

2010年第四辑(总第四辑)

# 国际经济学评论

**International Economics Review**

佟家栋 海闻 主编



中国财政经济出版社

# 国际经济学评论

**International Economics Review**

2010 年第四辑（总第四辑）

佟家栋 海 闻 主编

中国财政经济出版社

**图书在版编目 (CIP) 数据**

国际经济学评论. 2010 年第四辑/佟家栋, 海闻主编. —北京: 中国财政经济出版社, 2011. 10

ISBN 978 - 7 - 5095 - 3157 - 0

I. ①国… II. ①佟…②海… III. ①国际经济学 - 文集 IV. ①F11 - 0

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2011) 第 197290 号

责任编辑: 张 军

责任校对: 徐艳丽

封面设计: 陈 瑶

版式设计: 兰 波

中国财政经济出版社出版

URL: <http://www.cfeph.cn>

E-mail: [cfeph@cfeph.cn](mailto:cfeph@cfeph.cn)

(版权所有 翻印必究)

社址: 北京市海淀区阜成路甲 28 号 邮政编码: 100142

营销中心电话: 88190406 北京财经书店电话: 64033436 84041336

北京中兴印刷有限公司印刷 各地新华书店经销

787 × 1092 毫米 16 开 7.75 印张 181 000 字

2011 年 11 月第 1 版 2011 年 11 月北京第 1 次印刷

定价: 25.00 元

ISBN 978 - 7 - 5095 - 3157 - 0 / F · 2672

(图书出现印装问题, 本社负责调换)

质量投诉电话: 88190744

# 编委会名单

---

顾        问：熊性美  薛敬孝

主        编：佟家栋  海  闻

编委会成员：冼国明  马君潞  宫占奎  刘秉镰

戴金平  高乐咏  黄兆基  李坤望

盛  斌  李荣林  朱  彤  蒋殿春

张伯伟  周  申  李长英  尹翔硕

执 行 编 辑：苑  涛

---

## 目 录

### 金融发展与开放

---

- 金融发展对我国经常项目的影响研究  
 ..... 张伯伟 王自锋 ( 3 )
- 银行业开放对我国银行业发展的影响  
 ..... 苑 涛 陈夏楠 ( 16 )
- 技术进步视角下金融创新对经济增长的影响分析  
 ..... 孙浦阳 张 蕊 ( 40 )

### 国际直接投资与汇率

---

- 对外直接投资与母国产业结构优化  
 ——中韩两国的比较分析  
 ..... 胡昭玲 彭支伟 辛明香 ( 53 )
- 美国强迫人民币升值的政治经济学分析 ..... 张 兵 ( 65 )

### 国际贸易与经济一体化

---

- 贸易、技术与中国工业部门熟练劳动、非熟练劳动  
 工资差距 ..... 周 申 杨红彦 李可爱 ( 75 )
- GATT 经济理论述评与新解 ..... 曹吉云 张焦伟 ( 88 )
- 论美国区域贸易安排政策的起源、发展及最新动向  
 ..... 何永江 ( 98 )

# 金融发展与开放

国际经济学评论



# 金融发展对我国经常项目的影响研究

张伯伟<sup>①</sup> 王自锋<sup>②</sup>

**摘 要：**本文从理论和实证上分析了金融发展对我国经常项目的影响。研究发现，我国经常项目的自我调整速度较快，实际有效汇率的影响效应很弱，金融深化的影响在长短期内有明显的差异。

**关键词：**经常项目 经济增长 金融深化

## 一、引 言

改革开放以后，随着我国经济和金融实力增强，产品的国际竞争力提升，我国经常项目大多数年份均处于顺差状态，除 1985、1986、1988、1989 和 1993 年这 5 年外，其余年份均保持了顺差。尤其是 20 世纪 90 年代以来，除 1993 年出现逆差外，经常项目持续顺差，并且顺差的规模不断扩大。

