



دانشگاه آزاد اسلامی واحد اهر
فصلنامه‌ی علمی فضای جغرافیایی

سال بیست‌ویکم، شماره‌ی ۷۵
پاییز ۱۴۰۰، صفحات ۱۶۳-۱۳۹

DOI: 10.52547//Geo Spa. 21. 3.139

معصومه حسن‌زاده دوگوری^۱
*سیده صدیقه حسنی مهر^۲
رفعت شه‌ماری^۳
حسین اصغری^۴

تبیین الگوی فضایی شاخص‌های بهداشتی و آموزشی بخش‌های مختلف ناحیه ساحلی غرب استان گیلان در راستای توسعه پایدار

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۲/۲۶

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۷/۰۱

چکیده

در این پژوهش برای شناسایی وضعیت شاخص‌های بهداشتی و آموزشی ناحیه ساحلی غرب استان گیلان، در ابتدا اطلاعات شاخص‌های فوق برای سه دوره سرشماری ۱۳۸۵، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۸ از سایت استانداری استان گیلان دریافت گردید. سپس با استفاده از شاخص توسعه روستایی (RDI)، شاخص ترکیبی نتایج (CRI)، شاخص I موران جهانی، شاخص I موران محلی و تحلیل خوشه‌ای، اقدام به تعیین میزان توسعه‌یافتگی و توزیع فضایی شاخص‌ها در ۸ بخش ناحیه ساحلی گردید. نتایج به‌دست آمده نشان داد میزان RDI محاسبه شده براساس فراوانی و همچنین نسبت فراوانی شاخص‌ها به تعداد روستای هر بخش، از تفاوت مکانی برخوردار است. شاخص I موران جهانی نشان از خوشه‌ای شدن الگوی توزیع شاخص‌های مدارس راهنمایی پسرانه و دخترانه و دبیرستان پسرانه دارد. همچنین تحلیل فضایی RDI براساس شاخص I موران محلی حاکی از الگوی خوشه بالا-بالا (HH)، پایین-پایین

۱- دانشجوی دکتری جغرافیای روستایی، دانشگاه آزاد اسلامی، آستارا، ایران.

E-mail: hasanimehr1399@gmail.com

*۲- گروه جغرافیا و برنامه‌ریزی روستایی، دانشگاه آزاد اسلامی، آستارا، ایران. (نویسنده مسئول).

۳- گروه جغرافیا طبیعی (ژئومورفولوژی)، دانشگاه آزاد اسلامی، آستارا، ایران.

۴- گروه جغرافیای طبیعی (ژئومورفولوژی)، دانشگاه آزاد اسلامی، آستارا، ایران.

(LL) و ناخوشه پایین-بالا (LH) و بالا-پایین (HL) در برخی شاخص‌ها از جمله مرکز بهداشتی-درمانی، خانه بهداشت، غسلخانه، روستا مهد، دبستان و راهنمایی دخترانه در سال‌های مختلف بوده است. نتایج I موران محلی بر روی شاخص ترکیبی نتایج (CRI) نشان‌دهنده شکل‌گیری ناخوشه HL و LH در سه مورد از شش مورد است. در همین راستا تحلیل خوشه‌ای (CL) شاخص‌های بهداشتی و آموزشی به‌دست آمده از RDI نشان داد جابجایی زمانی و مکانی در اجزاء خوشه‌ها (بخش‌ها) در طی زمان اتفاق افتاده است؛ اما گروه‌بندی شاخص CRI نیز از لحاظ مکانی و زمانی ثابت می‌باشد. با توجه به آزمون فرض صفر مبنی بر عدم معنی‌داری الگوی خاص و عملکرد یکنواخت شاخص در ناحیه مورد مطالعه، مشخص شد فرض خلاف صفر مورد تایید بوده و تفاوت معنی‌داری بین بخش‌های مختلف از لحاظ توسعه وجود دارد.

کلید واژه‌ها: شاخص‌های بهداشتی و آموزشی، شاخص توسعه روستایی (RDI)، I موران جهانی، I موران محلی، الگو، ناحیه ساحلی غرب استان گیلان.

مقدمه

آگاهی از نقاط قوت و ضعف نواحی، جهت ارائه طرح‌ها، برنامه‌ها و سیاست‌گذاری‌ها ضروری است، به‌گونه‌ای که استفاده از شاخص‌های اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی، کالبدی، بهداشتی، آموزشی و... می‌تواند معیاری مناسب برای تعیین جایگاه نواحی و عامل مهمی در جهت رفع مشکلات و نارسایی‌های موجود در راه رسیدن به توسعه پایدار باشد (Ghanbari Haft Cheshmeh & Hoseinzadeh Dalir, 2010: 2). یکی از اهداف کلان توسعه در اغلب کشورها و از جمله کشور ما، کاهش بیکاری و توسعه فعالیت‌های شغلی است. توسعه و عمران روستایی در چند دهه اخیر همواره یکی از دغدغه‌های اصلی توسعه در ایران و اکثر کشورهای در حال توسعه بوده است. در همین راستا ارزیابی وضعیت موجود روستاها از نظر شاخص‌های توسعه پایدار و رتبه‌بندی آن‌ها می‌تواند به شناخت بهتر فضای روستا منجر گردد. از نگاه برنامه‌ریزان، دسترسی مطلوب به خدمات و امکانات بهداشتی و آموزشی یکی از پیش‌نیازهای اساسی برای تحقق توسعه پایدار به شمار می‌رود. ماهیت خدمات بهداشتی و آموزشی به‌گونه‌ای است که نیاز به آن‌ها منحصر به گروه خاصی از مردم نمی‌شود. در واقع، همه انسان‌ها در تمامی سکونتگاه‌ها به آن نیازمند هستند و با فقدان یا کمبود این خدمات به‌ویژه در مراکز شهری و روستایی می‌تواند پیامدهای منفی زیادی به همراه داشته باشد که از مهم‌ترین آن‌ها، تشدید مهاجرت روستا-شهری و عدم توسعه روستایی و عدم دستیابی به توسعه پایدار و افزایش هزینه‌های بخش بهداشتی و ناپایداری زیست‌محیطی خواهد بود (Bahrami & Rezaei, 2015: 39).

در زمینه شاخص‌های کمی و کیفی و تعیین رتبه روستا در سلسله مراحل توسعه نیز کارهای متعددی در کشور انجام شده است اما تحلیل داده‌های مکانی با استفاده از شاخص‌های آمار مکانی هنوز در ابتدای راه قرار دارد. در راستای

مطالعه بر روی شاخص‌های توسعه روستایی می‌توان به مطالعات زیر اشاره کرد. به‌عنوان مثال سطح‌بندی شهرستان‌های استان کرمانشاه براساس شاخص توسعه انسانی (HDI) نشان داد شهرستان‌های ثلاث باباجانی با مقدار ۰/۲۳، دالاهو با ۰/۴۱، جوانرود با ۰/۴۸ و قصر شیرین با ۰/۴۹ جزء شهرستان‌های محروم استان هستند. در مقابل شهرستان کرمانشاه با شاخص ۰/۶۳۴، اسلام‌آباد غرب با ۰/۶۲۸ و کنگاور با شاخص ۰/۵۸ در رتبه‌های اول تا سوم از لحاظ HDI قرار می‌گیرند؛ به عبارت دیگر از مجموع چهارده شهرستان، پنج شهرستان توسعه‌نیافته و نه شهرستان دیگر در سطح متوسط هستند (Rostami et al., 2015: 29). همچنین در فرآیند بومی‌سازی شاخص‌های توسعه پایدار گردشگری روستایی در ایران مشخص شد، از ۸۰ شاخص ارزیابی شده برای پایداری گردشگری روستایی در ایران، ۲۲ شاخص برای ارزیابی پایداری اجتماعی، تعداد ۲۴ شاخص برای ارزیابی پایداری اقتصادی و تعداد ۳۴ شاخص برای ارزیابی پایداری محیطی گردشگری روستایی بوده که مناسب با ساختار روستاهای ایران و سازگار با محیط روستاهاست (Eftekhari et al., 2011: 1). تنها تحقیق مبتنی بر آمار مکانی نیز توسط رضوانی و همکاران انجام شده است. آن‌ها با تحلیل مکانی بیکاری در نواحی شهری و روستایی ایران نشان دادند خوشه‌بندی (همبستگی مکانی مثبت) و ناهمگنی فضایی در توزیع شاخص‌های نرخ بیکاری شهری و روستایی در سطح شهرستان‌های ایران وجود دارد و این نتایج می‌تواند زمینه را برای برنامه‌ریزی مناسب جهت رفع نابرابری‌های منطقه‌ای برحسب نرخ بیکاری فراهم سازد (Rezvani, 2013: 37). در این راستا تحلیل فضایی شاخص‌های توسعه خدمات بهداشت و درمان در سطح شهرستان اصفهان نشان داد شاخص‌های فوق از توزیع متوازن برخوردار نبوده و اختلاف فاحشی بین شهرستان‌های این استان از نظر توسعه خدمات بهداشتی ملاحظه می‌شود. همچنین شهرستان‌های خوانسار، برخوار و میمه در بالاترین و پایین‌ترین سطح قرار داشتند (Zarrabi et al., 2008: 213). همچنین تحلیل فضایی شاخص‌های توسعه خدمات بهداشت و درمان در استان کردستان بیانگر آن است که توزیع شاخص‌ها در شهرستان‌های مختلف این استان یکنواخت نبوده و دو شهرستان بیجار و دیواندره به‌ترتیب در بالاترین و پایین‌ترین سطح قرار دارند (Zangiabadi et al., 2012: 199). ارزیابی و تحلیل فضایی شاخص‌های توسعه خدمات بهداشتی و درمانی شهرستان‌های استان فارس با استفاده از روش‌های ترکیبی چند شاخصه (TOPSIS، VIKOR و SAW) نشان داد که اختلاف و شکاف زیادی از نظر بهره‌مندی از شاخص‌های ساختاری بهداشت و درمان بین شهرستان‌ها وجود دارد. شهرستان شیراز و کوار برخوردارترین و محروم‌ترین شهرستان‌های استان فارس از نظر شاخص‌های مورد بررسی تعیین شدند (Ghazanfar Pour et al., 2018: 91).

در این راستا بررسی مقالات خارجی نشان می‌دهد در زمینه استفاده از شاخص‌های کمی و آماره‌های مکانی تحقیقات گسترده‌ای در سطح جهان انجام شده است. (Cho & Newman (2005: 732) با تحلیل مکانی توسعه اراضی روستایی نشان دادند الگوهای خوشه‌ای توسعه با گسترش مکانی پیوسته در مناطق نسبتاً دور افتاده روستایی وجود دارد. همچنین نزدیکی به جاده‌ها، شهرها و دسترسی به رودها و همچنین مناطق مرتفع نسبتاً مسطح و هموار در توسعه اراضی روستایی بسیار مهم هستند. تفاوت‌های توسعه روستایی ناشی از صنعتی شدن و شهرنشینی در

ساحل شرقی چین نشان می‌دهد تعامل عوامل توسعه روستایی در روند تحول اقتصادی و اجتماعی و متعاقباً مدل توسعه روستایی برای درک عمیق توسعه روستایی و دستیابی به توسعه هماهنگ و متوازن روستایی-شهری در کشورهای در حال توسعه که در حال تجربه صنعتی شدن سریع و شهرنشینی هستند، بسیار مهم است (Long et al., 2009: 454). (Ali (2010: 1126) تغییرپذیری مکانی الگوهای توسعه انسانی در آسیوت^۵ مصر را با استفاده از شاخص خودهمبستگی I موران جهانی و محلی بررسی و نشان داد تفاوت چشمگیری در شاخص توسعه انسانی^۶ مناطق مختلف آسیوت وجود دارد. همچنین الگوی قوی هماهنگی مکانی، اثبات وجود خوشه در توزیع HDI را آشکار می‌سازد. (Torres et al (2011: 45) الگوی مکانی فقر روستایی در حوضه رودخانه سائو فرانسیسکو^۷ (SFRB) برزیل را با استفاده از روش‌های آمار مکانی بررسی و نشان دادند که سیاست‌های کاهش فقر در SFRB باید توزیع مکانی فقر را در نظر بگیرد. از لحاظ مکانی نه تنها فقر در SFRB خوشه‌ای است، بلکه قسمت عمده فقیران حوضه که "نقاط داغ" فقر هستند در شهرستان‌ها زندگی می‌کنند. خوشه‌های شناسایی شده با مرزهای اداری-سیاسی دولت مطابقت ندارند، از این رو تلاش مجدد برای تمرکز جغرافیایی کاهش فقر جهت کارآیی بیشتر آن‌ها امری بدیهی بشمار می‌رود. استفاده از شاخص توسعه روستایی برای تجزیه و تحلیل مناطق روستایی در لهستان و اسلوواکی نشان داد، با وجود جامع بودن این شاخص، آن نه تنها برای تجزیه و تحلیل سطح کلی توسعه مناطق روستایی بلکه برای ارزیابی تأثیرات آن و برنامه‌های ساختاری در سطح منطقه مناسب است (Jerzy & Nana, 2011: 1). (Yeqing et al (2013: 620) با بررسی تغییر نابرابری توسعه روستایی در استان جیلین^۸، شمال شرقی چین نشان دادند شهرستان‌های واقع در شرق و شمال استان جیلین از سطح توسعه روستایی پایین و شهرستان‌های میانی از رشد سریع در اقتصاد روستایی برخوردار هستند. در این راستا شاخص I موران شاخص توسعه روستایی به ترتیب برابر با ۰/۰۱، ۰/۱۶- و ۰/۰۶- در سال‌های ۲۰۰۰، ۲۰۰۵ و ۲۰۰۹ به دست آمد که بیانگر عدم تراکم فضایی RDI در استان جیلین بوده و دارای توزیع تصادفی است. همچنین الگوی سطح توسعه بالاتر^۹ (HH) از نواحی غربی تا شرق آن ادامه دارد. این در حالی است که الگوی سطح توسعه پایین‌تر^{۱۰} (LL) در بخش شرقی تا میانی و غربی استان جیلین توزیع شده‌اند. (Ren et al (2015: 559) ویژگی‌های مکانی-زمانی سکونتگاه‌های روستایی و کاربری اراضی در بوهای ریم^{۱۱} چین را بررسی و نشان دادند توزیع مکانی سکونتگاه‌های روستایی این ناحیه به‌طور قابل توجهی متنوع است. علاوه بر این، سکونتگاه‌های روستایی از نظر توزیع و درجه پویایی تغییر، تفاوت مکانی چشمگیری را در حاشیه بوهای نشان می‌دهند. از نظر توزیع مکانی اراضی مسکونی واقع در دشت‌ها با تراکم بالای سکونتگاه‌ها (به‌ویژه در دشت‌های شمال چین) و اراضی مسکونی روستایی واقع در جنوب استان شاندونگ^{۱۲} نیز گسترده هستند.

