تحلیل چندمقیاسی تردد، سرعت و تخلفات محورهای برون‌شهری با برآوردگر پروفایل سلسله‌مراتبی: مطالعه موردی خراسان رضوی

حسین محمدی[۱]، سیدعلی ضیایی[۲*]، کامبیز بهنیا[۳]، سحر علیشاهی[۴]

۱- کارشناس ارشد ، گروه مهندسی عمران، دانشکده مهندسی، دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران

۲- دانشیار، گروه مهندسی عمران ، دانشکدهٔ مهندسی ، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران

۳- دانشیار، گروه مهندسی عمران ،دانشکده مهندسی ، پردیس دانشکده های فنی، دانشگاه تهران ، ایران

۴- کارشناس ارشد ، گروه مهندسی عمران، دانشکده مهندسی، دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران

پست الکترونیکی نویسندگان:

۱- hoseinmohamadi927@gmail.com

۲- sa-ziaee@um.ac.ir

3- cbehnia@ut.ac.ir

4- saharalishahi80@gmail.com

چکیده

این پژوهش با تحلیل ۱٬۱۴۳٬۱۶۹ رکورد معتبر از ۱۳۶ محور خراسان رضوی در سال ۱۴۰۴، اثر هم‌زمان محور، ساعت، نوع روز و فصل را بر تردد، سرعت و نرخ تخلف فاصله غیرمجاز بررسی کرد و در نبود ترکیب‌های آموزشی، به پروفایل‌های ساده‌تر بازگشت. نرخ تخلف به‌صورت تخلف به ازای هر ۱۰۰۰ وسیله محاسبه شد و با رگرسیون خطی وزن‌دار و آزمون‌های آماری مقایسه گردید. اثر ساعت معنادار و بزرگ بود؛ نرخ تخلف در جمعه ۲۲۷٫۴۷ و در روزهای کاری ۱۹۴٫۵۳ در هزار ثبت شد. مدل پیشنهادی در ارزیابی حذف یک‌ماه به MAE برابر ۲۵٫۱۳، RMSE برابر ۳۵٫۰۹ و R^2 وزنی ۰٫۹۲۲ رسید، خطا را بیش از ۵۳ درصد نسبت به پروفایل محوری کاهش داد و MAE آن ۴۰٫۲۷ درصد کمتر از رگرسیون وزن‌دار بود. ساعات ۱۵ تا ۱۸ و پایان هفته برای پایش اولویت دارند، هرچند اعتبار آینده‌نگر و تعمیم بین‌استانی یا بین‌سالانه ارزیابی نشده است.

واژگان کلیدی: سامانه ترددشماری ۱۴۱، تخلف فاصله غیرمجاز، الگوهای زمانی ترافیک، نرخ تخلف مواجهه‌استانداردشده، برآوردگر پروفایل سلسله‌مراتبی

* سیدعلی ضیایی، دانشیار دانشکده مهندسی عمران- دانشگاه فردوسی مشهد.

ایمیل: sa-ziaee@um.ac.ir (نویسنده مسئول مقاله)

ویراستاری نشده

Multiscale Analysis of Traffic, Speed, and Violations on Intercity Roads Using a Hierarchical Profile Estimator: A Case Study of Razavi Khorasan

Hosein Mohammadi [1], Seyed Ali Ziaee [2], Kambiz Behnia [3], Sahar Alishahi [4]

1. Master of Science, Department of Civil Engineering, Faculty of Engineering, Ferdowsi University of Mashhad, Iran. E-mail: Hoseinmohamadi927@gmail.com
2. Corresponding author, Associate Professor, Department of Civil Engineering, Faculty of Engineering, Ferdowsi University of Mashhad, Iran. E-mail: sa-ziaee@um.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Civil Engineering, Faculty of Engineering, College of Engineering, University of Tehran, Iran. E-mail: cbehnia@ut.ac.ir
4. Master of Science, Department of Civil Engineering, Faculty of Engineering, Ferdowsi University of Mashhad, Iran. saharalishahi80@gmail.com

Abstract

Background: Aggregated traffic data can obscure temporal and between-axis variation. Objective: To characterize multiscale patterns in traffic volume, mean speed, and recorded violation rates, and to assess the contribution of temporal dimensions to estimates of unsafe following-distance violation rates. Methods: All hourly records published by Iran's Road Monitoring System 141 for Razavi Khorasan during the 12 months of Iranian calendar year 1404 were considered. Of 1,166,102 raw records, 1,143,169 observations from 136 directional axes remained after quality control. Violation rates were calculated per 1,000 vehicles as the ratio of aggregated violation counts to aggregated traffic exposure. Temporal differences were assessed using the Friedman test, Kendall's W, and Holm-adjusted Wilcoxon signed-rank comparisons. Unlike an axis-only or hourly profile, the evaluated estimator jointly stratifies violation rates by axis, hour, day type, and season, reverting to simpler profiles when the corresponding training cell is absent. Its contribution is the incremental evaluation of these temporal distinctions; an additive weighted least-squares (WLS) regression provided an independent benchmark on identical monthly folds and test cells. Blocked leave-one-month-out evaluation within the same province and year used exposure-weighted R^2, MAE, RMSE, and MSE. Stability checks comprised axis-block bootstrap resampling, minimum-volume sensitivity analysis, and reconciliation of published axis-month totals and reconstruction of daily aggregates from valid hourly records. Results: The hour-of-day effect on the unsafe following-distance violation rate was large (Kendall's W=0.800). Network exposure-weighted rates were 227.47 per 1,000 vehicles on Fridays and 194.53 on working days; rates in summer and winter were 214.91 and 182.68, respectively. The multiscale estimator achieved MAE=25.13, RMSE=35.09, mean MSE=1410.28, and weighted R^2=0.922. Relative to the axis-only profile, MAE and RMSE decreased by 53.35% and 53.83%, respectively. WLS yielded MAE=42.08 and RMSE=56.85; P3 reduced these errors by 40.27% and 38.28%. Equal-axis bootstrap profiles yielded a mean Spearman correlation of 0.997, with a 95% percentile interval of 0.991–1.000. Exposure-weighted profiles yielded 0.990 (0.958–0.999). The exposure-weighted peak remained at 16:00 across the examined minimum-volume thresholds. The directions of the day–night differences persisted across six alternative boundary definitions. Conclusion: The observed patterns identify 15:00–18:00 and weekends as priority periods for monitoring. Temporal stratification improved within-year estimation relative to the axis-only profile. These results do not establish causal effects, prospective forecasting performance, or validity in other years or provinces.

Keywords: Road Monitoring System 141, Unsafe following-distance violation, Temporal traffic patterns, Exposure-standardized violation rate, Hierarchical profile estimator

۱. مقدمه

ایمنی و کارایی راه‌های برون‌شهری تابعی ثابت از ویژگی‌های هندسی یا متوسط سالانه تردد نیست بلکه در طول شبانه‌روز، روزهای هفته و فصل‌ها تغییر می‌کند. گزارش جهانی ایمنی راه سازمان جهانی بهداشت، همچنان سوانح جاده‌ای را از مسائل اصلی سلامت و توسعه معرفی می‌کند و بر مدیریت مبتنی بر شواهد تأکید دارد [۱]. در سطح عملیاتی نیز راهنمای پایش ترافیک اداره فدرال بزرگراه‌های ایالات متحده، حجم، طبقه‌بندی و سرعت را اجزای پایه سامانه‌های پایش می‌داند و کیفیت زمانی داده را برای تصمیم‌گیری ضروری تلقی می‌کند [۲]. بنابراین، شناخت زمانی تقاضا و رفتارهای تخلف‌آمیز می‌تواند زمان‌بندی نظارت، پیام‌های متغیر، استقرار گشت و برنامه‌های مدیریت تقاضا را هدفمندتر سازد.

داده‌های ترددشمار پیوسته، برخلاف پیمایش‌های کوتاه‌مدت، امکان آشکارسازی چرخه‌های ساعتی، هفتگی و فصلی را فراهم می‌کنند. باترمن و همکاران [۳] نشان دادند که عوامل زمانی تفصیلی برای تخصیص زمانی تردد ضروری‌اند؛ موری و کوکلمن [۴] نیز تفاوت روز هفته، ماه و فصل را در مقایسه منابع جدید داده سفر برجسته کردند. طاهری سرتشنیزی و همکاران [۵] با خوشه‌بندی ترکیبی، ناهمگنی الگوهای زمانی حجم را استخراج کردند و ژانگ و همکاران [۶] نقش ساختار مکانی–زمانی را در تشخیص حالت‌های عادی و ناهنجار شبکه نشان دادند. رحمان و نوور [۷] نیز در یک مطالعه یک‌ساله، تفاوت‌های روزانه و مکانی تراکم را گزارش کردند. در مجموع، این مطالعات بر ضرورت تفکیک مقیاس‌های زمانی تأکید دارند، اما داده، متغیر پیامد و واحد تحلیل آن‌ها با شبکه برون‌شهری جهت‌دار پژوهش حاضر متفاوت است.

تغییر تقاضا می‌تواند با تغییر الگوی رفتار رانندگی همراه باشد. فاصله زمانی با خودروی جلویی شاخصی برای توصیف رفتار تعقیب است و مقادیر کوتاه‌تر، فرصت واکنش را محدود می‌کنند [۸]. داده‌های حلقه القایی نیز برای مطالعه رفتار تعقیب و فاصله زمانی به‌کار رفته‌اند [۹]. در حوزه سرعت، سوتلا و آلتونن [۱۰] وابستگی زمانی نرخ جریمه خودکار را گزارش کردند و آل‌میستارهی و همکاران [۱۱] عوامل مرتبط با تخلفات سرعت را بررسی کردند. مقایسه تعداد خام تخلف باید حجم عبور و ساختار زمانی را نیز در نظر بگیرد. بااین‌حال، نرخ تخلف ثبت‌شده و خطر تصادف دو پیامد متفاوت‌اند. داده‌های سامانه ۱۴۱ در این پژوهش برای توصیف تخلف استفاده شده‌اند و بدون پیوند با داده تصادف، نمی‌توان از آن‌ها احتمال یا شدت تصادف را برآورد کرد.

در مطالعات منتشرشده در مجله مهندسی عمران شریف، با نام انگلیسی Sharif Journal of Civil Engineering (SJCE)، رحیمی و کاظمی [۱۲] تبعیت از تابلوهای سرعت مجاز را با داده پرسش‌نامه و روش درخت طبقه‌بندی و رگرسیون بررسی کردند. شیخ‌الاسلامی و همکاران [۱۳] نیز تخلفات رانندگان ناوگان باری را با اطلاعات رفتار راننده، وسیله و سفر و مدل رگرسیون لجستیک چندمتغیره مطالعه کردند. این مطالعات بر تفاوت‌های فردی و شرایط سفر متمرکزند. مقاله حاضر، به‌دلیل ماهیت تجمیعی داده، تغییرات نرخ ثبت‌شده را در سطح محور و زمان بررسی می‌کند.

