
人民币升值背景下进口商品消费 与国内商品消费关系研究

陈国进 陈创练*

内容提要 本文基于人民币升值的背景,分析了进口商品价格相对降低对国内商品消费的短期和长期影响。我们在永久收入理论的经典消费模型中引入消费者的习惯形成偏好,从而使得本文的经验分析有一个更接近实际消费者行为的理论基础。经验结果表明:(1)中国居民对国内商品消费和进口商品消费都存在习惯形成偏好。(2)进口商品消费对国内商品消费的修正期内替代弹性为 0.066 而国内商品消费的修正跨期替代弹性为 0.136。(3)进口商品消费与国内商品消费呈互补关系。研究表明人民币升值虽然降低了进口商品的相对价格,短期内进口商品消费挤占了国内商品消费,但跨期选择和两种商品间的互补关系将在长期内提高中国居民对国内商品的消费需求。

关键词 习惯形成效用函数 进口需求 期内替代弹性 跨期替代弹性

一 引言

人民币升值的一个直接效果是进口商品价格相对降低,国内商品价格相对提高。研究表明人民币汇率每上升 1%,短期内进口价格下降约 26% (许伟和傅雄广, 2008)。

* 陈国进:厦门大学王亚南经济研究院 厦门大学经济学院 361005 电话: 0592-2181069 电子邮箱: gjchen@xmu.edu.cn 陈创练:厦门大学经济学院 厦门大学勤业 7-709 房 电话: 0592-2576031 电子邮箱: chliancher@yahoo.com.cn

本文为教育部人文社科规划项目“缓冲储备理论和我国城乡居民消费结构的演进”(批准号: 09YJA790118)的阶段性研究成果。本文初稿曾提交中国青年经济学家联谊会(YES)讨论,感谢论文评审人的宝贵意见,特别感谢匿名审稿人提出非常有见地的宝贵修改意见,当然文责自负。

由此产生的一个担忧是进口商品消费会挤占国内商品消费,这种担心对于刚刚从全球金融危机中复苏的中国经济来说并不是多余的,此次中国经济的快速复苏主要归功于政府经济刺激计划,在全球经济复苏还存在很多不确定性的环境下,国内消费的稳定增长无疑是中国持续快速增长的重要动力之一。

人民币升值在短期内将在多大程度上挤出国内消费?从动态(长期)角度看,进口商品消费的增加是否有可能带动国内消费的增长?换言之,长期来看,进口商品消费和国内商品消费是替代关系还是互补关系?对这些问题的理论思考和经验分析,无疑对于人民币均衡汇率调整以及经济持续增长具有重要的现实意义。

一国币值的变化和真实利率变动对该国居民进口商品消费、国内商品消费的影响可以用经济学的期内替代效应和跨期替代效应来分析。期内替代效应容易理解:随着人民币币值上升,进口商品变得相对便宜,国内商品消费被进口商品消费替代,从而导致国内商品消费减少。跨期替代是指消费者在现期消费和未来消费之间的跨期替代选择,以获得终身消费效用总和最大化。根据经典凯恩斯理论,在开放经济的浮动汇率制度中,由 IS-IM 框架可知,人民币升值会恶化中国净出口贸易账户 NX,进而减少由产品市场所决定的国民收入,从而降低居民在货币市场上的实际货币需求,最终导致国内真实利率水平下降。此时,理性消费者将减少储蓄(用于未来消费),而增加现期消费,跨期替代效应促进国内商品的现期消费。

由此可见,人民币升值对国内商品消费的影响取决于进口商品消费对国内商品消费的替代弹性(简称为期内替代弹性)和国内商品消费的跨期替代弹性(简称为跨期替代弹性^①)的比较。当期内替代弹性大于跨期替代弹性时,消费者的需求决策受到相对价格的影响较大,商品间的替代关系起主导作用,人民币升值将减少国内商品消费,国内商品和国外商品呈替代关系;而当跨期替代弹性大于期内替代弹性时,国内商品消费的跨期替代起主导作用,人民币升值不仅不会减少现期国内商品消费,反而会会增加国内商品消费,国内商品和国外商品呈互补关系。

早期对进口商品消费和国内商品消费的跨期替代弹性与期内替代弹性的经验研究,主要是在理性预期的框架下,基于生命周期永久收入模型(life cycle/permanent income model,简称为 LCPM)展开的。Cegłowski(1991)在 LCPM 的框架下基于进口商品消费模型,运用动态最优方法获取的动态方程,估算出美国进口需求的跨期替代弹性为 0.8 相对价格弹性接近于 1,表明价格跨期变动以及进口商品与国内商品间相

^① 由后文的研究可知,当存在消费者的习惯形成偏好时,我们必须通过比较经习惯形成偏好修正的期内替代弹性和修正跨期替代弹性来分析人民币升值对国内商品消费的长期影响。

对价格的变化都会引致进口消费需求的变化。Clarida(1994)在对数可分可加的效用函数下,构建了两商品消费模型,经验数据显示进口商品消费、国内商品消费和相对价格之间存在协整关系,估算出美国进口商品消费需求的平均马歇尔价格弹性为 -0.95 平均支出弹性为 2.15 而且随着进口商品消费总支出比重的增加,马歇尔价格弹性将收敛于 -1 。

Amano和Wirjanto(1996)使用美国进口需求经验数据,采用协整方法对期内最优条件估计得出国内商品消费的跨期替代弹性为 0.9 进口商品消费的跨期替代弹性为 $0.3\sim 0.4$ 采用广义矩方法对欧拉方程估计却得出国内商品消费和进口商品消费的跨期替代弹性分别为 1.4 和 4.3 但是J统计量拒绝了原假设,说明广义矩估计的结果是不可信的,经验研究发现基于期内最优条件和欧拉方程分别估计得出的跨期替代弹性在统计上存在显著的差异。

Nishiyama(2005)从理论上分析了导致两种方法估计在统计上存在差异的原因。首先,当我们在效用函数中假设存在偏好冲击或者测量误差项时,期内最优条件估计能够获得一致的跨期替代弹性估计量,但是误差项的存在会使欧拉方程变得非标准化,因而使用广义矩估计法从欧拉方程中获得的跨期替代弹性估计量将是不一致的。其次,如果在效用函数设定中不包含误差项,欧拉方程则是标准的,广义矩估计法将获得跨期替代弹性的一致估计量,但此时期内最优条件将意味着进口商品和国内商品间存在一个确定关系(deterministic relationship),而不是协整关系。因此,从应用计量经济学的角度看,不论哪种效用函数的设定,都将会直接导致基于期内最优条件和欧拉方程分别估计得出的跨期替代弹性在统计上存在差异。

Nishiyama(2005)进一步指出,在效用函数中内生消费者的习惯形成偏好有助于解决两者之间的差异性。Muelbauer(1988)、Eichenbaum等(1988)、Ferson和Constantinides(1991)以及Ogaki和Park(1997)等人的研究也表明,缺乏考虑消费者的习惯形成偏好是产生该差异性的重要原因之一,他们指出习惯形成的存在还有助于解释消费的动态性和过度平滑问题。

消费者的习惯形成主要是指人的消费习惯一旦形成就具有不可逆性,容易向上调整,不容易向下调整。最早将习惯形成偏好引入消费函数的是Duesenberry(1949),他指出现期效用不仅取决于当期消费,而且与过去消费水平有关。因此习惯形成偏好反映了消费水平变化对消费者效用的影响程度,它准确刻画了消费的不可逆性。

Croix和Urbain(1998)基于Cegłowski(1991)、Clarida(1994)的理论模型,在时间不可分的效用函数中纳入消费者的习惯形成偏好,通过对美国和法国进口商品消费需

