

中国主要宏观变量的稳定性检验： 基于非参数估计与 Bootstrapping 的一个方法

方颖 郭萌萌*

摘要 在利用中国各种宏观和金融数据的实证研究和政策分析中,向量自回归模型或结构向量自回归模型等方法得到了越来越广泛的应用。非线性的依存关系和结构不稳定性会给 VAR 等模型以及相关的估算和检验带来极其严重的影响。利用最新发展起来的趋势性时变系数模型(Trending Time-varying Coefficient Model),本文将稳定性检验建立在比较非参数估计与线性参数估计的基础上,并通过 wild bootstrap 的方法来计算检验量的样本分布。我们利用中国 83 个主要变量的月度宏观数据,检验这些变量本身的自回归线性关系。我们的初步结果发现部分宏观变量存在严重的非稳定性或非线性问题。

关键词 非参数时变系数模型 结构稳定性 VAR

一、引言

在利用中国各种宏观和金融数据的实证研究中,向量自回归(Vector Autoregressive, VAR)模型和结构向量自回归(Structure VAR)模型得到了越来越广泛的应用。向量自回归模型可以很好地模拟多变量时间序列之间的动态关系。通过脉冲反应函数(Impulse-response Function)分析的方法,在 VAR 模型中可以估算出某一具体变量对整个多变量体系的影响。研究者也可以直接在 VAR 模型中运用格兰杰因果检验(Granger-Causality)发现某些变量之间的格兰杰因果关系。在 20 世纪 80 年代初,作为对卢卡斯批判的一种回应,由 Sims(1980)等人发展起来的结构向量自回归模型进一步促进了经济理论和经济计量模型之间的联系,从而有助于具体的政策分析和政策效应模拟。有别于传统的 VAR 模型,结构向量自回归模型强调对于外生冲击本身的识别,通过一系列结构方程来描述整个体系之间的动态关系。在“协整”(Cointegration)概念提出以后(Granger, 1981; Engle and Granger, 1987),研究者也把“协整”向量引入到 VAR 模型或者 SVAR 模型中,扩展成为向量误差修正模型(Vector Error Correction Model, VECM)和结构向量误差修正模型(Structural VECM)。

* 方颖:厦门大学王亚南经济研究院,福建厦门大学经济楼 A306,邮编:361005,电话:0592-2181763,传真:0592-2187708, E-mail: yifst1@xmu.edu.cn; 郭萌萌:厦门大学王亚南经济研究院和柏林洪堡大学经济与统计系, E-mail: gmm0701@gmail.com。作者感谢美国北卡罗纳大学夏洛特分校蔡宗武教授提供关于使用 wild bootstrap 的 R 语言程序,也感谢蔡宗武、陈斌、洪永淼、刘斌、Sungyong Park、洗白菟和赵扬等教授对于本文的建议。方颖还同时感谢复旦大学经济学院 985 项目所提供的部分资助,也感谢在复旦访问期间和经济学院多位同仁之间的讨论。

由于上述的一些优点,VAR模型和SVAR模型在研究中国的经济学文献中得到了广泛的应用。我们查阅了近三年中最重要的研究中国经济的期刊,发现学者主要使用CPI通胀率、短期利率、汇率、货币供应量、进出口贸易量、外商直接投资、产出、消费、政府财政收支等变量,利用VAR模型或者SVAR模型以及脉冲反应函数等方法来分析FDI、实际汇率以及货币政策等相关关系。例如,戴金平和王晓天(2005)利用VAR分析中国的贸易、境外直接投资和实际汇率的动态关系;宋旺和钟正生(2006)利用VAR来分析货币政策区域效应的存在性,从而得出货币政策具有显著的区域差别;刘琛和卢黎薇(2006)利用VAR来分析外商直接投资的动态时滞效应,得出FDI可以通过不同的途径对中国的经济产生综合影响;封北麟和王贵民(2006)利用VAR来分析货币政策与金融形势指数FCI,结果表明包含真实货币供应量的FCI指数对CPI通胀率具有更好的预测力;陈六傅和刘厚俊(2007)则利用VAR来分析人民币汇率的价格传导机制,发现稳健的货币政策有利于进一步隔绝来自外部的通货膨胀压力。其他利用VAR和SVAR模型来分析中国宏观或金融数据的文献还包括:施建淮(2006)、王永齐(2006)、王义中和金雪军(2006)、赵振全和刘柏(2006)、Qi and Teng(2006)、Abeyasinghe and Lu(2003)等。

