

中美国际收支关系实证研究：以人民币汇率变动为视角

伍楠林 钟晓兵

摘要：2005年汇改以来，特别是进入2007年下半年以来，随着次贷危机的蔓延，人民币汇率的升值速度和波动幅度显著增加。本文基于2005年8月到2010年2月的月度数据，运用ADF检验、格兰杰检验，并构建最小二乘回归和误差修正模型，分析人民币实际汇率与国际收支中经常项目和资本项目的关系。实证结果表明：长期来看，人民币实际汇率升值有利于平衡中美经常项目顺差，表现在：人民币实际汇率升值对中国向美国出口有较大负面影响；而对中国从美国进口的拉动作用不大；并且人民币升值不利于平衡中美资本项目顺差，人民币实际汇率升值不仅不会导致美国流入中国FDI的减少，反而能够促进FDI流入的增加。

关键词：人民币实际汇率；国际收支；经常项目；资本项目；汇率改革；FDI；出口

一、引言

进入21世纪，由于我国经济平稳较快增长、世界经济平稳运行，2005年7月21日，我国进行了人民币汇率形成机制改革，实行以市场供求为基础的、参考一篮子货币进行调节的、有管理的浮动汇率制度，并使人民币汇率升值了2.1%。此后，人民币开始了缓慢的升值过程。2008年7月以后，由于受世界经济危机的影响，中国开始实行特别汇率制度，重返盯住美元机制。截至2010年3月，2005年汇改以来，人民币兑美元汇率升值21%，人民币实际有效汇率升值16%，在2009年1月人民币兑美元实际汇率升值到最高点。

随着中国对外开放程度的提高，中美之间国际往来增多。在贸易方面，由于国际分工不同，中美贸易上具有很强的互补性，加上美国对向中国出口的各种限制，使中美贸易顺差逐年扩大。在资本项目方面，随着对外开放水平不断提高，我国的投资环境日益改善，加之我国实行一系列招商引资的优惠政策，以及国内资本和金融市场日趋完善，美国对华总投资不断增加，特别是美国对华直接投资逐年上涨。近年来，出现了中美国际收支“双顺差”的现象。国际收支的不平衡，特别是巨额的对华贸易赤字，使美国指责中国利用不合理的汇率政策，向美国低价倾销，增加了美国的失业，损害了美国经济的良性发展。进而频频向中国政府施压，要求人民币升值。特别是进入2010年以来，一些西方学者、领导人或是议员指责中国蓄意“低估”人民币以寻求刺激出口，更有甚者抛出“人民币威胁论”。在这种情况下，系统地研究人民币汇率变动与中美国际收支的关系，就显得十分必要。

有关汇率与国际收支的关系，国内外文献主要是侧重于单独考察汇率变动与贸易收支的关系和与资本项目的关系，而将二者结合起来，整体考察汇率变动与国际收支关系的文献却很少。

在人民币汇率波动与贸易收支的关系研究方面，Eckaus (2004) 发现人民币升值对中国对美国的出口不存在显著影响；Mohsen Bahmani-oskooee (1986) 认为进出口需求弹性之和趋向大于1，它通过建立包括行为方程和结构方程在内的宏观经济模型，运用协整分析等实证分析方法，证明升值在一定程度上可以缓解中美贸易顺差；李志斌 (2009) 运用GARCH模型，基于1995年1月至2007年9月的月度数据，分析了人民币实际有效汇率与中美贸易收支的关系，得出了人民币升值无论长期还是短期

[基金项目] 哈尔滨市科学研究基金“中国经济周期变动中宏观调控政策责任问题研究”(编号2005AFXXJ41)。

伍楠林：哈尔滨工业大学 150001 电子信箱：wnanlin@gmail.com；钟晓兵：哈尔滨工业大学。

均不能解决中美双边贸易失衡问题的结论。黄万阳(2008)运用协整方法对人民币实际汇率波动与中国对美国出口的关系进行了实证研究。结果表明,中国对美国出口收入效应极强,中国对美出口汇率波动效应极弱,中国对美出口的价格效应不存在。潘红宇(2007)使用汇率收益率的标准差作为汇率波动性的代理变量,研究了人民币实际汇率与中国对日本出口之间的关系,并发现中国对日本出口、日本实际收入、人民币兑日元实际汇率之间不存在长期协整关系。

有关汇率变动与FDI之间的关系方面,国内外文献也主要从汇率水平和汇率波动两个角度展开研究。Kohl Hagen(1977)和Cushman(1985)认为,东道国货币贬值有可以降低东道国要素的相对成本,从而使流入东道国的FDI增加。Brzozowski(2003)研究加入货币联盟对FDI的影响,结果显示,对发展中国家而言,汇率波动导致FDI流入减少,加入货币联盟有利于吸引来自周边成员国的直接投资。徐伟呈,范跃进(2010)运用协整关系和误差修正模型对1979-2008年度人民币双边实际汇率与美、日、欧对华直接投资的关系进行了实证研究。结果表明,对美国而言,长期来看,人民币兑美元升值能够促进FDI流入,对日本和欧盟而言,我国国内生产总值的增长率与其对华直接投资之间存在显著的正相关关系。陈石清,谢璐(2008)运用最小二乘回归方法研究了人民币汇率波动对我国经常项目和资本项目的影 响,并得出汇率变动不能影响我国实际利用外资情况的结论。

