

ارایه یک روش اصلاحی برای برآورد و مقایسه تصادفات

انواع تقاطع‌های همسطح شهری

مقاله پژوهشی

محمدحسن میرابی مقدم*، استادیار، گروه عمران، دانشکده مهندسی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، ایران

*پست الکترونیکی نویسنده مسئول: mhmirabi@eng.usb.ac.ir

دریافت: ۹۸/۱۱/۰۸ - پذیرش: ۹۸/۰۴/۰۵

صفحه ۲۵-۳۶

چکیده

هدف اصلی این مقاله، ارایه روشی برای برآورد و مقایسه ایمنی انواع تقاطع‌های همسطح شهری با بکارگیری یک نوع مدل آماری تصادفات است. این مطالعه بر روی ۱۴۰ تقاطع همسطح شهری سه راهه و چهار راهه اعم از چراغدار و بدون چراغ شهر زاهدان انجام شده که اطلاعات تصادفات آن‌ها در یک دوره زمانی سه ساله (۱۳۹۰-۱۳۸۷) از گزارشات کام ۱۱۳ پلیس و سایر داده‌های مورد نیاز نیز به روش‌های میدانی جمع آوری گردیده است. برای ساخت مدل مورد نیاز از فرم ضریبی معادله هایر استفاده شده است که معادله ای جامع برای مدل سازی پیش بینی تصادفات ترافیکی بوده و در آن متغیرهای توصیفی به دو شکل پیوسته و دودویی انتخاب و با یک شکل تابعی از قبل تعیین شده که به کمک روش انتگرال- دیفرانسیل بدست می‌آیند، به معادله مذکور معرفی می‌شوند. نتایج نشان داد که در تقاطع‌های همسطح شهری حجم‌های ترافیک ورودی به تقاطع بیشترین تاثیر را در میزان تصادفات دارند و برای یک حجم ترافیک معین اثرات شکل هندسی تقاطع (۳ راهه، ۴ راهه) و همچنین نوع کنترل ترافیک (چراغدار، بدون چراغ) در میزان تصادفات ناچیز و قابل اغماض می‌باشند.

واژه‌های کلیدی: تقاطع‌های شهری، ایمنی ترافیک، مدل آماری تصادفات، معادله هایر، توزیع دوجمله‌ای منفی

۱- مقدمه

ریاضی است. ویژگی اصلی این نوع مدل‌ها این است که تعداد یا نرخ تصادفات را به صورت تابعی از ویژگی‌های تسهیلات حمل و نقل بیان کرده و از این طریق امکان برآورد یا پیش بینی تصادفات در این تسهیلات را به منظورهای مختلف فراهم می‌آورند. [Lord, D. 2000]. بخش اصلی و مهم مدل‌های آماری تصادفات را تخمین ضرایب مرتبط با متغیرهای توصیفی تشکیل می‌دهد که غالباً به کمک روش‌های رگرسیونی تعیین شده و در این ارتباط نوع خطی تعمیم یافته آن، بیشترین کاربرد را دارا می‌باشد. از آنجا که روش‌های مذکور بر روابط خطی بین متغیرهای وابسته و توصیفی متمرکز بوده و ویژگی‌های متغیرهای توصیفی در آن‌ها کمتر مورد توجه قرار می‌گیرد [Jongdae, B, 2007]، در این مقاله روش جدیدی پیشنهاد و با استفاده از آن عوامل موثر بر ایمنی انواع

رشد جمعیت و شهرنشینی، گسترش حمل و نقل و افزایش تقاضای سفر در کشورهای در حال توسعه از جمله ایران موجب افزایش تعداد خودروها و به تبع آن افزایش تعداد و شدت تصادفات شده است [Shafabakhsh, 2010]. آمارهای ارایه شده تصادفات حاکی است که سالانه در سراسر دنیا حدود ۱۳ میلیون نفر در اثر تصادفات جان خود را از دست داده و بیش از ۵۰ میلیون نفر زخمی و یا دچار معلولیت جسمی می‌شوند [Boroujerdian, 2016]. از این رو به منظور سیاستگذاری مناسب ترافیکی جهت کاهش تصادفات و تلفات جانی، شناسایی عوامل موثر بر ایمنی راهها و تقاطع‌ها و تعیین میزان تاثیر آنها بر تصادفات، از اولویت ویژه‌ای برخوردار است. برای شناسایی و تعیین میزان تاثیر عوامل موثر بر تصادفات، روش‌های مختلفی بکار گرفته می‌شود که متداولترین آنها، استفاده از مدل‌های آماری و

مورد آنالیز قرار داده و مدل‌هایی به شکل رابطه (۴) برای تقاطع‌های مورد نظر بدست آوردند.

$$y_i = e^{\beta_0} \cdot ADT_{major}^{\beta_1} \cdot ADT_{minor}^{\beta_2} \times e^{\beta_{31}x_1 + \dots + \beta_Q x_Q}$$

در این معادله، y_i تعداد تصادفات سالیانه، ADT_{major} حجم ترافیک خیابان اصلی، ADT_{minor} حجم ترافیک خیابان فرعی، x_{ij} متغیرهای مستقل و β_i ضرایب مدل هستند. پرسواد و همکارانش [Persaud, B.2002] مدل‌های سید و رودریگز را روی تقاطع‌های شهر تورنتو آزمایش کردند. برای این کار، داده‌ها در یک دوره زمانی ۵ ساله جمع‌آوری و با روش رگرسیون خطی تعمیم یافته با توزیع دوجمله‌ای منفی مورد آنالیز قرار گرفت. در این مطالعه، برای تعیین شکل تابع از روش پیشنهادی هایلر موسوم به "انتگرال- دیفرانسیل" استفاده شده و ضرایب تابع نیز با حداکثر کردن تابع در دستنمایی برآورد گردیده که طی آن سه نوع مدل برای انواع تقاطع‌ها به دست آمده است.

$$E\{k\} = \alpha \cdot F_1^{\beta_1} \cdot F_2^{\beta_2} \cdot e^{\beta_3 \cdot F_2}$$

$$E\{k\} = \alpha \cdot F_1^{\beta_1} \cdot F_2^{\beta_2} \cdot e^{\beta_3 \cdot F_1}$$

$$E\{k\} = \alpha \cdot F_1^{\beta_1} \cdot F_2^{\beta_2}$$

که $E\{k\}$ تعداد تصادفات، F_1 حجم ترافیک اصلی، F_2 حجم ترافیک فرعی و α و β ضرایب مدل می‌باشند.

