سنجش از دور
و
GIS ایران

سنجش از دور و GIS ایران
Iranian Remote Sensing & GIS

سال سوم، شماره سوم، پاییز ۱۳۹۰
Vol.3, No.3, Autumn 2011

۳۳-۴۸

تحلیل مکانی تصادف‌های درون‌شهری با استفاده از رگرسیون وزنی مکانی

علی‌اکبر متکان[۱]، افشین شریعت مهیمنی[۲]، بابک میرباقری[۳]، متین شهری*[۴]

۱. دانشیار دانشکده علوم زمین، گروه سنجش از دور و سیستم اطلاعات جغرافیایی، دانشگاه شهید بهشتی
۲. استادیار دانشکده مهندسی عمران، گروه برنامه‌ریزی حمل‌ونقل، دانشگاه علم و صنعت ایران
۳. مربی دانشکده علوم زمین، گروه سنجش از دور و سیستم اطلاعات جغرافیایی، دانشگاه شهید بهشتی
۴. دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه سنجش از دور و سیستم اطلاعات جغرافیایی، دانشگاه شهید بهشتی

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۸۹/۱۲/۶ تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۰/۶/۲۰

چکیده

در سال‌های اخیر مطالعات گسترده‌ای به منظور بررسی روابط بین تصادف‌ها و عوامل مؤثر بر آنها ـ از جمله نوع کاربری، ویژگی‌های جمعیتی و پارامترهای مختلف شبکه حمل‌ونقل در مناطق شهری ـ صورت پذیرفته است. متغیرهای میزان تولید و جذب سفر همراه با پارامتر مجموع طول معابر می‌توانند به عنوان متغیرهای جایگزین مناسبی برای پیش‌بینی تصادف‌ها مورد استفاده قرار گیرند. مدل‌های رگرسیون خطی تعمیم‌یافته به عنوان متداول‌ترین مدل‌های عمومی پیش‌بینی تصادف‌ها، و رابطه بین تصادف‌ها و متغیرهای مستقل را با تخمین ضرایب ثابت در کل منطقه مطالعاتی توصیف می‌کنند. در تحقیق حاضر به منظور بررسی تأثیرات ناپایداری در روابط میان تصادف‌ها و عوامل مؤثر بر آنها، مدل رگرسیون وزنی مکانی پوآسون پیشنهاد گردید. آن‌گاه این مدل با استفاده از پارامترهای تولید و جذب سفر و مجموع طول معابر در ۲۵۳ ناحیه ترافیکی در شهر مشهد اجرا شد و تأثیرات خودهمبستگی مکانی در باقی‌مانده‌ها بررسی گردید. آزمون‌های نیکویی برازش دقت بالاتر مدل رگرسیون وزنی پوآسون را در قیاس با مدل عمومی نشان می‌دهند. نتایج همچنین نشان از ناپایداری معناداری در روابط بین تعداد تصادف‌ها و متغیرهای مستقل انتخاب‌شده دارند. نتایج، رابطه مستقیم متغیرهای انتخاب‌شده را نیز با وقوع تصادفات در بیشتر نواحی ترافیکی نشان می‌دهد. آزمون باقی‌مانده‌های هر دو مدل نشانگر حذف تأثیرات خودهمبستگی مکانی از باقی‌مانده‌های رگرسیون وزنی مکانی پوآسون است.

کلیدواژه‌ها: تولید و جذب سفر، مجموع طول معابر، مدل‌های خطی تعمیم‌یافته، ناپایداری، رگرسیون وزنی مکانی پوآسون، تحلیل مکانی.

* نویسنده مکاتبه‌کننده: تهران، اوین، دانشگاه شهید بهشتی، گروه سنجش از دور

Email: matinshahri@yahoo.com

۱- مقدمه

با گسترش زندگی ماشینی و افزایش روزافزون تعداد وسایل نقلیه در شهرها در نیم قرن اخیر، با وجود فواید اقتصادی و رفاهی گسترش ارتباطات و سرعت جابه‌جایی کالا و مسافر، بر تعداد و شدت تصادفات ترافیکی به‌سرعت افزوده شده، و تصادف‌ها و صدمات جانی و ضایعات مالی ناشی از آنها به بخشی از چالش‌های اصلی جوامع بشری تبدیل شده است. از این رو، دستیابی به سفر ایمن همراه با آگاهی کافی از عوامل مؤثر بر وقوع تصادفات و همچنین دستیابی به مدل‌های ایمنی صحیح با قدرت پیش‌بینی بالا همواره جزو نگرانی‌های اصلی متخصصان حمل‌ونقل و مهندسانِ ترافیک در فرایند برنامه‌ریزی کلان و بلندمدت حمل‌ونقل بوده است (Washington, Schalwyk, & Mitra, 2006).

تا کنون مدل‌های متعددی به منظور توسعه مدل‌های یکپارچه[1] برای پیش‌بینی تصادف‌ها در مناطق شهری ارائه شده‌اند که در آنها داده‌ها و متغیرها در سطوح مختلف مثل نواحی ترافیکی[2] (Hadayeghi, Shalaby, & Persaud, 2010, Lovegrove, 2008) یا بلوک‌های آماری[3] (Levine, Kim, & Nitz, 1995; Wier, Weintraub, Humphrey, Seto, & Bhatia, 2009) تجمیع شده‌اند. همچنین مدل‌هایی برای توصیف فراوانی وقوع تصادفات بر اساس پیش‌بینی‌کننده‌هایی چون پارامترهای شبکه حمل‌ونقل (Noland, 2003)، نوع کاربری (Hadayeghi, et al., 2010; Noland & Quddus, 2004) و ویژگی‌های جمعیتی (de Guevara, Washington, & Oh, 2004; Noland & Lyoong, 2004) ایجاد شده‌اند. اهمیت انتخاب متغیرهای مستقل در این‌گونه مدل‌ها از آنجاست متغیرهای مذکور باید پیش‌بینی‌کننده‌های مناسبی برای متغیر پاسخ باشند. ایجاد سفر[4] نخستین مرحله از فرایندهای چهارمرحله‌ای پیش‌بینی سفر[5] بر اساس مجموع متغیرهای تولید و جذب برآورد می‌شود. منظور از تولید سفر، تعداد سفرهایی است که از ناحیه ترافیکی خاصی شروع می‌شوند؛ و منظور از جذب همانا تعداد سفرهایی است که به ناحیه‌ای ترافیکی ختم می‌شوند. در برنامه‌ریزی حمل‌ونقل از متغیرهای مختلفی همچون ویژگی‌های جمعیتی، اشتغالی، اقتصادی و اجتماعی به‌منظور تخمین تعداد سفرهای تولیدشده یا جذب‌شده در هر ناحیه ترافیکی استفاده می‌شود.

بدین ترتیب متغیرهای تولید و جذب مشاهداتی استفاده‌شده در این تحقیق (که از طریق برداشت میدانی به‌دست‌آمده‌اند) نماینده مناسبی برای ویژگی‌های مذکور، خواهند بود. هر سفر تولید یا جذب‌شده در هر ناحیه ترافیکی می‌تواند منشأ ریسک احتمالی یکی از تصادف‌ها به شمار رود؛ و بنابراین تعداد سفرهای تولیدشده یا جذب‌شده را می‌توان متغیر جایگزین مناسبی برای پارامترهای مورد استفاده در مدل‌های پیش‌بینی تصادف‌ها برشمرد (Naderan & Shahi, 2010). مجموع طول معابر در هر ناحیه ترافیکی به عنوان یکی از ویژگی‌های تأثیرگذار شبکه حمل‌ونقل نیز نقش مهمی در مطالعات ایمنی شهری ایفا می‌کند. با توجه به همبستگی بالای هر یک از متغیرهای نام‌برده با فراوانی وقوع تصادفات، می‌توان انتظار داشت که این متغیرها نه تنها پیش‌بینی‌کننده‌های جایگزین مناسبی در مقایسه با متغیرهای کاربری و پارامترهای اجتماعی ـ اقتصادی متداول برای وقوع تصادفات به شمار روند بلکه از وارد شدن متغیرهای اضافی به مدل نیز ـ که ممکن است منجر به اختصاصی شدن مدل گردد ـ جلوگیری کنند.

