doi:10.3969/j.issn.1003-5559.2022.06.006

人民币汇率波动对我国贸易收支影响的实证研究

■ 李轶琴　山西省国有资本运营有限公司

摘　要：本文构建了贸易收支理论模型，基于加入世界贸易组织后的数据，以美国和欧盟是目前我国最大的两个贸易伙伴为依据，选取中美双边贸易和中欧双边贸易作为典型样本，对数据进行单位根检验、协整检验，实证分析了本币贬值对贸易收支的正向促进作用。

关键词：贸易顺差；汇率；单位根检验；协整检验

汇率，亦称“汇价”，是不同国家货币间的兑换比率，是用一种货币来表示的另一种货币的价格。短期来看，汇率主要由外汇市场的需求和供给决定；长期来看，经济增长、国际贸易收支、外汇储备、外汇投机以及各国的国家政策等均会对汇率波动产生不可忽视的影响。同样地，汇率的波动也会反过来影响一国的贸易收支、出口、进口、消费者物价指数等。其中，就汇率波动对贸易收支的影响来说，传统理论认为，汇率贬值会促进出口、抑制进口，且当进出口需求弹性之和大于1时，汇率贬值能够改善贸易收支。

我国自改革开放以来，在经济发展“三驾马车”以及出口导向型贸易政策等的影响下，对外贸易取得飞速发展。尤其是2001年加入世界贸易组织之后，我国的对外贸易规模迅猛增长，贸易总额由2002年的6207.7亿美元快速增至2020年的46559.1亿美元，增长7.5倍，在全球贸易额排名中已跃居首位，国际贸易地位随之迅速提升，如图1所示。

在对外贸易总额持续快速增长的同时，基于出口导向型贸易政策的影响，我国持续呈现贸易顺差并不断扩大趋势。尤其是2004年-2008年间贸易顺差增长迅猛，出口年均增速为26.84%，进口年均增速为22.56%，高出4.28个百分点，从而贸易顺差快速扩大，不断刷新纪录，从2004年的321.0亿美元增长到2008年的2981.3亿美元，涨幅达9.3倍。即使是受2008年全球金融危机的影响，2009年顺差有所下降，依然达到1956.9亿美元。并且随着经济复苏，重新企稳回升，2020年贸易顺差高达5239.9亿美元。持续多年的贸易顺差以及高速的经济增长引起了西方国家越来越多的关注甚至摩擦与不满，并且西方国家普遍认为是人民币的汇率政策即人民币的过度低估导致了进出口的快速增长，不断要求人民币大幅升值。

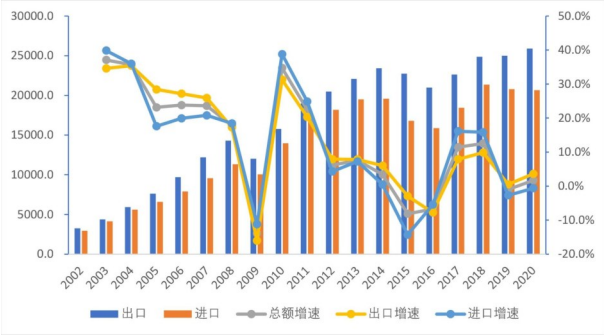

图1　2002-2020年我国对外贸易发展趋势

与此同时，根据国际清算银行的数据显示，自2005年7月21日，中国人民银行进行汇率制度改革，公布从即日起开始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到2020年末，人民币实际有效汇率指数有11年上升，5年下跌，累计升值44.3%，如图2所示。而这一时期，我国的对外贸易顺差经历了先2005-2008年