正确使用VAR或者SVAR模型一般要求其满足模型线性化和结构稳定性(structural stability)的假设。所谓结构不稳定性是指多变量之间的动态关系在若干个时点由于某种原因发生突变,或在某一时段内发生持续缓慢的变化。非线性的多变量的依存关系和结构不稳定性会给VAR和SVAR模型以及相关的估算和检验带来严重的影响,甚至会导致错误的结论和不合理的政策建议。

Stock and Watson(1996)对美国战后有代表性的76个月度宏观时间序列以及它们两两之间的依存关系进行稳定性检验。他们采用了一系列稳定性检验的方法,其中包括(1)将稳定性检验建立在比较常系数线性模型和时变系数参数模型的方法(Nyblom, 1989);(2)建立在累积预测误差(cumulative forecast errors)基础上的稳定性检验方法(Ploberger and Krämer, 1992);和(3)建立在序贯Wald统计量基础上的稳定性检验(Quandt, 1960; Andrew and Ploberger, 1994; Hansen, 1994)。不同的检验方法得到了类似的结论。既使在美国这样一个成熟市场经济的国度中,他们的研究发现在5700个双变量稳定性检验中,有超过55%的依存关系是不稳定的。而中国正在经历一个规模巨大的经济转型过程。在从计划经济向市场经济过渡的过程中,宏观经济政策和宏观经济调控手段都会发生深刻的变革,国民经济统计方法和统计口径也出现频繁的调整和变动。这些都会导致中国的主要宏观时间序列变量出现结构不稳定性问题。但是在实证研究中,绝大部分现有的文献往往忽视了对非线性和非稳定性的检验。因此,我们认为,对中国主要宏观变量的稳定性检验已经成为一项基础性的研究工作。在进行宏观政策分析和宏观经济预测中,我们的工作有助于研究者选择正确的宏观计量模型,比如是选择常系数的VAR或SVAR模型还是选择时变系数模型。

在本文中,我们检验了中国83个主要的月度宏观数据,包括产出、消费、价格、汇率、财政和金融市场等变量自回归关系的稳定性(单变量检验)。单变量自回归关系的稳定性检验是所有VAR或SVAR模型的基础。利用最新发展起来的趋势性时变系数模型(Trending Time-varying Coefficient Model),我们将稳定性检验建立在非参数估计与线

性参数估计的基础上,并通过 bootstrap 的方法来计算检验量的 p 值。与 Stock and Watson 所采用的稳定性检验方法相比,我们的方法具有以下几个优点:(1)用非参数的方法可以检测到连续的渐近性的结构变化,而以前的方法只适合于结构突变的检验;(2)我们的方法可以同时检验非稳定性和非线性;(3)无需关于结构性断点的位置信息和数目信息;(4)因为使用了 bootstrap 的工具,我们的方法具有更理想的小样本性质。

除了第一部分的引言之外,我们将在本文的第二部分讨论我们所使用的非参数估计方法,稳定性检验统计量的构造,以及具体的 wild bootstrap 的方法。第三部分则是详细介绍本文所使用的数据,以及数据的处理过程,并报告稳定性检验的主要结果。第四部分是一个结论。

