

基于时空视角的私人汽车拥有量 影响因素分析

何 文

(湖南大学 金融与统计学院,长沙 410000)

摘 要:随着国民经济的不断发展和人民收入的日益提高,我国居民私人汽车的拥有量正在不断攀升。首先选用 1996 年—2011 年共 16 年全国私人汽车拥有量的时序数据,从时间角度,通过拟合回归模型,修正模型,得出:总体而言,城乡居民人民币储蓄存款余额、人口数量、社会消费品零售总额对私人汽车拥有量有显著影响,城镇居民可支配收入、轿车产量、公路里程、公共交通运营数量(不包括地铁)的影响并不明显。此外,在国家实施限行限牌等政策时,固定资产投资总额对私人汽车拥有量成负向影响。在此基础上,选用 2012 年全国 31 个省、市、自治区的私人汽车拥有量的截面数据,从空间角度分析得到:除上述显著影响变量外,航空因素(航空客运量)、地铁控制变量和区域控制变量对我国私人汽车拥有量有显著影响。最后,结合时空角度分析所得出的结论,为相关部门合理配置资源以及安排基础建设方面提出一些有益的政策建议。

关键词:私人汽车;拥有量;时空视角;影响因素;截面数据

中图分类号:F572 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-8580(2014)05-0056-10

一、问题提出

据世界银行的研究,汽车拥有量(尤其是私人汽车)与人均国民收入成正比。2003 年,我国国内人均 GDP 首次突破 1000 美元,预示着中国汽车开始进入家庭消费阶段。截止 2011 年末,中国民用汽车拥有量突破 1 亿辆,比上年末增长 16.4%,其中私人汽车拥有量 7872 万辆,增长 20.4%。汽车素有“经济持续增长的发动机”的美誉。汽车的发展,其意义不仅在于汽车工业本身,还在于它对加快产业结构调整 and 升级改造、促进产业布局调整,加快城乡基础设施建设等方面有重要的作用。此外,汽车消费也会带来一些负面影响,如土地占用、能源消耗、环境污染和交通安全等问题,特别是私人汽车拥有量的增加速度与我国交通基础设施的完善速度不匹

基金项目:教育部人文社会科学研究青年基金项目(12YJJCZH068)

作者简介:何 文(E-mail:hervev@163.com)

配,堵车问题严重影响了工作和生活效率,在一些城市,限行和限牌政策呼之欲出。到底哪些因素对私人汽车拥有量产生决定影响,国家政策干预是否行之有效,是一个值得探究的问题。

针对这些问题,国内外学者展开了大量研究,取得了丰硕的成果。在集合模型方面,Button 等认为集合模型无饱和水平限制^[1],而 Dargey、Gately 后来通过 Gomperta 模型分析其具有饱和水平限制^[2]。非集合模型多用于短期预测,主要包括多项 Logit 模型、树状 Logit 模型和多项 Probit 模型等,这方面研究相对较少。在提高模型预测精度方面,刘锐君运用三种不同模型(计量模型、时间序列模型和灰色系统模型)预测了未来私家车保有量^[3];蒋艳梅、赵文平认为基于遗传算法的逻辑斯蒂克(Logistic)模型适用于我国私人汽车发展趋势的中长期预测^[4];此外,杨华等运用基于熵值法的 PSOBP 神经网络预测模型,提高了神经网络模型预测的速度和准确性^[5];以及张雪武、常晋义建立基于主成分分析的 BP 神经网络预测模型提高了城市汽车保有量的训练速度与预测精度^[6];程准运用灰色系统预测方法建立了外推效果可信的私人汽车拥有量模型,并预测我国私人汽车数量 2014 年、201 年分别为 14178.38 万辆、17842.19 万辆^[7]。在探索影响私人汽车拥有量因素的研究方面,这方面的研究相对较多,在国外,Dargay^[8]、Matas^[9]等研究认为小汽车拥有量的决定性因素是人均 GDP (或人均收入);Button 等在对发展中国家研究的基础上得到每千人拥有汽车数量随人均收入的发展呈现出“S”形增长^[10]。在国内,李阳通过分析影响汽车拥有量的各种因素来拟合回归模型,得出人均 GDP、公路里程、其他交通运营数是影响四川省私家车拥有量的主要因素^[11];朱祥和将影响因素归为公共交通建设程度、购买者的购买力和社会总体经济状况三类^[12];王影运用创新扩散理论分析认为影响我国私人汽车保有量的主要影因素是居民的可支配收入和城市化水平^[13];此外,秦之茵论述了我国收入分配与私家车保有量的关系^[14]。

