

# 基于持续模型的行人过街行为

郭宏伟,高自友,赵小梅

(北京交通大学 交通运输学院,北京 100044)

**摘要:**在行人过街行为实测数据基础上,建立了基于危险的行人过街等待持续模型。分别采用非参数形式和参数形式的基准危险函数的模型框架,对影响过街行为的因素,特别是违章过街的影响因素进行了分析。研究结果表明,非参数形式模型对行人过街等待行为描述更为精确;行人的过街行为呈现明显的时间相关性,违章倾向随等待时间的增加而增加。本研究可为行人交通行为分析和行人交通仿真提供有益参考。

**关键词:**交通运输系统工程;行人交通;基于危险的持续模型;危险函数;交通行为

**中图分类号:**U491.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1671-5497(2009)Sup. 2-0035-06

## Pedestrian crossing behaviours based on duration model

GUO Hong-wei, GAO Zi-you, ZHAO Xiao-mei

(School of Traffic and Transportation, Beijing Jiaotong University, Beijing 100044, China)

**Abstract:** A waiting duration model of pedestrian crossing was proposed by using hazard-based duration models based on observed data. The framework of baseline hazard adopted parametric shape and non-parametric shape. The factors that could effect crossing behaviours were analyzed, particularly for crossing in violation of traffic rules. The results show that the non-parametric model can present an accurate description of waiting behaviours. The crossing behaviours have significant dependence on time, the hazard of traffic violation increase when time elapse. The results provide a useful reference for pedestrian crossing analysis and traffic behaviour simulation.

**Key words:** engineering of communications and transportation system; pedestrian traffic; hazard-based duration model; hazard function; traffic behaviour

行人过街是一种极为普通的交通行为,由于行人的主观意识和过街设施的结构特点导致行人过街的时间和地点具有很大随机性,违章过街时有发生。据统计,2006年我国分别有23 285名和82 391名行人在交通事故中死亡或受伤,其中约10%的死亡和6%的受伤是因为行人自身违章或过失导致<sup>[1]</sup>。因此,准确把握行人过街特性,研究

导致违章过街的因素对交通工程设计、行人事故预防及交通仿真具有积极意义。近年来,各国研究人员对行人过街行为进行了一系列研究<sup>[2-6]</sup>,主要包括设施选择偏好、过街时机选择、服务水平和行人安全等方面。在行人过街等待时间方面的研究则相对较少。Hamed等<sup>[7]</sup>采用生存分析法研究行人过街等待时间和过街尝试次数的分布规

收稿日期:2008-08-09.

基金项目:“973”国家重点基础研究发展规划项目(2006CB705500).

作者简介:郭宏伟(1982-),男,博士研究生.研究方向:交通运输规划与管理. E-mail:davidguo916@gmail.com

通信作者:高自友(1963-),男,教授,博士研究生导师.研究方向:交通复杂性理论及城市交通规划与管理.

E-mail:gaoziyou@jtys. bjtu. edu. cn

律。Tiwari 等<sup>[8]</sup>采用乘积限模型对新德里行人过街的等待时间与冒险行为进行了分析。

行人过街行为具有时间相关性<sup>[9]</sup>,随着等待时间的持续,行人会在自身属性特征(性别、年龄等)和交通状况(红灯时间、行人流量、机动车流量等)的影响下决定何时结束等待过程并开始过街。尽管文献[7-8]对行人过街等待行为进行了研究,但在数据处理时未明确定义等待时间的数据类型,未对等待时间与过街行为发生的相互关系进行研究,也没有分析违章行为的时间相关性。本文在实测数据的基础上,利用基于危险的持续模型(Hazard-based duration model)对北京市信号交叉口行人过街等待持续时间进行了分析,研究过街行为发生的概率随等待持续时间的分布规律,以及行人属性特征、交通状况和出行特征对行人等待行为产生的影响,重点关注违章过街发生的时间相关性和促使违章发生的影响因素。

### 1 基于危险的持续模型

基于危险的持续模型是一类研究某种状态持续时间的模型,该模型在近几年被广泛应用于生物医学、工业工程等领域<sup>[10]</sup>,因此也被称为生存分析或者失效时间模型。模型所表达的状态“持续”与“终结”的概念也适合交通领域研究,例如出行行为分析、交通安全分析、交通事故持续时间等<sup>[11]</sup>。

