

# 中国的出口决定方程

## ——理论与基于国别的经验估计

高凌云

(中国社会科学院世界经济与政治研究所,北京 100732)

**[摘要]** 针对传统出口方程理论发展过程中存在的缺陷,在异质性贸易理论的基础上构建了推导出出口决定方程的理论框架,进而利用 2000-2011 年中国与其他 113 个国家的面板数据和动态系统 GMM 方法,具体估计了中国的出口决定方程。结果显示出口决定方程与出口需求方程存在根本性差别,忽略供给面变量会导致出口收入弹性和价格弹性的明显低估;而且,发达国家、发展中国家的外部需求和相对出口价格变动影响中国出口的程度完全不同。因此,“稳出口”的政策因应,不仅要充分考虑出口供给面的重要作用,还需关注国别间的显著差异。

**[关键词]** 出口方程;企业异质性;供给面

**[DOI 编码]** 10.13962/j.cnki.37-1486/f.2015.03.006

**[中图分类号]** F746.12

**[文献标识码]** A

**[文章编号]** 2095-3410(2015)03-0046-07

### 一、引言

改革开放以来,特别是加入世界贸易组织后,中国顺应经济全球化趋势,不断扩大对外开放,在平等互利的基础上积极同世界各国开展经贸合作。经过多年发展,对外贸易,特别是出口贸易,已经成为中国经济最为活跃、增长最快的部分之一,中国已连续多年成为世界最大出口国。但是,从 2009 年至今,中国出口的月度同比增长率却呈现出持续性下降的基本趋势。

对此现象,已有国内研究更多是从需求面的角度,强调随着中国与世界的联系日趋紧密,源自发达国家或者是发展中国家的外部冲击,可能会对中国出口产生更为深远的影响。但是,中国国内的生产成本、规模经济等供给面因素同样会在很大程度上影响出口的增长。忽略供给面因素,对结果的影响有可能是根本性的。更进一步,从政策因应的角度,现阶段对需求面与供给面影响进行科学精确的量

化,同样特别重要。因为其结果有助于回答和解决全球金融危机、日本地震、欧债等外部需求冲击的影响到底有多大,人民币汇率变动、生产成本上升、劳动力短缺等又会在多大的程度上影响我国出口产品的竞争力等诸多问题。

### 二、文献综述

长久以来,从不同角度解释贸易及其结构产生、形成的根源是国际贸易研究的核心。引力方程研究的进展虽然也可以很好地说明贸易伙伴之间贸易流量的影响因素,但对出口影响因素的研究,更多是从出口方程这一理论分支出发。出口方程最早可追溯到 Orcutt(1950)<sup>[1]</sup> 的完全替代模型,强调任一时点、在控制了运输成本和贸易壁垒等因素后,贸易品通常具有一个一致或接近一致的世界价格。但是,现实的贸易情景却不是如此,即使从最细分的产品层次来考虑,以同种货币计价的相同商品在不同国家的价格、同一国家内给定产品的国内价格与出口离

**[基金项目]** 本文是国家自然科学基金项目“APEC 地区贸易、投资和产业分工研究”(项目编号:71441012)的阶段性成果。

**[作者简介]** 高凌云(1975-),男,江西九江人,中国社会科学院世界经济与政治研究所副研究员,经济学博士。主要研究方向:国际经济学、产业经济学。

岸价之间,仍然存在显著的差异,进、出口品与国内产品之间并不存在完全的替代,Goldstein 和 Khan (1985)<sup>[2]</sup>强调用更符合对外贸易实际情形的不完全替代模型作为出口方程理论的依据。目前,绝大多数涉及出口方程的文献,都是或明确、或隐含地以不完全替代模型为基础(King, 1997)<sup>[3]</sup>,总体来看,可分为出口需求方程、出口决定方程和出口需求供给联立方程三类。

### (一) 出口需求方程

出口需求方程可以利用常用的、给定约束下消费者效用最大化的方式进行严格推导,这一处理的前提是,消费者效用函数的设定,必须保证国、内外商品是不完全替代的。考虑到后续传统出口决定方程、出口需求供给联立方程研究,获得可直接估计的出口方程的理论基础与之类似,此处对这一处理过程做一简要说明。

