

基于 E-G 两步法协整检验对中美贸易顺差的因素分析

李 弢,卞家涛^①

(安徽财经大学 金融学院,安徽 蚌埠 233041)

[摘要] 根据《中国统计年鉴》的统计,中国对美国的贸易从1993年开始出现顺差,在之后的十余年中顺差额几乎不断加剧。文章依据西方经济学中国际收支调节理论,通过建立中美两国各自的影响因素方程,筛选出了四个影响因素:中国实际国内生产总值、人民币对美元的实际汇率、美国私人净储蓄额以及美国金融市场利率,并给出了各因素对贸易顺差影响的具体分析,其中前三个因素的影响极为重要。

[关键词] 中美贸易顺差; 恒常弹性模型; E-G 两步法协整检验

[中图分类号] F752 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1673-0755(2008)03-0026-05

近年来,中美经贸合作规模迅速扩大,但双边贸易不平衡问题日益突出,中国已经成为美国第一大贸易逆差来源国。中美贸易不平衡问题,是中美贸易摩擦的焦点所在,常常被作为中国对美国不公平贸易的实证依据。那么,中美贸易不平衡到底是如何形成的?本文依据西方经济学中国际收支调节理论,基于 E-G 两步法协整检验,通过建立恒常弹性模型对影响中美 1994 年到 2006 年的贸易顺差的相关因素进行选取、检验和分析,希望能给出令人满意的解答。

一 国际收支调节理论简述

西方具有代表性的国际收支调节理论主要包括弹性论、吸收论、货币论和结构论。^[1]

(一)弹性论

弹性论(Elasticity Approach)认为,货币贬值会引起进出口商品的价格变动,进而引起进出口商品的数量发生变动,最终引起贸易收支变动。在满足马歇尔-勒纳条件时,货币贬值后,贸易收支得到改善。

(二)吸收论

吸收论(Absorption Approach)是着重考察总收入与总支出对国际收支的影响。

按照宏观经济学理论,国民收入与国民支出的关系为:

$$\text{国民收入}(Y) = \text{国民支出}(E)$$

$$\text{在开放经济条件下,国民支出}(E) = \text{消费}(C) + \text{投资}(I) + [\text{出口}(X) - \text{进口}(M)]$$

由上面恒等式,得:

$$\text{进出口差额}(NX) = X - M = Y - (C + I) = Y - A \quad A \text{ 代表国内吸收。}$$

(三)货币论

货币论(Monetary Approach)的基本原理可用以下公式表达: $MS = MD$

其中,MS 表示名义货币的供应量,MD 表示名义货币的需求量。从长期看,可以假定货币供应和货币需求相等。其公式为: $MD = pf(y, i)$

其中,p 为本国价格水平,y 为国民收入,i 为利率。根据曼昆《宏观经济学》第五版的分析框架,这里的 y 为实际国民收入,i 是名义利率。^[2]

$$MS = m(D + R)$$

其中,D 是国内提供的货币供应基数,R 是来自国外的货币供应基数,它通过国际收支盈余而获得;m 为货币乘数,为叙述方便,这里取值为 1,可得:

$$MS = D + R \quad MD = D + R \quad R = MD - D$$

上式就是货币论最基本的方程。

(四)结构论

结构论(Structural Approach)指出,经济结构落后和发展不足是某些国家特别是广大发展中国家国际收支失衡的主要原因。下文将运用上述理论通过一定的变量代换设计出中美贸易顺差的恒常弹性模型,进行相关因素的选取、检验和分析。

