Dec. 2012

doi:12.3969/j. issn. 1672-0598. 2012. 06. 004

中日贸易的"」曲线效应"实证分析与启示。

李永宁1,王晓峰2,赵 钧3

(1. 天津工业大学 经济学院,天津 300387;2. 中国人民银行 兰州中心支行,兰州 730000; 3. 天津商业大学 马列学院,天津 300134)

摘 要:统计发现1993年1月到2010年12月人民币对日元的4个贬值区间只有第一个区间净出口经过23个月后超过贬值前水平,其它3个区间净出口都没有超过贬值前水平,不存在传统的J曲线。计量分析表明长期中人民币对日元贬值使出口进口比例下降,这主要是因为进口增加更多造成;短期中人民币贬值导致出口进口比例下降,3个季度后出口进口比上升。

关键词: J 曲线效应; 汇率; 自回归分布滞后模型

中图分类号:F752.7313 文献标志码:A 文章编号:1672-0598(2012)06-0022-11

一、文献述评

发展中国家在经济赶超过程中通常采取贸易立国出口导向的战略,为了推动出口带动经济发展,往往采取本币低估战略或者多次贬值本国货币。通过贬值,直接调整了进、出口品的价格,改变了贸易品和非贸易品的相对价格。由于国外产品本币表示价格上涨,进口下降,本国消费从国外产品转移到国内产品。贬值还使得本国产品以外币计价更加便宜,出口量增加,最终通过进口减少出口增加改善国际收支。最初人们都相信汇率变化对国际收支的改善作用,但是1967年英镑贬值之后,人们发现英国的国际收支最先出现了恶化,经过一段时间之后出现改善,最后才超过汇率贬值前国际收支水平,这就是著名的"J"曲线。Magee(1973)[1]注意到美国国际收支在美元1971年

贬值之后也是首先出现恶化的现象。为什么会出现这个所谓的"J"曲线呢?他将原因归结为由于贬值存在三个阶段的效应:一是货币合同阶段(currency contracts)。进出口商在货币贬值之前签订了贸易合同,都有各自对汇率的预期,出口商希望以硬货币记账,而进口商希望以软货币记账。但是由于买卖方各自讨价还价的能力、各主要货币在国际贸易中的适用范围以及习惯因素,计价货币的选择余地其实很小,主要是美元、日元和欧元,价格固定了。如果下面条件满足则货币贬值后国际收支在货币合同阶段恶化: $\sum_{i=1} (s_i^* c_i^* d_i X_i^0 - s_i^* c_i^* d_i M_i^0) < 0$ 。 s_i^* 为i 国出口占贬值国进口的比

例, c_i^* 为 i 国以其本币出口到贬值国的比例, d_i 为

* 「收稿日期]2012-09-14

[作者简介]李永宁(1971—),男,陕西宝鸡人;天津工业大学经济学院副教授,经济学博士后,主要从事货币政策、汇率政策研究。

王晓峰(1974—),男,甘肃敦煌人;中国人民银行兰州中心支行,主要从事货币理论与政策研究。赵钧(1971—),男,内蒙古包头人;天津商业大学讲师,主要从事宏观经济理论与政策研究。

i 国货币以贬值国货币表示的升值程度,s^m 为 i 国进口占贬值国出口的比例,c^m 为以 i 国货币从贬值国进口的比例。二是传递阶段(pass-through)。假定本币贬值之后进出口方继续签订合约,但是由于出口商和进口商都不能立即调整产出、重新选择或者变更贸易伙伴和调整进出口商品数量种类,而进口价格提高和出口价格下降却因为货币贬值而迅速进行了调整,数量调整慢于价格调整。如果出口和进口短期供给都缺乏弹性,则在传递阶段国际收支改善。第三是数量调整阶段(quantity devaluation)。长期需求弹性提高,比克戴克罗宾逊条件满足,国际收支改善①。

J曲线吸引了大量学者的研究兴趣。但对是 否存在J曲线效应的国际比较研究结论往往不 同。Rosensweig 和 Koch (1989)^[2]、Wassink 和 Carbaugh(1989)^[3]发现因为美元贬值对美国进口 价格弱的进口传递效应产生了延迟的J曲线(delayed J-Curve)。Demirden 和 Pastine (1995)[4] 利 用西蒙向量自回归分析方法证实在浮动汇率制度 下存在J曲线,在固定汇率下使用 OLS 方法则可 能不适当。Bahmani-Oskooee (1989)^[5]研究了希 腊、印度、韩国和泰国 4 个发展中国家 1973— 1980年的资料,发现长期来看只有泰国货币贬值 改善了其国际收支。Bahmani-Oskooee (1989)^[6] 利用美国 1973—1985 年季度资料发现美国经常 账户出现 W 曲线,即贬值后 2 个季度内经常账户 恶化,第5个季度改善,随后再次出现恶化,最后改 善。Bahmani-Oskooee 和 Kutan(2006)^[7]利用有界 协整和误差修正模型对东欧进行分析,发现11国 中仅俄罗斯、克罗地亚和保加利亚三国存在J曲线 效应,而发展中国家的J曲线存在弱化现象。