گریب [Greib, 2003] مدل‌هایی برای پیش‌بینی تصادفات در تقاطع‌های دانمارک ارائه کرد. وی داده‌های ۱۰۳۶ تقاطع اعم از سه راهه و چهار راهه (چراغدار، بدون چراغ) را جمع‌آوری و به روش رگرسیون خطی تعمیم یافته با ساختار توزیع پواسون مورد آنالیز قرار داد و مدلی به شکل رابطه (۶) برای انواع تقاطع‌ها پیشنهاد نمود.

$$E\{k\} = \alpha \cdot N_{Pri}^{P_1} \cdot N_{Sec}^{P_2} \cdot \beta_1 \cdot \beta_2 \dots \beta_n$$

که در آن، $E\{k\}$ نرخ تصادفات، $N_{Pri}^{P_1}$ حجم ترافیک اصلی، $N_{Sec}^{P_2}$ حجم ترافیک فرعی، P_1 ، P_2 و α ضرایب مدل و β_1 ، β_2 و β_n ضرایب تاثیر متغیرهای مستقل هستند. سالیفو [Salifu, 2004] مدلی برای پیش‌بینی تصادفات در تقاطع‌های بدون چراغ شهر غنا را ارائه کرد. وی داده‌های ۹۱ تقاطع ۳ راهه اعم از چراغدار و بدون چراغ را جمع‌آوری و با بهره‌گیری از روش خطی تعمیم یافته با ساختار خطای دو جمله‌ای منفی مورد آنالیز قرار داد. لازم به ذکر است که این محقق برای این کار از یک الگوی خطی مشابه بایر و هاروود [۸] استفاده نمود. شیخ الاسلامی و عزیزی از مدل دو جمله

تقاطع‌های همسطح شهری بررسی و تاثیر شکل هندسی و نوع کنترل ترافیک این تقاطع‌ها در میزان تصادفات، مورد ارزیابی قرار گرفته است.

۲- پیشینه تحقیق

در دهه‌های اخیر مدل‌های آماری مختلفی برای برآورد و پیش‌بینی تصادفات تقاطع‌های همسطح شهری ارائه شده است، که در ادامه باختصار بیان گردیده اند: ماتین و فواز [Mountion, L. and Fawaz, B.1996] مدل‌هایی برای انواع تقاطع‌های شهری موجود در کشور انگلستان ارائه نمودند. آن‌ها داده‌های ۶۶۲ تقاطع مختلف را به روش رگرسیون خطی تعمیم یافته با ساختار خطای دو جمله‌ای منفی آنالیز و سه نوع مدل مشابه به صورت رابطه (۲) به دست آوردند.

$$y = 0.141 \cdot t_1^{0.64} \times t_2^{0.24}$$

که در آن y تعداد تصادفات، t_1 حجم ترافیک خیابان اصلی، t_2 حجم ترافیک خیابان فرعی هستند. ساید و رودریگز [Sayed, T. and Rodriguez, 1999] با هدف اولویت بندی مکان‌های حادثه خیز و ارزیابی ایمنی ماقبل و مابعد، مدل‌های مشابهی برای تقاطع‌های بدون چراغ در کشور کلمبیا ارائه کردند. که شکل کلی مدل‌های آن‌ها با روش رگرسیون خطی تعمیم یافته و ساختار خطای دوجمله‌ای منفی به صورت رابطه (۳) می‌باشد.

$$y = \alpha_0 \cdot V_1^{\alpha_1} \times V_2^{\alpha_2}$$

که y تعداد تصادفات تقاطع، V_1 حجم ترافیک اصلی، V_2 حجم ترافیک فرعی و α ضرایب مدل می‌باشند. لرد و پرسواد [Lord, D. and Persaud, B.N.2000] مدل‌هایی برای تقاطع‌های ۴ راهه تورنتو ارائه کردند. برای این منظور، آن‌ها داده‌های تصادف و حجم ترافیک را طی ۶ سال متوالی جمع‌آوری و با استفاده از معادلات برآورد تعمیم یافته با ساختار خطای دوجمله‌ای منفی مورد آنالیز قرار دادند. این محققین در نهایت ۵ نوع مدل که در آن‌ها حجم ترافیک نقش تعیین کننده‌ای داشت، برای انواع تقاطع‌ها بدست آوردند. بایر و هاروود نیز [Bauer, K.M. and Harwood, 2003] مدل‌هایی برای تقاطع‌های کالیفرنیا ارائه نمودند. ایشان داده‌های تصادفات و مشخصات سه نوع تقاطع را جمع‌آوری و با دو روش رگرسیون نرمال و خطی تعمیم یافته و همچنین انتخاب شکل تابعی یکسان برای هر دو،

متغیرهای توصیفی به شرح جدول ۱ انتخاب و در مدل سازی بکار گرفته شده است.

۳-۲- جمع‌آوری داده‌ها

داده‌های این تحقیق از منابعی نظیر گزارشات پلیس، مطالعات انجام شده و برداشت‌های میدانی به شرح زیر جمع‌آوری و پردازش شده است: داده‌های تصادفات در یک دوره زمانی سه ساله و بین سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۰ از اداره راهنمایی و رانندگی شهر زاهدان جمع‌آوری شده است. این داده‌ها بدلیل عدم وجود سیستم ثبت و پردازش اطلاعات تصادفات به دقت از پرونده‌های پلیس و فرم گزارش استاندارد (کام ۱۱۳) استخراج و پس از تصحیح، در یک بانک اطلاعاتی که با نرم افزار اکسل ساخته شده، جمع‌آوری و تنظیم گردیده است.

- اطلاعات حجم ترافیک در سال‌های اول و دوم از نتایج مطالعات جامع شهری استخراج و برای سال سوم نیز چون آماری در دسترس نبوده به روش میدانی جمع‌آوری و پس از تبدیل آن‌ها به معادل سواری، مورد استفاده قرار گرفته اند.
- سایر داده‌های مورد نیاز (جهت ترافیک، تعداد خطوط، میانه، شکل هندسی، روش کنترل و زاویه تقاطع) با استفاده از مطالعات انجام شده، نقشه‌های موجود و برداشت‌های میدانی جمع‌آوری شده است.

