

基于三阶段最小二乘法探究诱增交通量

何南, 赵胜川

(大连理工大学交通运输学院, 辽宁 大连 116024)

摘要: 在诱增交通量的预测中, 中国现有统计数据在精度和广度上的局限性, 容易造成计算结果存在遗漏变量偏误和测量误差偏误; 同时变量之间的相关性容易导致计算结果存在联立性问题。为克服这些问题, 采用工具变量法中的三阶段最小二乘法探讨道路供给与交通需求之间的关系。基于国家统计局数据库数据, 选择车辆出行距离、民用汽车拥有量和交通拥堵水平三个内生变量构建联立方程模型, 采用三阶段最小二乘法对联立方程进行估计, 并给出短期、长期弹性系数的求解方法。结果表明, 道路建设会导致车辆出行距离增加, 不能解决中国城市交通拥堵问题, 而大力发展公共交通可以降低交通拥堵水平。

关键词: 交通需求; 诱增交通量; 三阶段最小二乘法; 联立方程; 弹性系数; 出行距离

Induced Traffic Forecasting Based on a Three-stage Least-Square Approach

He Nan, Zhao Shengchuan

(School of Transportation and Logistics, Dalian University of Technology, Dalian Liaoning 116024, China)

Abstract: Due to the limitation in precision and span of the statistical data, there often exists omitted variable bias and measurement error bias in induced traffic forecasting in China. Meanwhile, the correlation between variables may result in multicollinearity issues in calculation results. To contend with these problems, this paper investigates the relationship between roadway supply and traffic demand using a three-stage least-square (3SLS) estimation of instrument variables. Based on the data from China Statistical Database, the paper establishes the simultaneous equations with three endogenous variables including vehicle travel distance, civil car ownership, and level of traffic congestion. The simultaneous equations are estimated with the 3SLS and the methods for solving short-term and long-term elasticity coefficients are also discussed. Results show that roadway construction leads to the increase of vehicle travel distances, hence cannot solve the problem of urban traffic congestion in China; instead, the development of public transportation can alleviate traffic congestion.

Keywords: traffic demand; induced traffic; three-stage least squares; simultaneous equations; elasticity coefficient; travel distance

收稿日期: 2013-05-29

基金项目: 国家自然科学基金项目“考虑诱增交通量的交通需求预测模型的基础研究”(50978046)

作者简介: 何南(1985—), 女, 吉林省吉林市人, 博士研究生。主要研究方向: 交通需求分析。

E-mail: honny_he@hotmail.com

0 引言

因道路新建或扩建产生的新的交通需求即为诱增交通量。国内外学者已经对其产生机理和算法进行了多方面的研究, 一般用车辆出行距离来研究诱增交通量^[1-7], 主要探讨车辆出行距离与公路里程之间的关系。1988年, 英国国家审计委员会(National Audit Office, NAO)在其道路规划分析报告中指

出, 如果适当考虑诱增交通量问题, 许多评价项目的预测精度将大大提高, 自此诱增交通量的研究引起广泛重视^[1]。1994年12月, 英国干线道路评价常务咨询委员会(The Standing Advisory Committee on Trunk Road Assessment, SACTRA)出版的专题报告《干线道路与交通量生成》(Trunk Roads and the Generation of Traffic)系统探讨了诱增交通量的基本问题, 在分析比较151条公路开通前

