华南农业大学学报(社会科学版)
2005年第2期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY No. 2 2005
(第4卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION) (Vol. 4)

# 广东对外贸易与经济增长关系的协整分析

杨秀琴, 熊启泉, 江 华

(华南农业大学 经济管理学院, 广东 广州 510642)

摘 要: 利用多种计量分析工具, 从总量和增长效应的角度研究了广东进出口与GDP增长间的关系。研究发现: 从长期来说, 进口、出口与GDP存在唯一稳定关系, 出口较进口对经济增长有更大的促进作用; 从短期来说, 进口增长、出口增长都是GDP增长的Granger原因, 出口增长同时也是进口增长的Granger原因, 进口增长、出口增长都带动了经济增长, 而且进口增长比出口增长与经济增长有更稳定、更紧密的联系。

关键词: 对外贸易; 经济增长; 协整分析; 格兰杰因果检验; 误差修正模型

中图分类号: F752.8 文献标识码: A 文章编号: 1672-0202(2005)02-0071-07

## 一、引言

从经济学理论逻辑看, 对外贸易对经济增长有重要的促进作用。对外贸易可从促进分工, 促使要素流动, 扩大边界市场的总额, 促进制度创新, 产生技术外溢效应等方面直接或间接地促进经济增长。

自20世纪90年代以来, 许多学者就对对外贸易与经济增长的关系进行实证研究, Kwan和Cotsmitis、Kwan和Kwok最早使用Granger检验研究中国的问题, 得出中国是出口导向型经济[1-2]; Liu, X., H. Song和P. Romilly基于双变量VARD模型, 通过运用Granger检验、Sims和Hsiao检验及Geweke检验得出我国进出口促进了经济增长[3]; Liusong和Homilly基于Geweke检验, 认为我国进出口总额与经济增长存在双向因果关系[4]; 沈和翔, 李军、李阳, 张立光、郭妍等人的研究证明了我国对外贸易促进了经济增长[5-7]; 李小平、朱钟棣通过协整检验和因果关系检验, 发现上海经济增长是出口导向型的[8]。

从实证研究文献可以发现两点: 一是采用不同的方法和模型, 得出了不一致的结论, 对进口、出口及GDP三者间的关系如何, 观点各异, 但都支持对外贸易对经济增长有促进作用的论点; 二是就研究范围而言, 以全国为研究范围的文献居多, 关于中国地区对外贸易与经济增长关系的实证文献很少, 而且中国各地区经济发展水平不同, 开放程度不同, 对外贸易对经济增长的影响各异。

广东经济总量超过全国的1/10, 对外贸易超过全国的1/3, 对外贸易对广东经济增长发挥了重要的作用, 因而实证分析广东对外贸易与经济增长的关系具有重大的理论和现实意义。梁碧波、雷友发利用广东省1987~2002年的数据, 通过简单线性回归, 得出广东GDP增长主要依赖于进出口增长, 而且广东进口比出口对GDP增长有更大的拉动作用; 通过相关系数分析, 得出广东进口与出口之间存在高度的相互依赖关系[9]。然而, 由于梁碧波、雷友发的研究忽视了对非平稳的数据直接进行回归可能导致"伪回归"这一事实, 而且利用外贸依存度、外贸贡献率、外贸拉动度验证广

收稿日期: 2005-1-19

作者简介: 杨秀琴(1977-), 女, 华南农业大学经管学院2003级土地资源管理专业硕士研究生, 主要研究方向为区域经济与可持续发展.

?1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.

东外贸对经济增长的促进作用,在逻辑上不严密,也不能充分揭示进出口与GDP间的关系。因此,梁碧波、雷友发实证结论可能缺乏科学性和客观性。

本文运用协整理论研究广东对外贸易与经济增长的关系,以求更科学地揭示广东进口、出口及GDP三者间的长期稳定关系和短期动态关系。

## 二、方法、模型与数据

(一)方法及模型

1. 变量的平稳性检验

本文采用ADF检验来检验变量的平衡性。若一时间序列 $Y_t$,可以建立回归式 $Y_t = b + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t$,其中 $b$ 为常数,$\varepsilon_t$ 为零均值非自相关随机误差项。当对上式两边同时减去 $Y_{t-1}$,可得到:

$$\Delta Y_t = b + (\alpha - 1) Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

