

影响中国出口贸易的主导因素分析

孙治宇*

摘要: 本文采用自回归分布滞后模型和边境检验方法,利用 1997年 1季度至 2008年 4季度的数据估计了中国进出口贸易需求的收入弹性、价格弹性和汇率弹性,结果发现国外收入变化是影响中国出口的主要因素,产品价格对出口的影响较小,而人民币汇率波动对出口的影响不确定。因此,如果采取低价格促进出口的措施,不仅是低效的,而且是得不偿失的。转向以内需驱动为主的经济增长方式,是中国经济发展的必然战略选择。

关键词: 收入弹性 价格弹性 汇率弹性

一、引言

以出口为导向是中国多年来经济增长战略的重要内容,出口在推动中国经济增长中发挥了重要作用。2007年,中国货物与服务净出口对经济增长的贡献率达到 19.7%,拉动率达到 2.6%。随着美国次贷危机的爆发与蔓延,世界经济整体出现下滑,中国出口亦受到影响。2008年我国出口贡献率下降到 9.2%,2009年则为 -3.9%。我国多年以出口为导向的经济运行方式受到冲击,市场信心受到打击。为此我国采取了大力刺激出口的措施,首先是人民币兑美元汇率在 2008年第 3季度停止了自 2005年汇改以来的升值,接着又重新上调了数千种商品的出口退税率。这种通过汇率和出口退税以降低出口产品价格来刺激出口的做法能取得多大的效果是值得商榷的,因为影响出口需求的不仅有产品价格还有国外收入水平,导致我国出口受阻的主要原因是出口产品价格波动还是国外收入下降呢?后危机时期国际经济格局处于深度变革之中,机遇与挑战并存,我国该怎样调整政策措施来推动经济的持续稳定增长呢?本文拟从贸易需求弹性的角度对上述问题进行探讨。

本文余下部分的结构安排是:第二部分回顾相关文献;第三部分对自回归分布滞后模型的结构和估计方法进行说明;第四部分基于 1997-2008年的季度数据计算我国进出口贸易需求弹性,并根据实证结果进行分析;第五部分总结全文。

二、文献回顾

国际收支的弹性理论已被广泛运用于国际收支问题的分析研究之中。不同学者依研究目的不同所关注问题的侧重点亦各有差异,主要有两类:一类是通过对进出口需求的价格弹性分析来研究汇率变化对一国贸易收支的影响,即判断“马歇尔-勒纳条件”(Marshall-Lerner Condition, ML条件)成立与否,但得到的结果迥然有别。如 Marquez(1990)、Boyd(2001)等通过对一些发达国家的进出口价格弹性分析发现,大多数国家的进出口在长期内都符合“马歇尔-勒纳条件”;但另外一些学者如 Rose和 Yellen(1989)、Bahmani-Oskooee和 Brooks(1999)等研究发现“马歇尔-勒纳条件”在一些国家间的贸易中并不成立,货币的贬值无益于国际收支的改善。另一类对贸易弹性的研究则主要是分析进出口需求的收入弹性。最有影响力的是 Houthakker和 Magee(1969)的研究,他们使用 1951-1966年的年度数据对 15个工业化国家的进口和出口

* 孙治宇,南京大学商学院,邮政编码:210093,电子信箱:sunzy0808@yahoo.cn

本文为南京大学承担的江苏省 2010年省软科学研究计划项目的阶段性成果。作者感谢南京大学商学院赵文军博士的数据支持,衷心感谢审稿专家提出的建设性意见,当然文责自负。

2007年和 2008年数据来自国研网,2009年数据来自人民网。

的需求收入弹性进行估算后指出,即便是所有国家都保持同样的经济增长,但由于各国进口和出口商品的需求收入弹性存在的差异会造成各国贸易收支变化情况的不同,有的国家贸易收支会持续改善,有的则会持续恶化。这就是著名的“Houthakker - Magee不对称效应”(Houthakker - Magee Asymmetry)。Houthakker和Magee之后许多学者的研究均验证了“不对称效应”的存在,如 Stone (1979)、Krugman和 Baldwin (1987)、Sawyer和 Sprinkle (1996)、Hooper等 (2000)、Chinn (2004)、Cardarelli和 Rebucci (2007),等等。

