

城际交通对促进长株潭经济一体化的量化分析

谢富春,张玲玲

(湖南工程学院 机械工程学院,湖南 湘潭 411101)

摘要:研究了城际交通系统的改善对长株潭城市群经济要素流动的影响。分析认为,在交通基础设施方面,通过协整关系的检验和经济增长、交通基础设施之间的误差修正模型说明二者之间不仅保持长期均衡关系,还有动态均衡的特点;在物流方面,通过分析货物运输与经济总量的关系,计算了货运量的弹性系数,用线性回归计量模型分析了长株潭城市群货运量与其经济总量之间存在着高度的相关性。

关键词: 城际交通; 经济一体化; 经济要素; 长株潭城市群

中图分类号: F503

文献标志码: A

文章编号: 1671-6248(2012)04-0043-05

区域经济一体化是当今世界经济发展不可逆转的潮流。国际的区域经济一体化以欧盟、北美自由贸易协定和亚太经济合作组织为代表,中国的经济一体化以长三角、珠三角和渤海湾地区为代表,不断掀起经济发展的高潮^[1]。20世纪80年代初,为顺应改革开放的大潮,有专家提出“长株潭(长沙、株洲、湘潭以下简称长株潭)经济一体化”的设想。1996年,湖南省委省政府提出“一点一线”的区域发展战略,“一点”即长沙,“一线”即京广(北京—广州)铁路和京珠(北京—珠海)高速公路湖南沿线。1998年,湖南省委省政府明确提出加快推进长株潭城市群经济一体化进程,把长株潭建成湖南经济发展的增长极、高新技术产业聚集区和现代化、生态化的网状城市群^[2]。2006年湖南省委对发展长株潭城市群提出了明确的要求“充分发挥省会城市长沙的辐射带动作用,推动长株潭经济一体化取得实质性进展,大力推进长株潭交通同网、能源同体、信息同享、生态同建、环境同治,着力构建现代产业体系、物流体系 and 市场体系,努力把长株潭城市群建设成为重要的现代装备制造及高新技术产业基地、现

代物流基地、打造在全国较具影响力和竞争力的现代城市群”^[3]。特别是2007年12月国家批准长株潭城市群为全国“资源节约和环保友好型”社会综合配套改革试验区以后,长株潭城市群站在新的历史起点上,面临前所未有的重大机遇^[4]。

一、国外城际交通的经验 对促进长株潭城市群 经济一体化的启示

建立城市群不管对地区还是对国家都有很大的益处,如欧洲、美国和日本等发达国家与地区^[5]。西欧是城市化进程开始最早的地区,城市化水平最高,城市数量多、密度大,均以多个城市集聚的形式形成城市群。另外,美国、日本的城市群发展也很快。从这些实例中,我们可以总结出这样一个经验:一个国家是否发展得快,城市群的发展是关键^[6]。在现代条件下,各城市之间要彼此合作,形成各具特色的劳动地域分工与协作体系就必须以发达的交通运输网络为依托,使之成为城市间的连接枢纽^[7]。高速大

收稿日期: 2012-08-40

基金项目: 湖南省教育厅一般项目(2009C279)

