

中国出口增长的激励机制()——实证分析^①

魏巍贤^②

(厦门大学金融研究所, 厦门 361005)

摘要 应用已建立的出口模型对中国改革开放以来(1978-1996)的出口增长趋势进行了实证分析。在运用 Hsiao 程序选出最优解释变量的基础上;应用协整方法检验变量间的长期稳定关系,即协整关系;进而建立用来描述中国出口增长由短期波动向长期均衡调整的动态过程的误差修正模型。实证分析结果表明,所有解释变量的估计系数具有我们建模时设定的符号;并且变量之间存在唯一的长期稳定关系。短期动态模型不仅具有令人满意的拟合效果,而且具有结构稳定性。

关键词: 出口, 决定因素, 协整与误差修正机制

分类号: F224, F752.62

THE INCENTIVE MECHANISM OF CHINA'S EXPORTS GROWTH() —EMPIRICAL ANALYSIS

Wei Weixian

(Institute of Finance, Xiamen University, Xiamen 361005)

Abstract In order to apply the model built to analysis the trend in exports of China in the reform period (1978 to 1996), the Hsiao procedure is used to choose optical macroeconomic variables, which are constructed by the theoretical model. Based on integration and Johansen-Juselius cointegration test findings, this paper constructs an error correction model (ECM), which describes the mechanism of adjustment to long-term equilibrium. It is found that exists a unique longrun relationship among the varibales included in the model over the period 1978 to 1996, and that all parameters estimated are of the expected sign. The error correction model not only fits the actual well, but also maintains overall stability.

Key words: exports, determinants, cointegration and error correction mechanism

0 引言

中国经济在保持近 20 年持续高速增长的同时, 出口规模也迅速扩大。但长期以来, 我国国际收支政策的基本取向是以出口创汇为中心。其典型例证是人民币汇率的制定以出口换汇成本为基

础。为了鼓励出口创汇, 不断调低汇率。而在 1994 年之后, 中国的外贸体制发生了巨大变化, 取消了指令性出口计划, 代之以经济效益而不是以计划指导来促进出口增长。同时, 中国开始实行以市场供求为基础的管理浮动汇率制, 汇率政策目标是保持汇率的相对稳定和实现国际收支平衡。这意

① 国家自然科学基金资助项目(79800019)。

② 男, 博士, 副教授, male, Dr., associate professor.

本文 1998 年 4 月 13 日收到。

意味着国家不再为外贸企业承担汇率风险,也不会以牺牲国内经济稳定为代价,去保证出口的高速增长.因此,中国能否继续保持出口的高速增长的关键在于是否存在长期稳定的出口激励机制.

文[]已定性论述了中国出口增长的内在激励机制,指出除传统的出口需求模型所强调的国外实际收入和相对价格(实际有效汇率)外,中国经济的市场化进程和科学技术进步对促进中国出口增长也起着重要作用.

从 Madsen 和 Damania^[1] 建议的出口理论研究程序来看,到目前为止,只完成了对传统的出口需求模型的理论推广.本文将在前文的定性研究的基础上,应用 Madsen 和 Damania 建议的协整方法进行定量研究.

但由于目前中国经济尚无一套成熟理论,因此本文让数据自身去选择合适的模型,而不是施加任何可能导致模型误设的限制.同时又要非常小心,以免陷入一个叫做“数据游戏”的陷阱.

1 数据与变量

由于本文用中国科技成果和专利文献的增长率来表示技术进步,用城市人口比例来近似市场化进程.而现有的统计资料只有关于这两个变量的年度数据,这使我们面临数据样本小(1978 - 1996)、且解释变量多的两难问题.对这一两难问题并没有一个简单的解决办法^[2].采用的一个折衷方法是,基于文献[1]的建模思想,用一个供给变量来综合反映市场化进程和技术进步的信息,即对中国科技成果和专利文献的增长率与城市人口比例这两个变量的统计数据,简单地求出它们的均值序列,并将该序列看作是出口供给变量的数据表现.记出口供给变量为 $\{S_t\}(t = 1978, \dots, 1996)$.

国外实际收入的理论定义是,主要贸易伙伴国的实际 GDP 的加权平均和.表示为

$$Y_t^* = \sum_{i=1}^n w_i Y_{t,i}^* \quad \sum_{i=1}^n w_i = 1 \quad (1)$$

其中 w_i 表示中国与第 i 个贸易伙伴国的双边贸易在中国对外贸易总额中的权重.

