

# 我国贸易开放度与经济增长 关系的实证研究

张立光, 郭 妍

(西安交通大学 经济与金融学院, 陕西 西安 710061)

**摘 要:**文章运用协整分析技术和格兰杰因果检验对我国外贸依存度与经济增长的长期均衡关系作实证检验。结果表明,目前我国贸易开放度对于 GDP 的直接拉动作用尚不明显,其主要是通过总供给的影响间接带动经济增长,即通过促进资本形成、加快技术进步和提高要素生产率等来促进经济增长;同时贸易开放度的提高对劳动力的需求具有负效应,因此,提高人力资本和技术水平应该成为我国未来发展对外贸易的关键所在。

**关键词:**外贸依存度;经济增长;协整分析;格兰杰检验

**中图分类号:**F740 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2004)03-0113-09

改革开放 20 余年来,我国一直推行扩大对外开放、发展对外贸易的基本国策,对外开放取得了巨大的成就,进出口总额增长速度一直高于 GDP 增长速度。直观上看,贸易开放带动了我国经济的快速增长,但理论上,两者的因果关系和数量关系究竟如何?即是贸易开放带来了经济增长,还是经济增长导致了贸易开放度的提高?它们之间是否存在一种长期的稳定均衡的关系等等?这些问题尚存在较大的争议。如果能通过实证分析回答这些问题,就可以为我国制定对外贸易政策起到理论支持作用。同时,这也是对过去 20 多年对外贸易的经验总结,更是对加入 WTO 后我国未来外贸战略与策略的探索。

## 一、文献综述及数据来源

对贸易开放度与经济增长的关系,国外经济理论界有较为一致的观点,即贸易开放能够促进经济增长,同时认为,发展中国家能够通过贸易更好地利用发达国家已有的知识存量,因此,发展中国家的贸易利益要高于发达国家。但对于贸易开放度对经济增长的具体作用过程与内在的机理关系,不同的学派

收稿日期:2003-10-28

作者简介:张立光(1974—),男,山东临沂人,西安交通大学经济与金融学院博士生;

郭 妍(1977—),女,甘肃兰州人,西安交通大学经济与金融学院博士生。

和学者的观点却大相径庭。新古典增长理论认为,贸易开放促进经济增长的渠道主要来源于贸易带来的规模经济效应、促进资本形成以及资源配置效率的提高等。以 Romer(1986)、Lucas(1988)等为代表的新增长理论则认为,贸易开放度主要通过加快本国技术进步、提高要素生产率来促进经济增长。Barro 和 Sala-I-Martin(1995)认为,开放国家有更强的吸收先进国家技术进步的能力。Grpssman 和 Helpmam(1991)运用 Lucas 的两部门内生增长模型,发现贸易的开展促进了国内资源在物质生产部门和知识产品生产部门之间的要素优化配置,从而促进了经济增长。克鲁格(1978)认为,贸易开放迫使一国政府实施更好的宏观经济政策,有利于经济绩效的提高。还有学者从竞争的角度来研究贸易开放与经济增长的关系,认为贸易开放使来自国外的竞争加强,世界市场的竞争提高了生产率,因而成为一国经济增长的一个源泉。这些结论是否与中国 20 几年改革开放的过程和经验相一致,是否能够成为我国制定经贸政策的理论依据,还需要做进一步的论证。

从国内来看,近年来理论界对我国贸易开放度与经济增长关系的研究主要有下列成果和观点:施晓苏(2001)认为,我国目前的贸易开放水平不高,外贸依存度和经济增长之间应保持较小的相关性。徐康宁、邵军和李大升(2002)对江苏省外贸依存度与经济增长的相关性作了研究,结果表明江苏的外贸依存度对 GDP 增长起到了重要作用,而且出口依存度对 GDP 的影响更显著。江苏是外贸大省,因此这项研究结果缺乏普遍性。包群、许和连和赖明勇(2003)运用冲击反应模型测算了投资、劳动力、人力资本及贸易开放度对中国经济增长的冲击作用,发现中国经济增长主要依赖于要素投入的增加,贸易开放对经济增长的作用还不显著。

