

中国进口商品价格传导效应及其变动趋势： 进口商品 Armington 替代弹性的视角

孙 飞， 吴崇宇， 陈福中

[摘要] 随着改革开放和经济全球化进程的加快，中国与世界经济的融合不断加深，以“出口通胀”等为代表的国际贸易商品价格传导问题受到普遍关注。本文以 Armington 替代弹性作为研究中国进口商品价格传导效应的重要工具，实现了非同质产品假设以及进口商品 Armington 替代弹性从微观层面到宏观层面的理论拓展，并以此为基础，采用自回归分布滞后模型以及卡尔曼滤波迭代算法构建状态空间模型等进行改进，准确地估算出中国进口商品 Armington 替代弹性的整体水平，进而将进口商品价格传导效应由存在性分析引向动态性分析。研究发现：近年来中国进口商品 Armington 替代弹性经测算为负值，国际金融危机后该弹性明显下降；目前中国进口商品和国内商品存在互补性特征，进口价格传导效应虽然存在但并不显著，并且在国际金融危机后被进一步弱化。国际金融危机后中国价格水平的波动主要源于国内生产价格的走势，外部因素影响力有限，因此，应从预防输入性通货膨胀（或紧缩）风险转向预防国内因素带来的风险。

[关键词] Armington 替代弹性； 进口商品价格传导； 状态空间模型； 卡尔曼滤波迭代算法； 结构向量自回归模型

[中图分类号]F726 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2017)07-0081-18

一、问题提出

随着经济全球化进程的不断加快，国际产业链分工不断延伸，并且通过国际贸易、国际投资和技术合作等多渠道相互渗透和融合。全球各大经济体在分享、合作和共赢的同时，相互依赖和影响的程度也在逐步加深。不断推进的改革开放进程，提高了中国与世界经济的互动水平。中国的对外经济贸易获得了巨大的发展，国际竞争力显著增加，但同时也更易受到国际经济外部环境的影响，这使中国发展面临着更为严峻的外部冲击与挑战，也引发了更多对中国经济发展的国际质疑。上述

[收稿日期] 2017-03-10

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“把握经济发展趋势性特征，加快形成引领经济发展新常态的体制机制和发展方式研究”（批准号 15ZDC009）；国家自然科学基金青年项目“基于生产要素维度扩展的技术变化对产业结构演进的影响研究”（批准号 71603049）；北京市社会科学界联合会青年社科人才资助项目“技术创新推动京津冀产业协同升级的对策研究”（批准号 QNRC201617）。

[作者简介] 孙飞（1974—），男，河北大名，国家行政学院经济学部助理研究员，国家行政学院公共管理学博士后，经济学博士；吴崇宇（1983—），男，宁夏海原人，北京大学中国信用研究中心研究员，经济学博士；陈福中（1983—），男，四川宜宾人，对外经济贸易大学国际经济贸易学院助理教授，经济学博士。通讯作者：陈福中，电子邮箱：uibesitechen@126.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见，当然文责自负。

问题的一个集中表现就是“通货膨胀的国际传导”现象,特别是在 2008 年国际金融危机之后更是受到普遍关注(陈建奇,2008;张斌和徐建炜,2010;任泽平,2012;杨子暉等,2013)。实际上,早在 21 世纪初就有学者针对国际上关于中国“出口通缩”的质疑从理论上进行了驳斥(孙立坚和江彦,2003a;孙立坚和江彦,2003b;孙立坚等,2003)。而近年来,当中国面临新一轮通货膨胀的时候,大量学者则强调中国面临输入性通胀的压力不断加大(蔡则祥和吴胜,2008;卢锋,2008;杨缅昆,2011;伍戈,2011)。随着中国融入世界经济程度的持续加深,准确研究国内通货膨胀问题必须要具有国际化的视野,需要关注多方面因素,仅仅考察国内因素已经无法全面洞悉通货膨胀问题的诱因(胡援成和张朝洋,2012;钱雪松等,2015;王自锋和白玥明,2015)。

此外,通货膨胀还可能通过国际贸易传导而对国内经济产生直接影响(钱行,2006;任碧云等,2012;欧阳志刚和潜力,2015)。从理论上来说,只要进口价格与国内价格变动率存在差异,且这种差异不会使得进口贸易消失,那么进口价格的变动就可以直接对国内价格的整体水平产生影响。然而,上述理论及实证研究仅对国际贸易是否存在商品的价格传导进行了分析,而鲜见文献对其动态性和差异性展开讨论。为了实现国际贸易商品价格传导研究从存在性到动态性和差异性的跨越,本文借助 Armington 替代弹性方法,在 Armington 假设架构基础上深入研究国际贸易商品价格传导效应问题。国际贸易商品价格传导在引入了 Armington 替代弹性概念后,其传导效应将随着 Armington 替代弹性的变化而发生改变,例如 Kapuscinski and Warr(1996)和 Abrego and Whalley(2000)等就已经分别对 Armington 替代弹性接近 0 和 1 的两种情形进行了讨论。

本文采用 Armington 替代弹性方法,使得中国国际贸易商品价格传导效应研究由存在性向动态性深入,从而将基于 Armington 替代弹性的进口商品价格传导研究从特例情况拓展为一般情况,全面深入和系统地对进口商品价格传导效应及其变动趋势进行分析。本文试图在以下三个方面寻求突破:①实现 Armington 非同质产品假设到进口商品 Armington 替代弹性的理论推演,为估算进口商品 Armington 替代弹性奠定理论基础;②通过对 Armington 替代弹性估算模型的合理变换和拓展,同时采用自回归分布滞后模型以及卡尔曼滤波迭代算法构建状态空间模型等进行改进,准确地估算出中国进口商品 Armington 替代弹性的整体水平(而非仅仅就个别行业进行估算)及其变动趋势;③基于 Armington 替代弹性的估算结果对中国进口商品价格传导效应进行推断和验证。

二、Armington 替代弹性的理论应用及模型拓展

1. Armington 替代弹性的理论应用及发展

在传统国际贸易模型中,通常采用同质性产品(Homogeneous Goods)假设,因此,往往无法对产业内双向贸易^①进行解释。有鉴于此,Armington(1969)提出了非同质性产品假设,即认为商品生产国不同也会使产品存在差异性,每个国家出口的商品都具有独特性。因此,按照 Armington(1969)的观点,一个国家本国生产的产品和进口的商品之间以及进口的来自不同国家的商品之间都会存在差异。近年来,随着可计算一般均衡(Computable General Equilibrium,CGE)理论和开放的国际宏观经济学的兴起,Armington 非同质性产品假定逐渐成为前沿贸易理论及模型普遍采用的基础假设。

基于 Armington 非同质性产品假设,相关领域的研究往往会非同质性产品之间的替代或互补关系进行关注。早在 20 世纪 80 年代,Stern(1982)就对非同质性产品之间的关系进行了研究,并界定了 Armington 替代弹性的概念。根据 Stern(1982)的观点,Armington 替代弹性反映了进口商品与国内产品之间的替代关系;弹性系数符号正、负值域表示了非同质产品之间存在替代或互补关

^① 即一个国家可能在相同或近似产业部门同时存在产品的进口和出口。

系^①;弹性系数的大小说明了进口商品对本国产品可替代性的强弱。可见,传统国际贸易模型中的同质产品假设,实际就是 Armington 替代弹性趋于无穷大的特殊情形。Armington 替代弹性的推广,可以将同质性产品和非同质性产品假设都纳入到统一分析架构中,有助于提升相关经济模型的一般性应用水平。

目前国际学术界关于 Armington 替代弹性的研究主要有以下两个方向:①估计不同国家、不同行业进口商品 Armington 替代弹性的大小,进而展示该国家、行业的进口依赖程度;②基于进口商品 Armington 替代弹性的理论,研究各类贸易政策对各国产生的影响。

(1)关于进口商品 Armington 替代弹性的估计研究。Stern(1982)对美国 28 个产业的进口商品 Armington 替代弹性进行了估计,发现不同产业的进口商品 Armington 替代弹性差异较大。Shiells et al.(1986)使用存量调整模型,对 1962—1978 年美国 163 个产业的进口商品 Armington 替代弹性进行了估计,发现其中 122 个产业的弹性估计值是显著的。Reinert and Roland-Holst (1992)对 1980—1988 年美国 163 个采掘业和制造业进口商品 Armington 替代弹性值进行了估计,发现其中 65%以上的产业估计值是显著的,其范围为 0.14—3.49。Hummels(1999)在多部门模型的基础上,采用了 1 位、2 位和 3 位产业水平的样本数据测算 Armington 替代弹性的大小,估计结果分别为 4.8、5.6 和 6.9。Erkel-Rousse and Mirza(2002)通过使用工具变量对工业化国家 Armington 替代弹性整体水平进行了估计,并得出其变动范围是 1—13。Gallaway et al.(2003)对美国 1989—1995 年间 309 个制造业的长期和短期进口商品 Armington 弹性值进行了估计,并发现长期弹性估计值约是短期的 2 倍。Saito(2004)对双边贸易和多边贸易的 Armington 替代弹性进行了估计,并得出当进口贸易以中间品为主时双边贸易替代弹性值要低于多边贸易替代弹性值的结论。Tourinho et al.(2003)运用 Armington 替代弹性对巴西 1986—2002 年的 28 个工业部门的贸易数据进行了分析,得出其变动范围为 0.16—5.3。此外,Aspalter(2016)估计了 15 个欧元区国家的工业品领域的 Armington 替代弹性,并发现宏观的贸易弹性值在同样的条件下要低于微观的贸易弹性值。