#### 1.1 模型结构

首先以概率的形式给出危险率(危险函数)的数学表达式

$$\lambda(\tau) = \lim_{\Delta\tau \rightarrow 0} \frac{P(\tau \leq T \leq \tau + \Delta\tau | T \geq \tau)}{\Delta\tau} \quad (1)$$

式中:  $T$  为行人的等待时间;  $\lambda(\tau)$  为行人等待时间持续  $\tau$  后在单位时间  $\Delta\tau$  内开始过街的条件概率。如果是违章过街,  $\lambda(\tau)$  则表示等待  $\tau$  时间后发生违章的瞬时概率。

设  $f(\tau)$  和  $F(\tau)$  分别表示  $T$  的概率密度函数和分布函数,根据持续模型的定义,  $F(\tau)$  表示行人等待持续时间小于  $\tau$  的概率。危险率和概率密度函数、分布函数之间的关系可以表示为

$$\lambda(\tau) = \frac{f(\tau)}{[1 - F(\tau)]} = \frac{f(\tau)}{S(\tau)} = \frac{-d \ln S(\tau)}{d\tau} \quad (2)$$

式中:  $S(\tau)$  为等待状态持续时间大于  $\tau$  的概率,这里定义为行人等待持续概率。

$$S(\tau) = \exp \left[ - \int_0^\tau \lambda(s) ds \right] \quad (3)$$

研究持续过程和其他系统性因素或变量的依赖关系是持续模型的重要内容。能够对持续过程产生影响的变量称为协变量。假设协变量  $\mathbf{X}$  与等待时间  $\tau$  无关,则引入协变量影响的危险率为

$$\lambda(\tau, \mathbf{X}) = \lambda_0(\tau) g(\mathbf{X}, \beta) \quad (4)$$

式中:  $\lambda_0(\tau)$  为基准危险率(Baseline hazard function),表示忽略所有协变量时的危险率;  $g(\mathbf{X}, \beta)$  为任何已知函数形式;  $\beta$  为协变量系数。

式(4)中,函数  $g(\mathbf{X}, \beta)$  以乘积形式作用于基准危险函数,使协变量影响下的危险率成比例于基准危险率,因此被称为比例危险模型(Proportional hazard model)。 $g(\mathbf{X}, \beta)$  形式为  $\exp(\mathbf{X}^T \beta)$  时,称为 Cox 比例危险模型<sup>[10]</sup>。

$$\lambda(\tau, \mathbf{X}) = \lambda_0(\tau) \exp(\mathbf{X}^T \beta) = \lambda_0(\tau) \exp\left(\sum \beta_i x_i\right) \quad (5)$$

式中:协变量分量  $x_i$  的系数  $\beta_i$  对危险函数具有直接影响。若系数  $\beta_i$  为正,则表示该变量与危险率呈正相关性,即等待持续时间越长,结束等待过程并开始过街的可能性越大;参数为负,则表现为负相关性,该变量在等待过程中会降低等待过程终止的可能。

协变量作用下的行人等待持续概率表达式为

$$S(\tau, \mathbf{X}) = [S_0(\tau)]^{\exp(\mathbf{X}^T \beta)} \quad (6)$$

式中:  $S_0(\tau)$  为基准持续概率,表达式为

$$S_0(\tau) = \exp \left[ - \int_0^\tau \lambda_0(s) ds \right] \quad (7)$$

基准危险率的形式是持续模型研究的重要部分,根据样本数据的情况可以选择参数和非参数两种形式。参数形式假设  $\lambda_0(\tau)$  符合某种特定概率分布,例如指数分布、Weibull 分布等;非参数形式则不指定  $\lambda_0(\tau)$  的分布函数。考虑到本研究中行人行为的复杂性,拟采用参数形式和非参数形式两种模型框架进行研究,以期达到全面分析的目标。根据常用于持续模型的参数基准危险函数的特性,特别是危险率的变化趋势,分别选择 Log-Logistic 分布和极值分布作为基准危险函数。Log-Logistic 分布的概率密度函数和危险函数为

$$f(\tau) = \frac{(\alpha/\gamma) (\tau/\gamma)^{\alpha-1}}{[1 + (\tau/\gamma)]^2}, \alpha > 0, \gamma > 0 \quad (8)$$

$$\lambda(\tau) = \frac{(\alpha/\gamma) (\tau/\gamma)^{\alpha-1}}{1 + (\tau/\gamma)}, \alpha > 0, \gamma > 0 \quad (9)$$

