

汇率调整与中美经贸关系改善[※]

戴淑庚¹ 董 斌² 曾维翰³

[内容摘要] 本文选取1995-2009年的季度数据作为样本,借助协整分析、误差修正模型以及Granger因果检验等方法,从中美贸易收支和美在华FDI两方面,就人民币实际汇率对中美经贸关系的影响进行了实证研究。结果表明:长期内,虽然人民币汇率调整在一定程度上可以改善中美经贸关系,但人民币升值并不能改善美中贸易逆差,而短期内的影响更不显著,两国贸易收支和美在华FDI的收入效应也并不明显。因此,改善中美经贸关系的解决之道在于转变我国经济发展模式和外贸发展战略;逐步完善汇率制度,加快人民币国际化进程等。

[关键词] 人民币实际汇率;贸易收支;直接投资;中美经贸关系

中美贸易额从1979年的不足25亿美元迅速增长到2010年的4568.2亿美元,增长了近183倍。目前,美国是中国的第二大贸易伙伴,第二大出口市场,第六大进口来源国。中国是美国的第三大出口市场,第一大进口来源国。从20世纪90年代以来,美国在华直接投资的增长非常迅猛。1992年中国实际利用美资仅有5.1亿美元,占全国实际利用外资总额110亿美元的4.64%,到2011年4月底,美国对华投资项目累计达到60413个,实际投入达679亿美元,是中国外资最大的来源地之一。¹中美作为世界上最大的发展中国家和最大的发达国家,两国的经贸关系对世界经济的发展影响巨大。然而,2010年中国对美贸易顺差额为2731.6亿美元,是美国最大的贸易逆差国。那么,中美经贸失衡是否是人民币汇率问题造成的?人民币汇率对中美经贸关系究竟产生怎样的影响?这一问题已成为产官学界都非常关注的焦点。本文拟从计量经济学的角度对其进行研究。

※ [基金项目] 本文为教育部规划基金项目(10YJA790238)的阶段性研究成果。本文同时获2006.11-2009.9福建省高等学校新世纪优秀人才支持计划资助。

作者简介:戴淑庚(1966—),男,厦门大学经济学院金融系(厦门,361005),教授。研究方向:国际金融、中美经贸合作、金融计量学。

董 斌(1984—),男,国家开发银行云南省分行(昆明,650031)。研究方向:国际金融。

曾维翰(1981—),男,福建省对外经济贸易研究所(福州,350003)。研究方向:国际贸易。

一、文献综述

汇率水平高低对贸易收支影响的理论中,比较权威的理论是贸易收支弹性论(Robinson, 1937),^[1]该理论认为一国可以通过货币贬值来增加出口或减少进口,从而影响贸易收支。马歇尔-勒纳进一步指出只有当进口、出口商品的需求价格弹性之和大于1时,本币贬值才能达到改善贸易收支的效果。而关于汇率水平的变化对FDI的影响,主要从汇率变化的成本效应、财富效应、市场需求规模效应等加以分析。Cushman (1985, 1988)^{[2](297-308) [3](322-335)}主要从汇率水平变化的生产成本效应角度考察了汇率对FDI流入的影响。Froot和Stein (1991)^{[4](1191-1217)}则在资本市场不完全的前提下做出了汇率水平与FDI之间存在明显关联的论断。

近年来,国内外学者主要运用协整理论就汇率对贸易的影响进行研究。国外一些研究结果表明实际汇率与贸易收支的关系在不同国家有明显不同,而单独考虑中美双边贸易关系的文章不多。国内研究相关问题的文献大都集中在汇率变动与中国总体贸易收支的关系,焦点在于中国的马歇尔-勒纳条件是否成立,得到的结论也并不一致。卢向前、戴国强(2005)^[5]的实证研究表明人民币实际汇率波动对进出口的影响存在J曲线效应。叶永刚等(2006)^[6]的研究表明:如果让人民币升值并不能缩减美中之间的巨额贸易逆差。王胜等(2007)^[7]认为:人民币升值在短期难以对中美贸易顺差产生调节作用,长期而言,人民币升值的影响作用也不大。