根据顺差和逆差的转变，可将经常项目变动趋势分为三个阶段：第一阶段（1982—1984

---

① 张伯伟（1969— ），男，云南省洱源人，南开大学国际经济与贸易系教授；主要研究方向：计量经济学，国际贸易。

② 王自锋（1978— ），男，河南省漯河市人，南开大学国际经济与贸易系讲师；主要研究方向：直接投资，国际金融。

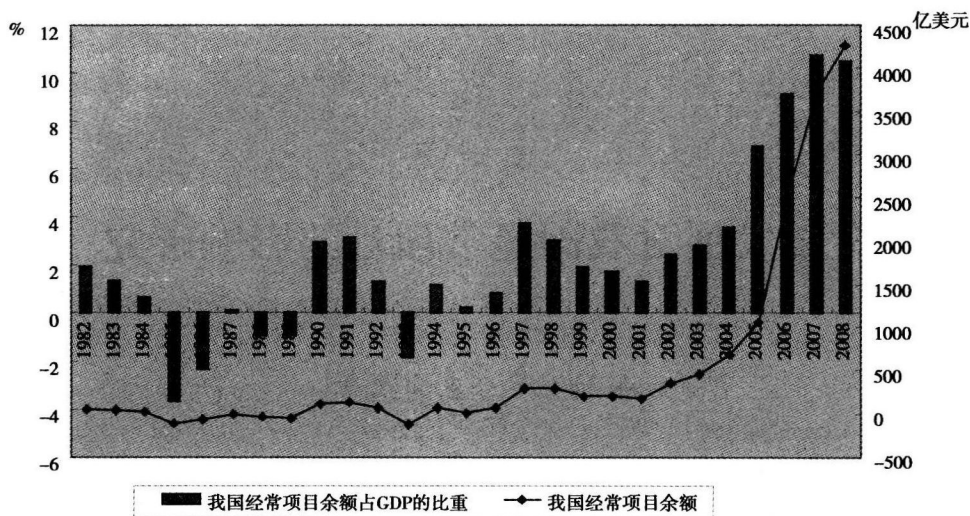


图1 我国经常项目余额的变化趋势

资料来源：相应年份的《中国统计年鉴》。

年), 旅游等非贸易收支顺差在经常项目顺差中占有重要地位。经常项目由 1982 年 56.74 亿美元的盈余下降到 1984 年的 20.30 亿美元, 从占 GDP 比重的 1.92% 下降到 0.64%。第二阶段 (1985—1989 年), 除 1987 年出现 3 亿美元的少量顺差外, 其余年份皆为逆差。1985 年经常项目出现了 114.17 亿美元的逆差, 1986 年逆差额有所减少, 1987 年则出现了小额顺差, 占 GDP 的比重只有 0.09%, 但之后的 1988 年和 1989 年连续两年出现逆差, 当然逆差规模并不大, 占 GDP 的比重分别为 0.92% 和 0.94%。第三阶段 (1990—2008 年), 除 1993 年出现逆差外, 这段时期经常项目持续顺差。1990—1997 年间经常项目差额较小, 出现小幅的周期性波动, 1997 年经常项目顺差大幅增加到 369.63 亿美元的高度后连续出现 4 年顺差水平下降, 2000 年经常项目顺差规模较上一年度略有下降, 而 2001 年回落至 174.05 亿美元, 占 GDP 的比重只有 1.32%。2002 年后经常项目顺差额则一直处于迅速扩大的状态, 到 2007 年年底经常项目顺差达到了 3718 亿美元, 占 GDP 的比重由 2002 年的 2.44% 上升至 2007 年的最高值 10.75%。由于全球金融危机的影响, 2008 年经常项目顺差为 4261 亿美元, 增长速度放缓, 比上一年度增长了 15%, 占 GDP 的比重为 10.5%。我国经常项目顺差的长期不断攀升, 也呈现了许多不利影响: 阻碍经济增长方式转变和结构调整, 引发我国与有关国家和地区的贸易摩擦, 增加了固定资产投资反弹和资产价格上涨过快的压力, 制约宏观调控的主动性和有效性。

从经常项目决定理论的发展脉络可以看出, 从传统的经常项目决定理论, 如 David Hume 的价格—铸币调节机制、Joan Robinson 的弹性论、Harburger 和 Metgerler 的乘数



