

全要素生产率、人民币汇率 与中国贸易收支^{*}

——基于跨期最优选择理论的实证研究

赵文军, 陈 勇, 赵登峰

(深圳大学 经济学院, 广东 深圳 518060)

摘 要:文章首先以跨期最优分析框架为基础建立以中国贸易收支为研究对象的理论模型,然后基于中国1999—2009年省际面板数据,运用面板FMOLS估计方法,从全国和地区两个层面对中国全要素生产率、人民币实际汇率与中国贸易收支的关系展开实证分析。研究表明,中国贸易部门内资企业和外资企业的全要素生产率提升均对中国实际贸易余额增长产生了正面影响,其中东部地区的促进作用最为强劲;中国非贸易部门全要素生产率与其实际贸易余额负相关,其中东部和中部地区非贸易部门全要素生产率提升会显著减少该地区的实际贸易差额;人民币实际有效汇率提升对中国实际贸易收支具有显著的负面影响,并按照东部、中部和西部地区依次加重。根据上述分析结果,文章提出了调节中国贸易收支的相关政策建议。

关键词:贸易收支;跨期最优分析法;面板协整检验;面板因果检验;面板FMOLS估计

中图分类号:F830.73 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2011)11-0124-11

一、引 言

近年来,中国对外贸易发展迅速,在对外贸易总规模快速攀升的同时,对外贸易盈余也呈不断扩大趋势。然而从深层次看,中国持续大量的外贸顺差却以经济粗放式增长为支撑,不仅已遭到资源和能源的严重制约,还引发了大量贸易摩擦,国际社会要求人民币升值的呼声也随之高涨。因此,将反映经济增长质量的全要素生产率指标和体现国内外商品相对价格的实际汇率因素纳入到中国贸易收支的研究框架中,并从中探寻调节中国贸易收支的有效策略

收稿日期:2011-06-27

基金项目:教育部人文社科基金资助项目(09YJC790001)

作者简介:赵文军(1978—),安徽天长人,深圳大学经济学院讲师,经济学博士;

陈 勇(1962—),安徽铜陵人,深圳大学经济学院教授,经济学博士;

赵登峰(1967—),湖北麻城人,深圳大学经济学院副教授,经济学博士。

具有重要意义。

中国贸易收支问题已引起学术界的高度关注,其中与本文相关的研究大致集中于以下两个方面:(1)全要素生产率与中国贸易收支。张斌和何帆(2006)认为在一定条件下,贸易品部门相对于非贸易品部门更快的全要素生产率提升会引发贸易顺差加大。周燕和黄建忠(2009)认为在服务可贸易的条件下,中国服务部门和货物生产部门劳动生产率的相对差异变动是中国货物贸易或服务贸易差额变化的决定因素。(2)人民币汇率与中国贸易收支。人民币汇率对中国贸易收支的影响问题已促成大量研究,研究结果不尽一致。卢向前和戴国强(2005)及刘伟(2007)认为人民币汇率贬值可以显著改善中国贸易收支,而谢建国和陈漓高(2002)、张曙光(2005)以及余永定(2010)却强调人民币汇率贬值对中国贸易收支的影响不显著或起到恶化作用。董继华(2008)则发现人民币贬值在当期会恶化贸易收支,之后四期会显著改善贸易收支,但此后贬值效应消失殆尽。

上述研究成果对我们深入探讨全要素生产率、人民币汇率与中国贸易收支的关系具有重要的参考价值,但现有研究主要集中于宏观分析,大多忽略了中国贸易收支变化的微观机制。这些分析也较多地从总体视角考察人民币实际汇率或全要素生产率对中国贸易收支的影响,而较少关注在中国不同地区这种影响的差异性。本文首先以微观经济主体跨期最优选择理论为基础建立以中国贸易收支为研究对象的理论模型和相应计量模型,然后基于中国1999—2009年省际面板数据,运用单位根检验、协整检验、Granger因果检验和完全修正最小二乘法(FMOLS),从全国和地区两个层面对全要素生产率、人民币实际汇率与实际贸易收支的关系进行实证研究,并据此提出相应的政策建议。

二、理论模型

我们从中国经济发展特点出发,通过引入外商直接投资和国内外资产收益率的差异性等因素,拓展Glick(1995)和Iscan(2000)的贸易收支理论模型,为下面的经验分析提供理论支持。

