

文章编号: 1000-6788(2009)02-0010-08

中国进出口贸易结构变化

王振全¹, 田延宾^{1,2}, 汪寿阳³

(1. 北京石油化工学院 经济管理学院, 北京 102617; 2. 北京化工大学 经济管理学院, 北京 100029; 3. 中国科学院 数学与系统科学研究院, 北京 100190)

摘要 我国进出口贸易经历了 1994 年汇率体制并轨至 2001 年加入 WTO 等重大事件, 发生结构变化的可能性较大. 本文构造断点内生的检验模型并通过仿真产生检验统计量的临界值, 检验 1981 至 2006 年中国进出口贸易额月度数据序列结构变化、讨论国际贸易环境和贸易政策变化对我国进出口贸易额的影响. 结果表明, 改革开放以来我国进口序列并没有发现结构断点; 出口额序列是分断趋势平稳的, 比较集中的结构变化断点发生在 2001 年中期, 其它断点分别发生在 1994 年 2 月、96 年 7 月和 97 年 11 月; 它们与相关的重大事件对应. 结果说明我国出口贸易是由国际贸易环境决定的内生增长过程; 而贸易政策对进口贸易有持续性影响, 即进口贸易是外生增长过程.

关键词 数据诊断; 单位根检验; 结构变化; 内生断点

中图分类号 F064.1

文献标志码 A

On structural change in China's import and export

WANG Zhen-quan¹, TIAN Yan-bin^{1,2}, WANG Shou-yang³

(1. Economics and Management School, Beijing Institute of Petrol-Chemical Technology, Beijing 102617, China; 2. Economics and Management School, Beijing University of Chemical Technology, Beijing 100029, China; 3. Institute of Systems Science, Academy of Mathematics and Systems Science, CAS, Beijing 100190, China)

Abstract Foreign trade of China has experienced a series of important events such as unification of exchange rates in 1994 to the entrance to the WTO, which probably induced structural changes for the import and export trade of China. By constructing test models in endogenous break points and producing critical values for test statistics on Mont Carlo simulation, in this paper, the structural changes in monthly data of Chinese export and import are tested to investigate effects of the change of international trade environment and domestic policy to the foreign trade. It is revealed by the result that, although the data of import from 1981 to 2006 is a unit root series determined by the growth of the economy, the export is a piecewise stationary series, suffered two or more breaks, one of which is collected in mid-2001 associated to the entrance to WTO, and the others is about 1994:02, 1996:07 and 1997:11 correlated to responded events above.

Keywords data diagnosis; unit root test; structure change; endogenous break point

1 引言

自从单位根问题提出以来, 时间序列的平稳性问题就一直成为学术争论的焦点. 就宏观经济时间序列而言, 如果它是平稳序列, 意味着该序列具有均值回复性, 冲击只会对总量产生短期影响, 而不会改变总量的长期增长路径; 如果是单位根过程, 意味着政策或个别事件对经济总量的冲击产生持续影响. 自 DF 检验提

收稿日期: 2007-10-26

资助项目: 国家自然科学基金 (70471021); 北京市属市管高等学校人才强教计划项目 PHR(IHLB)

作者简介: 王振全 (1956-), 男, 湖南衡阳人, 教授, 硕士生导师, 研究方向: 计量经济方法与应用; 田延宾 (1982-), 男, 河北邢台人, 硕士研究生; 汪寿阳 (1957-), 男, 江苏人, 博士生导师.

出以来, 已经广泛应用于宏观经济计量分析的序列平稳性检验. Nelson&Plosser(NP) 采用单位根检验分析了美国 14 个总量的动态特征, 发现其中 13 个序列是非平稳的; 意味着冲击对美国绝大多数经济总量具有持续的影响^[1]. 然而, Perron 对此结论提出了质疑, 他通过计算机模拟发现, 如果数据的产生机制是具有结构变化的平稳过程, 传统的单位根检验不一定能识别出来. 换句话说, 传统的单位根检验会把一个具有结构变化的平稳过程误判为单位根的非平稳过程. 他认为, 总量时间序列的非平稳性可能是由于在备选假设模型中没有考虑结构变化因素所导致的. 籍此, 他通过外生设定 1929 年大萧条和 1973 年石油危机为可能的结构变化点, 对 NP 样本数据进行了分析, 发现 14 个总量数据中有 11 个是分段趋势平稳的^[2].

然而, Perron 的结构变化点是外生给定的, 断点的选择受到数据先验认识的影响而遭到质疑. Zivot & Andrews(ZA) 认为, 虽然把大萧条和石油危机看作结构变化点是合理的, 但是美国还经历了二战、1964 年的减税、越战等其它重大事件, 这些事件都可能成为结构断点. 因此, 结构变化导致的断点应由总量时间序列内生决定. 为此, 他们提出了单个结构断点内生的检验方法, 对 NP 样本进行检验, 并采用 Monte Carlo 模拟得到有限样本的精确临界值. 结果发现无法拒绝其中 3 个总量序列是非平稳的^[3]. 然而, 他们的工作因无法确定序列是存在单个还是多个断点而具有局限性. Lumsdaine & Papell(LP) 将 ZA 方法延伸到两个结构断点, 再次分析了 NP 数据. 结果发现, 分段趋势平稳的序列数多于 ZA 的结论, 但少于 Perron 的结论^[4]. 此后, 一个或两个内生断点的单位根检验被广泛用于宏观经济总量结构变化的实证研究. Ben-David, Lumsdaine & Papell 分析了 16 个工业化国家 120 年 GDP 和人均 GDP 时间序列的两个断点的结构变化. 结果表明, 与一个断点检验相比, 更多的序列拒绝了原假设, 一半国家经历了战后经济减速, 而大部分国家在第二个断点后表现出较为强劲的增长势头^[5]. Narayan 对斐济旅游收支进行了相应的研究^[6].

