

人民币汇率变动的贸易效应¹

——基于分国别（地区）面板数据的分析

李文军 张巍巍²

[摘要] 中国对不同国家（地区），特别是亚洲国家（地区）和西欧国家的（地区）的贸易结构的差异很大，人民币汇率（双边）对贸易（双边）的影响也不相同。本文从分国别（地区）视角，通过建立面板数据模型，实证检验了人民币汇率（实际有效汇率）变动对中国同主要贸易伙伴之间贸易的影响。本文还选择分国别（地区）的初级产品和工业制品两种不同类型贸易数据，进一步揭示了汇率对不同国别（地区）不同贸易类型的影响。研究结论富于启示意义。

[关键词] 人民币汇率；贸易效应；面板数据模型

[Abstract] Trade structures between China and its partners, especially Asian partners and Western partners, vary a lot, so bilateral trade effects of their corresponding RMB exchange rates are different too. In this paper, panel data models are used to analyze empirically the impacts of RMB exchange rate on trade between China and its major partners from a bilateral perspective. Then, with trade data divided into primary products and manufactures, this paper explains further the impacts of bilateral RMB exchange rate on different kinds of bilateral trade. Some meaningful results are got.

[Key Words] RMB Exchange Rate; Foreign Trade Effect; Panel Data Model

¹ 本文为中国社会科学院 2007 年度重点课题“人民币汇率变动的经济效应研究”（课题编号：YZDN）的阶段性成果。

² 李文军，男，1966 年 10 月出生，籍贯：安徽，中国社会科学院数量经济与技术经济研究所数量金融室副主任，副研究员，博士。通信地址：北京市建国门内大街 5 号，邮编 100732；电话：13911663178；Email: liwj@cass.org.cn。张巍巍，男，1986 年 4 月出生，籍贯：河南，中国社会科学院研究生院硕士研究生。

引言

2005年7月21日,中国人民银行宣布将人民币盯住美元的汇率制度改为参考一篮子货币调整,同时将人民币对美元汇率上调2%。之后,人民币汇率总体呈小幅上升趋势,截止到2008年12月底,人民币对美元名义汇率累计升值幅度已经达到21.30%。在2005年7月汇率改革之前,国内多数学者认为人民币升值会对我国经济特别是出口造成重大的不利影响,但事实是我国的经常项目和资本项目双顺差,在中国加入WTO和世界经济景气上升的背景下,不仅没有因为汇率调高而减小,反而有进一步扩大之势。这不仅有悖于传统的汇率理论,而且与寄希望于调整汇率改善我国国际收支失衡状况的良好愿望大相径庭。而2008年9月以来,由美国次贷危机引发的金融危机在全球蔓延,全球金融体系遭到结构性打击。这一历史性变化,导致世界各大主要货币重新洗牌。2008年10月份开始,在金融危机深化的影响下,我国进出口均出现下降趋势,外需形势相当严峻。因此,全面、准确评估人民币汇率变动的贸易效应显得尤为迫切。

在已有的人民币汇率变动对贸易影响的研究文献中,国内外学者集中在马歇尔—勒纳(ML)条件是否成立以及J曲线效应是否存在两个方面,但由于样本区间存在差异、研究方法不同等原因,实证结果并不一致。较早的研究如陈彪如(1992)根据1980-1989年的数据进行回归分析发现,我国出口商品需求价格弹性和进口商品需求价格弹性的绝对值之和约等于1,因而人民币汇率调整对改善我国进出口状况的实际效应微不足道。Cerra和Saxen(2002)、谢建国(2002)指出中国出口与汇率关系较弱,不存在协整关系;而李建伟(2003)的实证结果显示中国出口弹性为-0.66,进口弹性为0.56;卢向前和戴国强(2005)运用协整向量自回归分析方法,对1994-2003年人民币对世界主要货币的加权实际汇率与我国进出口之间的长期关系进行了实证检验。结果表明,中国出口弹性为-1.88,进口弹性为1.96,人民币实际汇率波动对我国进出口存在着显著的影响,马歇尔—勒纳(ML)条件成立,且存在J曲线效应。马丹和许少强(2005)使用计量模型从贸易收支和贸易结构两个方面考察了中国对外贸易与人民币实际有效汇率之间的关系。通过理论与实证分析发现:人民币实际有效汇率的贬值能够改善中国贸易收支;人民币实际有效汇率与中国出口结构之间存在协整关系。刘艳辉、张静和汪寿阳(2005)利用VAR方法、协整技术以及误差修正模型研究了汇率波动对中国出口在短期、长期内的直接和间接影响。研究结果表明,短期内汇率变化对中国出口的直接与间接影响都比较显著,而长期内由于价格调节机制的作用,间接影响变得不显著,而直接影响仍然存在。

近年来,学者对人民币汇率对贸易影响的研究又深入了一步,除了控制传统的一些变量外,还控制了FDI和汇率的波动率等其它的变量,有的还根据中国的实际情况,对贸易进行了分类别的细致的研究。例如郑恺(2006)考虑了汇率的波动率对外贸的影响,在用VECM模型对SITC分类的进出口数据进行了研究后,认为波动率对不同部门的影响不同,且汇率的J曲线效应不显著。陈学彬等(2007)考虑了FDI和加工贸易的特征,用1997年至2006年的月度数据检验了汇率对贸易的影响,结论认为人民币实际汇率升值会引起出口和进口同向减少,汇率的J曲线效应存在,时滞约为5个月。孙霄翀和宋逢明(2008)利用月度数据建立了中国与美国、欧盟、日本和韩国贸易的协整模型。结论显示,汇率是影响我国对欧盟、日本、韩国出口的显著性因素,对这三国出口的汇率弹性在-1.78~-1.36之间,汇率并非中国对美国出口的Granger原因。汇率波动对中国与日、韩贸易产生了抑制作用,对中国与美、欧贸易没有发现抑制作用。孟猛等(2008)考虑了人民币汇率错位对制造业出口贸易的影响,用中国与主要贸易伙伴国间基于SITC分类的制造业的面板数据进行了估计,最后得出汇率

