
中国出口的收入和价格弹性

姚枝仲 田 丰 苏庆义*

内容提要 中国的出口增长中,产品种类增加和质量提高起了很大作用。但是,现有的出口需求估计方程没有考虑产品种类和质量的变化。本文证明,按同质可比产品计算的价格指数和数量指数来估计出口需求函数,将低估出口的收入弹性,而且新产品进入市场的速度越快,低估的程度越大。为此,本文构造了一个能够考虑产品种类和质量变化的出口需求估计方程。依据该方程,对中国 1992~2006年的出口需求函数进行估计,发现中国出口的短期收入弹性大约为 2.34,短期价格弹性大约为 -0.65。

关键词 出口 收入弹性 价格弹性 新产品

一 引言

贸易流量分析一直是国际经济学领域重要的经验研究主题。在引力模型出现以前,贸易流量的经验分析主要集中在贸易的收入弹性和价格弹性上。Goldsten和Khan(1985)认为导致这一现象的原因主要有三个:一是贸易数据比较完整,二是估计模型来自消费理论和生产理论,变量较少,三是有非常重要的宏观经济政策含义。事实上,收入弹性和价格弹性还有助于理解贸易理论、贸易结构与贸易的增长方式,这些新的作用也支撑了20世纪80年代以来对收入弹性和价格弹性持续的研究。然而,到目前

* 姚枝仲、田 丰、苏庆义:中国社会科学院世界经济与政治研究所 100732 电子信箱: yaozhizhong@gmail.com (姚枝仲)。

本文的研究和写作得到了中国社会科学院世界经济与政治研究所余永定的支持、指导与督促,并得到了中国社会科学院国际学部应急课题的资助。宋泓在研究过程中提供了许多建设性的意见,张斌、东艳和代谦也提供了非常宝贵的修改意见。在此谨表谢意。

为止,对于收入弹性和价格弹性的估计仍然存在一些理论、方法和数据方面的问题,相关的估计方法和理论解释仍然需要不断发展和完善。有关研究目前形成了一个基本的共识,即各国的收入弹性和价格弹性是存在差异的。理解这种差异成为 Houthakker 和 Magee(1969)、Krugman(1989)以来这一领域的重要主题。

对于中国来说,估计和理解出口的收入弹性和价格弹性在现阶段尤其重要。首先,美国 2007 年次贷危机引发的全球金融危机,已经对中国造成了非常严重的外部冲击。要了解这种冲击对中国到底有多大影响,在很大程度上依赖于对出口收入弹性的估计。其次,中国面临人民币升值的压力和劳动成本上升的趋势,这两个因素都会对出口价格造成一定影响。要理解这两个因素对出口的影响,在很大程度上依赖于对出口价格弹性的估计。再者,对出口收入弹性和价格弹性的研究,有利于更好地理解中国的贸易结构、贸易增长方式和贸易政策对出口、宏观经济以及社会福利的影响。本文试图在这一领域最新成果的基础上,结合中国出口的实际情况,形成一个有理论基础的新的估计方法,对中国出口的收入弹性和价格弹性提供一个符合经济学理论与数理逻辑的估计,并且对其估计值的政策含义进行解释。

本文第二节评述已有的研究,包括相关的方法、模型以及进展。第三节讨论模型和方法。第四节为数据介绍和数据处理方法。第五节提供估计结果。第六节是一个简短的结论。

二 研究进展

假设世界上只有“本国”和“外国”两个经济体,“外国”对“本国”产品的需求就是“本国”的出口需求。假定“外国”居民的总体效用函数为 $U(Q_X, Q_D)$, 其中 Q_X 为“外国”居民对“本国”产品消费量(或“本国”的出口量), Q_D 为“外国”对自己生产的产品的消费量;“外国”居民的预算约束为 $P_X Q_X + P_D Q_D = R$, 其中 P_X 为“本国”产品在“外国”的价格, P_D 为“外国”产品在自己国内的价格, R 为“外国”居民的名义收入。将这一预算约束改写为 Q_D 的表达式,并代入效用函数,则效用函数为 $U\left(Q_X, \frac{R - P_X Q_X}{P_D}\right)$ 。

解这个效用最大化问题,可得到“外国”对“本国”产品的需求函数:

$$Q_X = F(P_X, P_D, R) \quad (1)$$

这也就是“本国”的出口需求函数。假定出口需求对收入和价格的弹性在考察期内固定不变,即可依据(1)式得到出口收入弹性和价格弹性的一个估计方程:

$$\ln(Q_X) = c + \sigma_y \ln(R) + \sigma \ln(P_X) + \sigma_D \ln(P_D) + \varepsilon \quad (2)$$

其中 σ_y 为出口需求的收入弹性; σ 为出口需求的价格弹性; σ_D 为出口需求的交叉价格弹性 (cross-price elasticity), 即出口需求对“外国”产品价格的弹性; ε 为残差。

另外, 观察预算约束 $P_X Q_X + P_D Q_D = R$, 可以发现, 当产品价格 P_X, P_D 和名义收入 R 同比例变化时, 预算约束线将保持不变。同时, 居民的效用函数 $U(Q_X, Q_D)$ 也与 P_X, P_D 和 R 这些名义变量无关。或者说, 居民的无差异曲线不会随上述名义变量的变化而变化。这就说明, 当产品价格 P_X, P_D 和名义收入 R 同比例变化时, 居民的无差异曲线和预算约束线都不会变动, 因而由两者相切点决定的效用最大化条件下的消费者需求也不变。在经济学上, 这一特性表示消费者没有货币幻觉。在数学上, 这意味着需求函数 (1) 是零次齐次的。于是, 可以在 (1) 式的右边对每个变量同时除以 P_D , 出口需求 Q_X 保持不变, 这样就可以得到一个新的出口需求函数:

$$Q_X = f\left(\frac{P_X}{P_D}, \frac{R}{P_D}\right) \quad (3)$$

其中, P_X/P_D 为“本国”出口产品与“外国”产品之间的相对价格; R/P_D 为用“外国”国内产品价格平减的“外国”居民实际收入。根据 (3) 式, 可以得到一个用相对价格和实际收入来估计出口收入弹性和价格弹性的方程:

$$\ln(Q_X) = c + \sigma_y \ln\left(\frac{R}{P_D}\right) + \sigma \ln\left(\frac{P_X}{P_D}\right) + \varepsilon \quad (4)$$

当需求函数是零次齐次时, 在 (2) 式中将有 $\sigma_D + \sigma_y + \sigma = 0$, 利用这个表达式消去 (2) 式中的 σ_D 可得到 (4) 式。可见 (2) 和 (4) 式是等价的, 能得到相同的收入弹性 σ_y , 也能得到相同的价格弹性 σ 。

(2) 和 (4) 式都是经常被使用的出口需求的收入弹性和价格弹性的估计方程。这两个估计方程可依据效用最大化这一基本的经济学原理推导出来, 且只有四个常用的宏观变量, 较好地兼顾了理论和数据可得性。

(2) 和 (4) 式的估计虽然简单方便, 但也存在一些问题。

第一个问题, 出口的数量和价格是由出口供给和需求共同决定的, 是供需均衡的结果, 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。这个问题首先由 Orcutt (1950) 进行了详细说明, 现在已经成为计量经济学上的典型估计问题: 即自变量的内生性问题。由于不能认为内生变量与残差项无关, 因而对参数的估计将是有偏和不一致的。

解决这个问题直接的办法是构建一个包含供需双方的联立方程组, 然后选择合适

的方法对这一联立方程组进行估计(如两阶段最小二乘法)。在贸易方程的估计历史上,联立方程的应用是非常普遍的。¹

Goldsten和Khan(1985)指出,只要满足一定条件,对需求方程的单方程估计也可以获得无偏和一致的估计结果。这些条件包括:出口供给的价格弹性无穷大;或者在供给函数变动的情况下,需求函数能保持稳定。第一个条件意味着价格由供给方决定,在出口需求函数中,价格是外生的,从而可以避免内生价格所产生的估计偏差。第二个条件看起来似乎有点费解,但参考Orcutt(1950)的阐述,其实还是容易理解的。假定在只有出口数量和出口价格的二维空间中,需求曲线保持不变,则供给曲线移动所形成的均衡出口数量和出口价格的变动,实际上都是出口数量和出口价格在需求曲线上的移动。因此,由均衡的出口数量和出口价格变动所拟合的曲线正好就是需求曲线。可见,在第二个条件中,需求函数的稳定是至关重要的。要获得稳定的需求函数,一方面需要在需求函数中充分考虑引起需求变动的因素,增加适当的解释变量,比如需求函数(1)和(3)就比二维空间中的需求曲线更加稳定,更加适合单方程估计;另一方面,要求在需求函数中,各解释变量与被解释变量之间的关系是稳定的,尤其是不随时间的变化而变化,如在(2)和(4)的估计方程中,要求各个待估计的参数保持稳定。

