

# 人民币汇率波动对中国(新疆) 与哈萨克斯坦进出口贸易的影响

楼 丹

**【内容提要】** 本文选取 2007 年第一季度至 2012 年第二季度数据,采用恩格尔—格兰杰两步法研究人民币兑坚戈的实际汇率波动对中国新疆与哈萨克斯坦进出口贸易的影响。结果表明,从长期来看,人民币兑坚戈实际汇率波动与新疆和哈萨克斯坦的进出口贸易存在协整关系,实际汇率波动与出口显著负相关,与进口显著正相关;马歇尔—勒纳条件成立;汇率波动在新疆对哈萨克斯坦的出口贸易中存在滞后效应,对出口贸易额在短期内有负向冲击,滞后期为 1 年;汇率波动对进口贸易虽然短期内存在冲击,但影响并不显著。

**【关 键 词】** 实际汇率 进出口贸易 马歇尔—勒纳条件 J 曲线效应

**【基金项目】** 新疆财经大学校级研究生科研基金项目《人民币汇率波动对新疆进出口贸易影响的研究》(项目编号:12cdyjso21)。

**【作者简介】** 楼丹,新疆财经大学金融学院硕士研究生。

## 一 引 言

哈萨克斯坦是与中国新疆维吾尔自治区毗邻的中亚地区中发展速度最快、经济实力最强的国家。中国新疆与哈萨克斯坦拥有 1 700 多公里共同边界,在中国国务院批准开放的 17 个国家一类口岸中,新疆与哈萨克斯坦的边境口岸为 7 个,均为陆路边境口岸,其中正式开通使用的口岸为 5 个,即霍尔

果斯口岸、阿拉山口口岸、吉木乃口岸、巴克图口岸和都拉塔口岸<sup>①</sup>。正在实施的西部大开发和支持新疆实现跨越式发展的战略,为新疆与哈萨克斯坦开展经贸合作提供了良好的契机。截至 2012 年 6 月 30 日,新疆累计实现进出口贸易额 98.24 亿美元,其中对哈萨克斯坦贸易总额为 42.77 亿美元,占新疆与上海合作组织成员国总贸易额比重为 59.92%,占新疆总进出口贸易额的比重为 44.18%。2010 年 12 月 28 日,外交部批准巴克图口岸互贸区作为对哈萨克斯坦公民“三日免签”的试点进行试运行<sup>②</sup>,此项措施的实行将对边境小额贸易产生有利影响。此外,中国不仅是哈萨克斯坦的第一大贸易伙伴,还是哈萨克斯坦第一大出口市场和第一大进口来源地。基于上述情况,研究新疆与哈萨克斯坦进出口贸易具有重要意义。

## 二 国内有关人民币汇率波动对地区进出口贸易影响的研究现状及评述

中国学者对于人民币汇率波动对进出口贸易影响的研究主要集中在整体的层面上,而从各省、自治区、直辖市的层面出发进行研究的较少。区域层面的分析中,蒋洁芳认为,广西进出口额不大且出口以农产品、资源型初级产品、纺织服装和瓷器为主,进口以工业产品作为原材料为主,汇率变化的影响是有限的,人民币升值虽然会缩小贸易顺差的规模,但不会改变市场格局和持续顺差的局面<sup>③</sup>。邓超和章贤选取 2001~2006 年季度数据研究人民币实际有效汇率对湖南省进出口贸易的影响,结果表明,汇率波动对出口总体影响不大,对出口影响的滞后期约为 1 年,对进口的滞后期约为半年;汇率波动对不同行业影响不同<sup>④</sup>。孔晴认为,人民币加速升值有利于甘肃省扩大进口,降低进口商品成本,增强进口企业在市场上的竞争力,迫使企业优化进出口商品的结构<sup>⑤</sup>。缪露选取 2005~2007 年季度数据研究人民币汇率波动