现有研究我国汇率和净出口关系的文献中专门针对中日之间的研究比较少。Noland(1989)^[8] 从日本角度研究发现,如果当局想改善国际收支,影响国内经济活动的政策比影响汇率的政策有效。Backus(1993)^[9] 利用 VAR 和脉冲响应函数,发现日本存在 J 曲线。Zhang(1996)^[10] 利用月度数据采用协整技术发现中国不存在 J 曲线。Gupta-Kapoor 和 Ramakrishnan(1989)^[11] 利用 VECM 分析日本与 7 个主要贸易伙伴,脉冲响应函数显

示存在 J 曲线效应。Jungh 和 Doroodian (1998)^[12]使用一阶滞后模型发现日本也存在 J 曲线。朱小梅等(2006)^[13]研究中日农产品贸易,认为不存在 J 曲线效应。叶永刚等(2006)^[14]发现中日贸易收支与人民币汇率互为因果关系,不存在 J 曲线。陈六傅和钱学锋(2007)^[15]使用1990年1季度到2005年4季度资料发现在短期人民币贬值不但不能刺激对日出口,反而对日本贸易账户恶化持续3个季度,但长期贬值效应显著。

关于汇率变化对国际收支的影响,不同学者 往往得出不同的结论。国内一些研究往往对汇率 变化的统计特征没有掌握清楚就使用国外计量模 型来分析中国问题;同时,很多对J曲线的研究没 有对比贬值前和贬值后的国际收支水平。J曲线 效应产生很大程度取决于贬值持续的长度以及贬 值的程度,如果贬值区间短且贬值程度过低,进出 口商根本没有时间也没有必要做数量调整, Magee (1973)所讲的第二阶段就不存在。陈六傅、钱学 锋(2007)没有考虑数据的统计特点,忽视汇率贬 值区间和升值区间的不同,也没有考虑样本区间 G7 国家与人民币汇率是否都有较大的波动,且样 本大部分时间都是我国实行盯住汇率时期,采用 季度数据套用 pesaran 等(2001)[16]有界协整检验 做滞后9期左右的中国与G7国家的误差分析;李 占国、江心英(2008)[17]甚至使用较短的28期数 据进行有界协整检验(pesaran 等(2001)原创文章 认为虽然该方法优点是可以处理小样本数据,但 是也使用了104期数据)。

本文研究了1993年1季度到2010年4季度 共68期数据,参照Paresh Kumar Narayan (2006)^[18]研究中美贸易收支与汇率,采用pesaran等(2001)提出的有界协整检验真实汇率冲击对中日贸易收支的影响。鉴于国内研究的不足,本研究的最大特点是做了统计分析,具体细化了人民币对日元4次贬值区间,首先直观地研究J曲线效应是否存在。在统计分析基础上再进行计量分析,而且模型中只考虑汇率对进出口比的影响,克服了以往模型为了提高拟合度增加变量而可能导致解释变量线性相关度较高的缺陷。

① Bacchetta 和 Gerlach(1994)认为价格调整快于数量调整不是 J 曲线产生唯一原因,还包括进口品为耐用品、进口价格粘性、消费者预期未来进口价格继续上升等因素。

文章其余结构安排如下:第二节对汇率影响净出口进行描述性统计,第三节对中日贸易收支与J曲线效应进行实证分析,第四节给出简要结论。

二、汇率影响净出口的描述性分析

为了体现汇率的变化,描述性分析采用月度数据。1993年1月到2010年12月人民币对日元有4个贬值区间(见图1和表1):第一个贬值区间是1993年1月—1995年4月。人民币对日元名义汇率贬值117.3%,实际汇率贬值42.9%,历时28个月,9个多个季度。经济理论认为贬值增加出口,其间出口增加了16.97亿,出口增加383.6%;但是进口不符合经济理论,也显著增加了15.31亿美元,增加238%。由于进口增加幅度小于出口增加幅度,因此净出口逆差从2亿美元下降到0.3亿美元,下降了1.66亿美元,下降82.7%。第一个贬值区间逆差减少是出口增加大

于进口增加造成的。第二个贬值区间名义贬值和 实际贬值很接近,分别为 27.7% 和 28.3%, 历时 19个月,6个多季度。贬值使得出口增加了2.379 亿美元,出口增加10.6%。但是该阶段贬值反而 让进口增加更多,进口增加了13.195亿美元,增 加59.1%。净出口从3.2亿美元顺差下降到 0.94亿美元, 顺差下降了 2.273 亿美元, 下降 70.7%。第三个贬值区间历时34个月.11个季 度多。贬值使得出口增加的同时进口增加得更 多,出口增加48.6%,而进口增加71.3%,净出口 从逆差 0.19 亿美元扩大到 9.38 亿美元, 因此净 出口下降了9.196亿美元。第四次贬值出口增加 也不如进口增加得多,因此使得净出口下降了 89.5%, 逆差扩大。与经济理论不符的是在所有 4个贬值区间,进口都增加了,而且后三个区间进 口增加超过出口增加,因此净出口下降。

