

持续顺差时期我国出口贸易价格和收入弹性的估计

——基于联立方程模型的分析

鞠 姗

(山东财经大学 国际经贸学院,山东 济南 250014)

摘 要:我国商品贸易已连续 20 年保持顺差,而出口商品价格及主要顺差伙伴国收入的变化对我国出口需求变动的影 响是判断商品贸易顺差可持续性的重要方面。文章利用 1999 年第 2 季度到 2012 年第 4 季度的数据作为样本,通过构建联立方程模型,同时考虑供给和需求两方面因素,估计了联立方程模型下中国持续顺差时期出口贸易的价格和收入弹性。结果显示:短期内,中国出口商品的需求价格弹性为 -1.156 ,需求收入弹性为 1.044 ;长期看,中国出口商品的长期需求价格弹性为 -3.803 ,长期需求收入弹性为 3.434 。估计结果表明,出口商品价格的提高、我国长期对其维持顺差的六个国家收入的降低会减少我国出口商品的收益,这对影响我国商品贸易的人民币汇率、出口退税等政策调整具有重要的参考价值。

关键词:出口价格弹性;出口收入弹性;联立方程模型;顺差

中图分类号:F752 **文献标识码:**A **文章编号:**1008 - 2670(2014)06 - 0045 - 07

我国商品贸易自 1994 年至今已连续 20 年保持顺差,2005 年突破一千亿美元之后直至 2008 年,商品贸易顺差实现了前所未有的规模递增。2008 年全球金融危机之后的几年来,商品贸易顺差仍然维持在 2500 亿美元左右,2012 年更是恢复到危机前水平,达 3216 亿美元。近几年,随着国内特别是沿海地区加工制造业生产成本上升、美国等发达国家“再工业化”战略的启动,国内关于我国商品贸易顺差可持续与否的讨论再次成为热点之一。我国商品贸易顺差可持续的判断是一个复杂的系统问题,受国内供给、国外需求、国际分工模式以及国际技术转移^[1]等多方面因素的影响,而我国出口商品价格的变化及主要顺差伙伴国收入对我国出口需求变动的影 响,也是其中不可忽视的一个重要方面。本文基于联立方程模型,估计了我国持续顺差时期出口贸易的价格和收入弹性。

一、文献综述

从既有的研究来看,对测度贸易弹性的定量研究方法可以归纳为三类。第一类忽略供给因素,仅从需求

收稿日期:2014 - 07 - 02

基金项目:国家自然科学基金项目“新型贸易保护措施对中国企业出口行为的影响与对策体系研究”(71303134);辽宁省社会科学规划基金项目“辽宁企业向拉美、非洲新兴地区投资问题研究”(L12BJY019)。

作者简介:鞠姗,女,山东文登人,经济学博士,山东财经大学国际经贸学院副教授,研究方向:国际贸易、开放宏观经济。

角度进行研究。许多学者为了所构建模型的简化性,通常忽略供给方面的因素,假定供给充分,仅仅从需求的角度衡量一国贸易弹性。Aziz 等^[2]考察中国的贸易弹性时,仅考虑需求因素,运用单方程回归,将外国(中国)实际需求和出口(进口)相对价格作为解释变量,分别得到了1995-2006年中国出口产品和进口产品的需求价格弹性和需求收入弹性。国内的学者对于中国贸易弹性的实证研究通常也是建立在该模型基础上(厉以宁,陈彪如,张明,朱真丽等)^[3-6];或在需求模型上做出细微改动,如曹永福^[7]采用社科院世界经济与政治研究所研制的China_QEM模型,将把进口和出口互相作为对方的解释变量加入到回归方程中,考察进出口间的相互影响,以此来模拟中国的加工贸易的特殊情况。这些研究通常假定中国出口商品的结构和质量不变,以Cobb-Douglas函数为基础构建模型。后来姚枝仲等^[8]考虑到了新产品的加入以及出口商品质量的变化,认为传统方法计算弹性可能会被低估,采用了更一般化的CES效用函数形式,使得模型能够反映出口商品结构和质量的变化。上述研究所构建和采用的计量模型均假定了一国的需求函数的具体形式,这一点受到了Panagariya et al的批判。作为改进,Panagariya et al^[9]的模型中并未设定特定的函数形式,而是通过消费者效用最大化,用显示性偏好得出一套估计方程,用其估计变量算出一国贸易的需求价格弹性、交叉价格弹性和收入价格弹性的表达式,进而用计量的方法得到估计值。应该说这一研究方法的好处是没有设定具体的函数形式,具有一般化特点。但其模型依然没有考虑供给因素,具有马歇尔-勒纳条件推导过程中供给无限弹性的性质。