求的经验比较研究,发现习惯形成是影响进口需求跨期替代的一个重要因素,而且习惯形成偏好能够解释经验证据未能很好支持生命周期假说的这一难题。为了解决期内最优条件和欧拉方程分别检验得到不一致跨期替代弹性估计量的问题, Nishiyama (2005)将消费的跨期和期内最优条件嵌入同一方程式中来构造交叉欧拉方程的新概念。然而,美国进口需求的经验证据却拒绝了对交叉欧拉方程的检验, Nishiyama认为经济体中存在穷人和富人两种具有不同消费偏好和习惯形成偏好的异质代理人可能是主要的原因。

近几年来,一些学者对中国进口商品消费需求也进行了相关研究。邵军和徐康宁(2006)采用有界协整方法对1982~2002年中国进口需求弹性进行研究,发现无论是在长期还是短期,中国的进口需求相对于价格缺乏弹性,但是相对收入具有较高的弹性。陆旻(2007)对中国具有代表性的八种进口商品的Amington替代弹性进行了估计,回归结果表明:八种进口商品的整体替代弹性估计值较低,仅为0.568。也有学者研究了人民币汇率变动对中国进出口贸易的影响。谷宇和高铁梅(2007)通过建立GARCH模型及误差修正模型,分析了人民币汇率波动性对中国进出口的长短期影响。分析表明:在长期内,人民币汇率波动性对进口、出口的影响显著不同,对进口表现为正向冲击,对出口表现为负向冲击。在短期内,对进口、出口都表现为负向冲击,但对进口的冲击效应略大。从长期来看,人民币实际有效汇率的波动性扩大能在一定程度上降低贸易顺差。卢向前和戴国强(2005)运用协整向量自回归方法,对1994~2003年人民币对世界主要货币的加权实际汇率波动与中国进出口之间的长期关系进行了经验检验。结果表明:人民币实际汇率波动对中国进出口存在显著的影响,ML条件^①成立;人民币实际汇率波动对进出口的影响存在J曲线效应。^②封思贤(2007)从空间和时间两个角度全面考察了人民币实际有效汇率的变化对中国进出口的影响。结果表明,人民币汇率的变化会显著影响中国的进出口。但是,这种影响程度在1994年以后明显地出现了下降趋势。同时人民币汇率变化对中国进出口的调整存在明显的J曲线效应,其中进口变动大致滞后于汇率变动2个季度,而出口则滞后1个季度,滞后

① ML条件的全称为Marshall-Lem(马歇尔-勒纳)条件,经典国际金融理论认为,不考虑国民收入变动并假定供给价格弹性无穷大时,本币贬值将有利于改善一国的贸易收支,升值则将恶化贸易收支,但前提是产品进出口需求弹性的绝对值之和必须大于1,这个前提就是马歇尔-勒纳条件。尽管这个假定非常重要且在理论上正确与否还不明确,但现实中却很少有关于汇率波动影响国际贸易的经验证据。对此问题的详细讨论详见卢向前与戴国强(2005)和封思贤(2007)。

② J曲线效应是指在货币贬值后的初期,贸易收支不但没有改善反而恶化,一段时间后,货币贬值对贸易收支改善的作用才会逐渐显示出来。

期限均短于西方发达国家。李广众等(2008)的研究表明,1990~2002年,人民币升值过程将伴随着商品国内价格的下降,同时汇率波动性增加可能导致部分初级产品国内价格水平的下降。施建淮等(2008)的研究表明,人民币名义有效汇率若上升1%,6个季度后的进口价格和12个季度后的工业品出厂价格以及消费者价格分别下降0.52、0.38和0.20个百分点;平均来看,1994~2007年汇率变动等外部冲击对国内价格变动只有适度的解释力,但2005年7月汇改以后,人民币升值对降低国内进口价格、工业品出厂价格和消费者价格有比较显著的贡献。此外,对中国政府消费与居民消费之间关系的经验分析表明,政府消费与居民消费不论在改革开放前还是改革开放后都存在互补关系(李广众,2005;杨子晖,2006)。

在上述文献的基础上,本文从以下几个方面做了拓展:(1)将消费习惯形成这一重要变量纳入消费者行为模型中,拓展了以Cegłowski(1991)、Clarida(1994)、Amano和Wirjanto(1996)、Xu(2002)为代表的永久收入模型,使得我们的经验分析有一个更接近实际消费者行为的理论基础。(2)运用现代计量经济模型和估计方法,估计了中国消费者的习惯形成偏好参数。(3)估计了考虑习惯形成偏好和没有考虑习惯形成偏好下中国消费者对进口商品消费和国内商品消费的期内替代弹性和跨期替代弹性系数。(4)综合考虑期内替代弹性和跨期替代弹性,从动态角度探讨了进口商品消费和国内商品消费是否存在互补性(或替代性)。

本文结构如下:第二部分为通过考虑习惯形成偏好拓展了传统的基于永久收入假说的消费者行为模型,第三部分为经验研究设计和结果分析,第四部分为本文的基本结论和启示。

二 习惯形成偏好和消费者行为模型拓展

Cegłowski(1991)、Clarida(1994)、Amano和Wirjanto(1996)、Xu(2002)基于永久收入理论,在对数可分可加的效用函数下构建了两种商品消费模型,并使用数据对进口商品消费和国内商品消费之间的关系展开分析。但正如Nishiyama(2005)指出的,该理论框架将会直接导致基于期内最优条件和欧拉方程分别估计得出的跨期替代弹性出现不一致问题。

为了有效克服该问题,我们在对数可分可加的即时效用函数中引入消费者的习惯形成偏好,即消费者的效用函数不但依赖于当前的国内商品消费 D_t 和进口商品消费 F_t ,还依赖于消费的习惯形成偏好。其中,习惯形成偏好由滞后一期的消费水平(即

D_{t-1} 和 F_{t-1}) 所决定。结合 Muelbauer(1988) 以及 Croix 和 Urban(1998) 的研究, 我们将消费者的即时效用函数定义为:

$$u(D_t^*, F_t^*) = \begin{cases} \frac{e^{\mu D_t^*} D_t^{*1-\rho}}{1-\rho} + \frac{e^{\nu F_t^*} F_t^{*1-\nu}}{1-\nu} & \text{当 } \rho \neq \nu \neq 1 \text{ 时} \\ e^{\mu D_t^*} \ln D_t^* + e^{\nu F_t^*} \ln F_t^* & \text{当 } \rho = \nu = 1 \text{ 时} \end{cases} \quad (1)$$

其中, $D_t^* = (1-\gamma)^{-1} (D_t - \gamma D_{t-1})$ 和 $F_t^* = (1-\delta)^{-1} (F_t - \delta F_{t-1})$, $\gamma \in [-1, 1)$ 和 $\delta \in [-1, 1)$ 分别表示消费者对国内商品消费和进口商品消费的习惯形成偏好行为参数。当习惯形成偏好参数大于零时, 数值越大表示习惯形成偏好对消费者当期效用的影响程度越大, 消费者为了使得其终身效用最大化, 偏向于选择平稳性消费行为。当习惯形成偏好参数小于零时, 则表示对应商品可能为耐用品 (Ferson and Constantinides 1991), 此时, 过去的消费仍给消费者当期带来效用。本文只考虑滞后一期消费对当期效用的影响。

代表性的国内消费者在 0 时刻终身效用最大化可以表示为:

$$\max_{\{D_t^*, F_t^*\}} E_t \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(D_t^*, F_t^*) \right\} \quad (2)$$

