

湖南省对外贸易与经济增长关系的实证研究

段永光, 黄健柏, 钟美瑞

(中南大学商学院, 中国湖南长沙 410083)

【摘要】以湖南省为研究对象, 着重探讨对外贸易与经济增长的实证关系。通过运用计量经济学中协整检验分析技术和格兰杰因果关系检验方法, 对湖南省对外贸易与经济增长的关系进行实证检验, 得出结论:对外贸易与经济增长之间存在长期稳定的关系, 但出口与经济增长, 进口与经济增长之间仅存在单向因果关系, 即进、出口增长是经济增长的原因, 而经济增长并不是进、出口增长的原因。

【关键词】对外贸易; 进口; 出口; GDP

【中图分类号】F722.9

【文献标识码】A

1 研究背景

对外贸易与经济增长的关系问题一直是学术界关注的焦点。国外学者对二者的关系问题进行了较深入的理论与实证探讨。国内学者在1990年代以前, 大多数进行的是二者关系的理论研究。近10多年来, 越来越多的学者开始运用国外先进的计量经济学分析工具, 对中国的对外贸易与经济增长的关系问题进行了各个层面的实证研究, 其运用的方法各异, 得出的结论也各异。近年, 湖南省的对外贸易增长非常迅速, 2004年比2003年增长了45.56%, 2005年比2004年增长了10.4%。与此同时, 湖南省的GDP也有较大幅度的增长, 2004年比2003年增长21%, 2005年比2004年增长15.3%。是否可以说对外贸易能促进经济增长呢? 如果是, 那又是通过什么来促进的呢? 为了回答以上问题, 本文以湖南省作为研究对象, 运用协整分析技术和格兰杰因果关系检验方法具体分析其对外贸易与经济增长的实证关系, 然后在中部崛起背景下以实证为基础提出湖南对外贸易的政策建议。

2 湖南省对外贸易与经济增长的关系定性分析

2.1 湖南省出口贸易与经济增长的关系定性分析

2.1.1 出口贸易的发展推动了产业结构的升级, 促进经济增长向集约化方向发展。对外贸易与产业结构之间的关系主要表现在以下两个方面:①从出口方面看, 产业结构决定了出口结构, 出口结构的优化也会带动产业结构的快速转换。出口结构不是被动地适应产业结构的变化, 相反它会带动产业结构的转换。②从进口方面看, 生产结构决定了进口结构, 进口结构的转换

收稿日期:2006-03-20; 修回日期:2006-07-15

基金项目:湖南省社会科学基金资助项目(编号:04YB078)、湖南省哲学社会科学基金资助项目(编号:0403019)和湖南省发展和改革委员会课题基金联合资助。

作者简介:段永光(1969—), 男, 湖南长沙人, 中南大学在读硕士研究生。研究方向为产业经济学、经济增长理论。

也会促进生产结构的变更。国际分工发展的结果使一国生产越来越依赖国际市场。这不仅指国际市场能为其实现规模经济，还指生产要依赖国际市场为其提供生产要素。由此，国际贸易已成为生产过程的有机组成部分，生产结构决定了进口结构。另外，进口作为国内总供给的一个部分，其结构的变化会直接影响到总供给的另一个部分——国内生产结构的相应转化。这就是说，进口结构的变化会迫使国内的生产结构做出改变，以适应社会需求。综上所述，对外贸易结构有被动地适应生产结构的一面，但也有主动地带动生产结构转换的一面。产业结构的优化升级会促进经济增长向集约化方向发展。

表 1 1997—2003 年湖南省主要出口商品构成/万美元, %

Tab. 1 Primary export commodity constitutes during 1997—2003 in Hunan/million dollar, %

年份	出口总额	初级产品		工业制成品	
		金额	比重	金额	比重
1997	90 025	10 233	11.4	79 792	88.6
1998	85 374	17 620	20.6	67 754	79.4
1999	77 900	12 530	16.1	65 370	83.9
2000	96 007	10 567	11	85 440	89
2001	100 920	9 101	9	91 819	91
2002	104 992	9 056	8.6	95 936	91.4
2003	127 382	10 355	8.1	117 027	91.9