二、稳定性检验

在这一节中,我们将介绍本文中所使用的稳定性检验的方法。该方法建立在趋势性时变系数模型(Cai,2007)的基础上,通过局部线性回归(local linear estimation)的非参数方法来估计上述的时变系数模型,并将其与常系数的线性参数模型进行比较,从而构造一个检验稳定性的统计量,并利用 bootstrap 的方法求得该统计量的样本分布。Cai(2007)、Cai, Fan and Yao(2000)利用上述统计量作为一个一般的参数模型设定检验,在这里我们则利用该统计量来进行稳定性检验。

本文首先给出固定系数的线性模型,它们是构成 VAR 和 SVAR 模型的基础。

$$y_t = \beta_0 + \beta(L)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

第(1)式代表了一个单变量固定系数的 AR(p)模型,其中 $\beta(L)$ 是一个 p 阶的线性时滞算子,即 $\beta(L)y_{t-1} = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_p y_{t-p}$ 。我们一般假设 $\{\varepsilon_t\}$ 是一个序列不相关的随机扰动项。其中,所有的系数即 β_j 都是固定不变的常数。该特点所隐含的假设也就是模型线性化和结构稳定性。

随后,我们引入了与之对应的趋势性时变系数模型

$$y_t = \beta_{0t} + \beta_t(L)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中 $\beta_t(L)y_{t-1} = \sum_{j=1}^p \beta_{jt} y_{t-j}$, 和前面的固定系数模型相比,在趋势性时变系数模型中,所有的 β 都是时间 t 的一个方程。换言之,我们允许在不同的时间点有不同的 β 。

为了取得渐近一致性的结论,对于模型(2)而言,我们需要假设:

$$(1) E(\varepsilon_t | X^t) = 0, \text{ 其中 } X^t = \{y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p}\};$$

(2) $E(\varepsilon_t^2 | X^t) = \sigma^2(X^t)$, 即在允许存在异方差的情况下,异方差是取决于 X^t 的函数;

$$(3) \{y_t\} \text{ 是严格平稳的-混合型序列(strictly stationary-mixing)};$$

(4) $\{\varepsilon_t\}$ 是一个相互独立的时间序列^①;

(5) $\beta_j(\cdot)$ 存在连续的二阶导数。

根据 Cai(2007) 的建议, 我们采用局部线性回归的方法来估算趋势性时变系数模型。和其他的非参数方法(比如常见的 Nadaraya-Watson 方法)相比, 局部线性回归在内点处可以取得和 Nadaraya-Watson 方法相似的估算, 但在边界处则可以得到更好的估计(Fan and Gijbels, 1996)。因为时间 t 是一个离散的变量, 在非参数估计中, 我们按照 Robinson(1989, 1991) 的建议, 定义 $t_i = t/T$, 其中 T 是样本量。经过转换后, β 成为 t_i 的方程。在 T 趋向于无穷大的过程中, t_i 的分布在 $[0, 1]$ 区间上也变得更加密集, 从而确保了非参数估计的渐近一致性。

因为 $\beta_j(\cdot)$ 存在连续的二阶导数, 在任何一个固定的时间点 $t \in [0, 1]$, 利用泰勒一阶展开式, 我们得到

$$\beta_j(t_i) = a_j + b_j(t_i - t), 1 \leq j \leq p \quad (3)$$

其中 a_j 为 β_j 在 t 点的非参数估计量, 而 b_j 则是 β_j 在 t 点的一阶导数的估计量。在局部线性回归中, 我们可以通过以下的加权最小二乘法来估算 a_j 和 b_j :

$$\sum_{i=1}^T \left\{ y_i - \sum_{j=1}^p (a_j + b_j(t_i - t)) y_{i-j} \right\}^2 K_h(t_i - t) \quad (4)$$