首先,按惯例对世界上所有国家做“本国”和“世界其他国家”的分类,假定世界其他国家居民的总体效用函数为  $U(X_D, X_{ROW})$ ,  $X_D$  为世界其他国家对本国产品的需求,  $X_{ROW}$  为世界其他国家对其自身生产产品的需求,世界其他国家居民的预算约束为  $PX_D X_D + PX_{ROW} X_{ROW} = Y^*$ ,  $PX_D$ 、 $PX_{ROW}$  分别为“本国”产品的出口价格水平、世界其他国家自身的价格水平,  $Y^*$  表示世界其他国家居民的名义收入。解这个效用最大化问题,可得世界其他国家对本国产品的需求函数为:  $X_D = f(PX_D, PX_{ROW}, Y^*)$ 。如果进一步假定出口需求对收入和价格的弹性在考察期内固定不变,世界其他国家的居民没有货币幻觉,即需求函数  $X_D$  是零次齐次的,将  $PX_{ROW}$  作为计价物,进行对数简化后加入误差项(姚枝仲等, 2010)<sup>[4]</sup>,可以得到,受世界其他国家实际收入和相对出口价格影响的、本国的出口需求方程为:

$$\ln x_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_t^* + \alpha_2 \ln p_{xt} + \varepsilon_t$$

问题是,上述处理过程始终隐含着出口供给价格弹性无穷大的假设,这自然是不现实的,特别是针对单个国家短期内的出口供给情况。因此,以上式为基础直接采用 OLS 方法估计,必然会产生两方面的问题:第一,忽略出口供给面因素可能导致遗漏变量偏误;第二,出口量和价格之间可能是互为因果的关系,因为出口需求增加会导致出口价格上升,进而

带动出口供给增加以满足出口需求的变动,也就是说,相对于误差项,出口价格并不是外生的。后续出口决定方程强调应在估计中加入供给面变量来处理遗漏变量偏误,而出口需求供给联立方程则侧重于同时通过出口供给和出口需求方程来处理出口价格和出口数量之间的互为因果问题。

### (二) 出口决定方程

出口决定方程强调,在估计出口方程的过程中,必须控制供给面的影响因素(Wu, 2008)<sup>[5]</sup>。尽管仍然可以采用 OLS 方法估计,但估计式应调整为:

$$\ln x_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_t^* + \alpha_2 \ln p_{xt} + \alpha_3 \ln y_t + \varepsilon_t$$

直接加入的  $y_t$  一般为本国的 GDP,用以控制本国的出口供给能力。可是迄今为止,与出口需求方程不同,出口决定方程仍然缺乏得到上式的严格理论基础。

### (三) 出口需求供给联立方程

出口决定方程虽然可以在一定程度上处理供给面因素遗漏的问题,但却不能处理由出口价格和出口数量互为因果带来的内生性问题。Goldstein 和 Khan (1978)<sup>[6]</sup>假设出口供给函数的具体形式为:  $\ln x_t^s = \beta_0 + \beta_1 \ln(p_{xt}/p_t) + \beta_2 \ln y_t$ , 其中  $p_t$  表示国内的价格水平(其他表述如上),与出口需求方程联立,在出口市场出清的前提下,经系数简化可得:

$$\ln x_t = c_0 + c_1 \ln p_{xt} + c_2 \ln y_t^* + c_3 \ln y_t + c_4 \ln p_t$$

$$\ln p_{xt} = d_0 + d_1 \ln p_{xt} + d_2 \ln y_t^* + d_3 \ln y_t + d_4 \ln p_t$$

### (四) 简评

正如上文,在以往的研究中,依据出口需求方程进行估计,存在互为因果和遗漏变量等问题。而出口决定方程,虽然可以克服遗漏变量问题,但对互为因果却无能为力。而且,相对于出口需求方程,现有文献缺乏严谨得出具体出口决定方程的理论框架。另一方面,出口需求供给联立方程,虽然可以在一定程度上克服出口量与出口价格之间存在的因果性问题,可又不能处理遗漏变量偏误,因为联立方程中的需求方程仍然是直接采用出口需求方程;而且,相比于出口决定方程,联立方程还需做出更多的涉及具体供给方程形式、出口市场出清等方面的假设。同时,更为关键的是,以往建立在不完全替代假设基础上的出口需求方程、出口决定方程和出口需求供给联立方程,都毫无例外地假设,企业是同质的。这虽

