

利用可变参数模型估算中国开放经济乘数

王金明 高铁梅*

内容提要 中国加入 WTO 大大加快了其融入世界经济的步伐,为说明对外贸易与中国经济增长的关系以及加入 WTO 以后的变化,本文利用可变参数模型(Time-varying Parameter Model)对中国开放经济下的乘数进行测算。结果表明,近年来特别是加入 WTO 后,开放经济乘数减小幅度较大,表明外需对经济增长的拉动作用减弱,中国经济保持高速增长主要得益于内需的扩大。

关键词 可变参数模型 状态空间模型 边际消费倾向 边际进口倾向 开放经济乘数

一 引言

世界贸易组织的统计显示,2002 年中国出口额占世界出口总额的比重为 5.1%,居世界第 5 位。对于发展中国家而言,其首要目标是保持经济高速增长并提高人民收入水平,对外贸易能否促进发展中国家的经济增长并没有达成共识。在经济全球化进程不断加快的新形势下,对外贸易与中国经济增长的关系究竟如何?加入 WTO 以后这种关系有何变化?本文通过开放经济下乘数效应的计算,试图对这些问题做出定量的动态分析。

20 世纪 50 至 60 年代,对于刚刚赢得主权的国家,实现工业化最合理的方式便是限制国内可以生产的制成品的进口,鼓励国内生产并出口创汇,同时进口工业化急需的资本品和中间产品。但由于存在外部性问题,即企业耗费大量成本进行创新开发出来的技术可能被别的企业迅速以低成本加以利用,因此企图通过高关税保护国内企业并最终赶上国外产品的生产技术水平是很困难的,而且内向型政策也导致国内产生了大量的贸易赤字和财政赤字(Baldwin, 2003)。20 世纪 60

年代后,一些经济学家开始主张出口导向,即通过大量出口具有比较优势的产品拉动本国经济增长,七八十年代的经济学家对贸易和经济增长关系的经验分析表明,出口增长率和产出增长率有较强的正相关性(Balassa, 1978)。出口拉动经济增长可以乘数理论来阐述,即出口增加导致出口企业收入增加,从而引发一轮轮的消费需求,最终使得总收入产生数倍于最初出口的增加,要素禀赋理论、新贸易理论等也都从不同的角度加以阐述。出口导向战略使亚洲一些国家(地区)创造了经济发展的奇迹,20 世纪八九十年代的新增长文献对进出口贸易与经济增长之间的关系进行了分析,对开放度和高经济增长率相关基本达成共识。但近年来,这种观点又受到质疑和批判(Rodriguez and Rodrik, 1999),亚洲金融危机暴露了出口导向战略的缺陷,即经济发展对国外市场严重依赖,使本国经济受国际市场波动牵制,一旦世界市场出现不利变化,很可能使经济陷入困境。

* 王金明:吉林大学商学院 长春 130012;高铁梅:东北财经大学数量经济系 大连 116025。

本文得到教育部人文社会科学重点研究基地重大项目资助,项目号:01JAZJD790003。

利用可变参数模型估算中国开放经济乘数

对外贸易与中国经济增长的关系问题已经得到学者广泛关注并进行大量研究。许多学者利用各种方法对出口导向型经济增长进行了分析,有些学者认为在短期中实际出口增长对实际 GDP 增长有很强作用,而长期中并不显著(赵陵等, 2001),贸易开放对经济增长的作用还不显著(包群, 2003)等。本文采用可变参数模型,利用卡尔曼滤波(Kalman Filter)方法基于状态空间模型(state space model)测算近年来中国开放经济乘数的变化,以分析出口驱动经济增长能力的动态变化和加入 WTO 的影响。本文第二部分对计算方法进行简要介绍,第三部分测算了近年来中国对外贸易乘数的变化并且对其大小和波动进行了分析,最后得出近年来外需驱动经济增长的能力有所减弱,中国经济保持高速增长主要得益于内需扩大的结论。