其中 $K_h(t_i - t) = h^{-1} K\left(\frac{t_i - t}{h}\right)$, $K(\cdot)$ 是一个核函数(kernel function)^②。 h 代表窗宽(bandwidth), 它满足以下条件: $h \rightarrow 0$, 但当 $n \rightarrow \infty$ 时, $nh \rightarrow \infty$ 。如果样本有 T 个观测值, 我们就必须利用(4)计算 T 次加权最小二乘法来取得每一点的估计。

单变量的稳定性检验是建立在比较参数模型(1)和非参数模型(2)的残差平方和的基础上的。定义 $\hat{u}_{i,1}, \hat{u}_{i,2}$ 分别是来自于模型(1)——(2)的残差。对于单变量稳定性检验, 定义 $RSS_0 = T^{-1} \sum_{i=1}^T \hat{u}_{i,1}^2, RSS_1 = T^{-1} \sum_{i=1}^T \hat{u}_{i,2}^2$ 。稳定性检验的统计量则定义如下:

$$T_n = (RSS_0 - RSS_1) / RSS_1 = RSS_0 / RSS_1 - 1 \quad (5)$$

原假设 H_0 可以定义为: $\beta_j(t) = \beta_j, 1 \leq j \leq p$ 。在原假设下, 所有模型系数都是不随时间变化的固定系数, 即变量之间的联系是稳定的。当 T_n 的值过大时, 我们则可以拒绝原假设。Chen and Hong(2007) 证明在 T 趋向于无穷大时, 经过标准化以后的 T_n 服从标准正态分布。但是为了在使用非参数估计的情况下取得较理想的小样本性质, 我们采用非参数 wild bootstrap 的方法直接取得 T_n 的样本分布。非参数 wild bootstrap 的具体步骤如下(Cai, 2007; Cai, Fan and Yao, 2000):

计算 $\bar{u}_i = \hat{u}_i - \bar{\hat{u}}$, 其中 $\{\hat{u}_i\}_{i=1}^T$ 是从非参数估计中所获取的残差, $\bar{\hat{u}} = T^{-1} \sum_{i=1}^T \hat{u}_i$;

- ① 对于渐近一致性结论而言, $\{\varepsilon_t\}$ 可以是一个严格平稳的 α -混合型序列(Cai, 2007)。但是为了简化 bootstrap 的方法, 我们假设 $\{\varepsilon_t\}$ 是独立的时间序列。在模型选择的过程中, 我们通过最小化 AIC 来选择参数模型(1)和(2)中的 p 和 q 值, 并用 Breush-Godfrey 统计量(Godfrey, 1988)来检验残差是否序列相关。我们可以选取足够大的 p 和 q 来保证残差的序列不相关。在非参数模型(3)和(4)中, 我们则直接选取相应参数模型中的 p 和 q 。
- ② $K(\cdot)$ 是一个对称的有界函数, 满足 Lipschitz 连续性条件, 并且在 $[-1, 1]$ 区间上存在紧的支撑(compact support), 见 Cai(2007)。而关于核函数的上述假设则常见于一般的非参数文献中。

(1) 产生一组 wild bootstrap 的残差 $\{u_i^*\}_{i=1}^T$, 其中 $u_i^* = \bar{u}_i * \eta_i$, $\{\eta_i\}_{i=1}^T$ 是一组独立同分布的随机变量, 服从标准正态分布^①;

(2) 在原假设的条件下, 利用参数模型和 wild bootstrap 残差序列 $\{u_i^*\}_{i=1}^T$ 来构造 bootstrap 样本 $\{Y_i^*\}_{i=1}^T$ ^②;

(3) 利用 bootstrap 所产生的样本 $\{X_i, Y_i^*\}_{i=1}^T$ 计算(5)中统计量, 定义为 T_n^* ;