后交通量变化的基础上, 得出预测交通量低于实际交通量、预测误差较大(约为-50%~130%)等结论, 并建议在干线公路交通需求预测过程中采用弹性系数法^[2]。随后为了更好地探讨诱增交通量问题, 学者们对弹性系数法的模型构造进行深入研究。文献[3]为探讨公路里程对车辆出行距离的长期效果, 考虑了弹性系数法的延迟效应, 并运用广义最小二乘法对模型进行求解, 得到州际高速公路里程对车辆出行距离的弹性系数: 整个地区为0.6~0.7, 中心地区为0.9。文献[4]在已有模型研究的基础上, 寻找工具变量, 以消除内生解释变量的影响, 得到公路里程对车辆出行距离的弹性系数为0.2~0.6。文献[5]为解决模型中含有无法观测变量的问题, 分析探讨联立方程模型、自相关模型和增长模型, 以减少可能发生的遗漏变量偏误; 在划分公路等级的情况下得到公路里程对车量出行距离的弹性系数, 全部公路短期的弹性系数为0.3~0.6, 长期为0.7~1.0, 州际高速公路为0.5~0.8, 干线公路为0.2~0.7, 支线公路为0.5~0.9。文献[6]注重道路供给与交通需求之间的因果关系, 建立联立方程模型, 并运用二阶段最小二乘法和三阶段最小二乘法进行计算, 得到公路里程对车辆出行距离的弹性系数为0.2~0.8。文献[7]将交通拥堵作为内生变量考虑建立联立方程模型, 并运用三阶段最小二乘法进行相应计算, 得到公路里程对车辆出行距离的弹性系数为0.16。

国外学者研究结果表明, 运用简单弹性系数模型进行计算得到的结果存在解释变量的内生性问题, 即遗漏变量偏误、测量误差偏误和联立性偏误。对于遗漏变量偏误和测量误差偏误可以应用增长模型、自相关模型或工具变量法进行计算; 而对于联立性偏误, 需要探究变量间的因果关系, 建立联立方程模型, 运用工具变量法得到道路供给与交通量之间的关系。总之, 工具变量法是估计联立方程模型、解决遗漏变量偏误和测量误差偏误的主要方法。

中国学者运用弹性系数法对31个省市的6个分区的诱增交通量进行探讨, 获得公路里程对车辆出行距离的弹性系数为0.266~0.511^[8]。为解决弹性系数模型中存在的上述3个内生性问题, 本文选择典型的工具变量, 运用三阶段最小二乘法进行相关研究。在模型的构建中, 不仅考虑车辆出行距离、车辆拥有量和交通拥堵水平的内在关系, 还将诱增交通

量划分为两类: 一部分源自公路建设, 其目的为改善路网机动性; 另一部分是城市道路建设, 其目的为改善路网可达性。

1 模型构建及弹性系数求解过程

1.1 模型构建

在简单弹性系数模型中, 对车辆出行距离的研究考虑了人口^[5, 9]、公路里程^[1-7]、地区生产总值(GRP, Gross Regional Product)^[9]和公共交通服务水平^[10]等影响因素, 而忽略了机动车保有量、交通拥堵等因素的影响, 这是因为这些因素与车辆出行距离之间互为因果、相互依存, 即车辆出行距离改变可以影响交通拥堵情况, 而交通拥堵改变也可以影响车辆出行距离。为了更好地探讨因素之间的关系, 基于可以收集到的数据, 选择车辆出行距离、机动车保有量和交通拥堵水平3个内生变量建立联立方程模型。假设车辆出行距离是关于机动车保有量、交通拥堵水平、公路里程、GRP和公共交通服务水平的函数, 影响因素的选取与简单弹性系数模型一致。假设机动车保有量是关于车辆出行距离、新车价格、GRP和汽车驾驶执照拥有者数量的函数, 新车价格和GRP从经济层面影响人们的购车意愿, 而汽车驾驶执照拥有者数量从法律层面影响人们的购车意愿。假设交通拥堵水平是关于车辆出行距离、机动车保有量、城市道路里程、公共交通服务水平和货车比例的函数, 其中城市道路里程体现道路供给能力, 而公共交通服务水平和货车比例则反映交通需求。由这些因素构成的诱增交通量模型结构如图1所示。