如果(1)式的误差项是自相关的,就把(1)式修改为:

$$\Delta Y_t = b + \beta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^{n} \Delta Y_{t-i} + \xi_t \quad (2)$$

其中 $\Delta Y_{t-i} = Y_{t-i} - Y_{t-i-1}$,误差项 $\xi_t$ 不存在序列自相关。(2)式即为用于ADF检验的模型。

2. 协整分析

协整理论是一种建模技术,它从分析时间序列的非平稳性入手,探求非平稳变量间蕴含的长期均衡关系。如果涉及到的变量都是一阶差分平稳的,且这些变量的某种线性组合是平稳的,则称这些变量之间存在协整关系。协整检验有两种方法:一是杜宾两步法(Engle Granger 1987);二是Johansen检验。本文采用第二种方法。

3. 格兰杰(Granger)因果关系检验

本文根据Granger和Sims提出的因果关系检验来确定各变量间的因果关系。Granger检验确定的是一个变量能否有助于预测另一个变量。如果变量X有助于预测变量Y,即根据Y的过去值对Y进行自回归时,如果再加上X的过去值,能显著地增强回归的解释能力,则称X是Y的Granger原因;否则,称为非Granger原因。类似的定义Y是X的Granger与非Granger原因。其检验模型为:

$$Y_t = c + \alpha_i \sum_{i=1}^{n} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{m} \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中 $\varepsilon_t$ 为零均值非自相关随机误差项;$\alpha$,$\beta$ 为系数。原假设为:$H_0$ $\beta_j = 0$ (j = 1, …, n),意味着X不是Y的原因。若原假设成立则有:

$$Y_t = c + \sum_{i=1}^{n} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

令非限制性变量(3)式的残差平方和为SSE1,限制性变量(4)式的残差平方和为SSE2,则 $F = \frac{(SSE2 - SSE1)/n}{SSE1/(T-n-m-1)}$ 应服从自由度为(m, T−n−m−1)的F分布,其中T为样本数量;n、m分别为根据AIC准则决定的Y和X的滞后阶数。

4. 建立误差修正模型

将误差修正项看做一个解释变量,连同其他反映短期波动的解释变量一起,建立如下的误差修正模型:

$$\Delta Y_t = A_0 + A_1 \Delta X_t + A_2 u_{t-1} + \xi_t$$

其中 $\Delta Y_t$、$\Delta X_t$ 分别是被解释变量与解释变量的一阶差分,对应表示了变量的短期波动,$u_{t-1}$ 为误差修正项,表示向长期均衡的调整,$\xi_t$ 为随机误差项。误差修正模型区分了变量之间的短期动态

?1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.

关系，又避免了伪回归，具有较强的经济意义，是含有单位根的协整过程的有效表示形式。

本文采用 OLS 回归方法估计误差修正模型，并依次对模型进行理论检验、统计检验、计量经济准则检验、稳定性及灵敏度检验。在模型通过以上所有检验后用于基本分析。

（二）变量与数据

本文利用 1987～2002 年广东 GDP、出口总额、进口总额的时间序列数据，并分别以 Y、X、M 来代表。为了确保数据的可比性，本文选取了处于行政区划稳定、制度环境基本不变、经济行为具有一致性的样本区间，利用年均汇率对进口额、出口额进行了亿美元对亿元的换算，采用了以 1978＝100 的广东城镇居民消费价格指数对样本数据进行物价平减。经过以上各种处理后，再对 Y、X、M 进行自然对数变换，以消除数据中存在的异方差，并使其趋势线性化，最后得到三个变量 LnY、LnX、LnM。

