

文章编号:1001-4098(2015)03-0090-07

城市经济发展与交通机动化的动态协整分析^{*}

吴 颖^{1,2}, 卢 毅¹, 颜 瑛¹

(1. 长沙理工大学 交通运输工程学院, 湖南 长沙 410004;

2. 湖南交通职业技术学院, 湖南 长沙 410132)

摘 要:基于北京市的数据,应用协整理论、VAR 模型, Eviews6.0 软件对北京市小汽车交通与城市经济发展、公共交通与政府公共交通投资之间的关系进行协整分析。分析表明小汽车交通与城市经济发展之间确实存在长期稳定均衡的协整关系,城市经济发展是小汽车交通发展的 Granger 原因;以新的视角揭示出政府公共交通投资的增长并没有带来公共交通的理想发展,公共交通却是政府公共交通投资的 Granger 原因。一系列定量分析结果为在城市经济不断发展条件下,优化小汽车交通管理和机动化出行结构,改善交通拥堵,改善政府交通投资理念及策略,有效实施公交优先发展战略等提供了新的思路和理论依据。

关键词:交通机动化;城市经济;交通投资;协整;Granger 因果分析

中图分类号:U491

文献标识码:A

1 引言

过去 30 年我国经济社会发展朝气蓬勃,其中城市化发展迅速尤为引人瞩目。目前我国仍处于城市化加速发展的阶段,交通机动化与城市化相伴而生^[1]。交通机动化极大地促进了城市交通的发展,并直接推动了城市经济的发展。城市经济的发展又推动城市化的进程,为交通基础设施的建设提供了必要的物质基础,同时也使交通需求在数量与质量上发生了深刻的变化^[2]。城市交通对城市土地开发和城市拓展具有先导作用,大容量快速公共交通可引导产生集中、高密度的土地利用,小汽车交通可引导产生分散、低密度的土地利用,中国已经进入了一个现代化、城市化、机动化快速发展的阶段,随着机动车快速增长,大城市普遍面临着交通拥挤这一问题^[3]。在总结城市公共交通的服务能力、服务质量、基础设施建设等发展现状的基础上,分析社会经济、城市化与交通机动化进程快速发展规律,积极探索实施公交优先战略是城市交通建设发展的必然趋势,是解决城市化进程中交通拥挤严重、能源紧缺和环境污染问题的必由之路^[4]。小汽车交通和公共交通是城市交通机动化的两种主要方式,小汽车交通进入发

展的高潮期;城市化的不断加速使越来越多的人口聚集在城市中,原有的公交供给水平不能满足城市人口的日益增长及其公共交通需求,快速发展的小汽车交通与滞后的公共交通之间的矛盾日益凸显,导致城市经济与交通机动化的不均衡发展问题日益突出。揭示城市经济发展与小汽车交通发展、城市经济发展带来的政府公共交通投资与公共交通发展之间的规律关系成为解决这些问题的当然要求。本文拟应用协整理论, Eviews6.0 软件等对城市经济、小汽车交通、政府公共交通投资、公共交通等的历史数据进行分析来达成这一目的。

2 指标的选取与数据处理

在考虑数据的完整性与便利性的基础上,本文采用 GDP(亿元)作为城市经济发展指标;采用年末私家车数量 Car(辆)作为衡量小汽车交通的发展的指标;采用公共交通年末运营车辆数量 pt(辆)作为表征公共交通的发展的指标;采用城市公共交通投资额 gopt(万元)作为衡量公共交通投资情况的指标。以北京市为例,数据选取时间为 1978~2009 年,来源于《北京统计年鉴》,具体指标数据见表 1。

^{*} 收稿日期:2014-03-11

基金项目:国家社会科学基金资助项目(13BJY122);交通部应用基础研究项目(2009-319-825-100)

作者简介:吴颖(1983-),男,湖南长沙人,讲师,博士研究生,研究方向:交通运输规划与管理;卢毅(1963-),男,湖南宁乡人,教授,研究方向:交通运输规划与管理。