二 可变参数模型的状态空间表示

在一般的计量经济模型中,通常都假定在所研究的样本区间内经济变量之间的数量关系是既定的,即不随时间变化,因而使用 OLS 等固定参数的方法来计算,得到的系数是所研究的经济变量之间在样本区间的平均影响关系。然而中国改革开放以来尤其是 20 世纪 90 年代以来,经济结构发生变化,以往不变系数的计量模型不能表现这种变化,因此本文采用了可变参数模型,求出模型中解释变量(自变量)对被解释变量(因变量)在样本区间内不同时间点上的动态影响。本文经验分析所建立的计量模型是利用状态空间模型(Harvey, 1999; Hamilton, 1994)构造的可变参数模型。

$$\text{量测方程: } y_t = Z_t' \alpha + x_t' \beta_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\text{状态方程: } \beta_t = \Psi \beta_{t-1} + \eta_t \quad (2)$$

$$(\varepsilon_t, \eta_t)' \sim N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma^2 & 0 \\ 0 & R \end{pmatrix} \right), t=1, \dots, T \quad (3)$$

在(1)式中 Z_t 是具有固定系数 α 的解释变量的集合, x_t 是有随机系数的解释变量集合,随机系数向量 β_t 是状态向量,称为可变参数。 β_t 是不可观测变量,必须利用可观测变量 y_t 和 x_t 来估

计。如果 y_t 和 x_t 是季度时间序列,其中包含季节变动要素,还应从中剔除季节变动要素。在(2)式中假定参数 β_t 的变动服从于 AR(1)模型。 ε_t 和 η_t 分别是量测方程和状态方程的扰动项,根据(3)式 ε_t 和 η_t 是相互独立的,且服从均值为 0,方差为 σ^2 和协方差矩阵为 R 的正态分布。利用状态空间方法建立可变参数模型的计算方法比较复杂,详细的介绍可参见董文权、高铁梅等(1998)第 11 章。

三 中国开放经济乘数的动态分析

(一) 开放经济乘数

在进行宏观经济分析中经常使用乘数理论,下面假设 Y 表示总收入, YD 表示可支配收入,即居民户的收入扣除向政府纳税(TA)再加上其得到的政府转移支付(TR)的净收入:

$$YD = Y - TA + TR \quad (4)$$

设税收在收入中所占的比例为 t , 则 $TA = tY$, 假定消费为可支配收入的线性函数:

$$C = \bar{C} + cYD = \bar{C} + cTR + c(1-t)Y = \bar{A} + c(1-t)Y \quad (5)$$

式中 \bar{C} 是自发消费, c 是边际消费倾向, $\bar{A} = \bar{C} + cTR$ 。

用 X 表示出口, M 表示进口,并假定进口为收入的线性函数:

$$M = \bar{M} + m \times Y \quad (6)$$

其中, \bar{M} 、 m 分别表示自发进口和边际进口倾向。

开放经济条件下,总需求由消费 C 、投资 I 、政府购买 G 和净出口($X - M$)4 部分构成,当总收入等于总需求即经济实现均衡时:

$$Y = C + I + G + (X - M) = \bar{A} + c(1-t)Y + I + G + X - \bar{M} - mY \quad (7)$$

假定 I 、 G 保持不变,当出口 X 增加 ΔX 时,首先国民收入增加了 ΔX ,通过边际消费倾向 c 带来了引致消费支出 $c(1-t)\Delta X$,继而带来国民收入增加 $c(1-t)\Delta X$,但通过边际进口倾向对国内商品和劳务的需求将减少 $m\Delta X$,因此第二轮国民收入增量为 $[c(1-t) - m]\Delta X$ 。然后再带来第三轮的引致支出 $[c(1-t) - m]^2\Delta X$,这样的过程继续

下去,将使国民收入依次增加 $[c(1-t)-m]^2\Delta X$ 、 $[c(1-t)-m]^3\Delta X\cdots$,我们把由出口增量带来的国民收入依次增加用下面的式子描述出来,即:

$$\Delta Y = \Delta X + [c(1-t) - m]\Delta X + [c(1-t) - m]^2\Delta X + \dots = (1 + (c(1-t) - m) + (c(1-t) - m)^2 + \dots)\Delta X \quad (8)$$

则:

$$\Delta Y = \frac{1}{1 - c(1-t) + m} \Delta X$$

我们引进记号 k_x 表示开放经济乘数(霍尔、泰勒,2000,中译本),则:

$$k_x = \frac{1}{1 - c(1-t) + m} \quad (9)$$

以上推导可以看出开放经济乘数是长期乘数,即由一个均衡运动到另一个均衡时,出口增加或减少最终带动GDP增加或减少最初出口增量的倍数,其大小反映了出口驱动经济增长的能力。