درنظرگرفتن مواجهه در ادبیات ایمنی سابقه دارد؛ برای نمونه، الماسی و بهنود [۱۴] برآورد فراوانی تصادف عابر پیاده را در نواحی ترافیکی تهران با رویکرد مبتنی بر مواجهه بررسی کرده‌اند. ازاین‌رو، کاربرد نرخ به ازای حجم عبور در این مقاله، انتخابی برای قابل‌مقایسه‌کردن تخلفات ثبت‌شده است و ادعای تازگی مفهوم مواجهه مطرح نمی‌شود. در پژوهش‌های برآورد و پیش‌بینی ترافیک، استفاده از الگوهای مشابه راهی برای بهره‌گیری از تکرارپذیری زمانی است. حبت میشائل و ستین [۱۵] پیش‌بینی کوتاه‌مدت را بر پایه الگوهای مشابه توسعه دادند و ویجرمارس و فن‌برکوم [۱۶] از خوشه‌بندی برای تفکیک الگوهای جریان بزرگراهی استفاده کردند. در ایران، افندی‌زاده و همکاران [۱۷] مدل‌های آماری حجم روزانه را مقایسه کردند، رحمتی و همکاران [۱۸] مدل ANFISرا برای حجم روزانه برون‌شهری به‌کار بردند و رساءایزدی و ابریشمی [۱۹] اهمیت متغیرهای تقویمی را در پیش‌بینی وضعیت ترافیک ساعتی نشان دادند. پیامد اصلی مطالعات

ویراستاری نشده

اخیر، حجم یا وضعیت ترافیک است؛ در مقابل، مسئله برآورد در پژوهش حاضر نرخ تخلف فاصله در سلول‌های محور–ماه–ساعت–نوع روز است.

مسئله پژوهش حاضر، سنجش هم‌زمان الگوهای زمانی نرخ تخلف و ارزش افزوده تفکیک زمانی برای برآورد آن در شبکه‌ای از محورهای جهت‌دار است. استانداردسازی بر حجم عبور، مبنای مقایسه نرخ‌هاست و به‌تنهایی نوآوری پژوهش محسوب نمی‌شود. در آزمون‌ها، گروه‌های زمانی درون هر محور با یکدیگر مقایسه می‌شوند؛ به این ترتیب، اختلاف ثابت سطح متغیر میان محورها مبنای مقایسه گروه‌های زمانی قرار نمی‌گیرد. سهم پژوهش در کنار هم قراردادن این مقایسه درون‌محوری، گزارش اندازه اثر، و ارزیابی مرحله‌ای پروفایل‌های محور، ساعت، نوع روز و فصل با حذف ماه آزمون است. این سهم به طراحی و کاربرد تحلیل مربوط است و به معنای معرفی یک خانواده آماری جدید نیست.

هدف اصلی پژوهش، توصیف و آزمون الگوهای شبانه‌روزی، هفتگی، ماهانه و فصلی تردد، سرعت و تخلفات در محورهای برون‌شهری خراسان رضوی و سنجش ارزش افزوده این مقیاس‌ها برای برآورد نرخ تخلف فاصله غیرمجاز است. سؤالات پژوهش عبارت‌اند از: (۱) پروفایل ساعتی حجم، سرعت و نرخ تخلفات چگونه تغییر می‌کند؟ (۲) آیا نوع روز، ماه و فصل تفاوت معنادار و از نظر اندازه اثر قابل‌توجهی ایجاد می‌کنند؟ (۳) کدام مقیاس زمانی بیشترین قدرت تفکیک نرخ تخلف فاصله را دارد؟ و (۴) آیا افزودن ابعاد زمانی، خطای برآورد در ماه کنارگذاشته‌شده را نسبت به پروفایل ساده محور کاهش می‌دهد؟

فرضیه‌های سنجش‌پذیر پژوهش عبارت‌اند از: H۱، توزیع رتبه‌ای پروفایل ساعتی متغیرهای اصلی در سطح محور یکسان نیست؛ H۲، نرخ تخلف فاصله میان روزهای کاری، پنجشنبه و جمعه متفاوت است؛ H۳، نرخ تخلف فاصله میان ماه‌ها و فصل‌ها تفاوت دارد؛ و H۴، افزودن ساعت، نوع روز و فصل به پروفایل محورمحور، خطای ارزیابی بلوکی ماهانه را کاهش می‌دهد. این فرضیه‌ها توصیفی–برآوردی‌اند و دلالت علّی ندارند.

۲. مواد و روش‌ها

۲-۱. طرح پژوهش، جامعه و گردآوری داده‌ها

پژوهش از نوع کاربردی، کمی و پس‌رویدادی است و طرح آن طولیِ تکرارشونده محور–زمان است. جامعه آماری شامل همه رکوردهای ساعتی منتشرشده برای محورهای ترددشماری استان خراسان رضوی در ۱۲ ماه سال ۱۴۰۴ بود. نمونه‌گیری انجام نشد و سرشماری کل داده‌های در دسترس صورت گرفت. هر کد شش‌رقمی یک جهت حرکت مستقل را نشان می‌دهد؛ بنابراین واحد مکانی «محور جهت‌دار» و واحد مشاهده خام «محور–ساعت» بود. در آزمون‌های تکرارشونده، واحد استنباط محور و در ارزیابی برآوردگرها، واحد پیش‌بینی سلول تجمیعی محور–ماه–ساعت–نوع روز بود.

داده‌ها از فایل‌های آفلاین روزانه و ساعتی منتشرشده در سامانه رسمی ۱۴۱ استخراج شد. مطابق راهنمای سامانه، متوسط سرعت بر پایه سرعت ثبت‌شده همه وسایل نقلیه عبوری محاسبه می‌شود؛ تخلف فاصله به معنای رعایت‌نکردن حداقل فاصله زمانی دو ثانیه با خودروی جلویی است؛ و تخلف سرعت، عبور با سرعت بیشتر از حد مجاز محور را نشان می‌دهد. طبقه‌بندی وسیله نقلیه شامل کلاس ۱ (سواری و وانت)، کلاس ۲ (کامیونت، کامیون کوچک و مینی‌بوس)، کلاس ۳ (کامیون معمولی با طول کمتر از ۱۰ متر و کامیون سه‌محوره)، کلاس ۴ (اتوبوس) و کلاس ۵ (تریلی و وسایل باربری با بیش از سه محور) بود. سامانه رسمی ۱۴۱ و آرشیو اطلاعات ترددشماری آن، منبع داده و مبنای تعریف عملیاتی متغیرهای پژوهش بود [۲۰].

۲-۲. پاک‌سازی، معیارهای ورود و خروج و ملاحظات اخلاقی

از ۱٬۱۶۶٬۱۰۲ رکورد خام، رکوردهای با مدت کارکرد نابرابر ۶۰ دقیقه، حجم غیرمثبت یا سرعت نامعتبر (سرعت ناموجود، کمتر یا مساوی صفر یا بیش از ۱۶۰ کیلومتر بر ساعت) حذف شدند. ۱۹٬۰۴۲ رکورد مدت کارکرد نامعتبر و ۳٬۹۹۸ رکورد حجم صفر

داشتند و ۱۰۸ رکورد در هر دو گروه قرار می‌گرفتند. اجتماع این دو پرچم ۲۲٬۹۳۲ رکورد بود. در میان رکوردهای با حجم مثبت، چهار سرعت بیش از ۱۶۰ مشاهده شد. سه مورد هم‌زمان مدت کارکرد نامعتبر داشتند و تنها یک مورد حذف اضافه ایجاد کرد. در نتیجه، ۲۲٬۹۳۳ رکورد حذف و ۱٬۱۴۳٬۱۶۹ رکورد از ۱۳۶ محور جهت‌دار باقی ماند. در کلید محور–زمان تکرار مشاهده نشد. داده نامعتبر میان‌یابی نشد و مقادیر حدی واقع در حدود عملیاتی فوق حفظ شدند.

داده‌ها ثانویه، تجمیعی و فاقد شناسه فردی یا وسیله نقلیه بودند؛ بنابراین پژوهش مداخله انسانی یا اطلاعات شخصی نداشت. قواعد پاک‌سازی، تعریف گروه‌ها، فرمول نرخ‌ها و طرح اعتبارسنجی در متن گزارش شده‌اند.

۲-۳. تعریف متغیرها و استانداردسازی نرخ‌ها

از زمان شروع هر رکورد، ساعت روز، ماه، فصل و روز هفته استخراج شد. روزها به سه گروه روز کاری، پنجشنبه و جمعه تقسیم شدند.

جدول ۱. تعریف متغیرهای مورد استفاده در پژوهش

Role in the study	Unit	Type	Variable
Repeated-measures block; each travel direction is a separate axis	–	Categorical identifier	Directional axis code
Descriptive outcome and exposure measure	Vehicles per hour	Count	Total traffic volume
Secondary outcome	km/h	Continuous	Mean speed
Numerator of the primary outcome	Violations per hour	Count	Unsafe following-distance violations
Primary outcome	Violations per 1,000 vehicles	Continuous	Following-distance violation rate
Secondary outcome	Violations per 1,000 vehicles	Continuous	Speeding violation rate
Secondary outcome	Violations per 1,000 vehicles	Continuous	Overtaking violation rate
Vehicle-composition covariate	0–1	Proportion	Share of vehicle classes 2–5
Diurnal scale	0–23	Ordinal categorical	Hour of day
Weekly scale	Working day / Thursday / Friday	Nominal categorical	Day type

برای تحلیل توصیفی مکمل، تقسیم ثابت روز/شب شامل روز از ساعت ۰۶:۰۰ تا ۲۱:۵۹ و شب از ۲۲:۰۰ تا ۰۵:۵۹ بود. این تقسیم، تعریف عملیاتی بازه‌های زمانی است و نباید معادل روشنایی و تاریکی واقعی در همه ماه‌ها تلقی شود. تحلیل اصلی شبانه‌روزی بر هر ۲۴ ساعت استوار است و نتیجه تقسیم روز/شب جداگانه گزارش می‌شود. «سهم وسایل کلاس‌های ۲ تا ۵» از تقسیم مجموع کلاس‌های ۲ تا ۵ بر حجم کل به‌دست آمد و معادل دقیق ناوگان باری یا سنگین نیست. نرخ‌های تخلف برای استانداردسازی بر میزان مواجهه، به ازای ۱۰۰۰ وسیله محاسبه شدند.

$$R_{v,1000} = 1000 \times \frac{C_v}{V} \qquad (1)$$

در رابطه (۱)، C_v تعداد تخلف نوع v در محور–ساعت، V تعداد کل وسایل همان بازه و $R_{v,1000}$ نرخ تخلف به ازای ۱۰۰۰ وسیله است.

Role in the study	Unit	Type	Variable
Monthly scale	1–12	Ordinal categorical	Month
Seasonal scale	Spring to winter	Nominal categorical	Season
Supplementary analysis	Day/night	Binary categorical	Day/night

همان‌گونه که در جدول ۱ نشان داده شده است، متغیر کانونی پژوهش نرخ تخلف فاصله غیرمجاز به ازای حجم عبور است؛ سایر متغیرها برای توصیف الگوهای زمانی و زمینه ترافیکی به‌کار رفتند.

۲-۴. آزمون‌های آماری و اندازه اثر

تحلیل در سه سطح انجام شد. آمار توصیفی اولیه از رکوردهای محور–ساعت محاسبه شد. برای مقایسه گروه‌های زمانی، در هر محور و گروه، حجم به‌صورت مجموع تردد تقسیم بر تعداد ساعت معتبر، سرعت به‌صورت مجموع حاصل‌ضرب حجم و سرعت تقسیم بر مجموع حجم، نرخ تخلف به‌صورت نسبت مجموع تخلف به مجموع حجم و سهم کلاس‌های ۲ تا ۵ به‌صورت نسبت مجموع شمارش این کلاس‌ها به مجموع حجم محاسبه شد. در نسخه بازنگری، آزمون حجم بر میانگین ساعت معتبر اجرا شد تا تعداد نامساوی روزها و ساعت‌های مشاهده‌شده، به‌جای شدت تردد مقایسه نشود. سپس همبستگی و عملکرد برآوردگر در ۱۱۷٬۲۴۹ سلول محور×ماه×ساعت×نوع روز بررسی شد. برای آزمون‌های تکرارشونده، محور بلوک و گروه زمانی شرط مقایسه بود.