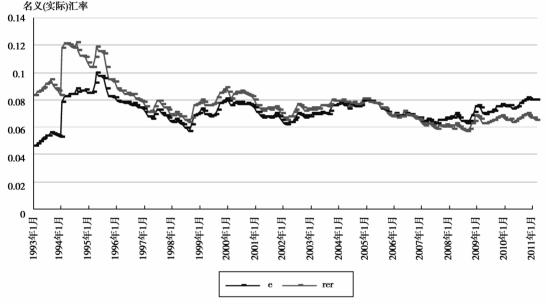


图 1 1993 年 1 月—2010 年 12 月人民币对日元名义、实际汇率波动区间

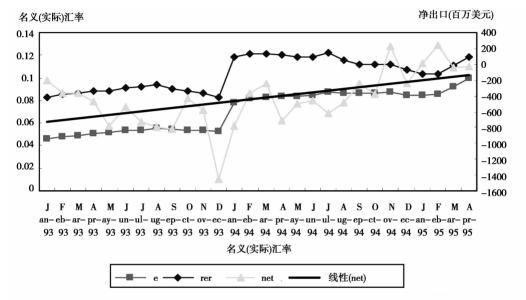
表 1 人民币贬值区间我国对日本进、出口变化情况

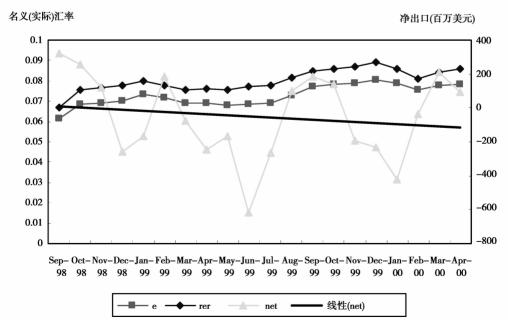
| | | 1993.1—1995.4 | 1998.9—2000.4 | 2002.3—2005.1 | 2008.9—2010.12 |
|-------|-----------|---------------|---------------|---------------|----------------|
| | | 实际贬值 42.9% | 实际贬值 28.3% | 实际贬值 20% | 实际贬值 15.3% |
| | | 名义贬值(117.3%) | 名义贬值(27.7%) | 名义贬值(27%) | 名义贬值(24.8%) |
| 出口 | 变化量(百万美元) | 1697 | 237.9 | 1 950. 2 | 1 227.3 |
| ЩП | 变化率(%) | 383.6 | 10.6 | 48.6 | 11.4 |
| \# F1 | 变化量(百万美元) | 1 531 | 1 319.5 | 2 869.8 | 4091.8 |
| 进口 | 变化率(%) | 238 | 59.1 | 71.3 | 29.4 |
| 净出口 | 变化量(百万美元) | 166 | -227.3 | -919.6 | -2 864.5 |
| | 变化率(%) | 82.7 | -70.7 | -48.2 | -89.5 |

数据来源:作者根据 CEIC 数据计算。

为了对人民币对日元汇率贬值 J 曲线有一个直观了解,我们分别研究 4 个贬值区间,见图 2。可见在第一个贬值区间的 J 曲线很明显。贬值最初中国对日本的贸易逆差反而增加,直到 1993 年 11 月,10 个月后,即 3 个多季度之后逆差开始下降,1994 年 11 月逆差才超过贬值前水平。线性趋势线表示净出口有所增加。第二个贬值区间由于贬值区间较短,J 曲线效应不很明显。贬值 3 个月之后逆差开始改善,之后又扩大。线性趋势线表示净出口有所下降。第三个贬值区间中国对

日本的净出口开始上升,在2004年2月,经过了2年,即8个多季度之后开始出现真正意义的J曲线。线性趋势线表示净出口严重下降,逆差扩大。第四个贬值区间到数据截至2010年12月似乎还在继续,情况比较特殊,即贬值最初净出口扩大,持续5个月之久,之后逆差不断扩大,汇率贬值的J曲线效应没有出现,即使在经历了27个月,即9个季度后J曲线仍然没有出现。线性趋势线表示净出口严重下降。