式中:  $\alpha$  为位置参数;  $\gamma$  为刻度参数。

极值分布的概率密度函数和危险函数为

$$f(\tau) = \frac{1}{\sigma} \exp \left[ -\frac{\tau - \mu}{\sigma} - \exp \frac{\tau - \mu}{\sigma} \right], \sigma > 0 \quad (10)$$

$$\lambda(\tau) = \frac{1}{\sigma} \exp \left( -\frac{\tau - \mu}{\sigma} \right), \sigma > 0 \quad (11)$$

式中:  $\mu$  为位置参数;  $\sigma$  为刻度参数。

持续模型的另一特点是能够在含有删失数据 (Censored data) 的条件下进行持续时间的估计。删失数据是指在研究期结束时状态依然未结束的数据,若持续时间大于研究期,称为右删失数据;若持续时间小于研究期,则称为左删失数据。在本研究中,违章行人的等待时间可以观测获得,但是正常过街行人的等待时间是右删失数据,无法采用一般的统计方法进行研究,因此采用持续模型可以很好地解决该问题。

### 1.2 模型估计方法

#### 1.2.1 参数形式的模型参数估计

参数形式的模型参数估计采用极大似然估计法,需要估计的参数包括给定概率分布函数的未知参数和协变量系数  $\beta$ 。考虑到有右删失数据,设  $\delta_i$  为指示变量,当取值为 1 时表示等待时间为非删失数据,取 0 则表示删失数据,  $n$  个行人在观测期为  $L$  条件下的似然方程为

$$L(\theta, \beta) =$$

$$\prod_{i=1}^n \{ [\lambda(\tau_i, \theta, x_i, \beta)]^{\delta_i} [S(\tau_i, \theta, x_i, \beta)]^{(1-\delta_i)} \} \quad (12)$$

式中:  $\theta$  为基准危险函数中的参数向量;  $\tau_i$  为第  $i$  个行人的等待持续时间。

#### 1.2.2 非参数形式的模型估计

设  $n$  个行人组成的随机样本,设  $X_i$  和  $t_i$  分别为第  $i$  个行人的协变量和等待持续时间,将互异的非删失持续时间由小到大排列:  $t_{(1)} < \dots < t_{(n)}$ ,  $D$  表示在  $t_{(j)}$  处违章行人集合,  $d_j$  表示在  $t_{(j)}$  处违章行人个数,  $R$  表示  $t_{(j)}$  时刻的风险集,即在  $t_{(j)}$  时刻之前未违章且非删失的行人集合。为估计式(5)在非参数形式时的  $\beta$ , Cox<sup>[10]</sup> 提出偏似然函数

$$L(\beta) = \prod_{j=1}^z \left\{ \prod_{i \in D_j} g(\mathbf{X}_i, \beta) \right\} / \left[ \prod_{i \in R_j} g(\mathbf{X}_i, \beta) \right]^{d_j} = \prod_{j=1}^z \exp \left( \sum_{i \in D_j} \mathbf{X}_i^T \beta \right) / \left[ \prod_{i \in R_j} \exp \left( \sum_{i \in D_j} \mathbf{X}_i^T \beta \right) \right]^{d_j} \quad (13)$$

对于基准危险率的估计也采用极大似然估计法,似然方程参见文献[10]。

## 2 调查设计与数据

合理的调查设计是获取有效数据的关键。本研究将有信号控制的人行横道作为研究区域,以信号周期中行人红灯时间为研究期,利用视频采集法记录行人到达和离开研究区域的时间。行人的等待持续过程由行人进入观测区域的时刻开始,直到其开始过街的时刻为止,即使部分行人过街尝试失败转为继续等待的情况也认为是持续过程的结束。如果行人在绿灯相位到达则不被列为研究对象;被列为研究对象的行人如果违章过街,其等待持续时间记为完整数据,如果行人未违章过街则记为删失数据。行人等待持续时间处理情况如图 1 所示。图中,行人 A、B 和 E 为删失样本, C 和 D 为非删失样本,行人 F 不作为研究对象。

