

# 中美两国汇率波动与 相对经济周期的联动性<sup>\*</sup>

——基于频谱分析的研究

刘尧成 丁剑平

(上海财经大学金融学院 200433)

**内容摘要:** 本文指出人民币兑美元实际汇率波动可能与中美两国间相对经济周期具有紧密的联动性,为此,本文首先构造了一个理论模型对两国间实际汇率波动与相对经济周期关联的存在性进行了论证,随后应用频谱分析技术对 1994: Q1 至 2011: Q4 人民币兑美元实际汇率波动与中美相对经济周期的联动性进行了实证检验。主要的结论有两个,一是在样本时段内中美相对经济周期领先于人民币兑美元实际汇率的波动,二是在 4 年左右一个波动周期的频域内二者的联动性最高。以上结论说明中美相对经济周期是人民币兑美元汇率波动的决定因素,而调整人民币兑美元汇率并不能改变中美两国经济的失衡关系。

**关键词:** 人民币兑美元汇率 相对经济周期 频谱分析

**中图分类号:** F224.0 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-1309(2012)03-0074-010

## 一、引言

随着中国经济规模迅速成长为仅次于美国的世界第二大经济体,世界经济格局出现了重大变革,中美两国在世界经济中的地位与作用日益凸显,有学者甚至因此而将两国并称为“G2”。而与此同时,自上世纪 90 年代中期以来一直持续的中国对外贸易顺差和美国对外贸易逆差,使得世界经济格局中美中两国呈“镜像”特征的经济失衡也日益明显(卢锋,2008;雷达、赵勇,2008),而其中中美两国双边贸易失衡的对称性是构成这种“镜像”失衡的一个重要组成部分。如图 1 所示,自 1994 年以来,中国保持了对美的持续性贸易顺差,而且中美双边贸易差额占中国贸易差额的比例一直在 80% 上下波动,说明中国贸易顺差主要部分来自对美贸易;而同时期中美双边贸易差额占美国贸易差额比例的绝对值也呈不断扩大的趋势,至 2011 年已达 70%,因此中美两国经济失衡的对称性特征越来越明显。

针对上述中美两国持续呈对称性的贸易失衡,依据传统的汇率弹性理论及其他一些政治性原因,美国方面坚持认为是人民币兑美元汇率的低估造成的,因此希望中国方面加快人民币升值幅度来改变这种失衡,以负起所谓的“大国责任”。为此,美国国会众议院于 2010 年 9 月 30 日通过

收稿日期: 2012-01-09

<sup>\*</sup> 基金项目: 本文是国家社会科学基金重大项目《保持经济稳定、金融稳定和资本市场稳定对策研究》(批准号: 08&ZD036) 的阶段性成果。感谢上海市金融学会青年课题及上海财经大学校级重点研究基地课题的支持。

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. <http://www.cnki.net>

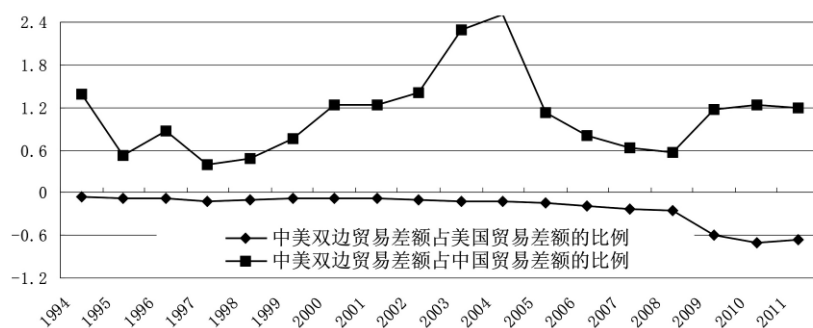


图1 中美双边贸易差额占两国贸易差额的比例(1994-2011)

注“中美双边贸易差额”是指中国对美出口减去进口所得的差额。图1中的数据来自历年《中国对外经济贸易统计年鉴》、《中国统计年鉴》及美联储圣路易斯分行网站。

了《汇率改革促进公平贸易法案》,继而其国会参议院又于2011年10月3日程序性投票通过了《2011年货币汇率监督改革议案》立项预案。上述议案(法案)规定如果一个国家的货币币值被认定为低估,美国政府有权对来自该国的商品征收惩罚性关税。实际上,这些议案(法案)主要是针对中国的,这也是近十几年来美国立法者扬言针对中国汇率政策进行立法威胁后接连采取的实质性行动,使得最近几年以来人民币兑美元汇率面临着很大的升值压力,而且有可能对未来中美经济关系产生持续性的不利影响。