当假定其他条件不变,只是政府购买增加 ΔG 时,通过上述乘数的推导过程可以看出,总收入将增加 $k_x\Delta G$,因此开放经济乘数也是开放经济条件下的政府购买乘数。如果不考虑进出口贸易,封闭经济条件下政府购买增加带动的收入增加将只是带动消费需求的一轮轮增加,而不存在进口需求增加对总收入增加的削弱,此时政府购买增加1单位,带动总收入的最终增加称为封闭经济乘数,以 k 表示,则:

$$k = \frac{1}{1 - c(1-t)} \quad (10)$$

上述的开放经济乘数是在边际消费倾向 c 、宏观税率 t 、边际进口倾向 m 是常量的情况下推导的,可实际上这些量都随时间而变化,因此,下面计算随时间变化的边际消费倾向 c_t 和边际进口倾向 m_t ,从而求出动态的封闭经济乘数 k_t 和开放经济乘数 k_{xt} 。

(二)动态的边际消费倾向 c_t

$$C_t = c_t \times (1 - t_t) \times GDP_t$$

$$c_t = 1.007 \times c_{t-1} \quad (52.4) \textcircled{2}$$

对数似然值 = -252.66

Akaike 信息准则 = 14.09

Schwarz 准则 = 14.23

Hannan-Quinn 准则 = 14.1^③

式中 C_t 是季度居民消费^④, GDP_t 是名义季度国民生产总值, c_t 为变参数序列,代表边际消费倾向,宏观税率 t_t 为税收总额除以 GDP_t 。从边际消费倾向 c_t 的曲线图(图1)可以看到1995年以来中国居民边际消费倾向在0.46~0.62之间变动,即可支配收入每增加100亿元,将有46~62亿元被用于居民消费,并且呈逐年上升之势。

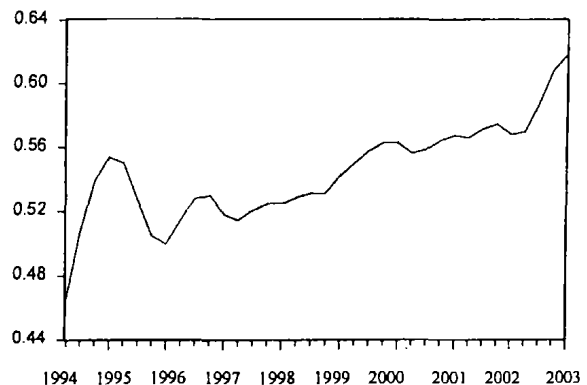


图1 边际消费倾向 c_t

20世纪90年代前的中国仍然处于卖方市场,虽然居民收入水平增幅较大,但商品供给有限,而且当时的利息率较高,因而居民收入更加倾向于储蓄增值而不是立即消费。1994年中国开始了全面的体制改革和制度创新,随着国有企业体制改革的推进和大量非国有企业的兴起壮大,国内商品市场日益繁荣,使得居民收入中用于消费的部分增加,因而边际消费倾向逐年增加。

① 对模型的残差序列进行ADF检验,结果表明残差序列平稳,本文后面的方程都进行了同样的检验,不再说明。

② 方程系数下括号内数据为系数的t统计量,以下同。

③ Akaike信息准则、Schwarz准则、Hannan-Quinn准则是对模型进行选择时参照的统计量,以下同。

④ 本文所采用数据来源于中国人民银行《统计季报》和国家统计局《经济景气统计月报》,数据区间为1994年1季度至2003年1季度,所采用的数据均做了季节调整,以下不再说明。由于没有居民消费的季度数据,仅有社会消费品零售总额的季度数据,本文根据社会消费品零售总额的年度数据占居民消费的年度数据的比例,利用社会消费品零售总额的季度数据估算出季度的居民消费。

利用可变参数模型估算中国开放经济乘数

1996年以来,中央银行不断降低利息率,并实行一系列扩大内需的扩张政策,中国的居民边际消费倾向 1996~2001 年一直呈小幅上升的局面,这是宏观经济政策刺激消费、拉动需求所产生的积极效果。2001 年 11 月中国加入 WTO 后,关税逐渐降低,进口商品如汽车等价格下降,尤其是中国近年来对消费信贷的扶持力度逐渐加大,2002 年 3 季度至 2003 年 1 季度边际消费倾向由 0.57 大幅增加到 0.62。