(4) 重复以上步骤 1 000 次, 计算 $p = \text{Prob}(T_n^* \geq T_n)$ 。

当 p 值小于 10% 时, 我们拒绝接受原假设, 即参数模型是不稳定的, 这意味着变量之间存在着非线性或者非稳定性的关系。

和文献中已有的稳定性检验相比, 本文所采取的方法具有以下四个特点。第一, 因为使用了非参数时变系数模型的方法, 我们可以同时检验到非稳定性和非线性; 第二, 利用非参数时变系数模型所构建的统计量可以有效的检验缓慢而又连续的结构变化; 第三, 在 wild bootstrap 的过程中使用非参数模型的估计残差。无论原假设成立与否, 我们所使用的残差都符合渐近一致性的性质, 从而使我们的检验量获得更好的势 (power); 最后, 通过 wild bootstrap 来计算 p 值, 可以保证在使用非参数估计的情况下获得较理想的小样本性质。

三、数据处理与实证结果

本文所使用的数据涵盖了 1997 年 1 月至 2006 年 11 月包括产出、消费、投资、价格指数、汇率、短期利率、货币供给、金融市场、进出口贸易和政府财政等十个系列共 83 个月度宏观时间序列, 其中部分宏观变量同时包含了实际值和名义值。各宏观变量的实际值以 2001 年 1 月的 CPI 为基础进行调整。除价格指数以外的其他数据都进行了对数转换。本文的全部数据均来自中经网。具体的宏观变量名称以及所做的相应调整见附录中的表 A。

对于产出、投资、政府财政、货币供给等具有明显的季节性因素的变量, 我们首先利用 X12 对其进行季节性调整。因为非参数时变系数模型的渐近性理论是建立在平稳数据的基础上, 所以必须对所有数据进行单位根检验。我们首先使用最常见的 ADF 检验, 并遵循 Holdend and Perman(1994) 的序贯检验方法来确定模型是否含有截距项和时间趋势。对于 ADF 检验中的自回归阶数, 我们则采用最小化 SIC(Schwartz, 1978) 的办法来确定^③。

作为对 ADF 检验的一个补充, 本文同时使用了 KPSS 检验 (Kwiatkowski *et al.*,

① Kreiss, Neumann and Yao (1998) 建议用上述 wild bootstrap 方法来取代传统的通过 $\{\hat{u}_i\}_{i=1}^T$ 的经验分布来获取 $\{u_i^*\}_{i=1}^T$ 的方法。

② 在求取 $\{Y_i^*\}$ 的过程中, 初值是采用 $\{Y_i\}$ 的最初的 p 个观察值来确定的, 然后通过对(1)式的反复迭代, 产生一系列 $\{Y_i^*\}$ 。我们的数值模拟显示在原假设成立的情况下, wild bootstrap 具有很好的经验性质。

③ AIC 通常会高估自回归阶数, 从而降低 ADF 检验的势。因此和 AIC 相比, SIC 是更好的选择。

1992)来验证 ADF 检验的结果。和 ADF 检验相比, KPSS 检验最大的不同点在于它的原假设是被检验时间序列是平稳的, 而 ADF 检验的原假设则是被检验的时间序列是单位根过程。我们在 KPSS 检验中所使用的模型设定均和 ADF 检验中相应的变量完全一致。当 KPSS 检验和 ADF 检验结论不一致时, 为了保险起见, 我们仍把该变量视为一个单位根的过程。对于存在单位根的变量, 我们采取一阶差分的方式使其平稳化。对于仅存在时间趋势的变量, 我们则通过对时间 t 进行回归消除时间趋势。

将数据经过上述调整以后, 我们再采用上一节中所描述的方法分别进行单变量稳定性检验。在进行非参数时变系数模型的估算过程中, 我们统一采用最常用的核函数“Epanechnikov 核函数”。该核函数的定义如下:

$$K(u) = 0.75(1 - u^2)I(|u| \leq 1) \quad (6)$$

其中 $I(\cdot)$ 是一个示性函数, 当括号内的条件为真时, 其值为 1, 否则为 0。

对于窗宽 h 的选择, 我们则采用 Cai, Fan and Yao(2000)的方法:

$$h = \operatorname{argmin} \sum_{q=1}^Q AMS_q(h) \quad (7)$$

$$\text{其中, } AMS_q = \frac{1}{m} \sum_{t=n-qm+1}^{n-qm+m} \left\{ y_t - \sum_{j=1}^p \beta_j(t) y_{t-j} \right\}^2 \quad (8)$$