中国的出口情况大致满足上述两个条件。首先,要满足供给的价格弹性无穷大,需要出口部门存在大量未被充分利用的资源,使得在某一价格下,可以供给任意数量的产品。显然,中国大量的农村剩余劳动力说明这一条件在中国基本满足。其次,出口供给函数可能由于中国的产业结构和出口结构的变化而经常发生变动,而后面的计量结果显示,中国的出口需求函数基本上是稳定的。可见,虽然中国出口的变动主要受自身出口供给的变动影响,但是这些变动正好反映了出口价格和数量在出口需求函数上的移动。这些特征说明,用单方程估计中国出口的收入弹性和价格弹性是合适的。故以下不对联立方程组估计方法的有关问题进行讨论,而主要集中于对单方程估计方法的讨论。

Orcutt(1950)对第二个条件的阐述引出单方程估计方法的第二个问题,即参数的稳定性问题。如果参数不稳定,则均衡的价格和数量数据包含了供给曲线的信息,依据均衡价格和数量得到的估计方程不能认为是需求函数。参数稳定性的另一层含义是针对(2)和(4)这类特殊估计方程的。估计方程(2)和(4)中参数稳定意味着需求

¹ 具体情况可参见Goldsten和Khan(1985)的综述。

函数具有固定的收入弹性和价格弹性,这样的需求函数实际上是 Cobb-Douglas 形式的。有时候真实的需求函数是线性的、双曲线形式的或者是其他形式的,如果按照 Cobb-Douglas 函数估计,就得不到稳定的参数。在这种情况下,对需求函数 (1) 或者 (3) 的估计需要选择其他类型的函数形式。

检验参数是否稳定的一个简单的办法,是在可能出现参数变化的时间点增加虚拟变量,或者以该时间点为界进行分段估计。在早期的贸易方程估计中,分段估计是比较普遍采用的,如 Heien (1968) 和 Ahlwalia (1975) 等人的估计。

参数稳定性问题不仅仅是出口需求函数估计中的一个问题,也是计量经济学中的一个普遍问题,计量经济学家发展了一些正式的方法进行检验,其中大家比较熟悉的是“邹断点检验”和“邹预测检验”方法 (Chow, 1960)。Hooper (1978) 就曾使用“邹检验”来测试美国进口收入弹性和价格弹性的稳定性。不过,“邹检验”法、虚拟变量法和分段估计法,都需要事先判断参数可能发生变化的时间点 (即“断点”)。在有些情况下,这种判断是很困难的。为此, Brown 等 (1975) 提出了一个不需要事先识别“断点”的参数稳定性检验方法,即递归估计的方法。这一方法也曾用于出口需求函数的参数稳定性检验,如 Stem 等 (1979)。要检验参数的稳定性,一般来说,可以根据递归估计原理,通过对递归残差、累积和 (CUSUM) 以及累积平方和 (CUSUM SQ) 等统计量来观察参数可能出现变化的时间点,然后用“邹检验”法对该时间点做进一步检验,并用虚拟变量或者分段估计法来改善估计结果。

另一种参数不稳定的情况可能不是源于参数的突然变化,而是来自函数形式的设定错误。在这种情况下, (2) 和 (4) 式就不适用于估计需求函数,换一种函数形式 (比如将对数线性函数改为线性函数), 可能可以得到更加合适的需求函数估计方程,也能得到随时间或者随收入和价格变化而变化的收入弹性和价格弹性。Box 和 Cox (1964) 提供了一个算法,该算法能够根据数据自身的情况来判断线性函数和对数线性函数到底哪个更为合适。Khan 和 Ross (1977) 利用这一方法对美国、加拿大和日本的进口需求方程进行了估计。当然,需求函数也可能是线性和对数线性之外的形式,比如双曲线的形式,这是“Box-Cox 转换”算法所难以识别的。“拉姆齐回归设定误差检验 (Ramsey RESET)”则提供了一个综合检验函数形式设定错误的方法。¹

与函数形式相关的另一个问题是模型的动态化。这也是单方程估计方法的第三个问题。(2) 和 (4) 式的单方程估计方法都是基于静态模型的,只考虑当期收入和价

¹ 拉姆齐回归设定误差检验实际上是对各种设定错误进行综合检验,这些设定错误包括遗漏相关变量、函数形式不正确、自变量与残差相关等。

格对当期效用和需求的影响,而不考虑时间因素。一旦加入时间因素,模型可能存在两方面的变化。一是外国居民的需求决策不是以当期效用最大化为目标,而是以长期或者一生效用最大化为目标,同时,居民的预算约束也不再是当期收入等于当期支出,而是长期或者一生的收入等于长期或者一生的支出。在每一期,居民可以使用国际借贷来实现最优的支出。在这种情况下,每一期的产品需求与当期收入和价格有关,与所有存续时期的价格和收入有关,并且还与国际借贷条件相关。这一类模型虽然看起来比较复杂,但是 Wu (2008)在跨期优化框架下得到的出口需求基础估计方程,与静态估计方程仍然是一样的。加入时间因素可能产生的第二个变化是需要考虑变量的滞后影响。在理论上,当需求的变动存在调整成本,价格和收入变动就可能对需求产生滞后影响。现实中,调整成本是广泛存在的,如合约有期限、违约有成本与重订合约也有成本,消费者不能无成本的获得价格变动信息等。因此,滞后影响被广泛使用于出口需求函数的估计中。

早期的估计一般假定价格和收入变动对出口的滞后影响呈几何衰减形式,这可以使用分布滞后模型并经“Koyck转换”来方便地估计需求函数,¹如 Houthakker和 Magee (1969)、Goldstein和 Khan (1976)等的估计。但是,滞后影响呈几何衰减形式是一个比较强的事先假定,这一假定意味着价格和收入变动对当期的需求影响是最大的,然后影响逐渐递减。如果滞后影响不是几何衰减形式时,则 Koyck 模型就不适用了。这时候,多项式分布滞后模型可能更加合适。但是多项式本身的阶数选择仍然意味着需要事先选择一个滞后影响的形式,这实际上还是用一个假定的滞后影响模型来进行估计。幸运的是,时间序列分析方法的发展,已经可以根据数据本身的特征来选择滞后项和适当的估计模型。在协整框架下,自回归分布滞后 (ARDL)模型和动态最小二乘法 (DOLS)均能较好地估计出带动态影响的需求函数,如 Caporale和 Chui (1999)、Wu (2008)等的估计。

在对收入弹性和价格弹性的估计中,还有一个比较重要的现象,就是各国的出口和进口收入弹性存在较大的差别。尤其是 Krugman (1989)发现,这种差别存在一个明显的特征,即一国的出口收入弹性和进口收入弹性之比,基本等于其本国的收入增长率与其外部收入增长率之比。这一特征被 Krugman称为“45觐则”。该规则也意味着,一国的经济增长越快,其出口的收入弹性也越大。Krugman认为导致这一现象的

¹ “Koyck transformation”来自荷兰计量经济学家 Koyck在 1964年的一篇论文中所提出的方法。这一方法的好处是可以将自变量的多阶滞后(或无限期滞后)转化为因变量的一阶滞后来进行估计。转换后的模型成为“Koyck模型”。Koyck模型主要用于估计广告对销售绩效的长期和即期影响。

主要原因,在于快速增长的国家,其出口的增长主要是由产品品种增加引起在国际市场上的相对份额增长造成的。也就是说,当一个国家有新的产品进入出口市场时,即使外部收入只有小幅增长,其总出口也会较快增长。

产品品种增加对理解出口的收入弹性虽然很关键,但是现有的估计理论和估计方法并没有对产品品种数目或者新产品给予充分的考虑。首先,在总量效用函数 $U(Q_X, Q_D)$ 中,只有产品数量,没有产品品种,因而依据总量效用函数得到的需求曲线(1)、(3)和估计方程(2)、(4)并没有体现出产品品种变化的影响。尤其是当总量效用函数具有齐次特征时,出口的收入弹性总是等于 1。当依据总量效用函数得到的出口收入弹性估计值偏离 1 时,只能说明效用函数不具有齐次特征,不能得到出口产品品种数目变化的结论。其次,价格指数一般都是根据同质可比产品的价格波动来计算的,¹ 当产品品种发生变化时,价格指数就会有测度不准的问题。一旦价格指数测度不准确,数量指数也同样不会准确。从理论上讲,新产品本身的价格对新产品的需求和同质可比产品的需求均有重要影响,同质可比产品价格的变化除了对同质可比产品本身的需求有影响之外,也会通过交叉弹性或者替代弹性来影响新产品需求。可见,在需求函数的估计中,如果价格指数没有考虑新产品的影响,则价格弹性和收入弹性的估计可能就是不准确的。

Feenstra(1994)提出了一个考虑新产品的价格指数。但是,要得到包含新产品的价格指数,需要事先估计产品之间的替代弹性。Feenstra(1994)提供了一个估计进口产品替代弹性的严格的计量方法,该方法虽然也可以推广用于估计出口产品之间的替代弹性,但是不太适合用于估计出口需求方程。这主要是因为出口产品之间的替代弹性与出口的价格弹性存在一定的函数关系,事前估计的替代弹性和事后估计出的价格弹性不一定符合这种关系。