然简化了分析过程,但却与企业在生产率、成本控制、市场定位以及经营理念等多方面存在巨大差异的事实相矛盾。

因此,利用异质性贸易理论获得科学严谨的出口决定方程,进而严格处理出口决定方程中不同变量之间的互为因果,就成为深入开展中国出口方程研究的最优选择。而这之中,如何获得出口决定方程更是重中之重,因为解决因互为因果导致的内生性问题,更多的只是考虑、选择依据具体估计方程的、合适的计量技术。本文对现有出口方程文献的可能贡献在于:第一,本文在不同产业内部企业生产率服从 Pareto 分布的假设下,构建了推导出出口决定方程的异质性理论基础;第二,与传统出口方程理论假设出口相对于出口价格瞬时调整不同,本文引入了出口的非均衡调整,也即出口变动是当期出口需求与上期实际出口之间差异的函数;第三,进而,依据出口决定方程的结构特征,强调利用系统 GMM 方法,而不是需要更多假设的出口需求供给联立方程,来控制出口价格和出口额之间的联立性偏误以及其他变量可能存在的内生性问题;第四,从国别角度,具体估计了中国的出口决定方程,并细致区分了发达国家和发展中国家的不同影响。

三、出口决定方程的理论基础

本部分尝试从企业生产率服从 Pareto 分布出发,推导异质性条件下的出口决定方程。首先,仍然采用某国  $i$  与世界其他国家  $j$  的分类方式,假设  $i$  国投入要素束的成本为  $w_i$ ,总投入束为  $L_i$  单位。由世界其他国家代表性消费者消费  $q(\omega)$  单位  $\omega$  品种商品,可定义如下形式的效用函数:

$$U = \left( \int_{\Omega} q(\omega)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} d\omega \right)^{\left( \frac{\sigma-1}{\sigma} \right)}$$

其中,  $\sigma$  为不同品种商品的替代弹性,且  $\sigma > 1$ 。

其次,为了得到均衡条件下不同国家各个企业的出口函数,同时考虑到规模经济的作用,此处将 Krugman (1980)<sup>[7]</sup> 的贸易成本具体细分为可变贸易成本 ( $\tau_{ij}$ ) 和固定贸易成本 ( $f_{ij}$ ),其中  $\tau_{ij}$  采用冰山成本的形式,表示  $i$  国某企业出口一单位商品到  $j$  国,只有  $1/\tau_{ij}$  单位到达,而  $f_{ij}$  表示  $i$  国某企业出口到  $j$  国所产生的固定支出。与 Melitz (2003)<sup>[8]</sup> 等类似,假设  $i$  国所有企业的生产率 ( $\varphi$ ) 来自 Pareto 分布 (分

布参数为  $\gamma > \sigma - 1$ ),  $P(\tilde{\varphi} < \varphi) = G_h(\varphi) = 1 - \varphi^{-\gamma}$ , 可得  $i$  国生产率为  $\varphi$  的企业生产  $q$  单位商品并出口到  $j$  的总成本为:  $c_{ij}(q) = \frac{w_i \pi_{ij}}{\varphi} q + f_{ij}$ 。依据垄断竞争条件下任意两种商品的边际效用之比等于它们的出口价格之比,可以得到该企业的最优出口价格为:  $p_{ij}(\varphi) = \left( \frac{\sigma}{\sigma-1} \right) \frac{w_i \pi_{ij}}{\varphi}$ 。同时,  $i$  国生产率为  $\varphi$  的企业对  $j$  国的出口额为:  $e_{ij}(\varphi) = p_{ij}(\varphi) q_{ij}(\varphi) = Y_j \left( \frac{p_{ij}}{P_j} \right)^{1-\sigma}$ , 其中,  $Y_j$  为世界其他国家的收入,  $P_j = \left( \int p_{ij}(\varphi)^{1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}}$ , 为世界其他国家的出口价格指数。