随着中国经济的不断增长很多学者开始关注中国贸易弹性问题的研究。Marquez (1990)在利用 1973 - 1985年的数据分析欠发达国家贸易弹性时估算出的中国的进出口价格弹性分别是 - 1.44和 - 0.78。Aziz和 Li (2008)利用 1995年 1季度至 2006年 4季度的季度数据估算中国出口收入和价格弹性分别为 3.77和 - 1.55,进口收入和价格弹性分别为 1.32和 0.92,他们还运用滚动估计方法 (rolling estimate)分析了我国贸易弹性的稳定性问题。国内学者对我国贸易弹性也进行了研究。厉以宁 (1991)利用我国 1970 - 1983年的数据估算我国进出口价格弹性分别为 - 0.6871和 - 0.0506。陈彪如等 (1992)利用 1980 - 1990年的数据估算我国进出口需求的价格弹性为 - 0.3007和 - 0.7241。戴祖祥 (1997)利用 1981 - 1995年和 1985 - 1995年的指数序列得出我国出口需求价格弹性分别为 - 1.0331和 - 1.1234,出口需求的收入弹性为 0.6379和 2.2761。朱真丽和宁妮 (2002)根据 C - D生产函数建立了我国进出口量的计量模型,利用 1980 - 2000年的数据估算出我国出口价格和收入弹性分别是 - 2.03和 1.72,而进口的价格和收入弹性分别为 - 0.68和 0.21,进而说明了 ML条件在我国成立。卢向前和戴国强 (2005)对 1994 - 2003年人民币对世界主要货币的加权实际汇率波动与中国进出口之间的长期关系进行了实证检验,得出了结论是长期内中国进口与出口对加权汇率变化的弹性绝对值之和大于 3.8,ML条件在中国成立。

大多对中国贸易弹性研究文献的侧重点是分析中国进出口需求的价格弹性以及汇率变化对中国贸易收支造成的影响,而对收入弹性及其政策影响研究不多;另外,一些文章直接使用最小二乘法 (OLS)等方法进行回归来计算中国贸易弹性极可能存在伪回归,而传统的协整分析法虽可避免伪回归但对不同阶的时间序列处理能力欠佳。本文利用 ARDL模型和边限检验方法来估算我国进口和出口需求的收入、价格及汇率弹性,结合贸易的弹性来分析影响我国出口贸易变化的主导因素,并对我国汇率变化对进出口的可能影响进行分析。

三、模型和估计方法

部分文献在估算贸易弹性时是利用最小二乘法 (OLS)、两阶段最小二乘法 (2SLS)等方法对时间序列直接回归得到结果,如 Marquez (1990)、戴祖祥 (1997)、朱真丽 (2002)等,其重要假设前提是使用的时间序列变量都满足平稳性的要求。实证研究证明大多数时间序列数据均存在着不稳定性,直接回归可能存在“伪回归”(spurious regression)。伪回归使得计算的结果不再是无偏的和一致的,丧失了统计和经济上的意义。为避免“伪回归”,许多文章都使用了协整分析方法来确定变量间的线性关系,如 Bahmani - Oskooee (1998)、殷德生 (2004)等。传统的协整分析方法 (如 Engle - Granger, 1987; Johanson, 1988)要求所有时间序列是平稳的或同为 d 阶单整的,因此必须首先要对所有变量进行单位根检验 (unit root test)以确定其单整的阶数,同阶单整的变量间的线性组合才可能是平稳的,如果变量的单整阶数不同,则无法确定其协整关系。Pesaran等 (2001)提出了一种确定时间序列变量间协整关系的边限检验 (the bound test)方法,这种方法并不要求了解所有变量的稳定性,而是利用自回归分布滞后模型 (autoregressive distributed lag, ARDL)构建一个误差修正模型,并对一阶差分变量进行充分滞后回归,就可以确定变量间是否存在协整关系。如果协整关系存在,对模型进行估计就能得到变量间的长期关系。

