

人民币汇率升值对 我国失业率影响的门限测度

刘少英 陈学彬*

摘要: 本文运用理论建模和多元门限协整的实证相结合的方法,对人民币汇率升值通过影响出口,从而影响失业率的门限进行了估计。最后得出,若人民币实际有效汇率指数升值超过 246.6,使出口每减少 1 个百分点,将使失业率大约上升 0.248 个百分点;否则,人民币汇率升值使出口减少导致失业率上升的弹性将减半。为减轻我国就业压力,这就要求货币当局合理调控人民币汇率升值的速度和幅度。

关键词: 人民币升值 失业率 门限估计

一、引言

汇率升值是一把双刃剑。汇率升值不仅会使外资流入减少,出口增长趋缓,经济增长速度降低,而且会对就业产生不利影响,就业下降幅度将随着升值幅度的上升而上升;但汇率升值也会促进劳动生产率的提高、内涵和资源节约型的经济增长以及经济竞争力的增强(张曙光,2005;魏巍贤,2006;姜波克,2007)。

那么,汇率升值到底对一国经济是利大于弊,还是弊大利呢?这要视一国的国情及政府的最终目标而定。是追求经济增长、国际收支平衡?还是充分就业、节约型社会?充分就业与各国人民的生活提高、社会稳定及当局的政绩息息相关,肯定是各国追求的目标。许多学者在此方面做过深入而有意义的研究。

Burgess 和 Knetter (1998) 应用面板数据模型,对汇率冲击对 G-7 工业化国家就业的影响进行了实证分析,得出了有些国家的就业对汇率的冲击不敏感且调整速度较慢,而另一些国家则存在相反的结论。Klein、Schuh 和 Triest (2003) 应用一个新的工作创造和破坏模型,对美元实际汇率的变动对美国制造业劳动岗位的重新分配进行了估计,认为趋势性实际汇率对岗位的重新分配而不是净就业有显著影响,周期性实际汇率只有在岗位破坏时才对净就业有显著影响。Belke 和 Gocke (1999) 的研究较周全和深入,他们考虑到企业存在解雇和雇用劳动力的沉没成本,使就业对汇率不确定性的反应存在滞后性。这表明当汇率的变动超出了一定的区间,汇率才会对就业造成影响。也就是说,就业与汇率之间的关系并不总是线性的,在一定时期会呈非线性。此结论说明了许多实证研究用汇率与就业变量直接来做线性回归,得出汇率与就业之间是弱相关的结论是值得怀疑的。Belke 和 Setzer (2003) 对中欧和东欧国家做了实证分析,认为较高的汇率使劳动市场的成本也较高,欧元的波动性与这些国家的就业负相关。因此,他们认为,消除汇率的波动可以稳定就业,从而可以代替就业保护法对稳定就业的作用。

国内的相关研究也不少。万解秋、徐涛 (2004) 通过理论和实证相结合的方法,分析认为在人民币汇率比较稳定、波动幅度较小的阶段,汇率小幅度的波动对就业的影响不显著;当人民币汇率做较大幅度调整时,人民币升值将导致就业的减少,贬值在一定时期内可增加就业。此结论与 Belke 和 Gocke (1999) 的研究结论具有相似性,从直觉来看也十分合理。国内通过区分贸易部门和非贸易部门来对人民币汇率和就业的关系进行研究的文章也有一些。如,居励 (2007) 运用一般回归、曾莹 (2006) 运用动态面板模型、丁剑平等 (2005) 运用协整检验的方法,均得出人民币实际汇率升值与贸易行业的就业负相关。范言慧、宋旺 (2005) 的研究则得

* 刘少英,复旦大学金融研究院,邮政编码:200433,电子信箱:071015044@fudan.edu.cn;陈学彬,复旦大学金融研究院,邮政编码:200433。