贬值对出口有促进作用，汇率错位对出口不利。Willem Thorbecke(2006)在区分中国的加工贸易与一般贸易的基础上，运用引力模型对亚洲国家的汇率和贸易的面板数据进行了分析，认为汇率对中国贸易的影响不显著。Marquez 和 Schindler (2006)用贸易份额代替贸易量，控制了 FDI 的影响，并区分了中国的加工贸易与一般贸易后，估计了贸易与汇率间的长期均衡关系，结论认为汇率升值 10%，长期出口降低 0.5%，一般贸易商品进口减少 0.1%，加工贸易商品进口增加很少，合起来进口是减少的。Li Wang 和 John Walley(2008)通过建立一般均衡模型(CGE)研究了人民币汇率变动对中国进出口和外汇储备的影响，研究的基础数据来自于 2002 年中国投入产出表并校准到 2005 年。结果表明人民币汇率变化对贸易的影响显著。

从以上可以看出，现有文献多是从总量的角度来构建汇率和贸易的模型，较少有分国别（地区）角度的综合研究；使用的多是年度或季度数据。虽然近期的文献大多考虑了变量的平稳性问题，但是由于样本量较小，实证结果难免存在偏误；研究多以不完全替代模型为基础，只考虑人民币汇率水平变化对贸易的影响，而同时考虑汇率波动影响的不多（汇改后人民币汇率的波动性显著增加）。中国对不同国家（地区），特别是对亚洲国家和西欧国家的进出口结构的差异很大，（双边）人民币汇率对（双边）进出口的影响也不相同。所以构建人民币实际汇率指数进行总量分析容易混淆国家差别，使结论不明显，而分国别（地区）来构建模型进行分析更加有效，使研究更加有针对性，研究结论更能反映真实情况。本文使用中国与主要贸易伙伴（包括美国、欧盟、日本、韩国、台湾、新加坡和马来西亚）间的月度进出口面板数据进行实证分析，并考虑 FDI、人民币汇率波动率和政策变量的影响。在此基础上，考虑到总量分析可能的弊端，本文还将贸易品根据加工程度分为初级产品和工业制品，并探讨汇率对不同类型贸易品进出口的影响。

文章以下的结构是这样安排的：第一部分阐述中国与主要贸易伙伴的人民币双边汇率变化和贸易发展情况；第二部分构建实证分析的面板数据模型，并对数据处理加以交待；第三部分估计中国与主要贸易伙伴间的总量出口和进口面板模型；第四部分则是在把中国与贸易伙伴国间的贸易分为初级产品贸易和工业制品贸易的基础上分别估计相应的出口和进口模型；第五部分是结论与启示。

1.人民币汇率与分国别（地区）商品贸易情况

1.1 人民币汇率变化情况

一般文献中用经过贸易加权得到的有效汇率来表示一种货币币值的变化情况。我们采用国际清算银行(BIS)计算的有效汇率来刻画人民币对外整体汇率的变化情况。从 1994 年到 2008 年底人民币名义有效汇率大致经过了三个阶段。1994 年初双汇率制度并轨后，人民币就步入了一个长期的升值过程，直至 2002 年 2 月达到最高，此时人民币名义有效汇率指数为 108.80（2000 年=100，下同），相对于 1994 年 1 月的 68.83，升幅达 58.07%；随后它开始贬值，最低为 2005 年 4 月的 87.86；2005 年 7 月人民币汇率改革以来人民币进入了新一轮的升值通道，至 2008 年 12 月份，人民币名义有效汇率指数为 110.49，相对于 2005 年 7 月汇改时上升 21.6%，相对于 1994 年 1 月上升了 60.53%。人民币实际有效汇率变化趋势总体上与此大致相同。如图 1 所示，其中 REER 为人民币实际有效汇率，EER 为名义有效汇率。

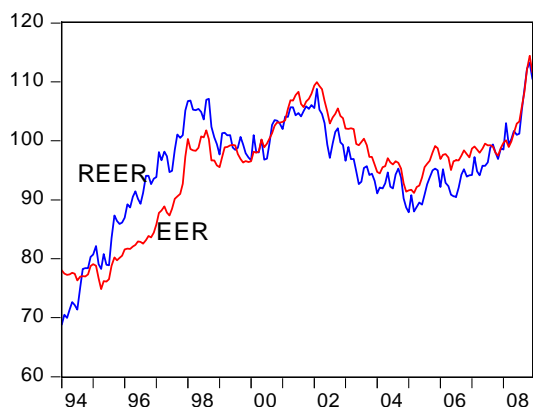


图 1 人民币实际和名义有效汇率(2002年 = 100)

资料来源：国际清算银行 (<http://www.bis.org/>)

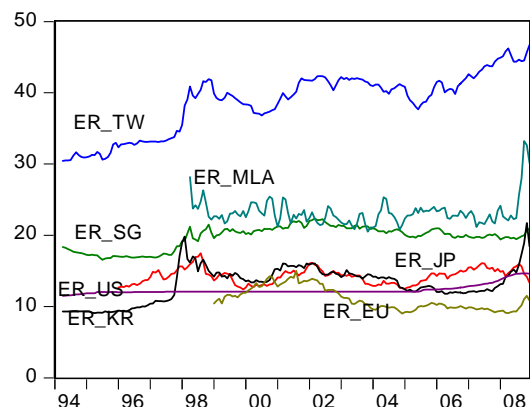


图 2 人民币双边名义汇率

人民币与贸易伙伴间的双边汇率走势的差异则比较明显。从名义汇率来看，人民币对美元汇率从 1994 年汇改后经过了短期的升值，1997 年爆发的亚洲金融危机使人民币汇率对美元汇率演变为事实上盯住美元的固定汇率，2005 年汇改后开始以较快的速度升值，从 2005 年 7 月到 2008 年 12 月，人民币兑美元汇率名义升值达 21.3%。

受欧元兑美元汇率变动的影 响，人民币兑欧元名义汇率自 1999 年 1 月至 2001 年 8 月期间一直处于升值状态，升幅达 43.86%。而后随着欧元的走强人民币兑欧元一路贬值，至 2004 年 12 月人民币兑欧元名义汇率（每百元人民币兑欧元）跌至 9.010，2005 年 7 月汇改后，人民币兑欧元汇率先出现小幅升值，后开始缓慢贬值，到 2008 年 12 月降至 10.825。