而就已有的研究来看,有关汇率弹性理论在中国是否成立的争议很大。一方面,虽然有实证检验结果证实人民币汇率变化对中国的经常账户确实存在一定的影响(卢向前和戴国强,2005;刘少英,2009),而另一方面,也有实证检验表明人民币兑美元汇率升值并不能真正解决美国对中国的贸易逆差(金洪飞和周继忠,2007;陈建超和何鲁冰,2007;贺力平,2008)。此外,刘尧成等(2010)的研究发现虽然人民币兑美元汇率升值从定性角度有助于改善中美贸易失衡,但从定量角度看其改善幅度极为有限。而从现实表现来看,自2005年7月人民币“汇改”以来,至2011年底人民币兑美元汇率已经累积升值了近28%,但同期两国间贸易失衡状况却未见改善。因此依据已有的理论研究和现实表现似乎难以判断加快人民币兑美元汇率升值是否有助于改善两国间的经济失衡关系。实际上,汇率弹性理论发展和应用有其特殊的背景,即资本是受到高度管制的。麦金农和大野健一(1999)论证指出<sup>①</sup>,在国际资本流动额大大超过商品贸易额的情况下,很难再将一国对外贸易失衡作为重新调整其汇率的依据,对于发展中国家尤其如此。那么当前调整人民币兑美元汇率究竟是否有助于缓解中美之间呈不对称性的失衡关系呢?人民币汇率波动又是由什么因素决定的呢?为了探究这些问题,本文将从一个新的视角来研究人民币兑美元汇率的波动及其影响,即考虑其与中美“相对经济周期”(即两国经济不同步波动而产生的经济周期差异)的关联性。

本文认为,随着中美间经济联系不断加强,两国间汇率变动会与其相对经济周期存在一定程度的联动性。一方面,自上世纪90年代以来,美国经济增长率一直低于中国,期间还经历了2001年的股市泡沫崩盘和2007年以来的金融危机等不利冲击,根据汇率的吸收分析法,其国内的吸收水平在短期内很难做出大的调整,只能通过国际间的借贷(即对中国的逆差)来缓冲不利冲击,从而表现为中美间的对称性贸易失衡。而根据汇率决定的资产组合理论,贸易失衡意味着中美两国居民的国内外资产头寸比例会发生变化,从而引起两国间汇率的波动。另外,当美国对中国出现持续性的贸易赤字时,出于调整总需求的需要或为了转移国内政治矛盾,美方往往会实施“以邻为壑”的汇率政策,尤其是在其美元霸权策略下,其汇率政策受政治意图的影响非常明显,客观上也会对人民币兑美元汇率产生影响。故此,两国间相对经济周期会最终表现在人民币兑美元汇率的

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. <http://www.cnki.net>  
<sup>①</sup> 可参见麦金农和大野健一(1999):《美元与日元》的第六、七章。

波动上。但是另一方面,也不排除人民币兑美元汇率波动会通过“汇率传递效应”(exchange rate pass-through)等途径影响两国间的贸易,以及影响两国国内的价格比例而最终对两国间相对经济周期产生影响<sup>①</sup>。

综上,人民币兑美元汇率波动与中美相对经济周期之间因可能存在双向的传递机制而使得二者存在一定程度的联动性。对这种联动性的研究有助于回答是否应将人民币兑美元汇率升值以缓解中美经济失衡,同时也有助于我们制定人民币汇率政策以及相应的反经济周期政策,因此具有相当的理论与现实意义。但当我们追溯已有的文献时,却发现鲜有研究论及于此。为了进一步证实这种联动性,本文将首先从理论上对其存在性予以论证,然后再进行实证检验。本文结构安排如下:第二部分通过一个两国模型的推理说明两国间汇率波动与相对经济周期存在联动性;第三部分为变量构造及数据处理;第四部分对人民币兑美元实际汇率波动与中美相对经济周期的联动性进行实证检验;第五部分为本文小结。

## 二、模型

关于两国间汇率波动与相对经济周期的联动性可从汇率决定理论的发展中衍生而来。早期的汇率决定理论认为均衡汇率是由购买力平价(PPP)决定的,因此实际汇率应该保持不变。但是这种理论在实证检验中受到了不同程度的挑战。随后发展起来的货币主义理论(Frankel, 1976; Mussa, 1976; Bilson, 1978)及资产组合理论(Branson, 1979)认为一国的实际汇率水平在长期内保持均衡,而短期内可以波动,其波动与国内外的相对产出、货币供给、利率及预期通胀率差异等宏观经济因素有直接的联系。另外,上世纪90年代以来兴起的新开放经济宏观经济学(Obstfeld & Rogoff, 1995)及微观市场结构理论(Evans & Lyons, 2002)也论证指出一国的汇率水平波动与国内外相对产出差值等经济基本面是相互联系的。

从理论上来说,综合考虑国内外的相对产出差值、货币供应量差值、利率差值等系列宏观经济变量更能反映两国间相对经济周期差异,但是在对上述这些宏观经济变量影响汇率波动的实证研究中,已有研究表明除了两国间的产出差值之外,其他经济变量对汇率波动的影响较小。例如Pillbeam(1991)对1973年第一季度至1984年第四季度英镑兑美元汇率波动的影响因素进行了研究,结果发现在两国间产出差值、货币供应量差值、利率差值等汇率理论模型中所强调的一系列有可能影响汇率波动的宏观经济变量中,只有产出差值对汇率波动有显著性的影响。而且Rapach和Wohar(2002)应用1880至1995年非常长时段的数据,对英镑、日元等14种货币兑美元汇率波动的影响因素研究中也基本上得出了相似的结论。另外,从传统的实际经济周期(RBC)理论文献来看,有关“经济周期”的表述一般都是指一国产出的短期波动(Kydland & Prescott, 1982)。综合上述两方面的原因,本文所指的“相对经济周期”仅包括两国间的相对产出差值。