آزمون فریدمن جایگزین غیرپارامتری تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر است. در این پژوهش، محور نقش بلوک و ساعت/نوع روز/فصل/ماه نقش شرایط تکرارشونده را دارد. آماره بر رتبه‌های درون هر محور استوار است و نیازمند نرمال‌بودن نیست [۲۱]. W کندال دامنه ۰ تا ۱ دارد و میزان هم‌سویی تفاوت گروه‌ها در محورها را نشان می‌دهد؛ مقادیر بزرگ‌تر به معنای الگوی زمانی منسجم‌تر است [۲۲].

$$W = \frac{\chi^2_F}{n(k-1)} \qquad (2)$$

که در آن χ^2_F آماره فریدمن، n تعداد محورهای کامل و k تعداد گروه زمانی است.

پس از آزمون کلی، آزمون علامت‌دار ویلکاکسون بر اختلاف‌های زوجیِ پروفایل‌های محورها اعمال شد. تفسیر این آزمون به‌عنوان آزمون مکان اختلاف‌ها مستلزم توجه به تقارن توزیع اختلاف‌های زوجی است؛ بنابراین نباید بدون بررسی این شرط آن را صرفاً آزمون برابری دو میانه دانست [۲۳]. برای کنترل خطای خانواده مقایسه‌ها، مقادیر p با روش هولم تعدیل شدند [۲۴].

برای بررسی حساسیت نتیجه زوجی نوع روز به تقارن اختلاف‌ها، چولگی چارکی اختلاف‌های محورمحور محاسبه و آزمون علامت دوطرفه با احتمال پایه ۰٫۵ اجرا شد. سه مقایسه نوع روز برای نرخ فاصله یک خانواده مجزای هولم در این کنترل مکمل تشکیل دادند. آزمون علامت از بزرگی اختلاف‌ها استفاده نمی‌کند و به تقارن آن‌ها متکی نیست؛ نتیجه آن همراه با ویلکاکسون گزارش شد، بدون آنکه عدم تقارن نادیده گرفته شود.

ضریب اسپیرمن شدت رابطه یکنواخت را بر پایه رتبه‌ها اندازه‌گیری می‌کند و دلالت علّی ندارد. در ماتریس همبستگی، حجم به مجموع تردد سلول محور–ماه–ساعت–نوع روز اشاره دارد؛ سرعت، نرخ‌ها و سهم کلاس‌ها در همان سلول با وزن مواجهه محاسبه می‌شوند. بنابراین همبستگی حجم تجمعی سلول با نرخ، با همبستگی میانگین حجم ساعتی یکسان نیست. استفاده از حجم نرمال‌شده به ساعت به‌عنوان کنترل مکمل نیز بررسی شد.

۲-۵. برآوردگرهای پروفایل سلسله‌مراتبی

پیامد مدل، نرخ تخلف فاصله در سلول‌های محور–ماه–ساعت–نوع روز بود. چهار ساختار با تفکیک افزایشی تعریف شد: P0 فقط محور، P1 محور×ساعت، P2 محور×ساعت×نوع روز و P3 محور×ساعت×نوع روز×فصل. مقدار هر پروفایل از نسبت مجموع تخلف به مجموع حجم در داده‌های آموزش، ضرب در ۱۰۰۰،

به‌دست آمد. بنابراین پروفایل، میانگین ساده نرخ رکوردها نیست. ساختار برآوردگرها در جدول ۲ آمده است.

در این برآوردگر، «زمان مشابه» به اشتراک در طبقات زمانی تعریف‌شده اشاره دارد؛ برای مثال، P3 از رکوردهای همان محور، ساعت، نوع روز و فصل استفاده می‌کند. این روش از ایده تکرارپذیری الگوهای ترافیکی بهره می‌گیرد [۱۵]، اما هدف آن برآورد نرخ تخلف در ماه کنارگذاشته‌شده است، نه پیش‌بینی کوتاه‌مدت حجم تردد. طبقات زمانی از پیش مشخص‌اند و پارامتر هر طبقه، نرخ تجمیعی محاسبه‌شده از داده آموزش است. روش، ضرایب یک مدل چندمتغیره را با بهینه‌سازی عددی برآورد نمی‌کند. تمایز ساختار بررسی‌شده در تفکیک تقویمی نرخ تخلف، بازگشت به طبقات ساده‌تر و ارزیابی افزوده‌شدن هر بُعد زمانی است.

برای هر سلول آزمون، شناسه محور و طبقات زمانی ورودی برآوردگرند. در P۳، اگر ترکیب محور×ساعت×نوع روز×فصل در آموزش وجود نداشته باشد، جست‌وجو به‌ترتیب در P۲، P۱ و P۰ ادامه می‌یابد. هر طبقه با دست‌کم یک رکورد معتبر و مواجهه مثبت قابل محاسبه است؛ آستانه پشتیبانی دیگری اعمال نشد. پیش از محاسبه معیارها، وجود برآورد متناهی برای تمام سلول‌ها کنترل شد؛ کد در صورت نقض این شرط متوقف می‌شود تا عملکرد روی زیرمجموعه‌های متفاوت گزارش نشود. در داده حاضر این حالت رخ نداد و تمام ۱۱۷٬۲۴۹ سلول در همه روش‌ها ارزیابی شدند.

صورت‌بندی و مراحل ارزیابی

اگر C_i تعداد تخلف فاصله و V_i حجم عبور رکورد i باشد، مجموعه T_m شامل رکوردهای معتبر همه ماه‌ها به‌جز ماه m است. برای هر ترکیب g از متغیرهای یک سطح، نرخ آموزشی از رابطه (۳) محاسبه می‌شود؛ جمع‌ها فقط روی رکوردهای T_m متعلق به g هستند.

$$\hat{r}_m(g) = 1000 \times \frac{\sum_i C_i}{\sum_i V_i} \tag{3}$$

در P0، کلید g فقط محور است؛ در P1 ساعت، در P2 نوع روز و در P3 فصل نیز به آن افزوده می‌شود. برای هر سلول آزمون، ابتدا کلید سطح انتخاب‌شده جست‌وجو می‌شود و در نبود آن، سطح ساده‌تر به‌کار می‌رود. مقدار مشاهده‌شده سلول آزمون نیز از نسبت مجموع تخلف به مجموع حجم همان سلول محاسبه می‌شود.

در هر تکرار، یک ماه کامل کنار گذاشته می‌شود؛ پروفایل‌ها با ۱۱ ماه دیگر ساخته و به سلول‌های محور–ساعت–نوع روز ماه آزمون نسبت داده می‌شوند. پس از محاسبه خطا در ماه آزمون، همین مراحل برای ماه بعد تکرار می‌شود. جدول عملکرد، میانگین معیارهای ۱۲ ماه و گزارش پایداری، پراکندگی ماه‌به‌ماه را ارائه می‌کند. اطلاعات ماه آزمون در ساخت پروفایل استفاده نمی‌شود؛ اما چون آموزش می‌تواند شامل ماه‌های پس از آن باشد، این طرح پیش‌بینی آینده‌نگر نیست.

$$MAE_m = \frac{\sum_j w_j |y_j - \hat{y}_j|}{\sum_j w_j} \tag{4}$$

$$MSE_m = \frac{\sum_j w_j (y_j - \hat{y}_j)^2}{\sum_j w_j} \tag{5}$$

$$RMSE_m = MSE_m^{1/2} \tag{6}$$

$$\bar{y}_{m,w} = \frac{\sum_j w_j y_j}{\sum_j w_j} \tag{7}$$

$$R^2_{m,w} = 1 - \frac{\sum_j w_j (y_j - \hat{y}_j)^2}{\sum_j w_j (y_j - \bar{y}_{m,w})^2} \tag{8}$$

MAE، RMSE، MSE و R^2 وزنی، معیارهای ارزیابی‌اند و برای آموزش عددی پارامترها کمینه یا بیشینه نشده‌اند. ساختار نهایی بر اساس میانگین ۱۲ تکرار و همراه با انحراف معیار ماه‌به‌ماه انتخاب شد.

ساختارهای P۰ تا P۳، ارزیابی افزوده‌شدن ساعت، نوع روز و فصل را فراهم می‌کنند. به‌عنوان مبنای مقایسه مستقل، یک رگرسیون خطی جمع‌پذیر با حداقل مربعات وزن‌دار (WLS) در بازنگری اجرا شد. متغیرهای توضیحی آن شناسه محور، ساعت، نوع روز و فصل با کدگذاری شاخصی و بدون برهم‌کنش بودند. تابع هدف، مجموع وزن‌دار مربع خطاهای نرخ بود؛ وزن هر سلول آموزش حجم آن، تقسیم بر میانگین حجم سلول‌های آموزش همان تکرار بود. ضرایب با حل‌گر LSQR، تلورانس مطلق و نسبی ۱۰ به توان منفی ۱۰ و سقف ۱۰٬۰۰۰ تکرار محاسبه شدند. جریمه یا تنظیم ابرپارامتر به‌کار نرفت. برآوردها به دامنه مجاز صفر تا ۱۰۰۰ محدود شدند. آموزش، ماه آزمون، سلول‌ها و وزن‌های ارزیابی دقیقاً با روش‌های

ویراستاری نشده

پروفایل مشترک بودند. این مدل، یک مبنای مستقل جمع‌پذیر است و نماینده همه روش‌های رگرسیونی یا یادگیری ماشین محسوب نمی‌شود.

جدول ۲. ساختار برآوردگرهای پروفایل

Temporal stratification	Estimated value	Cell structure	Estimator
No temporal stratification	Exposure-weighted axis rate in training data	Axis	P0
Diurnal stratification	Exposure-weighted rate for each axis and hour	Axis × hour	P1
Additional weekly stratification	Separate strata for working days, Thursdays and Fridays	Axis × hour × day type	P2
Three temporal scales; no hyperparameter tuning	Addition of season, with fallback to simpler levels	Axis × hour × day type × season	P3 (multiscale)