(2)关于 Armington 替代弹性的贸易政策效果研究。基于 Armington 替代弹性的政策效果研究,主要集中在贸易自由化和关税壁垒等两个方面。Sparks and Ward (1992)构建了基于 Armington 替代弹性假设的实证分析模型,并证明美国和加拿大的自由贸易协定(FTA)会拉动两国对于蔬菜的需求。McDaniel and Balistreri(2002)分析了 Armington 替代弹性数值大小与贸易自由化对进口国贸易利得的影响,研究发现当 Armington 替代弹性在 5 左右时,哥伦比亚会从单边自由贸易中获益;而当这一数值在 1—3 之间时,哥伦比亚会遭受损害。此外,还有学者对 Armington 替代弹性的税收政策效果进行了关注。Solomon and Kinnucan(1993)利用 Armington 替代弹性分析了政府补贴是否会影响到美国棉花出口,并得到肯定的结论。Mattas and Galanopoulos(1996)基于 Armington 替代弹性理论分析了欧盟的小麦和大麦市场的贸易类型,并模拟了非欧盟国家进口关税削减 10%和 15%产生的影响。Baier and Bergstrand (2001)在对 Armington 替代弹性进行估计后认为,20 世纪 50 年代至 80 年代的世界贸易额增长有 30%的原因来自于降低关税税率和运输成本。Aiello et al.(2015)对中国和 6 个 OECD 国家的贸易数据进行分析得出结论:价格弹性为-0.89 的前提下,10%的汇率贬值只能引起 8.9%的出口贸易额增长量,因此通过汇率手段干预贸易并非是非常有效的。

国内相关领域的研究,主要局限于某(几)类行业的进口商品 Armington 替代弹性的估计等方面,并且研究的起步较晚,深度和广度明显不足。例如,佟苍松(2006)选取制造业为研究样本,估计

^① 若弹性数值为正,说明进口商品与本国产品之间为相互替代关系;若弹性数值为负,说明进口商品与本国产品之间为互补关系。

了原产于美国与进口自中国的产品间的 Armington 替代弹性,并发现了美国关税贸易政策工具使用受 Armington 替代弹性水平影响的显著证据。在此基础上,佟苍松和熊晓琳(2007)又结合美国对进口中国制造业商品执行的关税政策和 Armington 替代弹性进行了较为深入的研究。采用中国原煤、谷物和电视等八种主要进口商品的面板数据,陆昉(2007)分别对其 Armington 替代弹性进行了估计。此外,赵丽佳(2008)通过估算中国大豆和油菜籽的 Armington 进口替代弹性,得出中国在短期内与其他国家油料的替代程度较低而长期内替代程度则较高的结论。

综合上述讨论,虽然进口商品 Armington 替代弹性在不同国家、不同行业存在巨大差别,现有研究很难达成共识,但是,以进口商品 Armington 替代弹性取代传统的同质产品假设作为国际贸易研究的基础已经成为学界共识,并且以进口商品 Armington 替代弹性作为重要工具研究贸易收益、贸易政策效果的研究视角,也得到了普遍认可。同时,当前研究也存在一些不足,主要表现在两个方面:①以进口商品 Armington 替代弹性代替同质产品假设作为国际贸易问题研究基础,不仅在贸易收益和贸易政策效果等研究领域发挥了重要作用,而且在其他方面的应用也非常广泛。例如,基于 Armington 替代弹性假设的国际价格传导就是一个重要方向。而目前鲜有文献对其进行深入研究,仅 Kapuscinski and Warr(1996)和 Abrego and Whalley(2000)等有所涉及。Kapuscinski and Warr(1996)、Abrego and Whalley(2000)的研究发现,当进口替代弹性接近 1 时,国际价格波动会影响进口商品的数量,进口价格传导效应较小;而当进口替代弹性偏离 1 时,偏离程度的高低将直接决定进口价格传导效应水平的大小。因此,进口商品 Armington 替代弹性与进口价格传导之间的关系是否能够在我国得到验证,进口商品 Armington 替代弹性能否成为研究我国进口价格传导问题的新视角等,均是值得深入讨论的问题。②受到估算公式和数据可获取性的限制,当前关于进口商品 Armington 替代弹性的估算,仅仅局限在某种产品、某个行业,鲜有对一国进口商品 Armington 替代弹性进行整体估算。这就使得基于 Armington 替代弹性的延伸研究难以在宏观层面展开,限制了 Armington 替代弹性的使用范围和功能。本文的一大贡献,就是将 Armington 替代弹性通过模型变化,将其应用从微观向宏观进行拓展。

2. Armington 替代弹性理论:从微观到宏观的模型拓展

以 Armington 非同质性产品假设为基础,本文将 Armington 替代弹性理论从微观向宏观层面进行了拓展。假定国际市场进行贸易的国家数量 m ,产品的种类为 n 。由于不同国家生产的同种(或近似)产品存在差异,因此国际市场上的产品数量为 $m \times n$ 。为简化分析,进一步假定所有国家都会消费上述 $m \times n$ 种商品,且每个国家都具备生产 n 类的能力。同时,本文用 q_{ij} 和 p_{ij} 表示 j 国生产的 i 类产品的数量和价格,其中 i 表示产品的类别($i=1,2,\dots,n$)。这样,典型国家^① k 的效用函数为:

$$U=U_k(q_{11},q_{12},\dots,q_{1m};q_{21},q_{22},\dots,q_{2m};\dots;q_{n1},q_{n2},\dots,q_{nm}) \quad (1)$$

Armington(1969)认为,特定产品种类中由不同国家生产的两种产品的边际替代率是外生的,与其他类商品的消费不存在内生影响(本文称之为独立性条件 I),那么:

$$\begin{aligned} U &= U(X_{11}, X_{12}, \dots, X_{1m}; X_{21}, X_{22}, \dots, X_{2m}; \dots; X_{n1}, X_{n2}, \dots, X_{nm}) \\ &= U'(X_1, X_2, \dots, X_n) \end{aligned} \quad (2)$$

其中, $X_i = \phi_i(X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{im})$ 。因此,在独立性条件 I 假设下,典型国家 k 的效用函数可表示为:

$$U=U_k(q_1^i, q_1^d, q_2^i, q_2^d, \dots, q_n^i, q_n^d) \quad (3)$$

① 本文所指的“典型国家”,借鉴了 Lopez and Pagoulatos(2002)的做法,即广泛定义的(Broadly Defined)存在正常进出口贸易的主权国家,下同。

式(3)中, q_i^i 表示商品 i 进口的数量(上角标 i 表示进口), q_i^d 表示商品 i 在本国生产并且同时在国内消费的数量(上角标 d 表示本国生产), 即:

$$q_i^i = \phi_i^i(q_{i1}, q_{i2}, \dots, q_{ik-1}, q_{ik+1}, \dots, q_{im}), \quad 1 \leq k \leq m, \quad q_i^d = q_{ik} \quad (4)$$

进一步地, 如果满足如下独立性条件, 即对于进口商品而言, 两类商品的边际效用替代率不受在本国生产的商品消费数量的影响; 同时, 对于在本国生产的且用于国内消费的同一种商品, 它们的边际效用替代率不会受到相应进口商品消费数量的影响(本文称之为独立性条件 II)。那么, 上式可以进一步转化为:

$$U = U_k'(q^i, q^d) \quad (5)$$

其中, 商品进口的数量 q^i 和商品在本国生产并消费的数量 q^d 可表示为:

$$\begin{aligned} q^i &= \omega^i(q_1^i, q_2^i, \dots, q_n^i) \\ q^d &= \omega^d(q_1^d, q_2^d, \dots, q_n^d) \end{aligned} \quad (6)$$

在相关领域的研究中, 不变弹性替代函数(Constant Elasticity of Substitution, CES)具有诸多优良的数理性质, 被广泛使用(Lopez and Pagoulatos, 2002; Gallaway et al., 2003)。本文也沿用了前人的做法, 并进行了合理的模型拓展, 具体如下:

$$U_k'(q^i, q^d) = \gamma[\beta(q^d)^{\sigma-1} + (1-\beta)(q^i)^{\sigma-1}]^{\sigma/\sigma-1} \quad (7)$$

上式中, U_k' 为消费者商品消费组合的总体效用, q^i 为进口商品的数量, q^d 为国内生产且在本国消费的产品数量。 γ 为规模参数, β 表示国内外商品的偏好系数且 $0 < \beta < 1$, σ 表示本国产品与进口商品之间的 Armington 替代弹性。经简化计算, 可以得到:

$$\sigma = \left[d\left(\frac{q^d}{q^i}\right) / \frac{q^d}{q^i} \right] / \left[d\left(\frac{p^i}{p^d}\right) / \frac{p^i}{p^d} \right] \quad (8)$$