而国内关注汇率如何影响FDI是到了20世纪末才开始的。特别是美国次贷危机以来,部分学者从全新的角度对此问题进行了研究。程瑶等(2009)^[8]基于跨国公司视角的研究表明,人民币汇率浮动弹性增强和国内要素投入品价格回归会抑制资源导向型FDI的流入和低附加值商品的出口。李文军等(2009)^[9]从总量和分国别角度的分析表明中国需要进一步推进人民币汇率形成机制的改革,以缓解汇率变动引致来自部分国家FDI流入急剧变化的负面影响。赵文军(2010)^[10]从制造行业视角,采用有界协整检验和Granger因果检验对人民币汇率、FDI与中国贸易收支关系进行了深入分析,发现三者的关系在不同行业有不同的表现。

但是,关于人民币汇率对中美经贸关系影响的文献却并不多见,而对两者之间进行实证研究的文献更是尚未检索到。因此,本文选取两国间进出口贸易与美国在华直接投资这两项指标,将其纳入一个研究框架,拟运用协整检验、误差修正模型以及Granger因果检验方法就人民币实际汇率对中美经贸关系的影响进行实证研究。如此做的目的是为了克服现有文献中仅将贸易或者FDI单一要素进行实证研究导致结论有失偏颇的弊端,从而使研究结论令人信服。

二、实证分析

(1) 模型构建

参考 Goldstein 和 Kahn (1985), Haynes (1986) 的理论可建立起美国对中国商品的出口需求函数: $X_t = f(P_C, Y_A, P_A, RER)$ (1)

在供给方面, 进口需求函数: $M_t = f(P_C, Y_C, P_A, RER)$ (2)

在 (1)、(2) 式中; X_t 是中国对美国出口货物数量, M_t 是中国从美国进口货物数量, Y_A 是美国实际 GDP, Y_C 是中国实际 GDP, P_A 是美国物价水平, P_C 是中国物价水平, RER 是中美实际汇率水平。

考虑一个经典的两国模型, 以出口额和进口额的比率来衡量中国对美国进出口贸易收支的情况, 则可得到如下式子:

$$B_t = \frac{X_t}{M_t * RER} = \frac{P_C * X_t}{P_A * E_t * M_t} \quad (3)$$

其中, B_t 代表 t 期中国对美国的贸易收支平衡项状况, E_t 是直接标价法下人民币兑美元的名义汇率水平。 $RER = \frac{P_A}{P_C} E_t$ 代表人民币兑美国的实际汇率水平。 RER 上升, 表示本国货币对外币实际贬值, 表现为货币购买力的下降; RER 下降, 表示本国货币对外币实际升值, 表现为货币购买力的上升。对 (3) 式两边求对数, 可得:

$$\ln B_t = \ln X_t - \ln M_t - \ln RER_t \quad (4)$$

一国对外出口需求取决于实际汇率和贸易伙伴国的国民收入, 进口需求则取决于实际汇率和本国的国民收入, 因此可将中国出口和进口贸易需求表示为:

$$X_t = A_x Y_{A,t}^{\alpha_x} \left\{ \frac{P_A}{P_C} E_t \right\}^{\beta_x} \quad M_t = A_m Y_{C,t}^{\alpha_m} \left\{ \frac{P_A}{P_C} E_t \right\}^{\beta_m} \quad (5)$$

其中, $Y_{C,t}$, $Y_{A,t}$ 分别为中美两国的国民收入, 用两国实际 GDP 表示; α_x 和 α_m 分别为中国商品的出口和进口的收入弹性; β_x 和 β_m 分别为中国出口和进口的汇率弹性。在完全竞争市场, 即不考虑汇率变化对出口商品供给量影响的前提下, 两国贸易达到均衡时, 本国进口需求等于对方的出口供给, 对方的进口需求等于本国出口供给。将 (5) 式代入 (4) 式, 可建立中美贸易平衡项的估计方程:

$$\text{模型一: } \ln B_t = \alpha + \beta \ln Y_{A,t} + \gamma \ln Y_{C,t} + \eta \ln RER_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