注: 资料来源《湖南统计年鉴》。

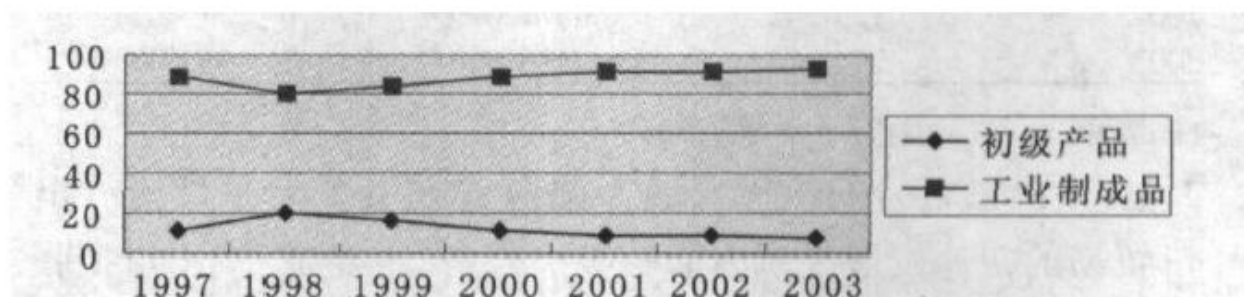


图 1 湖南主要出口商品比重情况

Fig. 1 Primary export commodity constitutes during 1997—2003 in Hunan

将表 1 中的初级产品出口比重与表 2 中的第一产业产值比重相比较，可以看出二者都呈下降趋势。1998 年湖南省初级产品出口比重为 20.6%，到 2003 年下降为 8.1%；第一产业产值在 1997 年占国内生产总值的 29.3%，到 2002 年下降至 19.5%。

在此期间，第一产业产值整体趋势是缓慢下降的。将表 1 中的工业制成品比重与表 2 中的第二产业产值比重相比较，可以看出工业制成品和第二产业比重呈上升趋势。湖南省工业制成品出口比重 1997 年为 88.6%，到 2003 年达到 91.9%；第二产业产值在 1997 年占国内生产总值的 37.4%，到 2001 年上升为 40%。可见工业制成品的出口对于第二产业的提升具有较大的作用。从以上可以看出，湖南省的产业结构正逐渐趋于优化，这与出口商品结构优化的带动作用是分不开的。

表 2 湖南省一、二产业比重变化/亿元
Tab. 2 Proportion change of primary industry
and secondary industry in Hunan

年份	国内生产总值	第一产业		第二产业	
		产值	比重	产值	比重
1997	2 918. 83	855. 75	29.3	1 092. 80	37. 4
1998	3 118. 09	828. 31	26.6	1 200. 86	38. 5
1999	3 326. 75	778. 25	23.4	1 297. 74	39. 0
2000	3 691. 88	784. 92	21.3	1 461. 86	39. 6
2001	3 983. 00	825. 73	20.7	1 573. 00	39. 5
2002	4 340. 94	847. 25	19.5	1 737. 20	40. 0

注：资料来源《湖南统计年鉴》。

2.1.2 出口贸易的快速发展保证了国际收支的盈余。经济增长与国际收支平衡是一国实现内部均衡和外部均衡的首要问题。从国际收支角度来看，经常项目的盈亏是影响整个国际收支状况的最重要因素。湖南省从 1995 年至今一直保持贸易顺差，1997 年达到顺差高峰，为 10 亿美元，此后缓慢下滑，到 2003 年降到 5.56 亿美元(表 3)。贸易顺差的存在维持了经济快速增长所必需的原料、技术及机械设备等生产要素的进口；间接增强了外商来湖南投资的信心，从长期来看促进了经济增长。

表 3 1995—2003 年湖南省贸易差额变动情况/万美元
Tab. 3 The status of trade balance during 1995—2003 in Hunan

年份	出口额	进口额	差额
1995	145 101	56 563	88 538
1997	144 796	44 649	100 147
1998	128 290	49 919	78 371
1999	128 210	67 394	60 815
2000	165 309	85 951	79 358
2001	175 400	100 441	74 959
2002	179 542	108 079	71 463
2003	214 623	158 990	55 633

注: 资料来源《湖南统计年鉴》。

2.1.3 出口贸易的快速发展为湖南省吸引了大量外资。出口贸易的快速发展之所以能够吸引外资, 主要是:①出口扩张即意味着外汇余额的累积, 而外汇余额的累积, 无论对间接投资者还是直接投资者而言, 都将使其投资湖南更具信心; ②外资企业可将自己的资金优势与湖南省的劳动力优势相结合, 开拓湖南以外的其他市场。而外资的大量流入提高了省内资本形成率, 扩大了固定资本存量规模, 并通过有效地使用资本, 促进经济总量的增长。

从表4 可以看到, 湖南省实际利用外资额从1999 年起每年都呈上升态势, 到2003 年达到17.9 亿美元。

综合考察湖南省出口贸易的发展, 可以看出, 出口贸易对湖南省经济增长的主要作用并不限于上述几个方面。实践证明, 在增加就业等其他方面, 出口贸易同样发挥了重要作用。

表 4 1997—2003 年湖南省实际利用外资额/万美元
Tab. 4 Actual available foreign capital during 1997—2003 in Hunan

年份	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
实际利用外资	135 777	125 966	106 945	110 843	118 747	137 689	179 041