از متداول‌ترین مدل‌هایی که در کالیبراسیون مدل‌های برنامه‌ریزی ایمنی مورد استفاده قرار می‌گیرد، مدل‌های رگرسیون تعمیم‌یافته خطی[6] با توزیع پوآسون یا دو جمله‌ای منفی است (Hadayeghi et al., 2010).

1. Aggregated
2. Traffic Analysis Zone
3. Census Blocks
4. Trip Generation
5. Travel Demand
6. Generalized Linear Model

در این مدل‌های عمومی[1]، به‌منظور نمایش ارتباط بین متغیر وابسته (نظیر تعداد تصادفات اتفاق‌افتاده در هر ناحیه ترافیکی) و هر یک از متغیرهای مستقل، ضرایب ثابتی تخمین زده می‌شود؛ این در حالی است که روابط در شرایط محلی ممکن است کاملاً متغیر باشند ـ که این پدیده تحت عنوان ناپایداری مکانی[2] شناخته می‌شود. از آنجا که فرض پایداری در مدل‌های عمومی، ابعاد مکانیِ تأثیرگذار روی تعداد تصادفات اتفاق‌افتاده در هر ناحیه ترافیکی را شدیداً تحت تأثیر قرار می‌دهد، صحت این مدل‌ها برای توصیف ارتباط بین متغیرهای مستقل و وابسته محل تردید خواهد بود. فراوانی وقوع تصادفات احتمالاً تحت تأثیر عوامل مختلفی است که میزان تأثیرگذاری آنها در قسمت‌های مختلف منطقه مطالعاتی یکسان نیست. علاوه بر این، در مدل‌های رگرسیون عمومی فرض بر استقلال خطاهاست، بنابراین اگر هر نوع خودهمبستگی مکانی[3] ناشی از ناپایداری در روابط مدل‌شده در خطاها وجود داشته باشد، استفاده از این‌گونه مدل‌ها صحیح نخواهد بود (Fotheringham et al., 2002). برای مواجهه با چنین محدودیت‌هایی، رگرسیون وزنی مکانی[4] (GWR) را به عنوان تکنیکی محلی[5] برای نخستین بار فادرینهام و همکارانش در سال ۲۰۰۲ پیشنهاد کردند. تکنیک مذکور امکان کالیبراسیون مدل‌های رگرسیون چندگانه را به منظور تحلیل ناپایداری در روابط فراهم می‌کند. شکل توسعه داده‌شدهٔ این مدل با نام رگرسیون وزنی مکانی پوآسون[6] (GWPR) برای مدل‌سازی داده‌های گسسته و نامنفی نظیر تصادفات مورد استفاده قرار می‌گیرد. مهم‌ترین ویژگی GWR یا GWPR، فراهم آوردن امکان تخمین ضرایب مدل در هر نقطه از منطقه مطالعاتی و درنتیجه امکان پیش‌بینی بهتر متغیر پاسخ است. افزون بر این، باقی‌مانده‌های مدل‌های محلی مذکور در مقایسه با مدل‌های عمومی ویژگی‌های تصادفی را نشان می‌دهند (Zhang & Ivan, 2005).

بیشتر مطالعاتی که در آن از مدل‌های رگرسیون وزنی مکانی استفاده شده است در زمینه مطالعات اقتصادی، سلامت، بهداشت و اکولوژی بوده‌اند (Brundson, Fotheringham, & Charlton, 1998; Gao & Li, 2010; Nakaya, Fotheringham, Brundson, & Charlton, 2005). در بین مطالعاتی که این تکنیک را در برنامه‌ریزی حمل‌ونقل مورد استفاده قرار دادند (نظیر S.D. Clark, 2007; Du & Mulley, 2006; Zhao, Chow, Li, & Liu, 2005)، تلاش‌های معدودی مستقیماً در خصوص ایمنی و به‌ویژه تحلیل تصادفات صورت پذیرفته است. همان‌طور که پیش‌تر توضیح داده شد، در بیشتر تحلیل‌های اماری تصادفات، میزان تأثیر متغیرهای توصیفی بر اساس مدل‌های رگرسیون عمومی مورد ارزیابی قرار گرفتند و تنها تعداد کمی به بررسی این روابط در قالب مدل‌های GWR در واحدهای مکانی پرداختند.

حدائقی و همکاران در سال ۲۰۰۳ به منظور تحلیل روابط بین تصادفات و مجموعه‌ای از پیش‌بینی کننده‌ها در ۴۶۳ ناحیه ترافیکی در سطح شهر تورنتو از مدل GWR استفاده کردند. نتایج نشان داد که این مدل قابلیت پیش‌بینی مدل را تا ۱۷ درصد در مقایسه با مدل‌های عمومی افزایش می‌دهد (Hadayeghi, Shalaby & Persaud, 2003). کلاتی‌یر و همکارانش، مطالعه‌ای را به منظور بررسی و تحلیل مکانی تصادفات در نزدیکی مدارس ابتدایی در مونترال کانادا انجام دادند. نتایج نشان داد که با وجودی که برخی از متغیرها در مدل عمومی معنادار نشان داده نشدند، اما در سطح محلی با استفاده از مدل GWR معنادار هستند (Cloutier, Apparicio & Thouez, 2007). اردوگان نیز تصادفات ترافیکی و نرخ مرگ‌ومیر ناشی از آن را به منظور ارزیابی ایمنی معابر در ترکیه مورد مطالعه قرار دادند و از متغیرهای میزان جمعیت و تعداد

1. Global
2. Spatial non-stationary
3. Spatial Autocorrelation
4. Geographically Weighted Regression
5. Local
6. Geographically Weighted Poisson Regression