论、James Meade 和 S. S. Alexander 的吸收论、Raul Prebisch 等的结构分析理论,发展到当代的跨期分析理论 (Sachs, 1981; Obstfeld, 1982; Frenkel 和 Razin, 1986)、两部门资本差异理论 (Persson 和 Lars, 1983; Chinn 和 Prasad, 2000 等) 和资本项目融资理论 (姜波克, 2004; 邹欣, 2006), 学术界对经常项目收支的研究经历了一个不断发展和逐步完善的历程。随着理论研究的不断深入, 诸多学者对经常项目的决定问题进行了深入的实证研究, 体现在三个主要方面: 汇率对经常项目的影响, 储蓄—投资与经常项目, 宏观因素对经常项目的影响。纵观文献, 经常项目是多种因素共同作用的结果, 不同条件下, 不同的因素对经常项目产生不同的影响, 因此, 对于一国经常项目差额的成因和趋势分析必须结合其特定的经济和社会环境, 综合考虑各种变量对经常项目的作用。

从全球的角度看, 20 世纪 80 年代之后由于贸易、投资和金融的不断国际化和全球化, 世界经济一体化趋势不断加强, 各个国家国内市场和国际市场日益融合, 形成相互依赖的态势, 全球生产资源得以优化配置, 各国之间的经济增长和金融发展相互紧密关联, 进而会对各国的经常项目差额产生十分重要的影响。因此, 在世界经济一体化, 尤其是当前全球经济失衡的背景下, 在借鉴前人理论和实证研究成果的基础上, 本文尝试全面而系统地分析我国经常项目的主要影响因素, 为有关决策部门提供科学决策的依据。

## 二、数理模型

假定一个大国经济体的交易者是无限可数, 人口处于稳定状态, 采用 1 表示。消费者在出生时拥有一份初始禀赋  $(1 - \mu)Y_t$  ( $0 < \mu < 1$ ), 并进行终生储蓄。交易者在一生中的消费呈现均匀分布。经济中储蓄是同质的, 每单位时间产生的红利为  $\mu Y_t$ , 其中  $\mu$  表示金融深化指数。Edward. S. Shaw (1973) 认为, 金融深化是指解除对实际利率的限制, 从而使其反映储蓄的稀缺性, 刺激储蓄, 提高投资的收益率。根据无套利原理, 单位金融资产获得的瞬时收益率  $r_t$  表示为:

$$r_t = \mu \frac{Y_t}{V_t} + \frac{\dot{V}_t}{V_t} \quad (1)$$

其中,  $V_t$  表示为  $t$  时刻储蓄的价值。(1) 式表明, 金融资产的收益率  $r_t$  等于红利价格比率  $\mu \frac{Y_t}{V_t}$  与资本利得  $\frac{\dot{V}_t}{V_t}$  之和。假定  $W_t$  表示为  $t$  时刻居民的储蓄积累量, 储蓄会随着居民的退出而下降,  $\varepsilon$  表示为退出因子, 即  $t$  时刻使居民退出经济体的全部因素之



和, 如死亡率等。随着新居民进入并获得初始禀赋, 储蓄将随之增长, 因此累计储蓄收益率可以表示为:

$$\dot{W}_t = (1 - \mu)Y_t + r_t W_t - \varepsilon W_t \quad (2)$$

当达到均衡时, 储蓄累积量等于储蓄的价值。

$$W_t = V_t \quad (3)$$

把式 (1) 和式 (3) 代入式 (2), 得到储蓄和产出的关系表达式:

$$W_t = \frac{Y_t}{\varepsilon} \quad (4)$$

然后, 把式 (3) 和式 (4) 代入式 (1), 得到封闭经济下瞬时均衡利率的表达式:

$$r_t^* = r_t = \frac{\dot{Y}_t}{Y_t} + \mu\varepsilon \quad (5)$$

其中, 式 (5) 表明, 均衡利率  $r_t^*$  随着产出增长率增加而上升, 因为产出增长率增加, 金融资产的需求增长率提高, 导致持有金融资产的资本利得提高。当金融深化指数  $\mu$  上升时, 收入中可资本化的部分增加, 导致资产供给扩大, 资产价格降低, 利率水平提高。假定产出  $Y_t$  的增产率表示为  $g$ , 那么经济体的均衡增长条件为:

$$g = \frac{\dot{Y}_t}{Y_t} = \frac{\dot{W}_t}{W_t} = \frac{\dot{V}_t}{V_t} \quad (6)$$