ای منفی استفاده کرده و مدل پیش بینی تعداد تصادفات در تقاطع‌های همسطح چراغدار را به صورت تابعی از حجم ورودی خیابان‌های اصلی و فرعی در سطح همفزون بدست آوردند [Sheikholeslami, Azizi, 1389].

در سال‌های اخیر نیز محققانی نظیر سایید و دی لئور [Sayed, T. and De Leur, 2008]، پرسواد و همکاران [Persaud, 2009]، گومز و همکاران [Gomes, 2012]، جفری و همکاران [Giuffrè, 2014] و دیماسی و همکاران [Demasi and et al, 2018] با استفاده از مدل‌هایی کمابیش مشابه با مدل‌های شرح داده شده مطالعاتی برای ارزیابی ایمنی تقاطع‌های شهری انجام داده‌اند که در آن‌ها یک تابع از پیش تعیین شده با روش رگرسیونی بسط داده شده است.

۳-۳- روش تحقیق

در این مقاله برای ساخت مدل از یک فرآیند ۸ مرحله‌ای به شرح زیر استفاده شده است.

۳-۱- شناسایی متغیرها

متغیرهای توصیفی معمولاً بر پایه تحقیقات نظری شناسایی و به کمک آزمون‌های آماری گزینش شده و در آن‌ها سه عامل موقعیت مکانی تسهیلات، رویکرد مدل سازی و در دسترس بودن داده‌ها، نقش اساسی دارند. بر این اساس،

جدول ۱. متغیرهای توصیفی

ردیف	نام متغیر	نوع متغیر	وضعیت متغیر	نماد بکار گرفته شده در مدل
۱	حجم ترافیک خیابان اصلی	پیوسته	مجموع دو جهت	$ADT_{major}/10000$
۲	حجم ترافیک خیابان فرعی	پیوسته	مجموع دو جهت	$ADT_{major}/10000$
۳	شکل هندسی	دودویی	۱ برای ۴ راهه و ۰ برای ۳ راهه	GF
۴	نوع کنترل تقاطع	دودویی	۰ برای چراغدار و ۱ برای بدون چراغ	TC
۵	زاویه تقاطع	دودویی	۰ برای زاویه قائمه و ۱ برای غیر آن	AI
۶	تعداد خطوط	پیوسته	۲ خطه، ۴ خطه و ۶ خطه	LN_{major}
۷	جهت ترافیک	دودویی	۱ یکطرفه و ۲ دو طرفه	TD_{minor}
۸	میانه	دودویی	۰ برای خیابان‌های اصلی و فرعی فاقد میانه، ۱ برای خیابان اصلی دارای میانه و خیابان فرعی فاقد میانه، ۲ برای خیابان فرعی دارای میانه و اصلی فاقد میانه، ۳ برای هر دو خیابان اصلی و فرعی دارای میانه	M

۳-۳- انتخاب توزیع متغیر وابسته

به این ترتیب دو نوع توزیعی که عملاً برای توصیف متغیر وابسته در مدل‌های تصادفات بکار می‌روند، عبارتند از: پواسون و دوجمله‌ای منفی که برای انتخاب آن‌ها از پارامتر پراکندگی (σ_d) به شکل رابطه ۱۱ استفاده می‌شود [Jongdae,2007].

(۱۱)

$$\sigma_d = \frac{\text{pearson}x^2}{n-p}$$

که n تعداد مشاهدات و p تعداد پارامترهای مدل و $\text{pearson}x^2$ برابر است با:

(۱۲)

$$\text{pearson}x^2 = \sum \frac{(y_i - Y_i)^2}{\text{var}(y_i)}$$

که y_i تعداد تصادفات مکان i ، Y_i تعداد تصادفات برآورد شده توسط مدل و $\text{var}(y_i)$ واریانس تصادفات مشاهده شده می‌باشد. در این روش $\sigma_d > 1$ نشان دهنده پراکندگی بیش از حد داده‌ها بوده و می‌بایست یک توزیع دوجمله‌ای منفی به آن‌ها برازش گردد. از آنجا که این شرایط برای تحقیق حاضر محقق گردیده است، یک توزیع دوجمله‌ای منفی برای متغیر وابسته (تعداد تصادفات) در نظر گرفته شده است.

۳-۴- شکل ریاضی معادله مدل

عنصر اصلی یک مدل تصادفات، انتخاب شکل معادله‌ای است که متغیر وابسته را به متغیرهای مستقل مرتبط می‌سازد. این اهمیت از آنجا ناشی می‌شود که ارایه یک نتیجه منطقی توسط مدل (عدم پیش‌بینی مقدار صفر یا منفی برای تصادفات) و نحوه تخمین ضرایب به شکل معادله وابسته بوده و از آن تاثیر می‌پذیرد [Hauer,2004]. در روش‌های تحلیل رگرسیون، شکل معادله مدل بر اساس الگوهای مشخص و از پیش تعریف شده‌ای انتخاب می‌شود که توسط این روش‌ها برای مدل‌سازی ارایه شده است. این الگوها

به لحاظ نظری، یک تصادف نتیجه یک آزمایش برنولی است. بدین ترتیب که اگر تصادف بعنوان یک پیشامد اتفاقی با X ، احتمال وقوع تصادف با p و عدم احتمال وقوع تصادف با q نشان داده شود، مدل احتمالی بصورت رابطه (۷) می‌باشد که X دو مقدار ۰ و ۱ را اختیار می‌کند [Lord, D. Washington,2005].

(۷)

$$X = \begin{cases} 1 & \rightarrow p \\ 0 & \rightarrow q(1-p) \end{cases}$$

اگر آزمایش برنولی n بار با احتمال موفقیت P و بطور مستقل تکرار شود، متغیر تصادفی از توزیع دوجمله‌ای مطابق رابطه (۸) پیروی می‌کند.