感谢匿名审稿人的评论意见,当然文责自负。

出人民币实际汇率的变动对我国制造业的就业有不利影响。

综上所述,大多数研究认为:汇率升值对一国的就业是不利的。但以上研究中也少数学者认为,只有当汇率升值到一定区间时,汇率波动才对就业产生影响。根据我国的国情,姜波克也曾指出,均衡汇率是在名义或实际国民收入增长基础上的内外均衡同时实现所对应的那个汇率区间。均衡汇率的决定取决于资源约束。资源约束的上限是可承受的劳动力失业率以达到社会稳定,资源约束的下限是合理的自然资源消耗速度以达到经济的长期可持续发展(姜波克,2006、2007)。由此看来,中国作为劳动力过剩大国,研究人民币汇率对失业影响的合理升值区间具有十分重要的现实意义。按姜波克的说法,人民币汇率升值的最大幅度应以我国的最高失业率为限。截至目前,国内外的学者在此方面的研究不少,但还没有哪位学者能指出汇率升值的具体区间应为多少,才不至于使一国的失业过多,且已有的实证研究都是基于汇率波动和就业率之间在样本期内呈一种线性关系。笔者认为,汇率波动与就业率之间可能呈非线性关系。因为,根据前面的文献综述,有些学者已研究得出,汇率波动对就业的影响具有滞后性。这就暗示,在样本期内的某一段时间,汇率波动对就业没有影响,而在某个时间点,当汇率波动超出一定的界限时,汇率变动才对就业产生影响。这也就是说,汇率和就业在样本期的前一段时间呈一种线性关系或无关系,过了某个时间点之后,又会变成另一种线性关系。若从整个样本期来研究它们之间的关系,可能会出现偏误。正是由于以上原因,本文在实证中拟用门限计量的建模方法,以期找出人民币均衡汇率的上限,即汇率与失业率之间的线性关系发生转折的点位。

二、理论假设与基本模型

理论模型的建立往往能为实证研究推导出变量之间的粗略关系,以此作为实证方向的指导。由于任何理论模型都不可能完整地刻画现实经济情况,为了计算的简便并能够推导出变量之间的关系,在建模中往往会建立一些假设。在前人研究的基础上,为了推导出汇率波动与失业率之间的理论关系,本文首先也做如下三个假定。这三个假定是建立在一般性的经济分析和原理基础之上的,并不代表特定国家的经济特征。只有这样,模型的最后结论才具有一般代表性。

(一) 假定

首先,不失一般性,假设本国和外国经济的长期生产函数满足 Cobb - Douglas 形式,则:

$$Y = AL^{\alpha}K^{1-\alpha} \quad (1)$$

$$Y^* = A^*L^{*\beta}K^{*1-\beta} \quad (2)$$

其中带 * 的为外国经济变量,以下与此相同。 A 和 A^* 为全要素生产率, $A, A^* > 0$ 。 K 为资本存量, L 为劳动力。 α 和 β 分别表示本国和外国的劳动产出弹性,且 $\alpha, \beta \in (0, 1)$ 。

其次,假设经济中绝对购买力平价成立。购买力平价能否得到实证检验的支持至今还存在争议,因为所得的结论往往取决于实证方法、计量指标和样本期等因素的选取;另外,假设经济中绝对购买力平价成立也简化了计算。因此,本文假设经济中绝对购买力平价成立,即:

$$e = \frac{P}{P^*} \quad (3)$$

其中, e 表示本币与外币的汇率, P 和 P^* 分别表示本国和外国的物价水平。

最后,与假设 2 同理,假设短期菲利普斯曲线在经济中成立,即失业率和名义工资变化率之间存在显著的负相关性。两者之间的关系可以简单地表示如下:

$$\frac{W_t - W_{t-1}}{W_{t-1}} = -\theta \left(\frac{\bar{N} - N_t}{\bar{N}} \right) \quad (\theta \text{ 为大于零的常数}) \quad (4)$$

其中, W_t 和 N_t 分别表示第 t 期的工资水平和就业人数; $\bar{N}$ 表示劳动力供给或充分就业人数。因此, $\frac{W_t - W_{t-1}}{W_{t-1}}$ 和 $\frac{\bar{N} - N_t}{\bar{N}}$ 分别表示第 t 期的工资变化率和失业率。

(二) 模型推导

根据厂商利润最大化的一阶条件,劳动需求的边际投入等于边际产出,由(1)式、(2)式得:

$$\frac{W}{P} = MP_L = \frac{dY}{dL} = \alpha A \left(\frac{K}{L} \right)^{1-\alpha} = \alpha \frac{Y}{L} \quad (5)$$

$$\frac{W^*}{P^*} = MP_L^* = \frac{dY^*}{dL^*} = \beta A^* \left(\frac{K^*}{L^*} \right)^{1-\beta} = \beta \frac{Y^*}{L^*} \quad (6)$$

