
中国进口需求弹性的估算

陈勇兵 陈小鸿 曹 亮 李 兵*

内容提要 弹性分析法是国际贸易领域研究中常用的工具,采用这一分析方法对中国进口需求弹性进行测算具有重要的现实意义。本文利用 CEPII - BACI 数据库中 1995 ~ 2010 年中国 HS-6 分位数进口贸易数据,基于 Kee 等(2008)的方法估算了中国进口产品需求弹性,并进一步从产业和生产层面上分析进口需求弹性的分布情况。研究结果发现,样本中产品的平均弹性为-1.0302,中位数弹性为-0.9983。进一步我们利用进口需求弹性估算了中国的贸易限制指数和无谓损失,结果表明,中国入世后,由关税壁垒引致的无谓损失占 GDP 的比重大幅减少。

关键词 进口需求弹性 GDP 函数法 贸易限制指数 无谓损失

一 引言

弹性分析法是国际贸易领域研究中常用的工具。学者们研究一国进出口产品的供求弹性,对一国正确地制定外贸管理和关税政策,进而改善贸易收支,促进国际收支平衡有着重大的现实意义。目前对中国来说,准确地估计进口需求弹性,无论是学术界还是政府都显得尤为重要,这能够为贸易政策制定提供微观基础。一方面,近年

* 陈勇兵、陈小鸿、曹亮:中南财经政法大学工商管理学院 湖北省武汉市东湖高新技术开发区南湖大道182号 430073 电子信箱:yongbingchen@163.com(陈勇兵)、chenxiaohong508@163.com(陈小鸿)、frankcao@china.com(曹亮);李兵:中央财经大学国际经济与贸易学院 电子信箱:lukeice2000@163.com。

本文得到国家自然科学基金青年项目(71203239)和教育部人文社科青年基金项目(10YJC790029)的资助,特此致谢。在本文的写作过程中,我们得到了中国人民大学谷克鉴的悉心指导,在此表示由衷的感谢。感谢匿名审稿人的意见,当然,文责自负。

发生的全球金融危机、欧债危机等外部冲击对中国经济的影响到底有多大以及人民币汇率变动又会对中国进口的影响有多大?对这些问题的回答,都需要我们知道中国的进口需求弹性;另一方面,理论上早已证明一国进口关税削减会减少由生产者和消费者扭曲所产生的无谓损失(Dead Weight Loss,以下简称 DWL),那么,中国加入 WTO 之后,进口关税大幅度削减对国民福利产生了何种影响?这需要我们精确估算中国进口产品的需求弹性。

弹性分析法被广泛用于分析贸易政策变化对贸易流量的具体影响,对进出口弹性的测算引起了越来越多学者的关注与重视。Feenstra (1994)、Broda 和 Weinstein (2006)构建了估计替代弹性的基础方程,随后许多学者在此基础上改进了估算产品进出口需求弹性的方法,如 Felettigh 和 Federico (2011) 分析并比较了从意大利进口的终端市场价格弹性;Soderbery (2013) 测算了美国进口供给和需求弹性的一致估计量。目前国内的研究一般侧重于用单方程回归来测算进口需求弹性(许统生和涂远芬, 2006),而且大部分研究采用的是局部均衡分析方法,没有考虑贸易和其他宏观经济变量的相互作用。Aziz 和 Li (2008) 以简化的局部均衡模型为分析框架,利用单方程动态最小二乘法(DOLS)测算了中国总贸易需求弹性和各个产业的进出口需求弹性;郭国强和彭斌(2012)则分析了中国从不同国家和地区进口或出口的贸易偏价格弹性。这些文献大多从整体上对中国贸易弹性进行分析,并以出口贸易为主(姚枝仲等, 2010)。

本文基于 Kee 等(2008)的 GDP 函数法测算自身价格效应进而估算进口需求弹性,与该研究不同的是,我们将进口产品当做最终消费品的一部分,而 Kee 等(2008)将进口产品视为中间产品,作为生产国内产品的投入。本文测算了 1995 ~ 2010 年中国 HS-6 分位数层面上 4874 种产品的进口需求弹性,进一步从产业和生产层面分析进口需求弹性的分布情况。同时,使用进口需求弹性数据测算中国由进口关税壁垒引致的无谓损失。本文的结构安排如下:第二部分是文献综述;第三部分是介绍进口需求弹性的估算方法;第四部分是对中国进口需求弹性估算结果的分析;第五部分是利用进口需求弹性测算由进口关税壁垒引致的无谓损失;第六部分是结论和政策建议。

二 文献综述

Goldstein 和 Khan (1985) 指出,可能是由于数据的可获得性、理论基础简单和政策更具参考价值等原因,在国际经济学中,对贸易弹性估算的研究极受重视。但问题是,

不同研究获得的贸易弹性往往存在非常大的差异,有些甚至远远偏离了理论预期。这种差异不仅体现在不同的样本国家,而且更体现在针对相同国家的不同估计上。Leamer(1981)利用美国1947~1978年的时间序列数据,从产业层面描述了在不可识别的供求方程联立模型中,弹性参数的极大似然估计集合,用双曲线和弹性估计值表示供给和需求曲线,并利用这些特征值说明对参数不等式约束的重要性。得益于Leamer(1981)的估计方法,Feenstra(1994)考察了1964~1987年美国进口的8种细分制成品,估计了每个产品种类的进口替代弹性,进一步推出不包含外生变量的进口供给和需求方程,并利用面板数据的特性得到进口供给和需求弹性的一致估计量。但是该文献存在两个缺陷:一是只考察8种制成品,范围过窄,不具有普遍性;二是产生了许多无法解释的虚拟弹性值。Broda和Weinstein(2006)克服了Feenstra(1994)的局限性,将其扩展到多产品模型,他们利用美国1972~2001年的进口贸易数据,计算进口种类变化了的精确价格指数和新增进口种类对消费者福利的影响。

此后,许多学者改进产品的进出口需求弹性估算方法,如Felettigh和Federico(2011)分析比较了终端市场(定义为一对一的产品进口国家对)从意大利和其他主要欧盟国家及地区进口的需求弹性。结果发现,从意大利进口的终端市场的价格弹性总体上低于法国、德国和西班牙。进一步分析意大利出口部门和区域构成,发现意大利的进口需求相对缺乏弹性。Nizovtsev和Skiba(2010)通过构建反倾销调查模型,研究了1980~1995年美国征收反倾销税对产品价格的影响,结果发现,如果该产品的进口需求是富有弹性的,那么外国出口商提高产品价格的可能性不高。Soderbery(2013)根据有限信息极大似然法提出“混合”估计量,从更加细分的HS-8位数产品层面研究了1993~2007年美国的进口贸易数据,得到进口供给和需求弹性的一致估计量,修正了小样本偏差,同时避免了搜索效率低下问题。

沿用Kohli(1991)和Harrigan(1997)的GDP函数法,Kee等(2008)从HS-6分位产品层面上分析了117个国家的进口需求弹性,同时基于Feenstra(1995)对贸易限制指数(Trade Restrictiveness Index,以下简称TRI)的分解,分析了88个国家由进口关税壁垒引致的无谓损失的构成。Song(2011)分析了韩国受严格关税和配额保护的32个农产品部门的进口需求弹性,利用数据库中HS-2分位、4分位和6分位的5个总分农业领域和27个细分种类的数据,对进口需求弹性进行估算并比较这两个层面上韩国农产品进口需求弹性的异同及特性。结果发现,越细分的产品层面,进口需求弹性越高。

