

基于统计分析的交通检测设备性能诊断方法

杜豫川, 周子益, 李江, 孙立军

(同济大学 道路与交通工程教育部重点实验室, 上海 200092)

摘要: 针对智能交通(ITS)应用系统中检测设备长期性能的健康监测问题,在海量实测交通数据的分析挖掘基础上,提出了一套定量化的诊断方法.该方法以稳定性良好的实测交通流参数——自由流车速为主要指标,采用参数估计、假设检验与置信区间分析相结合的方式,完成针对检测数据的量化分析和检测设备性能状态判断.利用浮动观测车,在上海城市快速道路交通监控系统所积累的历史和实时数据中验证了该方法的有效性.

关键词: 智能交通; 数据检测; 性能诊断; 统计分析

中图分类号: U 495

文献标识码: A

A Novel Approach of Performance Diagnostics for Traffic Monitoring Equipment Based on Statistical Analysis

DU Yuchuan, ZHOU Ziyi, LI Jiang, SUN Lijun

(Key Laboratory of Road and Traffic Engineering of the Ministry of Education, Tongji University, Shanghai 200092, China)

Abstract: Identifying the “health problem” of traffic monitoring equipments is important to long-term performance of intelligent transportation system (ITS) application system. Based on statistical distribution analysis of plentiful traffic data archives, a quantitative method to seek the potential problem of traffic observations is proposed. Employing free-flow speed, a steady parameter of traffic flow, as a main indicator, parameters estimation, hypothesis test and confidence interval analysis are jointly used to determine the health condition of traffic detectors. The methodology is demonstrated through application to the historical and real-time data in the Advanced Traffic Management System of Shanghai urban expressway system, with validation by floating car measurement.

Key words: intelligent transportation system (ITS); data monitoring; performance diagnostic; statistical analysis

在面对交通拥挤、交通安全等问题时,智能交通

(intelligent transportation system, ITS)技术发挥着越来越重要的作用.对于 ITS 运行而言,海量交通数据的质量管理是一项重要的基础性工作.如果 ITS 获取数据的质量不高,交通模型的分析计算结果就会产生偏差,这将可能误导交通管理的决策者作出错误判断,严重时甚至影响城市交通的运行.

Brian 和 Ramkumar^[1]将 ITS 的数据质量管理流程划分为 5 个步骤:数据分级、数据聚合、数据筛选、数据修补和数据特征化.其中,数据筛选和数据修补是最为活跃的两个方面,模糊聚类、熵特征统计、时间序列模、最大期望等模型方法^[2-5]都被应用于其中.需要指出的是,这些研究工作几乎都是面向数据层面的分析和整合,只能解决在大量正常数据中处理少量异常数据的问题,而对于由于硬件设备本身性能变化所引起的数据偏离就无能为力^[6].事实上,这种数据偏离对于系统的应用功能而言,可能是更为致命而又难以发现的.

在 ITS 系统投入应用后,由于繁忙的日常交通影响,对其外场检测设备进行性能评估的操作变得较为困难;另一方面,检测设备的广泛分布使得进行逐一审视的工作量巨大.针对 ITS 外场检测设备长期性能的健康监测缺乏有效的技术方法这一问题,本文以海量实测交通数据的数理统计分析为基础,研究提出了一套基于数据分布分析的定量化的车速数据性能状态判断方法,并给出了可操作的流程.结合上海城市快速道路的外场设备检修工作,利用浮动观测车对该方法所发现的“疑似异常”检测断面进行了抽查,验证了该方法的有效性.

1 实测自由流车速的数据统计和分布检验

作为现代交通流模型的重要参数之一,自由流车速的概念早在 1935 年就由 Greenshield 在研究车

收稿日期: 2010-03-23

基金项目: 国家自然科学基金(60804048); 教育部新世纪优秀人才支持计划(NCET-08-0407)

第一作者: 杜豫川(1976—),男,教授,工学博士,主要研究方向为智能交通系统、运输经济分析. E-mail: ycd@tongji.edu.cn

辆速度与交通密度的关系时提出,目前在交通工程领域中普遍采用美国通行能力手册(HCM2000)^[7]给出的定义:在低流量状态下,驾驶员按照自己期望速度行驶通过给定路段的车辆平均速度.目前在交通分析中常用的一些连续交通流自由流速计算方法都是基于特定密度-车速假设关系的回归分析方法.