把式 (6) 代入式 (5), 得到均衡利率的表达式:

$$r_t^* = r_t = g + \mu\varepsilon \quad (7)$$

其中, 式 (7) 表明, 均衡利率大于资本红利增长率 ( $r_t^* > g$ ), 经济体不存在金融资产泡沫。

$$g < r_t^* < g + \varepsilon \quad (8)$$

下面, 将开放经济因素纳入模型之中。假定世界利率表示为  $\bar{r}_t$ , 其中  $g < \bar{r}_t < g + \varepsilon$ ,  $\varepsilon \leq g$ 。t 时刻, 开放经济体贸易平衡表达式为:

$$TB_t = Y_t - \varepsilon W_t \quad (9)$$

其中, 贸易平衡定义为国内产出与国内需求之间的差额。当世界利率水平  $\bar{r}_t$  为外生变量时, 式 (1) 和式 (2) 采用积分形式表示为:

$$V_t = \mu p V_t = \int_t^\infty \mu Y_s e^{-\bar{r}(s-t)} ds \quad (10)$$

$$W_t = W_0 e^{(\bar{r}-\varepsilon)t} + \int_0^t (1-\mu) Y_s e^{(\bar{r}-\varepsilon)(t-s)} ds \quad (11)$$

其中,  $pV_t$  表示为经济体未来产出的现值。通过计算, 可以得到式 (10) 和式 (11) 的渐进表达式 (后面部分的某些数理推导类似, 没有列出):



$$\begin{aligned} \frac{V_t}{Y_t} &= \frac{\int_t^\infty \mu Y_s e^{-r(r-s)} ds}{Y_t} = \frac{\mu \int_t^\infty Y_s e^{-rs} ds}{Y_t e^{-rt}} \\ &\xrightarrow{t \rightarrow \infty} \frac{-\mu Y_t e^{-rt}}{\dot{Y}_t e^{-rt} - r e^{-rt} Y_t} = \frac{\mu}{r - g} \end{aligned} \quad (12)$$

$$\begin{aligned} \frac{W_t}{Y_t} &= \frac{W_0 e^{(r-\varepsilon)t} + \int_0^t (1-\mu) Y_s e^{(r-\varepsilon)(t-s)} ds}{Y_t} = \frac{W_0 + \int_0^t (1-\mu) Y_s e^{-(r-\varepsilon)s} ds}{Y_t e^{-(r-\varepsilon)t}} \\ &\xrightarrow{t \rightarrow \infty} \frac{(1-\mu) Y_t e^{-(r-\varepsilon)t}}{\dot{Y}_t e^{-(r-\varepsilon)t} - (r-\varepsilon) Y_t e^{-(r-\varepsilon)t}} = \frac{1-\mu}{g + \varepsilon - r} \end{aligned} \quad (13)$$

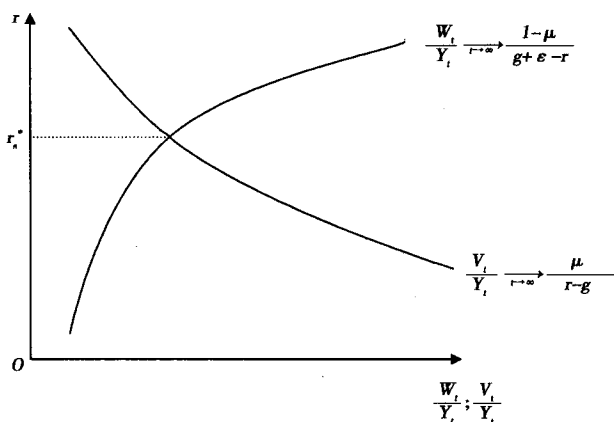


图2 供给与需求的均衡

其中, 渐近方程 (12) 表示相对于经济规模  $Y_t$  的资产供给是利率  $r_t$  的减函数。渐近方程 (13) 表示相对经济规模  $Y_t$  的资产需求是利率  $r_t$  的增函数。图 2 表示资产供给和需求处于均衡状态, 即封闭经济下的国内利率与世界利率相等, 供给曲线与需求曲线相交于 E 点 ( $r_i^* = \bar{r}_i$ )。如果世界利率  $\bar{r}_i < r_i^*$ , 表明资产供给大于需求, 储蓄收益率低于均衡水平, 财富累积的积极性降低, 导致居民消费和资产需求下降。经常项目定义为一种对外的净资产需求:  $CA_t = \dot{W}_t - \dot{V}_t$ 。该经济体存在一个渐近的正常项目赤字, 可以表示为:

$$\frac{CA_t}{Y_t} \xrightarrow{t \rightarrow \infty} g \left( \frac{1-\mu}{g+\varepsilon-\bar{r}} - \frac{\mu}{\bar{r}-g} \right) = \frac{g(\bar{r}-r^*)}{(g+\varepsilon-\bar{r})(\bar{r}-g)} < 0 \quad (14)$$

如果  $\bar{r}_i > r_i^*$ , 式 (14) 依然成立, 符号却相反, 经常项目始终保持赤字水平。假定国内外只生产一种商品, 价格分别为  $p^h$  和  $p^f$ 。根据 Armington (1969, 1970) 假设,  $i$  ( $i = h, f$ ) 区域的价格价格指数  $P^i$  可以表示为:



$$P^i = (a_i^h p^h(1-\sigma) + a_i^f p^f(1-\sigma))^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (15)$$

其中,  $\sigma$  ( $0 < \sigma < 1$ ) 表示两种商品的常替代弹性,  $a_i^h$  表示  $i$  区域居民对国内商品的偏好程度, 满足  $a_i^h + a_i^f = 1$ 。  $i$  区域居民对本区域内的商品更加偏爱, 因此  $a_i^h > \frac{1}{2}$ 。那么, 该经济体和外国之间的实际汇率可以表示为:

$$e^{hf} = \frac{P^h}{P^f} = \left( \frac{a^{hh} p^h(1-\sigma) + a^{hf} p^f(1-\sigma)}{a^{fh} p^h(1-\sigma) + a^{ff} p^f(1-\sigma)} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (16)$$

因为常微分方程具有可加性, 所以世界经济总量指标可以表示为国内外经济指标之和 (无上标符号的变量表示为总量指标)。以本地货币表示,  $Y_t = Y_t^h + e^{hf} Y_t^f$ ,  $W_t = W_t^h + e^{hf} W_t^f$ ,  $V_t = V_t^h + e^{hf} V_t^f$ 。当全球商品市场和资产市场达到均衡时, 世界均衡利率  $\bar{r}_t$  表示为:

$$\bar{r}_t = g^h + \mu^h \varepsilon - \gamma_t^f [(g^h - g^f) + \varepsilon(\mu^h - \mu^f) - e^{hf}] \quad (17)$$

其中,  $r_t^{h*} = g^h + \mu^h \varepsilon$ ,  $\gamma_t^f = \frac{e^{hf} Y_t^f}{Y_t}$ ,  $e^{hf} = \frac{\Delta e^{hf}}{e^{hf}}$ 。下面, 综合分析退出因子、经济增长、

金融深化和实际汇率对该经济体经常项目失衡的影响 (见图 3)。函数式  $\varepsilon(\mu^h - \mu^f) + (g^h - g^f) - e^{hf}$  符号的判断成为该经济体经常项目赤字还是盈余的关键。

根据图 3 所示, 纵坐标表示国内外的经济增长率之差 ( $g^h - g^f$ ), 横坐标表示国内外的金融深化指数之差 ( $\mu^h - \mu^f$ )。  $g^h - g^f = -(\mu^h - \mu^f)\varepsilon + e^{hf}$  ( $\varepsilon > 0$ ) 在图 3 中表示为通过原点向下方倾斜的一条直线。