按照传统国际收支弹性理论可知, 美国居民收入上升, 会增加进口中国商品的需求, 本国出口增加, 贸易顺差扩大; 中国居民收入上升, 会增加进口外国商品的需求, 故进口增加, 贸易顺差减少, 因此可以预期 β 和 γ 的值分别为正数和负数; 当 $\eta > 0$ 时, 马歇尔-勒纳条件成立, 此时人民币对美元汇率贬值将会引起中美贸易收支的改善。

另一方面, 本文借鉴 Goldberg 和 Klein (1997)、孙霄 等 (2006)、^[11]李文军和张巍巍 (2009) 等^[9]的做法, 就人民币实际汇率对中国 FDI 的影响进行实证检验。在实证检验中纳入了中美国民收入的影响, 我们构建基本回归方程如下:

$$\text{模型二: } \ln \text{FDI}_t = \alpha + \beta \ln Y_{A,t} + \gamma \ln Y_{C,t} + \eta \ln \text{RER}_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

其中, FDI_t 为美国在华直接投资, RER_t 为人民币兑美元实际汇率, $Y_{C,t}$ 为中国国民收入 (以中国实际 GDP 代替), $Y_{A,t}$ 为美国国民收入 (以美国实际 GDP 代替), ε_t 为随机扰动项。

(二) 数据收集与整理

本文选取了 1995 年第 1 季度到 2009 年第 4 季度的季度数据进行实证分析与检验。之所以用季度数据是因为可以使检验结果更加客观、全面。

人民币兑美元名义汇率的季度数据来自中国人民银行公布的统计年报, 取每个季度最后一个月份的期末值; 中国 CPI 和美国 CPI 季度数据是根据中国 CPI 和美国 CPI 月度数据的均值得出的, 中国 CPI 和美国 CPI 月度数据和季度数据都是以 2000 年为基期, 基数为 100, 这些数据都来自中国经济统计数据库; 人民币兑美元实际汇率 RER 的数据是根据人民币兑美元的名义汇率的数据乘以美国 CPI 的数据再除以中国 CPI 的数据得到的。中国的季度名义 GDP 数据、美国的季度名义 GDP 数据都是来自中国经济统计数据库, 而中美两国的季度实际 GDP 是由中美两国的季度名义 GDP 分别除以它们各自的季度 CPI, 再乘以基数 100 得到的, 另外利用人民币兑美元名义汇率的季度数据把人民币表示的中国 GDP 数据换算成美元。中美贸易出口、进口、美国在华直接投资的季度数据都是来自中国商务部网站, FDI 数据以美元计价并用 CPI 指数调整为实际值。

此外, 考虑到文中各时间序列变量的数据存在明显的季节性波动特征, 为消除各时间序列季节性波动现象, 我们采用 X12 方法对各时间序列予以季节性调整。为消除异方差的影响, 我们对各变量取自然对数。所有数据处理采用 E-views7.0 软件。

(三) 实证过程

1. 单位根检验

本文采用 ADF (Augment Dickey-Fuller) 方法对各时间序列进行平稳性检验。结果如表 1 所示, $\ln B_t$ 、 $\ln Y_{A,t}$ 、 $\ln Y_{C,t}$ 、 $\ln \text{RER}_t$ 、 $\ln \text{FDI}_t$ 序列的 ADF 检验值显著性水平都大于 10%, 即都无法拒绝原假设, 所以它们都是非平稳的时间序列。但是它们一阶差分的显著性水平都小于 5%, 可以拒绝原假设, 认为不存在单位根, 是平稳的时间序列。因为它们都是一阶单整变量, 所以可以进行协整检验。