通过对中外文献的对比研究,发现尚无学者将人民币汇率与中美国际收支进行系统的联动研究,因此本文立足所选取的样本区间,运用ADF单位根检验、格兰杰因果检验、最小二乘回归和误差修正模型,以人民币实际汇率变动为出发点,从汇率变动对经常项目和资本项目的影 响角度,较为系统地研究人民币汇率变动与中美国际收支的关系。

二、模型设定与数据选取

本文实证研究是在计量统计层面上分析人民币汇率变动与中美国际收支(包括经常项目和资本项目两方面)的影 响,通过模型来分析模型背后的经济意义是本文关注的重点,而非模型本身。该实证研究遵循经济意义与统计检验并重的研究方法。

1. 模型假设

由于本文采取的是2005年8月-2010年2月汇改后的截面数据,在模型估计上会存在一定的偏 误,加之经历了2007年以来金融危机的特殊时期,分析上会具有某些特殊性。为此,本文设定以下几个假定:

- (1) 人民币升值后中国出口大于进口,或至少出口等于进口;
 - (2) 外资在我国国内原有的投资数量无重大变化;
 - (3) 本国向外国的直接投资数量保持不变,这样中美资本账户的变化只取决于美国对华投资的变化。
- 以下所有研究将基于这三个假设条件进行。

2. 建立模型

一国的国际收支平衡表中主要包括经常项目和资本项目两方面,本文也将以这两方面为研究对象。经常项目主要包括货物贸易收支、非货物贸易收支和无偿转让,其中以贸易收支为主;资本项目包括证券投资、直接投资和其他投资,这其中以直接投资为主。为了更清晰的表现出人民币汇率变动对贸易收支的影 响,在贸易收支方程和投资方程的基础上,本文同时设定了进口方程和出口方程。因此,模型的设定上主要涉及进口、出口、贸易收支、人民币实际汇率, GDP以及外国直接投资(FDI)几个变量。为了使各序列趋势线性化,同时消除异方差,对各序列取自然对数。模型设定如下:

$$\text{LN}X_t = \alpha_1 + \beta_1 \text{LN}RER_t + \gamma_1 \text{LN}GDP1_t + U_t$$

$$\text{LN}M_t = \alpha_2 + \beta_2 \text{LN}RER_t + \gamma_2 \text{LN}GDP1_t + V_t$$

$$\text{LNTB}_t = \alpha_3 + \beta_3 \text{LN}RER_t + \gamma_3 \text{LN}GDP1_t + \varepsilon_t$$

$$\text{LN}FDI_t = \alpha_4 + \beta_4 \text{LN}RER_t + \gamma_4 \text{LN}GDP1_t + \xi_t$$

其中: $LNRER_t$ —人民币兑美元的实际双边汇率; $LNFDI_t$ —中国实际利用的来自美国的直接投资金额; LNX_t —中国向美国的出口额; LNM_t —中国从美国的进口额; $LNTB_t$ —中美贸易收支, 其中 $TB=X-M$; $LNGDP1t$ —中国的经济增长; U_t 、 V_t 、 ε_t 、 ξ_t 为随机误差项。

经济理论一般认为, 对于一国长期国际贸易来说, 本币升值, 本国商品相对于外国商品价格上升, 这种变化会产生替代效应, 使外国商品更具竞争力, 从而抑制本国出口, 促进本国进口, 由此期望 $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$; 本国的GDP增长会增加对进口产品的需求, 同时也会使本国产能增加, 出口扩大, 即期望 $\gamma_1 > 0$, $\gamma_2 > 0$; 对于贸易收支而言, 本币升值, 使得进口增加出口减少, 从而 $(X-M)$ 减少, 故期望 $\beta_3 > 0$; 同时, 贸易顺差有利于经济增长, 期望 $\gamma_3 > 0$; 对于FDI而言, 本币升值, 使得本国生产要素相对成本上升, 外商投资的收益受到挤压, 从而使得外资流入减少, 即期望 $\beta_4 > 0$; 外资的流入使得本国的建设资金增加, 技术水平提升, 从而有利于经济增长, 即期望 $\gamma_4 > 0$ 。如果上述验证能检验长期关系存在, 就可以用误差修正模型(VEC)来估计短期的进出口、贸易收支及FDI方程。

3. 数据选择与数据处理

本文所采用的数据为月度数据, 样本区间为2005年8月-2010年2月共计55个数据(详见表1)。

(1) 人民币兑美元的实际汇率(RER_t)

实际汇率也即一国商品和服务相对于另一国商品和服务的相对价格, 是经两国价格水平调整后的名义汇率, 其表达式为:

$$RER = E_0^* (P^*/P)$$

其中, E_0 表示直接标价法下的名义

表1 样本数据表

时间	RER (RMB/US\$)	GDP1 (亿元)	FDI (亿美元)	X (亿美元)	M (亿美元)
2005.08	8.25626	5967.51	2.71	148.9	42.9
9	8.31991	6275.25	2.17	155.4	43.4
10	8.39946	6319.9	2.85	151.8	35.9
11	8.36202	6590.2	3.07	151.4	41.4
12	8.20501	6712.4	3.2	152.5	48.1
2006.01	8.23637	5639.61	1.78	142	41.3
2	8.3758	5473.09	2.09	112.2	36.3
3	8.46097	6679.72	2.24	166.8	57
4	8.30401	6819.78	2.25	162	54.7
5	8.46177	7059.9	1.37	155.2	46.2
6	8.47769	7817.77	2.2	172	50.9
7	8.43457	7199.84	1.96	171.7	52.9
8	8.39844	7355.5	2.27	191.6	52.7
9	8.35337	7754.06	2.34	195.3	54
10	8.31621	7601.4	2.63	185.3	44.9
11	8.25912	7936.3	3.08	193.8	48.1
12	8.18095	7699.16	4.44	187.2	52.7
2007.01	8.37583	7005.85	2.47	182	52.3
2	8.29777	6162.7	2.33	163.4	40.9
3	8.47584	7855.35	2.51	161.9	66.8
4	8.34406	8006.42	3.49	188.3	63.2
5	8.25801	8337.69	0.61	180	53.5
6	8.2551	9334.42	3.14	187.2	55.4
7	8.1685	8495.81	2.25	204.2	60.3
8	8.1695	8619.18	1.9	209.6	59.6
9	8.23591	9219.58	1.7	213.9	60.5
10	8.14538	8962.02	1.91	210.3	56.3
11	8.07149	9309.32	2.3	216.9	65.3
12	8.01771	9038.81	1.55	200	63.4
2008.01	7.93909	8084.75	5.66	191.6	70.7
2	7.77037	7111.76	1.24	154.8	60.6
3	8.11554	9253.6	3.16	188.2	71
4	7.75304	9263.42	4.11	208.6	78
5	7.88506	9671.72	0.97	212.1	69.2
6	7.8282	10827.93	2.11	212.8	65.6
7	7.79394	9744.69	2.34	236	72.1
8	7.8166	9722.44	1.71	240.6	65.3
9	7.75658	10270.61	1.72	246.8	71.3
10	7.71122	9696.91	1.54	236.5	62
11	7.58052	9812.02	3.05	203.6	61.7
12	7.42533	9554.02	2.7	191.7	67.5
2009.01	7.42313	7879.93	1.7	172.9	49.5
2	7.61453	7894.05	1.54	117.8	54.1
3	7.57215	10021.65	2.52	164.5	62
4	7.56265	9939.65	3.24	171.8	65.8
5	7.58752	10532.5	1.92	167.1	57.4
6	7.66881	11986.52	2.82	177.4	61.4
7	7.60826	10797.12	4.3	202.7	63.2
8	7.62225	10918.3	5.29	188.2	62.9
9	7.67493	11698.22	2.87	215.5	69.2
10	7.71263	11258.11	2.11	213.1	61.8
11	7.65052	11695.93	3.12	200	72
12	7.61415	11321.51	4.57	222	95.3
2010.01	7.72562	7734.77	4.68	187.3	77.6
2	7.6494	11304.42	7.22	164	64

汇率； P^* 和 P 分别表示外国和本国的物价指数。由于物价指数的计算较复杂，数据搜集难度较大，本文采用消费者价格指数CPI来代表物价指数。目前所能找到的中国的CPI指数均是以2000年为基期的，为了便于问题的研究，本文的做法是将2005年的以2000年为基期的CPI数据换算成其实际数据，并将2005年8月至2010年2月的各数据换算成以2005年为基期的数据，然后计算出以2005年为基期的2005年8月-2010年2月的人民币兑美元的实际汇率。需要指出的是，RER上升代表人民币贬值，RER下降代表人民币升值。

(2) 我国向美国的出口额 (X_t)、我国从美国的进口额 (M_t) 即我国的贸易收支 (TB_t)

研究中美国国际收支的最主要部分就是贸易收支，贸易收支涉及的两个重要项目就是出口和进口。并且这两个项目都与汇率密切相关。

(3) 我国实际利用的美国直接投资额 (FDI_t)

资本项目主要包括直接投资和间接投资两个部分，美国对华投资中，直接投资所占比重最大，因此，本文以美国对华直接投资来代替资本项目。

(4) 我国的经济增长 ($GDP1$)

在经济分析中，代表经济增长的数据选取GDP最为合适，但2003年11月以后，中国政府不再公布GDP的月度数据，使用GDP的月度数据是不可能的。为了便于研究，本文采取与GDP高度相关的工业增加值来代替，记作GDP1。但由于工业增加值具有较为明显的季节性特征，使得研究或多或少的受到影响。

三、中美国际收支关系实证研究

一国的进出口水平与该国的经济发展水平高度相关，一般来讲，只有一国经济保持平稳较快增长，该国的进出口才会表现出平稳的时间趋势特征。而一国能够吸引外国直接投资的数量，不仅要受该国经济发展状况的影响，还要看该国通货膨胀率、利率水平、汇率水平以及政治稳定性等，只有这些变量都表现出平稳的变动趋势时，该国吸引的外国直接投资才会表现出某种时间特征。