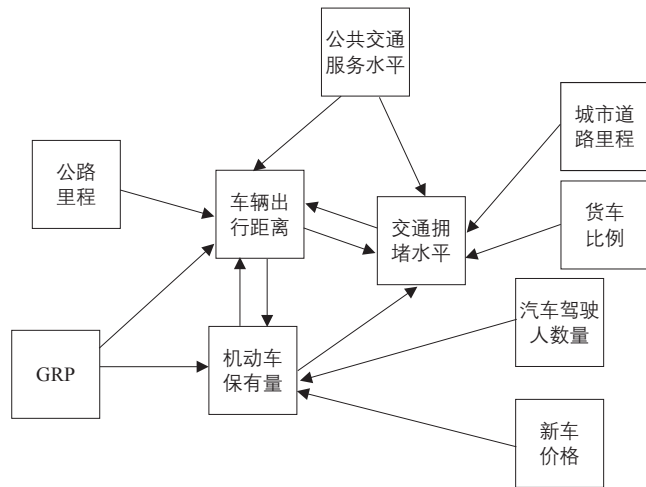


图1 诱增交通量模型框图

Fig.1 Diagram of the induced traffic model

上述影响因素中未包含人口因素，这是因为人口与GRP、交通拥堵水平、公共交通服务水平等因素均存在强相关性。燃料费(fuel price)是国外诱增交通量相关研究的重要内容，然而中国的燃料费最初由国家发展和改革委员会设定，除了海南省，其他省市均为统一定价，在道路日益成为一种稀缺资源的大背景下，这种燃料费收取方式无法满足多用多缴、少用少缴的原则，中国于2009年1月1日开始征收的燃油税^[11]类似于国外探讨的燃料费，但这部分数据量较少，因此在模型构建中没有包括燃料费。

在理论框架构建的基础上，为了展现变量间的内在关系，模型中考虑了延迟影响和自相关误差。对于交通拥堵水平模型，基于交通拥堵产生的随机性，假设其不需要考虑延迟影响和自相关误差。同时，假设在所构建的联立方程模型中，除了车辆出行距离、机动车保有量和交通拥堵水平外，其他自变量不可以成为此关联性模型中的因变量。基于上述假设，构建联立方程模型

$$\begin{cases} (vmt)_t = \alpha^m(vmt)_{t-1} + \alpha^{mv}(veh)_t + \alpha^{mc}(cong)_t + \beta_{K1}^m(cap1)_t + \beta_1^m(GRP)_t + \beta_2^m(Pt)_t + \mu_t^m \\ (veh)_t = \alpha^v(veh)_{t-1} + \alpha^{vm}(vmt)_t + \beta_1^v(pv)_t + \beta_2^v(GRP)_t + \beta_3^v(Dr)_t + \mu_t^v \\ (cong)_t = \alpha^{cm}(vmt)_t + \alpha^{cv}(veh)_t + \beta_{K2}^c(cap2)_t + \beta_1^c(Pt)_t + \beta_2^c(tr)_t + \epsilon_t^c \end{cases}, \quad (1)$$

自相关误差为：

$$\mu_t^k = \rho^k \mu_{t-1}^k + \epsilon_t^k, k = m, v, \quad (2)$$

式中： $(vmt)_t$ 为 t 年车辆出行距离的自然对数； $(vmt)_{t-1}$ 为 $t-1$ 年车辆出行距离的自然对数，即延迟车辆出行距离； $(veh)_t$ 为 t 年机动车保有量的自然对数； $(veh)_{t-1}$ 为 $t-1$ 年机动车保有量的自然对数，即延迟机动车保有量； $(cong)_t$ 为 t 年城市交通拥堵水平的自然对数； $(cap1)_t$ 和 $(cap2)_t$ 为 t 年公路里程和城市道路里程的自然对数； $(GRP)_t$ 为 t 年GRP的自然对数； $(pt)_t$ 为 t 年公共汽车拥有量的自然对数； $(pv)_t$ 为 t 年新车价格； $(Dr)_t$ 为 t 年汽车驾驶人数量的自然对数； $(tr)_t$ 为 t 年货车占机动车总量的比例；参数 α 和 β 为内生变量、外生变量的估计值；车辆出行距离方程中， α^m ， α^{mv} ， α^{mc} 分别为车辆出行距离延迟变量、机动车保有量、城市交通拥堵水平的估计值， β_{K1}^m ， β_1^m ， β_2^m 分别为公路里程、GRP、公共汽车拥有量的估计值；机动车保有量方程中， α^v ， α^{vm} 分别为机动车保有量延迟变量和车辆出行距离的估计值， β_1^v ， β_2^v ， β_3^v 分别为新车价格、