在实际运用中, 我们取 $Q=4, m = [0.1 \times T]$ 。当 $T=100$ 时, 则 $m=10$ 。当 $q=1$ 时, 我们利用前 90 个观察值来估算非参数时变系数模型, 并在此估算模型的基础上预测第 91 至 100 个观察值, 并以(8)式的定义计算预测误差的平方和。当 $q=2$ 时, 我们则利用前 80 个观测值估算模型, 并预测第 81 个到 90 个的观测值, 再以(8)式计算预测的误差平方和。我们重复上述方法直至 $q=4$, 并计算第(10)式中 $\sum_{q=1}^Q AMS_q(h)$ 的。最后确定的窗宽即为最小化(7)式的 h 值。我们稳定性检验的具体结果见附录表 A。

表 A 给出了变量稳定性检验的结果。总体而言, 在 83 个单变量检验中, 约有 28.9% 的单变量自回归关系是不稳定的 (p 值 ≤ 0.1), 如果包括勉强边缘通过 (p 值在 0.1 和 0.11 之间) 的变量, 那这个比例则高达 35%。其中, 工业增加值的名义值、零售总额的名义值和实际值、FDI 的名义值和实际值、部分分类 CPI 和 PPI、7 天和 30 天同业拆借利率都显著拒绝稳定性假设。

四、结 论

中国的经济发展正处于一个转型时期, 在从计划经济向市场经济过渡的过程中, 宏观经济政策目标的调整、宏观经济调控手段的创新、国民经济统计方法和统计口径的调整以及社会经济制度层面的变革都可能影响到宏观变量的结构稳定性。利用单变量和双变量稳定性检验, 本文的实证研究证明在很大程度上中国宏观变量的时间序列是结构不稳定的, 而且不稳定性普遍存在于 VAR 或 SVAR 最常用的一些宏观变量中。它们包括工业增加值的名义值、FDI 的名义值和实际值、部分 CPI 和 PPI、短期同业拆借利率等等。

把中国的整个宏观经济看作一个整体,其结构不稳定性是显著存在的,因此,可以说中国的整个宏观经济体系是一个不稳定的系统。作为一项基础性的研究工作,本文的结论有助于研究者选择合适中国的宏观计量经济模型。在利用中国宏观数据建立固定系数计量经济模型的过程中,包括VAR和SVAR模型,我们必须同时考虑模型线性化和结构稳定性的假设是否成立。否则,基于这些模型及其衍生的格兰杰因果检验和脉冲反应函数分析等方法所得到的分析将会导致误导性的结论和不合理的政策建议。在面临结构不稳定的多变量关系时,各种时变系数模型应是更合适的选择。