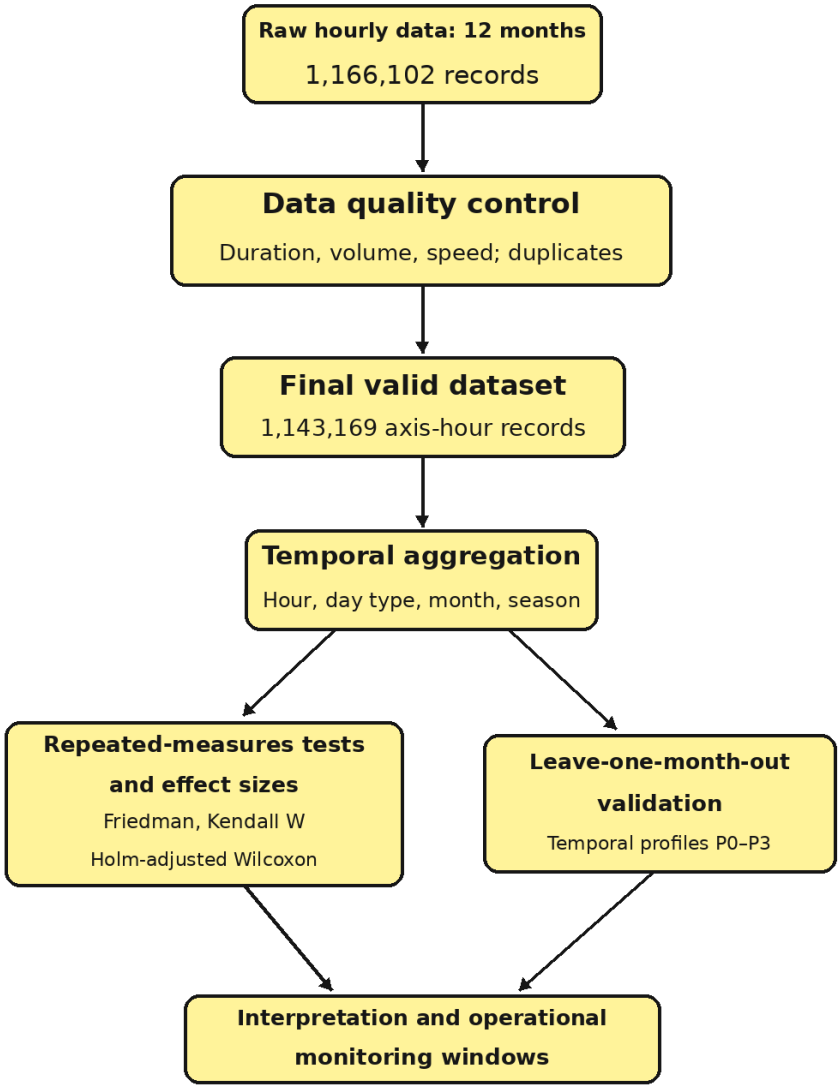
۲-۶. ارزیابی پایداری و قابلیت بازتولید

پایداری پروفایل ساعتی تخلف فاصله با ۱۰۰۰ بازنمونه‌گیری بلوکی از محورها و دو تعریف وزن برابر و وزن مواجهه ارزیابی شد [۲۵]. حساسیت حداقل حجم ساعتی در آستانه‌های ۱، ۱۰، ۲۵، ۵۰ و ۱۰۰ وسیله بررسی شد. برای کنترل انتشار داده، مجموع‌های محور–ماه ساعتی با خلاصه‌های روزانه همان محور–ماه تطبیق داده شدند؛ همچنین داده معتبر ساعتی به سطح محور–روز تجمیع شد. این کنترل‌ها داخلی‌اند و جایگزین تطبیق ردیفی با فایل روزانه یا اعتبارسنجی خارجی نیستند.

بازنمونه‌گیری بلوکی از محورها، حساسیت پروفایل ساعتی به ترکیب محورها را بررسی می‌کند؛ واحد بازنمونه‌گیری محور است، نه تک‌ساعت. ارزیابی حذف یک‌ماه نیز انتقال پروفایل به ماه کنارگذاشته‌شده همان سال را می‌سنجد. هیچ‌یک از این بررسی‌ها جایگزین ارزیابی روی سال یا استان مستقل نیست.

مسیر آماده‌سازی داده، تشکیل پروفایل‌های زمانی، آزمون‌های درون‌محوری و ارزیابی بلوکی برآوردگر در شکل ۱ ارائه شده است.

ویراستاری نشده



شکل ۱. فلوچارت آماده‌سازی داده، تحلیل چندمقیاسی و ارزیابی بلوکی ماهانه برآوردگر

راهنمای شکل: داده خام ۱۲ماهه ← کنترل کیفیت ← داده معتبر محور–ساعت ← تجمیع زمانی. سپس دو مسیر آزمون‌های درون‌محوری و ارزیابی حذف یک‌ماه اجرا می‌شوند و نتایج برای شناسایی پنجره‌های پایش تفسیر می‌شوند.

۳. نتایج

۳-۱. کیفیت داده و آمار توصیفی

مجموعه داده خام دارای ۱۶ فیلد عملیاتی بود. پس از استخراج ویژگی‌ها، شش متغیر پیوسته اصلی و پنج بُعد طبقه‌ای زمانی در تحلیل استفاده شد. متغیر کانونی، نرخ تخلف فاصله غیرمجاز به ازای ۱۰۰۰ وسیله بود؛ حجم، سرعت و سهم کلاس‌های ۲ تا ۵ متغیرهای زمینه‌ای بودند. ساعت، نوع روز، ماه، فصل و روز/شب ابعاد زمانی و محور جهت‌دار بلوک تکرارشونده بودند. تعداد رکوردهای معتبر پس از پاک‌سازی ۱٬۱۴۳٬۱۶۹، تعداد محورهای واحد استنباط ۱۳۶ (برای آزمون ماهانه ۱۳۵) و تعداد سلول‌های تجمیعی تحلیل همبستگی و برآوردگر ۱۱۷٬۲۴۹ بود.

آمار جدول ۳ در سطح رکورد محور–ساعت است؛ حجم به‌صورت تعداد وسیله، سرعت به‌صورت مقدار ثبت‌شده ساعتی و نرخ‌ها به‌صورت نسبت تخلف به حجم همان رکورد گزارش شده‌اند.

جدول ۳. آمار توصیفی متغیرهای اصلی در سطح محور–ساعت

Variable	Unit	N	Mean	SD	Minimum	Q1	Median	Q3	Maximum
Traffic volume	Vehicles/h	1,143,169	373.996	502.692	1.000	75.000	202.000	457.000	5638.000
Mean speed	km/h	1,143,169	83.316	12.853	12.000	77.000	85.000	92.000	128.000
Following-distance violation rate	Violations/1,000 vehicles	1,143,169	99.998	101.975	0.000	27.027	68.966	142.313	1000.000
Speeding violation rate	Violations/1,000 vehicles	1,143,169	177.905	183.274	0.000	25.641	120.567	278.249	1000.000
Overtaking violation rate	Violations/1,000 vehicles	1,143,169	12.876	48.886	0.000	0.000	0.000	4.386	1000.000
Share of classes 2–5	Proportion	1,143,169	0.174	0.142	0.000	0.072	0.139	0.240	1.000

در جدول ۳، میانگین نرخ تخلف فاصله ۱۰۰٫۰۰ و میانه آن ۱۰۰۰ در هزار بود. فاصله میان میانگین، میانه و بیشینه، ۶۸٫۹۷ در هزار است. میانه نرخ تخلف سبقت صفر و بیشینه آن نامتقارن‌بودن توزیع این نرخ‌ها را نشان می‌دهد.

جدول ۴. نتایج آزمون فریدمن و اندازه اثر W کندال

Temporal scale	Outcome	Axes	Groups	Friedman χ^2	df	p	Kendall W
Hour	Traffic volume	136	24	2657.939	23	<0.001	0.850
Hour	Mean speed	136	24	922.320	23	<0.001	0.295
Hour	Following-distance violation rate	136	24	2503.805	23	<0.001	0.800
Hour	Speeding violation rate	136	24	667.853	23	<0.001	0.214
Hour	Overtaking violation rate	136	24	158.316	23	<0.001	0.051
Day type	Traffic volume	136	3	77.397	2	<0.001	0.285
Day type	Following-distance violation rate	136	3	94.868	2	<0.001	0.349
Day type	Speeding violation rate	136	3	26.515	2	<0.001	0.097

Kendall W	p	df	Friedman χ^2	Groups	Axes	Outcome	Temporal scale
0.010	0.256	2	2.724	3	136	Overtaking violation rate	Day type
0.474	<0.001	3	193.491	4	136	Traffic volume	Season
0.007	0.439	3	2.709	4	136	Mean speed	Season
0.275	<0.001	3	112.262	4	136	Following-distance violation rate	Season
0.018	0.062	3	7.332	4	136	Speeding violation rate	Season
0.327	<0.001	11	485.443	12	135	Following-distance violation rate	Month

برای آزمون ماهانه، فقط ۱۳۵ محور با پوشش کامل ۱۲ ماه وارد آزمون شدند؛ سایر آزمون‌ها شامل ۱۳۶ محور بود.

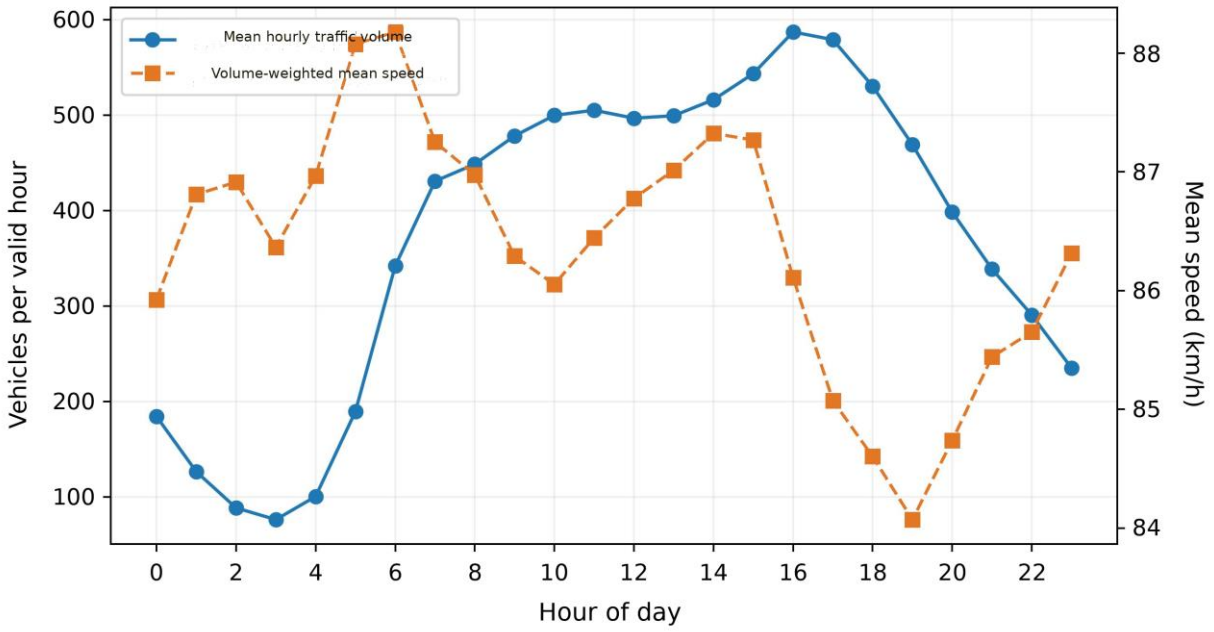
نتایج جدول ۴، تفاوت پروفایل ساعتی نرخ تخلف فاصله را با اندازه اثر بزرگ نشان داد. اثر ساعت بر حجم نیز بزرگ و بر تخلف سبقت کوچک بود. تفاوت فصلی سرعت متوسط و نرخ تخلف سرعت در سطح ۰٫۰۵ معنادار نبود.

۳-۲. الگوهای شبانه‌روزی و هفتگی

میانگین حجم در رکوردهای معتبر محور–ساعت از ۷۶٫۱۵ وسیله در ساعت ۳ به ۳۴۱٫۹۳ در ساعت ۶ رسید و پس از یک سکوی میانه‌روز، در ساعت ۱۶ به بیشینه ۵۸۷٫۰۹ وسیله رسید. پس از ساعت ۱۷ روند کاهشی مشاهده شد. میانگین سرعتِ وزن‌داده‌شده با حجم، دامنه محدود ۸۴٫۰۷ تا ۸۸٫۱۸ کیلومتر بر ساعت داشت؛ کمینه در ساعت ۱۹ و بیشینه در ساعت ۶ بود. آزمون فریدمن برای حجم W=۰.۸۵۰ و برای سرعت W=۰.۲۹۵ را نشان داد.