(۸)

$$f_x(x) = \binom{n}{x} p^x q^{n-x}$$

که دارای دو پارامتر n و p می‌باشد. برای تصادفات ترافیکی که در آن احتمال وقوع رویداد خیلی کم ($p \rightarrow 0$) و تعداد وسایل نقلیه زیاد ($n \rightarrow \infty$) است، حاصل ضرب $n \times p$ متناهی بوده و به سمت مقدار ثابتی برابر با λ میل می‌کند. در این صورت، توزیع متغیر تصادفی تقریب مفیدی از توزیع دوجمله‌ای بوده که به توزیع پواسن معروف و با رابطه (۹) بیان می‌گردد.

(۹)

$$f_x(x) = \frac{e^{-\lambda} \times \lambda^x}{x!}$$

که در آن میانگین $\lambda = np$ و واریانس نیز برابر: $\sigma^2 = np(1-p) = \lambda(1-0) = \lambda$ می‌باشد. اما توزیع پواسون، برای داده‌های بیش از حد پراکنده بدلیل اینکه در آن‌ها میانگین و واریانس برابر نمی‌باشند، توصیف کننده مناسبی نیست. به همین جهت در اغلب مدل‌های تصادفات، از توزیع دوجمله‌ای منفی که این پراکندگی را با پارامتر پراکندگی (k) توجیه می‌کند، استفاده می‌گردد (رابطه ۱۰) [Salifu,2004].

(۱۰)

$$f_x(x) = \binom{x-1}{k-1} p^k q^{x-k}$$

که میانگین $\lambda = \frac{k}{p}$ و واریانس $\sigma^2 = \frac{kq}{p^2}$ است.

$$y = f(x_1) \times g(x_2) \times \dots \times n(x_n)$$

که y تعداد کل تصادفات سالیانه هر تقاطع و $f(x_1)$ و $g(x_2)$ و ... توابعی از متغیرهای مستقل یا توصیفی هستند.

۳-۵-گزینش متغیرهای مستقل

در اغلب مدل‌های آماری، متغیرهای توصیفی به کمک آزمون معنی‌داری گزینش می‌شوند که متشکل از ۵ مرحله فرض‌های آماری (رابطه ۱۴)، آماره آزمون، مقادیر بحرانی، سطح خطا و تصمیم‌گیری (رد فرضیه صفر یا تایید فرضیه یک) می‌باشد [Montgomery, 1992].

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_j = 0$$

$$H_1: \beta_j \neq 0$$

آزمون‌های مختلفی برای رد فرضیه صفر وجود دارد که با توجه به نوع توزیع متغیر وابسته انتخاب می‌شوند. یکی از آزمون‌های سازگار با دو نوع توزیع پواسون و دوجمله‌ای منفی، آزمون نسبت درستنمایی (رابطه ۱۵) می‌باشد که در این تحقیق استفاده گردیده است.

$$LRT = -2(\log L_{p+1} - \log L_p)$$

که LRT نسبت درستنمایی، L_{p+1} مقدار تابع درستنمایی برای مدلی با $P+I$ متغیر، L_p مقدار تابع درستنمایی برای مدلی با p متغیر، ۲ عدد افزایش مقیاس و علامت منفی نیز ضریب مثبت کردن تابع درستنمایی می‌باشند. مطابق با نظر آیتکین [Aitkin, 1989] برای دو مدل با درجات آزادی df_1 و df_2 ، توزیع LRT مجانب آماره کی دو با درجه آزادی $df_1 - df_2$ بوده و بنابراین، در صورتی که LRT از کی دو (χ^2) در سطح معنی‌داری مشخصی تجاوز کند، فرض H_0 رد و متغیر اضافی می‌تواند در مدل نگهداشته شود [McCullagh, 1989].

۶-۳- برآورد ضرایب مدل

برای برآورد ضرایب، از دو رویکرد حداقل کردن مربع

اغلب خطی، غیرخطی و یا قابل تبدیل به خطی (لگاریتمی) می‌باشند که در آن‌ها متغیرهای مستقل به صورت مضربی یا جمع کنار هم قرار داده شده و بهم مرتبط می‌گردند. هاین نشان داد که الگوهای تعریف شده توسط روش‌های رگرسیونی به چند علت ممکن است انتخاب مناسبی برای ایجاد ارتباط بین متغیرهای وابسته و مستقل نباشند: نخست، برخی الگوهای خطی نظیر $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2$ از منطقی‌پروی نمی‌کنند. زیرا در این معادله با فرض اینکه L طول قطعه، x_1 حجم ترافیک و x_2 عرض خط باشد، وقتی هیچ ترافیکی در یک قطعه خیابان وجود نداشته باشد همواره تعداد معینی تصادف پیش بینی می‌گردد و یا برای یک عرض خط مشخص صرف نظر از اینکه حجم ترافیک ۱۰۰۰ یا ۱۰۰۰۰ باشد، همواره تعداد ثابتی تصادف برابر با y/L به قطعه مورد نظر اضافه می‌شود. دوم اینکه مدل‌های مضربی به صورت $y = L \times x_1^{\beta_1} \times x_2^{\beta_2}$ که دارای عامل‌های $e^{\beta x}$ و x^{β} می‌باشند، فقط منحنی‌هایی با تغییرات یکنواخت را شامل شده و قادر به تشریح منحنی‌هایی با نقاط مختلف ماکزیمم، مینیمم، عطف و بطور کلی با تغییرات غیر یکنواخت نمی‌باشند [Hauer, 2004].

به این ترتیب، دو رویکرد اصلی در شکل معادله مدل عبارت است از: الگوهای تعریف شده توسط رگرسیون خطی تعمیم یافته و معادله هاینر، که در اولی مدل حول یک پیشگوی خطی به شکل $y = \beta_0 + \sum \beta_j x_j$ ساخته شده و در آن امکان جدا سازی متغیرها و نیز مدل کردن یک رابطه غیرخطی بین متغیر وابسته و هریک از متغیرهای مستقل وجود ندارد و دومی که شرایط جداسازی متغیرها را فراهم نموده و هر متغیر می‌تواند با شکل تابعی مربوط به خود به مدل وارد شود. در این تحقیق با توجه به پیروی متغیر وابسته از توزیع دوجمله‌ای منفی، وجود شکل‌های مختلف متغیر توصیفی و نامشخص بودن نوع رابطه متغیرهای وابسته و توصیفی، از الگوی هاینر برای تعیین شکل معادله مدل مطابق رابطه ۱۳ استفاده شده است.