由于我国对亚、欧和北美的贸易在我国贸易总额中所占比重约为 95%,其中美国、日本和香港尤为最重要的贸易对象国(地区).为简化起见,

将这三个国家(地区)的实际 GDP 的加权平均和作为国外实际收入 Y^* ; 以 1990 年他们与中国的双边贸易额占中国对该三国(地区)贸易总额的比例为权重;再以 1990 年为基期,换算成指数形式.

类似地,以 1990 年为基期,将中国出口总额(X)和实际有效汇率($REER$)换算成指数形式.

综上所述,中国出口模型的线性对数形式被简化为

$$LX_t = \beta_0 + \beta_1 LS_t + \beta_2 LREER_t + \beta_3 LY_t^* \quad (2)$$

2 最优解释变量的选择

现在面临一个典型的模型选择问题.本文从一个由可能的解释变量组成的多维空间开始,并怀疑某些变量可能是多余的.如果能将这些不相关的变量去掉,估计就会更加有效.困难在于从一种先验的理论出发,将某一变量从信息集中排除出去,不再把它当作出口的解释变量,是难以令人信服的.为了避免施加某些武断的限制,使用 Hsiao 的程序选出最优模型^[3].

2.1 选择解释变量的方法

Hsiao 的程序是以 Granger 的因果概念^[4]和 Akaike 的最终预测误差(FPE)标准^[5]为基础.该程序是一个多元分步选择过程,它可以同时决定有关的解释变量和它们的最优滞后期.其步骤如下:

第 1 步 将所有非平稳序列转化为平稳序列.首先要判断各序列的可积性,即进行单位根检验,以此来判定每个变量自身是否为非平稳的,并且其一阶(或 d 阶, $d > 1$)差分为平稳的,即每个变量是否为 $I(d)$ 的.为此,对每个变量用 ADF 方程进行如下估计

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_{3i} \Delta x_{t-i} + u_t \quad (3)$$

并作假设检验: $H_0: \alpha = 0; H_1: \alpha < 0$. 如果接受假设 H_0 ,而拒绝 H_1 ,则说明序列 x_t 存在单位根,因而是非平稳的.方程中加入 k 个滞后项是为了使残差项成为白噪声.如果某变量是非平稳的,那么就要对其进行一阶或高阶差分,直至该变量变成平稳为止.

第 2 步 应用最小化 FPE 准则,决定因变量自身的最优滞后期.即对模型中的 LX 进行如下

自回归

$$LX_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_i LX_{t-i} \quad (4)$$

使 FPE(m) 最小化的 m^* 就是因变量自身的最优滞后期限. FPE 准则的定义是

$$FPE(m) = [(T + m + 1)/(T - m - 1)] \times [RSS(m)/T] \quad (5)$$

式(5)中 T 为观测值总数; RSS 为残差平方和; m 为自回归方程(4)的滞后期. 在本模型中, $m = 1, 2, 3, 4$.

第3步 将因变量的最优滞后期 m^* 视为给定, 用因变量自身的最优滞后变量加上其余的一个解释变量进行二元回归. 对信息集中的每个解释变量均重复这一步骤, 并计算

$$FPE(m^*, n) = [(T + m + n + 1)/(T - m - n - 1)] \times [RSS(m^*, n)/T] \quad (6)$$

其中 n 为二元回归中解释变量的滞后期. 对于任何一个解释变量, 都有一个 n^* 使式(6)最小化. 正如 Hsiao 指出的那样, 如果 $FPE(m^*, n^*) > FPE(m^*)$, 就可认为该潜在的解释变量未在 Granger 因果关系的意义上影响出口. 任何未在 Granger 因果关系的意义上影响出口的变量均应从模型中剔除. 与所有二元回归中最小的 $FPE(m^*, n^*)$ 相应的解释变量便是这一步中最优的选择.

第4步 进行一系列三元回归, 每个三元回归包含前两步的最优选择和从其余的解释变量中选出的第3个变量. 采取类似步骤, 直到所有的解释变量要么被包括到模型中来, 要么被剔除出去.