表1 各时间序列的单位根检验结果

变量	(μ , t , p) 类型	ADF 统计值	Prob. * 值	结论
$\ln B_t$	(μ , t , 4)	- 1.9373	0.6216	不平稳
$\Delta \ln B_t$	(0, 0, 3)	- 3.8086	0.0003	平稳
$\ln Y_{A,t}$	(0, 0, 0)	5.2512	1.0000	不平稳
$\Delta \ln Y_{A,t}$	(0, 0, 0)	- 4.2509	0.0001	平稳
$\ln Y_{C,t}$	(0, 0, 4)	2.6727	0.9979	不平稳
$\Delta \ln Y_{C,t}$	(μ , t , 3)	- 3.5632	0.0425	平稳
$\ln RER_t$	(0, 0, 6)	- 0.3869	0.5400	不平稳
$\Delta \ln RER_t$	(0, 0, 5)	- 2.3351	0.0202	平稳
$\ln FDI_t$	(0, 0, 3)	0.0630	0.6987	不平稳
$\Delta \ln FDI_t$	(0, 0, 3)	- 9.4588	0.0000	平稳

注: (μ , t , p) 为检验类型, μ 和 t 表示带有常数项和时间趋势项, p 表示所采取的滞后阶数, 其中 p 按照 AIC 和 SC 准则确定。

2. 协整检验

在小样本的条件下, 为了克服 E-G 两步法参数估计的不足, Johansen 和 Juselius 提出了用动态自回归模型 (VAR) 来检验多变量回归系数的方法即 JJ 方法。本文便采用了 JJ 法对变量进行协整检验。

(1) 模型一: 人民币实际汇率与中美贸易收支方面。中美贸易收支与中、美实际 GDP 以及人民币兑美元实际汇率之间的协整关系检验结果如表 2、表 3 所示, 结果显示四者之间至少存在 1 个协整关系。

表2 中美贸易收支的 JJ 协整检验结果——迹统计量

原假设: 协整向量数	特征值	迹统计量	临界值 1%	概率	检验结论
无*	0.5129	72.9857	54.6815	0.0001	存在 1 个
至多 1 个	0.3259	33.4242	35.4582	0.0183	协整关系
至多 2 个	0.1917	11.7342	19.9371	0.1701	
至多 3 个	0.0006	0.0314	6.6349	0.8593	

表3 中美贸易收支的 JJ 协整检验结果——最大特征值

原假设: 协整向量数	特征值	最大特征值	临界值 1%	概率	检验结论
无*	0.5129	39.5615	32.7153	0.0009	存在 1 个
至多 1 个	0.3259	21.6900	25.8612	0.0417	协整关系
至多 2 个	0.1917	11.7028	18.5200	0.1223	
至多 3 个	0.0006	0.0314	6.6349	0.8593	

可以得出人民币实际汇率对中美贸易收支影响的协整关系式为:

$$\ln B_t = 3.5853 \ln Y_{C,t} - 14.7390 \ln Y_{A,t} + 5.7396 \ln RER_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$(-0.8099)^{***} \quad (-3.2337)^{***} \quad (-1.5579)^{***}$$

注: () 内数字为标准差。***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 置信水平下显著。

由 (8) 式可知, 中美贸易收支 B 与中国实际 GDP 呈正相关, 与美国实际

GDP 呈负相关。其中, 美国实际 GDP 每增加 1%, 中美贸易收支平均将减少 14.74 个百分点。中国实际 GDP 每增加 1%, 中美贸易收支平均将增加 3.59 个百分点, 这与我们的理论预期正好相反, 可能是因为我国出口导向型的发展模式以及两国贸易结构不同造成的。人民币兑美元实际汇率与中美贸易收支呈正相关, 人民币兑美元实际汇率变动 1%, 中美贸易收支将变动 5.74%。此时, M-L 条件是否成立, 即人民币兑美元实际汇率下降, 人民币升值是否能改善中美贸易逆差还不能确定, 只有等 Granger 因果检验后, 才能进一步确定。

(2) 模型二: 人民币实际汇率与美国在华直接投资方面。美国在华直接投资与中、美实际 GDP 以及人民币兑美元实际汇率之间存在至少 1 个协整关系。具体的检验结果如表 4、表 5 所示:

表 4 美国在华直接投资的 JJ 检验结果——迹统计量

原假设: 协整向量数	特征值	最大特征值	临界值 1%	概率	检验结论
无*	0.5252	68.6915	54.6815	0.0002	存在 1 个 协整关系
至多 1 个	0.2376	27.7205	35.4582	0.0852	
至多 2 个	0.1936	12.8020	19.9371	0.1223	
至多 3 个	0.0175	0.9691	6.6349	0.3249	

表 5 美国在华直接投资的 JJ 检验结果——最大特征值

原假设: 协整向量数	特征值	最大特征值	临界值 1%	概率	检验结论
无*	0.5252	40.9709	32.7153	0.0005	存在 1 个 协整关系
至多 1 个	0.2376	14.9185	25.8612	0.2946	
至多 2 个	0.1936	11.8329	18.5200	0.1171	
至多 3 个	0.0175	0.9691	6.6349	0.3249	

综合迹检验和最大特征值检验的结果, 人民币实际汇率对美国在华直接投资影响的具体协整关系式为:

$$\ln FDI_t = 4.5239 \ln Y_{C,t} - 23.2622 \ln Y_{A,t} + 9.9003 \ln RER_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$(-1.3149)^{***} \quad (-5.3104)^{***} \quad (-2.5536)^{***}$$

注: () 内数字为标准差。***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 置信水平下显著。

由 (9) 式可知, 美国在华直接投资与中国实际 GDP 呈正相关, 而与美国实际 GDP 呈负相关。其中, 中国实际 GDP 每增加 1%, 美国在华直接投资平均将增加 4.52 个百分点; 而美国实际 GDP 每增加 1%, 美国在华直接投资平均将减少 23.26 个百分点。这与部分学者 (如李文军, 2009) 的结论有所不同, 但结合实际情况来看, 我国长期依靠出口和投资拉动的经济增长模式促进了美国企业来华投资; 而美国在华直接投资往往受我国居民消费水平偏低、制造业研发能力不强、跨国企业并购困难、美对华高科技产品出口限制等因素的制约, 加之近年美国次贷危机的影响, 导致伴随着美国 GDP 的增长, 其在中国直接投资总体上却呈

现下降趋势。另外,人民币兑美元实际汇率与美国在华直接投资呈正相关,即人民币贬值会导致美国对华直接投资的流入,这与国际经验相符。其中,人民币每贬值1%,美国在华直接投资将平均增加9.9%。

3. 误差修正模型 (ECM)