表 1 北京市 1978~2009 年指标数据

年份	GDP	Car	gopt	pt
1978	108.8	1065	9548	2743
1979	120.1	2145	10843	2997
1980	139.1	2845	8107	3113
1981	139.2	3515	10477	3375
1982	154.9	4128	7968	3620
1983	183.1	4675	9048	3907
1984	216.6	5122	11841	4221
1985	257.1	5984	6340	4583
1986	284.9	6243	9314	4576
1987	326.8	7148	13947	4776
1988	410.2	12947	13877	4787
1989	456.0	24029	25487	7890
1990	500.8	27890	30857	5160
1991	598.9	34875	22678	5182
1992	709.1	48643	40376	5223
1993	886.2	66883	50132	5213
1994	1145.3	85474	57397	5319
1995	1507.7	127568	57204	5367
1996	1789.2	173642	59528	6828
1997	2077.1	297586	90874	10479
1998	2377.2	407476	244211	10819
1999	2678.8	447405	207461	12509
2000	3161.7	494143	197704	14191
2001	3708.0	624081	450539	15420
2002	4315.0	810785	446003	17580
2003	5007.2	1070924	488052	17445
2004	6033.2	1297761	511175	19343
2005	6969.5	1539975	1131892	19471
2006	8117.8	1810417	2009532	20489
2007	9846.8	2120973	2024191	20525
2008	11115.0	2483489	2158097	23221
2009	12153.0	3002748	4267290	23730

协整检验的第一步是采用 ADF 检验法对时间序列作平稳性检验,即检验是否含有单位根来判断序列是否具有平稳性。为消除数据存在的异方差且不影响各时间序列之间的协整关系,分别对两组协整变量取自然对数,记为 $\ln car$ 和 $\ln GDP$ 、 $\ln gopt$ 和 $\ln pt$,其一阶差分后的变量分别用 $d\ln car$ 和 $d\ln GDP$ 、 $d\ln gopt$ 和 $d\ln pt$ 表示,以 1978~2009 年数据为样本,具体处理结果为表 2。

应用软件 eviews6.0 对变量 $\ln car$ 和 $\ln GDP$ 、 $\ln gopt$ 和 $\ln pt$ 进行单位根检验,结果为图 1、图 2 与表 3。