上述文献的研究对象主要是发达国家,而对发展中国家进口需求弹性的分析非常

匮乏。这是因为预测发展中国家的进口流量十分困难。Faini 等(1988)指出,对于发展中国家主要存在三个方面问题:首先,进口数量限制使得期望值与实际进口相偏离,因此对进口需求量的估计具有不确定性;其次,对进口关税实行严格且易变的关税保护,使进口成本易产生波动;最后,发展中国家对外国资本品的依赖易使估计产生偏误,因为进口的边际倾向高度依赖于收入的构成。基于 Khan(1974)的研究,Faini 等(1988)为发展中国家的进口行为和模式提供了新的事实依据。他们分别用3种形式计算和分析发展中国家的进口需求弹性:(1)传统形式。该函数将进口流量与其相对价格及国内产出值相联系,其结果参数可用于比较国家间的收入弹性和价格弹性。这种方法可以使我们建立一个更贴近的“标准”弹性,适用于具有相近特征且进口管制相对稳定的国家。(2)在进口需求函数中增加外汇限制,用于那些虽然在统计上满足进口需求函数,但却无法用传统形式识别的国家。(3)该文的第3种形式依赖于对进口管制的直接测量。此时将不受控制的进口份额和价格、产出以及配额相联系,构建一个行为方程以估计进口需求参数。但这种方程只适用于估计单一国家的进口需求量。其结果发现,发展中国家的收入弹性总体上大于1,相对价格则大部分缺乏弹性,但对进口需求却有显著影响。如果在一个严格的贸易体制下,价格和其他活跃变量对进口需求的影响就不那么显著了。也就是说,价格对进口需求有显著影响的条件是具有一个相对宽松的贸易体制。限于当时的数据条件和研究背景,该文献并未很好地把握贸易平衡中的货币贬值问题。这是因为该文献没有考虑到进口管制的影响,无法稳健评估贸易平衡中的货币贬值效应。然而,如果综合考虑货币贬值和放宽限制的贸易体制因素,那么价格对进口需求的影响则会更显著。

虽然现有文献在理论和经验上为估算进口需求弹性提供了多维度的分析视角与测度方法,但仍有一定的局限性。现有文献对发展中国家的分析研究相对缺乏,尤其是对中国这一发展中大国进口产品需求弹性的研究更为匮乏。本文对现有文献进行了补充和拓展,主要贡献:利用 CEPII-BACI 数据库,从 HS-6 分位数产品层面上更为细致地测算了中国进口产品的需求弹性,为中国宏观贸易政策的制定提供了微观基础。另外,利用进口需求弹性和关税数据,我们测算了中国由进口关税壁垒引致的无谓损失,以期关税结构调整提供政策参考。

三 模型与方法

本文基于 Kee 等(2008)半弹性超越对数 GDP 函数法(semiflexible translog GDP

function approach) 估算进口需求弹性。根据 Kohli (1991) 估计贸易弹性时采用的 GDP 函数法和 Harrigan (1997) 在 GDP 函数中对生产率的处理方法, 将一国的 GDP 函数内生于该国的生产率水平。这里我们考虑小国的开放经济。^① 给定一个净产出向量 $q^t = (q_1^t, q_2^t, \dots, q_N^t)$ 和要素禀赋向量 $v^t = (v_1^t, v_2^t, \dots, v_M^t)$, 两个行向量都是严格凸生产集。在完全竞争市场和希克斯中性技术的设定下, 选择一个净产出, 使 GDP 函数最大化:

$$\begin{aligned} G^t(p^{\sim t}, A^t, v^t) &\equiv \max_{q^t} \{p^{\sim t} \cdot A^t q^t : (q^t, v^t) \in S^t\} \\ &\equiv \max_{q^t} \{p^{\sim t} A^t \cdot q^t : (q^t, v^t) \in S^t\} \end{aligned} \quad (1)$$

其中, 向量 $p^{\sim t} = (p_1^{\sim t}, p_2^{\sim t}, \dots, p_n^{\sim t})$ 表示外生的世界市场价格, A^t 是 n 阶对角矩阵, 即 $A^t = \text{diag}\{A_1^t, A_2^t, \dots, A_N^t\}$ 表示希克斯中性技术。在既定的世界市场价格、生产率和要素禀赋条件下, $G^t(p^{\sim t} \cdot A^t, v^t)$ 是一国所能生产的最大值。Kohli (1991) 将进出口产品与消费品相分离, 用出口和进口分别表示为一国生产过程中的产出和投入。这种分析是假定出口产品和国内消费市场上的产品不同, 且作为中间投入品的进口产品和国内生产的竞争性中间产品存在差异。按照惯例, 对于净产出 q^t , 正数表示产出, 负数表示投入。本文依据这种对进口产品的处理方法, 将进口产品当成中间产品, 作为国内生产产品的投入。

对于方程(1), 用价格向量 p^t 表示单位产品价值, 其与生产率和世界市场价格的关系如(2)式所示, 允许不同国家对同一种产品拥有不同的价格。在既定的世界市场价格条件下, 其产品价格取决于该国的生产率水平:

$$G^t(p^t, v^t) \equiv \max_{q^t} \{p^t \cdot q^t : (q^t, v^t) \in S^t\} \quad (2)$$

其中, $p^t = p^{\sim t} \cdot A^t$ 。

Schott (2004) 的研究支持了这一结论, 其研究表明单位产品价值随人均产值而改变, 而人均产值在一定程度上是劳动生产率的体现。因此, 一国的单位产品价值在一定程度上体现了其生产率水平。

本文基于 Kee 等 (2008) 通过 GDP 函数法测算自身价格效应进而估算进口需求弹性的做法, 假定 GDP 函数是价格 p^t 的一次齐次函数, S^t 的严格凸性质确保了 GDP 函数的二阶充分条件得到满足, 即二阶可导并在 p^t 为凸而在 v^t 为凹。利用包络定理使

^① 这里的小国经济假定主要是指大多数发展中国家和规模较小的发达国家, 它们在世界市场上的影响力不大。具体讨论详见 Riedel (1988) 和 Panagariya 等 (2001) 的研究。

GDP 函数对产品 n 的价格 p_n^t 求导得到产品的最优净产出 q_n^t :

$$\frac{\partial G^t(p^t, v^t)}{\partial p_n^t} = q_n^t(p^t, v^t), \quad \forall n = 1, \dots, N \quad (3)$$

对于进口产品 n , $q_n^t(p^t, v^t) < 0$, 方程(3)表示在 GDP 最大化的条件下, 关于价格和要素禀赋的进口需求函数。不同于使支出最小化的希克斯需求函数以及使效用最大化的马歇尔需求函数, 方程(3)所表示的进口需求函数是以价格和要素禀赋为条件的, 这更接近于一般均衡效应模型, 因为此时要素收入和福利水平是内生于价格和要素禀赋的。从最大化 GDP 的进口需求函数中, 我们还可以求得 Rybczynski 弹性, 即当要素禀赋发生改变时, 进口需求如何随之变化。^① 利用 GDP 函数的二阶可导性质, 根据欧拉定理可知, q_n^t 是价格 p_n^t 的零次齐次函数:

$$\frac{\partial^2 G^t(p^t, v^t)}{\partial p_n^t \partial p_k^t} = \begin{cases} \frac{\partial q_n^t(p^t, v^t)}{\partial p_n^t} \geq 0, & \forall n = k \\ \frac{\partial q_n^t(p^t, v^t)}{\partial p_k^t} = \frac{\partial q_k^t(p^t, v^t)}{\partial p_n^t}, & \forall n \neq k \end{cases} \quad (4)$$

从方程(4)可知, 对于出口产品, $q_n^t(p^t, v^t) > 0$, 则价格 p_n^t 的上升会带来产出供给的增加; 然而对于进口产品, 此时, $q_n^t(p^t, v^t) < 0$, 则价格上升会降低对中间产品的需求。Kohli (1991) 对 GDP 函数的处理, 采用了关于价格和要素禀赋的超越对数函数形式:

$$\begin{aligned} \ln G^t(p^t, v^t) = & a_{00}^t + \sum_{n=1}^N a_{0n}^t \ln p_n^t + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \sum_{k=1}^N a_{nk}^t \ln p_n^t \ln p_k^t \\ & + \sum_{m=1}^M b_{0m}^t \ln v_m^t + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{l=1}^M b_{ml}^t \ln v_m^t \ln v_l^t + \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^M c_{nm}^t \ln p_n^t \ln v_m^t \end{aligned} \quad (5)$$