因此, 根据上文的相关设定, 预算方程可以表示如下:

$$Y = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m p_{ij} q_{ij} \quad (9)$$

其中, Y 表示该国的收入水平。基于此, 第 i 类进口商品的消费数量及预算约束条件可以表示为:

$$\begin{aligned} q_i^i &= \phi_i^i(q_{i1}, q_{i2}, \dots, q_{ik-1}, q_{ik+1}, \dots, q_{im}) \\ D &= \sum_{j=1}^{k-1} p_{ij} q_{ij} + \sum_{j=k+1}^m p_{ij} q_{ij} \end{aligned} \quad (10)$$

根据最优化条件, 该市场的均衡价格可以用 P_i^i 表示, 且 P_i^i 满足如下方程:

$$P_i^i = \frac{P_{i1}}{\partial \phi_i^i / \partial q_{i1}} = \frac{P_{i2}}{\partial \phi_i^i / \partial q_{i2}} = \dots = \frac{P_{ik-1}}{\partial \phi_i^i / \partial q_{ik-1}} = \frac{P_{ik+1}}{\partial \phi_i^i / \partial q_{ik+1}} = \dots = \frac{P_{im}}{\partial \phi_i^i / \partial q_{im}} \quad (11)$$

根据上式, $\sum_{j=1}^m p_{ij} q_{ij}$ 可以表示为如下形式:

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^m p_{ij} q_{ij} &= \sum_{j=1}^{k-1} p_{ij} q_{ij} + \sum_{j=k+1}^m p_{ij} q_{ij} + p_i^d q_i^d \\ &= p_i^i \left(\sum_{j=1}^{k-1} \frac{\partial \phi_i^i}{\partial q_{ij}} q_{ij} + \sum_{j=k+1}^m \frac{\partial \phi_i^i}{\partial q_{ij}} q_{ij} \right) + p_i^d q_i^d \end{aligned} \quad (12)$$

因此,如果上述方程满足 ϕ_i^i 为一次齐次方程,根据欧拉定理, $\sum_{j=1}^m p_{ij} q_{ij}$ 可以表示为如下形式:

$$\sum_{j=1}^m p_{ij} q_{ij} = p_i^i q_i^i + p_i^d q_i^d \quad (13)$$

$$Y = \sum_{i=1}^n p_i^i q_i^i + p_i^d q_i^d = p^i q^i + p^d q^d \quad (14)$$

其中, p^i 和 p^d 分别表示进口商品和在本国生产并且用于国内消费的商品的加权平均价格; q^i 和 q^d 分别表示进口商品和在本国生产并且用于国内消费商品的数量。

根据式(14)所反映的经济学含义,国民收入主要受进口商品价值增值以及在本国内生产且用于国内消费商品的价值影响。在满足三个前提条件的情况下(独立性条件 I、独立性条件 II、预算方程为一次齐次方程),本文较好地理论上实现了将 Armington 替代弹性从微观到宏观的应用拓展。

三、中国进口商品 Armington 替代弹性估算

通过前文对 Armington 替代弹性从微观到宏观层面的理论拓展,本文将进一步以此为基础构建中国进口商品 Armington 替代弹性估算框架,同时引入自回归分布滞后模型以及卡尔曼滤波迭代算法改进估算结果的准确性,并确保进一步应用估算结果进行实证分析的稳健性提供技术支持。

1. 中国进口商品 Armington 替代弹性估算框架

根据式(5)、(6)和(14),在 Armington 非同质产品假设条件下,典型国家的消费行为和效用的最优化求解问题,可以表示为:

$$\begin{aligned} \text{Max}(U_k') &= \text{Max} \left\{ \gamma [\beta (q^d)^{\sigma_i - 1/\sigma_i} + (1 - \beta_i) (q^i)^{\sigma_i - 1/\sigma_i, \sigma_i/\sigma_i - 1}] \right\} \\ \text{s.t. } Y_t &= p^d q^d + p^i q^i \end{aligned} \quad (15)$$

对式(15)所述的效用最优化问题进行求解,可得最优化条件为:

$$\frac{q_t^i}{q_t^d} = \left(\frac{p_t^d}{p_t^i} \right)^{\sigma_i} \left(\frac{\beta_t}{1 - \beta_t} \right)^{\sigma_i} \quad (16)$$

进一步地,对上式两边进行取自然对数变换可得:

$$\ln \left(\frac{q_t^i}{q_t^d} \right) = \sigma_i \ln \left(\frac{p_t^d}{p_t^i} \right) + \sigma_i \ln \left(\frac{\beta_t}{1 - \beta_t} \right) \quad (17)$$

现有研究在估算某(几)种商品的进口价格弹性过程中,往往依据式(17)的关系,通过得到某(几)种商品的国内价格、进口价格、消费在本国生产且用于国内消费的商品数量、消费来自于进口的商品数量4个指标,估计出 σ ,即 Armington 替代弹性。上述估计方法虽然被普遍采用,但是由于变量数据存在计量单位的差异,因此该方法只适合估计单一商品的不变替代弹性,无法对整个行业乃至全国层面的不变替代弹性进行估计。鉴于此,本文对方程(17)进行如下拓展,以期突破现有局限,对更加宏观层面的不变替代弹性进行估计:

$$\ln \left(\frac{q_{t-1}^i}{q_{t-1}^d} \right) = \sigma_{t-1} \ln \left(\frac{p_{t-1}^d}{p_{t-1}^i} \right) + \sigma_{t-1} \ln \left(\frac{\beta_{t-1}}{1 - \beta_{t-1}} \right) \quad (18)$$

从而,将式(17)分别减去式(18)左右两边,可得:

$$\ln \left(\frac{q_t^i}{q_t^d} \right) - \ln \left(\frac{q_{t-1}^i}{q_{t-1}^d} \right) = \sigma_t \left[\ln \left(\frac{p_t^d}{p_t^i} \right) - \ln \left(\frac{p_{t-1}^d}{p_{t-1}^i} \right) \right] + \Delta \sigma_t \ln \left(\frac{p_{t-1}^d}{p_{t-1}^i} \right) + \left[\sigma_t \ln \left(\frac{\beta_t}{1 - \beta_t} \right) - \sigma_{t-1} \ln \left(\frac{\beta_{t-1}}{1 - \beta_{t-1}} \right) \right] \quad (19)$$

上式中, $\Delta\sigma_t = \sigma_t - \sigma_{t-1}$ 。根据极限计算的数学原理, 令 $dt = x_{t+1} - x_t$, 当 dt/x_t 趋于 0 即增长率很小时, $\ln(x_{t+1}) - \ln(x_t)$ 趋于 dt/x_t , 即 $\ln(x_{t+1}) - \ln(x_t)$ 趋于 x_t 的增长率。因此, 式(19)可以进一步改写为:

$$Q_t^i - Q_t^d = \sigma_t (P_t^d - P_t^i) + \Delta\sigma_t \ln\left(\frac{p_{t-1}^d}{p_{t-1}^i}\right) + \left[\sigma_t \ln\left(\frac{\beta_t}{1-\beta_t}\right) - \sigma_{t-1} \ln\left(\frac{\beta_{t-1}}{1-\beta_{t-1}}\right) \right] \quad (20)$$

式(20)中, Q_t^i 和 Q_t^d 分别表示进口商品数量增长率和在本国生产且用于国内消费的商品数量增长率; P_t^i 和 P_t^d 分别表示进口商品价格增长率和在本国生产且用于国内消费的商品价格增长率。考虑到 β_t 仅代表消费者偏好的变化, 对于式(20)而言为外生。因此, 为简化估算过程, 本文假设 $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_t = \beta^{\text{①}}$, 式(20)可以进一步转化为:

$$\begin{aligned} Q_t^i - Q_t^d &= \sigma_t (P_t^d - P_t^i) + \Delta\sigma_t \ln\left(\frac{p_{t-1}^d}{p_{t-1}^i}\right) + \left[\sigma_t \ln\left(\frac{\beta}{1-\beta}\right) - \sigma_{t-1} \ln\left(\frac{\beta}{1-\beta}\right) \right] \\ &= \sigma_t (P_t^d - P_t^i) + \Delta\sigma_t \ln\left(\frac{p_{t-1}^d}{p_{t-1}^i}\right) + (\sigma_t - \sigma_{t-1}) \cdot \ln\left(\frac{\beta}{1-\beta}\right) \\ &= \sigma_t (P_t^d - P_t^i) + \Delta\sigma_t \left[\ln\left(\frac{p_{t-1}^d}{p_{t-1}^i}\right) + \ln\left(\frac{\beta}{1-\beta}\right) \right] \end{aligned} \quad (21)$$