根据上述有关汇率决定的理论模型,从长期来看,本国和外国经济均处于均衡状态,其经常账户也保持平衡,因此应有下式成立:

$$X(Q, Y^*) = Q \cdot M(Q, Y) \quad (1)$$

其中 $Q$ 代表本币兑外币实际汇率,上升表示贬值, $X$ 和 $M$ 分别为本国的出口和进口, $Y$ 和 $Y^*$ 分别为本国和外国的产出,且有 $X$ 对 $Q$ 的边际导数 $X_Q > 0$ ,并依次有 $X_{Y^*} > 0$ 、 $M_Q < 0$ 和 $M_Y > 0$ 成立。由于式(1)表示的是长期内 $Q$ 、 $Y$ 和 $Y^*$ 三个变量的水平值之间存在的均衡关系,在遭受随机冲击后它们会在其均衡水平附近进行短期波动。为此,我们可对式(1)进行对数线性化,并用相应的小写字母表示对数化之后的变量,即 $x = \log(X)$ 、 $q = \log(Q)$ 、 $m = \log(M)$ ,可得下式:

$$x(Q, Y^*) = q + m(Q, Y) \quad (2)$$

对式(2)进行微分变换,可得下式:

$$\frac{\partial x}{\partial Q} dQ + \frac{\partial x}{\partial Y^*} dY^* = dq + \frac{\partial m}{\partial Q} dQ + \frac{\partial m}{\partial Y} dY \quad (3)$$

由于  $\frac{\partial x}{\partial Q} = \frac{\partial \log X}{\partial Q} = \frac{\partial X}{X} \frac{1}{Q}$ , 则式(3)可写为:  $\frac{\partial X}{\partial Q} \frac{Q}{X} \frac{dQ}{Q} + \frac{\partial X}{\partial Y^*} \frac{Y^*}{X} \frac{dY^*}{Y^*} = dq + \frac{\partial M}{\partial Q} \frac{Q}{M} \frac{dQ}{Q} + \frac{\partial M}{\partial Y} \frac{Y}{M} \frac{dY}{Y}$ 。上式可进一步写作:

$$\frac{\partial X}{\partial Q} \frac{Q}{X} \frac{dQ}{Q} + \frac{\partial X}{\partial Y^*} \frac{Y^*}{X} \frac{dY^*}{Y^*} = dq + \frac{\partial M}{\partial Q} \frac{Q}{M} \frac{dQ}{Q} + \frac{\partial M}{\partial Y} \frac{Y}{M} \frac{dY}{Y} \quad (4)$$

根据定义,本国出口的价格弹性为  $x_q = \partial X / \partial Q \cdot (Q/X)$ ,进口的价格弹性为  $m_q = \partial M / \partial Q \cdot (Q/M)$ 。与  $m_q$  和  $x_q$  类似,可将  $m_y$  和  $x_y$  分别定义为本国出口和进口的产出需求弹性。则式(4)可写为:

$$dq = \left( \frac{m_y}{x_q - m_q - 1} \right) dy - \left( \frac{x_{y^*}}{x_q - m_q - 1} \right) dy^* \quad (5)$$

其中  $dq = d \log(Q) = dQ/Q$ ,  $dy = d \log(Y) = dY/Y$ ,  $dy^* = d \log(Y^*) = dY^*/Y^*$ , 分别表示的是实际汇率、本国产出和外国产出围绕其长期均衡水平的短期偏离,本文以下分别用  $\hat{q}_t$ 、 $\hat{y}_t$  和  $\hat{y}_t^*$  表示。根据定义  $\hat{y}_t$  和  $\hat{y}_t^*$  就分别表示本国和外国的经济周期。为简化分析,我们不妨假设  $m_y = x_{y^*} = \mu$ , 则式(5)可改写为:

$$\hat{q}_t = \left( \frac{\mu}{1 - x_q + m_q} \right) (\hat{y}_t^* - \hat{y}_t) \quad (6)$$

式(6)中  $(\hat{y}_t^* - \hat{y}_t)$  就表示外国对本国的相对经济周期,该式表示本币实际汇率的短期波动  $(\hat{q}_t)$  与国内外相对经济周期  $(\hat{y}_t^* - \hat{y}_t)$  具有直接的联动性。根据式(6),给定  $\mu$  为正值的情况下,如果我们能确定  $x_q$  和  $m_q$  的取值,就能进一步的确定两国间实际汇率波动与相对经济周期联动性的具体表现形式。而根据已有的研究(Gylfason, 1987),发展中国家的进出口需求弹性的均值分别为 1.1 和 1.5, 则式(6)中  $(1 - x_q + m_q) = 0.7 > 0$ , 因此由式(6)可知对于中国等发展中国家来说,本币实际汇率波动分别与本国和外国的经济周期波动成正比和反比,即本国经济相对于外国经济快速复苏的相对经济周期变动会使得本币实际汇率升值,否则就会贬值,从而使得两国间汇率波动与相对经济周期存在联动性。但值得指出的是,我们在推导式(6)的过程中加入了一些理论上的假设,因此该式显示的这种联动性只是在理论上可能存在,即为我们对人民币兑美元实际汇率波动与中美相对经济周期联动性的检验提供了一个理论假设。

### 三、变量构造及数据滤波

本文以下用  $q_t$  代表人民币兑美元实际汇率水平的对数值,用  $y_t$  和  $y_t^*$  分别代表中国和美国的产出水平的对数值,则  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - \hat{y}_t)$  就分别代表了人民币兑美元实际汇率波动和中美相对经济周期<sup>①</sup>。为了研究  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - \hat{y}_t)$  的联动性,我们必须应用已有的经济变量来构造出  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - \hat{y}_t)$  并得到其时间序列数据。为此,我们将首先构造人民币兑美元实际汇率  $q_t$  和中美产出差值  $(y_t^* -$