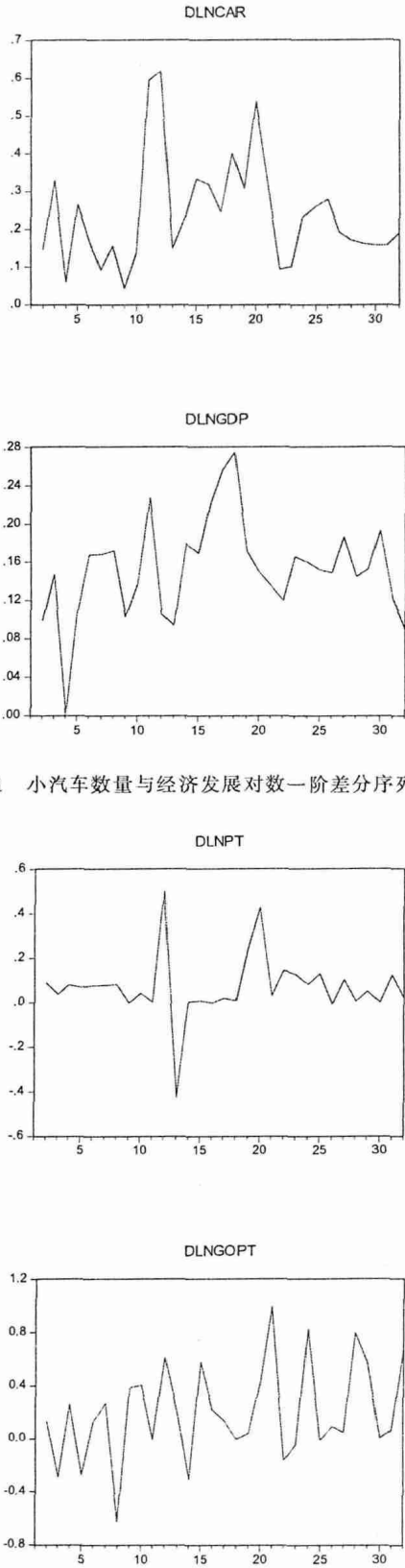


图 1 小汽车数量与经济发展对数一阶差分序列图

图 2 公共汽车数量与公共交通投资对数一阶差分序列图

图 1 与图 2 表明:经过一阶差分后,序列 $\ln car$ 和 $\ln GDP$ 、 $\ln gopt$ 和 $\ln pt$ 都变成了平稳序列。由表 3 可知:在 ADF 检验下,小汽车交通发展与社会经济发展指标,公共汽车交通发展与政府公共交通投资指标在水平下都不稳定,但经过一阶差分后都形成了稳定的序列。所以上述指标均为一阶单整。

表 2 数据处理结果

年份	$\ln car$	$\ln GDP$	$\ln gopt$	$\ln pt$	$d\ln car$	$d\ln GDP$	$d\ln gopt$	$d\ln pt$
1978	4.6895	6.9707	9.1641	7.9168	NA	NA	NA	NA
1979	4.7883	7.6709	9.2913	8.0054	0.0988	0.1472	0.1272	0.0886
1980	4.9352	7.9533	9.0005	8.0433	0.1469	0.3302	-0.2908	0.0380
1981	4.9359	8.1648	9.2569	8.1242	0.0007	0.0580	0.2565	0.0808
1982	5.0428	8.3255	8.9832	8.1942	0.1069	0.2645	-0.2737	0.0701
1983	5.2100	8.4500	9.1103	8.2705	0.1673	0.1741	0.1271	0.0763
1984	5.3781	8.5413	9.3793	8.3478	0.1680	0.0913	0.2690	0.0773
1985	5.5495	8.6968	8.7546	8.4301	0.1714	0.1555	-0.6247	0.0823
1986	5.6521	8.7392	9.1393	8.4286	0.1027	0.0424	0.3846	-0.0015
1987	5.7893	8.8746	9.5430	8.4714	0.1372	0.1354	0.4037	0.0428
1988	6.0166	9.4686	9.5380	8.4737	0.2273	0.5940	-0.0050	0.0023
1989	6.1225	10.0870	10.1459	8.9734	0.1058	0.6184	0.6079	0.4997
1990	6.2162	10.2360	10.3371	8.5487	0.0937	0.1490	0.1912	-0.4247
1991	6.3951	10.4595	10.0292	8.5529	0.1789	0.2235	-0.3080	0.0043
1992	6.5640	10.7923	10.6060	8.5608	0.1689	0.3327	0.5768	0.0079
1993	6.7869	11.1107	10.8224	8.5589	0.2229	0.3184	0.2164	-0.0019
1994	7.0434	11.3560	10.9577	8.5790	0.2565	0.2453	0.1353	0.0201
1995	7.3183	11.7564	10.9544	8.5880	0.2749	0.4004	-0.0034	0.0090
1996	7.4895	12.0648	10.9942	8.8288	0.1712	0.3083	0.0398	0.2408
1997	7.6387	12.6035	11.4172	9.2571	0.1492	0.5387	0.4230	0.4283
1998	7.7737	12.9177	12.4058	9.2891	0.1350	0.3143	0.9886	0.0319
1999	7.8931	13.0112	12.2427	9.4342	0.1194	0.0935	-0.1631	0.1451
2000	8.0589	13.1106	12.1945	9.5604	0.1657	0.0994	-0.0482	0.1262
2001	8.2182	13.3440	13.0182	9.6434	0.1594	0.2335	0.8237	0.0831
2002	8.3699	13.6058	13.0081	9.7745	0.1516	0.2617	-0.0101	0.1311
2003	8.5186	13.8840	13.0982	9.7668	0.1488	0.2783	0.0901	-0.0077
2004	8.7050	14.0762	13.1445	9.8701	0.1864	0.1921	0.0463	0.1033
2005	8.8493	14.2473	13.9394	9.8767	0.1443	0.1711	0.7949	0.0066
2006	9.0018	14.4091	14.5134	9.9276	0.1525	0.1618	0.5740	0.0510
2007	9.1949	14.5674	14.5207	9.9294	0.1931	0.1583	0.0073	0.0018
2008	9.3161	14.7252	14.5847	10.0528	0.1211	0.1578	0.0641	0.1234
2009	9.4053	14.9150	15.2665	10.0745	0.0893	0.1899	0.6818	0.0217