注: 资料来源《湖南统计年鉴》。

2.2 湖南省进口贸易与经济增长的关系定性分析

2.2.1 技术引进的发展促进了技术进步。技术进步有狭义和广义之分。狭义的技术进步是指工厂和机器的设计、制造和操作方面的改进,以及与此有关的研究、发明、开发和革新等经济活动,它属于微观范畴。广义的技术进步包括资本质量的改进、劳动质量的改善,以及规模经济、知识进步、要素配置的优化等,它属于宏观范畴。技术进步与经济增长的关系是:现代经济增长主要是一种依靠技术进步的内涵式经济增长,一国要实现经济增长方式由粗放型向集约型转变,就是要摒弃以往那种靠大量耗费要素资源的增长方式,代之以依靠技术进步的增长方式。因此技术进步在产出中贡献的高低,直接关系到一国经济增长方式能否转变和转变的程度。而技术进步既可以通过国内研究开发来实现,也可通过技术引进来实现。改革开放以前,湖南省的技术进步主要依靠自己的研制开发,改革开放以后,技术进步一方面通过省内自主开发,另一方面则通过技术引进促进技术升级。

2.2.2 机械设备及原材料的进口促进了出口发展。一般而言,机械设备的进口可提高一国的生产技术或生产效率,而原材料的进口可在经过加工之后再销往国外,获取附加价值。毋庸置疑,这两方面的进口增加都能促进进出口贸易的进一步发展。

2.2.3 进口对有效需求的替代与创造。进口在需求途径上可以以一个“进口创造实际有效需求”的动态三阶段过程来促进经济发展。总需求由AD扩展到AD1,国内供给只能满足Q0,总需求得不到国内满足就会产生进口需求(Q1-Q0),此时相对于国内供给来说的实际有效需求仍然停留在AD水平上,均衡的国民收入停止在A点(图2)。如果没有进口,总需求只能由AD扩展到AD2,相对于国内供给的实际有效需求与扩展后的总需求重合,也达到AD2,在此基础上国民收入提高到均衡点B的水平,考虑到经济发展是个动态的程度,在第一阶段进口确实替代了国内实际有效需求的增加。但是在第二阶段,进口满足本国需求扩大的同时,由于增加的需求得到实现,由此引起与进口相关国产产品新的需求。相关国产产品的需求得到国内供给的实现后,又引发更多其它国产品的间接需求,这个过程在经济系统中逐级扩散,以类似于“链式反应”的连环方式引发更多的国内需求。在第三阶段,进口导致的技术进步等,使国内生产能力提高,总供给由AS移动到AS1,与增加后的国内实际有效需求AD3相交于D点,使国民收入达到新的更高的均衡。(Q4-Q3)就代表进口的供给效应。而根据凯恩斯的需求决定原理,生产能力提高和总供给扩大最终必须通过需求扩大的路径得以实现。因此也可以将进口对供给的改善,理解为进口对其它需求扩大的间接作用,这样就可以将进口对供给的作用也内化为进口创造有效需求的过程。

3 样本数据选取和变量序列趋势分析

论文采用通过宏观经济总量指标湖南省国内生产总值(GDP)反映经济增长,EX表示湖南省出口贸易额,IM表示湖南省进口贸易额。样本数据取1985年到2005年的年度数据,共21个。为消除数据中存在的异方差,分别对两个变量取对数,即 $\ln GDP$ 、 $\ln EX$ 、 $\ln IM$ 。其相应的差分序列为: $\Delta \ln GDP$ 、 $\Delta \ln EX$ 、 $\Delta \ln IM$,二阶差分 $\Delta \Delta \ln GDP$ 、 $\Delta \Delta \ln EX$ 、 $\Delta \Delta \ln IM$ (表5,表6)。

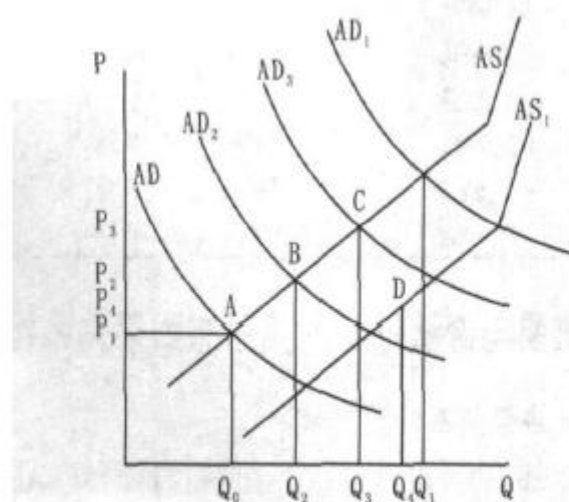


图 2 进口对有效需求的和国民收入的影响

Fig. 2 The effect of export on valid demand and national income

表 5 1985—2005 年湖南省 GDP 与出口贸易的统计数据
 Tab. 5 Statistical data of GDP and export
 trade during 1985—2005 in Hunan