另外,利用利润为零可以获得临界条件下的生产率水平。为了得到  $i$  国的总出口,在企业生产率存在差异的情况下,需要对潜在企业和所有超过生产率临界水平的企业出口进行计总 (Chaney, 2008)<sup>[9]</sup>, 即:

$$X_i = w_i L_i \int_{\varphi_i}^{\infty} e_{ij}(\varphi) dG_h(\varphi)$$

积分后可以得到  $i$  国出口的具体函数表述为:

$$X_{ij} = \lambda_{ij} \times Y_i \times Y_j \times \left( \frac{p_{ij}(\bar{\varphi})}{P_j} \right)^{1-\sigma}$$

其中,  $\lambda_{ij} = \frac{1}{\pi(\gamma - \sigma + 1)} \times G'(\bar{\varphi}_{ij}) \times \bar{\varphi}_{ij}$ ,  $\pi$  表示  $i$  国投入要素束的增值率,其他表述如上。对上式取对数,就可得到符合出口决定方程理论要求的解析式。

四、估计方法选择及相关检验

文献综述部分提到,直接估计,出口与出口价格之间必然存在互为因果的问题,不过,由于出口变动存在如下关系 (Goldstein & Khan, 1978)<sup>[6]</sup>, 即:

$$\log X(t) = \int_0^{\infty} \delta e^{-\delta \theta} \log X^d(t - \theta) d\theta$$

因此,我们取上式的离散形式:  $\Delta \log x = \delta (\log x_t^d - \log x_{t-1})$ , 也即出口变动是本期出口需求与上期实际出口之间差异的函数。其中,  $\delta$  是调整系数,  $\Delta$  为一阶差分算子,并将这一非均衡调整过程纳入出口决定方程解析式中,进而将  $\lambda_{ij}$  分解为随个体不随时间变化、以及随个体和时间变化的两个部分,取对数和经系数简化后可得:

$$\log x_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \log x_{ijt-1} + \alpha_2 \log Y_{it} + \alpha_3 \ln Y_{jt} + \alpha_4 \ln \frac{p_{it}}{p_{jt}} + u_i + v_{it}$$

之所以进行上述变换,是因为变换后可以直接采用能控制解释变量与被解释变量互为因果问题的系统 GMM 方法进行估计。系统 GMM 估计的一般形式为:水平方程  $y_{it} = \alpha y_{it-1} + x'_{it} \beta + \varepsilon_{it}$ , 差分方程  $\Delta y_{it} = \alpha \Delta y_{it-1} + \Delta x'_{it} \beta + \Delta \varepsilon_{it}$ , 同时  $\varepsilon_{it} = u_i + v_{it}$ ,  $E(u_i) = E(v_{it}) = E(u_i, v_{it}) = 0$ 。其估计的基本过程和思路是:利用差分且滞后二阶及多阶的内生变量和前定变量作为水平内生和前定变量的工具变量对水平方程的估计参数进行识别,利用水平的滞后二阶及多阶内生和前定变量作为差分内生和前定变量的工具变量对差分方程的估计参数进行识别,对水平和差分方程估计的参数估计结果和信息进行加权得到最终水平方程的系统 GMM 估计结果。系统 GMM 估计方法能够同时利用差分方程和水平方程的信息,工具变量有效性一般情况下会更强,特别是在样本数据时间跨度较长的情形下,理论上相对于差分 GMM 参数估计结果更为有效。