表 3 单位根检验结果表

指标	变量	1%临界值	5%临界值	10%临界值	ADF 统计量	单位根存在概率
ln car	水平值	-3.661661	-2.960411	-2.619160	-1.250968	0.6392
	一阶差分	-3.679322	-2.967767	-2.622989	-3.916034	0.0056
ln GDP	水平值	-3.670170	-2.963972	-2.621007	0.067079	0.9576
	一阶差分	-3.670170	-2.963972	-2.621007	-3.610957	0.0115
ln pt	水平值	-3.661661	-2.960411	-2.619160	-0.393528	0.8984
	一阶差分	-3.670170	-2.963972	-2.621007	-6.842415	0.0000
ln gopt	水平值	-3.679322	-2.967767	-2.622989	2.376442	0.9999
	一阶差分	-3.679322	-2.967767	-2.622989	-5.678166	0.0001

3 VAR 模型分析

由于上述变量的一阶差分均为平稳序列,故利用差分序列 $dlncar$ 和 $dlnGDP$ 、 $dln gopt$ 和 $dl npt$ 并结合其相应的数据分别建立两组 VAR 模型,具体模型如下:

$$\begin{cases} dlncar=0.2393dlncar(-1)+0.5118dln gdp(-1)+0.1063 \\ dln gdp=-0.1190dlncar(-1)+0.4737dln gdp(-1)+0.1096 \end{cases} \quad (1)$$

$$\begin{cases} dl npt=-0.2378dl npt(-1)-0.0681dln gopt(-1)+0.0982 \\ dln gopt=0.9373dl npt(-1)-0.2229dln gopt(-1)+0.1727 \end{cases} \quad (2)$$

在建立非限定性向量自回归模型时,首先要一个合理的滞后期,由于所选数据为年度数据,本文初选滞后阶数为 4 阶,然后通过赤池信息准则、施瓦茨准则等来确定模型最优滞后项。通过 $evIEWS6.0$ 分析计算得出结果为表 4 与表 5。

表 4 VAR 模型(1)的方差落后秩序选择标准

滞后项数	LogL 准则	LR 统计量	FPE 准则	AIC 准则	SC 准则	HQ 准则
0	60.38567	NA	4.54e-05	-4.324865	-4.228877	-4.296322
1	67.18215	12.08262*	3.70e-05*	-4.532011*	-4.245047*	-4.446384*
2	70.53243	5.459720	3.90e-05	-4.483884	-4.003944	-4.341173
3	71.66389	1.676232	4.90e-05	-4.271399	-3.599484	-4.071603
4	74.58447	3.994114	5.47e-05	-4.191442	-3.327551	-3.934562

表 5 VAR 模型(2)方差落后秩序选择标准

滞后项数	LogL 准则	LR 统计量	FPE 准则	AIC 准则	SC 准则	HQ 准则
0	1.156587	NA*	0.003649	0.062475	0.158463*	0.091017*
1	5.816395	8.284102	0.003481*	0.013600*	0.301564	0.099227
2	8.425449	4.251793	0.003886	0.116633	0.596573	0.259345
3	9.004027	0.857152	0.005085	0.370072	1.041987	0.569868
4	9.612307	0.811040	0.006728	0.621311	1.485202	0.878191