在生产方面,本国产出由贸易部门产出和非贸易部门产出构成,生产主体包括内资企业和外资企业。本国净产出 Y_s^d 、内资企业的贸易品净产出 $Y_{T,s}^d$ 、非贸易品净产出 $Y_{N,s}^d$ 以及外资企业的净产出 $Y_{T,s}^f$ 分别为:

$$Y_s^d = Y_{T,s}^d + Y_{N,s}^d + Y_{T,s}^f \quad (1)$$

$$Y_{T,s}^d = A_{T,s}^d (K_{T,s}^d)^{\alpha} (L_{T,s}^d)^{1-\alpha} - (\chi/2) [(I_{T,s}^d)^2 / K_{T,s}^d] - (\chi/2) [(I_{N,s}^d)^2 / K_{N,s}^d] \quad (2)$$

$$Y_{N,s}^d = A_{N,s}^d (K_{N,s}^d)^{\beta} (L_{N,s}^d)^{1-\beta} \quad (3)$$

$$Y_{T,s}^f = A_{T,s}^f (K_{T,s}^f)^{\gamma} (L_{T,s}^f)^{1-\gamma} - (\pi/2) [(I_{T,s}^f)^2 / K_{T,s}^f] \quad (4)$$

其中, $\alpha, \beta, \gamma \in (0, 1)$, $A_{T,s}^d$ 和 $A_{N,s}^d$ 分别表示第 s 期内资企业生产贸易品和非贸

易品的技术系数,而 $A_{T,s}^f$ 表示第 s 期外资企业生产贸易品的技术系数。 $K_{T,s}^d$ 和 $K_{N,s}^d$ 分别表示第 s 期初内资企业用于生产贸易品和非贸易品的资本存量, $K_{T,s}^f$ 是第 s 期初外资企业的资本存量。 $L_{T,s}^d$ 和 $L_{N,s}^d$ 分别是第 s 期内资企业生产贸易品和非贸易品的劳动投入量, $L_{T,s}^f$ 为外资企业的劳动投入量。在不考虑资本折旧的情况下,内资企业在贸易部门的投资 $I_{T,s}^d$ 、在非贸易部门的投资 $I_{N,s}^d$ 以及外资企业的投资 $I_{T,s}^f$ 均遵循 $I_s = K_{s+1} - K_s$ 的跨时运动方程。(2)式中 $(\chi/2)[(I_{T,s}^d)^2/K_{T,s}^d]$ 和 $(\chi/2)[(I_{N,s}^d)^2/K_{N,s}^d]$ 分别表示第 s 期内资企业改变贸易部门和非贸易部门资本存量而产生的调整成本,(4)式中 $(\pi/2)[(I_{T,s}^f)^2/K_{T,s}^f]$ 表示第 s 期外资企业改变资本存量而形成的调整成本, χ 和 π 分别是内资和外资企业的资本调整系数。

内资和外资企业的生产经营目标 t 年是实现各自期望利润的最大化。可以证明,内资企业达到均衡时的一阶条件为:

$$1 + \chi \frac{I_{T,t}^d}{K_{T,t}^d} = \frac{1}{1+r_f} \times E_t [\alpha A_{T,t+1}^d (K_{T,t+1}^d)^{\alpha-1} (L_{T,t+1}^d)^{1-\alpha} + \frac{\chi}{2} (\frac{I_{T,t+1}^d}{K_{T,t+1}^d})^2 + 1 + \chi \frac{I_{T,t+1}^d}{K_{T,t+1}^d}] \quad (5)$$

$$1 + \chi \frac{I_{N,t}^d}{K_{N,t}^d} = \frac{1}{1+r_f} \times E_t [\beta p_{t+1} A_{N,t+1}^d (K_{N,t+1}^d)^{\beta-1} (L_{N,t+1}^d)^{1-\beta} + \frac{\chi}{2} (\frac{I_{N,t+1}^d}{K_{N,t+1}^d})^2 + 1 + \chi \frac{I_{N,t+1}^d}{K_{N,t+1}^d}] \quad (6)$$

其中, r_f 是在国外的本国资产的收益率, p_{t+1} 是用贸易品表示的非贸易品价格,通常被称为本国实际汇率。类似地,外资企业达到均衡时的一阶条件为:

$$1 + \pi \frac{I_{T,t}^f}{K_{T,t}^f} = (\frac{1}{1+r_d}) \cdot E_t [\gamma A_{T,t+1}^f (K_{T,t+1}^f)^{\gamma-1} (L_{T,t+1}^f)^{1-\gamma} + \frac{\pi}{2} (\frac{I_{T,t+1}^f}{K_{T,t+1}^f})^2 + 1 + \pi \frac{I_{T,t+1}^f}{K_{T,t+1}^f}] \quad (7)$$

其中, r_d 是外国资本在本国的收益率,与 r_f 可以不同(于永定,2006)。

在稳态附近分别对(5)式、(6)式和(7)式进行一阶泰勒展开,并结合 Glick (1995)关于生产率 A_t 和非贸易品相对价格 p_t 均服从随机游走过程的假定,则内资和外资企业的投资变化可分别表示为:

$$\Delta I_{T,t}^d = (\omega_1 - 1) I_{T,t-1}^d + \varphi_1 \Delta A_{T,t}^d \quad (8)$$

$$\Delta I_{N,t}^d = (\omega_2 - 1) I_{N,t-1}^d + \varphi_2 \Delta A_{N,t}^d + \varphi \Delta p_t \quad (9)$$

$$\Delta I_{T,t}^f = (\omega_3 - 1) I_{T,t-1}^f + \varphi_3 \Delta A_{T,t}^f \quad (10)$$