针对系统 GMM 估计,在明确各解释变量属性和估计过程后,我们还需要对参数估计结果的有效性、一致性、以及工具变量选取的有效性进行检验。首先是整个工具变量有效性的 Sargan 检验和 Hansen 检验,相比较于 Hansen 过度识别检验, Sargan 过度识别检验存在非一致的可能性,但 Roodman (2009)<sup>[10]</sup>认为 Hansen 检验实际是在对误差的方差-协方差矩阵进行最小化运算后,再来看方差-协方差矩阵是否足够小,在逻辑上存在循环论证问题。基于有效性考虑,估计应同时满足 Hansen 检验和 Sargan 检验。其次是检验系统 GMM 是否比差分 GMM 更有效,即系统估计中新增工具变量是否有效的 Diff-in-Hansen 检验,其原假设是新增工具是有效的,如果不能拒绝原假设则表明系统估计方法更有效。第三,需要检验的是误差项是否存在序列相关,因为即便原始残差项是非自相关的,它的差分序列也可能为一阶自相关,除非原始残差序列遵循一个随机游走过程,因此差分的残差项如果存在二阶自相关就意味着原始残差序列是自相关并至少遵循阶数为 1 的移动平均过程。本文分别给出差分转

换方程的一阶和二阶序列相关 (AR(1)、AR(2)) 检验,原假设是不存在序列相关,在原假设下经过差分转换后的残差有一阶序列相关性,但如果没有二阶序列相关则可断定原假设成立。

动态面板系统 GMM 估计可分为一步和两步 GMM 估计,虽然在有限样本条件下,两步估计的标准差存在向下偏倚,但这种偏倚经过 Windmeijer (2005)<sup>[11]</sup>有限样本校正后会减小;而且系统 GMM 的 robust 技术可以克服两步 GMM 估计量的近似渐进分布不可靠问题,系统 GMM 的 collapse 技术则可以用来减少 GMM 类工具变量数量以克服工具变量较多带来自由度损失的问题,在此基础上本文利用两步系统 GMM 进行估算。而且,为了克服截面相依性对估计结果的影响,本文在估计中明确加入了年度虚拟变量。

## 五、变量测度、描述及说明

本文涉及的变量有中国对不同国家的出口 (ex)、中国的 GDP (cgdp)、世界其他国家的 GDP (fgdp)、相对出口价格 (vol、val),下面对各个变量的测度和数据来源进行说明。

首先,因为在估计中需要控制相对出口价格,所以,本文强调采用名义出口值作为被解释变量。其次,世界其他国家的 GDP 用于衡量出口市场的需求变动,即在给定的出口价格下,世界各国对中国出口的需求大小,我们预计出口的收入弹性为正。再次,中国的 GDP 用于衡量本国出口供给的变动,基于母市场效应 (home market effect),我们预计出口的供给弹性为正。第四,各国出口价格水平采用出口价格指数衡量,国内外相对出口价格通常是采用中国出口价格指数和世界其他国家出口价格指数的比例来表示 (Goldstein & Khan, 1985)<sup>[2]</sup>,其大小主要用于衡量出口品在国际市场上的竞争力,出口竞争力越强,即出口相对价格越低,出口自然越多,因此,我们预计价格弹性为负。

本文中国对各国的出口来自 IMF 的 DOT 数据库,中国与世界各国的名义 GDP 数据均来自 CEIC 数据库。另外,由于无法获得各国的出口价格指数,与 Algieri (2004)<sup>[12]</sup>等类似,本文采用世界银行 WDI 数据库提供的出口量指数 (简称 vol) 或出口额指数 (简称 val) 代替。最后,由于 WDI 数据库出口指数