(۱۳)

۳-۸- اعتبار سنجی مدل

برای تعیین اعتبار یک مدل، اغلب از روش‌های تحلیل ضرایب مدل و مقایسه مقادیر پیش بینی با نتایج حاصل از دیگر مدل‌های تحلیلی، بررسی نتایج با استفاده از جمع‌آوری داده‌های جدید و جداسازی داده‌ها استفاده می‌شود، که مفیدترین آن‌ها جمع‌آوری داده‌های جدید و مقایسه مستقیم پیش بینی مدل با آن‌ها می‌باشد. در این روش واریانس باقیمانده‌های مدل برازش شده با میانگین مربع خطاهای پیش بینی داده‌های جدید که از روابط ۱۸ و ۱۹ بدست می‌آیند، مقایسه و بر اساس آن توانایی پیش‌بینی مدل برازشی سنجیده می‌شود [Montgomery, 1992].

(۱۸)

$$MSE = \sum_{i=1}^n \frac{(y_i^* - y_i)}{n_1 - p}$$

(۱۹)

$$MPSE = \sum_{i=1}^n \frac{(y_i^* - y_i)}{n_2}$$

که MSE میانگین مربع خطاها در مدل برازش شده، $MPSE$ میانگین مربعات خطای پیش‌بینی شده داده‌های جدید، y_i داده‌های مشاهده شده، y_i^* داده‌های پیش‌بینی شده، n_1 تعداد داده‌های مدل برازش شده، p تعداد پارامترهای مدل برازش شده و n_2 تعداد داده‌های جدید هستند.

۴- مدل برآورد تعداد تصادفات

بر پایه متدولوژی فوق، مدل تصادفات تقاطع‌های شهری به شرح زیر تعیین گردیده است:

الف) ابتدا حجم ترافیک خیابان اصلی بعنوان اولین متغیر به مدل معرفی شده است. برای این متغیر، بر پایه نمودار تابع انتگرال تجربی (شکل ۱) و مقایسه آن با نمودارهای توابع انتگرال شناخته شده، هفت شکل تابعی کاندید گردیده که همراه با مقادیر ضرایب، معیار اطلاعات بیزی BIC و درست‌نمایی $-2\log\text{likelihood}$ در جدول ۲ ارائه شده است. براساس نتایج این جدول، تابع $b_0 \cdot x_1^{b_1}$ بدلیل داشتن کمترین مقدار BIC در بین سایر توابع، به عنوان بهترین مدل انتخاب گردیده است.

ب) حجم ترافیک خیابان فرعی به مدل معرفی شده است. برای این متغیر نیز بر پایه رسم نمودار تابع انتگرال تجربی، هشت شکل تابعی مطابق جدول ۳ کاندید که از بین آن‌ها تابع $x_2^{b_2}$ با $LRT=45.87$ و $p\text{-value}=0.00017$ بعنوان بهترین مدل انتخاب گردیده است.

خطاها و حداکثر کردن تابع درست‌نمایی استفاده می‌شود، که اولی در شرایط نامشخص بودن نوع توزیع و دومی در شرایط معلوم بودن آن کاربرد دارد. حداکثرکردن تابع درست‌نمایی، روشی مبتنی بر بیشینه‌سازی احتمال وقوع همزمان مشاهدات است که در آن تابعی موسوم به "تابع درست‌نمایی" برای دستیابی به مقادیر پارامترهای مجهول ماکزیمم می‌شود. در این روش، تابع درست‌نمایی به صورت یک تابع احتمال توأم نمونه تصادفی به ازای مشاهدات مطابق با رابطه ۱۶ تعریف می‌گردد [Lord, 2005].

(۱۶)

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^n p_i$$

که در آن $L(\beta)$ تابع درست‌نمایی وقوع مشاهدات ۱ تا N بازا ضرایب β و p_i احتمال وقوع هر مشاهده هستند. تابع درست‌نمایی به دلیل هم‌نوایی و سهولت در محاسبه، بصورت لگاریتمی نشان داده شده و با توجه به نوع توزیع احتمال متغیر وابسته نیز به شکل‌های مختلفی بیان می‌گردد [Jongdae, 2007]. رابطه ۱۷ یکی از آن روابطی است که بیشترین کاربرد در مدل‌های پیش‌بینی تصادفات را دارد.

(۱۷)

$$L(y, \mu, k) = \sum \log[f(y_i, \mu_i, k)]$$

$$l_i = \log[f(y_i, \mu_i, k)]$$

$$= y_i \log(k\mu_i) - \left(y_i + \frac{1}{k}\right) \cdot \log\left(1 + k\mu_i\right) + \left[\frac{\Gamma(y_i + \frac{1}{k})}{\Gamma(y_i + 1) \Gamma(\frac{1}{k})} \right]$$

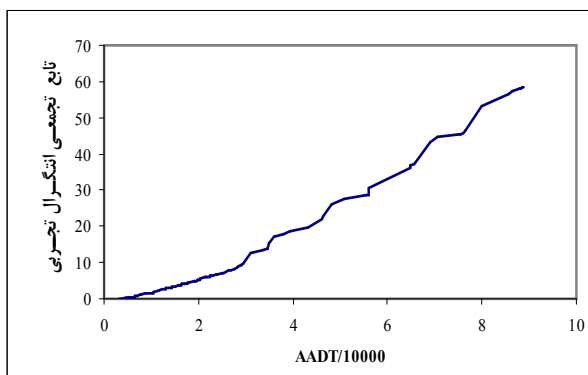
که در آن L لگاریتم تابع درست‌نمایی، l_i مقدار لگاریتم تابع درست‌نمایی هر مشاهده، y_i تعداد تصادفات هر قطعه خیابان یا تقاطع، μ_i تابع مقدار میانگین، k پارامتر پراکندگی توزیع دو جمله‌ای منفی و $\Gamma(\cdot)$ تابع گاما می‌باشند.

۳-۷- نکویی برازش مدل

در این تحقیق برای نکویی برازش مدل از "نمودار تجمعی باقیمانده‌ها" استفاده شده است. در این نمودار باقیمانده هر تقاطع جداگانه محاسبه و با مرتب کردن آن‌ها بترتیب صعودی، نمودار لازمه رسم می‌گردد. در شکل ۲ و بر اساس نتایج حاصل این نمودار رسم و تشریح شده است.