作者简介: 谢富春(1973-)男,湖南新邵人,讲师,管理学硕士。

容量交通方式的发展使运输费用大幅降低,从根本上改变着生产力布局的指向,城市群一般都沿着经济走廊(主要是交通干线)方向开发,以利于提升城市群竞争力^[8]。在美国,伴随着分散城市化和高速公路网络化纵深的进行,在城市的边缘正在形成一种新的城市空间现象——边缘城市。这些边缘城市依靠发达的交通和通信网与外界保持联系而在空间上保持相对独立的特征,大多数位于城市地区高等级公路的交叉口,商业、工业、文化娱乐等设施一应俱全,这类多功能的节点城市对原城镇群体空间的形态变化正产生着新的影响^[9]。在日本,则是依靠高速的轨道交通实现城镇群体空间内以及区域间的便捷联系,时速达 300 km 的新干线使东海道三大都市圈绵延 500 km 的地域,被联结成一个 1 h 交通圈内的整体性极强的地区,使城镇群体空间的地域尺度及内部组成的综合度不断扩大^[10]。交通方式的每一次变革都带来区域、城市空间形态的显著变化。在铁路时代,一般呈大区域分散、小区域集中的态势;而在高速交通网时代,则呈现大区域集中、小区域分散的态势。交通运输的发展是时空成本不断下降的过程,因此交通联系密切性是城市群体空间整体性不断加强的基础^[11]。交通方式的变化对城市群体空间的演化有着持续和重大的影响,不但直接影响城市及区域的空间扩散形态,而且不断改变着城市的区位条件和作用范围^[12]。

二、城际交通对促进长株潭经济一体化的分析

(一) 城际交通基础设施的量化

1. 变量与数据选择

在中国,铁路、公路、内河航道、民航和管道线路长度差异较大,作用大小迥异,直接进行加总,不能体现出各种运输方式的作用。基于此,在分析长株潭地区时,本文用各种运输方式的年度货运量占长株潭年度货运总量的比重作为权重,然后分别用各种运输设施路线长度乘以权重,加总后得到铁路、公路、内河航道、民航和管道 5 类运输线路长度的加权之和。以此加权之和衡量交通基础设施建设的存量指标 I_{TI} ^[13]、经济增长指标 I_{GDP} (本文以国内生产总值 GDP 代表城际交通)。

本文使用的数据为长株潭 2007 ~ 2008 年度数据,数据来源于《湖南统计年鉴(2007)》、《湖南统计年鉴(2008)》和《长沙市统计年鉴(2007)》相关部

分^[13-45]。为消除原始数据存在的异方差性,对交通基础设施建设和国内生产总值数据进行对数变换,对数变换后的数据分别用 $\ln I_{\text{TI}}$ 和 $\ln I_{\text{GDP}}$ 表示。

2. 单位根检验

若一个时间序列是平稳的,则该时间序列的均值与时间无关,方差是有限的,不随时间的推移产生系统性变化,该时间序列将趋于返回它的均值,以一种相对不变的振幅围绕均值波动。当 2 个时间序列数据非平稳时,直接进行回归分析,可能会产生虚假回归的问题,这就需要对非平稳时间序列建立协整关系。而进行协整分析的前提是时间序列数据非平稳,通过同阶差分处理(同阶单整)后,各时间序列数据变成平稳的。因此,笔者首先对所研究的 2 个时间序列进行单位根检验,并根据结果进行差分处理(单整)。

本文利用 Eviews5.1 软件,对 $\ln I_{\text{TI}}$ 和 $\ln I_{\text{GDP}}$ 两个时间序列数据进行单位根检验,检验方法采用 ADF 检验。单位根检验方程采用赤池信息准则(AIC)和施瓦泽信息准则(SC)选取最佳滞后期,结果如表 1 所示。

表 1 单位根检验结果

指标	检验形式	检验值	1% 临界值	检验结果
$\ln I_{\text{TI}}$	(C, t, 3)	-2.610 6	-4.145 8	非平稳
$\ln I_{\text{GDP}}$	(C, t, 3)	-1.236 8	-4.145 8	非平稳
$\Delta \ln I_{\text{TI}}$	(C, t, 3)	-4.732 2	-4.163 0	平稳
$\Delta \ln I_{\text{GDP}}$	(C, t, 3)	-4.947 6	-4.149 8	平稳