[作者简介]李轶琴（1985—），女，山西省国有资本运营有限公司工程师、中级经济师；研究方向：金融学。

的迅猛增长后2009-2011年的下降再2012-2020年的总体回升过程。

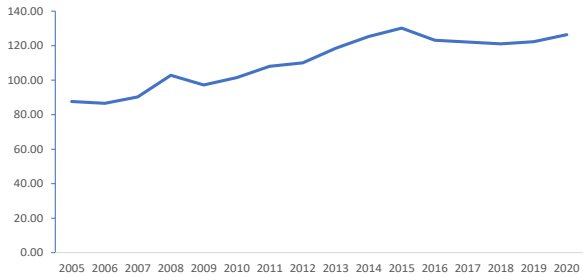

图2　2005-2020年人民币实际有效汇率指数波动趋势

因此，人民币汇率的波动是否能显著影响我国贸易收支，或者贸易收支受经济增长等非汇率因素的影响是否远远大于汇率波动的影响，如2009年人民币汇率贬值的同时贸易顺差下降，而2010-2020年人民币汇率总体不断升值的同时贸易顺差却有升有降；以及如果人民币汇率波动能够显著影响我国贸易收支，对贸易收支的作用是改善还是恶化。本文将基于欧盟和美国是目前我国两个最大的贸易伙伴、具有较强的代表性，选取中美双边贸易与中欧双边贸易作为典型样本，运用计量经济学方法，通过实证研究力图探析人民汇率波动对我国贸易收支的影响。

一、实证模型构建

传统经济学理论认为，一国的对外贸易收支受一国货币汇率、国内外收入水平等宏观经济变量的影响。本文将基于简化式的贸易收支模型对这些经济变量间的关系进行分析研究，即假设任意两国的进出口贸易函数如下：

$$EX=f(Y^F,\ r) \quad (1)$$

$$IM=f(Y,\ r) \quad (2)$$

其中，EX表示一国的出口额，IM表示一国的进口额，Y^F表示外国的收入水平，Y表示国内收入水平，r表示两国货币汇率。一国的出口主要受外国收入水平和两国货币汇率影响，进口则受本国收入水平和两国货币汇率影响。因而由上述(1)-(2)式可得两国的贸易顺差模型为：

$$BA=EX-IM=h(Y^F,Y,r) \quad (3)$$

若用GDP表示收入水平，则贸易顺差取决于两国货币汇率和两国实际GDP。为消除时间序列的异方差性，对上述经济变量分别取对数，则可进一步将贸易收支模型设定为：

$$LnBA=\alpha_0+\alpha_1 LnGDP+\alpha_2 LnGDP^F+\alpha_3 Lnr+\varepsilon \quad (4)$$

因此，本文中所运用的贸易收支的实证模型可表示如下：

中美双边贸易收支模型：

$$LnBA^A=\beta_0+\beta_1\ LnGDP+\beta_2\ LnGDP^A+\beta_3 Lnr^A+\varepsilon \quad (5)$$

中欧双边贸易收支模型：

$$LnBA^U=\gamma_0+\gamma_1\ LnGDP+\gamma_2 LnGDP^U+\gamma_3 Lnr^U+\varepsilon \quad (6)$$

其中，$LnBA^A$、$LnGDP^A$、Lnr^A分别表示中美双边贸易顺差、美国GDP以及人民币对美元汇率的对数值，β_1、β_2、β_3可看作中美双边贸易顺差分别对中国GDP、美国GDP以及人民币对美元汇率的弹性水平；$LnBA^U$、$LnGDP^U$、Lnr^U分别表示中欧双边贸易顺差、欧盟GDP以及人民币对欧元汇率的对数值，γ_1、γ_2、γ_3可看作中欧双边贸易顺差分别对中国GDP、欧盟GDP以及人民币对欧元汇率的弹性水平。

二、样本选择

本文选取中美双边贸易与中欧双边贸易作为典型样本，采用加入世界贸易组织后的次年2002年至2020年间年度数据进行实证研究，其中，人民币兑美元、欧元汇率数据来源于国家统计局2020年统计年鉴，以现价美元计算的中国GDP数据来源于世界银行，美国GDP数据来源于美国商务部，欧盟GDP来源于国际货币基金组织，中美双边贸易顺差与中欧双边贸易顺差数据来源于中国商务部。根据前述构建的实证模型，对基础数据的调整处理具体如下：

（一）中美双边贸易数据调整

表1　2002-2020年中美双边贸易数据调整

年度	$LnBA^A$	LnGDP	$LnGDP^A$	Lnr^A
2002A	6.05725229	9.59276132	11.60176933	2.11350475
2003A	6.37349042	9.71532618	11.64889763	2.11348058
2004A	6.68798105	9.87788560	11.71318517	2.11342017
2005A	6.66147104	10.03890049	11.77830058	2.08888432
2006A	7.27447956	10.22344887	11.83613876	2.05717037
2007A	7.21759016	10.47887967	11.88270813	1.99709201
2008A	7.44342960	10.73144531	11.90293170	1.92313855