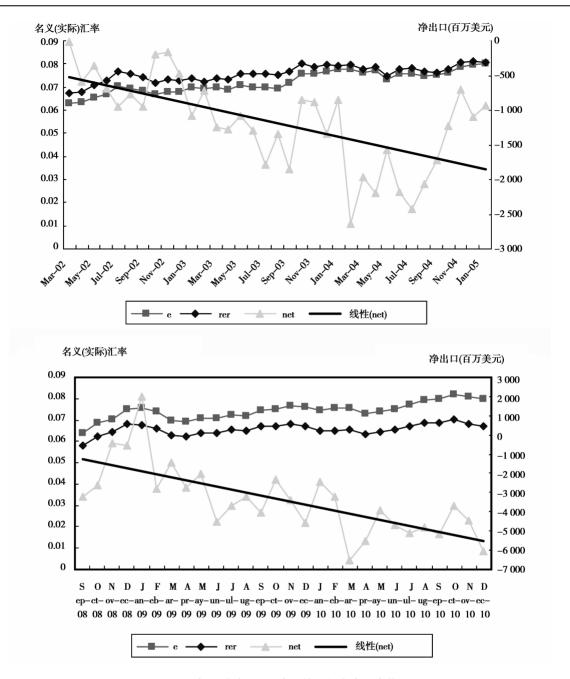


图 2 人民币对日元 4 个贬值区间净出口变化

1993年1月到2010年12月人民币对日元存在3个升值区间,见表2。与贬值区间不同的是3个区间实际升值大于名义升值4个百分点以上。第一个人民币对日元升值区间历时39个月,名义升值41.4%,实际升值更多达到45.2%。与经济理论相反,升值使得进口下降了2.91亿美元,下降幅度12.1%;出口增加了1.66亿美元,增加10.6%。出口增加幅度小于进口减少幅度,升值却使得净出口增加5.287亿美元,增加343.9%。

第二个升值区间历时 19 个月,名义升值较实际升值少4 个百分点,同样奇怪的是升值使得进口下降,进出口下降程度相当,分别是4.7% 和 4.5%,净出口有所增加为 2.3%。第三次人民币对日元升值 42 个月,名义升值 20.8%,这次升值使得进口增加 113.8%,超过了出口增加的 80%,由于进口增加更多,因此净出口下降了 304.7%。总体看三次升值只是在第二个区间使得出口下降,升值也只是在第三个区间使得进口增加。

| | | | 1.212121111 | |
|-----|-----------|---|--|---|
| | | 1995.5—1998.8 实际升值45.2% 名义升值(41.4%) | 2000.5—2002.2 实际升值 23.1% 名义升值(19.1%) | 2005.2—2008.8 实际升值26.9% 名义升值(20.8%) |
| | | | , | |
| 出口 | 变化量(百万美元) | 166 | – 142. 3 | 4 300.9 |
| щн | 变化率(%) | 10.6 | -4.5 | 80 |
| 进口 | 变化量(百万美元) | -290.8 | - 144. 1 | 7 197.8 |
| 近口 | 变化率(%) | -12.1 | -4.7 | 113.8 |
| 净出口 | 变化量(百万美元) | 528.7 | 1.73 | -2 896.8 |
| 伊山口 | 变化率(%) | 343.9 | 2.3 | -304.7 |

表 2 人民币升值区间我国对日本进、出口变化情况

数据来源:作者根据 CEIC 数据计算。

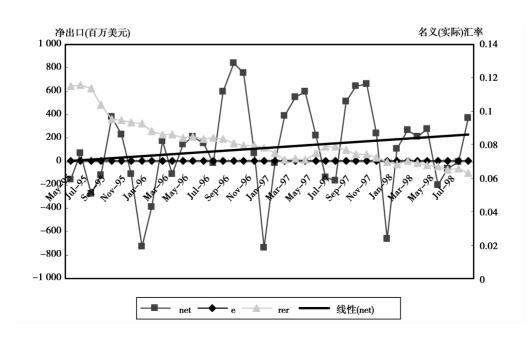
图 3 是人民币对日元 3 个升值区间中国对日本净出口图。可见在第一个升值区间和第二升值区间净出口波动很大,线性趋势线表明升值使净出口反而增加了。但是在第三个升值区间逆差不断扩大。

三、实证检验

描述性统计提供了中日贸易净出口与汇率的 关系,为了深入研究汇率变化对贸易收支的影响, 我们需要进一步做计量分析。出于分析J曲线的 需要,为了减少变量之间的相关性,只建立出口与 汇率之间的方程。模型如下:

$$EI = f(RER) \tag{1}$$

 $\ln EI_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 \ln RER_t + \varepsilon_t$ (2) 其中 $\ln RER_t$ 为实际汇率取对数。实际汇率表示为 e^{P_f} p ,e 为直接标价法下的名义汇率, p_f 为日本物价指数,p 为我国物价指数。 $\ln EI_t$ 代表中国对日本的名义出口比中国对日本的名义进口的对数。采用比例形式,可以使名义和真实值相等,不受度量单位的影响。但是必须注意的是采取出口比进口的方式可能放大汇率对 $\ln EI_t$ 的影响,因为贬值导致出口增加、进口减少,因此总体上 $\ln EI_t$ 增大。计量分析样本选取区间为 1993 年 1 季度到 2010 年 4 季度。中国与日本出口和进口数据