由表 4 可知,VAR 模型(1)的似然比统计量、FPE 准则、赤池信息准则、施瓦茨准则与 HQ 准则均选择 1 阶滞后项为最优滞后项;而表 5 表明 VAR 模型(2)的似然比统计量、施瓦茨准则与 HQ 准则选择的最优滞后项为 0 阶,而 FPE 准则、赤池信息准则则选择了 1 阶滞后为最优滞后项。由于一般情况均已 FPE 准则选择作为主要参考,因此对于 VAR 模型(2)本文仍选取一阶滞后为最优滞

后。

由于两组变量组均为一阶单整,为了验证 VAR 模型(1)与 VAR 模型(2)的稳定性,需要计算得出 VAR 模型差分方程的特征根,计算结果为表 6 与表 7。

从表 6 与表 7 可以看出,VAR 模型(1)与 VAR 模型(2)的差分方程的特征根分别为 $0.356531+0.217170i$ 和 $0.356531-0.217170i$ 、 $-0.230378-0.252511i$

和 $-0.230378+0.252511i$, 都在单位圆内, 故 VAR 模型(1)与 VAR 模型(2)都是稳定的。

表 6 VAR 模型(1)稳定性检验

特征根	$0.356531+0.217170i$	$0.356531-0.217170i$
模	0.417465	0.417465

表 7 VAR 模型(2)稳定性检验

特征根	$-0.230378-0.252511i$	$-0.230378+0.252511i$
模	0.341813	0.341813

由于两组变量组差分序列平稳且相应的 VAR 模型也稳定, 满足脉冲响应函数假设条件, 则可以分析当一个误差项发生变化(即模型受到某种冲击)时对整个系统的动态冲击影响, 结合 eviews6.0 计算得出小汽车数量与经济发展水平的脉冲函数图像(图 3), 公共汽车她量与政府公共交通投资的脉冲函数图像(图 4)。

由图 3 可知: 小汽车交通发展系统与城市经济发展系统对于两个内生变量的冲击反应都比较稳定, 冲击影响趋势均表现为迅速衰减, 小汽车交通发展系统对于两个变量的波动影响更为敏感; 图 4 表明: 公共交通发展系统与政府公共交通投资系统对于两个内生变量的冲击反应都比较稳定, 冲击影响趋势均表现为迅速衰减, 政府公共交通投资系统对于两个变量的波动影响更为敏感。