其中, n, k 指代产品, m, l 指代要素禀赋, a, b, c 是随着时间而改变的参量。为了满足 GDP 函数关于价格的一次齐次性和对称性, 对参数分别加以限制:

$$\begin{aligned} \sum_{n=1}^N a_{0n}^t = 1, \quad \sum_{k=1}^N a_{nk}^t = \sum_{n=1}^N c_{nm}^t = 0, \quad a_{nk}^t = a_{kn}^t \\ \forall n, k = 1, \dots, N; \quad \forall m = 1, \dots, M \end{aligned} \quad (6)$$

同理, 为了满足 GDP 函数关于要素禀赋的一次齐次性和对称性, 对参数 b, c 也施以相同的限制条件。令方程(5)对 $\ln p_n^t$ 求导, 可得到 t 期产品 n 的均衡份额:

^① 详见 Kohli (1991) 对不同进口需求的讨论。

$$\begin{aligned}
 s_n^t(p^t, v^t) &= \frac{\partial \ln G^t(p^t, v^t)}{\partial \ln p_n^t} = \frac{p_n^t q_n^t(p^t, v^t)}{G^t(p^t, v^t)} = a_{0n}^t \sum_{k=1}^N a_{nk}^t \ln p_k^t + \sum_{m=1}^M c_{nm}^t \ln v_m^t \\
 &= a_{0n}^t + a_{nn}^t \ln p_n^t + \sum_{k \neq n} a_{nk}^t \ln p_k^t + \sum_{m=1}^M c_{nm}^t \ln v_m^t, \quad \forall n = 1, \dots, N
 \end{aligned} \quad (7)$$

其中, s_n^t 为均衡份额。 a_{nn}^t 为自身价格效应, 表示当产品自身价格发生变化时, 对其均衡份额的影响; a_{nk}^t 为交叉价格效应, 表示当其他产品价格发生变化时, 对其均衡份额的影响; c_{nm}^t 为产出弹性, 表示当要素禀赋发生改变时, 对其产出份额的影响。对于出口产品, 有 $s_n^t > 0$, 表示产出份额; 而对于主要投入的中间产品, 即进口产品, $q_n^t(p^t, v^t) < 0, s_n^t < 0$, 表示进口份额。

将方程(3)、(4)和(7)相结合, 我们可以进一步推导出进口需求弹性的估算公式:

$$\varepsilon_{nn}^t = \frac{\partial q_n^t(p^t, v^t) / q_n^t}{\partial p_n^t / p_n^t} = \frac{a_{nn}^t}{s_n^t} + s_n^t - 1 \leq 0, \quad \forall s_n^t < 0 \quad (8)$$

其中, ε_{nn}^t 为所求产品 n 的进口需求弹性。从方程(7)可知, s_n^t 是关于自身价格效应 a_{nn}^t 的函数, 因此估算进口需求函数的关键在于测算自身价格效应 a_{nn}^t 。当自身价格效应 $a_{nn}^t = 0$ 时, 进口产品的份额 s_n^t 不随 a_{nn}^t 而改变, 此时 ε_{nn}^t 是单位弹性, 即进口产品价格的上升会引起同比例进口需求的下降, 产品 n 的进口规模保持不变; 当自身价格效应 $a_{nn}^t > 0$ 时, 进口份额 s_n^t 随其进口价格上升而增长, 此时 ε_{nn}^t 是富有弹性的, 即 $\varepsilon_{nn}^t < -1$; 当自身价格效应 $a_{nn}^t < 0$ 时, 进口份额 s_n^t 随其进口价格上升而缩减, 此时 ε_{nn}^t 缺乏弹性, 即 $\varepsilon_{nn}^t > -1$ 。^①

从方程(7)来看, 要测出所有自身价格效应 a_{nn}^t 和交叉价格效应 a_{nk}^t , 相当于一个 n 阶置换矩阵中的所有上三角元素, 参数个数为 $\frac{N(N+1)}{2}$ 。如果 $N=5000$, 即有 5000 种产品需要测算, 那么每期的参数个数将会有 1200 多万个, 而且大量的解释变量个数也会耗尽观测样本的自由度。为减少参数个数, 根据 Diewert 和 Wales(1988)的研究, 将全弹性超越对数函数转变为半弹性超越对数函数形式。首先, 将所有超越对数参数限制为时间不变量; 其次, 除了满足满秩置换矩阵 a_{nk}^t 是任意二阶连续可导函数的条件之外(Diewert, 1974), 为减少参数个数, 将自身价格效应 a_{nn}^t 和交叉价格效应 a_{nk}^t 再参量化(reparametrization), 假定:

$$a_{nk}^t = a_{nk} = \gamma a_n a_k, \quad \forall n \neq k \quad (9)$$

① 详见 Kohli(1991)的研究。

$$a_{nn}^t = c = -\gamma a_n \sum_{k \neq n} a_k \quad (10)$$

其中, γ, a_n, a_k 为常量。经再参量化的参数仍满足齐次性和对称性的约束条件。此时, 满秩 n 阶置换矩阵 $[a_{nk}^t]$ 从秩为 n 减少到秩为 1, 这极大地减少了要估计的参数个数。同理, 对要素禀赋施加齐次性约束。将这些再参量化参数代入到产品 n 的进口份额方程(7)中, 得到新的进口份额方程:^①

$$s_n^t(p^t, v^t) = a_{0n} + a_{nn} \ln \frac{p_n^t}{p_k^t} + \sum_{m \neq l, m=1}^M c_{nm} \ln \frac{v_m^t}{v_l^t}, \forall n = 1, \dots, N \quad (11)$$

此时, 解释变量的个数从方程(7)中的 $N+M$ 个减少到方程(11)的 M 个。其中, $\overline{\ln p_k^t}$ 表示所有非 n 产品对数价格的加权平均, 但计算 $\overline{\ln p_k^t}$ 的权重未知, 这里我们用所有非 n 产品 Törnqvist 价格指数 (Törnqvist price index) 的平均价格 $\ln p_{-n}$ 作为代理变量, 将所有非 n 产品的价格通过份额进行加权平均:

$$\ln p_{-n}^t = \sum_{k \neq n} \frac{\bar{s}_k^t}{\sum_{k \neq n} \bar{s}_k^t} \ln p_k^t, \text{ 其中 } \bar{s}_k^t = \frac{1}{2}(s_k^t + s_k^{t-1}) \quad (12)$$

$$\overline{\ln p_k^t} = \ln p_{-n}^t + \mu_n^t$$

方程(12)中, μ_n^t 是一个随机误差项, 表示 $\overline{\ln p_k^t}$ 与 $\ln p_{-n}^t$ 之间的测量误差; $\bar{s}_k^t$ 是产品的两期加权平均份额。

根据 Caves 等(1982)用 GDP 平减物价指数表示所有商品的奎斯特价格指数的做法, 则有:

$$\ln p^t = \sum_k \bar{s}_k^t \ln p_k^t = \bar{s}_k^t \ln p_n^t + \sum_{k \neq n} \bar{s}_k^t \ln p_k^t = \bar{s}_k^t \ln p_n^t + (1 - \bar{s}_k^t) \ln p_{-n}^t \quad (13)$$

其中, $\bar{s}_k^t + \sum_{k \neq n} \bar{s}_k^t = 1$ 。因此, 得到所有非 n 产品的加权平均价格 $\ln p_{-n}^t$ 为:

$$\ln p_{-n}^t = \frac{\ln p^t - \bar{s}_k^t \ln p_n^t}{1 - \bar{s}_k^t}, \forall n = 1, \dots, N \quad (14)$$

上述讨论泛指所有国家。如果我们假定 a_{nn}^t 是时间不变量, 并且对所有国家都保持一致 (Harrigan, 1997), 根据方程(8)估算得出的进口需求弹性 ε_{nn}^t 也会随着进口份额 s_n^t 的不同在各国之间存在差异。在考虑进口需求弹性在不同国家存在差异的情况