参 考 文 献

- Abeyasinghe, T., and D. Lu, 2003, "China as an Economic Powerhouse: Implications on Its Neighbors," *China Economic Review*, 14, 164-185.
- Andrews, D. W. K., 1993, "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point," *Econometrica*, 61, 821-856.
- Andrews, D. W. K. and W. Ploberger, 1994, "Optimal Tests when a Nuisance Parameter is Present only under the Alternative," *Econometrica*, 62, 1383-1414.
- Cai, Z., 2007, "Trending Time-Varying Coefficient Time Series Models with Serially Correlated Errors," *Journal of Econometrics*, 136, 163-188.
- Cai, Z., J. Fan and Q. Yao, 2000, "Functional-coefficient Regression Models for Nonlinear Time Series," *Journal of the American Statistical Association*, 95, 941-956.
- Chen, B. and Y. Hong, 2007, "Testing for Smooth Structural Changes in Time Series Models via Nonparametric Regression," *Working paper*, Department of Economics, University of Pittsburgh.
- Chow, G. C., 1960, "Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions," *Econometrica*, 28, 591-605.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger, 1987, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55, 251-276.
- Fan, J. and I. Gijbels, 1996, *Local Polynomial Modeling and Its Applications*, Chapman and Hall, London.
- Godfrey, L. G., 1988, *Misspecification Tests in Econometrics*, Cambridge University Press, Oxford.
- Granger, C. W. J., 1981, "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification," *Journal of Econometrics*, 16, 121-130.
- Hansen, B. E., 1994, "Autoregressive Conditional Density Estimation," *International Economic Review*, 35, 705-730.
- Holdend and R. Perman, 1994, "Unit Roots and Cointegration for the Economist," In Rao, B. B., 1994, *Cointegration for the Applied Economist*, Saint Martin Press, New York.
- Kreiss, J. P., M. Neumann, and Q. Yao, 1998, "Bootstrap Tests for Simple Structures in Nonparametric Time Series Regression," *Working paper*, Department of Statistics, London School of Economics, UK.
- Kwiatkowski, L. G., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin, 1992, "Testing the Null of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure are We that Economic Time Series Have a Unit Root?" *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- Liang, Q., and J. Z. Teng, 2006, "Financial Development and Economic Growth: Evidence from China," *China Economic Review*, 17, 395-411.
- Nyblom, J., 1989, "Testing for the Constancy of Parameters Over Time," *Journal of the American Statistical Association*, 84, 223-230.
- Ploberger, W., and W. Krämer, 1992, "The CUSUM Test with OLS Residuals," *Econometrica*, 60, 271-285.

- Robinson, P. M., 1989, "Nonparametric Estimation of Time-varying Parameters," In: Hackl, P., Ed., *Statistical Analysis and Forecasting of Economic Structural Change*, Springer, Berlin, 164-253.
- Robinson, P. M., 1991, "Time-varying Nonlinear Regression," In: Hackl, P. and A. H. Westland, Eds., *Economic Structure Change Analysis and Forecasting*, Springer, Berlin, 179-190.
- Schwarz, G., 1978, "Estimating the Dimension of a Model," *Annals of Statistics*, 6, 461-464.
- Sims, C. A., 1980, "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, 48, 1-48.
- Stock, J. H. and M. W. Watson, 1996, "Evidence on Structural Instability in Macroeconomic Time Series Relations," *Journal of Business and Economic Statistics*, 14, 11-30.
- 陈六傅、刘厚俊, 2007, 《人民币汇率的价格传递效应——基于 VAR 模型的实证分析》, 《金融研究》第 4 期。
- 戴金平、王晓天, 2005, 《中国的贸易, 境外直接投资和实际汇率的动态关系分析》, 《数量经济技术经济研究》第 11 期。
- 封北麟、王贵民, 2006, 《货币政策与金融形势指数 FCI: 基于 VAR 的实证分析》, 《数量经济技术经济研究》第 11 期。
- 刘琛、卢黎薇, 2006, 《VAR 模型框架下外商直接投资时滞效应的动态分析》, 《数量经济技术经济研究》第 10 期。
- 施建淮, 2007, 《人民币升值是紧缩性的吗?》, 《经济研究》第 1 期。
- 王永齐, 2006, 《FDI 溢出、金融市场与经济增长》, 《数量经济技术经济研究》第 1 期。
- 赵留彦, 2006, 《货币化、货币流通速度与产出——扩展的 CIA 约束与中国经验》, 《经济研究》第 9 期。
- 赵振全、刘柏, 2006, 《我国国际收支对通货膨胀传导机制的经济计量检验》, 《数量经济技术经济研究》第 5 期。