5- Assuit

6- Human Development Index

7- Sao Francisco River Basin

8- Jilin

9- High-High

10- Low-Low

11- Bohai Rim

12- Shandong

با این وجود، مناطق با کشاورزی سنتی که دارای اقتصادهای توسعه‌نیافته، صنعتی شده و صنایع عالی هستند با نرخ پایین شهرنشینی مشخص می‌شوند. (Kim & Yang (2016: 136) با تجزیه و تحلیل وضعیت فعلی و روند توسعه روستایی ویتنام جهت بهبود کیفیت زندگی روستایی و دستیابی به توسعه پایدار روستایی نشان دادند ۱۰ ناحیه با بالاترین نمرات RDI در جنوب شرق کشور در اطراف شهر هوشی مین^{۱۳} قرار گرفته‌اند که مرکز تجاری ویتنام است. همچنین ۸ ناحیه متعلق به اراضی میانه شمالی و نواحی کوهستانی است. بیش‌تر مناطق این ناحیه اتصالات کمی با سایر مناطق به سبب ضعف زیرساخت‌ها و حمل و نقل دارند و سطح و وضعیت توسعه روستایی هر ناحیه به شدت بر توسعه روستایی تأثیر گذاشته و باعث اختلاف قابل توجه در توسعه مناطق مختلف ویتنام شده است. Hu, et al (2016) الگوهای مکانی-زمانی توسعه شهری-روستایی و تحول آن در شرق خط هو-هوانیونگ^{۱۴} چین در طی سال‌های ۱۹۹۴ تا ۲۰۱۰ را با استفاده از تحلیل لکه‌های داغ، شاخص I موران محلی و ضریب همبستگی پیرسون مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد: ۱) شمال شرقی چین در طی دوره مورد مطالعه رکود اقتصادی را تجربه کرده و اجرای طرح احیا هنوز روند رکود را کنترل نکرده است، ۲) تحلیل همبستگی پیرسون نشان داد که بهبود کیفیت جمعیت، توسعه سیستم‌های صنعت و جامعه را به‌طور معنی‌داری در طول دوره مطالعاتی ارتقا می‌بخشد و ۳) همبستگی منفی بین تغییر شاخص توسعه جمعیت^{۱۵} و تغییر شاخص تحول جمعیت^{۱۶} (همراه با تغییر شاخص تحول جامعه^{۱۷} و تغییر شاخص تغییر صنعت^{۱۸}) نشان می‌دهد که شرق خط هو-هوانیونگ در دوره مازاد جمعیتی بوده است (Hu et al., 2016: 1). (Mansour (2016: 26) الگوی مکانی توزیع خدمات بهداشتی ریاض عربستان را با استفاده از میانگین نزدیک‌ترین همسایه مورد بررسی قرار داد. او نشان داد الگوی مکانی توزیع مراکز بهداشت عمومی با $Z = -10/9$ و $P < 0/001$ خوشه‌ای است. چندین ناحیه در قسمت‌های مرکزی شهر با تراکم بالای تسهیلات شناسایی شد و بیش‌تر نواحی واقع در قسمت‌های حاشیه‌ای آن از تراکم کم‌تر امکانات بهداشتی برخوردار بودند. به‌طور کلی، تفاوت قابل توجهی در میانگین فاصله از مرکز ثقل ناحیه تا مراکز درمانی وجود دارد. اساساً کم‌تر از نیمی از جمعیت (۴۵/۴٪) که در ۶۱ ناحیه زندگی می‌کنند در فاصله کم‌تر از ۱ کیلومتری به مراکز بهداشت عمومی قرار دارند. (Pravitasari et al (2018: 1) توسعه شاخص پایداری محلی^{۱۹} (LSI) را در روستاهای استان جامبی^{۲۰} با استفاده از تحلیل عاملی (FA) و شاخص خودهمبستگی محلی مکانی^{۲۱} (LISA) بررسی کردند. در این تحقیق، LSI به سه گروه اصلی اقتصادی، اجتماعی و محیطی براساس ۳۰ متغیر تقسیم‌بندی شد. براساس نتایج LISA مشخص شد که عملکرد پایداری محلی واحدهای مکانی (روستاها) در مقیاس کوچک به شدت تحت تأثیر

13- Ho Chi Minh

14- Hu Huanyong

15- Population Development Index

16- Population Transformation Index

17- Society Transformation Index

18- Industry Transformation Index

19- Rural Sustainability Index

20- Jambi

21- Local Indicator of Spatial Association

شرایط پایداری مناطق همجوار آن قرار دارد. همچنین توسعه LSI نیز رویکردی جدید برای ارزیابی درجه پایداری محلی به منظور افزایش آگاهی مردم در مورد اهمیت توسعه پایدار در سطح محلی بوده، روشی بسیار مؤثر برای نشان دادن لکه‌های داغ مکانی توسعه پایدار می‌باشد و می‌تواند به‌عنوان ابزاری مؤثر برای فرآیند تصمیم‌گیری مکانی باشد. همچنین Pravitasari et al (2018: 157) در مقاله‌ای با عنوان "توسعه شاخص پایداری منطقه‌ای"^{۲۲} به‌عنوان رویکردی جدید برای ارزیابی عملکرد پایداری در اندونزی^{۲۳} با استفاده از تحلیل عاملی و شاخص خودهمبستگی و همچنین ۳۰ شاخص در سه گروه اقتصادی، اجتماعی و محیطی، وضعیت پایداری را در مقیاس منطقه‌ای بررسی کردند. به نظر آن‌ها شاخص‌های توسعه RSI شامل رفاه اقتصادی، خدمات عمومی، زیرساخت‌ها، رفاه اجتماعی، بهداشت و آموزش جامعه، شرایط طبیعی، پایداری محیطی منطقه‌ای و تاب‌آوری در برابر بلایا هستند. براساس نتایج LISA، مشخص شد که عملکرد پایداری واحدهای مکانی در مقیاس منطقه‌ای به‌شدت تحت تأثیر شرایط پایداری همجوار آن است. Lin et al (2019: 1) تفاوت‌های توسعه روستایی ناشی از محیط طبیعی و شهرنشینی در منطقه کاشگر^{۲۴} واقع در شمال غرب چین را با استفاده از روش PCA و CL بررسی و نشان دادند نواحی توسعه‌یافته و توسعه‌نیافته به ترتیب در مرکز منطقه و مناطق حاشیه‌ای متمرکز شدند. همچنین توسعه روستایی به سه گروه و ۱۱ منطقه با شرایط طبیعی و چالش‌های بیرونی متفاوت تقسیم شد که گروه‌های مورد نظر سه نتیجه احتمالی از توسعه روستایی یعنی رشد، افول و از بین رفتن که در مرحله توسعه صنعتی اتفاق می‌افتد را منعکس می‌کنند. نتایج مقاله‌ای با عنوان "تعیین توسعه اقتصادی محلی در مناطق روستایی رومانی: بررسی نقش عوامل برونزا"^{۲۵} نشان داد عوامل برونزا از قبیل مکان‌های تحت نفوذ جوامع شهری و وجود ارتباط مستقیم با شبکه راه اروپا، بر میزان LED^{۲۴} تأثیر می‌گذارد (Pavel & Moldovan., 2019: 1). با مطالعه سطح و نوع توسعه روستایی در مناطق شهری جدید ووهان^{۲۵} با استفاده از روش وزن آنتروپی و استانداردسازی داده‌ها و همچنین تحلیل داده‌های مکانی اکتشافی، تحلیل مؤلفه‌های اصلی و تحلیل خوشه‌ای مشخص شد، تفاوت‌های مکانی سطح توسعه روستایی در مناطق شهری جدید شهر ووهان امری بدیهی است و مناطق با سطح بالای توسعه روستایی عمدتاً در تقاطع مناطق شهری جدید و مرکزی قرار گرفته و به سمت بیرون به تدریج کاهش می‌یابد. همچنین تراکم مکانی در مناطق توسعه‌یافته روستایی وجود داشته و ساختار تغییر فضایی در این مناطق شبیه یک تداوم خاص (به‌صورت دایره‌ای با هسته گرم و مناطق سرد اطراف) است (Jiang et al., 2020: 1). شناسایی عوامل مکانی فقر روستایی در نواحی مرزی بین استانی فلات لسی چین با استفاده از آمار مکانی نشان داد فقر روستایی به‌شدت به سطح دسترسی به شهرستان، دسترسی به منابع آب و سطح دسترسی به شهر وابسته است. همچنین خشکی مناطق خاصی از فلات لسی به این معنی است که تأثیر دسترسی به منابع آب در بروز فقر روستایی نیز نسبت به سطح دسترسی شهرستان در درجه دوم اهمیت قرار داشته و منابع اراضی جنگلی با بروز فقر روستایی در منطقه تحت سلطه کشاورزی ارتباط مثبت دارد (Le et al., 2020: 1). با