(5) 式 ÷ (6) 式且由 (3) 式得：

$$\frac{W}{W^*} = \left(\frac{\alpha}{\beta}\right) \left(\frac{P}{P^*}\right) \frac{Y/L}{Y^*/L^*} = \left(\frac{\alpha}{\beta}\right) e^{\frac{Y/L}{Y^*/L^*}} \quad (7)$$

将上式两边取对数,并整理得：

$$(w - w^*) - \ln\left(\frac{\alpha}{\beta}\right) + (lab^* - lab) = \ln e \quad (8)$$

以上小写字母表示取自然对数, lab^* 和 lab 分别表示外国和本国的劳动生产率,即：

$$lab^* = \ln\left(\frac{Y^*}{L^*}\right), lab = \ln\left(\frac{Y}{L}\right)$$

将 (4) 式先进行化简,再将右边进行一级泰勒级数展开,这样 (4) 式近似地可改写为：

$$w_t - w_{t-1} = -\theta u_t \quad (9)$$

$$w_t^* - w_{t-1}^* = -\theta^* u_t^* \quad (10)$$

(9) 式中的小写字母 w 表示变量的对数值。 u_t 表示第 t 期的失业率,将 (9) 式、(10) 式代入 (8) 式,得：

$$(\theta^* u_t^* - \theta u_t) + (lab_t^* - lab_t) + (w_{t-1} - w_{t-1}^*) - \ln\left(\frac{\alpha}{\beta}\right) = \ln e_t \quad (11)$$

由 (11) 式可知, $\frac{\partial u_t}{\partial e_t} < 0$, $\frac{\partial lab_t}{\partial e_t} < 0$, $\frac{\partial u_t}{\partial lab_t} < 0$, $\frac{\partial u_t}{\partial w_{t-1}} > 0$, 当 e_t 下降,即本币升值时,本国的失业率 u_t 和劳动生产率 lab_t 都上升,当 lab_t 上升 w_{t-1} 下降时, u_t 下降。这符合一般经济学原理。

三、实证分析

虽然以上模型所推导的结论——本币升值本国的失业率会上升是建立在三个假设基础之上才有的结果,但此结论仍遵从一般经济学原理。此结论在我国是否成立?即使成立,两变量之间的确切关系又如何?还有待以下实证的检验。

(一) 数据说明

从理论上讲,人民币升值对国内贸易部门的影响是直接的,对非贸易部门的影响是间接的。国内许多学者为了更详细地分析人民币升值对我国就业结构的影响,在实证中区分了贸易部门和非贸易部门。笔者认为此方法虽能更详尽地测度我国部门失业率与人民币汇率的关系,但由于我国只有对行业细分就业人数的统计,却没有对贸易部门和非贸易部门就业人数的专门统计。对于哪些行业应划归为贸易部门,国内外都没有统一的标准,这就为实证研究带来困难。另外,从理论和直觉上来看,虽然人民币升值直接影响的是贸易部门的就业,但在贸易部门失业的这些人肯定会转向非贸易部门,在劳动力需求有限的情况下,劳动市场的竞争最终也会使贸易部门的失业人口对非贸易部门的就业人员产生挤出效应。这样,在人民币升值下,贸易部门的失业人员能够再就业,但社会总的失业人数仍可能增加。政府作为社会计划者,首先最应关注的是整个社会失业人数的变动,当然结构的变动也很重要。此外,根据引言中姜波克的观点,均衡汇率的决定取决于资源约束,资源约束的上限是可承受的劳动力失业率以达到社会稳定。基于以上原因,在数据的可获得性约束下,若采用全国经济活动总人口减去总就业人员来计算失业率,我国历史上的最高失业率还不到 2.7%,这似乎与我国的真实情况不符。一方面,大量的农村剩余劳动力进城务工失业后返乡无法被确认为失业人员;另一方面,城镇登记失业率虽然在统计上也不完善,但城镇失业者比农村剩余劳动力失业者更易被确认是否为真正失业者,该指标作为我国失业率的代表更具有代表性。因此,本文拟用我国年末城镇登记失业率作为实证分析的被解释变量,该指标是指有非农业户口,在一定的劳动年龄内(16 周岁至退休年龄),有劳动能力,无业而要求就业,并在当地就业服务机构进行求职登记的人员。