由于样本的差异以及回归函数形式的影响,这些方法所确定的自由流速并不稳定.图1是利用不同的密度-车速假设关系在同一断面连续多日观测数据上得出的自由流速结果,可以看出,基于不同假设关系的结果差异最大超过20%,不同天同样假设关系下的结果差异也接近10%.

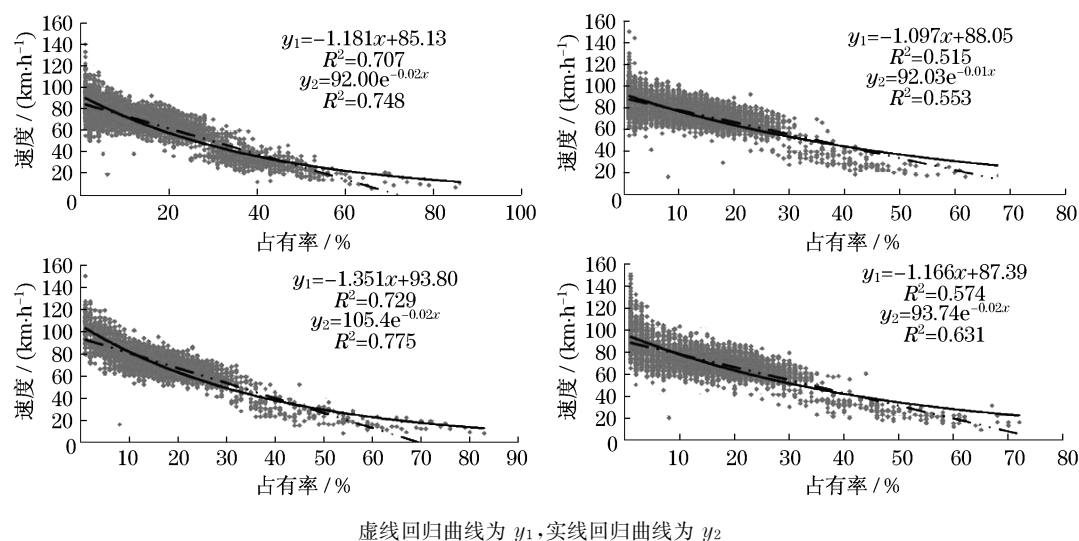


图1 连续多日不同的密度-车速假设关系下的自由流速回归结果

Fig.1 Free-flow speed results based on different density-speed hypotheses in continuous days

ITS 系统的建设为交通流研究提供了长期、不间断的数据来源.以此为基础,本文确定了基于海量历史观测数据的自由流状态下实测车速的筛选方法,即抽取单位时间(一般为系统数据采样周期,本文所采用的数据采样周期为20 s)内通过某检测断面的车辆数为1、占有率小于5%的断面车辆速度数据,作为该检测断面在自由流状态下的实测车速数据.这一筛选条件基于以下考虑:

(1) 在20 s内检测到1辆车通过断面,以 $50 \text{ km} \cdot \text{h}^{-1}$ 的行车速度计算,即在278 m的空间中仅有1辆车行驶.这样的车头间距情况下,该车辆的行驶不受到其他车辆干扰,将此状态视为自由流状态.

(2) 在极度拥堵的情况下,车辆可能长时间停滞,也产生断面通过量为1的检测数据,但此时的断面占有率一般都大于30%.因此,设置断面占有率小于5%的条件是为了剔除拥堵状态下的异常数据.

采用上述筛选方法,从上海城市快速路交通管理系统的历史数据库中得到了大量的自由流状态下车速样本.图2是南北高架 NBDX12 断面、内环高架 NHNX22 断面的自由流状态下的速度数据频数分布直方图.这些样本数据以速度间隔为 $10 \text{ km} \cdot \text{h}^{-1}$ 进行分组,通过计算组中值、统计各组频数绘制频数分布直方

图.从频数分布直方图的形态可以看出,自由流状态下速度分布呈现出明显的正态特征.