---

① 武星斗:《新疆年鉴》(2011 年刊),新疆年鉴社 2011 年版。

② 同①。

③ 蒋洁芳:《人民币升值助推广西涉外经济运行市场化—浅析人民币升值对进出口贸易及外汇收支的影响》,《广西金融研究》2006 年第 2 期。

④ 邓超、章贤:《人民币汇率形成机制对湖南进出口贸易的影响》,《金融经济》2007 年第 10 期。

⑤ 孔晴:《人民币加速升值对甘肃省进出口企业的影响》,《柴达木开发研究》2008 年第 3 期。

对江苏省进出口贸易的影响,认为汇率波动对进口和出口的影响存在不同程度的J曲线效应;对出口影响的时滞为5个季度,对进口影响的时滞为1个季度。同时指出,人民币升值并不能改变江苏省的贸易顺差状况,反而仍会因江苏省以加工为主的贸易方式和以外商投资企业为主的贸易主体而使得顺差不断扩大<sup>①</sup>。施芳芳分析了1998~2008年的相关季度数据,认为2005年7月汇率改革前汇率对广西进出口影响较大,而汇率改革后则影响较小,且汇率波动的影响存在J曲线效应<sup>②</sup>。冯梅、刘思格和徐丹通过研究2005年7月至2010年6月人民币实际有效汇率与陕西省进出口的关系,认为陕西省出口对实际有效汇率具有显著的格兰杰影响,但实际汇率变化对出口没有显著的反馈作用<sup>③</sup>。张文汇认为,重启汇率改革后,人民币汇率波动幅度加大,人民币升值虽然没有改变河北省进出口恢复性增长的势头,但出口企业赢利能力有所下降;人民币升值预期将会促使企业调整财务及经营策略,虽然短期内会加大跨境资金流入的压力,但长期将有利于促使国际收支平衡<sup>④</sup>。陈望远和蔡武选取2005年7月至2010年12月数据,运用协整向量自回归模型研究人民币汇率波动与广东省进出口贸易的关系,认为汇率波动对广东省进出口存在显著影响,ML条件成立且存在J曲线效应<sup>⑤</sup>。

以上人民币汇率波动对不同省份(自治区)进出口贸易影响的实证研究结果充分表明,人民币汇率波动对于不同地区影响存在显著差异。此外,姚允柱和张国强使用面板数据分析1981~2004年汇率变动对中国28个省际进出口的影响,结果表明,汇率变动对中国区域间进出口的影响存在差异,中国整体及大部分地区的进出口贸易对汇率缺乏弹性。该文认为,1992~2004年的市场发展使得中国出口对汇率变动开始变得敏感<sup>⑥</sup>。

不同地区主要涉及进出口贸易的行业各异是造成人民币汇率变动对于

① 缪露:《人民币汇率变动与江苏进出口贸易实证分析》,《金融经济》2009年第4期。

② 施芳芳:《汇率改革对广西进出口的影响及对策》,《江西金融职工大学学报》2009年第4期。

③ 冯梅、刘思格、徐丹:《人民币汇率波动对陕西省进出口影响的分析》,《西部金融》2012年第12期。

④ 张文汇:《人民币汇率波动对进出口企业的影响——以河北省为例》,《中国金融》2011年第5期。

⑤ 陈望远、蔡武:《人民币汇率波动对区域经济的影响:来自广东的证据》,《南京财经大学学报》2012年第3期。

⑥ 姚允柱、张国强:《人民币汇率波动对我国区域间贸易收支的影响》,《世界经济与政治论坛》2006年第4期。

中国整体进出口贸易的影响与对区域进出口贸易的影响不同的主要原因,也是人民币汇率变动对于各地区进出口贸易的影响不尽相同的成因。因此,从区域层面对人民币汇率波动对进出口贸易所产生的影响进行研究是十分必要的,以此可以针对具体问题进行政策的合理制定。

此外,国内学者在研究人民币汇率波动对中国各地区进出口贸易的影响时,使用的人民币汇率为人民币兑美元的汇率或人民币实际有效汇率,忽略了不同地区主要贸易伙伴国的差异,由于不同的贸易伙伴国使用的结算货币不同,因此仅使用人民币兑美元的汇率或人民币实际有效汇率不足以显示出地区进出口贸易的特性。