在进行实证研究前，现就我国几个重要变量的时间走势图表示如图1所示：

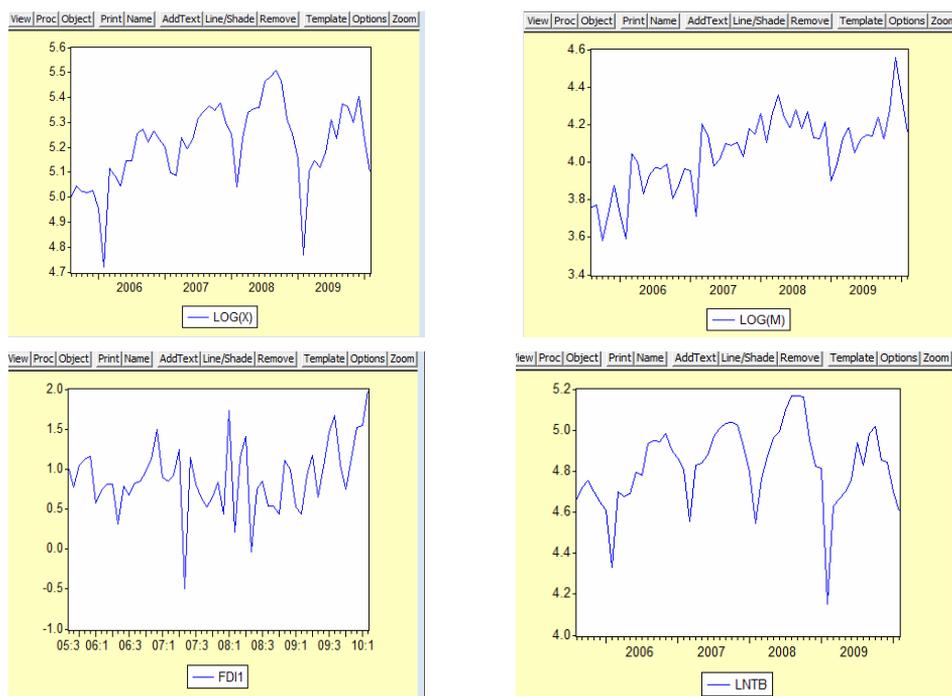


图1 各主要变量的时间走势

1.时间序列平稳性检验

由于时间序列大多是非平稳的,若直接对非平稳的时间序列变量进行最小二乘法估计经常会发生伪回归现象,因此在进行传统的最小二乘回归分析之前,首先要进行单位根检验,以判别序列的平稳性,只有平稳的时间序列才能进行回归分析。本文采用ADF (Augmented Dickey. Fuller test) 检验来判断序列的平稳性。如果接受原假设,说明序列存在单位根,为非平稳序列。否则就认为序列不存在单位根,是平稳序列。同时本文所有实证分析均运用Eviews5.0来进行。检验结果如表2所示。

表2 单位根ADF 检验结果

变量	ADF 统计量	DW 值	临界值			结论
			1%	5%	10%	
LNM	-1.773958	2.244266	-3.562669	-2.918778	-2.597285	不平稳
LNFDI	-6.401002	1.897685	-3.557472	-2.916566	-2.596116	平稳***
LNx	-2.927441	2.035300	-3.565430	-2.919952	-2.597905	不平稳
LNRR	-0.715393	2.073745	-3.560019	-2.917650	-2.596689	不平稳
LNGDP1	-1.351180	2.715674	-3.588509	-2.929734	-2.603064	不平稳
LNTB	-3.835355	2.076418	-3.565430	-2.919952	-2.597905	平稳***
DLNM	-10.92294	2.260636	-3.562669	-2.918778	-2.597285	平稳***
DLNX	-8.798959	2.023681	-3.560019	-2.917650	-2.596689	平稳***
DLNRR	-11.01547	2.086706	-3.560019	-2.917650	-2.596689	平稳***
DLNGDP1	-8.764607	1.435434	-3.592462	-2.931404	-2.603944	平稳***

注:***、**、*分别表示变量在1%、5%、10% 的显著水平上拒绝原假,即该变量平稳。D代表变量的一阶差分形式。最大滞后阶数根据AIC和SC最小标准选取。

由表2可以看出, LNM_t、LNx_t、LNRR_t、LNGDP_t的ADF统计量值均大于其对应的1%、5%、10%显著水平上的临界值,所以这四个变量存在单位根,是非平稳的。而序列LNFDI和LNTB的ADF检验值小于其对应的各个显著水平,无法拒绝“序列不存在单位根”原假设,即这两个序列为平稳的。而对非平稳的上述各序列进行一阶差分后可以发现, DLNM_t、DLNX_t、DLNRR_t、DLNGDP1_t的ADF值均小于对应的各个显著水平值,因此LNM_t、LNx_t、LNRR_t、LNGDP_t均为一阶单整序列,记为I(1)。

2.格兰杰因果检验

格兰杰因果检验要求时间序列具有平稳性,通过对表2的分析可知,序列LNTB_t、LNFDI_t、DLNM_t、DLNX_t、DLNRR_t、DLNGDP1_t均为平稳序列,对各变量进行格兰杰因果检验,结果如下:

表3 LNFDI 方程的格兰杰因果检验

原假设	Lags	F-Statistic	PProbability	结论
DLNGDP1 does not 格兰杰 Cause LNFDI	2	3.40256	0.04168	拒绝
LNFDI does not 格兰杰 Cause DLNGDP1		2.66377	0.08019	拒绝
DLNRR does not 格兰杰 Cause LNFDI	2	3.83221	0.02872	拒绝
LNFDI does not 格兰杰 Cause DLNRR		7.71634	0.00127	拒绝
DLNRR does not 格兰杰 Cause DLNGDP1	2	3.10823	0.05398	拒绝
DLNGDP1 does not 格兰杰 Cause DLNRR		3.78760	0.02985	拒绝

注:表中拒绝和接受原假设均指在10%的显著水平下。

由表3可以看出,在10%的显著水平下, DLNGDP1_t与DLNRR_t、LNFDI_t之间具有双向的格兰杰原因。说明美国对华直接投资的数量会受到人民币实际汇率的影响,反之,美国对华直接投资的流入也会影响人民币实际汇率和中国经济发展。

表4 LNM 方程的格兰杰因果检验

原假设	Lags	F-Statistic	PProbability	结论
DLNGDP1 does not 格兰杰 Cause DLNM	2	2.13796	0.01292	拒绝
DLNM does not 格兰杰 Cause DLNGDP1		4.56789	0.01539	拒绝
DLNRR does not 格兰杰 Cause DLNM	2	5.28579	0.00850	拒绝
DLNM does not 格兰杰 Cause DLNRR		3.72343	0.03155	拒绝
DLNRR does not 格兰杰 Cause DLNGDP1	2	3.10823	0.05398	接受
DLNGDP1 does not 格兰杰 Cause DLNRR		3.78760	0.02985	拒绝