پروفایل ساعتی حجم و سرعت در شکل ۲ نشان داده شده است.

ویراستاری نشده



شکل ۲. پروفایل ساعتی میانگین حجم و سرعت متوسط وزن‌داده‌شده با حجم

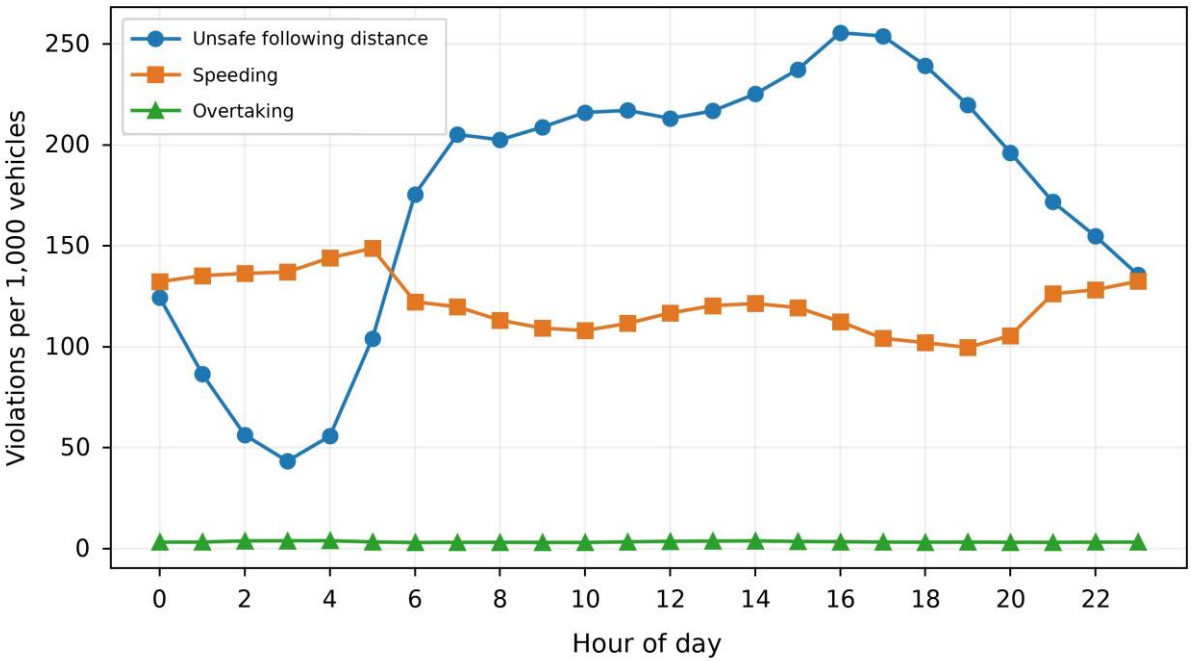
راهنمای شکل: محور افقی، ساعت شبانه‌روز؛ محور عمودی چپ، تعداد وسیله در ساعت؛ محور عمودی راست، سرعت متوسط برحسب کیلومتر بر ساعت. خط پیوسته با دایره، میانگین حجم ساعتی و خط‌چین با مربع، سرعت متوسط وزن‌داده‌شده با حجم است.

در ساعات ۱۶ تا ۱۹، حجم بالاتر با سرعت متوسط پایین‌تر هم‌زمان بود. این مشاهده صرفاً توصیفی است؛ به‌علت نبود ظرفیت، تعداد خط و هندسه راه، از آن نتیجه ازدحام یا رابطه بنیادی سرعت–جریان استنباط نشد.

نرخ تجمعی شبکه برای تخلف فاصله از ۴۳٫۳۸ در هزار در ساعت ۳ به ۲۵۵٫۶۳ در ساعت ۱۶ افزایش یافت و در ساعت ۱۷ برابر ۲۵۳٫۹۶ بود؛ نسبت اوج به کمینه ۵٫۸۹ است. نرخ تجمعی تخلف سرعت الگوی متفاوتی داشت و از بیشینه ۱۴۸٫۷۸ در ساعت ۵ به کمینه ۹۹٫۶۹ در ساعت ۱۹ رسید. این اعداد از نسبت مجموع تخلف به مجموع حجم در هر ساعت شبکه محاسبه شده‌اند، نه از میانگین ساده نرخ‌های محورها.

الگوی ساعتی نرخ تخلفات در شکل ۳ ارائه شده است.

پذیرفته شده



شکل ۳. پروفایل ساعتی نرخ تجمعی تخلفات به ازای ۱۰۰۰ وسیله

راهنمای شکل: محور افقی، ساعت شبانه‌روز و محور عمودی، تعداد تخلف به ازای ۱۰۰۰ وسیله است. دایره آبی: فاصله غیرمجاز؛ مربع نارنجی: سرعت غیرمجاز؛ مثلث سبز: سبقت غیرمجاز.

اثر ساعت بر نرخ تخلف فاصله بزرگ (W=۰.۸۰۰)، بر نرخ تخلف سرعت کوچک تا متوسط (W=۰.۲۱۴) و بر نرخ تخلف سبقت کوچک (W=۰.۰۵۱) بود. آزمون کلی برای هر سه پیامد ساعتی معنادار بود، اما تفاوت اندازه اثر نشان داد شدت نظم ساعتی آن‌ها یکسان نیست.

نرخ تجمعی تخلف فاصله در روزهای کاری ۱۹۴٫۵۳، پنجشنبه ۲۲۲٫۳۸ و جمعه ۲۲۷٫۴۷ در هزار بود. نرخ جمعه ۱۶٫۹۳ درصد بالاتر از روز کاری بود. آزمون فریدمن تفاوت نوع روز را با W=۰.۳۴۹ نشان داد. در مقایسه زوجی، پنجشنبه و جمعه هر دو با روز کاری تفاوت معنادار داشتند؛ تفاوت پنجشنبه و جمعه معنادار نبود. تفاوت میانه محورمحور جمعه نسبت به روز کاری ۱۵٫۳۴ در هزار بود. نرخ تخلف سبقت میان سه نوع روز تفاوت معناداری نشان نداد (p=۰.۲۵۶).

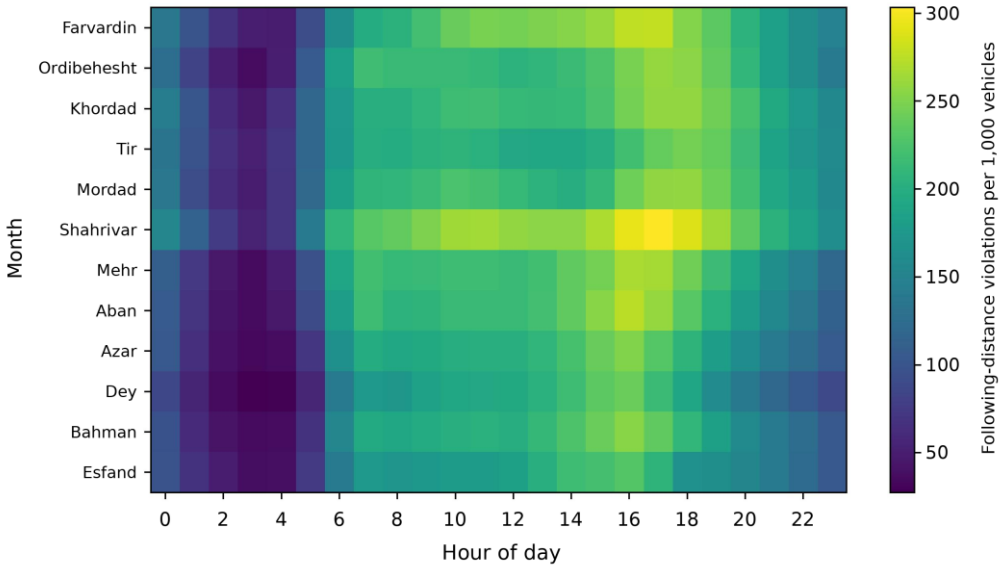
در تقسیم پایه روز/شب، میانگین حجم رکوردها در روز ۴۷۹٫۰۲ و در شب ۱۶۱٫۸۶ وسیله بود. نرخ تجمعی تخلف فاصله به‌ترتیب ۲۱۹٫۲۶ و ۱۱۲٫۱۱ در هزار و نرخ تخلف سرعت ۱۱۲٫۸۳ و ۱۳۵٫۵۶ بود. سهم کلاس‌های ۲ تا ۵ در شب ۰٫۱۵۹ و در روز ۰٫۱۲۵ محاسبه شد. در هر شش تقسیم جایگزین نیز میانگین حجم و نرخ تخلف فاصله در بازه روز، و نرخ تخلف سرعت در بازه شب بیشتر ماند (جدول ۸). این پایداری مربوط به جهت تفاوت‌هاست؛ مقدار نرخ‌ها به مرزبندی وابسته بود و بهینه‌بودن مرز ۲۲/۶ از آن نتیجه نمی‌شود.

۳-۳. الگوهای ماهانه و فصلی

تابستان با میانگین حجم ۴۱۲٫۴۷ وسیله در رکورد ساعت و نرخ تجمعی تخلف فاصله ۲۱۴٫۹۱ در هزار، بالاتر از زمستان با حجم ۳۲۸٫۴۹ و نرخ ۱۸۲٫۶۸ بود؛ اختلاف نسبی به‌ترتیب ۲۵٫۵۶ و ۱۷٫۶۴ درصد است. اثر فصل برای حجم W=۰.۴۷۴ و برای نرخ تخلف فاصله W=۰.۲۷۵ بود، اما برای سرعت متوسط و نرخ تخلف سرعت در سطح ۰٫۰۵ معنادار نشد. در سطح ماه، شهریور بیشترین میانگین حجم (۴۷۰٫۵۱) و نرخ تجمعی تخلف فاصله (۲۳۹٫۷۲) و اسفند کمترین نرخ (۱۷۳٫۶۳) را داشت؛ اختلاف نسبی این دو نرخ ۳۸٫۰۶ درصد بود.

توزیع ماه–ساعت نرخ تخلف فاصله در شکل ۴ نمایش داده شده است.

آرشیو شده



شکل ۴. نقشه حرارتی نرخ تخلف فاصله غیرمجاز برحسب ماه و ساعت

راهنمای شکل: محور افقی، ساعت شبانه‌روز؛ محور عمودی، شماره ماه شمسی از ۱ (فروردین) تا ۱۲ (اسفند)؛ نوار رنگ، نرخ تخلف فاصله به ازای ۱۰۰۰ وسیله است.

