是中美日三角贸易关系的实质内容。然后建立了包含美元和日元兑人民币汇率波动变量的中美出口贸易协整,研究结果表明在长期内中国对美国出口贸易中都存在显著的汇率波动的第三国效应,在长期内日元兑人民币汇率波动对中国对美出口有正向的显著的第三国效应,其效应弹性要小于中美汇率双边波动效应弹性并与之方向相反,最后是研究结论的政策含义。

关键词:东亚三角贸易; 汇率波动; 第三国效应; 出口需求模型

中图分类号:C812

文献标志码:A

浮动汇率体制下汇率的不确定性及其汇率波动风险对进出口贸易的影响在国际贸易文献中一直是个重点主题,尤其是美国金融危机后世界贸易在2008年下半年到2009年上半年经历了急剧下降,WTO报告的104个国家进出口贸易都显著下降,发达国家和发展中国家无一例外^[1],汇率波动加剧对全球贸易产生巨大冲击被认为是“全球贸易崩溃”的主要因素之一^[2],这一时期美元和世界其他主要货币的汇率发生了剧烈波动,以欧元为例,在2008年初为1欧元兑1.47美元,年中达到1欧元兑1.56美元,2008年末欧债危机深化后欧元快速贬值到1美元兑1.35欧元。金融危机以来人民币与世界主要货币的汇率也出现了剧烈波动^[3],尤其是中国央行自2012年4月16日起将人民币兑美元的日浮动幅度区间由千分之五扩大至百分之一,提高了人民币汇率波动弹性,可以预见随着人民币国际化进程的推进人民币汇率的波动弹性必然将进一步扩大。

现有文献中关于汇率波动对出口的影响并没得到一致性的结论,汇率波动既可能促进也可能阻碍出口,McKenzie(1999),Bahmani-Oskooee和Hegerty(2007)对此做过比较完整的综述^[4-5]。国内学者对人民币汇率波动对中国出口的影响进行了一系列的实证研究^[6-9]。已有文献在研究中都是以我国和贸易伙伴国或者世界为对象,分析双边汇率波动或者对世界主要货币加权平均的汇率波动对贸易影响,都没有考虑我国进出口贸易结构的特殊性,即在东亚发达经济体跨国公司主导下,制成品组装加工环节转移到我国,并最终出口到东亚区域外部的美欧市场,我国制成品出口到美欧的比重上升,而日韩等东亚发达经济体出口到

收稿日期:2013-07-06

基金项目:国家社科基金项目(12CJY001);国家自然科学基金项目(71262010);江西省社会科学“十二五”规划项目(11YJ27);江西省高校人文社科项目(JJ1307)

作者简介:周晔(1975—),男,博士研究生,研究方向为国际经济与贸易。

美欧的制成品比重下降,同时出口到我国的中间产品不断上升,我国由此成为东亚生产网络里最重要的制造中心和出口平台,“东亚发达经济体—中国—美欧”三方形成所谓的东亚三角贸易模式。这样,我国的最终产品出口必然同时受到东亚三角贸易模式中相关各方货币汇率波动的影响,以出口美国为例,中间产品从其他东亚经济体(如日本)进口,在我国组装成最终产品后出口美国,这样出口美国的最终产品必然受到中美间汇率波动和中日间汇率波动的同时影响,这种一国与第三国的汇率波动对进出口双方之间贸易的影响被称为汇率波动的第三国效应,Cushman (1983, 1986)最早研究了汇率波动对出口影响的第三国效应,他发现汇率波动对美国对加拿大的出口有显著的正向影响,但是当加入美国与第三国汇率波动因素时这种正向影响会消失,即美国对加拿大的出口存在正向的第三国效应^[10-11]。此后不同的研究发现第三国效应的影响因不同的国家、产业部门而异(Wei, 1996; Dell’Ariccia, 1999; Cho, 2002)^[12-14]。

基于现有国内文献缺乏汇率波动第三国效应对我国出口的影响的研究,本文把汇率波动第三国效应作为一个重要变量引入出口需求模型之中,以下的结构安排如下:首先,利用中、美、日三国的三角贸易指数分析东亚三角贸易分工状况,并对“日本向中国出口中间品—中国向美国出口消费品”的贸易数据进行格兰杰因果检验,揭示汇率波动第三国效应的现实逻辑基础;其次,采用出口需求函数模型,在中国对美国出口影响因素模型中引入日元兑人民币汇率波动变量,分析日元兑人民币汇率波动的第三国效应是否存在,最后是结论及政策建议。