其中, E_t 是基于 t 时期信息的期望算子, β 为主观贴现因子, 在相对风险规避系数不变的效用函数中, ρ, ν 表示曲率参数。假定 P_t^F 和 P_t^D 分别表示 t 时期进口商品和国内商品的消费价格, S_t^* 为采取间接标价法的实际有效汇率, 考虑人民币升值将降低中国进口商品价格水平 (许伟和傅雄广, 2008) 的实际情况, 我们设定 $\partial P_t^F(S_t) / \partial S_t < 0$ 表示进口价格水平与实际有效汇率呈反比关系。令相对价格 $P_t = P_t^F(S_t) / P_t^D$, ①那么, 则有 $\partial P_t / \partial S_t < 0$ 此时消费者的预算约束可表示为:

$$A_{t+1} + D_t + P_t F_t \leq Y_t + (1+r_t)A_t \quad (3)$$

其中, A_t 表示消费者 t 时期持有的资产, Y_t 表示 t 时期劳动收入, r_t 为 t 期资产回报率。对以上最优化问题构建拉格朗日函数:

$$L = E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[(1-\rho)^{-1} e^{\mu D_t} \left(\frac{D_t - \gamma D_{t-1}}{1-\gamma} \right)^{1-\rho} + (1-\nu)^{-1} e^{\nu F_t} \left(\frac{F_t - \delta F_{t-1}}{1-\delta} \right)^{1-\nu} + \lambda_t [Y_t + (1+r_t)A_t - D_t - P_t F_t - A_{t+1}] \right] \right\} \quad (4)$$

其一阶条件为:

$$e^{\mu D_t} \left(\frac{D_t - \gamma D_{t-1}}{1-\gamma} \right)^{-\rho} \left[\frac{1}{1-\gamma} \right] + \beta e^{\mu D_{t+1}} \left[-\frac{\gamma}{1-\gamma} \right] E_t \left(\frac{D_{t+1} - \gamma D_t}{1-\gamma} \right)^{-\rho} = \lambda_t \quad (5)$$

① 我们忽略考虑人民币汇率通过中间品价格水平对国内生活资料工业品出厂价格水平的传递效应。

$$e^{\mu_r t} \left(\frac{F_t - \mathcal{F}_{t-1}}{1 - \delta} \right)^{-\nu} \left[\frac{1}{1 - \delta} + \beta e^{\mu_r t} \right] \left(-\frac{\delta}{1 - \delta} \right) E_t \left(\frac{F_{t+1} - \mathcal{F}_t}{1 - \delta} \right)^{-\nu} = P_t \lambda_t \quad (6)$$

$$E_t \left[\beta (1 + r_{t+1}) \lambda_{t+1} \right] = \lambda_t \quad (7)$$

将以上各式整理可得最优期内(或静态)的一阶条件和欧拉方程组:

$$P_t e^{\mu_D t} \left(\frac{1}{1 - \gamma} \right) \left(\frac{D_t - \mathcal{D}_{t-1}}{1 - \gamma} \right)^{-\rho} \left[1 - \beta \gamma e^{\mu_D t} E_t \left(\frac{D_{t+1} - \mathcal{D}_t}{D_t - \mathcal{D}_{t-1}} \right)^{-\rho} \right] \quad (8)$$

$$= e^{\mu_r t} \left(\frac{1}{1 - \delta} \right) \left(\frac{F_t - \mathcal{F}_{t-1}}{1 - \delta} \right)^{-\nu} \left[1 - \beta \delta e^{\mu_r t} E_t \left(\frac{F_{t+1} - \mathcal{F}_t}{F_t - \mathcal{F}_{t-1}} \right)^{-\nu} \right]$$

$$E_t \left[\beta_m (1 + r_{t+1}) \left(\frac{D_{t+1} - \mathcal{D}_t}{D_t - \mathcal{D}_{t-1}} \right)^{-\rho} - \beta_m \gamma \left(\frac{D_{t+2} - \mathcal{D}_{t+1}}{D_{t+1} - \mathcal{D}_t} \right)^{-\rho} - 1 \right] = 0 \quad (9)$$

$$E_t \left[\beta_m (1 + r_{t+1}) \left(\frac{F_{t+1} - \mathcal{F}_t}{F_t - \mathcal{F}_{t-1}} \right)^{-\nu} - \beta_m \delta \left(\frac{F_{t+2} - \mathcal{F}_{t+1}}{F_{t+1} - \mathcal{F}_t} \right)^{-\nu} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) - 1 \right] = 0$$

从以上分析可知:

第一, 考虑习惯形成偏好的消费者行为模型是一个更一般化的理论模型。Ceglow ski(1991)、Clarida(1994)、Amano和Wirjanto(1996)、Xu(2002)的研究框架是本文消费者行为模型的一个特例, 当不考虑消费者的习惯形成偏好时, 我们的模型框架就简化为经典消费者行为模型。事实上, 令 $\gamma = \delta = 0$ 即可得到 Ceglow ski(1991)、Clarida(1994)、Amano和Wirjanto(1996)、Xu(2002)等人经典理论模型的结论。

第二, 本文构建的理论模型综合考虑了消费者习惯形成偏好因素, 从而使得静态条件(8)和欧拉方程组(9)更具稳健性, 也能够有效地回避Nishiyama(2005)提出的经验研究困境问题, 以准确获取各类消费的跨期替代弹性和期内替代弹性参数估计值。考虑了习惯形成偏好后, 消费者的现期效用不仅取决于当期消费, 而且与过去的消费水平有关, 从而使得本文理论模型的假设更接近实际消费者行为, 具有更强的现实解释意义。

三 思路和结果分析

(一) 模型和研究思路

1 马歇尔价格弹性和支出弹性估计。^① 对(8)式取对数, 同时假定 $\{D_t\}_{t=-\infty}^{\infty}$ 和 $\{F_t\}_{t=-\infty}^{\infty}$ 是稳定序列 I(1)过程, 可得变量间的关系为:

^① 马歇尔价格弹性即需求量对价格的弹性, 是指某一产品价格变动时, 该产品需求量相应变动的灵敏度。支出弹性是指, 在某种产品价格保持不变的情况下, 收入变动时消费者对该产品需求量相应变动的敏感度。

$$\ln P_t = c + \mu_t - \nu \ln \left[\frac{F_t - \mathcal{F}_{t-1}}{1 - \delta} \right] + \rho \ln \left[\frac{D_t - \mathcal{D}_{t-1}}{1 - \gamma} \right] - \ln \left[1 - \beta \gamma e^{\mu} E_t \left(\frac{D_{t+1} - \mathcal{D}_{t+1}}{D_t - \mathcal{D}_{t-1}} \right)^{-\rho} \right] + \ln \left[1 - \beta \delta e^{\mu} E_t \left(\frac{F_{t+1} - \mathcal{F}_{t+1}}{F_t - \mathcal{F}_{t-1}} \right)^{-\nu} \right] \quad (10)$$

其中, $c = \ln[(1 - \gamma)/(1 - \delta)]$, $\mu = \mu_f - \mu_g$ 。借鉴 Muelbauer(1988)的研究,我们对(10)式中相关变量作一阶泰勒展开可得方程为:^①

$$\rho \ln D_t - \ln P_t - \nu \ln F_t + c + \mu_t = \frac{\nu}{f + (1 - \delta)/\delta} \Delta \ln F_t - \frac{\rho}{g + (1 - \gamma)/\gamma} \Delta \ln D_t + \ln \left[1 - \beta \gamma e^{\mu} E_t \left(\frac{D_{t+1} - \mathcal{D}_{t+1}}{D_t - \mathcal{D}_{t-1}} \right)^{-\rho} \right] - \ln \left[1 - \beta \delta e^{\mu} E_t \left(\frac{F_{t+1} - \mathcal{F}_{t+1}}{F_t - \mathcal{F}_{t-1}} \right)^{-\nu} \right] + \zeta_t \quad (11)$$