由(10)式计算得到动态的封闭经济乘数 $k_t = 1/(1-c_t(1-t_t))$,如图 2 所示。可以看出,在不考虑对外贸易的封闭经济下,乘数在 1.87~2.62 之间。2003 年 1 季度乘数值为 2.62,此时政府支出增加 100 亿元,将带动 GDP 增加 262 亿元。中国居民长期节俭的习惯使边际消费倾向比美国等发达国家小^①,因此乘数虽有增加但还是较小,这增加了中国扩大内需的难度。

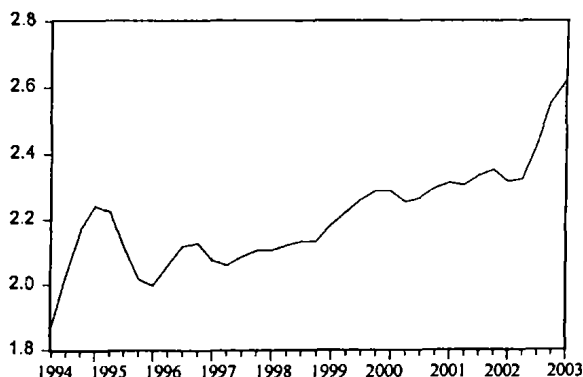


图 2 封闭经济乘数 k_t

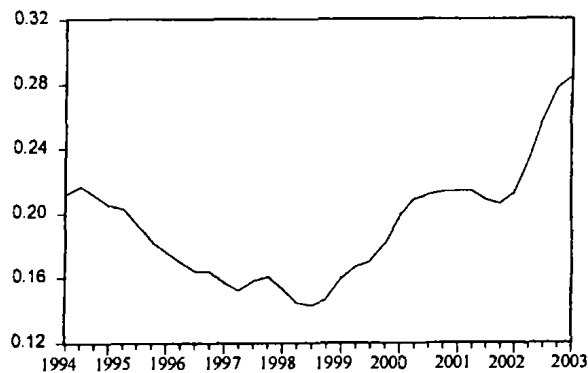


图 3 边际进口倾向 c_t

(三)动态的边际进口倾向 m_t

为计算开放经济乘数,需要计算边际进口倾向,即总收入增加 1 单位,用于进口的份额。利用如下模型计算得到边际进口倾向序列,见图 3。

$$M_t = m_t \times GDP_t$$

$$m_t = 1.01 \times m_{t-1}$$

$$(179)$$

对数似然值 = -247

Akaike 信息准则 = 13.78

Schwarz 准则 = 13.92

Hannan-Quinn 准则 = 13.79

边际进口倾向 m_t 大致在 0.143~0.284 之间波动,即在我们考察的样本区间内,GDP 每增加 100 亿元,从国外部门进口增加在不同时间点上,在 14.3~28.4 亿元之间变动。

从改革开放到 90 年代初,对于很多耐用消费品,进口商品成为人们的首选目标。然而 1994~1998 年,城镇居民收入水平增长率变慢,收入增幅下降使得对进口商品的需求减少。更为重要的是,国内开始涌现大量质量较好但价格低于进口商品的替代品,因此边际进口倾向逐年减小。1994 年 1 月 1 日,人民币汇率实现了官方牌价与外汇调剂价格的统一并轨,确立了以市场供需为基础的有管理的浮动汇率制度,人民币汇率由并轨前的 5.76 元人民币/美元,贬值为 8.62 元人民币/美元,贬值幅度高达 49%。这样,进口商品的价格陡然升高,使人们对进口商品的需求降低,因而,从 1994 年开始边际进口倾向呈现下降趋势。至 1998 年 3 季度边际进口倾向达到最低点 0.143,加上 1998 年亚洲金融危机的影响,国内经济不景气,使得当年进口总额较上年减少 21.3 亿美元。

1997 年开始的亚洲金融危机使得我们周边一些国家货币纷纷贬值,为防止金融危机可能蔓延扩散到世界范围,中国政府承诺人民币不贬值,这样国外商品价格相对降低。同时,中国在外需不振的情况下采取了扩大内需的一系列政策,启动国内消费和投资,这使得在边际消费倾向提高的