由上述检验可知变量间存在协整关系,因此可以建立相应的误差修正模型。根据中美贸易收支、美国在华直接投资统计数据得到的误差修正模型回归结果见表6。

表6 误差修正模型回归结果

模型一: $\Delta \ln B_t$				模型二: $\Delta \ln FDI_t$			
Variable	Coef.	Std. Error	t-Statistic	Variable	Coef.	Std. Error	t-Statistic
ECM _{t-1}	-0.0682	-0.0475	-1.4357	ECM _{t-1}	-0.0841	-0.1001	-0.8406
$\Delta \ln B_{t-1}$	-0.0881	-0.1791	-0.4921	$\Delta \ln FDI_{t-1}$	-0.6221***	-0.1677	-3.7092
$\Delta \ln B_{t-2}$	-0.0744	-0.1774	-0.4195	$\Delta \ln FDI_{t-2}$	-0.5184***	-0.1919	-2.7020
$\Delta \ln B_{t-3}$	-0.1883	-0.1606	-1.1723	$\Delta \ln FDI_{t-3}$	-0.2646	-0.2065	-1.2811
$\Delta \ln B_{t-4}$	-0.0820	-0.1328	-0.6178	$\Delta \ln FDI_{t-4}$	-0.3909**	-0.1809	-2.1609
$\Delta \ln YA_{t-1}$	3.9367**	-1.7487	2.2512	$\Delta \ln YA_{t-1}$	-8.0715	-7.0095	-1.1515
$\Delta \ln YA_{t-2}$	-4.3119**	-2.0862	-2.0669	$\Delta \ln YA_{t-2}$	-0.0247	-7.9808	-0.0031
$\Delta \ln YA_{t-3}$	3.3522	-2.3760	1.4109	$\Delta \ln YA_{t-3}$	-2.1928	-7.8531	-0.2792
$\Delta \ln YA_{t-4}$	2.9610	-2.2651	1.3072	$\Delta \ln YA_{t-4}$	-4.7224	-6.9029	-0.6841
$\Delta \ln YC_{t-1}$	0.0869	-0.4880	0.1780	$\Delta \ln YC_{t-1}$	-3.0141	-1.8376	-1.6402
$\Delta \ln YC_{t-2}$	0.2018	-0.6809	0.2965	$\Delta \ln YC_{t-2}$	-1.4615	-2.1670	-0.6745
$\Delta \ln YC_{t-3}$	1.1548	-0.7698	1.5002	$\Delta \ln YC_{t-3}$	-0.7360	-2.2757	-0.3234
$\Delta \ln YC_{t-4}$	0.0817	-0.9462	0.0863	$\Delta \ln YC_{t-4}$	0.5628*	-3.0886	0.1822
$\Delta \ln RER_{t-1}$	2.7010*	-1.6119	1.6757	$\Delta \ln RER_{t-1}$	-3.3109	-6.0981	-0.5429
$\Delta \ln RER_{t-2}$	-2.5107	-1.8291	-1.3726	$\Delta \ln RER_{t-2}$	-3.8193	-6.7859	-0.5628
$\Delta \ln RER_{t-3}$	1.4270	-2.1393	0.6671	$\Delta \ln RER_{t-3}$	1.8143	-7.2941	0.2487
$\Delta \ln RER_{t-4}$	0.3634	-1.9865	0.1829	$\Delta \ln RER_{t-4}$	6.5188	-7.0694	0.9221
C	-0.0617	-0.0807	-0.7650	C	0.2484	-0.2305	1.0780
Log L	650.1825			Log L	583.8527		
AIC	-20.8794			AIC	-18.4674		
SC	-18.1056			SC	-15.6936		

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%置信水平下显著。

由表6可知,中美贸易收支建立起来的误差修正模型与美国在华直接投资建立的误差修正模型均不显著,表明短期内人民币汇率调整对改善中美之间的国际收支状况并不能起到很好的作用,即短期内人民币升值对中美经贸关系无显著影响。

4. 格兰杰因果关系检验

本文利用 Engle 和 Granger (1987) 提出的误差修正模型对人民币兑美元实际汇率、中美贸易收支、美国在华直接投资、中国实际 GDP 以及美国实际 GDP 之间的关系进行 Granger 因果关系检验,结果见表7、表8。

表 7 Granger 因果关系检验结果

原假设	滞后阶数 ^①	F 统计量	P 值
lnYA 不是 lnB 的 Granger 因果原因	5	1.1029	0.3726
lnB 不是 lnYA 的 Granger 因果原因	5	2.0960	0.0839*
lnYC 不是 lnB 的 Granger 因果原因	5	0.2790	0.9222
lnB 不是 lnYC 的 Granger 因果原因	5	0.5834	0.7125
lnRER 不是 lnB 的 Granger 因果原因	5	1.7816	0.1365
lnB 不是 lnRER 的 Granger 因果原因	5	1.1713	0.3385
lnYA 不是 lnRER 的 Granger 因果原因	5	0.7312	0.6039
lnRER 不是 lnYA 的 Granger 因果原因	5	4.2658	0.0030* * *
lnYC 不是 lnRER 的 Granger 因果原因	5	1.4088	0.2398
lnRER 不是 lnYC 的 Granger 因果原因	5	4.4877	0.0022* * *