خودروی ثبت‌شده به عنوان پارامترهایی برای استخراج شاخص ریسک استفاده کردند. مدل‌های رگرسیون وزنی مکانی و رگرسیون حداقل مربعات معمولی برای پیش‌بینی نرخ تصادفات به کار گرفته شدند و مقایسه نتایج، بهبود جدی‌ای را در ضرایب همبستگی[1] و شاخص Akaike Information Criterion (AIC) برای مدل GWR نشان داد (Erdogan, 2009). در مدلی که حدائقی و همکاران در سال ۲۰۱۰ شرح و بسط دادند، تغییرات مکانی در خصوص رابطهٔ بین تعداد تصادفات روی داده در هر ناحیه ترافیکی و مجموعه‌ای از پیش‌بینی‌کننده‌ها برای تحلیل تعداد کل تصادفات و تصادفات شدید در ۴۸۱ ناحیه ترافیکی در تورنتو کانادا مورد بررسی قرار گرفت. افزون بر اینها مدال‌های GWPR مختلفی با متغیرهای توصیفی متفاوت نیز ارائه شد و نتایج با مدل‌های عمومی دوجمله‌ای منفی و پوآسون مقایسه گردید و نتایج به‌دست‌آمده بهبود فراوانی را در شاخص‌های ارزیابی دقت پیش‌بینی نشان داد (Hadayeghi et al., 2010). در مطالعه مذکور تأثیرات ناپایداری در متغیرهای مستقل و همچنین آزمون خودهمبستگی مکانی مدل عمومی مورد ارزیابی قرار نگرفت و تنها معیار برای استفاده از مدل محلی، بهبود نتایج بر اساس شاخص‌های نیکویی برازش بود. این در حالی است که اگر باقی‌مانده‌های مدل عمومی همبستگی کانی معناداری را نشان ندهند، استفاده از مدل محلی خود منجر به بروز همبستگی مکانی خواهد شد. شاهی و نادران در سال ۲۰۱۰ مدل‌های یکپارچهٔ پیش‌بینی تصادفات را با استفاده از مدل‌های دوجمله‌ای منفی شرح و بسط دادند. آنها مدل‌های جداگانه‌ای را برای تولید و جذب سفر و به تفکیک هدف در ۳۸۰ ناحیه ترافیکی در مشهد ارائه کردند و در نهایت مدل نهایی را با ترکیب مجموع تولید و جذب ارائه دادند (Naderan & Shahi, 2010). در بین مطالعات انجام‌شده در زمینه ایمنی با استفاده از GWR، اغلب به منظور ارائه مدل پیش‌بینی، از پیش‌بینی‌کننده‌های متداولی ـ نظیر نوع کاربری، پارامترهای شبکه حمل‌ونقل و ویژگی‌های جمعیتی ـ استفاده شده و تنها مطالعه‌ای که در آن به مدل‌های پیش‌بینی تصادفات با استفاده از متغیرهای تولید و جذب پرداخته‌شده از مدل دوجمله‌ای منفی استفاده کرده است، که منجر به تخمین مقادیری ثابت برای ضرایب رگرسیون می‌شود. همچنین در مدل‌های محلی تدوین‌شده، تأثیرات ناپایداری متغیرهای مستقل و خودهمبستگی مکانی باقی‌مانده‌های مدل عمومی که استفاده از مدل محلی را توجیه‌پذیر می‌کند، صورت نپذیرفته است.

پژوهش حاضر با مطالعه موردی روی شهر مشهد، به ارائه مدل‌های تجمعی پیش‌بینی تصادفات بر اساس مدل GWPR با استفاده از متغیرهای تولید و جذب سفر و مجموع طول معابر و همچنین آزمون بررسی تأثیرات ناپایداری مکانی در روابط می‌پردازد. هدف دیگر، پژوهش حاضر، بررسی خودهمبستگی مکانی میان باقی‌مانده‌های حاصل از اجرای مدل‌های عمومی و GWPR با استفاده از شاخص‌های آماری است که در مطالعات پیشین مورد ارزیابی قرار نگرفته است. روش ارائه‌شده در تحقیق حاضر، تکنیکی مناسب را برای مهندسان ترافیک به منظور تصمیم‌گیری بر اساس نواحی پرخطر و شناسایی نواحی حادثه‌خیز فراهم می‌کند.

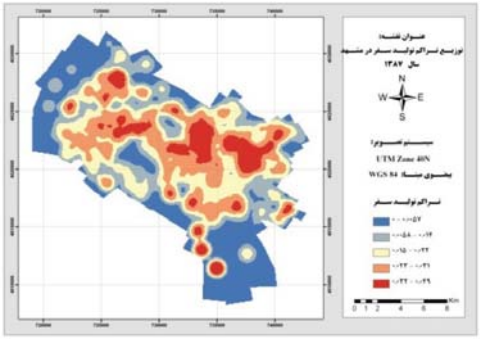
۲- مواد و روش‌ها

۲-۱- داده

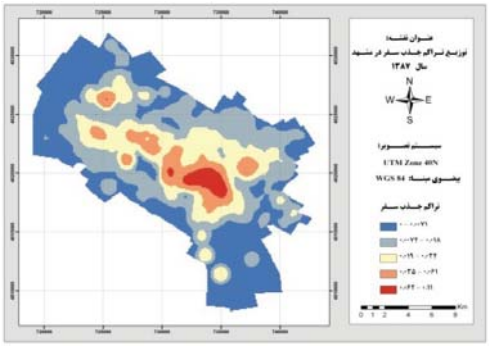
این مطالعه بر اساس سه مجموعه از داده‌ها صورت پذیرفته است. دسته یکم تعداد کل تصادفات برای شهر مشهد در ۲۵۳ ناحیه ترافیکی است، که با استفاده از ابزارهای موجود در نرم‌افزارهای GIS ژئوکد شدند. دسته دوم، تعداد کل سفرهای تولید و جذب‌شده در نواحی ترافیکی است که بر اساس مشاهدات و به‌منظور ساخت و پرداخت و اعتبارسنجی مدل‌های تولید و جذب سفر تهیه شده‌اند. به سبب ماهیت متفاوت

1. Correlation Coefficient

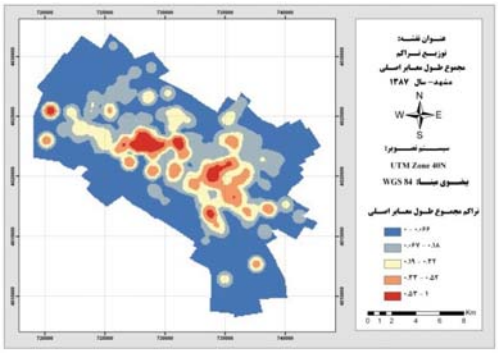
سفرهایی که دارای هدف‌های مختلف هستند، این‌گونه مدل‌ها اغلب به تفکیک هدف سفر برآورد می‌شوند، اما با توجه به اینکه هدف از این مطالعه، ارزیابی ریسک وقوع تصادفات است، تعداد کل سفرها بدون ارجاع به طبقه‌بندی نوع خاص سفر مورد استفاده قرار خواهد گرفت. دسته سوم داده‌های مورد استفاده نیز پارامتر مجموع کل معابر در سطح نواحی ترافیکی است. کلیه داده‌های مورد استفاده در پژوهش حاضر با همکاری شرکت مشاور طرح هفتم به‌دست آمد. این داده‌ها که برای سال ۱۳۸۷ و به منظور بهنگام‌سازی مطالعات جامع حمل‌ونقل شهر مشهد به‌روز شده‌اند، در سطح ۲۵۳ ناحیه ترافیکی تجمیع شدند. شکل ۱، شکل ۲ و شکل ۳ به ترتیب توزیع مکانی تراکم سفرهای تولیدشده، جذب‌شده و مجموع طول معابر در سطح نواحی ترافیکی در شهر مشهد را در سال ۱۳۸۷ نشان می‌دهد. روند انجام تحقیق نیز در شکل ۴ خلاصه شده است.