可见,已有文献对私人汽车拥有量的影响因素有了较为深刻的研究,但鲜有文献加入国家政策因素进行考量。与此同时国内外一些学者在研究某些问题时意识到了国家政策的影响力,比如魏景容、简颖茵就亚运全民免费乘车政策调整进行了研究^[15]。因此,本文在结合已有研究成果和我国具体国情的基础上,首先采用 1996—2011 年共 16 年的数据,特别引入政策虚拟变量,对影响我国汽车拥有量的主要因素,拟合并回归进行检验和修正,得出影响我国私人汽车拥有量的主要因素。在此基础上,利用 2012 年我国 31 个省、市、自治区的截面数据,考察地铁、航空等变量以及区域性因素(区域控制变量)对私人汽车拥有量的影响。

二、变量选择与模型建立

(一)变量选取及数据来源

1. 时序数据来源及说明

针对本次研究的主题,选取了全国私人汽车拥有量作为被解释变量;而在解释变量方面,包括常规变量和虚拟变量。前者分别从收入、产出、替代品、互补品和国民经济发展等方面选择了 8 个变量。而虚拟变量方面,则以国家限行限牌政策为构建标准。变量定义及描述如表 1。

表 1 变量定义与描述

变量类型	变量名称	变量符号	变量描述
被解释变量	私人汽车拥有量	Y	存量指标, 所谓拥有量即为当年的购买量加上之前的存量。(单位: 万辆)
	城镇居民可支配收入	X_{1t}	从居民家庭总收入中扣除了缴纳给国家的各项税费即为可支配收入。(单位: [1978 年价]元)
解释变量	城乡居民人民币储蓄存款余额	X_{2t}	我国城乡居民人民币储蓄存款余额仍呈现出逐年递增的趋势, 2011 年底余额达 60820.51 亿元 (单位: [1978 年价]亿元)
	人口数量	X_{3t}	存量指标 (单位: 万人)
	常规变量 轿车产量	X_{4t}	轿车只占私人汽车中很少的一部分, 但是近年轿车的销售量呈现出迅猛增长的趋势, 在这一特殊时期具有一定代表作用 (单位: 万辆)
	公路里程	X_{5t}	含高速公路里程 (单位: 万里)
	公共交通运营数量	X_{6t}	本文仅指狭义的公共交通, 主要包括公交车和出租车 (单位: 万辆)
	固定资产投资总额	X_{7t}	代表一地经济的繁荣程度 (单位: 亿元)
	社会消费品零售总额	X_{8t}	社会消费品零售总额越高, 说明地区的经济越是繁荣, 经济越繁荣, 那么一定程度会促进汽车的消费 (单位: 亿元)
	虚拟变量 国家限行、限牌政策	D_t	国家在方面的政策目的不一, 本次研究将只针对限行、限牌方面的政策。 (国家没有出台这方面政策时, $D_t=0$; 否则, $D_t=1$)

私人汽车拥有量、人口数量、轿车产量、公路里程和公共交通运营数量等指标数据分别来自 1996—2011 年《中国统计年鉴》。为准确把握经济真实状况, 其中涉及价格因素的变量如城镇居民可支配收入、固定资产投资、社会消费品零售总额等, 均已剔除价格因素影响。由于我国 2008 年部分城市开始实行限行和限牌政策, 因此, 2007 年之前其数值为 0, 2007 年之后为 1。