جدول ۲. شکل های تابعی متغیر اول (حجم ترافیک خیابان اصلی)

ردیف	تابع	b_0	b_1	-2Log	BIC
۱	$b_0 + b_1x$	۱/۷۸۶۴	۱/۱۳۱۳	۵۴۰/۶۶	۵۴۷/۰۹
۲	$b_0x^{b_1}$	۲/۵۲۲۲	۰/۶۹۱۰	۵۳۳/۴۲	۵۳۹/۸۵
۳	$b_0x + b_1x^2$	۲/۱۶۵۷	-۰/۱۵۶۱	۵۵۸/۲۴	۵۶۴/۶۷
۴	$b_0xe^{b_1x}$	۲/۱۱۱۵	-۰/۱۰۸۵	۵۸۱/۲۴	۵۸۷/۶۷
۵	$b_0x + e^{b_1x}$	۱/۳۶۸۹	-۰/۰۰۱۹	۵۴۲/۱۰	۵۴۸/۰۳
۶	$b_0 + b_1\ln x$	۳/۱۳۵۷	۲/۴۵۷	۵۴۸/۶۰	۵۵۵/۰۳
۷	$b_0 + x^{b_1}$	۱/۸۴۵۵	۱/۰۶۲۷	۵۴۱/۷۴	۵۴۸/۱۷



شکل ۱. نمودار تابع انتگرال تجربی متغیر حجم ترافیک

ت) در گام نهایی، متغیرهای شکل هندسی و میانه با مدل سوم به صورت $y = f(x_1).g(x_2).h(x_3).j(x_4)$ بررسی که نتایج آن در جدول ۶ ارائه شده است. براساس این نتایج، متغیر میانه به دلیل داشتن مقدار منفی نسبت درستی حذف و فقط متغیر شکل هندسی با $LRT=۳/۷۴$ و تاثیر در کاهش $-2\loglikelihood$ ، برای مدل معرفی گردیده است. به این ترتیب، مدل نهایی به شکل رابطه ۲۰ بدست آمده است.

پ) در این مرحله، متغیرهای شکل هندسی، کنترل ترافیک، زاویه تقاطع، جهت ترافیک، تعداد خطوط و میانه در ترکیب با مدل دوم به شکل $f(x_1).g(x_2).h(x_3)$ بررسی و از بین آنها متغیرهایی که نسبت درستی شان از آماره کی دو بیشتر و یا در کاهش $-2\loglikelihood$ تاثیر داشته‌اند، به عنوان متغیر سوم کاندید گردیده‌اند. سپس، این متغیرها بر حسب مقدار نسبت درستی اولویت بندی (جدول ۴) و از بین آنها، متغیر کنترل ترافیک بعلا دارا بودن بیشترین مقدار نسبت درستی، بعنوان متغیر سوم انتخاب گردیده است.

(۲۰)

$$y = 0.5894 . X_1^{0.4764} . X_2^{0.4240} (1 + 0.1276X_3) \times (1 + 0.0259X_4)$$

ترافیک (۰) برای تقاطع چراغدار و ۱ برای تقاطع بدون چراغ) و X_4 شکل هندسی (۱) برای چهار راهه و ۰ برای سه راهه) هستند.

که y تعداد تصادفات سالیانه هر تقاطع، X_1 حجم ترافیک خیابان اصلی در مجموع دو جهت بر حسب $AADT/10000$ ، X_2 حجم ترافیک خیابان فرعی در مجموع دو جهت بر حسب $AADT/10000$ ، X_3 کنترل

جدول ۳. شکل های تابعی متغیر دوم (حجم ترافیک خیابان فرعی)

BIC	-2loglikelihood	b ₃	b ₂	b ₁	b ₀	تابع	ردیف
۵۲۹/۷۱	۵۲۱/۱۴	۰/۴۵۶۹	۰/۵۸۹۳	۲/۳۸۹۲	$f(x_1)(x_2 e^{b_2 x_2})$	۱
۴۹۹/۹۱	۴۹۱/۳۴	۰/۲۸۹۷	۰/۲۵۷۵	۱/۷۲۵۲	$f(x_1)(x_2 + x_2^{b_2})$	۲
۴۹۶/۲۱	۴۸۷/۶۴	۰/۴۶۱۵	۰/۴۹۱۴	۲/۸۹۳۴	$f(x_1)(x_2^{b_2})$	۳
۵۰۰/۸۸	۴۹۰/۱۶	۰/۵۷۲۲	۰/۹۳۱۲	۰/۴۲۰۱	۱/۹۸۰۶	$f(x_1)(b_2 + b_3 x_2)$	۴
۴۹۹/۹۳	۴۸۹/۲۲	۰/۵۲۹۰	۰/۹۸۲۸	۰/۴۲۶۳	۲/۰۶۶۸	$f(x_1)(x_2 + x_2^{b_2})^{b_3}$	۵
۴۹۸/۳۱	۴۸۷/۶۰	۰/۴۸۸۴	۱/۳۶۹۲	۰/۴۴۷۳	۲/۱۵۴۴	$f(x_1)(b_2 x_2^{b_3})$	۶
۵۰۰/۶۵	۴۸۹/۹۴	۰/۲۴۱۹	۰/۷۱۵۱	۰/۳۴۲۸	۱/۸۳۷۴	$f(x_1)(b_2 x_2 + x_2^{b_3})$	۷
۵۰۹/۹۹	۴۹۹/۲۸	-۰/۱۹۸۹	۱/۵۷۰۸	۰/۳۹۱۵	۲/۳۱۴۶	$f(x_1)(b_2 x_2 e^{b_3 x_2})$	۸