的限制,本文研究样本的时间区间为 2000 - 2011 年,样本国家 113 个(包括 31 个发达国家,82 个发展中国家;所有数据备索)。

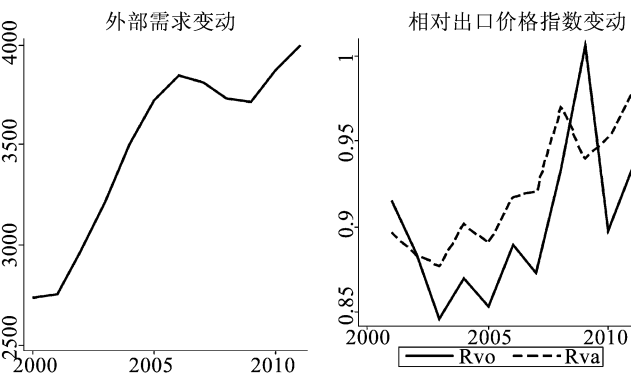


图1 外需、相对出口价格指数变动趋势

在对中国的出口决定方程进行估计之前,先简单分析本文样本和核心变量的基本情况。首先,本文 113 个样本国家,具有较为全面的代表性。2000 - 2004 年,中国对样本国家的出口占中国总出口的比例均超过了 99%,这一比例在 2005 年降为 98%,之后 5 年一直维持在 95% 左右,2011 年仍然高达 93%。其次,从 2000 年开始,除 2008 - 2009 年全球金融危机期间外,以出口比重加权得到的其他各国外部需求(计算公式为: $Y^* = \sum_{j=1}^n \alpha_j GDP_j$ ,  $\alpha_j$  为 j 国在中国出口所占的比重)始终保持着上升态势(见图 1)。再次,整体来看,中国出口相对于世界其他国家,仍然具有竞争优势,无论是采用相对出口量指数,还是相对出口额指数,以出口比重加权得到的整体相对出口价格指数(计算公式分别为: $Rvo = \sum_{j=1}^n \alpha_j vol_j$ ,  $Rva = \sum_{j=1}^n \alpha_j val_j$ ,  $\alpha_j$  同上),基本上都小于 1;但是,因为国内生产成本上升、人民币升值等原因,这一相对竞争优势在逐渐减弱(见图 1)。

## 六、中国出口决定方程的经验估计

本文对中国出口决定方程进行经验估计的基本顺序是,先基于出口量指数,从出口需求方程出发,然后加入供给面变量,进而,基于出口多元化的考虑,我们将出口国别细分为发达国家和发展中国家两类。另外,在上述每一环节中,本文还提供了基于出口额指数的估计结果。不过,需要首先强调的是,在采用出口额指数估计出口决定方程时,尽管表 1 设定(6)、(8)的 Hansen 检验、Diff - in - Hansen 检验符合要求,但 Sargen 经验并没有通过,因此,本文

以基于出口量指数的估计为准。此外,由于外部需求、竞争力等因素不仅影响本期出口,还会通过出口决定方程中的出口滞后项产生长期影响,因此在得出短期出口收入、价格弹性后,通过对时间取极值,表后三行还提供了出口的长期供给、收入和价格弹性。下面,我们从五个方面对中国出口决定方程的经验估计结果进行说明和解释。

第一,中国的出口决定方程中,各解释变量对出口的影响均符合理论预期。其中,表 1 的所有估计都表明,滞后一期的被解释变量对被解释变量在 1% 的显著性水平下具有正向影响,最小的系数为 0.949(估计 3),这说明出口变动非常平稳;同时,所有设定中出口的收入弹性始终为正,出口的价格弹性始终为负,且均至少在 5% 的置信水平下显著。

第二,也是最关键的,与出口供给方程对应的设定(3)相比与出口需求方程对应的设定(1),加入控制供给面的变量后,出口收入弹性由 0.041 增加为 0.068,出口价格弹性的绝对值则由 0.03 增加为 0.055,也就是说,忽略供给面变量会导致出口收入弹性和价格弹性的明显低估。而且,设定(3) - (5)显示,出口供给弹性基本保持在 0.04 左右,均具有至少 1% 的统计显著性。

第三,尽管短期内,1% 的外需下降只能减少 0.068% 的出口,以相对出口价格表征的出口竞争力下降 1%,也仅能使出口减少 0.055%;但从长期来看,同样程度的外需和出口竞争力变动,最终却会导致出口分别产生 1.333% 和 1.078% 的下降。设定(1)和(3)相比,显然,忽略出口供给面因素的后果是,与出口需求方程的估计结果相比,长期出口价格弹性出现了根本性的不同。

第四,发达国家和发展中国家的需求和相对出口价格变动,对中国出口的影响程度完全不同。比较设定(4)和设定(5),一方面,发展中国家 1% 的外需增加,长期内会促使中国出口产生 1.262% 的增长,而发达国家同等幅度的外需增加,长期内却只能增加 0.968% 的出口。这是因为,经济发展水平相近国家的需求结构也较为相似,同样幅度的经济增长,发展中国家对我国出口的促进作用自然会大于发达国家;而且,从 2008 年开始,对发展中国家的出口在我国总出口中所占的比重就已经超过 50%。