又因为:

$$\ln\left(\frac{p_{t-1}^d}{p_{t-1}^i}\right) = f_{t-1}(p_0^d, p_0^i, P_1^d, P_1^i, \dots, P_{t-1}^d, P_{t-1}^i) \quad (22)$$

同时, 本文令 $\sigma_{t-1} = f'_{t-1}(p_0^d, p_0^i, q_0^d, q_0^i, P_1^d, P_1^i, Q_1^d, Q_1^i, \dots, P_{t-1}^d, P_{t-1}^i, Q_{t-1}^d, Q_{t-1}^i)$, 因此有:

$$\Delta\sigma_t = \sigma_t - f'_{t-1}(p_0^d, p_0^i, q_0^d, q_0^i, P_1^d, P_1^i, Q_1^d, Q_1^i, \dots, P_{t-1}^d, P_{t-1}^i, Q_{t-1}^d, Q_{t-1}^i) \quad (23)$$

在此基础上, 式(21)可以进一步表示为:

$$\begin{aligned} Q_t^i - Q_t^d &= \sigma_t (P_t^d - P_t^i) + [\sigma_t - (f'_{t-1}(p_0^d, p_0^i, q_0^d, q_0^i, P_0^d, P_0^i, Q_0^d, Q_0^i, \dots, P_{t-1}^d, P_{t-1}^i, Q_{t-1}^d, Q_{t-1}^i))] \\ &\quad \times \left[f_{t-1}(p_0^d, p_0^i, q_0^d, q_0^i, P_0^d, P_0^i, Q_0^d, Q_0^i, \dots, P_{t-1}^d, P_{t-1}^i, Q_{t-1}^d, Q_{t-1}^i) + \ln\left(\frac{\beta}{1-\beta}\right) \right] \end{aligned} \quad (24)$$

本文定义:

$$\begin{aligned} F_{t-1}(\beta, p_0^d, p_0^i, q_0^d, q_0^i, P_0^d, P_0^i, Q_0^d, Q_0^i, \dots, P_{t-1}^d, P_{t-1}^i, Q_{t-1}^d, Q_{t-1}^i) &= \\ &= \left[\sigma_t - (f'_{t-1}(p_0^d, p_0^i, q_0^d, q_0^i, P_0^d, P_0^i, Q_0^d, Q_0^i, \dots, P_{t-1}^d, P_{t-1}^i, Q_{t-1}^d, Q_{t-1}^i)) \right] \\ &\quad \times \left[f_{t-1}(p_0^d, p_0^i, q_0^d, q_0^i, P_0^d, P_0^i, Q_0^d, Q_0^i, \dots, P_{t-1}^d, P_{t-1}^i, Q_{t-1}^d, Q_{t-1}^i) + \ln\left(\frac{\beta}{1-\beta}\right) \right] \end{aligned} \quad (25)$$

$$Q_t^i - Q_t^d = \sigma_t (P_t^d - P_t^i) + F_{t-1}(\beta, p_0^d, p_0^i, q_0^d, q_0^i, P_1^d, P_1^i, Q_1^d, Q_1^i, \dots, P_{t-1}^d, P_{t-1}^i, Q_{t-1}^d, Q_{t-1}^i) \quad (26)$$

由此, 式(26)即为本文对中国进口商品 Armington 替代弹性估算的基本框架。

2. 中国进口商品 Armington 替代弹性的初步估算: 基于自回归分布滞后模型

接下来, 本文将基于式(26)对中国进口商品 Armington 替代弹性进行估算。考虑到进口商品 Armington 替代弹性的估算需要涉及 GDP 等统计变量, 而目前中国 GDP 统计数据公布仅有季度和年度两种方式, 同时, 大多数指标主要公布同比数据。因此, 本文选择各统计变量的季度同比数据。

① 根据 β_t 所反映的经济学含义, 即消费者偏好的变化, 上述假设并不会对方程的估计产生实际影响。

关于研究样本区间的选择,考虑到进口商品 Armington 替代弹性的估算需要涉及进口商品价格指数数据,而这一数据从 2002 年才正式对外公布,因此本文以 2002 年第 1 季度至 2016 年第 3 季度为研究样本区间,共计 59 个季度。

本文用于估算的指标定义及计算方法如下:①中国进口货物数量增速(Q_t^i)与中国消费国内货物数量增速(Q_t^d)的差额用 Q_t 表示,即 $Q_t = Q_t^i - Q_t^d$ 。其中, Q_t^i 和 Q_t^d 均采用季度同比度量。②本文采用“中国消费的国内生产的产品总额季度同比增速-中国消费的国内生产的产品价格季度同比增速”估算出 Q_t^d ;本文用“GDP 季度值-第三产业季度增加值-出口商品季度总额”估算出中国消费的国内生产的产品总额。上述指标相关数据,均搜集整理自国家统计局季度统计数据库。③用农产品生产价格指数和工业品出厂价格指数构成的加权^①指数代表中国消费的国内生产的产品价格水平^②。

另外,本文用 P_t 表示中国消费的国内生产商品价格的季度同比增速与中国进口商品价格季度同比增速的差额,即 $P_t = P_t^i - P_t^d$ 。其中, P_t^d 为中国消费的国内生产商品价格的季度同比增速,本文依据农产品生产价格指数和工业品出厂价格指数构成的加权指数进行测算; P_t^i 为中国进口商品价格季度同比增速,本文用“中国进口商品价格季度同比增速+人民币对美元汇率季度同比增速”进行测算^③。本文之所以运用上述测算方法,是因为国内商品价格水平采用人民币计价方式,而目前中国公布的进口商品价格指数为美元计价。为便于比较,考虑汇率变动因素,计算以人民币计价的进口商品价格季度同比增速。

作为进一步研究的基础,本文首先对 Q_t 和 P_t 两个变量进行了单位根平稳性检验,可判定平稳性检验的方程应不含趋势项和截距项的形式。同时,为了提高检验结果的稳健性,本文对相应指标序列的平稳性进行了检验(见表 1)。根据单位根检验结果,ADF-t 统计量分别为-2.87 和-4.17,显著性水平为 1%,基本可认为 Q_t 和 P_t 均为平稳时间序列。

因此,鉴于 Q_t 和 P_t 均为平稳时间序列,本文采用 Jorgenson (1966) 年提出的自回归分布滞后 (Auto-regressive Distributed Lag, ADL) 模型对 Armington 替代弹性进行估计。本文采用一般形式的 (p, q) 阶自回归分布滞后模型,即:

$$Q_t = \alpha_0 + \alpha_1 Q_{t-1} + \dots + \alpha_p Q_{t-p} + \beta_0 P_t + \beta_1 P_{t-1} + \dots + \beta_q P_{t-q} + u_t - \theta_1 u_{t-1} - \dots - \theta_i u_{t-i} \quad (27)$$

其中, p 和 q 为方程对应变量的最大滞后阶数, α, β 和 θ 均为方程的参数向量, i 为对应参数的下标。根据自回归分布滞后模型从一般到简单的建模过程,本文依据方程各解释变量的显著性检验结果,方程整体拟合结果及显著性检验结果,认定本文的自回归分布滞后模型应为如下形式:

$$Q_t = 0.014 - 1.425^{***} P_t + 0.561^{***} Q_{t-1} \quad (28)$$

上式估计方程中, $R^2=0.74$, $DW=1.59$,LM 检验结果:F 检验的相伴概率 0.11。从上述估计结果可

① 关于权重的确定,具体计算公式如下:农产品生产价格指数的权重=第一产业 GDP/(第一产业 GDP+第二产业 GDP),工业品出厂价格指数的权重=第二产业 GDP/(第一产业 GDP+第二产业 GDP)。

② 农产品生产价格指数相关数据搜集整理自国家统计局季度统计数据库,工业品出厂价格指数相关数据搜集整理自国际货币基金组织(IMF)数据库。

③ 中国进口商品价格指数相关数据搜集整理自国家统计局季度统计数据库,人民币对美元汇率搜集整理自外汇管理局公布的相关季度数据。

表 1 Q_t 和 P_t 的单位根检验结果

变量	ADF-t 统计量	是否有截距项和趋势项	结论
Q_t	-2.8652***	不含趋势项和截距项	Q_t 为平稳序列
P_t	-4.1700***	不含趋势项和截距项	P_t 为平稳序列

注:***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

资料来源:作者根据单位根检验结果整理。

知,在样本区间(2002 年 1 季度至 2016 年 3 季度),中国进口商品的 Armington 替代弹性为-1.43,即中国进口商品和国内商品整体上呈现显著的互补特征,国际商品与国内商品价格增幅差距越大,中国进口比率反而上升。

为很好地理解上述结论需要清楚以下两点:①本文估计的是中国进口商品整体的 Armington 替代弹性,该弹性可以理解为各类进口商品 Armington 替代弹性的平均水平,即各类进口商品的 Armington 替代弹性取值可以是正值也可以是负值,但其整体(平均)水平应为本文估计值。②如何理解某类进口商品与国内商品互补性特征,在进口商品与国内商品均为正常品(非吉芬商品)的情况下,如果一国对于进口商品的需求价格弹性较小,而对于国内商品的需求价格弹性较大,那么在国际商品价格增幅大于国内商品时,进口比率完全有可能上升。因此,上述估算结果从本质上反映了中国对于国内商品需求价格弹性较高而进口商品需求弹性较低的高端进口商品的依赖程度较大。