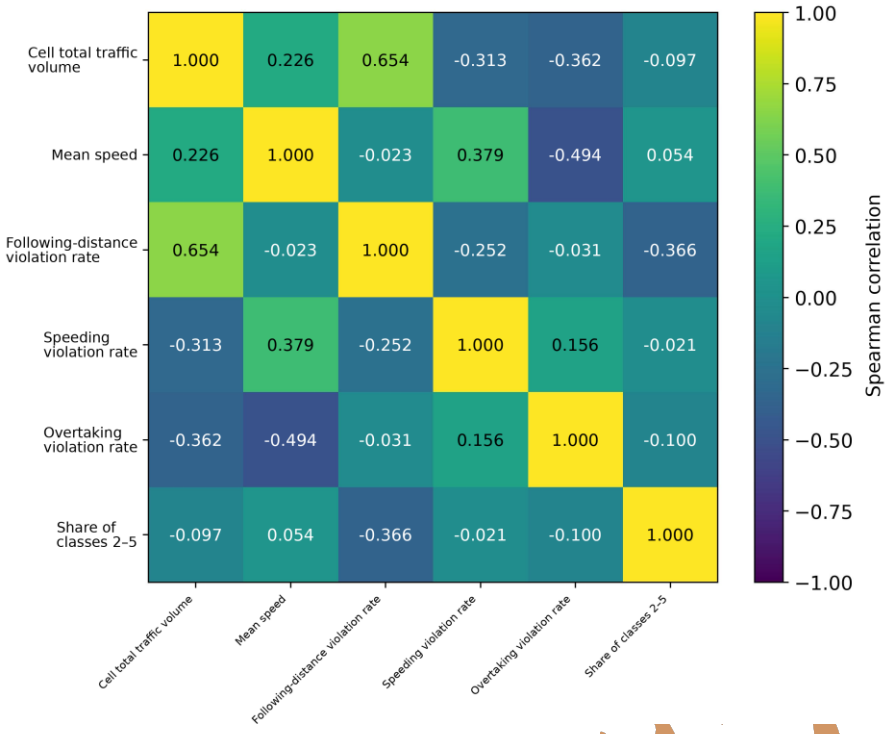
نقشه حرارتی، تکرار اوج عصرگاهی را در بیشتر ماه‌ها و تفاوت شدت آن را میان ماه‌ها نشان می‌دهد. این شکل توصیفی است و علت تفاوت ماهانه را مشخص نمی‌کند.

۴-۳. همبستگی و اهمیت اولیه متغیرها

ماتریس اسپیرمن در ۱۱۷٬۲۴۹ سلول تجمیعی محور×ماه×ساعت×نوع روز محاسبه شد. قوی‌ترین رابطه مثبت نرخ تخلف فاصله با حجم تردد بود (ρ=۰.۶۵۴). سهم وسایل کلاس‌های ۲ تا ۵ با نرخ تخلف فاصله رابطه منفی متوسط داشت (ρ=−۰.۳۶۶). سرعت متوسط با نرخ تخلف سرعت رابطه مثبت (ρ=۰.۳۷۹) و با تخلف سبقت رابطه منفی (ρ=−۰.۴۹۴) نشان داد. رابطه حجم با نرخ تخلف سرعت نیز منفی بود (ρ=−۰.۳۱۳). این روابط، همبستگی‌های توصیفی‌اند و با توجه به نبود کنترل برای هندسه، حد سرعت، هوا و سفرها، دلالت علّی ندارند.

ماتریس همبستگی اسپیرمن در شکل ۵ ارائه شده است.

پیش‌نویس ویراستاری نشده



شکل ۵. ماتریس همبستگی اسپیرمن متغیرهای پژوهش

راهنمای شکل: متغیرها به‌ترتیب عبارت‌اند از حجم تجمعی سلول، سرعت متوسط، نرخ تخلف فاصله، نرخ تخلف سرعت، نرخ تخلف سبقت و سهم وسایل کلاس‌های ۲ تا ۵. نوار رنگ، ضریب همبستگی اسپیرمن را نشان می‌دهد.

شکل ۵ وابستگی یکنواخت میان متغیرها را نشان می‌دهد. هدف، بررسی همبستگی شاخص‌های توصیفی است؛ چون برآوردگر پیشنهادی ضرایب چندمتغیره هم‌زمان برآورد نمی‌کند، محاسبه VIFجزو الزامات این روش نیست. علامت همبستگی، جهت رابطه آماری را نشان می‌دهد و جهت اثر علّی را تعیین نمی‌کند.

۳-۵. عملکرد برآوردگرها و پایداری نتایج

در ارزیابی بلوکی ماهانه، P0به R^2وزنی ۰٫۶۸۰، RMSEبرابر ۷۵٫۹۹ و MAEبرابر ۵۳٫۸۸ رسید. این شاخص‌ها عملکرد برآورد نرخ در سلول‌های ماه آزمون را گزارش می‌کنند.

در مقایسه با P۰، افزودن ساعت در P۱، MAE و RMSE را به‌ترتیب ۳۲٫۶۴ و ۳۲٫۴۷ درصد کاهش داد. با افزودن نوع روز در P۲، کاهش تجمعی خطا به ۴۳٫۷۶ و ۴۴٫۷۸ درصد و با افزودن فصل در P۳ به ۵۳٫۳۵ و ۵۳٫۸۳ درصد رسید. P۳ کمترین خطای متوسط ۱۲ تکرار را داشت، اما در ۹ ماه بهترین MAE را ثبت کرد و در سه ماه، P۲ بهتر بود؛ بنابراین برتری P۳ در سطح میانگین سالانه است، نه در همه ماه‌ها.

انحراف معیار ماه‌به‌ماه برای P3برابر ۱۱٫۱۹ در MAEو ۱۳٫۹۹ در RMSEبود. این مقادیر، پراکندگی عملکرد میان ماه‌های آزمون را توصیف می‌کنند.

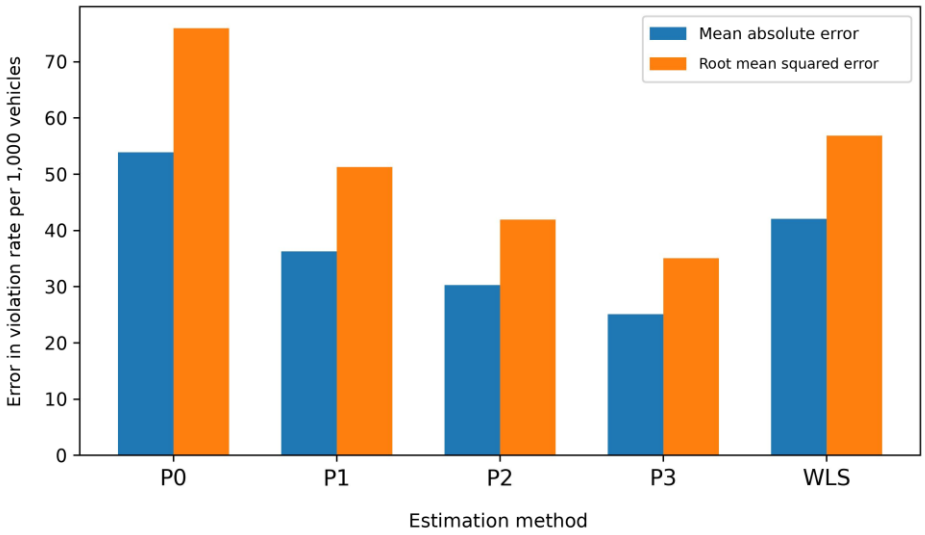
جدول ۵. مقایسه عملکرد برآوردگرهای پروفایل

Interpretation	Mean MSE	MAE	RMSE	Weighted R^2	Estimator
Between-axis differences only	5803.655	53.877	75.988	0.680	P0: axis only
With hour stratification	2662.902	36.291	51.314	0.853	P1: axis × hour
With hour and day-type stratification	1856.267	30.298	41.961	0.896	P2: axis × hour × day type
Lowest mean error; best MAE in 9 of 12 months	1410.277	25.134	35.085	0.922	P3: multiscale
Independent benchmark; identical test cells and weights	3250.511	42.080	56.848	0.821	WLS: additive regression

جدول ۵ کاهش میانگین خطا را پس از افزودن هر بُعد زمانی نشان می‌دهد. MSE گزارش‌شده میانگین MSE دوازده تکرار است و الزاماً با مربع میانگین RMSE برابر نیست. میانگین MSE در P3 برابر ۱۴۱۰٫۲۸ و در P0 برابر ۵۸۰۳٫۶۶ بود؛ کاهش نسبی ۷۵٫۷۰ درصد. R^2 وزنی ۰٫۹۲۲ نیز عملکرد در سلول‌های ماه کنارگذاشته‌شده همان استان و سال را توصیف می‌کند.

در مقایسه مستقل، WLS به میانگین MAE برابر ۴۲٫۰۸، RMSE برابر ۵۶٫۸۵، MSE برابر ۳۲۵۰٫۵۱ و R^2 وزنی برابر ۰٫۸۲۱ رسید. میانگین MAE و RMSE در P۳ به‌ترتیب ۴۰٫۲۷ و ۳۸٫۲۸ درصد کمتر از این مبنا بود و MAE آن در هر ۱۲ ماه کمتر بود. ۱۷٫۸۸۰ برآورد WLS، از مجموع ۱۱۷٫۲۴۹ برآورد، به دامنه صفر تا ۱۰۰۰ محدود شدند. این مقایسه از سودمندی تفکیک برهم‌کنشی طبقات نسبت به مبنای جمع‌پذیر بررسی‌شده حمایت می‌کند، اما به همه مدل‌های مستقل قابل تعمیم نیست.

مقایسه MAE و RMSE وزن‌دار پنج روش در شکل ۶ ارائه شده است.

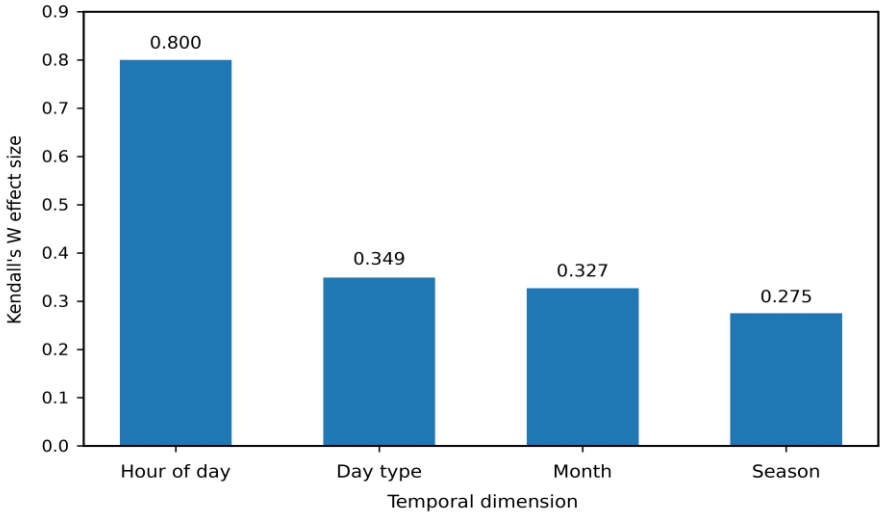


شکل ۶. مقایسه خطای ارزیابی بلوکی ماهانه برآوردگرهای پروفایل

راهنمای شکل: محور افقی، برآوردگرهای P۰ تا P۳ و مبنای WLS؛ محور عمودی، خطای نرخ به ازای ۱۰۰۰ وسیله است. ستون آبی، MAE وزن‌دار و ستون نارنجی، RMSE وزن‌دار را نشان می‌دهد.

در برآوردگر پروفایل، اهمیت به‌صورت ضریب رگرسیونی یا SHAP تعریف نمی‌شود. دو شاهد مکمل گزارش شد: W کندال برای میزان نظم رتبه‌ای هر بُعد زمانی و کاهش خطا پس از افزودن آن بُعد. ساعت روز با W=۰.۸۰۰ بیشترین نظم را در نرخ تخلف فاصله نشان داد؛ نوع روز W=۰.۳۴۹، ماه W=۰.۳۲۷ و فصل W=۰.۲۷۵ داشتند. این مقادیر با کاهش بزرگ‌تر خطا پس از افزودن ساعت و بهبودهای کوچک‌تر بعدی سازگار است، اما اندازه اثرهای ابعاد مختلف از آزمون‌هایی با تعداد گروه متفاوت حاصل شده‌اند و نباید به‌عنوان سهم درصدی مستقیم مقایسه شوند.