GRP、汽车驾驶人数量的估计值；交通拥堵水平方程中， α^{cm} ， α^{cv} 分别为车辆出行距离和机动车保有量的估计值， β_{K2}^c ， β_1^c ， β_2^c 分别为城市道路里程、公共汽车拥有量、货车比例的估计值；误差项 μ 和 ϵ 均假设其期望值为0； ρ 为自相关系数。

式中部分参数采用对数处理方式，一方面可减少因单位改变造成的影响，即在单位改变的情况下不影响斜率；另一方面可以相对减少异方差性。

1.2 短期弹性系数和长期弹性系数

弹性系数法是在一个因素发展变化预测的基础上，通过弹性系数对另一个因素的发展变化做出预测的一种间接预测方法。弹性系数表示两个因素各自相对增长率之间的比率^[12]。在模型构建的基础上，可以获取任何变量的弹性系数。由于诱增交通量的研究主要是为了得到道路里程与车辆出行距离之间的关系，并且不同变量的弹性系数求法是一致的，因此仅以公路里程和城市道路里程为

例探讨其短期弹性系数和长期弹性系数。在短期弹性系数的求解中，不考虑延迟变量 $(vmt)_{t-1}$ 和 $(veh)_{t-1}$ ，即假设 $\alpha^m = \alpha^v = 0$ ；规定 $m \equiv (vmt)_t$ ， $v \equiv (veh)_t$ ， $c \equiv (cong)_t$ 。

在短期弹性系数求解中，将式(1)转变为

$$\begin{cases} m = \alpha^{mv}v + \alpha^{mc}c + \beta_{K1}^m(cap1) + constants \\ v = \alpha^{vm}m + constants \\ c = \alpha^{cm}v + \alpha^{cv}(v) + \beta_{K2}^c(cap2) + constants \end{cases}, \quad (3)$$

式中： $constants$ 代表常数，即与 $cap1$ 和 $cap2$ 不相关的其他外生变量。

首先将式(3)中的所有内生变量消除，得到

$$m = \alpha^{mv}(\alpha^{vm}m) + \alpha^{mc}(\alpha^{cm}m + \alpha^{cv}(\alpha^{vm}m) + \beta_{K2}^c(cap2)) + \beta_{K1}^m(cap1) + constants, \quad (4)$$

求解得到公路里程和城市道路里程的短期弹性系数：公路里程 $\epsilon_{M,K1}^S = \beta_{K1}^m/D^S$ ，城市道路里程 $\epsilon_{M,K2}^S = \alpha^{mc}\beta_{K2}^c/D^S$ ，其中 $D^S = 1 - \alpha^{mv}\alpha^{vm} - \alpha^{mc}\alpha^{cm} - \alpha^{mc}\alpha^{cv}\alpha^{vm}$ 。

运用类似方法计算长期弹性系数，考虑延迟变量 $(vmt)_{t-1}$ 和 $(veh)_{t-1}$ 的影响，规定 $m \equiv (vmt)_t \equiv (vmt)_{t-1}$ ， $v \equiv (veh)_t \equiv (veh)_{t-1}$ ， $c \equiv (cong)_t$ ，则计算长期弹性系数模型的公式为：

$$\begin{cases} (1-\alpha^m)m = \alpha^{mv}v + \alpha^{mc}c + \beta_{K1}^m(cap1) + constants \\ (1-\alpha^v)v = \alpha^{vm}m + constants \\ c = \alpha^{cm}m + \alpha^{cv}v + \beta_{K2}^c(cap2) + constants \end{cases}, \quad (5)$$

将式(5)中的所有内生变量消除, 得到方程

$$(1-\alpha^m)m = \alpha^{mv} \frac{\alpha^{vm}m}{1-\alpha^v} + \alpha^{mc}(\alpha^{cm}m + \alpha^{cv} \frac{\alpha^{vm}m}{1-\alpha^v}) + \beta_{K2}^c(cap2) + \beta_{K1}^m(cap1) + constants, \quad (6)$$