表 1 中国出口决定方程的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ex( -1 )	0.956 *** (0.012)	0.966 *** (0.012)	0.949 *** (0.016)	0.958 *** (0.005)	0.969 *** (0.008)	0.950 *** (0.015)	0.974 *** (0.004)	0.963 *** (0.008)
fgdp	0.041 ** (0.017)	0.044 *** (0.014)	0.068 *** (0.023)	0.053 *** (0.006)	0.030 *** (0.009)	0.039 *** (0.002)	0.026 *** (0.005)	0.022 *** (0.006)
cgdg			0.041 *** (0.005)	0.040 *** (0.002)	0.037 *** (0.005)	0.055 *** (0.001)	0.040 *** (0.001)	0.051 *** (0.004)
vol	-0.030 ** (0.013)		-0.055 *** (0.016)	-0.013 ** (0.006)	-0.046 ** (0.018)			
val		-0.023 ** (0.010)				-0.051 *** (0.003)	-0.020 *** (0.003)	-0.068 ** (0.027)
时期固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
截面固定效应	no	no	no	no	no	no	no	no
Wald 统计量	8.28e +06	5.12e +06	2.72e +06	9.50e +07	6.05e +07	3.17e +08	5.07 +e08	1.97e +07
Wald 统计量 P 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.032	0.000	0.000	0.030
AR(2)	0.430	0.497	0.881	0.987	0.557	0.571	0.922	0.549
Sargan 检验	0.846	0.966	0.226	0.603	0.142	0.001	0.435	0.000
Hansen 检验	0.122	0.128	0.216	0.763	0.335	0.289	0.521	0.978
Diff - in - Hansen 检验	0.105	0.107	0.186	0.728	0.273	0.265	0.516	0.963
观测数	1243	1243	1243	902	341	1243	902	341
$\alpha_2/(1-\alpha_1)$			0.804	0.952	1.194			
$\alpha_2/(1-\alpha_1)$	0.932		1.333	1.262	0.968			
$\alpha_2/(1-\alpha_1)$	-0.682		-1.078	-0.310	-1.484			

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 1%、5%、10% 的统计显著性；括号内为标准误差；最后三行依次为出口的长期供给弹性、长期收入弹性和长期价格弹性。

另一方面,如果中国相对于发展中国家的出口竞争力减弱 1%,也即相对出口价格下降 1%,长期来看只会导致中国出口下降 0.31%,但相对于发达国家,竞争力同等程度的减弱,长期内却会导致中国出口下降 1.484%,几乎是发展中国家的五倍。其原因在于,中国出口与发展中国家、发达国家之间的相对竞争优势完全不同,类似产品中国出口的竞争力一般强于发展中国家、弱于发达国家,不足以逆转中国相对于发展中国家竞争优势的出口竞争力小幅下降,导致的对发达国家的出口下降肯定会大大超过对发展中国家的出口下降。而且,中国与发展中国家之间是以一般贸易方式为主,与发达国家则是以加工贸易方式为主,在出口相对价格上升的时候,发达国家的跨国公司还可以通过国际产业转移的方式将其生产环节布局在生产成本较低的国家 and 地区,这进一步导致了出口的不对称下降。

第五,除前文提到的,基于出口额指数的估计 Sargen 检验没有通过之外,表 1 中,Arellano - Bond AR(1)和 AR(2)检验表明,各估计残差序列均存在显著的 1 阶自相关但不存在 2 阶自相关,加上 Wald 统计量的 p 值,意味着各模型设定总体上是可取的。

进一步,由判断整个工具变量有效性的 Sargan、Hansen 检验以及判断 GMM 类工具变量子集有效性的 Diff - in - Hansen 检验结果可知,设定(3) - (5)工具变量的构造总体上均是有效的。