其中, ω_i 和 φ_i 均为常数且 $\omega_i \in (0,1)$, $\varphi_i, \varphi > 0$ 。

在消费方面,消费者的目标是在预期终生收入约束下,实现其预期终生效用最大化。设消费者终生效用函数为:

$$U_t = E_t \left\{ \sum_{s=t}^{\infty} \omega^{s-t} [1/(1-\sigma)] (C_{T,s}^\eta C_{N,s}^{1-\eta})^{1-1/\sigma} \right\}, \eta \in (0,1) \quad (11)$$

其中, ω 为主观贴现因子, σ 为消费跨期替代弹性, $C_{T,t}$ 和 $C_{N,t}$ 分别表示消费者在贸易品和非贸易品上的消费量, η 表示贸易品的消费权重。

令 B_t 表示本国第 t 期初用贸易品衡量的外汇资产净值, 同时考虑到非贸易品市场出清条件并排除 Ponzi 骗局, 则消费者面临的跨期预算方程为:

$$E_t \left[\sum_{s=t}^{\infty} [1/(1+r_f)]^{s-t} C_{T,s} \right] = E_t \left[\sum_{s=t}^{\infty} [1/(1+r_f)]^{s-t} (Y_{T,s}^d + Y_{T,s}^f - r_d K_{T,s}^f - I_{T,s}^d - I_{N,s}^d - G_{T,s}) \right] + (1+r_f) B_t \quad (12)$$

其中, $G_{T,s}$ 为政府在贸易品上的消费支出。为便于分析, 令 $P_s = P_{s+1}$, 且 $\omega(1+r_f) = 1$, 则 $E_t(C_{T,s}) = E_t(C_{T,s+1})$ 。由此, 第 t 期消费者的贸易品消费量为:

$$C_{T,t} = r_f B_t + [r_f/(1+r_f)] E_t \left[\sum_{s=t}^{\infty} [1/(1+r_f)]^{s-t} (Y_{T,s}^d + Y_{T,s}^f - r_d K_{T,s}^f - I_{T,s}^d - I_{N,s}^d - G_{T,s}) \right] \quad (13)$$

在稳态附近分别对(2)式和(4)式进行一阶泰勒展开, 并用 $\sim$ 表示修正期望算子 $E_t - E_{t-1}$, 则 $C_{T,t}$ 一阶差分可表示为:^①

$$\Delta C_{T,t} = r_f TB_{t-1} + [r_f/(1+r_f)] \left[\sum_{s=t}^{\infty} [1/(1+r_f)]^{s-t} (h_1 \tilde{A}_{T,s}^d + h_2 \tilde{K}_{T,s}^d + (h_3-1) \tilde{I}_{T,s}^d + (h_4-1) \tilde{I}_{N,s}^d + m_1 \tilde{A}_{T,s}^f + m_2 \tilde{K}_{T,s}^f + m_3 \tilde{I}_{T,s}^f - r_d \tilde{K}_{T,s}^f - \tilde{G}_{XM,s}) \right] \quad (14)$$

其中, h_1 、 h_2 、 m_1 和 m_2 均大于 0, h_3 、 h_4 和 m_3 均小于 0, TB_{t-1} 为本国第 $t-1$ 期的实际贸易余额。对任意 s , 有 $\tilde{A}_{T,s}^d = \Delta A_{T,t}^d$, $\tilde{A}_{T,s}^f = \Delta A_{T,t}^f$ 。借鉴 Glick (1995) 关于政府消费支出 $G_{T,s}$ 也遵循随机游走假定, 并结合(8)式至(10)式及内外资企业的资本运动方程, (14)式可进一步简化为:

$$\Delta C_{T,t} = \left[h_1 + \frac{(h_3-1)r_f \varphi_1 + h_2 \varphi_1}{1+r_f-\omega_1} \right] \Delta A_{T,t}^d + \left[m_1 + \frac{(m_2-r_d) \varphi_3 + m_3 r_f \varphi_3}{1+r_f-\omega_3} \right] \Delta A_{T,t}^f + \frac{(h_4-1)r_f \varphi_2}{1+r_f-\omega_2} \Delta A_{N,t}^d + \frac{(h_4-1)r_f \varphi}{1+r_f-\omega_2} \Delta p_t - \Delta G_{T,t} + r_f TB_{t-1} \quad (15)$$