3. 中国进口商品 Armington 替代弹性的估算改进与应用:基于卡尔曼滤波迭代算法

考虑到中国进口商品 Armington 替代弹性是随着进口商品结构以及国内商品生产、消费的调整不断变化的,自回归分布滞后模型作为固定参数模型,估计结果只能代表中国进口商品 Armington 替代弹性在样本区间内的平均水平,无法反映其动态调整过程。因此,本文以自回归分布滞后模型的研究结果为基础,进一步引入状态空间模型(Harvey, 1990; Hamilton, 1994),将中国进口商品 Armington 替代弹性设定为时变参数,并利用卡尔曼滤波(Kalman Filter)迭代算法,得出随时间不断修正的可变参数值。

状态空间模型是一种时域研究方法,包括状态方程和信号方程两部分,用状态方程刻画不可观测变量的动态系统,用信号方程刻画可观测到的量测信息。状态空间模型主要用于反映输入变量作用下动态系统在某个特定时刻所转移到的状态,并通过系统将该特定时刻输出和输入变量联系起来,进而估算出时变参数的动态变化过程。而卡尔曼滤波则是实现上述目标的一种较为理想的估算方法。当误差扰动项和初始状态向量服从正态分布时,卡尔曼滤波方法可通过预测误差分解,计算似然函数,估计模型中所有未知参数。因而,当新的观测值被观测到时,卡尔曼滤波方法就可以对状态向量的估计结果不断地进行修正,从而达到改进计量估计结果的目的(陈昊和赵春明, 2012)。

本文首先将以中国进口商品 Armington 替代弹性为可变参数的状态空间模型的方程表达公式设定为较为一般的形式:

$$\begin{aligned}
 & \text{信号方程: } Q_t = c(0) + sv1 \cdot P_t + c(1) \cdot Q_{t-1} + \mu_t \\
 & \text{状态方程: } sv1 = c(3) + c(4) \cdot sv1(-1) + c(5) \cdot sv2(-1) + \varepsilon_t \\
 & \hspace{10em} sv2 = sv1(-1) \hspace{15em} (29)
 \end{aligned}$$

其中,随机扰动项: $(\mu_t, \varepsilon_t) \sim N \left[\begin{pmatrix} \mu_0 \\ \varepsilon_0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma^2 g \\ gQ \end{pmatrix} \right], t=1, 2, \dots, T$ 。其中, $sv1$ 和 $sv2$ 为状态空间模型的状态

态变量($sv1$ 是 P_t 的时变参数, $sv2$ 表示 $sv1$ 的滞后 1 期)。为不失一般性,本文假定状态变量服从 AR(2)。 μ_t 和 ε_t 分别为信号方程和状态方程的随机误差扰动项。在本文模型中,假定 μ_t 服从均值和方差分别为 μ_0 和 σ^2 的正态分布, ε_t 服从均值和协方差矩阵分别为 ε_0 和 Q 的正态分布,其中协方差可表示为 $cov(\mu_t, t)=g$ 。依据统计检验结果经过多次调整,最终可得出状态空间模型表达式如下:

$$\begin{aligned} \text{信号方程: } Q_t &= sv1 \cdot P_t + 0.577^{***} \cdot Q_{t-1} \\ \text{状态方程: } sv2 &= sv1(-1) \end{aligned} \quad (30)$$

本文运用卡尔曼滤波对状态空间模型进行估计,结果表明:信号方程、状态方程各参数的估计值均是显著的(见式(30));状态方程的估计结果显示 $sv1$ 状态变量也均是显著的(见表 2)。同时,根据 AIC、SC、HQ 和 LR 等信息准则,状态空间模型较为稳健。根据表 3 所示平稳性检验结果,ADF-t 统计量和 PP-t 统计量均显示状态空间模型残差序列拒绝存在单位根为零假设,显著性水平为 1%。此外,根据残差序列各阶自相关和偏相关分析结果,在 5%显著性水平下,状态空间模型残差序列不存在序列相关。上述结果表明,本文构建模型的估计结果是可靠的,可保证进一步研究的稳健性。

表 2 状态空间模型的估计值

变量	最终状态	根均方误差	Z 统计量	Prob.
$sv1$	-1.3630	0.2550	-5.3550	0.0000***

注:①***、** 和 * 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平;②状态空间模型整体估计效果对应的统计量分别为:对数似然统计量(Log Likelihood)=40.209,赤池信息准则统计量(SIC)=-1.318,施瓦茨信息准则统计量(SC)=-1.246。

资料来源:作者根据单位根检验结果整理。

表 3 状态空间模型残差序列平稳性检验

ADF-t 统计量	PP-t 统计量	是否有截距项和趋势项	结论
-6.1480***	-6.1380***	不含趋势项和截距项	残差序列平稳

注:***、** 和 * 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

资料来源:作者根据单位根检验结果整理。

根据状态空间模型的估计结果,本文估算出了中国进口商品 Armington 替代弹性动态序列值(状态变量 $sv1$ 的估计结果)(见图 1)。根据图 1 所示变化趋势,从 2003 年 3 季度至 2016 年 3 季度^①,中国进口商品 Armington 替代弹性呈现明显的两阶段变化特征:①2003 年 3 季度至 2008 年 4 季度,中国进口商品 Armington 替代弹性在-2.0—-1.1 的区间内呈逐步提升态势;②2009 年 1 季度至 2016 年 3 季度,中国进口商品 Armington 替代弹性在-1.8—-1.4 的区间内(个别两个季度除外)呈稳定运行态势,且主要集中于-1.6—-1.4 区间内。整体来看,2009 年之前,中国进口商品

① 卡尔曼滤波迭代算法对于有限区间的测算需要提前一年的数据且迭代计算初期存在计算结果不收敛的问题,因此为了研究分析的准确性,本文舍弃了原研究样本区间(2002 年第 1 季度至 2016 年第 3 季度)中前 6 期的数据,将研究样本区间缩短为 2003 年 3 季度至 2016 年 3 季度,这种研究样本区间的变化没有对研究结果产生影响,反而提升了研究结果的预测精准性。

Armington 替代弹性逐步提升;而 2009 年初,中国进口商品 Armington 替代弹性出现大幅度下调,并一直维持在下调后的较低水平。因此,不难看出受国际金融危机冲击,中国进口商品 Armington 替代弹性整体下滑,并一直维持在较低水平。

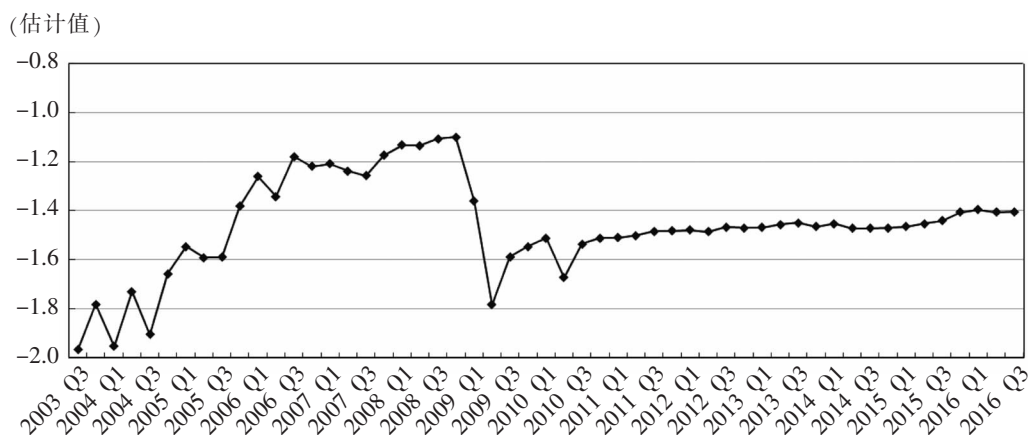


图 1 中国进口商品 Armington 替代弹性动态估计值

资料来源:作者绘制。

四、中国进口商品价格传导效应分析

本文将进一步讨论 Armington 替代弹性与进口商品价格传导效应之间的关系,从而分析近年来中国进口商品的价格传导效应及其相应变化趋势。根据价格指数的定义,可以得到:

$$\Pi_t = \frac{\frac{q_t^i}{q_t^i + q_t^d} p_t^i + \frac{q_t^d}{q_t^i + q_t^d} p_t^d}{\frac{q_{t-1}^i}{q_{t-1}^i + q_{t-1}^d} p_{t-1}^i + \frac{q_{t-1}^d}{q_{t-1}^i + q_{t-1}^d} p_{t-1}^d} = \frac{\frac{q_t^i}{q_t^i + q_t^d} p_t^i / p_{t-1}^i + \frac{q_t^d}{q_t^i + q_t^d} p_t^d / p_{t-1}^d}{\frac{q_{t-1}^i}{q_{t-1}^i + q_{t-1}^d} p_{t-1}^i / p_{t-1}^i + \frac{q_{t-1}^d}{q_{t-1}^i + q_{t-1}^d} p_{t-1}^d / p_{t-1}^d} \quad (31)$$