(一) 模型结构

首先要确定进出口需求的函数形式。在已有的进出口需求的实证研究中,大多采用了不完全替代模型 (Goldstein and Khan, 1985),该模型的重要假定是国家的进出口商品是其国内产品的不完全替代品,许多实证研究的结果都支持这一假定的合理性 (Reinhart, 1995)。根据不完全替代模型和传统的经济理论,进出口

他们使用的进口相对价格是用中国国内价格与国外产品价格之比,因而进口的价格弹性结果为正。

1981 - 1995年的出口需求的收入弹性 0.6379统计上不显著。

大部分模型中的时间序列变量都是一阶平稳的 (Bahmani - Oskooee, 2005)。

需求都是价格、收入和汇率的函数 (Hauthaker and Magee, 1969; Wamer and Kreinin, 1983; Bahmani - Oskooee and Kara, 2005; 卢向前和戴国强, 2005)。即中国进口需求是本国国民收入 ($RCNGDP$)、进口商品相对价格 (PM)和人民币汇率 (E)的函数;出口需求是贸易伙伴国收入水平 ($RFGDP$)、本国出口商品相对价格 (PEX)和人民币汇率 (E)的函数。参照 Bahmani - Oskooee和 Kara (2005),出口需求函数为:

$$LREX_t = B_0 + B_1 L RFGDP_t + B_2 L PEX_t + B_3 L E_t + \mu_t \quad (1)$$

其中 E_t 为人民币名义有效汇率。一般而论,国外收入增加会造成对包括本国出口产品在内的许多商品的需求增加,从而使本国产品出口增加;出口产品价格的上升则会造成本国出口产品的国外需求减少;本币升值(贬值)会造成国家出口减少(增加)。因此,(1)式估计出的结果应该是 $B_1 > 0$ 而 $B_2, B_3 < 0$ 。

(1)式表达了出口需求函数变量间的长期关系。为估算这种长期关系, Pesaran等 (2001)认为必须在估计过程中引入短期动态变化。基于 ARDL形式,将(1)式改写成条件误差修正模型 (conditional ECM):

$$LREX_t = T + \sum_{i=1}^n \alpha_i LREX_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_i L RFGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^n \phi_i L PEX_{t-i} + \sum_{i=0}^n \chi_i L E_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \gamma_i LREX_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \delta_i L RFGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \epsilon_i L PEX_{t-i} + v_t \quad (2)$$

(2)式中 T 为趋势项,可以根据统计显著性加以取舍。与标准的误差修正模型不同,(2)式还包括了一阶线性水平滞后变量,也称为滞后误差修正项 (lagged error - correction term)。Pesaran等 (2001)认为,检验(1)式变量间是否具有长期协整关系,只要检验滞后误差修正项是否应该纳入(2)式的误差修正模型即可,而无须要求变量同为 $I(0)$ 或 $I(1)$ 。通过验证, Pesaran等得到了几组不同限制条件下针对不同显著性水平的边限 (the bound)临界值,如果通过估计(2)式得到的 F 统计值大于设定显著性水平下的上临界值,那么就拒绝四项一阶线性水平滞后变量的系数同时为零的原假设,认为考虑的变量之间存在着协整关系,可以将一阶线性水平滞后变量纳入到(2)式,这个过程就是边限检验 (the bound test)。确认协整关系之后,接下来就可以用 OLS法对(2)式进行估计,在使各一阶差分变量充分滞后的基础上,借助于 AIC准则得到各差分变量的最佳滞后阶数以及各一阶线性水平滞后变量的系数 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$,便可计算出出口的收入弹性、价格弹性和汇率弹性。

实际进口模型的建立与出口模型类似,表示为:

$$LRM_t = A_0 + A_1 L RCNGDP_t + A_2 L PM_t + A_3 L E_t + \mu_t \quad (3)$$

一般而言, $A_1 > 0$,表示当我国收入提高会增加对进口商品的需求; $A_2 < 0$,表示我国对进口品的需求与其价格呈反比关系; $A_3 > 0$,表示货币升值(贬值)会带来进口的增加(减少)。