22- Regional Sustainability Index

23- Kashgar

24- Local Economic Development

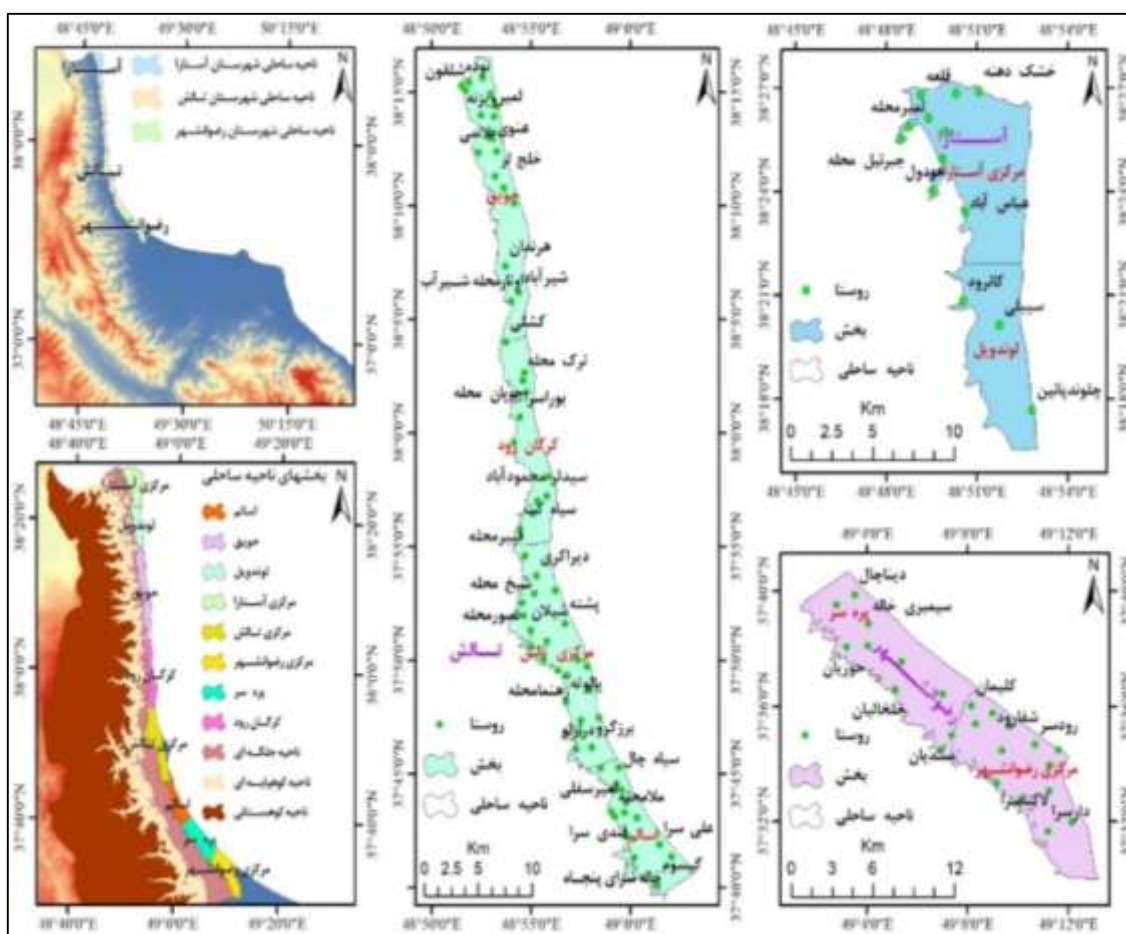
25- Wuhan

تحلیل فضایی توسعه سکونتگاه‌های روستایی با استفاده از رویکرد توسعه پایدار مشخص شد روند توسعه در سطح شهرستان خرم‌آباد از وضع نسبتاً مطلوبی برخوردار است؛ اما در این فرآیند، توسعه یکپارچه این ناحیه مورد توجه نبوده است. برخی از مؤلفه‌ها (دسترسی به خدمات، مشارکت اقتصادی و رفاه اقتصادی) در شرایط خوبی قرار دارند در حالی که برخی دیگر از مؤلفه‌ها (تولید محصولات کشاورزی، آموزش و رشد جمعیت) اینچنین نیستند. سطح توسعه در شهرستان خرم‌آباد نه تنها از نظر موضوعی بلکه از جنبه‌های خاص ناحیه‌ای با نابرابری مکانی روبرو بوده است (Ghanbari et al., 2020: 53). تحلیل فضایی شاخص‌های توسعه و وضعیت‌سنجی نماگرهای آن در استان خوزستان نشان داد با وجود اینکه ۷۰ درصد شهرستان‌های این استان در محرومیت بسر می‌برند اما سهم این شهرستان‌ها از مجموع شاخص ترکیبی ۳۹/۰۴ درصد است. در نهایت مشخص شد که شهرستان اهواز در مطلوب‌ترین و شهرستان لالی در نامطلوب‌ترین حالت از نظر برخورداری از نماگرهای مورد نظر قرار دارند (Ebrahimzadeh et al., 2013: 57). نتایج تحلیل تطبیقی شاخص‌های توسعه پایدار نواحی شهر بوشهر حاکی از آن است که ناحیه ۲ و ۳ با امتیاز ۱/۰۱ پایدار، نواحی ۴، ۶ و ۷ به ترتیب با امتیازهای ۰/۴۷، ۰/۵۶ و ۰/۷۳ نیمه پایدار، نواحی ۱ و ۵ نیز به ترتیب با امتیاز ۰/۰۴- و ۰/۰۳+ بینابین، ناحیه ۸ با امتیاز ۰/۴۸- نیمه پایدار و ناحیه ۹ با امتیاز ۱-/۶۸ ناپایدار هستند (Ghadiri & Mamasani, 2017: 69).

در این تحقیق، تحلیل مکانی شاخص‌های موثر بهداشتی و آموزشی و بررسی تفاوت‌ها و تشابهات آن‌ها جهت تبیین بهتر توسعه فضایی شاخص‌ها در روستاهای ناحیه ساحلی نواحی غرب گیلان مدنظر است. در ابتدا از شاخص توسعه روستایی (RDI) برای ارزیابی میزان توسعه‌یافتگی بخش‌های مختلف ناحیه و سپس از شاخص I موران جهانی و محلی اقدام به تعیین الگوی حاکم بر توسعه این ناحیه از بعد مکانی گردید. علاوه بر این پویایی توسعه فضایی از بعد مکانی و زمانی نیز مدنظر است.

مواد و روش‌ها

در این تحقیق جامعه آماری تمامی روستاهای ساحلی واقع در سه شهرستان آستارا، تالش و رضوانشهر بوده و روش مطالعه مبتنی بر تمام شماری است. مبنای شناسایی روستاهای ساحلی از جلگه‌ای نیز ارتفاع صفر بوده است. بر این اساس با استفاده از نرم‌افزار ArcGIS و نقشه مدل رقومی ارتفاع (DEM) ناحیه مطالعاتی به چهار بخش ساحلی، جلگه‌ای، کوهپایه‌ای و کوهستانی تقسیم گردید. در مجموع از کل روستاهای واقع در سه شهرستان، ۱۰۱ روستا در بخش ساحلی قرار گرفته است. به طوری که تعداد روستاهای ساحلی سه شهرستان آستارا، تالش و رضوانشهر به ترتیب برابر با ۱۳، ۶۵ و ۲۳ روستا به دست آمد (شکل ۱).



شکل ۱: بخش‌های مختلف ناحیه ساحلی شهرستان‌های غرب استان گیلان

Figure 1: Different parts of the coastal area of western counties of Guilan province

همچنین از شاخص توسعه روستایی^{۲۶} که ارزیابی کاملی از سطح توسعه در نواحی روستایی ارائه می‌کند استفاده شده است. مولفه‌های اساسی شاخص توسعه روستایی به شرح زیر هستند: نخست این‌که شاخص فوق از پنج حوزه تحلیل که شامل (۱) اقتصادی (۲) آموزشی (۳) بهداشت و رفاه (۴) محیط و (۵) فرهنگ و اوقات فراغت هستند تشکیل شده است. دوم اینکه شاخص توسعه روستایی نیز از دو شاخص یعنی شاخص نتایج^{۲۷} و شاخص علت^{۲۸} تشکیل شده است. در این تحقیق شاخص نتایج سطح فعلی توسعه روستایی را اندازه‌گیری و شاخص علت فرآیند توسعه روستایی را ارزیابی می‌کند. در اینجا روش‌های زیر برای هر نوع شاخص خاص که در نتیجه محاسبه به‌دست می‌آید، اعمال شده است (Kim and Yang, 2016: 119-122).

نوع I: وقتی شاخص خاص X (متغیر پیوسته)، شرط محدودیت $0 \leq X \leq 1$ را احراز کند، شاخص مربوطه به‌عنوان شاخص ارزیابی استفاده می‌شود.

26- Rural Development Index

27- Result Index

28- Cause Index

نوع II: وقتی شاخص خاص X (متغیر پیوسته)، شرط محدودیت را احراز نمی‌کند و شاخص ارزیابی مطلق بکار گرفته می‌شود، محاسبه مقادیر حداکثر و حداقل X یعنی \hat{X}_{\max} و \hat{X}_{\min} با استفاده از روش‌های به‌کار رفته در معادله ۱ و معادله ۲ با فرض توزیع مشخص شاخص‌های ویژه ضروری می‌شود. اگر کم‌ترین یا بالاترین حد وجود نداشته باشد، از فرض توزیع نرمال و اگر مقدار، یک عدد مثبت بزرگ‌تر از صفر باشد از فرض توزیع لوگ نرمال استفاده می‌گردد. مقدار حداکثر \hat{X}_{\max} و مقدار حداقل \hat{X}_{\min} به مقادیر حداکثر و حداقل X برمی‌گردد که تحت فرض توزیع خاص اتفاق می‌افتد.

$$\hat{X}_{\max} = \bar{X} + 3\sigma_X \quad (1)$$

$$\hat{X}_{\min} = \bar{X} - 3\sigma_X \quad (2)$$

\bar{X} برابر با مقدار میانگین X و σ_X نیز انحراف معیار مقدار X است. برای محاسبه XI^k ، شاخص ارزیابی مقدار k ام که مقدار شاخص خاص X^k است، از معادله ۳ استفاده می‌گردد به شرطی که مقدار بزرگ‌تر شاخص ارزیابی بیانگر شرط برتر باشد؛ و اگر مقدار کوچک‌تر شاخص ارزیابی نشان‌دهنده شرط برتر باشد از معادله ۴ استفاده می‌شود.

$$XI^k = \frac{X^k - \hat{X}_{\min}}{\hat{X}_{\max} - \hat{X}_{\min}} \quad (3)$$

$$XI^k = 1 - \frac{X^k - \hat{X}_{\min}}{\hat{X}_{\max} - \hat{X}_{\min}} \quad (4)$$

نوع III: زمانی از شاخص‌های ارزیابی نسبی به‌جای شاخص خاص X که یک متغیر پیوسته است استفاده می‌گردد که شرط محدودیت برقرار نباشد. در این حالت برای محاسبه XI^k ، شاخص ارزیابی مقدار k ام که مقدار شاخص خاص X^k است، از معادله ۵ استفاده می‌شود بشرطی که مقدار بزرگ‌تر شاخص ارزیابی بیانگر شرایط برتر باشد و از معادله ۶ در صورتی که مقدار کوچک‌تر شاخص ارزیابی نشان‌دهنده شرایط برتر باشد استفاده می‌شود. شاخص ارزیابی XI^k که از طریق معادله ۵ و ۶ محاسبه می‌شود باید شرط $0 \leq XI^k \leq 1$ را دارا باشد.

$$XI^k = \frac{X^k - X_{\min}}{X_{\max} - X_{\min}} \quad (5)$$

$$XI^k = 1 - \frac{X^k - X_{\min}}{X_{\max} - X_{\min}} \quad (6)$$

همان‌گونه که گفته شد شاخص توسعه روستایی از پنج حوزه که بشدت با کیفیت زندگی مردم نواحی روستایی مرتبط است تشکیل شده است. این حوزه‌ها (۱) اقتصاد (۲) بهداشت و رفاه (۳) آموزش (۴) محیط (محیط‌های مسکونی و طبیعی) و (۵) فرهنگ و اوقات فراغت را در برمی‌گیرند. شاخص توسعه روستایی نیز شاخص نتایج و

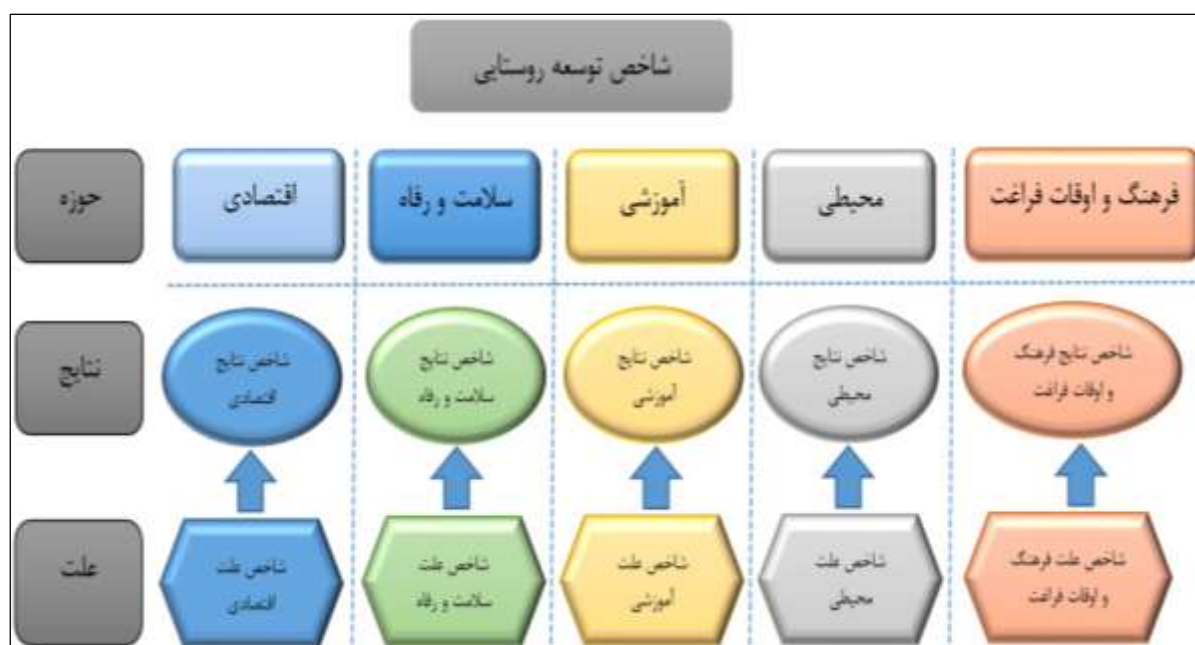
شاخص علت را در پی ساختار منطقی "علت-معلول" شامل می‌شود. شاخص نتایج (معلول)، مجموعه‌ای از شاخص‌های ساخته شده برای تجزیه و تحلیل و ارزیابی وضعیت توسعه مناطق روستایی با انتخاب شاخص‌ها برای هر حوزه است. شاخص جامع نتایج با استفاده از مقدار وزن برابر برای پنج حوزه محاسبه شده و وضعیت توسعه هر منطقه با استفاده از شاخص جامع نتایج ارزیابی می‌گردد.

$$CRI^r = \frac{1}{5}(ERI^r + HWRI^r + EDRI^r + ENRI^r + CLRI^r) \quad (7)$$

در این جا CRI^r نیز شاخص ترکیبی نتایج برای منطقه r ، ERI^r نیز شاخص نتایج اقتصادی منطقه r ، $HWRI^r$ نیز شاخص نتایج بهداشت و رفاه منطقه r ، $EDRI^r$ نیز شاخص نتایج آموزش منطقه r ، $ENRI^r$ نیز شاخص نتایج محیطی منطقه r و $CLRI^r$ هم شاخص نتایج فرهنگ و اوقات فراغت منطقه r هستند. شاخص جامع علت با به‌کارگیری مقدار وزن برابر برای پنج حوزه محاسبه شده و فرآیند توسعه هر منطقه با استفاده از شاخص جامع علت ارزیابی می‌شود.

$$CCI^r = \frac{1}{5}(ECI^r + EDCI^r + HWCi^r + ENCI^r + CLCI^r) \quad (8)$$

در اینجا CCI^r نیز شاخص ترکیبی علت برای منطقه r ، ECI^r نیز شاخص علت اقتصادی منطقه r ، $EDCI^r$ نیز شاخص علت آموزشی منطقه r ، $HWCi^r$ نیز شاخص علت سلامت و رفاه منطقه r ، $ENCI^r$ نیز شاخص علت محیطی منطقه r و $CLCI^r$ هم شاخص علت فرهنگ و اوقات فراغت منطقه r هستند (شکل ۲، Kim and Yang, 2016: 119-122).