仅从需求角度出发,忽略供给因素的研究方法简单易行。研究者之所以牺牲供给方面的信息,是因为考量供给因素在技术上有一定的困难。如考察进口需求弹性时,需要将世界其他国家总体作为供给方,而由于国家间生产技术不同,很难得到一个统一的供给模型;即使考察出口需求弹性时,只需要将本国作为供给方,但是出口商品价格不仅由外国需求和本国供给共同决定,还会受到国内对于出口商品需求的影响;同时国内的出口政策和产业政策的复杂性也使得衡量供给变得困难^[10]。当然,在生产能力过剩、且需求相对不足的时期,这样的假定基本上是合理的。但这种方法忽略了供给方面的约束,假定供给曲线是一条平行于X轴的直线,这就倾向于高估了一国的贸易弹性。

第二类方法主要是从供给层面研究贸易弹性。Tokarick^[11]从生产理论出发,构建了三个部门(出口、进口竞争和非贸易品部门)、三种生产要素(劳动、资本、中间品)的模型,运用Hotelling引理,从GDP方程中得到出口供给方程,结合厂商利润最大化,进行一系列推导后,得到一国出口供给弹性和进口需求弹性的代数表达式。该方法没有用到计量,而是直接逐年带入数据得到结果。该方法的优点是假定很少,直接从厂商理论推导,因而比较接近现实,并且还成功规避了构建供给函数的复杂性;但缺点也十分明显,由于作者采取将数据逐年代入而非计量的方法,因而得到的结果只能是离散的点,或者说,只是一个事后的结果,难以对一国贸易弹性的大致区间,或者对一国的贸易弹性做前瞻性的预测。

由于价格是由供求两方面决定,所以研究弹性的最理想的方法还是将供给与需求两方面综合考虑。这就是第三类方法。Goldstein等^[12]开创性的提出了同时考虑供给需求的方法,将价格和数量作为内生变量,构建一国出口商品的供给和需求方程,借助联立方程模型(simultaneous equation model, SEM)来衡量一国的需求价格弹性和需求收入弹性,并估计了八国集团各国的贸易弹性。后来Lundborg^[13]、Riedel^[10]沿用了该方法,分别估计瑞典和香港的出口商品价格弹性。

既有对于中国贸易弹性的实证研究,基本是从需求角度考虑的单方程回归模型。本文认为,仅从需求角度出发,供给无限弹性的假定已不能较好符合中国的实际。自加入WTO后,国际大宗商品价格、生产资料价格的大幅上涨以及劳工工资的不断上涨引发的刘易斯拐点效应将愈发强烈。再加上中国出口企业的决策很大程度上受到出口退税政策的影响,企业的供给决策已成为不可被忽视的因素。因此,本文将采取Goldstein等^[12]提出的供给需求同时考虑的联立方程模型,并考虑中国出口退税的特有因素,力图使构建的模型更加贴近中国实际,进而测度出持续顺差时期我国的出口贸易价格和收入弹性。

二、理论模型的构建

收入和价格是影响外国对中国出口商品需求的两个重要方面,而国外收入和出口商品价格的一定变化会引起出口量变化多少,是衡量国家间贸易收益分配的重要工具,也是国家调整外贸产业、企业作出出口决策的重要依据。例如,1997 年、2008 年两次全球性的金融危机对中国的外需到底造成多大的冲击,很大程度上直接依赖于出口收入弹性和间接依赖于出口价格弹性的估计。目前关于出口商品弹性的研究主要有三类,分别是:只考虑需求面、只考虑供给面和同时考虑需求和供给。Goldstein 等^[12]提出了同时考虑需求和供给的方法,将价格和数量作为内生变量,构建一国出口商品需求和供给两个方程,并借助联立方程模型分别估计一国出口需求的价格和收入弹性。本文借鉴他们的方法估计我国持续顺差时期的出口需求弹性。