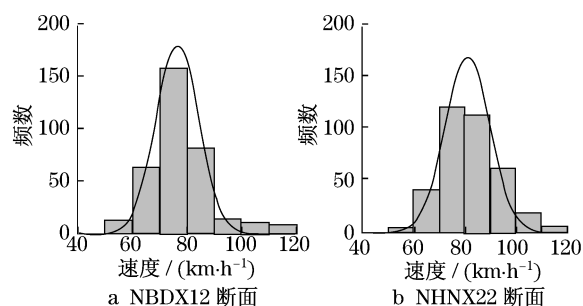


图2 不同断面自由流状态下的速度数据频数分布直方图

Fig.2 Histograms of speed data under free-flow condition in various sections

以频数分布直方图的形态观测为基础,假设1 d内自由流状态下的车速观测样本分布服从正态总体,其样本数据集为

$$V_f \sim N(\bar{V}_{f,d}, S_{f,d}^2) \quad (1)$$

$$\bar{V}_{f,d} = \frac{\sum_{i=1}^{n_d} V_f}{n} \quad (2)$$

$$S^2_{f,d} = \frac{\sum_{i=1}^{n_d} V^2_{f,i} - n_d \bar{V}^2_{f,d}}{n_d - 1} \tag{3}$$

式(1)~(3)中: V_f 为某天某断面在自由流状态下的观测车速变量; $\bar{V}_{f,d}$ 为某天(标记为 d)该断面自由流状态下车速观测样本的数学期望; $S^2_{f,d}$ 为某天(标记为 d)该断面自由流状态下车速观测样本的方差; n_d 为某天(标记为 d)某断面在自由流状态下的观测车速样本的总数.

若某天内自由流状态下车速观测样本的分布服从正态总体,则 $\bar{V}_{f,d}$ 不仅是该断面自由流状态下车速观测样本的数学期望(所有观测车速的平均值),也是该断面自由流状态下车速观测样本的统计众数(出现频率最高的观测车速数值)和中位数(所有观测车速的中间值).因此,将 $\bar{V}_{f,d}$ 确认为该断面该天的自由流车速代表值具有良好的数学统计意义和物理应用意义.

本文采用单样本柯尔莫哥罗夫-斯米尔诺夫检验(简称 K-S 检验)对自由流状态下车速正态分布的参数估计结果进行正态性检验. K-S 检验是一种基于累积分布函数比较的拟合优度检验方法,不需要对样本数据进行分组,即可验证理论分布密度函数的正确性,相比 χ^2 检验等方法具有更高的精确度和可靠性.

K-S 检验的最大偏离度计算公式如下:

表 1 部分断面的自由流车速计算结果
Tab.1 Results of free-flow speed in various sections

检测断面编号	NBDX11	NBDX12	NBDX13	NBDX14	NBDX15
自由流车速代表值/(km·h ⁻¹)	79.3	83.8	82.1	80.9	81.3
是否服从正态分布	是	是	是	是	是
检测断面编号	NHWX20	NHWX21	NHWX22	NHWX23	NHWX24
自由流车速代表值/(km·h ⁻¹)	72.9	73.9	79.4	83.0	79.9
是否服从正态分布	是	是	是	是	是
检测断面编号	YABX14	YABX15	YANX15	YANX16	YANX17
自由流车速代表值/(km·h ⁻¹)	77.8	86.2	80.9	74.1	75.8
是否服从正态分布	是	是	是	是	是

2 自由流车速的置信区间确定

从统计学角度考虑,某断面一天的自由流状态数据集仅是该断面自由流状态数据总体的一个抽样子集.在样本抽样个数达到一定数量的情况下,利用抽样子集进行分布参数估计的结果将接近于对总体

$$D = \max |F_{CDF} - F_{EDF}| \tag{4}$$

式中: D 为理论分布与实测样本分布的最大偏离值; F_{CDF} 为理论累积分布函数值; F_{EDF} 为实测样本的累积分布函数值.

当 K-S 检验的最大偏离度 D 小于在某一样本数量下确定的显著度水平临界值时,即认为其理论累积分布函数与实测样本累积分布函数无显著差异,即实现样本分布与理论分布一致.