其中, ζ_t 为随机扰动项, g 和 f 分别表示 $\Delta \ln D_t$ 和 $\Delta \ln F_t$ 的平均值。根据 Cegbowski(1991)、Clarida(1994)、Amano和Wirjanto(1996)和Xu(2002)等人的研究,(11)式中 $\ln P_t$ 、 $\ln F_t$ 和 $\ln D_t$ 存在协整关系。当变量 $\ln D_t$ 和 $\ln F_t$ 为 $I(1)$ 过程时,则 $\Delta \ln D_t$ 和 $\Delta \ln F_t$ 为 $I(0)$ 过程,因而(11)式等号右边部分为协方差平稳变量,即可视为随机冲击因素。

与此同时,在 Engle和Granger(1987)两阶段估计法中,由于运用协整估计法比广义矩方法获得的 ρ 和 ν 估计值收敛的速度更快,因此第一阶段估计并不会影响第二阶段广义矩方法参数估计值的相关渐近属性。^②基于此,本文首先在第一阶段估计中,将(11)式等式右边部分视为随机冲击因素 ε_t ,并使用协整估计方法获取进口商品消费和国内商品消费跨期替代弹性的一致估计量;其次,基于第一阶段协整的各估计值,在第二阶段中使用 GMM 方法对方程组(9)进行联合估计,以获取进口商品消费和国内商品消费各自的习惯形成偏好参数。

此时,在第一阶段估计中,各变量间存在的一个协整关系可重新表述为:

$$\ln D_t = \hat{c} + \hat{\mu}' t + \frac{\nu}{\rho} \ln F_t + \frac{1}{\rho} \ln P_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

其中, $\hat{c} = -c/\rho$, $\hat{\mu}' = -\mu/\rho$, ε_t 是均值为零的 $I(0)$ 过程, $1/\rho$ 代表国内商品消费的跨期替代弹性, ν/ρ 表示进口商品消费和国内商品消费的期内替代弹性,这些参数估计值可用于计算进口商品消费和国内商品消费的即时马歇尔价格弹性和支出弹性。^③

① 关于式(11)的具体推导以及相关细节备索。

② 关于运用协整方法识别和估计效用函数中偏好参数优点的详细讨论见 Ogaki(1992)以及 Ogaki和Pak(1997)。

③ (13)至(15)式的具体推导以及相关细节备索,也可参见 Clarida(1994)、Croix和Urban(1998)、Ogaki(1992)以及 Nishiyama(2005)的研究。

结合 Clarida (1994)、Croix 和 Urban (1998) 的相关研究, 可推得隐含进口商品消费的马歇尔价格弹性和支出弹性分别为:

$$\eta_{F, P} = - \frac{1}{\nu} \left[1 - \frac{(1-\nu)(1-s)}{(s\nu/\rho) + (1-s)} \right] \quad (13)$$

$$\eta_{F, (D+PF)} = \frac{\rho}{\nu} \left[\frac{1}{s + (\rho/\nu)(1-s)} \right] \quad (14)$$

同时根据 Ogaki (1992) 和 Nishiyama (2005) 的研究, 在效用函数可分可加的假设条件下, 我们可推得国内商品消费的支出弹性为:

$$\eta_{D, (D+PF)} = \left[\frac{\rho}{\nu} + s \left(1 - \frac{\rho}{\nu} \right) \right]^{-1} \quad (15)$$

其中, s 表示国内商品消费需求占总消费需求的比重。与进口商品消费的马歇尔价格弹性和支出弹性类似, 国内商品消费的支出弹性也具有时变性。

2 习惯形成偏好参数和修正跨期替代弹性估计。基于以上 (12) 式中中长期协整系数进口商品消费与国内商品消费跨期替代弹性的一致估计量 $1/\rho$ 和 $1/\nu$, 将其作为欧拉方程组 (9) 式中对应参数的前定数值。本文采用 Hansen (1982) 提出的广义矩估计法 (GMM) 对欧拉方程组 (9) 式进行联合估计, 以获取中国居民对进口商品消费和国内商品消费各自的习惯形成偏好参数。

习惯形成偏好的存在使得消费者的跨期选择变得更为复杂。此时, 习惯形成将通过消费者的现期消费选择影响其未来的消费, 从而使得 $1/\rho$ 和 $1/\nu$ 不能准确刻画出消费者的跨期替代效应 (Constantinides, 1990)。有鉴于此, Bohrin 等 (1995) 以及 Croix 和 Urban (1998) 在确定性框架下, 构造了经习惯形成调整后的跨期替代弹性和期内替代弹性, 并分别定义为修正跨期替代弹性和修正期内替代弹性。依据本文的具体要求, 我们可推得国内商品消费和进口商品消费各自的修正跨期替代弹性分别为: ^①

$$\begin{aligned} \frac{1}{\tilde{\rho}} &= \frac{1}{\rho} \left(1 - \gamma \right) \frac{1 - \gamma \beta e^{\mu_b} / (1+g)^{\rho}}{1 + \gamma^2 \beta^2 e^{2\mu_b} / (1+g)^{2\rho}} = a \frac{1}{\rho} \\ \frac{1}{\tilde{\nu}} &= \frac{1}{\nu} \left(1 - \delta \right) \frac{1 - \delta \beta e^{\mu_f} / (1+f)^{\nu}}{1 + \delta^2 \beta^2 e^{2\mu_f} / (1+f)^{2\nu}} = b \frac{1}{\nu} \end{aligned} \quad (16)$$

其中, β 为主观贴现因子, a 和 b 为修正因子, γ 和 δ 分别表示消费者对国内商品消费和进口商品消费各自的习惯形成偏好参数, g 和 f 分别表示 $\Delta \ln D_t$ 和 $\Delta \ln F_t$ 的平均值。与此同时, 令 $\mu_b = \mu_f = 0$ 即可得到效用函数不考虑时间趋势情况下的国内消费

① 由跨期替代弹性的定义可推导出式 (16), 具体推导以及相关细节备索。

和进口消费的修正跨期替代弹性。

3 进口商品消费和国内商品消费互补性(或替代性)的判定。根据 Amano和 Wirjanto(1996)以及 Nieh和 Ho(2006)的研究,在该理论框架中,当国内商品消费的修正跨期替代弹性 $1/\rho$ 大于两者的修正期内替代弹性 ν/ρ 时,则国内消费与进口消费之间存在互补关系,反之,当 $1/\rho$ 小于 ν/ρ 时,则国内消费与进口消费之间存在替代关系。

(二)数据来源及说明

本文首先使用联合国统计司^①公布的《标准国际贸易分类》(Standard International Trade Classification Revision 3 SITC第三次修订版)方法,对应获取以联合国《广义经济类别分类》(Broad Economic Categories BEC)为标准的19种基本大类商品的对应数据;进而结合《国民账户核算体系》(System of National Accounts SNA)基本标准商品的划分准则,将BEC中的19种大类商品对照归入SNA中的消费品、资本品和中间品三类账户。同时为了保持研究数据口径的一致性,本文使用SNA中的消费品作为进口商品消费(F_t^I)的代表变量,而居民最终消费(DN_t)则使用社会消费品零售总额进行衡量。

与此同时,各名义(实际)变量除以总人口^②获得人均名义(实际)变量,各实际变量使用各名义变量除以各自的价格指数获得,本文以定基月度价格指数(基期为2004年)^③进行平减,以获取各变量的实际值。此外,本文采用Clarida(1994)的方法,将国内商品的实际消费性支出定义为:

$$D_t^I = (DN_t - P_t^I F_t^I) / P_t^D \quad (17)$$

其中, P_t^I 和 P_t^D 分别为进口商品和国内商品的价格指数。 P_t^I 采用海关统计的消费品进口商品价格指数,国内商品价格指数 P_t^D 使用生活资料工业品出厂价格指数作为代表变量,两者的比率构造相对价格指数 $P_t (P_t^I / P_t^D)$ 。居民持有资产的实际回报率(r_t)以月度银行间同业拆借加权平均利率与通货膨胀率之差作为代表变量。