2. 截面数据来源及说明

在利用时序数据得到第一个模型后, 考虑到当前我国各地区经济发展水平不平衡, 东西部发展差距大等因素, 故进一步利用 2012 年截面数据加以研究, 除了继续引入上一阶段得到的显著影响因素外, 还将从以下角度引入变量。

(1) 地铁因素。在当前国内外的大都市, 地铁已经成为其标志性交通工具。地铁准时、不受其他交通工具干扰等特点使其成为了“上班族”的最爱。目前已经有地铁(包括轻轨)运营的城市包括北京、天津、上海等 15 个城市。在建的以及计划修建地铁的城市还有不少。因此, 如果采取定量型变量(载客数等)衡量地铁因素对私人汽车的影响, 一方面数据不好获取, 另一方面会出现不少省份为 0 的情况, 这显然无法合理地表现那些即将拥有地铁的城市的城市的影响。所以, 本次研究将采用定性变量的形式。一方面, 对已经拥有地铁的地区赋值; 另一方面, 考虑到那些有在建或者计划修建地铁政策的地区, 这些信息可能会以消费者购买汽车有心理预期等方面的影响, 也要进行赋值, 但两者区别对待, 具体赋值说明如下:

$$D_1 = \begin{cases} 1, \text{所在地区拥有地铁} \\ 0, \text{其他} \end{cases} \quad D_2 = \begin{cases} 1, \text{所在地区在建或计划修建地铁} \\ 0, \text{其他} \end{cases}$$

地铁修建情况根据 2012 年底是否正式投入运营为准,12 月投入使用的地区列入“所在地区在建或计划修建地铁”情况。

(2)航空因素。飞机贵为高档交通工具,高昂的机票价格以及“离地几十公里”的运行方式,让很多人望而却步。最近几年,随着机票的价格走低,以及航空安全的保障进一步加强,飞机成了不少人特别是商务人士工作、旅游的首选出行方式。因此,特别选入民航发布的全国各省市机场客运量指标来表示考量航空因素对私人汽车的替代作用。

(3)区域性控制变量。不同的地域由于经济发展水平的不同、人们的消费观念也不同,并且有时受国家政策的影响也不一样,因此,考虑加入区域性控制变量加以区分。具体赋值说明如下:

$$D_3 = \begin{cases} 1, \text{发达省份} \\ 0, \text{其他} \end{cases} \quad D_4 = \begin{cases} 1, \text{中等发达省份} \\ 0, \text{其他} \end{cases}$$

(三)模型设立

首先作出被解释变量与解释变量在同一坐标系内随时间变化的折线图(如图 1)。一般情况下,对数模型往往相对于直接进行变量回归的模型而言更优。一是可以降低误差,消弱异常值的影响,使得样本回归线的残差由绝对误差变为相对误差;二是可以使其参数具有经济上的乘数意义。再加上大多数经济指标是按指数增长的,取对数后就将对数增长变为线性增长了,对数模型是更适合的模型形式。从图也可知,采用对数模型较合理。

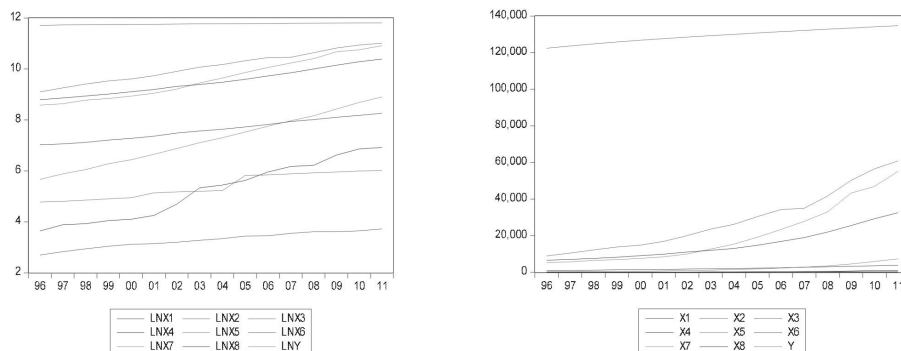


图 1 折线图对比

由于国家政策主要通过影响投资来达到干预汽车消费的效果,综合以上分析,本文考虑建立的模型形式如下(不包含第二阶段建模所需变量):

