



Spatial Panel Analysis of Road Traffic Restrictions on the Spatiotemporal Dynamics of COVID-19 in Kurdistan Province

Saleh Arekhi^{1*} , Mokhtar Jafari² 

1. Associate Professor, Department of Geography and Geographic Information Systems (GIS), Faculty of Humanities, Golestan University, Iran.

2. M.A. Graduate, Department of Geography and Geographic Information Systems (GIS), Faculty of Humanities, Golestan University, Iran.

Received Date: 02 February 2026 Accepted Date: 14 May 2026

Abstract

Background and Objective: Despite the widespread implementation of road traffic restrictions in Iran during the COVID-19 pandemic, there is little quantitative evidence regarding the spatial effectiveness of these policies at the intra-provincial scale. The present study aimed to analyze the impact of traffic restrictions on the spatiotemporal dynamics of COVID-19 in Kurdistan Province and to test five quantitative hypotheses.

Methodology: In this study, a balanced panel of 10 counties of Kurdistan Province was constructed for the period 2019–2022, and spatial autocorrelation was examined using the Global Moran's I index. A spatial lag panel model with random effects and a K-nearest neighbor weight matrix was estimated. The policy variable (the proportion of months with travel bans) was extracted from the announcements of the National COVID-19 Taskforce and entered into the model in the form of interaction terms with traffic and migration variables. Direct, indirect, and total effects were calculated through matrix inversion $(I - \lambda W)^{-1}$, and the robustness of the results was assessed using six different spatial weight matrices.

Results and Findings: The Global Moran's I index was non-significant for all years (p -value > 0.05); however, the spatial lag model revealed a strong and significant spatial autoregressive coefficient ($\lambda = 0.812$, $p < 0.001$) (confirming H2). The coefficient for "bus travel" was positive and significant ($\beta = 0.100$, $p = 0.004$), whereas the coefficient for "private car travel", contrary to expectations, was negative and significant ($\beta = -0.0073$, $p < 0.001$) (partially confirming H1). The interaction terms of restrictions with car and bus traffic were nonsignificant (rejecting H3). The "restrictions \times migration" interaction was positive and significant ($\beta = 0.271$, $p = 0.045$) (confirming H4). Hypothesis H5 was not tested due to the absence of daily mortality data. For all variables, spillover effects outweighed direct effects (for main road density: direct effect = 2.275 versus indirect effect = 5.706). The results remained robust across the six weight matrices. Hence, uniform road traffic restrictions, in the absence of essential travel management, shifted the disease transmission pathway from public travel to exempted migrations. The strong spatial autocorrelation and the predominance of spillover effects necessitate the design of regional and coordinated inter-county interventions. Policy evaluation in regions with a small number of spatial units requires advanced spatial models, and simple tests such as Moran's I are insufficient.

Keywords: COVID-19; spatial panel model; spatial lag; spatial spillover effects; spatial weight matrix; Kurdistan Province.

* **Corresponding Author Email:** s.arekhi@gu.ac.ir

Cite this article: Jafari, M and Arekhi, S . (2026). Spatial Panel Analysis of Road Travel Restrictions on the Spatiotemporal Dynamics of COVID-19 in Kurdistan Province, Iran. *Journal of Sustainable Urban & Regional Development Studies (JSURDS)*, 7(3), 150-172.

تحلیل پانل فضایی محدودیت‌های تردد جاده‌ای بر پویایی فضایی کووید-۱۹ در استان کردستان

صالح آرخی^{۱*}، مختار جعفری^۲

۱- دانشیار، گروه جغرافیا و سیستم‌های اطلاعات جغرافیایی (GIS)، دانشگاه گلستان، دانشکده علوم انسانی، ایران
۲- دانش‌آموخته کارشناسی ارشد، گروه جغرافیا و سیستم‌های اطلاعات جغرافیایی (GIS)، دانشگاه گلستان، دانشکده علوم انسانی، ایران

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۱۱/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۲/۲۴

چکیده

زمینه و هدف: با وجود اجرای گسترده محدودیت‌های تردد جاده‌ای در ایران طی همه‌گیری کووید-۱۹، شواهد کمی درباره اثربخشی فضایی این سیاست‌ها در مقیاس درون‌استانی وجود دارد. مطالعه حاضر با هدف تحلیل تأثیر محدودیت‌های تردد بر پویایی فضایی-زمانی کووید-۱۹ در استان کردستان و آزمون پنج فرضیه کمی انجام شد.

روش‌شناسی: در این مطالعه، یک پانل متوازن از ۱۰ شهرستان استان کردستان برای بازه زمانی ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۱ تشکیل و خودهمبستگی فضایی با شاخص موران جهانی مورد بررسی قرار گرفت. مدل پانل وقفه فضایی با اثرات تصادفی و ماتریس وزن نزدیک‌ترین همسایه K-برآورد گردید. متغیر سیاستی (نسبت ماه‌های دارای ممنوعیت تردد) از اطلاعاتی ستاد ملی کرونا استخراج و در قالب جملات تعاملی با متغیرهای تردد و مهاجرت وارد مدل شد. اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل از طریق وارون‌سازی ماتریس $(I-\lambda W)^{-1}$ محاسبه و استحکام نتایج با شش ماتریس وزنی مختلف مورد بررسی قرار گرفت.

نتایج و یافته‌ها: شاخص موران جهانی در تمام سال‌ها غیرمعنی‌دار بود ($p\text{-value} > 0.05$)، اما مدل وقفه فضایی ضریب خودهمبستگی فضایی قوی و معنادار ($p < 0.001$, $\lambda = 0.812$) آشکار ساخت (تأیید H2). ضریب «سفر با اتوبوس» مثبت و معنادار ($\beta = 0.100$, $p = 0.004$) و ضریب «سفر با خودرو سواری» برخلاف انتظار منفی و معنادار ($\beta = -0.0073$, $p < 0.001$) بود (تأیید جزئی H1). جملات تعاملی محدودیت با تردد خودرو و اتوبوس غیرمعنی‌دار بودند (رد H3). تعامل «محدودیت × مهاجرت» مثبت و معنادار ($\beta = 0.271$, $p = 0.045$) به دست آمد (تأیید H4). فرضیه H5 به دلیل نبود داده روزانه مرگ‌ومیر آزمون نشد. برای همه متغیرها، اثرات سرریز بر اثرات مستقیم غلبه داشت (برای تراکم راه اصلی: اثر مستقیم ۲/۲۷۵ در برابر اثر غیرمستقیم ۵/۷۰۶). نتایج در شش ماتریس وزنی پایدار ماند. از این رو، محدودیت‌های یکپارچه تردد جاده‌ای، بدون مدیریت ترددهای ضروری، مسیر انتشار بیماری را از سفرهای عمومی به مهاجرت‌های معاف تغییر می‌دهند. خودهمبستگی فضایی قوی و غلبه اثرات سرریز، طراحی مداخلات منطقه‌ای و هماهنگی بین شهرستان‌ها را ضروری می‌سازد. ارزیابی سیاست‌ها در مناطق با تعداد اندک واحد فضایی نیازمند مدل‌های فضایی پیشرفته است و آزمون‌های ساده مانند موران کافی نیستند.

کلیدواژه‌ها: کووید-۱۹؛ مدل پانل فضایی؛ وقفه فضایی؛ اثرات سرریز فضایی؛ ماتریس وزن فضایی؛ استان کردستان.

* نویسنده مسئول: s.arekhi@gu.ac.ir

مقدمه و بیان مسأله

در پی شیوع جهانی کووید-۱۹، جهان با یکی از بزرگ‌ترین بحران‌های سلامت عمومی سده اخیر روبه‌رو شد. بر اساس آمار سازمان جهانی بهداشت، تا پایان سال ۲۰۲۲ بیش از ۶۵۰ میلیون مورد تأییدشده و ۶.۶ میلیون مرگ ناشی از این بیماری گزارش شده است. در ایران، تا ۱۹ بهمن ۱۴۰۰ مجموع بیماران کووید-۱۹ به ۶۰۶۵۷۰۸۴۲ نفر رسید و در همان مقطع ۱۰۲۰۳۸ مورد مرگ مستقیم منتسب به کرونا و ۲۰۰۴۸۲ مورد مرگ افزوده ثبت گردید (Naseri, 1400: 347).

استان کردستان، با ثبت ۷۴۰۶۶۴ مورد ابتلا و ۴۰۷۵۹ فوتی از ۷ اسفند ۱۳۹۸ تا ۳۰ بهمن ۱۴۰۱، از استان‌های با بار بیماری بالا در غرب کشور بود (Kurdistan University of Medical Sciences, as cited in Servatyari et al., 1401). شرایط اقلیمی این استان، به‌ویژه تأثیر توده‌های هوای مرطوب مدیترانه‌ای و سرمای ناگهانی در پیک پنجم، هم‌زمان با استان‌های هم‌جوار، نقش مهمی در انتقال ویروس‌های تنفسی از جمله کووید-۱۹ ایفا نمود (Servatyari et al., 1401; Fallah Ghalhari et al., 1394). افزون بر این، موقعیت مرزی استان با کشور عراق و تراکم شبکه راه‌های جاده‌ای در نواحی کوهستانی، پویایی فضایی پیچیده‌ای از جابه‌جایی انسانی را شکل می‌دهد که به‌صورت بالقوه انتشار فضایی بیماری را تشدید می‌کند. این درهم‌تنیدگی عوامل اقلیمی، جغرافیایی و انسانی، ضرورت تحلیل فضایی-زمانی همه‌گیری را دوچندان می‌سازد. پویایی فضایی کووید-۱۹ را نمی‌توان مستقل از جابه‌جایی انسانی درک کرد. پژوهش‌های متأخر به‌خوبی نشان داده‌اند که مدل‌های اقتصادسنجی فضایی، به‌ویژه مدل وقفه فضایی^۱، چارچوب کارآمد برای تجزیه اثرات سرریز فضایی سیاست‌های کنترلی فراهم می‌آورند. نییرندو^۲ و همکاران (۲۰۲۵) با به‌کارگیری مدل‌های وقفه فضایی و گرانشی در کنیا نشان دادند که فاصله از کانون انتشار (نایروبی) پیش‌بینی‌کننده اصلی بار بیماری بوده و خودهمبستگی فضایی پس از کنترل متغیرهای ساختاری ناچیز می‌شود، که دلالت بر انتشار متمرکز از مرکز اصلی تحرک دارد. زانگ^۳ و همکاران (۲۰۲۵) نیز با یک رویکرد بیزی مختلط-فرکانسی در ۶۸ کشور جهان، اثرات سرریز قوی ناشی از مجاورت جغرافیایی و تجارت را شناسایی و تأیید کردند که سیاست‌های مهار تماس به‌طور معناداری انتقال ویروس را کاهش می‌دهند.

در مقیاس درون‌شهری، لیو^۴ و سنگ^۵ (۲۰۲۶) با ساخت یک مدل پانل پویای دوربین فضایی برای تایوان، اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل جریان‌های ترافیکی را تفکیک کردند و نشان دادند که حجم مسافران راه‌آهن عمدتاً از طریق سرریزهای بین‌منطقه‌ای بر گسترش بیماری اثر می‌گذارد. در ایران، محمدی و همکاران (۲۰۲۲) ناهم‌واری‌های فضایی بروز بیماری را در سطح استان‌ها تحلیل کردند، ولی از مدل‌های پانل فضایی در مقیاس شهرستانی بهره نرفتند.

زرعی و همکاران (۲۰۲۲) نیز رویکرد بیزی فضایی را به کار بستند، اما سیاست‌های محدودیت تردد جاده‌ای را وارد مدل نکردند. از سوی دیگر، مطالعات استانی متعددی با بهره‌گیری از رگرسیون وزن‌دار جغرافیایی^۶ به بررسی ارتباط عوامل اقلیمی، جمعیتی و اقتصادی با پراکنش کووید-۱۹ پرداخته‌اند؛ برای نمونه، مرادی و همکاران (۱۴۰۳) در همدان، ناصح و همکاران (۱۴۰۱) در خراسان جنوبی، ایلخانی خسروشاهی و همکاران (۱۴۰۱) در آذربایجان شرقی، عیسی‌زاده و همکاران (۱۴۰۰) در قم و مازندران، و مددی‌زاده و همکاران (۱۴۰۰) در یزد. با این حال، هیچ‌یک از این پژوهش‌ها استان کردستان را پوشش نداده‌اند و مهم‌تر آنکه از مدل‌های پانل فضایی که قادر به تجزیه اثرات مستقیم و غیرمستقیم سیاست‌های محدودیت تردد هستند، استفاده نکرده‌اند. این شکاف دوگانه – فقدان مطالعه پانل فضایی در کردستان و غفلت از تحلیل هم‌زمان متغیر سیاستی و عوامل اقلیمی-جمعیتی در یک چارچوب خودرگرسیو فضایی – زمینه اصلی مطالعه حاضر را تشکیل می‌دهد. پرسش‌های اصلی تحقیق آن است که «محدودیت‌های تردد جاده‌ای درون‌استانی و طرح‌های ممنوعیت تردد سراسری چه تأثیری بر پویایی فضایی-زمانی موارد کووید-۱۹ در شهرستان‌های استان کردستان داشته‌اند؟» و «تجزیه این تأثیر به اثرات مستقیم (درون‌شهرستانی) و غیرمستقیم (سرریز به

¹ Spatial Autoregressive Regression (SAR)

² Nyirenda

³ Zhang

⁴ Liu

⁵ Tseng

⁶ Geographically Weighted Regression (GWR)