[7] 是最早对中国宏观经济总量的结构变化问题进行研究的学者之一. 他通过对 GDP 和三个产业部门实施一个或者多个断点的单位根检验来研究中国经济增长的路径, 结果发现他们大部分序列是带有一个或者多个断点的分段趋势平稳过程, 从而得出“中国经济是内生增长”的结论. 王少平和李子奈运用内生和外生结构变化模型对我国的汇率进行了结构突变的检验和分析, 得出“金融危机以来我国人民币汇率保持了稳定”的结论^[8]. 梁琪和滕建州对中国 1952-2004 宏观经济和金融总量的 10 个时间序列的年度数据 (包括进出口总额) 进行了结构变化分析, 发现其中有 6 个序列是分段趋势平稳的, 对于进出口总额的时间序列来说, 并不能拒绝单位根的原假设^[9]. 在相关研究当中, 由于月度数据来源受限、季节波动性较强等原因, 很少有人对我国宏观经济月度数据进行结构变化分析. 然而, 宏观经济短期预测往往基于月度数据建立预测模型. 如果宏观经济变量的数据生成过程 (DGP) 是结构变化的平稳序列, 简单 DAF 检验的结果很可能是单位根序列, 则建立的预测模型必定带来非容许预测误差、得出错误的预测结果^[10].

改革开放 30 年以来, 我国经济在持续平稳增长中经历了经济体制改革、1994 年汇率体制并轨、1997 年亚洲金融危机和 2001 年加入世贸组织等一系列重大事件, 它们或多或少地影响到我国经济发展水平. 相应地, 宏观经济变量, 特别是国际收支相关变量产生结构变化的可能性比较大. 然而, 对我国的进出口数据进行分析时很少有人考虑结构变化, 只是单纯地进行 DF(或 ADF) 检验, 结果发现它们是单位根过程. 如果时间序列的 DGP 发生了结构变化, 而这种变化并没有在模型中体现出来, 则会导致接受非平稳原假设的错误结论^[11]; 在此基础上的差分处理或协整分析就会得出错误的结论.

作为以外向型经济推动经济增长的发展中国家, 我国的国际收支相关经济变量对国际收支政策和国际贸易环境变化的响应相对要灵敏一些, 其中进出口贸易额数据比较齐全, 并且对政策变化和国际贸易环境变化的响应最为敏感. 本文以我国进出口贸易的 1981: 01-2006:12 月度数据为样本 (312 个样本), 分析上述事件对我国进出口贸易的可能影响. 为了消除数据的季节波动性, 本文对原始数据进行了季节调整. 在此基础上, 运用 ZA 一个断点和 LP 两个断点检验方法, 分别对我国进口、出口和进出口总额等三个总量的时间序列进行了检验. 对于两个断点的检验, 由于 LP 的模型 AA、CA 和 CC 不能完整地描述我国的进出口数据特征, 本文分析中还选取了更多的备选假设模型. 此外, 为了保证两个断点的检验势, 本文采用蒙特卡罗模拟得到了两个断点检验有限样本的临界值.

2 模型和方法

文 [2] 提出的 DGP 结构变化检验模型和算法对传统的单位根检验提出了质疑; 然而, 其通过设定先验

外生冲击检验结构变化点的算法缺乏客观性,且检验结果对变化点的位置具有条件依赖,在数据的结构变化特征不显著时,这一检验可能失效,因此受到批评.更为客观的做法是,构造一个特定的数据依赖算法,内生给定结构变化点,并对之进行单位根检验、推断该点的准确位置^[3].为便于阅读和表述的完整性,本节简要介绍内生结构变化断点的单位根检验模型和算法,详细的材料参见[3]和[4].

2.1 单个断点的单位根检验

针对[2]模型的外生性缺陷,[3]提出了内生结构变化断点模型.其算法的主要思想是:在众多可能的结构断点中找到一个能最好地用分段平稳过程描述数据特征的点作为结构变化点,如果能够拒绝原假设,则承认序列是分段趋势平稳的;如果不存在这样的点,则不能拒绝单位根过程的假设^[3].