续表

2009A	7.26808354	10.83742015	11.88297753	1.92101716
2010A	7.50251756	11.00772234	11.92165192	1.89484239
2011A	7.61233684	11.22420445	11.95759206	1.84500003
2012A	7.69124578	11.35505267	11.99867940	1.83896107
2013A	7.67717808	11.47469677	12.03428739	1.81090829
2014A	7.77065367	11.56402163	12.07543421	1.81218282
2015A	7.86865602	11.61850168	12.11209158	1.86370797
2016A	7.82734456	11.62865279	12.13860183	1.93415562
2017A	7.92220304	11.71711671	12.17970814	1.88619047
2018A	8.08108226	11.83803424	12.23209121	1.92938870
2019A	7.99216046	11.87343505	12.27245010	1.94773705
2020A	8.05983882	11.90918594	12.24978805	1.87828879

（二）中欧双边贸易数据调整

表2 2002-2020年中欧双边贸易数据调整

年度	$LnBA^U$	LnGDP	$LnGDP^U$	Lnr^U
2002A	4.57264699	9.59276132	11.46273262	2.12952848
2003A	5.25190687	9.71532618	11.65953841	2.31911767
2004A	5.91455650	9.87788560	11.80323745	2.40586344
2005A	6.55275037	10.03890049	11.84778776	2.25737850
2006A	6.82071481	10.22344887	11.91172756	2.33515876
2007A	7.20215474	10.47887967	12.05778851	2.37175662
2008A	7.37887079	10.73144531	12.13545612	2.22314137
2009A	6.93605115	10.83742015	12.02040977	2.29966082
2010A	7.26373598	11.00772234	12.04185527	2.17289773
2011A	7.27812502	11.22420445	12.11923878	2.12042752
2012A	7.10605681	11.35505267	12.06248312	2.10976461
2013A	7.08112018	11.47469677	12.10318274	2.12533466

续表

2014A	7.14384664	11.56402163	11.96122028	2.02314893
2015A	7.29299727	11.61850168	11.81657318	1.94822176
2016A	7.17837766	11.62865279	11.84140175	1.98684642
2017A	7.14809414	11.71711671	11.90204782	2.05436729
2018A	7.20859294	11.83803424	11.98182861	2.05807745
2019A	7.32592599	11.87343505	11.96362413	2.05277667
2020A	7.18861664	11.90918594	11.93707015	2.07376295

三、单位根检验

运用计量经济学软件，对上述选择并经调整处理后的时间序列样本数据进行单位根检验，判断其平稳性，为协整检验做准备。只有当时间序列数据同阶平稳时，才能进行协整检验。单位根检验的分析结果具体如下：

（一）中美双边贸易

从表3可以看出，变量$LnBA^A$序列不平稳，其一阶差分与二阶差分序列均平稳；其余变量均是原序列与一阶差分序列不平稳，二阶差分序列平稳。因此中美双边贸易的各变量均是二阶单整序列，满足同阶平稳的要求，可进一步地进行协整检验。

（二）中欧双边贸易

同样地，从表4可以看出，中欧双边贸易的各变量均是二阶单整序列，满足同阶平稳的要求，可进

表3 中美双边贸易序列平稳性检验

变量	差分形式	检验形式（C,T,K）	ADF统计值	临界值			结论
				1%	5%	10%	
$LnBA^A$	D（0）	（C,T,4）	-0.476611	-4.532598	-3.673616	-3.277364	不平稳
	D（1）	（C,T,4）	-4.049837	-4.571559	-3.690814	-3.286909	平稳
	D（2）	（C,T,4）	-6.752764	-4.616209	-3.710482	-3.297799	平稳
LnGDP	D（0）	（C,T,4）	-1.169041	-4.532598	-3.673616	--3.277364	不平稳
	D（1）	（C,T,4）	-1.702309	-4.728363	-3.759743	-3.324976	不平稳
	D（2）	（C,T,4）	-6.045755	-4.616209	-3.710482	-3.297799	平稳
$LnGDP^A$	D（0）	（C,0,4）	-2.350963	-3.831511	-3.029970	-2.655194	不平稳
	D（1）	（C,0,4）	-2.261040	-3.857386	-3.040391	-2.660551	不平稳
	D（2）	（C,0,4）	-3.861731	-4.057910	-3.119910	-2.701103	平稳
Lnr^A	D（0）	（C,T,4）	-0.627888	-4.532598	-3.673616	-3.277364	不平稳
	D（1）	（C,T,4）	-3.212383	-4.571559	-3.690814	-3.286909	不平稳
	D（2）	（C,T,4）	-4.280795	-4.667883	-3.733200	-3.310349	平稳