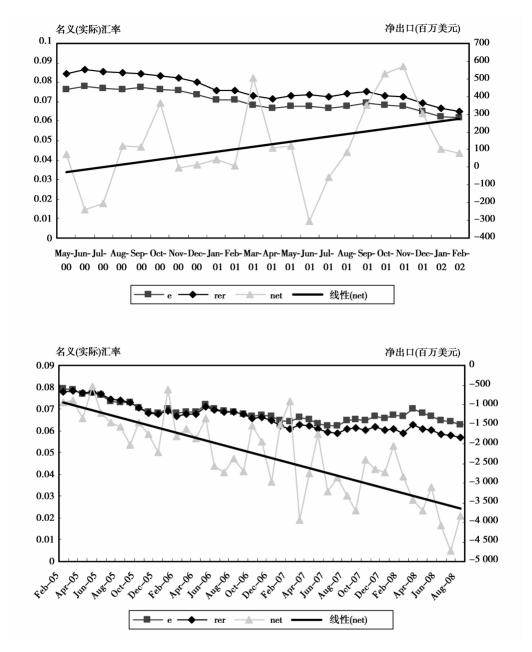


图 3 人民币对日元 3 个贬值区间净出口变化

来源于高校财经数据库,季度出口和进口值通过 计算所得,单位为百万美元。日本通货膨胀率来 自《日本统计局数据库》,中国通货膨胀率来自 《高校财经数据库》,中日名义汇率来自国家外汇 管理局网站,1994年之前数据来自香港政府统计 处(通过港币汇率套算)。进出口数据都做了季 节调整。由图4可知,lnRER,和 lnEI,都有一定向 下的趋势,因此方程加入常数项和趋势项。 为了防止出现伪回归,对 lnEI, 和 lnRER, 做 平稳性检验。序列 lnEI, 存在明显趋势,而且含有 截距,采用 ADF 对其进行平稳性检验。可见 lnEI, 序列在各置信度下是非平稳序列,但一阶差分后 序列明显平稳(见表 3)。序列 lnRER, 也有明显 的截距和趋势,单位根检验即使在 1% 的置信度 水平都是平稳序列。两变量非同阶单整序列,长 期关系不能直接使用 LS 回归来分析。

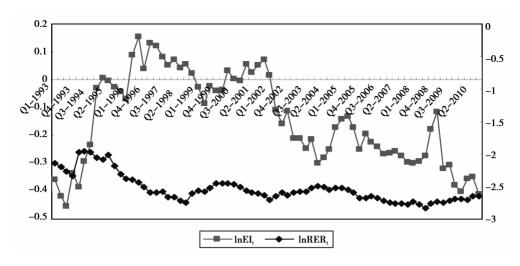


图 4 中日汇率与进出口

表 3 变量的单位根检验

| 变量 | 检验类型(c,t,) | 1%临界值 | 5%临界值 | 10% 临界值 | ADF 统计量 |
|---|------------|-------|-------|---------|----------|
| $-$ Ln EI_t | (c,t) | -4.09 | -3.47 | -3.16 | -2.52 |
| $\triangle \operatorname{Ln}\!E\!I_{\iota}$ | | | | | -8.87*** |
| $\mathrm{Ln}RER_{\iota}$ | (c,t,) | -4.10 | -3.48 | -3.17 | -4.69*** |

注:(1)(c,t)分别表示截距项、趋势项,nc,nt表示无截距项和无趋势项,滞后项由机器自动选定。

(2)*、**、***分别表示在10%、5%和1%的显著水平下拒绝单位根原假设。

为此我们进行有界协整检验(the bound test),利用(2)式中各水平变量一阶滞后线性关系式建立条件误差修正模型,优点在于不要求所有变量是平稳或者同阶单整。有界检验就是对(3)式滞后变量的系数原假设 $\beta_3 = \beta_2 = 0$ 进行WALD 的 F 检验,再给出对应不同形式方程WALD 检验的 F 统计值的临界值,比较方程是否存在协整关系。

$$\Delta \ln EI_{t} = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 \ln EI_{t-1} + \beta_3 \ln RER_{t-1} +$$

$$\sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\varpi}_{i} \Delta \ln EL_{t-i} + \sum_{j=0}^{p} \boldsymbol{\vartheta}_{j} \Delta \ln RER_{t-j} + \boldsymbol{\mu}_{t}$$
 (3)

根据上文描述性统计分析,人民币对日元贬 值改善净出口最长周期为24个月,第一个贬值区 间为9个月。因此我们选择最长滞后期为10期, 即30个月,包括了图示观察的范围,克服了以往 研究选择滞后期的随意性。在对滞后阶数进行估