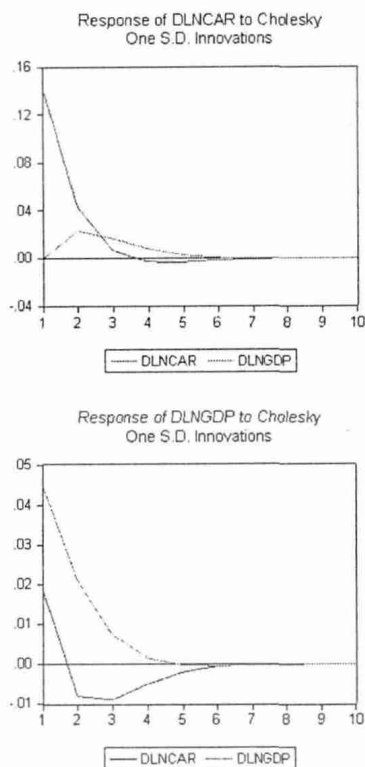


图 3 小汽车数量与城市经济发展水平的脉冲响应函数

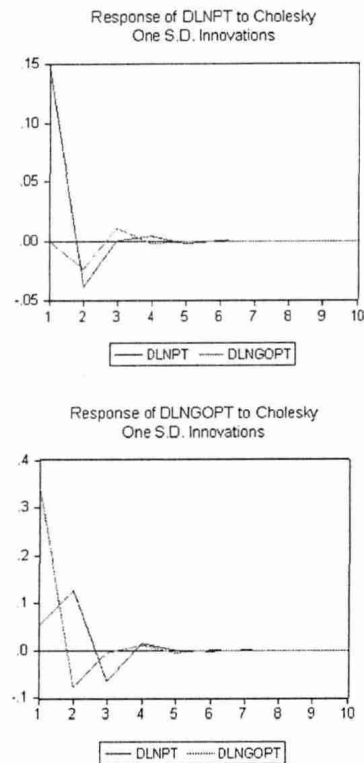


图 4 公共汽车数量与政府公共交通投资的脉冲响应函数

4 协整检验与格兰杰因果分析

4.1 协整检验

若一组非平稳时间序列存在一个平稳的线性组合, 那么该序列组就协整, 这个线性组合就称为协整方程, 它表示一种长期稳定的均衡关系。序列只有在同阶平稳的基础上才能进行协整分析。由上述单位根检验可知, 两组变量组指标均为一阶单整, 因此可以对它们进行协整检验。

采用基于向量自回归模型的检验方法, 使用多变量系统极大似然估计法的 Johansen 检验法, 对 $\ln car$ 、 $\ln GDP$ 、 $\ln gopt$ 和 $\ln pt$ 分别进行协整关系检验, 结果为表 8 与表 9。

由表 8 协整检验可知: 以检验水平 0.05 判断, 迹统计量 $13.80234 > 12.32099$, $2.184876 < 4.129906$, 最大特征值统计量检验 $11.61746 > 11.22480$, $2.184876 < 4.129906$, 拒绝只有 0 个协整向量的原假设, 接受至多只有一个协整向量的假设, 故 $\ln car$ 与 $\ln pt$ 具有一个协整方程, 所以 $\ln car$ 与 $\ln GDP$ 序列存在协整关系^[3], 即小汽车发展水平与城市经济发展水平存在着长期稳定均衡的关系, 进一步由协整检验结果可得到标准化的协整向量为 $\beta = (1 - 1.530007)'$, 调整参数向量为 $\alpha = (-0.092208 \ 0.087715)'$, 北京市的小汽车交通的发展水平与城市经济发展水平呈现 1 : 1.53 的比例关系, 城市经济发展速

度高于小汽车交通的发展。

同理由表 9 协整检验可知: $\ln pt$ 与 $\ln gopt$ 具有一个协整方程, 所以 $\ln pt$ 与 $\ln gopt$ 序列存在协整关系, 即公共交通发展水平与政府公共交通投资存在着长期稳定均衡的关系, 进一步由协整检验结果可得到标准化的协整向量为 $\beta = (1 - 1.539809)'$, 调整参数向量为 $\alpha = (-0.011788 - 0.023750)'$, 即 32 年以来, 北京市的公共汽车交通发展水平与政府公共交通投资呈现 1 : 1.54 的比例关系, 政府公共交通投资高于公共汽车交通发展水平。

表 8 $\ln car$ 与 $\ln GDP$ 的协整关系检验

原假设	特征值	迹统计量	5%临界值	P
0 个协整向量	0.321078	13.80234	12.32099	0.0280
至多一个协整向量	0.070240	2.184876	4.129906	0.1644
原假设	特征值	最大特征值统计量	5%临界值	P
0 个协整向量	0.321078	11.61746	11.22480	0.0426
至多一个协整向量	0.070240	2.184876	4.129906	0.1644

表 9 $\ln pt$ 与 $\ln gopt$ 的协整关系检验

原假设	特征值	迹统计量	5%临界值	P
0 个协整向量	0.345192	13.11715	12.32090	0.0367
至多一个协整向量	0.013730	0.414742	4.129906	0.5830
原假设	特征值	最大特征值统计量	5%临界值	P
0 个协整向量	0.345192	12.70240	11.22480	0.0273
至多一个协整向量	0.013730	0.414742	4.129906	0.5830