假设原始数据是单位根过程,其序列的 DGP 是

$$H_0: y_t = \mu + y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (1)$$

即假设序列 $\{y_t\}$ 是没有发生结构变化的单位根过程.其备选假设认为 $\{y_t\}$ 是结构变化发生在断点 TB 的分段平稳过程

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + [\theta + \gamma(t - TB)]I(t - TB) + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

其中 $\alpha < 0$, $I(\cdot)$ 为示性函数¹

$$I(t) = \begin{cases} 0, & \text{当 } \leq 0 \\ 1, & \text{当 } > 0. \end{cases}$$

由于结构变化可能是整体漂移(趋势不变),也可能是趋势变化,或者二者兼具,因此,在文献[2]与[3]中将备选假设表述为 A(取 $\gamma = 0$)、B(取 $\theta = 0$)、C(当 $\theta \neq 0, \gamma \neq 0$) 三种模型.模型 A 表示序列在 $TB+1$ 时点发生截距漂移,模型 B 表示序列在 $TB+1$ 时点发生趋势转变,模型 C 表示同时发生截距漂移和趋势转变的结构变化.如果 $\alpha < 0$,则序列 $\{y_t\}$ 是具有结构变化的平稳过程.于是,具有结构变化断点 TB 的平稳性检验归结为:

$$H_0: \alpha = 0 \text{ 对 } H_1: \alpha < 0. \quad (3)$$

发生结构变化的断点, TB , 在[2]中为事先给定的已知点,在[3]中则是内生的.(2)式右边的滞后项用来克服随机误差的序列相关性,因此对于给定的样本,三个模型的滞后阶数 k 值不一定相等,且在同一个模型中也因 TB 而变.本文采用“t-sig 方法”确定,即,首先设定最大的滞后阶数 k_{\max} ,在寻找断点的过程中,对于给定的 TB ,让 k 从 k_{\max} 逐步减少,直到 c_k 估计值的 t-统计量(绝对值)大于或者等于 1.6;如果没有 t-统计量(绝对值)大于或者等于 1.6,则取 $k=0$.该方法已被证明优于其它信息准则^[7].

设样本量为 T ,为了内生地构造断点,首先确定搜索的起点 l (通常取 $l=1$);给定 $TB \in [l, T-l]$,分别对(2)的三种模型作 OLS 回归,得到模型 i ($i=A, B$ 或 C)中 α 的估计值 $\hat{\alpha}^i$,及其 t-统计量.当 TB 取遍 $[l, T-l]$ 就得到 $\hat{\alpha}^i$ 的 t-统计量集合.根据单边检验原理,最小的 t-统计量所对应的结构断点最可能拒绝原假设.

为便于讨论该最小 t-统计量的经验分布和极限分布,记 $\lambda = TB/T$,其取值范围是 $(0, 1)$ 中某个特定的闭子集,记为 Λ .例如 $\Lambda = \{2/T, 3/T, \dots, T-1/T\}$.记最小的 t-统计量所对应的 λ 值为 $\hat{\lambda}_{\inf}^i$ ($i=A, B, C$),即

$$t[\hat{\lambda}_{\inf}^i] = \inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda), \quad i = A, B, C. \quad (4)$$

对于显著性水平 α ,如果所得到的断点满足以下条件,则拒绝原假设,即承认该序列是结构变化平稳的.

$$t[\hat{\lambda}_{\inf}^i] < k_{\alpha}^i, \quad i = A, B, C, \quad (5)$$

其中 k_{α}^i 是 α 显著性水平下 $\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda)$ 分布(或极限分布)的左侧单边临界值.值得注意的是,这里 $\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda)$ 及其极限分布与外生断点算法的 t-统计量 $t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda^*)$ 及其极限分布不同,[3]给出了 $\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda)$ 的极限分布及部分显著性水平的左侧单边检验临界值.

1. 经典文献用哑元变量表述为 $DU_t = I(t - TB)$, $DT_t = (t - TB)I(t - TB)$;这里引用更简洁的示性函数 $I(\cdot)$.

2.2 两个断点的单位根检验

如果原始序列存在两个或者多个断点, 单个断点的分段平稳过程并不能准确描述原序列的特性, 从而引起检验的势下降. [4] 以两个结构断点的分段平稳过程为备选假设, 建立了两个内生断点的检验模型. 这里简单介绍该检验方法, 详见 [4].

与前述单个断点的检验方法类似, 原假设是: $\{y_t\}$ 的 DGP 是由 (1) 描述的、没有发生结构变化的单位根过程, 备选假设为: $\{y_t\}$ 是一个结构变化发生在两个未知点的分段趋势平稳过程:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + [\theta_1 + \gamma_1(t - TB_1)]I(t - TB_1) + [\theta_2 + \gamma_2(t - TB_2)]I(t - TB_2) + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (6)$$

其中 TB_1 和 TB_2 分别是两个未知断点 ($|TB_1 - TB_2| > 1$), 滞后阶数 k 仍用 t-sig 法确定. 于是, 两个未知断点的 ADF 检验归结为 (3) 的假设检验. 仍然用 $\lambda_1 = TB_1/T$, $\lambda_2 = TB_2/T$ 表示两个断点的位置, 为叙述方便, 定义二元变量 $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2)$, 其取值范围 Λ 是 $(0, 1) \times (0, 1)$ 的闭子集, 例如 $\Lambda = \{(i/T, j/T): i, j = 2, 3, \dots, T-1; |i-j| > 1\}$.