شکل ۲: ساختار شاخص توسعه روستایی

Figure 2: Structure of the Rural development index

جدول ۱- درجه‌بندی RDI و شاخص‌های معرف میزان توسعه‌یافتگی روستاهای ساحلی غرب استان گیلان

Table 1- RDI ranking and indicators of the development of coastal rural in the west of Guilan province

طبقه	دامنه شاخص توسعه روستایی	ردیف	شاخص‌های بهداشتی	ردیف	شاخص‌های آموزشی
درجه A	$0.9 \leq RDI \leq 1$	۱	حمام عمومی	۱	روستا مهد
درجه B	$0.8 \leq RDI < 0.9$	۲	مرکز بهداشتی-درمانی	۲	دبستان
درجه C	$0.5 \leq RDI < 0.8$	۳	خانه بهداشت	۳	مدرسه راهنمایی پسرانه (متوسطه اول)
درجه D	$0 \leq RDI < 0.5$	۴	غسالخانه	۴	مدرسه راهنمایی دخترانه (متوسطه اول)
-	-	-	-	۵	دبیرستان پسرانه (متوسطه دوم)
-	-	-	-	۶	دبیرستان دخترانه (متوسطه دوم)

به‌منظور بررسی سطح توسعه‌یافتگی وضعیت بهداشتی و آموزشی نقاط روستایی بخش ساحلی سه شهرستان آستارا، تالش و رضوانشهر (ناحیه ساحلی غرب استان گیلان) از شاخص‌های جدول (۱) استفاده شده است. شاخص‌های فوق با استفاده از روش‌های بیان شده برای محاسبه شاخص‌های توسعه روستایی مورد ارزیابی قرار گرفته و نتایج به‌صورت کمی بین مقادیر ۰ تا ۱ ارائه می‌شوند. سپس مقادیر زیر مولفه‌های هر یک از شاخص‌های توسعه آموزشی و بهداشتی به تفکیک هر بخش محاسبه و در نهایت باهم ترکیب شده و میزان توسعه‌یافتگی روستاها تعیین خواهد شد. در همین راستا به‌منظور تحلیل مکانی الگوهای مختلف فضایی از دو آماره I موران جهانی و محلی استفاده گردید. آماره I موران جهت توصیف خودهمبستگی فضایی و الگوی فضایی شاخص RDI و CRI بخش‌های مختلف ناحیه ساحلی غرب گیلان مورد استفاده قرار گرفت. مقدار این آماره به وسیله رابطه زیر مشخص می‌شود.

$$I = \frac{n}{S_0} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad \text{رابطه (۹)}$$

به‌طوری‌که x_i و x_j مقادیر متغیر را در مکان‌های i و j نشان می‌دهد. همچنین \bar{x} میانگین ویژگی هر مکان را مشخص می‌کند. w_{ij} نیز مقدار وزن فضایی عارضه‌های i و j می‌باشد. اگر i و j در همسایگی یکدیگر قرار گرفته باشند، مقدار w_{ij} برابر با یک است. در غیر این صورت، یعنی i و j در همسایگی یکدیگر نباشند، مقدار w_{ij} صفر خواهد شد. S_0 نیز مجموع تمام عناصر را نشان می‌دهد. دامنه تغییرات شاخص I موران بین -۱ تا +۱ است. اگر مقادیر موران معنی‌دار و بزرگ‌تر از صفر باشد، همبستگی فضایی مثبت وجود داشته و متغیر حالت خوشه‌ای دارد، در غیر این صورت همبستگی فضایی منفی بوده و متغیر پراکنده است. زمانی که $Z(I)$ صفر باشد، الگوی تصادفی در آن متغیر وجود دارد و همبستگی فضایی به مقادیر نمره Z وابسته است. حال اگر مقادیر نمره Z مثبت باشد، الگوی

فضایی متغیر مورد نظر الگوی خوشه‌ای خواهد شد. همچنین معنی‌داری نمره Z زمانی است که مقادیر آن بزرگ‌تر از مقدار مورد انتظار $1/96$ و یا بیش از $2/58$ باشد (Khosravi & Bahri, 2018: 37).

تحلیل خوشه و ناخوشه نیز به شاخص I موران محلی (آنسلین) نیز معروف است، این شاخص الگوی بهینه برای نمایش توزیع آماری پدیده‌ها در فضا می‌باشد. برای تحلیل خوشه و ناخوشه هر بخش از ناحیه ساحلی غرب استان گیلان، مقدار شاخص I موران محلی، نمره Z و P value که بیانگر معنی‌داری شاخص است، محاسبه می‌شود. این آماره براساس رابطه زیر به دست می‌آید.

$$S_i^2 = \frac{\sum_{j=1, j \neq i}^n W_{ij}}{n-1} - \bar{x}^2 \quad \text{رابطه (۱۰)}$$

در این رابطه، x_i ویژگی عارضه i و \bar{x} میانگین ویژگی مربوطه و W_{ij} وزن فضایی بین عارضه i و j می‌باشد. مقدار S_i^2 از رابطه زیر به دست می‌آید.

$$ZI_i = \frac{I_i - E[I_i]}{\sqrt{V[I_i]}} \quad \text{رابطه (۱۱)}$$

در این رابطه n برابر با تعداد کل عوارض است. در این آماره امتیاز استاندارد Z محاسبه شده و در یک سطح اطمینان مورد آزمون قرار می‌گیرد. امتیاز استاندارد ZI_i به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$ZI_i = \frac{I_i - E[I_i]}{\sqrt{V[I_i]}} \quad \text{رابطه (۱۲)}$$

در این رابطه امید ریاضی $E[I_i]$ برابر با

$$E[I_i] = -\frac{\sum_{j=1, j \neq i}^n W_{ij}}{n-1} \quad \text{رابطه (۱۳)}$$

و واریانس $V[I_i]$ برابر با

$$V[I_i] = E[I^2] - E[I_i]^2 \quad \text{رابطه (۱۴)}$$

در این تحلیل اگر مقدار I_i مثبت و معنی‌دار باشد بیانگر این است که بخش‌های موجود توسط بخش‌های مشابه خود محاصره شده‌اند. مقادیر مثبت I_i نشان‌دهنده این است که عارضه مورد نظر با مقادیر مشخص توسط بخش‌هایی با مقادیر مشابه احاطه شده است (بالا-بالا یا پایین-پایین) و به این‌گونه عوارض خوشه گفته می‌شود. از طرف دیگر مقادیر منفی و معنی‌دار I_i بیانگر آن است که عارضه مورد نظر توسط عوارضی که از لحاظ ارزشی اصلاً مشابهتی با یکدیگر ندارند احاطه شده است (بالا-پایین یا پایین-بالا) که به این‌گونه عوارض، ناخوشه گفته می‌شود و وجود چنین عوارضی حاکی از همبستگی فضایی منفی است (Alijani et al., 2015: 75).

یافته‌ها و بحث

در جداول (۲ تا ۴) مقادیر آماره I موران به همراه مقدار مورد انتظار، واریانس، نمره Z ، مقدار P و نوع الگو آورده شده است. آماره فوق بر روی مقدار RDI ناشی از فراوانی و نسبت فراوانی به تعداد روستای واقع در هر بخش و

شاخص ترکیبی (CRI) حاصل از فراوانی و نسبت فراوانی به تعداد روستای واقع در هر بخش انجام شده است. فراوانی نیز همان تعداد شاخص‌های بهداشتی و آموزشی است که در هر بخش وجود داشته است. البته محاسبات فوق برای سه دوره سرشماری ۱۳۸۵، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۸ صورت گرفته است. نتایج آماره I موران بر روی شاخص RDI منتج از فراوانی خدمات بهداشتی و آموزشی نشان می‌دهد الگوی تصادفی در زمان و مکان در ۸ بخش ناحیه ساحلی غرب استان گیلان غالب بوده است. تنها استثناء نیز شاخص راهنمایی (متوسطه اول) پسرانه در سال ۱۳۸۵ و راهنمایی (متوسطه اول) دخترانه در سال ۱۳۸۵ و ۱۳۹۸ است که الگوی خوشه‌ای دارند. همان‌گونه که گفته شد در صورتی که مقدار I موران بین $\pm Z$ باشد بیانگر الگوی تصادفی است؛ اما اگر بزرگ‌تر از $+Z$ باشد الگوی خوشه‌ای و در صورتی که کوچک‌تر از $-Z$ باشد الگوی پراکنده در شاخص مورد نظر وجود دارد. همچنین با مقایسه آماره فوق با مقدار P value معنی‌داری یا عدم معنی‌داری آماره مورد نظر مشخص می‌گردد. در صورت معنی‌داری الگوی خوشه‌ای و پراکنده و در غیر این صورت الگوی تصادفی وجود خواهد داشت. همین‌طور نتایج آماره I موران بر روی RDI حاصل از نسبت‌ها نشان می‌دهد به غیر از موارد استثناء شده در بالا، در بقیه شاخص‌ها الگوی تصادفی در بخش‌های مختلف ناحیه ساحلی غرب استان گیلان وجود دارد. این بدان معنی است که رفتار تصادفی شاخص‌ها نشانگر توزیع یکنواخت خدمات بهداشتی و آموزشی در این ناحیه است (به استثنای موارد بالا). همچنین نتایج محاسبه شاخص I موران بر روی شاخص ترکیبی (CRI) در طی سه دوره نشان‌دهنده برقراری الگوی تصادفی بوده است؛ بنابراین الگوی حاکم بر روی شاخص‌های بهداشتی و آموزشی در ناحیه ساحلی غرب گیلان، الگوی تصادفی است. در شکل (۳) نمونه‌ای از خروجی شاخص I موران برای شاخص دبستان (بالا سمت چپ) و شاخص راهنمایی (متوسطه اول) دخترانه (بالا سمت راست) برای سرشماری ۱۳۸۵ و در قسمت پایین (سمت چپ) الگوی شاخص راهنمایی (متوسطه اول) دخترانه برای سرشماری سال ۱۳۹۸ و در قسمت پایین (سمت راست) شاخص دبیرستان (متوسطه دوم) پسرانه برای سرشماری ۱۳۸۵ آورده شده است.

جدول ۲- شاخص I موران و نتایج حاصل از آن بر روی شاخص RDI (فراوانی)

Table 2 - Moran I index and its results on RDI index (frequency)

شاخص	سال	شاخص موران	شاخص مورد انتظار	واریانس	نمره Z	p-value	الگو
راهنمایی (متوسطه اول) پسرانه	۱۳۸۵	۰/۴۳۷	-۰/۱۴۳	۰/۰۸۵۳	۱/۹۸۵	۰/۰۴۷	خوشه‌ای
	۱۳۹۰	۰/۲۶۸	-۰/۱۴۳	۰/۱۶۸۰	۱/۰۰۲	۰/۳۱۶	تصادفی
	۱۳۹۸	۰/۴۸۸	-۰/۱۴۳	۰/۱۶۲۷	۱/۵۶۵	۰/۱۱۸	تصادفی
راهنمایی (متوسطه اول) دخترانه	۱۳۸۵	۰/۳۷۳	-۰/۱۴۳	۰/۰۶۶۸	۱/۹۹۴	۰/۰۴۶	خوشه‌ای
	۱۳۹۰	۰/۳۹۳	-۰/۱۴۳	۰/۱۴۳۵	۱/۴۱۵	۰/۱۵۷	تصادفی
	۱۳۹۸	۰/۶۰۳	-۰/۱۴۳	۰/۱۶۰۲	۱/۸۶۳	۰/۰۶۲	خوشه‌ای

جدول ۳- شاخص I موران و نتایج حاصل از آن بر روی شاخص RDI (نسبت)

Table 3- Moran I index and its results on RDI index (ratio)

شاخص	سال	شاخص موران	شاخص مورد انتظار	واریانس	نمره Z	p-value	الگو
راهنمایی (متوسطه اول) پسرانه	۱۳۸۵	۰/۴۳۷	-۰/۱۴۳	۰/۰۸۵	۱/۹۸۵	۰/۰۴۷	خوشه‌ای
	۱۳۹۰	۰/۲۶۸	-۰/۱۴۳	۰/۱۶۸	۱/۰۰۲	۰/۳۱۶	تصادفی
	۱۳۹۸	۰/۴۸۸	-۰/۱۴۳	۰/۱۶۳	۱/۵۶۵	۰/۱۱۸	تصادفی
راهنمایی (متوسطه اول) دخترانه	۱۳۸۵	۰/۳۷۳	-۰/۱۴۳	۰/۰۶۷	۱/۹۹۴	۰/۰۴۶	خوشه‌ای
	۱۳۹۰	۰/۳۹۳	-۰/۱۴۳	۰/۱۴۳	۱/۴۱۵	۰/۱۵۷	تصادفی
	۱۳۹۸	۰/۶۰۳	-۰/۱۴۳	۰/۱۶۰	۱/۸۶۳	۰/۰۶۲	خوشه‌ای

جدول ۴- شاخص I موران و نتایج حاصل از آن بر روی شاخص ترکیبی (CRI)