① 虽然  $(\hat{y}_t^* - \hat{y}_t)$  实际表示的是美中相对经济周期,但本文将其称为中美相对经济周期,对  $(y_t^* - y_t)$  的称谓类同。

$y_t$ ) 然后对这两个变量序列进行数据滤波。根据数据滤波的原理,对  $q_t$  和  $(y_t^* - y_t)$  分别进行滤波之后所得到的周期成分项(cycles)就刚好是本文研究所需要的  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - \hat{y}_t)$ 。本文所选取的样本为 1994 年人民币汇率并轨以来至 2011 年的季度数据。

### (一) 变量构造

为了与本文第二部分理论模型中的实际汇率相对应,此处将对数化之后的人民币兑美元实际汇率  $q_t$  构造如下:

$$q_t = s_t + p_t^* - p_t \quad (4)$$

其中  $s_t$  为直接标价法下的人民币兑美元名义汇率,  $p_t$  和  $p_t^*$  分别为中美两国物价指数(CPI)。其次,为了构造  $(y_t^* - y_t)$ ,我们选取中国和美国产出(GDP)并取其对数,得到变量  $y_t$  和  $y_t^*$ 。其中为了统一计价单位以进行差值运算,我们在对数化之前已将中国的 GDP 数据应用同期的人民币兑美元汇率换算成为以美元计价。图 2 所示即我们所计算的人民币兑美元实际汇率  $q_t$  和中美产出差值  $(y_t^* - y_t)$  的波动趋势图。

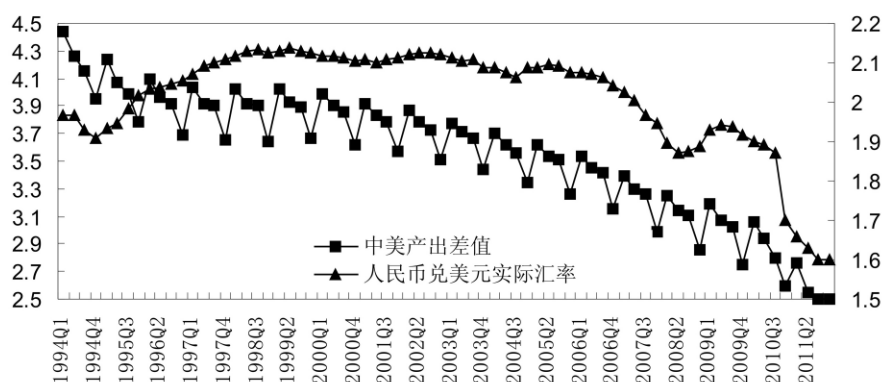


图 2 人民币兑美元实际汇率与中美产出差值(1994: Q1 - 2011: Q4)

注:左纵轴为中美产出差值刻度,右纵轴为人民币兑美元实际汇率刻度,皆为对数值。其中中国相关经济变量( $s_t$ 、 $p_t$  和  $y_t$ )的数据来自中经网统计数据库,而美国相关经济变量( $p_t^*$  和  $y_t^*$ )的数据来自美联储圣路易斯分行网站。

表 1 变量单位根检验结果

变量	t-统计量	检验形式( $c \ t \ k$ )	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值	概率值(P 值)
$y_t^* - y_t$	2.078	( $c \ 0 \ 1$ )	-3.542	-2.910	-2.592	0.9999
$q_t$	-1.024	( $c \ 0 \ 1$ )	-3.538	-2.908	-2.592	0.7390

注:检验形式中  $c$  和  $t$  分别表示带有常数项和时间趋势项,  $k$  代表滞后的阶数。

图 2 显示从样本时段内的大体走势来看,中美产出差值的逐步上升(表现为  $y_t^* - y_t$  逐步向下波动)伴随着人民币兑美元实际汇率升值,与上文第二部分理论模型的结论一致。我们进一步对这两个变量进行了单位根 ADF 检验,结果列在表 1 中。从表 1 来看,在样本时段内变量  $q_t$  和  $(y_t^* - y_t)$  都是非平稳的时间序列。

### (二) 数据滤波

在对数据的基本性质进行判断之后,我们将应用频谱分析技术对二者的联动性进行实证检验。与一般对时间序列在时域内(time-domain)分析的方法不同,频谱分析是一种对时间序列在频域内(spectrum-domain)进行分解分析的方法。由于任何一个时间序列  $\{x_t\}$  都是由不同频率的

波动周期分量(cycles component)构成的(Beveridge & Nelson, 1981)  $\{x_t\}$  就可以表示成如下的一个“克莱姆表述”(Cramer representation):

$$x_t = \int_{-\pi}^{\pi} \xi_t(\omega) d\omega \quad (7)$$

其中  $\xi_t(\omega)$  表示构成  $\{x_t\}$  的频率为  $\omega$  的波动周期分量序列  $\omega \in (-\pi, \pi)$ 。因此通过频谱分析将  $q_t$  和  $(y_t^* - y_t)$  分解成为不同频率的波动周期分量,就能够检测出二者不同波动周期分量的相关程度,而且还能对二者不同波动周期分量的领先(lead)和滞后(lag)关系进行检测,即频谱分析能够对二者在不同波动周期的因果关系进行分解研究,这也是频谱分析相对于时域分析的一个优点。