根据新经济增长理论,经济增长尤其是长期经济增长动力主要来自两个方面:一是资本、劳动力、土地等要素投入数量的增加对经济增长的拉动作用;二是制度变革、技术进步因素提高了要素使用效率和劳动生产率。但是,由于以上研究都没有对贸易开放度与投资、劳动力、人力资本和技术进步等投入要素的相关性做进一步研究,使得我们无法进一步深入认识贸易开放度与经济增长之间的关系,因而存在一定的缺陷和不足。本文试图利用我国 1980~2001 年期间的年度数据,采用协整(co-integration)分析技术和格兰杰因果检验(Granger),就我国贸易开放度与经济增长的关系进行实证分析,通过探讨外贸依存度与 GDP 及物质资本、劳动力、人力资本、技术进步之间的相关性和因果关系,为我国对外贸易开放政策的制定提供有益的参考。

在贸易开放度的度量指标上,作者考察了国外学者提出的一些新方法,如道格拉斯法、萨克斯-瓦诺法、爱德华兹法等,又参考了国内学者的一些研究成果(黄繁华,2001;包群等,2003),发现上述各种度量方法都有其优缺点,目前尚缺乏一种大家都认可的方法。作者认为,一国贸易开放度测算指标的选

择,应当以该国的经济发展阶段和贸易发展水平为依据和原则。贸易依存度(即进出口贸易总额与国内生产总值 GDP 的比率)是最早的贸易开放度度量指标,它适合于贸易开放程度相对较低的国家,又因为这种方法直观、容易测算,所以被广泛应用。我国目前仍处于对外贸易的初级阶段,扩大出口是外贸的中心任务,具有典型的粗放式特征,有鉴于此,选取外贸依存度作为测算我国贸易开放度的标准来研究贸易开放度与经济增长的关系,是较为合理的;同时,施晓苏(2001)、黄繁华(2001)、许和连和赖明勇(2003)等人的研究成果也表明,用外贸依存度测算我国的贸易开放程度比较合理。

根据新经济增长理论的研究成果,本文选取经济增长方面的指标<sup>①</sup>主要是 GDP、资本( $I_t$ )、劳动力( $L_t$ )、人力资本( $H_t$ )和 R&D。资本以全社会固定资产投资总额表示,劳动力以全社会从业人数表示,人力资本遵循 Barro 和 Lee(1993)的做法,用平均每万人在校中学生人数来衡量;R&D 资本用研究与开发投资额来度量,外贸依存度( $T_i$ )用进出口贸易总额与国内生产总值的比值表示。在实际计算时,采用我国 1980~2001 年的年度数据作为分析的数据集(原始数据来自《中国统计年鉴 2002》),对上述变量时序数据(除全要素生产率)分别取对数,并记为 LGDP、 $L I_t$ 、 $L L_t$ 、 $L H_t$  和  $L R\&D$ 。

## 二、模型方法及实证

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。传统的线性回归模型通常假定时间序列是平稳的,以保证普通最小二乘法得到的估计量是一致的,具有渐进的正态分布。而多数时间序列,如国内生产总值、价格、消费等都是非平稳的,对其做线性回归时可能产生所谓的“伪回归”。常用的解决办法是对非平稳序列进行差分,用差分后的序列建模,但差分往往使数据中包含的长期调整信息丢失,忽略了变量水平中包含的信息。而协整分析把时间序列分析中短期动态模型和长期均衡模型的优点结合起来,为非平稳时间序列的建模提供了良好的解决方法。

### (一)变量的平稳性检验

对变量进行协整分析之前,首先需要对变量的平稳性作检验,只有变量在一阶平稳( $I(1)$ )的条件下,才能进行协整分析。本文采用 ADF(Augmented Dickey-Fuller)单位根检验方法来检验变量的平稳性。应用 ADF 检验方法对变量  $L T_i$ 、 $L G D P$ 、 $L I_t$ 、 $L L_t$  和  $L H_t$  进行单位根检验,检验结果见表 1。

由表 1 可知,所有变量的水平序列都是非平稳的,而它们的一阶差分都是平稳的,即都是  $I(1)$  序列。根据协整理论,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。协整关系反映了所研究变量之间存在的一种长期稳定的均衡关系,从经济意义上看,这种协整关系的存在便可以通过其他变量的变化来影响另一变