综上所述,在出口需求的收入弹性和价格弹性的估计中,虽然已经没有计量技术方面的障碍,但是现有的估计结果和估计数据、估计方法之间存在固有的矛盾,即收入弹性的特征可能主要源于新产品进入了出口市场,但是在估计数据和估计方法中,并没有考虑新产品的影响。本文的主要工作就在于从理论上识别根据同质可比产品的价格指数来估计需求函数所产生的估计误差,提出考虑了新产品的出口需求函数估计方法,并根据这一方法对中国出口的价格和收入弹性进行估计。

¹ 在很多情况下,进口和出口的价格指数不是根据“同质”产品,而是根据“同类”产品的平均价格变动来计算的,产品质量等变化对价格指数的影响并没有被排除掉。这些因素对出口方程估计结果的影响与新产品的影响类似。详见本文第三部分。

三 模型与方法

为了考察新产品对收入弹性和价格弹性的影响,假定“外国”居民的总体效用函数 $U(Q_X, Q_D)$ 为不变替代弹性 (CES) 的形式, 即: $U = (Q_X^\rho + Q_D^\rho)^{\frac{1}{\rho}}$ 。其中“本国”向“外国”的出口总量或者“外国”的进口总量为 $Q_X = \left(\sum_{i=1}^{n_X} \alpha_{X_i} \varphi_i \right)^{\frac{1}{\rho}}$; “外国”居民自产自销的产品数量为 $Q_D = \left(\sum_{i=1}^{n_D} a_{D_i} \varphi_i \right)^{\frac{1}{\rho}}$ 。这里 φ_i 为“外国”居民进口 (“本国”出口) 商品 i 的数量, φ_i 为“外国”居民自产自销商品 i 的数量; α_{X_i} 和 a_{D_i} 为表示偏好的系数; n_X 和 n_D 分别为“外国”居民进口和自产自销的商品种类数目; $\sigma_X = -\frac{1}{1-\rho}$ 为“本国”出口商品之间的替代弹性, $\sigma_D = -\frac{1}{1-\rho}$ 为“外国”自产商品之间的替代弹性, $\sigma = -\frac{1}{1-\rho}$ 则为“本国”出口商品和“外国”自产商品之间的替代弹性。由于效用函数必须是凹的, 任意商品的边际效用为正且边际效用递减, 故上述三个表示替代弹性的系数 ρ, σ, σ 均必须满足小于 1 的条件。

效用函数之所以采用上述嵌套的 CES 形式, 主要有四点理由: 其一, 根据上述效用函数得到的出口需求函数与估计方程 (2)、(4) 类似。也就是说, 可以根据 CES 效用函数得到一般化的计量方程。其二, CES 函数提供了一个加总产品数量的方法, 且其总量商品数量以及与其相对应的总量商品价格具有良好的特性: 总量商品数量和价格的乘积等于单个商品数量和价格乘积的加总, 即有 $\sum_{i=1}^{n_X} P_{X_i} \varphi_i + \sum_{i=1}^{n_D} P_{D_i} \varphi_i = P_X Q_X + P_D Q_D = P Q = R$ 。这一等式也可以作为“外国”居民的预算约束, 其中 P_{X_i} 、 P_{D_i} 分别为“本国”出口产品 i 和“外国”自产产品 i 的价格, P_X 、 P_D 和 P 分别为“本国”出口商品总价 (或“外国”进口商品总价)、“外国”自产自销产品总价和“外国”国内消费的所有商品的总价, Q 为“外国”居民消费总量, 且有 $P_X = \left(\sum_{i=1}^{n_X} \alpha_{X_i}^{-\sigma_X} P_{X_i}^{\sigma_X+1} \right)^{\frac{1}{\sigma_X+1}}$, $P_D = \left(\sum_{i=1}^{n_D} a_{D_i}^{-\sigma_D} P_{D_i}^{\sigma_D+1} \right)^{\frac{1}{\sigma_D+1}}$, $P = \left(P_X^{\sigma+1} + P_D^{\sigma+1} \right)^{\frac{1}{\sigma+1}}$, $Q = (Q_X^\rho + Q_D^\rho)^{\frac{1}{\rho}}$ 。其三, 依据上述总量价格和数量来计算的价格指数和数量指数符合 Samuelson 和 Swamy (1974) 关于经济价格指数和经济数量指数的基本定义, 并且 Sato (1976) 还证明了 CES 效用函数能使用一种对数形式的理想价格和数量指数, 这一理想指数经过 Feenstra (1994) 的扩展

世界经济* 2010年第4期 • 10•

之后,可以用于计算包含了新产品的价格指数,而新产品对收入弹性和价格弹性的影响正是本文考察的重点。其四,嵌套的 CES 函数允许存在三个不同的替代弹性。这种假定不仅更加符合现实情况,而且是本文的分析所必需的。要让理性的消费者接受一个新产品,其效用函数中的系数设定一定有 $0 < \beta < 1$ 这一条件。¹ 但是,对于“本国”产品与“外国”产品之间替代弹性以及“本国”产品在“外国”的需求价格弹性,除了假定其一定为负之外,不能事先施加任何其他限定。也就是说, ρ 可以为 $(-\infty, \infty)$ 之间的任意值。尤其是当计量结果出现 $\rho < 0$ 时,在效用函数中允许存在不同的替代弹性就成为一个必需的设定了。另外,允许存在三个不同的替代弹性,还有助于考察本国产品之间的替代弹性和出口需求弹性之间的关系。

“外国”居民在上述效用函数和预算约束下,其效用最大化选择使得对“本国”产品的需求符合下列函数形式:

$$q_i = \frac{R}{P} \left(\frac{P_X}{P} \right)^\sigma \left(\alpha_i^{-1} \frac{P_{X_i}}{P_X} \right)^{\sigma_X} \quad (5)$$

$$Q_X = \frac{R}{P} \left(\frac{P_X}{P} \right)^\sigma \quad (6)$$

(5)式即为本国某单一产品 i 的出口需求函数,(6)式为本国出口总量的需求函数。根据(6)式可得到“本国”出口收入弹性和价格弹性的估计方程:

$$\ln(Q_X) = c + \sigma_Y \ln\left(\frac{R}{P}\right) + \sigma \ln\left(\frac{P_X}{P}\right) + \varepsilon \quad (7)$$

(7)式和(4)式是基本一致的,其主要区别在于:(4)式用“外国”自产自销产品的价格 P_D 来计算“本国”出口商品的相对价格和作为名义收入的平减系数,而(7)式则用“外国”的国内总价格水平 P 来计算“本国”出口商品的相对价格和作为名义收入的平减系数。这种细微的区别使得(7)式在实际估计中比(4)式具有更大的优势。这一方面是因为在估计过程中往往比较容易得到一个国家的总体价格指数,而很难得到只包含自产自销产品的价格指数;另一方面,用总体消费价格 P 平减的收入才是真正意义上的实际收入,因而在收入弹性的估计过程中使用“外国”国民收入的实际增长指数才具有逻辑上的合理性。

在(6)式中可以发现,出口需求对实际收入 $Y = \frac{R}{P}$ 的弹性是等于 1 的,即在(7)式中应该得到估计结果 $\sigma_Y = 1$ 。这是所有齐次效用函数的必然结果。CES 函数是典型

¹ 若 $\beta < 0$ 则消费新产品会导致效用下降,因而消费者永远不会选用新产品。

的一次齐次函数,因而出现这一结果并不例外。但是,上述 CES 效用函数是关于产品消费量的一次齐次函数,一旦假定产品的种类数目是可以变动的,即当 n_x 和 n_y 是变量时, CES 函数对所有变量的一次齐次性就不再成立了。在这种情况下,如果假定“外国”收入的增长,会引起“本国”出口产品种类数目的增加时,收入弹性就不再必然是 1 了。

为了理解新产品的引入对收入弹性的影响,可以考虑一个比较极端的情况。假定本国出口的所有产品均具有相同的数量 q_i 和价格 p_{xi} , 根据 (5) 式得到每一产品的需求函数为:

$$q_i = Y n_x^{\frac{\sigma - \sigma_X}{\sigma_X + 1}} \left(\frac{p_{xi}}{P} \right)^{\sigma} \alpha_{xi}^{-\sigma} \lambda^{\frac{\sigma + 1}{\sigma_X + 1}} \quad (8)$$

加总 q_{xi} 得到本国的出口总量:

$$Q_X = Y n_x^{\frac{\sigma}{\sigma_X + 1}} \left[\alpha_{xi}^{-\frac{\sigma_X}{\sigma_X + 1}} \frac{p_{xi}}{P} \right]^{\sigma} \quad (9)$$