在贸易收支方面, 考虑到国内非贸易品市场出清条件, 本国第 t 期的实际贸易余额的差分 ΔTB_t 可写为:

$$\Delta TB_t = r_f TB_{t-1} + \Delta Y_{T,t}^d + \Delta Y_{T,t}^f - r_d \Delta K_{T,t}^f - \Delta C_{T,t} - \Delta I_{T,t}^d - \Delta I_{N,t}^d - \Delta G_{T,t} \quad (16)$$

将(8)式至(10)式和(15)式代入(16)式, 并结合内、外资企业生产函数在稳态附近的一阶泰勒展开式, 则贸易收支变化方程可转化为:

$$\Delta TB_t = [h_2 + (h_3-1)(\omega_1-1)] I_{T,t-1}^d + [(m_2-r_d) + m_3(\omega_3-1)] I_{T,t-1}^f + (h_4-1)(\omega_2-1) I_{N,t-1}^d + \frac{[(h_3-1)(1-r_f) - h_2] \varphi_1}{1+r_f-\omega_1} \Delta A_{T,t}^d$$

$$\begin{aligned}
 & + \frac{[m_3(1-\omega_3)-(m_2-r_d)]\varphi_3}{1+r_f-\omega_3} \Delta A_{T,t}^f + \frac{(h_4-1)(1-\omega_2)\varphi_2}{1+r_f-\omega_2} \Delta A_{N,t}^d \\
 & + \frac{(h_4-1)(1-\omega_2)\varphi}{1+r_f-\omega_2} \Delta p_t - \Delta G_{T,t}
 \end{aligned} \quad (17)$$

由于 $1+r_f-\omega_1$ 、 $1-r_f$ 、 $1-\omega_1$ 、 m_2-r_d 、 φ_1 、 φ 和 h_2 均大于 0, 而 h_3-1 、 h_4-1 和 m_3 均小于 0, 所以 $\Delta A_{T,t}^d$ 、 $\Delta A_{T,t}^f$ 、 $\Delta A_{N,t}^d$ 和 Δp_t 的系数均为负。这表明本国当期贸易部门内资企业、外资企业 and 非贸易部门的生产率提升均会通过提高消费者收入和贸易品消费水平及企业追加生产投资等途径减少本国当期实际贸易余额, 本国当期实际汇率的提高会通过贸易品对非贸易品的替代作用降低本国当期实际贸易余额。(17)式也显示各部门前期固定资产投资对当期实际贸易余额存在正向作用, 政府当期实际消费增加也会减少当期实际贸易余额。

三、实证模型和数据说明

根据(17)式给出的关系, 考虑到计量分析的可行性和相关经济数据的可得性, 本文用环比增长量替代(17)式中的差分, 并建立如下实证方程:

$$\begin{aligned}
 GTB_{it} = & a_0 + a_1 GFC_{it-1} + a_2 REC_t + a_3 DTP_{it} + a_4 FTP_{it} + a_5 NTP_{it} \\
 & + a_6 GGE_{it} + \epsilon_{it}
 \end{aligned} \quad (18)$$

其中, GTB_{it} 表示第 i 省第 t 期的实际贸易余额增长, REC_t 表示中国第 t 期的实际有效汇率指数, DTP_{it} 表示第 i 省第 t 期贸易部门的内资企业全要素生产率增长, FTP_{it} 表示第 i 省第 t 期贸易部门的外资企业全要素生产率增长, NTP_{it} 表示第 i 省第 t 期非贸易部门全要素生产率增长, GFC_{it-1} 表示第 i 省第 $t-1$ 期的实际固定资本形成增长, GGE_{it} 表示第 i 省第 t 期政府实际消费支出增长, 其他对实际贸易余额增长有影响的因素被归入随机误差项 ϵ_{it} 中。根据理论分析, $a_1 > 0$, $a_2 < 0$, $a_3 < 0$, $a_4 < 0$, $a_5 < 0$, $a_6 < 0$ 。在实证分析过程中, 在对(18)式中各项经济指标进行面板数据单位根检验和各变量之间关系的协整检验基础上, 本文采用完全修正最小二乘法(FMOLS)进行估计。样本数据为不包括西藏自治区在内的中国其他 30 个省、直辖市和自治区 1999—2009 年的年度数据。

本文以实际出口额与实际进口额之比作为实际贸易余额的替代变量。各地区名义货物进出口额数据来自 CEIC 中国经济数据库, 各地区进出口价格指数均用中国整体进出口价格指数替代, 以 2000 年为基期, 具体计算方法见赵文军(2008)。

各地区实际固定资本形成是根据各年度《中国统计年鉴》给出的分地区以不变价格计算的环比增长数据推算而得, 基期也定在 2000 年。人民币实际有效汇率指数数据来源于国际货币基金组织的国际金融统计数据库。各地区政府实际消费支出是根据各年《中国统计年鉴》中各地方政府名义消费支出和居