计时需要考虑的因素包括 AIC 信息准则、SC 准则 和序列相关性检验,因为滞后期越长序列相关越 严重。我们对方程(3)进行 LS 回归。由表 4 可 见在含有确定性趋势的模型中,从 AIC、SC 标准 看滞后期5、6和7期都是最佳。滞后期5、6和7 期的 Jarque-Bera 统计值为分别为 0.72、0.91、 0.923, 残差服从正态分布的概率为69.7%、 63.6%、63%,均在90%置信度不存在 ARCH 效 应。在不含有确定性趋势的模型中,从AIC、SC 标准看滞后9、10和7期都是最佳。尤其是9期 AIC 最小,而且在90%置信度认为不存在自相关。 滞后 9、10 和 7 期的 Jarque-Bera 统计值为分别为 0.33、0.71、0.03, 残差服从正态分布的概率为 84.6%、70.3%、98.3%, 但是9期、10期和7期都 存在 ARCH 效应。因此我们最终放弃无确定性 趋势的模型。

表 4 滞后期选择

| 滞后项 | | 有确定的 | 性趋势项 | | 无确定性趋势项 | | | |
|-----|--------|-------|------------------|------------------|---------|-------|------------------|------------------|
| P | AIC | SBC | $\chi^2_{sc}(1)$ | $\chi^2_{sc}(4)$ | AIC | SBC | $\chi^2_{sc}(1)$ | $\chi^2_{sc}(4)$ |
| 1 | -2.69 | -2.46 | 8.09 | 1.1** | -2.68 | -2.49 | 6.9 | 8. 29 ** |
| 2 | -2.755 | -2.46 | 0. 13 *** | 8.19* | -2.72 | -2.46 | 0.66*** | 5.99*** |
| 3 | -2.76 | -2.40 | 2.03 *** | 9.34*** | -2.69 | -2.35 | 0.02*** | 5.63*** |
| 4 | -2.79 | -2.37 | 1. 23 *** | 7.59*** | -2.67 | -2.28 | 0.74*** | 7. 23 *** |
| 5 | -2.86 | -2.36 | 0.41 *** | 4. 27 *** | -2.69 | -2.23 | 0. 27 *** | 1.36*** |
| 6 | -2.807 | -2.24 | 4.71 * | 6.47*** | -2.68 | -2.15 | 7.70 | 10. 23 ** |
| 7 | -2.81 | -2.17 | 0.06*** | 8.29* | -2.73 | -2.13 | 0.49*** | 12.09** |
| 8 | -2.73 | -2.01 | 3.55* | 9.95** | -2.67 | -1.99 | 5.02* | 7.73*** |
| 9 | -2.96 | -2.17 | 0.84*** | 17.34 | -2.78 | -2.03 | 0. 198 *** | 8.48* |
| 10 | -2.90 | -2.04 | 1.34*** | 18.2 | -2.74 | 1.91 | 0.57*** | 5.56*** |

注: *、**、***分别表示在10%、5%和1%水平显著,不存在自相关。

表 5 存在水平关系的 F 和 T 统计量

| P | F_{IV} | | I(0) | I(1) | \boldsymbol{F}_{V} | | I(0) | I(1) | $t_{ m III}$ | | I(0) | I(1) |
|---|----------|-----|------|------|----------------------|-----|------|------|--------------|-----|-------|-------|
| | | 1%: | 2.49 | 3.38 | | 1%: | 2.75 | 3.79 | | 1%: | -3.13 | -4.12 |
| 5 | 7.87 *** | 5% | 2.81 | 3.76 | 9.02*** | 5% | 3.12 | 4.25 | -2.29*** | 5% | -3.41 | -4.52 |
| | | 10% | 3.50 | 4.63 | | 10% | 3.93 | 5.23 | | 10% | -3.96 | -5.13 |
| | | 1%: | 2.33 | 3.25 | | 1%: | 2.53 | 3.59 | | 1%: | -3.13 | -4.37 |
| 6 | 3.93 ** | 5% | 2.63 | 3.62 | 4.98*** | 5% | 2.87 | 4.00 | -3.04*** | 5% | -3.41 | -4.69 |
| | | 10% | 3.27 | 4.39 | | 10% | 3.60 | 4.90 | | 10% | -3.96 | -5.31 |
| | | 1%: | 2.22 | 3.17 | | 1%: | 2.38 | 3.46 | | 1%: | -3.13 | -4.53 |
| 7 | 2.02 | 5% | 2.50 | 3.50 | 2.67 | 5% | 2.69 | 3.83 | 2.67*** | 5% | -3.41 | -4.85 |
| | | 10% | 3.07 | 4.23 | | 10% | 3.34 | 4.63 | | 10% | -3.96 | -5.49 |

数据来源:Pesaran 等(2001)和作者计算。

注: F_{lv} 是 F 统计量检验在方程(3) 中 β_2 = 0, β_3 = 0 且 β_1 = 0; F_{lv} 是 F 统计量检验方程(3) 中 β_2 = 0 且 β_3 = 0; t_{lll} 是检验在含有趋势项下 β_2 = 0; *** 表示在 99% 置信度拒绝原假设水平变量之间不存在协整关系, ** 表示在 95% 置信度拒绝原假设水平变量之间不存在协整关系。