人民币兑日元汇率波动较大，呈现出周期性特征。人民币兑日元名义汇率自 1996 年 1 月起处于升值状态，直至 1998 年 8 月，升幅累计达 37.73%。而后随着日元的走强人民币兑日元一路贬值，至 1999 年 12 月人民币兑日元名义汇率（每元人民币兑日元）跌至 12.392。2000 年 1 月至 2005 年 6 月人民币兑日元汇率又经过一轮涨跌，最高时为 2002 年 10 月份的 15.004，至 2005 年 6 月贬至 13.139。2005 年 7 月汇改以来人民币对日元开始升值，受世界金融危机影响，2008 年 9 月份后有所贬值。

人民币兑韩元汇率受亚洲金融危机影响比较明显。从 1994 年开始人民币兑韩元名义汇率缓慢升值，至 1996 年 12 月份上升为 10.173（每元人民币兑 10 万韩元），1997 年亚洲金融危机爆发后人民币兑韩元汇率急剧升值，最高时为 1998 年 2 月的 19.811，比 1997 年 1 月的 10.385 上升了 90.77%，之后缓慢回落；2005 年 7 月汇改以来人民币对韩元名义汇率开始升值，至 2008 年 8 月升为 15.841，比汇改初的 12.683 上涨了 24.90%。之后，受世界金融危机影响人民币兑韩元汇率快速升值。

人民币对台币基本上一直处于升值状态，对马来西亚林吉特和新加坡元则相对较为稳定，详见图 2，其中 ER 为人民币双边名义汇率，后缀 TW、JP、SG、KR、MLA、US 和 EU 分别表示中国台湾地区、日本、新加坡、韩国、马来西亚、美国和欧盟，后文相同。

1.2 分国别（地区）商品贸易情况

本文选择中国的外贸份额中居于前列的七个国家（地区），包括欧盟、美国、日本、韩国、中国台湾地区、新加坡和马来西亚，作为研究样本，考察中国的分国别（地区）商品贸易及其受双边汇率影响情况。中国大陆与香港的贸易额也一直居于中国外贸的前列，但由于其主要为转口贸易，难以反映汇率变化对贸易的直接影响，因而不纳入研究样本。2007 年中国对样本国（地区）的贸易额、比例及排名情况见表 1。数据显示，中国与样本国（地区）贸易总额占中国与世界各国（地区）贸易总额的比重达 58.52%，样本中既包含中国的顺差国（地区），也包含逆差国（地区），因而样本选择具有一定的代表性。

表 1 2007 年中国对样本国（地区）的贸易额、比例及排名

（单位：百万美元）

	贸易总额	出口	进口	净出口	总额比例	出口比例	进口比例	排名
欧盟	356272	245231	111041	134190	16.39%	20.14%	11.62%	1
美国	302067	232677	69391	163286	13.90%	19.11%	7.26%	2
日本	235951	102009	133942	-31934	10.85%	8.38%	14.01%	3
韩国	159851	56099	103752	-47653	7.35%	4.61%	10.85%	5
中国台湾	124487	23460	101027	-77567	5.73%	1.93%	10.57%	6
新加坡	47144	29620	17524	12097	2.17%	2.43%	1.83%	8
马来西亚	46386	17689	28697	-11008	2.13%	1.45%	3.00%	9
中国总额	2173726	1217776	955950	261825	—	—	—	—

资料来源：《中国统计年鉴》并经作者整理。

从中国与样本国（地区）贸易发展情况来看，欧盟、美国和日本一直是中国前三大贸易伙伴。其中中国与欧盟的贸易增长速度最快。1997 年中国对欧盟的进出口额分别为 192.02 亿美元和 238.42 亿美元；2005 年增加为 735.50 亿美元和 1437.53 亿美元，分别比 1997 年增加了 2.83 和 5.03 倍；2007 年中国与欧盟的贸易额稳居第一位，进出口额分别为 1110.41 亿美元和 2452.31 亿美元，比 2005 年分别增长了 50.97%和 70.59%。中国与美国的贸易增长速度次之。1997 年中国对美国的进出口额分别为 162.98 亿美元和 326.95 亿美元；2005 年增加为 486.22 亿美元和 1628.91 亿美元，分别比 1997 年增长了 1.98 和 3.98 倍；2007 年中国与美国的贸易额居第二位，其中进出口额分别为 693.91 亿美元和 2326.77 亿美元，比 2005 年分别增长了 42.74%和 42.84%。中国与日本的贸易增长速度也相当快，但出口较前两者增速相对较慢，1997 年中国对日本的进出口额分别为 289.93 亿美元和 318.20 亿美元；2005 年分别增加为 1004.08 亿美元和 839.86 亿美元，分别比 1997 年增加了 2.46 和 1.64 倍；2007 年中国与日本的贸易额居第三位，进出口额分别增加为 1339.42 亿美元和 1020.09 亿美元，分别比 2005 年增加了 33.40%和 21.46%。

从主要贸易伙伴与中国的进出口占中国进出口总额的比例来看，表现出明显不同的变化趋势。从出口方面来看，1998 年以前，中国对美国的出口比例在 18%左右，之后大幅上升，2006 年以前一直保持在 20%以上，2006 年后这一比例开始下降，2008 年降为 16%左右；中国对日本出口额占出口总额的比例则一直下降，由最高的 1996 年时的 22%逐渐降为 2008 年的 8%左右；而中国对欧盟的出口比例一直处于增长状态，特别是中国加入 WTO 后，这一态势更加明显，至 2008 年已上升为 20%以上，比 1997 年上升了近 7 个百分点。中国对其它样本国家（地区）出口比例则比较稳定（见图 3）。从进口方面来看，中国从日本、美国

和欧盟的进口比例都一直处于下降状态，从1997年到2007年，分别由20.37%、11.45%、13.49%下降到14.01%、7.26%、11.62%；而从韩国进口的比例略有上升，由1997年的10.49%上升到10.85%。其它样本国家（地区）比例则比较稳定(见图4)。