Goldstein 等^[12]的方法中,假定市场存在调节机制,出口向着 t 期出口需求和上一期实际出口量之间的差调整。

当存在过度需求时,价格由供给方决定,因此有:

$$X_t - X_{t-1} = \lambda (\overline{X_t^d} - X_{t-1})$$

(1)

$$P_t - P_{t-1} = \gamma (X_t - \overline{X_t^s})$$

(2)

当存在过度供给时,价格由需求方决定,于是有:

$$X_t - X_{t-1} = \lambda (\overline{X_t^s} - X_{t-1})$$

(3)

$$P_t - P_{t-1} = \gamma (X_t - \overline{X_t^d})$$

(4)

其中, X_t 和 P_t 分别表示 t 期的出口需求量和出口价格, $\overline{X_t^d}$ 和 $\overline{X_t^s}$ 分别是 t 期市场出清时的需求量和供给量, X_{t-1} 和 P_{t-1} 分别表示 $t-1$ 期实际出口量及出口价格, λ 和 γ 表示调整系数。为方便模型推导,上式中所有变量均为对数形式。

1. 均衡时需求

微观经济理论认为,需求函数一般与商品价格、竞争品价格及消费者收入相关。根据前述分析,去除转口贸易为主的香港和新加坡,中国顺差比重较大的几个贸易伙伴分别为美国、荷兰、英国、意大利、加拿大和法国,这几个国家的人均 GDP 差异不大,根据林德的需求偏好相似论,人均收入相似的国家消费偏好相近,因此我们合理假定几个国家需求函数相同,采用柯布 - 道格拉斯函数的形式:

$$X^d = \alpha_0 P^{\alpha_1} (EP^f)^{\alpha_2} Y^{\alpha_3}$$

(5)

将(5)式改写为对数形式并加入时间因素 T ,有:

$$X_t^d = a_0 + a_1 P_t + a_2 (E_t + P_t^f) + a_3 Y_t^f + a_4 T$$

(6)

其中, X^d 为中国出口产品的需求量, P 为经消费价格指数平减后、以人民币表示的中国出口产品实际价格, E 为人民币对美元汇率, P^f 是经消费价格指数平减后、以美元表示的外国进口竞争产品实际价格, Y^f 为经消费价格指数平减后外国实际人均收入, T 表示时间因素。各变量除 T 为水平值外,其余均为对数形式。

式(6)可以看作效用最大化条件下推导的需求函数,因此它可以表示均衡时的市场需求,即式(1)和式(4)中的 $\overline{X_t^d}$ 。

2. 均衡时供给

由完全竞争厂商利润最大化推导的供给函数可以写作:

$$X_t^s = b_0 + b_1 P_t + b_2 PPI_{t-1} + b_3 W_{t-1} + b_4 \tau_t + b_5 Y_t^d$$

(7)

其中, X^s 为中国出口产品的供给量, P 为经消费价格指数平减后、以人民币表示的中国出口产品实际价格, PPI 为中间投入品的价格, W 是经消费价格指数平减后的工人实际工资, τ 代表出口退税的平均税率, Y^d

表示中国实际人均 GDP(假定出口厂商的扩张速度与中国经济增长速度相同,因而用其作为反映中国生产规模扩张的代理变量)。各变量除 τ 为水平值外,其余均为对数形式。

式(7)可以看作利润最大化条件下的供给函数,因此它可以表示均衡时的市场供给,即式(2)和式(3)中的 \bar{X}_t^s 。

由于更符合现实,因此这里同时考虑过度需求和过度供给状况。

3. 过度需求

将式(6)的 X_t^d 作为市场出清时的需求量带入式(1),得到:

$$\begin{aligned} X_t &= \lambda a_0 + \lambda a_1 P_t + \lambda a_2 (E_t + P_t^f) + \lambda a_3 Y_t^f + \lambda a_4 T + (1 - \lambda) X_{t-1} \\ &= \alpha_0 + \alpha_1 P_t + \alpha_2 (E_t + P_t^f) + \alpha_3 Y_t^f + \alpha_4 T + \alpha_5 X_{t-1} \end{aligned} \quad (8)$$