شهرستان‌های همسایه) چه الگویی از انتشار فضایی را آشکار می‌کند؟». اهداف پژوهش عبارت‌اند از برآورد یک مدل پانل وقفه فضایی که در آن متغیر توضیحی اصلی نشان‌دهنده شدت محدودیت تردد جاده‌ای (مراحل مختلف قرنطینه و ممنوعیت بین‌شهری) است، و محاسبه اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل این محدودیت‌ها از طریق ماتریس وزن فضایی جاده‌ای. ضرورت پژوهش در آن است که تصمیم‌های ستاد ملی مقابله با کرونا در خصوص ممنوعیت‌های تردد استان‌ها عمدتاً بدون شواهد کمی مبتنی بر خودهمبستگی فضایی و پویایی شبکه اتخاذ می‌شد و سیاست‌گذاران استانی ابزاری برای تفکیک اثربخشی مستقیم مداخله از پیامدهای سرریز آن در اختیار نداشتند. افزون بر این، نتایج این مطالعه می‌تواند آمادگی و پاسخ به اپیدمی‌های آینده را در استان‌هایی با ویژگی‌های مشابه جغرافیایی و اقلیمی بهبود بخشد. (Moore & Carpenter, 1999) محدودیت‌های پژوهش شامل در دسترس نبودن داده‌های روزانه جابه‌جایی واقعی افراد بین شهرستان‌ها، ثابت‌فرض کردن ماتریس وزنی در طول دوره، ناتوانی در کنترل کامل ناهمگنی تست‌گیری و واکسیناسیون در مقیاس شهرستانی، و امکان تأثیر متغیرهای مخدوش‌کننده اندازه‌گیری‌نشده مانند رفتارهای خودمحافظة است. در این پژوهش، برای نخستین بار یک ماتریس وزن فضایی معکوس فاصله جاده‌ای (بر پایه زمان سفر) برای شبکه شهرستانی استان کردستان طراحی می‌شود و در چارچوب یک مدل پانل وقفه فضایی پویا^۱ به کار گرفته می‌شود تا اثرات سرریز فضایی محدودیت‌های تردد جاده‌ای — که در مطالعات پیشین داخلی نادیده گرفته شده است — به‌طور کمی برآورد گردد. همچنین، برخلاف پژوهش‌های رایج رگرسیون وزن‌دار جغرافیایی که الگوهای موضعی ایستا را برآورد می‌کنند، رویکرد پانل فضایی این مطالعه امکان ردیابی پویایی زمانی اثرات مستقیم و غیرمستقیم را در موج‌های مختلف همه‌گیری و دوره تعطیلات نوروز ۱۴۰۰ فراهم می‌کند و با کنترل صریح متغیرهای اقلیمی، تمایز میان نقش محدودیت‌های تردد و عوامل محیطی را میسر می‌سازد. ساختار مقاله بدین شرح سامان یافته است: بخش نخست مقدمه شامل اهداف، پرسش و ضرورت پژوهش است. بخش دوم مبانی نظری انتشار فضایی، اقتصادسنجی فضایی و مرور نظام‌مند پیشینه را ارائه می‌کند. بخش سوم به معرفی منطقه مورد مطالعه، داده‌ها، تعریف متغیرها، روش ساخت ماتریس وزن فضایی جاده‌ای و تصریح مدل پانل فضایی اختصاص دارد. در بخش چهارم، یافته‌های حاصل از آزمون‌های خودهمبستگی فضایی (آماره‌های موران)، برآورد مدل وقفه فضایی و تجزیه اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل گزارش می‌شود. بخش پنجم به بحث درباره نتایج، مقایسه با مطالعات سایر استان‌ها و دلالت‌های سیاستی می‌پردازد و بخش ششم نتیجه‌گیری و پیشنهادها را برای مدیریت اپیدمی‌های آینده عرضه می‌دارد.

مبانی نظری پژوهش

پویایی فضایی بیماری‌های واگیر، ریشه در اصلی بنیادین در علم جغرافیا دارد: قانون اول توبلر (۱۹۷۰) که تصریح می‌کند «همه چیز به هم مربوط است، اما چیزهای نزدیک‌تر بیشتر از چیزهای دور از یکدیگر مرتبط هستند». این اصل در قالب مفهوم خودهمبستگی فضایی صورت‌بندی کمی یافت و توسط انسلین (۱۹۸۸) در چارچوب اقتصادسنجی فضایی بسط داده شد. به موازات آن، مدل‌های انتشار فضایی بیماری‌های واگیر (Bailey & Gatrell, 1995) نشان دادند که نزدیکی جغرافیایی و شبکه‌های جابه‌جایی انسانی، مسیرهای اصلی پخش یک بیماری را از کانون اولیه به مناطق مجاور تعیین می‌کنند. از آنجا که رشد و توسعه شبکه‌های حمل‌ونقل امری اجتناب‌ناپذیر است، بنابراین پیشگیری از گسترش بی‌رویه بیماری‌ها از طریق کانال‌های ترافیکی، مستلزم توجه به اصول و سیاست‌های فضایی مبتنی بر خودهمبستگی مکانی است.

با ظهور داده‌های پانل فضایی، پژوهشگران توانستند این وابستگی عرضی را با پویایی زمانی ترکیب کنند؛ چنان‌که الهورست (۲۰۱۴) نشان داد، مدل‌های پانل فضایی امکان برآورد هم‌زمان اثرات مستقیم (درون‌واحدی) و غیرمستقیم (سرریز) را فراهم می‌آورند. امروزه بحث از اثربخشی سیاست‌های قرنطینه و محدودیت تردد بدون توجه به اثرات سرریز فضایی، ناقص خواهد بود، زیرا عامل اصلی انتشار در مقیاس منطقه‌ای، جریان‌های ترافیکی و مهاجرت‌های بین‌شهرستانی است. بنابراین پایداری کنترل اپیدمی وابسته به شناسایی کانال‌های پنهان انتشار (مانند تردهای معاف از ممنوعیت) می‌باشد. چنان‌چه این سیاست‌ها متناسب با ساختار

¹ Spatial Panel Autoregressive Model

فضایی و شبکه جاده‌ای نباشند، به تغییر مسیر بیماری به جای قطع آن منجر خواهد شد و گسترش موارد ابتلا در مناطق همسایه را به همراه خواهد داشت. براین اساس، تحقق مهار پایدار کووید-۱۹ نیازمند بازنگری و اصلاح روابط بین متغیرهای سیاسی و جریان‌های ترافیک در چارچوب مدل‌های پائل فضایی است.

چارچوب مفهومی و فرضیه‌ها

همانگونه که پیشتر عنوان شد، قانون اول جغرافیای توبلر (۱۹۷۰) تصریح می‌کند که واحدهای نزدیک به یکدیگر بیش از واحدهای دور از هم مرتبط‌اند. این اصل در اپیدمیولوژی فضایی به مفهوم خودهمبستگی فضایی تبدیل می‌شود: میزان ابتلا در هر مکان تابعی از مقادیر مشاهده‌شده در مکان‌های مجاور است (Anselin, 1992). مدل‌های پخش فضایی بیماری‌های واگیر (Bailey & Gatrell, 1995) این پدیده را از دو مجرای انتشار تماسی (گسترش از کانون به پیرامون) و انتشار جابه‌جایی (حرکت افراد آلوده در طول شبکه‌های حمل‌ونقل) تبیین می‌کنند. در همه‌گیری کووید-۱۹، جریان‌های ترافیک جاده‌ای و مهاجرت به‌عنوان اصلی‌ترین سازوکارهای انتشار فضایی شناسایی شده‌اند (Mollalo et al., 2020; He et al., 2021). محدودیت‌های تردد جاده‌ای نوعی مداخله جغرافیایی هستند که با هدف قطع زنجیره انتشار فضایی طراحی می‌شوند (Chen et al., 2022; Guliyev, 2023). با این حال، اثربخشی این مداخلات تنها به کاهش حجم تردد محدود نمی‌شود، بلکه به واکنش رفتاری افراد نیز وابسته است. شبیه‌سازی‌های عامل‌مبنا، مانند مدل ونسیم (مشایخی و آقائی، ۱۳۹۸)، نشان دادند که افزایش نسبت متوسط مرگ‌ومیر به آستانه مرگ‌ومیر (نرخ حساسیت‌زا) موجب کاهش ارتباطات اجتماعی می‌شود. در این شبیه‌سازی، دو الگوی رفتاری مفروض است: رفتار مسئولانه که در آن با ده‌برابر شدن مرگ‌ومیر، ارتباطات به ۱۰٪ حالت عادی کاهش می‌یابد و رفتار غیرمسئولانه که در آن ارتباطات تنها تا ۶۰٪ کاهش پیدا می‌کند. بدین ترتیب، میزان واقعی کاهش تردد تابعی از تعامل میان شدت محدودیت‌های قانونی و حساسیت مردم به مرگ‌ومیر خواهد بود. این تعامل در استان کردستان طی بازه نوروز ۱۴۰۰ اهمیت ویژه داشت، زیرا ستاد ملی مقابله با کرونا از ۸ فروردین ۱۳۹۹ تردد بین‌شهری را به شدت محدود کرد (ورود افراد غیرساکن ممنوع و فقط بازگشت به مبدأ مجاز اعلام شد) و همین سیاست در فروردین ۱۴۰۰ نیز ادامه یافت (اطلاعیه‌های شماره ۲ و ۵ کمیته انتظامی ستاد ملی مدیریت کرونا، ۱۴۰۰-۱۳۹۹). تحلیل داده‌های پلاک‌های سفرکرده نشان داد که نزدیک به ۹۰٪ مسافران پیش از ۱۵ فروردین به مبدأ بازگشتند که این الگو مستقیماً ناشی از فاصله‌گذاری اجتماعی بود (Road Maintenance and Transportation Organization of Iran, 1399).

در مدل مفهومی پژوهش، موارد جدید ابتلا در هر شهرستان تابعی از دو دسته عامل در نظر گرفته می‌شود: (۱) عوامل درون‌شهرستانی شامل تراکم راه‌های اصلی، حجم تردد خودروهای سواری و اتوبوس، تعداد وسایل نقلیه و نرخ مهاجرت؛ و (۲) عامل فضایی که از طریق میانگین وزنی موارد ابتلا در شهرستان‌های همسایه (بر اساس ماتریس نزدیک‌ترین همسایه-K) وارد معادله می‌شود. محدودیت‌های تردد جاده‌ای^۱ از دو مسیر بر پویایی فضایی اثر می‌گذارند: مسیر نخست کاهش مستقیم حجم تردد (اثر منفی بر تعداد سفر با سواری و تعداد سفر با اتوبوس) و مسیر دوم تغییر ترکیب جریان‌ها، به‌گونه‌ای که سهم مهاجرت‌های مجاز (اغلب معاف از محدودیت) در کل جابه‌جایی افزایش می‌یابد و بدین ترتیب ممکن است به کانالی برای انتشار باقی‌ماند. همچنین، بنا بر شبیه‌سازی ونسیم، واکنش رفتاری مردم به مرگ‌ومیر می‌تواند اثر محدودیت‌ها را تشدید یا تضعیف کند. بر این اساس، یک مدل پائل وقفه فضایی طراحی می‌شود که در آن، روابط متقابل بین محدودیت‌های تردد و متغیرهای ترافیک و مهاجرت نیز لحاظ شده است.

فرضیه‌های کمی پژوهش که با مدل رگرسیون فضایی آزمون می‌شوند، عبارت‌اند از:

H1: حجم تردد جاده‌ای (تعداد سفر با سواری و تعداد سفر با اتوبوس) با موارد ابتلا رابطه مثبت و معناداری دارد.

H2: ضریب خودهمبستگی فضایی (λ) در مدل وقفه فضایی مثبت و از نظر آماری معنادار است، که وجود سرریز فضایی مثبت

موارد ابتلا میان شهرستان‌های همسایه را تأیید می‌کند.

¹ Restrict_Ratio

۱. H3: محدودیت‌های تردد اثر مثبت حجم تردد بر ابتلا را تعدیل می‌کند؛ به عبارت دیگر، ضرایب جملات تعاملی محدودیت‌های تردد جاده‌ای \times تعداد سفر با سواری و محدودیت‌های تردد جاده‌ای \times تعداد سفر با اتوبوس منفی و معنادار هستند.
 ۲. H4: در شرایط اعمال محدودیت‌های تردد، اثر مهاجرت بر ابتلا تشدید می‌شود، بنابراین ضریب تعاملی محدودیت‌های تردد جاده‌ای \times مهاجرت مثبت و معنادار خواهد بود.
 ۳. H5: الگوی رفتاری غالب در استان کردستان به رفتار مسئولانه نزدیک‌تر است، به گونه‌ای که با افزایش موارد فوتی، حساسیت به تردد افزایش یافته و اثر کاهنده محدودیت‌ها را تقویت می‌کند (آزمون‌پذیر از طریق مقایسه کشش محدودیت‌ها در دوره‌های با مرگ‌ومیر بالا در برابر دوره‌های عادی).
- در عملیاتی‌سازی سازه‌ها، تراکم راه اصلی با (کیلومتر راه اصلی به ازای هر ۱۰۰۰ نفر)، تردد جاده‌ای با (میانگین تردد روزانه خودرو و اتوبوس به ازای ۱۰۰۰ نفر)، مهاجرت با (نرخ خالص مهاجرت به ازای ۱۰۰۰ نفر) و شدت محدودیت تردد با (نسبت روزهای دارای محدودیت شدید به کل روزهای دوره) اندازه‌گیری می‌شوند. ماتریس وزن فضایی بر اساس مجاورت نزدیک‌ترین همسایه K ($K=5$) تعریف می‌شود.