表4 中欧双边贸易序列平稳性检验

变量	差分形式	检验形式（C,T,K）	ADF统计值	临界值			结论
				1%	5%	10%	
$LnBA^U$	D（0）	(0,0,2)	0.247886	-2.816740	-1.982344	-1.601144	不平稳
	D（1）	(0,0,2)	-1.952875	-2.816740	-1.982344	-1.601144	平稳
	D（2）	(0,0,2)	-4.483605	-2.847250	-1.988198	-1.600140	平稳
LnGDP	D（0）	(0,0,2)	6.610589	-2.792154	-1.977738	-1.602074	不平稳
	D（1）	(0,0,2)	-0.315550	-2.886101	-1.995865	-1.599088	不平稳
	D（2）	(0,0,2)	-3.011117	-2.937216	-2.006292	-1.598068	平稳
$LnGDP^U$	D（0）	(0,0,2)	1.802016	-2.792154	-1.977738	-1.602074	不平稳
	D（1）	(0,0,2)	-2.528743	-2.816740	-1.982344	-1.601144	平稳
	D（2）	(0,0,2)	-3.446452	-2.886101	-1.995865	-1.599088	平稳
Lnr^U	D（0）	(0,0,2)	0.050618	-2.792154	-1.977738	-1.602074	不平稳
	D（1）	(0,0,2)	-3.076788	-2.816740	-1.982344	-1.601144	平稳
	D（2）	(0,0,2)	-3.199777	-2.886101	-1.995865	-1.599088	平稳

行协整检验。

四、协整检验

（一）中美双边贸易

对二阶单整的序列$LnBA^A$、LnGDP、$LnGDP^A$和Lnr^A进行协整检验，判断中美双边贸易顺差和两国GDP、人民币兑美元汇率之间是否存在长期均衡的协整关系。检验方法采用最常用的EG两步法。

第一步，LnGDP、$LnGDP^A$和Lnr^A对$LnBA^A$进行OLS回归；第二步，对回归的残差序列ε_t做平稳性检验即ADF单位根检验，如果ε_t序列平稳，则说明$LnBA^A$、LnGDP、$LnGDP^A$、Lnr^A间具有长期的协整关系。

（1）OLS回归分析

根据上述回归分析的实证结果，可得到如下模拟方程：

$$LnBA^A = -45.14493 + 0.936745 \times LnGDP + 2.883628 \times LnGDP^A + 4.168130 \times Lnr^A$$

（1.791478）　（2.760078）（2.230710）

$R^2 = 0.991825$　　$F = 647.0474$

从上述模型的输出结果看，在显著性水平为5%的情况下，三个参数的估计值均通过了检验，表明两国GDP和人民币兑美元的汇率对中美双边贸易顺差有显著影响。同时F检验的相伴概率为0.000000，通过F检验。并且可决系数$R^2 = 0.991825$，表明样本回归方程的解释能力超过99%，即中美双边贸易顺差的99%可由样本回归方程来解释，也就是说在中

表5 中美双边贸易的OLS回归结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LnGDP	0.936745	0.522890	1.791478	0.0921
$LnGDP^A$	2.883628	1.044763	2.760078	0.0139
Lnr^A	4.168130	1.868522	2.230710	0.0404
C	-45.14493	4.144157	-10.89363	0.0000

R-squared	0.991825	Mean dependent var	6.332875
Adjusted R-squared	0.990292	S.D. dependent var	1.171721
S.E. of regression	0.115449	Akaike info criterion	-1.303121
Sum squared resid	0.213255	Schwarz criterion	-1.103974
Log likelihood	17.03121	F-statistic	647.0474
Durbin-Watson stat	1.237179	Prb(F-statistic)	0.000000

美双边贸易顺差的总波动中，由解释变量中国GDP、美国GDP和人民币兑美元汇率解释的部分占了99%左右，模型拟合优度高。

解释变量的系数表明中美双边贸易对中国经济发展水平、美国经济发展水平、人民币兑美元汇率的弹性水平分别为0.936745、2.883628、4.168130，并且均呈现正相关关系。即：汇率每贬值1%，中美双边贸易顺差增长4.17%；中国GDP每增长1%，顺差增长0.94%；美国GDP相关性更明显一些，每增长1%，顺差增长2.88%。