年份	GDP/亿元	出口额/亿元	ln GDP	ln EX
1985	349.95	11.63	5.86	2.45
1986	397.68	12.35	5.99	2.51
1987	469.44	23.05	6.15	3.14
1988	584.07	23.79	6.37	3.17
1989	640.80	25.08	6.46	3.22
1990	744.44	38.55	6.61	3.65
1991	833.30	54.13	6.3	3.99
1992	986.98	69.59	6.89	4.24
1993	1 259.55	93.33	7.14	4.54
1994	1 666.64	167.8	7.42	5.12
1995	2 151.43	175.12	7.67	5.17
1996	2 584.98	184.41	7.86	5.22
1997	2 918.83	120.04	7.98	4.79
1998	3 118.09	106.22	8.04	4.67
1999	3 326.75	106.16	8.11	4.66
2000	3 691.88	136.88	8.21	4.92
2001	3 983.00	145.23	8.29	4.98
2002	4 340.94	148.66	8.38	5.00
2003	4 638.73	177.71	8.44	5.18
2004	5 612.26	256.42	8.63	5.55
2005	6 473.61	306.94	8.78	5.73

表 6 1985—2005 年湖南省 GDP 与进口贸易的统计数据

Tab. 6 Statistical data of GDP and import trade during 1985—2005 in Hunan

年份	GDP/亿元	IM/亿元	In GDP	In IM
1985	349.95	3.67	5.86	1.30
1986	397.68	4.07	5.99	1.40
1987	469.44	4.6	6.15	1.53
1988	584.07	7.69	6.37	2.04
1989	640.80	7.34	6.46	1.99
1990	744.44	6.91	6.61	1.93
1991	833.30	18.67	6.73	2.93
1992	986.98	35.55	6.89	3.57
1993	1 259.55	41.95	7.14	3.74
1994	1 666.64	64.39	7.42	4.16
1995	2 151.43	69.46	7.67	4.24
1996	2 584.98	82.64	7.86	4.41
1997	2 918.83	36.93	8.00	3.61
1998	3 118.09	41.22	8.07	3.72
1999	3 326.75	55.67	8.13	4.02
2000	3 691.88	71.04	8.21	4.26
2001	3 983.00	82.93	8.29	4.42
2002	4 340.94	89.47	8.38	4.49
2003	4 638.73	131.6	8.44	4.80
2004	5 612.26	193.68	8.63	5.27
2005	6 473.61	184.97	8.78	5.22

注:1985—1996 年进出口总额源自《湖南省统计年鉴 1997》,1997 年进出口总额源自《湖南统计年鉴 1999》,1998—2005 年进出口总额源自《湖南国民经济与社会发展公报》;1985—1996 年 GDP 源自《湖南统计年鉴 2005》,1997 年 GDP 源自《湖南统计年鉴 1999》,1998—2005 年 GDP 源自《湖南国民经济与社会发展公报》;汇价分别参照《事实与数字 2002》(1985—2001),中国外汇网站(2002—2005 年)。

对变量数据进行序列趋势分析可以得到图 3、4、5 和 6 结果。从图可以看出,2 个变量序列都是不平稳的,各自含有一个上扬的趋势。GDP 的变化呈平滑缓慢的上升趋势。

4 变量单位根和回归结果分析

传统的经济计量方法直接运用变量的水平值研究经济现象之间的均衡关系,容易导致虚假回归。虚假回归即当求两个相互

独立的非平稳时间序列的相关系数时，常常得到一个相关系数显著不为零的结论。当用两个相互独立的非平稳时间序列建立回归模型时，常常得到一个具有统计显著性的回归函数，又叫虚假相关。而对数据进行差分变换后进行回归，又可能丢失长期信息。近年发展起来的处理平稳数据的方法——协整，可用于检验经济时间序列变量水平数据是否存在长期均衡关系，要求经济时间序列变量具有单位根(unitroot)特征。格兰杰因果关系检验可用于确定经济时间序列变量之间是否存在因果关系，也要求经济时间序列变量具有平稳性特征。因此在实证检验之前首先检验经济时间序列变量的平稳性。