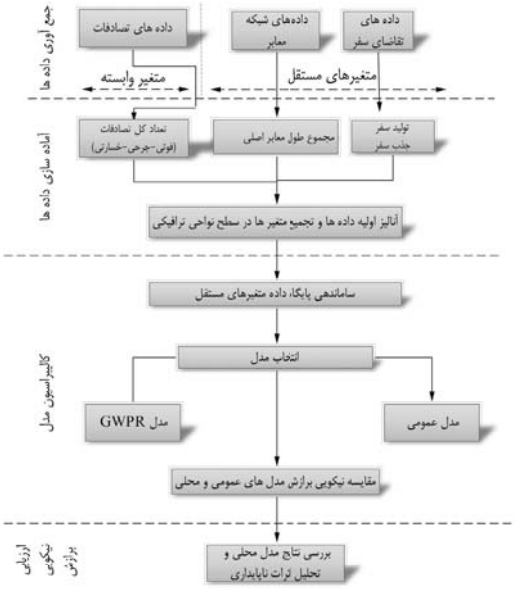
شکل ۱. توزیع مکانی تراکم تولید سفر در شهر مشهد در سال ۱۳۸۷



شکل ۲. توزیع مکانی جذب سفر در شهر مشهد در سال ۱۳۸۷



شکل ۳. توزیع مکانی مجموع طول معابر در شهر مشهد در سال ۱۳۸۷



شکل ۴. روند انجام تحقیق

۲-۲- مدل‌های رگرسیون خطی تعمیم‌یافته

مدل‌های رگرسیون تعمیم‌یافته خطی از متداول‌ترین تکنیک‌های مورد استفاده در پیش‌بینی تصادفات به شمار می‌روند که در آنها توزیع متغیر وابسته پوآسون یا دوجمله‌ای منفی در نظر گرفته می‌شود (hadayeghi et al., 2010). مدل پوآسون قادر است پیشامدهای تصادفی گسسته و کمیاب نظیر تصادفات را به‌خوبی مدل کند. در رگرسیون پوآسون احتمال اینکه ناحیه ترافیکی i تعداد y_i تصادف را شامل شود با رابطه (۱)

توضیح داده می‌شود:

رابطه (۱)
$$\Pr ob(y_i) = \frac{e^{\lambda_i}\lambda_i^{y_i}}{yi!}$$

که در آن $Prob(y_i)$ احتمال اینکه y تصادف در ناحیه ترافیکی i اتفاق بیفتد، y_i تعداد تصادفات اتفاق افتاده در iامین ناحیه ترافیکی و λ تعداد تصادفات انتظاری است. میانگین شرطی y_i می‌تواند به‌صورت تابع نمایی از متغیرهای مستقل به‌صورت رابطه (۲) نمایش داده شود:

رابطه (۲)
$$E(y_i \mid x_i) = \lambda_i = e^{X_i^T\beta}$$

که در آن X ماتریس متغیرهای مستقل و β مجموعه ضرایب تخمین زده شده است، در نتیجه لگاریتم طبیعی λ_i طبق رابطه (۳) تابعی خطی از k متغیر مستقل خواهد بود:

رابطه (۳)
$$Ln(\lambda_i) = \beta. + \sum_k \beta_k x_{ik}$$

در رابطه (۳) ضرایب رگرسیون به‌وسیله روش ماکزیمم درستنمایی یا روش کمترین مربعات قابل محاسبه خواهند بود (Cameron & Trivedi, 1998).

۲-۳- رگرسیون وزنی مکانی پواسون

مدل ارائه‌شده فوق (رابطه (۳)) اغلب با نام مدل عمومی (از نظر مکانی پایدار) شناخته می‌شود زیرا ضرایب تخمین زده شده، در کل منطقه مطالعاتی ثابت فرض می‌شوند. وقتی ناپایداری مکانی در روابط وجود داشته باشد ضرایب، تابعی از (u_i, v_i) خواهند بود که نمایانگر مختصات مرکز i امین ناحیه ترافیکی است:

رابطه (۴)
$$Ln(\lambda_i) = \beta.(u_i, v_i) + \sum_k \beta_k(u_i, v_i)x_{ik}$$

برخلاف مدل‌های عمومی، در این تکنیک از مجموعه‌ای از نقاط محلی در یک فضای جغرافیایی برای مدل کردن تغییرات مکانی استفاده می‌شود (Brunsdon et al., 1998; Fotheringham et al., 2002). منطق استفاده از GWR یا GWPR این است که داده‌هایی که از نظر مکانی به نقطه رگرسیون نزدیک‌تر هستند در مقایسه با نقاط دورتر اثر بیشتری در تخمین ضرایب خواهند داشت. چنین اثری با به‌کارگیری تابع وزن‌دهی قابل تعیین است و در نتیجه ضرایب تخمین زده‌شده افزون بر مشاهدات انجام‌شده به انتخاب تابع وزن‌دهی و پهنای باند آن نیز بستگی خواهند داشت. دو نوع تابع وزن‌دهی در این مدل رگرسیون قابل استفاده است:

Gaussian:

رابطه (۵)
$$w_{ij} = \exp(-\frac{1}{2}\times(\frac{d}{b_i})^2)$$

یا

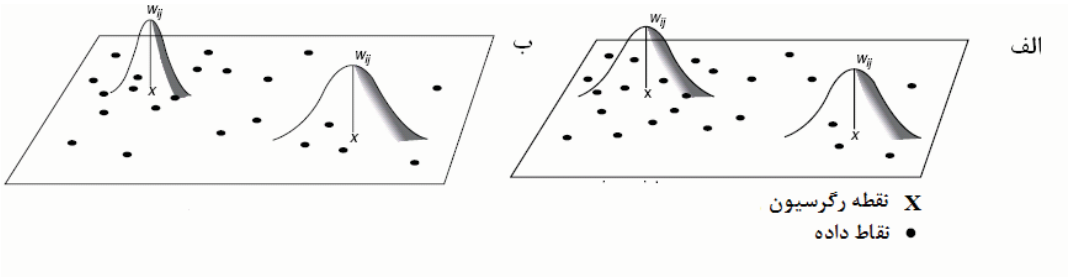
Bi-square: رابطه (۶)
$$w_{ij} = \begin{cases} [1-(\frac{d}{b_i})^2]^2 & \text{if } d < b_i \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

در روابط فوق، w_{ij} وزن مکانی j امین ناحیه ترافیکی روی iامین ناحیه ترافیکی، d فاصله اقلیدسی بین ناحیه ترافیکی i و j و b پهنای باند است.

پهنای باند، نحوه کاهش فاصله در تابع وزن‌دهی و در نتیجه درجهٔ محلی بودن روابط را تعیین می‌کند. با افزایش پهنای باند، تغییرات محلیِ از بین رفته و مقادیر تخمین زده‌شده به تخمین‌های عمومی نزدیک می‌شوند. پهنای باند ممکن است ثابت[1] یا متغیر[2] در نظر گرفته شود. در حالت ثابت فرض می‌شود که پهنای باند در هر نقطه رگرسیون در سرتاسر منطقه مطالعاتی ثابت است (Gaussian) و در حالت انطباقی، پهنای باند متغیر خواهد بود (Bi-Square) (شکل ۵). براین اساس هر چه نقاط از نظر مکانی به نقطه رگرسیون نزدیک‌تر باشند، در مقایسه با نقاط دورتر وزن بیشتری در تخمین ضرایب مدل خواهند داشت (Fotheringham et al., 2002).

نتایج به‌دست‌آمده از طریق مدل رگرسیون وزنی مکانی نسبت به انتخاب نوع تابع وزن‌دهی خیلی حساس نیستند اما نسبت به انتخاب پهنای باند بسیار حساس‌اند.

1. Fixed
2. Adaptive



شکل ۵. (الف) GWR با تابع وزن‌دهی انطباقی (ب) GWR با تابع وزن‌دهی ثابت

اگر پهنای باند از ابتدا مشخص باشد، می‌توان مستقیماً آن را در مدل اعمال کرد، در غیر این صورت شاخص AICc برای بهینه‌سازی پهنای باند مورد استفاده قرار می‌گیرد (Nakaya et al., 2005):

رابطه (۷)

$$AIC_c(b) = D(b) + 2K(b) + 2\frac{K(b)(K(b)+1)}{N - K(b) - 1}$$

که در آن D و K به ترتیب انحراف معیار و تعداد پارامترهای مؤثر در مدل، b پهنای باند و n تعداد کل نواحی ترافیکی در سطح منطقه است. یکی از مهم‌ترین ویژگی‌های استفاده از AICc این است که امکان مقایسه مدل‌های عمومی و محلی با لحاظ کردن درجات آزادی را فراهم می‌کند (Fotheringham et al., 2002). بهترین مدل، مدلی است که کمترین مقدار AICc را دارا باشد. در این مطالعه از تابع وزن‌دهی انطباقی برای توسعه مدل و شاخص AICc به منظور انتخاب پهنای باند بهینه و همچنین کیفیت برازش مدل به داده‌ها استفاده شده است. نکته مهم دیگری که بایستی به آن اشاره کرد این است که خروجی‌های اصلی مدل GWR و یا GWPR ضرایب تخمین زده‌شدهٔ محلی و پارامترهای مربوط به آن نظیر انحراف معیارهای محلی هستند که برحسب واحدهای مطالعاتی در نظر گرفته شده (در این مطالعه نواحی ترافیکی) در قسمت‌های مختلف منطقه مطالعاتی مقادیر مختلفی را دارا هستند و بنابراین برخلاف مدل‌های عمومی که تک‌متغیره هستند قابلیت نقشه شدن را دارند.