因此，就中美双边贸易来说，人民币汇率贬值能够改善我国贸易收支。一般而言，出口主要受国外GDP的影响，进口主要受国内GDP的影响，因而上述模拟方程中的LnGDP的系数可近似地看作进口需求弹性，$LnGDP^A$的系数可近似地看作出口需求弹性，很明显地，出口需求弹性与进口需求弹性之和大于1，符合马歇尔-勒纳条件。

（2）回归方程残差平稳性检验

表6　回归方程残差ADF单位根检验

		t-Statistic	Prob
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.868079	0.0066
Test critical values	1% level	-2.692358	
	5% level	-1.960171	
	10% level	-1.607051	

从表中残差ADF单位根检验的结果来看，ADF统计值小于1%、5%、10%水平的临界值，拒绝原假设，表明残差序列是平稳的。因此，可判定中美双边贸易顺差与中国GDP、美国GDP、人民币兑美元汇率之间具有长期均衡的协整关系，也就是说上述OLS回归的模拟方程及其分析结果均成立。

（二）中欧双边贸易

对二阶单整的序列$LnBA^U$、LnGDP、$LnGDP^U$和Lnr^U进行协整检验，判断中欧双边贸易和中国GDP、欧盟GDP、人民币兑欧元汇率之间是否具有长期均衡的协整关系。检验方法亦采用EG两步法。

第一步，LnGDP、$LnGDP^U$和Lnr^U对$LnBA^U$进行OLS回归；第二步，对回归的残差序列ε_t做平稳性检验即ADF单位根检验，若ε_t序列平稳，则说明$LnBA^U$、LnGDP、$LnGDP^U$和Lnr^U间具有长期的协整关系。

（1）OLS回归分析（表7）

根据上述回归分析的实证结果，可得到如下模拟方程：

$$LnBA^U = -25.05932 + 1.211222 \times LnGDP + 0.743588 \times LnGDP^U + 4.523379 \times Lnr^U$$

（2.635795）（0.495692）（2.434902）

$R^2 = 0.960687$　　$F = 65.16467$

从上述模型的输出结果来看，t检验和F检验均已通过，表明中国GDP、欧盟GDP和人民币兑欧元汇率对中欧双边贸易顺差有显著影响。同时可决系数$R^2 = 0.960687$，表明样本回归方程的解释能力超过96%，即中欧双边贸易顺差的96%可由样本回归方程来解释，也就是说在中欧双边贸易顺差的总波动中，由解释变量中国GDP、欧盟GDP和人民币兑欧元汇率解释的部分占了96%左右，模型拟合优度较高。

解释变量的系数表明中欧双边贸易对中国经济发展水平、欧盟经济发展水平、人民币对欧元汇率的弹性水平分别为1.211222、0.743588、4.523379，并且均呈正相关关系。即：汇率每贬值1%，中欧双边贸易顺差增长4.52%；欧盟GDP每增长1%，顺差增

表7　中欧双边贸易的回归结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LnGDP	1.211222	0.459528	2.635795	0.0299
$LnGDP^U$	0.743588	1.500101	0.495692	0.6334
Lnr^U	4.523379	1.857725	2.434902	0.0409
C	-25.05932	9.539560	-2.626884	0.0303
R-squared	0.960687	Mean dependent var		6.621154
Adjusted R-squared	0.945944	S.D. dependent var		0.903390
S.E. of regression	0.210037	Akaike info criterion		-0.021864
Sum squared resid	0.352924	Schwarz criterion		0.139771
Log likelihood	4.131186	F-statistic		65.16467
Durbin-Watson stat	1.749369	Prb(F-statistic)		0.000006

长0.74%；中国GDP相关性更明显一些，每增长1%，顺差增长1.21%。

因此，就中欧双边贸易来说，人民币汇率贬值亦能够改善我国的贸易收支。上述模拟方程中的LnGDP的系数可近似地看作进口需求弹性，$LnGDP^U$的系数可近似地看作出口需求弹性，很明显地，出口需求弹性与进口需求弹性之和大于1，符合马歇尔-勒纳条件。