一般来说,为了某种特定的研究目的,需将时间序列分解成不同频率的周期分量。就本文的  $q_t$  和  $(y_t^* - y_t)$  两个变量来说,我们须将二者中过于低频和过于高频的周期分量去除,其理由如下:首先,从表1可知  $q_t$  和  $(y_t^* - y_t)$  是单位根过程,因此这两个变量中存在着非常低频的长期波动趋势分量,则为了得到变量  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - y_t)$ ,我们须对这两个变量进行去除趋势操作。从经济学含义来说,对于  $(y_t^* - y_t)$ ,去掉其中低频的波动趋势就能得到围绕其长期均衡水平的短期波动周期;而对于  $q_t$ ,按照实际汇率在长期来看有可能存在随机趋势项的“巴拉萨-萨缪尔森”假设,为了得到对其长期均衡水平短期偏离的波动成分  $\hat{q}_t$ ,去除其趋势项也是必要的。其次,图2显示这两个经济变量还包含了非常高频的周期分量,例如  $(y_t^* - y_t)$  显示了非常明显的季节性波动,因此为了得到纯粹的中美相对经济周期分量,我们还须将其高频的周期分量去掉。实际上,Baxter和King(1999)指出,产出中波动周期为6至32个季度的周期分量是较为纯粹的经济周期成分。而频率太低(波动周期长于32个季度)和太高(波动周期短于6个季度)的周期分量可分别视作随机趋势项和噪声干扰项而去除。而对于  $q_t$ ,按照Rogoff(1996)实际汇率调整半衰期一般是三到五年的结论,将其中过于高频的周期分量去掉也是合理的。从统计意义来看,在对  $q_t$  和  $(y_t^* - y_t)$  进行相关关系分析时,去除其中过于低频的分量是避免出现伪回归,而去除高频分量是避免噪声干扰。

如上所述,只有去除  $q_t$  和  $(y_t^* - y_t)$  中非常低频和高频的周期分量后才能得到适合实证检验的  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - y_t)$ ,为此,我们只有借助频谱分析的手段,而时域内的分析很难达到这种要求。然而Baxter(1991)指出,对同一经济变量应用不同的滤波器分析所得到的结论是不同的,因此选择合适的滤波器非常重要。我们在进行滤波处理时选择使用的是带通滤波器  $BP_k(6, 32)$ ,其中选择  $k = 12$ <sup>①</sup>。因为BP滤波器能够将过于高频和过于低频的波动周期分量同时去除,恰好符合本文的要求。通过对  $q_t$  和  $(y_t^* - y_t)$  进行BP滤波之后,就可以将适合检验的  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - y_t)$  分解出来。根据式(7)的表述,我们可将经BP滤波后得到的  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - y_t)$  表述为:

$$\hat{q}_t = \int_{\theta} \xi_{q,t}(\omega) d\omega, \quad \hat{y}_t = \int_{\theta} \xi_{y,t}(\omega) d\omega \quad (8)$$

其中  $\xi_{q,t}(\omega)$ 、 $\xi_{y,t}(\omega)$  分别表示  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - y_t)$  中波动频率为  $\omega$  的周期分量,  $\theta$  为经过BP滤波之后  $\omega$  的取值范围。根据该滤波器的性质,  $\theta \in (0.03, 0.16)$ , 即  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - y_t)$  分别是  $q_t$  和  $(y_t^* - y_t)$  中波动频率处于0.03(对应的波动周期为32个季度)至0.16(对应的波动周期为6个季度)之间的周期分量的集合。

## 四、联动性检验

本节将对  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - \hat{y}_t)$  的联动性进行检验。具体来说,我们将检测  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - \hat{y}_t)$  中不同频率  $\omega$  的波动分量  $\xi_{q,t}(\omega)$  和  $\xi_{y,t}(\omega)$  之间的相位差 (phase difference) 和相干谱 (cross spectrum) 其中相位差可以用来反映  $\xi_{q,t}(\omega)$  和  $\xi_{y,t}(\omega)$  的领先和滞后关系,而相干谱可以反映  $\xi_{q,t}(\omega)$  和  $\xi_{y,t}(\omega)$  相关程度的大小,这些信息可以非常直观的告诉我们人民币兑美元实际汇率与中美相对经济周期具有怎样的联动性。

首先,为了求得  $\xi_{q,t}(\omega)$  和  $\xi_{y,t}(\omega)$  之间的相位差和相干谱,须先将时域信号转换为频域信号。为此,须先求出  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - \hat{y}_t)$  的  $k$  阶自协方差  $c_q(k)$  和  $c_y(k)$ ,再将它们进行傅里叶变换 (Fourier transform) 得到  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - \hat{y}_t)$  频率为  $\omega$  的谱密度  $g_q(\omega)$  和  $g_y(\omega)$ :

$$g_q(\omega) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} c_q(k) e^{-i\omega k}, \quad g_y(\omega) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} c_y(k) e^{-i\omega k} \quad (9)$$

同理,也可以先计算出  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - \hat{y}_t)$  的  $k$  阶交叉协方差  $c_{yq}(k)$ ,再利用式(9) 求出  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - \hat{y}_t)$  频率为  $\omega$  的互谱密度 (cross spectrum):

$$g_{yq}(\omega) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} c_{yq}(k) e^{-i\omega k} \quad (10)$$