同样,还要构造进口的条件误差修正模型来检验和估计变量间的协整关系:

$$LRM_t = T + \sum_{i=1}^n \lambda_i LRM_{t-i} + \sum_{i=0}^n \theta_i L RCNGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^n \eta_i L PM_{t-i} + \sum_{i=0}^n \zeta_i L E_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \omega_i LRM_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \nu_i L RCNGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \mu_i L PM_{t-i} + \tau_t \quad (4)$$

对(4)式的估计与(2)式类似,首先利用 F 统计值检验各变量间的长期协整关系,然后通过对(4)式估计获得进口的收入弹性、价格弹性和汇率弹性。

(1)式和(3)式表达的是我国进出口产品的需求函数,由于进出口产品数量和价格是市场供需均衡的结果,出口数量和价格既在需求曲线上,也在供给曲线上,用供需均衡数据拟合的曲线不能认定为是需求曲线,因此单方程估计极有可能产生自变量的内生性问题,即不能认为内生变量与残差项无关,其结果对参数的估计将是有偏和不一致的(姚枝仲等, 2009)。因此,利用 ARDL模型估计出进出口需求的回归模型后,应当对自变量的内生性进行检验。本文利用拉姆齐 (Ramsey, 1969)的回归方程设定误差检验 (regression equation specification error test, RESET)方法。其主要思想是,对于出口需求(1)式,通过 ARDL协整分析可以得到出口 REX 的估计值 y_{ext} ,构建辅助模型 (Ramsey模型):

$$LREX_t = B_0 + B_1 L RFGDP_t + B_2 L PEX_t + B_3 L E_t + B_4 y_{ext}^2 + B_5 y_{ext}^3 + \mu_t \quad (5)$$

利用 ARDL协整分析方法对(5)式进行估计,构建 F 统计量:

$$F = \frac{(R_1^2 - R_0^2) / 2}{(1 - R_1^2) / (n - 5)} \sim F(2, n - 5)$$

E 增加,表示本币升值;反之, E 减少代表本币贬值。

其中, R_1^2 是利用 (5) 式回归后的可决系数, R_0^2 是利用 (1) 式回归后的可决系数, n 是样本个数。如果 F 统计值小于给定显著性水平的 F 分布统计值, 则接受 $B_4 = B_5 = 0$ 的原假设, 从而认为 (1) 式模型不存在内生性问题, 回归估计的结果是无偏和一致的, 可以用以解释相关问题。使用同样方法可以确定进口需求 (3) 式的内生性问题。

(二) 数据说明

实际进出口 RM 和 REX 以我国 t 期进出口额经过进出口价格指数平减得到。用以表示我国实际收入水平的 $RCNGDP_t$ 为我国实际 GDP。国外实际收入 $RFGDP_t$ 是以出口贸易比重为权重的我国主要 7 个出口国实际 GDP 的加权平均, 这 7 个国家分别是美国、日本、韩国、德国、荷兰、英国和新加坡。计算公式为:

$$RFGDP_t = \sum_{i=1}^n (RGDP_{it} \times w_i)$$

$RGDP_{it}$ 代表 t 期第 i 个国家的实际 GDP 值, w_i 表示 t 期中国对第 i 个国家的出口占我国对 7 个国家出口总额的比重。

进口商品相对价格 PM 表示为:

$$PM_t = PM_t / PDM_t$$

其中 PM_t 为进口商品价格, 以我国进口商品价格指数表示; PDM_t 为国内商品价格, 由于我国进口产品以中间生产投入品居多, 可以用我国 PP 指数来代替 (许统生和涂远芬, 2006)。