最后,国内学者在研究人民币汇率波动对中国各地区进出口贸易的影响时,没有对某一个主要的贸易伙伴国进行有针对性的分析。

基于以上原因,本文选取人民币兑坚戈的实际汇率研究汇率波动对新疆和哈萨克斯坦进出口贸易的影响。

### 三 不完全替代模型及协整和向量误差修正模型分析框架

#### (一) 不完全替代模型

进出口需求模型一般分为完全替代模型和不完全替代模型两种,其区别在于用于贸易的商品是否可以完全替代本国商品。完全替代模型认为,贸易商品可以完全替代本国商品,而不完全替代模型则认为,贸易商品不能完全替代本国商品。在现有的文献中,大多数实证研究采用的是不完全替代模型。

本文采用不完全替代的进出口需求模型,即假定进出口商品均不是国内商品的完全替代品。

假设进口需求等于进口供给,出口需求等于出口供给,并由此推导进口均衡方程和出口均衡方程。进口需求取决于本国收入水平、进口商品价格水平、本国商品价格水平和汇率等因素;出口需求则取决于贸易伙伴国的收入水平、出口商品价格水平、贸易伙伴国国内商品价格水平和汇率等因素。由此,得出进口需求函数与出口需求函数:

$$M_d = f(Y, PM, PD, EXR) \quad (1)$$

$$X_d = f(Y^*, PX, PD^*, EXR) \quad (2)$$

式中, $M_d$  表示进口需求, $X_d$  表示出口需求。 $Y$  表示新疆的收入水平, $Y^*$  表示哈萨克斯坦的收入水平, $PM$  表示进口商品价格水平, $PX$  表示出口商品

价格水平,PD 表示中国国内商品价格水平,PD<sup>\*</sup> 表示哈萨克斯坦国内商品价格水平。假定商品供给的价格弹性无穷大。

本文仅涉及中国新疆维吾尔自治区和哈萨克斯坦,因此,进口价格水平为哈萨克斯坦国内商品价格水平,用 P<sup>\*</sup> 表示;出口商品价格水平为中国国内商品价格水平,用 P 表示。进口需求函数与出口需求函数变形为下列方程:

$$M_d = f(Y, P^*, P, EXR) \quad (3)$$

$$X_d = f(Y^*, P, P^*, EXR) \quad (4)$$

由于本文选用的汇率数据为人民币兑坚戈的实际汇率,汇率本身涵盖了商品价格水平的因素,有 RER = EXR × P<sup>\*</sup> ÷ P,因此,在(3)式和(4)式的基础上,进口需求函数和出口需求函数进一步简化为下列方程:

$$M_d = f(Y, RER) \quad (5)$$

$$X_d = f(Y^*, RER) \quad (6)$$

## (二) 协整分析和向量误差修正模型

恩格尔(Engle)和格兰杰(Granger)1987 年提出了两步检验法用于协整的检验,本文即使用恩格尔—格兰杰两步法进行协整关系的检验。首先判断变量的单整阶数,如果进口方程和出口方程所含变量单整的阶数相同,则可对其进行协整分析来研究人民币汇率波动对新疆与哈萨克斯坦进出口贸易的长期关系,进而使用向量误差修正模型(VEC)衡量对长期均衡的短期偏离。

本文使用新疆的 GDP(GDPXJ) 表示新疆地区的收入水平,使用哈萨克斯坦的 GDP(GDPKAZ) 表示哈萨克斯坦收入水平,由于(5)式和(6)式有可能是非线性的,因此,在等式两边取对数,使得进口需求方程和出口需求方程变为对数线性方程,并由此得出本文的基准分析框架:

$$\ln EX_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln GDPKAZ_t + \alpha_2 \ln RER_t + \varepsilon_{1,t} \quad (7)$$

$$\ln IM_t = \beta_0 + \beta_1 \ln GDPXJ_t + \beta_2 \ln RER_t + \varepsilon_{2,t} \quad (8)$$

将短期内对长期均衡的偏离定义为:

$$zx_t = \ln EX_t - (\alpha_0 + \alpha_1 \ln GDPKAZ_t + \alpha_2 \ln RER_t) \quad (9)$$

$$zm_t = \ln IM_t - (\beta_0 + \beta_1 \ln GDPXJ_t + \beta_2 \ln RER_t) \quad (10)$$