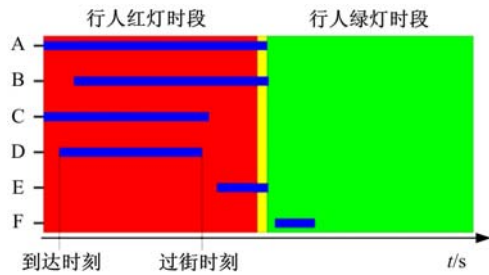


图 1 行人过街等待持续时间示意图

Fig. 1 Illustration of pedestrian waiting duration

为获得行人的属性特征,如年龄、出行目的等视频采集无法获得的内容,研究还采用随机抽样方式对研究对象进行了问卷调查。为全面分析可能对行人过街行为产生影响的因素,调查地点选择在北京市的中关村大街、交大东路、苏州街和长椿桥路 4 处不同类型(包括交叉口和路段中人行横道)和不同信号周期的人行横道处进行,并分别在高峰时段(8:00~9:00 或 17:00~18:00)和非高峰时段进行。调查共记录 1087 个有效的样本,其中 387 人接受了问卷调查。

## 3 模型参数估计与分析

### 3.1 协变量选择与参数估计

选择三类变量作为构建模型的协变量:个人属性特征(年龄、性别、行动准则等)、交通状况(行人流量、机动车流量等)和出行特征(出行时段和

出行目的)。协变量的定义和取值如表 1 所示。

非参数基准危险函数和参数基准危险函数模型的参数估计结果和显著性水平如表 2 所示。由表中数据可以看出,不同模型的参数估计值有一定差异,但是能够反映协变量对持续时间影响的正负效应均保持一致。同一参数在不同模型中的显著性水平也有一定差异,在所选择的协变量中,除群体数量的显著水平较差,其余均小于 0.1。在选择的两种参数模型中,以对数似然值作为拟和优度检验标准,则 Log-Logistic 模型优于极值分布模型。

根据对行人过街等待时间数据的定义和等待时间分布函数  $F(\tau)$  的含义, $F(\tau)$  可表示不同等待时间下违章过街行为发生的概率。根据参数估计结果,不同模型计算的违章行为发生概率随等待持续时间分布的情况如图 2 所示。从图中可以看出,各模型计算得到的违章过街概率均为递增趋势,但非参数模型计概率分布曲线与参数模型具有明显差异。非参数模型的概率分布曲线可分

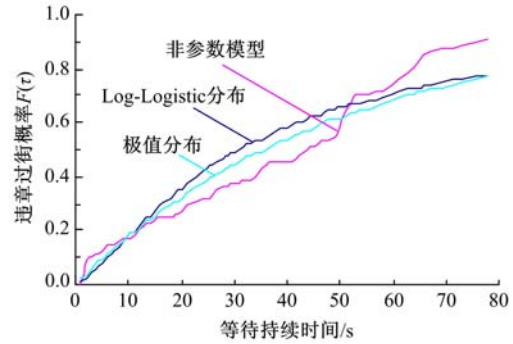


图 2 不同模型的违章过街概率分布图

Fig. 2 Distribution of illegal crossing with different models

为 3 个阶段:在等待持续时间小于 3 s 时概率呈加速上升趋势,表明有一部分行人基本不作任何等待就违章过街,这类行人属于莽撞型,具有很高的违章倾向;持续时间在 3 s 至 50 s 之间时,曲线呈均匀上升趋势且斜率小于第一阶段,表明随等待时间增加,违章过街行人的比例在均匀增加,部分行人开始向莽撞型转变;当等待持续时间大于 50 s 时,曲线斜率增大并呈现明显波动,表明违章过街行人的比例开始加速增加,即在长时间的等待后,行人极易结束等待过程,造成违章过街。非参数模型的概率分布曲线直观地表明,大约有 10% 的行人属于莽撞型,他们以主观判断作为选择过街时机的标准而忽视交通规则的存在,只要他们认为时机合适就立刻过街;大多数行人的违章倾向会随等待时间的持续而增加,图中曲线开始加速上升的时间点(约 50 s)反映出大部分行人(约占 60%)可以接受的等待时间。两种参数模型的概率分布曲线较平滑,不像非参数模型具备几个特殊波动点,只是在 40 s 后概率增加速度开