注:表中拒绝和接受原假设均指在5%的显著水平下。

由表4可以看出, DLNGDP1_t与DLNM_t之间、DLNRR_t与DLNM_t之间存在双向的因果关系,即中国经济增长是中国从美国进口的原因,中国从美国进口也是经济增长的原因;人民币实际汇率的变动会对中国从美国的进口产生影响。

由表5可以看出, DLNGDP1_t与

DLNRER_t均是DLNX_t的双向格兰杰原因,也就是说,我国对美出口会受到人民币汇率和我国经济状况的影响,反之亦成立。

由表6可以看出, LNGDP_t与LNTB_t、LNRER_t具有单向的因果关系,而LNRER_t并不是LNTB_t的格兰杰原因。从这个结果可以看出,人民币汇率变动与中美之间贸易顺差并不存在根本的因果关系,即人民币升值也不是解决中美贸易顺差的根本办法。

3.最小二乘回归

由表2中的ADF单位根检验可知, LNM_t、LN_X_t、LNRER_t、LNGDP_t都是一阶单整,即都是I(1)形式的变量,同时LNFDI、LNTB是平稳的时间序列,这样可以对出口、进口、贸易收支以及直接投资方程中变量进行协整。此处主要想利用最小二乘法

(OLS)回归来检验各变量间是否存在长期的稳定关系,以便做进一步的考察。

(1) 出口方程

$$\text{LN}X_t = 0.7344536707\text{LNGDP}_{1t} + 1.402455628\text{LNRER}_t - 4.349481 \quad (1)$$

$$\begin{matrix} (0.112172) * & (0.550765) * & (2.003744) * \\ [6.547567] & [2.546379] & [-2.170677] \end{matrix}$$

$$R^2=0.502882 \quad \text{adj } R^2=0.483762 \quad \text{s.e.}=0.116833 \quad F=26.30148$$

注: *表示个系数变量在统计上显著, () 内为标准误差, [] 内为t统计量值。

对残差进行单位根检验, ADF值为-4.352133, 小于1%水平下的-3.560019。因此, 可以推断各变量间存在稳定的长期关系。

对方程的统计特性进行分析, 发现LNGDP₁、LNRER的系数均显著, 说明经济增长与汇率变动对我国向美国出口均有显著影响, 这与经济理论完全符合。一方面, 经济增长决定了一国的产能水平, 只有经济保持快速发展, 才会扩大再生产, 产出水平才会增加, 出口才会增加; 另一方面, 中国出口产品以低附加值的劳动密集型产品为主, 企业盈利和占领市场的优势在于产品的价格优势, 一旦这种价格优势没有了, 出口规模和收益一定会大受影响。

从方程的拟合水平来看, $R^2=0.502882$, 说明影响出口的因素除了经济水平和汇率水平外还有其他因素, 比如美国的贸易政策, 美国对中国出口设置的关税壁垒情况等都是影响中国向美出口的重要因素, 由于本文重点考察出口与汇率波动的关系, 在此不再赘述。

(2) 进口方程

$$\text{LNM}_t = 0.6914156457\text{LNGDP}_{1t} - 0.4054048111\text{LNRER}_t - 1.355296806 \quad (2)$$

$$\begin{matrix} (0.122999) * & (0.603926) & (2.197151) \\ [5.621302] & [-0.671282] & [-0.616843] \end{matrix}$$

$$R^2=0.599253 \quad \text{adj } R^2=0.583839 \quad \text{s.e.}=0.128110 \quad F=38.87878$$

注: *表示个系数变量在统计上显著, () 内为标准误差, [] 内为t统计量值。

表5 LNX方程格兰杰因果检验

原假设	Lags	F-Statistic	PProbability	结论
DLNRER does not 格兰杰 Cause DLNX	2	5.54197	0.00690	拒绝
DLNX does not 格兰杰 Cause DLNRER		2.83374	0.06887	拒绝
DLNGDP1 does not 格兰杰 Cause DLNX	2	13.3754	2.5E-05	拒绝
DLNX does not 格兰杰 Cause DLNGDP1		2.59322	0.08545	拒绝
DLNGDP1 does not 格兰杰 Cause DLNRER	2	3.78760	0.02985	拒绝
DLNRER does not 格兰杰 Cause DLNGDP1		3.10823	0.05398	拒绝

注: 表中拒绝和接受原假设均指在10%的显著水平下。

表6 LNTB方程的格兰杰因果检验

原假设	Lags	F-Statistic	PProbability	结论
DLNRER does not 格兰杰 Cause DLNGDP1	2	2.33894	0.10733	拒绝
DLNGDP1 does not 格兰杰 Cause DLNRER		7.45524	0.00152	接受
DLNTB does not 格兰杰 Cause DLNGDP1	2	2.02064	0.14369	接受
DDLNGDP1 does not 格兰杰 Cause DLNTB		9.91850	0.00025	拒绝
DLNTB does not 格兰杰 Cause DLNRER	2	4.15305	0.02170	拒绝
DLNRER does not 格兰杰 Cause DLNTB		0.87608	0.42296	接受