对某一个模型 i , 就 Λ 的每一对 $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2)$ 依次作 OLS 回归, 得到 α 估计值及其 t-统计量. 让 λ 取遍 Λ 中所有可能的点, 得到 α 估计值的 t-统计量集合, 记其中最小者所对应的 λ 为

$$\hat{\lambda}_{\text{inf}}^i = (\hat{\lambda}_{1\text{inf}}^i, \hat{\lambda}_{2\text{inf}}^i) : \quad t[\lambda_{\text{inf}}^i] = \inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda), \quad (7)$$

其中表示 i 模型, 例如 $i = \text{AB}$ 表示一个断点是均值漂移, 另一个是斜率改变的模型. 如果检验出的断点满足以下条件, 则拒绝原假设, 即承认该序列是具有结构变化分段平稳的.

$$t[\hat{\lambda}_{\text{inf}}^i] < k_{\text{inf},a}^i, \quad (8)$$

其中 $k_{\text{inf},a}^i$ 表示 a 显著性水平下 $\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda)$ 分布 (或极限分布) 的左侧单边临界值.

在过程 (6) 中由于没有规定两个“断点”的相对大小, 模型 AB 等价于模型 BA. 因此, 两个断点的情形共有 6 种检验模型. 文献 [4] 所提及的三个模型 AA、CA、CC 已在实证研究中应用比较广泛, 本文考虑了其它三个模型的备选假设, 即模型 BB、CB 和模型 AB.

3 有限样本的临界值

本文考虑的序列样本数为 312, 对于一个断点的检验相对较大, 可以采用文献 [3] 给出的极限分布临界值. 文献 [4] 给出了上述两个断点检验统计量的极限分布和 125 个样本分布的左侧单边临界值. 然而, 由于两个断点的检验所需样本数较大, 本文的样本量不足以使用其极限分布的左侧单边临界值, 而目前还没有相关文献给出接近 312 个样本、两个断点检验的临界值. 因此, 本文将运用 Monte Carlo 模拟计算产生两个结构断点的有限样本的检验临界值.

$\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda)$ 的离散分布是得到有限样本的检验临界值基础. 产生 $\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda)$ 离散分布的基本方法是, 1) 重复产生样本量为 T 的 J 个单位根序列, 得到样本量为 T 的单位根序列集合 $\{\tilde{y}_t^j\}_{j=1}^J$; 2) 取 $\{\tilde{y}_t^j\}_{j=1}^J$ 中一个序列 \tilde{y}_t^j , 就一个 $\lambda \in \Lambda$ 将 \tilde{y}_t^j 代入特定模型 i (例如模型 AB, 或 BC) 进行前文所述的结构断点回归, 得到 (6) 式 α 估计值的 t-统计量, $t_{\hat{\alpha}^i}^j(\lambda)$; 3) 取遍 $\lambda \in \Lambda$, 在回归结果中得到一个值 $t_j[\hat{\lambda}_{\text{inf}}^i] = \inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\alpha}^i}^j(\lambda)$. 重复步骤 2) 和 3) 直到取遍集合 $\{\tilde{y}_t^j\}_{j=1}^J$ 中每一个序列 \tilde{y}_t^j , 从而得到 $\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda)$ 的离散分布 $\{t_j[\hat{\lambda}_{\text{inf}}^i] : j = 1, \dots, J\}$. 对于给定的相关显著性水平 a 可以由该离散分布得到的左侧单边检验临界值.

目前有三种典型的方法产生第一步的序列集合. 一是简单的随机游动, $\Delta y_t = \varepsilon_t$, 且样本量事先给定; 二是 $\Delta y_t = \varepsilon_t$, 但样本量等于被检验序列的样本量; 三是采用 bootstrap 技术, 通过 ARMA 拟合与 Monte Carlo 模拟计算产生.

文献 [4] 给出了直接运用 $\Delta y_t = \varepsilon_t$ 作为数据生成过程生成被检验序列, 通过 5000 次迭代得出的样本量为 125 的样本临界值. 此外, 还讨论了其它两种产生序列的方法, 结果发现, 对于两个断点的临界值, 这三种方法没有很大的差别. 考虑到运用 ARMA 模型拟合法要对每一个序列进行拟合, 需要大量的运算, 本文仅运用 $\Delta y_t = \varepsilon_t$ 作为数据生成过程. 即, 取初始值 $y_1 = 0$, 以 $\Delta y_t = \varepsilon_t$ 作为数据生成过程, 随机生成长度为 312 的序列; 再将所得到的序列代入特定模型中 (如模型 AA、CA 或 CC 等), 并对 $\lambda_1, \lambda_2 \in [0.1, 0.9]$ 内所有可能的“断点”进行循环回归, 其中滞后阶数 k 仍用 t-sig 法确定 (设定 $k_{\text{max}} = 12$). 重复以上步骤 $J = 1000$

次, 得到检验统计量离散分布的直方图与拟合密度函数 (限于篇幅, 本文没有给出, 作者欢迎索取详细结果), 以此为基础获得不同模型的临界值; 其典型显著性水平的临界值见表 1.

表 1 两断点 ADF 检验临界值, 数据 DGP: $\Delta y_t = \varepsilon_t$, 样本量 312, 循环 1000 次.