۲-۴- ارزیابی نیکویی برازش

برای ارزیابی نیکویی برازش مدل از دو معیار ضریب همبستگی پیرسون و متوسط مربع خطاها استفاده خواهد شد که در آن ضریب همبستگی پیرسون به عنوان معیاری برای ارزیابی دقت مدل انتخاب‌شده به‌منظور تعیین همبستگی بین مقادیر پیش‌بینی شده و مشاهده شده مورد استفاده قرار می‌گیرد و مقادیری بین ۱- و ۱+ را خواهد پذیرفت. هر چه مقادیر ضریب همبستگی به ۱+ و ۱- نزدیک‌تر باشد به ترتیب بیانگر همبستگی قوی مثبت و منفی در روابط خواهد بود. مقدار صفر و یا نزدیک به صفر فقدان همبستگی بین متغیرها را نشان می‌دهد. متوسط مربع خطاها نیز میانگینی است از مربع اختلاف بین تعداد تصادفات پیش‌بینی‌شده و تعداد تصادفات مشاهده‌شده در نواحی ترافیکی که بر تعداد کل نواحی ترافیکی تقسیم می‌شود. هر چه مقدار متوسط مربع خطاها کمتر باشد، برازش مدل داده‌ها بهتر خواهد بود.

۲-۵- آزمون خودهمبستگی مکانی در باقی‌مانده‌ها

خودهمبستگی مکانی برگرفته از این واقعیت است که رویدادهای جغرافیایی در موقعیت‌های نزدیک به هم در مقایسه با رویدادهای دورتر، به یکدیگر شبیه‌ترند (Anselin, 1995). در هر معادله رگرسیونی خطای تخمین زده شده برای هر مشاهده نبایستی به خطای تخمین زده شدهٔ مشاهدات دیگر وابسته باشد

Fotheringhham, et al., 2002; Levine, Lord, & Park, 2010). در واقع، بخش عمده تأثیرات خودهمبستگی مکانی که در باقی‌مانده‌های مدل‌های رگرسیون عمومی دیده می‌شود به دلیل به‌کارگیری مدل عمومی بر روی داده‌هایی است که به لحاظ مکانی ناپایدارند. بنابراین زمانی که تأثیرات ناپایداری مکانی معناداری در متغیرها وجود داشته باشد، استفاده از مدل‌های عمومی مناسب نخواهد بود. Moran's I شاخص آماری متداولی است که برای تحلیل تأثیرات خود همبستگی مکانی مورد استفاده قرار می‌گیرد و مقدار آن بین ۱- و ۱+ متغیر است و بر اساس رابطه (۸) محاسبه می‌گردد:

$$I = \frac{n\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}(y_i - \bar{y})(y_i - \bar{y})}{(\sum_{i\neq j}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij})(\sum_{i=1}^{n}(y_i - \bar{y})^2)} \quad \text{رابطه (۸)}$$

که در آن n تعداد کل نواحی ترافیکی، $\bar{y}$ مقدار متوسط کل تصادفات که میانگینی است که برمبنای کل داده‌ها محاسبه می‌شود، y_i تعداد تصادفات مشاهده‌شده در ناحیه ترافیکی i، y_j تعداد تصادفات مشاهده‌شده در ناحیه ترافیکی j و w_{ij} ماتریس وزن مکانی است. هر چه مقدار مطلق عدد Moran's I بیشتر باشد خوهمبستگی مکانی قوی‌تر خواهد بود و مقدار صفر نشان‌دهنده رویدادهای کاملاً تصادفی است.

۳- نتایج و بحث

۳-۱- مقایسه نیکویی برازش بین مدل‌های عمومی و محلی

جدول ۱ نتایج آزمون‌های نیکویی برازش برای مدل پواسون عمومی و محلی را نشان می‌دهد. نتایج ضرایب همبستگی بیان می‌کند که مدل رگرسیون وزنی مکانی پواسون قابلیت پیش‌بینی را تا ۱۶ درصد بهبود داده است. افزودن بر این، مقادیر متوسط مربع خطاها و AICc برای پیش‌بینی تصادفات سال ۱۳۸۷ با استفاده از مدل GWPR در مقایسه با مقادیر مشابه در مدل پواسون عمومی به میزان درخور توجهی پایین‌تر بوده که نشان‌دهنده این است که مدل دارای قابلیت برآورد بالاتری در مقایسه با مدل عمومی است.

جدول ۱. مقایسه نیکویی برازش مدل رگرسیون پواسون عمومی و GWPR

مدل	ضریب همبستگی	متوسط مربع خطاها	AICc
پوآسون عمومی	۰/۶۴	۱۲۳۴۲/۲۴	۱۴۹۸۵/۹۸
GWPR	۰/۸۰	۷۱۲۲/۳۵	۸۵۷۳/۶۰

۳-۲- نتایج آنالیز اولیه داده‌ها

با توجه به اینکه یکی از فرضیات اولیهٔ مدل‌های رگرسیون، عدم همبستگی متغیرهای مستقل است، لذا با تشکیل ماتریس همبستگی، میزان همبستگی متغیرهای مستقل مورد ارزیابی قرار گرفت تا متغیرها برای ورود به مدل رگرسیون شرایط لازم را داشته باشند. جدول ۲ همبستگی بین متغیرهای مستقل را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود متغیرهای انتخاب‌شده همبستگی بالایی را نشان نمی‌دهند و لذا برای ورود به مدل رگرسیونی مناسب‌اند.

جدول ۲. ماتریس همبستگی بین متغیرهای مستقل

متغیر	تولید سفر	جذب سفر	مجموع طول معابر اصلی
تولید سفر	۱	۰/۳۳	۰/۰۴۲
جذب سفر	۰/۳۳	۱	۰/۳۹
مجموع طول معابر اصلی	۰/۰۴۲	۰/۳۹	۱

۳-۳- نتایج مدل‌سازی

خلاصه‌ای از ۵ پارامتر تخمین زده‌شدهٔ منتج از مدل محلی و مقادیر به‌دست‌آمده از مدل عمومی به ترتیب در جدول‌های ۳ و ۴ نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، برخلاف ضرایب ثابت به‌دست‌آمده از مدل رگرسیون عمومی، ضرایب محاسبه‌شده با استفاده از مدل محلی ناپایدارند و میزان این ناپایداری با مقایسه محدوده پارامترهای محلی تخمین زده‌شده با تعریف یک بازه اطمینان اطراف ضریب تخمین زده‌شدهٔ عمومی همان پارامتر قابل استخراج است.