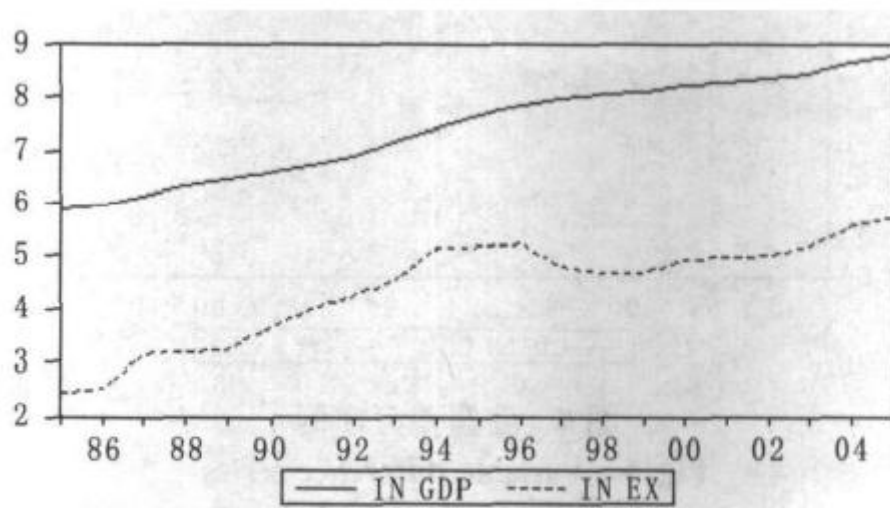


图 3 变量序列线性趋势
Fig. 3 The trend of variable series linear

4.1 平稳性的单位根检验

在进行协整检验之前，首先使用单位根方法检验变量InGDP、InEX、InIM的平稳性，应用ADF方法检验各变量的单位根，检验结果见表7和表8。

由表7中的结果可以看出，原水平序列都是非平稳的，而经过二阶差分以后都变成平稳的，说明一阶差分序列 ΔInGDP 、 ΔInEX 都是 $I(1)$ 序列，而二阶差分都是 $I(0)$ 序列。由表8中的结果可以看出，原水平序列都是非平稳的。而经过一阶差分后，InGDP序列还是不平稳，但InIM序列变平稳了。两个水平序列的二阶差分序列都是平稳的。说明一阶差分序列 ΔInGDP 是 $I(1)$ 序列， ΔInIM 是 $I(0)$ 序列，二阶差分序列 $\Delta \Delta \text{InGDP}$ 是 $I(0)$ 序列。