① 此部分推导详见 Kee 等(2008)的研究。

下,我们在测算进口需求弹性时用字母 c 表示国家。同时,对于随机误差项 μ'_n ,我们将影响因变量的无法观测因素分为两类:一个是国家个体效应,衡量的是国家层面的异质性偏差;一个是时间个体效应,消除了时间等趋势因素带来的影响。结合方程(11)和(12),我们推出新的进口份额方程:

$$s_{nc}^t(p_{nc}^t, p_{-nc}^t, v_c^t) = a_{0n} + a_{nc} + a_n^t + a_{nn} \ln \frac{p_{nc}^t}{p_{-nc}^t} + \sum_{m \neq l, m=1}^M c_{nm} \ln \frac{v_{mc}^t}{v_{lc}^t} + u_{nc}^t, \forall n \quad (15)$$

此时, $u_{nc}^t \sim N(0, \sigma_n^2)$ 。其中, a_{nc} 和 a_n^t 是不可观测的异质性,分别为国家个体和时间个体效应。本文将进口产品视为用于国内生产的主要中间产品,均衡时的产品进口份额取决于该产品的相对价格以及要素禀赋。采用组内估计量估计方程(15),即:

$$ds_{nc}^t = a_{0n} + a_{nn} d \ln \frac{p_{nc}^t}{p_{-nc}^t} + \sum_{m \neq l, m=1}^M c_{nm} d \ln \frac{v_{mc}^t}{v_{lc}^t} + u_{nc}^t, \forall n \quad (16)$$

其中, d 表示离差, s_{nc}^t 表示在 t 期产品 n 的进口份额。本文利用双因素固定效应模型估计方程(15),可得到 a_{nn} 的组内估计量。因此,方程(15)是我们测算进口需求弹性的基础方程,利用此方程得到 a_{nn} 的组内估计量,再通过等式(8)估算产品的进口需求弹性 ε'_{nn} 。^①

四 中国进口需求弹性的估算

(一)数据的选择与处理

本文数据来源于 CEPII-BACI 数据库,^②其研究对象是中国从 149 个国家进口的 4874 种产品,时间跨度为 1995 ~ 2010 年,产品为 HS-6 分位数层次,总计为 1156 205 个观测样本。^③在 CEPII-BACI 数据库中,对于每一种 HS-6 分位数产品,都有从所有

① 理论上,进口需求弹性应该小于零。但是要确保进口需求弹性为负数,就必须满足 GDP 函数的二阶必要条件,即 GDP 函数的曲率条件。由于估算的进口需求弹性为非负数的比例很小,因此,本文省略了对 GDP 函数的二阶必要条件的讨论。

② CEPII-BACI 数据库包括世界 200 多个国家 5000 多种产品双边 HSI992 的 6 位数贸易数据,包括每一商品的进出口国家、CIF 价值量、数量和单位价值。

③ 由于一些国家的某些变量数据不可获得,为了使结果更为稳健,本文只研究了 149 个具有全面数据的进口来源国和 4874 种具有完整贸易数据的产品,删除了 138 种产品(占共有产品数目的 2.75%)。但由此造成的损失对结果并没有造成很大影响;2010 年 138 种产品占共有产品进口值的约 20%。本研究选取的数据仍具有代表性意义。

国家进口的贸易额(用 CIF 价值量表示)和贸易量。本文所有的测算都是基于 HS-6 分位数产品层面进行的。

在数据处理过程中,需要注意的是:(1)对进口份额 s'_n 的条件约束。这里 s'_n 指的是进口产品 n 占中国当年进口贸易总额的比重。在测得自身价格效应 a_{nn} 后,利用方程(8)估算进口需求弹性时,采用的 s'_n 为样本平均数,即限制 s'_n 为时间不变量,因此估算得出的产品进口需求弹性也是一个时间均值即 $\varepsilon'_{nn} = \varepsilon_{nn}$ 。(2)数据缺失问题。在计算两期加权平均份额 $\bar{s}'_k$ 时,由于我们无法获得 1995 以前的产品进口份额,存在数据缺失问题。为了得到稳健的估计量,我们在每个产品国家对的第一个观测年,两期平均份额取值为当年的产品进口份额。(3)极值处理。以 0.5% 的比例剔除进口需求弹性估算的极值,以使结果更为稳健。

尽管采用因素固定效应模型估计方程(15)可得到 a_{nn} 的一致估计,但是可能由于存在其他因素使得 a_{nn} 的估计存在偏误。一方面可能存在产品价格的内生性问题:如果进口产品的供给曲线斜率为正,则进口产品的价格将随着进口流量的增加而上升,此时产品价格与进口份额可能存在一定的相关性以及存在单位产品价值的测量误差,忽略价格的内生性问题将会引起 a_{nn} 偏误从而低估进口需求弹性。对此,本文主要依据 Kee 等(2008)的研究,利用 3 个工具变量处理价格的内生性问题,它们分别是世界其他国家产品价格的单一平均、反向距离加权平均及贸易加权平均距离变量。另一方面可能存在进口份额对产品价格变动的滞后效应:如果进口份额是黏性的,则其对价格变化的反应会滞后,从而引起随机误差项的自相关。对此,本文在回归中加入进口份额的滞后项并采用系统 GMM 的方法处理滞后效应。

在方程(15)中, l, m 指代要素禀赋,本文基于数据的有效性,将 l 指代为劳动禀赋, m 指代为资本或者农业用地。其中,劳动和农业用地的数据来源于 WDI(世界发展指标)。资本数据主要是利用 WDI 中的实际投资数据通过永续盘存法计算求得资本存量得到。^①

(二)总体特征性描述

我们对方程(15)采用双因素固定效应模型,每一种 HS-6 分位数产品都有一种与

① 估算资本存量的永续盘存法的计算基本如下: $K_t = \frac{I_t}{P_t} + (1 - \delta)K_{t-1}$ 其中, I_t 指的是以当期价格计价的

投资额, P_t 为 t 期的价格指数, δ 为折旧率, 本文取 5%。基期的资本存量按照 $K_0 = \frac{I_0}{g + \delta}$ 计算, g 为样本期真实投资的年平均增长率(本文利用几何平均测得)。对于缺失较多的投资流量数据, 本文通过拟合投资流量和时间的关系, 将缺失的投资流量观测用相应的拟合值代替。

之相对应的组内估计量 a_{nn} , 因此根据方程(8)测算的产品进口需求弹性一共有 4874 个, 其中 $\varepsilon_{nn} \geq 0$, 即进口需求弹性为非负数的有 351 个, 占比为 7%, 在总体上不会对我们的估算产生大的影响。^① 为使估计结果更为稳健, 我们以 0.5% 的比例剔除极值之后, 保留了 4826 种 HS-6 分位数产品的进口需求弹性。^②

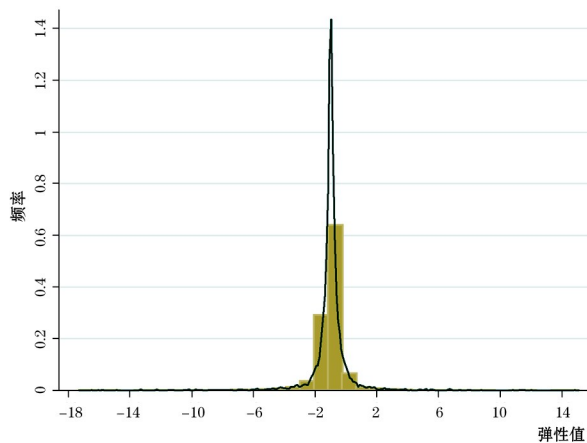


图1 中国进口产品需求弹性的分布

> -1 , 占比为 50.35%。缺乏弹性的产品相对略多一点, 对于这些产品, 降低进口产品的价格会缩小其贸易规模。

对弹性的估算结果进行统计分析, 样本中所有进口产品的简单平均弹性为 -1.0302 , 标准差为 1.5262 ; 中位数弹性为 -0.9983 。从弹性值上看, 剔除极值之后的最小值为 -17.3208 , 最大值为 15.0804 。本文根据等式(8)计算进口需求弹性时, 假定进口份额不随时间变化, 因此得到的进口需求弹性也是时间均值。由图2可以发现, 如果以进口产品每年的贸易比重为权重来计算进口加权平均弹性值, 进口加权平均弹性和进口贸易总额、年份三者之间相关联。需要注意的是, 以下分析中所指的弹性值大小均为绝对值。从年均变化图来看, 进口贸易总额呈稳步增长态势, 而进口加权平均弹性在 1995~1999 年相对稳定, 但从 2000 年开始呈现上升的趋势, 总体波动不大; 从进口加权平均弹性和进口贸易总额的关系来看, 两者之间存在正向相关关系。