采用这一方法,对图 2 所示 NBDX12 断面自由流状态下的速度数据进行了分析,估计得到样本数据的理论分布为 $N(83.8, 12.7)$.应用 K-S 检验方法计算得到 NBXX12 断面的实测速度样本分布与理论分布的最大偏离度 $D = 0.079$,该样本数量下 K-S 检验 95%显著度水平的临界值 α 为 0.105 9. $D < \alpha$ 说明参数估计得到的理论分布与观测样本的累积分布函数一致.这一结果表明:在自由流行驶状态下,该断面的速度样本分布符合正态分布.由此,可以确定该天 NBDX12 断面的自由流车速代表值为 $N(83.8, 12.7)$ 的数学期望,即 83.8 km·h⁻¹.

利用上述自由流车速代表值的确定方法,对上海内环高架、延安高架、南北高架上 67 个断面的自由流状态下车速样本观测数据进行参数估计和 K-S 检验,均符合正态分布.表 1 给出了部分断面的自由流车速计算和分布检验结果.

样本的分布参数,但仍会在一定范围内波动.表 2 是上海内环高架 NHWX24 断面和延安高架 YABX16 断面的连续 10 d 的自由流车速代表值统计分析结果.可以看出,这些不同天的断面自由流车速代表值在很小的一个区间内波动.基于概率论基础定理之一——中心极限定理,本文提出了这一合理波动区间的确定方法,称之为自由流车速置信区间.

表2 不同断面10 d的自由流车速代表值统计分析结果
Tab.2 10-day statistical results of free-flow speed in various sections

时间		第1天	第2天	第3天	第4天	第5天	第6天	第7天	第8天	第9天	第10天
NBWX 24	$\bar{V}_{f,d}$	79.7	78.9	80.1	82.2	80.1	79.3	82.0	80.7	79.4	79.0
	$S_{f,d}$	12.36	11.81	12.58	12.72	12.45	12.55	13.90	13.00	12.98	12.89
YABX 16	$\bar{V}_{f,d}$	73.9	77.1	73.9	76.0	71.9	72.2	75.8	76.0	75.6	74.1
	$S_{f,d}$	10.33	12.38	11.67	12.61	14.57	13.88	12.69	13.06	12.36	10.87

根据林德伯格-列维中心极限定理(Lindburg-Levy Central Limit Theorem),某天某断面自由流车速代表值 $\bar{V}_{f,d}$ 为随机变量,且服从于正态分布,可表示为

$$\bar{V}_{f,d} \sim N(\bar{v}_f, \sigma_f^2) \quad (5)$$

式中: \bar{v}_f 为该断面自由流状态下车速总体的数学期望,可认为是该断面的自由流车速代表值; σ_f^2 为该断面自由流状态下车速总体的方差。

则某一天断面的自由流车速代表值 $\bar{V}_{f,d}$ 在一定概率保证下的置信区间可表示为

$$(\bar{v}_f - z\sigma_f) < \bar{V}_{f,d} < (\bar{v}_f + z\sigma_f) \quad (6)$$

式中: z 为标准正态分布中一定置信度下的区间范围常数,95.0%时为1.96,99.7%时为2.58。

同样根据林德伯格-列维中心极限定理,在式(1)和(5)同时成立的情况下,可推得

$$v_f \approx \frac{\sum_{i=1}^N \bar{V}_{f,i}}{N} \quad (7)$$

$$\sigma_f \approx \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N \bar{V}_{f,i}^2 - (\sum_{i=1}^N \bar{V}_{f,i})^2 / N}{N-1}} \quad (8)$$

式中: N 为某断面各天的自由流车速代表值样本的总数。

则某断面各天自由流车速代表值 $\bar{V}_{f,d}$ 在一定概率保证下的置信区间为

$$\frac{\sum_{i=1}^N \bar{V}_{f,i}}{N} - z \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N \bar{V}_{f,i}^2 - (\sum_{i=1}^N \bar{V}_{f,i})^2 / N}{N-1}} < \bar{V}_{f,d} < \frac{\sum_{i=1}^N \bar{V}_{f,i}}{N} + z \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N \bar{V}_{f,i}^2 - (\sum_{i=1}^N \bar{V}_{f,i})^2 / N}{N-1}} \quad (9)$$