پیشینه پژوهش

با توجه به اهمیت این موضوع، مطالعات متعددی در این زمینه صورت گرفته است که می‌توان به مطالعه کریستین^۱ (۲۰۲۰) و همکاران اشاره کرد که با به کارگیری یک مدل پانل وقفه فضایی در اروپا، نخستین شواهد کمی را از سرریز فضایی موارد ابتلا میان مناطق همسایه را ارائه کردند. بدنه پژوهش‌های بین‌المللی از آن زمان به شکلی فزاینده بر تحلیل کمی تأثیر محدودیت‌های تردد با استفاده از مدل‌های پیشرفته اقتصادسنجی فضایی متمرکز شده است.

چن^۲ و همکاران (۲۰۲۲) با طراحی یک ماتریس وزن فضایی مبتنی بر فاصله جاده‌ای در چین، تأثیر ممنوعیت سفرهای بین‌شهری را از طریق مدل دوربین فضایی ارزیابی کردند. یافته کلیدی آنان این بود که نادیده گرفتن خودهمبستگی فضایی به برآورد بیش از حد اثر مستقیم سیاست‌ها و نادیده‌انگاری سرریزهای منفی به استان‌های هم‌جوار می‌انجامد.

گلیف^۳ (۲۰۲۳) رویکرد پانل فضایی پویا را برای کشورهای اروپایی به کار بست و نشان داد که سیاست‌های قرنطینه نه تنها موارد داخلی را کاهش دادند، بلکه اثرات غیرمستقیم معناداری بر مناطق همسایه اعمال کردند که اوج آن در موج دوم همه‌گیری مشاهده شد.

لیو و سینگ (۲۰۲۶) با ساخت یک مدل پانل پویای دوربین فضایی برای تایوان، اثرات مستقیم و غیرمستقیم جریان‌های ترافیکی (ریلی و جاده‌ای) را از یکدیگر تفکیک کردند و دریافتند که حجم مسافران راه‌آهن عمدتاً از مسیر سرریز بین‌منطقه‌ای به گسترش بیماری دامن می‌زند، حال آنکه اثر مستقیم تردد جاده‌ای در داخل هر منطقه غالب بود.

زانگ^۴ و همکاران (۲۰۲۵) با به کارگیری یک رویکرد بیزی مختلط-فرکانسی در ۶۸ کشور، اثرات سرریز قوی ناشی از مجاورت جغرافیایی و پیوندهای تجاری را شناسایی و تأیید کردند که مهار تماس‌های اجتماعی به‌طور هم‌زمان بار بیماری را در کشورهای همسایه نیز کاهش می‌دهد.

نییرندو^۵ و همکاران (۲۰۲۵) در کنیا با ترکیب مدل‌های جاذبه و خودرگرسیو فضایی نشان دادند که فاصله از نایروبی، پیش‌بینی‌کننده اصلی بار بیماری در سطح شهرستان‌هاست، اما پس از کنترل متغیرهای ساختاری، خودهمبستگی فضایی باقی‌مانده ناچیز می‌شود؛ این یافته ضرورت گنجاندن متغیرهای تحرک و اتصال در مدل‌های فضایی را برجسته می‌سازد. در زمینه نقش شبکه

¹ Krisztin

² Chen

³ Guliyev

⁴ Zhang

⁵ Nyirenda

راه‌ها، یودین^۱ و همکاران (۲۰۲۴) یک رویکرد مبتنی بر شبکه جاده‌ای برای مدل‌سازی الگوهای تحرک بین مناطق در مراحل قرنطینه پیشنهاد کردند و با به‌کارگیری رگرسیون پانلی در استرالیا نشان دادند که اتصال جاده‌ای بین حومه‌ها پیش‌بینی‌کننده قوی نرخ ابتلاست، اما متغیرهای اجتماعی-اقتصادی این رابطه را تعدیل نمی‌کنند. با وجود این غنای روش‌شناختی، بخش عمده مطالعات مذکور یا از ماتریس‌های مجاورت ساده استفاده کرده‌اند یا تحرک انسانی را صرفاً از طریق داده‌های ثانویه (مانند حجم تجارت) تقریب زده‌اند و شبکه واقعی جاده‌ای و زمان سفر، به‌ویژه در مناطق کوهستانی و مرزی، کمتر مبنای ساخت ماتریس وزنی قرار گرفته است. پژوهش‌های داخلی در ایران، اگرچه به ابعاد مهمی از همه‌گیری پرداخته‌اند، اما از نظر روش‌شناختی در سطح توصیفی یا تحلیل‌های مقطعی باقی مانده‌اند.

رهنما و بازرگان (۱۳۹۹) خودهمبستگی فضایی موارد کووید-۱۹ را در سطح استان‌ها محاسبه کردند و نشان دادند که فاصله مکانی-زمانی مهم‌ترین عامل در پخش فضایی از کانون قم به سایر استان‌ها بوده است.

بازرگان و امیرفخریان (۱۳۹۹) با برآزش ضریب موران در فواصل مختلف، تأیید کردند که خودهمبستگی مثبت در فواصل نزدیک به خودهمبستگی منفی در فواصل دور تبدیل می‌شود. این دو مطالعه در شناسایی الگوی عمومی انتشار ارزشمندند، اما هیچ‌یک متغیر سیاستی محدودیت تردد را وارد مدل نکرده‌اند و تحلیل آن‌ها به یک مقطع زمانی محدود است. از منظر سیاست‌گذاری، لطفیان دلویی و مقری (۱۴۰۰) مصوبات ستاد ملی کرونا را در هفت بُعد طبقه‌بندی کردند و نشان دادند که تصمیم‌ها عمدتاً تحت تأثیر ملاحظات اقتصادی-اجتماعی و تجارب بین‌المللی شکل گرفته‌اند، اما این مطالعه فاقد هرگونه ارزیابی کمی از اثربخشی آن مصوبات بود.

مزینانی و مایلی (۱۳۹۹) نیز از دیدگاه علوم سیاسی، نبود مدیریت یکپارچه بحران را نقد کردند. نخستین تلاش‌ها برای مدل‌سازی فضایی پیشرفته‌تر در ایران توسط محمدی و همکاران (۲۰۲۲) صورت گرفت که ناهم‌واری‌های فضایی بروز بیماری را در سطح استان‌ها با روش‌های اکولوژیک تحلیل کردند، اما از مدل‌های پانل فضایی بهره نگرفتند و متغیرهای سیاستی را نادیده انگاشتند. زراعی و همکاران (۲۰۲۲) نیز با رویکرد بیزی فضایی، نقش عوامل اجتماعی-اقتصادی را بررسی کردند، اما محدودیت‌های تردد جاده‌ای در مدل آن‌ها جایی نداشت.

در مقیاس استانی نیز پژوهش‌هایی با استفاده از رگرسیون وزن‌دار جغرافیایی انجام شده است: مرادی و همکاران (۱۴۰۳) در همدان، ناصح و همکاران (۱۴۰۱) در خراسان جنوبی، ایلخانی خسروشاهی و همکاران (۱۴۰۱) در آذربایجان شرقی، عیسی‌زاده و همکاران (۱۴۰۰) در قم و مازندران، و مددی‌زاده و همکاران (۱۴۰۰) در یزد. این مطالعات همگی بر ارتباط عوامل اقلیمی و جمعیتی با پراکنش بیماری متمرکز بوده‌اند و از تحلیل سیاست‌های جغرافیایی در چارچوب پانل فضایی غافل مانده‌اند.

در سطح شهرستانی، جباری و همکاران (۱۴۰۴) با مدل‌سازی مکانی-فضایی انتشار ویروس کووید-۱۹ در GIS، الگوی خوشه‌های شدید را در محلات شهر خوی شناسایی کرده و از رگرسیون چندمقیاسی برای تعیین عوامل مؤثر بهره گرفتند. همچنین، یزدان‌پناه و همکاران (۱۴۰۴) با تحلیل توزیع فضایی بیماری کرونا در مناطق شهری اردبیل، الگوهای خوشه‌ای و تصادفی را تفکیک و بر ناهمگونی فضایی تأکید کردند. با این حال، این مطالعات از مدل‌های پانل فضایی که امکان ردیابی هم‌زمان پویایی زمانی و سرریزهای فضایی را فراهم می‌کنند، استفاده نکرده‌اند. در همین حال، مطالعه‌ای در سنندج توسط ایراندوست و همکاران (۲۰۲۳) نشان داد که تراکم جمعیت و تراکم ساختمانی با نرخ ابتلا به کووید-۱۹ در سطح محلات همبستگی معناداری دارد، که بر اهمیت عوامل شهری در استان کردستان تأکید می‌کند، اما این مطالعه نیز متغیر محدودیت تردد را شامل نشد. همچنین، تحلیل فضایی-زمانی جامعی از همه‌گیری در ایران (۲۰۲۳) با استفاده از رگرسیون وزن‌دار جغرافیایی و آماره گتیس-آورد نشان داد که استان‌های مرکزی و شمالی کشور بالاترین خوشه‌بندی موارد را داشته‌اند، اما متغیرهای سیاستی در این تحلیل وارد نشدند.

در مجموع، پیشینه پژوهشی نشان می‌دهد که با وجود پیشرفت‌های قابل توجه در مدل‌سازی فضایی کووید-۱۹ در سطح بین‌المللی و تلاش‌های داخلی برای شناسایی الگوهای انتشار، یک شکاف سه‌گانه مشهود است: نخست، فقدان مطالعه‌ای که از مدل داده‌های پانل

¹ Uddin

فضایی برای کمی‌سازی اثرات سرریز محدودیت‌های تردد جاده‌ای در مقیاس درون‌استانی (شهرستانی) استفاده کرده باشد؛ دوم، غفلت از ساخت ماتریس وزن فضایی مبتنی بر شبکه واقعی جاده‌ای و زمان سفر که منعکس‌کننده پویایی حمل‌ونقل در مناطق کوهستانی و مرزی است؛ و سوم، غیاب استان کردستان به‌عنوان منطقه‌ای با ویژگی‌های خاص اقلیمی، توپوگرافیک و مرزی در ادبیات موجود. مطالعه حاضر با طراحی یک ماتریس وزن معکوس فاصله جاده‌ای و به‌کارگیری مدل پانل وقفه فضایی به تجزیه اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل مصوبات محدودیت تردد بر پویایی فضایی-زمانی موارد کووید-۱۹ در شهرستان‌های استان کردستان می‌پردازد تا این شکاف‌ها را پر کند.

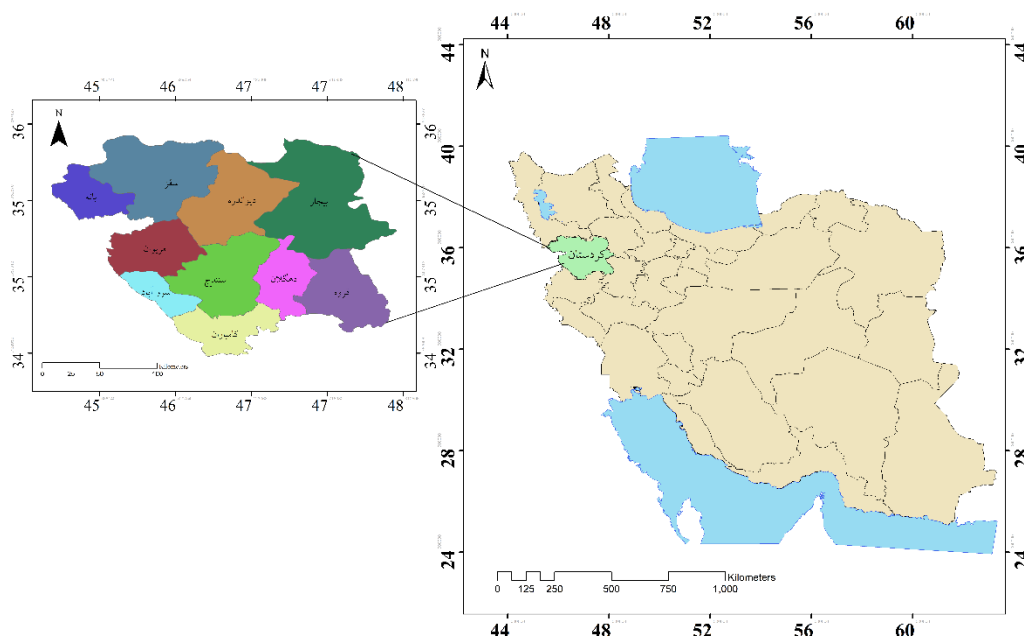
جدول ۱-مقایسه مطالعات کلیدی

Table 1. Comparison of key studies

محدودیت	یافته کلیدی	متغیر اصلی	روش	منطقه	نویسندگان (سال)
ماتریس مجاورت ساده	نخستین شواهد سرریز فضایی میان مناطق همسایه	موارد ابتلا	پانل وقفه فضایی	اروپا	Krisztin et al. (2020)
داده‌های تحرک ثانویه	نادیده‌گرفتن خودهمبستگی فضایی → برآورد اریب‌دار	ممنوعیت سفر بین‌شهری	دوربین فضایی	چین	Chen et al. (2022)
عدم تفکیک نوع محدودیت	اثر غیرمستقیم معنادار بر مناطق همسایه	قرنطینه	پانل فضایی پویا	اروپا	Guliyev (2023)
عدم ورود متغیر سیاستی	اتصال جاده‌ای پیش‌بینی‌کننده قوی نرخ ابتلا	شبکه جاده‌ای	رگرسیون پانلی	استرالیا	Uddin et al. (2024)
مقیاس شهرستانی	خودهمبستگی فضایی پس از کنترل ساختاری ناچیز	فاصله از نایروبی	جاذبه + وقفه فضایی	کنیا	Nyirenda et al. (2025)
سطح کلان	سرریز قوی مجاورت جغرافیایی و تجاری	مهار تماس‌های اجتماعی	بیزی مختلط-فرکانسی	۶۸ کشور	Zhang et al. (2025)
ماتریس دوتایی و درآمدی	اثر غیرمستقیم غالب ریلی، اثر مستقیم جاده‌ای	جریان ترافیک	دوربین فضایی پویا	تایوان	Liu & Tseng (2026)
بدون متغیر سیاستی	الگوی پخش سازش‌پذیر از قم	فاصله مکانی-زمانی	موران	ایران	رهنما و بازرگان (۱۳۹۹)
عدم استفاده از پانل فضایی	ناهمواری فضایی بروز در استان‌ها	عوامل اجتماعی-اقتصادی	اکولوژیک فضایی	ایران	Mohammadi et al. (2022)
بدون متغیر محدودیت تردد	همبستگی معنادار با نرخ ابتلا	تراکم جمعیت و ساختمان	همبستگی فضایی	سندج	Irandoost et al. (2023)