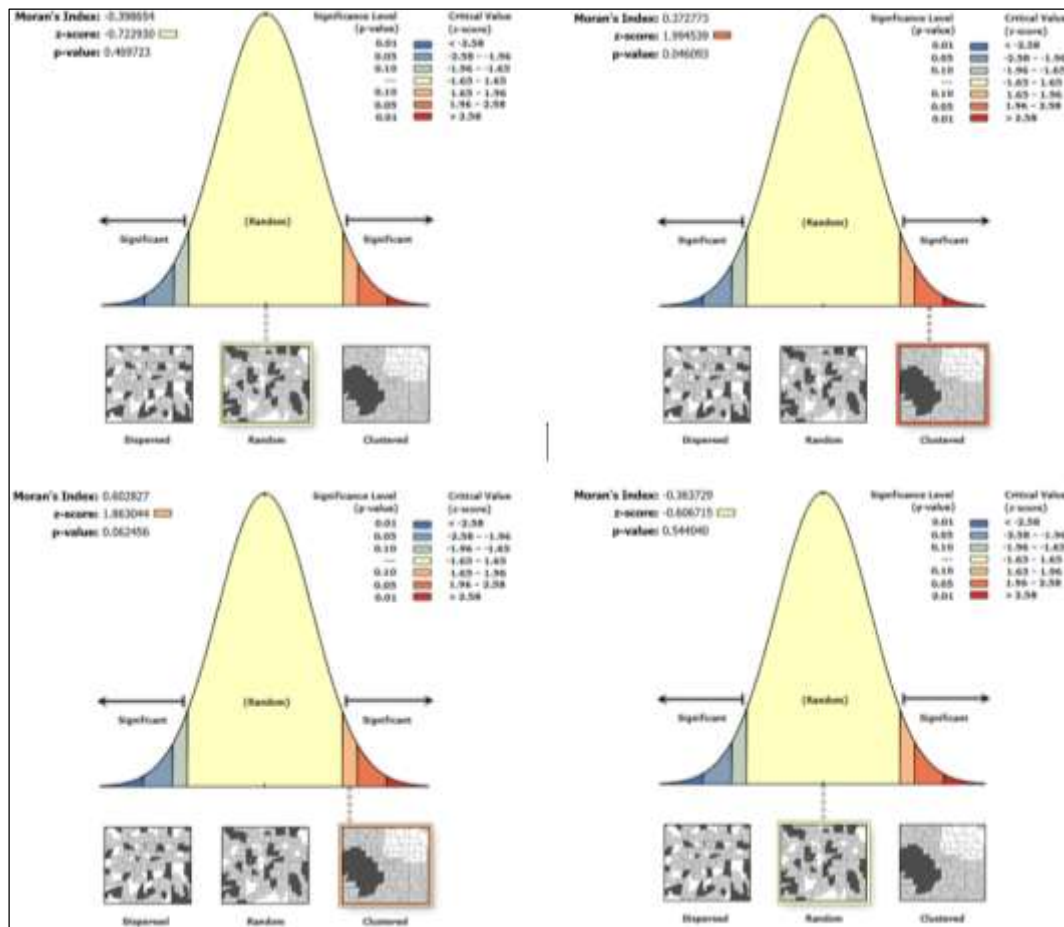
Table 4 - Moran i index and its results on combined index (CRI)

شاخص	سال	شاخص موران	شاخص مورد انتظار	واریانس	نمره Z	p-value	الگو
شاخص ترکیبی (فراوانی)	۱۳۸۵	-۰/۳۸۱	-۰/۱۴۳	۰/۰۸۷	-۰/۸۰۴	۰/۴۲۱	تصادفی
	۱۳۹۰	-۰/۲۰۸	-۰/۱۴۳	۰/۱۰۳	-۰/۲۰۴	۰/۸۳۸	تصادفی
	۱۳۹۸	-۰/۴۹۶	-۰/۱۴۳	۰/۱۱۸	-۱/۰۲۹	۰/۳۰۳	تصادفی
شاخص ترکیبی (نسبت)	۱۳۸۵	-۰/۱۹۵	-۰/۱۴۳	۰/۱۵۰	-۰/۱۳۵	۰/۸۹۲	تصادفی
	۱۳۹۰	-۰/۴۳۴	-۰/۱۴۳	۰/۱۵۸	-۰/۷۳۱	۰/۴۶۵	تصادفی
	۱۳۸۵	-۰/۳۸۱	-۰/۱۴۳	۰/۰۸۷	-۰/۸۰۴	۰/۴۲۱	تصادفی

جدول ۵- نحوه تفسیر نتایج حاصل از شاخص I موران محلی (آنسلین)

Table 5- How to interpret the results of the local moran i index (Anslin)

تفسیر	خود همبستگی	چارک نمودار پراکنندگی	طبقه
خوشه - ناحیه‌ای با ارزش بالا احاطه شده به وسیله نواحی با ارزش‌های بالا	مثبت	بالا سمت راست	بالا-بالا (HH)
ناخوشه - ناحیه‌ای با ارزش بالا در میان نواحی دارای ارزش پایین	منفی	پایین سمت راست	بالا-پایین (HL)
خوشه - ناحیه‌ای با ارزش پایین در مجاورت نواحی دارای ارزش‌های پایین	مثبت	پایین سمت چپ	پایین-پایین (LL)
ناخوشه - ناحیه‌ای با ارزش پایین در میان نواحی دارای ارزش بالا	منفی	بالا سمت چپ	پایین-بالا (LH)



شکل ۳: نمونه‌ای از خروجی نرم افزار ArcGIS برای بررسی معنی‌داری الگوی خوشه‌ای و پراکنده و عدم معنی‌داری الگوی تصادفی

Figure 3: An example of the output of ArcGIS software to evaluate the significance of the clustered and scattered pattern and the non-significance of the random pattern

در جداول (۶ تا ۸) شاخص I موران محلی (آنسلین) برای مقادیر RDI حاصل از فراوانی و نسبت فراوانی به تعداد روستای شاخص‌های بهداشتی و آموزشی محاسبه و ارائه شده است. در این شاخص تفاوت‌های محلی شاخص‌ها مشخص می‌گردد. در شاخص I موران محلی نوع ارتباط مکانی محلی بین یک بخش با سایر بخش‌ها طبق جدول (۵) تعریف می‌شود.

همان‌گونه که در جدول (۶) مشاهده می‌گردد. شاخص I موران محلی در بیش‌تر شاخص‌های بهداشتی و آموزشی ناحیه ساحلی غرب استان گیلان بیانگر الگوی خاصی نیست؛ و فرض صفر مبنی بر عدم معنی‌داری تفاوت بین مقدار I موران در بخش‌های مختلف تایید می‌گردد. شاخص مرکز بهداشتی و درمانی (۱۳۹۸) دارای ناخوشه HL بوده و بیانگر احاطه مقادیر زیاد توسط مقادیر کم است. به عبارتی بخش پره‌سر نیز به‌عنوان یک ناخوشه با مقدار بالا، تفاوت آشکاری با سایر بخش‌های ناحیه ساحلی غرب با مقادیر پایین دارد. در این راستا شاخص خانه بهداشت (۱۳۹۰) دارای یک ناخوشه (LH) در بخش مرکزی رضوانشهر است که مقدار پایین توسط مقادیر بالای اطراف آن احاطه شده است. شاخص غسلخانه (۱۳۹۰) نیز یک ناخوشه (HL) بوده و مقدار بالای این بخش توسط مقادیر

پایین بخش‌های مجاور احاطه شده است. خوشه (LL) در شاخص روستا مهد (۱۳۹۸) نشان‌دهنده خوشه‌های با مقادیر پایین یا خودهمبستگی مکانی منفی در سطح معنی‌داری ۹۹ درصد است. به عبارتی بخش مرکزی رضوانشهر با مقدار پایین، توسط بخش‌های با مقادیر پایین در اطراف خودش احاطه شده است. شاخص دبستان در سال ۱۳۸۵ نیز یک ناخوشه بوده و مقدار پایین این بخش با مقادیر بالای بخش‌های مجاور مشخص می‌شود (LH)؛ اما مقدار I موران محلی حاصل از شاخص راهنمایی (متوسطه اول) دخترانه (۱۳۹۰) نشان‌دهنده الگوی خودهمبستگی فضایی منفی یا خوشه‌های با مقادیر کم در سطح اطمینان ۹۹ درصد است (LL). همین‌طور HH در شاخص راهنمایی (متوسطه اول) دخترانه (۱۳۹۸) نیز بیانگر خودهمبستگی فضایی مثبت با خوشه‌های مقدار زیاد در سطح اطمینان مفروض می‌باشد.

در جدول (۷) مقدار شاخص I موران محلی بر روی مقدار RDI شاخص‌های بهداشتی و آموزشی حاصل از نسبت فراوانی به تعداد روستای واقع در هر بخش آورده شده است. شاخص مرکز بهداشتی و درمانی (۱۳۹۸) به صورت یک ناخوشه (HL) مشخص شده است. به عبارتی مقدار بالا (بخش پره‌سر) با مقادیر پایین بخش‌های اطراف احاطه شده است. ناخوشه فوق به صورت یک جزء از عارضه اصلی (ساحل غرب استان گیلان) جدا می‌شود؛ و خودهمبستگی مکانی پایین آن (نزدیک به صفر) نشان‌دهنده رد فرض صفر در سطح اطمینان ۹۹ درصد است؛ و تفاوت آماری معنی‌دار بین شاخص I موران بخش پره‌سر با سایر بخش‌ها وجود دارد. این موضوع در مورد شاخص خانه بهداشت (۱۳۹۰) نیز صحت دارد اما ناخوشه ایجاد شده در این شاخص از نوع LH است. به عبارتی مقدار پایین (مرکزی رضوانشهر) با مقادیر بالای بخش‌های اطراف احاطه می‌شود. همین‌طور ناخوشه (HL) در بخش کرگان‌رود برای شاخص غسلخانه در سال ۱۳۹۰ نیز بیانگر قرارگیری مقدار بالا در بین مقادیر پایین اطراف است. مقدار I موران محلی شاخص روستا مهد بیانگر خودهمبستگی منفی فضایی است. خوشه LL بخش مرکزی رضوانشهر نشانه قرارگیری این بخش با مقدار پایین در میان بخش‌های با مقادیر پایین در اطراف آن است. ناخوشه LH شاخص دبستان در سال ۱۳۸۵ برای بخش حویق هم نشان از احاطه مقدار پایین توسط مقادیر بالا داشته و از خودهمبستگی فضایی ضعیفی برخوردار می‌باشد. همچنین الگوی خوشه‌ای LL شاخص آموزشی راهنمایی (متوسطه اول) دخترانه در سال ۱۳۹۰ بیانگر خودهمبستگی فضایی منفی بوده و بخش مرکزی تالش به عنوان مقدار پایین توسط مقادیر پایین سایر بخش‌های محصور شده یا در مجاورت با این بخش قرار گرفته‌اند. در راستای تحلیل شاخص I موران محلی پر واضح است که شاخص آموزشی راهنمایی (متوسطه اول) دخترانه در سال ۱۳۹۸ به صورت الگوی خوشه‌ای HH ظاهر شده و نشان از خودهمبستگی فضایی مثبت دارد. در این حالت خوشه با مقدار بالا با مقادیر بالای اطراف همراه است. به عبارتی بخش با مقدار بالا (لوندویل) با مقادیر بالای بخش‌های اطراف احاطه شده است. در نتیجه شاخص مورد نظر از سال ۱۳۹۰ تا سال ۱۳۹۸ تغییر نوع خوشه داده و از حالت LL به حالت HH تبدیل شده است. در بقیه شاخص‌ها الگوی خاصی مشاهده نشده و نشان از تصادفی بودن مقادیر شاخص‌های بهداشتی و آموزشی در سه دوره مورد مطالعه دارد؛ به عبارت دیگر فرض صفر مبنی بر عدم تفاوت

معنی‌دار بین بخش‌های مختلف نیز تایید می‌گردد. در شاخص I موران محلی، فرض H_0 مبنی بر عدم معنی‌داری مقادیر این شاخص در بخش‌های مختلف است. در غیر این صورت، یعنی وجود تفاوت در بخش‌های مختلف، فرض خلاف صفر H_1 تایید می‌شود.