为获取足够的数据波动覆盖范围,同时也考虑具有一定敏感度,一般采用95.0%置信度下的区间范围值,即 $z = 1.96$ 。

利用公式(9),对表2中所列断面的多天自由流车速代表值数据进行分析,确定其95.0%置信度下的

自由流车速代表值的置信区间。NBWX24断面的自由流车速代表值的置信区间为(77.9, 82.4) $\text{km} \cdot \text{h}^{-1}$; YABX16断面的自由流车速代表值的置信区间为(71.2, 78.1) $\text{km} \cdot \text{h}^{-1}$ 。这一置信区间即可作为检测设备车速数据可靠度诊断的定量依据。如果某一断面多天的自由流车速代表值持续偏离这一区间,即可怀疑该检测设备的健康状况已经发生变化。

3 海量数据分析中的最小样本量

基于海量数据的统计分析进行ITS检测设备健康状况判断时,检测器每天在自由流状态下获取的观测车速样本总数 n_d 和多天自由流车速代表值的样本总数 N 是重要的系统指标。如果由于通讯传输、随机事件等原因造成 n_d 的数量过小,将可能使 $\bar{V}_{f,d}$ 发生偏离,但这并不一定代表检测设备本身的性能出现问题。同样,多天自由流车速代表值的样本总数 N 的数据过小,也会造成自由流车速代表值的置信分布区间的确定出现偏差,使得检测设备的健康诊断结果不可靠。

由中心极限定理的推论可知,若抽样样本分布服从正态分布,则6个抽样样本均值即可保证这些样本均值的分布也服从正态分布^[8]。因此,多天自由流车速代表值样本总数 N 的最小样本量为6。

假设某一断面自由状态车速总体的总体容量为 N ,某天抽样的样本容量为 n_d ,其自由流车速代表值估计的允许绝对误差为 E ,那么如果要以某天自由状态车速样本的数学期望 $\bar{V}_{f,d}$ 作为自由状态车速总体的数学期望 \bar{v}_f 的无偏估计,则在置信度为 $1 - \alpha$ 的情况下有

$$P(|\bar{V}_f - \bar{v}_f| \leq E) = 1 - \alpha \quad (10)$$

由正态分布的再生定理和中心极限定理推论可知当样本量较大时,近似有 $V_f \sim N(\bar{v}_f, \sigma_f^2)$,则式(10)可变形为

$$P\left(\frac{|\bar{V}_f - \bar{v}_f|}{\sigma_f} \leq \frac{E}{\sigma_f}\right) = 1 - \alpha \quad (11)$$

则

$$E \leq \mu_{\alpha/2} \sigma_f \tag{12}$$

式中: $\mu_{\alpha/2}$ 为相应于要求置信度的常数.

结合中心极限定理推论中给出的方差推导可知

$$E^2 \leq \mu_{\alpha/2}^2 \left(\frac{N - n_d}{N} \right) S_{f,d} / n_d \tag{13}$$

解得

$$n_d \geq \frac{\mu_{\alpha/2}^2 S_{f,d}^2 / E^2}{1 + (\mu_{\alpha/2}^2 S_{f,d}^2 / E^2) / N} \tag{14}$$

令 $M^* = \mu_{\alpha/2}^2 S_{f,d}^2 / E^2$, 则

$$n_d \geq \frac{M^*}{1 + M^* / N} \tag{15}$$

当总体容量 N 很大时, $M^* / N \rightarrow 0$, 则 $n_d \geq M^*$. 某天(标记为 d)检测器在自由流状态下需要获

取的观测车速最小样本数 $n_{d,\min}$, 可先由下式确定:

$$n_{d,\min} \geq \left(\frac{S_{f,d} \mu_{\alpha/2}}{E} \right)^2 \tag{16}$$

当置信度为 95.0% 时, $\mu_{\alpha/2} = 1.96$; 考虑到自由流车速的置信区间仅为 $2 \sim 4 \text{ km} \cdot \text{h}^{-1}$, 取 $2 \text{ km} \cdot \text{h}$ 作为容许误差.