出口商品相对价格 PEX 表示为:

$$PEX_t = PX_t / PF_t$$

其中, PX_t 为我国出口商品价格, 以我国出口商品价格指数表示, PF_t 为商品国际价格, 用以出口贸易比重为权重的我国主要 7 个出口国 CPI 指数加权平均代替, 即:

$$PF_t = \sum_{i=1}^n (CPI_{it} \times w_i)$$

文中使用 1997 年 1 季度至 2008 年 4 季度的季度数据, 共 48 个样本点。中国进出口总额数据来自国研网, 进出口价格指数来自赵文军等 (2008), 人民币名义有效汇率来自 MF 网站, 各国实际 GDP 和 CPI 来自 EU 数据库。为保证比较的合理性, RM_t 、 REX_t 、 $RCNGDP_t$ 、 $RFGDP_t$ 均以 2000 年不变价格表示, 并都以 2000 年为基期进行指数化处理, 同时使用 X-12 方法进行季节调整; 而相对指数 PM_t 、 PEX_t 以及 E_t 均以 2000 年 = 100 进行了换算。数据都取自然对数以消除异方差。

四、实证结果及分析

首先对 (2) 式和 (4) 式中的差分项进行充分滞后回归确定最佳阶数。由于采用数据的样本点有 48 个, 考虑到使用的是季度数据, 实际操作时我们选用的滞后阶数是 9 (即 $n = 8$)。考虑进出口可能具有上升趋势, 针对有趋势项和没有趋势项的两种情况分别进行了检测。表 1 给出了滞后阶数为 9 时的 F 统计值的结果。

表 1 F 统计值检验结果 (滞后 9 阶)

	出口 F 值	是否有 协整关系	进口 F 值	是否有 协整关系	临界值					
					10%		5%		1%	
					I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
(C, T)	3.11	否	1.34	否	2.97	3.74	3.88	4.61	4.37	5.16
(C, NT)	3.87	是**	3.60	是*	2.37	3.2	2.79	3.67	3.65	4.66

注: C 代表模型中包含截距项; T、NT 分别代表模型中包含趋势项和不包含趋势项; I(0) 为下临界值, I(1) 为上临界值; **、* 分别表示在 5%、10% 的显著性水平下通过检验。

从表 1 的结果可以看出, 模型中是否含有趋势项对结果有着较大的影响。加入趋势项的进出口方程统计均不显著。排除趋势项后, 出口方程和进口方程分别可在 5% 和 10% 的显著性水平上拒绝原假设。因此在估计进出口方程时排除趋势项, 可以认为两个方程各变量间都存在协整关系。根据 AIC 准则确定各差分

1997 - 2008 年, 我国出口商品近 50% 是出口到这 7 个国家。中国大陆对香港的出口贸易约占到同期我国出口的 2%, 但香港作为转口港, 国内对其出口与其 GDP 关系不大, 本文计算时排除了香港。

变量的最佳滞后阶数结果是出口为 ARDL(5, 3, 7, 9), 进口为 ARDL(4, 6, 3, 3), 见表 2 和表 3。

表 2 出口误差修正模型估计

回归变量	系数	标准差	t统计值
$LREX_{t-1}$	0.76	0.32	3.38
$LREX_{t-2}$	-0.39	0.47	-0.08
$LREX_{t-3}$	0.86	0.34	2.55
$LREX_{t-4}$	0.21	0.42	0.49
$LRFGDP_t$	2.68	0.33	4.24
$LRFGDP_{t-1}$	-2.72	1.18	-2.69
$LRFGDP_{t-2}$	0.79	0.69	1.37
$LPEX_t$	0.05	0.21	0.42
$LPEX_{t-1}$	0.85	0.83	3.20
$LPEX_{t-2}$	1.14	0.61	2.87
$LPEX_{t-3}$	0.75	0.37	2.78
$LPEX_{t-4}$	0.14	0.31	1.52
$LPEX_{t-5}$	0.25	0.10	1.34
$LPEX_{t-6}$	0.16	0.24	0.65
LE_t	1.01	0.43	0.15
LE_{t-1}	-1.15	0.87	-1.31
LE_{t-2}	2.23	0.35	2.87
LE_{t-3}	-0.56	0.45	-0.78
LE_{t-4}	0.38	0.49	1.17
LE_{t-5}	-1.33	0.45	-0.98
LE_{t-6}	0.11	0.29	0.70
LE_{t-7}	-0.29	0.33	-1.24
LE_{t-8}	0.33	0.22	1.53
C	-5.14	4.20	-0.57
$LREX_{t-1}$	-0.75	0.37	-2.85
$LRFGDP_{t-1}$	2.84	0.67	2.79
$LRPEX_{t-1}$	-0.49	0.38	-2.20
LE_{t-1}	0.26	0.82	0.65