模型	1%	2.5%	5%	10%	50%	90%	95%	97.5%	99%
AA	-6.5879	-6.2708	-6.0276	-5.7645	-4.9430	-4.0901	-3.8623	-3.7145	-3.4939
CA	-6.6343	-6.5247	-6.2736	-5.9992	-5.1923	-4.4425	-4.1546	-3.8819	-3.5315
CC	-7.1451	-6.8724	-6.5859	-6.3303	-5.5103	-4.7036	-4.5259	-4.3689	-4.1648
CB	-6.6720	-6.4974	-6.2241	-5.9918	-5.1898	-4.4532	-4.2427	-4.0880	-3.7965
BB	-6.3709	-6.1221	-5.7967	-5.4953	-4.5783	-3.7575	-3.5353	-3.3800	-3.2450
AB	-6.2317	-6.0600	-5.8634	-5.5679	-4.6973	-3.9480	-3.7320	-3.6209	-3.4386

4 实证结果

4.1 数据来源与处理

鉴于我国经济改革和国际贸易发展的历史, 我们分析了中国国际收支主要指标的结构变化问题, 这里给出以我国进出口贸易月度数据考察贸易政策和贸易环境对进出口额影响的结果. 数据来源于中华人民共和国商务部《进出口商品国家 (地区) 总值表》和 IMF-IFS, 样本区间为 1981:01–2006:12, 共 312 个数据.

宏观经济月度或季度水平时间序列具有比较明显的季节性波动, 实证研究中通常要做季节调整. 即, 从时间序列中除去季节变动因素, 从而显示出序列潜在的循环趋势变量, 使之能真实地反映经济时间序列的客观规律. 从图 1 可以看出我国进出口贸易月度数据明显的季节性波动, 并且各个时期波动的特点不同.

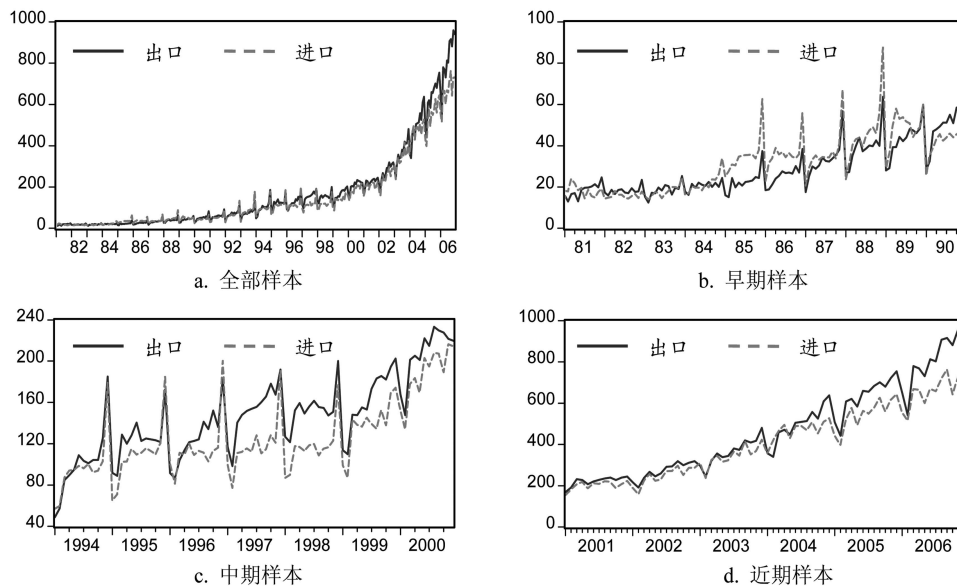


图 1 1981–2006 年中国进、出口额变动与季节性

在时间序列季节波动成分分解中, 根据影响季度或月度时间序列变动的因素不同, 将其分解为趋势循环成分 TC、季节成分 S 和不规则成分 I 三部分, 有加性和乘积两种分解方式^[12]. 若季节因素的规模基本保持不变, 不随着原始序列水平的增减而变化, 就使用加法模型; 若季节因素的规模随着原始序列水平成比例变化, 则使用乘法模型. 对于宏观经济问题来说一般使用乘法模型. 从整体上来看 (图 1a), 我国的进出口序列的季节波动明显地表现出与原始序列成比例变化的特点, 故本文使用乘法模型调整原始序列. 从整体趋势看, 1981 年以来中国的进、出口贸易呈现比较稳定的指数增长趋势, 对季节调整后的序列取自然对数以后呈线性趋势增长. 本文以后提到的序列都是季节调整以后取自然对数的序列.

从总体上看, 2001 年以前保持一定的增长速度, 2002 年开始增长速度加快 (图 1a). 季节性方面, 可以分成 1981 至 1985, 1986 至 1999, 和 2000 至 2006 年三个不同时期的波动特点. 改革开放初期进、出口总额和波动性比较小 (图 1b); 1986 至 1999 年季节波动性增强, 并且 12 月份为全年最高、1 月或 2 月份为全年

最低 (图 1b 和图 1c); 2000 年以来尽管基本保持年内最高和最低月份不变, 但波动幅度缩小. 鉴于数据的这些季节性波动特征, 本文采用 X-12-ARIMA 对数据作季节调整 [13]. 比较移动平均比率法和 X-11-ARIMA 方法所得到的结果容易看出, X-12-ARIMA 调整结果波动性最小, 提高了调整结果的可信度.