表 1 协变量说明

Table 1 Specifications of covariates

协变量	取值说明
年龄	1 为小于 20 岁,2 为 20~35 岁,3 为 35~50 岁,4 为大于 50 岁。
性别	1 为男性,0 为女性。
行动准则	1 以安全为过街准则,0 以方便为过街准则。
群体人数	行人结伴过街的群体人数。
跟随过街	1 为跟随他人过街,0 为其他。
红灯时间	过街地点的行人红灯时间,s。
交通流量	本周期的机动车流量,pcu/5 min。
行人流量	本周期过街的单向行人流量,人/min。
出行时段	1 为高峰时段,0 为其他时段。
出行目的	1 以工作上学为出行目的,0 为其他。

表 2 模型参数估计与显著水平

Table 2 Parameter estimation and significant level

协变量	非参数模型				Log-Logistic 模型				极值分布			
	参数	标准差	t 检验值	显著水平	参数	标准差	t 检验值	显著水平	参数	标准差	t 检验值	显著水平
年龄	-0.189	0.113	-1.671	0.095	-0.256	0.117	2.181	0.029	-0.226	0.113	1.997	0.046
性别	0.287	0.15	1.913	0.056	0.307	0.162	-1.892	0.059	0.32	0.15	-2.128	0.033
行动准则	-0.687	0.153	-4.486	<0.01	-1.055	0.168	6.293	<0.01	-0.773	0.158	4.89	<0.01
群体数量	0.215	0.148	-1.45	0.147	0.149	0.146	1.021	0.307	0.244	0.15	1.628	0.103
跟随过街	1.295	0.189	6.868	<0.01	1.363	0.206	-6.603	<0.01	1.359	0.186	-7.314	<0.01
红灯时间	0.008	0.003	2.342	0.019	0.011	0.004	-2.985	0.003	0.012	0.003	-3.406	0.001
交通流量	-0.708	0.187	3.781	<0.01	-0.6	0.209	-2.87	0.004	-0.552	0.191	-2.893	0.004
行人流量	0.024	0.009	-2.721	0.007	0.017	0.009	1.815	0.069	0.024	0.009	2.818	0.005
出行时段	0.358	0.191	1.87	0.061	0.381	0.192	-1.986	0.047	0.383	0.194	-1.973	0.048
出行目的	0.521	0.151	3.442	0.001	0.687	0.168	-4.095	<0.01	0.593	0.154	-3.839	<0.01

始变小。参数模型未能像非参数模型那样较理想地表达不同持续时间下行人行为的分布情况,因为非参数模型能够较好地表现协变量对概率分布的影响,表现出更好的随机性,而参数模型则受到假定概率分布形式的限制。

不同等待持续时间下的行人违章过街危险率  $\lambda(t)$  是本研究的另一个重要内容。这里用等待持续时间为  $t$  时的危险率表示在行人结束等待过程的瞬时概率,由于是在红灯相位开始过街,也可定义为违章过街的瞬时概率,不同模型的危险率分布如图 3 所示。从图中可以看出,参数模型和非参数模型的危险率分布差异较大,非参数模型的危险率曲线表现出明显的非单调性,但总体呈现左低右高趋势。在等待时间较短时(小于 3 s)危险率较大,随后降低至较低水平并处于微小波动状态,当持续时间大于 50 s 后,则呈现加速震荡上升趋势。非参数模型的危险率分布特性与其概率分布特性一致,均反映出 3 s 和 50 s 这两个关键时间点。两种参数模型的危险率曲线均为单调增长,在等待持续时间较长时的危险率明显小于非参数模型。