其中, $\alpha_i = \lambda a_i$; $i = 0, 1, 2, 3, 4$; $\alpha_5 = 1 - \lambda$ 。

为区别短期和长期的贸易弹性,此处需施加一个条件。根据微观消费理论,借鉴 Riedel^[9]的方法,假定需求函数是关于价格的零次齐次函数,本国商品和外国商品价格同比例变化时出口需求不变,满足 $\alpha_1 + \alpha_2 = 0$, 在这一约束下,(8)式变为:

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 (P_t - E_t - P_t^f) + \alpha_3 Y_t^f + \alpha_4 T + \alpha_5 X_{t-1} \quad (9)$$

(9)式中, α_1 和 α_3 分别表示短期的出口需求价格及收入弹性, $a_1 = \frac{\alpha_1}{\lambda} = \frac{\alpha_1}{1 - \alpha_5}$, $a_3 = \frac{\alpha_3}{\lambda} = \frac{\alpha_3}{1 - \alpha_5}$ 分别表示长期的出口需求价格及收入弹性。

同样的方法考察供给,将式(7)的 X_t^s 作为市场出清时的供给量带入式(2),得到:

$$\begin{aligned} P_t &= \frac{-\gamma b_0}{1 + \gamma b_1} + \frac{\gamma}{1 + \gamma b_1} X_t + \frac{-\gamma b_2}{1 + \gamma b_1} PPI_{t-1} + \frac{-\gamma b_3}{1 + \gamma b_1} W_{t-1} + \frac{-\gamma b_4}{1 + \gamma b_1} \tau_t + \frac{-\gamma b_5}{1 + \gamma b_1} Y_t^d + \frac{1}{1 + \gamma b_1} P_{t-1} \\ &= \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 PPI_{t-1} + \beta_3 W_{t-1} + \beta_4 \tau_t + \beta_5 Y_t^d + \beta_6 P_{t-1} \end{aligned} \quad (10)$$

其中, $\beta_i = \frac{-\gamma b_i}{1 + \gamma b_1}$; $i = 0, 2, 3, 4, 5$; $\beta_1 = \frac{\gamma}{1 + \gamma b_1}$; $\beta_6 = \frac{1}{1 + \gamma b_1}$ 。

4. 过度供给

首先,供给方面,将式(7)的 X_t^s 作为市场出清时的供给量带入式(3),得到:

$$\begin{aligned} X_t &= \lambda b_0 + \lambda b_1 P_t + \lambda b_2 PPI_{t-1} + \lambda b_3 W_{t-1} + \lambda b_4 \tau_t + \lambda b_5 Y_t^d + (1 + \lambda) X_{t-1} \\ &= \varphi_0 + \varphi_1 P_t + \varphi_2 PPI_{t-1} + \varphi_3 W_{t-1} + \varphi_4 \tau_t + \varphi_5 Y_t^d + \varphi_6 X_{t-1} \end{aligned} \quad (11)$$

其中, $\varphi_i = \lambda b_i$; $i = 0, 1, 2, 3, 4, 5$; $\varphi_6 = 1 - \lambda$ 。

其次,需求方面,将式(6)的 X_t^d 作为市场出清时的需求量带入式(4),得到:

$$\begin{aligned} P_t &= \frac{-\gamma a_0}{1 + \gamma a_1} + \frac{\gamma}{1 + \gamma a_1} X_t + \frac{-\gamma a_2}{1 + \gamma a_1} (E_t + P_t^f) + \frac{-\gamma a_3}{1 + \gamma a_1} Y_t^f + \frac{-\gamma a_4}{1 + \gamma a_1} T + \frac{1}{1 + \gamma a_1} P_{t-1} \\ &= \delta_0 + \delta_1 X_t + \delta_2 (E_t + P_t^f) + \delta_3 Y_t^f + \delta_4 T + \delta_5 P_{t-1} \end{aligned} \quad (12)$$