1 东亚贸易模式下的中美日三角贸易的动态演变

1.1 中美日三角贸易的动态演变

东亚贸易模式下的三角贸易是指日本向中国出口技术含量较高的零部件等中间产品,利用中国的劳动力要素丰裕的优势,在中国进行加工组装成最终产品后再出口到美国的贸易形态,这种贸易形态的基础在于中日两国在产品的不同生产区段上有不同的比较优势。为具体刻画三角贸易发展状况及其动态演变,这里首先根据 BEC (broad economic categories) 分类体系,按照贸易产品的使用目的将贸易产品划分为资本品、中间品和消费品 3 大类,相应的可以把中美日三国的双边贸易按照资本品、中间品和消费品进行分类统计,所有数据来自于 UN COMTRADE。再根据李娇(2008)^[15]提出的计算三角贸易指数的方法来计算“日中美”三角贸易指数,即“日本出口中国中间品—中国出口美国消费品”的三角贸易指数,计算公式为:日中美三角贸易指数=(日本出口中国的中间品/日本出口世界的中间品)*(中国出口美国的消费品/中国出口世界的消费品)。三角贸易指数越大,则表明中国在三角贸易中所发挥的出口平台作用越显著,美国作为最终消费品市场的作用越大。同时计算“美中日”三角贸易指数,即“美国出口中国中间品—中国出口日本消费品”的三角贸易指数作为对比。

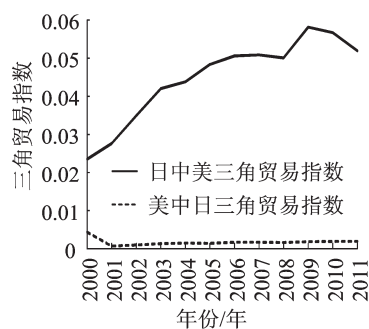


图1 中美日三角贸易指数
Fig.1 Triangular trade index among China, USA and Japan

来源:UN COMTRADE 和作者计算

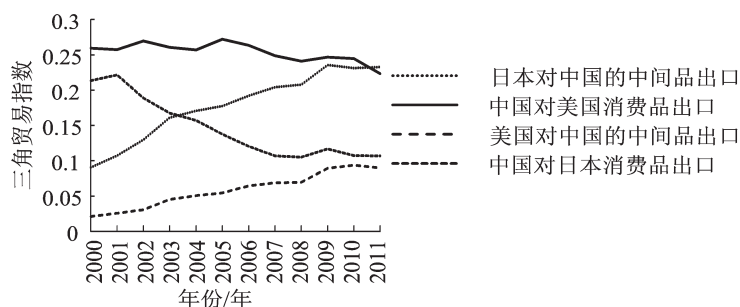


图2 中美日三角贸易指数分解
Fig.2 Decomposition of triangular trade index among China, USA and Japan

图1显示,“日中美”三角贸易指数从2000年的约0.024一直上升到2009年的0.058左右,此后逐渐下降

但到2011年仍保持在0.052左右的高位,而美中日三角贸易指数这十几年来始终保持在0.002左右的低位水平,这反映了在中美日的三角贸易中“日本出口中国中间品-中国出口美国消费品”的贸易模式重要性要远远超过“美国出口中国中间品-中国出口日本消费品”的贸易模式。其次,从图2三角贸易指数分解中可以看出,从2000年以来,日本对中国中间品出口占其中间品出口比重持续增加,从10%增加到23%左右,同时中国对美国的消费品出口比重也一直维持在20%以上,由此导致日中美三角贸易指数较高,而美国对中国中间品出口比重虽然从2000年的2%左右增加到2011年的9%左右,但中国对日本消费品出口比重长期持续下降,从2000年的21%下降到2011年的10%左右,由此导致美中日三角贸易指数远低于日中美三角贸易指数。