二 模型的设定与说明

(一)因素的选择

这里,中美贸易顺差额为被解释变量。在解释变量的选取中,由弹性论的观点,人民币对美元的汇率是影响因素之一,根据曼昆《宏观经济学》第五版的分析,这里指的是实际

[收稿日期] 2008-01-12

[作者简介] 李弢(1982-),男,云南腾冲人,安徽财经大学金融学院硕士研究生。

^①安徽财经大学金融学院硕士研究生。

汇率值。而实际上从 1994 年到 2005 年 7 月“汇改”前我国实行的是固定汇率制度, 笔者就中美贸易顺差额和名义汇率所做的 Granger 非因果关系检验表明名义汇率对贸易顺差是外生的, 所以选取实际汇率作为解释变量; 由货币论的观点, 本应选入 MD 与 D 。但这里有个名义货币需求函数度量的问题, 且本文中样本容量有限(1994 年到 2006 年的年度数据), 为节约自由度和解决需求函数的测定难题, 在此做一个转化: 美国金融市场和金融机构的发达容许我们将利率(名义利率)做为调节 MD 和 D 的关键变量, 以此作为度量中美贸易顺差的因素; 而对于吸收分析法, 同样做一个变换:

因为 $NX = X - M = Y - (C + I)$, $C = a + bY$, 其中 b 表示边际消费倾向

$$\text{所以 } NX = -a + (1 - b)Y - I$$

实证的分析结果表明,^[3] 中国居民的消费函数是符合 $C = a + bY$ 这一形式的, 所以按照转换的结果在模型中本应引入中国的 GDP 和全社会固定资产投资额(I)为解释变量。但在具体建立模型时发现两者存在高度的线性相关(相关系数为 0.96), 故剔除了投资额这一变量; 同样的,

$NX = X - M = (Y - C) - I = S - I$, 其中 S 表示的是全社会净储蓄量。

所以引入美国的全社会净储蓄量为解释变量。在下面的分析中, 笔者将对美国的全社会净储蓄量区分为私人储蓄和政府储蓄两个部分, 模型的检验结果表明这一区分是有益的。这里我们没有引入美国的固定资产投资额的原因在于美国发达的金融环境下, 投资和利率高度相关, 引入投资额这一变量将会导致模型高度的多重共线性问题。而在中国利率并未完全市场化, 故放弃中国的利率指标。

(二) 模型的设定与检验

本文中所有相关数据来自《中国统计年鉴 2007》以及《美国总统经济报告 2007》。其中《中国统计年鉴 2007》中的中美贸易顺差额和中国国内生产总值都是按当年人民币的美元

名义汇率折算后以美元计值的, 为剔除汇率的波动对实际进出口差额和实际国内生产总值增长率的影响, 笔者将其还原为以人民币元计值。转换后的数据见表 1。

1. 时间序列数据的单位根检验

在数据的处理上, 笔者首先对各相关变量的数据进行了单位根检验。这里, nx 表示中美贸易顺差额(单位: 亿元), $realgdp$ 表示实际中国国内生产总值(这里计算 $realgdp$ 时采用的是环比的 CPI , 单位: 亿元), rex 表示人民币对美元的实际汇率, nps 表示美国居民年度净储蓄(单位: 亿美元), ngs 表示美国政府年度净储蓄(单位: 亿美元), i 表示美国市场利率, 以美国三月期政府公债利率代表。因为 $rex = ex(p_f/p_n)$, ex 是名义汇率(以 100 美元的人民币价格来表示), 有 $Inrex = Inex + Inp_f - Inp_n$, 其中 p_f 表示美国总价格水平, 以定基 CPI 为度量值; p_n 表示中国总价格水平, 同样以定基 CPI 为度量值, 两国 CPI 定基年度均为 1978 年, 指数 100。

根据变量 $ln(nx)$ 、 $ln(realgdp)$ 、 $ln(rex)$ 、 $ln(nps)$ 、 i 和 $ratengs$ 的图形(这里 i 取水平值, 而 $ratengs$ 的数值各年度有正有负, 所以取值变化率, $ratengs_t = (ngs_t - ngs_{t-1})/ngs_{t-1}$), 分别假设其各自的单位根形式^[4]如下:

$$ln(nx)_t = a + \delta t + \rho ln(nx)_{t-1} + u_t \quad H_0: \rho = 1 \quad H_1: \rho < 1 \quad (1)$$

$$ln(realgdp)_t = a + \rho ln(realgdp)_{t-1} + u_t \quad H_0: \rho = 1 \quad H_1: \rho < 1 \quad (2)$$