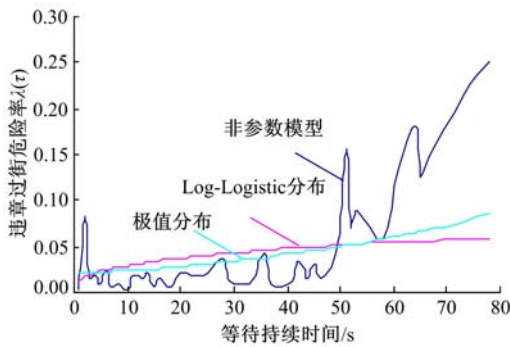


图 3 不同模型的危险率分布图

Fig. 3 Distribution of hazard rate with different models

通过对非参数模型和参数模型的违章过街行为概率分布和危险率分布的对比可以看出,由于模型本身的特点,非参数模型对行人过街行为的刻画更为精确,能够较好地体现随机因素对行人行为的影响,而参数模型表现随机性的能力则较弱。特别是参数模型的危险率分布情况,未能反映出长时间的等待对过街行为的影响,其计算结果明显小于非参数模型。出现这种现象的原因除了模型本身的特点外,还涉及样本量和不可观测的因素等方面。但是,参数模型的估计较为简便,其模型结构较适用于行人交通仿真研究。

### 3.2 协变量影响分析

为分析协变量的影响,需要对各协变量在不同取值时的危险率变化情况进行计算。这里引入相对危险率来描述给定协变量值的危险率与各协变量取均值时的危险率之比

$$\ln \frac{\lambda_i(\tau, \mathbf{X})}{\lambda(\tau, \bar{\mathbf{X}})} = \beta_1(x_{i1} - \bar{x}_1) + \dots + \beta_n(x_{in} - \bar{x}_n) \quad (14)$$

式中:  $x_{in}$  为行人  $i$  的第  $n$  个协变量;  $\bar{x}_n$  为全体样本的第  $n$  个变量的均值。

相对危险小于 1 表示给定值的危险率小于样本均值的危险率,表明发生违章的可能性小于人群的平均水平,属于有利条件,反之则为不利条件。根据式(5),参数的正负决定该变量取值变化是否属于有利条件。例如,协变量参数为正时,变量值由小变大并超过均值,则危险率由有利条件变为不利条件,违章的可能性不断增大。为全面分析协变量对行人过街行为的影响程度,本研究将对在假设的有利条件和不利条件下得到的相对危险率进行对比分析。假设条件下协变量取值和对应的相对危险率如表 3 所示。将不利条件和有利条件的相对危险之比定义为危险比例,表示行人处于不利条件下比处于有利条件下发生违章可能性的倍数。在行人属性特征中,跟随过街行为对违章发生影响最大,行人在跟随心理驱使下发生违章是普通情况下的 3.651 倍。对于该结论,群体数量和行人流量的正相关性也印证了这一点:过街行人较多时行人易受他人影响,同时认为多人一起违章会迫使车辆减速。如果行人以方便

表 3 协变量影响分析

Table 3 Analysis of effects of covariates

协变量	均值	协变量值		相对危险率		危险比例
		有利条件	不利条件	有利条件	不利条件	
年龄	2.518	4	1	0.756	1.332	1.763
性别	0.555	0	1	0.853	1.136	1.332
行动准则	0.683	1	0	0.804	1.599	1.988
群体数量	1.413	1	3	0.915	1.407	1.537
跟随过街	0.148	0	1	0.826	3.014	3.651
红灯时间	107	80	120	0.803	1.106	1.377
交通流量	47	60	30	0.695	1.610	2.316
行人流量	30	20	40	0.787	1.271	1.616
出行时段	0.434	0	1	0.856	1.225	1.430
出行目的	0.324	0	1	0.845	1.422	1.684



为过街的行动准则,那么发生违章的可能性是以安全为准则的 1.988 倍。这反映出行人的主观意识能够约束行为的客观事实,也说明加强交通安全意识培养的必要性。此外,年龄越大发生违章的可能越小,男性较女性易于违章,该结论与文献[7]类似。交通状况方面,红灯时间较长或机动车流量较小都容易导致违章。从实际调查情况来看,行人违章多集中在行人红灯相位的后期。行人在此时违章会直接影响直行或左转车道的通行能力。另外,很多车辆会在机动车绿灯相位后期加速行驶以保证顺利通过,这也增加了与违章行人发生碰撞的风险。在出行特征方面,高峰时段和以上班上学为目的的出行均易导致行人违章。