注：* * *、* *、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下拒绝原假设。

表 8 Granger 因果关系检验结果

原假设	滞后阶数	F 统计量	P 值
lnYA 不是 lnFDI 的 Granger 因果原因	5	0.8996	0.4899
lnFDI 不是 lnYA 的 Granger 因果原因	5	1.2931	0.2842
lnYC 不是 lnFDI 的 Granger 因果原因	5	1.2882	0.2862
lnFDI 不是 lnYC 的 Granger 因果原因	5	2.1365	0.0787*
lnRER 不是 lnFDI 的 Granger 因果原因	5	2.0070	0.0963*
lnFDI 不是 lnRER 的 Granger 因果原因	5	2.8793	0.0247* *
lnRER 不是 lnYA 的 Granger 因果原因	5	4.2658	0.0030* * *
lnYA 不是 lnRER 的 Granger 因果原因	5	0.7312	0.6039
lnRER 不是 lnYC 的 Granger 因果原因	5	4.4877	0.0022* * *
lnYC 不是 lnRER 的 Granger 因果原因	5	1.4088	0.2398

注：* * *、* *、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下拒绝原假设。

从表 7 可以看出，模型一选取的四个变量当中，在 10% 的显著性水平 lnB 是 lnYA 的 Granger 因果原因，然而 lnYA、lnYC 以及 lnRER 均不是 lnB 的 Granger 因果原因，即不存在统计上的因果关系。这一结果与刘林奇 (2007)^[12] 所得到的研究结论相一致。因此，从长期来看，在 10% 的显著性水平上中美进出口贸易的 M-L 条件并不成立。从表 8 来看，在 10% 的显著性水平上，模型二中 lnRER 与 lnFDI 互为 Granger 因果原因，而 lnYA 与 lnYC 则不是 lnFDI 的 Granger 因果原因，lnFDI 是 lnYC 的 Granger 因果原因。

三、实证结果分析

本文的实证研究得到如下结论：

第一，人民币兑美元实际汇率与中美贸易收支、美国在华直接投资之间均存在长期稳定的均衡关系。从短期影响看，人民币兑美元实际汇率对中美经贸关系的影响较为微弱，人民币升值在短期内对缩小中美贸易顺差作用有限，同时也不会对美国在华直接投资产生显著的负面影响。从长期来看，在 10% 的显著性水平上中美进出口贸易的 M-L 条件并不成立，说明人民币升值并不能显著地改善

美中贸易逆差。这从事实上可以得到印证，从1994年人民币汇改至今，人民币兑美元升值22%，但中国对美国贸易顺差仍大幅增加，并没有直接带动美国贸易形势的好转。另外，实证结果表明人民币升值反而会对美国对华直接投资产生负面影响。近年来，由于人民币汇率升值压力越来越大，特别是2005年人民币汇改后，人民币持续升值导致美国对华直接投资连续多年负增长（2005，2006，2007，2009的增长率分别为： -22.32% ， -6.41% ， -8.69% ， -13.22% ），所以，不管是短期内还是长期，通过汇率调节政策来改善当前中美经贸关系失衡问题，收效有限。

第二，中美实际GDP并非是中美贸易收支的Granger因果关系。另一方面，中美实际GDP也不是美国在华直接投资的Granger因果关系。由此可见，中美贸易收支与美国在华直接投资的收入效应并不明显。

四、启示和对策建议

上述实证结果表明，人民币升值并不能真正改善中美经贸关系。由此得到的启示及采取的因应对策如下：

一是急需转变我国经济发展模式，促进产业结构升级，要将投资、出口驱动型的增长模式转移到内需、投资、出口协调拉动经济增长这样一种“复合增长型”的增长模式的轨道上来。只有这样，才能缩小乃至赶超欧美等发达国家，才能真正提高我国国民福祉，才能从本质上解决当前中美经贸失衡问题，促进两国经贸关系可持续发展。

二是逐步完善汇率制度，加快人民币国际化进程。从实证结果来看，在10%的显著性水平上中美进出口贸易的M-L条件并不成立，但是如果在15%的显著性水平上M-L条件在我国是成立的，预示着人民币的加速升值会明显恶化我国的进出口状况，所以人民币汇率不能像日元那样大幅快速升值。因此，一方面要完善目前的“以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度”，以实现内外均衡。另一方面，在完善我国金融市场的过程中，逐渐实现人民币可自由兑换，加快人民币国际化进程。