4.2 格兰杰因果分析

如果变量之间是协整的, 则至少存在一个方向的 Granger 原因。Granger 因果关系检验的基本方法是: 对于 X 是否影响 Y 的问题, 就是看当期的 Y 值在多大程度可以被前期的 Y 所解释, 加入 X 的滞后变量的值是否能加强这种解释能力。如果加入 X 的滞后项有助于预测 Y, 或者说 X 滞后变量的回归系数具有统计显著性, 则说 X 对 Y 具有 Granger 因果性。Granger 因果性检验的是先后次序和信息内容, 而不是一般意义上的说明某种原因关系。

Granger 因果检验的前提是必须保证两组序列为平稳序列或者是协整的非平稳序列。由上述分析可知, $\ln car$ 、 $\ln GDP$ 、 $\ln gopt$ 和 $\ln pt$ 两组变量两两存在协整关系, 因此 $\ln car$ 、 $\ln GDP$ 、 $\ln gopt$ 和 $\ln pt$ 两组变量均可进行 Granger

因果检验, 通过计算结果为表 10 与表 11。

表 10 $\ln car$ 和 $\ln gdp$ 的 Granger 因果关系

原假设	观测量	F 统计量	显著性水平	是否接受
$\ln car$ 不能 Granger 引起 $\ln GDP$	31	0.53355	0.4712	接受
$\ln GDP$ 不能 Granger 引起 $\ln car$		5.51080	0.0262	拒绝

表 11 $\ln pt$ 和 $\ln gopt$ 的 Granger 因果关系

原假设	观测量	F 统计量	显著性水平	是否接受
$\ln pt$ 不能 Granger 引起 $\ln gopt$	31	6.48013	0.0167	拒绝
$\ln gopt$ 不能 Granger 引起 $\ln pt$		1.70502	0.2023	接受

由表 10 可知: 显著性水平 0.0262 小于 5% 的显著性水平, 即认为城市经济发展是推动小汽车交通发展的 Granger 原因。这表明城市经济的发展水平可以影响小汽车交通的发展, 同时小汽车交通的发展水平也能够反映城市经济的发展状况。

同理由表 11 可知: 显著性水平 0.0167 小于 5% 的显著性水平, 即认为公共交通发展是增加政府公共交通投资的 Granger 原因。

5 结论

①小汽车交通发展与城市经济发展之间存在协整关系。30 年来, 北京市的小汽车交通的发展水平与城市经济发展水平呈现 1 : 1.53 的比例关系, 城市经济发展速度高于小汽车交通的发展速度; 城市经济发展是小汽车交通发展的 Granger 原因, 即城市经济经济的发展必然进一步推动小汽车交通的发展, 小汽车交通的发展水平能够反应城市经济发展的状况。

②公共交通发展与政府公共交通投资之间存在协整关系。30 年来, 北京市公共交通的发展水平与政府公共交通投资呈现 1 : 1.54 的比例关系, 政府公共交通投资高于公共汽车交通发展水平; 公共交通发展是政府公共交通投资的 Granger 原因, 即公共交通的进一步发展必将吸引更大的政府公共交通投资, 政府公共交通投资状况也能够反应公共交通的发展水平。

③定量揭示出过去城市经济发展和公共交通投资并没有带来理想的公共交通发展。城市经济的发展为城市公共交通基础设施的建设与完善提供了必要的物质基础及根本保障, 而公共交通基础设施的建设与完善必然吸引更多小汽车的进入与使用, 同时随着经济的大力发展, 城

市交通需求在数量与质量上也发生了深刻的变化,不断增加与提高的交通需求进一步促使了小汽车交通的发展,城市经济的发展是推动小汽车交通发展的原因,随着经济的不断发展也带动小汽车交通的过度增长,过度增长的小汽车交通不断侵占城市交通容量,使得城市公共交通资源相对急剧减少,城市交通拥堵日益加剧,由此而带来的整个交通系统效率降低、能源消耗提高以及环境污染加重等危害却转移至全社会,破坏了整个社会的公平性。