$$\ln Y_t = \beta_1 + \beta_2 \ln X_{1t} + \beta_3 \ln X_{2t} + \beta_4 \ln X_{3t} + \beta_5 \ln X_{4t} + \beta_6 \ln X_{5t} + \beta_7 \ln X_{6t} + \beta_8 \ln X_{7t} + \beta_9 D_1 \ln X_{7t} + \beta_{10} \ln X_{8t} + u_t$$

其中 Y_t 代表私人汽车拥有量, X_{it} 代表影响私人汽车拥有量的各种因素, β_i 代表两者之间的影响程度。

三、模型估计与解释

(一)时序数据建模

1. 模型估计

在对原始数据(D_t 除外)对数化处理后,通过 EViews 软件进行回归分析,得到:

$$\ln Y_t = -35.11116 + 0.206355 \ln X_{1t} + 0.373830 \ln X_{2t} + 2.097481 \ln X_{3t} + 0.007359 \ln X_{4t} - 0.060071 \ln X_{5t} + 0.130370 \ln X_{6t} + 0.022960 \ln X_{7t} - 0.010258 D_t \ln X_{7t} + 1.259821 \ln X_{8t} + u_t$$

各参数及其检验统计量情况如表 2 所示:

表 2 参数及其检验统计量情况表

Variable	Coefficient	Std.Error	T-Statistics	Prob.
C	-35.11116	14.06387	-2.496551	0.0467
LNX1	0.206355	0.271382	0.760386	0.4758
LNX2	0.373830	0.126376	2.958080	0.0253
LNX3	2.097481	1.233637	1.700242	0.1400
LNX4	0.007359	0.063078	0.116669	0.9109
LNX5	-0.060071	0.046603	-1.288997	0.2449
LNX6	0.130370	0.146648	0.888998	0.4082
LNX7	0.022960	0.135928	0.168913	0.8714
LNX8	1.259821	0.225144	5.595636	0.0014
DTLNX7	-0.010258	0.002649	-3.872616	0.0082
R-squared	0.999905	F-statistic	7021.980	

2. 模型检验

(1) 统计推断检验

第一,拟合优度检验:该模型 $R^2=0.99905$, $R^2=0.999763$,可见其可决系数和修正后的可决系数都很高;而且 F 检验值为 7021.980, P 值(0.0000)也很小,这说明模型的拟合效果非常好。

第二, t 检验:在 $\alpha=0.05$ 时, $t_{\alpha}(n-k)=t_{0.025}(16-9)=2.306$,可以看出 $\ln X_{1t}$ 、 $\ln X_{3t}$ 、 $\ln X_{4t}$ 、 $\ln X_{5t}$ 、 $\ln X_{7t}$ 和 $\ln X_{8t}$ 都不显著;

第三, DW 检验: $DW=2.871574$, 同样在 $\alpha=0.05$ 的情况下, $n=16$, $k'=9$, $d_L=0.222$, $d_U=3.090$ 得到 $d_L \leq DW \leq d_U$,说明无法判断模型是否存在自相关。

(2) 经济意义检验

从估计得到的参数可以看出, $\beta_6 < 0$, $\beta_7 > 0$,这说明当其他变量保持不变时,公里里程(万里) X_{5t} 每增加 1%,全国私人汽车的拥有量平均减少 0.06007%;当公共交通运营数量(万辆) X_{6t} 每增加 1%时全国私人汽车的拥有量平均增加 0.13036%;这都与实际经济意义相矛盾,出现上述结果的原因很可能是存在多重共线性。