محدوده مورد مطالعه

استان کردستان با مساحت ۲۹،۱۳۷ کیلومتر مربع و جمعیتی بالغ بر ۱،۶۰۳،۰۱۱ نفر در غرب ایران واقع شده و شامل ۱۰ شهرستان است. این استان از شمال با آذربایجان غربی، از شرق با همدان و زنجان، از جنوب با کرمانشاه و از غرب با کشور عراق (۲۳۰ کیلومتر مرز مشترک) همسایه می‌باشد (Kurdistan Province Management and Planning Organization, 1401). ناهمواری‌های شدید، اختلاف ارتفاع تا ۲۴۰۰ متر و تنوع اقلیمی چشمگیر (میانگین دمای سالانه از ۹.۲ تا ۱۵.۴ درجه و بارش سالانه از ۲۱۱.۷ تا ۶۸۴.۵ میلی‌متر) شرایطی ناهمگون برای پویایی فضایی بیماری فراهم کرده است. موقعیت مرزی، پراکندگی نامتوازن جمعیت و زیرساخت‌های حمل‌ونقل، استان را به آزمایشگاهی طبیعی برای تحلیل فضایی همه‌گیری تبدیل کرده است.



شکل (۱). موقعیت جغرافیایی محدوده مورد مطالعه. منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۵.

Figure (1). Geographical location of the study area

مواد و روش‌ها

پژوهش حاضر از نظر هدف، کاربردی و از حیث روش، تحلیلی-تجربی به‌شمار می‌رود. جامعه آماری، کلیه ۱۰ شهرستان استان کردستان را شامل می‌شود و دوره زمانی مطالعه چهار سال متوالی (۱۳۹۸ تا ۱۴۰۱) را پوشش می‌دهد. این بازه هم‌پوشانی کاملی با اوج همه‌گیری کووید-۱۹ و اجرای متناوب سیاست‌های محدودیت تردد جاده‌ای توسط ستاد ملی مقابله با کرونا دارد.

داده‌ها و پیش‌پردازش

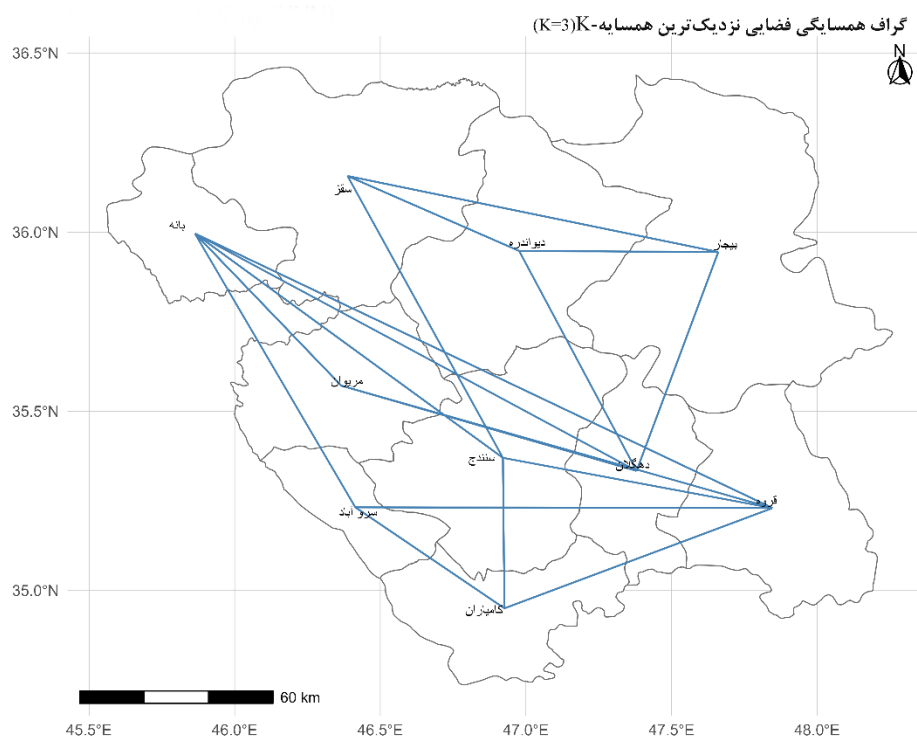
متغیر وابسته، مجموع موارد تأییدشده ابتلا به کووید-۱۹ در هر شهرستان است که توسط دانشگاه علوم پزشکی کردستان ثبت شده است. متغیرهای مستقل شامل تراکم راه‌های اصلی و فرعی، میانگین تردد روزانه اتوبوس و خودرو سواری، تعداد وسایل نقلیه، نرخ خالص مهاجرت، و حجم مرسولات پستی است. داده‌های تراکم راه و تردد از سازمان راهداری و حمل‌ونقل جاده‌ای، آمار مهاجرت از درگاه ملی آمار، اطلاعات پستی از شرکت ملی پست، و داده‌های جمعیت از مرکز آمار ایران اخذ شدند. متغیر سیاستی restrict_ratio (نسبت روزهای با محدودیت شدید به کل روزهای سال) از تحلیل محتوای اطلاعیه‌های کمیته انتظامی ستاد ملی مقابله با کرونا (۱۳۹۹-۱۴۰۰) استخراج و کدگذاری شد.

کاهش هم‌خطی با محاسبه نرخ به ازای هر ۱۰۰۰ نفر: از آنجا که اکثر متغیرهای مستقل (مانند تعداد وسایل نقلیه، حجم مرسولات پستی و تراکم راه‌ها) ذاتاً با جمعیت هر شهرستان همبستگی بالایی دارند، ورود همزمان آن‌ها به مدل به همراه جمعیت موجب بروز هم‌خطی^۱ می‌شود. برای رفع این مشکل و همچنین قابلیت مقایسه عادلانه بین شهرستان‌های با جمعیت‌های متفاوت، تمامی متغیرهای مطلق به صورت «نرخ به ازای هر ۱۰۰۰ نفر از جمعیت» تبدیل شدند. به بیان دیگر، برای هر متغیر X فرمول $(X / جمعیت شهرستان) \times ۱۰۰۰$ محاسبه و سپس وارد مدل گردید. این تبدیل علاوه بر کاهش هم‌خطی، تفسیر ضرایب را به صورت «تأثیر به ازای افزایش یک واحد در نرخ متغیر (به ازای هر ۱۰۰۰ نفر)» معنادار می‌سازد. پس از این تبدیل، متغیر جمعیت به‌عنوان یک متغیر کنترلی مستقل از مدل حذف شد تا از ورود اطلاعات تکراری جلوگیری شود.

^۱ Multicollinearity

تشخیص و درمان هم‌خطی باقی‌مانده: برای اطمینان از عدم وجود هم‌خطی مخرب میان متغیرهای مستقل پس از تبدیل نرخی، از شاخص تورم واریانس استفاده گردید. مقادیر تورم واریانس^۱ برای تمام متغیرهای نهایی کمتر از ۵ محاسبه شد که نشان از عدم وجود هم‌خطی قابل توجه دارد. همچنین با افزایش حجم نمونه (۴۰ مشاهده) نسبت به تعداد متغیرها و حذف متغیرهای زائد (مانند جمعیت مطلق)، پایداری برآورد ضرایب تضمین شد. داده‌های ماهانه موارد ابتلا با توجه به ماهیت اغلب صعودی نرخ‌ها و برای همگامی با مقیاس سالانه متغیرهای مستقل، به مجموع سالیانه تبدیل شدند و یک پانل متوازن با ۴۰ مشاهده (۱۰ مقطع شهرستانی $4 \times$ سال) تشکیل دادند. کل فرایند مهندسی داده‌ها و پیش‌پردازش با استفاده از بسته‌های tidyverse و readxl در نرم‌افزار R نسخه ۴.۴.۰ انجام شد.

ماتریس‌های وزن فضایی: شش ماتریس وزن فضایی ساخته شد: نزدیک‌ترین همسایه- K ($k=3$)، مجاورت ملکه، مجاورت رخ، معکوس فاصله، آستانه فاصله و گابریل. ماتریس نزدیک‌ترین همسایه- K به‌عنوان ماتریس اصلی برگزیده شد؛ زیرا در مناطقی با ناهمگنی بالای مساحت و تراکم شهرستان‌ها، همسایگی متقارن و معنی‌دارتری ایجاد می‌کند (Parker, 2025). سایر ماتریس‌ها برای تحلیل استحکام^۲ به کار گرفته شدند. تمام ماتریس‌ها در محیط R و با بسته spdep تولید و به صورت listw ذخیره شدند.



شکل ۲. گراف همسایگی فضایی مورد استفاده در مدل‌های رگرسیون.

Figure 2. Spatial neighborhood graph used in the regression models.

خطوط، ارتباطات همسایگی از نوع نزدیک‌ترین همسایه ($K=3$) را بین مراکز هندسی شهرستان‌ها نشان می‌دهند. این ساختار وزنی مبنای محاسبه ماتریس W در تحلیل فضایی بوده و برای استخراج اثرات سرریز به کار رفته است.

¹ VIF

² Robustness Checks

روش تحلیل

تحلیل در چهار گام متوالی صورت پذیرفت. نخست، خودهمبستگی فضایی با شاخص جهانی موران^۱ به صورت سالیانه و نیز روی باقیمانده‌های مدل رگرسیون کلاسیک محاسبه گردید (Sun et al., 2020). وجود خودهمبستگی فضایی معنی‌دار، ضرورت به کارگیری مدل فضایی را تأیید کرد. دوم، مدل‌های غیرفضایی شامل رگرسیون کلاسیک و پانل با اثرات ثابت و تصادفی برآزش شدند. آزمون هاسمن^۲ به منظور انتخاب میان اثرات ثابت و تصادفی اجرا گردید. سوم، با توجه به تأیید خودهمبستگی فضایی، مدل پانل وقفه فضایی با اثرات تصادفی — به دلیل تکنیکی ماتریس اثرات ثابت در پانل با $T=4$ — با استفاده از تابع `spml` در بسته `spplm` برآورد شد. در گام چهارم، متغیر سیاستی نسبت روزهای با محدودیت شدید به کل روزهای سال و جملات تعاملی آن با متغیرهای تردد و مهاجرت به مدل افزوده شد (Song et al., 2023). اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل (LeSage & Pace, 2009) با استفاده از ماتریس وزنی نزدیک‌ترین همسایه K محاسبه و تجزیه گردید. تحلیل استحکام از طریق تکرار مدل اصلی با هر شش ماتریس وزن فضایی و مقایسه علائم و معناداری ضرایب انجام شد (Wang et al., 2024). کلیه تحلیل‌ها در محیط `R` و با بسته‌های `spatialreg`، `spdep` و `spml` صورت پذیرفت. در این پژوهش صرفاً از داده‌های تجمیعی و فاقد هرگونه شناسه فردی استفاده شده است. از این رو، نیازی به اخذ رضایت آگاهانه یا تأییدیه کمیته اخلاق نبوده است. با این حال، داده‌ها مطابق پروتکل‌های محرمانگی سازمان‌های ارائه‌دهنده نگهداری و تحلیل شده‌اند.

یافته‌های پژوهش

در این پژوهش، یک پانل متوازن شامل ۴۰ مشاهده (۱۰ شهرستان استان کردستان در چهار سال متوالی ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۱) تحلیل شد.

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرها (۴۰ مشاهده)

Table 2. Descriptive statistics of variables (40 observations).