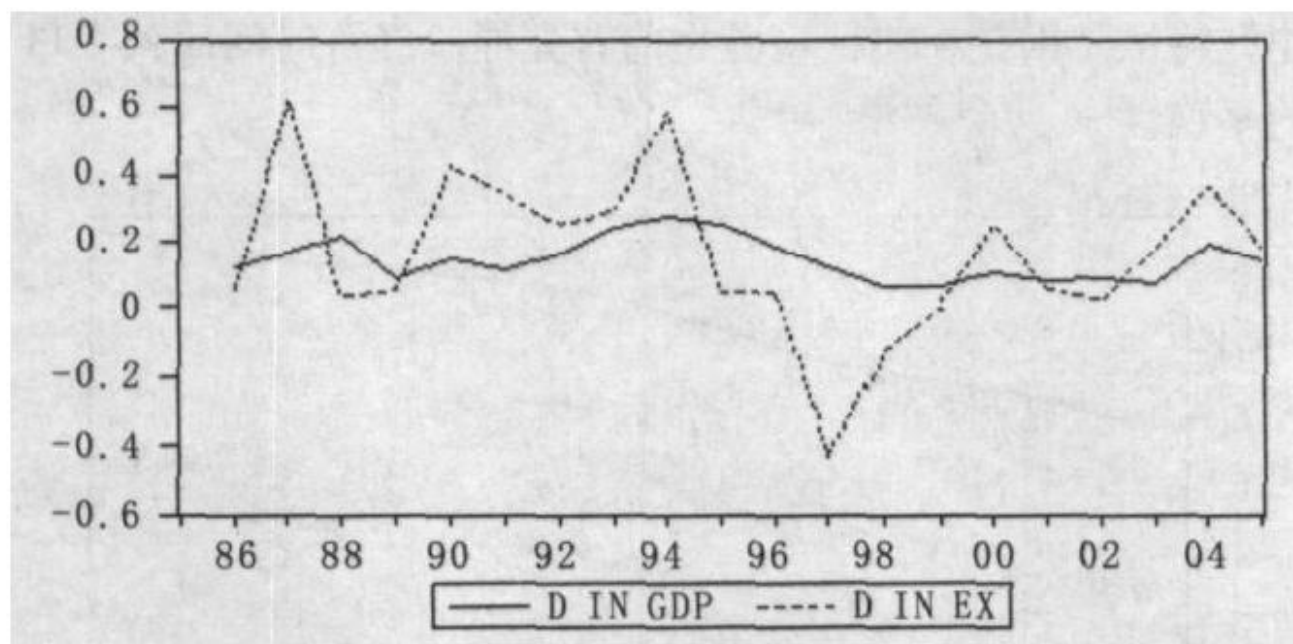


图 4 变量差分序列
Fig. 4 Variable difference series

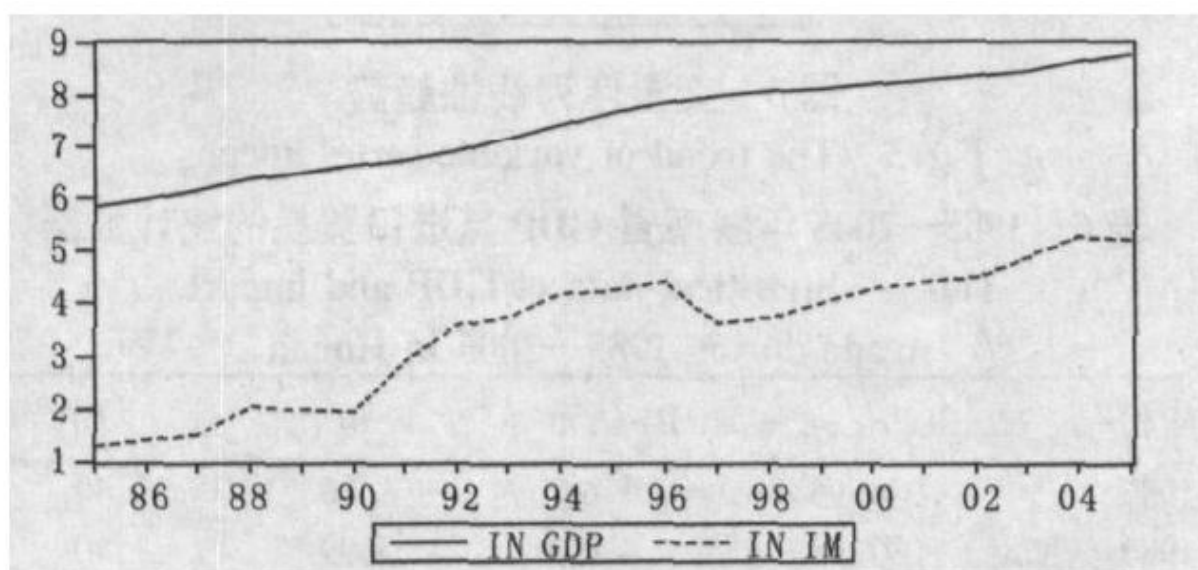


图 5 变量序列线性趋势
Fig. 5 The trend of variable series linear

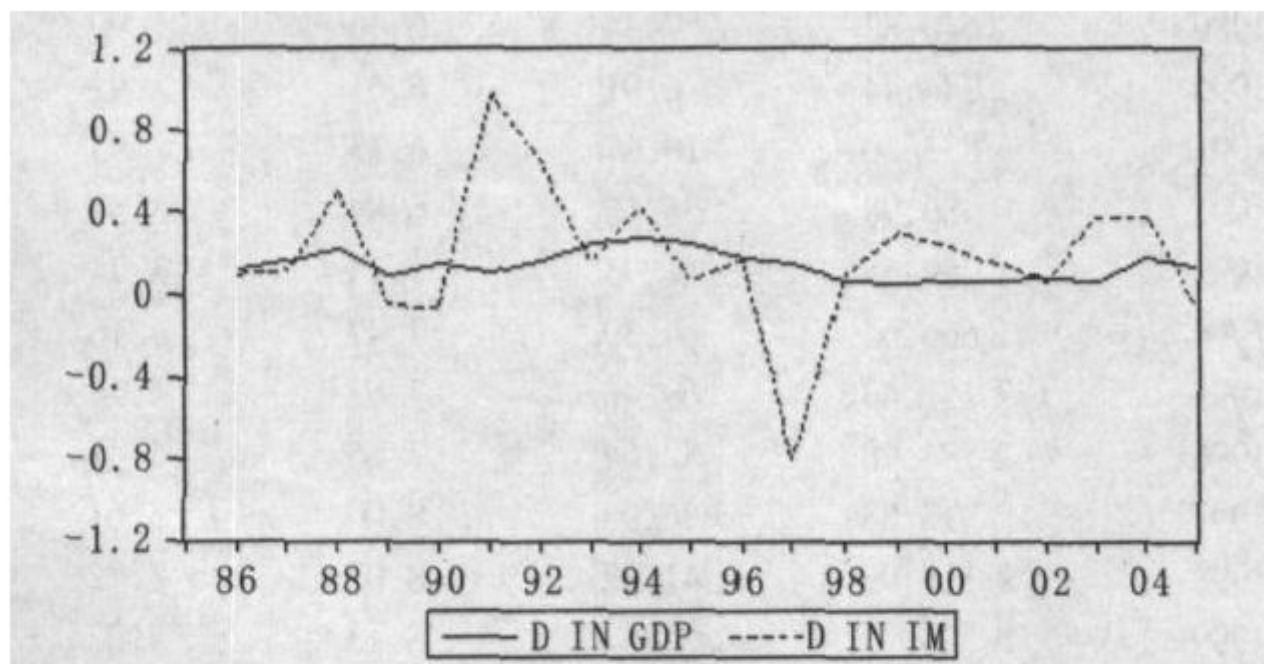


图 6 变量差分序列

Fig. 6 Variable difference series

表 7 平稳性检验结果

Tab. 7 The result of stationary test

变量	ADF 检验值	临界值(5%)	结论	DW 值
$\ln GDP$	-1.9891	-3.6736	不平稳	2.2442
$\ln EX$	-2.1881	-3.6736	不平稳	1.8257
$\Delta \ln GDP$	-2.3215	-3.7105	不平稳	1.4480
$\Delta \ln EX$	-3.4580	-3.6736	不平稳	1.6768
$\Delta \Delta \ln GDP$	-4.5003	-3.6908	平稳	1.9721
$\Delta \Delta \ln EX$	-6.6110	-3.6908	平稳	1.9373