求解得到公路里程和城市道路里程的长期弹性系数: 公路里程 $\epsilon_{M,K1}^L = \beta_{K1}^m/D^L$, 城市道路里程 $\epsilon_{M,K2}^L = \alpha^{mc}\beta_{K2}^c/D^L$, 其中 $D^L = 1 - \alpha^m - \alpha^{mv} \frac{\alpha^{vm}}{1-\alpha^v} - \alpha^{mc} \alpha^{cm} - \alpha^{mc} \alpha^{cv} \frac{\alpha^{vm}}{1-\alpha^v}$, $\frac{\alpha^{vm}}{1-\alpha^v} = \frac{\alpha^{vm}}{1-\alpha^v}$ 。

从长期和短期弹性系数的计算中可以看出, 在联立方程组中弹性系数能体现各种因素的相互影响关系, 而在单一的结构方程中, 其弹性系数就是前面的系数。这说明联立方程组能更好地表现因素间的关系, 更符合现实。

2 数据收集和估计方法

2.1 数据收集

基于中国国家统计局数据库^[13], 获得31个省市自治区的面板数据, 并逐年进行整理。各类数据的详细收集情况如表1所示。鉴于数据收集的局限性, 民用汽车拥有量、公共汽车拥有量、交通工具消费价格指数分别为机动车拥有量、公共交通服务水平、新车价格的替代变量。除此之外, 中国有关交通拥堵水平的相关数据收集较少, 尤其是在以城市为研究对象的情况下, 鉴于文献[14]运用

单位公路里程所包括的人数作为交通拥堵变量进行相关研究, 本文借鉴选用年末平均每1 km公路里程中所包括的人数作为交通拥堵水平的替代变量。

2.2 估计方法

采用三阶段最小二乘法对联立方程模型进行估计, 可以同时估计得到方程中的所有参数。由于方程中的车辆出行距离、民用汽车拥有量和交通拥堵水平变量与误差项(如燃料费等)相关, 交通拥堵水平与车辆出行距离包括相同的因素(公共汽车拥有量), 延期内生变量和自相关误差也会造成变量间的高度相关性, 三阶段最小二乘法可以有效考虑不同结构方程的随机误差项之间的相关性, 因此选择三阶段最小二乘法可以获得更有效的参数估计值。

3 模型结果

基于收集的数据, 运用三阶段最小二乘法进行估计, 得到联立方程模型的结果。

3.1 车辆出行距离

表2为车辆出行距离方程式的结果, 结

表1 模型相关数据收集详情

Tab.1 Collection of model-related data

模型变量	对应数据形式	数据单位	收集年份
车辆出行距离	客运周转量 货运周转量	人公里 吨公里	1990—2010
公路里程	年末公路实际长度	km	1990—2010
GRP	国内生产总值	亿元	1990—2010
城市道路里程	城市年末实际道路长度	km	2003—2010
民用汽车保有量	报告期末已注册登记领有民用车辆牌照的汽车总量	辆	1990—2010
公共汽车拥有量	每万人拥有公共汽车的数量	辆·万人 ⁻¹	2003—2010
汽车驾驶执照拥有者数量	持有正式驾驶执照的各类汽车驾驶人数量	人	2000—2010
货车比例	年末未办理报废的货车占汽车拥有量的百分比	%	1990—2010
交通拥堵水平	年末平均每1 km公路里程中所包括的人数	人·km ⁻¹	1990—2010
交通工具消费价格指数	交通工具消费价格指数(以2000年价格为标准)	%	2000—2010

果表明:

1) 校正 R^2 值很高证明了车辆出行距离方程的正确性, 可以有效获得参数值。自相关参数的结果很小并且不显著, 侧面说明车辆出行距离方程没有忽略重要的自相关解释变量。

2) 公路里程的弹性系数为正, 说明在道路新建或扩建后, 公路里程将会促使车辆出行距离的增加, 这正符合很多学者的研究^[1-7]。依据实际数据计算得到公路里程对车辆出行距离的短期弹性系数为 0.097, 长期弹性系数为 0.550。长期弹性系数远远高于短期弹性系数, 表明时间作用的重要性。延迟车辆出行距离的系数暗示出人们行为选择的惯性, 在人们出行选择相对稳定的情况下, 仅有 18.3% 的人会改变其选择。