为了确定水平变量之间是否存在长期协整关系,我们利用 Pesaran 等(2001)构造的检验(3)式中一阶水平滞后变量间协整关系的上下两组渐进分布临界值(见表5),在滞后5期时的值7.87,大于三种置信度的上临界值,可以拒绝原假设水平

变量之间不存在协整关系, F_V 值 9.02 也拒绝原假设水平变量之间不存在协整关系。滞后 6 期值 3.93 在 95% 置信度拒绝原假设水平变量之间不存在协整关系, F_V 值 4.98 也拒绝原假设水平变量之间不存在协整关系。但是滞后 7 期不能拒绝

原假设水平变量之间不存在协整关系。

确定了变量之间存在长期关系。首先得到变量之间的水平关系,见式(4)。括号内为标准差,各变量即使在99%置信水平也显著。 R^2 为0.439, R^2 为0.42。结论表明真实汇率水平提高(人民币贬值)1%导致出口进口比反而下降了0.56%,这与理论不同,但是符合前面的描述性分析,即在4个贬值区间中有3个区间净出口下降了,主要是由于贬值时期进口没有发生下降或者增加更多。

$$\ln EI_t = -1.32 - 0.008t - 0.56 \ln RER_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$(0.24) \quad (0.001) \quad (0.11)$$

考虑到描述性统计中关于滞后期的观察,我们最后确定滞后期为6,回归结果见表6。虽然拟合程度不高 $R^2=0.46$,这是因为汇率调整对逆差

表 6 方程回归结果

| 变量 | 系数 | 标准差 | T统计 | 概率 |
|-------------------|--------|--------------------------------|------------|--------------------|
| С | 0.055 | 0.023 | 2.449 | 0.018 |
| T | -0.001 | 0.000 | -2.689 | 0.010 |
| D(LnEI(-1)) | 0.121 | 0.146 | 0.831 | 0.410 |
| D(Ln <i>RER</i>) | -0.460 | 0.169 | -2.717 | 0.009 |
| D(LnRER(-1)) | -0.062 | 0.166 | -0.376 | 0.709 |
| D(LnEI(-2)) | 0.031 | 0.133 | 0.235 | 0.816 |
| D(LnRER(-2)) | -0.349 | 0.162 | -2.151 | 0.036 |
| D(LnEI(-3)) | 0.054 | 0.131 | 0.413 | 0.681 |
| D(LnRER(-3)) | 0.285 | 0.118 | 2.420 | 0.019 |
| D(LnEI(-4)) | -0.059 | 0.124 | -0.476 | 0.637 |
| D(LnRER(-4)) | 0.122 | 0.108 | 1.128 | 0.265 |
| D(LnEI(-5)) | -0.228 | 0.127 | -1.796 | 0.079 |
| D(LnRER(-5)) | 0.250 | 0.110 | 2.262 | 0.028 |
| D(LnEI(-6)) | 0.111 | 0.124 | 0.894 | 0.376 |
| D(LnRER(-6)) | 0.061 | 0.112 | 0.539 | 0.592 |
| ECM(-1) | -0.475 | 0.149 | -3.178 | 0.003 |
| $R^2 = 0.46$ | | $\chi_{SC}^{2}(4) = 6.3^{***}$ | SC = -2.30 | $\bar{R^2} = 0.29$ |

注: $\chi_{sc}^2(4) = 6.3^{***}$ 表示滞后 4 期不存在自相关; Jarque-Bera 统计值 1.008,表示在 60.3% 上肯定残差是正态分布。 作用有限,还要受其他变量影响。在短期真实汇率水平提高1%导致出口进口比下降0.46%。滞后3期,即9个月之后真实汇率水平提高1%,导致出口进口比提高0.285%,与陈六傅和钱学锋(2007)研究一致;但是滞后5期,即15个月,真实汇率水平提高1%导致出口进口比提高0.25%,虽然仍然存在贬值效果,但贬值效果下降。误差修正项ECM(-1)在99%水平显著,符号为负。

$$\Delta \ln EI_{t} = \beta_{0} + \beta_{1}t + \sum_{i=1}^{6} \varpi_{i}\Delta \ln EL_{t-i} + \sum_{i=0}^{6} \vartheta_{j}\Delta \ln RER_{t-j} + \varepsilon_{t}$$
(5)