① 这里进口需求弹性为正值的产品大部分为制造品, 且有超过 50% 为加工过的工业供应品和准耐用、非耐用消费品, 归结起来主要有三类: 第一类是“为出口而进口”的中间品, 此时进口需求不随进口价格上升而减少, 中国作为加工产品大国, 赚取的仅是中间微薄的加工利润; 第二类是稀缺的原材料, 如钨矿砂及其精矿, 主要出于战略性的考虑; 第三类则归类为炫耀性商品。

② 4826 种 HS-6 分位数产品的进口需求弹性估算值可以向作者索取。

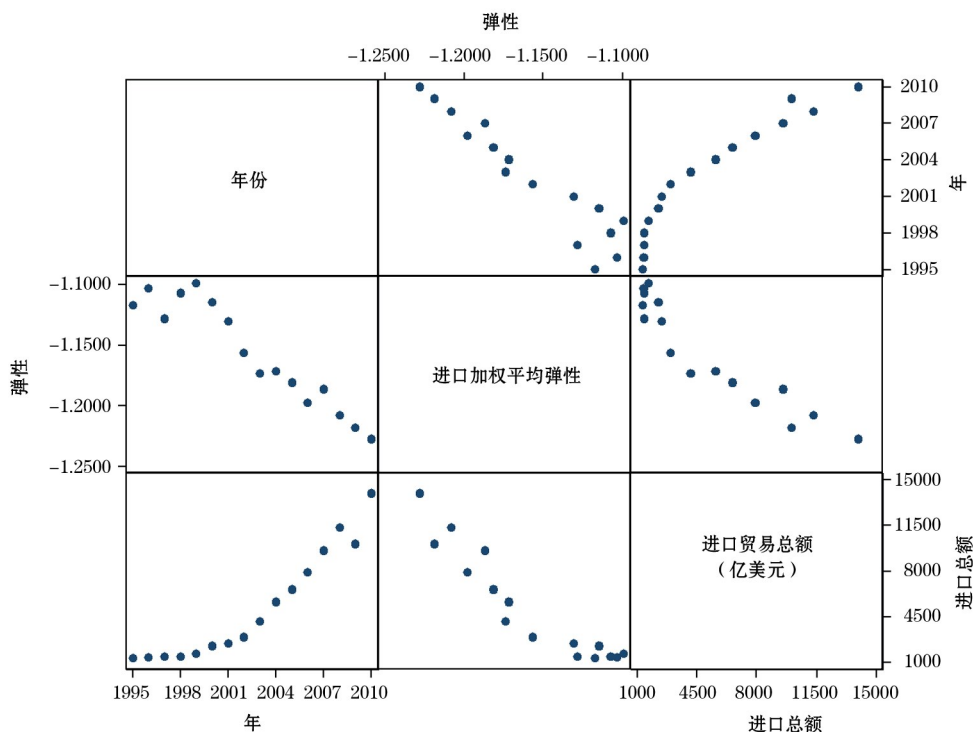


图2 进口加权平均弹性的变化

说明:笔者根据 CEPII-BACI 数据库原始数据计算得来。

表1列出了在HS-6分位数产品层面上富有弹性和缺乏弹性的各12种主要产品、进口需求弹性、年均进口份额和产品主要进口来源国等相关信息。

从表1可以看出,最富有弹性的产品是“剑、短弯刀、刺刀、长矛等武器及零件;刀鞘”,属于金属制品的制造(机械设备除外),弹性值为-17.3208,但年均进口份额仅为 5.26×10^{-7} ,其次是“其他棉制毛巾织物及类似毛圈布”、“制作或保藏的鲱鱼,整条或切块”,弹性值分别为-16.5178、-16.0495,年均进口份额相对较小;最缺乏弹性的产品是“工业用脂肪醇”,弹性值为-0.0030,年均进口份额为 1.92×10^{-4} ,其次是“毛制女式便服套装”、“人造短纤<85%与化纤长丝混纺印花布”,弹性值分别为-0.0037、-0.0052。这些主要缺乏弹性的商品大多属于纺织品制造业以及化学品制造业产业,且多是中间产品,缺乏弹性表明其进口需求受价格的影响变化不大,进口价格的降低对进口规模的影响不大。从进口份额来看,在主要富有弹性的产品中“钻探及凿井机械的零件”进口比重最大,弹性为-12.9980;缺乏弹性的产品中“工业用脂肪醇”进口

比重较大,这些进口份额较大的产品主要是制造业的中间产品,这在一定程度上说明中国融入全球生产网络的程度较高,积极参与国际分工。从进口来源国看,HS-6 分位数产品的来源国家主要集中于美国、日本和韩国等发达国家,发展中国家进口的比例相对小得多。

表 1 富有弹性和缺乏弹性的主要产品

12 种主要富有弹性的产品				
HS-6 分位数编码	产品名称	进口需求弹性	年均进口贸易份额	产品主要进口来源国
930700	剑、短弯刀、刺刀、长矛等武器及零件;刀鞘	-17.3208	0.0526	西班牙、美国、法国
580219	其他棉制毛巾织物及类似毛圈布	-16.5178	0.1850	日本、韩国
160412	制作或保藏的鲱鱼,整条或切块	-16.0495	0.0499	日本、德国、挪威
370220	一次成像感光胶卷	-15.8183	0.4115	日本、美国
020442	冻带骨绵羊肉	-15.7721	6.6206	新西兰、澳大利亚
520535	棉 $\geq 85\%$,单纱细度 <125 分特未精梳多股线	-14.8578	0.3281	印度、日本
252210	生石灰	-13.3985	0.1210	日本、韩国、美国
630240	针织或钩编的餐桌用织物制品	-13.3241	0.0118	法国、日本、印度
580132	化纤制割绒的灯芯绒	-13.3076	0.5676	日本、韩国
520645	棉 $<85\%$,单纱细度 <125 分特精梳多股纱线	-13.2763	0.0908	日本、意大利、泰国、韩国
843143	钻探及凿井机械的零件	-12.9980	50.8945	美国、新加坡、德国
020423	鲜、冷去骨绵羊肉	-12.3231	0.0592	澳大利亚、新西兰、美国
12 种主要缺乏弹性的产品				
HS-6 分位数编码	产品名称	进口需求弹性	年均进口贸易份额	产品主要进口来源国
151930	工业用脂肪醇	-0.0030	19.2008	马来西亚、印度、南非
620421	毛制女式便服套装	-0.0037	0.0813	意大利、韩国、日本
551624	人造短纤 $<85\%$ 与化纤长丝混纺印花布	-0.0052	0.6058	韩国、日本
520643	棉 $<85\%$, $192 \leq$ 单纱 <232 分特精梳多股线	-0.0093	0.0596	日本、韩国、意大利

(续表 1)

12 种主要缺乏弹性的产品				
HS-6 分位数编码	产品名称	进口需求弹性	年均进口贸易份额	产品主要进口来源国
510610	粗梳羊毛纱线,非供零售用,羊毛 $\geq 85\%$	-0.0095	2.0701	意大利、日本、韩国
843680	其他农、林业机器	-0.0100	2.4291	美国、德国、日本、西班牙
330121	老鹳草油(香叶油)	-0.0107	0.0611	印度、埃及、法国、美国
840110	核反应堆	-0.0120	1.7405	美国、日本、韩国、英国
690590	其他建筑用陶瓷制品	-0.0123	0.0821	美国、意大利、德国
020450	山羊肉	-0.0174	0.0556	新西兰、澳大利亚
820530	木工刨子、凿子及类似切削工具	-0.0204	0.0878	美国、英国、韩国
911440	钟表夹板及横担(过桥)	-0.0219	0.7593	瑞士、日本、法国