Hsiao 的程序是从滞后因变量开始, 依次对信息集的所有解释变量逐个进行因果分析, 每个潜在的解释变量进入模型的顺序依赖于 FPE 标准, 因果关系强的变量先进入. 正是这种分步的因果关系分析, 使 Hsiao 的程序具有很好的实用性.

2.2 选择结果

根据 Hsiao 的模型选择程序, 首先运用 ADF 单位根检验法, 检验各变量的时间序列的年度数据的单位根(样本区间: 1978 - 1996), 检验结果见表 1.

表 1 ADF 单位根检验结果

变量	ADF 统计量	检验形式(C, T, L)
LX	- 1.42	(C, T, 1)
ΔLX	- 4.77*	(C, N, 0)
LREER	- 1.10	(C, T, 1)
$\Delta LREER$	- 4.84*	(C, N, 0)
LY*	- 1.35	(C, T, 1)
ΔLY^*	- 4.56*	(C, N, 1)
LS	- 1.68	(C, T, 1)
ΔLS	- 3.69**	(N, N, 0)

注: 检验形式 C, T 和 L 分别表示单位检验方程包括常数项、时间趋势和滞后阶数, N 是指不包括 C 或 T . 用 LMF 检验来判断残差是否为白噪声. *, ** 和 *** 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下是显著的. ADF 统计量的临界值来自软件 MICROTSP7.0.

表 2 Hsiao 程序选出因变量的最优滞后期及最优解释变量

最优变量	最优滞后期	FPE
ΔLX	2	0.008 10
$\Delta LREER$	1	0.008 187
ΔLS	4	0.004 351

注: 本表列出的最优解释变量是按 Hsiao 的多元回归顺序选定的. 由于在第 3 步中剔出了 ΔLY^* , 因而未将其列入表中.

由表 1 知, 所有变量都是一阶差分平稳的. 根据 Hsiao 程序, 要用因变量及各潜在解释变量的一阶差分形式, 进行分步的因果关系分析. 表 2 给出 Hsiao 程序选出的最优解释变量及其最优滞后期. 令人吃惊的是, 国外实际收入未在 Granger 因果关系的意义上影响中国的出口, 因此应将其从模型中剔除. 从而方程(2)被进一步简化为

$$LX_t = \beta_0 + \beta_1 LS_t + \beta_2 LREER_t \quad (7)$$

3 协整分析

时间序列变量之间的协整关系研究是由 Engle 和 Granger(EG) 首先提出的^[6], 并经 Johansen 和 Juselius 等人逐步发展和完善^[7,8]. 这一方法论的基本思想是, 如果两个(或两个以上)的时间序列变量(例如出口、实际有效汇率、供给变量)是非平稳的, 但它们的某种线性组合却表现出平稳性, 则这些变量之间存在长期稳定关系(协整关系). 在经济学意义上, 这种协整关系的存在便可以通过其它变量的变化来影响另一变量的变化. 若变量间没有协整关系, 则不存在通过其它

变量来影响另一变量的基础. 由于方程(7)中各变量都是 $I(1)$ 的, 所以要进一步检验变量间是否存在协整关系.

3.1 EG 协整检验

先用 EG 两步法进行协整检验. 即在对方程(7)进行最小二乘估计的基础上, 再检验残差序列的稳定性. 方程(7)的 OLS 估计结果如下.

$$LX = - 6.197 + 0.713 LREER + 1.751 LS$$

$$(1.98) \quad (0.34) \quad (0.85)$$

$$R^2 = 0.9724, \bar{R}^2 = 0.9690, DW = 0.8923$$

(8)

括号内数值是回归系数的标准差(下同). 方程(8)中各回归系数的符号与建模时设定的符号一致, 这就证实了所建立的理论模型的正确性. 说明理论模型反映了变量之间的长期变化规律. 需要指出的是, 我们也对方程(2)进行了最小二乘估计, 但国外实际收入变量的估计系数的 t 检验值小于 1, 意味着国外实际收入对中国出口没有显著影响. 这也验证了 Hsiao 程序的选择结果.

方程(8)的 DW 检验值较低, 说明回归残差序列存在着较严重的一阶自相关. 为了辨明方程(8)中各变量之间是否存在长期稳定关系, 还要进行协整检验. 方程(8)的回归残差序列的 ADF 检验值是 -3.0212 , 检验形式为 $(N, N, 1)$. 此检验值大于显著水平为 1% 的临界值 (-2.7158) . 这说明我国的出口、实际有效汇率及市场化进程与技术进步的综合因素之间存在协整关系, 即长期均衡关系.