4.2 回归模型检验

$\ln GDP$ 、 $\ln EX$ 和 $\ln IM$ 都是二阶单整序列，运用 Eviews5.0 以 OLS 法建立回归模型：

$$\ln GDP = 3.56 + 0.37\ln EX - 0.07\ln EX(-1) + 0.62\ln EX(-2)$$

(8.88) (0.3) (0.42) (0.27)

$$(R^2 = 0.908, Adj-R^2 = 0.89, F = 49.57, DW = 0.365) (1)$$

$$\ln GDP = 5.17 + 0.21\ln IM + 0.02\ln IM(-1) + 0.48\ln IM(-2)$$

(29.31) (1.34) (0.11) (3.34)

$$(R^2 = 0.945, Adj-R^2 = 0.934, F = 86.55, DW = 0.558) (2)$$

方程(1)表明:出口每增加1元,当年GDP可相应增加0.37元,第2年会相应减少0.07元,第3年可相应增加0.62元,合计可相应增加0.92元。方程(2)表明:进口每增加1元,当年GDP可相应增加0.2元,第2年会相应增加0.02元,第3年可相应增加0.48元,合计可相应增加0.7元。

表 8 平稳性检验结果
Tab. 8 The result of stationary test

变量	ADF 检验值	临界值(5%显著)	结论	DW 值
$\ln GDP$	-1.9891	-3.6736	不平稳	2.2442
$\ln IM$	-1.6936	-3.6584	不平稳	1.6615
$\Delta \ln GDP$	-2.3215	-3.7105	不平稳	1.4480
$\Delta \ln IM$	-3.7747	-3.6736	平稳	1.9807
$\Delta \Delta \ln GDP$	-4.5003	-3.6908	平稳	1.9721
$\Delta \Delta \ln IM$	-5.5768	-3.6908	平稳	2.2290

5 进出口贸易与经济增长的格兰杰因果关系检验

5.1 Johansen 协整关系检验

Johansen 和 Juselius 提出了一种在向量自回归(VAR)系统下用极大似然估计来检验协整关系的方法,通常称为 Johansen 检验,它能检验多个变量,同时求出它们之间的若干种协整关系。文章运用 Johansen 检验方法对变量 $\ln GDP$, $\ln EX$, $\ln IM$ 进行协整关系检验(表 9)。

表 9 Johansen 协整检验结果

Tab. 9 The result of Johansen cointegration test

检验变量	检验信息			结论
	秩	似然比统计值	临界值	
InGDP、InEX	0	19.6878	18.3977	存在协整关系
	1	7.4523	3.8415	
InGDP、InIM	0	24.6290	18.3977	存在协整关系
	1	4.2474	3.8415	
InGDP、 InEX、 InIM	0	56.8663	35.0109	存在协整关系
	1	20.6042	18.3977	
	2	6.2089	3.8415	

注:表中数据由Eviews5.0软件计算。临界值是5%显著水平下的临界值。

从表9中可以看出InGDP和InEX, InGDP和InIM, InGDP和InEX、InIM三者都存在协整关系。

5.2 格兰杰因果关系检验

协整检验结果表明对外贸易与经济增长之间存在长期稳定的均衡关系,但是这种均衡关系是否构成因果关系,即是由贸易的扩张带来经济的增长,还是经济增长带来贸易的扩张需要进一步验证,文章采用Granger因果关系检验方法检验(表10)。

表 10 Granger 因果关系检验结果

Tab. 10 The result of Granger causality test

零假设	F 统计值	P 值
InEX 不是 InGDP 的 Granger 原因	4.2085	0.0371
InGDP 不是 InEX 的 Granger 原因	0.3324	0.7227
InIM 不是 InGDP 的 Granger 原因	10.7280	0.0015
InGDP 不是 InIM 的 Granger 原因	0.5052	0.6140

从表10可以看出,在5%的显著水平下,InEX没有引致InGDP的零假设被拒绝,InIM没有引致InGDP的零假设被拒绝,说明至少以95%的概率可以保证出口额、进口额影响经济增长,即对外贸易带动经济增长。但是经济增长引致对外贸易的零假设