其中, $\delta_i = \frac{-\gamma a_i}{1 + \gamma a_1}$; $i = 0, 2, 3, 4$; $\delta_1 = \frac{\gamma}{1 + \gamma a_1}$; $\delta_5 = \frac{1}{1 + \gamma a_1}$ 。

由前述需求函数是关于价格的零次齐次函数假定,即 $a_1 + a_2 = 0$ 可知,长期需求的价格弹性为 $a_1 = -a_2$ 。
 $= \frac{\delta_2}{\delta_1}$, 长期需求的收入弹性 $a_3 = -\frac{\delta_3}{\delta_1}$ 。要满足 $a_1 + a_2 = 0$, 也就是 $\delta_2 + \delta_5 = \frac{-\gamma a_2}{1 + \gamma a_1} + \frac{1}{1 + \gamma a_1} = \frac{1 - \gamma a_2}{1 + \gamma a_1} = 1$ 。

在本文,以上构建了非均衡条件下中国出口商品的需求和供给方程(9)至(12)。出口商品的均衡价格和数量将由供给、需求两方程共同决定,因此分别将(9)和(10)、(11)和(12)联立,得到过度需求和过度供给情形下的联立方程模型。其中,内生变量为 P 和 Q 。在以下的实证检验中,本文将使用过度需求和过度供给联

立方程模型分别估计,找到更为适合中国现状的模型。

三、实证检验

根据 1994 年以来,我国对 17 个分方向(中国香港、中国台湾、日本、韩国、新加坡、亚洲其他、英国、法国、德国、荷兰、意大利、欧洲其他、美国、加拿大、拉丁美洲、非洲、大洋洲)贸易差额占总贸易差额的比重信息,我们确定美国、荷兰、英国、意大利、加拿大、法国六个国家为我们研究期间的主要贸易顺差伙伴国(其中顺差比重较高的中国香港和新加坡主要是转口贸易,因而在本文的分析中不予考虑)。

1. 数据来源及说明

高频数据能提高实证检验的精确度,但限于观察期各指标月度数据的可获得性,这里我们使用 1999 年第 2 季度到 2012 年第 4 季度的数据进行实证检验,数据来源如下:

- P :中经网统计数据库的出口价格指数,经 CPI 指数平减(1999 年 2 季度水平值 = 100);
- X :中经网统计数据库的季度出口额,经 CPI 指数平减,利用 Eviews 6.0 软件进行季节调整($X12$);
- E :中经网统计数据库的月度名义汇率求平均;
- P^f :中经网统计数据库的六国季度 CPI 转换为 1999 年 2 季度水平值 = 100;
- Y^f :中经网统计数据库的六国季度支出法 GDP/人口数(年度),再经 CPI 指数平减(1999 年 2 季度水平值 = 100);
- PPI :《统计年鉴》生产资料出厂价格指数(1999 第 2 季度水平值 = 100);
- $Wage$:平均季度工资,经 CPI 指数平减;
- τ :出口退税额为中经网统计数据库的年度数据,利用 Eviews 6.0 软件进行数据频度转换,变为季度数据;出口额由中经网统计数据库的月度数据,利用 Eviews 6.0 软件进行数据频度转换,变为季度数据;
- Y^d :国泰安经济金融数据库的 GDP 季度数据,经 CPI 指数平减,利用 Eviews 6.0 软件进行季节调整($X12$);

2011 年和 2012 年,中国向美国、荷兰、英国、意大利、法国、加拿大的出口额分别占同期向六国出口总额的约 64.09%、11.23%、8.57%、5.64%、5.4%、5.06%,其他年份变化不大。因此按 64%、11%、9%、6%、5% 和 5% 的权数对六国的价格和收入指标加权。