说明:笔者根据 CEPII-BACI 数据库原始数据计算,年均进口贸易份额指的是样本期间(1995 ~ 2010 年)中国进口该产品的贸易额占中国当年进口贸易总额的平均比重,其单位为 10^{-5} 。

(三)进一步分析

我们着重分析 HS-6 分位数产品在产业和生产阶段层面上进口需求弹性的分布和取值情况。一方面,根据国际标准产业分类第三版(ISIC rev.3)对 HS-6 分位数产品分类,进行产业结构分析;另一方面,利用 BEC(Broad Economic Classification)进行分类,将产品按照生产阶段划分,进行结构分析。

1. 根据 ISIC 进行产业结构分析。根据国际标准产业分类第三版(ISIC rev.3)对估计的 4826 种 HS-6 分位数产品进行分类,其中有 4755 种 HS-6 分位数产品与 ISIC 相匹配。^① 表 2 列明了 ISIC34 种产业的平均弹性和方差,年均进口份额以及每种产业中的 HS-6 分位数产品进口种类等相关信息。^②

① 匹配关系参见 <http://www.gtap.agecon.purdue.edu/>。

② 需注意的是,这里的产品种类指的是每一种 HS-6 分位数产品,不区分进口来源国。弹性方差指的是每种 HS-6 分位数产品按照 ISIC 产业分类时对其弹性均值的波动程度。年均进口份额是指每种产业占当年进口贸易总额的比重,这里只对符合条件的 4755 种 HS-6 分位数产品进行分析,因此进口份额之和小于 1,但总进口比重高达 65% 左右。

表 2 基于 ISIC 产业进口需求弹性的结构分析

ISIC 产业 分类	产业名称	HS-6 分 位数产品 进口种类	平均弹性	弹性方差	年均进口 份额(%)
01	农业、狩猎季相关服务活动	195	-1.1028	2.9059	2.5719
02	林业、伐木业和有关的服务活动	33	-0.9198	1.0441	0.3819
05	渔业、水产养殖和与渔业有关的服务活动	39	-0.9219	0.4480	0.0474
10	煤和褐煤的开采;泥炭的采掘	7	-2.0081	6.6650	0.3039
11	原油及天然气的开采;与石油和天然气开采 有关的服务活动,但勘探除外	4	-1.4698	0.2791	5.3240
12	铀矿和钍矿的开采	1	3.0829	0.0000	0.0003
13	金属矿的开采	21	-1.0547	0.0703	3.0798
14	其他矿物的开采和采石	65	-1.2970	2.6752	0.2348
15	食品及饮料的制造	386	-1.1644	4.8034	2.1863
16	烟草制品的制造	6	-1.0432	0.0362	0.0299
17	纺织品的制造	523	-1.0472	4.9366	1.8177
18	服装制造;毛皮修整与染色	237	-0.8425	1.9583	0.1299
19	皮革的鞣制及整修;皮箱、手提包、马具及鞋 靴的制造	67	-1.2377	1.7689	0.5461
20	木材、木材制品及软木制品的制造;草编物品 及编织材料物品的制造	63	-1.0762	0.3702	0.4807
21	纸和纸制品的制造	118	-1.1565	0.8022	1.3991
22	出版、印刷及记录媒介物的复制	30	-0.4116	2.7283	0.1518
23	焦炭、精炼石油产品及核燃料的制造	20	-0.9433	0.4222	1.9486
24	化学品及化学制品的制造	835	-1.1128	2.1269	8.6685
25	橡胶和塑料制品的制造	112	-1.0755	0.3675	0.7025
26	其他非金属矿物制品的制造	158	-0.9541	1.8321	0.4464
27	基本金属的制造	343	-1.0014	1.2672	4.9744
28	金属制品的制造,机械设备除外	212	-1.0510	1.8168	0.8852
29	未另分类的机械和设备的制造	510	-0.9057	1.0245	8.0475
30	办公室、会计和计算机械的制造	32	-1.0824	2.0721	2.5033
31	未另分类的电力机械和装置的制造	126	-1.1226	0.5928	2.8670
32	无线电、电视和通讯设备及装置的制造	88	-0.9833	1.0391	6.9181
33	医疗器械、精密仪器和光学仪器、钟表的制造	198	-0.9366	2.4646	2.6783
34	汽车、挂车和半挂车的制造	54	-1.1917	1.0521	2.3720
35	其他运输设备的制造	73	-0.6677	2.4747	1.8984
36	家具的制造;未另分类的制造业	183	-0.9242	2.1114	0.3690
40	电、煤气、蒸汽和热水的供应	1	-1.1404	0.0000	0.0003
74	其他商业活动	5	-1.0363	0.3835	0.0121
92	休闲、文化和体育活动	9	-1.3568	1.9755	0.0087
93	其他服务活动	1	-0.7903	0.0000	0.0004

说明:笔者根据 CEPII-BACI 数据库原始数据计算。

从表 2HS-6 分位数产品种类上看,进口产品中制造业的产品占大多数,尤其是“化学品及化学制品的制造”、“纺织品的制造”以及“未另分类的机械和设备的制造”,HS-6 分位数产品的进口种类都在 500 种以上,相应的进口需求平均弹性分别为 -1.1128、-1.0472 和 -0.9057,进口的贸易份额也相对较大;而采矿业和其他商业、服务等活动的 HS-6 分位数产品种类则明显少,有的甚至在个位数水平上,进口份额也相对较小,平均弹性波动幅度较大。从弹性值大小来看,34 种产业的平均弹性分布相对均匀和稳定。最富有弹性的产业主要为一些稀缺的采矿业,如“煤和褐煤的开采;泥炭的采掘”,平均弹性为 -2.0081;最缺乏弹性的产业为“出版、印刷及记录媒介物的复制”,平均弹性为 -0.4116。其中“铀矿和钍矿的开采”产业的平均弹性为正,这可能是出于战略性的考虑,对于国内稀缺、战略性的原材料,即使价格上涨也不会导致其进口需求的下降。从弹性方差上看,在每种产业中 HS-6 分位数产品的进口需求弹性波动并不大,产业内弹性分布是相对稳定和均匀的。其中,弹性方差最大的是“煤和褐煤的开采;泥炭的采掘”,方差为 6.6650。

2. 根据 BEC 分类进行结构分析。基于 BEC 对 4826 种估计的 HS-6 分位数进行分类,表 3 按照生产阶段分别从 3 阶段和 5 阶段进行了划分,其中有 4825 种 HS-6 分位数产品与 BEC 相匹配,得出每一生产阶段的平均弹性和相应的 HS-6 分位数产品进口种类数目。^①

从生产 3 阶段角度来看,最终产品尤其是资本品的平均进口需求相对缺乏弹性,而初级产品和中间产品的进口需求对其价格变化则相对敏感。从弹性值大小看,相对最富有弹性的属最终产品中的“客车”,弹性值为 -1.9873;其次是汽油类产品,不在 BEC 的划分范围内,其弹性值为 -1.5568;然后是半成品中“加工过的燃料和润滑剂(汽油除外)”以及“未另归类的货物”,平均弹性分别为 -1.4938 和 -1.4785;相对缺乏弹性的是最终产品,尤其是消费品中的“非耐用消费品”以及资本品中的“其他工业运输工具”,弹性值分别为 -0.8299、-0.8707,弹性值大小略小于单位弹性。从表 3 的 HS-6 分位数产品种类可知,本文分析的 4826 种进口产品主要是中间产品,其中,半成品进口种类数目占总进口产品的近 50%。这与中国经济的事实也是相吻合的:自 1995 年以来,中国的初级产品和中间品均为逆差,只有最终产品是顺差,但后者的顺差额远大于前两类产品的贸易额,因此中国的对外贸易整体上呈现大幅顺差状态,加工贸易仍占据中国对外贸易的半壁江山,这也是中国深度参与全球价值链的一个重要

^① 匹配关系来源于 <http://comtrade.un.org/db/dqQuickQuery.aspx>.