3.2 多元协整检验

对以上结果的最大疑问是, EG 两步法并不是最有效的协整分析技术. 所以有必要使用更为有效的计量经济学方法, 来检验上述变量间的协整性. 这就是 Johansen 程序.

Sarno^[9]认为 EG 两步法至少存在两个问题. 首先, 在零假设下所计算的检验统计量的分布, 一般会随具体问题不同而有所差异, 它们并不是不变量. 这意味着 Engle 和 Granger 建议的临界值可能并不可靠. 其次, EG 两步法(隐含地)假设, 变量间只存在唯一的协整向量. 但当协整回归方程中的变量个数大于 2 时, 情况可能并非如此. 在这种情形下(变量个数大于 2), 不能保证用 EG 两步法估计出的协整向量的唯一性. 一般地, N 个

$I(1)$ 序列之间可能存在多达 $(N - 1)$ 个协整向量.

Johansen 和 Juselius 的多变量系统极大似然估计法既可解决这两个问题, 又能精确地计算出协整向量数目. Charemza - Deadman^[10]建议将 Johansen 方法用作单一方程建模的辅助工具. 他们指出, 如果变量间的确存在唯一的协整关系, 则用 Johansen 方法估计出的协整向量, 经标准化处理后, 协整向量中具有合理经济意义的各分量的符号和数值大小, 与用 EG 方法估计出的结果近似.

Johansen 程序的主要步骤是, 将向量误差修正模型(VECM)用作估计的出发点. 对由 p 个 $I(1)$ 变量组成的向量 X_t , 进行 k 阶向量自回归

$$X_t = \mu + \sum_{j=1}^k A_j X_{t-j} + \epsilon \quad (9)$$

其中 ϵ 是 i. i. d. 误差项. VECM 是基于解如下关于 X_t 变化量的方程

$$\Delta X_t = \mu + \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta X_{t-j} + \Pi X_{t-k} + \epsilon \quad (10)$$

其中

$$\Gamma_j = - (I - A_1 - \dots - A_j)$$

$$j = 1, \dots, k - 1$$

$$\Pi = - (I - A_1 - \dots - A_k)$$

若不考虑 ΠX_{t-k} , 方程(10)就是传统的一阶差分 VAR 模型. 系数矩阵 Π 包含了以数据向量形式表示的变量之间的有关长期联系的信息, 有 3 种可能: ① $\text{Rank}(\Pi) = p$, 即矩阵 Π 满秩, 表示向量过程 X_t 是平稳的. ② $\text{Rank}(\Pi) = 0$, 即矩阵 Π 是零矩阵, 方程(10)相当于传统的差分向量时间序列模型. ③ $\text{Rank}(\Pi) = r < p$, 隐含着存在 $p \times r$ 矩阵 α 和 β , 使得 $\Pi = \alpha\beta$. 协整向量 β 具有如下性质: 即使 X_t 自身是非平稳的, βX_t 也是平稳的.

矩阵 Π 的秩等于独立的协整向量的个数. Johansen 检验就是在假设 $H_2 \Pi = \alpha\beta$ 下, 通过检验矩阵 Π 的特征根的显著性, 确定出协整向量个数. 检验步骤如下:

① 进行辅助回归, 得出两个残差矩阵, 即将 ΔX_t 对 $\Delta X_{t-1}, \dots, \Delta X_{t-k+1}, 1$ 回归, 得残差 R_{0t} ; X_{t-k} 对 $\Delta X_{t-1}, \dots, \Delta X_{t-k+1}, 1$ 回归, 得残差 R_{1t} . 定义残差的乘积矩阵为

$$S_{ij} = \sum_{t=1}^T R_{it} R_{jt}^T, \quad i, j = 0, 1, k \quad (11)$$

② 解如下方程

$$|S_{kk} - S_{k0}S_{00}^{-1}S_{0k}| = 0 \quad (12)$$

得特征值 $\hat{\lambda}_1 > \dots > \hat{\lambda}_p$, 及标准化特征向量 $V = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_p)$, 使得 $V S_{kk} V' = I$. 这里 $\beta = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_p)$, βX_{t-1} 是短期动态模型中的误差修正项.