$$ln(rex)_t = \rho ln(rex)_{t-1} + u_t \quad H_0: \rho = 1 \quad H_1: \rho < 1 \quad (3)$$

$$ln(nps)_t = \rho ln(nps)_{t-1} + u_t \quad H_0: \rho = 1 \quad H_1: \rho < 1 \quad (4)$$

$$i_t = \rho i_{t-1} + u_t \quad H_0: \rho = 1 \quad H_1: \rho < 1 \quad (5)$$

$$ratengs_t = \rho ratengs_{t-1} + u_t \quad H_0: \rho = 1 \quad H_1: \rho < 1 \quad (6)$$

其中, a 表示常数项, t 表示时间项, u_t 表示一个平稳过程。原假设 $H_0: \rho = 1$ 表示存在单位根, 否则备选假设 $H_1: \rho < 1$ 即无单位根。经过 pp 单位根检验, 结果见表 2。

表 1

年份	nx	gdp	ex	nps	ngs	$i(\%)$	$cpi(中)$	$cpi(美)$
1994	645.5406	48197.9	861.87	4389	-2019	4.29	339	227.3
1995	717.3509	60793.7	835.1	4911	-1849	5.51	396.9	233.7
1996	875.4853	71176.6	831.42	4890	-1160	5.02	429.9	240.6
1997	1358.698	78973	828.98	5033	-167	5.07	441.9	246.2
1998	1744.406	84402.3	827.91	4778	908	4.81	438.4	250
1999	1860.134	89677.1	827.83	4190	1540	4.66	432.2	255.5
2000	2461.996	99214.6	827.84	3433	2394	5.85	434	264.1
2001	2324.182	109655.2	827.7	3246	515	3.45	437	271.6
2002	3534.279	120332.7	827.7	4792	-2821	1.62	433.5	275.9
2003	4849.494	135822.8	827.7	5150	-3925	1.02	438.7	282.2
2004	6643.787	159878.3	827.68	5024	-3949	1.38	455.8	289.7
2005	9360.656	183867.9	819.17	3197	-3125	3.16	464	299.5
2006	11498.52	210871	797.18	4472	-1954	4.73	471	309.2

表2 各变量的PP单位根检验结果

变量	PP 检验		结论 (注:检验水平 取10%的值)
	level	1st difference	
ln(nx)	$P = 0.51, \text{bandwidth} = 0$	$P = 0.02, \text{bandwidth} = 0$	$\ln(nx) \sim I(1)$
ln(realgdp)	$P = 0.38, \text{bandwidth} = 2$	$P = 0.05, \text{bandwidth} = 2$	$\ln(\text{realgdp}) \sim I(1)$
ln(rex)	$P = 0.49, \text{bandwidth} = 1$	$P = 0.00, \text{bandwidth} = 2$	$\ln(\text{rex}) \sim I(1)$
ln(nps)	$P = 0.48, \text{bandwidth} = 2$	$P = 0.07, \text{bandwidth} = 1$	$\ln(\text{nps}) \sim I(1)$
i	$P = 0.52, \text{bandwidth} = 0$	$P = 0.03, \text{bandwidth} = 0$	$i \sim I(1)$
ratengs	$P = 0.01, \text{bandwidth} = 1$	检验终止	$\text{ratengs} \sim I(0)$

2. 建立中国的恒常弹性模型

$$\ln(nx)_t = a_0 + a_1 \ln(\text{realgdp})_t + a_2 \ln(\text{rex})_t + u_t \quad (7)$$