此外,由于中国对外贸易以美元为作为计价单位,本文采用进口消费品贸易额

① 《标准国际贸易分类》(SITC)和《广义经济类别分类》(BEC)的对应关系以及《广义经济类别分类》(BEC)与《国民账户核算体系》(SNA)的具体对应关系详见联合国统计司(United Nations Statistics Division)网站提供的对应准则。网址: <http://unstats.un.org/unsd/cr/registry/regdl.asp?Lg=1>

② 由于受统计数据获取的约束,2009年的人口数基于2008年人口数根据趋势调整得出。

③ 中国尚未公布消费品进口商品价格指数和生活资料工业品出厂价格指数的月度定基比指数,因此,与杨子晖(2009)的研究相一致,本文利用中国公布的消费品进口商品价格同比指数和环比指数以及生活资料工业品出厂价格环比指数,构造中国消费品进口商品价格和国内商品价格的月度定基比指数(基期为2004年)。

(美元计价)乘以美元汇率月度中间价获得以人民币为计价单位的进口商品消费额。

本文使用的数据均来源于中经网、《中国海关统计月报》和《中国对外贸易指数》各卷并整理,采用月度频率数据,时间跨度为1998年1月至2009年10月。

(三)弹性参数估计结果

1 单位根检验。首先对各主要变量进行预分析,以判别变量序列的平稳性。为保证结果的稳健性和可靠性,本文分别使用 ADF和 PP两种方法分别对各变量进行单位根检验,表1的检验结果表明各变量均为非平稳的 $I(1)$ 过程。

表 1 单位根检验

变量	检验形式 (C, T, K)	ADF 检验	Proh	检验形式 (C, T, B)	PP 检验	Proh
$\ln P$	(1, 0, 13)	-1.470	0.5458	(1, 0, 8)	-5.012***	0.0000
$\Delta \ln P$	(0, 0, 13)	-6.477**	0.0000	(0, 0, 5)	-20.854**	0.0000
$\ln D$	(1, 0, 13)	2.030	0.9999	(1, 0, 3)	-0.716	0.8382
$\Delta \ln D$	(0, 0, 11)	-2.122**	0.0330	(0, 0, 5)	-11.907**	0.0000
$\ln F$	(1, 0, 2)	-1.749	0.4046	(1, 0, 6)	-1.908	0.3281
$\Delta \ln F$	(0, 0, 1)	-14.257**	0.0000	(0, 0, 2)	-19.604***	0.0000

说明:(1)ADF单位根检验形式(C, T, K),其中C表示常数项,T表示时间趋势项,K表示根据SC准则选择的滞后阶数;PP单位根检验形式(C, T, B),其中C表示常数项,T表示时间趋势项,B表示采用Newey-West(1994)选择的带宽。(2)变量前加“ Δ ”表示对变量做一阶差分。(3)**和***分别表示在5%和1%的显著水平上拒绝有单位根的原假设,其中检验临界值根据MacKinnon(1996)确定,并由Statal0.0给出。

2 协整检验和协整系数估计。协整检验的目的是确定两个或两个以上的非平稳时间序列的线性组合是否具有协整关系,它表示的是一种长期的均衡关系。表2中Johansen协整检验结果显示, $\ln D_t$ 、 $\ln P_t$ 和 $\ln F_t$ 之间在5%的显著水平上只具有一个长期的协整关系,且变量间的长期协整关系系数的向量为 $(1, -1/\rho, -\nu/\rho)$;而 $\ln D_t$ 、 $\ln P_t$ 和 $\ln F_t$ 在5%的显著水平上存在以协整系数为 $(1, \mu, -1/\rho - \nu/\rho)$ 的长期协整关系。这一结论表明,对这些变量间的序列水平值进行回归是可行的。

本文采用Phillips和Hansen(1990)、Hansen(1992)的完全修正普通最小二乘法(FMOLS)以及Stock和Waston(1993)的动态OLS(DOLS)两种方法,分别对变量间的长期协整关系(即方程(12))进行估计和比较分析(见表3),以保证研究结论的稳健性和可靠性。

表 2 Johansen协整检验

特征值	零假设 (H_0)	备择假设 (H_1)	迹检验量	5% 临界值	Prob
0.387 (0.270)	$r = 0^{**}$	$r = 1$	87.94 (63.23)	47.86 (42.92)	0.0000 (0.0002)
0.113 (0.117)	$r \leq 1$	$r = 2$	20.80 (20.04)	29.80 (25.87)	0.3706 (0.2241)
0.026 (0.022)	$r \leq 2$	$r = 3$	4.31 (3.03)	15.49 (12.52)	0.8773 (0.8732)
0.005	$r \leq 3$	$r = 4$	0.66	3.84	0.4174

说明: (1)括号内外分别表示协整方程 (12) 包含的时间趋势项和不包含的时间趋势项。(2)检验形式为原序列存在线性趋势,而协整方程只带截距项。(3)VAR 的最优滞后阶数基于 BC 信息准则选定。(4)** 表示在 5% 的显著水平拒绝零假设。

研究表明,在大样本的情况下,FMOLS和 DOLS估计方法等价于完全信息的极大似然估计法。其中,FMOLS基于半参数两阶段估计法校正了扰动项的内生性和序列相关性,从而获取协整系数的渐近最优估计量以及完全修正的 t 统计量和 Wald 统计量 (Hansen 1992)。而 Stock 和 Watson (1993) 研究表明,当扰动项存在自相关以及扰动项与解释变量存在相关时,在原模型的基础上增加解释变量一阶差分的领先、滞后项,DOLS 估计可获得长期协整系数的超一致估计量:长期协整系数经过加权调整后的 t 统计量和 Wald 统计量同样具有近似的标准正态分布和卡方分布。其中, t 统计量和 Wald 统计量的加权调整系数分别为 $(s/\hat{\lambda})$ 和 $(s/\hat{\lambda})^2$ 。^①

表 3 给出了基于三种不同核函数的 FMOLS 估计结果,结果显示 FMOLS 和 DOLS 两种方法的估计比较接近,协整系数符号方向也都与理论模型分析的预期相一致,这说明估计结果是稳健的、可靠的。其中,国内商品消费的跨期替代弹性 ($1/\rho$) 为 1.049~1.603 而且除不包含时间趋势项的 FMOLS 外,其他模型估计结果的 t 统计量都在 10% (或 5%) 的显著水平上拒绝为零的原假设;与此同时,两种商品间的期内替代弹性 (ν/ρ) 为 0.432~0.596 而且 t 统计量都高度显著。在此基础上,通过使用国内商品消费的跨期替代弹性 ($1/\rho$) 除以两种商品间的期内替代弹性 (ν/ρ) 可得到隐

① 其中, s 为 (12) 式 OLS 估计的回归标准差, $\hat{\lambda}$ 通过以下过程构造: 令 $\hat{\varepsilon}_t$ 是式 (12) OLS 估计的残差, $\hat{\varepsilon}_t$ 的 AR(p) 过程是 $\hat{\varepsilon}_t = \rho_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \rho_2 \hat{\varepsilon}_{t-2} + \dots + \rho_p \hat{\varepsilon}_{t-p} + e_t$, 其中 $t = p+1, \dots, T$, 并使用 AIC 确定可能的滞后阶数, 令 $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T-p_{t=p+1}} \sum \hat{\varepsilon}_t^2$, 则 $\hat{\lambda}^2 = \frac{\hat{\sigma}^2}{(1-\rho_1-\dots-\rho_p)^2}$ 。