向量误差修正模型要求方程的所有变量为同阶单整,如果变量确为同阶单整,则使用该模型分析短期内人民币汇率波动对新疆进出口贸易长期影响的偏离。进口方程与出口方程的向量误差修正模型如下:

$$\begin{aligned} \Delta \ln EX_t = c + \alpha_0 zx_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta \ln EX_{r,t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} \Delta \ln GDPKAZ_{r,t-i} \\ + \sum_{i=1}^n \alpha_{3i} \Delta \ln RER_{r,t-i} + \mu_{1,t} \end{aligned} \quad (11)$$

$$\begin{aligned}\Delta \ln IM_t = & c + \beta_0 zm_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta \ln IM_{r,t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} \Delta \ln GDPXJ_{r,t-i} \\ & + \sum_{i=1}^n \beta_{3i} \Delta \ln EXR_{r,t-i} + \mu_{2,t}\end{aligned}\quad (12)$$

误差修正项的系数( $\alpha_0, \beta_0$ )的绝对值越大,表明在受到冲击后向均衡值恢复的速度越快。

## 四 人民币汇率波动对新疆与哈萨克斯坦进出口贸易的影响

### (一) 数据来源及说明

本文选取 2007 年第一季度至 2012 年第二季度数据,其中,新疆季度 GDP 数据来源为万得(wind)资讯,新疆和哈萨克斯坦进出口贸易额的数据来源为乌鲁木齐海关,哈萨克斯坦季度 GDP 数据来源为哈萨克斯坦统计署,人民币兑坚戈实际汇率数据来源为哈萨克斯坦国家银行,汇率为采用直接标价法下的季度数据,实际汇率数值增大表示人民币贬值,反之则表示人民币升值。

### (二) 数据处理

本文用 ADF 检验考察数据的平稳性,检验结果如表 1 所示,其中  $\ln GDPXJ$  为 5% 显著水平上的一阶差分平稳,  $\ln IM, \ln EX, \ln GDPKAZ, \ln RER$  均为 1% 显著水平下的一阶差分平稳序列。各变量均为一阶单整,表示为 I(1)。

表 1 ADF 检验结果

变量	检验形式	t 统计量	变量	检验形式	t 统计量
$\ln EX$	(4, nt, i)	-2.90	$\Delta \ln EX$	(2, nt, ni)	-5.85 **
$\ln IM$	(3, nt, ni)	0.79	$\Delta \ln IM$	(2, nt, ni)	-5.82 **
$\ln GDPKAZ$	(0, nt, i)	-1.57	$\Delta \ln GDPKAZ$	(0, nt, ni)	-4.90 **
$\ln GDPXJ$	(4, nt, i)	-0.17	$\Delta \ln GDPXJ$	(4, nt, i)	-3.74 *
$\ln RER$	(0, nt, i)	-1.71	$\Delta \ln RER$	(0, nt, ni)	-4.96 **

\* 表示 5% 水平上统计显著。

\*\* 表示 1% 水平上统计显著。

### (三) 人民币汇率波动对新疆与哈萨克斯坦出口贸易的影响

#### 1. 人民币汇率波动对新疆向哈萨克斯坦的出口贸易的长期影响

由于  $\ln EX, \ln GDPKAZ$  和  $\ln RER$  均为 I(1), 单整阶数相同, 故可能存在协整关系, 对出口方程(7)式进行 OLS 回归, 结果如下:

$$\ln EX_t = -2.85 + 0.42 \ln GDPKAZ_t + 1.91 \ln RER_t + \varepsilon_{1,t}$$

$$(-1.12) \quad (2.84) \quad (2.48)$$

对回归后的残差序列进行 ADF 检验, 残差序列的 t 值为 -4.49, 表示残差序列是在 1% 显著水平下的平稳序列, 表明出口方程存在协整关系。

回归结果表明, 新疆对哈萨克斯坦出口受人民币兑坚戈的汇率波动影响。在其他条件不变的情况下, 人民币兑坚戈实际汇率每贬值 1%, 新疆对哈萨克斯坦的出口贸易额上升 1.91%; 出口受哈萨克斯坦收入水平的影响小于汇率波动, 在其他条件不变的情况下, 哈萨克斯坦 GDP 每增加 1%, 新疆对哈萨克斯坦的出口贸易额则上升 0.42%。