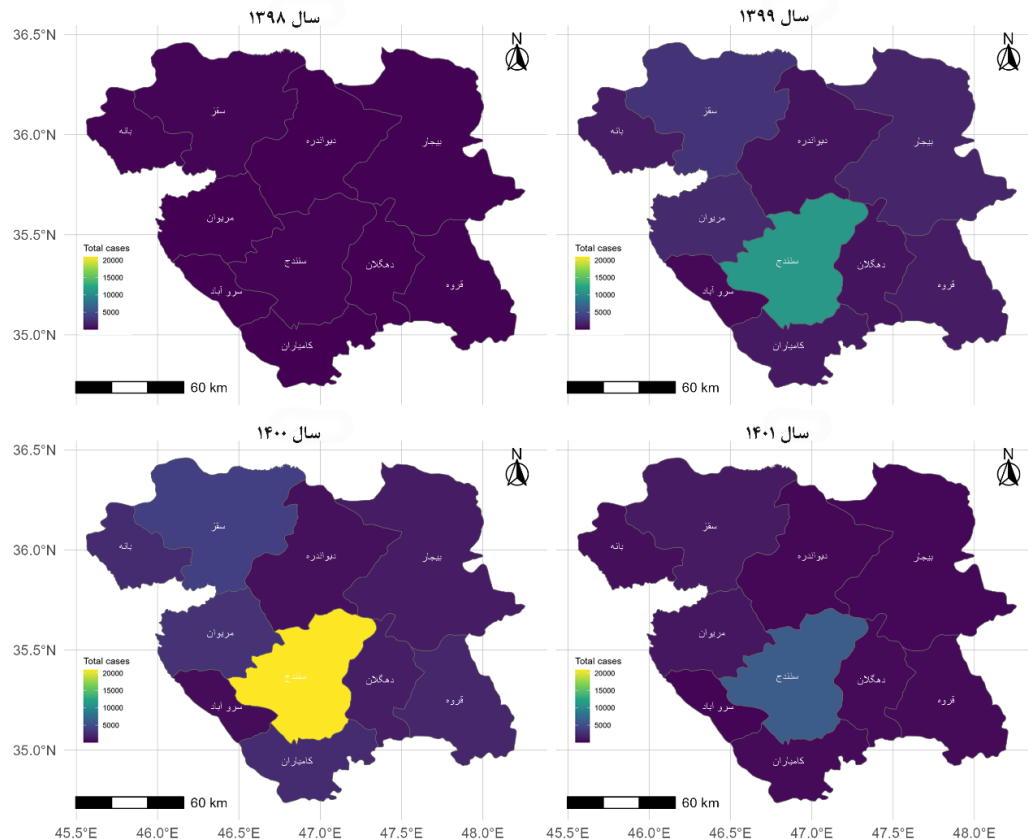
متغیر (واحد)	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
مجموع موارد سالیانه	۲۰۴۲.۱	۳۷۱۴.۸	۹	۲۰۹۹۵
تراکم راه اصلی	۰.۴۶	۰.۴۳	۰.۰۰	۱.۶۲
تراکم راه فرعی	۰.۶۱	۰.۵۸	۰.۰۰	۱.۷۴
سفر اتوبوس	۰.۹۴	۲.۶۳	۰.۰۰	۱۲.۵۰
سفر سواری	۱۱۳.۶	۵۹.۳	۲۰.۱	۲۳۸.۱
جایگاه سوخت	۰.۴۲	۰.۱۴	۰.۲۹	۰.۷۲
پایانه مسافری	۰.۰۱۳	۰.۰۱۰	۰.۰۰۴	۰.۰۳۴
وسایل نقلیه	۲.۸۱	۱.۷۲	۰.۰۴	۶.۶۹
مهاجران وارد شده	۱۵.۵	۸.۹	۸.۶۲	۳۰.۱۳
مرسولات پستی	۷۷۶.۷	۶۱۲.۹	۱۰۸.۴	۲۲۹۷.۶

متغیر وابسته، مجموع سالیانه موارد تأیید شده کووید-۱۹ است؛ تمامی متغیرهای مستقل به ازای ۱۰۰۰ نفر جمعیت بیان شده‌اند. لگاریتم طبیعی (تعداد کل بیماران + ۱) است.

¹ Global Moran's I

² Hausman Test

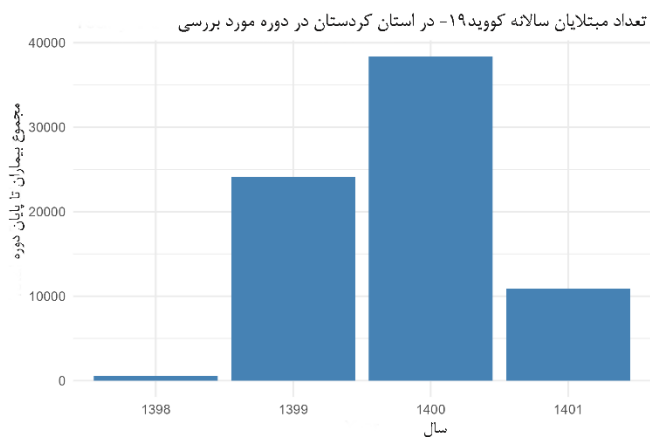
پراکنش فضایی سالیانه کووید-۱۹ در استان کردستان



شکل ۳. پراکنش فضایی مجموع موارد تأییدشده سالیانه کووید-۱۹ در استان کردستان

Figure 3. Spatial distribution of total annual confirmed COVID-19 cases in Kurdistan Province.

رنگ‌ها بیانگر مقادیر تعداد کل بیماران هستند و نقشه‌ها به تفکیک سال در بازه مورد بررسی نمایش داده شده‌اند. الگوی مرکز-پیرامون با محوریت سنندج در سال‌های اوج همه‌گیری مشهود است.

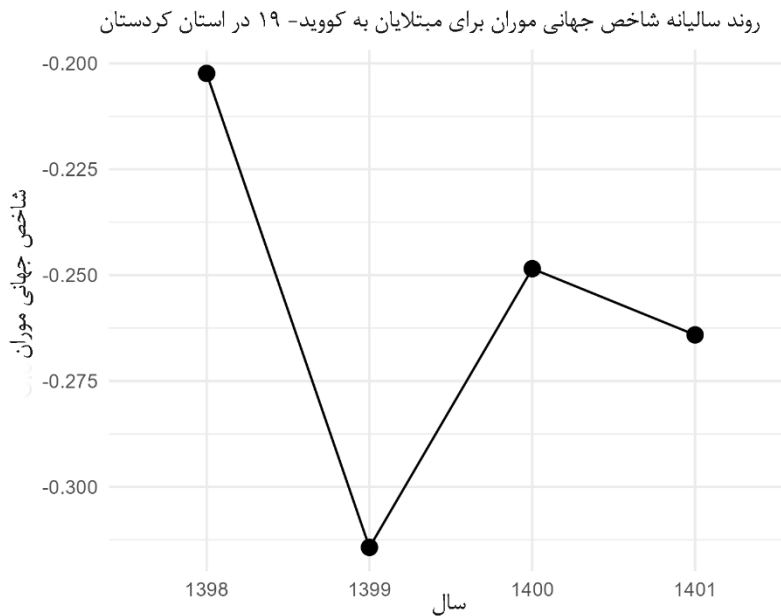


شکل ۴. مجموع موارد تأییدشده سالیانه کووید-۱۹ در استان کردستان

Figure 4. Total annual confirmed COVID-19 cases in Kurdistan Province.

محور افقی سال شمسی و محور عمودی تعداد تجمعی موارد را نشان می‌دهد. موارد از حدود ۱۰۰۰ مورد در ۱۳۹۸ به حدود ۳۸۰۰۰۰ مورد در ۱۴۰۰ افزایش یافته و سپس به حدود ۱۱۰۰۰۰ مورد در ۱۴۰۱ کاهش یافته است که با امواج دوم و چهارم همه‌گیری در ایران هماهنگ است.

پیش از مدل‌سازی، خودهمبستگی فضایی موارد تجمعی سالیانه با شاخص جهانی موران محاسبه گردید. مقادیر این شاخص برای سال‌های ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۱ به ترتیب $Moran_I = -0.202$ با $p_value = 0.701$ ، $Moran_I = -0.314$ با $p_value = 0.993$ ، $Moran_I = -0.248$ با $p_value = 0.982$ و $Moran_I = -0.264$ با $p_value = 0.984$ به دست آمد. از آنجا که هیچ‌یک از این مقادیر در سطح ۰.۰۵ معنی‌دار نبودند شاخص موران جهانی به تنهایی نتوانست وجود خودهمبستگی فضایی معنی‌دار در داده‌های تجمعی سالیانه را تأیید کند. نمایش بصری روند سالیانه این شاخص در شکل ۵ قابل مشاهده است.



شکل ۵. روند سالیانه شاخص جهانی موران برای موارد تأییدشده کووید-۱۹ در استان کردستان

Figure 5. Annual trend of the Global Moran's I for confirmed COVID-19 cases in Kurdistan Province.

در نمودار آماره منفی (بین -۰.۲۰ تا -۰.۲۹) نشان‌دهنده تمایل به پراکنش فضایی در توزیع موارد است؛ شهرستان‌های با شیوع بالا بیشتر در مجاورت شهرستان‌های با شیوع پایین قرار دارند. آزمون‌ها با ماتریس وزنی نزدیک‌ترین همسایه-K و ۹۹۹ جایگشت انجام شده‌اند.

با این حال، مدل وقفه فضایی با برآورد هم‌زمان پارامترها، ساختار وابستگی فضایی نیرومندی را آشکار ساخت ($\lambda = 0.812$) با $(p_value < 0.001)$ که شاخص موران سالیانه قادر به تشخیص آن نبود. این امر نشان می‌دهد که در نمونه‌های کوچک ($N=10$)، تکیه صرف بر آزمون‌های تک‌متغیره خودهمبستگی فضایی ممکن است به نتیجه‌گیری نادرست بینجامد. پس از آن، متغیر سیاستی محدودیت‌های تردد جاده‌ای همراه با جملات تعاملی به مدل افزوده شد.

یافته‌های کلیدی مدل پایه: در مدل وقفه فضایی پایه، تراکم راه اصلی و تعداد وسایل نقلیه اثری مثبت و معنی‌دار بر موارد ابتلا نشان دادند (به ترتیب ۱.۵۰۰ با $p_value < 0.001$ و ۰.۳۵۶ با $p_value < 0.001$) در مقابل، تراکم راه فرعی و تردد خودرو سواری با ضرایبی منفی و معنی‌دار ظاهر شدند. در ادامه، ضریب خودهمبستگی فضایی $\lambda = 0.812$ برآورد گردید که بیانگر وابستگی شدید پویایی بیماری به ساختار همسایگی و انتشار تماسی است. نکته قابل توجه این که λ قوی در حالی برآورد شد که شاخص موران سالیانه مقادیری نزدیک به صفر و غیرمعنی‌دار داشت - مشاهده‌ای که بر قدرت تفکیک‌پذیری بالاتر مدل‌های رگرسیونی فضایی نسبت به آزمون‌های تک‌متغیره در پانل‌های کوچک دلالت دارد.

جدول ۳. ضرایب مدل‌های وقفه فضایی (پایه و با سیاست محدودیت)

Table 3. Coefficients of the spatial lag models (baseline and with restriction policy).

وقفه مدل با سیاست محدودیت فضایی		وقفه مدل پایه فضایی		متغیر
مقدار-p	ضریب (خطای استاندارد)	مقدار-p	ضریب (خطای استاندارد)	
<۰.۰۰۱	۲.۲۳۸ (۰.۴۶۹)	۰.۷۳۱	-۰.۱۵۹ (۰.۴۶۳)	عرض از مبدأ
<۰۰۱.۰	۱.۳۵۷ (۰.۲۸۶)	<۰.۰۰۱	۱.۵۰۰ (۰.۳۳۴)	تراکم راه‌های اصلی
<۰.۰۰۱	-۱.۱۵۷ (۰.۲۷۱)	۰.۰۰۱	-۱.۰۳۲ (۰.۳۱۹)	تراکم راه‌های فرعی
۰.۰۰۴	۰.۱۰۰ (۰.۰۳۴)	۰.۰۲۱	۰.۰۷۶ (۰.۰۳۳)	سفر با اتوبوس
<۰.۰۰۱	-۰.۰۰۷۳ (۰.۰۰۲۲)	<۰.۰۰۱	-۰.۰۰۸۷ (۰.۰۰۲۲)	سفر با خودرو سواری
۰.۰۰۱	۰.۲۴۰ (۰.۰۷۳)	<۰.۰۰۱	۰.۳۵۶ (۰.۰۸۸)	تعداد وسایل نقلیه
۰.۶۵۳	۰.۰۰۰۸ (۰.۰۱۸)	۰.۰۱۲	۰.۰۳۷ (۰.۰۱۵)	نرخ خالص مهاجرت
۰.۲۶۹	۰.۰۰۰۱۷ (۰.۰۰۰۱۵)	۰.۰۴۲	۰.۰۰۰۳۸ (۰.۰۰۰۱۹)	حجم مرسولات پستی
<۰.۰۰۱	۱۰.۵۷۰ (۲.۵۰۱)	—	—	نسبت محدودیت
۰.۴۵۴	-۰.۰۱۲۶ (۰.۰۱۶۸)	—	—	تعامل تردد خودرو و نسبت محدودیت
۰.۷۹۳	-۰.۰۶۲۲ (۰.۲۳۷)	—	—	تعامل تردد اتوبوس و نسبت محدودیت
۰.۰۴۵	۰.۲۷۱۴ (۰.۱۳۵)	—	—	تعامل نرخ مهاجرت و نسبت محدودیت
	۴۰		۴۰	تعداد مشاهدات
	۱۰		۱۰	تعداد گروه‌ها (شهرستان)
	۱۵۸.۲		۱۲۴.۵	مجذور کای دو

غلبه سرریزهای فضایی: تجزیه اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل (LeSage & Pace, 2009) نشان داد که برای تمامی متغیرها، اثرات غیرمستقیم (سرریز) به‌طور قابل توجهی از اثرات مستقیم بزرگ‌تر است. برای نمونه، تراکم راه اصلی با اثر مستقیم ۲.۲۷۵ و اثر غیرمستقیم ۵.۷۰۶ (مجموع ۷.۹۸۱) بیشترین سهم را در انتشار بین‌شهرستانی داشت. این الگو در هر شش ماتریس وزنی آزمون شده پایدار ماند که مؤید استحکام نتایج است.