④过去机动化出行的快速增长主要是由于小汽车交通的快速发展所致,而公共交通的发展远远滞后于交通需求的快速增长。公共交通发展的滞后不仅无法吸引过多的政府公共交通投资,而且进一步限制公共交通的发展,将公共交通发展拖入恶性发展循环中,使得公共交通发展的步伐停滞不前,迫使增加的公共交通需求份额转化为小汽车交通需求。这是小汽车交通发展过快,城市交通拥堵严重,机动化出行结构不合理的根本原因。

⑤有必要按市场经济发展规律采取城市交通需求管理。从小汽车交通发展的源头入手,加大对汽车行业的控制与管理,增加汽车行业、与之相关的服务行业以及相关能源行业的税费以补偿其所带来的全社会损失;合理利用宏观政策调控,将由小汽车交通所带来额外负担通过宏观政策手段分摊至小汽车交通行业,可以通过增收拥堵费、环境治理费等方式来改善其导致的整个社会公平性和交通机动化结构失衡问题;改变政府公共交通投资理念,公共交通是改善城市交通拥堵、合理机动化出行结构的有效方式,政府应立足长远,不能以公交的营运效益水平作为

衡量政府公共交通投资的标准,而是应该从改善城市交通环境,满足交通需求方面出发,大力践行公交先行的理念,改变交通投资策略,优化机动化出行结构。

参考文献:

- [1] Pourbaix J. 现代城市发展的双生儿:公共交通与城市规划[J]. 城市轨道交通研究,2010,(10):2.
- [2] 贾顺平,毛保华. 机动化趋势下的大城市交通发展战略研究[J]. 综合运输,2008,(11):42~46.
- [3] 石小法,喻军皓. 快速城市化地区中等城市交通特性[J]. 交通运输工程学报,2010,(4):88~94.
- [4] 徐亚华,冯立光. 公共交通优先发展现状及战略规划[J]. 交通运输工程学报,2010,(12):64~68.
- [5] 卢毅,彭伟,王礼志. 道路货运量、燃油价格与国民经济的协整分析[J]. 交通运输系统工程与信息,2010,(1):28~32.
- [6] 卢毅,彭伟,郭钰,王礼志. 公路货运量与燃油价格的动态协整分析[J]. 铁道科学与工程学报,2010,(5):109~112.
- [7] Johansen S, et al. Maximum likelihood estimation and inference on co-integration with application to demand for money[J]. Oxford Bulletin of Economic and Statistics,1990,52:169~210.
- [8] Engle R F, Granger C W J. Co-integration and error correction representation, estimation and testing[J]. Econometrica,1987,55(3):119.

The Dynamic Co-integration Analysis on the Development of Urban Economy and Motorized Traffic

WU Ying^{1,2}, LU Yi¹, YAN Ying¹

(1. College of Traffic and Transportation Engineering, Changsha University of Science & Technology, Changsha 410004, China; 2. Hunan Communication Polytechnic, Changsha 410132, China)

Abstract: This paper applies co-integration theory, VAR models, Eviews6.0 software for co-integration analysis of the relationship between car traffic and urban economic development, between public transport and government investment in public transport based on data of Beijing. Analysis shows that car traffic and urban economic development does exist the long-term stable equilibrium co-integration relationship, the city's economic development is the Granger causes of development of car traffic, and reveals the growth of government investment in public transportation did not bring ideal development of public transport with a new perspective, inversely, public transport is the Granger causes of the government investment in public transport. The results of a series of quantitative analysis provide new ideas of and theoretical basis for optimizing the car traffic management and motorized travel structure, improving traffic congestion, improving the Idea and strategy of the Government's transport investment, and effective implementation of bus priority development strategy in continuous economic development in urban condition.

Key words: Motorized Traffic; Urban Economy; Transportation Investment; Co-integration; Granger Causal Analysis