表征(陈勇兵和曹亮,2012)。

表 3 按生产阶段划分的进口需求弹性的结构分析

3 阶段	5 阶段	BEC 编号	产品名称	平均弹性	弹性方差	HS-6 分位数 产品进口种类
初级 产品		111	工业生产用的食品和饮料	-1.3640	2.7311	43
		21	初级工业供应品	-1.0072	2.0072	297
		31	初级燃料和润滑剂	-1.1384	0.0443	9
中间 产品	半成品	121	工业生产用的加工过的食品和饮料	-1.0661	3.9260	81
		22	加工过的工业供应品	-1.0695	2.2088	2207
		322	加工过的燃料和润滑剂(汽油除外)	-1.4938	3.6550	14
	零部件	42	资本品的零部件(除运输工具外)	-1.0328	1.0802	262
		53	运输工具的零部件	-0.9007	2.1982	97
	资本品	41	资本品(除运输工具外)	-0.9196	0.8627	592
最终 产品		521	其他工业运输工具	-0.8707	0.7158	39
	消费品	112	居民消费用的初级食品和饮料	-0.9866	2.9368	160
		122	居民消费用的加工过的食品和饮料	-1.3027	5.2930	221
		51	客车	-1.9873	2.9870	8
		522	其他非工业运输工具	-1.0726	0.8180	19
		61	耐用消费品	-0.8970	3.1247	153
		62	准耐用消费品	-0.9657	2.0332	399
		63	非耐用消费品	-0.8299	4.1920	212
		321	汽油	-1.5568	0	1
		7	未另归类的货物	-1.4785	29.4866	11

说明:笔者根据 CEPII-BACI 数据库原始数据计算。

五 由进口关税壁垒引致的无谓损失:一个应用案例

下面我们借鉴 Kee 等(2008)的方法估算中国贸易限制指数(TRI)和由进口关税壁垒引致的无谓损失(DWL)。其中,进口关税数据主要来源于 WTO 最惠国待遇关税,并且使用的是统一关税,即一国对从不同国家进口的产品 n 征收的关税是一样的。在计算贸易限制指数和无谓损失时,忽略了非关税贸易壁垒(NTBS)等进口约束条件。在数据处理过程中,我们的研究对象是剔除弹性极值之后的 4826 种 HS-6 分位数产品,为了得到稳健的估计量,我们还剔除了研究期间关税数据缺失的样本。因此,剔除之后一共有 4809 种 HS-6 分位数产品的样本。在每种 HS-6 分位数产品的第一个观

测年(不一定从 1995 年开始),产品关税数据可能存在缺失值,由于我们无法获得该产品第一观测年的关税数据,因而存在数据缺失问题。为了使结果更为稳健,在产品的第一个观测年,如果关税数据存在缺失值,则取值为最近一年非缺失的关税数据。而对于其他观测年,若存在缺失值,就用上一年对应产品的关税数据代替。

由表 4 可以看出,中国贸易限制指数比进口加权平均关税明显大得多,如果忽略关税方差以及关税与进口需求弹性之间的协方差,那么对贸易限制指数的估计将会被低估大约 80%。但是进口加权平均关税仍是贸易限制指数中的重要元素,其中关税方差是导致两者偏离的主要驱动力,协方差影响相对较少。

表 4 中国贸易限制指数及其分解(1995 ~ 2010 年) %

年份	TRI	简单平均关税	TRI 的分解		
			加权平均关税	关税方差	协方差
1995	34.37	17.72	20.09	6.72	1.0543
1996	30.77	17.72	18.03	5.35	0.8695
1997	26.11	17.75	15.46	3.58	0.8513
1998	25.60	17.77	15.23	3.37	0.8624
1999	23.00	17.77	14.17	2.35	0.9279
2000	23.05	17.65	13.78	2.73	0.6837
2001	22.78	17.44	14.14	2.96	0.2272
2002	13.00	12.52	8.09	0.93	0.1067
2003	12.98	12.48	7.91	1.00	0.0601
2004	11.37	10.54	6.27	0.72	0.1748
2005	10.77	10.52	5.87	0.65	0.1683
2006	10.01	10.07	5.34	0.51	0.2118
2007	9.78	10.04	5.20	0.48	0.2097
2008	9.29	10.00	4.93	0.44	0.1836
2009	9.42	9.98	5.11	0.45	0.1751
2010	9.66	10.00	5.14	0.49	0.1794

说明:笔者根据 CEPII-BACI 数据库和 WTO 原始数据计算。

表 4 增加了一列关于简单平均关税的数据。总体上贸易限制指数和简单平均关税呈现逐年下降的趋势,其中,从 2001 到 2002 年,贸易限制指数、简单平均关税和加权平均关税三者急剧下降。其中最重要的一个原因在于,中国在 2001 年 12 月 11 日

正式加入 WTO,进口关税大幅削减。到 2006 年,从 4809 种 HS-6 分位数产品中得到的贸易限制指数下降到简单平均关税之下,但仍大于进口加权平均关税。从表 4 还可以看到,这种下降趋势并没有一直持续下去,从 2008 到 2009 年,中国进口的贸易限制指数有所回升,并延伸到 2010 年,这与 2008 年由美国次贷危机引发的全球金融危机不无干系,各国贸易保护主义抬头以保护本国市场,中国也做出了相应的调整。至 2010 年,中国进口的贸易限制指数达到 9.66%,而进口加权平均关税仅为 5.14%,因此关税结构是影响贸易限制程度的重要因素。

表 5 中国 1995 ~ 2010 年无谓损失及其分解 百万美元

年份	DWL	DWL 的分解			DWL 占 GDP 比重(%)
		由关税导致的损失	由关税方差导致的损失	由协方差导致的损失	
1995	7973.31	2980.55	4945.76	47.00	1.10
1996	6596.88	2494.92	4088.43	13.53	0.77
1997	4826.72	1926.03	2871.54	29.15	0.51
1998	4458.11	1806.56	2620.82	30.73	0.44
1999	3986.06	1830.36	2142.65	13.04	0.37
2000	5885.33	2384.56	3420.50	80.26	0.49
2001	6769.36	2750.49	4079.50	60.63	0.51
2002	2777.52	1118.76	1585.59	73.17	0.19
2003	3985.60	1513.33	2421.19	51.09	0.24
2004	3787.56	1293.12	2379.13	115.30	0.20
2005	4021.65	1344.83	2517.02	159.81	0.18
2006	3928.42	1349.88	2398.40	180.15	0.14
2007	4502.13	1532.03	2696.78	273.32	0.13
2008	5000.34	1658.27	2978.71	363.36	0.11
2009	4731.71	1597.59	2759.52	374.60	0.09
2010	6898.02	2261.31	4190.73	445.98	0.12

说明:笔者根据 CEPII-BACI 数据库和 WTO 原始数据计算。

本文还进一步估算了中国由进口关税壁垒引致的无谓损失。从表 5 看,关税方差是造成无谓损失的主要因素,其次是关税,由关税和进口需求弹性之间的协方差导致的无谓损失影响最小。如果忽略关税方差以及关税与进口需求弹性之间的协方差,那

么无谓损失将大约被低估 170%。我们发现,从总体上来看无谓损失在 2000 年有所回升,但从 2002 年起大幅下降至 2777.52 百万美元,占中国 GDP 的比重为 0.19%,这与中国在 2001 年 12 月加入 WTO 后关税大幅下降存在重要关系。2003 年无谓损失略微回升,随后呈现出波动上升的趋势,但总体波动不大。从 2007 年开始,无谓损失出现了大幅波动上升的态势,说明中国受 2008 年金融危机的影响,其福利损失程度大大提高。但中国在经济高速发展的背景下,其占 GDP 比重仍呈现稳步下降的趋势。从 DWL 占 GDP 比重上看,直至 2004 年其与中国无谓损失的变动方向基本一致,但从 2005 年开始下降到 0.20% 以下,福利损失大幅下降。至 2010 年,由进口关税壁垒引致的无谓损失为 6898.02 百万美元,而其占中国 GDP 的比重下降为 0.12%,相比 1995 年的 1.10%,入世后由进口关税壁垒引致的无谓损失占 GDP 的比重大幅减少。