由于  $c_{yq}(k) \neq c_{yq}(-k)$ ,式(10)中  $g_{yq}(\omega)$  一般为复数,我们分别用  $co(\omega)$  和  $qu(\omega)$  表示其实部和虚部,则该式可重新表述为:

$$g_{yq}(\omega) = co(\omega) + iqu(\omega) \quad (11)$$

根据式(11),我们就可以写出  $\xi_{q,t}(\omega)$  和  $\xi_{y,t}(\omega)$  间的相位差  $\theta_{yq}(\omega)$ :

$$\theta_{yq}(\omega) = \arctan[qu(\omega)/co(\omega)] \quad (12)$$

相位差  $\theta_{yq}(\omega)$  表示频率为  $\omega$  的波动分量  $\xi_{q,t}(\omega)$  和  $\xi_{y,t}(\omega)$  在时间维度上的领先或滞后关系。如果  $\theta_{yq}(\omega) > 0$ ,说明  $\xi_{y,t}(\omega)$  领先于  $\xi_{q,t}(\omega)$  而波动,可以理解为  $\xi_{y,t}(\omega)$  是  $\xi_{q,t}(\omega)$  的格兰杰因,反之则反是;而如果  $\theta_{yq}(\omega) = 0$ ,表示  $\xi_{q,t}(\omega)$  和  $\xi_{y,t}(\omega)$  是同步波动的,即二者没有领先或滞后关系。

利用式(9)和式(10),我们还可以求出频率为  $\omega$  的波动分量  $\xi_{q,t}(\omega)$  和  $\xi_{y,t}(\omega)$  的相干谱  $r_{yq}(\omega)$ :

$$r_{yq}(\omega) = |g_{yq}(\omega)| / \sqrt{g_y(\omega) g_q(\omega)} \quad (13)$$

相干谱  $r_{yq}(\omega)$  度量了频率为  $\omega$  的周期分量  $\xi_{q,t}(\omega)$  和  $\xi_{y,t}(\omega)$  的相关性,  $r_{yq}(\omega)$  值越大说明序列  $\xi_{q,t}(\omega)$  和  $\xi_{y,t}(\omega)$  的相关性越高。通过  $r_{yq}(\omega)$  和  $\theta_{yq}(\omega)$  两个指标,我们就可以衡量时间序列  $\xi_{q,t}(\omega)$  和  $\xi_{y,t}(\omega)$  是否相关,以及以何种形式相关,以进一步理解人民币兑美元实际汇率波动与中美相对经济周期存在怎样的联动性。图3和图4分别给出了人民币兑美元实际汇率与中美相对经济周期在不同频率的相位差  $\theta_{yq}(\omega)$  和相干谱  $r_{yq}(\omega)$ 。

首先从图3来看,在6至32个季度一周期的频域内,基本都有  $\theta_{yq}(\omega) > 0$  成立,因此在此频域内中美相对经济周期基本上是领先于人民币兑美元实际汇率而波动的,则根据前文的说明,易知从中美相对经济周期到人民币兑美元实际汇率波动的传导途径是存在的,也即中美相对经济周期是人民币兑美元实际汇率波动的决定因素。另外,该图显示相位差  $\theta_{yq}(\omega)$  随频率  $\omega$  的变化而呈一个“驼峰”形状,其中在波动周期为15个季度(即频率为0.069)时达到最大值,说明波动周期为4年左右的中美相对经济周期领先于人民币兑美元实际汇率最多,换言之,这一频率的中美相对经济周期对人民币兑美元实际汇率产生的影响最为持久。此后随着频率逐步增大,相位差单调递

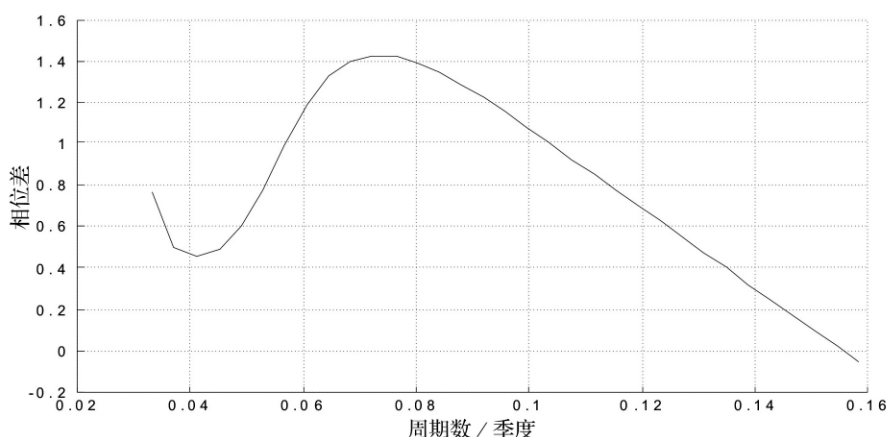


图3 人民币兑美元实际汇率波动与中美相对经济周期的相位差( $\theta_{yq}(\omega)$ )