2. 实证检验结果

考虑联立方程误差项可能存在跨方程相关,且两个方程右端均含有内生变量,因而选择三阶段最小二乘法(3SLS)进行估计,Eviews 6.0 的估计结果见表 1。

过度需求模型中, P 值表明 $\alpha_1 + \alpha_2 = 0$ 条件通过检验。短期内,中国出口商品的需求价格弹性为 -1.156,即中国出口商品相对价格上升 1%,出口数量平均下降 1.156%;中国出口商品的需求收入弹性为 1.044,即中国对其主要保持顺差的六国收入增加 1%,中国出口数量平均上升 1.044%。短期内,价格弹性绝对值大于收入弹性。长期看,调整系数 $\lambda = 1 - \alpha_5 = 1 - 0.696 = 0.304$,则中国出口商品的长期需求价格弹性为 $a_1 = \frac{\alpha_1}{\lambda} = -\frac{1.156}{0.304} = -3.803$,即长期中国出口商品相对价格上升 1%,出口数量平均下降 3.803%;中国出口商品的长期需求收入弹性为 $a_3 = \frac{\alpha_3}{\lambda} = \frac{1.044}{0.304} = 3.434$,即六国收入平均增加 1%,中国出口数量平均上升 3.434%。

卡方检验 $\delta_2 + \delta_5 = 1$,卡方统计量的值为 0.357, P 为 0.55 > 0.1,没有通过检验,可见过度供给模型对所研究的期间、出口对象并不十分适用。但是,过度供给情况下中国的长期出口弹性仍有参考价值,所以在此一并

计算。中国出口商品对六国的需求价格弹性为 $\frac{\delta_2}{\delta_1} = -5.414$,长期需求收入弹性为 $-\frac{\delta_3}{\delta_1} = 4.551$ 。

表 1 联立方程模型估计结果

模型	过度需求模型		过度供给模型	
	需求	供给	需求	供给
因变量	Q	P	P	Q
$P_t - E_t - P_t^f$	-1.156 * (-1.874)			
$E_t + P_t^f$			0.289 * (1.538)	
Y_t^f	1.044 *** (3.361)		0.243 * (0.662)	
T	0.001 * (0.260)		0.001 * (0.229)	
X_{t-1}	0.696 *** (6.338)			0.904 *** (32.772)
P_t			0.160 * (1.519)	
X_t		-0.047 * (-1.745)	-0.053 (-0.328)	
PPI_{t-1}		0.212 * (1.317)		-0.382 * (-1.809)
W_{t-1}		0.059 (0.976)		0.182 *** (3.140)
τ_t		0.068 ** (1.462)		-0.019 *** (-2.685)
Y_t^d		0.923 *** (3.549)		1.241 *** (4.594)
P_{t-1}		0.860 *** (11.650)	0.582 *** (5.154)	
常数项	-3.229 * (-1.866)	-4.056 *** (-2.731)	-0.425 (-0.499)	-7.419 *** (-4.858)
F	81.75	12.34	41.68	63.09
调整的 R^2	0.99	0.90	0.99	0.89
$F/\text{卡方检验}$	$\alpha_1 + \alpha_2 = 0$		$\delta_2 + \delta_3 = 1$	
$F/\text{卡方统计量}$	11.04		0.357	
P	0.0017		0.55	

注：***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平,括号内为 t 统计量的值。

四、简要结论

本文通过构建联立方程模型,同时考虑供给和需求两方面因素,用 1999 年第 2 季度到 2012 年第 4 季度的数据作为样本,估计了联立方程模型下中国持续顺差时期出口贸易的价格和收入弹性。联立方程的结果显示,短期内,中国出口商品的需求价格弹性为 -1.156,需求收入弹性为 1.044。长期看,中国出口商品的长期需求价格弹性为 -3.803,长期需求收入弹性为 3.434。

首先,出口需求价格弹性的绝对值大于 1,说明出口商品价格的提高会减少我国出口商品的收益,这可能是由出口商品的技术含量不高导致。进一步引申到贸易政策上,当人民币升值 1%,出口商品在国际市场上价格增加 1%,但由此引起的数量减少大于 1%,这表明人民币的升值将会对中国出口带来冲击;而出口退税政策会降低中国出口商品价格,因此出口退税政策虽然减少了中国的财政收入,却可以增加中国的出口收益。