表 3 是 YANX20 断面多天自由流状态下观测车速的样本数量和最小样本量要求对比. 从表中可以看出, 第 1, 4 和 11 天的数据样本量不满足要求, 因此, 这些天的自由流车速统计代表值不能用于后续的分析判断. 一般情况下, 也可取 $n_{d,\min} = 200$ 作为获取自由流车速代表值可靠结果的最小样本量的简化判别标准.

表 3 YANX20 断面多天中自由流状态下观测车速的最小样本量
Tab.3 Minimum sample sizes of free-flow speed survey data in section YANX20

时间	第 1 天	第 2 天	第 3 天	第 4 天	第 5 天	第 6 天	第 7 天	第 8 天	第 9 天	第 10 天	第 11 天	第 12 天	第 13 天
$\bar{V}_{f,d}$	82.3	80.3	84.7	79.9	86.6	85.6	85.9	86.3	86.0	87.5	83.4	86.2	87.3
$S_{f,d}$	14.8	13.4	15.7	19.2	16.6	16.4	15.6	15.5	16.6	17.3	14.5	18.0	14.9
n_d	110	368	346	74	286	279	364	367	315	311	116	331	284
$n_{d,\min}$	211	172	236	353	263	257	234	230	263	286	201	310	213

表 3 中, 有 10 d 的数据符合最小样本量的要求, 利用其可以推算出 YANX20 断面的自由流车速代表值置信区间为 $(81.6, 89.6) \text{ km} \cdot \text{h}^{-1}$.

4 外场检测系统诊断方法和应用实例

通过对自由流状态下海量的车速进行统计分析和研究, 发现城市道路中不同断面自由状态下车速可能不同, 但是固定断面的自由流车速代表值稳定性很好. 依托这一交通流参数, 可以对车速检测数据是否正常或者数据是否发生“漂移”作出判断, 通过长期的数据积累, 就能进行交通检测设备本身健康情况的诊断. 基于自由流车速稳定性检验的 ITS 交通检测设备长期性能的健康监测工作流程如图 3 所示.

这一流程主要分为两个阶段: 第一阶段利用设备使用处理的历史数据确定自由流车速代表值的合理分布区间, 即自由流车速置信区间; 第二阶段对每天的实测数据进行车速检测性能诊断, 通过连续的性能异常提示确定怀疑对象, 再进行外场实测. 这一诊断流程以内场的海量数据分析为主, 大大降低了外场检测的工作量, 为 ITS 大量外场检测设备的性能健康状态诊断提供了一个可操作的工程技术手段.