به منظور تعریف بازهٔ اطمینان اطراف پارامتر تخمین زده‌شده در مدل عمومی، یک برابر مقدار انحراف معیار به ضریب محاسبه‌شده اضافه و کم می‌شود. اگر عدد به‌دست‌آمده از این محاسبه از دامنه مقادیر محلی بین چارک بالا و پایین کمتر باشد، رابطه در عمل ناپایداری معناداری را نشان خواهد داد (Fotheringham et al., 2002). برای متغیر تولید و جذب سفر، مقادیر تخمین محلی بین چارک بالا و پایین به ترتیب ۰/۷۴۴۰۵۵ و ۰/۷۷۳۲۴۱ خواهد بود و از بازه اطمینان به‌دست‌آمده از تخمین متوسط مدل پواسون عمومی برابر با ۰/۰۵۴ و ۰/۰۶ بیشتر می‌باشد. تحلیل مشابه برای متغیر مجموع طول معابر نشان می‌دهد که تخمین محلی بین چارک بالا و پایین ۱/۷۲۱۵۵ است که از بازه اطمینان به‌دست‌آمده از تخمین متوسط مدل پواسون عمومی به میزان ۰/۰۴۶۲۶۸ بیشتر است که نشان‌دهنده ناپایداری مکانی است.

همان‌گونه که در شکل ۶ نشان داده شده است با وجودی که تخمین محلی ضرایب متغیرهای مستقل در بیشتر نواحی ترافیکی مقداری مثبت است، اما شدت رابطه در همه‌جا ثابت نیست. همان‌طور که دیده می‌شود رابطه مثبت و قوی‌تر بین تعداد تصادفاتِ اتفاق افتاده در هر ناحیه ترافیکی و پارامتر تولید سفر در قسمت‌های غربی و نزدیک به مرکز شهر و مناطقی از شمال و رو به شرق منطقه مطالعاتی دیده می‌شود؛ این در حالی است که رابطه ضعیف‌تر اما مثبت در قسمت‌های مرکزی دیده می‌شود.

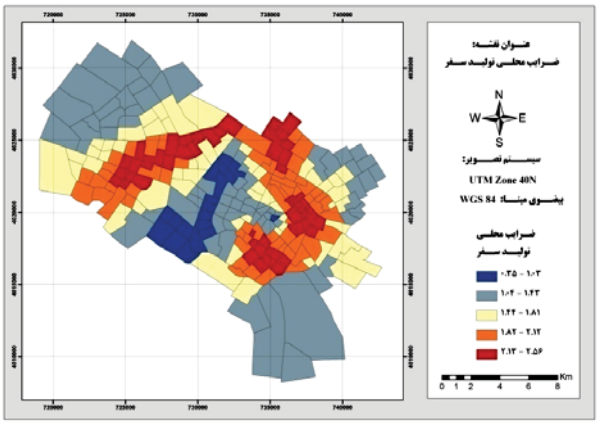
جدول ۳. نتایج تحلیل مدل GWPR

متغیر	حداقل ضرایب	چارک پایین ضرایب	میانه ضرایب	چارک بالای ضرایب	حداکثر ضرایب
تولید سفر	۰/۳۴۷۰۵۵	۱/۳۰۲۶۹۳	۱/۶۹۹۹۱۹	۲/۰۴۶۷۴۸	۲/۵۵۵۲۱۲
جذب سفر	-۱/۰۶۱۹۳۴	۰/۱۴۸۴۱۶	۰/۴۶۵۲۲۱	۰/۹۲۱۶۵۷	۴/۷۵۳۰۴۵
مجموع طول معابر	۰/۴۶۷۸۶۶	۱/۲۲۴۴۱۷	۱/۶۱۹۰۵۰	۲/۹۴۵۹۷۵	۶/۷۹۵۹۶۷

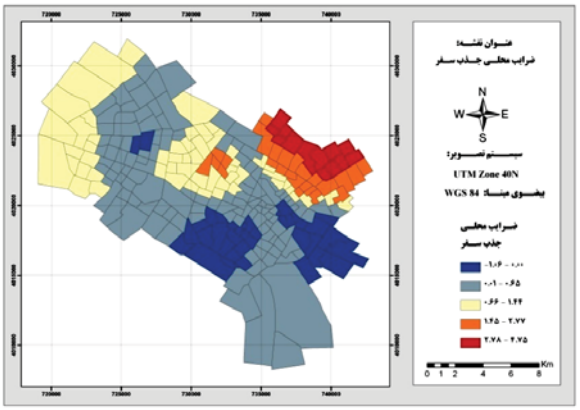
جدول ۴. نتایج مدل رگرسیون پوآسون عمومی

مدل	متغیر	ضرایب رگرسیون	انحراف معیار	آزمون t	p-value
	ثابت	۴/۲۰۴	۰/۰۱۰۳۳۷	۴۰۴/۸۴۱	۰/۰۰۱
پوآسون عمومی	تولید سفر	۱/۵۵۳	۰/۰۲۷	۵۸/۵۰۵	۰/۰۰۱
مدل	جذب سفر	۰/۵۷۱	۰/۰۳۰	۱۸/۹۱۸	۰/۰۰۱
	مجموع طول معابر	۱/۶۱۹	۰/۰۲۳۱۳۴	۶۹/۹۵۴	۰/۰۰۱

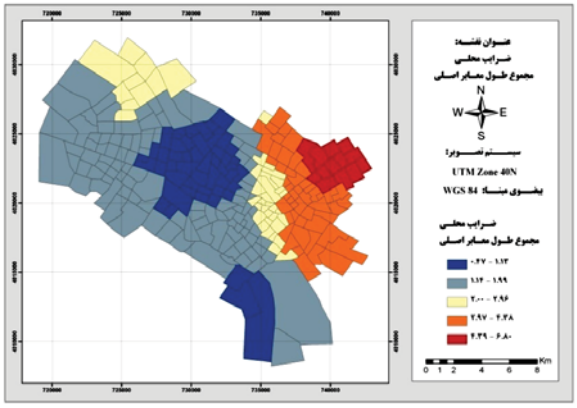
به طور مشابه بر اساس نقشه‌های به‌دست‌آمده از ضرایب جذب سفر می‌توان نتیجه گرفت که روند مثبت و شدیدی در رابطهٔ بین جذب سفر و تصادفات در قسمت‌های شمال شرق و رابطهٔ ضعیف‌تری در منطقه وسیعی در غرب و قسمت‌هایی از جنوب شرقی وجود دارد. تأثیرات منفی جذب سفر بر وقوع تصادفات را می‌توان در نواحی شرق و جنوب منطقه مطالعاتی مشاهده کرد (شکل ۷). این نواحی معرف مناطقی هستند که تعداد سفرهای تولید و جذب شده در آنها نقش مؤثرتری در وقوع تصادفات دارد. یکی از روش‌های کاهش این تأثیرات، کاهش تعداد سفرها در نواحی ذکرشده است. با توجه به اینکه پیش‌بینی تقاضای سفر عمدتاً به تفکیک هدف سفر شکل می‌گیرد، لذا می‌توان افزایش سفرها را با بررسی سفر بر مبنای هدف‌های مختلف شناسایی کرد و روش‌هایی را برای کاهش آنها ارائه کرد. برای مثال اگر تعداد سفرهای با هدف خرید در این نواحی در مقایسه با نواحی دیگر بیشتر باشد، با بررسی پراکنش مراکز خرید یا مجتمع‌های تجاری، می‌توان راهکارهایی نظیر افزایش خریدهای اینترنتی را به منظور کاهش تقاضای سفر در این نواحی ارائه کرد. شناسایی نواحی‌ای که تقاضای سفر در آنها تأثیر بیشتری بر وقوع تصادفات را نشان می‌دهد، می‌تواند در پیشنهاد کاربری جدید در مطالعات آتی در این نواحی مؤثر واقع شود. مروری بر مطالعات پیشین نشان می‌دهد که تنها مطالعهٔ انجام‌شده در زمینه پیش‌بینی تصادفات بر اساس پیش‌بینی‌کننده‌های تولید و جذب سفر در ۳۸۰ ناحیه ترافیکی در مشهد صورت پذیرفته است که در آن تأثیر مثبت متغیرهای تولید و جذب سفر بر کل تصادفات با توجه به ضرایب تخمین زده شده در مدل‌های عمومی دو جمله‌ای منفی نشان داده شده است (Naderan & Shahi, 2010). شکل‌های ۶ و ۷ نشان می‌دهند که اندازه ضریب تخمین‌زده‌شده برای این دو متغیر در همه نواحی ترافیکی یکسان نیست که حکایت از ناپایداری در روابط مدل‌شده دارد. نتایج همچنین نشان می‌دهد که ضرایب تخمین‌زده‌شده برای متغیر مجموع طول معابر نیز در کل منطقه مطالعاتی مثبت است ـ که نمایانگر اثر مستقیم این متغیر بر وقوع تصادفات است. تأثیرات قوی‌تر در شمال شرق و تأثیرات ضعیف‌تر در نواحی دیگر دیده می‌شود (شکل ۸). در مطالعات پیشین (نظیر Hadayeghi, et al., 2004; Noland & Quddus, 2004)، اثر مثبت متغیر مجموع طول معابر به عنوان یکی از متغیرهای اصلی پیش‌بینی تصادفات در مدل‌های عمومی نشان داده شده و از این نظر نتایج به‌دست‌آمده با مطالعات پیشین سازگار است. با وجود این مقدار تخمین‌زده‌شدهٔ متغیر مجموع طول معابر در مطالعات پیشین، مقداری متوسط و ثابت در سرتاسر منطقه مطالعاتی است، در حالی که همان‌طور که در شکل ۸ دیده می‌شود اندازه ضرایب محلی متغیر و در بازه‌ای از ۰/۴۶ تا ۶/۸۰ در نوسان است.