含进口商品消费的跨期替代弹性 (1/σ)为 2 285~ 2 690(见表 3 最后一列)。此外,对于不包含时间趋势项的 FMOLS 估计而言, L_c、 SupF 和 MeanF 统计量的检验结果显示: 各个回归模型在 1% 的显著水平上都不能拒绝长期协整系数为常数的原假设。

表 3 协整系数估计结果

估计法	核函数	常数项	趋势项	lnP _t	lnF _t	L _c	SupF	MeanF	1/ρ	1/σ
FMOLS	二次谱核	2.626 ^{***} (0.704)	-0.033 (0.021)	1.603 ^{***} (0.724)	0.596 ^{***} (0.151)	1.650	12.451	23.172	1.603	2.690
	帕仁核	2.644 ^{***} (0.708)	-0.034 (0.021)	1.573 ^{***} (0.728)	0.593 ^{***} (0.152)	1.543	11.826	22.293	1.573	2.653
	三角核	2.628 ^{***} (0.706)	-0.032 (0.021)	1.585 ^{***} (0.726)	0.595 ^{***} (0.152)	1.588	12.099	22.544	1.585	2.664
	二次谱核	3.092 ^{***} (1.014)	-	1.049 (1.040)	0.459 ^{**} (0.215)	0.269	1.997	5.063	1.049	2.285
	帕仁核	3.218 ^{***} (1.020)	-	1.123 (1.046)	0.432 ^{**} (0.216)	0.262	1.704	4.919	1.123	2.600
	三角核	3.092 ^{***} (1.005)	-	1.090 (1.032)	0.458 ^{**} (0.213)	0.270	2.026	5.091	1.090	2.380
DOLS	-	3.118 ^{***} (0.263)	-0.0008 (0.007)	1.192 ^{***} (0.291)	0.457 ^{***} (0.056)	-	-	-	1.192	2.608
	-	3.115 ^{***} (0.245)	-	1.194 ^{***} (0.273)	0.457 ^{***} (0.052)	-	-	-	1.194	2.613

说明: (1)括号内的值为对应标准差或渐近标准差, L_c、 SupF 和 MeanF 统计量的临界值参见 Hansen(1992)。(2) L_c、 SupF 和 MeanF 统计量分别为: $L_c = t \left\{ M_{nn}^{-1} \sum_{t=1}^n S_t \Omega_2^{-1} S_t' \right\}$, 其中, $M_{nn} = \sum_{i=1}^n x_i x_i'$, $S_t = \sum_{i=1}^t \hat{s}_i$, $\Omega_{12} = \Omega_{11} - \Omega_{12} \Omega_{22}^{-1} \Omega_{21}$; $SupF = \sup_{t/T \in [0.15, 0.85]} F_{t/T}$; $MeanF = \frac{1}{n^*} \sum_{t/n \in [0.15, 0.85]} F_{t/n}$, 其中, $n^* = \sum_{t/n \in [0.15, 0.85]} 1$, $F_{t/n}$ 为间断点 Chow 统计量。(3) 1/ρ 和 1/σ 分别表示基于方程估计值计算获得的隐含国内商品消费和进口商品消费的跨期替代弹性。(4) DOLS 估计方法中领先、滞后阶数均为 1, 括号内渐近标准差为加权调整后的标准差。(5) ** 和 *** 分别表示在 5% 和 1% 的显著性水平拒绝零假设。

3 结构变动对协整系数的影响: 间断点检验。Hansen(1992)基于完全修正普通最小二乘法(FMOLS)构造了用于检验协整系数稳定性的方法, 基于传统 Chow 检验思想, 即计算每一固定断点时刻 t/T 的标准 ChowF 统计量, 并将随断点变化统计量序列的上确界作为最终检验的统计量:^①

$$SupF = \sup_{t/T \in [0.15, 0.85]} F_{t/T} \quad (18)$$

① 具体的推导以及渐近临界值和相关细节详见 Hansen(1992)。

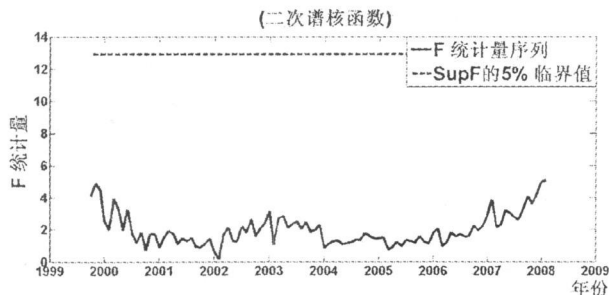


图1 协整系数的稳定性检验
(1998.01 ~ 2009.10)

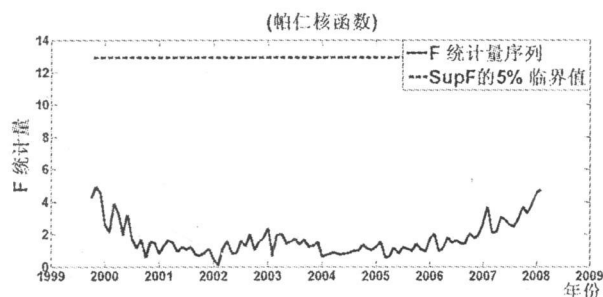


图2 协整系数的稳定性检验
(1998.01 ~ 2009.10)

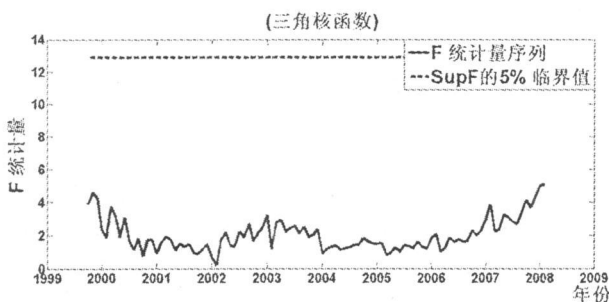


图3 协整系数的稳定性检验
(1998.01 ~ 2009.10)

本文使用 SupF 统计量序列 (Hansen, 1992) 来检验协整模型回归系数的稳定性, 以考察制度或政策变动 (如汇率政策的变动) 对模型估计效果的影响, 各模型的检验结果分别列于图 1~3。

图中的 F 统计量清晰显示: 1998~2009 年间断点 ChowF 统计量都位于 5% 显著性水平的临界值之下, 这表明在统计容忍范围内, 可能的结构变动对协整模型系数估计的影响有限, 进口商品消费和国内商品消费以及相对价格的对数关系之间存在一个长期的、稳定的协整关系。

(四) 习惯形成偏好参数估计

基于 (12) 式长期协整系数进口商品消费和国内商品消费跨期替代弹性的一致估计量 $1/\rho$ 和 $1/\sigma$ (即表 3 中的隐含跨期替代弹性估计值), 并将其作为欧拉方程组 (9) 式中对应参数的前定数值。本部分采用 GMM 方法, 对欧拉方程组 (9) 进行联合估计, 以估算中国居民对进口商品消费和国内商品消费各自的习惯形成偏好参数,

估计结果列于表 4。其中, 本文选择以下变量作为工具变量: 常数、时间趋势、 D_t/D_{t-1} 、 F_t/F_{t-1} 、 P_{t-1}/P_t 和 $1+r_{t-1}$ 。