1.2 中美日三角贸易关系的格兰杰因果检验

考虑到“日本出口中国中间品-中国出口美国消费品”是三国间三角贸易关系的实质内容,这里进一步对“日本出口中国”和“中国出口美国”的贸易数据进行格兰杰因果检验(UN COMTRADE按照BEC体系分类提供的年度数据样本太少,不便于直接对“日本出口中国中间品”和“中国出口美国消费品”数据进行格兰杰因果检验),作为比较同时对“美国出口中国”和“中国出口日本”的贸易数据进行格兰杰因果检验。

具体来说,利用经X12过季节调整从1995年1季度到2010年4季度的进出口数据,并以 cpi 指数平减以去除通货膨胀的影响,中国出口贸易以中国消费者物价指数平减,中国进口贸易以进口来源国消费者物价指数平减。以上数据都来源于国际货币基金组织出版的《国际金融统计》(International Financial Statistics, IFS),以2000年为基期100。各变量取自然对数, $\ln jp$ 和 $\ln us$ 分别为中国从日本、美国的季度实际进口, $\ln cn1$ 和 $\ln cn2$ 分别为中国对美国和日本的季节实际出口。

由于格兰杰因果检验要求数据平稳,而大多数时间序列数据都是不平稳的,因此首先对各变量的平稳性进行检验。本文采用ADF检验来判别变量是否存在单位根,取自然对数检验结果见表1。表1显示所有变量原序列非平稳,经一阶差分平稳。对相应变量的格兰杰因果检验结果见表2。

表1 单位根检验结果
Tab.1 ADF testing results

变量	ADF	检验形式	P值	变量	ADF	检验形式	P值
$\ln jp$	-2.450 773	(C,T,5)	0.350 7	$\ln jp$	-3.652 132	(C,T,4)	0.034 0
$\ln us$	-2.201 829	(C,T,4)	0.194 0	$\ln us$	-13.148 93	(C,T,2)	0.000 0
$\ln cn1$	-2.658 344	(C,T,4)	0.257 3	$\ln cn1$	-3.393 327	(C,T,4)	0.062 2
$\ln cn2$	-0.330 770	(C,0,5)	0.913 3	$\ln cn2$	-3.586 641	(C,0,4)	0.009 0

注:检验形式(C,T,k)表示检验时回归方程中包括常数项和时间趋势项,(C,0,k)只包括常数项,(0,0,k)没有常数项和时间趋势项,k为滞后阶数,由AIC准则确定。*,**分别表示在1%、5%显著性水平上是显著的。临界值由EViews6.0给出。

表2 相应变量的格兰杰因果检验
Tab.2 Granger causality test

原假设	F值	P值
$\Delta \ln cn1$ 不是 $\Delta \ln jp$ 的格兰杰原因	4.533 13	0.015 0
$\Delta \ln jp$ 不是 $\Delta \ln cn1$ 的格兰杰原因	11.494 2	0.000 07
$\Delta \ln cn2$ 不是 $\Delta \ln us$ 的格兰杰原因	0.056 64	0.945 0
$\Delta \ln us$ 不是 $\Delta \ln cn2$ 的格兰杰原因	1.872 11	0.163 3

从表2可以看出, $\Delta \ln cn1$ 和 $\Delta \ln jp$ 互为对方变量的格兰杰原因,而 $\Delta \ln cn2$ 和 $\Delta \ln us$ 变量之间则不存在格兰杰因果关系,即经过一阶差分后的中国从日本的进口和中国对美国的出口变量间存在着显著的格兰

杰因果关系,而一阶差分后的中国从美国的进口和中国对日本的出口变量间不存在格兰杰因果关系,进一步证实了东亚三角贸易格局下中国发挥了从日本进口后加工组装再出口美国的出口平台作用。

2 基于人民币汇率波动第三国效应的出口需求模型

基于前面的分析,在东亚三角贸易格局下日本利用中国作为出口美国的生产平台,在分析中国对美国的出口贸易的影响因素时,不仅美元兑人民币汇率的波动需要考虑,还需要考虑作为中间品出口国(日本)和作为出口平台国家(中国)之间的货币汇率波动的影响,基于上述判断建立计量模型。