جدول ۴- پایداری اثرات غیرمستقیم در شش ماتریس وزنی (خلاصه)

Table 4. Robustness of indirect effects across six weight matrixes (summary)

متغیر	دامنه اثر غیرمستقیم (بیشینه-کمینه)	اثر کل (ثابت)
راه‌های اصلی	۵.۶۲۵ - ۵.۹۲۴	۷.۹۸۱
راه‌های فرعی	-۳.۸۷۲ - -۳.۹۲۸	-۵.۴۹۳
تردد اتوبوس	۰.۲۸۶ - ۰.۳۰۱	۰.۴۰۵
تردد خودرو سواری	-۰.۰۳۳ - -۰.۰۳۴	-۰.۰۴۶
تعداد وسایل نقلیه	۱.۳۳۴ - ۱.۴۰۵	۱.۸۹۳
نرخ خالص مهاجرت	۰.۱۳۹ - ۰.۱۴۷	۰.۱۹۸
حجم مرسولات پستی	۰.۰۰۱۴۲ - ۰.۰۰۱۴۹	۰.۰۰۲۰۱۴

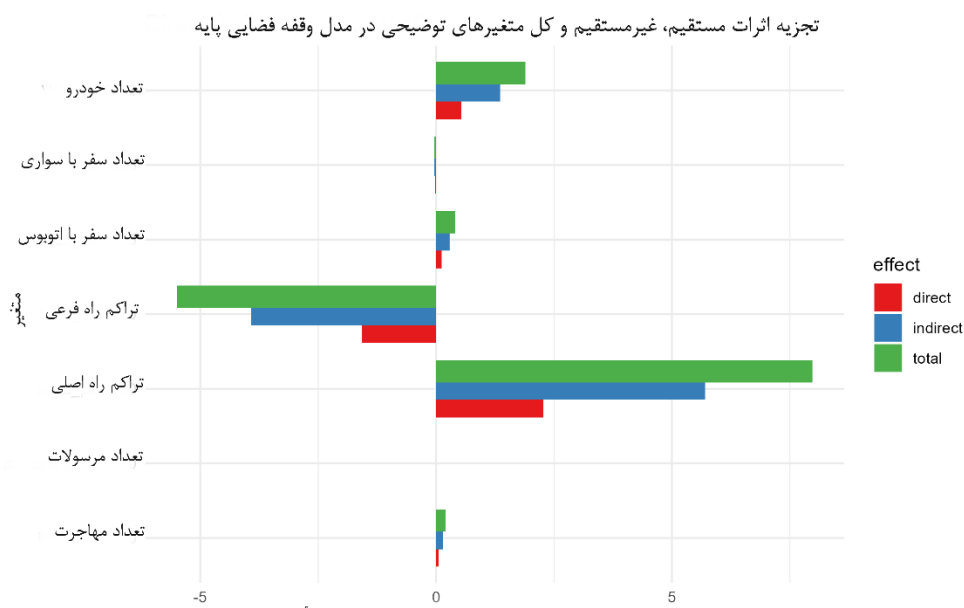
استحکام اثرات غیرمستقیم در شش ماتریس وزنی فضایی جایگزین برای هر متغیر، دامنه تغییرات (کمینه-بیشینه) اثر غیرمستقیم همراه با اثر کل ثابت (به دلیل یکسان بودن λ در تمام ماتریس‌ها) نشان داده شده است. تغییرات ناچیز، عدم حساسیت نتایج به انتخاب ساختار همسایگی فضایی را تأیید می‌کند.

جدول ۵. تجزیه اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل (مدل پایه)

Table 5. Decomposition of direct, indirect, and total effects (baseline model).

متغیر	اثر مستقیم	اثر غیرمستقیم	اثر کل
راه‌های اصلی	۲.۲۷۴	۵.۷۰۶	۷.۹۸۱
راه‌های فرعی	-۱.۵۶۶	-۳.۹۲۸	-۵.۴۹۳
تردد اتوبوس	۰.۱۱۵	۰.۲۹۰	۰.۴۰۵
تردد خودرو سواری	-۰.۰۱۳	-۰.۰۳۳	-۰.۰۴۶
تعداد وسایل نقلیه	۰.۵۴۰	۱.۳۵۳	۱.۸۹۳
نرخ خالص مهاجرت	۰.۰۵۷	۰.۱۴۲	۰.۱۹۸
حجم مرسولات پستی	۰.۰۰۰۵۷۳	۰.۰۰۱۴۴۰	۰.۰۰۲۰۱۴

اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل متغیرهای توضیحی بر اساس مدل پایه وقفه فضایی با اثرات تصادفی ($\lambda=۰.۸۱۲$)، اثر مستقیم میانگین تأثیر یک واحد تغییر در متغیر مستقل بر متغیر وابسته در همان شهرستان را نشان می‌دهد؛ اثر غیرمستقیم سرریز فضایی به شهرستان‌های هم‌جوار را منعکس می‌کند؛ اثر کل مجموع آن‌هاست. تمامی اثرات مطابق روش لوساژ و پیس (۲۰۰۹) و با به‌کارگیری ماتریس ضریب تکاثر فضایی محاسبه شده‌اند.



شکل ۶. تجزیه اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل متغیرهای توضیحی در مدل وقفه فضایی پایه.

Figure 6. Decomposition of direct, indirect, and total effects of explanatory variables in the baseline spatial lag model.

مقادیر از ماتریس مضروب فضایی (LeSage & Pace, 2009) استخراج شده‌اند. در همه متغیرها (بجز موارد با ضرایب ناچیز)، اثر غیرمستقیم (سرریز فضایی) بزرگ‌تر از اثر مستقیم است که بر غالب بودن کانال‌های انتشار بین‌شهری در استان دلالت دارد. بیشترین اثر کل مربوط به تراکم راه‌های اصلی و سپس تعداد وسایل نقلیه است.

جدول ۶. شاخص‌های نیکویی برازش مدل‌ها

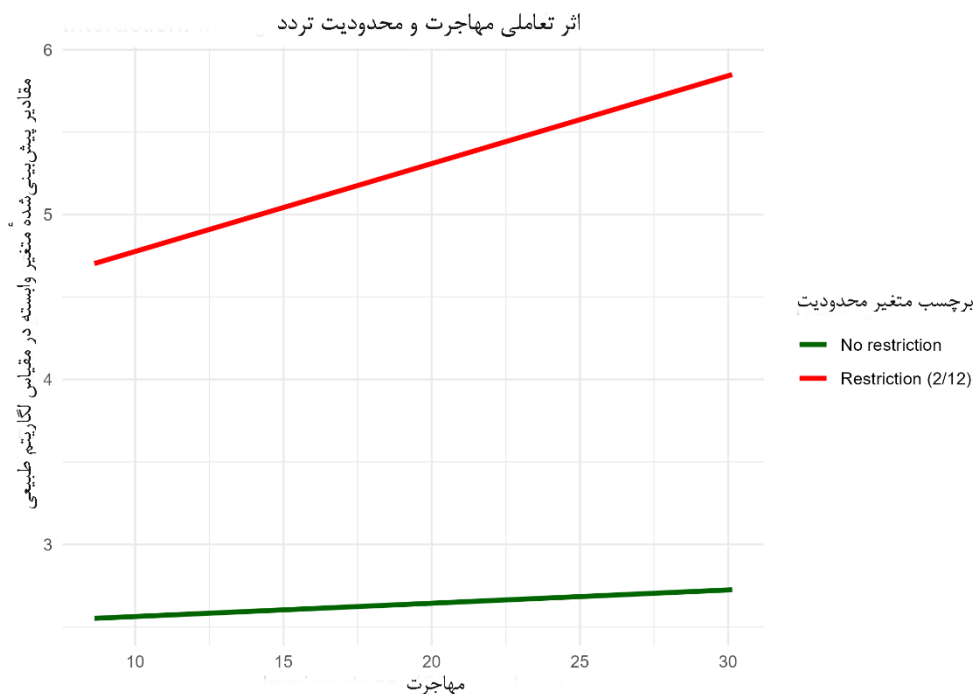
Table 6. Goodness-of-fit indices of the models.

مدل	λ	Log-Likelihood	AIC	BIC
وقفه فضایی (پایه)	۰.۸۱۲۱	۳۲.۸۰۹-	۸۱.۶۱۸	۹۵.۱۲۹
وقفه فضایی (با سیاست محدودیت تردد جاده ای)	۰.۳۵۳۳	۱۸.۹۸۵-	۶۱.۹۷۰	۸۲.۲۳۷

ضریب محدودیت‌های تردد جاده‌ای به‌طور قابل توجهی مثبت و بزرگ (۱۰/۵۷۰ با $p_value < ۰.۰۰۱$) برآورد شد. این ضریب را نباید به‌معنای افزایش موارد ابتلا در اثر محدودیت‌ها تعبیر کرد، بلکه بازتاب معکوس بودن رابطه علیت است: محدودیت‌های شدید تردد دقیقاً در ماه‌هایی اعمال می‌شد که اپیدمی به اوج خود رسیده بود. نسبت ۲/۱۲ برای سال‌های ۱۳۹۹ و ۱۴۰۰ عملاً معادل فروردین ۱۳۹۹ (موج اول) و اسفند ۱۳۹۹ تا فروردین ۱۴۰۰ (موج جهش‌یافته با ویروس آلفا) است؛ یعنی همان بازه‌هایی که بر اساس گزارش‌های رسمی، آمار بستری و مرگ‌ومیر رکورد شکست.

در این میان، تعامل «محدودیت‌های تردد جاده‌ای × مهاجرت به ازای هر ۱۰۰۰ نفر» مثبت و معنی‌دار ($p_value = ۰.۰۴۵$ با ۰.۲۷۱) به‌دست آمد، در حالی که جملات تعاملی محدودیت با متغیرهای تردد جاده‌ای (سواری و اتوبوس) معنی‌دار نشدند. این یافته نشان می‌دهد که در دوره‌های اوج محدودیت، مهاجرت به کانال اصلی انتشار بیماری بدل شده است. این نتیجه با ساختار اطلاعیه‌های ستاد ملی مقابله با کرونا هم‌خوانی کامل دارد: در حالی که از ۸ فروردین ۱۳۹۹ «ورود افراد غیرساکن به شهرها ممنوع» اعلام شد، بند ۲ همان اطلاعیه تصریح می‌کرد که «خروج افراد غیرساکن برای رفتن به محل سکونت خود بلامانع است» (اطلاعیه شماره ۱ کمیته اجتماعی-انتظامی، ۷ فروردین ۱۳۹۹). این استثنا، موجی از بازگشت‌های جمعی را شکل داد؛ چنان‌که گزارش سازمان

راهداری و حمل‌ونقل جاده‌ای کشور (۱۳۹۹) نشان می‌دهد حدود ۹۰٪ مسافران نوروزی تا پیش از ۱۵ فروردین به مبادی خود بازگشتند. مدل کمی ما تأیید می‌کند که در چنین شرایطی، اثر مهاجرت بر شیوع بیماری تشدید شده است.



شکل ۷. نمودار تعاملی اثر مهاجران واردشده (در ۱۰۰۰ نفر) بر لگاریتم موارد سالیانه

کووید-۱۹ در دو حالت: بدون محدودیت تردد و با نسبت محدودیت ۱۲/۲.

Figure 7. Interaction plot of the effect of incoming migrants (per 1,000 population) on the logarithm of annual COVID-19 cases under two conditions: no traffic restrictions and a restriction ratio of 2/12.

شیب تندتر خط در وضعیت محدودیت نشان‌دهنده آن است که تأثیر مهاجرت بر شیوع بیماری طی دوره‌های ممنوعیت تردد تشدید شده است. این الگو با ضریب تعاملی مثبت و معنی‌دار ($p_value = 0.045$) در مدل سیاستی (جدول ۲) سازگار بوده و گویای نقش پررنگ‌تر مهاجرت‌های معاف از محدودیت در انتشار ویروس است.

نتایج غیرمنتظره: ضریب مثبت بزرگ محدودیت‌های تردد جاده‌ای، برخلاف انتظار اولیه، شاهی بر درون‌زایی این متغیر است: سیاست‌گذار در واکنش به پیک‌های شدید بیماری، محدودیت‌ها را افزایش می‌دهد. همچنین، بی‌تأثیری تعامل محدودیت با متغیرهای اصلی تردد جاده‌ای (سواری و اتوبوس) نشان می‌دهد که کاهش اجمالی حجم تردد در این مسیرها نتوانسته است تأثیر کاهنده معناداری بر شیوع بگذارد، زیرا جریان‌های مهاجرتی معاف از محدودیت، همچنان به انتقال بیماری دامن زده‌اند. جدول ۵ مقایسه ضرایب دو مدل را نشان می‌دهد و جدول ۴ تجزیه اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل را به تفکیک متغیرها و ماتریس‌های وزنی ارائه می‌کند. نمودار تعاملی (شکل ۷) نیز روند تشدید اثر مهاجرت در سطوح بالای محدودیت را تأیید می‌کند. این یافته‌ها در مجموع آشکار می‌سازند که مداخلات جاده‌ای علاوه بر تأثیر مستقیم، از طریق شبکه همسایگی استان، پیامدهای فضایی گسترده‌ای دارند و غفلت از مدیریت تردهای ضروری می‌تواند اثربخشی این سیاست‌ها را تضعیف کند.