注: Δ 为一阶差分; C, t 分别为检验方程中含有常数项和时间趋势项; 数字为滞后期。

由表 1 可以看出: $\ln I_{\text{TI}}$ 和 $\ln I_{\text{GDP}}$ 均为非平稳序列,也就是说中国交通基础设施建设与国内生产总值的对数时间序列具有非平稳性,因此如果直接对其进行回归分析,会产生虚假回归的问题; $\ln I_{\text{TI}}$ 和 $\ln I_{\text{GDP}}$ 序列的一阶差分序列是平稳序列,则说明了 $\ln I_{\text{TI}}$ 和 $\ln I_{\text{GDP}}$ 序列均为一阶单整序列。由于 $\ln I_{\text{TI}}$ 和 $\ln I_{\text{GDP}}$ 都是单整序列,并且单整阶数相同,所以 $\ln I_{\text{TI}}$ 和 $\ln I_{\text{GDP}}$ 两序列之间可能存在协整关系。

3. 协整关系检验与误差修正模型

2 个具有各自长期波动规律的时间序列,若存在协整关系,则说明这 2 个时间序列之间存在着一个长期稳定的比例关系。根据对 $\ln I_{\text{TI}}$ 和 $\ln I_{\text{GDP}}$ 两个时间序列进行单位根检验的结果, $\ln I_{\text{TI}}$ 和 $\ln I_{\text{GDP}}$ 均为一阶单整序列,说明二者是非平稳的时间序列,且同阶单整,则对 $\ln I_{\text{TI}}$ 和 $\ln I_{\text{GDP}}$ 进行协整关系检验。

因为是 2 个变量之间的协整关系检验,所以首

先采用 Engle-Granger 检验法建立 $\ln I_{\text{GDP}}$ 对 $\ln I_{\text{TI}}$ 的回归方程,即

$$\ln I_{\text{TI}_t} = \alpha + \beta \ln I_{\text{GDP}_t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

然后利用最小二乘法对式(1)进行估计,得到模型残差估计值,即

$$\hat{\varepsilon}_t = \ln I_{\text{TI}_t} - \hat{\alpha} - \hat{\beta} \ln I_{\text{GDP}_t} \quad (2)$$

式中: α 、 β 均为二元回归方程模型的系数; $\hat{\alpha}$ 、 $\hat{\beta}$ 分别为 α 、 β 的估计值; ε_t 为随机误差; $\hat{\varepsilon}_t$ 为不同时间的残差估计值; t 为时间。

对残差序列 $\hat{\varepsilon}$ 进行单位根检验,若 $\hat{\varepsilon}$ 为零阶单整,即平稳时间序列,则可以判定 $\ln I_{\text{TI}}$ 与 $\ln I_{\text{GDP}}$ 之间具有协整关系。本文利用 Eviews5.1 软件对回归方程(1)进行最小二乘估计,其模型为

$$\ln I_{\text{TI}_t} = -0.0521 + 0.5816 \ln I_{\text{GDP}_t} + 0.2896 \quad (3)$$

由式(3)可得,判定系数为 0.9337,调整后的判定系数为 0.9325, F 检验值为 746.8453, Durbin-Watson 估计值为 0.1395。

由上述可以看出式(1)拟合优度较好,回归方程总体通过 F 检验,参数估计值 $\hat{\beta}$ 通过显著性检验。但是,判断 $\ln I_{\text{TI}}$ 与 $\ln I_{\text{GDP}}$ 之间是否存在协整关系,需要对式(1)残差序列 $\hat{\varepsilon}$ 的单整性进行检验。若残差序列 $\hat{\varepsilon}$ 具有平稳性,则 $\ln I_{\text{TI}}$ 与 $\ln I_{\text{GDP}}$ 存在协整关系。本文仍然采用 ADF 检验对残差序列 $\hat{\varepsilon}$ 进行单位根检验,检验结果如表 2 所示。

表 2 残差序列单位根检验结果

检验形式	检验值	显著性水平/%	临界值	赤池信息准则	施瓦泽信息准则	检验结果
(C, t , n)	-3.4728	1	-2.0672	-2.6860	-2.5734	平稳
		5	-1.9470			
		10	-1.6191			