不能被拒绝，即接受零假设，说明经济增长对对外贸易影响不显著，只存在对外贸易引致经济增长的单向因果关系。

6 结论

以往对时序变量作回归，都是建立在没有对变量进行平稳性检验的基础上，得到的回归模型与现实差距较大，这已经被众多学者证明过，得到的回归方程属于伪回归，又叫虚拟回归。文章在实证过程中没有得出具体的数量关系，这主要源于样本数据不够，这方面统计数据都是以美元计量的，1978年以前的数据由于存在汇率换算问题，无法准确计算。而且1978年中国实行改革开放，到1979年各项指标都出现大幅度增长，为减少波动性，文章所取样本数据是从1985年到2005年的21个数据。虽然只能代表某一时期的变量之间的关系，但是所进行的实证分析是建立在科学客观的计量研究方法之上的，这些方法为国内外大多数学者所公认。因此，文章得出的结论相对来说比较客观、科学、公正。

从协整关系看，湖南省经济增长与出口及经济增长与进口之间存在协整关系，即二者存在长期的动态均衡关系。研究变量之间的协整关系等同于研究变量之间的定量规律，也就是说，存在协整关系，就可以求出协整系数，构成误差修正项，进而建立误差修正模型。因此，能够估计出二者准确的比例关系。湖南省经济增长与出口、进口三者之间存在协整关系，即从长期看，三者之间将受到一种约束，使它们不致于“分道扬镳”，而是“协调一致”，象一个整体那样同步变动，呈现出一种均衡状态。

从格兰杰因果关系看，湖南省对外贸易引致经济增长，而经济增长并没有引致对外贸易增长，呈单向因果关系，即湖南省对外贸易发展最终会带来经济的增长，而经济增长对对外贸易的扩张的影响相对较小。

以往一些研究主要集中在出口与经济增长的关系上，文章将进口也考虑进来，因为进口也是影响经济增长的一个重要因素。一方面，它能够提供更多重要的原材料供给，弥补国内不足；另一方面，通过一些资本品进口，能够提高生产的技术效率，而这些对促进经济增长都是有利的，最终又通过改善产业结构带动经济增长。

以上分析结果表明，被一贯认同的“出口作用大，进口作用小”的观点，是值得商榷的。事实是，进口对经济增长也具有很大的作用。这可以从以上的回归方程的结果中可以看出，出口增加1元可带动GDP增加0.92元，进口增加1元可带动GDP增加0.7元。

因此，从以上实证结果可以看出要在中部崛起背景下促进对外贸易对经济增长作用必须加强以下几点：进一步扩大出口贸易总额，充分发挥出口贸易对经济增长的促进作用；发挥劳动力资源比较优势，扩大劳动密集型产品和技术密集型产品出口；促进湖南区域产业结构升级；努力创建经济增长的良好宏观环境。

参考文献：

- [1] 杨全发, 舒元. 中国出口贸易对经济增长的影响[J] .世界经济与政治, 1998 , (8):54 -58 .
- [2] 石传玉, 王亚菲, 王可. 我国对外贸易与经济增长关系的实证分析[J] .南开经济研究, 2003 , (1):53 -58.
- [3] 陈冬平. 对外贸易对我国经济增长作用的实证分析[J] .国际经贸探索, 2001 , (6):2 -6.
- [4] 张晓峒. 计量经济分析[M] .天津:经济科学出版社, 2000 .108 -112, 214 -218 .
- [5] 伍超标. 经济计量学导论[M] .北京:中国统计出版社, 1998. 112-118, 267 -289 .

-
- [6] 程永. 对外贸易的经济增长效应:理论分析与中国实践(博士学位论文)[D] . 北京:中国社会科学院财贸经济研究所, 1999 .
- [7] B BALASSA.Exports and economic growth :further evidence[J] .Journal of Development Economics , 1978 , 5(2):181 -189 .
- [8] M N ISLAM .Export expansion and economic growth :testing for cointegration and causality[J] .Applied Economics , 1998 , (30):415 -425 .
- [9] R F ENGLE , C W J GRANGER.Cointegration and error correction :representation, estimation and test[J] .Econometrica , 1987 , (2):251-276 .
- [10] 许启发, 蒋翠侠. 对外贸易与经济增长的相关分析[J] .预测, 2002 , 21(2):14-18 .
- [11] 兰宜生. 对外开放度与地区经济增长的实证分析[J] .统计研究, 2002 , (2):19 -22.
- [12] 张晓峒. 计量经济学软件Eviews 使用指南[M] . 天津:南开大学出版社, 2003 . 246 -248 .
- [13] C JANG Jin , S H YU.Eden export-led growth and the US economy :another look[J] .Applied Economics Letters, 1996 , (3):341 -344 .
- [14] JORDAN SHAN, FIONA SUN .On the exports -led growth hypothesis :the econometric evidence from China[J] .Applied Economics , 1998 , (30):1055 -1065.