三是转变外贸发展战略、促进中美贸易平衡。目前，我国出口产品方面存在着结构性弊端，对美国出口一直以劳动密集型低附加值的产品为主，对美贸易顺差主要是靠原料制品和杂项制品，以及资本密集与技术成熟性产品如机械和运输设备这类产品取得，而在高技术产品方面，我国对美国形成贸易逆差。因此，我国应尽快调整产业结构，发展具有技术资本优势的产业，提高出口产品的科技含量，要由现阶段单纯靠提高工业制品比例的粗放式、数量型的出口导向型外贸发展战略转向差别化的、注重提高产品技术含量的集约型贸易发展战略，从而促进中美贸易平衡。☆

注 释:

¹ 数据来源: 中国商务部网站 <http://www.mofcom.gov.cn>.

^④根据 SC 指标判断。

主要参考文献:

- [1] Robinson, Joan. "the Foreign Exchanges, Essay on the Theory of Employment". Collected Economic Papers, Vol. IV, Basil Blackwell 1980.
- [2] Cushman D. O. "Real Exchange Rate Risk, Expectations, and the Level of Direct Investment." Review of Economics and Statistics, 1985, 67 (2).
- [3] Cushman D. O. "Exchange - Rate Uncertainty and Foreign Direct Investment in the United States." Weltwirtschaftliches Archiv (Review of World Economics), 1988, 124 (2).
- [4] Froot, Kenneth A. and Jeremy C. Stein. "Exchange Rates and Foreign Direct Investment: An Imperfect Capital Market Approach." Quarterly Journal of Economics, 1991, 106.
- [5] 卢向前, 戴国强. 人民币实际汇率波动对中国进出口的影响: 1994- 2003 [J]. 经济研究, 2005 (5).
- [6] 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).
- [7] 王 胜等. 中美贸易顺差与人民币实际汇率的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2007 (5).
- [8] 程 瑶等. 人民币汇率波动对外商直接投资影响的实证分析 [J]. 世界经济研究, 2009 (3).
- [9] 李文军等. 人民币汇率变动对中国 FDI 的影响——基于总量和分国别面板数据的实证分析 [J]. 经济与管理, 2009 (10).
- [10] 赵文军. 人民币汇率—FDI 与中国贸易收支——基于中国制造业行业视角的实证分析 [J]. 世界经济研究, 2010 (1).
- [11] 孙霄 等. 汇率调整对外商直接投资的影响——基于理论和实证的研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2006 (8).
- [12] 刘林奇. 人民币对美元实际汇率与中美贸易净出口关系的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2007 (11).

Exchange Rate Adjustment and Sino- U. S. Economic and Trade Relation Improvement

Dai Shugeng¹ Dong Bin² Zeng Weihan³

Abstract: This paper explores the empirical analysis on the impact of RMB real exchange rate on Sino- US economic and trade relations, from the two aspects of bilateral trade and FDI, based on Co- integration test, ECM and Granger test with the sample of quarterly data from 1995 to 2009. The results show that the adjustment of RMB exchange rate will improve on Sino- US economic and trade relations to some extent in the long term, but such impact is not significant in the short term. Meanwhile, both the bilateral trade and the U. S. FDI haven't income effects in China, which indicate that Sino- US trade imbalance couldn't be solved essentially by the adjustment of RMB exchange rate alone. The key points lay on changing China's economic development pattern and trade strategies, improving the exchange rate system gradually and accelerating internationalization of RMB, etc.

Key words: Real Exchange Rate of RMB; Trade Balance; FDI; Sino- U. S. Economic and Trade Relation

[收稿日期: 2011. 6. 21 责任编辑: 潘德平]

[中图分类号] F742 [文献标识码] A [文章编号] 1000- 8306 (2011) 09- 0066- 10