جدول ۶- شاخص I موران محلی بر روی مقدار RDI حاصل از فراوانی شاخص‌های بهداشتی و آموزشی در ناحیه ساحلی غرب گیلان

Table 6- Local Moran I index on RDI value obtained from the frequency of health and educational indicators in the western coast of Guilan

بخش	اسالم	حویق	کرگانرود	لوندویل	مرکزی آستارا	مرکزی رضوانشهر		مرکزی تالش	پره سر
						روستا	خانه		
شاخص	-	دبستان (۱۳۸۵)	غسالخانه (۱۳۹۰)	راهنمایی (متوسطه اول) دخترانه (۱۳۹۸)	-	بهداشت (۱۳۹۰)	مهد (۱۳۹۸)	راهنمایی (متوسطه اول) دخترانه (۱۳۹۰)	مرکز بهداشتی و درمانی (۱۳۹۸)
I موران محلی	-	-۰/۰۰۰۱۶	-۰/۰۰۰۱۲	۰/۰۰۰۱۹	-	-۰/۰۰۰۱۹	۰/۰۰۰۱۸	۰/۰۰۰۱۴	-۰/۰۰۰۲۴
نمره Z	-	-۲/۸۸۷۸۱	-۲/۰۵۹۱۹	۱/۹۸۷۴۴	-	-۲/۰۸۰۵۸	۲/۲۹۰۲۹	۲/۱۵۹۴۰	-۲/۱۲۹۱۳
P value	-	۰/۰۰۳۸۸	۰/۰۳۹۴۸	۰/۰۴۶۸۷	-	۰/۰۳۷۴۷	۰/۰۲۲۰۰	۰/۰۳۰۸۲	۰/۰۳۳۲۴
نوع خوشه	-	LH	HL	HH	-	LH	LL	LL	HL

جدول ۷- شاخص I موران محلی بر روی مقدار RDI حاصل از نسبت فراوانی شاخص‌ها به تعداد روستا در ناحیه ساحلی غرب گیلان

Table 7- local Moran I Index on RDI value obtained from the ratio of indicators to the number of rural in the western coast of Guilan

بخش	اسالم	حویق	کرگانرود	لوندویل	مرکزی آستارا	مرکزی رضوانشهر		مرکزی تالش	پره سر
						روستا	خانه		
شاخص	-	دبستان (۱۳۸۵)	غسالخانه (۱۳۹۰)	راهنمایی (متوسطه اول) دخترانه (۱۳۹۸)	-	بهداشت (۱۳۹۰)	مهد (۱۳۹۸)	راهنمایی (متوسطه اول) دخترانه (۱۳۹۰)	مرکز بهداشتی و درمانی (۱۳۹۸)
I موران محلی	-	-۰/۰۰۰۱۶	-۰/۰۰۰۱۲	۰/۰۰۰۱۹	-	-۰/۰۰۰۱۹	۰/۰۰۰۱۸	۰/۰۰۰۱۴	-۰/۰۰۰۲۴
نمره Z	-	-۲/۸۸۸	-۲/۰۵۹	۱/۹۸۷۴۴	-	-۲/۰۸۰	۲/۲۹۰	۲/۱۵۹	-۲/۱۲۹
P value	-	۰/۰۰۰۴	۰/۰۳۹	۰/۰۴۶۸۷	-	۰/۰۳۷	۰/۰۲۲	۰/۰۳۱	۰/۰۳۳
نوع خوشه	-	LH	HL	HH	-	LH	LL	LL	HL

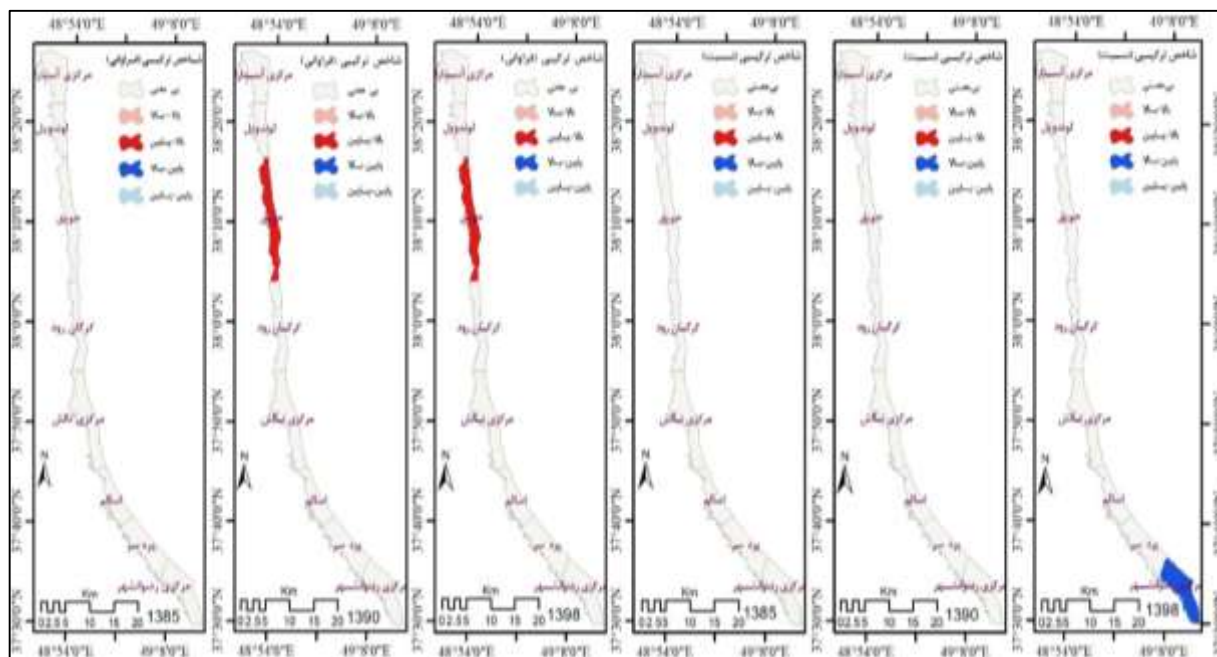
در نهایت محاسبه شاخص I موران (آنسلین) بر روی شاخص ترکیبی (CRI) منتج از فراوانی شاخص‌های بهداشتی و آموزشی هر بخش نشان می‌دهد که در سه مقطع زمانی شاخص CRI از نقطه نظر فضایی رفتار مشابه نداشته است.

همان‌گونه که در جدول (۸) و شکل (۴) مشاهده می‌شود. در شاخص ترکیبی CRI حاصل از فراوانی شاخص‌های بهداشتی و آموزشی، تفاوت معنی‌داری بین بخش‌های مختلف از لحاظ توسعه‌یافتگی مشاهده نمی‌شود. این موضوع از مقدار پایین شاخص I موران محلی در ۸ بخش مورد مطالعه کاملاً واضح است؛ و عدم جهت‌گیری مقدار I به سمت +۱ و -۱ نشان‌دهنده عدم خودهمبستگی فضایی موجود در شاخص ترکیبی نتایج بخش‌ها در دوره ۱۳۸۵ است. در شکل (۴) نیز عدم معنی‌داری تفاوت بین مقدار CRI بخش‌ها در راهنمای آن مشخص شده است.

جدول ۸- شاخص I موران محلی بر روی مقدار CRI حاصل از فراوانی و نسبت آن به تعداد روستا در ناحیه ساحلی غرب استان گیلان

Table 8- Local moran I index on the value of CRI obtained from the frequency and its ratio to the number of villages in the west coastal area of Guilan province

بخش	شاخص ترکیبی (CRI) براساس فراوانی (۱۳۸۵)			نوع خوشه	شاخص ترکیبی (CRI) براساس فراوانی (۱۳۹۰)			نوع خوشه	شاخص ترکیبی (CRI) براساس فراوانی (۱۳۹۸)			نوع خوشه
	I	Z نمره	P value		I	Z نمره	P value		I	Z نمره	P value	
اسالم	-۰/۰۰۰۰۴	-۰/۲۰۹	۰/۸۳۴	-	۰/۰۰۰۰۰	۰/۲۵۲	۰/۸۰۱	-	۰/۰۰۰۰۱	۰/۳۸۹	۰/۶۹۷	-
حویق	-۰/۰۰۰۰۹	-۱/۵۹۹	۰/۱۰۹	-	-۰/۰۰۰۰۱۲	-۲/۱۶۹	۰/۰۳۰	HL	-۰/۰۰۰۰۱۶	-۲/۸۶۶	۰/۰۰۴	HL
کرگانرود	۰/۰۰۰۰۱	۰/۳۲۵	۰/۷۴۵	-	-۰/۰۰۰۰۰۲	-۰/۲۴۱	۰/۸۰۹	-	۰/۰۰۰۰۰	۰/۱۴۴	۰/۸۸۵	-
لوندویل	-۰/۰۰۰۰۸	-۰/۶۶۲	۰/۵۰۸	-	-۰/۰۰۰۰۰۶	-۰/۳۴۴	۰/۷۳۰	-	-۰/۰۰۰۰۱۶	-۱/۴۳۰	۰/۱۵۲	-
مرکزی آستارا	۰/۰۰۰۰۰	۰/۲۱۲	۰/۸۳۲	-	۰/۰۰۰۰۰۶	۰/۹۱۱	۰/۳۶۲	-	۰/۰۰۰۰۰	۰/۱۳۴	۰/۸۹۳	-
مرکزی رضوانشهر	-۰/۰۰۰۰۴	-۰/۳۴۹	۰/۷۲۶	-	-۰/۰۰۰۰۰۱	۰/۰۴۶	۰/۹۶۳	-	-۰/۰۰۰۰۰۵	-۰/۵۰۱	۰/۶۱۶	-
مرکزی تالش	۰/۰۰۰۰۲	۰/۴۹۲	۰/۶۲۳	-	۰/۰۰۰۰۰	۰/۲۵۸	۰/۷۹۶	-	۰/۰۰۰۰۰	۰/۲۴۵	۰/۸۰۶	-
پره سر	-۰/۰۰۰۰۹	-۰/۶۰۸	۰/۵۴۳	-	-۰/۰۰۰۰۰۳	-۰/۰۳۵	۰/۹۷۲	-	-۰/۰۰۰۰۰۴	-۰/۱۲۹	۰/۸۹۷	-
بخش	شاخص ترکیبی (CRI) براساس نسبت فراوانی به تعداد روستا (۱۳۸۵)			نوع خوشه	شاخص ترکیبی (CRI) براساس نسبت فراوانی به تعداد روستا (۱۳۹۰)			نوع خوشه	شاخص ترکیبی (CRI) براساس نسبت فراوانی به تعداد روستا (۱۳۹۸)			نوع خوشه
	I	Z نمره	P value		I	Z نمره	P value		I	Z نمره	P value	
اسالم	-۰/۰۰۰۰۴	-۰/۲۳۳	۰/۸۱۵	-	-۰/۰۰۰۰۰۲	-۰/۰۲۳	۰/۹۸۱	-	۰/۰۰۰۰۰	۰/۲۲۹	۰/۸۱۹	-
حویق	۰/۰۰۰۰۳	۰/۷۴۹	۰/۴۵۳	-	۰/۰۰۰۰۰۳	۰/۶۳۱	۰/۵۲۸	-	۰/۰۰۰۰۰۲۹	۰/۶۷۱	۰/۵۰۲	-
کرگانرود	۰/۰۰۰۰۳	۰/۶۵۷	۰/۵۱۱	-	-۰/۰۰۰۰۰۶	-۰/۹۷۰	۰/۳۳۲	-	۰/۰۰۰۰۰۲۱	۰/۵۴۲	۰/۵۸۸	-
لوندویل	۰/۰۰۰۰۴	۰/۵۸۴	۰/۵۵۹	-	۰/۰۰۰۰۰۱	۰/۲۸۲	۰/۷۷۸	-	۰/۰۰۰۰۰۴۹	۰/۷۰۸	۰/۴۷۹	-
مرکزی آستارا	۰/۰۰۰۰۰	۰/۱۸۶	۰/۸۵۳	-	-۰/۰۰۰۰۰۲	-۰/۰۷۲	۰/۹۴۳	-	۰/۰۰۰۰۰۲۰	۰/۳۶۹	۰/۷۱۲	-
مرکزی رضوانشهر	-۰/۰۰۰۰۱۰	-۱/۰۱۶	۰/۳۰۹	-	-۰/۰۰۰۰۰۹	-۰/۹۳۹	۰/۳۴۸	-	-۰/۰۰۰۰۱۹۷	-۲/۱۸۹	۰/۰۲۸	LH
مرکزی تالش	۰/۰۰۰۰۹	۱/۳۷۵	۰/۱۶۹	-	۰/۰۰۰۰۰۲	۰/۵۰۵	۰/۶۱۴	-	۰/۰۰۰۰۰۲۱	۰/۵۲۳	۰/۶۰۱	-
پره سر	-۰/۰۰۰۰۲۰	-۱/۵۵۹	۰/۱۱۹	-	-۰/۰۰۰۰۰۲۰	-۱/۵۵۱	۰/۱۲۱	-	-۰/۰۰۰۰۱۹۷	-۱/۵۳۵	۰/۱۲۵	-

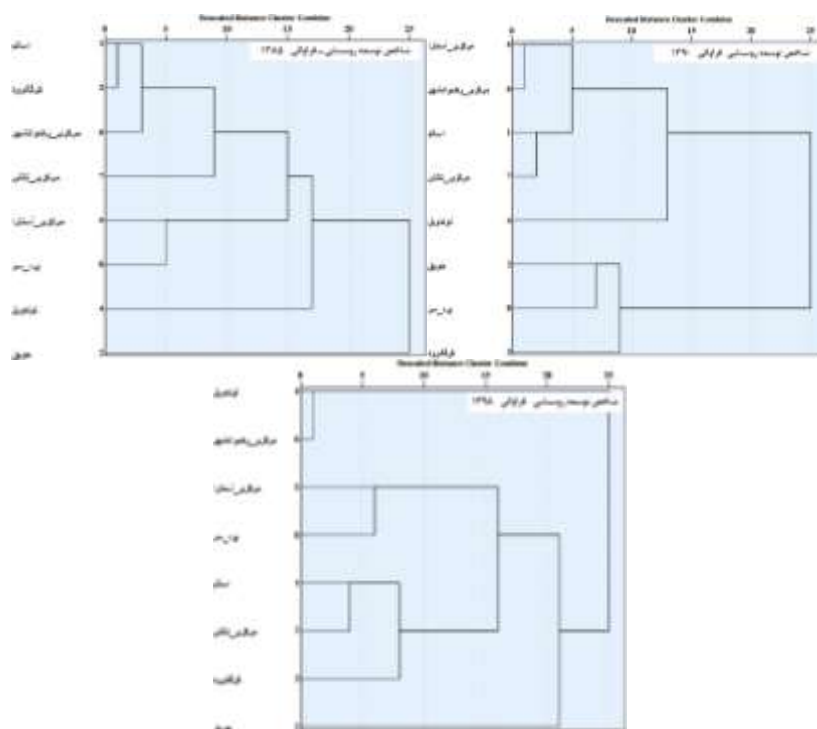


شکل ۴: نتایج محاسبه شاخص I موران بر روی شاخص ترکیبی CRI در ناحیه ساحلی غرب استان گیلان
 Figure 4: Calculation results of moran I index on CRI index in the western coast of Guilan province

در سال ۱۳۹۰ الگوی ناخوشه HL در بخش حویق نشان می‌دهد که مقدار بالای آن توسط مقادیر پایین بخش‌های مجاور احاطه شده است. این موضوع در دوره سوم یعنی سال ۱۳۹۸ هم مصداق دارد زیرا باز بخش حویق به صورت ناخوشه HL مشخص شده است؛ بنابراین در دوره دوم و سوم فرض صفر مبنی بر عدم تفاوت معنادار بین مقادیر I موران بخش‌های مختلف رد می‌گردد.