注：为一阶差分。

表 3 进口误差修正模型估计

回归变量	系数	标准差	t统计值
LRM_{t-1}	0.46	0.24	4.21
LRM_{t-2}	-0.52	0.62	-2.17
LRM_{t-3}	0.47	0.51	1.08
$LRCNGDP_t$	2.01	0.49	2.53
$LRCNGDP_{t-1}$	0.12	1.04	0.09
$LRCNGDP_{t-2}$	2.54	0.91	3.11
$LRCNGDP_{t-3}$	-1.50	0.76	-1.48
$LRCNGDP_{t-4}$	0.35	0.14	0.72
$LRCNGDP_{t-5}$	0.6	0.78	0.31
LPM_t	-1.34	0.56	-2.67
LPM_{t-1}	1.68	0.65	2.49
LPM_{t-2}	-1.16	0.32	-1.48
LE_t	-0.59	0.61	-0.97
LE_{t-1}	-1.08	0.55	-1.96
LE_{t-2}	0.23	0.91	0.26
C	5.48	1.89	3.62
LRM_{t-1}	-0.21	0.12	-2.45
$LRCNGDP_{t-1}$	0.05	0.10	0.27
LPM_{t-1}	-0.57	0.54	-2.31
LE_{t-1}	0.15	0.87	1.31

注：为一阶差分。

确定协整关系存在之后,对(2)式和(4)式进行 OLS 估计便得到进出口需求与解释变量的长期关系,表 4 列出了估计结果以及拉姆齐 RESET 检验结果。

由拉姆齐 RESET 检验统计值可知,可以认为 5% 显著性水平下出口需求的估计不存在内生性问题,即我国出口主要受到国外收入、出口价格及汇率变化的影响;而进口需求函数无法排除内生性问题,即我国商

品进口不仅受到国内收入、进口价格以及汇率影响,还受到其他一些重要因素的影响。产生这种结果的可能原因是我国出口产品多以最终产品为主,而进口以中间产品居多 (Aziz and Li, 2008)。由于本文主要分析我国出口影响因素,因此仍然可以利用出口需求的估计结果进行分析。

表 4 ARDL 方法估计出的进出口方程变量协整系数

变量	出口需求			变量	进口需求		
	ARDL (5, 3, 7, 9)				ARDL (4, 6, 3, 3)		
	系数	标准差	t统计值		系数	标准差	t统计值
<i>LRFGDP</i>	3.81***	0.27	12.79	<i>LRCNGDP</i>	0.25	0.16	0.75
<i>LPEX</i>	-0.67*	1.46	-1.42	<i>LPM</i>	-2.73***	1.22	-4.37
<i>LE</i>	0.37	0.42	0.48	<i>LE</i>	0.72	0.53	0.13
<i>C</i>	-6.67***	4.21	-3.66	<i>C</i>	18.49***	6.80	3.23
<i>F(R)</i>	4.35**			<i>F(R)</i>	1.73		
<i>R</i> ²	0.9873			<i>R</i> ²	0.8674		
D-W	1.89			D-W	2.01		

注: *F(R)*是拉姆齐 RESET检验统计值, **、*、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

从进口看,我国进口受到国内收入和汇率的变化影响均不显著,而进口相对价格的影响较为显著,但由于估计时可能有重要影响因素未考虑,不能就此得到价格下降 1%进口增加 2.73%的结论。相反,我国进口变化往往取决于一些非价格因素,因此反价格规律的现象也是可能存在的 (余永定, 2003)。