3) 在存在严重交通拥堵的情况下, 人们将会减少车辆出行距离(交通拥堵水平的系数为负), 这符合实际。汽车拥有量并未对车辆出行距离产生显著影响, 这从侧面反

映了中国汽车拥有量不高的事实。而在汽车拥有量偏高的大城市, 由于交通拥堵对出行产生影响, 致使车辆出行距离变化较小。公共汽车拥有量对车辆出行距离无明显影响。GRP 对车辆出行距离的短期弹性系数为 0.190, 长期弹性系数为 0.855, 说明 GRP 的增长将会给车辆出行距离带来长期、巨大的增长。

3.2 民用汽车拥有量

表 3 为民用汽车拥有量方程式的结果, 结果表明:

1) 校正 R^2 值很高证明了汽车拥有量方程的正确性, 可以有效获得参数值。自相关参数的结果负相关显著, 证明模型中忽略了必要的解释变量, 这可能正是国外学者普遍采用的燃油费, 即燃油费的增加会促使汽车拥有量减少。

2) 与现实情况一样, 延迟民用汽车拥有量系数达到 0.966, 表明上一年汽车拥有量会对当年产生巨大影响。这意味着任何对于汽车拥有量的短期影响, 都将会在长期扩大 $1/(1-0.966)$ 倍, 例如短期 GRP 对汽车拥有量的影响是 0.028, 那么在长期 GRP 的影响将达到 0.824。

3) 交通工具消费价格指数、GRP 和车辆出行距离对汽车拥有量都有显著的影响。其中交通工具消费价格指数与汽车拥有量的关系是反向显著, 即人们会因为新车价格增加而减少购车。而 GRP 与汽车拥有量是同向显著, 即人们生活水平提高将会增加汽车拥有量。并且当车辆出行距离增加时, 人们会选择方便快捷的机动车出行, 以维持每日固定的出行时间, 汽车拥有量随之上升。汽车驾驶执照拥有者数量并未对汽车拥有量产生显著影响, 这与中国的社会现实相符, 例如大量学生会在大期间申领机动车驾驶证, 但是没有经济能力购车。

表 2 车辆出行距离方程结果

Tab.2 Calculation results of the vehicle travel distance equation

影响因素	参数	标准误差	T 统计量	概率
常数	-0.180	0.390	-0.461	0.645
延迟车辆出行距离	0.817	0.055	14.874	0.000
民用汽车拥有量	-0.013	0.072	-0.184	0.854
交通拥堵水平	-0.097	0.054	-1.789	0.074
公路里程	0.092	0.051	1.806	0.071
GRP	0.178	0.077	2.324	0.020
公共汽车拥有量	0.006	0.068	0.083	0.934
自相关参数	-0.053	0.090	-0.585	0.559
校正 R^2	0.938			

表 3 汽车拥有量方程结果

Tab.3 Calculation results of the car ownership equation

影响因素	参数	标准误差	T 统计量	概率
常数	-0.279	0.081	-3.446	0.001
延迟民用汽车拥有量	0.966	0.016	58.945	0.000
车辆出行距离	0.032	0.007	4.784	0.000
交通工具消费价格指数	-0.041	0.021	-1.934	0.054
GRP	0.028	0.014	2.013	0.045
汽车驾驶执照拥有者数量	-0.015	0.016	-0.975	0.330
自相关参数	-0.225	0.063	-3.592	0.000
校正 R^2	0.995			

3.3 交通拥堵水平

表 4 为交通拥堵水平方程式的结果, 结果表明:

1) 校正 R^2 值不高, 仅为 0.486, 这从侧面说明了所考虑的影响因素仅能解释 48.6% 的交通拥堵水平变化, 这可能与交通拥堵水平数据的选取收集有关, 也说明道路拥堵的影响因素需要进一步探讨。