نتیجه گیری و پیشنهادها

این پژوهش با هدف تحلیل کمی تأثیر محدودیت‌های تردد جاده‌ای بر پویایی فضایی کووید-۱۹ در استان کردستان (۱۳۹۸-۱۴۰۱) و با به‌کارگیری مدل پانل وقفه فضایی در مقیاس شهرستانی انجام شد. تحلیل‌ها بر پایه ۷ متغیر در حوزه راه و مواصلات و با استفاده از ماتریس وزنی نزدیک‌ترین همسایه-K صورت گرفت. در ادامه، ابتدا به آزمون فرضیه‌های کمی پژوهش پرداخته، سپس یافته‌های اساسی و دلالت‌های آن‌ها ارائه می‌شود.

آزمون فرضیه‌های پژوهش

بر اساس برآورد مدل پانل وقفه فضایی با اثرات تصادفی و جملات تعاملی، وضعیت فرضیه‌ها به شرح زیر تعیین گردید (جدول ۷):

۱. **H1 (رابطه مثبت حجم تردد با ابتلا): تأیید جزئی.** ضریب «سفر با اتوبوس» در هر دو مدل پایه و سیاستی مثبت و معنادار بود ($\beta=0.100$, $p=0.004$) اما ضریب «سفر با خودرو سواری» برخلاف انتظار، منفی و معنادار به دست آمد ($\beta=-0.073$, $p<0.001$)، این تناقض نشان می‌دهد که در شرایط همه‌گیری، الگوی تردد خودروهای سواری (عمدتاً سفرهای کوتاه درون‌شهرستانی) با موارد ابتلا رابطه معکوس داشته است و شاید بازتاب کاهش سفرهای غیرضروری توسط مردم باشد.
۲. **H2 (وجود خودهمبستگی فضایی مثبت): تأیید کامل.** ضریب خودهمبستگی فضایی (λ) در مدل وقفه فضایی 0.812 برآورد شد که در سطح 0.001 معنادار بود. این یافته نشان می‌دهد که نزدیک به 81% از تغییرات موارد ابتلا در هر شهرستان تحت تأثیر میانگین وزنی موارد ابتلاء در شهرستان‌های همسایه قرار دارد.
۳. **H3 (تعدیل اثر تردد توسط محدودیت‌ها): رد.** ضرایب جملات تعاملی «محدودیت × سفر سواری» ($\beta=0.126$)، «محدودیت × سفر اتوبوس» ($\beta=-0.622$)، و «محدودیت × سفر اتوبوس» ($p=0.454$) هر چند منفی بودند، اما در هیچ سطح معناداری قرار نگرفتند. بنابراین، محدودیت‌های تردد نتوانستند اثر مثبت حجم تردد بر ابتلا را به میزان معناداری کاهش دهند.
۴. **H4 (تشدید اثر مهاجرت در دوره محدودیت‌ها): تأیید.** ضریب تعامل «محدودیت × نرخ خالص مهاجرت» مثبت و معنادار بود ($\beta=0.271$, $p=0.045$) این نتیجه نشان می‌دهد که در ایام اعمال محدودیت‌های شدید، مهاجرت‌های ضروری و معاف از ممنوعیت به کانال غالب انتشار بیماری تبدیل شده‌اند (پدیده «جانشینی تحرک ناشی از سیاست»).
۵. **H5 (نزدیکی الگوی رفتاری به رفتار مسئولانه): آزمون نشده و به عنوان محدودیت گزارش می‌گردد.** به دلیل عدم دسترسی به داده‌های روزانه موارد فوتی و تفکیک سفرهای ضروری از غیرضروری در سطح شهرستان، امکان محاسبه کشش محدودیت‌ها در دوره‌های با مرگ‌ومیر بالا فراهم نبود. آزمون این فرضیه نیازمند داده‌های با وضوح زمانی بالاتر (هفتگی یا روزانه) است.

جدول ۷ - جمع‌بندی نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

Table 7. Summary of hypothesis testing results.

فرضیه	محتوا	نتیجه	مستند (ضریب/p-value)
H1	تردد اتوبوس (مثبت)	تأیید	0.100 (0.004)
H1	تردد خودرو سواری (مثبت)	رد (منفی)	-0.073 ($p<0.001$)
H2	خودهمبستگی فضایی (λ) مثبت	تأیید	0.812 ($p<0.001$)
H3	تعامل منفی محدودیت × تردد	رد (غیرمعنی‌دار)	خودرو: 0.454 ، اتوبوس: $p=0.793$
H4	تعامل مثبت محدودیت × مهاجرت	تأیید	0.271 (0.045)
H5	رفتار مسئولانه (کشش بالاتر)	آزمون نشده	محدودیت داده

یافته‌های اساسی پژوهش

بر اساس آزمون فرضیات، سه یافته اساسی حاصل آمد که هر یک ابعاد جدیدی از پویایی اپیدمی را آشکار می‌سازند: نخست، خودهمبستگی فضایی پنهان اما بسیار نیرومند ($\lambda = 0.812, p < 0.001$) شناسایی شد. این در حالی است که شاخص جهانی موران در تمام سال‌ها مقادیر غیرمعنی‌داری را نشان می‌داد. این تضاد، یک درس روش‌شناختی مهم است: اتکای صرف به آزمون‌های تک‌متغیره در نمونه‌های کوچک ($N=10$) می‌تواند به نتیجه‌گیری نادرست درباره فقدان وابستگی فضایی بینجامد. $\lambda=0.812$ گویای آن است که نزدیک به ۸۱٪ از تغییرات موارد ابتلا در یک شهرستان به میانگین وزنی موارد ابتلاء در شهرستان‌های همسایه وابسته است؛ سطحی که از مقادیر گزارش‌شده در مطالعات اروپایی و آمریکایی فراتر رفته و شرایط خاص جغرافیایی و ارتباطی استان کردستان را بازتاب می‌دهد.

دوم، غلبه اثرات سرریز (غیرمستقیم) بر اثرات مستقیم تأیید شد. برای نمونه، اثر غیرمستقیم تراکم راه اصلی (۵.۷۱) به‌مراتب بزرگ‌تر از اثر مستقیم آن (۲.۲۷) بود. این نتیجه نشان می‌دهد که جریان‌های بین‌شهرستانی، نه ویژگی‌های داخلی هر شهرستان، موتور محرکه انتشار بیماری بوده‌اند. الگوی فضایی شناسایی‌شده، برخلاف الگوی غالب غرب-شرق در سطح کشور، از نوع مرکز-پیرامون با محوریت سنندج است. سنندج با بالاترین تراکم راه اصلی و تردد وسایل نقلیه، به‌عنوان کانون اصلی انتشار عمل کرده و بیماری از آن به شهرستان‌های اقماری سرریز شده است. جدول ۸ موقعیت این یافته را در مقایسه تطبیقی با مطالعات پیشین نشان می‌دهد.

جدول ۸. مقایسه تطبیقی الگوی فضایی متاثر از مهاجرت در پژوهش حاضر و ادبیات موضوعی

Table 8. Comparative comparison of the spatial pattern influenced by migration in the present study and the literature.

مطالعه	منطقه	λ	الگوی فضایی	نقش مهاجرت	نتایج موران
Krisztin et al. (2020)	اروپا	۰.۶-۰.۴	چندکانونی	بررسی نشده	گزارش نشده
Sun et al. (2020)	آمریکا	۰.۵-۰.۳	خوشه‌ای شرقی-غربی	بررسی نشده	معنی‌دار و مثبت
Jia et al. (2020)	چین	—	مرکز-پیرامون	محرک اصلی	—
رهنما و بازگان (۱۳۹۹)	ایران	۱.۰۹ (در ۲۰۹ کیلومتری)	غرب به شرق (کشوری)	بررسی نشده	معنی‌دار در سطح کشوری
پژوهش حاضر	کردستان	۰.۸۱۲	مرکز-پیرامون (سنندج)	تعامل مثبت با محدودیت	غیرمعنی‌دار (در سطح شهرستانی)

پژوهش حاضر ($\lambda=0.812$) سطحی از خودهمبستگی فضایی را آشکار می‌سازد که به‌طور قابل‌توجهی از مقادیر گزارش‌شده در مطالعات اروپایی (۰.۶-۰.۴) و آمریکایی (۰.۵-۰.۳) فراتر است. الگوی فضایی شناسایی‌شده از نوع مرکز-پیرامون (با محوریت سنندج) و متمایز از الگوی غالب غرب-شرق در سطح کشوری است. مهاجرت در این مطالعه نه به‌عنوان یک متغیر مستقل، بلکه در قالب تعامل با محدودیت‌های تردد جاده‌ای (پدیده جانیشینی تحرک) ظاهر شده است. نتایج آزمون موران در پژوهش حاضر غیرمعنی‌دار است که بر ضرورت گذر از آزمون‌های تک‌متغیره به مدل‌های رگرسیونی فضایی در نمونه‌های کوچک تأکید می‌کند. مقادیر λ مربوط به مدل پائل وقفه فضایی است.

را «جانیشینی تحرک ناشی از سیاست» نامید. در دوره‌های اعمال محدودیت‌های شدید، مهاجرت‌های ضروری و معاف از ممنوعیت، به کانال غالب انتشار بیماری تبدیل می‌شوند. این یافته، یک نوآوری مفهومی برای ادبیات اقتصادسنجی فضایی سلامت است و نشان می‌دهد که سیاست‌های یکپارچه ممنوعیت تردد، بدون تمهیدات تکمیلی برای مدیریت تردهای معاف، می‌توانند از اثربخشی لازم برخوردار نباشند.

دستاوردهای نظری و روش‌شناختی: این مطالعه از چند جهت به پیشبرد دانش موجود کمک می‌کند: (۱) برای نخستین بار یک مدل پائل فضایی در سطح درون‌استانی ایران به کار گرفته شد و امکان تجزیه کمی اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل را فراهم آورد. (۲) الگوی مرکز-پیرامون در یک استان کوهستانی و مرزی مستند شد که ضرورت تحلیل‌های بافت‌محور منطقه‌ای را برجسته

می‌سازد. (۳) مفهوم «جان‌شینی تحرک ناشی از سیاست» به ادبیات افزوده شد که چارچوب نظری جدیدی برای تحلیل شکست نسبی ممنوعیت‌های یکپارچه ارائه می‌دهد. (۴) اثبات پایداری نتایج در برابر شش ماتریس وزنی مختلف، اعتبار درونی مدل را تأیید کرده و راهنمایی روش‌شناختی برای پژوهش‌های آتی در مناطق مشابه است.

دلالت‌های سیاستی: λ بالا مستلزم آن است که هرگونه مداخله محدودیت تردد، به‌صورت منطقه‌ای و هماهنگ بین شهرستان‌های همسایه طراحی شود. تعامل مثبت محدودیت و مهاجرت، ضرورت ایجاد پروتکل‌های غربالگری و قرنطینه هدفمند برای ترددهای ضروری (به‌ویژه در تعطیلات) را گوشزد می‌کند. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که داده‌های واقعی تردد جاده‌ای می‌توانند مبنایی برای طراحی سامانه‌های پایش لحظه‌ای و اعمال محدودیت‌های تطبیقی باشند. در نهایت، به سیاست‌گذاران توصیه می‌شود که در مناطق با تعداد اندک واحد فضایی، برای ارزیابی وضعیت اپیدمی صرفاً به شاخص‌های آماری ساده (مانند موران) اکتفا نکنند و از مدل‌های فضایی پیشرفته‌تر بهره بگیرند.

افق‌های پژوهشی آینده: محدودیت‌های این پژوهش، خود مسیرهای پژوهشی روشنی را می‌گشایند: (۱) در صورت دسترسی به داده‌های ماهانه متغیرهای مستقل، استفاده از مدل‌های پانل فضایی پویا برای جداسازی اثرات لحظه‌ای و تأخیری سیاست‌ها پیشنهاد می‌شود. (۲) به‌کارگیری ماتریس‌های وزن فضایی متغیر در زمان که جریان‌های واقعی تردد را منعکس کنند، دقت برآوردها را ارتقا خواهد داد. (۳) بسط مفهوم «جان‌شینی تحرک» به سایر استان‌های مرزی و مقایسه الگوها در بسترهای جغرافیایی متفاوت، به تدوین نظریه‌ای عمومی در اقتصادسنجی فضایی مداخلات سلامت کمک می‌کند. (۴) تلفیق یافته‌ها با مدل‌های عامل‌مبنای^۱ امکان شبیه‌سازی و بهینه‌سازی سیاست‌ها را پیش از وقوع بحران‌های بعدی فراهم می‌آورد. (۵) بررسی نظام‌مند دلایل شکست آزمون‌های تک‌متغیره در نمونه‌های کوچک و تدوین دستورالعملی برای انتخاب آستانه‌های تشخیصی مناسب، یک دستاورد روش‌شناختی مستقل برای ادبیات آمار فضایی خواهد بود.

ملاحظات اخلاقی

پیروی از اصول اخلاق پژوهش

نویسندگان اصول اخلاقی را در انجام و انتشار این پژوهش علمی رعایت نموده‌اند و این موضوع مورد تأیید همه آنهاست.

مشارکت نویسندگان

مشارکت نویسندگان در مقاله به شکل توضیح داده شده از سوی مجله، مورد تأیید نویسندگان این مقاله است.

تعارض منافع

بنا بر اظهار نویسندگان این مقاله تعارض منافع ندارد.

حامی مالی

مقاله حاضر فاقد حمایت مالی است.

سپاسگزاری

از کلیه کسانی که در مراحل مختلف نوشتن این مقاله با نظرات خود ما را یاری دادند، سپاسگزاری می‌کنیم.