从出口来看,我国出口需求与收入呈正比而与价格呈反比,符合前文的分析。出口需求的收入弹性达到 3.81,且对出口的影响显著,而价格弹性仅为 -0.67,且影响并不太显著。说明我国出口受到国外收入变化的影响较大而受出口产品价格变化的影响相对较小。当国外收入和我国出口产品价格都同时上升 1%时,我国出口将会增加 2.14%,而如果两者都同时下降 1%时,虽然价格下降会促使出口增加 0.67%,但远远抵消不了国外收入下降造成的 3.81%的出口减少。值得注意的是汇率对出口的影响与前面分析正好相反,人民币升值出口反而增加,但由于其统计不显著,因而不能断然判定汇率对出口的实际影响。当前,后危机时期下的全球经济虽然已结束下滑态势趋向走稳,但言及已触底向上步入增长还为时尚早,部分发达国家经济前景仍不明朗,我国主要出口国家和地区美国、日本、欧元区经济仍在低谷徘徊,我国出口仍面临巨大压力。此时仍采取低价策略获取国际市场的做法可能是低效和得不偿失的。其一,由于我国出口需求的价格弹性较小,汇率变化对出口影响不明确,货币贬值和出口退税很难弥补全球经济颓势对出口造成的影响。况且出口退税本身是中性的政策,并不必然会造成价格的下降。其二,目前美国等国经济刚开始复苏,为保护本国生产这些国家倾向于或已经开始采取贸易保护以限制进口。这时如以低价策略来推动产品的销售,势必会触动贸易保护者敏感的神经,设置更高的贸易壁垒阻止进口,进而造成更多的贸易摩擦。况且,现在发达国家“中国操控人民币汇率”的声调愈唱愈高,如果此时采取低价策略来刺激出口,可能不仅得不到预期的效果,反而会使我们陷入不利的国际环境之中。因此,在全球需求紧缩和贸易保护不断增强的形式下,我国依赖于出口拉动的经济增长方式可能难以继续维持下去。当务之急是要转变指导思想,调整政策取向,从过分强调出口导向转向大力促进内需增长的道路上来,通过激活国内需求来拉动经济增长,才是保证经济持续平稳发展的明智之举。

五、结论

本文利用 ARDL 模型和边限检验方法估算了我国进口需求和出口需求的价格和收入弹性,结果显示我国出口需求的收入弹性较高而价格弹性较低,而汇率弹性不显著,表明我国出口受到国外收入变化的影响较大而受出口品价格和汇率变化的影响相对较小。因此影响我国出口贸易的主要因素是世界经济的波动而非出口产品价格的变化和汇率的波动。在当前各国经济刚开始复苏的背景下,再以低价策略来促进出口的做法不仅难以获得满意的效果,而且极易导致贸易保护和贸易争端。未来我国经济的增长,需要转出口导向为内需拉动,以国内需求的增加来保证经济的平稳发展。

参考文献:

1. 陈彪如等, 1992:《人民币汇率研究》,华东师范大学出版社。
2. 戴祖祥, 1997:《我国贸易收支的弹性分析: 1981 - 1995》,《经济研究》第 7期。