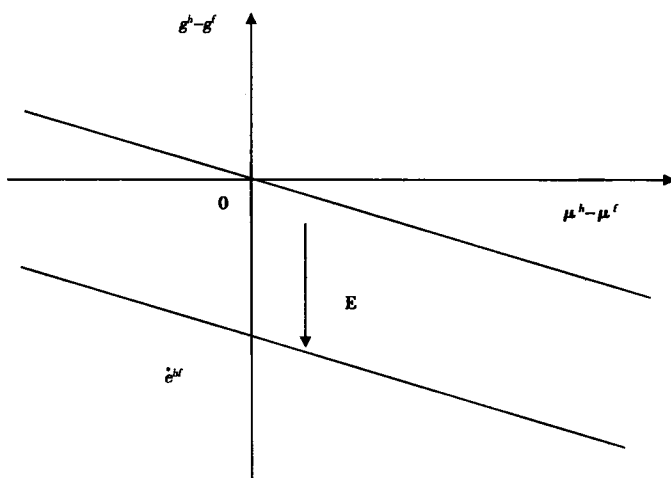


图 3 主要影响因素分析

(1) 当退出因子  $\varepsilon$  增大时, 那么该直线将绕原点向下方移动。当退出因子  $\varepsilon$  减小时, 那么该直线将绕原点向上方移动。



(2) 该直线上的点, 表示  $r_i^{h*} = \bar{r}_i$ , 此时该经济体经常项目处于平衡状态。

(3) 该直线的上方区域使  $r_i^{h*} < \bar{r}_i$ , 该经济体经常项目呈现盈余状态。当  $g^h - g^f$  和  $\mu^h - \mu^f$  越大时, 该经济体经常项目盈余越多。该直线的下方区域使  $r_i^{h*} > \bar{r}_i$ , 该经济体经常项目呈现赤字状态。当  $g^h - g^f$  和  $\mu^h - \mu^f$  越小时, 该经济体经常项目赤字越多。

(4) 实际汇率变动, 改变该直线在纵轴上的截距。当该经济体的实际汇率大幅贬值时, 该直线将大幅向上方平移, 从而使该经济体经常项目从赤字变为盈余状态。例如, F 点从该直线的上方区域改变到处于该直线的下方区域。但是, 如果实际汇率的贬值幅度有限, 将不能从根本上改变该经济体经常项目赤字状态。

### 三、实证检验

下面, 本文采用向量误差修正模型 (Error Correction Model, ECM), 实证检验经济增长、金融市场、实际汇率对我国经常项目失衡的长短期影响。由于现实中退出因子  $\varepsilon$  变化不大, 因此本文选取 1985—2008 年我国经常项目余额占 GDP 的比重 (CA) 作为被解释变量, 人民币实际有效汇率 (REER)、我国 GDP 增长率 (CG)、我国 M2 占 GDP 的比重 (CM)、OECD 国家的 GDP 增长率 (WG)、OECD 国家的 M2 占 GDP 的比重 (WM) 作为解释变量。上述数据均来自 BVD 数据库 (EIU 各国宏观经济指数宝典)。“麦氏指数” (M2/GDP), 是常用的衡量金融深化的指标, 即广义货币 (M2) 与国内生产总值 (GDP) 的比值。M2/GDP 实际衡量的是在全部经济交易中, 以货币为媒介进行交易所占的比重。总体上看, 它是衡量一国经济金融化的初级指标。通常来说, 该比值越大, 说明经济货币化的程度越高。

传统的线性回归模型通常假定时间序列是平稳的, 以保证普通最小二乘法得到的估计量是一致的, 具有渐进的正态分布。而多数时间序列都是非平稳的, 对其直接线性回归时可能产生所谓的“虚假回归” (Spurious Regression)。为此, 需要对序列作进一步的检验, 对于非平稳序列, 常用的解决办法是对其进行差分, 用差分后的序列建模, 但差分往往使数据中包含的长期调整信息丢失, 忽略了变量水平中包含的信息。而协整分析把时间序列分析中短期动态模型和长期均衡模型的优点结合起来, 为非平稳时间序列的建模提供了良好的解决方法。

协整分析是 20 世纪 80 年代以来计量经济学方法论的重大突破。协整关系反映了所研究变量之间存在的一种长期稳定的均衡关系, 从经济意义上看, 这种协整关系的存在便可以通过其他变量的变化来影响另一变量的变化, 一次冲击只能使它们短时间内偏离