量的变化,下面检验上述变量之间是否存在协整关系。

表 1 ADF 单位根检验结果

变量	ADF 检验值	检验类型(c,t,k)	临界值	结论	D. W. 值
LTi	-1.2755	(c,0,1)	-3.0199	不平稳	1.8738
ΔLTi	-3.8910	(c,0,1)	-3.8304	平稳	2.0383
LGDP	-0.5471	(c,0,1)	-2.6552	不平稳	2.1220
ΔLGDP	-3.3317	(c,0,1)	-3.0294*	平稳	2.1173
LIt	-1.3574	(c,0,1)	-3.0199*	不平稳	1.6218
ΔLIt	-3.0698	(c,0,1)	-3.0294*	平稳	2.1270
LLt	-1.4967	(c,0,1)	3.8067	不平稳	2.0107
ΔLLt	-2.7797	(c,0,1)	-2.6552**	平稳	2.0049
LHt	-0.5101	(c,t,1)	-4.5000	不平稳	1.3640
ΔLHt	-3.8223	(c,t,1)	-3.6746*	平稳	2.1646
LR&D	0.1087	(c,0,1)	3.8067	不平稳	1.8146
ΔLR&D	3.4005	(c,0,1)	3.0294	平稳	2.0668

注:(1)检验类型中的 c 和 t 表示常数项和趋势项,k 表示所采用的滞后期数;(2)表中的临界值是由 Mackinnon 给出的数据计算出来的,\* 表示 5% 显著性水平下的临界值,\*\* 表示 10% 显著性水平下的临界值,其余为 1% 显著性水平下的临界值。

(二)协整检验

协整检验存在两种主要方法:一是 Engle 和 Granger 提出的基于协整回归残差的 ADF 检验,二是 Johansen 和 Juselius 提出的基于 VAR 的协整系统检验。本文采用 Johansen 提出的方法来检验变量之间的协整关系,通过建立基于最大特征值的似然比统计量 λ-max 来判别变量 LTi 分别与 LGDP、LIt、LLt、LHt、LR&D 之间的协整关系。前面已经检验了变量序列 LTi、LGDP、LIt、LLt、LHt、LR&D 都是 I(1)的,由此可进一步检验变量之间的协整关系。在运用 Johansen 协整分析方法来检验变量之间是否存在协整关系之前,还要确定每个 VAR 模型的最优滞后期,本文对最优滞后期的选择根据无约束的 VAR 模型的残差分析来确定,检验结果见表 2。

由表 2 协整检验结果可知,表中各组变量之间均存在一定的协整关系,而且 LTi、LLt、LHt 之间存在两个协整关系,各协整关系所对应的长期方程分别为(括号中数字为回归系数的 t 检验值):

$$\ln GDP = -7.8702 - 0.1023T + 0.2385 \ln Ti \quad (1)$$

(69.86) (8.63) (11.91)

$$Adj-R^2 = 0.865 \quad F = 141.85$$

$$\ln It = -6.3323 - 0.1234T + 0.3584 \ln Ti \quad (2)$$

(60.943) (12.39) (11.41)

$$Adj-R^2 = 0.38 \quad F = 3.59$$

$$\ln Lt = -11.5174 + 0.0041T - 0.4666 \ln Ti \quad (3)$$

(322.1) (19.45) (17.14)

$$Adj-R^2 = 0.93 \quad F = 293.89$$

表 2 协整检验结果

检验变量	特征值 Eigenvalue	零假设 (H <sub>0</sub> )	备择假设 (H <sub>1</sub> )	似然比 Likelihood Ratio	1%临界值	结果
LTi, LGDP	0.753 2	r=0	r=1	26.966 0	23.46	有 1 个 协整关系
	0.094 3	r≤1	r=2	1.783 5	6.40	
LTi, LIt	0.640 6	r=0	r=1	19.639	18.17*	有 1 个 协整关系
	0.065 5	r≤1	r=2	1.22	6.40	
LTi, LLt	0.560 5	r=0	r=1	19.019 5	18.17*	有 1 个 协整关系
	0.209 1	r≤1	r=2	4.221 8	6.40	
LTi, LHt	0.667 7	r=0	r=1	22.049	18.17*	有 1 个 协整关系
	0.000 7	r≤1	r=2	3.74	6.40	
LTi, LR&D	0.769 0	r=0	r=1	28.961 5	23.46	有 1 个 协整关系
	0.133 9	r≤1	r=2	2.588 3	6.40	
LTi, LIt, LLt	0.771 0	r=0	r=1	44.325 5	40.49	有 1 个 协整关系
	0.601 6	r≤1	r=2	17.796 7	23.46	
	0.066 2	r≤2	r=3	1.233 3	6.40	
LTi, LLt, LHt	0.977 1	r=0	r=1	106.452 9	40.49	有 2 个 协整关系
	0.834 3	r≤1	r=2	38.440 1	23.46	
	0.286 6	r≤2	r=3	6.078 8	9.40	