考虑到实际收入 Y 的变化将引起出口产品种类数目 n_x 的变化, 并令 $\sigma_n = \frac{\partial n_x / n_x}{\partial Y / Y}$ 为出口产品种类数目对收入的弹性, 依据 (9) 式可以得到出口的收入弹性:

$$\sigma_y = 1 + \frac{\sigma}{\sigma_X + 1} \sigma_n \quad (10)$$

由于 $\sigma < 0$, 且当 $\sigma_n > 0$ 时, 一定有 $0 < \beta < 1$, $\sigma_X < -1$,¹ 故 (10) 式表明: 当 $\sigma_n > 0$ 时, 一定有 $\sigma_y > 1$ 。这就说明, 当出口产品种类随着收入增长而增加时, 出口的收入弹性一定会大于 1。

从 (10) 式还可以看出, 新产品出现得越快, 出口的收入弹性就会越大。在相同的外部收入变化情况下, 一个国家新产品进入出口市场的快慢, 决定了其出口增长速度的快慢。一般来说, 经济增长速度比较快的国家, 其新产品出现的速度也比较快。故在现实情况中, 经常看到经济高速增长的国家其出口增长也快的情况。这种情况往往被认为是供给能力在影响出口需求, 因而在出口需求函数的估计中, 曾增加一些反映出口国供给能力变化的指标。如 *Sato* (1977) 将出口国的产出在世界总产出中的份额作为出口国的非价格竞争力指标纳入出口需求函数的估计方程中; *Gagnon* (2003) 则直接将出口国的实际产出作为反映出口国供给能力的指标纳入出口需求函数中。

¹ $0 < \beta < 1$ 实际上也表示效用函数具有偏好多样性的特征。收入增加意味着市场扩大, 更多的企业和产品可以进入外国市场, 即产品种类的出口供给数目可能增加。一旦消费者面临更多的产品种类, 偏好多样性的假定就会使得消费者一定会选择新产品, 即出现 $\sigma_n > 0$ 的情况。

(10)式表明,收入弹性本身就包含了供给面的因素,因而在出口需求函数的估计中另外再增加其他反映供给面因素的指标是不必要的。¹

然而,新产品不仅对收入弹性造成影响,而且会对价格造成影响,并进而影响到对价格弹性的估计。根据出口价格 P_X 的计算公式可知,在其他产品价格不变的情况下,任何新产品的出现(或 n_X 的增加和新的 p_{Xi} 的加入),均会导致总体出口价格水平的下降。按照 Feenstra(1994)的理解,消费者购买了新产品,相当于新产品的价格从无穷大下降到了某个市场价格,因而使得价格总水平也下降了。新产品会引起价格总水平的下降也符合 Samuelson 和 Swan y(1974)对经济价格指数的定义。在经济学上,价格总水平被认为是获得单位消费量(或者单位效用)的最低支出额或者最低成本。当出现新产品时,意味着同样的名义收入可以消费更多的产品和获得更高的效用,因而单位效用的支出额就下降了,这也意味着价格总水平下降了。

为了分析新产品对价格总水平的影响以及在出口需求估计中的作用,有必要对包含了新产品的价格指数做进一步的考察。

一般来说,价格总水平的变动是用价格指数来衡量的。然而,CES函数形式的价格总水平包含了替代弹性的信息,难以直接用于计算价格指数。幸运的是,Sato(1976)已经发现,CES效用函数可以使用一种对数变换的理想价格指数。²这种价格指数按照以下方式进行计算:

$$P_{Xt} = \prod_{i=1}^{n_X} \left(\frac{p_{Xit}}{p_{Xi0}} \right)^{\varphi_i} \quad (11)$$

其中 P_{Xt} 表示第 t 期相对于基期 0 的价格指数(本文以后均用加波浪线的字母表示指数)。在价格指数中,每种商品的权重为:

$$\varphi_i = \frac{(\omega_{it} - \omega_{i0}) (\ln \omega_{it} - \ln \omega_{i0})}{\sum_{j=1}^{n_X} (\omega_{jt} - \omega_{j0}) (\ln \omega_{jt} - \ln \omega_{j0})} \quad (12)$$

(12)式中的 ω_{it} 为商品 i 在 t 期的出口额占当年出口总额的比重。因此,在理想价格指数中,每个商品的权重实际上是该商品在 t 期和基期的出口份额的一个合成。这种计算方式可以确保每个商品在数量指数中的权重和价格指数中的权重一致。

¹ 正如本文第二部分指出的,当主要是供给因素的变化(供给曲线的移动)在决定均衡的价格和数量时,实际价格和数量正好全部落在同一条需求曲线上,这正是可以用均衡的价格和数量来估计需求曲线的一个重要依据。

² 简单地讲,理想价格指数是指加权平均的价格指数和数量指数在计算过程中使用相同的权重。

权重公式 (12) 还有一个重要特征, 即: $\varphi_i(\omega_{it}, \theta) = \varphi_i(\omega_{i0}, \theta) = 0$ 。¹ 这个特征意味着, 不管是新产品还是淘汰产品, 在价格指数 (11) 式中的权重均为 0。按 (11) 式计算的价格指数只考虑同种产品的价格变化, 新产品和淘汰产品均只出现在一期, 不具有可比性, 故没有纳入价格指数的计算范围。这个特征与计算价格指数时使用同质可比性原则是一致的。本文以下称 P'_{Xt} 为相同产品集的价格指数, 在 (12) 式中, ω_{it} 也仅为产品 i 在 t 期的出口额占相同产品集 t 期出口总额的比例。

新产品的出现对真实的价格指数是有影响的, 简单地在价格指数中排除掉新产品, 不能准确地衡量消费者购买到等量效用或者等量生活水平时的最低支出。为了弥补这一缺陷, Feenstra (1994) 以 CES 效用函数为基础, 开发了一个可以考虑产品种类变化的价格指数计算方法, 即:

$$P_{Xt} = P'_{Xt} \left[\frac{\lambda_t}{\lambda_0} \right]^{-1(\sigma_{X+})} \quad (13)$$

其中:

$$\lambda_j = \sum_{i \in I_t} (P_{Xij} Q_{ij}) / \sum_{i \in I_j} (P_{Xij} Q_{ij}), j = 0, t \quad (14)$$

(14) 式中的 I 为第 0 期和 t 期的相同产品集, I_j 为第 j 期的出口产品全集。从该式可以看出, $(1 - \lambda_t)$ 即为第 t 期的新产品出口额在 t 期出口总额中的比例, $(1 - \lambda_0)$ 为 t 期已被淘汰的产品在 0 期的出口额占第 0 期出口总额的比例。 λ_t / λ_0 实际上可以作为一个出口产品种类变动指数。当新产品的出口份额 $(1 - \lambda_t)$ 高于淘汰产品的出口份额 $(1 - \lambda_0)$ 时, $\lambda_t / \lambda_0 < 1$, 会引起价格指数下降。

收入的变动会引起产品数目的变动, 产品数目的变动又会引起价格的变动, 这说明收入变动与价格之间存在某种相关性。在这种情况下, 如果按照 (6) 和 (7) 式进行估计, 就不能得到一致、无偏的估计结果。因此, 在估计时需要事先排除收入和价格之间的这种关联。

实际上, 将 (6) 式指数化, 并考虑 (13) 式, 可得:

$$Q_{Xt} = Y_t \left(\frac{P'_{Xt}}{P_t} \right)^\sigma \left[\frac{\lambda_t}{\lambda_0} \right]^{-\sigma(\sigma_{X+})} \quad (15)$$

¹ 用其极限值表示。

^o 严格地说, 这里的“相同产品集”是指“同质可比产品集”, 而不仅仅是指产品种类相同的产品集合。所有种类变化和偏好系数 (α_{Xt}) 变化的产品都应该排除在“相同产品集”之外。偏好系数的变化, 不仅仅可以反映消费者对该产品偏好的变化, 也可以反映产品质量等的变化。价格指数 (13) 为 Feenstra (1994) 的命题 1 详细证明见其论文。

令 $\sigma_\lambda = \frac{\partial \ln\left(\frac{\lambda_t}{\lambda_0}\right)}{\partial \ln(Y_t)}$ 为产品种类变动指数对收入的弹性, 则上式可变换为:

$$Q_{X_t} = C \cdot Y_t^{1 - \frac{\sigma}{\sigma_X + 1}} \left(\frac{P_{X_t}}{P_t} \right)^\sigma \quad (16)$$

其中 Q_{X_t} 为“本国”的出口数量指数, Y_t 为“外国”的实际收入指数, P_t 为“外国”总体物价指数, C 为一常数。这里值得注意的地方在于: P_{X_t} 是相同产品集的价格指数, 按照 (11) 式计算; 而 Q_{X_t} 是包含了产品种类变化的数量指数, 该指数按如下公式计算:

$$Q_{X_t} = \frac{E_t}{P_{X_t}} = Q'_{X_t} \left(\frac{\lambda_t}{\lambda_0} \right)^{\sigma_X / (\sigma_X + 1)} \quad (17)$$