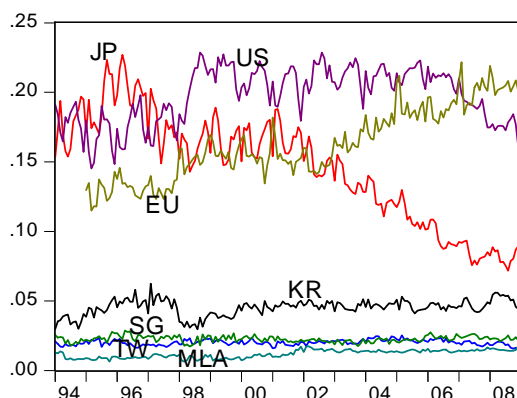


图3 中国对主要贸易伙伴出口额占出口总额比例

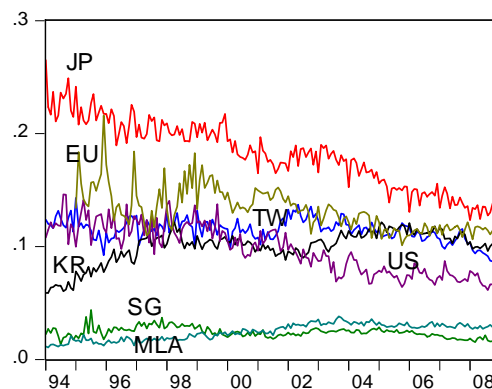


图4 中国从主要贸易伙伴进口额占进口总额比例

从按加工程度分类的对外贸易的发展来看，工业制品在中国出口贸易中的份额不断扩大，至2008年12月份已达到93.88%，初级产品出口仅占6.12%。进口产品中，工业制品份额降低，初级产品份额增加，两者的差距呈缩小之势。1994年1月工业制品在进口产品中的份额为89.01%，至2008年8月这一比例已降为64.96%，而初级产品的比例由10.99%增加为35.04%，超过三分之一。2008年9月以后，受金融危机的影响它们之间的差距又稍有扩大。中国对各主要贸易伙伴出口产品中工业制品所占的份额变化趋势与总体情况基本一致，而进口产品中工业制品的份额除了新加坡和马来西亚2004年之前是上升外，其它也与总体情况大体相同。

2.模型构建与数据处理

2.1 模型构建

毕克戴克—罗宾逊—梅茨勒 (Bickerdike-Robinson-Metzler) 的不完全替代模型 (BRM模型) 是实证研究汇率对外贸影响的经典模型。该模型认为贸易商品不能完全替代进口国商品，即贸易商品除受进口商品价格、进口国国内收入等因素的影响外，还受进口国国内商品价格等因素的影响。相应的进口函数和出口函数分别为：

$$EX^d = f(Y^*, P_x, P_x^*, ER) \quad (1)$$

$$IM^d = f(Y, P_m^*, P_m, ER) \quad (2)$$

其中 Y 为本国收入， Y^* 为外国收入， P_x 和 P_x^* 分别为本国出口商品的价格和外国同类商品的价格， P_m^* 和 P_m 分别为本国进口（外国）商品的价格和本国同类商品的价格， ER 为名义汇

率。由于实际汇率（间接标价法） $RER = ER \frac{P}{P^*}$ ，所以上述进出口需求函数可以化为：

$$EX^d = f(Y^*, RER) \quad (3)$$

$$IM^d = f(Y, RER) \quad (4)$$

以上模型将一国的进口需求与国内收入和实际汇率、将出口与外国收入和实际汇率联系起来。在研究中国的实际问题时还需要考虑其它一些因素对进出口的影响。由于中国进出口贸易中外资企业所占的比例每年都在50%以上，它们对中国的进出口有很大的影响，所以需要控制FDI存量对外贸的影响，考虑到FDI影响的滞后性，我们将它滞后一期。此外，2005年7月人民币汇率形成机制改革以后，人民币的波动性大大增加，这可能会对进出口造成一定的影响，所以汇率的波动性也是一个需要考虑的因素。另外，2001年12月中国加入WTO后，进出口呈现明显的加速增长态势，这一制度因素也需要考虑，所以把中国加入WTO作为虚拟变量，对分国别（地区）贸易数据，建立如下基本的面板数据模型进行估计和分析：

$$\log(EX_{it}) = \beta_0 + \beta_{1i} \log(Y_{it}^*) + \beta_{2i} \log(RER_{it}) + \beta_{3i} \log(FDIS_{i,t-1}) + \beta_{4i} VOL_t + \beta_{5i} WTO + \mu_{it} \quad (5)$$

$$\log(IM_{it}) = \beta_0 + \beta_{1i} \log(Y_t) + \beta_{2i} \log(RER_{it}) + \beta_{3i} \log(FDIS_{i,t-1}) + \beta_{4i} VOL_t + \beta_{5i} WTO + \mu_{it} \quad (6)$$

其中 EX_{it} 、 IM_{it} 分别为 t 时期中国对第 i 个样本国（地区）的出口额和进口额、 Y_{it}^* 为 t 时期第 i 个样本国（地区）的国民收入、 RER_{it} 为 t 时期中国与第 i 个样本国（地区）的人民币双边实际汇率、 $FDIS_{i,t-1}$ 为 $t-1$ 时期来自第 i 个样本国（地区）的外商直接投资存量， VOL_t 为 t 时期人民币实际有效汇率的波动率， WTO 为反映中国是否加入WTO的虚拟变量， μ_{it} 为组合随机误差项。

2.2 数据来源与处理

我们将中国对贸易伙伴的进出口数据先化为人民币记价，单位为百万元，并经过（中国）CPI 指数调整为实际值。由于没有月度的国民收入水平数据，我们用工业增加值指数来代替。中国的月度工业增加值指数计算方法如下：选定2000年为基期，根据2000年各月名义工业增加值和CPI指数确定各月的工业增加值指数值，以此为基准再根据可得到的各月工业增加值同比增长率算出月度工业增加值指数。贸易伙伴的工业增加值指数可以直接得到。人民币双边实际汇率由双边名义汇率经过两国的CPI指数调整得到。其中中国的CPI指数由月环比和同比数据整理得到，所有的CPI指数均调整为以2005年为基期。人民币汇率的波动率可由两种方法计算得到。第一种方法是用月度名义有效汇率数据的标准差表示它的波动率。第二种方法是由月度名义有效汇率数据的ARMA-GARCH模型得出它的波动率。本文使用第二种方法对人民币名义有效汇率进行建模得出人民币汇率的波动率。对于FDI，由于统计数据本身原因，2006年1月份之前，FDI分国别（地区）数据均为季度数据或年度数