注:(1)本表所有统计结果均由 Eviews3.1 软件计算得出,r 代表协整向量个数;(2)表中的临界值为 1%显著性水平下的临界值,\* 表示 5%显著性水平下的临界值;(3)检验的滞后期为 3 期,T 为趋势项(在 1981 年取 1,以后每隔一年加 1)。

$$\text{LnHt} = -4.361 + 0.0554T + 0.8637\text{LnTi} \quad (4)$$

(63.41)    (32.62)    (1.99)

$$\text{Adj-R}^2 = 0.38 \quad F = 3.59$$

$$\text{LnR\&D} = -2.4794 - 0.1324T + 1.1163\text{LnTi} \quad (5)$$

(3.26)    (4.32)    (2.78)

$$\text{Adj-R}^2 = 0.42 \quad F = 4.45$$

$$\text{LnTi} = 30.047 + 0.062T - 2.348\text{LnLt} + 0.455\text{LnIt} \quad (6)$$

(-6.317) (7.51)    (4.66)            (0.98)

$$\text{Adj-R}^2 = 0.927 \quad F = 140.02$$

$$\text{LnTi} = 29.528 + 0.022T + 0.274\text{LnHt} - 2.751\text{LnLt} \quad (7.1)$$

(-13.21) (5.12)    (0.87)            (17.00)

$$\text{Adj-R}^2 = 0.929 \quad F = 145.67$$

$$\text{LnLt} = -10.734 - 0.008T - 0.099\text{LnHt} - 0.364\text{LnTi} \quad (7.2)$$

(22.22) (10.08) (0.799)            (17.00)

$$\text{Adj-R}^2 = 0.929 \quad F = 144.73$$

表 2 结果与对应的协整方程具有明显的经济意义。由协整方程(1)~(5)可知,在 1%临界值下变量 LTi 与 LGDP、LIt、LLt、LHt、LR&D 均存在长期稳定的均衡关系。外贸依存度与 GDP、It、Ht、R&D 是同方向变动关系,与 Lt 是反方向变动关系。由方程(6)可知,外贸依存度和物质资本、劳动力之间具

有长期稳定的均衡关系,外贸依存度与物质资本是同向变动,而劳动力与外贸依存度、物质资本是反向变动趋势。由方程(7.1)、(7.2)可知,外贸依存度与劳动力、人力资本存在长期均衡关系,人力资本与外贸依存度存在较强的正向关系,劳动力与外贸依存度、人力资本之间是负向关系。

(三)格兰杰因果检验

根据协整检验结果,外贸依存度与经济增长、资本存量、劳动力、人力资本及 R&D 之间存在长期的均衡关系,但是这种均衡关系是否构成因果关系,即是由贸易开放带来经济增长和经济增长要素的增加,还是经济增长和经济增长要素的增加导致了贸易依存度提高需要进一步验证。本文根据 Granger (1969)和 Sims(1972)提出的因果关系检验可以解决此类问题,该检验是确定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 的格兰杰原因(记为“x⇒y”);否则,称为非格兰杰检验(记为“x≠y”)。同时,Granger(1988)指出,如果变量之间是协整的,那么至少存在一个方向上的 Granger 原因;在非协整情况下,任何原因的推断将都是无效的。在存在协整性的前提下,为了使推断更有效,需要引入误差修正项,则检验模型为:

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j x_{t-j} + \gamma EC_{t-1} + \epsilon_t \quad (8)$$

检验零假设为: x 是 y 的非格兰杰原因,即  $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_q = 0$ , 检验统计量为:

$$F = \frac{(RSS_R - RSS_U)/q}{RSS_U/(T - p - q - 1)} : F(q, T - p - q - 1) \quad (9)$$

其中  $RSS_R$  是限制性变量  $\beta_j = 0 (j = 1, 2, \dots, q)$  时(8)式 OLS 估计的残差平方和;  $RSS_U$  是非限制方程式(6)OLS 估计的残差平方和; p 和 q 分别为 y 和 x 的滞后期数,我们可以赤池信息准则(AIC)来确定(先定 p, 再定 q); T 为样本容量。其中  $EC_t$  为误差修正项(即协整方程中的回归残差项  $u_t$ ), 检验的零假设和检验统计量不变。利用(9)式进行格兰杰检验,结果见表 3。