注: 图中横坐标表示频率, 其单位为“周期数/季度”, 因此横坐标刻度的倒数就表示完成一个波动周期所需要的季度数, 图4 相同。

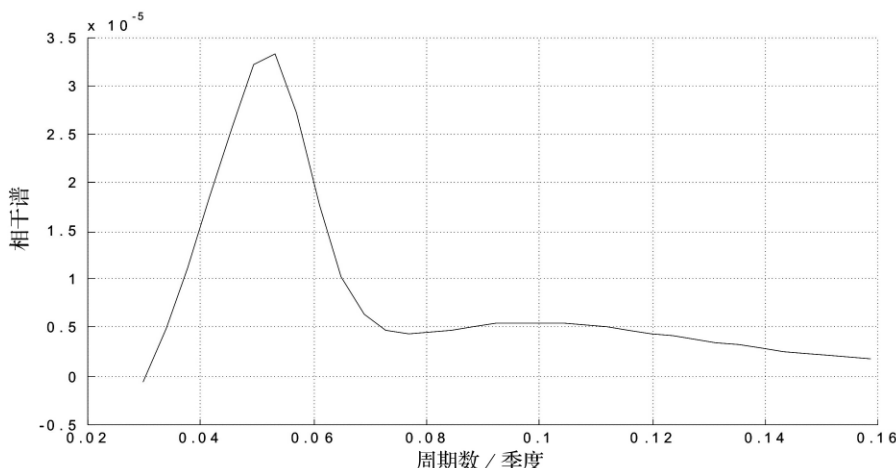


图4 人民币兑美元实际汇率波动与中美相对经济周期的相干谱( $r_{yq}(\omega)$ )

减, 至频率为 0.16 (即波动周期为 6 个季度) 时相位差基本为 0, 说明  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - \hat{y}_t)$  的高频波动分量基本保持  $\hat{y}_t$  了同步波动。由于该图显示在 6 至 32 个季度一周期的频域内基本上找不到人民币兑美元实际汇率领先于中美相对经济周期的证据, 因此从人民币兑美元实际汇率波动到中美相对经济周期的传导途径基本不存在, 所以寄希望于调整人民币兑美元汇率从而能够调整中美两国间的经济失衡关系是不切实际的。

再从图 4 来看, 我们发现在 16 个季度 (频率为 0.06) 至 25 个季度 (频率为 0.04) 一个波动周期的频域内, 人民币兑美元实际汇率与中美相对经济周期的相干谱有一个显著的峰值, 其中在波动周期为 18 个季度 (频率为 0.053) 处到达最大值, 而在其它的频域内  $r_{yq}(\omega)$  都在 0 附近。也就是说二者在波动周期为 4 至 6 年的范围内具有很高的相关性, 而在波动周期为 4.5 年时其相关性达到最高。结合图 3 中当波动周期为 4 年左右时中美相对经济周期对人民币兑美元实际汇率的影响最为久远的结论, 易知中美相对经济周期确实是导致人民币兑美元实际汇率波动的原因, 且其对人民币兑美元实际汇率波动的影响在 4 年左右的时间到达最大, 这与 Mark (1995) 以及 Mark 和 Sul (1998) 等人的研究所得到的两国间相对产出等经济基本面变动对汇率影响的滞后时间为 4 年、而短期内没有影响的结论基本一致。从中美两国的实际情况来看, 可能与美国 4 年一次的大选、中



国5年一次的“五年规划”等冲击因素造成的相对经济周期对汇率的传递有关,这是值得进一步细化研究的。

## 五、小结

中美两国间经济失衡的对称性使得人民币兑美元汇率承受着很大的升值压力,而根据既有的研究却难以判断是否应加快人民币兑美元汇率升值以改善两国间的失衡关系,因此本文试图从一个新的视角,即考虑人民币兑美元汇率波动与中美相对经济周期的联动性,来研究人民币兑美元汇率的波动及其影响。为此,本文首先构造了一个两国模型,从理论上论证了两国间汇率波动和相对经济周期可能存在联动性,随后应用频谱分析技术对1994年第一季度至2011年第四季度人民币兑美元实际汇率及中美相对经济周期的联动性进行了实证检验。本文主要的结论可总结为如下两点:(1)中美相对经济周期基本上在所有的频域内都领先于人民币兑美元实际汇率的波动,其中当频率为4年左右一个波动周期时领先最多;(2)在4.5年左右一个波动周期的频域内中美相对经济周期与人民币兑美元实际汇率具有高度的相关性。上述结论说明中美相对经济周期是人民币兑美元实际汇率波动的决定因素,而且中美相对经济周期变动对人民币兑美元汇率的影响在4年左右时达到最大。

根据以上的结论,当前有关“人民币汇率被低估从而引发中美经济失衡”的指责是没有根据的。中美之间固有的相对经济周期差异是两国间经济失衡呈对称性的主要原因,而强行要求中国仅用“短平快”的汇率手段来调整中美之间贸易的失衡结构,以此换来美国就业率的增長,是一个没有根据的逻辑。如果美国确实希望改善中美间的经济失衡,应当把注意力从指控中国政府操纵汇率转移到调整影响两国间相对经济周期波动的内部经济结构上来,包括转变美国既有的消费模式。而如果美国方面一味强调人民币汇率因素,以及对中国实施贸易制裁只能陷入互相报复的恶性循环。对中国来说,由于中美相对经济周期会对人民币兑美元实际汇率的波动产生直接的影响,因此中国应该抓住此次国际金融危机后中美两国都在对本国产业结构进行调整的机遇,按照“十二五规划”的布局,加快改变投资方式从而将更多的国内储蓄转化为可以创造更高收益的私人投资,以减少对美国出口的依赖,从而为进一步的完善人民币汇率的形成机制提供良好的宏观经济环境,使得人民币汇率有可能在合理、均衡的水平上形成。□