通过对协变量的影响进行分析,可以有针对性地采取一些改进措施降低不利因素的影响,减少违章过街发生的可能。例如,在大型路口设置二次过街信号灯,将长时间的等待过程划分为 2 个或多个子过程,通过缩短子过程的等待时间来减少行人违章。还可以通过安装等待时间倒计时装置来缓解行人的焦躁心理<sup>[12]</sup>。需要说明的是,这些措施改变的都是外部因素,要从根本上解决行人违章问题,加强行人的交通安全意识,提升行人的主观约束力才是最有效的途径。

#### 4 结束语

为研究行人过街行为,本文分析了造成行人违章过街的各种因素,构建了基于危险的行人过街等待持续模型,并分别采用非参数形式和参数形式对比分析了不同模型的差异。研究表明,非参数模型能够较好地描述行人过街行为,能够充分反映各种因素造成的过街行为随机性。研究证明了行人过街行为的时间相关性,除少部分行人(约占 10%)忽视交通规则外,大部分行人违章过街的危险随等待持续时间的增加而增加,模型计算出大多数行人能够接受的等待时间为 50 s。本研究还分析了行人属性特征、交通状况和出行特征对过街等待行为的影响。本研究的结果对深入分析行人过街行为特性提供了参考,构建的基于危险的过街等待持续模型对城市混合交通条件下人车干扰研究具有积极意义。

本研究采用的模型框架未考虑不可观测的异质性(Unobserved heterogeneity)对参数估计的

影响,因此在后续研究中应该建立考虑不可观测因素的模型,此外还需要扩大样本量,使研究结论更具有普适性。

#### 参考文献:

- [1] 公安部交通管理局. 2006 年全国道路交通事故统计报告[R]. 北京, 2007.
- [2] Papadimitriou E, Yannis G, Golias J. A critical assessment of pedestrian behaviour models[J]. *Transportation Research Part F*, 2009, 12(3): 242-255.
- [3] 熊辉, 郭宏伟, 吕剑. 行人过街设施选择偏好的非集计模型[J]. *北京理工大学学报*, 2008, 28(1): 37-40. Xiong Hui, Guo Hong-wei, Lü Jian. Disaggregate model for the preference of pedestrian's crossing facilities selection[J]. *Transactions of Beijing Institute of Technology*, 2008, 28(1): 37-40.
- [4] Das S, Manski C F, Manuszac M D. Walk or wait? an empirical analysis of street crossing decisions[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2005, 20(4): 529-548.
- [5] Baltés M, Chu X. Pedestrian level of service for mid-block street crossings[J]. *Transportation Research Record*, 2002, 1818: 125-133.
- [6] Oxley J A, Ihsen E, Fildes B N, et al. Crossing roads safely: an experimental study of age differences in gap selection by pedestrians[J]. *Accident Analysis and Prevention*, 2005, 37(5): 962-971.
- [7] Hamed M M. Analysis of pedestrians' behavior at pedestrian crossings [J]. *Safety Science*, 2001, 38(1): 63-82.
- [8] Tiwari G, Bangdiwala T, Saraswat A, et al. Survival analysis; pedestrian risk exposure at signalized intersections [J]. *Transportation Research Part F*, 2007, 10(2): 77-89.
- [9] Griffiths J D, Hunt J G, Marlow M. Delays at pedestrian crossing [J]. *Traffic Engineering and Control*, 1984, 25(7): 365-371.
- [10] Lee E T. 生存数据分析的统计方法[M]. 陈家鼎, 戴中维, 译. 北京: 中国统计出版社, 1999.
- [11] Bhat C R. Duration modeling [C] // *Handbook of Transport Modelling*. Amsterdam: Elsevier Science, 2000.
- [12] Keegan O, O'Mahony M. Modifying pedestrian behaviour [J]. *Transportation Research Part A*, 2003, 37(10): 889-901.