依据上述流程, 利用上海城市快速道路先进的

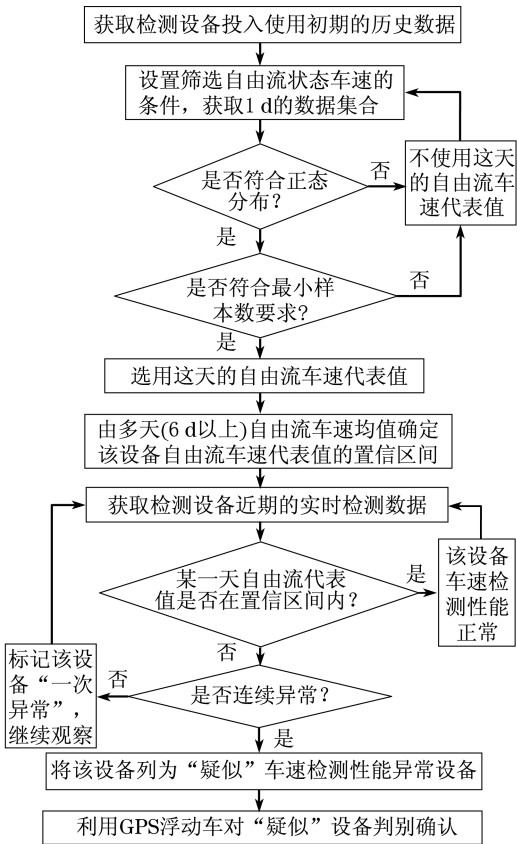


图 3 交通检测设备长期性能的健康监测工作流程图

Fig.3 Flow chart of healthy monitoring for traffic data collection system

交通管理系统(ATMS)所提供的海量实测历史交通数据,对多个断面的检测设备的车速检测性能健康状况进行了诊断.首先,以 2006 年 6 月系统的数据作为历史数据,对多个检测设备的自由流状态车速的置信区间进行了确定.其后,利用 2009 年 6 月的实测数据确定了当前自由流车速代表值,并进行了对比.表 4 是 NBXX32—NBXX36 断面的分析比较结果,从表中可以发现,NBXX35 断面,NBXX36 断面为疑似“问题”断面.为此,选取 NBXX32 断面和 NBXX36 断面之间的路段作为实验路段,进行了浮动车验证.

利用道路设施检修封道的时间,使用装备 GPS 的浮动探测车对该路段进行单车车速测试.浮动探测车以相对稳定车速行驶通过这一路段,采用 GPS 对沿途车速进行记录,将断面的坐标位置与 GPS 坐标进行匹配后,可以得到每一个断面的 GPS 测定车

速.此时若无其他车辆通过,可将 GPS 测定浮动车车速和上海城市快速道路先进的交通管理系统中检测的单车车速进行对比分析,确定出疑似断面的设备健康情况.

表 5 是低速测试的实验结果.从实验结果可以看出,NBXX34,NBXX36 这两处断面的两种速度之间存在差距,但差距较小;NBXX35 断面的两种速度之间差距较大,其他部分线圈的两种速度几乎完全一致.因此,低速实验的敏感度不大.

表 6 是高速测试的实验结果.从实验结果可以看出,在高速测试的情况下,检测系统测试值与浮动车测试值之间的差异明显.同时也证明了表 4 中对检测设备健康状态的判断,NBXX35,NBXX36 这两处断面的车速检测在高车速情况下有较大误差,检测设备的车速检测性能状态不佳.

表 4 抽查路段的自由流车速置信区间和计算代表值
Tab.4 Confidence intervals and statistical values of free-flow speed in the surveyed parts

断面编号	NBXX32	NBXX33	NBXX34	NBXX35	NBXX36
自由流车速置信区间上限/(km·h ⁻¹)	85.5	86.3	87.5	88.9	89.3
自由流车速置信区间下限/(km·h ⁻¹)	79.2	81.6	81.2	82.3	82.5
2009 年 6 月自由车车速区间/(km·h ⁻¹)	82.1~84.4	83.5~86.1	81.8~85.8	69.8~74.4	70.5~76.4

表 5 低速测试实验结果
Tab.5 Measured values under low-speed condition

断面编号	NBXX32	NBXX33	NBXX34	NBXX35	NBXX36
检测系统测试值/(km·h ⁻¹)	30	29	28	24	31
浮动车 GPS 测试值/(km·h ⁻¹)	30	29	31	30	32

表 6 高速测试实验结果
Tab.6 Measured values under high-speed condition

断面编号	NBXX32	NBXX33	NBXX34	NBXX35	NBXX36
检测系统测试值/(km·h ⁻¹)	78	73	72	63	45
浮动车 GPS 测试值/(km·h ⁻¹)	78	74	73	76	74

5 结论

以实测数据的数理统计分析为理论基础,将检测车速检测数据的长期性能作为主要目标,提出一套量化的 ITS 检测设备健康状况监测方法和可操作的流程,并在实际运行的系统中进行了有效验证.主要结论如下:

(1) 所定义的自由流状态车速的观测值样本服从严格的正态分布,其统计样本的数学期望作为自

由流车速代表值具有良好的数学统计意义和物理应用意义.

(2) 基于中心极限定理确定的自由流车速代表值的合理波动区间——自由流车速置信区间,可作为设备的车速检测性能判断标准.

(3) 一般情况下可选用 200 作为获取可靠自由流车速代表值的最小样本数量.