民消费价格指数数据推算的,居民消费价格指数也以 2000 年为基期。

本文用各地区所有规模以上工业企业代表各自的贸易部门。在利用 Malmquist 指数估算内资和外资工业企业的全要素生产率时,各地区内资和外资工业企业的实际工业增加值是根据《中国统计年鉴》中各个地区这两类工业企业的名义工业增加值和地区工业产值缩减指数估算的。各地区外资和内资工业企业的实际固定资本存量用各地区这两类企业的固定资产名义额与地区固定资本形成缩减指数之比衡量,各地区外资和内资工业企业的固定资产名义额来自各年《中国统计年鉴》。1999—2004 年各地区固定资本形成缩减指数是根据《1952—2004 年中国国内生产总值核算历史资料》中分地区名义和实际固定资本形成数据估算的,2005—2009 年各地区固定资本形成缩减指数用其固定资产投资价格指数替代。固定资本形成和工业产值缩减指数的基期定在 2000 年。各地区外资和内资工业企业的从业人员数直接取自各年《中国统计年鉴》。

本文非贸易部门包括建筑业和第三产业。在测定各地区非贸易部门全要素生产率 NTP_{it} 时,本文也采用了 Malmquist 指数测算法,各地区非贸易部门实际固定资本存量等于该地区建筑业和第三产业实际固定资本存量之和。各地区建筑业实际固定资本存量等于建筑业名义固定资本存量除以对应的以 2000 年为基期的固定资本形成缩减指数。本文使用 Goldsmith(1951)的永续盘存法对各地区第三产业实际固定资本存量进行核算,并以 1978 年为基年。各地区第三产业当年投资指标是第三产业固定资本形成总额,其中 1978—2002 年的数据直接来源于《中国国内生产总值核算历史资料:1952—1995》和《中国国内生产总值核算历史资料:1996—2002》。2003—2009 年各地区第三产业固定资本形成数据是根据普通最小二乘法和 1978—2002 年相应数据估算而得。经过各地区以 2000 年为基期的固定资本形成缩减指数进行调整后,我们获得了各地区第三产业实际固定资本形成额。与 Young(2000)一致,本文用各地区 1978 年第三产业实际固定资本形成额除以 10% 作为该地区第三产业的初始资本存量。1978—2002 年各地区第三产业折旧额数据来源于《中国国内生产总值核算历史资料:1952—1995》和《中国国内生产总值核算历史资料:1996—2002》。2003—2009 年各地区第三产业折旧率直接取自 2002 年各地区第三产业折旧额与 2001 年各地区固定资本存量的比值。

各地区非贸易部门实际增加值等于该地区建筑业实际增加值和第三产业实际增加值之和,建筑业和第三产业实际增加值分别经过基期定在 2000 年的相应总产值缩减指数调整后的值。各地区非贸易部门从业人员数等于建筑业从业人员数和第三产业从业人员数之和。各地区建筑业和第三产业的名义总产值、实际总产值、名义增加值和从业人员数数据均来源于各年《中国统计年鉴》。

四、实证结果和分析

(一) 面板数据的单位根检验

由于面板数据的单位根检验存在多种检验统计量,而每种检验法又具有不可克服的缺陷,因此,为保证检验结果的稳健性,我们采用四种常用的面板数据单位根检验法:LLC 检验、IPS 检验、Fisher-ADF 检验和 Fisher-PP 检验。由检验结果可知,在全国层面,实际贸易余额增长 GTB_{it} 、贸易部门内资企业全要素生产率增长 DTP_{it} 、贸易部门外资企业全要素生产率增长 FTP_{it} 、非贸易部门全要素生产率增长 NTP_{it} 和政府实际消费支出增长 GGE_t 等变量均不存在单位根过程,均为 $I(0)$ 过程。除了 Fisher-PP 检验,实际固定资本形成增长 GFC_{it} 和人民币实际汇率指数 REC_t 的其他三种单位根检验均在 1% 的显著性水平下拒绝原假设,所以本文认为这两个变量也是平稳的。在 10% 的显著性水平下,各经济变量在东部、中部和西部区域层面上的单位根检验结果也支持这些变量不存在单位根过程。