注: n 为滞后阶数。

由表 2 可以看出:在显著性水平分别为 1%、5%、10% 的条件下,残差序列 $\hat{\varepsilon}$ 的 ADF 检验值均小于临界值,因此可以认为残差序列 $\hat{\varepsilon}$ 为平稳序列,表明 $\ln I_{\text{TI}}$ 与 $\ln I_{\text{GDP}}$ 存在协整关系,协整系数为 0.5816;也就是说,2006~2008 年,长株潭城市群国内生产总值每增长 1 个百分点,其交通基础设施建设将增长 0.5816 个百分点。

协整关系的检验结果表明,经济增长与交通基础设施建设之间存在长期稳定的均衡关系,但二者之间是否存在短期波动关系,还需要进一步验证。本文将借助误差修正模型,建立经济增长与交通基础设施建设之间的短期波动模型。

由(1,1)阶自回归分布滞后模型 ADL(1,1)建立误差修正模型,即

$$\ln I_{\text{TI}_t} = \beta_0 + \beta_1 \ln I_{\text{GDP}_t} + \beta_2 \ln I_{\text{TI}_{t-1}} + \beta_3 \ln I_{\text{GDP}_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (4)$$

整理后得

$$\Delta \ln I_{\text{TI}_t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln I_{\text{GDP}_t} + (\beta_2 - 1) \left(\ln I_{\text{TI}} - \frac{\beta_1 + \beta_3}{1 - \beta_2} \ln I_{\text{GDP}_{t-1}} \right) + \varepsilon_t$$

式中: $\Delta \ln I_{\text{TI}_t}$ 、 $\Delta \ln I_{\text{GDP}_t}$ 分别为 $\ln I_{\text{TI}}$ 和 $\ln I_{\text{GDP}}$ 的一阶差分; $\ln I_{\text{TI}} - \frac{\beta_1 + \beta_3}{1 - \beta_2} \ln I_{\text{GDP}}$ 为误差修正项,反映了变量在短期波动中偏离它们长期均衡关系的程度。

本文将误差修正项标记为 I_{ECM} ,误差修正模型为

$$\Delta \ln I_{\text{TI}_t} = 0.0373 + 0.2582 \Delta \ln I_{\text{GDP}_t} - 0.1465 I_{\text{ECM}_{t-1}} \quad (5)$$

由式(5)可得,判定系数为 0.2629,调整后的判定系数为 0.2340, F 检验值为 9.0935,估计值为 1.1700。

由上述可以看出:误差修正模型估计结果通过 F 检验,模型参数估计值也通过显著性检验(显著性水平为 5%),解释变量的符号与长期均衡关系的符号一致,误差修正系数为负,符合误差修正项的相反修正机制。

误差修正模型中包含了短期波动以及长期均衡对短期波动的修正作用,根据误差修正模型估计结果,短期内中国国内生产总值每变动 1 个百分点,将引起交通基础设施建设同方向变动 0.2582 个百分点;误差修正系数反映了对短期波动偏离长期均衡的调整力度,在 $t-1$ 时期内,如果 $\ln I_{\text{GDP}}$ 偏离了其长期均衡值,误差修正项就会在 t 时期内以 0.1465% 的比例关系对本年度的 $\Delta \ln I_{\text{TI}_t}$ 进行反方向修正,调整力度明显。通过误差修正模型可看出,经济增长与交通基础设施建设之间存在明显的动态均衡关系。

分析表明,经济增长与交通基础设施之间存在长期稳定的均衡关系,说明经济增长对于交通基础设施建设具有拉动作用。同时,大量交通基础设施投资对经济增长作用的研究文献表明,交通基础设施投资对经济增长有正向推动作用。

(二) 长株潭城市群货物运输与经济增长的分析

1. 货运量弹性系数的计算

以往的研究表明,在不同的工业化阶段,货物运

输量的增长将具有不同的特征。交通运输随工业化发展基本呈“S”型增长:在工业化初中期,货物运输量将随着工业化的发展而持续快速增长;而随着产业结构的高级化,原有的大量耗费资源与原材料的制造业的迁出及转移,货物运输量的增长幅度将明显降低,甚至是负增长。