③ 应用两个检验统计量

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (13)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r|r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (14)$$

第1个统计量 $\lambda_{\text{trace}}(r)$ 用来检验协整向量个数小于等于 r 的零假设, 备择假设为协整向量个数大于 r ; 第2个统计量 $\lambda_{\text{max}}(r|r+1)$ 用来检验协整向量等于 r 的零假设, 备择假设为协整向量个数为 $r+1$.

为了使用 Johansen 程序来检验变量之间是否存在协整关系, 必须首先确定出进入 VAR 模型的序列个数(p), 以及选定 VAR 模型的滞后期限. 有了以上的 Hsiao 程序的选择, 使选择进入 VAR 模型的序列极为简单. 即除了国外实际收入

外的各变量均进入 VAR 模型, $p = 4$. 选择最优滞后期限的程序是, 按降阶的顺序, 从选定的最高阶依次降至 1 阶. 然后再检验各滞后期限所对应的 VAR 模型的回归残差是否为独立同分布的白噪声. 在这一步中, 如果某个方程的回归残差是非随机的, 就使用更高阶滞后结构, 直至所有方程的残差都是随机的为止.

在数据分析的意义上, 在样本期限短, 且仅有年度数据的条件下, 选择最大滞后期限是 4. 即从 4 阶依次降至 1 阶, 并拟合各滞后期限对应的 VAR 模型. 使用 Box - Pierce 统计量检验回归残差的自相关性; Jarque-Bera^[11] 统计量检验回归残差的正态性. 计算结果表明, 滞后 2 阶的 VAR 模型能充分包括所有变量的可用信息. 残差自相关性检验和正态性检验结果表明, 我们的模型不存在这两个问题. 我们试图从 VAR 模型中得出协整向量, 并希望具有 2 阶滞后的 VAR 模型, 至少能产生一个具有预期符号的协整向量.

表 3 Johansen 极大似然(ML) 检验

A: 基于随机矩阵最大特征值的协整 LR 检验

B: 基于随机矩阵迹的协整 LR 检验

H_0	H_1	λ_{max}	5% 临界值	H_0	H_1	λ_{trace}	5% 临界值
$r = 0$	$r = 1$	28.19	20.97	$r = 0$	$r = 1$	38.67	29.68
$r = 1$	$r = 2$	10.23	14.07	$r = 1$	$r = 2$	13.42	15.41
$r = 2$	$r = 3$	2.65	3.76	$r = 2$	$r = 3$	2.65	3.76

注: 本表的临界值来自文献[12].

表 3 给出了协整检验结果. 迹检验与特征值检验统计量表明, 变量之间只存在唯一的协整关系, 即长期均衡关系. 估计出的协整关系是

$$LX = -5.264 + 0.998 LREER + 1.300 LS \quad (15)$$

(1.389) (0.252) (0.388)

协整回归方程(15) 是根据文献[13] 提供的协整回归法, 以一般形式的自回归分布滞后(ADL) 模型为基础, 直接求出长期解. 方程中各回归系数的符号与建模时设定的符号一致, 这也证实了所建立的理论模型的正确性.

将基于不同的分析方法得出的协整回归方程进行比较是很有意义的. 正如 Charemza - Deadman 指出的那样, 由于变量间的确存在唯一的协整关系, 用 Johansen 方法估计出的协整向量, 经标准化处理后, 协整向量中具有合理经济意

义的分量的符号和数值大小, 与用 EG 方法估计出的结果近似.

4 中国出口的短期动态行为: 误差修正模型

根据 Granger 表现定理, 可将协整回归方程(15) 的回归残差作为误差修正项来描述出口的短期行为, 即建立误差修正模型(ECM). 并根据 Hsiao 的变量选择结果(表 2), 短期动态模型的一般形式界定如下:

$$\Delta LX_t = \beta_0 + \Delta LX_{t-1} + \sum_{i=0}^1 \beta_{2i} \Delta LREER_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_{3i} \Delta LLS_{t-i} + \beta_4 EC_{t-1} + \text{error term} \quad (16)$$