2) 城市道路里程的增长将会增加交通

拥堵水平，即城市道路的建设会造成交通更加拥堵而不是减缓。正如文献[15]2009年通过对拥堵地点的调查发现，增加拥堵区域内的道路容量会增加拥堵而不是减少拥堵。

3) 车辆出行距离与交通拥堵水平之间呈显著负相关，即车辆出行距离减少表明交通拥堵水平增加，而车辆出行距离增加表明交通拥堵水平减少，这符合现实情况。

4) 依据实际数据计算得到城市道路对车辆出行距离短期的弹性系数为-0.059，长期弹性系数为-0.334。这部分研究结果与国外的研究成果^[7]不一致，即符号相反。但其在一定程度上可以说明中国的实际情况，即伴随城市道路的快速建设，交通拥堵更加严重，造成车辆出行距离减少。

5) 公共交通系统的大力发展能够减少交通拥堵水平，这也证实了公共交通系统在城市交通规划中的重要作用。然而货车比例对于交通拥堵水平没有显著影响，可能是因为这部分数据尚未充分收集。汽车拥有量的增加将导致交通拥堵，这符合现实情况。

4 结语

本文建立的联立方程模型，全面考虑了车辆出行距离与公共汽车拥有量、公路里程等因素，同时对内生变量城市交通拥堵水平和汽车拥有量进行了探讨，证明变量之间存在联立性。模型结果可以体现相应政策实施对于交通需求的影响。依据结果分析和中国的现实情况，GRP的不断发展和道路建设的持续增长都会导致车辆出行距离的快速增加，而公共交通可以降低交通拥堵水平，因此大力发展公共交通政策是正确的指导方向。然而城市道路的建设将会导致交通拥堵，这意味着仅依靠道路建设不能解决中国城市交通拥堵问题，需要在公共交通、交通需求管理、步行和自行车交通等多种政策的配合下才能缓解交通拥堵。

所有结果的获得与分析都是依据目前可以收集到的真实数据。然而数据收集具有局限性，无法收集到各种交通工具的出行距离，对这些数据的近似替代可能造成结果偏差。城市交通是一个复杂的系统工程，其中包含很多影响因素，除本文探讨的因素外，还有交通政策、出行心理与偏好、公共交通服务水平(除公共汽车数量)、城市经济与货运关系等重要影响因素，期望在下阶段可以

对这些影响因素做进一步分析。

参考文献：

References:

- [1] The Comptroller and Auditor General. Department of Transport, Scottish Development Department and Welsh Office: Road Planning[R]. London: National Audit Office, 1988.
- [2] The Department of Transport. Trunk Roads and the Generation of Traffic[R]. UK: Standing Advisory Committee on Trunk Road Assessment, 1994.
- [3] Hansen M, Gillen D, Dobbins A, Huang Y, Puvathingal M. The Air Quality Impacts of Urban Highway Capacity Expansion: Traffic Generations and Land Use Change[R]. California: University of California Transportation Center, 1993.
- [4] Fulton L M , Noland RB, Meszler DJ, Thomas JV. A Statistical Analysis of Induced Travel Effects in the US Mid- Atlantic Region[J]. Journal of Transportation and Statistics, 2000 (3): 1-14.
- [5] Noland R B. Relationships between Highway Capacity and Induced Vehicle Travel[J]. Transportation Research, 2001, 35(1): 47-72.
- [6] Cervero R, Hansen M. Induced Travel Demand and Induced Road Investment[J]. Journal of Transport Economics and Policy, 2002, 36(3): 469-490.
- [7] Hymel Kent M, Small K A, Dender K Van. Induced Demand and Rebound Effects in Road Transport[J]. Transportation Research Part B, 2010, 44(10): 1220-1241.
- [8] Zhao S C, He N, Liu N. An Analysis of Induced Traffic Effects in China[J]. The Planning Review, 2012, 48(3): 54-63.

表4 交通拥堵水平方程结果

Tab.4 Calculation results of the traffic congestion level equation

影响因素	参数	标准误差	T统计量	概率
常数	5.353	0.442	12.111	0.000
延迟民用汽车拥有量	0.294	0.118	2.481	0.013
车辆出行距离	-0.569	0.069	-8.243	0.000
城市道路里程	0.573	0.074	7.728	0.000
公共汽车拥有量	-0.513	0.106	-4.855	0.000
货车比例	0.102	0.249	0.410	0.682
校正R ²	0.486			

(下转第71页)