弹性系数体现了货运量与国内生产总值发展之间的数量关系。一般来说,随着产业结构的高级化,弹性系数 E 会不断减小,甚至为负,其计算公式为

$$E = \frac{W}{\rho} \quad (6)$$

式中: W 为货运量的增长率; ρ 为国内生产总值的增长率。

表3、表4分别列出了长株潭三市分阶段国内生产总值、货运总量与公路货运量的增长率。

表3 长株潭三市国内生产总值的增长率

年份	长株潭三市国内生产总值的增长率/%		
	长沙	株洲	湘潭
2000~2003	9.93	8.06	8.05
2003~2006	11.11	10.89	11.22
2006~2009	13.20	12.10	12.30

表4 长株潭三市货运总量与公路货运量的增长率

年份	货运总量增长率/%			公路货运量增长率/%		
	长沙	株洲	湘潭	长沙	株洲	湘潭
2000~2003	4.70	3.60	5.90	5.30	5.50	6.80
2003~2006	5.60	5.10	5.80	5.70	6.40	5.60
2006~2009	6.10	5.08	3.70	7.30	6.77	4.39

由此计算长株潭三市分阶段的货总运量与公路货运量的弹性系数,如表5所示。

表5 长株潭三市货运总量与公路货运量的弹性系数

年份	货运总量的弹性系数			公路货运量的弹性系数		
	长沙	株洲	湘潭	长沙	株洲	湘潭
2000~2003	0.47	0.44	0.73	0.53	0.68	0.85
2003~2006	0.50	0.46	0.51	0.51	0.61	0.50
2006~2009	0.46	0.40	0.32	0.55	0.52	0.36

由表5可以看出:(1)公路货运量的弹性系数普遍大于货运总量的弹性系数,这主要由于公路货运量的增长率普遍大于货运总量的增长率,公路运输在货物运输中逐渐居于主导地位所致,这也说明了货物运输对时效性、灵活性、机动性要求的增强。(2)长株潭三市货运总量的弹性系数基本都呈减小趋势,公路货运量弹性系数的这种变化趋势似乎更为明显。(3)尽管货运总量的弹性系数呈下降趋势,但仍然为正值;也就是说,随着产业在长株潭城市群内部的继续调整,货运总量仍然有继续上涨的

空间;与此同时,货物运输对时效性、灵活性、机动性的要求也不断增强。

2. 货运量与经济发展的相关性

长株潭城市群2003~2009年国内生产总值之和及货运量之和如表6所示。

表6 长株潭城市群国内生产总值及货运量

年份	国内生产总值/ 10^8 元	货运量/ 10^4 t
2003	2 030	43 126
2004	2 256	47 865
2005	2 412	53 442
2006	2 821	55 376
2007	3 462	61 113
2008	4 565	69 321
2009	5 500	80 142

根据表6国内生产总值及货运量的数据做出散点图,如图1所示。

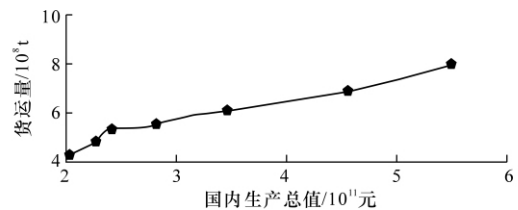


图1 长株潭城市群国内生产总值与货运量散点图

建立的回归方程为

$$I_{FT} = \alpha + \beta N_{GDP} \quad (7)$$

式中: I_{FT} 为货运量; N_{GDP} 为国内生产总值。

本文利用 Eviews5.1 软件采用式(5)数据进行回归分析,得到 $\hat{\alpha} = 49\ 811.61$, $\hat{\beta} = 4.024\ 780$ 。模型的判定系数为 0.913 3,拟合效果很好; F 检验值为 136.89,置信度水平大于 99%,方程回归显著;回归系数 t 检验值为 11.70,置信度水平大于 99%,因此,回归方程选取的自变量是合适的。