四、简要结论

统计发现人民币对日元的四个贬值区间,虽 然出口增加,但是进口也增加,而且后三个贬值区 间进口增加超过出口增加,结果净出口下降。传 统意义的J曲线效应只出现在第一个贬值区间。 第一个贬值区间人民币对日元贬值 10 个月之后 净出口开始增加,第三个贬值区间24个月之后才 出现净出口增加。而在三个升值区间,前2次升 值都使得进口下降,第三个升值区间进口增加显 著超过出口增加。计量分析发现中日之间不存在 传统的 J 曲线效应,即贬值没有使得净出口超过 贬值前的水平。与很多研究不同,本研究发现长 期中人民币对日元贬值反而使得出口进口之比下 降。动态研究发现汇率贬值反而使得当期出口进 口比下降,在滞后3期即9个月之后人民币对日 元贬值可以有效地改善贸易账户,但是改善程度 在5期就比3期下降较多。基于以上研究,我们 认为中日贸易收支关系中汇率的作用有限,因此 人民币对日元的浮动汇率区间可以适度扩大。

[参考文献]

- [1] Magee, Stephen P. Currency Contracts, Pass-through, and Devaluation [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1973 Issue 1, 303-325.
- [2] Rosensweig J A, Koch P D. The US dollar and the Delayed J-curve [J]. Economic Review, 1988 (July/August), Federal Reserve of Atlanta.
- [3] Wassink D, Carbaugh R. Dollar-Yen exchange rate effects on trade [J]. Rivista Int. Sci Econ. Com,

- 1989, 36(12):1075-1162.
- [4] Demirden T, Pastine I. Flexible exchange rates and the J-curve: an alternative approach [J]. Economics Letters, 1995, 48:373-7.
- [5] Bahmani-Oskooee M. Devaluation and the J-curve; some evidence from LDCs; errata [J]. The Review of Economics and Statistics, 1989(7):553-556.
- [6] Bahmani-Oskooee M. Effects of the US government budget on its current account: an empirical inquiry [J]. Quarterly Review of Economics and Statistics, 1989, (29):76-91.
- [7] Bahmani-Oskooee M, Kutan A M. The J-curve in the E-merging Economies of Eastern Europe [R]. May 2006, WP-EMG-01-2006.
- [8] Noland M. Japanese trade elasticities and the J-curve [J]. Review of Economics and Statistics, 1989,71:175-188.
- [9] Backus D K, Kehoe P J, Kydland F E. Dynamics of the trade balance and the term of trade: the J-curve? [J]. American Economic Review, 1998,84:84-103.
- [10] Zhang, Z. The exchange value of the Renminbi and China's balance of trade: an empirical study [R]. NBER Working Papers Series, 1996, Working Paper # 5771.
- [11] Gupta-Kapoor A, Ramakrishnan U. Is there a J-curve? A new estimation for Japan [J]. International Econom-

- ic Journal, 1999, 13:71-79.
- [12] Jung C, Doroodian K. The persistence of Japan's trade surplus[J]. International Economic Journal, 1998, 12 (1):1-25.
- [13] 朱小梅,田贤亮,王红玲. 人民币汇率变动对中国农产品对外贸易影响的实证分析——以中国与日本农产品贸易为例[J]. 中国农村经济,2006(9):51-62.
- [14] 叶永刚,等. 人民币实际有效汇率和对外贸易收支的关系——中美和中日双边贸易收支的实证研究 [J]. 金融研究,2006(4):1-11.
- [15] 陈六傅,钱学锋.人民币实际汇率弹性的非对称性研究:基于中国与 G-7 各国双边贸易数据的实证分析 [J]. 南开经济研究,2007(1):3-18.
- [16] Pesaran M H, Shin Y, Smith R J. Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship [J].
 Journal of Applied Econometrics, 2001(16):289-326.
- [17] 李占国, 江心英. 基于有界检验方法的外商投资与 我国就业效应的实证分析[J]. 国际商务——对外 经济贸易大学学报,2008(5):61-66.
- [18] Paresh kumar narayan. Examining the relationship between trade balance and exchange rate: the case of china's trade with the usa[J]. Applied economics letters, 2006(13):507-510.

(责任编校:夏 东,朱德东)

Positive Analysis and Enlightenment from "the J-curve Effect" Based on the Trade Balance between China and Japan

LI Yong-ning¹, WANG Xiao-feng², ZHAO Jun³

(1. School of Economics, Tianjin Polytechnic University, Tianjin 300387, China; 2. Lanzhou Central Sub-Branch, The People's Bank of China, Lanzhou 730000, China; 3. Marxism College, Tianjin University of Commerce, Tianjin 300134, China)

Abstract: The statistics result finds that the net export only in the first appreciation scan after 23 months excels the level before RMB depreciation in four depreciation scans in the exchange of Renminbi to Japanese Yen from January, 1993 to December, 2010, while the net export is no more than the level of pre-depreciation time in the other three scans, as a result, the tradition J-curve does not exist. Calculation analysis shows that the long-run depreciation of Renminbi to Japanese Yen causes the decrease of the ratio of export to import because import is more than export, that short-term exchange rate depreciation leads to the decrease of the proportion of export to import and that the rate of export to import rises after 3 quarters.

Key words: J-curve effect; exchange rate; auto-regression distribution lag model