① 多恩布什等利用美国 1959~1991 年的年度数据计算出边际消费倾向为 0.92,远远高于中国。

同时,对进口商品的需求有所增加,1998年3季度后边际进口倾向开始转而上升。从2000年2季度开始边际进口倾向进入稳定的平台,由于2000年国内经济增长迅猛,当年进口总额达到2250.9亿美元,同比增长高达35.8%。

中国加入WTO后,由于进口限制减少、关税降低等因素,进口商品价格进一步降低,因此对进口商品的需求上升。2002年中国全年进口额达2952.2亿美元,同比增长由2001年的8.2%上升为21.2%,2003年1季度进口达873.4亿美元,同比增长高达52%,如图3所示,边际进口倾向从2001年4季度开始大幅增加至2003年1季度的0.284。

中国投资环境不断改善,外商投资规模不断扩大,2002年中国首次超过美国而成为全球最大的外商直接投资接受国,吸引外资527亿美元,其中很多外企利用中国的廉价劳动力从事来料加工,因此利用外资尤其是外商直接投资的迅猛增加也增加了进口数量。

(四)动态的开放经济乘数

由(9)式可以计算得到动态的开放经济乘数 $k_{xt} = 1 / (1 - c_t(1 - t_t) + m_t)$ 。从图4可以看出开放经济乘数值在1.34~1.64之间波动。

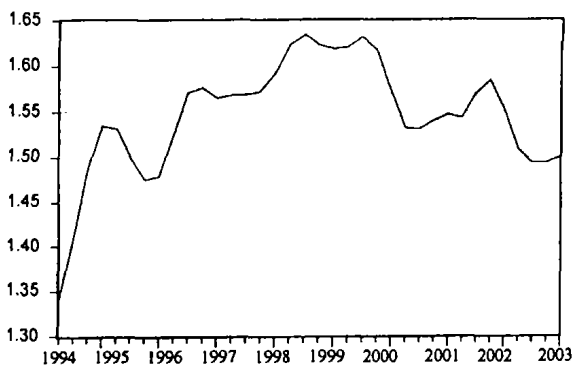


图4 开放经济乘数 k_{xt}

开放经济乘数的大小和波动主要取决于边际消费倾向和边际进口倾向,边际消费倾向的增加将使乘数增加,边际进口倾向的增加使开放经济乘数发生反方向的变动。1994年人民币贬值降低了边际进口倾向,从而乘数增加,单位出口对经济

增长产生了更大的拉动作用,因此,1994~1998年乘数总的来说是逐渐上升的。人民币贬值还使中国出口商品价格下降,促进了出口的增长。出口和乘数的同时增加对中国经济快速增长做出了较大的贡献。

中国近年扩大内需的政策使边际消费倾向逐年上升,乘数本来应该上升,然而由于边际进口倾向上升较大,尤其中国加入WTO以后,进口增加较快,2003年1月份甚至出现贸易逆差12.5亿美元,因此,开放经济乘数由2001年4季度的1.58降低到2003年1季度的1.5。也就是说,随着中国对外开放程度的不断提高和进口总额的超常增长,单位出口的增加带动GDP增加的能力在逐渐减小。当然,2003年1季度进口猛增有其特定原因:由于人们对关税税率下调的预期,对汽车等很多进口商品的购买推迟到了2003年,原油价格的上升和大量购买也是出现逆差的重要因素。随着入世效应的逐步释放,边际进口倾向将趋于稳定,预计不会出现持续的贸易逆差。但是可以看出利用外需拉动经济增长的作用正在逐渐下降,因此,扩大内需以拉动经济快速增长仍将是当前和今后制定宏观经济政策的目标。

对于经济增长来说,对外贸易是一柄双刃剑,一方面,出口快速增长是中国经济快速增长的强劲动力;但另一方面,进口也随着经济增长、人均收入的提高逐年上升,并且进口倾向有增大之势,使开放经济乘数减小,开放经济条件下财政政策乘数效应减小。为考察封闭经济和开放经济条件下政府支出等的变化对GDP影响程度的差别,构造如下指标:

$$\delta = 100 \times (k_t - k_{xt}) / k_t$$

当只考虑封闭经济体系时,政府支出等外生变量的增加将会使GDP增加 k 倍,而开放经济下GDP增加 k_x 倍。因此, δ 衡量了运用财政政策手段使GDP增加时,进口的增加对GDP的减缩份额。图5表明,这种削弱较大,在23.3%~42.7%之间波动。从中可以看出,从2002年2季度开始 δ_t 大幅增加,2003年1季度达到最大值42.7%。这可以反映出中国在加入WTO之后,利用增加政府支出拉动经济增长的扩张性财政政策受到了