3. 模型修正

从上述分析可知,回归得到的模型还存在诸多问题,现在从多重共线性的角度入手对模型进行修正。

(1) 多重共线性的修正

选择 EViews 软件自带的 STEPLS 回归方法,设置选取条件为 ($p \leq 0.05$)。最终共保留了 $D_t \ln X_7$ 、 $\ln X_2$ 、 $\ln X_8$ 、 $\ln X_3$ 四个解释变量,回归方程为: $\ln \hat{Y}_t = -44.64709 - 0.010763 D_t \ln X_{7t} + 0.442254 \ln X_{2t} + 2.922247 \ln X_{3t} + 1.372811 \ln X_{8t}$

(2) 异方差检验(White 检验)

在上一步中剔除了不少变量,故模型可能因为缺少重要解释变量而出现异方差现象,故仍需对修正后的模型进行异方差检验。本文采用 White 检验方法,得到:

表 3 White 检验结果

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	7.788710	Prob. F(9,6)	0.7426
Obs*R-squared	1.875134	Prob. Chi-Square(9)	0.5556

从表 3 中可以看出, $nR^2=7.788710$, 在 $\alpha=0.05$ 下, 因为 $nR^2=10.59182 < \chi^2(10)=18.3070$, 所以接受原假设, 表明模型不存在异方差。

(3) 自相关检验(DW 检验)

在样本容量 $n=16, k'=4$, 显著性水平 $\alpha=0.01$ 的情况下, 查 DW 统计表可知, $d_L=0.734, d_U=1.935$ 模型中 $d_U < DW=2.318129 < 4-d_L$, 故模型中不存在自相关。

(4) 伪回归判定(ADF 检验)

由于所收集的数据很大部分都为时间序列数据, 如果时间序列不平稳就很可能产生“伪回归”现象, 故接下来将采用回归残差协整检验的方法对模型进行协整检验。得到:

表 4 ADF 检验结果

Augmented Dickey-Fuller test statistics	-9.328570	1% level	-4.200056
		5% level	-3.175352
		10% level	-2.728985

从表 4 检验的结果可以看出, 在 1%、5%、10% 三个显著性水平下, 单位根检验的 Mackinnon 临界值分别为 -4.200056、-3.175352、-2.728985, 而 t 检验统计量值为 -9.328570, 小于临界值, 从而拒绝 H_0 , 表明残差序列不存在单位根, 是平稳序列, 故不存在“伪回归”问题。

4. 最终模型形式

综上, 得到最终的模型为:

$$\ln \hat{Y}_t = -44.64709 + 0.4422457 \ln X_{2t} + 2.922247 \ln X_{3t} + 1.372811 \ln X_{8t} - 0.010763 D_t \ln X_{7t}$$

$$SE \quad (10.30600) \quad (0.093885) \quad (2.922247) \quad (1.372811) \quad (0.001864)$$

$$T \quad (-4.332146) \quad (4.710493) \quad (3.197423) \quad (15.33731) \quad (-5.774648)$$

$$P \quad (0.0012) \quad (0.0006) \quad (0.005) \quad (0.0000) \quad (0.0001)$$

$$R^2=0.999843, \quad F=17532.17, \quad DW=2.318129$$

D_t 表示国家对于私人汽车是否限行、限牌(无这方面政策, $D_t=0$; 否则, $D_t=1$)。故, 当国家不实施这方面限制政策时, 模型为:

$$\ln \hat{Y}_t = -44.64709 + 0.4422457 \ln X_{2t} + 2.922247 \ln X_{3t} + 1.372811 \ln X_{8t}$$

当国家实施(限行限牌等)政策时, 模型为:

$$\ln \hat{Y}_t = -44.64709 + 0.4422457 \ln X_{2t} + 2.922247 \ln X_{3t} + 1.372811 \ln X_{8t} - 0.010763 \ln X_{7t}$$

其中: Y_t 为全国私人汽车拥有量(万辆); X_{2t} 为城乡居民人民币储蓄存款余额(亿元); X_{3t} 为人口数量(万人); X_{7t} 为固定资产投资总额(亿元); X_{8t} 为社会消费品零售总额(亿元)。