从以上理论模型可知,失业率还与国内劳动者的劳动生产率负相关。因此,本文将劳动生产率作为解释变量之一。同样,碍于数据的可得性,劳动生产率的度量将采用传统的方法即全国就业人员人均 GDP 来表示,并且经过 CPI 的调整。CPI 是以上年度为基期的全国价格指数。另一个解释变量就是劳动者的工资。理论模型中滞后一期的国内工资与国内失业率正相关。本文将用国内职工的平均货币工资来度量,平均货币工资也经过 CPI 调整。第三个解释变量,用我国实际出口总额来表示。虽然理论模型中没有此变量,但由于出口总额的增减可能直接影响到企业的规模,从而关系到失业人数的增减。以上所有变量的数据均来

源于历年《中国统计年鉴》,样本期限为 1980 - 2007 年。

(二) 分析方法

一般的经济学理论认为,人民币汇率升值只有在满足马歇尔 - 勒纳条件下才会使出口总额减少,从而使失业增加。但从引言可知,只有当汇率的变动超过了一定的幅度,也即越过了一定的门槛时,才会影响到出口规模和就业,所以汇率与就业之间可能在整个样本期内存在一种非线性关系,虽然它们之间在某一小段时间内存在线性关系。有鉴于此,本文将用一种有别于传统的线性计量方法——门限量方法来测度人民币汇率升值达到多大值时,才会改变对失业率的前期影响关系。在前文理论模型的推导中,汇率变量虽然采用名义汇率,但考虑到物价和贸易规模对汇率的影响,本文拟采用由国际货币基金组织经各国物价和贸易权重调整的人民币实际有效汇率指数来表示汇率变量,数据来源于 IFS。实际有效汇率指数上升表示人民币升值,下降表示贬值,这正好与前面的名义汇率的含义相反。值得说明的是,此处用实际有效汇率并不改变前文理论模型中名义汇率与失业率关系的方向。

门限量方法自 20 世纪 80 年代开始在国外经济学领域得到应用。门限又称阈 (Threshold),是指高于门限值(阈值)的过程与低于门限值(阈值)的过程中变量之间的关系完全不同,因此,这个模型有点类似于分段函数。它可以同时捕捉到一个过程中变量之间的非对称性相互影响关系(刘金全等,2007)。目前门限计量的方法已经发展出了很多种方法,从最初 Tong(1983)提出的门限自回归模型(TAR),到 Hansen(2000)提出的多元门限回归(Multiple Threshold Regression)模型。前一种模型顾名思义,它的右端仅包含被解释变量自身的滞后项,而无其他解释变量,而第二种模型的右端则包含多个解释变量。门限自回归(TAR)模型是门限计量的基础,由它拓展出很多种自回归模型,如自激励(Self - Exciting) TAR 模型(SETAR,有时简称为 TAR)和惯性 - 门限自回归模型(MTAR)(Enders and Granger,1998)。门限自回归(TAR)模型的估计关键有两点:检验门限协整是否存在和对门限值进行估计。对于门限协整是否存在,要求两种检验即平稳性检验和非线性检验同时成立,也就是要求 TAR 模型中不存在单位根且均衡误差是非对称调整的(刘金全等,2007)。对于门限值的估计,Enders 和 Siklos(2001)在此方面做出了贡献,提出了门限值等于 0 和门限值未知两种假设检验。当门限值不等于 0 时采用 Chan(1993)的格点搜索法。本文拟采用多元门限回归模型,模型详细介绍如下。

根据文中的数据说明,假设存在一个门限水平 τ ,使得对于影响因素 $reer_t > \tau$ 与 $reer_t < \tau$ 时, $reer_t$ 通过对出口的影响,从而对失业率 u_t 的影响会出现显著差异。那么,设置虚拟变量 D_t ,使其满足如下约束条件:

$$D_t = \begin{cases} 0 & reer_t \leq \tau \\ 1 & reer_t > \tau \end{cases}$$

则可以根据前面的理论模型及数据说明,建立如下回归模型:

$$\ln(u_t) = \alpha \ln(lab_t) + \beta \ln(wage_t) + \theta_1 D_t \ln(ex_t) + \theta_2 (1 - D_t) \ln(ex_t) + c \quad (12)$$