(二) 面板数据的协整检验

我们采用 Pedroni 和 Kao(1999)协整检验法检验各变量之间是否存在稳定的长期关系。从表 1 可以看出,在 1% 的显著性水平下,无论在全国层面上,还是在地区层面上,Kao 协整检验均拒绝变量 GTB_{it} 、 NTP_{it} 、 REC_t 、 DTP_{it} 、 FTP_{it} 、 GFC_{it} 和 GGC_{it} 之间不存在协整关系的原假设。在 Pedroni 检验方面,Pedroni 指出,对于小样本($T < 20$)来说,Panel ADF-Statistic 和 Group ADF-Statistic 是最有效的。在表 1 中,全国、东部地区和中部地区的这两个检验统计值均在 5% 水平下拒绝原假设,所以本文认为在这些地区,所检验的七个经济变量之间存在长期稳定关系。在西部地区,Group ADF-Statistic 统计值为 1.10,对应的 p 值达到 0.13,略高于 10% 的显著性水平,结合 Panel ADF-Statistic 检验和 Kao 检验结果,我们认为该地区主要经济变量之间也存在协整关系。

表 1 全国以及各地区实际贸易余额增长的协整检验结果

统计量	全国 统计值	东部地区 统计值	中部地区 统计值	西部地区 统计值
ADF-Kao	-11.16* (0.00)	-6.71* (0.00)	-7.19* (0.00)	-6.10* (0.00)
Panel v-Statistic	-5.28(1.00)	-3.03(0.99)	-1.98(0.98)	-3.67(0.99)
Panel rho-Statistic	6.67(1.00)	3.63(0.99)	3.54(0.99)	4.29(1.00)
Panel PP-Statistic	-10.65* (0.00)	-11.38* (0.00)	-3.80* (0.00)	-4.23* (0.00)
Panel ADF-Statistic	-5.45* (0.00)	-6.06* (0.00)	-1.98** (0.02)	-1.87** (0.03)
Group rho-Statistic	9.15(1.00)	5.19(1.00)	4.73(1.00)	5.89(0.00)
Group PP-Statistic	-15.76* (0.00)	-12.88* (0.00)	-6.68* (0.00)	-7.45* (0.00)
Group ADF-Statistic	-5.96* (0.00)	-6.18* (0.00)	-2.99* (0.00)	-1.10(0.13)

注:表中各种检验法的原假设是各变量之间不存在协整关系,括号内为 P 值,* 和** 分别表示在 1% 和 5% 的显著性水平下拒绝原假设而接受备择假设。东部、中部和西部地区划分标准参见商务部网站。

(三) 面板数据的 FMOLS 回归

在确定各主要变量之间具有协整关系后,我们选用完全修正普通最小二乘法(FMOLS)对全国和各地区的面板数据进行拟合,以揭示各主要变量之间存在的内在联系。与此同时,我们还进一步采用面板 Granger 因果检验法检验各变量之间的因果关系。具体 FMOLS 回归结果和 Granger 因果检验结果见表 2。

从全国 FMOLS 回归结果可知,与理论预期一致,非贸易部门全要素生产率变化和人民币实际有效汇率变化均与中国实际贸易收支变化负相关。结合 Granger 因果关系检验结果,人民币实际有效汇率升值和非贸易部门全要素生产率提升均对中国实际贸易收支构成抑制作用。与理论预期相左,贸易部门内资企业全要素生产率变化和贸易部门外资企业全要素生产率变化均与中国实际贸易收支变化呈正相关关系,贸易部门内资企业和外资企业全要素生产率的提高将扩大中国实际贸易收支顺差。从地区层面看,贸易部门内资企业全要素生产率、贸易部门外资企业全要素生产率以及非贸易部门全要素生产率对实际贸易收支的影响具有明显的区域性特征,而人民币实际有效汇率却高度一致且显著地表现出对实际贸易收支的反向制约作用。

表 2 全国及各地区实际贸易余额增长的 FMOLS 回归结果

变量	全国	东部地区	中部地区	西部地区
DTP _{it}	0.21 * (2.91) ←○○○	0.39 * (2.48) ←○	-0.21 ** (-2.08)	0.80 * (9.06)
FTP _{it}	0.11 * (5.49) ↔○○○	0.31 * (9.57) ↔○○	-0.18 * (-5.71)	0.13 * (4.37)
NTP _{it}	-0.13 (-0.80) ↔○○○	-0.07 * (-5.40) ←○○○	-2.47 (-0.65) ↔○○○	1.36 * (4.62) ←○○○
REC _t	-1.23 * (-17.48) ↔○	-0.78 * (-16.64) ↔○○	-1.10 * (-6.43) ←○	-1.78 * (-6.75) ←○○○
GFC _{it}	0.13 * (12.05) ↔○○○	0.52 * (11.52) ←○○○	-0.65 (-0.97) ←○○○	0.32 * (9.21) ↔○○○
GGE _t	-0.08 (-1.85) ←○○○	0.37 * (5.18) ←○○○	1.97 * (3.54) ←○○○	-1.58 * (-11.25) ←○

注:括号内为 t 统计值,* 和** 分别表示在 1% 和 5% 显著性水平上拒绝系数为零的原假设。←表示所标变量是实际贸易余额增长的 Granger 原因,↔表示所标变量与实际贸易余额增长之间互为 Granger 原因。○、○○和○○○ 分别表示在 1%、5% 和 10% 显著性水平上拒绝变量间不存在因果关系的原假设。