据，之后才有详细的分国别（地区）月度数据。为以月度数据为准进行建模分析，我们按照 2006 年、2007 年和 2008 年三年的各季度（年度）内各月 FDI 之间的平均比例关系对 2006 年之前的季度（年度）FDI 数据进行拆分，以此来近似得到各国（地区）对中国的月度直接投资额。之后，对 FDI 进行累加来估算来自各国（地区）的 FDI 累计量。FDI 累计量也化为以人民币计价，并经（中国）价格指数调整为实际值。所有的数据都用 X12 法进行了季节性调整，且在变量平稳性检验和模型估计时均取自然对数。数据来自亚洲经济数据库（CEIC）和中国国家统计局。

由于可得到的来自各样本国（地区）的 FDI 及双边人民币汇率数据起始点不同，所以面板数据的长度并不均衡，在本文中我们用非均衡面板模型估计。其中美国、韩国、中国台湾地区、新加坡的样本区间为 1994 年 10 月至 2008 年 12 月，日本的样本区间为 1996 年 1 月至 2008 年 12 月，马来西亚的样本区间为 1998 年 4 月至 2008 年 12 月，欧盟的样本区间为 1999 年 1 月至 2008 年 12 月。

对变量进行平稳性检验。对常规变量我们用 ADF 检验统计量，结果见表 2，它表明中国国民收入是一阶单整的，而人民币汇率波动率是平稳变量。同时，对分国别（地区）的面板时间序列数据，我们采用 LLC 和 IPS 检验统计量，检验结果如表 3 所示。从表 3 可以看出两个统计量的结果基本一致，除了累计 FDI 为平稳序列，其它变量均为一阶单整的序列。

表 2 变量单位根检验(ADF)

变量	d(0)			d(1)			单整性
	参数	t	p	参数	t	p	
Y	(c,t,2)	-2.015	0.588	(c,0,1)	-13.954	0.000	I(1)
VOL	(c,0,0)	-4.94	0.00				I(0)

表 3 面板时间序列单位根检验

		EX	IM	EX0	EX1	IM0	IM1	Y*	RER	FDIS
d(0)	LLC	0.239	-1.026	0.914	-0.264	-1.493	-2.366	1.768	2.251	-9.887
	(p)	0.594	0.152	0.820	0.266	0.068	0.009	0.961	0.988	0.000
	IPS	3.266	1.996	3.023	2.527	0.940	0.055	1.633	1.280	-10.43
	(p)	0.999	0.977	0.999	0.994	0.826	0.854	0.949	0.900	0.000
d(1)	LLC	-41.84	-48.90	-35.15	-41.84	-46.49	-42.40	-32.55	-0.760	
	(p)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.224	
	IPS	-40.46	-48.66	-38.57	-40.64	-43.41	-44.91	-30.96	-8.430	
	(p)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	

3.总量进出口模型估计与分析

首先对式(5)和式(6)中的非平稳变量组 (EX, RER, Y*, FDIS) 和 (IM, RER, Y, FDIS) 分别进行面板协整检验。本文采用 Pedroni 协整检验方法，其原因在于 Pedroni 协整检验方法是在 Engle-Granger 协整检验方法的基础上扩展而来，它适用于非平衡面板数据，且它的备择假设同时考虑了同质面板数据和异质面板数据两种情况。考虑到分国别（地区）面板数据的异质性（详细情况见表 6 中各解释变量的 Chow 检验），我们仅给出异质备择假设（也称组间统计量）的检验结果。结果表明出口模型和进口模型中的两个非平稳变量组均在 1% 的显著性水平下拒绝了不存在协整关系的原假设，可以认为它们存在着协整关系。所以对出口面

板模型和进口面板模型可以进行估计以求出其长期均衡关系。

表 4 面板序列协整检验

	出口模型		进口模型	
	统计值	P值	统计值	P值
原假设：不存在协整				
Group- 统计量	-6.442	0.000	-10.369	0.000
Group-PP统计量	-11.838	0.000	-14.416	0.000
Group-ADF统计量	-4.153	0.000	-4.125	0.000

面板模型估计的一个首要问题是选择固定效应或是随机效应。Hausman 检验是以模型为随机效应为原假设，基于 Wald 检验来判别采取固定效应时得到的系数是否显著不同于随机效应时的系数。而冗余固定效应 (Redundant fixed effect) 检验是先估计出固定效应时的系数，然后根据 F 检验来判断固定效应是否冗余，它的原假设是固定效应是冗余的。我们采用这两种假设来共同判断，结果列示于表 5。对出口和进口模型，Hausman 检验结果表明在 10% 的显著性水平下不能拒绝模型为随机效应的原假设，但是显著地拒绝了固定效应是冗余的原假设。到底是选择固定效应还是随机效应模型，还需结合变量系数是选择常系数还是变系数综合考虑。

表 5 面板模型固定(随机)效应检验

	效应检验方法	统计值	自由度	P值
出口模型	Hausman随机效应检验	5.477	5	0.361
	冗余固定效应检验(截面卡方)	1864.370	6	0.000
进口模型	Hausman随机效应检验	1.098	5	0.954
	冗余固定效应检验(截面卡方)	2685.879	6	0.000

在模型综合扰动项的形式确定后，我们还需要判断面板数据的同质性或异质性的问题。本文采用 Chow 检验进行鉴别。结果表明除了人民币汇率波动率外，出口和进口面板模型的解释变量均应当取变系数，详细情况见表 6。

表 6 各解释变量的 Chow 检验

出口模型					进口模型				
变量	无约束 SSR	约束 SSR	F 值	结论	变量	无约束 SSR	约束 SSR	F 值	结论
RER	21.413	23.528	14.525	变系数	RER	10.495	11.678	16.009	变系数
Y	21.413	25.073	25.129	变系数	Y	10.495	11.914	19.212	变系数
FDIS	21.413	25.750	29.779	变系数	FDIS	10.495	13.868	45.641	变系数
VOL	21.413	21.777	2.502	常系数	VOL	10.495	10.543	0.658	常系数
WTO	21.413	28.005	45.259	变系数	WTO	10.495	11.311	11.042	变系数

注：出口模型 Chow 检验的自由度为(6, 1029)，在 1% 显著性水平下 F(6, 1029)约等于 2.82；进口模型 Chow 检验的自由度为(6, 1036)，在 1% 显著性水平下 F(6, 1036)约等于 2.82；

综合以上检验结果我们对出口和进口模型都选择固定效应面板模型。确定了面板模型的具体形式，我们利用 Eviews6.0 软件对其进行估计，结果如表 7 所示。总量出口模型的估