شکل ۶. تغییرات مکانی مدل GWPR برای تخمین تولید سفر



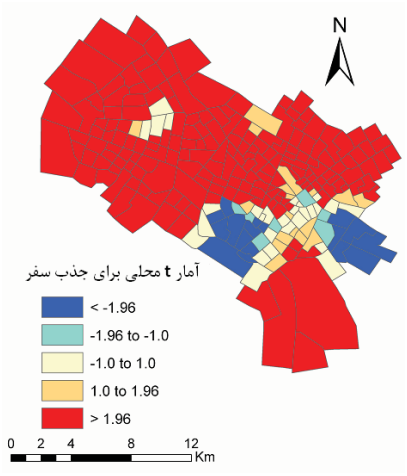
شکل ۷. تغییرات مکانی مدل GWPR برای تخمین جذب سفر



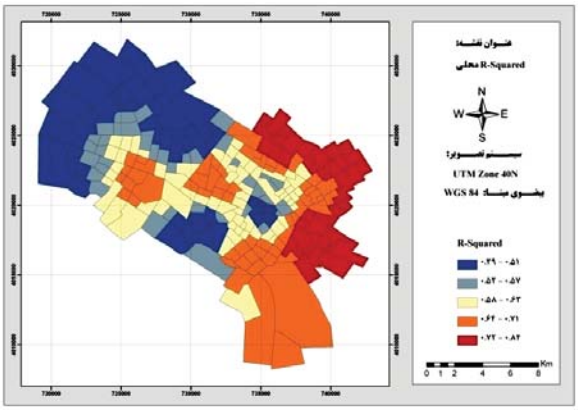
شکل ۸. تغییرات مکانی مدل GWPR برای مجموع طول معابر

با استفاده از آزمون‌های t محلی در نرم‌افزار GWR می‌توان تشخیص داد که روابط در کجا معنادار و در کجا بی‌معنی هستند. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که ضرایب تخمین زده‌شده برای متغیرهای تولید سفر و مجموع طول معابر در تمام نواحی ترافیکی در سطح ۹۵ درصد معنادارند. برای متغیر جذب سفر نیز تمام نواحی با ضرایب مثبت و اکثر نواحی با ضرایب منفی معنادارند (شکل ۹). یکی از دلایل معنادار بودن نواحی با علامت منفی (برخلاف انتظار)، فقدان داده در برخی از این نواحی است، زیرا تقسیم‌بندی مشخصی بر اساس نوع معابر صورت نپذیرفته است (معابر شریانی، اصلی و فرعی) به همین دلیل با اینکه انتظار می‌رود افزایش طول، نقش مثبتی در وقوع تصادفات داشته باشد، اما این نواحی با ضرایب منفی در مدل ظاهر می‌شوند.

مقادیر R-Squared محلی به‌دست‌آمده از مدل GWPR نیز در کنار ضرایب تخمین زده شده، روش مناسب دیگری برای کشف ناپایداری روابط است. تغییرات محلی در R-Squared، میزان برازش مدل محلی به داده‌ها و ناهمگنی‌های مکانی در رابطهٔ بین تصادف‌ها و پارامترهای مرتبط را منعکس می‌کند. شکل ۱۰ الگوی مکانی R-Squared محلی را در مدل GWPR نشان می‌دهد که تغییرات فراوانی از یک ناحیه به ناحیه دیگر در آن مشاهده می‌شود. این تغییرات با مقادیر بالای R-Squared نزدیک ۰/۸۳ در شمال شرق و شرق منطقه مطالعاتی دیده می‌شود که نشان می‌دهد مدل محلی در این نواحی به خوبی داده‌ها برازش داده شده است.



شکل ۹. نتایج آزمون t برای متغیر جذب سفر



شکل ۱۰. نقشه R-Squared محلی برای مدل GWPR

۳-۴- مقایسه خودهمبستگی مکانی بین باقی‌مانده‌های مدل عمومی و محلی

به منظور مقایسهٔ قابلیت مدل کردن تأثیرات خودهمبستگی مکانی، شاخص Moran's I برای باقی‌مانده‌های مدل عمومی و محلی با استفاده از نرم‌افزار ArcGIS۹/۳ محاسبه گردید. همان‌طور که در جدول ۵ نشان داده شده است، خودهمبستگی‌های مکانیِ معناداری برای باقی‌مانده‌های مدل پواسون عمومی دیده می‌شود، که با استفاده از عدد Moran's I و مقدار z مربوط به آن با p-value کمتر از ۰/۰۰۱ نشان داده می‌شود.

جدول ۵. مقایسه شاخص Moran's I برای باقی‌مانده‌های مدل رگرسیون پواسون عمومی و GWPR

مدل	شاخص Moran's I	مقدار z	p-value
پوآسون عمومی	۰/۰۹	۵/۹	۰/۰۰۱
رگرسیون وزنی مکانی پوآسون	−۰/۰۱	−۰/۵۲	۰/۶

خودهمبستگی مکانی محاسبه‌شده برای باقی‌مانده‌های مدل محلی، معنادار نشان داده نشدند. بنابراین می‌توان ادعا کرد که با توجه به توجیه ناپایداری در روابط که در قسمت قبل توضیح داده شد، مدل GWPR به دلیل حذف تأثیرات خودهمبستگی مکانی در باقی‌مانده‌ها، قابلیت اطمینان بیشتری دارد.

۴- نتیجه‌گیری

مدل‌های رگرسیون خطی تعمیم‌یافته، متداول‌ترین تکنیک برای کالیبراسیون مدل‌های ایمنی با فرض توزیع پواسون و یا دوجمله‌ای منفی متغیر وابسته هستند، که منجر به تخمینی متوسط از ضرایب در کل منطقه مطالعاتی می‌شوند. با وجود این فراوانی وقوع تصادفات تحت عوامل مختلفی است که در بخش‌های مختلف منطقه مطالعاتی متغیر است و الگوهای مکانی مختلفی را نشان می‌دهد.