令 $\theta_t^i = \frac{q_t^i}{q_t^i + q_t^d}$, $\theta_t^d = \frac{q_t^d}{q_t^i + q_t^d}$, θ_t^i 和 θ_t^d 为 t 期进口商品和国内商品的消费比重,那么:

$$\Pi_t = \frac{\theta_t^i \cdot \frac{p_t^i}{p_{t-1}^i} + \theta_t^d \cdot \frac{p_t^d}{p_{t-1}^d}}{\theta_{t-1}^i + \theta_{t-1}^d \cdot \frac{p_{t-1}^d}{p_{t-1}^i}} \quad (32)$$

式(32)中, $\frac{\theta_t^i}{\theta_{t-1}^i + \theta_{t-1}^d \cdot \frac{p_{t-1}^d}{p_{t-1}^i}}$ 所表达的经济学含义为进口商品价格增长速度对国内产品价格水

平的影响乘数,可用于刻画进口商品价格传导效应的大小。 $\frac{p_t^i}{p_{t-1}^i}$ 和 $\frac{p_t^d}{p_{t-1}^d}$ 分别表示进口商品价格增长速度和国内生产且在国内消费产品的价格增长速度, θ_{t-1}^i , θ_{t-1}^d , p_{t-1}^d 和 p_{t-1}^i 相对外生。由 Armington 替代弹性的定义可知, θ_t^i 将受进口商品 Armington 替代弹性的影响。因此,本文以 0 为临界值分以下三种情形进行讨论:①当进口商品 Armington 替代弹性小于 0 时,若国内商品价格增长幅度高于进口商品价格增长幅度,价格传导效应将随需求量比重下降而被抑制;反之,价格传导效应会被放大;

②当进口商品 Armington 替代弹性等于 0 时,进口商品和国内商品的价格增长幅度的差异不会影响各自所占的需求量比重,价格传导效应表现为进口商品的价格直接传导影响国内市场价格水平;
③当进口商品 Armington 替代弹性大于 0 时,若国内商品价格增长幅度高于进口商品价格增长幅度,价格传导效应会随需求量份额增加而被放大;反之,价格传导效应会被抑制。

根据上文估算结果,2002 年以后中国进口商品 Armington 替代弹性小于 0,为进一步明确近年来中国进口商品价格传导是被放大还是受到抑制,本文绘制了近年来中国进口商品和国内商品的价格增幅走势图。从图 2 中不难看出,2005 年之后,除个别月份外,中国进口商品价格增幅整体上低于国内商品价格增幅。因此,本文推断 2005 年 1 季度至 2015 年 4 季度期间,中国进口商品价格传导效应被抑制,并且不显著。此外,2005 年 1 季度至 2008 年 4 季度中国进口商品 Armington 替代弹性估计值要明显高于 2012 年 1 季度至 2015 年 4 季度。因此本文进一步推断,国际金融危机前(2005 年 1 季度至 2008 年 4 季度),中国进口商品价格传导效应较国际金融危机之后(2012 年 1 季度至 2015 年 4 季度)显著。

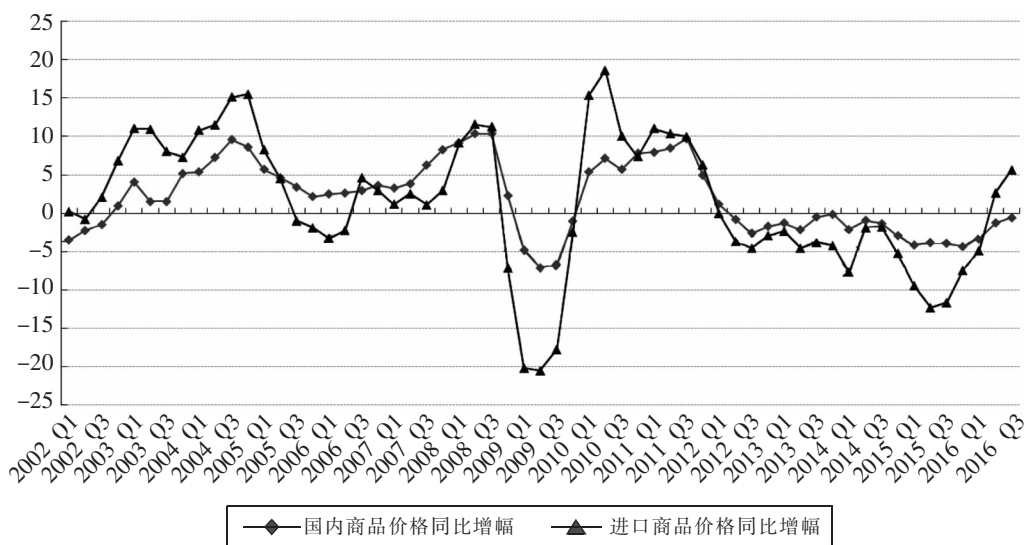


图 2 中国进口商品和国内商品的价格增幅

资料来源:作者绘制。

针对上述推断结果,本文以 2005 年 1 季度至 2015 年 4 季度(共计 44 个季度)为样本区间,开展实证检验。结构向量自回归(Structural Vector Autoregressive,SVAR)模型的相关变量定义为:
①用居民消费价格指数(CPI)代表国内价格水平。居民消费价格指数是一个反映居民家庭消费商品和服务价格水平变动情况的宏观经济指标,在商品的国内外价格传导过程中发挥着重要作用(张成思,2010)。②用农产品生产价格指数(API)和工业品出厂价格指数(PPI)代表国内生产商品的价格水平。农产品生产价格指数,是反映一定时期内全国农业生产者出售农产品价格水平变动趋势及幅度的相对数。同理,工业品出厂价格指数,则是反映一定时期全国工业产品出厂价格水平变动幅度和趋势的相对数。③用中国进口商品价格指数(IPI)代表进口商品的价格水平。中国进口商品价格指数,是用来反映一定时期内中国进口商品价格的变动趋势及幅度的相对数。

考虑到目前国家统计局仅按期公布农产品生产价格指数的季度同比数据,因此上述4个变量均采用季度同比数据。另外,单位根检验的结果也表明,上述4个变量均为平稳序列(见表4)。

表4 变量定义、数据来源及单位根检验

变量	变量描述	数据来源	ADF-t 统计量	是否有截距项和趋势项	结论
<i>CPI</i>	居民消费价格指数季度同比增长率	国家统计局季度统计数据库	-4.3256***	不含趋势项,含截距项	<i>CPI</i> 为平稳序列
<i>API</i>	农产品生产价格指数季度同比增长率	国家统计局季度统计数据库	-4.0065**	含趋势项和截距项	<i>API</i> 为平稳序列
<i>PPI</i>	工业品出厂价格指数季度同比增长率	国际货币基金组织(IMF)数据库	-3.5010***	不含趋势项和截距项	<i>PPI</i> 为平稳序列
<i>IPI</i>	进口商品价格指数季度同比增长率	中经网统计数据库	-4.7153***	不含趋势项和截距项	<i>IPI</i> 为平稳序列

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

资料来源:作者根据单位根检验结果整理。

由于上述各价格指数相关变量之间不仅存在当期与滞后期之间的相互作用,还可能存在当期之间的联动影响。鉴于此,本文采用结构向量自回归模型,实证分析中国进口商品的价格传导效应。根据SC和HQ信息准则,可初步确定本文所构建SVAR模型系统变量的滞后阶数为1,即lag length=1。为准确识别结构向量自回归模型系统中变量间可能存在的同期联动影响,在模型系统设定过程中增加了相应的约束条件。结合本文构建模型相关变量的数据特征,本文采用SVAR模型的短期约束形式。假定存在矩阵A和B,那么模型系统可表示为:

$$A\varepsilon_t = Bu_t \tag{33}$$

式(33)中, ε_t 和 u_t 分别表示误差扰动项和结构性误差扰动项。同时,矩阵A和B对应的变量和参数矩阵,分别如下所示:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & a_{12} & a_{13} & a_{14} \\ a_{21} & 1 & a_{23} & a_{24} \\ a_{31} & a_{32} & 1 & a_{34} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 \end{bmatrix}, \quad B = \begin{bmatrix} b_1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_3 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_4 \end{bmatrix} \tag{34}$$