جدول ۴. اشکال تابعی متغیرهای شکل هندسی، زاویه تقاطع، میانه، جهت و کنترل ترافیک

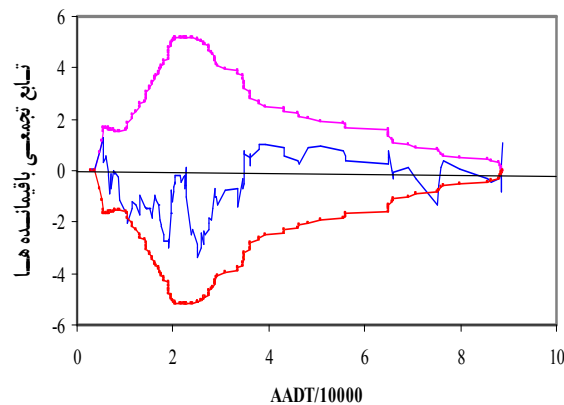
کاندید	p-value	LRT	-2loglikelihood	b ₃	b ₂	b ₁	b ₀	توابع	متغیر
۲	۰/۰۰۷	۳/۹۸	۴۸۳/۶۶	۰/۱۸۶۲	۰/۴۱۳۰	۰/۵۱۳۴	۲/۵۰۲۸	$\dots (1 + b_3 x_3)$	شکل هندسی
حذف	۰/۰۰۱	-۰/۱۶	۴۸۷/۸۰	۰/۱۶۶۴	۰/۴۴۴۵	۰/۵۲۲۷	۲/۴۳۰۸	$\dots (1 + b_3 x_3)$	زاویه تقاطع
۳	۰/۰۰۵	۳/۶۲	۴۸۴/۰۲	-۰/۰۰۳۵	۰/۴۸۲۵	۰/۴۱۴۰	۱/۵۵۳۹	$\dots (1 + e^{b_3 x_3})$	میانه
حذف	۰/۰۰۳	-۰/۸	۴۸۸/۴۴	۰/۱۶۸۹	۰/۴۷۷۱	۰/۴۸۸۲	۲/۲۳۲۴	$\dots (1 + b_3 x_3)$	جهت ترافیک
حذف	۰/۰۰۲	۳/۲۹	۴۸۴/۳۴	-۰/۱۲۳۹	۰/۴۷۲۳	۰/۴۷۳۱	۱/۵۷۹۰	$\dots (1 + x_3^{b_3})$	تعداد خطوط
۱	۰/۰۱۲	۴/۹	۴۸۲/۷۴	۰/۱۳۱۹	۰/۴۰۰۸	۰/۴۹۲۵	۲/۶۸۹۰	$\dots (1 + b_3 x_3)$	کنترل ترافیک

جدول ۵. انتخاب متغیرهای شکل هندسی و میانه

متغیر		تابع
میانه	شکل هندسی	
$f(x_1).g(x_2).h(x_3).(1 + b_4 x_4)$	$f(x_1).g(x_2).h(x_3).(1 + b_4 x_4)$	
۱/۲۴۰۳	۲/۶۸۴۹	b ₀
۰/۴۷۶۴	۰/۴۷۶۴	b ₁
۰/۴۳۲۴	۰/۴۲۴۰	b ₂
۰/۱۸۱۵	۰/۱۲۷۶	b ₃
۰/۰۶۹۳	۰/۰۲۵۹	b ₄
۰/۰۲۵۱	b ₅
۴۷۹/۷۸	۴۷۹	-2loglikelihood
۴۹۰/۴۹	۴۷۹/۷۱	BIC
-۰/۷۸	۳/۷۴	LRT
۰/۰۰۶۱	۰/۰۲۸	p-value

داده‌های جدید استفاده شده است. برای این منظور، ۷۰ تقاطع انتخاب و داده‌های مربوط به آن‌ها در سال ۱۳۷۸ جمع آوری گردیده است. براساس این داده‌ها، میانگین مربع خطاهای پیش‌بینی و همچنین ضریب همبستگی (R^2) محاسبه و با میانگین مربع خطاها و ضریب همبستگی مدل برازش شده مقایسه شده است (جدول ۷). ملاحظه می‌شود که گرچه در هر دو مورد میانگین مربعات خطاها (MSE) از میانگین مربعات خطای پیش‌بینی براساس مشاهدات جدید ($MPSE$) کمتر است، اما این اختلاف ناچیز بوده و مدل ارائه شده برای پیش‌بینی موفق عمل می‌کند. نتایج R^2 نیز این تحلیل را اثبات می‌کند.

نمودار تجمعی باقیمانده‌ها که حاکی از برازش خوب مدل به داده‌های مشاهده شده می‌باشد، در شکل ۲ ارائه گردیده است. در تفسیر شکل ۲ می‌توان گفت که نمودار تجمعی خوب، نموداری است که قادر به حرکت به سمت بالا و پایین بوده و بتواند حول خط سفر دوران کند. در چنین حالتی نمودار مذکور برازش خوبی از مدل را برای همه مقادیر دامنه متغیر به نمایش می‌گذارد. منحنی‌هایی که در دوطرف نمودار تجمعی باقیمانده‌ها رسم شده‌اند، نمودارهای واریانس بصورت $\pm\sigma$ می‌باشند که نمایانگر دو نوع تابع چگالی احتمال با میانگین صفر و واریانس‌های مختلف برای گام تصادفی می‌باشند. برای تعیین اعتبار مدل از روش



شکل ۲. نمودار تجمعی باقیمانده‌ها

جدول ۷. ضریب همبستگی بین دو حالت مدل

آماره	مدل برازش شده	مشاهدات جدید
MSE	۰/۱۸۵	-
$MPSE$	-	۲/۱۵
R^2	۰/۹۸۱	۰/۹۶۹

۵- نتیجه‌گیری

بدون چراغ) مورد مقایسه قرار گرفته و از خود مدل و مقایسه ایمنی تقاطع‌ها، نتایج زیر بدست آمده است:

در این مقاله با ارائه یک مدل برآورد تصادفات مبتنی بر ویژگی‌های تقاطع‌های همسطح شهر زاهدان، انواع تقاطع‌های موجود از نظر شکل هندسی و نوع کنترل ترافیک (چراغدار،

Safety Performance Function for Urban Unsignalized Four-Legged One-Way Intersections in Palermo, Italy”, Archives of Civil Engineering, 60(1), pp. 41-54.

-Gomes, S.V., Geedipally, S.R. and Lord, D., (2012), “Estimating the safety performance of urban intersections in Lisbon, Portugal”, Safety Science, 50(9), pp. 1732-1739.

-Greib, P., (2003), “Accident Prediction Models for Urban Roads”, Accident Analysis and Prevention, 35(2), pp. 273-285.