在结构变化检验之前, 必须考虑该序列通常意义下的平稳性. 如果原序列是平稳的, 则作更高级的检验也就毫无意义了. 对进口、出口和进出口总额序列做 ADF 检验 [14], 结果表明它们都是单整过程 (见表 2).

表 2 单位根检验结果

序列	检验形式	t_{α} - 统计量	临界值 (5%)	滞后阶数 (BIC)
进口 (水平)	(c,t,0)	-2.224	-3.42	3
进口 (一阶差分)	(c,0,1)	-14.521 ^a	-2.87	2
出口 (水平)	(c,t,0)	-2.237	-3.42	2
出口 (一阶差分)	(c,0,1)	-14.858 ^a	-2.87	2
总量 (水平)	(c,t,0)	-1.810	-3.42	3
总量 (一阶差分)	(c,0,1)	-16.117 ^a	-2.87	2

注: a,b,c 分别表示 1%, 5%, 和 10%的水平拒绝原假设 (以下相同).

4.2 一个结构断点的检验结果

对我国的进口、出口和进出口总额等三个序列, 运用 [3] 的三个模型, 取 $\lambda \in [0.1, 0.9]$, $k_{\max}=12$ 的检验结果如表 3 所示. 模型 A 的检验结果表明, 如果仅考虑截距漂移, 则三个序列都没有发生结构变化的显著性. 说明 1981 至 2006 年不存在孤立的国际贸易环境 (包括国际环境和国内贸易政策) 变化, 使我国国际贸易总体水平发生漂移 (整体提高或者下滑). 如果仅考虑单次增长率变化, 可以运用趋势项发生结构变化的模型 B 进行分析. 结果表明, 出口和贸易总额在 5% 的水平拒绝单位根过程的原假设、具有分段趋势平稳的显著性. 也就是说, 我国出口贸易的增长趋势在加入 WTO 以后的 2002 年 2 月发生了变化, 并保持这个增长趋势; 而贸易总额 (在进口增长的影响下) 于我国正式加入 WTO 之前的 2001 年 6 月就表现出这种变化的迹象; 然而, 进口序列本身却没有这种变化的显著性. 同时考虑截距项和趋势项的结构变化, 则模型 C 的检验结果发现, 出口和贸易总额仍然具有 5% 水平的分段整体漂移与趋势平稳的显著性, 结构变化点分别为 1998:04 和 1997:11. 表明同时期发生的亚洲金融危机和经济软着陆是我国出口贸易发生结构变化的主要原因. 其中截距项虚拟变量的负系数表明亚洲金融危机对我国出口和总量产生了长期的负面效应, 而正的趋势项虚拟变量系数说明, 由于 1997 年经济软着陆及后来的加入 WTO 等, 我国经济继续稳定增长促进进出口贸易实现了更为快速的增长. 与模型 B 的结果相似, 进口序列结构变化的没有显著性.

表 3 一个结构断点的单位根检验结果

模型	序列	TB	α	t_{α}	θ	t_{θ}	$\gamma (\times 10^{-2})$	t_{γ}	k	t_{α} - 临界值 *
A	进口	2002:12	-0.126	-3.555	0.063	3.004 ^a	—	—	6	
	出口	2003:08	-0.187	-4.483	0.070	3.603 ^a	—	—	10	-5.34(1%) -4.80(5%) -4.58(10%)
	总额	2002:12	-0.163	-4.195	0.068	3.764 ^a	—	—	10	
B	进口	2000:11	-0.122	-3.285	—	—	0.1187	2.555 ^a	6	
	出口	2002:02	-0.224	-4.808 ^b	—	—	0.2267	3.947 ^a	10	-4.93(1%) -4.42(5%) -4.11(10%)
	总额	2001:06	-0.213	-4.541 ^b	—	—	0.2018	4.018 ^a	10	
C	进口	1997:01	-0.167	-4.386	-0.071	-3.157 ^a	0.1152	3.654 ^a	7	
	出口	1998:04	-0.221	-5.196 ^b	-0.076	-3.820 ^a	0.1477	4.443 ^a	10	-5.57(1%) -5.08(5%) -4.82(10%)
	总额	1997:11	-0.228	-5.096 ^b	-0.074	-3.826 ^a	0.1530	4.691 ^a	10	

注: *[3] 的极限分布临界值.

4.3 两个断点的检验结果

我国国际贸易环境经历了诸如汇率并轨、亚洲金融危机和加入 WTO 等一系列重大事件, 先验假定我国的进出口贸易序列只存在一个结构断点是不客观的. 因此, 需要进行两断点结构变化检验.

就作者所知, 目前还没有完善的断点类型模型选择方案, 所以考虑了所有可能的断点组合. 采用 [4] 及其扩展模型 BB、CB、AB, 并设定 $k_{\max}=12$, 对 $\lambda_1, \lambda_2 \in [0.1, 0.9]$ 检验我国进、出口和贸易总额两个断点的结构变化. 为简便起见, 表 4 仅给出了 90%以上置信水平拒绝单位根原假设的检验结果; 其中“模型”列每一栏的数值分别是相应模型 t_{α} 的 5%和 10%左侧单边临界值 (见表 1), θ_1 和 γ_1 对应断点 TB₁, θ_2 和 γ_2 对应

断点 TB_2 , 括号内是相应统计量的 t 值.