从全国整体看,贸易部门内资企业提高全要素生产率对中国实际贸易收支具有显著正面影响。分解到各个地区,表 2 显示东部地区贸易部门内资企业的全要素生产率对该地区实际贸易收支的正面影响程度高于全国平均水平且在统计上也高度显著;而在中部和西部地区,贸易部门内资企业的全要素生产率与各自实际贸易收支之间不存在明显的因果关系。在外资企业方面,从全国总体来看,该类企业全要素生产率提高对中国实际贸易收支也具有促进作用,且这种推进效应主要来源于东部地区。中部和西部地区贸易部门外资企业的全要素生产率与各自实际贸易收支也不具有显著因果关系。

事实上,尽管 10 多年来中部和西部地区对外贸易发展迅速,在中国对外

贸易中的地位也不断提升,但并没有改变东部地区绝对主导中国贸易收支的格局。东部地区内资和外资企业的技术进步和管理效率提升在强化其产品竞争力的同时,也提高了资本和劳动生产要素的收益。但在现有收入分配体制下,劳动实际收入增速持续低于总体实际收入,从而导致居民实际消费相对不足,最终表现为中国贸易收支持续大量顺差。况且有相当一部分外资企业从事加工贸易,进一步强化了中国贸易顺差。表 2 也显示自 21 世纪以来,无论在全国层面还是在东部地区,贸易部门内资企业全要素生产率的提升对中国贸易顺差的牵引作用均强于外资企业。

在非贸易部门方面,表 2 显示中国该部门全要素生产率增长系数为 -0.13 ,因果检验结果表明该部门全要素生产率提升会减少中国贸易收支顺差,但这种抑制作用有限,因为该系数在统计上不显著。从各个地区看,东部地区非贸易部门全要素生产率增长对该地区实际贸易收支具有显著延缓作用,中部地区虽存在这种制约关系但作用力度有限,而西部地区全要素生产率增长则与该地区实际贸易收支之间具有同向变动关系。

一般而言,非贸易部门全要素生产率的提高会通过以下途径对贸易部门的贸易收支产生影响。首先,服务业尤其是生产者服务业全要素生产率提升会通过强化贸易部门的整体生产和管理效率对贸易部门的贸易收支形成正面影响。其次,非贸易部门全要素生产率的提升会通过增加国内居民的实际收入水平和提高居民实际消费能力对贸易部门的贸易收支形成负面影响。最后,非贸易部门全要素生产率的提升也会引致服务业企业追加投资,或从本国贸易部门购买中间投入品,或从国际市场进口生产资料,从而对贸易部门的贸易收支形成负面影响。在中国东部和中部地区,由于生产性服务在国民经济中比重偏低,服务业更多地属于传统消费性服务,从而对贸易部门生产率的促进作用有限;而对扩大居民消费和增加本部门投资,进而恶化贸易部门贸易收支的作用较为明显。所以这两个地区的非贸易部门全要素生产率增长与贸易部门的贸易收支负相关。而中国西部地区服务业生产效率提升会有力促使该地区生产潜力的释放,在本地区消费水平较低的情况下,从而最终非贸易部门全要素生产率与其贸易部门实际贸易收支呈正相关关系。

在人民币汇率方面,从全国整体看,人民币实际升值对中国贸易收支具有显著负面影响。分解到各地区,这种负面影响呈现出明显的梯次性,人民币实际升值对东部地区实际贸易收支所形成的不利影响最小,对西部地区的负面影响最大。人民币实际汇率与中国实际贸易收支之间的反向变动关系在一定程度上解释了为什么中国政府坚持人民币汇率制度改革及汇率水平调节的自主性和渐进性。中国出口产品主要集中在劳动密集型产品和加工贸易品上,出口企业利润空间有限,向国际市场转移价格能力较弱,化解汇率风险能力不强,人民币实际汇率升值会直接削弱其出口产品的国际竞争力,挫伤其出口积极性。另

一方面,由于中国国内需求具有典型的大国效应,人民币升值会促使国内对原材料和能源性产品进口需求的快速扩张,引致这些进口产品价格上升,从而进一步挤压出口企业的利润空间,减少外向型企业的出口意愿。因此,人民币实际汇率升值对中国实际贸易收支具有显著抑制作用。由于相对于其他地区,东部地区外向型企业具有较高的生产效率和管理能力,并能享受到产业集聚带来的外部规模经济效应,从而部分抵消人民币实际升值带来的负面影响,所以东部地区实际贸易收支对人民币实际汇率的敏感度低于中部和西部地区。