计结果表明中国对贸易伙伴出口的双边汇率弹性系数在 1%的水平下均显著。其中美国和马来西亚的汇率弹性为正数，分别为 0.548 和 0.777，这与经典的贸易理论不符，可能与中国和这两个贸易伙伴之间的贸易结构相关。其它国家的汇率弹性为负，其中新加坡的汇率弹性最大，为-1.991，欧盟次之，为-1.710，中国台湾和日本分别为-0.637 和-0.506。国外收入系数在 1%的水平下也都显著，且弹性系数均为正，绝对值大多大于汇率弹性。其中美国的收入弹性最大，为 5.386，日本的收入弹性系数最小，为 1.896。这说明国外收入对中国对贸易伙伴出口的影响程度大多超过汇率，是对出口起主要影响的变量。FDI 的弹性系数不一致。其中欧盟、日本、新加坡和马来西亚的弹性系数为正且在 1%的水平下显著，分别为 0.146、0.303、0.112 和 0.249。韩国和中国台湾的系数不显著，这表明 FDI 投资对中国对这些国家（地区）的出口的影响并不明显。美国的 FDI 弹性为负，这可能与美国与中国的投资和贸易方式有关。WTO 对除欧盟外的各国（地区）均为正数，说明加入 WTO 对中国对这些国家（地区）间的出口有促进作用，其中对美国出口的促进作用最大，加入 WTO 使中国对美国的出口增加了 87.3%。中欧间的 WTO 弹性系数为负，但是它很小，且在 10%的水平下不显著，这可能与来自欧盟的 FDI 对出口的影响更大有关，也与欧盟的数据序列较短有关。汇率波动率对两国间的出口的影响为正，即波动率增大会使出口增加，但是它的系数很小，弹性仅为 0.054。

总量进口模型的估计结果表明中国对各国（地区）进口的双边实际汇率系数在 1%的水平下显著且均为负数，即人民币相对一国（地区）货币升值会引致中国从该国的进口减少，其中新加坡的汇率弹性（绝对值）最大，为-2.216，其次为中国台湾和美国，分别为-1.660 和-1.333，其它国家（地区）的较小。这与经典的贸易理论不符，可能与中国特殊的贸易方式有关。国内收入系数在 1%的水平下均显著，且弹性均为正。其中对美国的进口受中国国民收入的影响最大，其收入弹性系数 1.128，其次为中国台湾、韩国、日本和欧盟，分别为 1.003、0.966、0.805 和 0.716。对中国从马来西亚和新加坡的进口影响较小。

FDI 的弹性差异较大。其中韩国、日本、新加坡和马来西亚的弹性系数为正且在 1%的水平下显著，分别为 0.232、0.165、0.323 和 0.536，这表明对这些国家（地区）来说其对中国投资会增加中国对它们的进口。美国的 FDI 弹性为负且显著，这表明来自美国的投资会抵减中国从美国的进口。欧盟和日本的系数不显著。WTO 对日本、韩国、中国台湾、新加坡和马来西亚的弹性系数为正且在 1%的水平下显著，这说明了加入 WTO 对中国从这些国家（地区）的进口显著的促进作用。WTO 对美国和欧盟的进口效应为负，但系数很小且在 10%的水平下不显著，说明对中国从美欧进口的促进作用不明显，也可能与 FDI 的影响有关。汇率波动率对两国间的进口的影响为负，即波动率增大会使进口减少，但其弹性系数不大，为-0.059。

表 7 变系数总量面板模型估计结果

	贸易伙伴	EU	US	JP	KR	TW	SG	MLA
果 变系数总量出口 (出口) 模型估计结果	固定效应	-7.395	-11.392	4.343	4.383	1.696	8.330	-2.372
	RER	-1.710*** (-10.95)	0.548** (2.90)	-0.506*** (-3.53)	-0.421*** (-4.67)	-0.637*** (-3.18)	-1.991*** (-5.89)	0.777*** (4.42)
	Y*	5.386*** (17.95)	5.758*** (17.30)	1.896*** (8.79)	2.142*** (19.01)	2.768*** (22.07)	1.976*** (20.54)	2.212*** (9.68)
	FDIS	0.146*** (5.10)	-0.298*** (-8.18)	0.303*** (9.13)	-0.046 (-1.48)	-0.023 (-0.74)	0.112*** (2.90)	0.249*** (3.64)
	WTO	-0.052 (-0.84)	0.873*** (26.86)	0.287*** (6.79)	0.224*** (5.03)	0.469*** (11.59)	0.282*** (6.75)	0.472*** (8.83)

	VOL	0.054***(3.11)						
变系数总量进口(M)模型估计结果	固定效应	-0.556	0.390	0.625	-2.613	2.160	2.689	-3.718
	RER	-0.656*** (-4.91)	-1.333*** (-7.04)	-0.913*** (-7.97)	-0.617*** (-9.48)	-1.660*** (-10.19)	-2.216*** (-8.69)	-0.387*** (-2.52)
	Y	0.716*** (12.74)	1.128*** (20.19)	0.805*** (15.83)	0.966*** (19.64)	1.003*** (22.63)	0.530*** (11.72)	0.642*** (9.79)
	FDIS	0.116*** (5.14)	-0.102*** (-5.77)	0.016 (0.45)	0.183*** (8.74)	0.113*** (4.90)	0.222*** (7.42)	0.497*** (11.54)
	WTO	-0.037 (-0.78)	-0.021 (-0.49)	0.243*** (6.62)	0.168*** (4.67)	0.327*** (8.84)	0.384*** (10.72)	0.267*** (6.30)
	VOL	-0.059***(-4.47)						

注：***表示在 1%的水平下显著，**表示在 5%的水平下显著，*表示在 10%的水平下显著；

圆括号内为 t 值。表 8 和表 9 与此相同。

4.分类进出口模型估计与分析

参照式(5)和式(6)的形式，本部分对分类进出口数据建立相应的面板模型并对其进行估计。为节省篇幅，这里只给出初级产品和工业制品进出口模型的估计结果，初级产品和工业制品出口模型的估计结果见表 8，初级产品和工业制品进口模型的估计结果见表 9。它们相应的面板模型协整检验结果，固定效应或随机效应的检验结果，各模型解释变量的 Chow 检验结果则省略。