六 结论及政策含义

本文利用 CEPII-BACI 数据库中 1995 ~ 2010 年中国 HS-6 分位数产品上的进口贸易数据,借鉴 Kee 等(2008)估计贸易弹性时采用的 GDP 函数法估算中国的进口需求弹性,并利用产品进口需求弹性测算了中国由进口关税壁垒带来的无谓损失。结果显示:

(1)样本中所有进口产品平均缺乏弹性,但接近于单位弹性。其中,平均弹性为 -1.0302,标准差为 1.5262;样本中位数弹性为 -0.9983。样本中有 2396 种 HS-6 分位数产品富有弹性即 $\varepsilon_m < -1$,占比为 49.65%;缺乏弹性的产品占比为 50.35%。

(2)从产业角度上看,34 种产业的平均弹性分布相对均匀和稳定。最富有弹性的产业主要为一些稀缺的采矿业,如“煤和褐煤的开采;泥炭的采掘”,平均弹性为 -2.0081;最缺乏弹性的产业为“出版、印刷及记录媒介物的复制”,平均弹性为 -0.4116。

(3)从生产阶段上看,最终产品尤其是资本品的平均进口需求相对缺乏弹性,而初级产品和中间产品的进口需求对其价格变化则相对敏感。

(4)中国由进口关税壁垒引致的无谓损失占 GDP 的比重整体上呈现稳步下降的趋势。

本文对中国进口产品需求弹性的估算,为中国贸易政策的调整提供了微观基础。较高的进口需求弹性说明该产品的进口易受外部经济的影响。一方面,为促进贸易自由和平等,如果产品是富有弹性的,那么利用免征进口税、减税等税收政策来影响产品

进口价格,改变进口状况,改善贸易平衡,这种手段是可行的,降低进口价格将带来贸易规模的扩大;而对于缺乏弹性的产品,通过减免税等政策降低进口产品价格,以扩大贸易量,其结果将适得其反。另一方面,出于保护本国工业和市场的目的,对进口产品征收反倾销税或反补贴税等保护税收的举措应该有的放矢。外国出口商的价格调整在很大程度上取决于其产品的进口需求弹性(Nizovtsev 和 Skiba,2010)。对于富有弹性的进口产品,如果中国对其征收反倾销税或反补贴税,那么外国出口商提高其产品价格的可能性不高;而对于缺乏弹性的商品,一旦中国对其征收保护税,外国出口商极可能通过抬高其产品价格以维护自身利益。

参考文献:

陈勇兵、曹亮(2012):《生产分割、垂直 FDI 与贸易增长——基于 1994-2007 年省际面板数据单位根与协整检验》,《宏观经济研究》第 3 期。

陈勇兵、李伟、钱学锋(2011):《中国进口种类增长的福利效应估算》,《世界经济》第 12 期。

陈勇兵、仇荣、曹亮(2012):《中间品进口会促进企业生产率增长吗——基于中国企业微观数据的分析》,《贸易经济》第 3 期。

郭国强、彭斌(2012):《我国进出口贸易偏价格弹性的研究及应用》,《中国工业经济》第 3 期。

许统生、涂远芬(2006):《中国贸易弹性的估计及其政策启示》,《数量经济与技术经济研究》第 12 期。

姚枝仲、田丰、苏庆义(2010):《中国出口的收入和价格弹性》,《世界经济》第 4 期。

Anderson, J. E. and Neary, J. P. "Measuring the Restrictiveness of Trade Policy." *The World Bank Economic Review*, 1994, 8(2), pp. 151-169.

Anderson, J. E. and Neary, J. P. "A New Approach to Evaluating Trade Policy." *The Review of Economic Studies*, 1996, 63(1), pp. 107-125.

Aziz, J. and Li, X. M. "China's Changing Trade Elasticities." *China & World Economy*, 2008.

Caves, D. W.; Christensen, L. R. and Diewert, W. E. "Multilateral Comparisons of Output, Input, and Productivity Using Superlative Index Numbers." *The Economic Journal*, 1982, 92(365), pp. 73-86.

Broda, C. and Weinstein, D. E. "Globalization and the Gains from Variety." *Quarterly Journal of Economics*, 2006, 121(2), pp. 541-585.

Diewert, W. E. "Applications of Duality Theory." *Frontiers of Quantitative Economics II*, Amsterdam: North-Holland, 1974.

Diewert, W. E. and Wales, T. J. "A Normalized Quadratic Semiflexible Functional Form." *Journal of Econometrics*, 1988, 37(3), pp. 327-342.

Faini, R.; Pritchett, L. and Clavijo, F. "Import Demand in Developing Countries." *Country Economics Department, the World Bank*, 1988.

Feenstra, R. C. "New Product Varieties and the Measurement of International Prices." *American Economic Review*, 1994, pp. 157-177.

- Feenstra, R. C. "Estimating the Effects of Trade Policy." *Handbook of International Economics*, 1995, 3, pp. 1553-1595.
- Feletigh, A. and Federico, S. "Measuring the Price Elasticity of Import Demand in the Destination Markets of Italian Exports." *Economia e Politica Industriale*, 2011.
- Goldstein, M. and Khan, M. S. "Income and Price Effects in Foreign Trade." *Handbook of International Economics*, 1985, 2, pp. 1041-1105.
- Harrigan, J. "Technology, Factor Supplies and International Specialization: Estimating the Neoclassical Model." *American Economic Review*, 1997, 87(4), pp. 475-494.
- Kee, H. L.; Nicita, A. and Olarreaga, M. "Import Demand Elasticities and Trade Distortion." *The Review of Economics and Statistics*, 2008, 90(4), pp. 666-682.
- Kohli, U. "Technology, Duality, and Foreign Trade: The GNP Function Approach to Modeling Imports and Exports." *Harvester Wheatsheaf*, 1991.
- Leamer, E. E. "Is It a Demand Curve, or Is It a Supply Curve? Partial Identification through Inequality Constraints." *The Review of Economics and Statistics*, 1981, 63(3), pp. 319-327.
- Neary, J. P. "Rationalizing the Penn World Table: True Multilateral Indices for International Comparisons of Real Income." *American Economic Review*, 2004, pp. 1411-1428.
- Nizovtsev, D. and Skiba, A. "Import Demand Elasticity and Exporter Responses to Anti-dumping Duties." Available at SSRN 1600304, 2010.
- Panagariya, A.; Shah, S. and Mishra, D. "Demand Elasticities in International Trade: Are They Really Low?" *Journal of Development Economics*, 2001, 64(2), pp. 313-342.
- Riedel, J. "The Demand for LDC Exports of Manufactures: Estimates from Hong Kong." *The Economic Journal*, 1988, 98(389), pp. 138-148.
- Sanyal, K. K. and Jones, R. W. "The Theory of Trade in Middle Products." *American Economic Review*, 1982, pp. 16-31.
- Schott, P. K. "Across-product Versus Within-product Specialization in International Trade." *The Quarterly Journal of Economics*, 2004, 119(2), pp. 647-678.
- Soderbery, A. "Estimating Import Supply and Demand Elasticities: Analysis and Implications." 2013. <http://web.ics.purdue.edu/>.
- Song, W. "Import Demand Elasticities for Agricultural Products in Korea." 2011. <http://www.apecweb.org/confer/>.
- Tokarick, S. "A Method for Calculating Export Supply and Import Demand Elasticities." *IMF Working Papers*, 2010, pp. 1-40.

(截稿:2013年12月 责任编辑:李元玉)