表 3 格兰杰因果关系检验结果

检验变量	滞后期 (p, q)	F-统计值	P-Value	结论
LTi on LGDP	(1, 2)	10. 3086	0. 0412	LGDP⇒LTi
LIt on LTi	(2, 1)	2. 9631	0. 1004	LTi⇒LIt
LLt on LTi	(3, 2)	3. 0106	0. 0845	LTi⇒LLt
LHt on LTi	(3, 1)	18. 8769	0. 0004	LTi⇒LHt
LR&D on LTi	(3, 2)	6. 5622	0. 0089	LTi⇒LR&D

注:表中的滞后期数(p, q)是经过反复筛选后得到的最优值。

根据表 3 中的结果,  $LT_i$  与  $LGDP$ 、 $LI_t$ 、 $LI_{t-1}$ 、 $LH_t$ 、 $LR\&D$  之间只存在单方向的因果关系。这一方面说明 GDP 增长是引起贸易依存度提高的原因,而不是相反,也不存在互为因果的情况,表明过去 20 余年间我国贸易开放度在经济增长中的直接导向性作用并不明显。其可能更多地表现为在长期内通过促进国内物质资本、人力资本、技术水平等的提高,提高本国的供给能力而间接地带动本国产出增加,而非通过增加净出口需求带动总需求从而促进本国产出增加。造成这一现象的原因可能是:我国是一个大国,净出口需求对 GDP 的影响相对于巨大的国内需求而言,其影响力是相当微弱的,这决定了对外贸易尤其是出口贸易对我国不可能像对东南亚诸小国一样产生明显的直接拉动作用;同时,由于我国幅员辽阔,各地发展不平衡,对贸易开放的效应的反应有一个逐层推进、渐次消化的过程,所以从全国整体和长期发展的最终结果来看,其直接导向效应不明显也是必然的。但另一方面,外贸依存度的提高却是物质资本、人力资本、劳动力和 R&D 变化的原因。说明贸易开放度的提高,促进了物质资本积累的增加,促进了人力资本和技术水平的提高,因而成为经济增长的重要推动因素。这说明在生产水平相对落后的情况下,希望通过出口的增加来带动总需求的增加,进而带动经济增长的设想在我们这样一个大国是不可行的。同时验证了:(1)改革开放以来中国经济的增长很大程度上依赖于要素投入,特别是资本的投入,而外贸依存度的提高直接影响各要素的投入状况,这应该能从进口的结构看出来。(2)劳动力要素投入对经济增长的冲击效应在长期范围内具有明显的递减趋势。

### 三、结论及政策建议

本文采用单位根检验、协整分析技术和格兰杰因果检验,分析了外贸依存度与 GDP 及物质资本、劳动力、人力资本和技术进步等投入要素之间的关系,进而研究我国贸易开放度与经济增长的因果关系。通过以上的实证结果,可以得出以下结论:

(1)在我国 20 多年对外开放的实践中,贸易开放度与 GDP 及资本、劳动力、人力资本等投入要素和 R&D 技术要素之间存在长期稳定的均衡关系,说明对外贸易与经济增长之间存在较强的相关关系。

(2)贸易开放度对 GDP 的拉动作用尚不具有统计学意义上的显著性;相反,GDP 的增长促进了贸易开放程度的提高;但贸易开放是导致物质资本积累、人力资本增加和技术水平提高的原因。这说明对外贸易主要是通过对总供给的影响来带动经济增长,即通过促进资本形成、加快技术进步和提高要素生产率等来促进经济增长,而不是主要通过直接拉动总需求来带动经济增长。

(3)贸易开放度对物质资本增长的促进作用也不显著。这和我国的现实情况基本吻合,即贸易开放主要集中在沿海和东部地区,对这些地区的经济增

长和物质资本形成有较大的推动作用,但贸易开放对广大的西部和中部地区的扩散和外溢效应并不明显,所以对我国整体的资本形成影响甚微。有鉴于此,我们认为,如何进一步扩大开放、促进外商直接投资、充分发挥贸易开放的扩散外溢效应应该作为将来开放政策的重点。当然,造成上述结果也可能有技术上的原因,即如果采用其他表示开放度的指标,比如外资依存度等,可能效应会更明显,对此,将另撰专文研究,此处不予赘述。