上式中的 Q'_{X_t} 为相同产品集的数量指数, 其加权方法与权重公式和 (11)、(12) 式相同。 E_t 为出口总额指数。

根据 (16) 式可以得到一个新的估计方程:

$$\ln(Q_{X_t}) = c + \sigma_y \ln(Y_t) + \sigma \ln\left(\frac{P_{X_t}}{P_t}\right) + \varepsilon \quad (18)$$

其中:

$$\sigma_y = 1 - \frac{\sigma}{\sigma_X + 1} \sigma_\lambda \quad (19)$$

当收入增长引起居民消费更多的新产品时, $\sigma_\lambda < 0$, 此时 $\sigma_y > 1$ 。

比较 (18) 与 (7) 式可以发现, 这两个估计式仅仅存在细微的差别。但是这种差别使得 (18) 比 (7) 式具有更大的合理性。首先, (18) 式排除了收入指数通过产品种类变化对价格指数的影响, 其估计结果比 (7) 式更加可靠。其次, 按照 (18) 式估计的收入弹性, 可以显著偏离 1, 尤其是当新产品在出口增长中起到了比较重要的作用时, 收入弹性可以显著大于 1。最后, 尽管在价格指数中排除了新产品的影响, 但是根据 (18) 式估计的价格弹性, 与考虑了新产品的价格弹性是一样的。

(18) 式中数量指数 Q_{X_t} 的计算方法是得到正确的收入弹性的关键。数量指数与价格指数的乘积总是等于出口总额指数, 故数量指数可以用价格指数平减出口总额指数来得到。如果价格指数不对, 数量指数也会是不准确的。目前没有一个国家编制和公布了考虑产品种类变化的价格指数, 已有的出口价格指数一般都是依据同质可比性原理来计算的, 或者就是单位价值指数, 因而依据这些价格指数平减得到的出口数量指数也是不对的。用这些指数估计得到收入弹性将存在明显的偏差。依据相同产品

集的价格指数 P_{X_t} 平减得到的出口数量指数为 $Q_{X_t}'' = \frac{E_t}{P_{X_t}} = Q_{X_t} \left(\frac{\lambda_t}{\lambda_0} \right)^{-1/(\sigma_X + 1)}$ 。显然, 这一数量指数既不是考虑了产品种类变化的真实的出口数量指数 Q_{X_t} , 也不是相同产品集的数量指数 Q_{X_t}' 。从 (15) 和 (16) 式可以看出:

$$Q_{X_t}'' = C \cdot Y_t^{-\frac{\sigma_X + 1}{\sigma_X}} \lambda_t^{\sigma_X} \left(\frac{P_{X_t}}{P} \right)^{\sigma_X} \quad (20)$$

如果用数量指数 Q_{X_t}'' 代替 (18) 式中的 Q_{X_t} 进行估计, 得到的价格弹性将与 (18) 式相同, 得到的收入弹性 σ'_y 则与 (18) 式中的 σ_y 存在一个差额:

$$\sigma_y - \sigma'_y = \frac{\sigma_\lambda}{\sigma_X + 1} > 0 \text{ 如果 } \sigma_\lambda < 0 \quad (21)$$

(21) 式表明, 如果“外国”收入增长引起“本国”更多种类的产品进入出口市场, 则用 Q_{X_t}'' 代替 (18) 式中的 Q_{X_t} 进行估计, 将低估真实的收入弹性。低估程度用 (21) 式表示。新产品进入市场的速度越快, 新产品在出口总额中的比例增长得越快, σ_λ 的绝对值越大, 收入弹性的低估程度就会越大。

由此可见, 当新产品在出口增长中发挥较大作用时, 只有按照 (18) 式进行估计, 才能得到准确的收入弹性和价格弹性。因此, 本文将 (18) 式作为估计出口需求函数的基础方程。

但是, 在 (18) 式中, 按照 (17) 式计算的因变量 Q_{X_t} 需要有事先的替代弹性 σ_X 的数据。正如 (19) 式显示的, 替代弹性和价格弹性、收入弹性之间存在一个函数关系, 事先估计的替代弹性和事后估计的价格弹性、收入弹性之间不一定能满足 (19) 式所表示的函数关系。

要解决这一问题, 可在 (18) 式的估计过程中, 按照 (19) 式所表示的函数关系对参数设定限制, 参数被限制后的估计方程为:

$$\ln \left(\frac{E_t}{P_{X_t}} \left(\frac{\lambda_t}{\lambda_0} \right)^{\frac{1 - \sigma_X}{\sigma_X}} \right) = c + \sigma_y \ln(Y_t) + \sigma \ln \left(\frac{P_{X_t}}{P} \right) + \varepsilon_t \quad (22)$$

上述方程的估计是根据迭代原理来实现的。根据迭代原理, 实际上也可以直接对 (18) 式进行迭代估计。具体地说, 首先假定一个任意的小于 -1 的 σ_X 值, 并按照 (17) 式计算出每一期的 Q_{X_t} , 根据 (18) 式估计出初始的收入弹性 σ_y 和价格弹性 σ , 将这两个估计值代入 (19) 式计算出新的 σ_X , 然后按照新的 σ_X 重复前面的计算和估计, 直到用于计算 Q_{X_t} 的 σ_X 和根据估计结果并按 (19) 式计算的 σ_X 一致, 即事前假设的 σ_X 和事后估计的 σ_X 能够收敛, 估计过程才算结束。

四 数据与指标计算

利用 (18) 式或者 (22) 式进行估计, 需要有出口总额指数 E_t 、相同产品集的出口价格指数 $P'_{X,t}$ 、产品种类变动指数 $\left[\frac{\lambda_t}{\lambda_0} \right]$ 、外国实际收入指数 Y_t 以及外国的物价指数 P_t 。本文使用的数据样本期为 1992~2006 年, 所有指数均以 1992 年为基期进行计算。选择这个样本期, 是因为产品种类变动指数和价格指数是在 HS 六位码分类基础上计算的, 而中国海关从 1992 年开始才有 HS 六位码分类的统计数据。另外, HS 的编码在 2007 年有重大调整, 调整前后的产品分类有较大区别, 不利于计算产品种类的变动, 故样本的截止期为 2006 年。在以上五个指数中, 出口总额指数 E_t 是最简单的, 直接用中国历年的出口总额计算, 数据来源于中国海关统计。另外四个指数均使用了特定的计算方法。

外国实际收入指数 Y_t 和外国物价指数 P_t 是根据中国出口目的地的实际收入指数和物价指数加权而成。其中实际收入指数用 GDP 增长指数表示, 物价指数用 CPI 表示。本文仅选取中国目前所有 200 多个贸易伙伴中的 93 个, 在样本期内中国对这 93 个贸易伙伴的出口额占中国出口总额的比例平均为 90%。本文选取出口目的地的标准是: 在样本期内中国对这些目的地均有出口, 且在国际货币基金组织的国际金融统计 (IFS) 上有 GDP 增长指数和 CPI 数据的国家或地区。加权方法仍然根据 Sato (1976) 提供的理想指数的计算方法。需要说明的是, IFS 上的外国物价指数都是用当地货币表示的, 而中国的出口价格指数却是用美元价格计算的, 故用贸易伙伴的 CPI 合成外国物价指数时, 均需要根据当地货币对美元汇率变动进行调整, 最终的外国物价指数 P_t 是指用美元价格表示的加权物价指数。其中汇率数据来自 IFS 上各国或者地区货币对美元的年平均汇率。

相同产品集的出口价格指数 $P'_{X,t}$ 和产品种类变动指数 $\left[\frac{\lambda_t}{\lambda_0} \right]$ 的计算均涉及对相同产品集的认识。严格意义上的相同产品集是指同质可比产品集, 是产品种类、产品质量以及消费者对该产品的偏好均没有发生变化的产品集合。在实际数据中, 要识别严格意义上的相同产品集是非常困难的。因为现有的海关统计数据中, 即使在最详细的商品分类下, 其商品的质量等也可能出现随时间变化而变化的情况。

在贸易理论与经验研究文献中, 同一产品贸易额的增长被称为贸易增长的“深度

边际 (intensive margin)”, 产品种类变化引起的贸易增长被称为贸易增长的“广度边际 (extensive margin)”。贸易额的增长可分解为深度边际和广度边际两个部分, 深度边际又可以分解为价格变动和数量变动两个部分。如果将 $E'_t = P'_{Xt} \cdot Q'_{Xt}$ 作为相同产品集的出口总额增长指数, 根据定义式 (14), 则可以得到 $E_t = E'_t \left(\frac{\lambda_t}{\lambda_0} \right)$ 。可见, 相同产品集的出口总额指数 E'_t 就是衡量深度边际的指标, 而产品种类变动指数 $\left(\frac{\lambda_t}{\lambda_0} \right)$ 可作为衡量广度边际的一个指标。¹

本文尝试从两个标准来识别相同产品集。

第一个标准是根据海关统计的 HS 六位码分类数据, 凡是在考察期与基期内出口额均大于 0 的产品类别计入这两个时期内的相同产品集。按这个标准识别的相同产品集, 记为 I 。 I 仅仅排除了 HS 六位码基础上的种类变化, 同一六位码产品的质量变化和组成该六位码产品的细分类别变化均被包含在 I 之内, 所以 I 是一个较宽泛的相同产品集。