其中, u_t 表示失业率(%), lab_t 表示实际劳动生产率(元/人), $wage_t$ 表示全国职工人均实际工资(元/人), ex_t 表示出口总额(亿元), $reer_t$ 表示实际有效汇率指数。 D_t 在此处为示性函数。示性函数加入方程,能较准确地检验变量 $reer_t$ 对失业率 u_t 的影响,若它们之间的门限协整关系成立的话,即当 $reer_t$ 大于门限水平时, $reer_t$ 通过出口对就业的影响系数为 θ_1 ;小于等于门限水平时,影响系数为 θ_2 。

对以上模型进行有效地估计,需要做两步工作。

首先是估计门限值。门限值的估计按 Chan(1993)的标准来判断。这就是,当回归模型中的残差平方和最小时所对应的 $reer_t$ 值即为门限 τ ,因为此时方程拟合得最好。在实际研究中,可以将 $reer_t$ 进行升序排列,去掉最大的 15 %和最小的 15 %,其余的 $reer_t$ 作为门限值依次对方程(12)进行回归,使方程的残差平方和最小的那个 $reer_t$ 即为门限 τ 值的估计(张宇,2008;刘金全,2007)。

其次是检验门限协整关系是否存在。先检验方程(12)中的原假设 $\theta_1 = \theta_2 = 0$ 是否成立,备择假设为存在协整关系。根据 Enders 和 Siklos(2001)的检验标准,当 $\tau = 0$ 时,用统计量 $F = \frac{(SSR_1 - SSR_0)/2}{SSR_0/(T - p - 2)}$,其中 SSR_0 和 SSR_1 分别为未约束模型和约束模型的残差平方和, T 为样本容量, p 为解释变量个数;当 τ 未知时,采用 Chan(1993)的格点搜索法来确定 τ , F^* 的形式同上。以上所有统计量的临界值由 Enders 和 Siklos(2001)通过蒙特卡罗模拟获得,临界值可以查阅其原文章。当以上协整关系成立时,再检验 $reer_t$ 与 u_t 之间是否存在非线性关系,即 $\theta_1 = \theta_2$ 是否成立,若不成立,则拒绝原假设,表示存在非线性关系。检验的统计量用 Wald 统计量(服从 F 分布)(张宇,2008;刘金全,2007)。

(三) 分析结果

1. 相关性检验

根据以上步骤,在估计人民币汇率的门限值之前,为了避免解释变量之间的相关性太强而导致的共线性,先对这四个解释变量的相关性进行检验。由于样本期限不长,且一般宏观数据取水平值不平稳,因此,本文首先将这些变量取对数,然后进行相关性检验。但由于要直接估计 $reer$ 的门限值, $reer$ 在此不取对数。检验结果见表 1。

表 1 解释变量之间的相关系数矩阵之一

	$\ln(ex)$	$\ln(lab)$	$\ln(wage)$	$reer$
$\ln(ex)$	1			
$\ln(lab)$	0.993	1		
$\ln(wage)$	0.992	0.998	1	
$reer$	- 0.757	- 0.701	- 0.682	1

从表 1 可以看出,这四个变量之间的相关度很高,特别是变量 $\ln(ex)$ 、 $\ln(lab)$ 、 $\ln(wage)$ 这三个变量之间的相关度达到 99 % 以上,若将这些变量直接用于回归模型 (12) 中,则会导致严重的多重共线性,很可能使回归的系数符号不符合经济理论。因此,必须变换模型中解释变量之间的形式。首先考虑将变量 $\ln(lab)$ 与 $\ln(wage)$ 合并成一个新的变量 $\ln(wage/lab)$,这样就消除了它们俩之间的共线性问题。将此新的变量命名为 $\ln(cost)$,它表示每单位产出需要企业支付多少工资,构成企业的单位产出工资成本。另外,由于汇率与 $\ln(ex)$ 的相关性最高,汇率作为一个虚拟变量与 $\ln(ex)$ 相乘,形成交互项,这样在一定程度上也可以消除此两变量的共线性和内生性问题。这样变换之后,三变量之间的相关性检验如表 2 所示。

表 2 解释变量之间的相关系数矩阵之二

	$\ln(ex)$	$reer$	$\ln(cost)$
$\ln(ex)$	1		
$reer$	- 0.757	1	
$\ln(cost)$	0.403	- 0.031	1

由表 2 可知,变量之间的相关度大大降低,变量之间的多重共线性可以得以消除。模型 (12) 就变为:

$$\ln(u_t) = \gamma \ln(cost_t) + \lambda_1 D_t \ln(ex_t) + \lambda_2 (1 - D_t) \ln(ex_t) + c \tag{13}$$