进而对残差进行单位根检验, ADF 值为-4.777714, 小于1%显著水平下的-3.560019。说明各变量间亦存在稳定的长期关系。

但就方程的统计特性来讲, LNRER 的系数是不显著的, 也就是说中国从美国进口与人民币的实际汇率之间关系不大, 这是由中美贸易的特殊性决定的。中国从美国进口的商品以技术密集型产品为主, 而美国却对其企业向中国出口高新技术产品设置诸多限制, 即使人民币实际汇率升值, 中国也不可能从美国进口到更多的此类产品, 所以汇率变动对中国从美国进口的影响不显著。

对该式进行检验, 拟合优度较一般, 说明影响因子中不只是经济发展水平和汇率, 还有其他因素。

(3) 贸易收支方程

$$\text{LNTB}_t = 0.772806 \text{LNGDP1}_t + 2.348879 \text{LNRER}_t - 7.051137 \quad (3)$$

(0.155714) * (0.764554) * (2.781534) *

[4.962996] [3.072221] [-2.534981]

$$R^2 = 0.325982 \quad \text{adj } R^2 = 0.300058 \quad \text{s.e} = 0.162184 \quad F = 12.57464$$

注: *表示个系数变量在统计上显著, () 内为标准误差, [] 内为 t 统计量值。

进而对残差进行单位根检验, ADF 值为-4.454712, 小于1%显著水平下的-3.560019。说明影响美国对华投资的各变量之间存在稳定的长期关系。

从计量统计检验上看, LNTB 方程的各系数均显著, 且长期来看, 贸易收支与经济增长之间成正相关关系, 与人民币实际汇率之间呈负相关关系, 这与经济理论完全契合。

但该方程的拟合优度并不高, 只有 0.325982, 说明 LNGDP1 与 LNRER 只解释了 LNTB 变动的 33%, 还有许多影响贸易收支变动的因素, 例如我国的需求、中美两国贸易政策以及世界经济整体运行情况, 未在模型中表现出来, 但本文着重研究汇率与贸易收支的关系, 为避免模型过于复杂, 此处不再添加其他变量。

(4) 外国直接投资方程:

$$\text{LNFDI}_t = 0.2495065326 \text{LNGDP1}_t - 1.085682365 \text{LNRER}_t + 0.8943067478 \quad (4)$$

(0.414893) (2.037125) (7.411290)

[0.601376] [-0.532948] [0.120668]

$$R^2 = 0.042297 \quad \text{adj } R^2 = 0.005462 \quad \text{s.e} = 0.432134 \quad F = 1.148297$$

注: *表示个系数变量在统计上显著, () 内为标准误差, [] 内为 t 统计量值。

进而对残差进行单位根检验, ADF 值为-6.450884, 小于1%显著水平下的-3.560019。说明影响美国对华投资的各变量之间亦存在稳定的长期关系。

从计量统计层面来看, LNGDP1 与 LNRER 的系数均不显著, 说明经济增长与人民币实际汇率对直接投资的影响均不明显。对此可以这样理解, 美国许多企业来中国投资, 目的就是利用中国丰富的自然资源和廉价的劳动力资源, 生产出产品再以美国制造的名义销往世界各地, 从而占领市场。他们为的是找寻一个生产基地, 同时转移污染。即便人民币升值, 中国劳动力的工资也不会超过美国, 中国丰富的自然资源也一样会为他们本土化经营节省许多额外成本, 他们一样可以获得许多利润。所以中国的经济增长与人民币汇率对美国对华直接投资影响不显著。

对该式进行拟合优度检验更可以看出这一点, 方程 (4) 的拟合优度 R^2 仅为 0.042297, 说明经济增长和汇率并不是美国对华直接投资的主要影响因素。

由于变量取值为自然对数, 因此变量系数可直接看作对进出口、贸易收支以及直接投资的弹性。从结果来看, 与预期的结果一致, 长期来讲, 中国向美国出口、中国从美国进口、中美贸易收支顺差和美国对华直接投资均能促进我国 GDP 的增长, 这四个变量与经济增长呈现出同向变动的趋势。

从各变量对实际汇率的弹性方面, 可以发现, 长期来讲, 出口和贸易收支与实际汇率反向变动, 进口与实际汇率同向变动, 这在经济上也是正确的。原因在于, 从贸易收支的角度讲, 人民币升值以

后, 本国商品的价格相对于美国商品价格上升, 从而使美国国内生产的同类商品部分的替代了我国出口的产品, 我国消费者消费的进口商品的数量也会增多, 从而出口减少, 进口增加, 而贸易收支是出口减去进口的差额, 出口减少、进口增加将使贸易收支顺差减小; 从直接投资的角度讲, FDI的流入与人民币实际汇率同向变动, 这与模型设定时期望的符号相反。可以理解为, 人民币升值是我国经济稳定和繁荣的反应, 从而使投资者投资信心增加, 虽然内部化经营成本相对上升, 但经济的稳定保证了投资者收益的持续性, 同时对外投资可以使跨国企业有效避税, 获得收益, 因此, 美国资本流入不仅没有减少, 反而增多了。

4. 误差修正模型

由OLS估计可知, 四个方程的各变量之间均存在长期的协整关系。但上述方程只是表现了时间序列变量的长期均衡关系, 而没有考虑各变量在短期内不均衡的情况, 而在实际的经济过程中这种短期的不均衡是经常存在的。为了研究时间序列各变量之间长期均衡与短期调整之间的关系, 需要建立误差修正模型。同时根据格兰杰定理, 具有协整关系的变量能够建立误差修正模型。下面通过误差修正模型对短期动态方程进行估计, 研究模型调整短期内各变量对长期均衡关系的偏离, 进而研究变量之间的动态关系。误差修正模型下表所示。