## 2. 人民币汇率波动对新疆向哈萨克斯坦出口贸易的短期影响

得出上述结论后, 进一步建立向量误差修正模型(VEC)考察汇率变动对新疆向哈出口的短期影响。由于本文选用的是季度数据, 因此将最大滞后阶数选为 4 阶, 实际滞后阶数的选择由 AIC 和 SBC 准则结果共同确定。最终选择的滞后阶数为 4 阶。结果如表 2 所示, 误差修正项  $\Delta ecm_{t-1}$  系数为正且统计显著, 说明出口方程的协整关系是稳定的。从短期看, 新疆向哈萨克斯坦的出口贸易受其自身滞后 1 期和滞后 3 期的显著影响, 其中, 滞后 1 期为负向冲击, 滞后 3 期为正向冲击, 由于滞后 1 期的负向冲击效应更大, 因此在一定程度上会抵消滞后 3 期的正向冲击; 哈萨克斯坦收入水平的 1~3 期滞后项均对出口贸易产生显著的负向冲击, 其中, 滞后 2 期的负向冲击效应最大; 人民币兑坚戈实际汇率波动 1~4 期的滞后项均对出口贸易产生了显著的正向冲击, 其中, 滞后 2 期的正向冲击效应最大, 达到 10.45。

表 2 出口方程的 VEC 结果

lag	1	2	3	4
$\Delta \ln EX_{t-1-i}$	-0.614343 (-3.34414)	0.08405 (0.38282)	0.382365 (2.04376)	-0.005281 (-0.02286)
$\Delta \ln GDPKAZ_{t-1-i}$	-0.7933 (-3.25441)	-1.662004 (-7.78660)	-1.450308 (-3.99800)	0.024026 (0.11533)
$\Delta \ln RER_{t-1-i}$	10.23089 (5.60254)	10.45272 (4.05707)	7.444527 (4.31972)	6.241055 (4.30030)
$\Delta ecm_{t-1}$	0.401586 (6.03846)			
	R <sup>2</sup>		0.968799	
	Adjusted R <sup>2</sup>		0.910855	

#### (四) 人民币汇率波动对哈萨克斯坦自新疆的进口贸易的影响

##### 1. 人民币汇率波动对新疆与哈萨克斯坦进口贸易的长期影响

由于  $\ln IM$ ,  $\ln GDPXJ$  和  $\ln RER$  均为 I(1), 单整阶数相同表示其可能存在一个协整关系, 对进口方程(8)式进行 OLS 回归, 结果如下:

$$\ln IM_t = 1.2 \ln GDPXJ_t - 2.24 \ln RER_t + \varepsilon_{2,t}$$

(9.44)              (-5.31)

对回归后的残差序列进行 ADF 检验, 残差序列的 t 检验值为 -5.02, 表示残差序列为在 1% 显著水平下的平稳序列, 进口方程存在协整关系。

回归结果表明, 在长期, 人民币兑坚戈实际汇率波动对新疆与哈萨克斯坦的进口贸易显著正相关, 在其他条件不变的情况下, 人民币兑坚戈的实际汇率每升值 1%, 新疆自哈萨克斯坦的进口额将增加 1.17%; 新疆的收入水平与新疆自哈萨克斯坦的进口贸易显著正相关, 在其他条件不变的情况下, 新疆 GDP 每增加 1%, 新疆自哈萨克斯坦的进口额将增加 1.31%。

##### 2. 人民币汇率波动对新疆自哈萨克斯坦的进口贸易的短期影响

建立向量误差修正模型考察汇率变动对新疆自哈进口的短期影响。由于本文选用的是季度数据, 因此将最大滞后阶数选为 4 阶, 实际滞后阶数的选择由 AIC 和 SBC 准则结果确定。最终选择的滞后阶数为 2 阶。误差修正项  $ecm_{2,t} = \varepsilon_{2,t}$  系数虽为负, 但统计上并不显著。向量误差修正结果表明, 在短期, 人民币兑坚戈实际汇率波动对新疆自哈萨克斯坦的进口贸易虽然存在一定程度的冲击, 但在统计上均不显著; 此外, 进口贸易自身滞后项和新疆地区收入水平的滞后项均在短期对进口贸易存在不同程度的冲击, 但在统计上也均不显著。