式(34)中,矩阵A对角线以外的元素 a_{ij} 为第j变量对第i变量的当期影响系数。按照本文模型设定,矩阵中的变量依次为居民消费价格指数(*CPI*)、农产品生产价格指数(*API*)、进口商品价格指数(*IPI*)和工业品出厂价格指数(*PPI*)。为了进一步识别本文所构建的结构向量自回归模型系统,根据现实情况,对矩阵A中的相关变量施加了如下条件约束:①*CPI*是国内消费价格水平指数,是各类细分价格指数的加权指数,不会对当期各类细分价格指数产生影响,因此本文设定 $a_{21}=a_{31}=a_{41}=0$ 。②*API*作为农产品生产价格指数,可能会受到工业品出厂价格指数(*PPI*)和进口商品价格指数(*IPI*)的影响,但是这种影响应存在明显时滞,因此2个指数对各自当期产生影响的可能性较小,因此本文设定 $a_{23}=a_{24}=0$ 。③*IPI*作为进口商品价格指数,可能受到工业品出厂价格指数(*PPI*)、农产品生产价格指数(*API*)和居民消费价格指数(*CPI*)的影响,但这种影响存在较长时滞,因此3个指数对

各自当期产生影响的可能性较小,因此本文设定 $a_{31}=a_{32}=a_{34}=0$ 。

在上述限制条件下,首先对整个样本区间(2005年1季度至2015年4季度)的SVAR模型中4个变量进行了Granger因果检验(见表5),均拒绝各变量不是CPI的Granger原因的原假设,因此,API、IPI和PPI都会对CPI产生影响。

表 5 Granger 因果检验结果

因变量: CPI			
排除的变量	卡方统计量	自由度	接受零假设的概率
API	18.3506	1	0.0000***
IPI	5.9651	1	0.0146**
PPI	7.5101	1	0.0061***
All	27.0215	3	0.0000***

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

资料来源:作者根据Granger检验结果整理。

进一步地,对上述SVAR模型估计结果进行了方差分解,表6给出了8期(2年)内的方差分解结果。虽然样本区间内,API、IPI、PPI均可能会对CPI产生影响,即存在进口商品价格传导效应。但是,进口商品价格对CPI的影响效应在3个影响因素中是最弱的,进一步验证了前文所假定的情形。在进口商品Armington替代弹性为负值且国内商品价格增速高于进口商品价格的情况下,中国进口商品价格传导效应被抑制且不显著。

表 6 SVAR 模型的方差分解结果

时期	标准误差	CPI	API	IPI	PPI
1	0.0087	100.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.0129	88.2725	9.5684	0.4738	1.6853
3	0.0164	73.5881	22.2785	0.5644	3.5690
4	0.0190	61.8577	32.8505	0.4489	4.8430
5	0.0207	54.0168	40.0876	0.4052	5.4905
6	0.0216	49.5947	44.1655	0.5488	5.6910
7	0.0221	47.7277	45.7641	0.8536	5.6546
8	0.0222	47.3790	45.8467	1.2069	5.5674

资料来源:作者根据SVAR方差分解结果整理。

为比较国际金融危机之前(2005年1季度至2008年4季度)与国际金融危机之后(2011年1季度至2015年4季度)中国进口商品价格传导效应,本文在SVAR模型框架下,进行分阶段分析(见表7和8)。根据方差分解的结果,不难看出国际金融危机前(2005年1季度至2008年4季度),IPI对于CPI走势的影响力虽然没有代表国内商品价格水平两个指标(API和PPI)影响力大,但与上述两个指标的差距不大。这说明,这一阶段中国进口商品价格传导效应不仅存在,而且其效果较为显著。

然而,国际金融危机后(2011 年 1 季度至 2015 年 4 季度),*IPI* 对于 *CPI* 走势的影响力不但明显弱于当期代表国内商品价格水平两个指标(*API* 和 *PPI*),而且差距在进一步拉大。因此,虽然这一阶段中国进口商品价格传导效应仍然存在,但是其效果却微乎其微,明显小于国际金融危机前的水平。上述研究结果,表明国际金融危机发生后中国进口商品价格传导效应呈现明显下降的趋势。

表 7 两阶段 SVAR 模型的方差分解结果:国际金融危机前

时期	标准误差	<i>CPI</i>	<i>API</i>	<i>IPI</i>	<i>PPI</i>
1	0.0076	100.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.0157	66.1960	17.2405	7.8104	8.7531
3	0.0224	51.6074	23.7861	10.4512	14.1553
4	0.0263	44.5007	26.5357	11.5477	17.4159
5	0.0279	41.1533	27.7195	11.9974	19.1299
6	0.0283	40.1499	27.9982	12.0930	19.7589
7	0.0284	40.3487	27.8801	12.0409	19.7303
8	0.0286	40.6877	27.7624	11.9962	19.5537

资料来源:作者根据 SVAR 方差分解结果整理。

表 8 两阶段 SVAR 模型的方差分解结果:国际金融危机后

时期	标准误差	<i>CPI</i>	<i>API</i>	<i>IPI</i>	<i>PPI</i>
1	0.0055	100.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.0072	92.6003	0.0225	2.1054	5.2718
3	0.0086	79.8897	1.1155	4.4955	14.4993
4	0.0098	66.8731	4.2450	6.3609	22.5209
5	0.0109	56.4548	8.7335	7.5685	27.2433
6	0.0119	49.1014	13.4073	8.2797	29.2116
7	0.0127	44.2330	17.4808	8.6873	29.5990
8	0.0134	41.1289	20.6551	8.9268	29.2892

资料来源:作者根据 SVAR 方差分解结果整理。

五、研究结论与政策建议

1. 研究结论

本文采用 Armington 替代弹性作为分析进口商品价格传导效应的重要工具,将价格变量和数量变量的同步变动一并纳入进口商品价格传导效应的分析框架中,进而将进口商品价格传导效应由存在性分析引向了动态分析。本文进一步放宽 Armington 非同质产品假设,从微观到宏观层面发展并构建中国进口商品价格弹性估算框架;综合运用自回归分布滞后模型以及卡尔曼滤波迭代算法构建状态空间模型,改进进口商品 Armington 替代弹性的估算结果,并以此为基础对中国进口商品价格传导效应进行准确的推断和验证。本文研究表明,近年来中国进口商品 Armington 替代弹性为负值;国际金融危机后,该弹性明显下跌。这不仅说明目前中国进口商品和国内商品存在显著的互补性特征,而且也可以据此推断近年来中国进口商品价格传导效应虽然存在但并不显著,并且在国际金融

危机后被进一步弱化。由此可见,国际金融危机后中国价格水平的波动主要源于国内生产价格的走势,外部因素的影响力非常有限。当前预防潜在通货膨胀,应从预防输入性通货膨胀(或紧缩)风险转向预防国内因素带来的风险。

2. 政策建议

随着中国改革开放进程的不断推进,中国经济与世界经济融合的程度在不断加深,因而不可避免地会面临输入性通货膨胀(或紧缩)的潜在冲击,然而上述冲击所带来的影响效应却并非是一成不变的。随着产业结构的持续升级调整以及居民消费结构的不断优化改善,进口商品 Armington 替代弹性将发生明显改变,进而可能会诱使中国进口商品价格传导效应发生深刻的变化。因此,对于如何充分认识国际市场的价格传导效应,从而加快中国产业结构调整并提高人民生活水平,可以从以下几个方面进行战略性思考。①以供给侧结构性改革为重要契机,推进生产要素市场改革,减轻国际市场对本国市场的冲击,在一定程度上预防国内因素所导致的通胀风险。通过估算中国进口商品的 Armington 替代弹性,本文发现当前中国进口商品与国内市场提供的商品之间存在较为明显的互补性。因此,可以在供给侧结构性改革的背景下,调整国内行业部门生产要素的流向,缓解国内外市场的供求矛盾,降低出现结构型和成本推动型通胀的可能。②建立健全价格监控和预警机制,强化通胀的预期管理,从而抑制国内市场价格短期剧烈波动,并进一步减缓价格水平长期过快上涨趋势。本文研究发现,中国价格水平受国际市场的影响在减弱,因此应加强对国内市场价格波动监测,相机采用合理的货币政策予以调控。对于国内市场在长期内可能出现的价格大幅上涨,可考虑优化安排货币政策组合,避免因调控长期通胀而减缓经济增长速度。③以创新驱动国家发展战略为指引,提高投入产出效率,降低生产要素成本,从供给侧消除引发通货膨胀的内源性诱因。2008年国际金融危机后,国内市场价格波动主要受到生产价格走势的影响。针对这一现状,可进一步加强研发创新,充分发挥产学研各部门协作优势,以技术创新提升产业技术水平,从而降低各行业生产要素的投入成本,从根本上消除引发商品市场价格波动的内在诱因。④完善金融市场体制机制建设,形成合理的货币供求调控体系,强化宏观审慎管理,以制度保障平抑国内商品市场价格水平的剧烈波动。随着全球经济一体化进程的加快,货币的跨国界流动性在不断加大,国内商品市场的价格水平很容易受到货币量供求变化而出现大幅度波动。因此,应完善金融体系制度建设,建立合理有效的货币供应及流动监督管理体系。特别是当金融体系运行出现紊乱时,凸显宏观审慎管理政策的调节作用,可在一定程度上减弱资本市场对商品市场的价格冲击。

〔参考文献〕

- [1]蔡则祥,吴胜. 中国通货膨胀的性质特征与货币政策的选择 [J]. 审计与经济研究, 2008,(3): 66-72.
- [2]陈昊,赵春明. 进口贸易是否抑制了技术进步——状态空间模型的再检验 [J]. 经济理论与经济管理, 2012,(2): 47-53.
- [3]陈建奇. PPI/CPI 倒挂与通货膨胀调控——基于非对称供求结构与价格决定机制的实证研究 [J]. 中国工业经济, 2008,(11):24-34.
- [4]胡援成,张朝洋. 美元贬值对中国通货膨胀的影响:传导途径及其效应[J]. 经济研究, 2012,(4):101-112.
- [5]卢锋. 大国经济与输入型通胀论[J]. 国际经济评论, 2008,(4):19-23.
- [6]陆旸. 我国主要进口商品的 Armington 替代弹性估计[J]. 国际贸易问题, 2007,(12):34-37.
- [7]欧阳志刚,潜力. 国际因素对中国通货膨胀的非线性传导效应[J]. 经济研究, 2015,(6):89-102.
- [8]钱行. 通货膨胀国际间传导对我国影响的实证检验 [J]. 数量经济技术经济研究, 2006,(11):113-123.
- [9]钱雪松,杜立,马文涛. 中国货币政策利率传导有效性研究:中介效应和体制内外差异[J]. 管理世界, 2015,(11): 11-28.