表7 LNX误差修正模型

误差修正协整方程
$DLNX_t = 0.009814 * (DLNX_{t-1} + 2.187582DLNGDP_{t-1} + 10.679980DLNRER_{t-1} - 47.23043248) - 0.559533DLNX_{t-1} + 0.120819DLNX_{t-2} + 0.683799DLNGDP_{t-1} - 0.196078DLNGDP_{t-2} + 1.899592DLNRER_{t-1} + 3.303656DLNRER_{t-2} + 0.010083$
$R^2 = 0.508797$ adj $R^2 = 0.430651$ F-statistic=6.510856 Log likelihood=52.60475

由表7可以看出, 出口方程的误差修正系数为0.009814, 说明每期我国向美国出口的实际值与长期均衡值之间的差距仅有约0.98%得到了调整, 调整速度十分缓慢, 我国向美国出口从短期偏离恢复到长期均衡需要很长的时间才能实现。从人民币实际汇率的系数来看, 它的短期变化对我国向美国出口有较大的负面作用, 这主要是由于我国出口以低附加值的劳动力密集型产品为主, 这些产品的需求价格弹性大, 对价格变动反应敏感, 人民币升值使得用美元表示的产品价格上升, 使得美国国内对出口产品的需求较少。此外, 影响我国向美国出口的因素主要是滞后一期的我国向美国的出口情况和滞后一期的我国经济发展水平, 这可能是由于上一期的出口情况让许多厂商的利润受到挤压, 致使许多中小企业倒闭或亏损, 从而本期退出了出口行列。

表8 LNM误差修正模型

误差修正协整方程
$DLNM_t = -0.287731 * (DLNM_{t-1} - 0.842891DLNRER_{t-1} - 0.99548DLNGDP_{t-1} + 6.699259) - 0.436942DLNM_{t-1} - 0.250983DLNM_{t-2} - 0.473030DLNRER_{t-1} + 4.224991DLNRER_{t-2} + 0.069813DLNGDP_{t-1} - 0.751759DLNGDP_{t-2} + 0.034735$
$R^2 = 0.630367$ adj $R^2 = 0.571562$ F-statistic=10.71956 Log likelihood=49.40313

从表8的误差修正方程可以看出, (1) 进口方程的误差修正系数为-0.287731 (负号表明反向修正机制), 表明模型校正上一期非均衡的程度为28.77%, 调节速度相对较慢, 我国从美国进口从短期偏离恢复到长期均衡所用的时间较长。(2) 影响我国从美国进口的主要因素是滞后两期的人民币实际汇率和滞后两期的经济增长水平。其中滞后两期的人民币实际汇率系数为4.224991, 其与中国从美国进口成负相关, 这说明汇率变动对进口的影响存在滞后效应, 即“J曲线效应”。进口与汇率同向变动, 但可以看出, 汇率变动对进口的拉动作用有限。

从总体上讲这种现象是由中国从美国进口产品结构决定的。主要表现在两个方面: 第一, 我国外资企业的贸易和加工装配具有“大进大出, 两头在外”的特点, 人民币升值使得中国出口商品“更

贵”，从而使外资企业从美国进口的中间产品减少；第二，美国对华出口的大宗商品主要是高附加值的资本密集型产品和农产品，前一类产品的出口量不取决于汇率而是取决于美国的贸易政策。无论人民币如何升值，只要美国对华贸易限制不取消，对华出口就无法增长。即使没有出口限制，由于这部分产品的出口价格也都很高。人民币升值后，价格仍然会相当高，不能形成较大的价格优势，而需求仍然有限，升值的进口增长效应不会很明显。对于农产品而言，农产品价值较低，且产能固定，供给弹性有限，短期内不会出现大规模进口和出口高潮，加上美国农产品在中国市场上售价较高，使得我国市场上对美国农产品的需求不会大规模上涨，因此也不会引发我国从美国大批量进口农产品。

表9 LNTB误差修正模型

误差修正模型
$D(LNTB) = -0.170411 * (DLNTB_{t-1} + 0.223135DLNGDP_{1,t-1} + 1.523699DLNRER_{t-1} - 10.02195792) - 0.344425DLNTB_{t-1} + 0.184502DLNTB_{t-2} + 0.809892DLNGDP_{1,t-1} + 0.09423141126DLNGDP_{1,t-2} + 2.054372DLNRER_{t-1} + 2.042057DLNRER_{t-2} - 0.001918$
$R^2=0.453847$ adj $R^2=0.366959$ F-statistic=5.223353 Log likelihood=34.95202

从表9的误差修正方程可以看出：第一，贸易收支方程的误差修正系数为-0.170411（负号表明反向修正机制），表明模型校正上一期非均衡的程度为17%，调节速度相对缓慢，中美贸易顺差从短期偏离恢复到长期均衡需要较长的时间才可能实现。第二，影响贸易收支的主要因素是滞后一期和滞后两期的人民币实际汇率，它们的系数分别为2.054372和2.042057，说明前两期的汇率波动对当期的贸易收支有较大影响，短期内滞后一期和滞后两期的汇率上升1%分别会使中国对美国贸易顺差缩小2.054372%和2.042057%。第三，影响当期贸易收支变动的另一个重要因素就是滞后一期的我国经济发展水平，可以理解为，只有经济繁荣的情况下企业才会扩大生产，产能才会增加，才能有更多的产品用于出口，扩大贸易顺差。