表 1　广东经济与进出口贸易增长情况

| 年份 | 国内生产总值（亿元） | 城镇居民消费价格总指数（1978＝100） | 出口（亿美元） | 进口（亿美元） | 年均汇价 |
|---|---|---|---|---|---|
| 1987 | 846.69 | 181.00 | 101.40 | 108.97 | 372.21 |
| 1988 | 1155.37 | 234.40 | 148.17 | 162.02 | 372.21 |
| 1989 | 1381.39 | 285.70 | 181.13 | 174.65 | 376.51 |
| 1990 | 1559.03 | 278.30 | 222.21 | 196.77 | 478.32 |
| 1991 | 1893.30 | 284.70 | 270.73 | 254.48 | 532.33 |
| 1992 | 2447.54 | 308.60 | 334.58 | 322.90 | 551.46 |
| 1993 | 3431.86 | 376.40 | 373.94 | 409.50 | 576.20 |
| 1994 | 4516.63 | 455.50 | 502.11 | 464.52 | 861.87 |
| 1995 | 5733.97 | 515.20 | 565.92 | 473.80 | 835.10 |
| 1996 | 6519.14 | 522.30 | 593.46 | 506.14 | 831.42 |
| 1997 | 7315.51 | 533.30 | 745.64 | 555.56 | 828.98 |
| 1998 | 7919.12 | 524.20 | 756.18 | 541.80 | 827.91 |
| 1999 | 8464.31 | 515.80 | 777.05 | 626.63 | 827.83 |
| 2000 | 9662.23 | 527.20 | 919.19 | 781.87 | 827.84 |
| 2001 | 10647.71 | 523.00 | 954.21 | 810.66 | 827.70 |
| 2002 | 11769.73 | 515.70 | 1184.58 | 1026.34 | 827.70 |

数据来源：1987～2003 年《广东统计年鉴》和 2003 年《广东物价》。

## 三、实证分析结果

（一）单位根过程

检验结果表明水平序列 LnY、LnX、LnM 不能拒绝单位根假设，是不平稳的时间序列，而其一阶差分 △LnY、△LnX、△LnM 都拒绝了单位根的假设，是平稳的时间序列（详见表 2）。图 1、图 2 更加直观地说明 LnY、LnX、LnM 是 I（1）序列，进口总额、出口总额、GDP 三者具有相同的趋势，在进口、出口下降的时期，GDP 也出现了下降或增长趋缓，长期来看三者都呈快速增长态势，而且还说明了出口波动幅度比进口、GDP 的波动幅度都大。

表 2　各变量的平稳性检验变量 ADF 检验结论表

| 变量 | ADF 检验 | 5%临界值 | 检验形式（c、t、k） | 结论 |
|---|---|---|---|---|
| lnY | －0.43181 | －3.1003 | （c、N、1） | 不平稳 |
| lnX | －1.58906 | －3.1003 | （c、N、1） | 不平稳 |
| lnM | －0.86533 | －3.1003 | （c、N、1） | 不平稳 |
| Δ lnY | －6.60409 | －3.8288 | （c、t、2） | 平稳 |
| Δ lnX | －5.02177 | －3.8288 | （c、t、2） | 平稳 |
| ΔlnM | －3.91411 | －3.1003 | （c、N、0） | 平稳 |

注：ADF 检验形式中，c、t、k 分别表示截距项、线性趋势项、滞后阶数，加入滞后项是为了使残差项为白噪声。

?1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.

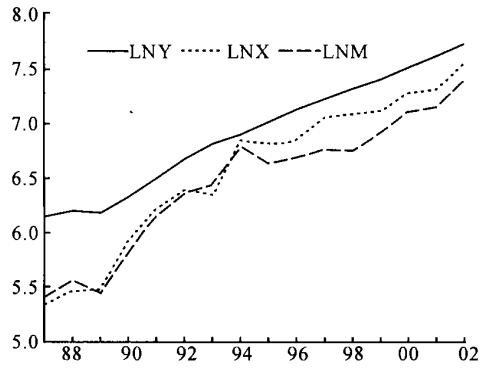



图1 LnY、LnX、LnM 对应数据序列图

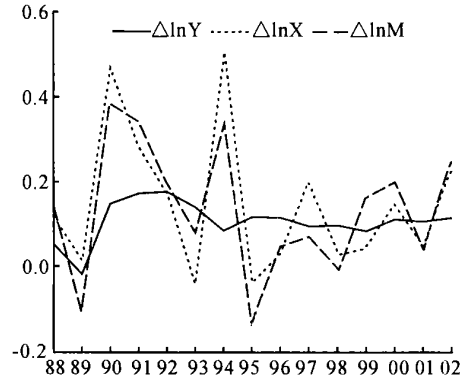



图2 ΔLnY、ΔLnX、ΔLnM 对应数据序列图

(二)协整分析

检验结果表明变量LnY、LnX、LnM 三者间存在唯一的协整关系,即三者存在长期稳定的均衡关系(详见表3),所对应的协整关系为:

$$LnY = 1.9140 + 0.5305LnX + 0.2351LnM + \hat{u} \quad (1)$$

(0.4026) (0.3258) (0.3710)