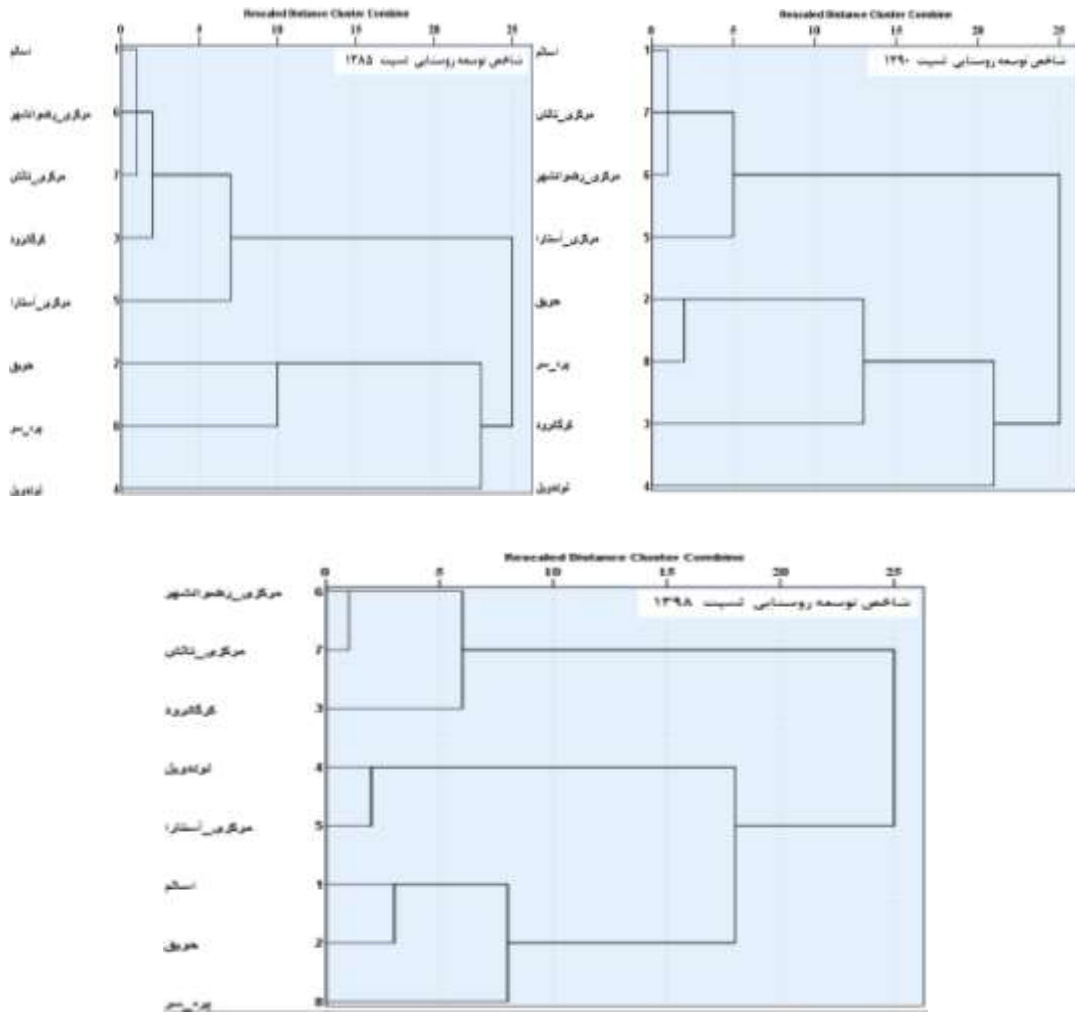
بررسی فضایی شاخص ترکیبی (CRI) براساس نسبت فراوانی به تعداد روستا نشان می‌دهد که در دوره اول و دوم شاخص I موران محلی (آنسلین) تفاوت معنی‌داری را بین بخش‌های مختلف نشان نمی‌دهد؛ اما در دوره سوم (۱۳۹۸) ایجاد ناخوشه LH نشان از تفاوت بین بخش مرکزی رضوانشهر با سایر بخش‌ها دارد. در این حالت مقدار پایین ناخوشه بخش مرکزی رضوانشهر توسط مقادیر بالای بخش‌های مجاور یا همسایه احاطه شده است. بدین ترتیب فرض صفر در دوره سوم رد و فرض خلاف صفر مبنی بر تفاوت معنی‌دار بین بخش‌های مختلف تایید می‌گردد. البته باید گفت وجود تفاوت بین بخش‌های مختلف نشان‌دهنده عدم تصادفی بودن آن شاخص و عدم وجود تفاوت نشان از تصادفی بودن آن دارد. در راستای گروه‌بندی شاخص‌های بهداشتی و آموزشی بخش‌های مختلف ناحیه ساحلی غرب استان گیلان از تحلیل خوشه‌ای به روش وارد و فاصله اقلیدوسی استفاده شده است. تحلیل خوشه‌ای بر روی شاخص‌های بهداشتی و آموزشی براساس شاخص RDI منتج از فراوانی و نسبت فراوانی هر شاخص به تعداد روستای واقع در هر بخش انجام گردید. نتایج حاصل از این تحلیل در اشکال (۵ و ۷) برای سه دوره متوالی سرشماری (۱۳۸۵، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۸) و کل سه دوره به صورت نمودار درختی ارائه شده است. برای انجام این کار ابتدا ماتریسی به ابعاد ۱۰×۸ سطر و ستون که سطرها بیانگر شاخص‌های بهداشتی و آموزشی و ستون نیز دربرگیرنده بخش‌های مختلف بودند تشکیل شد. برای تحلیل خوشه‌ای شاخص‌های بهداشتی و آموزشی کل دوره

ابعاد ماتریس برابر با 30×8 تغییر یافت. به عبارتی تعداد ۳۰ سطر و ۸ ستون تشکیل شد که سطرها معادل با شاخص‌های بهداشتی و آموزشی سه دوره و ستون‌ها نشان‌دهنده ۸ بخش مورد مطالعه در این ناحیه است. لازم به ذکر است هدف از تحلیل خوشه‌ای گروه‌بندی بخش‌های ناحیه ساحلی غرب گیلان بر اساس شاخص‌های مورد مطالعه است. هدف از این کار شناسایی واحدها یا بخش‌های دارای ویژگی‌های مشترک است، به طوری که در بین آنها حداکثر تجانس درون‌گروهی (Within group) و حداکثر تفاوت بین‌گروهی (Between group) وجود داشته باشد. بر این اساس گروه‌بندی شاخص‌های بهداشتی و درمانی در سال ۱۳۸۵ (براساس فراوانی) نشانگر ۴ گروه متمایز است. تعیین گروه‌ها در تحلیل پایگانی داده‌ها براساس مقیاس‌گذاری انجام شده در محور افقی نمودار صورت می‌گیرد. در این تحقیق مقیاس ۱۰ برای این کار انتخاب شده است؛ بنابراین شاخص‌های بهداشتی و آموزشی بخش‌های اسالم، کرگانرود، مرکزی رضوان شهر و مرکزی تالش در گروه اول، مرکزی آستارا و پره‌سر در گروه دوم و بخش لوندویل و حویق به‌تنهایی در گروه سوم و چهارم قرار گرفتند. در دوره ۱۳۹۰ نیز سه گروه مجزا شامل بخش‌های مرکزی آستارا، مرکزی رضوانشهر، اسالم و مرکزی تالش (گروه اول)، لوندویل (گروه دوم) و حویق، پره‌سر و کرگانرود (گروه سوم) به‌دست آمد. در همین راستا تحلیل خوشه‌ای شاخص‌های بهداشتی و آموزشی در سال ۱۳۹۸ بیانگر چهار گروه متفاوت است که گروه اول بخش‌های لوندویل و مرکزی رضوانشهر، گروه دوم بخش مرکزی آستارا و پره‌سر، گروه سوم بخش‌های اسالم، مرکزی تالش و کرگانرود و در نهایت گروه چهارم بخش حویق را در بر می‌گیرد. نتایج به‌دست آمده از تحلیل خوشه‌ای فراوانی شاخص‌ها نشان‌دهنده جابجایی گروه بخش‌ها در طی سه دوره سرشماری است.



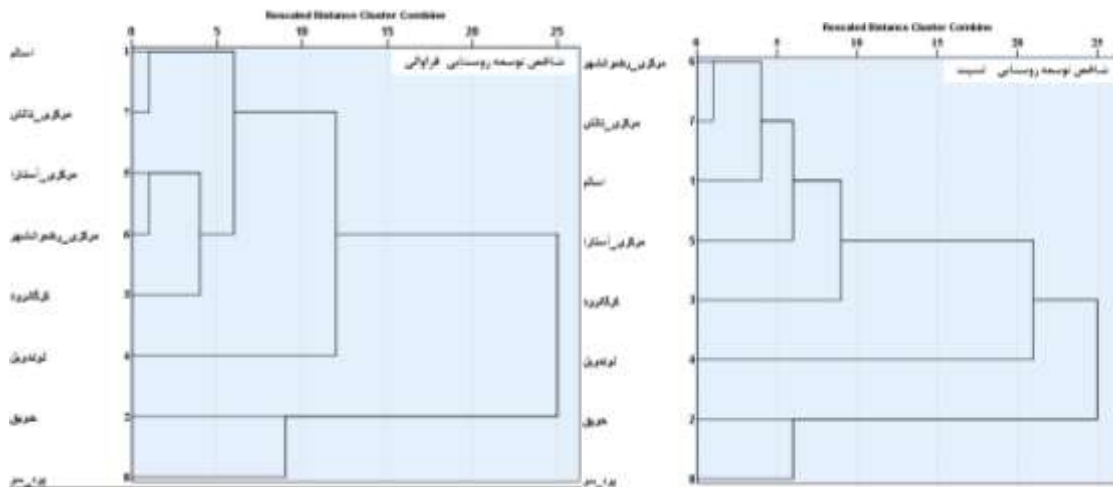
شکل ۵: تحلیل خوشه‌ای شاخص توسعه روستایی (فراوانی) در بخش‌های مختلف ناحیه ساحلی غرب گیلان

Figure 5: Cluster analysis of rural development index (frequency) in different parts of the western coast of Gilan



شکل ۶: تحلیل خوشه‌ای شاخص توسعه روستایی (نسبت) در بخش‌های مختلف ناحیه ساحلی غرب گیلان

Figure 6: Cluster analysis of rural development index (ratio) in different parts of the western coast of Gilan



شکل ۷: تحلیل خوشه‌ای شاخص توسعه روستایی سه دوره در بخش‌های مختلف ناحیه ساحلی غرب گیلان

Figure 7: Cluster analysis of rural development index of three periods in different parts of the western coast of Gilan