其次,出口需求收入弹性的绝对值大于 1,说明我国长期对其维持顺差的六个国家收入的降低会减少我国出口商品的收益。但同时短期收入弹性的值大于 1 的程度并不高,因而在经历了 2008 年全球金融危机后,随着美国、荷兰、英国、意大利、法国、加拿大等国经济的复苏,我国出口贸易和顺差规模迅速恢复。

再次,长期弹性的绝对值均大于短期弹性的绝对值也符合经济学的基本逻辑:当中国出口品价格上升时,外国消费者会或通过改变习惯、或寻求来自其他国家的替代品,导致中国出口品的长期需求价格弹性比短期需求价格弹性大。而对于长期收入弹性大于短期收入弹性的解释是由于性价比的原因,中国出口品在国际市场上依然具有长期竞争力。

参考文献:

[1] 谢申祥,张辉,王孝松. 外国企业的技术授权策略与社会福利[J]. 世界经济,2013(10):103 – 122.

[2] AZIZ JAHANGIR,LI XIANGMING. China’s Changing Trade Elasticities[J]. China &World Economy, 2008,16(3):1 – 21.

[3] 厉以宁. 中国对外经济与国际收支研究[M]. 北京:国际文化出版社,1991:135 – 193.

[4] 陈彪如. 人民币汇率研究[M]. 上海:华东师范大学出版社,1992:153 – 214.

[5] 张明. 人民币贬值与中国贸易收支的关系研究[J]. 金融教学与研究,2001(1):2 – 6.

[6] 朱真丽,宁妮. 中国贸易收支弹性分析[J]. 世界经济,2002(11):26 – 31.

[7] 曹永福. 中国贸易弹性的模型实证研究[J]. 国际贸易问题,2005(10):10 – 13.

[8] 姚枝仲,田丰,苏庆义. 中国出口的收入和价格弹性[J]. 世界经济,2010(4):3 – 27.

[9] PANAGARIYA ARVIND, SHAH SHEKHAR, MISHRA DEEPAK. Demand Elasticities in International Trade: Are They Really Low? [C]. World Bank Policy Research Working Paper No. 1712,1996(12):7 – 11.

[10] RIEDEL JAMES. The Demad of LDC Export of Manufactures; Estimates from Hong Kong[J]. The Economic Journal, 1988(3):138 – 148.

[11] TOKARICK STEPHEN. A Method for Calculating Export Supply and Import Demand Elasticities[C]. IMF Working Paper No. 180, 2010(7):4 – 10.

[12] GOLDSTEIN MORRIS, MOHSIN S KHAN. The Supply and Demand for Exports: A Simultaneous Approach[J]. The Review of Economics and Statistics,1978(4):275 – 286.

[13] LUNDBORG PER A H. The Elasticities of Supply and Demand for Swedish Exports in a Simultaneous Model[J]. The Scandinavian Journal of Economics,1981,83(3):444 – 448.

An Estimation of China Export Price and Income Elasticity during
Its Persistent Surplus Period
——Based on a Simultaneous Equations Model Analysis

JU Shan

(School of International Trade, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China)

Abstract:China’s merchandise trade surplus has been lasting for 20 years, and the effect of export merchandise price and the income change of the main trade partner countries on the changes of China export demand is an important aspect for judging the sustainability of China merchandise trade surplus. This paper, by taking as sample the data between the second quarter of 1999 to the fourth quarter of 2012 and by constructing the simultaneous equations model while taking supply and demand into consideration, estimates via Simultaneous Equations Model China export price and income elasticity during its persistent surplus period. The results show that in the short term the demand price elasticity and the demand income elasticity are -1.156 and 1.044 respectively while in the long term they are -3.803 and 3.434 respectively. The estimation results indicate that the price increase in China export merchandise and the income decrease in the six trade partner countries will reduce the returns of China export merchandise, which possesses a significant reference value for China to adjust the policies concerning RMB exchange rate and export tax rebate.

Key words:export price elasticity; export income elasticity; simultaneous equations model; surplus

(责任编辑 时明芝)