(4)贸易开放度的提高对劳动力的需求具有负效应。这说明,虽然普遍认为我国大力发展的加工贸易形式能够吸引大量劳动力就业,但从长期看,外向型企业终究需要高素质的劳动力,我国劳动力素质普遍低下,这些低素质的劳动力不能满足企业的需要,从而使贸易开放对劳动力需求增加的效应大打折扣。当然,贸易开放度对物质资本、技术水平和人力资本的长期正效应在一定程度上抵消了对劳动力的负面影响。但是,在世界经济自由化、全球化的浪潮中,在我国加入WTO从而贸易开放度不断提高的情况下,劳动力过剩、劳动力素质低下等问题将会成为我国经济与社会发展的重大障碍之一。

(5)贸易开放对人力资本和技术投入的促进作用非常明显。这与实际情况相吻合,说明贸易开放通过相对生产率的提高、技术外溢等促进了我国的劳动力素质的提高和技术进步,这些途径主要有:贸易尤其是高技术产品的贸易带动了相关产业的技术水平提高和升级换代;“三资”企业通过对中方人员培训产生技术外溢;发达国家通过贸易尤其是技术贸易促使技术转移。这一结论将为我国制定开放政策提供指导,在资本、劳动力等要素投入的边际报酬趋于递减的条件下,只有不断提高人力资本水平和技术水平才能保持我国经济的长期增长,贸易开放度的提高能够对其起到促进作用,因而,提高人力资本水平和技术水平应该成为我国以后发展对外贸易的关键和重点所在。

注释:

①资料来源:《中国统计年鉴2002》:(1)GDP为实际国内生产总值,单位为亿元,计算方法为当年价格的国内生产总值除以以1980年为基期的定基社会商品零售价格指数。(2) $I_t$ 为实际固定资产投资额,单位为亿元,计算方法为当年价格的固定资产投资额除以以1980年为基期的定基工业品出厂价格指数。(3) $L_t$ 为年度从业人员,单位为万人,本年度的从业人员为上年末与本年末的平均数。(4) $H_t$ 为年度平均每万人在校中学生数,单位为人。(5)R&D为研究与开发资本,单位为亿元,由于我国关于研究与开发活动的统计数据不够完整(自1996年以后才有这方面的统计),所以前期使用国家三项科技费用来代替研究与开发投资额,折旧率为0.1。

参考文献:

- [1]许启发,蒋翠侠. 对外贸易与经济增长的相关分析[J],预测,2002,(2):14~18.  
 [2]包群,许和连,赖明勇. 贸易开放与经济增长:理论及中国的经验研究[J],世界经济,2003,(2):10~18.

- [3]黄繁华. 90年代度量贸易开放度的新方法及启示[J],外国经济与管理,2001,(1).
- [4]施晓苏. 中国贸易依存度分析[J],当代财经,2001,(11):19~23.
- [5]徐康宁,邵军,李大升. 江苏经济增长与外贸依存度相关性研究[J],现代经济探讨,2002,(4):35~38.
- [6]Barro, R. J. ,X. Sala-I-Martin. Economic growth[M]. New York, Megraw-Hill Press 1995.
- [7]Dollars, D. Outward-oriented developing economics really do grow more rapidly: Evidence from 95 LDCs, 1976~1985[J]. Economic Development and Cultural Change, 1992, Vol. 40: 523~544.
- [8]Edwards, S. Trade orientation, distortion, and growth in developing countries[J]. Journal of Developing Economics, 1992, 39(1): 31~57.
- [9]Lucas, R. On the mechanism of economic development[J]. Journal of Monetary Economics. 1988, 22, 1, 3~42.
- [10]Romer P. Increasing returns and long-run growth [J]. Journal of Political Economy. 1994, 5: 1002~1003.
- [11]Wacziarg, R. Measuring the dynamic gains from trade[R]. World Bank Working Paper, 1998, November.

## An Empirical Study on the Relation between Opening Degree of Trade and Economic Growth in China

ZHANG Li-guang, GUO Yan

(School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710061, China)

**Abstract:** The paper studies the long-term equilibrium relation between intertrade dependent ratio and economic growth in China by employing the co-integration analysis and Granger-test. The result indicates that the direct impellent function of the degree of intertrade opening on GDP is not obvious, and the degree of intertrade opening influences the economic growth indirectly by influencing the total supply, i. e. through promoting the formation of capital, accelerating technological progress and improving factor productivity, etc. At the same time, the improvement of the degree of intertrade opening has adverse effect on the demand for labor-force. Hence, improving human capital and technique degree should be the key to the development of international trade of China in the future.

**Key words:** degree of intertrade opening; economic growth; co-integration analysis; Granger test