七、结论与政策启示

针对传统出口方程理论发展过程中存在的问题,本文在异质性贸易理论的基础上,构建了推导出出口决定方程的理论框架,进而利用 2000 - 2011 年中国与其他 113 个国家的面板数据和动态系统 GMM 方法,具体估计了中国的出口决定方程,揭示了出口决定方程与出口需求方程的根本性差别。本文的研究表明,忽略供给面变量会导致出口收入弹性和价格弹性的明显低估;不仅如此,忽略出口供给面因素更严重的后果是,长期出口价格弹性出现了根本性的不同,通过出口需求方程得到的价格弹性只有 -0.682,而通过出口决定方程得到的价格弹性则是 -1.078;更进一步,由于需求结构和贸易方式等的原因,发达国家和发展中国家的需求和相对出口价格变动,对中国出口的影响程度存在较大差异。

本文结论的政策含义是明显的。首先,整体来看,尽管较高的收入弹性意味着现阶段中国的出口

比较容易受到外部需求的冲击,但是,正的出口供给弹性却为扩大国内生产消费规模的政策导向提供了坚实的理论和经验证据,说明坚持以内需为主导与稳定出口增长并不矛盾。其次,细分发达国家和发展中国家的估计结果表明,相比于发达国家,发展中国家外部需求的增加对中国出口的促进作用更大;因此,目前在发达国家经济复苏乏力的情况下,应坚持积极实施出口市场多元化战略,以减小出口贸易的波动。最后,由于生产成本、人民币汇率等方面的原因,中国出口整体价格的逐步上行将具有长期性,考虑到这一趋势对中国出口到发达国家的抑制程度五倍于发展中国家,未来,限制出口成本的快速上涨,进一步加大技术研发力度、控制生产成本、提高出口商品层次、增加出口产品附加值,就显得尤为重要。

参考文献:

[1] Orcutt G. H. Measurement of Price Elasticities in International Trade [J]. Review of Economics and Statistics, 1950, (32).  
[2] Goldstein M. , Khan M. S. Income and Price Effects in Foreign Trade [C]. Handbook of International Economics II, New York: Elsevier Amsterdam, 1985.  
[3] King A. From Demand Equations to Two Regimes: The Theoretical Development of Export Models [J]. Bulletin of Economic Research, 1997, (49).  
[4] 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, (04).  
[5] Wu Y. Growth, Expansion of Markets and Income Elasticities in World Trade [J]. Review of International Economics, 2008, 16(4).  
[6] Goldstein M. , Khan M. S. The Supply and Demand for Exports: a Simultaneous Approach [J]. Review of Economics and Statistics, 1978, (60) .  
[7] Krugman P. Scale Economies, Product Differentiation and the Pattern of Trade [J]. American Economic Review, 1980, (70) .  
[8] Melitz M. The Impact of Trade on Aggregate Industry Productivity and Intra - Industry Reallocations [J]. Econometrica, 2003, 71(6).  
[9] Chaney T. Distorted Gravity: The Intensive and Extensive Margins of International Trade [J]. American Economic Review, 2008, 98(4).  
[10] Roodman D. How to Do Xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata [J]. The Stata Journal, 2009, 9(1).  
[11] Windmeijer F. A. Finite Sample Correction for The Variance of Linear Efficient Two - Step GMM Estimators [J]. Journal of Econometrics, 2005, 1(26).  
[12] Algieri B. Price and Income Elasticities for Russian Exports [J]. The European Journal of Comparative Economics, 2004, 1(2).

(责任编辑: 宋 敏)

Export Determinant Equation of China  
——Theory and Empirical Estimation Based on Country Differences

GAO Lingyun

(Institute of World Economy and Politics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China)

**Abstract:** There is deficiency in the process of the development of the traditional export equation theory. In view of this, a theory framework is constructed on the basis of the heterogeneous trade theory to deduct the export determinant equation. According to the panel trading data of China with 113 countries from 2000 to 2011 and by using the dynamic systemic GMM methods, the export determinant equation of China specifically is thus estimated. The results show that, there are fundamental differences between the export determinant equation and the export demand equation and the neglect of the variables of the supply side will lead to the underestimation of the elasticity of both export income and price. Furthermore, the external demand and the changes of relative export price between developed countries and developing countries exert completely different degrees of influence on China's export. Therefore, policies in response to the "steady export" policy should pay particular attention to the significant differences among countries as well as take sufficient consideration of the importance of the supply side of export.

**Key Words:** export equation; firm heterogeneity; supply side