（2）回归方程残差平稳性检验

表8　回归方程残差ADF单位根检验

		t-Statistic	Prob
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.582950	0.0026
Test critical values	1% level	-2.847250	
	5% level	-1.988198	
	10% level	-1.600140	

从表中残差ADF单位根检验的结果来看，ADF统计值小于1%、5%、10%水平的临界值，拒绝原假设，表明残差序列是平稳的。因此，可判定中欧双边贸易顺差与中国GDP、欧盟GDP、人民币兑欧元汇率之间具有长期均衡的协整关系，也就是说上述OLS回归的模拟方程及其分析结果均成立。

五、研究结论与对策建议

（一）研究结论

本文构建了贸易收支理论模型，并选取中美双边贸易和中欧双边贸易作为典型样本，运用单位根检验和协整检验的计量经济学方法进行了实证研究，得到以下主要结论：

1.人民币汇率波动对我国贸易收支的影响是显著的，并且呈正相关关系，即人民币汇率贬值促进贸易顺差增长，改善贸易收支，符合马歇尔-勒纳条件。上述实证研究得出，中美双边贸易的汇率弹性水平为4.168130，中欧双边贸易的汇率弹性水平为4.523379，表明人民币汇率波动对中美双边贸易和中欧双边贸易的影响均较为显著。同时，出口需求弹性与进口需求弹性之和均大于1，升值会恶化贸易收支。

2.国内外经济发展水平均影响我国贸易收支，并均呈正相关关系。上述实证研究得出，就中美双边贸易而言，对中国GDP的弹性水平为0.936745，对美国GDP的弹性水平为2.883628，表明：就非汇率因素来说，中美双边贸易顺差受中国GDP的影响不大，主要受美国GDP的影响；就中欧双边贸易来说，对中国GDP的弹性水平为1.211222，对欧盟GDP的弹性水平为0.743588，表明两国GDP对中欧双边贸易顺差的影响都不大，中国GDP影响略微明显一些。

这与传统理论不尽完全一致，传统理论一般认为，出口主要受国外需求即国外GDP影响，国外GDP增长时，促进出口增加；进口主要受国内需求即国内GDP影响，国内GDP增长时，推动进口增加，即贸易顺差与国外GDP呈正相关关系、与国内GDP呈负相关关系。但是，本文实证研究得出贸易顺差与国内GDP也正相关，这是由于2002年至今国内经济发展迅猛，国内GDP即本国经济发展水平提高时，不仅直接地促进对国外需求的增加，同时也直接地推动国内各行各业的发展，各行业生产能力随之提高，有更多可供出口的供给，并且对国外需求增长速度小于出口供给增长速度，从而间接地推动出口增加。

3.我国贸易收支受人民币汇率波动的影响远大于受国内外经济发展水平的影响。上述实证研究得出，就中美双边贸易而言，对汇率的弹性水平为4.168130，而对美国GDP的弹性水平为2.883628，对中国GDP的弹性水平仅为0.936745；就中欧双边贸易而言，对汇率的弹性水平为4.523379，而对欧盟GDP的弹性水平仅为0.743588，对中国GDP的弹性水平亦仅为1.211222，可以看出贸易顺差受人民币汇率波动影响较受GDP影响显著。这主要受益于人民币汇率制度不断改革、越来越灵活的浮动汇率制度以及经济调节手段越来越趋于多样化等。

（二）政策建议

基于前述实证研究，在进一步完善有管理的浮动汇率制度、促进对外贸易及经济高质量发展方面，提出以下建议：

一是完善人民币汇率制度，增强人民币汇率弹性。从前述实证研究发现，人民币汇率制度的改革尤其是2005年7月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之后，人民币汇率对贸易收支调节的贡献作用已初步显现，即在本文的中美双边贸易与中欧双边贸易研究中、仅考虑汇率因素和经济发展水平因素的情况下，人民币汇率的贡献度占到一半甚至更多。因

此，要进一步加大对人民币汇率制度改革的力度，增强人民币汇率弹性，更好地发挥汇率政策对我国对外贸易及顺差调节的作用。

首先，进一步改革完善人民币汇率制度。要动态地选取主要贸易伙伴国货币，灵活调整一篮子货币中货币。只有当一篮子货币中货币发生较大波动或中国经济基本面变化过大时，政府及央行才会调整中心汇率；通常情况下，不会对汇率波动过度干预，以保持人民币汇率的相对稳定。