所以,当 $reer_t$ 大于门限水平时, $reer_t$ 通过出口对就业的影响系数为 λ_1 ; 小于门限水平时,影响系数为 λ_2 。

2. $reer_t$ 门限值的估计

这是门限协整计量方法中最重要的一步。按以上求门限值的方法,在 Eviews5.1 中通过编程的方法来估计 $reer_t$ 的门限值。程序运行的结果如下:

$$\ln(u_t) = 0.763 \ln(cost_t) + 0.248 D_t \ln(ex_t) + 0.118 (1 - D_t) \ln(ex_t) - 3.198 \tag{14}$$

$$(2.013^{**}) \quad (6.77^{***}) \quad (5.95^{***}) \quad (-2.11^{**})$$

$$Adj. R^2 = 0.75 \quad SSR = 0.48 \quad D. W. = 1.61 \quad F = 28.38$$

$$Wald - Test(\theta_1 = \theta_2) = 35.37(0.000)$$

门限值 (τ): $reer_t = 246.6$

以上解释变量下括号中的数字为 t 统计量, **、*** 分别表示在 5 %、1 % 的水平下显著。经检验以上回归方程不存在自相关和异方差,所有的解释变量都是显著的。

(14) 式表示,工资产出比对失业率的影响较大,工资产出比每上升 1 %,失业率就上升 0.736 %。而人民币实际有效汇率对失业率的影响不到工资产出比的影响的 1/3,但也不容忽视。由于样本期较短,对人民币升值对失业率的影响应该从更长期限来考证。尤其应该注意的是,这里的实证结果表明,当人民币实际有效汇率指数升值超过 246.6 时,人民币实际有效汇率能够通过促使出口减少 1 % 而带来失业率 0.248 % 的上升,否则,人民币实际有效汇率能够通过促使出口减少 1 % 而带来失业率 0.118 % 的上升,即跨过这一门限,人民币汇率实际升值将使其通过出口的减少对失业的影响成倍增加。在此,笔者认为,我国的货币当局应该注意这一门限水平,应合理调控人民币升值的速度和幅度,以免对我国的资源约束上限——失业率造成大的震动。

3. 门限协整关系的检验

门限协整存在的前提是这些变量之间在某个样本期间可能存在协整关系。在进行门限协整检验之前,

先对这些变量进行单位根检验(见表3)。检验的结果表明, $\ln(u)$ 与 $reer$ 是 $I(0)$, $\ln(ex)$ 与 $\ln(cost)$ 是 $I(1)$ 。虽然单整阶数不一样,但在多元回归中,只要有两个以上的解释变量的单整阶数高于被解释变量的单整阶数,且这些解释变量的单整阶数相同,则仍存在协整的可能(见 Granger,et al. (2001),p. 80;邓翔(2004),210页;高铁梅(2006),155页)。

表3 单位根检验结果					
变量	ADF 统计量	检验形式	临界值		结论
			1 %	5 %	
$\ln(u)$	- 4.056 **	(c,t,1)	- 4.39	- 3.61	平稳
$\ln(ex)$	- 0.734	(c,0,6)	- 3.70	- 2.98	非平稳
$\ln(cost)$	0.327	(0,0,4)	- 2.66	- 1.95	非平稳
$reer$	- 4.28 ***	(c,0,6)	- 3.69	- 2.97	平稳
$\Delta \ln(ex)$	- 5.42 ***	(c,0,6)	- 3.70	- 2.98	平稳
$\Delta \ln(cost)$	- 4.732 ***	(0,0,4)	- 2.66	- 1.95	平稳

注：**、***分别表示在5%、1%的水平下显著。

为了进一步地验证这些变量之间是否存在协整关系,再对其进行 Johansen 协整检验。由于我们无法确定数据中的趋势,因此采用协整检验中的无确定趋势项来进行,结果见表4。由表4可知,这些变量之间至少存在3个协整关系。这进一步地表明,这些变量之间在总的样本期内可能存在多种不同的共同趋势,即在某个子区间可能存在线性关系,在另一子区间则存在另一种线性关系。从图1也可以看出这些变量之间的趋势在整个样本期内并不一致。特别是 $\ln(u)$ 在1985年随着 $reer$ 的先贬后微升由下降走向上升, $reer$ 对失业率的影响似乎呈非线性。以上这些为多元门限协整关系(非对称性协整关系)存在的可能奠定了良好的基础。