附 录

表 A 单变量检验结果

产 出					
变量	p 值	变量	p 值	变量	p 值
名义工业增加值 ^{1,2}	0.003	实际工业增加值 ^{1,2}	0.594	自行车 ^{1,2}	0.439
船舶 ^{1,3}	0.129	汽车 ^{1,2}	0.052	轿车 ^{1,2}	0.072
洗衣机 ^{1,2}	0.577	空调 ^{1,2}	0.76	冰箱 ^{1,3}	0.142
录像机 ^{1,2}	0.199	录像机 ^{1,3}	0.062	微型计算机 ^{1,3}	0.035
计算机 ^{1,2}	0.333	照相机 ^{1,3}	0.991	铁路客车 ¹	0.628
电视机 ^{1,2}	0.472	水泥 ^{1,2}	0.786	柴油 ^{1,3}	0.513
原煤 ^{1,2}	0.051	发电量 ^{1,2}	0.847	能源总量 ^{1,2}	0.011
天然气 ^{1,2}	0.372	铁合金 ^{1,2}	0.812	钢 ^{1,2}	0.022
汽油 ^{1,3}	0.361	原油 ^{1,2}	0	煤油 ^{1,3}	0.499
润滑油 ^{1,2}	0.525	液化气 ^{1,2}	0.632		
消 费					
名义零售总额 ^{1,2}	0.01	实际零售总额 ^{1,2}	0.111		
投 资					
名义 FDI ^{1,3}	0.103	实际 FDI ^{1,3}	0.094	名义合资 ^{1,3}	0.098
实际合资 ^{1,3}	0.102	名义合作 ^{1,2}	0.32	实际合作 ^{1,2}	0.314
名义外资 ^{1,3}	0.098	实际外资 ^{1,3}	0.109	名义固定资产投资 ^{1,2}	0.757
实际固定资产投资 ^{1,2}	0.634	名义房产投资 ^{1,3}	0.165	实际房产投资 ^{1,3}	0.165

续表

进 出 口					
变量	p 值	变量	p 值	变量	p 值
名义进出口总额 ^{1,2}	0.426	实际进出口总额 ^{1,2}	0.518	名义进口额 ^{1,2}	0.577
实际进口额 ^{1,2}	0.498	名义出口额 ^{1,3}	0.577	实际出口额 ^{1,3}	0.919
名义进出口差额 ^{1,2}	0.797	实际进出口差额 ^{1,2}	0.768		
价 格 指 数					
CPI 200101 ²	0.525	CPI 同比 ³	0.772	CPI 衣着 ²	0.079
CPI 教育 ²	0.066	CPI 食品 ²	0.903	CPI 医疗 ²	0.895
CPI 住房 ²	0.377	PPI ²	0.171	PPI 重工业 ²	0.172
PPI 轻工业 ³	0.092	PPI 耐用品 ³	0.059	PPI 生活用品 ²	0.048
短 期 利 率					
7 天同业拆借利率 ²	0.087	30 天同业拆借利率 ²	0.026	60 天同业拆借利率 ²	0.507
90 天同业拆借利率 ²	0.245				
汇 率					
美元汇率 ²	0.747	港币汇率 ²	0.49	日元汇率 ²	0.15
货 币 供 给					
M0 ^{1,2}	0.272	M1 ^{1,2}	0.153	M2 ^{1,2}	0.788
金 融 市 场					
名义国债交易额 ^{1,2}	0.108	实际国债交易额 ^{1,2}	0.024		
政 府 财 政					
名义财政收入 ^{1,3}	0.345	实际财政收入 ^{1,3}	0.175	名义财政支出 ^{1,2}	0.629
实际财政支出 ^{1,2}	0.696	名义财政赤字 ^{1,2}	0.012	实际财政赤字 ^{1,2}	0.018
名义各项税收收入 ^{1,3}	0.178	实际各项税收收入 ^{1,3}	0.082		

注:1 表示进行季节性调整;2 表示做一阶差分;3 表示消除时间趋势。