(4) 所提出的检测设备健康状况监测方法大大降低了外场检测的工作量,为 ITS 大量外场检测设备的性能健康状态诊断提供了一个可操作的工程技

术手段。

需要指出的是,研究过程中也发现部分自由流车速代表值存在1~2 d的短期波动,尚不能确定这是检测设备本身性能的短期波动,还是恶劣气候等外界条件变化所引发.关于恶劣气候等外界条件对自由流车速代表值的影响应是下一步需要重点关注的研究内容。

参考文献:

- [1] Brian L S, Ramkumar V. Realizing the promise of intelligent transportation systems (ITS) data archives [J]. Journal of Intelligent Transportation System, 2005, 9(4): 175.
- [2] Ishak S. Quantifying the uncertainties of freeway detector observations using fuzzy-clustering approach [C] // 82nd Transportation Research Board Annual Meeting. Washington: National Research Council, 2003: 162 - 173.
- [3] Chandra CVSR, Al-Deek H M. New algorithms for filtering and

imputation of real time and archived dual-loop detector data in the I-4 data warehouse [C] // 83rd Transportation Research Board Annual Meeting. Washington: National Research Council, 2004: 116 - 134.

- [4] Conklin J H. Data imputation strategies for transportation management systems [D]. Charlottetown: University of Virginia, Department of Civil Engineering, 2003.
- [5] Zhong M, Sharma S, Lingras P. Genetically designed models for accurate imputation of missing traffic counts [C] // 83rd Transportation Research Board Annual Meeting. Washington: National Research Council, 2004: 71 - 80.
- [6] Brian L S, Ramkumar V. New methodology for customizing quality assessment techniques for traffic data archives [J]. Transportation Research Record, 2007, 1993: 165.
- [7] Transportation Research Board. Highway capacity manual [R]. Washington D C: National Research Council, Federal Highway Administration, 2001.
- [8] Dalglish M, Hoose N. Highway traffic monitoring and data quality [M]. Boston: Artech House, 2008.

(上接第 993 页)

参考文献:

- [1] Peck R B. Deep excavations and tunneling in soft ground [C] // State of the Art Report. Proceedings of the 7th International Conference on Soil Mechanics and Foundation Engineering. Mexico City: [s. n.], 1969: 225 - 290.
- [2] Mair R J, Taylor R N, Bracegirdle A. Subsurface settlement profiles above tunnels in clays [J]. Geotechnique, 1993, 43(2): 315.
- [3] Loganathan N, Poulos H G. Analytical prediction for tunneling-induced ground movement in clays [J]. Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering, 1998, 124(9): 846.
- [4] Hegarden H J A M, Van Der Poel T J, Van Der Schrier J S. Ground movements due to tunneling: influence on pile foundations [C] // Proc Int Symposium on Geotechnical Aspects of Underground Construction in Soft Ground. Rotterdam: Balkema, 1996: 519 - 524.
- [5] Loganathan N, Poulos H G, Stewart D P. Centrifuge model testing of tunneling induced ground and pile deformations [J]. Geotechnique, 2000, 50(3): 283.
- [6] Feng S H. Centrifuge modeling of tunnel-pile interaction [D]. Singapore: National University of Singapore, 2003.

- [7] Jacobsz S W, Bowers K H, Moss N A, et al. The effects of tunnelling on piled structures on the CTRL [C] // 5th International Symposium on Geotechnical Aspects of Underground Construction in Soft Ground. Amsterdam: Taylor & Francis, 2005: 15 - 17.
- [8] Ong C W, Leung C F, Chow Y K. Experimental study of tunnel-soil-pile interaction [C] // Proc Underground Singapore. Singapore: National University of Singapore, 2007: 256 - 263.
- [9] Leung C F, Lee F H, Tan T S. Principles and application of geotechnical centrifuge model testing [J]. Journal of Institution of Engineers Singapore, 1991, 31: 39.
- [10] Sharma J S, Bolton M D, Boyle R E. A new technique for simulation of tunnel excavation in a centrifuge [J]. Geotechnical Testing Journal, 2001, 24(4): 343.
- [11] O'Reilly M P, New B M. Settlement above tunnels in the United Kingdom-their magnitude and prediction [C] // Proceedings of Tunneling'82. London: Institution of Mining and Metallurgy, 1982: 173 - 181.
- [12] Cheng C Y. Finite element study of tunnel-soil-pile interaction [D]. Singapore: National University of Singapore, 2003.
- [13] Pang C H. The effects of tunnel construction on nearby piled foundation [D]. Singapore: National University of Singapore, 2006.