表4 Johansen 协整检验结果			
假定 $CE(S)$ 的个数	特征值	迹统计量	5 %临界值
None *	0.676	76.17	54.07
At most 1 *	0.59	46.86	35.19
At most 2 *	0.52	23.74	20.26
At most 3	0.17	4.94	9.16

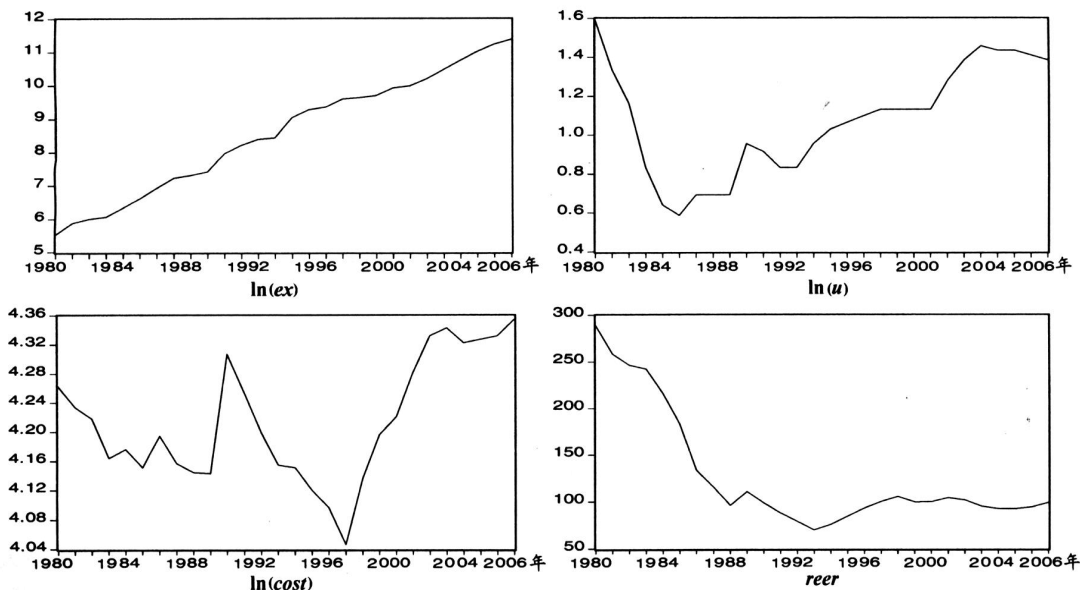


图1 变量变动趋势图

下面按门限协整的检验方法进行检验。由(14)式可知, $\lambda_1 \neq \lambda_2 \neq 0$,因为这里 $0.248 \neq 0.118$,所以拒绝不存在协整关系的原假设,即原变量之间存在协整关系,这与以上根据 Engle 和 Granger 提出的协整理论的检验结果相同。又由程序运行的结果 Wald 统计量可知,也拒绝 $\lambda_1 = \lambda_2$ 的原假设,这说明 $reer_t$ 与 u_t 之间存在非线性关系,即 $reer_t$ 对 u_t 的影响是非对称性的,其门限值即为非对称影响的临界值。