(1)式中所列协整系数下面括号内数字为渐进标准误差。

从(1)式可以看出,LnX、LnM 的系数都为正数,LnX、LnM 与 LnY 成正相关,即长期来说进口、出口对 GDP 增长有正向作用。广东省出口每增加1%可以带来53.05%GDP 增长,进口每增加1%可以带来23.51%GDP 增长,而且每增加1%出口较进口对GDP 增长带动作用大29.54%,这说明出口对经济增长的带动作用更显著,广东经济增长是出口导向型的。

表3 Johansen 协整检验结果表(in VAR lags= 1)

| 特征值 | 似然比 | 5%临界值 | 1%临界值 | 假设 | | 结论 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | $h_0$ | $h_1$ | |
| 0.933274 | 53.16123 | 34.55 | 40.49 | r=0 | r=1 | 接受 $h_1$ |
| 0.581425 | 15.261 | 18.17 | 23.46 | r≤1 | r=2 | 接受 $h_0$ |
| 0.196816 | 3.068393 | 3.74 | 6.4 | r≤2 | r=3 | 接受 $h_0$ |

注:r 代表协整向量个数,Johansen 协整检验中数据生成选有确定线性趋势,协整方程CE 选有截距项。

(三)Granger 因果关系分析

进行 Granger-causality 检验中采用满足变量平稳性要求并反应增长效应的一阶差分变量ΔLnY、ΔLnX、ΔLnM。检验结果表明,在5%显著水平下,ΔLnX 与 ΔLnY、ΔLnM 与 ΔLnY、ΔLnX 与ΔLnM 存在单向因果关系,即在短期内进口、出口是经济增长的 Granger 原因,而经济增长不是进口、出口增长的Granger 原因,出口增长是进口增长的Granger 原因,而进口增长不是出口增长的Granger 原因(详见表4)。可见,广东进口、出口都能直接引起经济增长,出口还可通过影响进口进而影响经济增长。

(四)建立误差修正模型

由协整关系式可得误差修正项:

$$EC = LnY - 1.914 - 0.5305LnX - 0.2351LnM \quad (2)$$

以ΔLnY 为被解释变量,以误差修正项 $EC_{t-1}$(作为非均衡误差)、ΔLnX、ΔLnM 及其各阶滞后为解释变量,建立以下两个修正模型。

?1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.

表 4　Granger 因果检验结果表

| Null Hypothesis | F-Statistic | Probability | lags | 结论 |
|---|---|---|---|---|
| ΔLnX does not Granger CauseΔLnY | 5.28783 | 0.05212 | 3 | 拒绝 |
| ΔLnY does not Granger Cause ΔLnX | 0.81068 | 0.54015 | 3 | 接受 |
| ΔLnM does not Granger Cause ΔLnY | 5.53123 | 0.03102 | 2 | 拒绝 |
| ΔLnY does not Granger Cause ΔLnM | 0.64712 | 0.54891 | 2 | 接受 |
| ΔLnM2 does not Granger Cause ΔLnX | 2.40471 | 0.1834 | 3 | 接受 |
| ΔLnX does not Granger Cause ΔLnM | 5.86696 | 0.04302 | 3 | 拒绝 |

模型一：以 ΔLnY 为被解释变量，以 $EC_{t-1}$和 ΔLnX、ΔLnM 及其各阶滞后为解释变量，利用 OLS 法进行估计，建立以下模型。

$$\Delta LnY_t = 0.080 - 0.1286\,\Delta LnX_t + 0.3259\,\Delta LnM_t - 0.2835\,EC_{t-1} \qquad (3)$$