要获得更加精确的相同产品集, 可以考虑使用分类更加细致的贸易数据, 比如使用 HS 八位码甚至十位码的数据。不过, 中国的八位码和十位码海关统计数据时序过短, 同时, 在八位码和十位码基础上, 商品分类标准频繁调整, 商品种类变化难以从分类标准的调整中识别出来。为此, 本文尝试另外的识别方法。

一般来说, 产品质量的变化和消费者对产品偏好的变化均可能会引起产品价格的变化。产品质量提高或者消费者更偏好该产品, 会使得消费者从该产品上获得更高的效用, 因而愿意付出更高的价格来获得该产品。在效用函数上, 出口产品质量提高和消费者的偏好增强均表现为系数 α_{xi} 的上升。在其他条件不变的情况下, α_{xi} 的上升会提高该产品的边际效用, 消费者的最优选择会使得该产品的价格等于其边际效用, 故其产品价格也会上升。因此, 产品价格变化很有可能就反映了产品质量和消费者偏好的变化。

依据上述原理, 似乎可以从价格变化上提出识别相同产品集的第二个标准: 在 I 内, 凡是任意一年的价格变化超过了某个幅度的产品均被认为是产品质量或者消费者偏好发生了重大变化的产品。而价格变化在该幅度之内的产品被认为是品种、质量和偏好均未发生重大变化的真正的相同产品集, 该产品集记为 I_w , w 为价格的变化幅度。

在第二个标准内, 关键问题是要确定究竟多大的价格变化才能被认为是质量和偏

¹ 需要说明的是, 这里关于深度边际和广度边际的衡量指标仅仅是一种近似, 不能精确对应。

好有重大变化。在没有明显的好办法之前,可以对这一幅度进行敏感性分析。为此,本文尝试以 $\pm 25\%$ 、 $+ 25\%$ 和 $\pm 15\%$ 三个幅度,分别表示价格变化幅度为外国物价总水平的变化率 ± 25 、 $+ 25$ 和 ± 15 个百分点,其相应的相同产品集分别记为 $I_{\pm 25}$ 、 $I_{+ 25}$ 和 $I_{\pm 15}$ 。

表 1 总结了按照上述四个相同产品集对 1992~2006 年中国出口增长的分解情况。

表 1 1992~2006年中国出口增长分解

	1992出口额 (亿美元)	2006出口额 (亿美元)	增长 倍数	出口结构 (%)	价格 指数	数量 指数
出口总额	849	9689	11.4	100.0		
品种变动	109	2171	2.6	22.4		
产品集 I	740	7518	8.9	77.6	173	587
质量变动	488	5723	6.7	59.1		
产品集 $I_{\pm 25}$	252	1795	2.1	18.5	119	598
质量变动	461	5437	6.4	56.1		
产品集 $I_{+ 25}$	279	2081	2.5	21.5	104	716
质量变动	655	7027	8.3	72.5		
产品集 $I_{\pm 15}$	85	491	0.6	5.1	117	496

资料来源:根据联合国 COMTRADE 数据库中 1992年版 HS六位码出口数据计算。

表 1 的数据显示,即使仅根据 HS六位码的分类,品种变动也对中国的出口增长产生了重大影响。新品种的出口占 2006年出口总额的 22.4%,且是 1992年出口总额的 2.6倍。对相同产品集 I 的进一步分解可以看出,不管是从哪个口径,质量与偏好变动引起出口额的增长都是最主要的,即使在最宽的“ $\pm 25\%$ ”的口径内,质量与偏好变动产生的出口额也占 2006年出口总额的 59.1%。另外,在所有的相同产品集内,出口额均有大幅度的增长,且出口额增长均以数量增长为主,在最小的相同产品集 $I_{\pm 15}$ 内,数量增长了也将近 5倍。

由于在质量变动的识别中,具体的价格变动幅度标准有一定的任意性,因此,下一步需要进一步考察在上述四个相同产品集中,到底哪一个更接近真正的相同产品集,哪一个更适于分析产品变动对需求函数的影响。

在真正的相同产品集内,产品的品种、质量以及消费者的偏好均没有任何变化,如果消费者的收入也没有变化,那么在理论上,这些产品只有依靠降低价格才能实现出

口数量的增长。由于在同一时段内,相同产品集内的所有产品均面对相同的收入变动环境,因此,价格下降幅度越高的产品,其出口数量应该增长越快,反之,价格上升越快的产品,其出口数量应该减少越多。也就是说,在真正的相同产品集内,产品的价格变化与数量变化应该呈明显的反向关系。这一特征可以作为真正的相同产品集的基本属性。凡是不符合这一特征的产品集,均不具有相同产品集的基本属性,不应作为相同产品集。

依据这一标准可以发现,只有产品集 I 才具有上述基本属性(见图 1)。本文也仅根据产品集 I 来计算价格指数 P'_{Xt} 和产品变动指数 $\left(\frac{\lambda_t}{\lambda_0}\right)$ 。另外三个产品集内,产品的数量变化与价格变化之间均没有明显的反向关系,因此,产品集 $I_{\pm 25}$ 、 $I_{\pm 25}$ 和 $I_{\pm 15}$ 均不适于当作相同产品集来进行分析。¹ 这三个产品集不具有真正相同产品集基本属性的原因,一方面

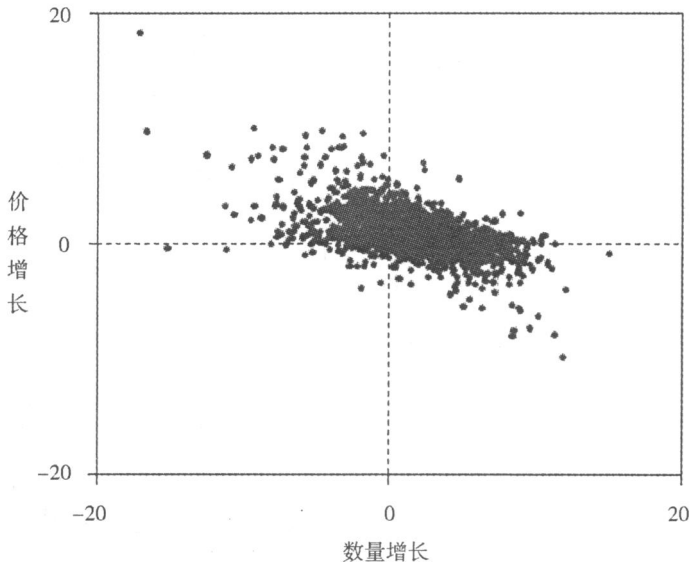


图 1 相同产品集 I 内产品的价格与数量增长: 1992~ 2006
说明: 图中的数量与价格增长数据为 2006 年的数量与价格指数 (1992 年为 100) 的对数。

资料来源: 根据 COMTRADE 六位码 HS 分类数据计算。

面可能是因为价格变动幅度标准的选取具有任意性,另一方面可能是因为价格变动不是衡量产品质量变化的良好指标。比如,产品的质量提高并没有体现为该产品的价格上升,而是体现为该产品的出口量增加。

¹ 如果尝试将其当做相同产品集来分析,按照本文的方法来估计出口需求函数时,其估计出来的价格弹性不能显著异于零。

五 结果及其含义

使用时间序列数据进行估计,首先需要对其平稳性进行检验。表 2 总结了本文使用的各个序列的单位根检验结果。所有变量的原序列均不能显著拒绝有单位根的原假设,但所有变量的一阶差分序列均可拒绝单位根假设。不过由于本文的样本观测值只有 15 个,而 ADF 检验的临界值和显著性水平是根据 20 个观测值计算的,故表 2 列出了单位根检验方程中系数的估计值和标准差,其结果支持 ADF 值的检验结论。可见,表 2 列示的所有变量的原序列均为非平稳的单位根过程,而其一阶差分为平稳序列。因此,表 2 中的变量适合进行协整分析。

表 2 序列平稳性检验

变量	$\ln\left(\frac{E_t}{P_t}\right)$	$\ln(Y_t)$	$\ln\left(\frac{P_{X,t}}{P_t}\right)$	$\ln(P_{X,t})$	$\ln\left(\frac{\lambda_t}{\lambda_0}\right)$	$\ln(Q_{X,t}^0)$	$\ln(Q_{X,t}^1)$
ADF(原序列)	0.58	0.42	-0.88	-0.46	0.32	0.99	1.08
ADF(一阶差分)	-3.46**	-3.29**	-4.66***	-4.38***	-3.76**	-3.11*	-3.02*
X(-1)	0.03	0.02	-0.20	-0.09	0.02	0.04	0.04
	(0.06)	(0.05)	(0.23)	(0.19)	(0.06)	(0.04)	(0.04)
DX(-1)	1.04**	1.02**	1.29***	1.24**	1.15**	0.93**	0.91**
	(0.30)	(0.31)	(0.28)	(0.28)	(0.30)	(0.30)	(0.30)