过度识别检验结果显示, J 统计量都不能拒绝原假设, 这说明该模型估计的结果是有效的, Wald 统计量都在 1% 的显著水平上拒绝了原假设 $H_0: \gamma = \delta = 0$, 表明中国居民对进口商品和国内商品的消费都存在习惯性偏好, 同时也说明 Ceglow ski (1991)、世界经济* 2010年第 7 期 • 38 •

Clarida(1994)、Amano和Wirjanto(1996)和Xu(2002)的研究框架假定 $\gamma = \delta = 0$ 存在缺陷。经验结果显示,八个模型的估计结果比较相近,而且系数估计值都在 1% 的显著性水平上拒绝零假设,其中 γ 的估计系数为 0.622~0.631, δ 为 0.073~0.113。这表明习惯形成偏好也是影响中国居民消费行为的一个重要参数,其对国内商品消费的影响大于对进口商品消费的影响。与此同时,这些习惯形成偏好参数可用于估计(16)式的进口商品消费和国内商品消费各自的修正跨期替代弹性。

表 4 欧拉方程组的 GMM 估计结果

	$1/\rho = 1.603$	$1/\rho = 1.573$	$1/\rho = 1.585$	$1/\rho = 1.049$	$1/\rho = 1.123$	$1/\rho = 1.090$	$1/\rho = 1.192$	$1/\rho = 1.194$
	$1/\sigma = 2.690$	$1/\sigma = 2.653$	$1/\sigma = 2.664$	$1/\sigma = 2.285$	$1/\sigma = 2.600$	$1/\sigma = 2.380$	$1/\sigma = 2.608$	$1/\sigma = 2.613$
γ	0.625 ^{***} (0.002)	0.622 ^{***} (0.002)	0.625 ^{***} (0.002)	0.625 ^{***} (0.001)	0.626 ^{***} (0.001)	0.631 ^{***} (0.001)	0.626 ^{***} (0.00001)	0.625 ^{***} (0.001)
δ	0.113 ^{***} (0.011)	0.110 ^{***} (0.011)	0.113 ^{***} (0.011)	0.073 ^{***} (0.010)	0.105 ^{***} (0.025)	0.083 ^{***} (0.010)	0.105 ^{***} (0.024)	0.106 ^{***} (0.027)
J统计量	0.094	0.094	0.094	0.080	0.130	0.080	0.141	0.157
Wald	66940 ^{***} [0.0000]	66177 ^{***} [0.0000]	66895 ^{***} [0.0000]	730242 ^{***} [0.0000]	1778570 ^{***} [0.0000]	63775 ^{***} [0.0000]	931797 ^{***} [0.0000]	931666 ^{***} [0.0000]

说明: (1)根据 Amano和Wirjanto(1996)的方法,我们设定回归 $\beta_m = 0.99$,一致 HAC 协方差矩阵由 Newey 与 West(1987)给出,其中自协方差的权重由二次谱(QS)核函数给定;括号内的值为对应估计量的标准误。(2)Wald 统计量的原假设 H_0 为: $\gamma = \delta = 0$,方括号内为对应统计量的 p 值。(3)***表示通过 1% 的显著性水平检验。

(五)进口商品消费是否挤出了国内商品消费

1 马歇尔价格弹性和支出弹性估计。为了准确获取进口商品消费和国内商品消费之间的关系,首先需要对中国进口商品和国内商品间的替代效应进行定量分析。由于进口需求占中国最终消费的比例(即 $1-s$)在样本区间不断变化,根据(13)式计算得出的进口商品消费需求的马歇尔价格弹性落入以下范围: $-1.089 \leq \eta_{F,P} \leq -1.015$ 。必须指出的是,进口商品消费需求的马歇尔价格弹性并非常数,而是具有时变性,即随着进口商品消费需求在中国总消费需求中所占比重的变化而不断改变。在整个样本区间平均的价格弹性为 $\bar{\eta}_{F,P} = -1.043$ 。虽然这一估计值与 Kee 等(2008)对中国进口商品消费需求价格弹性估算的平均值(-2.54)存在一定的差异,但就数值而言,两者都说明人民币汇率上升,使得进口商品价格相对降低,在短期内将会挤入中国居民对进口商品的消费需求。

表 5 进口商品与国内商品的支出弹性比较

	平均支出弹性	支出弹性	分析结果
进口商品	1.580	$1.196 \leq \eta_{F, (D+PF)} \leq 2.193$	奢侈品
国内商品	0.105	$0.079 \leq \eta_{F, (D+PF)} \leq 0.146$	必需品

其次, 需要对中国居民对进口商品消费和国内商品消费行为的差异性进行研究。通过对 (14) 和 (15) 式进行计算, 我们可获得进口商品和国内商品各自的支出弹性, 结果列于表 5。分析结果显示, 进口商品与国内商品的平均支出弹性分别为 1.580 和 0.105。从微观经济学的定义以及 Nishiyama (2005) 的研究设计出发, 我们可以粗略地将进口商品列为奢侈品, 而将国内商品划入必需品行列。

2 进口消费与国内消费间的替代效应分析。表 6 为相关参数估计的平均值, 估算结果显示: 进口商品消费和国内商品消费的跨期替代弹性分别为 2.561 和 1.301, 而中国居民对进口商品消费和国内商品消费的习惯形成偏好参数分别为 0.101 和 0.626。其中, 进口商品消费和国内商品消费各自跨期替代弹性之间存在一定的差异, 一个可能的原因是: 相对于国内商品而言, 进口商品中所包含的必需品相对较少, 而多为奢侈品, 因此具有较强的跨期替代效应。

表 6 进口商品消费与国内商品消费的行为比较

项目名称	估计值及关系分析
进口商品消费跨期替代弹性 $1/\rho$	2.561
国内商品消费跨期替代弹性 $1/\rho$	1.301
进口商品消费与国内商品消费期内替代弹性 ν/ρ	0.506
进口商品消费的修正跨期替代弹性 $1/\rho$	2.049
国内商品消费的修正跨期替代弹性 $1/\rho$	0.136
进口商品消费与国内商品消费修正期内替代弹性 ν/ρ	0.066
进口商品消费的习惯形成偏好 δ	0.101
国内商品消费的习惯形成偏好 γ	0.626
进口商品消费与国内商品消费的关系	互补关系

Constantinides (1990) 的研究表明: 习惯形成的存在使得跨期替代弹性和修正跨期替代弹性之间存在一定差异, 经验估计结果显示修正跨期替代弹性为跨期替代弹性的 $1/4$ 。Naik 和 Moore (1996) 对食品消费数据的经验结果显示: 修正跨期替代弹性为跨期替代弹性的 $1/2$ 。与此同时, Ferson 和 Constantinides (1991)、Ogaki 和 Park (1997) 的

研究都表明低的修正跨期替代弹性可以伴随较高的跨期替代弹性。本文的研究结果显示: 进口商品消费和国内商品消费的修正跨期替代弹性分别大约为各自跨期替代弹性的 0.8 和 0.105, 这表明习惯形成的存在大幅度降低(修正)了跨期替代弹性, 它是影响中国居民消费行为的重要参数之一。

就估计结果的数值而言, 国内商品消费的修正跨期替代弹性 ($1/\rho$) 为 0.136, 进口商品消费与国内商品消费的修正期内替代弹性 (v/ρ) 为 0.066。经验检验结果显示: $1/\rho > v/\rho$ 。结合第二部分的理论模型分析, 我们发现中国进口商品消费和国内商品消费之间存在互补关系, 即进口商品消费支出减少了居民对国内商品的期内消费, 同时国内商品消费存在较大的跨期替代弹性和习惯形成偏好。受跨期消费激励的影响, 居民期内消费的减少意味着跨期消费的增多, 跨期选择的结果使得消费者总效用上升, 从而形成了进口商品消费和国内商品消费之间存在长期的互补关系。