2.1 变量和数据来源

1) 汇率。由于名义汇率对进出口的影响是不确定的,因此使用实际有效汇率。实际有效汇率为名义汇率(nom)经过中美、中日双边CPI指数调整后得到,计算公式为 $r_t = \text{nom} \frac{cpi_h}{cpi_f}$, cpi_h 为中国的消费者物价指数, cpi_f 为美国、日本的消费者物价指数,美元和日元兑人民币名义汇率来自 UBC's Sauder 商学院的世界各国货币汇率数据库,各国 cpi 数据都来源于国际货币基金组织出版的《国际金融统计》(IFS),以2000年为基期100。

2) 汇率波动率。由于汇率波动率(风险)依赖于人们对汇率波动的预测,可以用汇率的实际值与预测值的偏离来测量。一种方法是用汇率对数一阶差分的标准离差来度量汇率的波动率,另一种方法是GARCH模型来测量汇率的条件波动率。本文采用汇率对数一阶差分的标准离差来度量汇率的波动率。

3) 中国对美国出口贸易额和美国GDP。因为是采用季度数据,两者都采用X12方法经过季节调整,并以 cpi 指数平减以去除通货膨胀的影响,具体来说,中国出口贸易以中国消费者物价指数平减,美国季度GDP以美国消费者物价指数平减,数据同样来自于IFS。样本时期是从1995年1季度到2010年4季度。

2.2 模型设定和变量的预检验

估计模型采用经典的出口需求函数方程,出口需求的主要决定因素是进口国收入和商品价格,价格用汇率水平反映,考虑不确定性的影响引入美元兑人民币汇率波动和日元兑人民币汇率波动。所有变量都采用自然对数形式。

因此,设定中国出口美国的需求方程为

$$\ln x_t = a_0 + a_1 \ln r_t + a_2 \ln y_t^{us} + a_3 \ln v_t + a_4 \ln v'_t + u_t \quad (1)$$

式中, x_t 为 t 期的中国对美国的实际出口值, y_t^{us} 为 t 期美国实际GDP; r_t 为直接标价法下的美元兑人民币汇率, v_t 和 v'_t 分别为美元和日元兑人民币汇率的波动, v'_t 的系数 a_4 是本文重点关心的,即日元兑人民币汇率的波动是否会对中国对美国的出口产生影响, u_t 为随机误差项。如果人民币相对美元贬值,出口相对价格降低,出口将会增加,因此预期 $a_1 > 0$; 美国实际GDP增加,对中国出口的需求增加,因此预期 $a_2 > 0$; 汇率波动对出口的影响方向不确定, a_3 和 a_4 符号不确定。

由于大多数时间序列数据都是不平稳的,首先对各变量之间的平稳性进行检验,采用ADF检验来判别变量是否存在单位根,以满足变量须是平稳的或是一阶单整的模型要求。检验结果见表3。

表1显示所有变量原序列非平稳,经一阶差分平稳。因此,各变量原值都是I(1)过程,各差分变量都是I(0)过程,各变量单整阶数一致,可以对各变量进行协整关系检验。采用Johansen协整检验法对模型1进行协整检验,首先确定在VAR模型当中的滞后结构,结果如表4所示,5个评价统计量各自给出的最小滞后期用“*”表示,根据LR, FPE和AIC准则选择2阶滞后。其次在检验时考虑序列有均值、线性趋势项和协整方程只有截距项情况, Johansen检验结果见表5,出口模型在5%的显著性水平上拒绝了不存在协整方程的原假设,接受存在2个协整方程的原假设。

表3 单位根检验结果

Tab.3 ADF testing results

变量	ADF	检验形式	P值	变量	ADF	检验形式	P值
lnx	-2.658 344	(C,T,4)	0.257 3	$\Delta \ln cn1$	-3.393 327	(C,T,4)	0.062 2
$\ln y^{us}$	-1.589 923	(C,T,1)	0.780 5	$\Delta \ln y^{us}$	-5.350 938	(C,T,0)	0.000 2
lnr	-2.297 767	(C,T,0)	0.428 8	$\Delta \ln r$	-6.551 014	(C,T,0)	0.000 0
lnv	0.047 876	(0,0,0)	0.694 4	$\Delta \ln v$	-7.844 284	(0,0,0)	0.000 0
$\ln v'$	-0.709 260	(0,0,0)	0.405 6	$\Delta \ln v'$	-9.519 048	(0,0,0)	0.000 0