其中,各变量的定义同上, u_t 表示模型的误差项。

由上表的单位根检验结果可知, $\ln(nx)$ 、 $\ln(\text{realgdp})$ 和 $\ln(\text{rex})$ 都是同阶单整的,笔者将运用 E-C 两步法协整检验,检验三者间是否存在统计上的协整关系,即是否存在经济学意义上的长期均衡关系。从协整理论的思想来看,自变量和因变量之间存在协整关系就意味着因变量能被自变量的线性组合所解释,两者之间存在稳定的均衡关系,因变量不能被自变量所解释的部分构成一个残差序列,这个残差序列应该是平稳的。因此,检验一组变量(因变量和自变量)之间是否存在协整关系等价于检验回归方程的残差序列是否是一个稳定序列。通常采用 ADF 和 PP 检验来判断残差序列的稳定性。^[5] 经过 Eviews5.0 的计算,得到如下的结果:

$$\ln(nx)_t = -28.79 + 1.86 \ln(\text{realgdp})_t + 2.44 (\text{rex})_t + \hat{u}_t \quad (8)$$

$$(t = -8.35) \quad (t = 25.26) \quad (t = 4.37)$$

$$R^2 = 0.99 \quad \bar{R}^2 = 0.98 \quad F = 355.52 \quad D.W = 1.32$$

接着对上式的估计结果进行 E-C 两步法协整检验。根据残差图的曲线,假设残差的单位根形式为:

$$\hat{u}_t = \rho \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad H_0: \rho = 1 \quad H_1: \rho < 1 \quad (9)$$

其中, ε_t 是一个白噪声过程。由表3的检验结果可知(8)式残差序列是平稳的,即 $\ln(nx)$ 、 $\ln(\text{realgdp})$ 、 $\ln(\text{rex})$ 之间存在均衡的协整关系。

表3 对模型(8)式残差平稳性检验

变量	ADF 检验		PP 检验	
	t 统计量	临界值	t 统计量	临界值
\hat{u}_t	$t = -2.381$	1% -2.77	$t = -2.38$	1% -2.77
		5% -1.97		5% -1.97
		10% -1.60		10% -1.60

3. 建立美国的恒常弹性模型

在美国的恒常弹性模型中,我们选取净储蓄(total net savings)和名义利率(i)作为解释变量。这里我们进一步做一

个有益的分,即将净储蓄区分为净私人储蓄(net private savings, nps)和净政府储蓄(net government savings, ngs),以检验二者对 $\ln(nx)$ 的各自影响。模型如下:

$$\ln(nx)_t = a_0 + a_1 \ln(\text{nps})_t + a_2 \text{ratengs}_t + a_3 i_t + u_t \quad (10)$$

$$\ln(nx)_t = a_0 + a_1 \ln(\text{nps})_t + a_2 i_t + u_t \quad (11)$$

在模型(10)式中,由单位根检验列表知道, $\ln(nx) \sim I(1)$, $\ln(\text{nps}) \sim I(1)$, $i \sim I(1)$, 而 $\text{ratengs} \sim I(0)$ 。根据阿德里安·C·达内尔的结论,^[6] 只有当 $\ln(nx)$ 、 $\ln(\text{nps})$ 和 i 三者之间存在协整关系时,模型(10)式中各参数的估计才是一致且精确的。对此我们首先需要对模型(11)式进行估计并进行残差和协整的检验。

模型(10)式和(11)式的估计结果见表4。

根据(11)式估计结果的残差图,假设残差的单位根形式为: $\hat{u}_t = \rho \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad H_0: \rho = 1 \quad H_1: \rho < 1 \quad (12)$

其中, ε_t 是一个白噪声过程。通过对模型(11)式的残差检验,该模型无 white 异方差 ($F = 0.93, P = 0.50$), 无序列相关, 无 ARCH 效应(当 lags = 1, 2, 3, 4 时, 相应的 $P = 0.57, 0.36, 0.41, 0.66$)。由表5的结果可知, (11)式残差序列是平稳的, 即 $\ln(nx)$ 、 $\ln(\text{nps})$ 和 i 存在协整关系。所以模型(10)式的系数估计是一致且精确的。从表4中看出, ratengs 对 $\ln(nx)$ 的影响很小, 而且也不显著, 而 i 和 $\ln(\text{nps})$ 的影响则不小, 并且是很显著。