其中 $EC_t = LX_t - (-5.264 + 0.998 LREER_t + 1.300 LS_t)$. 在建模过程中, 应用 Hengry^[13] 所提出的一般到特定的建模方法, 逐步删除作用不显著的变量, 并进行如下诊断检验: 正态性检验 (NX^2)、残差自相关性的 LM 检验 (ARF)、条件异方差的 LM 检验 (ARCH F), 以及函数设定形式的 RESET 检验. 模型的最终形式及检验结果如下.

$$\begin{aligned} \Delta LX_t = & 0.863 \Delta LREER_{t-1} + \\ & (0.167) \\ & 0.987 \Delta LS_{t-4} - 0.486 EC_{t-1} \quad (17) \\ & (0.258) \quad (0.133) \end{aligned}$$

$T = 1983 - 1996, R^2 = 0.924, \sigma = 0.0516, DW = 2.05, mean = 0.1366, SD = 0.0827$
 $NX^2[2] = 0.60, AR\ 1 - 1F[1, 10] = 0.06,$
 $ARCH\ 1F[1, 9] = 0.32, RESET\ F[1, 10] = 0.17$

其余符号 $R^2, \sigma, DW, mean, SD$ 分别表示可决系数、回归方程的标准差、DW 统计量、出口增长的均值和标准差. 以上各检验的详细论述及其资料来源可参考文献[13]. 由于常数项的 t 检验不显著, 因而设其为零. 模型具有令人满意的统计性质. 不仅拟合效果较好, 方程的标准差 σ 很小(见图 1), 而且所有诊断检验在 5% 的显著水平下都可通过, 方程(17)的各项解释变量的估计系数符号是符合经济意义的. 但由于国外的实际收入对我国出口增长没有显著影响, 说明传统的出口需求模型不适应于中国的情况. 这一实证结果是正常的. 因为中国自改革开放以来的出口高速增长, 基本上是在世界经济普遍不景气的情况下实现的; 出口增长的动力主要来自中国经济内在的激励机制: 体制改革、市场化及技术进步等. 这些因素不仅构成了中国出口增长的长期决定因素, 而且也是刺激出口短期增长的基本变量. 在短期内, 误差修正项 (EC) 的系数表明平均每年校正上一年非均衡的程度高达 48.6%, 说明我国出口中严重地存在着大起大落现象.

5 稳定性检验

因为自改革开放以来, 中国的外贸外汇管理体制以及整个经济体制和经济结构都发生了许多重要变化. 因此我们非常关心模型的稳定性. 不稳定性将会使出口不能保持与其决定因素之间的

一致的动态关系.

最好的稳定性检验方法是递归回归法^[13]. 这一方法不受主观选择发生结构变化时间的影响, 如果模型确实发生了结构变化, 则基于递归回归的残差检验能辨明可能发生结构变化的时间. 而且该方法对样本长度也没有严格要求. 基于递归回归法的动态模型(17)的稳定性检验结果如图 2、图 3 所示. 检验结果表明本模型是相当稳定的.