从检验结果可以看出, 进口额序列没有 90% 以上置信水平拒绝单位根原假设的显著性, 不能拒绝为单位根序列. 说明我国进口贸易对国际贸易环境离散事件的冲击具有粘性、没有产生结构性变化, 或者说改革开放以来我国的进口主要由国内需求和稳定的贸易政策决定, 短期的贸易政策和偶然事件对我国进口额没有产生结构性冲击. 贸易总额序列只有模型 AB 检验出 90% 以上置信水平拒绝单位根假设的显著性, 结构变化断点发生在 $TB_1=1997:01$ 和 $TB_2=2001:06$. 其中 $\theta_1 = -0.05$ 意味着影响国际贸易环境并引发亚洲金融危机的各种负面因素对我国进出口贸易的影响在危机爆发之前的 1997 年 2 月已经显现出来、使 1971 年初至 2006 年中期的贸易额整体下滑 5%; 而 $\gamma_2=0.002684$ 意味着我国贸易额到 2001 年 7 月前后才从亚洲金融危机影响中复苏, 并且之后的贸易额保持了相应的具有时间趋势的增长.

出口额序列方面, 仅有截距漂移项的模型 AA 没有检验出 90% 以上置信水平拒绝单位根假设的显著性, 这与单断点检验的结果一致; 其它 5 个带有趋势项拟变量的模型都检验出具有 90% 以上置信水平拒绝单位根假设的显著性, 说明出口额序列是趋势变化平稳过程. 其中恰有一个截距项虚拟变量的模型 CB 和 AB 的置信水平在 95% 以上, 而没有截距项的 BB 与有两个截距项的 CC 和 CA 在 95% 以下 (见表 4).

表 4 两个结构断点的单位根检验结果

序列	模型	断点 $TB_1; TB_2$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\theta}_1$	$\hat{\gamma}_1(\times 10^{-2})$	$\hat{\theta}_2$	$\hat{\gamma}_2(\times 10^{-2})$
总额	AB: -5.863; -5.568	1997:01; 2001:06	-0.291 (-5.632 ^c)	-0.050 (-3.343 ^a)	—	—	0.2684 (5.043 ^a)
		1997:11; 2001:08	-0.280 (-5.890 ^b)	-0.057 (-3.588 ^a)	—	—	0.2646 (5.066 ^a)
	BB: -5.797; -5.495	1996:07	-0.227 (-5.633 ^c)	—	-0.1099 (-2.985 ^a)	—	0.3857 (4.657 ^a)
		2001:05	—	—	—	—	—
出口	CA: -6.274; -5.999	1998:04	-0.277 (-6.012 ^c)	-0.084 (-4.223 ^a)	0.2681 (5.110 ^a)	-0.074 (-2.941 ^a)	—
		2000:10	—	—	—	—	—
	CB: -6.224; -5.992	1994:02	-0.346 (-6.483 ^b)	0.070 (3.494 ^a)	-0.1203 (-4.038 ^a)	—	0.4900 (5.866 ^a)
		2001:05	—	—	—	—	—
CC: -6.586; -6.330	1994:02	-0.334 (-6.407 ^c)	0.069 (3.356 ^a)	-0.1232 (-3.349 ^a)	-0.020 (-0.933)	0.4608 (5.845 ^a)	
	2000:10	—	—	—	—	—	

注: $k=10$, 第二列数值是相应模型 t_α 的 5% 和 10% 左侧单边临界值, θ_1, γ_1 对应断点 TB_1, θ_2, γ_2 对应断点 TB_2 ; 括号内是相应统计量的 t 值. 限于篇幅, 这里只给出具有结构变化显著性的结果.

进一步观察发现, 模型 CC 中拒绝 θ_2 等于零的置信水平在 90% 以下, 所以模型 CC 退化为模型 CB. 而模型 CA 的 θ_2 估计值等于 $-0.074, \gamma_2=0$; 意味着 2000 年 11 月以来中国的出口额整体发生了漂移 (下滑), 并且仍然保持 1998 年 5 月以后的增长趋势. 这与中国出口贸易的现实不符 (2002 年以来的增长速度明显提高), 可以考虑忽略.

综合模型 AB、BB 和 CB 的检验结果可以断定, 1981 年以来的中国出口贸易额是趋势结构变化的平稳序列, 且对外部环境变化的响应程度比较大. 集中在 2001 年的断点表明, 加入 WTO 促使了中国出口贸易增长趋势提高 ($\gamma_2 > 0$). 第一个结构变化断点虽然相对分散一些, 但能够分别解释相应时期的贸易环境变化对中国出口贸易的影响. 例如, 模型 AB 检出的断点 (θ_1 的估计值 $= -0.057$) 解释了 1997 年亚洲金融危机使中国出口贸易整体下滑 (截距漂移、趋势不变); 模型 BB 的结果意味着亚洲金融危机对中国出口贸易的影响在 1996 年中下旬就开始显现出来, 并且使得 1996 年 8 月至 2001 年 5 月期间的增长趋势略有下降 (γ_1 的估计值 $= -0.0011$); 模型 CB 解释了 1994 年人民币汇率并轨 (贬值) 促使中国出口贸易整体上升 (θ_1 的估计值 $= 0.070$), 但在随后的人民币缓慢升值以及亚洲金融危机等国际环境中增长趋势略有下降 (γ_1 的估计值 $= -0.0012$), 直至 2001 年加入 WTO 增长率才改变为随时间趋势增长的稳定状态 (γ_2 的估计值 $= 0.0049$).