-Hauer, E., (2004), “Statistical Road Safety Modeling”, Transportation Research Record, 1897(1), pp. 81-87.

-McCullagh, P. and Nelder, J.A., (1989), “Generalized Linear Models”, Chapman and Hall, New York.

-Montgomery D.C. and Peck, A., (1992), “Introduction to linear regression analysis”, Jenson Books Inc, 2nd edition.

-Persaud, B. and Lyon, C., (2009), “Safety Performance Functions for Intersections”, Report No. CDOT-2009-10, Colorado Department of Transportation Division of Transportation Development 4201 East Arkansas Avenue Denver, Colorado 80222.

- Persaud, B., Lord, D. and Palmisano, J., (2002), “Calibration and Transferability of Accident prediction Models for urban intersection”, Transportation Research Record, 1784(1), pp.57-64.

- Salifu, M., (2004), “Accident Prediction Models for un signalized urban Junctions in Ghana”, IATSS Research, 28(1), pp. 68-81.

- Sayed, T. and De Leur, P., (2008), “Collision Prediction Models For British Columbia”, Engineering Branch BC Ministry of Transportation and Infrastructure, (2008).

-Jongdae, B., (2007), “Collision Models for Multilane Highway Segment in cop orating

الف) تعداد تصادفات تقاطع‌های همسطح شهر زاهدان با متغیر حجم ترافیک ورودی از مسیرهای مختلف، رابطه‌ای غیرخطی دارد که توان متغیر مدل مربوطه عددی نزدیک به ۰/۵ بوده و این امر نیز با سایر مطالعات انجام شده در این زمینه همخوانی دارد.

ب) برای یک مقدار مشابه جریان ترافیک بصورت متوسط حجم ترافیک روزانه (ADT)، تعداد تصادفات در تقاطع‌های چراغدار و بدون چراغ و همچنین شکل‌های هندسی سه راهه و چهار راهه تقریباً مساوی بوده و در حقیقت اثر نوع کنترل و شکل هندسی تقاطع همسطح در میزان تصادفات ناچیز و قابل اغماض است.

۶- مراجع

-بروجردیان، الف. ا. عباسی، س. کریمی، ا. و صفارزاده، م.، (۱۳۹۴)، “ارزیابی ریسک خطر حرکات ترافیکی در ناحیه فیزیکی تقاطع بدون چراغ براساس شاخص TTC”، مجله مهندسی عمران مدرس، دوره ۱۵، شماره ۴، ص. ۷۲-۶۳.

-شفابخش، غ.ع. و شاه‌حسینی، الف.، (۱۳۸۸)، “آنالیز حساسیت بزرگراه‌های برون‌شهری نسبت به عوامل هندسی مسیر”، مجله مدلسازی در مهندسی، سال هفتم، شماره ۱۹، ص. ۳۵-۲۳.

-شیخ‌الاسلامی، ع. ر. و عزیز، ل.، (۱۳۸۹)، “مدلسازی تعداد تصادفات در تقاطع‌های چراغدار”، پنجمین کنگره ملی مهندسی عمران، مشهد، دانشگاه فردوسی مشهد.

- Aitkin, A., Andeson, D. Francis, B. and Hinde, J., (1989), “Statistical Modeling in GLIM”, Oxford University Press, New York.

- Bauer, K.M. and Harwood, D., (2000), “-Statistical Models of At-Grade Intersection Accidents-addendum”, publication FHWA-RD-99-094, FHWA, Washington D.C.

- Giuffrè, O., Grana, A., Giuffrè, T., Marino, R. and Marino, S., (2014), “Estimating the

-Lord, D., Washington, S.P. and Ivan, J.N., (2014), "poisson, poisson-gamma and zero-inflated regression models of motor vehicle crashes balancing statistical.

-Mouton, L. and Fawaz, B., (1996), "Estimating Accidents at junctions using routinely available input data", Traffic Engineering and control, 37(11), pp. 624-628.

-Sayed, T. and Rodriguez, F., (1999), "Accident Prediction Models for urban signalized intersections in British Columbia", Transportation Research Record, 1665(1), pp. 93-99.

the effects of curbs", Ph.D. Dissertation, North Carolina State University.

-Lord, D. and Persaud, B.N., (2000), "Accident Prediction Models with and without trend: Application of the Generalized Estimating Equation procedure", Transportation Research Record, 1717(1), pp. 102-108.

-Lord, D., (2000), "The Prediction of Accidents on Digital Networks: Characteristics and Issues Related to the Application of Accident Prediction Models", Ph.D. Dissertation, Department of Civil Engineering, University of Toronto.

An Improved Method for Accident Estimation and Comparison Types of Urban Level Intersections

Mohammad Hassan Mirabimoghaddam, Assistant Professor, Faculty of Engineering, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran.

E-mail: mhmirabi@eng.usb.ac.ir

Received: February 2020 -Accepted: June 2020

ABSTRACT

Growth of population and urbanization, transport expansion as well as demand of road trips in developing countries such as Iran, cause to the increase of the number of vehicles day by day, which this matter leads to the enhancement of the unreasonable of travel time and high rate of accidents. The data of accidents show that in whole of the world around 13 million people die every year from accidents and more than 50 million people are injured or physically handicapped due to this matter. Therefore, in order to achieving the proper traffic planning to reduce of accidents number and casualties, assessing the road safety with considering effective factors is very important. In general, different methods are used to evaluation of the safety of transportation facilities, which most commonly methods of them are statistical models. The main purpose of this paper is to present an improved method, to evaluate the safety of different urban intersections by using a statistical model of urban accidents. This study was conducted on 140 three-way and four-way intersections which included lights and no lights cross. In these cases data of accidents on three years period, from 1387 to 1390, have been collected from the 113 police reports and other required data have been gathered by field investigation (research). A multiplicative form based on Haier equation has been used to build the considered model, where descriptive variables choose in continuous and binary forms and with a predetermined function are introduced to the equation. The results showed that in the urban intersections, incoming traffic has the greatest impact on accident rates, and for a certain traffic volume, effects of intersection geometry (3-way and 4-way) and also type of traffic control (signalized and no lights) on the rate of accident are negligible.

Keywords: Urban Intersections, Traffic Safety, Statistics Accident Model, Hauer Equation, Traffic Volume, Negative Binomial Distribution