¹ Agent-Based Models

References

- Amiri Fahlani, M R and moradi, D . (2023). An analysis of the future effects of behavioral geography on infectious diseases and covid-19 With a structural approach. *Journal of Sustainable Urban & Regional Development Studies (JSURDS)*, 4(1), 59-76. https://www.srds.ir/article_174330.html?lang=en [in Persian].
- Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics: Methods and models*. Kluwer Academic Publishers. <https://link.springer.com/book/9789024737352>
- Anselin, L. (1992). *SpaceStat tutorial: A workbook for using SpaceStat in the analysis of spatial data*. University of Illinois, Urbana-Champaign. <https://sasi.econ.utah.edu/software/splus/spaceman.pdf>
- Bailey, T. C., & Gatrell, A. C. (1995). *Interactive spatial data analysis*. Longman Scientific & Technical. <https://www.routledge.com/9780582244931>
- Bazargan, M., & Amirfakhrian, M. (1401). Geographical analysis of COVID-19 epidemiology in Iran using exploratory spatial data analysis (ESDA) approach. *Journal of Military Medicine*, 22(6), 542–552. <https://doi.org/10.30491/JMM.22.6.542> (in Persian)
- Beria, P., & Lunkar, V. (2021). Presence and mobility of the population during the first wave of Covid-19 outbreak and lockdown in Italy. *Sustainable Cities and Society*, 65, Article 102616. <https://doi.org/10.1016/j.scs.2020.102616>
- Chen, S., Yang, J., Yang, W., Wang, C., & Bärnighausen, T. (2022). The effect of intercity travel restrictions on spatial spread of COVID-19 in China: A spatial Durbin model approach. *Journal of Transport & Health*, 25, Article 101379. <https://doi.org/10.1016/j.jth.2022.101379>
- Elhorst, J. P. (2014). *Spatial econometrics: From cross-sectional data to spatial panels*. Springer. <https://link.springer.com/book/10.1007/978-3-642-40340-8>
- Fallah Ghalhari, M., & Shakeri, F. (1394). Evaluation of human thermal comfort using the Universal Thermal Climate Index, case study: Kurdistan Province. *Journal of Health and Environment*, 8(3), 367–378. <http://jhe.tums.ac.ir/article-1-5705-fa.html> (in Persian)
- Fraser, T., & Aldrich, D. P. (2021). The dual effect of social ties on COVID-19 spread in Japan. *Scientific Reports*, 11(1), 1–12. <https://doi.org/10.1038/s41598-021-81001-4>
- Getis, A., & Aldstadt, J. (2004). Constructing the spatial weights matrix using a local statistic. *Geographical Analysis*, 36(2), 90–104. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.2004.tb01127.x>
- Guliyev, H. (2023). Spatial spillover effects of lockdown policies on COVID-19 cases: Evidence from a dynamic spatial panel model for European countries. *Spatial Economic Analysis*, 18(1), 21–39. <https://doi.org/10.1080/17421772.2022.2140097>
- He, Q., Liu, Y., Wang, L., & Li, X. (2021). Spatiotemporal risk assessment and prediction of COVID-19 based on geographic information. *Science of The Total Environment*, 771, Article 145327. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2021.145327>
- Ilkhani Khosroshahi, M., Karimi, M., & Kaffash Charandabi, N. (1401). Spatiotemporal prediction of high-risk areas of COVID-19 using geographically weighted regression and multilayer perceptron neural network. *Journal of Surveying Sciences and Technologies*, 12(3), 17–38. <https://jsst.ir/article-1-434-en.html> (in Persian)
- Imani Shamloo, J , Rauf Gondadi, E , Nomani, P and tabaezadeh, S Y . (2024). Investigating the pattern of spending leisure time in the corona and post-corona era (case study: Tabriz city). *Journal of Sustainable Urban & Regional Development Studies (JSURDS)*, 5(1), 91-111. https://www.srds.ir/article_195405.html?lang=en [in Persian].

- Imani, B. and Gholriz, T. (2025). Explaining the Relationship Between Psychological Empowerment and the Resilience of Rural Residents Against COVID-19: (Case Study: the Kenvist Villages, Mashhad Township). *Journal of Sustainable Urban & Regional Development Studies (JSURDS)*, 6(3), 328-344. https://www.srds.ir/article_225228.html?lang=en [in Persian].
- Irandoost, K., Alizadeh, H., Yousefi, Z., & Shahmoradi, B. (2023). Spatial analysis of population density and its effects during the Covid-19 pandemic in Sanandaj, Iran. *Journal of Asian Architecture and Building Engineering*, 22(2), 635–642. <https://doi.org/10.1080/13467581.2022.2047983>
- Isazadeh, M., Arghani, M., Ghanbari, A., & Mohammadi, M. (1400). Spatiotemporal modeling of COVID-19 spread (Case study: Qom and Mazandaran provinces). *Journal of Environmental Hazard Management*, 8(1), 81–98. <https://jhs.ut.ac.ir/article-1-812-fa.html> (in Persian)
- Jabari, H., Nazmfar, H. and Yazdani, M. H. (2026). Spatial modeling of the spread of the Covid-19 virus in a GIS environment. (e240780). *Journal of Sustainable Urban & Regional Development Studies (JSURDS)*. https://www.srds.ir/article_240780.html?lang=en [in Persian].
- Jabbari, H., Nazmfar, H., & Yazdani, M. H. (1404). Spatial modeling of COVID-19 virus spread in GIS environment. *Quarterly Journal of Urban and Regional Sustainable Development Studies*, e240780. https://www.srds.ir/article_213754.html (in Persian)
- Jia, J. S., Lu, X., Yuan, Y., Xu, G., Jia, J., & Christakis, N. A. (2020). Population flow drives spatio-temporal distribution of COVID-19 in China. *Nature*, 582, 389–394. <https://doi.org/10.1038/s41586-020-2284-y>
- Krisztin, T., Piribauer, P., & Wögerer, M. (2021). The spatial econometrics of the coronavirus pandemic. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 14, 209–218. <https://doi.org/10.1007/s12076-021-00273-0>
- Kurdistan Province Management and Planning Organization. (1401). *Statistical yearbook of Kurdistan Province*. <https://www.mpo-kd.ir> (in Persian)
- Liu, Y.-M., & Tseng, W.-Y. (2026, May 9). *Transportation flow and COVID-19 transmission in Taiwan* [Poster presentation]. ACSS 2026 Conference, Tokyo, Japan. <https://acss.iafor.org/presentation/submission104123/>
- Lotfian Delouei, A., & Moghri, J. (1400). Examination of adopted policies related to environmental health for coping with COVID-19 in Iran: A qualitative study. *Journal of Research in Environmental Health*, 7(4), 381–390. https://jreh.mums.ac.ir/article_21476.html (in Persian)
- Madadzadeh, F., Gholamani, S. Y., & Fallah Tafti, H. (2022). Spatial analysis of coronavirus incidence, prediction of spread, and determination of disease-prone areas in Yazd Province: March 2020 to February 2021. *Journal of Health Research*, 11(1), 36–44. <https://jhr.ssu.ac.ir/article-1-710-fa.html> (in Persian)
- Mazinani, M., & Mayeli, M. (1399). Policy-making in the corona crisis and the impact of its consequences on the political and economic performance of society. *Special Issue of the National Conference on "Corona Crisis and the Challenges of Western Political-Social Philosophy"*, 11(4), 385–402. <https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=573840> (in Persian)
- Mitze, T., & Kosfeld, R. (2021). The propagation effect of commuting to work in the spatial transmission of COVID-19. *Journal of Geographical Systems*, 24(1), 5–31. <https://doi.org/10.1007/s10109-021-00361-3>

- Mohammadi, A., Mollalo, A., & Bergquist, R. (2022). Spatial heterogeneity of COVID-19 in Iran: An ecological study at the province level. *BMC Public Health*, 22, Article 836. <https://doi.org/10.1186/s12889-022-13235-8>
- Mollalo, A., Vahedi, B., & Rivera, K. M. (2020). GIS-based spatial modeling of COVID-19 incidence rate in the continental United States. *Science of The Total Environment*, 728, Article 138884. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2020.138884>
- Moore, D. A., & Carpenter, T. E. (1999). Spatial analytical methods and geographic information systems: Use in health research and epidemiology. *Epidemiologic Reviews*, 21(2), 143–161. <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.epirev.a017993>
- Moradi, A., Mirzaei, M., Mohammadi, A., Ameri, H., Zanganeh, M., Moharram, R., ... & Darabi, M. (1403). Spatial analysis of COVID-19 in Hamadan Province. *Payesh*, 23(2), 271–287. <https://payeshjournal.ir/article-1-2201-fa.html> (in Persian)
- Naseh, N., Rahimi, S. M., Yousefi Roubiyat, E., & Riahi, S. M. (1401). Spatiotemporal distribution and effective factors in the spread of COVID-19 in South Khorasan Province. *Journal of Green Development Management Studies*, 1(2), 143–158. <https://gdms.ir/article-1-117-fa.html> (in Persian)
- Naseri, K. (1400). Analysis of excess death during the corona pandemic in Iran. *Culture and Health Promotion*, 5(3), 344–349. <https://jchp.ir/article-1-126-fa.html> (in Persian)
- Nyirenda, J. M., Kiware, S., & Killeen, G. F. (2025). Modeling the spatial spread of COVID-19 in Kenya. *BMC Public Health*, 25, Article 3464. <https://doi.org/10.1186/s12889-025-24597-w>
- Parker, S. T. (2025). Moran's I and Geary's C: Investigation of the effects of spatial weight matrices for assessing the distribution of infectious diseases. *Geospatial Health*, 20(1), Article 1308. <https://doi.org/10.4081/gh.2025.1308>
- Peri, A., Kaffine, D., & Ladenburger, L. (2023). Travel choices under pandemic federalism. *Journal of Environmental Economics and Management*. <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2023.102840>
- Rahnama, M., & Bazargan, M. (1399). Spatial-temporal pattern analysis of COVID-19 epidemic and its hazards in Iran. *Journal of Environmental Hazard Management*, 7(2), 113–127. <https://jhs.ut.ac.ir/article-1-811-fa.html> (in Persian)
- Road Maintenance and Transportation Organization of Iran. (1399). *Report on the effects of coronavirus on road traffic*. Tehran: Road Maintenance and Transportation Organization of Iran. <https://www.rmto.ir> (in Persian)
- Servatyari, K., Zamanimehr, N., & Rahmani, Kh. (1401). Factors associated with the prolongation of the fifth peak of COVID-19 in Kurdistan Province, Iran: A qualitative study. *Scientific Journal of Kurdistan University of Medical Sciences*, 27(4), 53–64. <https://journal.muk.ac.ir/article-1-5887-fa.html> [in Persian].
- Song, Y., Lee, S., Wang, K., Han, X., Dong, L., Chen, X.-J., Xiu, G., Kwan, M.-P., & Liu, Y. (2023). Quantifying the spatial spillover effects of non-pharmaceutical interventions on pandemic risk. *International Journal of Health Geographics*, 22, Article 13. <https://doi.org/10.1186/s12942-023-00335-0>
- Sun, F., Matthews, S. A., Yang, T. C., & Hu, M. H. (2020). A spatial analysis of the COVID-19 period prevalence in U.S. counties. *Annals of Epidemiology*, 52, 54–59. <https://doi.org/10.1016/j.annepidem.2020.07.014>
- Uddin, S., Khan, A., Lu, H., Zhou, F., Karim, S., Hajati, F., & Moni, M. A. (2024). Road networks and socio-demographic factors to explore COVID-19 infection during its different waves. *Scientific Reports*, 14, Article 12345. <https://doi.org/10.1038/s41598-024-53382-3>

- Wang, K., Han, X., Dong, L., Chen, X.-J., Xiu, G., Kwan, M.-P., & Liu, Y. (2024). The impact of spatial connectivity on NPIs effectiveness. *BMC Infectious Diseases*, 24, Article 21. <https://doi.org/10.1186/s12879-023-08900-9>
- Yazdanpanah, Z., Nazmfar, H., Karami, C., & Hatami Khanqahi, T. (1404). Spatial distribution analysis of COVID-19 in urban areas. *Quarterly Journal of Urban and Regional Sustainable Development Studies*, 6(1), 198–218. https://www.srds.ir/article_213754.html (in Persian)
- Yazdanpanah, Z., Nazmfar, H., Karami, C. and Hatami Khanqahi, T. (2025). Analysis of Spatial Distribution of Corona Disease in Urban Areas. *Journal of Sustainable Urban & Regional Development Studies (JSURDS)*, 6(1), 198-218. https://www.srds.ir/article_213754.html?lang=en[in Persian].
- Zarei, F., Hosseinzadeh, M., & Didehdar, M. (2022). Bayesian spatial modelling of COVID-19 in Iran: Exploring the role of socio-economic and environmental factors. *Spatial and Spatio-temporal Epidemiology*, 41, Article 100497. <https://doi.org/10.1016/j.sste.2022.100497>
- Zhang, Y., Zhu, Y., Chen, Y., & Han, X. (2025). Policy impact on the global COVID-19 pandemic and unemployment outcomes: A large-scale mixed frequency spatial approach. *Economic Modelling*, 151, Article 107160. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2025.107160>
- Zhu, P., Li, J., & Hou, Y. (2022). Applying a population flow based spatial weight matrix in spatial econometric models. *Annals of the American Association of Geographers*, 112(8), 2266–2286. <https://doi.org/10.1080/24694452.2022.2077168>