### 参考文献:

1. 陈建超,何鲁冰. 美国经常账户赤字研究[J]. 世界经济, 2007(2): 25-34.
2. 贺力平. 人民币实际有效汇率与近年来中国经常账户顺差[J]. 金融研究, 2008(3): 65-77.
3. 金洪飞,周继忠. 人民币升值能解决美国对华贸易赤字吗?——基于1994-2005年间月度数据的贸易弹性分析[J]. 财经研究, 2007(4): 65-78.
4. 雷达,赵勇. 中美经济相互依存关系中的非对称性与对称性[J]. 国际经济评论, 2008(3-4): 29-34.
5. 刘少英. 财政、货币和汇率政策对经常账户的影响——以中美两国为例[J]. 世界经济研究, 2009(9): 55-64.
6. 刘尧成,周继忠,徐晓萍. 人民币汇率波动对我国贸易差额的动态影响[J]. 经济研究, 2010(5): 32-41.
7. 卢锋. 中美经济外部不平衡的“镜像关系”——理解中国近年经济增长特点与目前的调整[J]. 国际经济评论, 2008(11-12): 19-27.
8. 卢向前,戴国强. 人民币实际汇率波动对我国进出口的影响1994-2003[J]. 经济研究, 2005(5): 65-77.
9. 麦金农,大野健一. 美元与日元[J]. 上海远东出版社, 1999.
10. 施建淮,傅雄广. 汇率传递理论文献综述[J]. 世界经济, 2010(5): 3-26.
11. Baxter M., 1991, “Business Cycles, Stylized Facts, and the Exchange Rate Regime: Evidence from the United States”, *Journal of International Money and Finance*, 10, 71-88.
12. Baxter M. and R. G. King, 1999, “Measuring Business Cycles: Approximate Band-pass Filters for Economic Time Series”, *The Review of Economics and Statistics*, 81, 575-593.

13. Beveridge S. and C. R. Nelson ,1981, "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the 'Business Cycle' ," *Journal of Monetary Economics* ,151 – 174.
14. Bilson ,J. F. O. ,1978, "the Monetary Approach to Exchange ," *International Monetary Fund Staff Papers* ,25 , 48 – 75.
15. Branson W. ,H. Hannu and P. Masson ,1979, "Exchange Rates in the Short run: Some Further Results ," *European Economic Review* ,12 ,395 – 402.
16. Evans M. and R. Lyons ,2002, "Order Flow and Exchange Rate Dynamics ," *Journal of Political Economy* ,110 , 170 – 180.
17. Frenkel ,J. A. ,1976, "A Monetary Approach to Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence ," *Scandinavian Journal of Economics* ,78 ,200 – 224.
18. Gylfason ,T. ,1987, "Does Exchange Rate Matter?" *European Economic Review* ,31 ,375 – 381.
19. Kydland F. E. and E. C. Prescott ,1982, "Time to Build and Aggregate Fluctuations ," *Econometrica* ,50 ,1345 – 1370.
20. Mark ,N. C. ,1995, "Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long – Horizon Predictability ," *American Economic Review* ,85 ,201 – 218.
21. Mark ,N. C. and D. Sul ,1998, "Nominal Exchange Rates and Monetary Fundamentals: Evidence From a Small Post – Bretton – Woods Panel ," *Manuscript* , Ohio State University.
22. Mussa M. ,1976, "The Exchange Rate ,the Balance of Payments and Monetary and Fiscal Policy under a Regime of Controlled Floating ," *Scandinavian Journal of Economics* ,78 ,229 – 248.
23. Obstfeld M , and K. Rogoff , 1995, "Exchange Rate Dynamics Redux ," *Journal of Political Economy* , 103 , 624 660.
24. Pilbeam k. ,1991, "Exchange Rate Management: Theory and Evidence" ,Macmillan ,Basingstoke.
25. Rapach D. and M. Wohar ,2002, "Testing the Monetary Model of Exchange Rate Determination: New Evidence from a Century of Data ," *Journal of International Economics* 58 ,359 – 385.

## Co – movements between Exchange Rate Fluctuation and Relative Business Cycles of China and the USA

### —— A Study Based on Spectral Analysis

Liu Yao-cheng   Ding Jian-ping

( School of Finance , Shanghai University of Finance & Economics , Shanghai 200433 , China)

**Abstract:** We point out in this paper that the fluctuation of RMB-US dollar real exchange rate may highly related to the relative business cycles between China and the USA ,so we firstly constructs a two-country model to illustrate that there may exist some correlation between two country's real exchange rate fluctuation and the relative business cycle. Then we test the correlation between RMB-US dollar real exchange rate fluctuation and relative business cycles of China and the USA during 1994: Q1 – 2011: Q4 using spectral analysis. We get two main conclusions: for one is the relative business cycles of China and USA lead the fluctuation of RMB-US dollar real exchange rate , and for the second , the correlation gets it's highest when the frequency domain is around 4 years for a fluctuation cycle. These conclusions declare the relative business cycles causes the RMB-US dollar real exchange rate fluctuation , so the adjustment of the RMB-US dollar exchange rate cannot be used to change the economic imbalance between China and the USA.

**Keywords:** RMB-US Dollar Exchange Rate   Relative Business Cycles   Spectral Analysis