اندازه اثر ابعاد زمانی در شکل ۷ نشان داده شده است.



شکل ۷. اندازه اثر ابعاد زمانی بر نرخ تخلف فاصله براساس W کندال

راهنمای شکل: ستون‌ها از چپ به راست مربوط به ساعت شبانه‌روز، نوع روز، ماه و فصل‌اند؛ محور عمودی Wکندال است. مقادیر، اندازه اثر آزمون‌های جداگانه‌اند و سهم علّی یا درصد مشارکت متغیرها نیستند.

در شکل ۷، Wکندال برای ساعت، نوع روز، ماه و فصل به‌ترتیب ۰٫۸۰۰، ۰٫۳۴۹، ۰٫۳۲۷ و ۰٫۲۷۵ است. این مقادیر از آزمون‌های جداگانه حاصل شده‌اند و به‌عنوان سهم علّی یا درصد مشارکت در تصادف گزارش نمی‌شوند.

جدول ۶. ارزیابی پایداری و حدود اعتبار نتایج

Scope of validity	Quantitative result	Design and test data	Evaluation
Within-year assessment; no prospective forecasting	MAE=25.13±11.19; RMSE=35.09±13.99; weighted R^2=0.922±0.062	12 monthly folds within the same province and year	Leave-one-month-out
Stability across axis compositions; two distinct weighting schemes	Equal-axis weights: ρ=0.997; interval 0.991–1.000. Exposure weights: ρ=0.990; interval 0.958–0.999	1,000 resamples; random seed 1404	Axis-block bootstrap
Stability of hour ranking at the examined thresholds	ρ=1.000 at all thresholds; peak hour 16:00	Thresholds of 1, 10, 25, 50 and 100 vehicles	Minimum-volume sensitivity
Internal check; no independent verification of daily-difference percentiles	Four counts matched for 1,630 monthly pairs; one pair differed	49,240 axis-days reconstructed from valid hourly records; 1,631 raw axis-month pairs	Daily aggregation and monthly reconciliation
External validity unknown	Not reported	Not available	Independent year or province

در بازنگری، ۱۰۰۰ بازنمونه بلوکی از ۱۳۶ محور با جایگذاری و بذر ۱۴۰۴ تشکیل شد؛ تمام ساعات هر محور با هم بازنمونه‌گیری شدند. در پروفایل با وزن برابر محورها، ابتدا نرخ هر محور–ساعت محاسبه و سپس میانگین محورها گرفته شد. میانگین همبستگی رتبه‌ای با پروفایل پایه هم‌تعریف ۰٫۹۹۷ و صدک‌های ۲٫۵ و ۹۷٫۵ برابر ۰٫۹۹۱ و ۱٫۰۰۰ بود؛ اوج پایه در ساعت ۱۷ و اوج ۹۱۴ بازنمونه نیز در ساعت ۱۷ قرار داشت. در پروفایل مواجهه‌وزن‌شده، نسبت مجموع تخلف به مجموع حجم در هر ساعت به‌کار رفت؛ میانگین همبستگی ۰٫۹۹۰ و بازه صدکی ۰٫۹۵۸ تا ۰٫۹۹۹ بود، اوج پایه ساعت ۱۶ بود و ۷۹۷ بازنمونه در ساعت ۱۶ و ۲۰۳ بازنمونه در ساعت ۱۷ اوج داشتند.

داده مستقل از سال دیگر، استان دیگر یا سامانه اندازه‌گیری متفاوت در دسترس نبود؛ بنابراین اعتبارسنجی بیرونی انجام نشد. شواهد موجود به ارزیابی بلوکی ماهانه درون‌سال، بوت‌استرپ بلوکی محورها، تحلیل حساسیت حداقل حجم و تطبیق مجموع‌های محور–ماه محدود است.

جدول ۶ حدود شواهد اعتبارسنجی را مشخص می‌کند. تطبیق مجموع‌های ماهانه در دو سطح انتشار همان سامانه، کنترل سازگاری داخلی است و داده مستقل محسوب نمی‌شود.

۳-۶.کنترل تکمیلی تجمیع و پوشش داده ها

در گزارش کیفیت ساعتی، ۳٬۹۹۸ ردیف با حجم صفر، ۱۹٬۰۴۲ ردیف با مدت نامعتبر و اجتماع ۲۲٬۹۳۲ ردیفی این دو پرچم ثبت شده است؛ شاخص اخیر ۱٫۹۷ درصد رکوردهای خام را تشکیل می‌دهد و دقت اندازه‌گیری حسگر نیست. کنترل ردیفی نشان داد تنها یک رکورد با پرچم کیفیت اولیه سالم، شرط سرعت را نقض می‌کند؛ افزودن آن، شمار حذف‌ها را به ۲۲٬۹۳۳ و نمونه نهایی را به ۱٬۱۴۳٬۱۶۹ می‌رساند. تجمیع رکوردهای ساعتی معتبر، ۴۹٬۲۴۰ سلول محور–روز تولید کرد. این تعداد، شمار روزهای دارای داده معتبر ساعتی است و تعداد زوج‌های تطبیق‌یافته با انتشار مستقل روزانه محسوب نمی‌شود. کنترل گزارش‌شده در جدول ۶ به این تجمیع و تطبیق شمارش‌های محور–ماه محدود است؛ صدک اختلاف ردیفی روزانه–ساعتی محاسبه و گزارش نمی‌شود.

۴. بحث و تحلیل نتایج

الگوی غالب عصرگاهی نرخ تخلف فاصله با افزایش حجم شبکه هم‌زمان بود و همبستگی اسپیرمن میان حجم و نرخ تخلف فاصله نیز مثبت بود (ρ=۰.۶۵۴). این هم‌زمانی با منطق فشرده‌ترشدن جریان سازگار است، اما بدون داده فاصله واقعی، ظرفیت، تعداد خط، شرایط جوی و هندسه راه، سازوکار آن قابل اثبات نیست. بنابراین یافته حاضر باید به‌عنوان الگوی عملیاتی ثبت‌شده تفسیر شود، نه رابطه علّی یا شاخص مستقیم خطر تصادف.

همبستگی حجم تجمعی سلول با نرخ فاصله ۰٫۶۵۴ بازتولید شد؛ وقتی حجم بر تعداد ساعت معتبر همان سلول تقسیم شد، این ضریب به ۰٫۷۷۹ رسید. مثبت‌بودن رابطه در هر دو تعریف حفظ شد، اما تفاوت ضرایب نشان می‌دهد مقدار رابطه به واحد تجمیع وابسته است و باید همراه تعریف حجم گزارش شود.

صفر بودن میانه نرخ تخلف سبقت و رسیدن بیشینه آن به ۱۰۰۰ در هزار نشان می‌دهد نسبت‌های بزرگ می‌توانند در سلول‌های کم‌حجم رخ دهند؛ به همین دلیل، نتایج باید در کنار حجم عبور و تحلیل حساسیت تفسیر شوند. نامتقارن‌بودن توزیع نرخ‌ها نیز انتخاب آزمون‌های رتبه‌ای را پشتیبانی می‌کند.

الگوهای زمانی نرخ تخلف فاصله و نرخ تخلف سرعت یکسان نبودند. افزایش نرخ تخلف فاصله در ساعات پرتردد و بالاتربودن نرخ تخلف سرعت در ساعات کم‌حجم‌تر با گزارش وابستگی رفتار سرعت به زمان و شرایط ترافیکی هم‌راستا است [۱۰, ۱۱]. بااین‌حال، نبود حد سرعت هر محور و شدت نظارت مانع از آن است که این تفاوت‌ها به تغییر تمایل فردی رانندگان نسبت داده شوند.

تفاوت‌های هفتگی و فصلی با مطالعات تغییرات تقاضا در روز هفته، ماه و فصل قابل مقایسه‌اند [۳, ۴]؛ اهمیت متغیرهای تقویمی در مطالعه ایرانی رساءایزدی و ابریشمی نیز گزارش شده است [۱۹]. وجه افزوده پژوهش حاضر، بررسی این تفکیک‌ها برای نرخ تخلف

ویراستاری نشده

ثبت‌شده در سطح محور جهت‌دار و سنجش کاهش خطای برآورد با افزودن آن‌هاست. با وجود تفاوت پیامد و مقیاس تحلیل، مطالعات رحیمی و کاظمی [۱۲] و شیخ‌الاسلامی و همکاران [۱۳] نیز نشان می‌دهند که بررسی تخلف می‌تواند به اطلاعات فرد، وسیله و سفر متکی باشد؛ این اطلاعات در داده تجمیعی پژوهش حاضر موجود نیست. بنابراین تفاوت شهریور یا تابستان را نمی‌توان بدون داده تعطیلات، سفر و هوا به علت مشخصی نسبت داد.

کاهش خطا از P۰ به P۱ تا P۳ نشان می‌دهد تفکیک زمانی در این ارزیابی اطلاعاتی فراتر از نرخ ثابت هر محور فراهم کرده است. مقایسه با WLS نیز خطای کمتر P۳ را در همان سلول‌ها و وزن‌های آزمون نشان داد. این نتیجه به دو ساختار بررسی‌شده محدود است؛ یک مبنای جمع‌پذیر بدون برهم‌کنش ممکن است تغییر مشترک محور، ساعت و نوع روز را بازنمایی نکند. برآوردگر پروفایل نیز به تکرار الگوهای تاریخی وابسته است و برای شوک‌های غیرمعمول سازوکار سازگارشونده ندارد. خطای کمتر P۲ در سه ماه نشان داد افزودن فصل در همه ماه‌ها سودمند نیست.

ارزیابی حذف یک‌ماه، توان انتقال پروفایل درون همان سال را نشان می‌دهد. وجود احتمالی ماه‌های بعدی در آموزش و استفاده از همان شبکه محورها، دامنه تفسیر شاخص‌های عملکرد را محدود می‌کند. بنابراین بهبود نسبت به P0را باید در همین طرح ارزیابی تفسیر کرد؛ شواهد حاضر برای نتیجه‌گیری درباره عملکرد در سال آینده یا استان دیگر کافی نیست.

۴-۱. پیامدهای کاربردی

از نظر کاربردی، نتایج می‌تواند برای تعیین پنجره‌های اولویت‌دار بازبینی داده، استقرار نظارت و پیام‌رسانی ایمنی استفاده شود. پیشنهاد تمرکز بر ساعات ۱۵ تا ۱۸ برای پایش فاصله و ساعات بامدادی برای سرعت، یک پیشنهاد غربالگری شبکه‌ای است و باید پیش از مداخله با اطلاعات حد سرعت، هندسه، رخدادهای جوی و ظرفیت اجرایی هر محور تکمیل شود.