均衡位置,在长期中会自动回复到均衡位置。协整检验存在两种主要方法:一是 Engle 和 Granger 提出的基于协整回归残差的 ADF 检验;二是 Johansen 和 Juselius 提出的基于 VAR 的协整系统检验。

本文首先采用 ADF (Augmented Dickey Fuller) 单位根检验方法 (Unit Root Process) 来检验变量的平稳性。本质上,对于任意变量  $Z_t$ , 检验零假设  $Z_t \sim I[1]$ , 相当于检验  $Z_t$  是平稳的。ADF 检验过程基于 OLS 计量回归,有如下三种形式:

$$\Delta y_t = \hat{\rho} y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{\gamma}_i \Delta y_{t-i} + \hat{v}_t \quad (18)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \hat{\rho} y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{\gamma}_i \Delta y_{t-i} + \hat{v}_t \quad (19)$$

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 t + \hat{\rho} y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{\gamma}_i \Delta y_{t-i} + \hat{v}_t \quad (20)$$

其中,  $k$  是使残差项为白噪声的最优滞后阶数,  $\hat{v}_t$  选用何种形式来进行 ADF 检验以  $y_t$  情况而定,如果  $y_t$  在 0 值上下波动,则选择不含常数和时间趋势项的检验方程,即方程 (18),如果序列具有非 0 均值,但没有时间趋势,应选择方程 (19),如果序列随时间变化有上升或下降趋势,则应选择方程 (20),方程中  $t$  表示时间趋势,  $a_0$  为常数项。检验  $y_t$  序列中存在一个单位根的零假设相当于检验等式 (18) (19) (20) 中  $\hat{\rho} = 0$  的假设。如果  $\hat{\rho}$  显著小于 0,则存在一个单位根的零假设被拒绝。

根据表 1,可以看出这六个变量满足构造协整方程组的必要条件。所有变量的水平序列都是非平稳的,而它们的一阶差分都是平稳的,即都是  $I(1)$  序列。

表 1

单位根检验

| 变量       | (C, T, L) | ADF 统计量 | 1% 的置信水平上的临界值 |
|----------|-----------|---------|---------------|
| CA       | (C, T, 1) | -1.7997 | -4.4163       |
| REER     | (0, 0, 1) | -2.5567 | -2.6694       |
| CG       | (C, T, 1) | -3.7823 | -4.4407       |
| WG       | (C, 0, 1) | -3.3165 | -3.7529       |
| CM       | (C, T, 1) | -2.3420 | -4.4407       |
| WM       | (C, T, 1) | -3.4098 | -3.7696       |
| D (CA)   | (C, T, 1) | -4.4561 | -4.4407       |
| D (REER) | (0, 0, 1) | -3.6347 | -2.6743       |
| D (CG)   | (0, 0, 1) | -5.0789 | -2.6797       |
| D (WG)   | (0, 0, 1) | -4.9059 | -2.6797       |
| D (CM)   | (C, 0, 1) | -3.1124 | -3.0048       |
| D (WM)   | (0, 0, 1) | -4.9912 | -4.4407       |

注释: 检验形式 (c, t, k) 中三项依次表示检验式中有常数项、时间趋势项和差分项的滞后阶数。

资料来源: 根据 Eviws5.0 软件计算所得。

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^k \Gamma_i \Delta y_{\tau-i} + \Pi y_{\tau-i} + Bx_t + \varepsilon_t$$

表 2 Johansen 协整检验

| 零假设         | 特征值  | 迹统计量   | 5% 的水平临界值 |
|-------------|------|--------|-----------|
| $r=0^*$     | 0.96 | 190.21 | 95.75     |
| $r\leq 1^*$ | 0.93 | 121.60 | 69.82     |
| $r\leq 2^*$ | 0.79 | 63.58  | 47.86     |
| $r\leq 3$   | 0.61 | 28.94  | 29.80     |
| $r\leq 4$   | 0.28 | 7.95   | 15.49     |
| $r\leq 5$   | 0.03 | 0.72   | 3.84      |