表4 模型(10)式和(11)式的估计结果

自变量 $\ln(nx)$	模型(10)	模型(11)
常数值	26.71 ($t = 3.20, p = 0.012$)	26.61 ($t = 3.45, p = 0.007$)
$\ln(\text{nps})$	-2.09 ($t = -2.11, p = 0.067$)	-2.07 ($t = -2.28, P = 0.048$)
i	-0.4 ($t = -3.87, p = 0.004$)	-0.4 ($t = -4.14, P = 0.002$)
ratengs	-0.004 ($t = -0.06, P = 0.95$)	
R^2	0.68	0.68
\bar{R}^2	0.57	0.61
F	5.79	9.77
D.W	1.14	1.14

表5 模型(11)式残差平稳性检验

变量	ADF 检验		PP 检验	
	t 统计量	临界值	t 统计量	临界值
	$t = -3.18$	1% - 2.79	$t = -3.18$	1% - 2.79
α_t		5% - 1.98		5% - 1.98
		10% - 1.60		10% - 1.60

三 影响中美贸易顺差的因素分析

(一) 实际 GDP 对中美贸易顺差的影响分析

根据方程(8)式的估计结果, GDP 对 nx 的影响非常显著, 数字 1.86 意味着我国实际 GDP 每增长 1%, 将使得中美贸易顺差额增长 1.86%。按宏观经济学的解释, GDP 表示的是一国年度的总产出, 如其中有较大一部分的产出是被美国的居民所消费, 则该部分即作为我国对美国的出口。事实上, 从 1994 年到 2006 年至今, 我国的实际 GDP 平均增长保持在 7% - 8% 之间, 则由此导致的顺差额增幅则在 10% 左右, 该影响是很大的。为何中国会和美国发生如此巨大的贸易顺差呢(实际上中国和欧洲近来也存在着愈来愈明显的呈上升趋势的贸易顺差)这里, 笔者引入一个富有新意的理论解释。^[7]

在李嘉图构建其古典贸易模型的那个时代, 生产技术边界并不是十分外凸的。随着国别间的发展水平和生产技能的差异日益突出, 特别当生产技能的转移伴随科技和组织制度的发明而变得方便可行时, 国别间的相对优势就是可变的。但是, 将一整套生产技术分割而部分转让(technically or contractually difficult or economically undesirable to partition know-how), 无论从技术操作、合约签订或经济利益角度来看, 都是困难的也不会是情愿的。所以对落后经济体的国家来说, 先储备其贸易顺差额以便将来购买大量的完整的生产技能以消除技术劣势抑或是偿还先前购买时所欠的债务, 都将是一种最好的方式。而为购买引进这一全套的生产技术必然将导致巨额外汇储备——作为购买引进时的被广泛接收的信用支付(如现在的美元、欧元)。所以由此推出的一个结论是:^[8]对欠发达国家(least-developed countries, LDCs)而言, 出口(及实现的贸易顺差)对经济发展的意义在于它提供了向发达国家引进生产技术而非进口商品所需的资金。类

似的, 作为一个处于上升和发展时期的发展中国家, 中国将需要巨大的贸易顺差以作为储备用以购买美国(以及欧洲国家)的生产技术和知识产权。由此推出, 为实现中国经济的最佳增长路径, 对美国贸易顺差和大量外汇储备的积累是必然的。值得注意到是, 这一现象和战后日本的发展情形是极为类似的。二战后的日本采用的就是一种出口引导经济增长的发展战略, 从战后直到 20 世纪 80 年代末出现了巨额的贸易顺差。利用这一解释, 我们可对美国做出这样的推论: 美国巨额的贸易逆差或许也正是其强大的科技实力和生产技能创新水平的一种体现(或说是必然结果)。