上述的研究结论表明, 作为外生变量的人民币升值, 虽然在短期内挤入了进口商品消费需求, 但是跨期选择以及进口商品消费与国内商品消费间的互补关系必将在长期提高中国居民对国内商品消费的需求。

四 结论与启示

本文基于人民币升值的背景, 从理论和经验研究两个角度分析了进口商品价格相对降低对国内商品消费的短期和长期影响。

首先, 本文拓展了经典永久收入理论模型, 在模型中引入消费者的习惯形成偏好, 构建了习惯形成的国内和进口两种商品的消费者行为模型, 从而克服了经典永久收入模型在模型构建和经验分析中, 可能存在基于期内最优条件和欧拉方程分别估计得出的跨期替代弹性在统计上存在差异显著的经验研究困境问题, 也更符合消费者决策的现实情况。

其次, 本文估计了进口商品消费和国内商品消费之间的期内替代弹性以及两者各自的跨期替代弹性, 进而判定进口商品消费和国内商品消费之间的互补(或替代)关系。研究表明: (1) 中国居民对国内商品消费和进口商品消费都具有一定的习惯形成偏好, 从而使得跨期替代弹性与修正跨期替代弹性之间存在一定的差异; (2) 进口商品消费对国内商品消费的修正期内替代弹性为 0.066, 而国内商品消费的修正跨期替代弹性为 0.136; (3) 理论模型和经验分析的结果显示进口商品消费与国内商品消费

之间存在互补关系,表明人民币升值虽然降低了进口商品的相对价格,从而在短期内挤入进口商品消费需求,但是跨期选择和两种商品间的互补关系必将在长期提高中国居民对现期国内商品的消费需求。

本文的研究结果至少可以给我们以下两点启示:(1)人民币升值,引致进口商品消费需求增加并不会挤出中国居民对国内商品的消费需求,相反在长期还存在挤入效应。(2)我们也不能对此过度乐观,随着中国居民收入水平的稳步增加,人们的消费水平也在不断提高,与国内商品相比,进口商品中所包含的“奢侈品”份额必会逐步减少,进口商品消费和国内商品消费给居民带来的效用将呈趋同态势,从而使得两者之间的期内替代效应进一步凸显,这势必削弱进口商品消费与国内商品消费之间的互补关系。

最后必须指出的是,本文虽然将习惯形成引入消费者行为模型中,但人民币币值变化还是一个外生变量。实际上,人民币币值变化与进口商品需求可能是互为因果的,如何用一个动态模型刻画和经验估计人民币币值变化与进口商品消费需求之间的因果关系是一个重要研究方向,也是我们努力的目标之一。

参考文献:

封思贤(2007):《人民币实际有效汇率的变化对我国进出口的影响》,《数量经济技术经济研究》第4期。

谷宇、高铁梅(2007):《人民币汇率波动性对中国进出口影响的分析》,《世界经济》第10期。

李广众(2005):《政府支出与居民消费:替代还是互补》,《世界经济》第5期。

李广众、任佳慧、王立立(2008):《实际汇率变动对商品国内价格的影响研究》,《经济学(季刊)》第7卷第4期。

陆旻(2007):《我国主要进口商品的Armington替代弹性估计》,《国际贸易问题》第12期。

卢向前、戴国强(2005):《人民币实际汇率波动对我国进出口的影响:1994—2003》,《经济研究》第5期。

邵军、徐康宁(2006):《基于有界协整方法的中国进口需求弹性研究》,《财贸研究》第5期。

施建淮、傅雄广、许伟(2008):《人民币汇率变动对我国价格水平的传递》,《经济研究》第7期。

杨子晖(2006):《政府消费与居民消费:期内替代与跨期替代》,《世界经济》第8期。

——(2009):《中国输出了“通货紧缩”或“通货膨胀”》,《数量经济技术经济研究》第9期。

许伟、傅雄广(2008):《人民币名义有效汇率对进口价格的传递效应研究》,《金融研究》第9期。

Amang R. A. and Wirjanta T. S. “Intertemporal Substitution, Imports and Permanent Income Model” *Journal of International Economics*, 1996, 40, pp 439–457.

Boldrin M.; Christiano L. and Fisher J. “Asset Pricing Lessons for Modeling Business Cycles” *NBER Working Paper* No. 5262, Sep 1995.

Ceglowski J. “Inter-temporal Substitution in Import Demand” *Journal of International Money and Finance*, 1991, 10, pp 118–130.

Clarida R. H. “Co-integration, Aggregate Consumption, and the Demand for Imports: A Structural Econometric Investigation” *American Economic Review*, 1994, 84, pp 298–308.

Constantinides G. M. “Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle” *Journal of Political Economy*, 1990, 98, pp 519–543.

- Croix D. L. and Urbain J. P. "Inter-temporal Substitution in Import Demand and Habit Formation" *Journal of Applied Econometrics* 1998, 13, pp. 589–612
- Duesenberry, J. S. *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior*. Harvard University Press, Cambridge, MA., 1949
- Eichenbaum, M. S.; Hansen, L. P. and Singleton, K. J. "A Time Series Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice under Uncertainty" *Quarterly Journal of Economics*, 1988, 103, pp. 51–78.
- Engle, R. and Granger C. "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing" *Econometrica*, 1987, 55, pp. 251–276
- Ferson, W. E. and Constantinides G. M. "Habit Persistence and Durability in Aggregate Consumption" *Journal of Financial Economics*, 1991, 29, pp. 199–240
- Hansen, B. E. "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes" *Journal of Business and Economic Statistics*, 1992, 10, pp. 321–335
- Hansen, I. P. "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators" *Econometrica*, 1982, 50, pp. 1029–1054
- Kee H. L.; Nicita A. and Orlareaga M. "Import Demand Elasticities and Trade Distortions" *The Review of Economics and Statistics*, 2008, 90, pp. 666–682
- MacKinnon, James C. "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests" *Journal of Applied Econometrics*, 1996, 11, pp. 601–618.
- Muellerbauer J. "Habits, Rationality and Myopia in the Life Cycle Consumption Function." *Annales d'Economie et de Statistique*, 1988, 9, pp. 47–70
- Newey, Whitney and West, Kenneth "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation." *Review of Economic Studies*, 1994, 61, pp. 631–653.
- Naik N. Y. and Moore M. J. "Habit Formation and Intertemporal Substitution in Individual Food Consumption" *The Review of Economics and Statistics*, 1996, 78, pp. 321–328.
- Nieh C. C. and Ho T. W. "Does the Expansionary Government Spending Crowd Out the Private Consumption? Cointegration Analysis in Panel Data" *Quarterly Review of Economics and Finance*, 2006, 46, pp. 133–148.
- Nishiyama S. I. "The Cross-euler Equation Approach to Inter-temporal Substitution in Import Demand" *Journal of Applied Econometrics*, 2005, 20, pp. 841–872.
- Ogaki M. "Engel's Law and Cointegration." *Journal of Political Economy*, 1992, 100, pp. 1027–1046
- Ogaki M. and Park J. Y. "A Cointegration Approach to Estimating Preference Parameters" *Journal of Econometrics*, 1997, 82, pp. 107–134
- Phillips P. and Hansen B. E. "Statistics Inference in Instrumental Variables With I(1) Processes" *Review of Economic Studies*, 1990, 57, pp. 99–124
- Stock J. H. and Watson M. W. "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems" *Econometrica*, 1993, 61, pp. 783–820
- Xu X. "The Dynamic-Optimization Approach to Import Demand: a Structural Model" *Economic Letters*, 2002, 74, pp. 265–270.

(截稿: 2010年4月 责任编辑: 李元玉)