五、结论与政策启示

研究结果表明,贸易部门内资企业和外资企业的全要素生产率提升均对中国实际贸易余额增长形成了正面影响,其中东部地区贸易部门内资和外资企业全要素生产率提高对该地区实际贸易余额增长的促进效应最为强劲;中国非贸易部门全要素生产率与其实际贸易余额负相关,其中东部和中部地区非贸易部门全要素生产率增长会显著减少该地区的实际贸易余额,而西部地区则相反;人民币实际有效汇率提升对中国实际贸易收支具有显著的负面影响,并按照东部、中部和西部地区依次加重。

本文的研究结果对在新的国内外经济环境下调节中国对外贸易收支提供了重要的政策启示:(1)今后应以服务业企业全要素生产率提升为依托,实现服务业就业水平和员工收入的提高,以扩大国内消费需求。同时,通过资本边际收益的增加,促进服务业企业对本国工业品的需求,最终达到降低贸易收支顺差的目的。(2)在未来时期内,工业企业应强化知识、技术积累和创新,重视提高管理和营销能力,注重企业间的分工与协作,力争生产的规模化和高效化,以增强其产品的国际竞争力。(3)当前,应保持政府主导的渐进式汇改模式,维持人民币汇率的基本稳定,减少出口企业的汇率风险。

* 本文同时受深圳大学人文社科项目资助(11QNCG17)。

注释:

①在稳态附近,内资企业贸易品生产函数一阶泰勒展开式为 $Y_{T,s}^d = h_0 + h_1 A_{T,s}^d + h_2 K_{T,s}^d + h_3 I_{T,s}^d + h_4 I_{N,s}^d$ 。类似地,外资企业生产函数的一阶泰勒展开式为 $Y_{T,s}^f = m_0 + m_1 A_{T,s}^f + m_2 K_{T,s}^f + m_3 I_{T,s}^f$ 。

参考文献:

- [1]董继华.汇率、贸易弹性和经常账户[J].数量经济技术经济研究,2008,(3):30—42.
- [2]刘伟,胡兵,李传昭.财政赤字、实际有效汇率与贸易收支——基于中国数据的实证检验[J].管理世界,2007,(4):32—39.
- [3]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):31—39.
- [4]谢建国,陈漓高.人民币汇率与贸易收支:协整研究与冲击分解[J].世界经济,2002,(9):27—34.

- [5]余永定.见证失衡——双顺差、人民币汇率和美元陷阱[J].国际经济评论,2010,(3):7—44.
- [6]张斌,何帆.货币升值的后果——基于中国经济特征事实的理论框架[J].经济研究,2006,(5):20—30.
- [7]张曙光.人民币汇率问题:升值及其成本—收益分析[J].经济研究,2005,(5):17—30.
- [8]赵文军,于津平.中国贸易顺差成因研究——基于跨时最优消费理论的实证分析[J].经济研究,2008,(12):29—38.
- [9]周燕,黄建忠.服务贸易、货物贸易和劳动生产率变动:理论和实证——基于李嘉图连续统模型的贸易差额分析[J].国际商务(对外经济贸易大学学报),2009,(4):54—60.
- [10]Glick R, Rogoff K. Global versus country-specific productivity shocks and the current account[J]. Journal of Monetary Economics, 1995, (35): 159—192.
- [11]Iskan T B. The terms of trade, productivity growth and the current account[J]. Journal of Monetary Economics, 2000, 45: 587—612.
- [12]Young A. Gold into base metals: Productivity growth in the People's Republic of China during the reform period[J]. Journal of Political Economy, 2003, 111: 1220—1261.

Total Factor Productivity, RMB Exchange Rate and Trade Balance in China: Empirical Analysis Based on Inter-temporal Optimization Model

ZHAO Wen-jun, CHEN Yong, ZHAO Deng-feng

(College of Economics, Shenzhen University, Shenzhen 518060, China)

Abstract: Based on the inter-temporal optimization model of consumer and investment and the inter-province panel data from 1999 to 2009, this paper constructs a theoretical model of trade balance in China and employs panel FMOLS estimation to empirically investigate the relationship between TFP, RMB exchange rate and trade balance from the national and regional angles. The empirical test shows that the TFP growth of domestic and foreign-funded enterprises in trade sector has the positive effect on the increase in China's real trade surplus which is the strongest in eastern region. And the TFP growth in China's non-trade sector negatively correlates to trade balance. The TFP growth in non-trade sector in the east and central regions obviously reduces their trade surplus. The increase in RMB real effective exchange rate has a negative effect on trade balance in China which increases in eastern, central and western regions in turn. According to the results abovementioned, it provides relevant policy suggestions about the adjustment of trade balance in China.

Key words: trade balance; inter-temporal optimization model; panel co-integration test; panel Granger causality test; panel FMOLS estimation

(责任编辑 周一叶)