利用可变参数模型估算中国开放经济乘数

很大的抑制。1998年以来,为了遏止通货紧缩,政府采取扩张性的财政政策,发行了大量的长期建设债券,大力进行公共工程建设,1998~2002年5年期间累计发行长期建设国债6600亿元。积极的财政政策是中国近年来面对亚洲金融危机和国内需求不足采取的应对措施,对中国促进经济增长、抵御亚洲金融危机与全球经济放缓的不利影响,起到了极其重要的作用。但我们计算的结果表明,由于开放经济乘数的下降,增加政府支出的扩张性财政政策对经济增长的拉动作用正在逐渐减弱。这几年较快的经济增长速度伴随着更高的投资增长率:2002年社会固定资产投资同比增长16.1%,2003年1季度外商直接投资和房地产投资同比分别增长56.7%和34%。持续的扩张性财政政策已经使中国财政赤字逐年提高,2002年的财政赤字达3098亿元,赤字率(财政赤字/GDP)为3.025%,达到了国际公认的警戒线3%,继续实行扩张的财政政策空间很小。

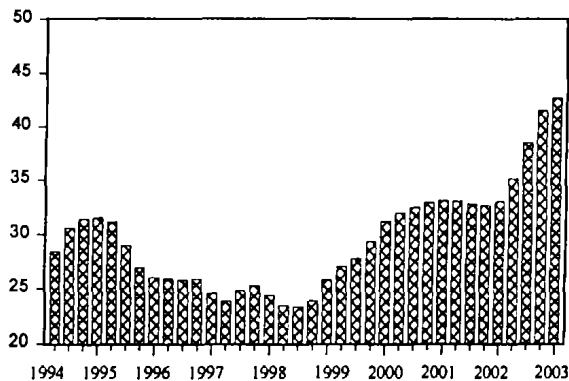


图5 进口对乘数削弱的程度 δ_i

四 结论

中国出口对经济增长的拉动作用和加入WTO以后对外贸易与经济增长之间的关系变化是本文旨在研究的主要问题。通过计算分析得出如下结论:(1)边际进口倾向在0.14~0.284之间波动,人民币升(贬)值使边际进口倾向提高(降低),加入WTO后进口需求大幅增加,2003年1

季度边际进口倾向达到最大值0.284;(2)开放经济乘数在1.34~1.64之间波动,边际进口倾向增加使开放经济乘数减小,2003年1季度为1.5,近年来尤其加入WTO后呈现下降趋势,表明外需对经济增长的拉动作用有限。

改革开放以来,出口一直被作为驱动经济增长的重要方面并取得了很大成效。加入WTO后,进口大量增加,从而降低了开放经济乘数。通过对外贸易拉动经济增长的能力越来越有限,保持经济快速增长应该更加依靠内需的扩大。近几年,为扩大内需中国政府一直坚持采取积极的财政政策和稳健的货币政策,使中国在世界经济不景气的大背景下保持了较高的经济增长率,这表明扩大内需的政策是有效的。但由于增加政府支出的积极财政政策对经济增长的扩张作用逐渐减弱,因此今后应将扩大内需的重点放在促进经济系统的内生增长机制的形成上,尤其是依靠国内消费需求的增长。

参考文献:

- 包群等(2003):《贸易开放度与经济增长:理论及中国的经验研究》,《世界经济》第2期。
- 董文泉、高铁梅等(1998):《经济周期波动的分析与预测方法》,吉林大学出版社。
- 赵陵等(2001):《中国出口导向型经济增长的经验分析》,《世界经济》第8期。
- Balassa, B. "Exports and Economic Growth: Further Evidence." *Journal of Development Economics*, 5, 1978, pp. 181-189.
- Baldwin, Robert E. "Openness and Growth: What's the Empirical Relationship?" NBER working paper, 2003.
- Hamilton, J. D. *Time Series Analysis*. Princeton University Press, 1994.
- Harvey, A. C. *Forecasting Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge University Press, 1999.
- Rodriguez, Francisco and Rodrik, Dani. "Trade Policy and Economic Growth: A Skeptic's Guide to the Cross-National Evidence." NBER working paper, 1999.

(截稿:2004年3月 责任编辑:李元玉)