货运量与国民生产总值之间存在高度的相关性,这也预示着今后随着长株潭城市群产业的继续调整与转移,货运量仍然存在继续增长的空间。货运量的继续增长以及货物运输要求的不断提高,也相应地要求城际交通基础设施的不断完善。

三、结 语

本文对城市群经济一体化进程进行了界定,认为城市群经济一体化主要体现在以下3个方面:经济要素更加充分自由的流动;城市群内城市间的分工协作的深化;城市群城市等级体系的形成与完善。在分析中,以运输费用为视角,探讨了城际交通对城市群经济一体化的作用,即促进经济要素流动,深化

城市群产业的分工协作以及完善城市群城市体系。由此可以认为, 城际交通发展状况总是与城市群经济一体化的某个阶段相适应。因此, 交通的滞后发展必然对城市群经济一体化进程产生不利影响, 造成巨大的社会效益的损失; 相反, 交通适当的超前发展, 则会促进城市群经济一体化进程的加快。

参考文献:

- [1] 范俊毅. 对城市轨道交通建设投融资问题的研究[J]. 四川建筑, 2003, 23(5): 101-102.
- [2] 周国华, 朱翔, 罗文章. 试论长株潭城市群开发区域一体化发展[J]. 城市规划汇刊, 2001(3): 47-50, 80.
- [3] 王亮明. 长株潭公路客运交通一体化战略研究[D]. 长沙: 湖南大学, 2006.
- [4] 张萍. 长株潭经济一体化推进方式创新[M]. 北京: 中央文献出版社, 2007.
- [5] 孙纪平. 上海城市轨道交通体制改革与发展探索[J]. 城市轨道交通研究, 2000(2): 4-6.
- [6] 牛慧恩. 交通与美国城市发展[J]. 国外城市规划,

2002(5): 53-54.

- [7] 肖自仁. 广东城际交通与区域经济发展的互动关系研究[D]. 长沙: 中南大学, 2006.
- [8] 杨会全. 城际交通对提升城市群产业竞争力的作用分析[D]. 长沙: 中南大学, 2006.
- [9] 马强. 交通均衡策略与城市间协调发展[J]. 城市发展研究, 2006, 13(1): 23-28.
- [10] 鄢巨平, 谭仲平. 日本大都市轨道线网构架分析与思考[J]. 城市轨道交通研究, 2002(1): 91-95.
- [11] 詹瑜. 城际交通对城市群经济一体化的促进研究[D]. 长沙: 中南大学, 2006.
- [12] 姚震. 大沈阳经济区与城际交通一体化的先导意义[J]. 辽宁行政学院学报, 2006(7): 220-222.
- [13] 湖南省统计局. 湖南统计年鉴(2007) [M]. 北京: 中国统计出版社, 2007.
- [14] 湖南省统计局. 湖南统计年鉴(2008) [M]. 北京: 中国统计出版社, 2008.
- [15] 长沙市统计局. 长沙市统计年鉴(2007) [M]. 北京: 中国统计出版社, 2007.

Quantitative analysis on the inter-city transportation to promote Changsha-Zhuzhou-Xiangtan urban agglomeration economy integration

XIE Fu-chun, ZHANG Ling-ling

(School of Mechanical Engineering, Hunan Institute of Engineering, Xiangtan 411101, Hunan, China)

Abstract: The effect of the inter-city traffic system improvement on the flow of Changsha-Zhuzhou-Xiangtan urban agglomeration economy factors was analyzed. In transportation infrastructure, the correcting model of error shows long-term equilibrium and dynamic equilibrium can be maintained through the test of cointegration relationship between economic growth and transportation infrastructure. In logistics, through analysis of the transport of goods and total economy and calculation of the total freight elasticity coefficient, moreover, the analysis of Changsha-Zhuzhou-Xiangtan urban agglomeration economy and volume of freight by using the measurement model with linear regression, there is a better correlation between total economy and volume of freight.

Key words: inter-city transportation; economic integration; economic factor; Changsha-Zhuzhou-Xiangtan urban agglomeration