5 小结

如果宏观经济总量是单位根过程, 则说明任何一项冲击都会对总量产生持续影响, 意味着任何经济政策的实施会被其它一些因素抵消, 从而无效的. 分段趋势平稳过程则意味着只有少数几个较大的事件 (而不

是所有的冲击)对总量产生了持续的影响,这些事件的发生会致使序列离开其原有运动状态逐步调整到新的增长路径上来.意味着实施经济改革或宏观政策能够改变经济总量的增长路径,其效应持续到下一次重大事件发生为止.因此,讨论我国进出口贸易额序列是单位根过程还是分段趋势平稳过程,无论在计量建模预测方面还是我国进出口贸易政策分析方面都有着重要的意义.

本文通过对中国进出口贸易额序列结构变化的检验,讨论国际贸易环境和贸易政策变化对我国进出口贸易额的影响.由于采用的是 1981 年 1 月至 2006 年 12 月中国进口、出口及贸易总额三个序列的月度数据,所以首先运用 X-12-ARIMA 方法对原始数据进行了季节调整;然后运用具有一个断点和两个断点的单位根检验,分析这三个序列的结构变化问题.结果表明,我国出口额序列是分断趋势平稳的.比较集中的结构变化断点发生在 2001 年中期,其它断点发生在 1994 年 2 月、1996 年 7 月和 1997 年 11 月,它们与很多重大事件相对应,如汇率体制并轨、亚洲金融危机和经济软着陆、加入世贸组织等.也就是说,这些重大事件是影响我国出口贸易的主要长期影响因素,每一次重大事件产生的冲击都会持续到下一次事件的发生,而期间发生的事件只对我国的出口产生了短期的影响.故汇率体制并轨和亚洲金融危机等少数几个事件成为我国各个时期出口增长的主要驱动因素.

在进口额序列中没有发现任何结构变化,这意味着任何宏观经济策略的实施和国际贸易环境的改变都没有改变进口的长期增长方式.例如,1994 年汇率体制并轨、1997 年亚洲金融危机、2001 年加入世贸组织等一些重大的事件都没有对进口额总量产生结构变化的影响;或者说,改革开放以来我国进口的长期平稳增长,取决于我国经济稳步增长和人民生活水平的日益提高及其对国外产品的需求稳步增长.宏观经济政策的作用被其他的因素所抵消,从而是无效的.

参考文献

- [1] Nelson C R, Plosser C. Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1982, 10: 139-162.
- [2] Perron P. The great crash, the oil price shock, and the unit-root hypothesis[J]. *Econometrica*, 1989, 57: 1361-1401.
- [3] Zivot E, Andrews D. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis[J]. *Journal of Business and Economic Statistics*, 1992, 10: 251-270.
- [4] Lumsdaine R, Papell D. Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1997, 79: 212-218.
- [5] Ben-David D, Lumsdaine R, Papell D. Unit roots, postwar slowdowns and long-run growth: Evidence from two structural breaks[J]. *Empirical Economics*, 2003, 28: 303-319.
- [6] Narayan P K. The structure of tourist expenditure in Fiji: Evidence from unit-root structural break tests[J]. *Applied Economics*, 2005, 37: 1157-1161.
- [7] Li X M. China's economic growth: What do we learn from multiple-break unit root tests[J]. *Scottish Journal of Political Economy*, 2005, 52: 261-281.
- [8] 王少平, 李子奈. 结构突变与人民币汇率的经验分析 [J]. *世界经济*, 2003(8): 22-27.
Wang S P, Li Z N. Structural change and its empirical study on exchange rate of RMB[J]. *World Economy*, 2003(8): 22-27.
- [9] 梁琪, 滕建州. 中国宏观经济和金融总量结构变化研究及因果关系研究 [J]. *经济研究*, 2006(1): 11-22.
Liang Q, Teng J Z. Structural change of Chinese macroeconomic and financial series and causality analysis[J]. *Economic Research Journal*, 2006(1): 11-22.
- [10] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模 [M]. 清华大学出版社, 2006.
Gao T M. *Econometrics — Methods and Modelling*[M]. Tsinghua Publication Press, 2006.
- [11] Wang Z Q, Xu S Y. Application of cointegration to forecasting foreign trade in China[J]. *Journal of Systems Science and Systems Engineering*, 2000, 9(4): 420-428.
- [12] Findley D F, Monsell D B. New capabilities and methods of the X-12-ARIMA seasonal adjustment program[J]. *Journal of Business and Economic Statistics*, 1998, 16: 127-176.
- [13] 张晓峒. 计量经济学软件 Eviews 使用指南 [M]. 天津: 南开大学出版社, 2004.
Zhang X T. *Econometrics — Guideline for Eviews*[M]. Nankai Publication Press, 2004.
- [14] Perron P. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables[J]. *Journal of Econometrics*, 1997, 80: 355-385.