(二) 实际汇率对中美贸易顺差的影响分析

根据方程的结果, 真实汇率 rex 增加 1% (表示人民币对美元贬值 1%) 将引起 nx 的 2.44% 的增加, 这与宏观经济学中真实汇率对一国贸易影响的结论是一致的: 如果实际汇率高, 外国产品就相对昂贵, 而国内产品相对便宜; 如果实际汇率低, 外国产品就相对便宜, 而国内产品相对昂贵。在当前国际社会对人民币升值(名义的汇率)呼声高涨的背景下, 我们对真实汇率的使用和检验结果将更有参考价值, 因为它较名义汇率充分考虑了中美两国的价格水平的影响。从 1994 年到 2006 年间中美名义汇率变动极小, 而贸易顺差却不在断的加大, 如就此认为(名义)汇率变动对中美贸易极其敏感的话, 那就将是一种误解, 因为在 1994 年至 2005 年这一时期内中美汇率是外生的。当然这其中也有中国稳定的产出水平增长的影响。实际上, 对比中美环比 CPI 的变动(见下图 1, 纵坐标表示变动率, 单位为%; 横坐标表示年份), 我们发现: 1994 年到 1997 年间, 我国通胀率大于美国通胀率, 而从 1998 年到 2006 年间(2004 年除外), 我国通胀率均小于美国通胀率。公式 $\ln rex = \ln ex + \ln p_t - \ln p_n$ 表明在名义汇率变动很小的情况下, 两国通胀率的一升一降引起了实际汇率的上升, 从而加剧了中美贸易顺差程度。因此, 在当前我国 GDP 保持稳定增速和政府实行以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度的前提下, 因素 GDP 和 rex 的影响将更加显著, 更具分析和观测的价值。可以想见的是, 伴随着更富弹性的人民币汇率机制的建立, 中美汇率的内生性将增强, 名义汇率和实际汇率的联动性也将增强; 名义汇率对 nx 的影响也将向实际汇率趋近。这趋近的程度取决于中国外汇交易市场以及利率市场化的程度。

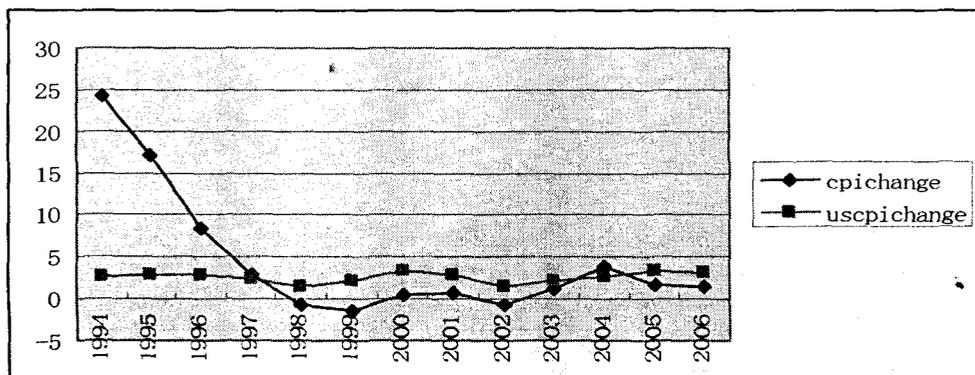


图1 中美两国环比 CPI 的变动

(三)美国储蓄量对中美贸易顺差的影响分析

根据模型(10)式和(11)式的估计结果,说明笔者对社会净储蓄的区分是有益的。我们看到政府净储蓄额(net government savings)的变动对贸易顺差的影响系数 -0.004 显示了美国政府净储蓄变动率每变动1%,对 nx 的变动率仅为0.004%,影响是微弱的,而且统计意义上说也是不显著的($t = -0.06, P = 0.95$)。这说明美国政府财政政策对贸易顺差的影响是很小的。真正明显影响贸易顺差额的是私人净储蓄(net private savings),储蓄的下降对中美贸易顺差的影响力度为:储蓄额减少1%将使顺差额扩大2.09%,这一影响是很大的。这里我们给出中美两国的储蓄—产出比率(私人净储

蓄/国内生产总值)的对比图(见图2,纵坐标表示储蓄产出率,单位为%;横坐标表示年份)。从图中看出,美国储蓄产出率1994年来基本都是处于下降的趋势,幅度从6%到0.5%不等,这一储蓄—产出率是很低的。而中国这一比率在1994—2000年间呈下降趋势,自此后就处上升态势,且比率值都在美国值之上。由此导致的另一结果则是中美两国居民消费率的巨大差异,中国的居民消费率从1994年初的45.32%逐步的下降到2006年的38%,而美国的居民消费率则从67.07%上升到了71.19%。据此可以说美国居民(私人)极低的储蓄额是造成中美巨大贸易顺差的又一个重要影响因素。