从总体上来看，初级产品与工业制品出口模型的估计基本一致，但是各因素对工业制品出口的影响程度要大于对初级产品出口的影响程度。这与初级产品加工程度低，对价格变化等因素反应较慢相一致。

具体来说，初级产品出口模型的估计结果表明：美国和马来西亚的汇率弹性为正数，分别为 0.463 和 0.793。其它国家的汇率弹性为负，新加坡的汇率弹性最大，为-1.781。国外收入系数均显著，且弹性均为正，美国的收入弹性最大，为 4.570。FDI 的弹性不一致。只有欧盟和日本的累计 FDI 的系数为正且显著，这表明对这两个国家（地区）来说其对中国的投资会拉动中国从该国初级产品出口。波动率的系数也为正，即波动率增大会使初级产品出口增加，但是它的系数很小，弹性仅为 0.044。虚拟变量 WTO 对除欧盟外的各国（地区）均为正数，说明加入 WTO 对中国与这些国家（地区）间的初级产品出口有促进作用，其中中国对美国初级产品出口的促进作用最大。中欧间的 WTO 弹性系数为负，但它很小且不显著。

工业制品出口模型的估计结果表明：美国和马来西亚的汇率弹性为正数，分别为 0.562 和 0.770。其它国家的汇率弹性为负，新加坡的汇率弹性最大，为-2.140。国外收入系数均显著，且弹性均为正，美国的收入弹性最大，为 5.971。FDI 的弹性不一致。其中美国和韩国的 FDI 弹性为负，这表明对这两个国家来说其对中国的投资会减少中国对它们的工业制品出口。波动率的系数也为正，即波动率增大会使出口增加，但是它的系数很小，弹性仅为 0.056。虚拟变量 WTO 对除欧盟外的各国（地区）均为正数，说明加入 WTO 对中国对这些国家（地区）间的工业制品出口有促进作用，其中对中国对美国出口的促进作用最大。中欧间的 WTO 系数为负，但它很小且不显著。

表 8 变系数分类别出口面板模型估计结果

	贸易伙伴	EU	US	JP	KR	TW	SG	MLA
初级产品出口(EX0)模型估计结果	固定效应	-5.321	-9.363	3.136	4.911	0.005	8.155	-3.758
	RER	-1.112*** (-6.42)	0.463** (2.21)	-0.421*** (-2.65)	-0.475*** (4.75)	-0.114 (-0.51)	-1.781*** (-4.75)	0.793*** (4.07)
	Y*	4.010*** (12.06)	4.570*** (12.39)	1.776*** (7.42)	1.419*** (11.36)	2.316*** (16.66)	1.427*** (13.39)	2.163*** (8.54)
	FDIS	0.090** (2.85)	-0.262 (-6.50)	0.130*** (3.53)	-0.013 (-0.39)	-0.177*** (-5.22)	-0.059 (-1.39)	-0.077 (-1.01)
	WTO	-0.090 (-1.31)	0.756*** (21.00)	0.230*** (4.92)	0.174*** (3.54)	0.467*** (10.41)	0.256*** (5.51)	0.398*** (6.73)
	VOL	0.044**(2.29)						
工业制品出口(EX1)模型估计结果	固定效应	-7.546	-11.603	4.488	3.814	1.821	8.650	-1.963
	RER	-1.834*** (-11.18)	0.562** (2.83)	-0.543*** (-3.61)	-0.431*** (-4.54)	-0.757*** (-3.60)	-2.140*** (-6.03)	0.770*** (4.16)
	Y*	5.619*** (17.83)	5.971*** (17.08)	1.900*** (8.38)	2.385*** (20.14)	2.893*** (21.96)	2.041*** (20.19)	2.138*** (8.91)
	FDIS	0.162*** (5.40)	-0.301*** (-7.86)	0.379*** (10.86)	-0.039 (-1.20)	0.034 (1.05)	0.196*** (4.82)	0.392*** (5.45)
	WTO	-0.039 (-0.60)	0.892*** (26.14)	0.300*** (6.76)	0.248*** (5.31)	0.471*** (11.07)	0.267*** (6.07)	0.473*** (8.43)
	VOL	0.056***(3.12)						

进口模型的情况与出口模型相似。从总体上来看,初级产品与工业制品进口模型的估计基本一致,但是各因素对工业制品进口的影响程度要大于对初级产品进口的影响程度。

具体来说,初级产品进口模型的估计结果表明:除美国外其它各国(地区)的双边实际汇率系数均为负数,即人民币相对一国货币升值会引致中国从该国的初级产品进口减少。新加坡的汇率弹性最大,为-2.634。国内收入系数均显著,且弹性均为正,除新加坡外系数大小基本持平,其中日本进口的收入弹性略大,为0.979。FDI的弹性不一致。其中美国的FDI弹性为负,这表明美国对中国的投资会减少中国对它的初级产品进口。其它国家(地区)的系数均为正,这表明这些来自国家(地区)的FDI投资对中国从该国的初级产品进口有拉动作用,但是日本和中国台湾FDI的作用不太明显。波动率对两国间的初级产品进口的影响为负,即波动率增大会使初级产品进口减少,其弹性系数为-0.067。虚拟变量WTO对欧盟和韩国的进口效应为负,但欧盟系数很小且在10%的水平下不显著,对中国从其它国家(地区)的进口促进作用明显。

工业制品进口模型的估计结果表明:各国(地区)的双边实际汇率系数均为负数,即人民币相对一国货币升值会引致中国从该国的工业制品进口减少。新加坡的汇率弹性最大,为-1.863。国内收入系数均显著,且弹性均为正,美国进口的收入弹性最大,为1.237。FDI的弹性不一致。其中美国的FDI弹性为负,这表明对美国对中国的投资会减少中国对它的工业制品进口。其它国家(地区)的系数均为正,这表明这些来自国家(地区)的FDI投资对中国从该国的工业制品进口有拉动作用,其中欧盟的作用不显著。波动率对两国间的工业制品进口的影响为负,即波动率增大会使工业制品进口减少,其弹性系数为-0.062。虚拟变量WTO对美国 and 欧盟的进口效应为负,但欧盟系数很小且在10%的水平下不显著,对中国从其它国家(地区)的进口促进作用明显。