### 五 结论及政策建议

本文采用恩格尔—格兰杰两步法检验进口方程和出口方程的协整关系, 使用最小二乘法进行进口方程和出口方程的回归分析并研究人民币兑坚戈实际汇率波动对新疆与哈萨克斯坦进出口贸易的长期影响, 然后使用向量误差修正模型来度量短期内实际汇率波动对新疆与哈进出口贸易的长期偏离。

分析结果表明, 人民币兑坚戈实际汇率波动对新疆与哈萨克斯坦的进口贸易和出口贸易在长期均有显著影响, 其中, 汇率变动与出口贸易呈显著负相关, 与进口贸易呈显著正相关。马歇尔—勒纳条件成立的充分条件在于: 在其他条件不变的情况下, 只考察汇率变动对进出口的影响时进出口商品的

需求弹性之和大于 1<sup>①</sup>。在本文中,进出口商品的需求弹性表现为进口方程和出口方程中实际汇率项的系数,其中,进口商品的需求弹性为 2.24,出口商品的需求弹性为 -1.91。进出口商品的需求弹性绝对值之和为 4.15,显著大于 1,马歇尔—勒纳条件成立,人民币贬值对新疆与哈萨克斯坦的贸易有利,这与卢向前和戴国强 2005 年研究人民币实际汇率波动对中国进出口贸易的影响后认为马歇尔—勒纳条件成立的结果一致<sup>②</sup>。此外,在短期,人民币兑坚戈实际汇率波动对新疆与哈萨克斯坦的进口贸易和出口贸易虽然都有影响,但对进口的冲击在统计上并不显著,对出口的负向冲击在统计上显著且存在 4 个滞后期,说明人民币兑坚戈实际汇率波动对新疆与哈萨克斯坦的出口贸易存在 J 曲线效应,时滞期为 1 年。同时,实证分析表明,在长期,新疆的收入水平对新疆向哈萨克斯坦的出口贸易呈显著正相关,哈萨克斯坦的收入水平对新疆自哈萨克斯坦的进口贸易存在显著的正相关关系;短期内,新疆向哈萨克斯坦出口贸易的自身滞后项对新疆向哈出口贸易存在显著的冲击效应,时滞期为 3 个季度;哈萨克斯坦的收入水平在不同程度上对新疆向哈萨克斯坦的出口贸易存在显著的负向冲击,时滞期为 3 个季度。

人民币兑坚戈的实际汇率波动对新疆与哈进出口贸易的影响是显著的。2005 年 7 月实行人民币汇率改革以来,人民币基本处于升值状态,这对于新疆向哈的出口较为不利,对新疆自哈进口较为有利。新疆对哈进出口贸易顺差由 2007 年的 4.28 亿美元减至 2011 年的 2.73 亿美元<sup>③</sup>,出口贸易总额与进口贸易总额的比值由 4.17 降至 1.7。人民币兑坚戈实际汇率从 2007 年第一季度至 2012 年第二季度累计升值 8.11% 是造成贸易顺差减少以及出口贸易总额与进口贸易总额比值下降的重要原因,加之汇率波动对新疆向哈出口较进口影响更加显著,基于此,提出以下两点建议。首先,在政府层面,新疆维吾尔自治区政府在制定进出口贸易政策和口岸政策时,应当更加关注出口贸易,出台有利于、有助于出口企业规避汇率风险的政策和建议。其次,相关出口企业面对汇率风险时,应当采取更加有效的规避措施,尽量减少自身因签订贸易合约与收到货款之间的时间差有可能造成的汇兑损失。

(责任编辑:李丹琳)

① 陈雨露:《国际金融》,中国人民大学出版社 2008 年版。

② 卢向前、戴国强:《人民币实际汇率波动对我国进出口的影响:1994~2005》,《经济研究》2005 年第 5 期。

③ 乌鲁木齐海关: <http://urumqi.customs.gov.cn/publish/portal1166/tab5681/module16342/page1.htm>