در مقاله حاضر به بررسی ناپایداری روابط بین فراوانی وقوع تصادفات ناحیه‌ای و متغیرهای تولید و جذب سفر و پارامتر مجموع طول معابر با استفاده از مدل GWPR پرداخته شد. مدل GWPR که امکان تخمین ضرایب را به‌صورت محلی فراهم می‌کند بر اساس متغیرهای تولید و جذب سفر- که خروجی‌های اولیه مدل‌های تولید سفر هستند - به عنوان متغیرهای جایگزین برای پیش‌بینی‌کننده‌های متداول تصادفات (کاربری، متغیرهای اقتصادی- اجتماعی یا جمعیتی) و پارامتر مجموع طول معابر شرح و بسط داده شد. علامت و بزرگی ضرایب رگرسیون در مدل وزنی مکانی پواسون یکسان نیست، که در مقایسه با ضرایب ثابت مدل‌های خطی تعمیم‌یافته قدرت توصیفی مدل را نیز افزایش می‌دهد. با وجودی که ضرایب تخمین زده‌شده به‌وسیلهٔ مدل‌های عمومی معنادار هستند، اما نتایج مدل‌های محلی نشان می‌دهد که ضرایب محلی ممکن است در برخی قسمت‌های منطقهٔ مطالعاتی معنادار نباشند. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که مدل GWPR در مقایسه با مدل‌های خطی تعمیم‌یافته با متغیرهای یکسان، بهبود زیادی را نشان می‌دهد که با مقادیر پایین‌تر AICc و متوسط مربع خطاها و همچنین مقادیر بالاتر R-Squared نشان داده می‌شود. مدل ارائه‌شده در این مطالعه ابزاری مناسب برای مهندسان ترافیک و متخصصان ایمنی است تا الگوهای مکانی تصادف‌ها و تأثیرات متغیر عوامل مؤثر بر آن را کشف کنند و راهکارهای لازم برای ارتقای ایمنی را فراهم آورند.

۵- تقدیر و تشکر

انجام این تحقیق با همکاری شرکت مهندسان مشاور طرح هفتم میسر شده است. بدین‌وسیله از مساعدت‌های آقای دکتر علی نادران در تهیه داده‌ها نهایت تقدیر و تشکر به عمل می‌آید.

۶- منابع

Aguero-Valverde, J. & Jovanis, P.P., 2006, **Spatial Analysis of Fatal and Injury Crashes in Pennsylvania,** Accident Analysis & Prevention, 38, 618–625.

Anselin, L., 1995, **Local Indicators of Spatial Association – LISA**, Geographical Analysis, 27, 93-115.

Brunsdon, C., Fotheringham, S. & Charlton, M., 1998, **Geographically Weighted Regression-modelling Spatial Non-stationarity,** Journal of the Royal Statistical Society, 47, 431- 443.

Cameron, C. & Trivedi, K., Parvin, 1998, **Regression Analysis of Count Data (Econometric Society Monographs)**, Cambridge University Press.

Clark, D. & Cushing, B., M., 2004, **Rural and Urban Traffic Fatalities, Vehicle Miles, and Population Density,** Accident Analysis & Prevention, 36, 967-972.

Clark, S. D., 2007, **Esimating Local Car Ownership Models,** Transport Geography, 15(3), 184-197.

Cloutier, M. S., Apparicio, P. & Thouez, J. P., 2007, **GIS-based Spatial Analysis of Child Pedestrain Accidents Near Primary Schools in Montreal,Canada,** Applied GIS, 3(4), 1-18.

de Guevara, F. L., Washington, S. & Oh, J, 2004, **Simultaneous Negative Binomial Crash Model Applied in Tucson, Arizona**. Transportation Research Record, 1897, 191-199.

Du, H., & Mulley, C., 2006, **Relationship Between Transport Accessibility and Land Value: Local Model Approach with Geographically Weighted Regression,** Transportation Research Board.

Erdogan, S., 2009, **Explorative Spatial Analysis of Traffic Accident Statistics and Road Mortality Among the Provinces of Turkey,** Safety Research, 40, 341–351.

Fotheringham, S., Charlton, M. & Brundson, C., 2002, **Geographically Weighted Regression,** John Wiley & Sons.

Gao, J. & Li, S., 2010, **Detecting Spatially Non-stationary and Scale-dependent Relationships Between Urban Landscape Fragmentation and Related Factors using Geographically Weighted Regression,** Applied Geography, 1-11.

Hadayeghi, A., Shalaby, A. S., & Persaud, B. N., 2003, **Macro-level Accident Prediction Models for Evaluating Safety of Urban Transportation Systems,** Transportation Research Record, 1840, 87–95.

Hadayeghi, A., Shalaby, A. S. & Persaud, B. N., 2010, **Development of Planning Level Transportation Safety Tools Using Geographically Weighted Regression,** Accident Analysis & Prevention, 42, 676–688.

Levine, N., Kim, K. E. & Nitz, L. H., 1995, **Spatial Analysis of Honolulu Motor Vehicle Crashes:Zonal Generators,** Accident Analysis & Prevention, 95.

Levine, N., Lord, D. & Park, B.-J., 2010, **Crime Stat Version 3.3 Update Notes:Part 2,** Regression Modeling.

Lovegrove, G. R., 2008, **Using Macro-Level Collision Prediction Models to Evaluate the Road Safety Effects of Mobility Management Strategies,** Transportation Research Board.

Naderan, A., & Shahi, J., 2010, **Aggregate Crash Prediction Models: Introducing Crash Generation Concept**. Accident Analysis & Prevention, 42, 339-346.

Nakaya, T., Fotheringham, S., Brundson, C. & Charlton, M., 2005, **Geographically Weighted Poisson Regression for Disease Association Mapping** STATISTICS IN MEDICINE, 24, 2695–2717.

Noland, R., 2003, **Traffic Fatalities and Injuries: The Effect of Changes in Infrastructure and Other Trends**. Accident Analysis & Prevention, 35(4), 599-611.

Noland, R. & Lyoong, O., 2004, **The Effect of Infrastructure and Demographic Change on Traffic-related Fatalities and Crashes: a Case Study of Illinois County-level Data,** Accident Analysis & Prevention, 36, 525-532.

Noland, R. & Quddus, M. A., 2004, **A Spatially Disaggregate Analysis of Road Casualities**

in England, Accident Analysis & Prevention, 36, 937-984.

Quddus, M. A., 2008, **Modelling Area-wide Count Outcomes With Spatial Correlation and Heterogeneity: An Analysis of London Crash Data**. Accident Analysis & Prevention, 40, 1486–1497.

Washington, S., Schalwyk, I. V. & Mitra, S., 2006, **Incorporating Safety into Long-Range Transportation Planning: National Cooperative Highway Research Program,**

Wier, M., Weintraub, J., Humphrey, E. H., Seto, E. & Bhatia, R., 2009, **An Area-level Model of Vehicle-Pedestrian Injury Collisions with Implications for Land use and Transportation Planning,** Accident Analysis & Prevention, 41, 137–145.

Zhang, C. & Ivan, J., 2005, **Effects of Geometric Characteristics on Head-On Crash Incidence on Two-Lane Roads in Connecticut,** Transportation Research Record, 1908, 159-164.

Zhao, F., Chow, L.-F., Li, M.-T., & Liu, X., 2005, **Transit Ridership Model Based on Geographically Weighted Regression,** Transportation Research Record, 1972, 105-114.