说明: (1) $Q_{X,t}^0$ 是根据 σ_X 为 -1.22 计算的 $Q_{X,t}$; $Q_{X,t}^1$ 是根据 σ_X 为 -1.16 计算的 $Q_{X,t}$ 。(2) 1%、5% 和 10% 显著性水平的 ADF 临界值分别为 -4.0、-3.1、-2.7。但是该标准是以 20 个观测值为基础计算的。由于本文的观测值低于 20 个,故这里提供了对 $DX = \alpha + \beta X(-1) + \varepsilon$ 和 $D(X, 2) = \alpha + \beta DX(-1) + \varepsilon$ 中系数 β 的估计结果,其中 DX 表示变量 X 的一阶差分, $D(X, 2)$ 表示变量 X 的二阶差分, $X(-1)$ 表示变量的一阶滞后。(3) *、** 和 *** 分别表示系数满足 10%、5% 和 1% 的显著性水平。括号中的值为标准差。

当然,并不是所有的非平稳序列都存在协整关系,本文使用 Johansen 协整检验方法来检验序列之间是否存在协整关系。表 3 总结了本文使用的五组变量的协整关系检验结果。迹(Trace)统计量及其 P 值显示,每组序列在 5% 的显著性水平下,均能拒绝没有协整关系的原假设,即至少存在一个协整关系;每组变量在 10% 的显著性水平下,均能拒绝最多只有一个协整关系的原假设,即可能至少有两个协整关系。确认了序列之间的协整关系后,本文使用自回归分布滞后模型(ARDL)对需求函数的估计。

表 3 协整关系检验 (Trace 统计量)

原假设	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)
没有协整关系	51.5 (0.000)	49.0 (0.0001)	32.8 (0.022)	32.2 (0.0263)	28.1 (0.0004)
最多一个协整关系	16.3 (0.0381)	17.0 (0.0299)	13.8 (0.0887)	15.1 (0.0577)	8.2 (0.0042)

说明: Trace 统计量下方括号中的数据为 P 值。第一行括号中的字母表示该列的协整检验是针对表 4 相应方程中使用的变量组。

表 4 中方程 (a) 和 (b) 是对传统估计方程 (20) 的估计结果。传统估计方程能够得到看上去很完美的估计结果, 而且两个方程的估计结果非常接近。但是正如前文所指出的, 方程 (a) 和 (b) 的估计结果将低估收入弹性的估计值。本文的主要目的就是希望通过对 (18) 式的估计得到更准确的估计结果。

我们要得到 (18) 式的数量指数, 需要先估计 σ_λ 。表 4 的方程 (e) 提供了 σ_λ 的估计结果。其估计值为 -0.32 说明新产品出口额确实随着外部收入增长而稳定增长。

表 4 中方程 (c) 和 (d) 是使用迭代估计方法对方程 (18) 的估计结果。初始的 σ_x 值是根据表 4 方程 (a) 和 (b) 中的收入弹性和价格弹性估计值计算的, 两个方程的初始 σ_x 值均为 -1.17。方程 (c) 的 σ_x 收敛值为 -1.22, 方程 (d) 的 σ_x 收敛值为 -1.16。

方程 (c) 中估计得到的收入弹性为 1.67, 小于方程 (a) 和 (b) 的估计值。正如 (21) 式所指出的, 这在 σ_λ 小于零的情况下是不合理的。而且其标准差太大, 使得即使在 10% 的显著性水平下, 其收入弹性也并没有显著异于零。出现这一问题的原因, 可能是外国物价干扰了计量结果。如果在方程 (a) 和 (c) 中, 将相对价格拆分成出口价格指数和外国价格指数两个独立的自变量进行估计, 均发现出口数量对外国物价指数的交差价格弹性不能显著异于零。因此, 在方程 (b) 和 (d) 中提供了只用出口价格指数, 而不用外国物价指数的回归结果。方程 (d) 能够得到显著大于零的收入弹性, 且其收入弹性的估计值大于方程 (a) 和 (b) 的估计值, 符合前面的理论预测。

所有估计方程中, 在初始估计时均设定变量带二阶滞后项, 然后根据施瓦茨准则 (SC)、赤池信息准则 (AIC) 和变量的显著性进行简化, 最终每个方程均只留下有显著影响的一阶自回归项。

表 4

ARDL估计结果

	方程 (a)	方程 (b)	方程 (c)	方程 (d)	方程 (e)
	$\ln\left(\frac{E_t}{P_{Xt}}\right)$	$\ln\left(\frac{E_t}{P_X}\right)$	$\ln(Q_{Xt}^0)$	$\ln(Q_{Xt}^1)$	$\ln\left(\frac{\lambda_t}{\lambda_0}\right)$
C	- 4.40	- 4.81	- 4.11	- 6.28	6.11***
	(3.05)	(3.17)	(4.18)	(4.36)	(0.21)
$\ln(Y_t)$	1.99*	2.07*	1.67	2.34*	- 0.32**
	(0.90)	(0.94)	(1.12)	(1.19)	(0.04)
$\ln(P_{Xt}, P_t)$	- 0.52**		- 0.45*		
	(0.20)		(0.23)		
$\ln(P_{Xt}')$		- 0.56**		- 0.65**	
		(0.23)		(0.27)	
Dummy	0.26**	0.23**	0.25**	0.23*	
	(0.06)	(0.06)	(0.07)	(0.07)	
AL(1)	0.49**	0.55**	0.68**	0.69**	0.50*
	(0.20)	(0.20)	(0.20)	(0.19)	(0.25)
R ²	0.99	0.99	0.99	0.99	0.95
Jarque-Bera	1.12	2.35	1.10	0.69	0.14
	[0.57]	[0.31]	[0.58]	[0.71]	[0.93]
IM 值	0.47	0.90	3.40*	3.50*	0.06
	[0.51]	[0.37]	[0.09]	[0.10]	[0.80]
ARCH (F 值)	0.82	0.90	0.22	1.08	1.76
	[0.39]	[0.36]	[0.65]	[0.32]	[0.21]
Ransey	2.90	3.32	0.04	0.04	0.20
RESET (F 值)	[0.13]	[0.11]	[0.84]	[0.85]	[0.67]

说明: (1) Q_{Xt}^0 是根据 σ_X 为-1.22计算的 Q_{Xt} ; Q_{Xt}^1 是根据 σ_X 为-1.16计算的 Q_{Xt} ; σ_X 是为满足(19)式的收敛值。(2)Dummy为虚拟变量, 2002年之前数值为0从2002年开始数值为1。(3)AL(1)表示滞后一阶的自回归项。(4)*、**和***分别表示系数满足10%、5%和1%的显著性水平。(5)圆括号中的值为标准差, 方括号中的值为P值。

考虑到加入 WTO 可能使中国从 2002 年开始面临不同的市场环境, 故在需求函数的估计方程加入虚拟变量, 以测试常数项和各变量的系数是否从 2002 年开始发生变化。¹ 结果发现, 在四个需求函数中, 反映常数项变化的虚拟变量均能在 1% 或者 5% 的显著性水平下对出口增长有正的影响, 而且该虚拟变量能够有效改善估计结果; 反映各变量系数变化的虚拟变量则均不显著, 在表 4 的估计方程中均被剔除。这一结果说明, 加入 WTO 虽然改善了中国的出口环境, 促进了出口增长, 但是并没有改变中国出口的收入弹性和价格弹性。

表 4 还列示了对残差的正态性检验 (根据 Jarque-Bera 统计量)、同方差性检验 (根据 ARCH 检验) 以及对方程的设定无误检验 (根据 Ramsey RESET 检验) 结果, 显然不能拒绝“残差 ε_t 是同分布的均值为 0 的正态分布”这一原假设。但是, 对残差的自相关性检验 (根据 LM 检验) 发现, 方程 (c) 和方程 (d) 均能在 10% 的显著性水平下拒绝残差没有自相关性的原假设。在方程 (d) 中, 如果加上外国价格指数作为自变量, 则能显著改善残差的独立性, 在 10% 的显著性水平下就能接受残差没有自相关性的假设。不过, 基于以下四个理由, 在方程 (4) 中放弃外国物价指数可能更加合理。

第一, 在方程 (d) 中加入外国物价指数, 将使收入弹性的估计值不能满足 10% 的显著性水平要求, 且外国物价指数的自身系数不能显著异于零 (系数为 -0.39 标准差为 0.50)。第二, SC 和 AIC 值显示, 放弃外国物价指数能改善估计结果。第三, Ramsey RESET 检验发现, 放弃外国物价指数的方程并没有出现设定错误。第四, 放弃外国物价指数尽管导致 LM 统计量比较大, 但是仍然能在 5% 的显著性水平下接受残差没有自相关的假设。综上所述, 在方程 (d) 中, 可以在 5% 的显著性水平下接受其残差是“独立同分布的、均值为 0 的正态分布假设”。因此, 方程 (d) 的估计是可靠的。