۵. محدودیت‌ها و پیشنهادهای پژوهشی

۵-۱. محدودیت‌ها

محدودیت‌ها شامل نبود داده تصادف، هوا، هندسه، حد سرعت، تعطیلات تفصیلی و داده بیرونی و احتمال غیرتصادفی‌بودن خرابی حسگر است. ارزیابی حذف یک‌ماه درون یک سال و استان انجام شده و ممکن است ماه‌های بعد از ماه آزمون را در آموزش شامل کند؛ ازاین‌رو عملکرد آینده‌نگر، بین‌سالی و بین‌استانی از آن نتیجه نمی‌شود. مقایسه مستقل فقط به WLS جمع‌پذیر محدود است. تحلیل حساسیت روز/شب شش جابه‌جایی نزدیک به مرز پایه را پوشش می‌دهد و اعتبار سایر تعاریف یا روشنایی واقعی را ثابت نمی‌کند. کنترل روزانه نیز فاقد فایل ردیفی انتشار روزانه است.

۵-۲. پژوهش‌های آینده

پژوهش‌های آینده باید برآوردگر را به‌صورت پیش‌رونده در سال‌ها و استان‌های دیگر ارزیابی کنند، آن را با مدل‌های غیرخطی و دارای برهم‌کنش و مدل‌های شمارشی مقایسه کنند و قواعد حداقل پشتیبانی یا هموارسازی طبقات کم‌مشاهده را در ارزیابی تودرتو بسنجند. ورود متغیرهای محیطی، هندسی، حد سرعت و تصادف و بررسی مرزهای روشنایی واقعی نیز می‌تواند دامنه تحلیل را گسترش دهد.

۶. نتیجه‌گیری

۱. الگوی ساعتی منسجم‌ترین منبع تغییر نرخ تخلف فاصله بود؛ نرخ تجمعی شبکه از ۴۳٫۳۸ در هزار در ساعت ۳ به ۲۵۵٫۶۳ در ساعت ۱۶ رسید و W کندال برابر ۰٫۸۰۰ بود.

۲. پنجشنبه و جمعه نسبت به روزهای کاری نرخ تخلف فاصله بیشتری داشتند؛ نرخ جمعه ۱۶٫۹۳ درصد بالاتر از روز کاری بود، اما تفاوت پنجشنبه و جمعه معنادار نبود و تخلف سبقت نیز تفاوت هفتگی معناداری نشان نداد.

۳. تابستان نسبت به زمستان، میانگین حجم رکوردها ۲۵٫۵۶ درصد و نرخ تجمعی تخلف فاصله ۱۷٫۶۴ درصد بیشتر داشت؛ در مقابل، اثر فصلی سرعت متوسط و نرخ تخلف سرعت در سطح ۰٫۰۵ معنادار نبود.

ویراستاری نشده

۴. برآوردگر چندمقیاسی P۳ با MAE=۲۵.۱۳، RMSE=۳۵.۰۹، میانگین MSE=۱۴۱۰.۲۸ و R^2 وزنی=۰.۹۲۲ بهترین عملکرد متوسط را داشت و نسبت به MAE، P۰ و RMSE را بیش از ۵۳ درصد کاهش داد؛ بااین‌حال، در سه ماه P۲ خطای کمتری داشت.

۵. پایداری رتبه‌ای برای دو تعریف پروفایل جداگانه تأیید شد: در بوت‌استرپ با وزن برابر محورها، میانگین همبستگی ۰٫۹۹۷ و بازه صدکی ۹۵ درصد ۰٫۹۹۱ تا ۱٫۰۰۰ بود؛ برای پروفایل مواجهه‌وزن‌شده، این مقادیر ۰٫۹۹۰ و ۰٫۹۵۸ تا ۰٫۹۹۹ بودند. اوج پایه به‌ترتیب ساعت ۱۷ و ۱۶ بود. در هر پنج آستانه حداقل حجم، اوج پروفایل مواجهه‌وزن‌شده ساعت ۱۶ باقی ماند.

۶. سهم پژوهش، ترکیب تحلیل درون‌محوری و ارزیابی افزایشی تفکیک زمانی برای نرخ تخلف در شبکه بررسی‌شده است. P۳ نسبت به WLS جمع‌پذیر بررسی‌شده نیز خطای کمتری داشت؛ این یافته ادعای برتری بر همه روش‌های رگرسیونی نیست. جهت تفاوت روز/شب در جابه‌جایی‌های یک‌ساعته حفظ شد. کاربرد نتایج به غربالگری پنجره‌های پایش محدود می‌شود و تصمیم اجرایی به اطلاعات تکمیلی هر محور نیاز دارد. ارزیابی آینده‌نگر و بیرونی برای سنجش دامنه کاربرد بعدی ضروری است.

تعارض منافع

نویسندگان تأیید می‌کنند که در مورد انتشار این مقاله تعارض منافع وجود ندارد.

مشارکت نویسندگان

حسین محمدی: ایده‌پردازی، نگارش پیش‌نویس اصلی مقاله، طراحی و تحلیل داده‌ها.

سید علی ضیائی: بازبینی و ویرایش مقاله، اعتبارسنجی و نظارت کلی بر پژوهش.

کامبیز بهنیا: نظارت و راهنمایی کلی پژوهش.

سحر علیشاهی: کدنویسی، مدیریت و هماهنگی پروژه و جمع‌آوری داده‌ها.

تقدیر و تشکر

نویسندگان از پژوهشگران، متخصصان و همکارانی که در انجام پژوهش همکاری کردند یا با بازخوردهای خود به بهبود مقاله کمک کردند، سپاسگزاری می‌کنند.

منابع

1. World Health Organization 2023. *Global status report on road safety 2023*. World Health Organization, Geneva. https://iris.who.int/handle/10665/375016

2. Federal Highway Administration 2017. *Traffic monitoring guide*. Report No. FHWA-PL-17-003, U.S. Department of Transportation, Washington, DC. https://www.fhwa.dot.gov/policyinformation/tmguide/tmg_fhwa_pl_17_003.pdf

3. Batterman S Cook R and Justin T 2015. Temporal variation of traffic on highways and the development of accurate temporal allocation factors for air pollution analyses. *Atmospheric Environment*, *107*, pp.351-363. https://doi.org/10.1016/j.atmosenv.2015.02.047

4. Mori K and Kockelman K M 2024. Day-of-week, month, and seasonal demand variations: comparing flow estimates across new travel data sources. *Findings*, Article 118815. https://doi.org/10.32866/001c.118815

5. Taheri Sarteshnizi I Sarvi M Bagloee S A and Nassir N 2023. Temporal pattern mining of urban traffic volume data: a pairwise hybrid clustering method. *Transportmetrica B: Transport Dynamics*, *11*(1), Article 2185496. https://doi.org/10.1080/21680566.2023.2185496

6. Zhang Z He Q Tong H Gou J and Li X 2016. Spatial-temporal traffic flow pattern identification and anomaly detection with dictionary-based compression theory in a large-scale urban network. *Transportation Research Part C: Emerging Technologies*, *71*, pp.284-302. https://doi.org/10.1016/j.trc.2016.08.006

7. Rahman M M and Nower N 2024. Inferring traffic patterns of Dhaka City: a spatio-temporal analysis over a year. *Transport and Telecommunication*, *25*(4), pp.409-426. https://doi.org/10.2478/ttj-2024-0030

8. Vogel K 2003. A comparison of headway and time to collision as safety indicators. *Accident Analysis & Prevention*, *35*(3), pp.427-433. https://doi.org/10.1016/S0001-4575(02)00022-2

9. Ramezani-Khansari E Tabibi M and Moghadas Nejad F 2017. Lane-based car-following behaviour based on inductive loops. *Proceedings of the Institution of Civil Engineers – Transport*, *170*(1), pp.38-45. https://doi.org/10.1680/jtran.15.00110

10. Sutela M P and Aaltonen M 2021. Effects of temporal characteristics and weather conditions on speeding sanction rates in automatic traffic enforcement. *The Police Journal*, *94*(4), pp.590-615. https://doi.org/10.1177/0032258X20977024

11. Al-Mistarehi B W Alomari A H Imam R and Alnaasan T K 2022. Investigating the factors affecting

speeding violations in Jordan using phone camera, radar, and machine learning. *Frontiers in Built Environment*, *8*, Article 917017. https://doi.org/10.3389/fbuil.2022.917017

12. Rahimi AM and Kazemi M 2015. Factors affecting traffic sign obedience: case of speed limit signs. *Sharif Journal of Civil Engineering (SJCE)*, *31.2*(2.1), pp.75-85 [In Persian]. https://sjce.journals.sharif.edu/article_951.html

13. Sheikholeslami A Ayazi E and Moghadari A 2021. A data mining approach to the Iranian lorry drivers with various characteristic driver behaviors, vehicles, and travel. *Sharif Journal of Civil Engineering (SJCE)*, *36.2*(4.1), pp.153-161 [In Persian]. https://doi.org/10.24200/j30.2020.54516.2649

14. Almasi SA and Behnood HR 2022. Exposure based geographic analysis mode for estimating the expected pedestrian crash frequency in urban traffic zones; case study of Tehran. *Accident Analysis & Prevention*, *168*, Article 106576. https://doi.org/10.1016/j.aap.2022.106576

15. Habtemichael F G and Cetin M 2016. Short-term traffic flow rate forecasting based on identifying similar traffic patterns. *Transportation Research Part C: Emerging Technologies*, *66*, pp.61-78. https://doi.org/10.1016/j.trc.2015.08.017

16. Weijermars W and van Berkum E C 2005. Analyzing highway flow patterns using cluster analysis. In *Proceedings of the 8th IEEE International Conference on Intelligent Transportation Systems*, Vienna, Austria, pp.831-836. IEEE. https://doi.org/10.1109/ITSC.2005.1520157

17. Afandizadeh S Gholampour Shahaboddini S Seyed-Hosseini S M and Samsarian H 2016. Evaluation of statistical models for forecasting daily traffic volumes on intercity roads: a case study of Mazandaran Province. In *14th International Conference on Traffic and Transportation Engineering*, Tehran, Iran [In Persian]. https://civilica.com/doc/419554/

18. Rahmaty M Radfar R Toloie Ashlaghi A and Pilevari Salmasi N 2019. Designing a model for prediction the suburban daily traffic volume using adaptive network based fuzzy inference system. *Journal of Transportation Research*, *16*(1), pp.51-62 [In Persian]. https://www.trijournal.ir/article_88536_en.html

19. Rasaizadi A and Seyedabrishami S E 2022. Traffic state prediction with machine learning algorithms for short-term and mid-term prediction time horizons. *Amirkabir Journal of Civil Engineering*, *54*(4), pp.1503-1520 [In Persian]. https://doi.org/10.22060/ceej.2021.19650.7219

20. Road Maintenance and Transportation Organization n.d. Iran Road Information System 141 and traffic-count data archive. Road Management Center, Tehran, Iran [In Persian]. (accessed 21 July 2026). https://141.ir/

21. Friedman M 1937. The use of ranks to avoid the assumption of normality implicit in the analysis of variance. *Journal of the American Statistical Association*, *32*(200), pp.675-701. https://doi.org/10.1080/01621459.1937.10503522

22. Kendall M G and Babington Smith B 1939. The problem of m rankings. *The Annals of Mathematical Statistics*, *10*(3), pp.275-287. https://doi.org/10.1214/aoms/1177732186

23. Hollander M Wolfe D A and Chicken E 2013. *Nonparametric statistical methods*, Third Edn. Wiley, Hoboken, NJ. https://doi.org/10.1002/9781119196037

24. Holm S 1979. A simple sequentially rejective multiple test procedure. *Scandinavian Journal of Statistics*, *6*(2), pp.65-70. https://www.jstor.org/stable/4615733

25. Efron B and Tibshirani R J 1993. *An introduction to the bootstrap*. Chapman & Hall/CRC, New York. https://doi.org/10.1201/9780429246593

پذیرفته شده

ویراستاری نشده