3. 卢向前、戴国强, 2005:《人民币汇率波动对我国进出口的影响: 1994 - 2003》,《经济研究》第 5 期。
4. 厉以宁、秦宛顺, 1991:《中国对外经济与国际收支研究》,国际文化出版社。
5. 许统生、涂远芬, 2006:《中国贸易弹性的估计及其政策启示》,《数量经济技术经济研究》第 12 期。
6. 姚枝仲、田丰、苏庆义, 2009:《出口的收入弹性和价格弹性》,中国社会科学院世界经济与政治研究所国际金融中心工作论文, No 0913。
7. 殷德生, 2004:《中国贸易收支的汇率弹性与收入弹性》,《世界经济研究》第 11 期。
8. 余永定, 2003:《消除人民币升值恐惧症, 实现向经济平衡发展的过渡》,中国社会科学院国际金融中心工作论文, No 20。
9. 赵文军、于津平, 2008:《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》,《经济研究》第 12 期。
10. 朱真丽、宁妮, 2002:《中国贸易弹性分析》,《世界经济》第 11 期。
11. Aziz, Jahangir, and Xiangning Li 2008. "China's Changing Trade Elasticities" *China & World Economy*, 16(3): 1 - 21.
12. Bahmani - Oskooee, Mohsen 1998 "Cointegration Approach to Estimate the Long - Run Trade Elasticities in LDCs" *International Economic Journal*, 12(3): 89 - 96
13. Bahmani - Oskooee, Mohsen, and Target J. Brooks 1999. "Bilateral J - Curve between U. S and Her Trading Partners" *Review of World Economics*, 135(1): 156 - 165
14. Bahmani - Oskooee, Mohsen, and Orha Kara 2005. "Income and Price Elasticities of Trade: Some New Estimates" *The International Trade Journal*, 19(2): 165 - 178
15. Boyd, Derick, Guglielmo Maria Caporale, and Ron Smith 2001. "Real Exchange Rate Effects on the Balance of Trade: Cointegration and the Marshall - Lerner Condition" *International Journal of Finance and Economics*, 6(3): 187 - 200
16. Cardarelli, Roberto, and Alessandro Rebucci 2007. "Exchange Rates and the Adjustment of External Imbalances" *In World Economic Outlook*, 81 - 120 Washington, D. C.: International Monetary Fund, April
17. Chinn, Menzia D. 2004. "Incomes, Exchange Rates, and the U. S Trade Deficit, Once Again" *International Finance* 7(3): 451 - 469.
18. Goldstein, Morris, and Mohsin Khan 1985. "Income and Price Elasticities in Foreign Trade" *In Handbook of International Trade*, Vol. 1, ed R. Jones and P. Kenen Amsterdam: North Holland
19. Hooper, Peter, Karen Johnson, and Jaime Marquez 2000. "Trade Elasticities for the G - 7 Countries" *Studies in International Economics*, 87, Princeton University, Department of Economics
20. Houthakker, H. S., and Stephen P. Magee 1969. "Income and Price Elasticities in World Trade" *The Review of Economics and Statistics*, 51(2): 111 - 125.
21. Krugman, Paul R., and Richard E. Baldwin 1987. "The Persistence of the U. S Trade Deficit" *Brookings Papers on Economic Activity*, 18(1): 1 - 56
22. Marquez, Jaime 1990. "Bilateral Trade Elasticities" *The Review of Economics and Statistics*, 72(1): 70 - 77.
23. Pesaran, M. Hashem, Yongcheol Shin, and Richard J. Smith 2001. "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships" *Journal of Applied Econometrics*, 16(3): 289 - 326
24. Ramsey, J. B., 1969. "Tests for Specification Errors in Classical Linear Least - Squares Regression Analysis" *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*, 31(2): 350 - 371.
25. Reinhart, Carmen, M. 1995. "Devaluation, Relative Price, and International Trade: Evidence from Developing Countries" *Staff Papers - International Monetary Fund*, 42(2): 290 - 312
26. Rose, Andrew K., and Janet L. Yellen 1989. "Is There a J - Curve?" *Journal of Monetary Economics*, 24(1): 53 - 68.
27. Sawyer, W. Charles, and Richard L. Sprinkle 1996. "The Demand for Imports and Exports in the U. S.: A Survey." *Journal of Economics and Finance*, 20(1): 147 - 178.
28. Stone, Joe A. 1979. "Price Elasticities of Demand for Imports and Exports: Industry Estimates for the U. S., the E. E. C., and Japan" *The Review of Economics and Statistics*, 61(2): 306 - 312
29. Wamer, Dennis, and Mordechai E. Kreinin 1983. "Determinants of International Trade Flows" *The Review of Economics and Statistics*, 65(1): 96 - 104.

The Analysis of Dominant Factors to Impact Export Trades in China

Sun Zhiyu

(Business School of Nanjing University)

Abstract: Employing the ARDL approach and the bound test, this paper estimates the elasticity of income, price and exchange rate of trade demand for exports and imports in China from 1997 Q1 to 2008 Q4. The results show that the foreign income change is the dominant impact factor on China's exports, and product price has little influences on exports, while exchange rate of RMB has uncertain influences on exports. Stimulating export through the low price policy may possibly lead to low efficiency and even unreasonable results. China must select reasonable economic growth pattern driven by the domestic demand.

Key Words: Income Elasticity; Price Elasticity; Exchange Rate Elasticity

JEL Classification: F10, F31

(责任编辑:陈永清)