根据方程 (d) 的估计, 可以认为中国出口需求的短期收入弹性均值为 2.34 短期价格弹性均值为 -0.65 其 95% 的置信区间分别为 [-0.28, 4.95] 和 [-1.24, -0.06]; 其 90% 的置信区间分别为 [0.20, 4.47] 和 [-1.14, -0.17]。

较高的收入弹性说明中国的出口需求较容易受外部收入冲击的影响。当外部经济比较繁荣、外部收入增长较快时, 中国的出口会以较快的速度增长, 对国内经济的拉动作用会比较大; 当外部经济陷入衰退、外部收入开始萎缩时, 中国的出口会以较快的速度收缩, 对国内经济的负面冲击较大。中国过去几年在世界经济比较景气时出现了

¹ 反映常数项变化的虚拟变量为表 4 中的 Dummy 项; 反映各变量系数是否变化的虚拟变量为 $(X_t - X_{2001})$ * Dummy。其中 X 为待测变量, X_{2001} 为待测试变量在 2001 年的取值。

出口导向型的经济繁荣,而在美国金融危机时出现了出口急剧下降引起的国内经济大幅度下滑,这些都是较高的出口收入弹性发生了作用的表现。需要说明的是,收入弹性大,反映的不完全是出口市场需求的特征,更重要的是反映了中国出口供给方面的特征。收入弹性大是表明在中国的生产结构中,不断地有新产品进入出口市场的状况。

绝对值低于 1 的价格弹性也有明显的政策含义。

首先,试图通过货币贬值或者升值等价格手段来促进出口或者减少出口,可能会出现适得其反的结果。货币贬值虽然可能通过降低出口产品价格引起出口数量的上升,货币升值也可能通过提高出口价格引起出口数量减少,但是由于出口价格弹性的绝对值低于 1,即出口数量的变化幅度总是低于反方向的出口价格变化幅度,因而出口额的变化总是与出口价格同方向变化。试图通过货币贬值降低出口价格来增加出口的做法,结果可能会引起出口额的下降;反之,试图通过货币升值提高出口价格来降低出口的做法,结果可能会引起出口额的上升。当然,货币贬值或者升值对贸易差额的影响,还需要进一步考察进口的价格弹性。

其次,通过出口退税这类政策来促进出口增长,不仅可能导致出口额的下降,而且还会引起较大的福利损失。假定企业把获得的出口退税全部用于降低价格以增加出口,则企业来自出口的收入不仅不会增加,反而会减少。也就是说,企业将以价格补贴的方式将一部分出口退税转移给外国消费者。外国人不仅少了支出,而且还多获得了产品。中国则正好相反,不仅多消耗了资源,将更多的产品卖给了外国人,还少得到了收入。虽然出口企业在这个过程中多获得了收入(包括出口退税),但是国家总体上获得的收入减少,支出的成本更高了。

另外,出口需求的一阶滞后项是显著大于 0 的,说明收入和价格变动除了对当期的出口需求有影响之外,还对未来各期的出口需求有滞后影响,不过其影响力呈几何形式衰减。综合起来看,出口需求的长期收入弹性总和可达 7.55,长期价格弹性总和可达 -2.10。长期收入弹性和长期价格弹性均显示收入和价格的变化对出口需求有重大影响。但是,对长期弹性数据要慎重使用。这是因为出口需求的一阶自回归项主要反映了出口需求自身随时间变化而变化的特点,这种长期的变化并不一定是收入和价格变化引起的,任意一个冲击都会对出口需求有长期影响。而且,收入与价格变化对出口需求的长期影响机制和准确的衡量方法还没有进一步的理论认识,还需要进一步挖掘。

六 主要结论

在中国的出口增长中,产品种类增加和质量提高起了很大作用。2006年中国出口总额是 1992年的 11.4倍,其中 HS六位码分类基础上的新品种带来的增长大约为 2.6倍,质量变化带来的增长为 6.4至 8.3倍。新产品出口额在 2006年的出口总额中占 22.4%,质量变化产品出口额在 2006年的出口总额中占 59.1%至 72.5%。不过,根据产品价格的变化来识别质量变化的方法可能存在的问题。

现有的出口需求估计方程没有考虑产品种类的变化。按照同质可比产品计算的价格指数和数量指数来估计出口的收入弹性和价格弹性,将低估出口的收入弹性,而且新产品进入市场的速度越快,低估的程度越大。利用 Feenstra(1994)提出的新价格指数,并在估计方程中排除收入通过新产品变动对价格指数的影响,可以在一个嵌套的 CES效用函数中推导出一个能够考虑新产品的出口需求估计方程。

依据新的估计方程,对中国 1992~2006年的出口需求函数进行估计,发现中国出口的短期收入弹性大约为 2.34,短期价格弹性大约为 -0.65。

这两个弹性均有特殊的政策含义。较高的收入弹性说明中国的出口较容易受外部经济的影响。绝对值小于 1价格弹性则说明,利用汇率变化、出口退税等通过影响出口价格的政策来试图改变出口状况、贸易平衡状况的企图均可能取得适得其反的效果,尤其是通过降价来促进出口的政策有可能导致较大的福利损失。

参考文献:

- Ahluwalia I and Hernandez-Cata E. "An Econometric Model of US Merchandise Imports under Fixed and Fluctuating Exchange Rates, 1959-73" *MF Staff Papers*, 1975, 22, pp 791-824
- Brown, R. L.; Durbin, J. and Evans, J. M. "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time" *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, 1975, Vol. 37, No. 2, pp 149-192
- Box, G. E. P. and Cox, D. R. "An Analysis of Transformations" *Journal of Royal Statistical Society*, 1964, 26, Series B, 211-243.
- Caporale Guglielmo Maria and Chui Michael K. F. "Estimating Income and Price Elasticities of Trade in a Cointegration Framework." *Review of International Economics* 1999, 7, pp 254 - 264
- Chow, G. C. "Tests of Equality Between Subsets of Coefficients in two Linear Regressions" *Econometrica*, 1960, 28, pp. 591-605
- Feenstra Robert C. "New product Varieties and the Measurement of International Prices" *American Economic Review*
- 世界经济* 2010年第4期 • 26•

Review, March 1994, Vol. 84, No. 1, pp. 157–177.

Gagnon, Joseph E. “Productive Capacity, Product Varieties and the Elasticities Approach to the Trade Balance”. *International Finance Discussion Papers*, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2003, Number 781.

Goldstein, Morris and Khan, Mohsin S. “Large versus Small Price Change and the Demand for Imports”. *MF Staff Papers*, 1976, 23, pp. 200–225.

Goldstein, Morris and Khan, Mohsin S. “Income and Price Effects in Foreign Trade”, in R. W. Jones and P. B. Kenen, Edited *Handbook of International Economics*, 1985, Vol. II, pp. 1041–1105.

Heien, D. M. “Structural Stability and the Estimation of International Import Price Elasticities”. *Kyklos*, 1968, 21, pp. 637–677.

Hooper, P. “The Stability of Income and Price Elasticities in U. S. Trade, 1957–1977”. *International Finance Discussion Paper No. 99*, Board of Governors of the Federal Reserve System, June 1978.

Houthakker, H. S. and Magee, Stephen P. “Income and Price Elasticities in World Trade”. *The Review of Economics and Statistics*, May 1969, Vol. 51, No. 2, pp. 111–125.

Khan, M. S. and Ross, K. Z. “The Functional Form of Aggregate Import Equation”. *Journal of International Economics*, 1977, 7, pp. 149–160.

Krugman, Paul. “Differences in Income Elasticities and Trends in Real Exchange Rates”. *European Economic Review*, 1989, 33, pp. 1031–1054.

Orrutt, Guy H. “Measurement of Price Elasticities in International Trade”. *The Review of Economics and Statistics*, May 1950, Vol. 32, No. 2, pp. 117–132.

Samuelson, P. A. and Swamy, S. “Invariant Economic Index Numbers and Canonical Duality: Survey and Synthesis”. *American Economic Review*, Sep. 1974, Vol. 64, No. 4, pp. 566–593.

Sato, Kazuo. “The Ideal Log-Change Index Number”. *The Review of Economics and Statistics*, May 1976, Vol. 58, No. 2, pp. 223–228.

———. “The Demand Function for Industrial Exports: A Cross-Country Analysis”. *The Review of Economics and Statistics*, Nov. 1977, Vol. 59, No. 4, pp. 456–464.

Stem, Robert M.; Baum, Christopher F. and Greene, Mark N. “Evidence on Structural Change in the Demand for Aggregate U. S. Imports and Exports”. *The Journal of Political Economy*, Feb. 1979, Vol. 87, No. 1, pp. 179–192.

Wu, Yi. “Growth Expansion of Markets and Income Elasticities in World Trade”. *Review of International Economics*, 2008, 16(4), pp. 654–671.

(截稿: 2009年 9月 责任编辑: 李元玉)