其次，增强人民币汇率弹性。1994年至今，虽然国家对人民币汇率制度进行多次改革，但汇率波动依然缺乏弹性，市场调节作用仍非常有限。要进一步加快人民币汇率形成机制的市场化改革，合理加大人民币汇率浮动幅度空间，才有可能使汇率真实反映外汇市场的供求情况，从而真正有效地发挥人民币汇率对贸易收支以及在国际资源配置中的作用。

再次，健全完善外汇市场。目前，我国外汇市场存在交易主体单一、交易品种与方式有限以及干预过多等问题。要增加更多的交易主体，让商业银行以及其他金融机构参与到外汇市场买卖；创新增加更多的外汇交易种类，除现有人民币利率互换交易试点、外汇掉期以及远期结售汇外，增加外汇期权、外汇期货等；完善外汇交易方式，除现有的计算机自动撮合交易外，进一步加大对做市商制度的推广力度；健全中央银行的干预机制，减少央行对外汇市场干预的频率。

二是合理控制外汇储备，提高外汇使用效率。从前述统计性描述发现，2002年至今，我国贸易顺差持续呈现攀升趋势，截至2020年末，国家外汇储备高达32165亿美元，已引起西方国家越来越多的关注甚至摩擦与不满，对我国的对外贸易关系、经济运行以及宏观调控带来愈来愈沉重的压力。因此，如何控制外汇储备限定在合理范围内、提高外汇使用效率已成为一个亟待解决的问题。

首先，国内投资方面，目前中国虽然进入小康社会，但是地区两极分化问题仍存在，依然有很多地区亟需建设资金。因而政府可利用一部分外汇储备投资这些区域的基础设施建设，加快区域发展，缩小区域差异，或者投资于教育、医疗等民生领域，推动国内经济更好更快的发展。其次，国际投资方面，政府可利用一部分外汇储备进口一些我国紧缺的重要战略资源储备，或者在国外一些科技含量高、技术密集型的行业进行战略性投资，从而最大限度地有效合理利用外汇储备，全力提升外汇使用效率，大大增强外汇储备对我国经济发展的贡献作用。

三是持续推动向内需型经济转变，降低外贸依存度。从前述统计性描述发现，在经济发展“三驾马车”以及出口导向型贸易政策的影响下，我国贸易领域迅猛增长，尤其是2001年加入世界贸易组织之后，贸易总额由2002年的6207.7亿美元快速增至2020年的46559.1亿美元，增长7.5倍，在全球贸易额排名中已跃居首位，对我国经济发展有着举足轻重的贡献作用。但是根据传统的经济学理论，按照支出法，国内生产总值GDP＝消费C＋投资I＋政府购买＋净出口NX，也就是说，促进经济发展的主要因素除净出口NX外，还有一个很重要的因素就是消费C，尤其是目前的经济危机时期，外需低迷，净出口NX的贡献作用明显减弱，更应该加大刺激国内消费C的力度，积极调整国外需求与国内需求的比例，进一步促进外向型经济转变为内需型经济，降低我国经济对国际市场的过分依赖，从而确保经济平稳持续发展。

首先，进一步深化我国的收入分配制度改革，增强居民普遍消费能力。其次，加快发展旅游、金融保险、医疗卫生、信息咨询等第三产业，培育我国新的消费经济的增长点，拓展开发广大群众的消费需求。再次，进一步健全完善农村的社会保障体系和医疗保险制度，优化农村基础设施建设，提高农民收入，开发农村市场，挖掘内需潜力。▲

参考文献：

[1]李圣华，穆舒.人民币汇率波动对中韩贸易影响的实证分析[J]. 东北亚经济研究，2021(1)：62-76.

[2]杨丽莹.基于人民币汇率变动的马歇尔-勒纳条件模型修正与运用[J]. 统计与决策，2019(3)：174-177.

[3]郭晓孪.浅谈人民币汇率波动对我国进出口贸易的影响[J].商讯，2019(16)：37-38.

[4]桂波.基于人民币汇率与中美贸易失衡关系研究[J]. 全国流通经济，2018(14)：13-14.

[5]朱恩东.人民币汇率变动对东盟经济体的影响分析——基于人民币全球化背景[J]. 当代经济，2016(10)：10-11.