资料来源：根据 Eviws5.0 软件计算所得。

$$CA = -29.8627 - 0.0085REER - 0.2597CG - 4.6061CM + 0.3341WG + 55.8991WM$$

$$(-6.35) \quad (-0.69) \quad (-2.96) \quad (-2.01) \quad (0.96) \quad (6.18)$$

$$R^2 = 0.8721; \text{ DW} = 1.99$$

其中, DW 统计量为 1.99, 说明扰动项无一阶自相关, 这也是误差修正模型的优点。长期来看, 我国实际有效汇率对经常项目盈余的影响是负向的, 即人民币升值减少经常项目赤字, 但这种长期效应并不显著 (T 统计量值为 -0.69), 系数仅有 0.0085。从经济增长的角度看, 我国经济增长率与经常项目盈余是负相关关系, 在 5% 的置信水平上显著, 当我国经济增长率提高 1%, 将减少经常项目盈余规模的 0.2597%。OECD 国家的增长率与我国经常项目盈余是正相关关系, 但在 5% 的置信水平上不显著。从金融市场的角度看, 我国金融深化程度与经常项目盈余是负相关关系, 在 5% 的置信水平上显著, 当我国金融深化程度提高 1%, 将减少经常项目盈余规模的 4.6061%。OECD 国家的金融深化程度与美国经常项目赤字是正相关关系, 在 5% 的置信水平上显著, 当 OECD 国家的金融深化程度提高 1%, 将增加我国经常项目盈余规模的 55.8991%。



第二步,对静态回归的残差序列作单位根检验。ADF 检验的统计量为  $-4.6973$ , 小于  $1\%$  显著性水平下的临界值  $-2.6694$ , 表明残差序列为平稳序列。由于经常项目赤字和各变量之间存在协整关系,根据格兰杰 (Granger) 定理,一定存在经常项目赤字由动态非均衡短期波动向长期均衡调整的误差修正模型 (ECM),该模型是由自回归分布滞后模型 (ADL) 变形得到,这种变形不影响模型对样本数据的解释能力,也不会改变回归参数的 OLS 估计值。由 ADL (1, 1) 得到的 ECM 模型为:

$$\begin{aligned} D(CA) = & 0.0045D(REER) - 0.2354D(CG) + 0.9749D(CM) + 0.2486D(WG) \\ & (0.24) \quad (-3.13) \quad (0.18) \quad (0.83) \\ & + 37.3967D(FC) - 0.8366ecm(-1) \\ & (2.19) \quad (-3.14) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.4794; DW = 1.87$$

经常项目的短期变动可以分为两部分:一部分是短期因素波动的影响,另一部分是偏离长期均衡的影响。其中,  $ecm(-1)$  为协整方程的一阶滞后残差序列,修正系数小于 0,表示短期非均衡向长期均衡状态的调整速度,即误差修正模型是一个负反馈过程,系数越大,表明系统的自我修正功能越强。误差修正项系数为  $-0.8366$ ,这表明模型校正上一年非均衡的速度约为  $84\%$ ,调整速度较快,存在着一个从非均衡向均衡调整的自动调整机制。当受到外部冲击时,我国经常项目将出现大额盈余,随着时间推移,通过国内外资产供给和需求状况的变动,在新的世界利率水平上实现全球资产市场的动态均衡,我国经常项目盈余减少,并保持在一个适当的盈余水平。

短期来看,我国实际有效汇率对经常项目盈余的影响也不显著,T 统计量值仅为  $0.24$ 。从经济增长的角度看,我国经济增长率与经常项目盈余是负相关关系,在  $5\%$  的置信水平上显著,当我国经济增长率提高  $1\%$ ,将减少经常项目盈余规模的  $0.2354\%$ 。OECD 国家的增长率与我国经常项目盈余是正相关关系,但在  $5\%$  的置信水平上不显著。从金融发展角度看,我国金融深化程度对经常项目盈余的影响不显著,T 统计量值仅为  $0.18$ 。OECD 国家的金融深化程度与美国经常项目赤字是正相关关系,在  $5\%$  的置信水平上显著,当 OECD 国家的金融深化程度提高  $1\%$ ,将增加我国经常项目盈余规模的  $37.3967\%$ 。

## 四、结论与政策建议

1. 汇率调整对改善经常项目收支的作用不显著。人民币汇率对经常项目的调节效果不佳的主要原因有:贸易部门与非贸易部门之间的相对价格具有一定的粘性,进出口