- [10]任碧云,林晨,刘洪伟. 中国通货膨胀的国际传导途径及应对之策——基于 2001—2011 年数据的实证分析[J]. 中央财经大学学报, 2012,(12):22-28.
- [11]任泽平. 能源价格波动对中国物价水平的潜在与实际影响[J]. 经济研究, 2012,(8):59-69.
- [12]孙立坚,江彦. 关于“通缩出口”论的检验:中、日、美三国比较[J]. 管理世界, 2003a,(10):6-19.
- [13]孙立坚,江彦. 关于中国“通缩出口”论的真伪性检验[J]. 经济研究, 2003b,(11):22-32.
- [14]孙立坚,李安心,吴刚. 开放经济中的价格传递效应:中国的例证[J]. 经济学(季刊), 2003,(4):125-146.
- [15]佟苍松. Armington 弹性的估计与美国进口中国商品的关税政策响应分析[J]. 世界经济研究, 2006,(3):45-48.
- [16]佟苍松,熊晓琳. 美国对进口中国制造业商品执行的关税政策[J]. 世界经济, 2007,(11):24-31.
- [17]王自锋,白玥明. 人民币实际汇率对工业产能利用率的影响[J]. 中国工业经济, 2015,(4):70-82.
- [18]伍戈. 输入型通胀与货币政策应对:兼议汇率的作用[J]. 国际经济评论, 2011,(6):49-57.
- [19]杨缅昆. 论外汇推动型通货膨胀及其治理——兼评输入型通货膨胀假说[J]. 统计研究, 2011,(11): 56-61.
- [20]杨子晖,赵永亮,柳建华. CPI 与 PPI 传导机制的非线性研究:正向传导还是反向倒逼[J]. 经济研究, 2013,(3): 83-95.
- [21]张斌,徐建炜. 石油价格冲击与中国的宏观经济:机制、影响与对策[J]. 管理世界, 2010,(11):18-27.
- [22]张成思. 长期均衡、价格倒逼与货币驱动——我国上中下游价格传导机制研究[J]. 经济研究, 2010,(6):42-52.
- [23]赵丽佳. 我国油料进口的 Armington 弹性估计与进口福利波动分析[J]. 国际贸易问题, 2008,(9):3-7.
- [24]Abrego, L., and J. Whalley. Demand Side Considerations and the Trade and Wages Debate [R]. NBER Working Paper, 2000.
- [25]Aiello, F., G. Bonanno, and A. Via. New Evidence on Export Price Elasticity from China and Six OECD Countries[J]. China & World Economy, 2015,23(6):56-78.
- [26]Armington, P. A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production [J]. IMF Economic Review, 1969,16(1):159-178.
- [27]Aspalter, L. Estimating Industry-Level Armington Elasticities for EMU Countries [R]. Department of Economics Working Paper Series 217, WU Vienna University of Economics and Business, 2016.
- [28]Baier, S. L., and J. H. Bergstrand. The Growth of World Trade: Tariffs, Transport Costs, and Income Similarity[J]. Journal of International Economics, 2001,53(1):1-27.
- [29]Erkel-Rousse, H., and D. Mirza. Import Price Elasticities: Reconsidering the Evidence[J]. Canadian Journal of Economics, 2002,35(2):282-306.
- [30]Gallaway, M. P., C. A. McDaniel, and S. A. Rivera. Short-Run and Long-Run Industry-Level Estimates of U.S. Armington Elasticities[J]. North American Journal of Economics & Finance, 2003,14(1):49-68.
- [31]Hamilton, J. D. State-Space Models [A]. R. Engle, and D. McFadden. Handbook of Econometrics [C]. Amsterdam: North-Holland Publishing Co., 1994.
- [32]Harvey, A. C. Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter [M]. New York: Cambridge University Press, 1990.
- [33]Hummels, D. L. Toward a Geography of Trade Costs[R]. GTAP Working Papers, 1999.
- [34]Jorgenson D W. Rational Distributed Lag Functions[J]. Econometrica, 1966,34(1):135-149.
- [35]Kapusinski, C. A., and P. G. Warr. Estimation of Armington Elasticities: An Application to the Philippines[J]. Economic Modelling, 1996,16(2):257-278.
- [36]Lopez, E., and E. Pagoulatos. Estimates and Determinants of Armington Elasticities for the U.S. Food Industry[J]. Journal of Industry Competition & Trade, 2002,2(3):247-258.
- [37]Mattas, K., and K. Galanopoulos. EU's Food Intra-Trade: A Retrospective Analysis of Competitiveness[J]. Quarterly Journal of International Agriculture, 1996,35(3):257-268.
- [38]McDaniel, C. A., and E. J. Balistreri. A Discussion on Armington Trade Substitution Elasticities [R]. USITC

- Office of Economics Working Paper, 2002.
- [39]Reinert, K. A., and D. W. Roland-Holst. Armington Elasticities for United States Manufacturing Sectors[J]. *Journal of Policy Modeling*, 1992,14(5):631-639.
- [40]Saito, M. Armington Elasticities in Intermediate Inputs Trade: A Problem in Using Multilateral Trade Data[J]. *Canadian Journal of Economics*, 2004,37(4):1097-1117.
- [41]Shiells, C. R., R. M. Stern, and A. V. Deardorff. Estimates of the Elasticities of Substitution between Imports and Home Goods for the United States[J]. *Review of World Economics*, 1986,122(3):497-519.
- [42]Solomon, H., and H. W. Kinnucan. Effects of Non-Price Export Promotion: Some Evidence for Cotton [J]. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 1993,37(1):1-15.
- [43]Sparks, A. L., and R. W. Ward. A Simultaneous Econometric Model of World Fresh Vegetable Trade, 1962—82: An Application of Nonlinear Simultaneous Equations[J]. *Journal of Agricultural Economics Research*, 1992, 44(2):15-26.
- [44]Stern, R. M. Price Elasticities in International Trade[J]. *Journal of Political Economy*, 1982,49(4):510-516.
- [45]Tourinho, O., H. Kume, and A. Pedroso. Armington Elasticities for Brazil-1986—2002: New Estimates[R]. IPEA Discussion Paper, 2003.

China's Import Price Transmission Effect and It's Change Trend: Persepective of the Armington Elasticity of Substitution of Import Commodity

SUN Fei¹, WU Chong-yu², CHEN Fu-zhong³

- (1. School of Economics, Chinese Academy of Governance, Beijing 100089, China;
2. China Credit Research Center, Peking University, Beijing 100871, China;
3. School of International Trade and Economics, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China)

Abstract: With the acceleration of globalization, reform and opening, the economic integration for China with other economies worldwide is strengthened. The issue of international trade commodity price transmission, represented by export inflation, has been widely addressed. This paper used Armington elasticity of substitution as a key tool to explore the effect of China's import price transmission. Based on Armington's framework, hypothesis of heterogeneous commodity was been extend from micro level to macro level to develop improved method to estimate China's import Armington elasticity of substitution. To improve the estimation, auto-regressive distributed lag model and Kalman filtering iterative algorithm were used to build state space model. The total level of China's import Armington elasticity of substitution was estimated accurately. The study about import price transmission was extended from static existence to dynamic change. The results indicated that China's import Armington elasticity of substitution was negative and decreased after the international financial crisis. China's import commodities were complemented by domestic commodities, so there was no significant import price transmission which was as weakened after the international financial crisis. Hence, China's price fluctuation after the international financial crisis was mainly impacted by domestic production price and the influence from external factors was limited. It is necessary to pay more attention to take some political measures to prevent domestic price fluctuation risk rather than imported inflation of deflation.

Key Words: Armington elasticity of substitution; import price transmission effect; state space model; Kalman filtering iterative algorithm; structural vector autoregressive model

JEL Classification: F41 L11 P45

[责任编辑:王燕梅]