从经济意义上说, 所拟合的回归方程说明, 在其他因素不变的情况下, 城乡居民人民币储蓄存款余额(亿元) X_{2t} 每增加 1% 时, 全国私人汽车的拥有量平均增加 0.4422457%; 人口数量 X_{3t} 的对数值每增加 1% 时, 全国私人汽车的拥有量平均增加 2.922247%; 社会消费品零售总额(亿元) X_{8t} 的每增加 1 个单位时, 全国私人汽车的拥有量平均增加 1.372811%; 在国家实施(限

行、限牌等)政策时,固定资产投资总额(亿元) X_{1t} 每增加1%时,全国私人汽车的拥有量平均减少0.010763%。

(二)截面数据建模

1. 数据说明

在第一阶段已经得到人口数量、社会消费品零售总额、固定资产投资总额、城乡居民人民币储蓄存款余额等显著影响变量。在第二阶段,由于固定资产投资总额单独出现不是显著变量,故不再使用,人口数量变量用年末常住人口取代,其他变量换算成各省市自治区数据。

2. 模型形式

参照时序数据建模的形式,本阶段建模也采用对数模型形式,具体形式如下:

$$\ln Y_t = \beta_1 + \beta_2 \ln X_{1t} + \beta_3 \ln X_{2t} + \beta_4 \ln X_{3t} + \beta_5 \ln X_{4t} + \beta_6 D_1 + \beta_7 D_2 + \beta_8 D_3 + \beta_9 D_4 + u_t$$

其中 Y_t 代表私人汽车拥有量(万辆), X_{1t} 代表年末常住人口(万人), X_{2t} 代表城乡居民人民币储蓄存款余额(亿元); X_{3t} 代表社会消费品零售总额(亿元); X_{4t} 代表航空客运量(万人); D_1 、 D_2 为地铁因素控制变量; D_3 、 D_4 为区域控制变量; β_i 代表两者之间的影响程度。

3. 回归结果

各参数及其检验统计量情况如表5所示:

表5 参数及其检验统计量情况表

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistics	Prob.
C	-35.11116	14.06387	-2.496551	0.0467
LNX1	0.206355	0.271382	0.760386	0.4758
LNX2	0.373830	0.126376	2.958080	0.0253
LNX3	2.097481	1.233637	1.700242	0.1400
LNX4	0.007359	0.063078	0.116669	0.9109
LNX5	-0.060071	0.046603	-1.288997	0.2449
LNX6	0.130370	0.146648	0.888998	0.4082
LNX7	0.022960	0.135928	0.168913	0.8714
LNX8	1.259821	0.225144	5.595636	0.0014
DTLNX7	-0.010258	0.002649	-3.872616	0.0082
R-squared	0.999905	F-statistic	7021.980	

4. 模型检验

由于所使用的数据为截面数据,所以不需要进行自相关、平稳性等检验。此外,模型回归时使用了 STEPLS 回归方法,已经消除了多重共线性,所以现在对模型进行异方差检验。使用 White 检验得到如下结果:

表6 White 检验结果

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	2.110540	Prob. F(9,6)	0.0835
Obs*R-squared	12.12447	Prob. Chi-Square(9)	0.0965

从表6中可以看出, $nR^2=12.12447$, 在 $\alpha=0.05$ 下, 因为 $nR^2=12.12447 < \chi^2(7)=14.07$, 所以接受原假设, 表明模型不存在异方差。

5. 最终模型形式

$$\ln \hat{Y}_t = -3.317104 + 0.421231 \ln X_{1t} + 0.687605 \ln X_{2t} - 0.107459 \ln X_{4t} - 0.299813 D_1 - 0.358025 D_2 + 0.160660 D_3 - 0.130172 D_4$$

其中 Y_1 代表私人汽车拥有量(万辆), X_{1t} 代表年末常住人口(万人), X_2 代表城乡居民人民币储蓄存款余额(亿元); X_4 代表航空客运量(万人); D_1 、 D_2 为地铁因素控制变量; D_3 、 D_4 为区域控制变量。