表9 变系数分类别进口面板模型估计结果

	贸易伙伴	EU	US	JP	KR	TW	SG	MLA
初级产品进口(IMO)模型估计结果	固定效应	-1.918	-1.118	-1.399	-2.314	1.397	5.758	-1.459
	RER	-0.284* (-1.87)	-0.181 (-0.84)	-0.581*** (-4.47)	-0.342*** (-4.62)	-1.020*** (-5.51)	-2.634*** (-9.10)	-0.691*** (-3.97)
	Y	0.874*** (13.70)	0.965*** (15.21)	0.979*** (16.96)	0.949*** (16.99)	0.862*** (17.12)	0.484*** (9.42)	0.924*** (12.42)
	FDIS	0.088*** (3.42)	-0.109*** (-5.47)	0.056 (1.40)	0.153*** (6.44)	0.033 (1.27)	0.104*** (3.06)	0.028 (0.60)
	WTO	-0.073 (-1.37)	0.159*** (3.31)	0.080* (1.92)	-0.170*** (-4.17)	0.138*** (3.29)	0.415*** (10.20)	0.236*** (4.89)
	VOL	-0.067***(-4.45)						
工业制品进口(IMI)模型估计结果	固定效应	0.061	1.721	1.228	-2.477	2.556	0.670	-4.817
	RER	-0.759*** (-4.79)	-2.043*** (-9.10)	-0.976*** (-7.18)	-0.748*** (-9.69)	-1.826*** (9.45)	-1.863*** (-6.16)	-0.163 (-0.90)
	Y	0.673*** (10.10)	1.237*** (18.66)	0.758*** (12.57)	0.990*** (16.98)	1.041*** (19.80)	0.542*** (10.10)	0.398*** (5.12)
	FDIS	0.126*** (4.70)	-0.100*** (-4.81)	0.021 (0.50)	0.189*** (7.63)	0.139*** (5.07)	0.342*** (9.62)	0.830*** (16.88)
	WTO	-0.030 (-0.54)	-0.127** (-2.53)	0.276*** (6.34)	0.337*** (7.91)	0.387*** (8.83)	0.356*** (8.37)	0.248*** (4.93)
	VOL	-0.062***(-3.93)						

5. 结论与启示

本文从分国别(地区)视角研究了人民币汇率变动对中国与主要贸易伙伴之间贸易量的影响,得出了丰富的实证结果,考虑到篇幅关系,兹仅将要点总结如下:

总量出口模型的估计结果显示美国和马来西亚的汇率弹性为正数,这意味着人民币对这两国货币升值,却无助于降低中国对其出口;其它国家的汇率弹性为负,新加坡的汇率弹性最大,为-1.991。出口模型还显示,中国对贸易伙伴的出口受到反映外部需求的贸易伙伴国内收入的影响更大,因而有着内在的合理性。

总量进口模型的估计结果表明各国(地区)的双边实际汇率系数均为负数,即人民币相对一国货币升值会引致中国从该国的进口减少。新加坡的汇率弹性最大,为-2.216。这与大多数文献研究结果有很大差异,也与理论分析不一致。其主要原因在于,中国的对外贸易以加工贸易为主要特征,汇率升值引致出口减少,会反过来进一步减低进口需求。再者,本文利用月度数据进行实证分析,并涵盖了最近年份的数据,因而估计结果可能更接近于反映实际数据的统计规律。这也意味着人民币汇率升值并不能导致中国对这些贸易伙伴的进口增加从而减少中国的贸易顺差。进口模型还显示,中国从贸易伙伴的进口还受到反映内部需求的国内收入的拉动作用,但是,对大多贸易伙伴,该拉动作用程度小于汇率的影响程度。

分类别的面板进出口模型的估计结果表明初级产品和工业制品进出口模型的估计结果基本一致,也与总量进出口模型一致,但是工业制品的进出口的汇率弹性大于初级产品相应

的进出口的汇率弹性，即汇率变化对工业制品的影响大于对初级产品的影响。

参考文献：

- 1) 陈彪如《人民币汇率研究》，华东师范大学出版社，1992年版。
- 2) 谢建国和陈漓高(2002)，《人民币汇率与贸易收支：协整研究与冲击分解》，《世界经济》第9期：27-34。
- 3) 刘艳辉、张静和汪寿阳《人民币升值对中国和世界经济影响分析》，《国际技术经济研究》2003年第4期。
- 4) 李建伟、余明(2003)，《人民币有效汇率波动及其对中国经济增长的影响》，《世界经济》第11期。
- 5) 卢向前和戴国强(2005)，《人民币实际汇率波动对我国出口的影响：1994-2003》，《经济研究》第5期：31-39。
- 6) 马丹和徐少强(2005)，《中国贸易收支、贸易结构与人民币实际有效汇率》，《数量经济技术经济研究》2005年第6期。
- 7) 黄瑞芬和孙兆明(2005)，《人民币实际汇率与贸易条件的实证研究》，《国际贸易问题》2005年第7期。
- 8) 郑恺(2006)，《实际汇率波动对我国出口的影响—基于SITC比较》，《财贸经济》，2006年第9期。
- 9) 陈学彬和徐明东(2007)，《人民币实际汇率变动对我国进出口贸易影响：1997-2006》，《亚太经济》，2007年第3期。
- 10) 孟猛和郑昭阳(2008)，《人民币实际汇率和汇率错位对中国制造业出口贸易的影响—基于中国和主要贸易伙伴间面板数据的实证研究》，《世界经济研究》2008年第5期。
- 11) 谷任和吴海斌(2007)，《汇率变动、市场份额与中国纺织品服装出口竞争力》，《世界经济》第3期：41-48。
- 12) 孙霄翀和宋逢明《人民币汇率升值对我国贸易影响的评估》，《国际贸易问题》2008年第1期。
- 13) Cerra V. and Saxen SC. (2002), An Empirical Analysis of China's Export Behaviors. IMF working paper, WP/02/2002.
- 14) Marquez, J., and Schindler, J. 2006, Exchange Rate Effects on China's Trade: An Interim Report, Federal Reserve International Finance Discussion Paper No. 861 (Federal Reserve Board, Washington).
- 15) Willem Thorbecke 2006, The Effect of Exchange Rate Changes on Trade in East Asia, RIETI Discussion Paper Series 05-E-009.
- 16) Li Wang and John Whalley 2008, The Impacts of RMB Appreciation on Trades Flows and Reserve Accumulation in a Monetary Trade Model, NBER Working Paper 13586.