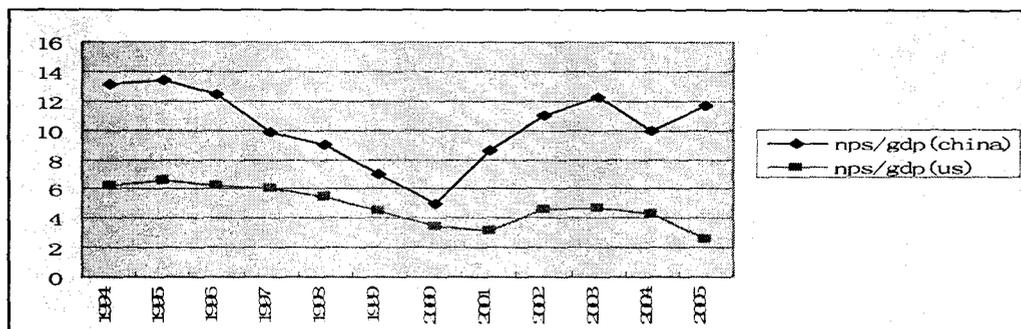


图2 中美两国的储蓄—产出比率对比图

(四)美国金融市场利率对中美贸易顺差的影响分析

根据方程的显示,美国金融市场利率 i (三个月期政府公债年利率为代表)是一个令人惊喜的变量,因为它表明我们先前对货币论作的那一转化是有意义的,并且在统计上也是显著的($t = -3.82$)。估计结果 -0.4% 的数值也符合理论上的解释,市场利率每上升1个百分点,将使顺差额下降0.4个百分点。这意味着美国宽松的(紧缩的)货币政策将会增大(或减缓)中美贸易的顺差程度,并且影响显著,但影响力度显然不及前三个因素。而利率对贸易额的即时、显著的影响可以说是得益于美国的发达的金融体系和完备的金融市场。更重要的是可以看出,美国货币政策对贸易的影响比财政政策的影响要显著,而这应是由政府财政政策和货币政策的功能定位的差异所致。

四 结束语

本文中,所选取的四个因素都很好的解释了两国贸易顺差的发展变动。中国实际国内生产总值的稳步增长是形成贸易顺差的首要因素,其中的内因在于利用货物和服务贸易的顺差来消除生产技术的劣势;美国居民极低的储蓄是形成中美贸易顺差的又一要因,如何鼓励美国居民增加储蓄将是能否降低贸易顺差的关键;人民币对美元实际汇率对贸易的影响是巨大的,我们在分析汇率对贸易的影响时,价格水平的影响不可忽视;美国金融市场利率对 i 贸易的影响相对较

小,估计结果显示美国货币政策对贸易的影响比财政政策要显著,至少数据上是支持这样的结论的。所以在四个影响因素中,前三个因素的影响极为重要。

[参考文献]

- [1] 姜波克. 国际金融新编(第3版)[M]. 上海: 复旦大学出版社, 2003. 47-60.
- [2] 曼昆. 宏观经济学(第5版)[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2005. 89-90.
- [3] 赵卫亚. 计量经济学教程[M]. 上海: 上海财经大学出版社, 2003. 163-168.
- [4] 詹姆斯·汉密尔顿. 时间序列分析[M]. 北京: 中国社会科学出版社, 1999. 589-624.
- [5] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模[M]. 北京: 清华大学出版社, 2006. 154-156.
- [6] 阿德里安·达内尔. 计量经济学辞典[M]. 上海: 上海财经大学出版社, 2006. 254-257.
- [7] Amar Bhide, Edmund Phelps. A Dynamic Theory of China - Us Trade: Making Sense of the Imbalances[DB/OL]. www.ssm.com, 2005-02-04.
- [8] Bhide, A. Missing the true significance of outsourcing[J]. Asian Wall Street Journal, 2004, (4-5).