从经济意义上说,所拟合的回归方程说明,在其他因素不变的情况下,年末常住人口 X_{1t} (万人)每增加 1%时,全国私人汽车的拥有量平均增加 0.42123%;城乡居民人民币储蓄存款余额 X_2 的对数值每增加 1%时,全国私人汽车的拥有量平均增加 0.687605%;航空客运量(万人) X_4 的每增加 1 个单位时,全国私人汽车的拥有量平均减少 0.107459%;地铁因素对全国私人汽车的拥有量有显著的负向影响;区域因素对全国私人汽车的拥有量有显著影响,且不同区域对其的影响有所差异。

四、结论与建议

通过以上分析,可以得出:一方面从时序角度,总体而言私人汽车的拥有量受城镇居民可支配收入、人口数量和社会消费品零售总额因素影响。其中,人口数量影响最大,社会消费品零售总额其次。在国家对私家车的购买和使用采取限行和限牌的情况下,固定资产投资总额对其还有一定影响,但是负方向的。这是由于投资者根据国家政策调整投资方向,将主要资金投入诸如航空、地铁等领域所引起的。

另一方面,从空间的角度,私人汽车的拥有量受到年末常住人口、城乡居民人民币储蓄存款余额、航空客运量、地铁控制变量以及区域控制变量的影响。其中年末常住人口、城乡居民人民币储蓄存款余额的影响为正,航空客运量、地铁控制变量的影响为负,而区域控制变量对私人汽车的拥有量的影响不一致,其内部存在差异。这主要是由于发达省份人们所拥有的财富更多,汽车消费的能力更强所造成的。

而其他因素诸如轿车产量、公路里程、公共交通运营数量等对私人汽车的拥有量的影响并不明显。究其原因,笔者认为:首先,虽说一种物品的产量在一定程度上会影响该物品的销售,但这大多数情况下是立足于该种物品供小于求的状况下。而我国的汽车市场长期以来都处于“买方”市场,汽车供给远远大于汽车需求,因此轿车产量因素影响不显著也是说得通的;其次,虽说我国高速公路通车里程不断增长,再加上“节假日免费通行”政策深入人心,使得“自驾游”风靡全国;但是,目前我国居民使用私家车主要还是为了满足上班、代步等日常需要,相较于前者,“自驾游”的影响可谓是九牛一毛。故公路里程也不是影响我国私人汽车的重要因素;再次,至于公共交通对私人汽车拥有量影响甚微,笔者认为这是我国当前公共交通不够完善,各项服务还没做到位所导致的。

根据以上结论,提出以下对策建议:

(1)国家是否要对私人汽车的购买和使用进行干预,要视不同地区而定,且要保持适度。国家在实行限行限牌政策时,结合固定资产投资方向的调整,更加有利于政策目标的实现。

(2)随着居民收入的增多,伴随计划生育政策的调整,私人汽车拥有量在较长的一段时间内将持续快速增长。因此,关键是在满足老百姓基本汽车需求的基础上,如何进一步完善交通基础设施建设,加强公共交通安全管理。

(3)大力发展公共交通体系,鼓励公交出行。从时序实证研究的结果来看,公共交通(不包括地铁)对居民汽车消费影响不显著,这可能与目前我国公共交通、公共设施不完善有关。但从空间角度分析可知地铁变量能够显著影响私人汽车拥有数量。因此,政府管理部门应着眼于全局和长远,一方面科学规划,加快交通基础设施的建设步伐;另一方面,加大补贴力度,提高服务质量,鼓励居民选择公共交通的出行方式^[6]。

(4)加快产业结构调整 and 升级,引导“环境友好型”汽车生产和消费。一是加快生产企业的组织结构调整和改革,鼓励汽车产业改革创新,加大诸如新能源汽车创新领域的人力以及物力投入,推进新能源汽车的发展;二是加大新能源汽车和小排量汽车的财政补贴和税收优惠力度;三是积极引导群众消费“绿色”汽车产品。加大节能惠民补贴力度,鼓励低排量和纯电动型汽车消费。

(5)坚持“西部大开发”、“中部崛起”等战略。发挥发达省份的“带头作用”,积极招商引资,缩小东西部发展差距,推动各省协调共进地发展。

参考文献:

- [1] Dargay J., Gately D. Income's effect on car and Vehicle ownership, worldwide: 1960—2015[J]. Transportation Research Part A 1999, 33: 101—138.
- [2] Button Kenneth, Ngoe Ndoh, Hine John. Modeling vehicle ownership and use in low income countries[J]. Journal of Transport Economics and Policy, 1993, XXVII(1): 51—69.
- [3] Button K, Hine J. Car ownership forecasts for low-income countries[J]. Traffic Engineering and Control, 1992, (12): 666—671.
- [4] Dargay J. The effect of prices and income on car travel in the UK[J]. Transportation Research Part A: Policy and Practice, 2007, (10): 949—960.
- [5] Matas A, Raymond J-L. Changes in the structure of car ownership in Spain[J]. Transportation Research Part A: Policy and Practice, 2008, (1): 197—202.
- [6] 刘锐君. 武汉市私家车保有量增长的模型分析[J]. 统计与决策, 2009, (19): 99—100.
- [7] 蒋艳梅, 赵文平. Logistic 模型在我国私人汽车保有量预测中的应用研究[J]. 工业技术经济, 2010, (11): 99—104.
- [8] 杨华, 周锐. 基于熵值法的 PSOBP 神经网络私家车保有量的预测[J]. 电脑知识与技术, 2011, (19): 4676—4678.
- [9] 张雪伍, 常晋义. PCA-BP 在城市汽车保有量预测中的应用研究[J]. 计算机仿真, 2012, (12): 376—379.
- [10] 程准. 中国私人汽车拥有量灰色预测[J]. 信息系统工程, 2013, (5): 34—35.
- [11] 李阳. 影响我国私家车拥有量的因素分析——以四川省为案例的计量分析[J]. 消费导刊, 2008, (8): 8—9.
- [12] 朱祥和. 基于多元线性回归的私家车保有量预测[J]. 湖北工业大学学报, 2011, (3): 38—39.
- [13] 王影. 基于创新扩散理论的我国私人汽车保有量影响因素研究[D]. 重庆师范大学, 2012.
- [14] 秦之茵. 中国的收入分布与私家车保有量——基于分省面板数据的实证分析[J]. 经济师, 2014, (4): 59—60.
- [15] 魏景容, 简颖茵. 公共政策调整对完善公共政策制定的启示——基于 G 市亚运全民免费乘车政策调整的分析[J]. 四川理工学院学报: 社会科学版, 2013, (5): 24—27.
- [16] 官永彬. 财政分权、双重激励与地方政府供给偏好的异质性[J]. 重庆师范大学学报: 哲学社会科学版, 2012, (1): 102—111.

责任编辑: 万东升

The Factor Analysis of the Owning Quantity of Private Cars from the Perspective of Time and Space

HE Wen

(Finance and Statistics School, Hunan University, Changsha 410000, China)

Abstract: With the rising of China's national economy and the increase of people's income, residents' owning quantity of private cars is rising in China. In this paper, first, the writer selects some related data between 1996 and 2011 for analysis. From the perspective of time and through the fitting regression model and modified model, it is concluded that, in general, the influence of RMB savings deposits of urban and rural residents, population and total retail sales of social consumer goods have a significant effect on the owning quantity of private cars. The influence of urban residents' disposable income, car production, highway mileage and the number of public transportation is not obvious. In addition, when the government practices some new policies, such as the traffic control via odd and even license numbers and total investment in fixed assets, have a negative impact on private car owning quantity. Then, based on the result, the paper chooses the private car owning data of 31 provinces, municipalities and autonomous regions. Through analyzing of these data, it is concluded that, in addition to the above-mentioned variables, the airlines passengers number, control variable of subway and regional control variable have a significant effect on the owning quantity of private cars. Finally, based on the conclusion, the paper puts forward relevant policy recommendations to the related department on the resource allocation and infrastructure.

Key words: private cars; owning quantity; perspective of time and space; influencing factors; cross sectional data