（8.4960）　（－1.6608）　（3.9309）　（－4.5179）

$R^2$＝0.7070，S.E.＝0.0259，DW＝1.8485，F＝12.2624，AIC＝－4.2445，SC＝－4.0557

(3)式中 $\Delta LnX_t$ 未通过 t 检验，统计显著性差，因此删除该变量，继续估计，最后得到的修正模型为：

$$\Delta Ln\,Y = 0.0761 + 0.2113\,\Delta LnM_t - 0.2952\,EC_{t-1} \qquad (4)$$

t　（7.7906）　（4.2924）　（－4.4223）

$R^2$＝0.6641，S.E.＝0.0278，DW＝1.6560，F＝14.8401，AIC＝－4.1541，SC＝－4.0125

随机误差项检验：$LM_1$＝0.2909，$LM_2$＝0.3102，ARCH LM＝0.4942

模型二：以 ΔLnY 为被解释变量，以 $EC_{t-1}$、ΔLnX、ΔLnM 及其各阶滞后为解释变量，从一阶滞后开始利用 OLS 法尝试建立模型，最后得到以下模型：

$$\Delta Ln\,Y_t = 0.0545 + 0.1775\,\Delta LnX_{t-1} + 0.2043\,\Delta LnM_t - 0.1829\,EC_{t-2} \qquad (5)$$

t　（3.8844）　（3.4918）　（3.9104）　（－2.4195）

$R^2$＝0.6120，S.E.＝0.0294，DW＝2.1327，F＝7.8339，AIC＝－3.9774，SC＝－3.7948

随机误差项检验：$LM_1$＝0.6936，$LM_2$＝0.8096，ARCH LM＝0.2184

以上两个模型的方程的整体解释力较强，模型中各解释变量的系数符合经济意义，模型的残差序列有正态性，不存在自相关和异方差，是白噪声序列，这说明两个模型都具有效性，可用于基本分析。

模型一说明广东 GDP 增长与进口增长密切相关，进口增长率每增加 1%，GDP 增长率就增加 21.13%，误差修正项系数为－0.2952，说明进口以 29.52%的速度从反向向长期均衡状态调整，对下年 GDP 增长产生影响。GDP 对于进口从非均衡状态向长期均衡状态调整的速度较快，大约只需要 3.38 年。

模型二中出口为滞后一期，误差修正项为滞后二期，解释变量 $\Delta LnX_{t-1}$、ΔLnM 的系数都为正，这说明从增长率角度，上一年的出口增长、本年进口增长与本年 GDP 增长呈正相关关系，即在短期内进口、出口增长对 GDP 增长有促进作用。上年出口增长率每增长 1%，本年 GDP 增长 17.75%，本年进口增长率每增长 1%，本年 GDP 增长 20.43%；误差修正系数为负，符合反向修正机制，非均衡误差以 0.1829 比率从反向对本年度的 GDP 增长做出修正，GDP 对于进口、出口从非均衡向均衡状态调整的速度较慢，大约需要 5.46 年。

模型二表明出口对 GDP 增长的促进作用滞后一年才产生，这一结论表面看来有悖于传统经济学观点，但经过仔细分析可发现这一结论是合理的。首先，现代经济学理论认为出口主要通过外

?1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.

部效应来促进经济增长,出口会对技术水平较低的非出口部门产生TFP的外溢作用,提高其资源利用效率、企业规模经济效应、资金和劳动力的边际产出。显然,非出口部门生产率的提高,出口的外部效应转化为GDP增长需要一个过程,因此出口对GDP增长的作用会滞后。其次,根据供需理论,上年出口增长意味着有效需求增加,上年有效需求增加会导致出口生产部门生产规模扩大,从而使大量闲置资源和过剩供给能力得到充分利用,进而促进经济增长。从广东实际出口情况来看,广东出口结构特点也能说明出口对GDP增长有滞后效应。广东出口在1987年完全完成了由以初级产品为主向工业制成品为主的转变。1987年广东总出口中初级产品只占15.19%,而工业制成品占了84.81%,1987年以来工业制成品所占出口比例继续提高,2002年工业制成品占总出口的96.9%,这说明广东出口基本上是工业制成品,上年出口需求增加会使企业增加资本和劳动力投入,扩大生产规模,经过一定的生产周期后产量明显提高了,出口对GDP增长的促进作用就表现出来了。

以上两个误差修正模型说明在短期内进口、出口增长都能带动GDP增长,而且进口增长比出口增长与GDP增长存在更稳定与更紧密的正相关关系。

## 四、结论及讨论

1. 协整分析表明,无论是出口还是进口对经济增长都发挥了正向作用,对外贸易与广东经济增长存在长期稳定的动态均衡关系。长期而言,广东出口比进口对GDP增长有更大的贡献,可以说广东经济增长是出口导向型经济。因此出口导向是广东有效的经济发展策略,通过大规模出口,扩大经济活动范围,可推动经济快速增长。