以上这些检验结果与文献综述中有些学者的研究结论一致。若样本容量更大的话,也许人民币实际有

效汇率对我国失业率非对称性影响的关系将会得到更明显和更有说服力的验证。

四、结论与政策建议

碍于数据的可获得性,以及样本期限较短的限制,所得到的人民币汇率升值通过出口对我国失业率造成影响的门限值的测度有待改进。但这已在一定程度上说明,人民币汇率升值对我国失业率的影响是非对称性的,即存在一定的门槛效应,人民币实际有效汇率指数的门限为 246.6。当人民币汇率升值超过这一门限水平时,升值通过出口对失业率上升带来的影响弹性由原来的 0.118 % 明显倍增至 0.248 %。虽然在以上各种局限性下测得的这一弹性很小,但近几年来,我国的出口已占到 GDP 的 30 % 以上,2007 年这一比重达到 37.6 %,出口的增长可以新增很多劳动岗位,这对缓解就业压力起到了一定的作用。因此,人民币升值通过出口的减少导致失业率上升的间接影响不容忽视,特别是人民币升值到一定水平时,其影响倍增这一结论更要引起中央银行的重视。就公布的数据来看,近几年来,我国城镇登记失业率在 4 % 左右徘徊。从图 1 也可以看出,失业率随着人民币实际有效汇率升值幅度的不同而有不同上升。因此,虽然人民币汇率升值有助于促进我国内涵式经济增长,有助于节约国内资源,建立可持续发展的经济。但只有社会稳定才能促进内涵式和可持续经济的发展,因此,我国当前面临的最紧要任务就是为占世界总劳动力 1/4 的我国各类劳动人口提供就业岗位,以便促进社会安定团结。迫于这一任务,在当前人民币汇率不断对美元加速升值的情况下,中央银行应适当调控人民币升值的速度和幅度,不能一步到位。这样,不仅有助于减缓出口企业由于人民币升值所带来的国际竞争力下降,从而减轻由于出口急剧下降对就业带来的冲击,而且也可以促进国内企业努力提高出口产品的附加值,为我国经济由外延型向内涵型转变提供动力。

参考文献:

1. 丁剑平、鄂永健:《实际汇率、工资和就业》,载《财经研究》,2005(11)。
2. 邓翔:《计量经济学》,成都,四川大学出版社,2004。
3. 范言慧、宋旺:《实际汇率对就业的影响:对中国制造业总体的经验分析》,载《世界经济》,2005(4)。
4. 高铁梅:《计量经济分析方法与建模》,北京,清华大学出版社,2006。
5. 姜波克:《均衡汇率理论和政策的新框架》,载《中国社会科学》,2006(1)。
6. 姜波克:《均衡汇率理论和政策新框架的三探索》,载《国际金融研究》,2007(1)。
7. 姜波克:《均衡汇率理论和政策新框架的再探索》,载《复旦学报》(社会科学版),2007(2)。
8. 居励:《汇率变动对工资和就业结构影响的实证分析》,载《世界经济研究》,2007(9)。
9. 刘金全等:《人民币汇率与均衡水平偏离的动态非对称调整研究》,载《南方经济》,2007(11)。
10. 万解秋、徐涛:《汇率调整对中国就业的影响》,载《经济研究》,2004(2)。
11. 魏巍贤:《人民币升值的宏观经济影响评价》,载《经济研究》,2006(4)。
12. 曾莹:《汇率冲击和行业就业调整》,载《南开经济研究》,2006(5)。
13. 张曙光:《人民币汇率问题:升值及其成本 - 收益分析》,载《经济研究》,2005(5)。
14. 张宇:《FDI 技术外溢的地区差异与吸收能力的门限特征》,载《数量经济技术经济研究》,2008(1)。
15. Belke, A. and Göcke, M., 1999. "A Simple Model of Hysteresis in Employment under Exchange Rate Uncertainty." *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 46, pp. 260 - 286.
16. Belke, A. and Setzer, R., 2003. "Exchange Rate Volatility and Employment Growth: Empirical Evidence from the CEE Economies." *CESifo Working Paper*, No. 1056, July.
17. Burgess, S. M. and Knetter, M. M., 1998. "An International Comparison of Employment Adjustment to Exchange Rate Fluctuations." *Review of International Economics*, Vol. 6, pp. 151 - 163.
18. Chan, K. S., 1993. "Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model." *the Annals of Statistics*, Vol. 21, pp. 520 - 533.
19. Enders, W. and Granger, C. W. J., 1998. "Unit - Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates." *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 16, pp. 304 - 311.
20. Enders, W. and Siklos, P. L., 2001. "Cointegration and Threshold Adjustment." *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 19, pp. 166 - 176.
21. Granger, Clive W. J.; Eric, G.; Norman, R. S. and Mark W. W., 2001, *Essays in Econometrics*. Cambridge University Press.
22. Hansen, B. E., 2000. "Sample Splitting and Threshold Estimation." *Econometrica*, Vol. 68, pp. 575 - 603.
23. Klein, M. W.; Schuh, S. and Triest, R. K., 2003. "Job Creation, Job Destruction, and the Real Exchange Rate." *Journal of International Economics*, Vol. 59, pp. 239 - 265.
24. Tong, H., 1983. *Threshold Models in Non - linear Time Series Analysis*. New York: Springer - Verlag.

(责任编辑:王红霞)