注:检验形式(C,T,k)表示用ADF法进行单位根检验时,回归方程中包括常数项和时间趋势项,(C,0,k)只包括常数项,(0,0,k)没有常数项和时间趋势项。 Δ 表示对变量进行一阶差分。*,**分别表示在1%、5%显著性水平上是显著的。临界值由EViews6.0给出。

表4 出口模型VAR滞后期选择

Tab.4 VAR lag intervals of export model

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	105.454 7	—	2.55e-08	-3.293 597	-3.120 575	-3.225 788
1	445.803 3	613.743 3	8.29e-13	-13.632 89	-12.594 76*	-13.226 04*
2	477.621 2	52.160 52*	6.74e-13*	-13.856 43*	-11.953 19	-13.110 53
3	497.240 3	28.946 27	8.39e-13	-13.680 01	-10.911 65	-12.595 07

表5 出口模型各变量特征值迹检验结果

Tab.5 Trace statistics of export model

协整方程个数R	迹统计量	5%临界值	P值	协整方程个数R	最大特征根	5%临界值	P值
R=0	129.496 3	69.818 89	0.000 0	R=0	57.221 23	33.876 87	0.000 0
R≤1	72.275 08	47.856 13	0.000 1	R≤1	33.424 89	27.584 34	0.007 9
R≤2	38.850 19	29.797 07	0.003 5	R≤2	26.144 33	21.131 62	0.009 0
R≤3	12.705 86	15.494 71	0.126 0	R≤3	11.361 41	14.264 60	0.137 0
R≤4	1.344 445	3.841 466	0.246 3	R≤4	1.344 445	3.8414 66	0.246 3

2.3 长期均衡模型的估计

对变量间的协整关系做正规化处理后,建立中国出口美国协整方程为

$$\ln x_t = -61.28232 + 1.701361 \ln r_t + 7.391560 \ln y_t^{us} - 0.167027 \ln v_t + 0.044708 \ln v'_t + u_t$$

$$(0.239\ 01)^* (0.252\ 18)^* (0.047\ 42)^* (0.031\ 88)^{**}$$

$$\log likelihood = 449.138\ 3$$

(括号中为各变量对应的标准差,*,**分别表示在1%、5%显著性水平上显著)。

从出口协整方程可以看出,美元兑人民币汇率波动对中国的对美出口有显著的负向影响,且汇率波动每上升1%,将会使对美国的出口下降0.17%。但日元兑人民币汇率波动则对中国的对美出口有显著的正向影响,日元兑人民币汇率波动每上升1%,将会使对美国的出口增加0.04%,即日元兑人民币汇率波动对中国对美出口有正向的显著的第三国效应,但其效应弹性要小于中美汇率双边波动效应弹性。此外,美国的收入(出口收入弹性)和美元兑人民币汇率水平(出口价格弹性)都对中国出口有显著的正向影响,出口收入弹性达和出口价格弹性分别为7.39和1.70,即美国国内收入上升1%会带动中国出口增长7.39%,人民

币贬值(美元升值)1%会增加中国的出口1.70%。

3 结论及政策建议

基于在中美日三国组成的东亚贸易模式,利用1995年1季度至2010年4季度的季度数据,建立了包含美元和日元兑人民币汇率波动变量的中美出口贸易协整模型,研究结果表明:中国对美国出口贸易中存在显著的汇率波动的第三国效应,虽然在长期美元兑人民币汇率波动对中国对美国出口贸易的有显著负面影响,但日元兑人民币汇率波动对中国对美国出口贸易有一定程度的促进作用,这种汇率波动的第三国效应对前者的负面影响起到了缓和作用。研究的政策含义是在东亚贸易模式下由于汇率波动第三国效应,中美两国货币汇率波动增大对中国对美出口的负面影响会得到一定程度的反向修正,可以适度扩大人民币兑美元的汇率浮动幅度区间,进一步提高人民币汇率的波动弹性,推动人民币国际化进程。

参考文献:

- [1] BALDWIN. The Great Trade Collapse: Causes, Consequences and Prospects [M]. Londn: VoxEU, 2009: 1.
- [2] 戴翔,张二震. 危机冲击、汇率波动与出口绩效——基于跨国面板数据的实证分析[J]. 金融研究, 2011(8): 9-16.
- [3] 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.
- [4] MCKENZIE M D. The impact of exchange rate volatility on international trade flows[J]. Journal of Economic Surveys. 1999(13): 71-106.
- [5] BAHMANI-OSKOOEE M, J XU. Impact of exchange rate volatility on commodity trade between U.S. and China: is there a third country effect[J]. Journal of Economics and Finance, 2012, 36, (3): 555-586.
- [6] 李广众, LAN PVOON. 实际汇率错位、汇率波动性及其对制造业影响的实证研究: 1978-1998年平行数据研究[J]. 管理世界, 2004(11): 22-30.
- [7] 陈六傅, 钱学锋, 刘厚俊. 人民币实际汇率波动风险对我国各类企业出口的影响[J]. 数量经济技术经济研究, 2007(7): 81-88.
- [8] 谷宇, 高铁梅. 人民币汇率波动性对中国进出口的分析[J]. 世界经济, 2007(10): 49-57.
- [9] 徐立平, 赵静怡. 人民币实际汇率波动对我国出口贸易影响的实证分析[J]. 北京工商大学学报: 社会科学版, 2010(7): 18-25.
- [10] CUSHMAN DO. The effects of real exchange rate risk on international trade[J]. Journal of International Economic, 1983(15): 45-63.
- [11] CUSHMAN DO. Has exchange risk depressed international trade: the impact of third country exchange risk[J]. Journal of International Money Finance, 1986(5): 361-379.
- [12] WEI SJ. Intra-national versus international trade: How stubborn are nations in global integration? [EB/OL]. <http://www.nber.org/paper/22553/>
- [13] DELL'ARICCIA G. Exchange rate fluctuations and trade flows[J]. IMF Staff Papers, Palgrave Macmillan, 2000(46): 293-314.
- [14] CHO G, SHELDON I M, MCCORRISTON S. Exchange rate uncertainty and agricultural trade[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2002, 84(4): 932-942.
- [15] 李娇. 东亚贸易模式转变——基于国际生产网络的视角[J]. 国际经贸探索, 2008(5): 21-25.

(下转第122页)

Research on Innovative Enterprise Development Policy in Anhui Province

Sha Qifu¹, Wang Yuanhao¹, Ren Yuanyuan²

(1. Anhui Zhong'ao Institute of Technology, Hefei 230031, China; 2. Hefei University of Technology, Hefei 230009, China)

Abstract: Since 2006, Anhui Province and related departments have formulated a series of policy measures supporting the development of innovative enterprises, which have promoted the cultivation and development of innovative enterprises. But the current policy system has to be further improved, for there are such deficiencies in project approval and orientation that are not conducive for cultivating young talents, the early-warning mechanism of enterprise intellectual property and the financial policy system, etc. Therefore, in order to further support the development of innovative enterprises in Anhui Province, this paper proposes eight policy suggestions, including a good policy environment, enhancing the capability of independent innovation, guiding enterprises to grasp the national industrial policies and the innovation of science and technology policy, stressing the guide functions of the government's public science and technology resource, establishing early warning mechanism of intellectual property and technology transfer mechanism, and improving the knowledge property rights protection system.

Key words: innovative enterprises; policy review; policy suggestions

(上接第 109 页)

Influence of the Third Country Effect on China's Export Under Exchange Rate Volatility

Zhou Ye^{1,2}, Gao Jianping³

(1. School of Economics, Jiangxi Financial and Economics University, Nanchang 330013, China; 2. Economics and Management School, East China Jiaotong University, Nanchang 330013, China; 3. China Construction Bank Jiangxi Branch, Nanchang 330006, China)

Abstract: The existing literature about RMB exchange rate volatility's effect on China's export did not consider the third country effect. Based on the triangular trade pattern in East Asia production networks among China, the United States and Japan, the paper first uses triangular trade index to portray the triangle trade development between China and the United States and Japan, and with trade data of testing Granger causality, it confirms that the trade pattern, that is, Japan exports intermediate goods to China and then China assembles and exports final goods to the United States, is the essence content of the triangle trade among China, the United States and Japan. Then it sets up export co-integration model including the variables of US dollar and Japanese Yen against the RMB exchange rate volatility between China and the United States. The results show that China's export to the United States has significant third countries effect of exchange rate volatility.

Key words: East Asia trade pattern; exchange rate volatility; the third country effect; export demand model