2. 对于进口,GDP向长期均衡状态调整的时间较短,大约为3.38年,对于进口、出口,GDP向长期均衡状态调整的时间较长,大约需要5.46年,这说明广东出口波动幅度比GDP和进口波动幅度更大。

3. 从短期来看,进口、出口增长都是GDP增长的Granger原因,但广东经济增长不是进口、出口增长的Granger原因。这说明广东对外贸易在短期内对广东经济增长也有拉动作用,但广东经济增长还没有实现对进口、出口增长的规模经济效应,经济增长不能为进一步进口、出口增长做贡献。这主要是因为进口、出口增长很大程度是由对外经济政策所决定。因此,广东要在经济快速增长的同时加快产业升级、优化产业结构,增加产品科技含量和附加值,提高产品的国际竞争力,实现出口增长由粗放型向集约型、效益型转变,在提高出口能力的同时降低换汇成本,提高进口能力,从而形成出口、进口与经济增长相互促进的良性循环,发挥经济增长对进口、出口增长的规模经济效应。

4. 短期内,出口是进口的Granger原因,而进口不是出口的Granger原因。因为出口扩大国外需求,出口创汇,有助于减缓外汇短缺的压力,提高了进口能力,出口对进口的促进作用在短期内就得以表现。在短期内出口还能通过进口来促进经济增长。进口不是出口的Granger原因,这说明进口的先进设备、先进技术对产品国际竞争力的提高、生产率的提高和对产业升级换代的推动作用在短期内未能体现,进口对出口的增长效应需要一定的过程。

5. 从短期来看,广东对外贸易对经济增长也有较大的促进作用,其中进口比出口与GDP有更稳定的关系,进口比出口对GDP增长有更大的正效应。因此要积极发挥进口的作用,着重引进先进设备和技术,加快技术进步和制度创新的步伐,促进产业结构战略性调整,实现经济快速健康持续增长。

?1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.

参考文献：

[1] Kwan, A. C. C, J. A. Economic Growth and the Expanding Export Sector: China 1952~1985[J]. International Economic Journal, 1991, (1).

[2] Liu, X., H. Song and P. Romilly. An Empirical Investigation of the Causal Relationship Between Openness and Economic Growth in China[J]. Applied Economic, 1997, (29).

[3] Jordan Shan, Fiona Sun. On the Exports-led Growth Hypothesis: The Economic Evidence from China[J]. Applied Economic, 1998, (30).

[4] 沈程翔. 中国出口导向型经济增长的实证分析：1977~1998[J]. 世界经济, 1999, (12).

[5] 李小平, 朱钟棣. 对外贸易与经济增长的协整及因果关系检验—对上海市 1978~2001 年数据的实证分析[J]. 上海财经大学学报, 2004, 6(2).

[6] 张立光, 郭　妍. 我国贸易开放度与经济增长关系的实证研究[J]. 财经研究, 2004, 30(3).

[7] 李　军, 李　阳. 我国进口、出口与经济增长关系的协整检验[J]. 预测, 2001, (4).

[8] 王　坤, 张书云. 中国对外贸易与经济增长关系的协整性分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2004, (4).

[9] 梁碧波, 雷友发. 对外贸易对广东经济增长贡献的实证分析[J]. 南方经济, 2004, (2).

# A Cointegration Analysis on the Relationship between Foreign Trade and Economic Growth in GuangDong Province

YANG Xiu-qin, XIONG Qi-quan, JIANG Hua

(*College of Economics and Management, South China Agricultural University, Guangzhou* 510642, *China*)

**Abstract**: This paper employs quite a few econometric techniques to examine the long-term and short-term relationship among import, export and gross national products (GDP) in terms of total amount and growth effect. The result shows that there exists exclusive and long-term equilibrium among import, export and GDP growth, one-way causality relationship respectively between import and GDP, export and GDP, export and import, indicating foreign trade contributes much to the economic growth in GuangDong both in long and short term. Furthermore, it discovers export advances economic growth more than import does in the long term, but in the short term it is on the contrary. It can be concluded that the economic growth in GuangDong is export-inducing in the long term.

**Key Words**: Foreign Trade; Economic Growth; Cointegration Test; Granger Test; Error Correction Model

?1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.