در همین راستا تحلیل خوشه‌ای شاخص‌های بهداشتی و آموزشی براساس نسبت فراوانی هر شاخص به تعداد روستای هر بخش در شکل (۶) برای سه دوره متوالی آورده شده است. همان‌گونه از شکل برمی‌آید در سال ۱۳۸۵ بخش‌های اسالم، مرکزی رضوانشهر، مرکزی تالش، کرگانرود و مرکزی آستارا در گروه اول، حویق و پره سر در گروه دوم و بخش لوندویل در گروه سوم قرار گرفتند؛ بنابراین در طبقه‌بندی براساس فراوانی، سه گروه و براساس نسبت آن، چهار گروه در سال ۱۳۸۵ به دست آمد. این نشان از جابجایی بخش‌ها در گروه‌های مختلف است. در سال ۱۳۹۰ نیز چهار گروه مجزا شناسایی شد که گروه اول بخش‌های اسالم، مرکزی تالش، مرکزی رضوانشهر و مرکزی آستارا، گروه دوم بخش حویق و پره سر، گروه سوم و چهارم به ترتیب بخش کرگانرود و لوندویل را در بر می‌گیرند. در این سال هم تعداد گروه‌ها براساس فراوانی نیز با تعداد گروه‌ها براساس نسبت فراوانی به تعداد روستا نیز متفاوت است. در سال ۱۳۹۸ نیز سه گروه شناسایی گردید، به طوری که گروه اول بخش‌های مرکزی رضوانشهر، مرکزی تالش و کرگانرود، گروه دوم بخش لوندویل و مرکزی آستارا و نهایتاً گروه سوم بخش‌های اسالم، حویق و پره سر را شامل می‌شوند. گروه‌بندی شاخص‌های بهداشتی و آموزشی دوره ۱۳۹۸ بر مبنای فراوانی از متناظر آن براساس نسبت فراوانی به تعداد روستا متفاوت است؛ بنابراین نقش تعداد روستای واقع در هر بخش واقعیت‌های بیش‌تری از آنچه وجود دارد ارائه می‌کند. در نهایت تحلیل خوشه‌ای برای شاخص‌های بهداشتی و آموزشی کل (سه دوره) بر روی RDI حاصل از فراوانی و نسبت فراوانی به تعداد روستا نشان می‌دهد شاخص توسعه روستایی بخش‌های مختلف ساحل غرب در حالت اول (فراوانی) به سه گروه مجزا تقسیم می‌شود به طوری که گروه اول بخش‌های اسالم، مرکزی تالش، مرکزی آستارا، مرکزی رضوانشهر و کرگانرود، گروه دوم بخش لوندویل و گروه سوم بخش حویق و پره سر را شامل می‌گردند. همین‌طور گروه‌بندی شاخص‌های بهداشتی و آموزشی براساس نسبت فراوانی به تعداد روستا هم همین نتایج را به دست می‌دهد؛ یعنی به سه گروه مجزا از هم تقسیم شدند که گروه اول بخش‌های مرکزی رضوانشهر، مرکزی تالش، اسالم، مرکزی آستارا و کرگانرود و گروه دوم بخش لوندویل و نهایتاً گروه سوم بخش حویق و پره سر را در بر می‌گیرند. البته با وجود گروه‌های یکسان در هر دو روش برای کل دوره، لازم است بدانیم رتبه توسعه‌یافتگی براساس شاخص توسعه روستایی تا حدودی متفاوت هم هستند (شکل ۷). واحدهای همگن تعیین شده در تحلیل خوشه‌ای در بیش‌تر موارد سه گروه و همچنین چهار گروه بودند؛ و شباهت بخش‌های واقع در هر گروه (RDI برحسب فراوانی) نیز با متناظر آن (RDI برحسب نسبت فراوانی به تعداد روستا) متفاوت بوده و جابجایی بخش‌ها در گروه‌بندی برحسب مکان و زمان کاملاً مشخص است؛ اما تعداد گروه‌ها برای شاخص RDI کل برای دو حالت تعیین شده نیز کاملاً مشابه عمل کردند.

نتیجه‌گیری

در این پژوهش میزان توسعه‌یافتگی شاخص‌های بهداشتی و آموزشی ۸ بخش ساحلی غرب استان گیلان با استفاده از شاخص RDI محاسبه و برای بررسی رفتار فضایی آن از شاخص‌های آمار مکانی استفاده شد. نتایج به دست آمده

از شاخص I موران جهانی نشان داد توزیع خدمات در بخش‌های مورد مطالعه از نوع تصادفی است. فقط در دو مورد یعنی شاخص راهنمایی پسرانه و دخترانه در برخی از سال‌ها الگوی خوشه‌ای حاکم بوده است؛ اما شاخص I موران، آماره کلی است و امکان ارزیابی ساختار ناحیه‌ای خودهمبستگی مکانی، شناسایی خوشه‌های مکانی محلی و نواحی سهیم در خودهمبستگی مکانی را فراهم نمی‌کند. بدین ترتیب شاخص I موران محلی (آنسلین) جهت شناسایی ساختار ناحیه‌ای خودهمبستگی مکانی مورد استفاده قرار گرفت. نتایج حاصل از این آماره بر روی RDI حاصل از فراوانی و نسبت فراوانی به تعداد روستا و همچنین مقدار CRI نسبت به آماره I موران جهانی متفاوت بوده است. نتایج حاصل از شاخص I موران محلی به چهار حالت HH (خوشه)، LL (خوشه)، LH (ناخوشه) و HL (ناخوشه) مشخص می‌شود. در صورتی که هیچ یک از حالت‌های فوق نباشد، بی‌معنی یا no significant خواهد بود. نتایج شاخص I موران جهانی نشان می‌دهد شاخص مدرسه راهنمایی اعم از پسرانه و دخترانه از الگوی تصادفی پیروی نکرده و خوشه‌ای بودن آن‌ها به اثبات رسید؛ اما نتایج شاخص I موران سایر شاخص‌های بهداشتی و آموزشی نیز از الگوی تصادفی پیروی کرده و نشان می‌دهد که عوامل جغرافیایی (ارتفاع، اقلیم و غیره...) در غیرتصادفی شدن آن‌ها نقشی ندارند؛ اما مهم‌ترین نتایج به دست آمده از شاخص I موران محلی بر روی شاخص‌های بهداشتی و آموزشی زمانی است که این شاخص بر روی مقادیر شاخص ترکیبی نتایج (CRI) اعمال می‌گردد. در طی سه دوره یعنی ۱۳۸۵، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۸ شاخص I موران در سه مورد از شش مورد، حالت خوشه‌ای و در سه مورد دیگر رفتار تصادفی داشته است؛ بنابراین می‌توان با وجود افزایش تعداد برخی شاخص‌های بهداشتی و آموزشی در ۸ بخش ناحیه ساحلی غرب گیلان در طول زمان، شاهد کاهش برخی دیگر از شاخص‌های مورد نظر هستیم. همین‌طور خوشه‌ای شدن شاخص CRI در دهه ۱۳۹۰ و ۱۳۹۸ بر اساس فراوانی و همچنین در سال ۱۳۹۸ بر اساس نسبت فراوانی به تعداد روستای هر بخش، باعث عدم همگنی فضایی و توسعه یکنواخت الگوی توسعه در این ناحیه شده است؛ زیرا با گذر زمان باید مسیر توسعه از حالت HL یا LH به سمت HH یا حداقل LL باشد؛ اما نتایج نشان از تفاوت توسعه شاخص‌های بهداشتی و آموزشی در این ناحیه دارد. همچنین تحلیل خوشه‌ای به روش وارد و فاصله اقلیدوسی مشخص شد بخش‌های مختلف ناحیه ساحلی غرب استان گیلان به سه و چهار گروه در طی زمان طبقه‌بندی شدند. طبقه‌بندی بر مبنای RDI حاصل از فراوانی و همچنین RDI حاصل از نسبت فراوانی به تعداد روستا نشان می‌دهد که ناحیه مورد مطالعه بر اساس شاخص RDI و CRI دارای یک واحد همگن نیست بلکه به چند واحد متجانس طبقه‌بندی می‌شود. تنها نکته مهم در شاخص CRI یا همان شاخص ترکیبی نتایج، نشان می‌دهد توسعه در سطح ناحیه ساحلی غرب استان گیلان بر اساس فراوانی و نسبت فراوانی یکسان نبوده و تشکیل گروه‌های مختلف نیز موید این مطلب است. همچنین بخش‌های هر گروه در شاخص CRI بر حسب فراوانی و نسبت فراوانی به تعداد روستا نیز همسان و مشابه هستند.

References

- Ali, A. S. M., (2010), "Spatial variability in human development patterns in Assiut, Egypt", World Academy of Science, *Engineering and Technology*, 39: 1126-1132.
- Alijani, B., Doostkamian, M., Ashrafi, S., Shakeri, F., (2015), "Review the changes of spatial autocorrelation patterns within a decade of precipitation over the last half-century in Iran", *Geography and Territorial Spatial Arrangement*, 5 (14): 71-88. [In Persian].
- Bahrami. R., Rezaei. M., (2016), "An analysis on the extent of health sector development in the cities of kurdistan province using linear TOPSIS method", *Scientific-research quarterly of geographical data*, 24 (96): 39-49. [In Persian].
- Cho, S. H., Newman, D. H., (2005), "Spatial analysis of rural land development", *Forest Policy and Economics*, 7: 732-744.
- Ebrahimzadeh, I., Akbari. M., Mousavi, A. A., (2013), "Situation assessment and spatial analysis of development indices in Khuzestan province", *Journal of Geographical Space*, 41: 57-75. [In Persian].
- Ghadiri. M., Mamasani. S., (2017), "Comparative analysis of indicators of "sustainable development" of Bushehr city", *Journal of Geographical Space*, 54: 69-96. [In Persian].
- Ghanbari haft Cheshmeh, A., Hoseinzadeh Dalir, K., (2010), "Determining the development degree in East Azerbaijan cities, Iran", *Journal of Geography and Regional Development*, 3 (5): 2. [In Persian].
- Ghanbari, A., Rahmani Fazli, A., Azizpour, F., (2020), "Spatial analysis of rural settlements development using sustainable development approach (case study: Villages of Khorramabad County)", *Journal of Research and Rural Planning*, 9 (1): 53-69.
- Ghazanfar Pour, H., Kakadezfuli, A., Kakadezfuli, A., (2018), "Evaluation and analysis of spatial development indices of health services in Fars province using a combination of several indicators (TOPSIS, VIKOR, SAW)", *Quarterly of Geography (Regional planning)*, 7 (2), 91-110. [In Persian].
- Hu, Z., Wang, Y., Liu, Y., Long, H., Peng, J., (2016), "Spatio-temporal patterns of urban-rural development and transformation in east of the "hu huanyong line", China", *International Journal of Geo-Information*, 2 (24): 2-18.
- Jerzy, M., Nana, Z., (2011), "Application of the rural development Index to analysis of rural regions in Poland and Slovakia", *Social Indicators Research*, 105 (1): 1-37.
- Jiang, L., Luo, J., Zhang, Ch., Tian, L., Liu, Q., Chen, G., Tian, Y., (2020), "Study on the Level and type identification of rural development in wuhan city's new urban districts", *International Journal of Geo-Information*, 9 (3): 1-23.
- Khosravi, Y., Bahri, A., (2018), "Use of spatial statistics techniques in order to Spatio-temporal variations of chlorophyll a concentration in the Persian Gulf", *Journal of marine biology*, 10 (1): 33-46. [In Persian].
- Kim, T. H., Yang, S. R., (2016), "Construction of the rural development index: the case of Vietnam", *Journal of Rural Development*, 39: 113-142.
- Li, T., Cao, X., Qui, M., Li, Y., (2020), "Exploring the Spatial Determinants of rural poverty in the interprovincial border areas of the loess plateau in China: A village-level analysis using geographically weighted regression", *International Journal of Geo-Information*, 9: 1-18.
- Lin, J., Lei, J., Yang, Z., Li, J., (2019), "Differentiation of rural development driven by natural environment and urbanization: A case study of kashgar region, northwest China", *Sustainability*, 11 (23): 1-21.

- Long, H., Zou, J., Liu, Y., (2009), "Differentiation of rural development driven by industrialization and urbanization in eastern coastal China", *Habitat International*, 33: 454-462.
- Mansour, Sh., (2016), "Spatial analysis of public health facilities in Riyadh Governorate, Saudi Arabia: A GIS-based study to assess geographic variations of service provision and accessibility", *Geo-spatial information science*, 19 (1): 26-38.
- Pavel, A., Moldovan, O., (2019), "Determining local economic development in the rural areas of romania. exploring the role of exogenous factors", *Sustainability*, 11 (1): 1-24.
- Pravitasari, A. E., Rustiadi, E., Mulya, S. P., Fuadina, L. N., (2018), "Developing Regional Sustainability Index as A New Approach for Evaluating Sustainability Performance in Indonesia". *Environment and Ecology Research*, 6 (3): 157-168.
- Pravitasari, A. E., Rustiadi, E., Singer, J., Fuadina. L. N., (2018), "Developing local sustainability index (LSI) at village level in Jambi province", *The 8th Rural Research and Planning Group International Conference, UCUGM, Yogyakarta*, 16-17, May 2018.
- Ren, Y., Yansui. L., Hualou. L., Luyin, Q., (2015), "Spatio-temporal characteristics of rural settlements and land use in the Bohai Rim of China", *Journal of Geographical Sciences*, 25 (5): 559-572.
- Rezvani, M., Mansourian, H., Mahmoudian Zamaneh, M., Heydarian Mohammadabadi. R., (2013), "Spatial analysis of unemployment in Urban and Rural Areas in Iran With exploratory Spatial Data Analysis Approach", *Quarterly journal of Physical development planning*, 1 (3): 37-48. [In Persian].
- Roknodin Eftekhari, A., Mahdavi, D., Poortaheri, M., (2011), "Ocalization Process of Sustainable Development Indicators of Rural Tourism in Iran", *Journal of Rural Research*, 1 (4): 1-41. [In Persian].
- Rostami. M., Daman bagh, J., Naghdi, S., (2016), "Ranking of Rate of the Development Parameters of Kermanshah province using HDI model, *Journal of Studies of Human Settlements Planning*, 10 (33): 29-39. [In Persian].
- Torres, M. O., Vosti, S. A., Maneta, M. P., Wallender, W. W., Rodrigues, L. N., Bassoi, L. H., Young, J. A., (2011), "Spatial patterns of rural poverty: An exploratory analysis in the São Francisco River basin, Brazil", *Nova Economia_Belo Horizonte*, 21 (1): 45-66.
- Yeqing, Ch., Yanfei, W., Zheyue, W., Xiaolong, L., (2013), "Changing rural development Inequality in Jilin province, northeast China", *Chinese Geographical Science*, 23 (5): 620-633.
- Zangiabadi, A., Amir-Azodi, T., Perizadi, T., (2012), "Spatial analysis of indicators for the development of health services in Kurdistan province", *Geography*, 10 (32): 199-215. [In Persian].
- Zarrabi, A., Mohamadi, J., Rakhshanasab, H., (2008), "spatial analysis of health and medical services development indices", *Social Welfare Quarterly*, 7 (27): 213-234. [In Persian].