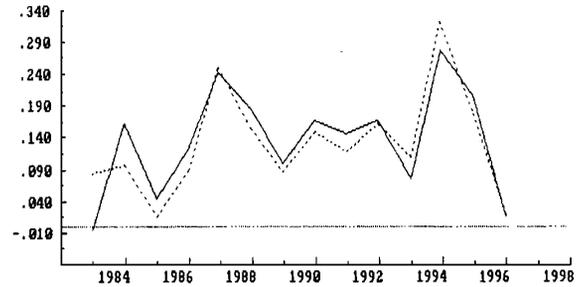


图 1 实线是出口的实际变化值 ΔLX , 虚线是拟合值

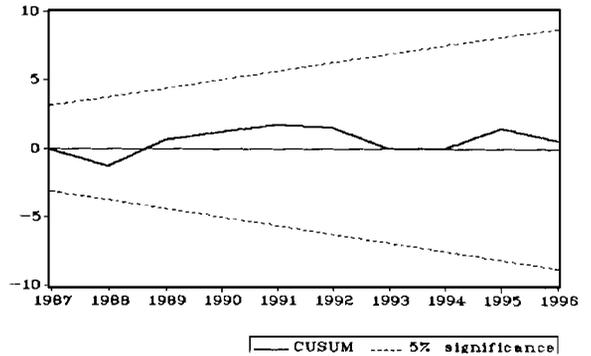


图 2 实线是递归残差的累计和 (CUSUM), 两条虚线表示 5% 的临界区域

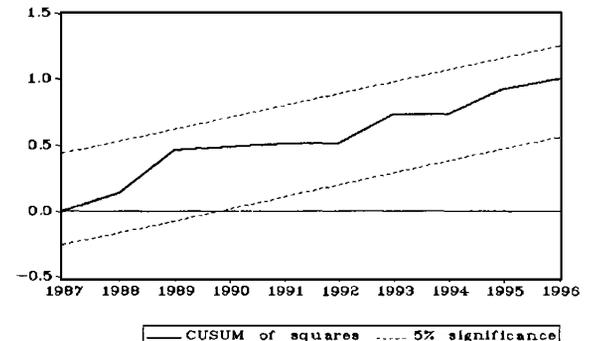


图 3 实线是递归残差平方的累计和 (CUSUMSQ), 两条虚线表示 5% 的临界区域

6 结 论

本文应用所建立的模型对中国改革开放以来(1978 - 1996)的出口增长趋势进行了实证分析.在运用 Hsiao 程序选出最优解释变量的基础上;应用两种协整方法检验变量间的长期稳定关系,即协整关系;进而建立了用来描述中国出口增长由短期波动向长期均衡调整的动态过程的误差修正模型.实证分析结果表明,所有解释变量的估计系数具有建模时设定的符号;除国外实际收入外的所有解释变量对因变量均有显著解释效果.并且出口、实际有效汇率及反映市场化进程与技术进步的综合变量三者之间存在唯一的长期稳定关系.短期动态模型不仅具有令人满意的拟合效果,而且具有结构稳定性.中国出口增长的动力主要来自中国经济内在的激励机制:体制改革、市场化及技术进步等.这些不仅构成了中国出口增长

的长期决定因素,而且也是解释出口增长短期行为的基本变量.

这些结果对于制定中国长期的外贸政策具有重要的实际意义.由于经济改革和技术进步对促进中国出口的长期增长起着重要作用,随着改革开放日益深入,先进生产技术不断为国内企业采用,从而决定了中国未来的出口潜力是巨大的.但也应清醒地看到,自改革开放以来的本币贬值对中国出口增长也起着重要作用.就出口与汇率的关系而言,由于我国已从1994年开始实行管理浮动汇率制,中央银行的汇率政策目标是维持汇率稳定,不再是单纯照顾出口.因而基本不具有可操作性.所以,在保持出口持续高速增长的意义,政府采取一些出口激励政策(如出口退税或其它形式的财政补贴)是非常必要的.但应加以行之有效的管理,确保这些政策能起到促进出口增长的目的.

参 考 文 献

- 1 Madsen J, Damania D. Accounting for supply, integration and income in foreign trade. *Applied Economics*, 1994; 26 (1): 53 ~ 63
- 2 易纲. 中国的货币、银行和金融市场: 1984- 1993. 上海: 上海人民出版社, 1996
- 3 Hsiao C. Autoregressive modeling and money - income causality direction. *Journal of Economics*, 1981, 7, 85 ~ 106
- 4 Granger C W J. Investigation casual relations by econometric models and crossspectral models. *Econometrica*, 1969; 37: 424 ~ 438
- 5 Akaike H. Statistical predict or identification. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*. 1969; 21: 203 ~ 217
- 6 Engle R F, Granger C W J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 1987; 55(2): 251 ~ 276
- 7 Johansen S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988; 12: 231 ~ 254
- 8 Johansen S, Juselius K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1990, 52; 162 ~ 210
- 9 Sarno L. Policy convergence, the exchange rate mechanism and the misalignment of exchange rates. Some tests of purchasing power parity and generalized purchasing power parity. *Applied Economics*, 1997; 29: 591 ~ 605
- 10 Charemza W W, Deadman D F. *New directions in econometric practice*. England: Edward Elgar, 1992
- 11 Jarque C M, Bera A K. A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review*, 1987; 55: 163 ~ 172
- 12 Osterwald-Lenum M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1992; 50: 461 ~ 472
- 13 Hendry D F, Ericsson N R. An econometric analysis of UK money demand in monetary trands in the United States and the United Kingdom by Milton Friedman and Anna J. Schwarz. *The American Economic Review*, 1991; 81(1): 8