表10 LNFDI误差修正模型

误差修协整方程
$DLNFDI = -0.704071 * (LN FDI_{t-1} - 1.566716LNNGDP_{1,t-1} - 4.648672LNLRER_{t-1} + 22.976275) - 0.176027DLNFDI_{t-1} - 0.002809DLNFDI_{t-2} - 0.891280DLNGDP_{1,t-1} - 1.600946DLNGDP_{1,t-2} + 8.125418DLNRER_{t-1} + 2.118331DLNRER_{t-2} + 0.058684$
$R^2=0.575217$ adj $R^2=0.507637$ F-statistic=8.511744 Log likelihood=-23.84728

在表10的修正方程中，误差修正系数为-0.704071（负号表明反向修正机制），表明模型校正上一期非均衡的程度为70.04%，调节速度很快，美国对华直接投资从短期偏离恢复到长期均衡所用的时间较短。影响美国对华直接投资的主要因素是滞后一期和滞后两期的人民币实际汇率，其系数分别为8.125418和2.118331，短期内美国对华直接投资与人民币实际汇率成反向变动关系，这与经济理论相符。这可能是由于上一期的人民币升值后，出于成本和收益的考虑，以及对我国经济稳定性的担心，使这一期欲投资的投资者放弃了或延后了对华直接投资的想法。同时，考虑到样本选取的时间段为2005年-2010年，这期间世界经历了2007年以来金融危机的特殊时期，全球经济萧条，国际投资不景气，美国更是深受其害，使得美国对华投资的数量有所下降。所以才表现出人民币升值1%，引起FDI流入大量减少的现象。这种大幅下降，有很大一部分原因是由于模型设定时未加入代表世界经济形势的虚拟变量导致的。

综上所述，本文通过对2005年8月-2010年2月人民币双边实际汇率与中国向美国出口、中国从美国进口、中美贸易收支以及美国对华直接投资的ADF单位根检验、格兰杰因果检验、最小二乘回归和建立误差修正模型，可以看出，从长期来看，人民币兑美元的双边实际汇率与中国向美国出口存在显著的负相关关系，人民币兑美元升值，将使中国向美国的出口额以1.4%的弹性递减；人民币兑美元的实际汇率与中国从美国进口表现出正相关的关系，人民币升值1%将使中国从美国进口增加0.41%；

人民币兑美元汇率变动与贸易收支呈现反向变动关系,人民币每升值1%将使中美贸易顺差下降2.348879%;中美之间的投资关系具有特殊性,人民币兑美元实际汇率的稳定变动与美国对华直接投资表现出正相关的关系,人民币升值1%,将拉动美国对华直接投资增加1.086%。

综合上述内容,结合国际收支的含义,将国际收支定义为BP,经常账户差额用TB代替,我国对美国直接投资数用FDI₀代替,由于前文假设我国对外直接投资数量不变,其为常数。则:

$$BP = \text{经常账户差额} + \text{资本和金融账户差额} = TB + (FDI - FDI^0)$$

长期来看,人民币升值1%,会使TB减少2.348879%,使FDI增加1.086%,从简单的数理意义上讲,当人民币升值1%时,中美国际收支顺差将减少1.262%。而要完全消除中美国际收支顺差,人民币至少要升值79%,这种升值幅度无论是站在经济的角度还是站在国家利益的角度都是不可能的。这也说明,人民币汇率并不是导致中美国际收支顺差的原因,因此,不能把逼迫人民币升值作为解决中美国际收支失衡的手段。相反,只有人民币保持稳定小幅升值,才能实现中美贸易互利共赢、促进两国投资活动顺利开展,才会在良性的经济交往与合作中平衡两国国际收支。

[参考文献]

- 陈石清、谢璐,(2008)“汇率变动对经济增长影响的实证分析,”《财经理论与实践》第9期。
 黄万阳,(2008)“人民币实际汇率波动与中国对美出口,”《大连海事大学学报》第5期。
 李志斌、刘园,(2010)“基于ARCH类模型的人民币汇率波动特性分析,”《财经论坛》第2期。
 潘红宇,(2006)“汇率风险如何影响中国对日本的出口,”《国际贸易问题》第7期。
 徐伟呈、范跃进,(2010)“人民币汇率与FDI关系的实证研究,”《国际商务——对外经济贸易大学学报》第1期。
 A. Benassy-Quere.,(2001)“Exchange Rate Strategies in the Competition for Attracting Foreign Direct Investment,” *Journal of the Japanese and International Economics* (15): 178-198.

(责任编辑 于友伟)

Empirical Study on Sino-US Relationship in Balance of Payment: Based on Exchange Rate Changes WU Nan-lin ZHONG Xiao-bing

Abstract: Since the exchange rate reform from 2005, especially since the second half of 2007, with the spread of the subprime crisis, the appreciation speed and volatility range of RMB exchange rate increase significantly. Based on the monthly data from August 2005 to February 2010, using the ADF test, Granger test, and through establishing the OLS model and VEC model, this paper analyzes the relations between real exchange rate of RMB and the balance of payments which include the current account and capital account. The empirical results show that: in the long run, a favorable balance of RMB real exchange rate has a positive influence on the US current account surplus, and this reflects in that: the appreciation of RMB real exchange rate has greater negative effect on export from China to the US, but has only little pulling effect on China's import from US; the appreciation of RMB is not conducive to balancing the Sino-US capital account surplus, and the RMB real exchange rate appreciation not only cannot lead to reduction in US FDI flowing into China, but can contribute to the increase in FDI inflows.

Keywords: RMB real exchange rate; Balance of Payments; Current account; Capital account; Exchange rate reform; FDI; Export