

## تغییرپذیری مکانی - زمانی شاخص‌های بهداشتی و آموزشی در بخش‌های

### مختلف ناحیه ساحلی غرب استان گیلان

معصومه حسن‌زاده دوگوری

دانشجوی دکتری جغرافیای روستایی، واحد آستارا، دانشگاه آزاد اسلامی، آستارا، ایران

سیده صدیقه حسنی مهر<sup>۱</sup>

استادیار جغرافیا و برنامه‌ریزی روستایی، واحد آستارا، دانشگاه آزاد اسلامی، آستارا، ایران

رفعت شه‌ماری

استادیار جغرافیا طبیعی (ژئومورفولوژی)، واحد آستارا، دانشگاه آزاد اسلامی، آستارا، ایران

حسین اصغری

استادیار جغرافیا طبیعی (ژئومورفولوژی)، واحد آستارا، دانشگاه آزاد اسلامی، آستارا، ایران

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۱/۲۸

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۹/۱۲

#### چکیده

هدف از این پژوهش بررسی تغییرپذیری مکانی و زمانی ۴ شاخص بهداشتی و ۶ شاخص آموزشی در ۸ بخش ساحلی واقع در شهرستان‌های آستارا، تالش و رضوانشهر در غرب گیلان است. بدین منظور اطلاعات شاخص‌های فوق از سالنامه آماری نفوس و مسکن سال‌های ۱۳۸۵، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۸ استخراج گردید. سپس با استفاده از شاخص توسعه روستایی (RDI) و شاخص ترکیبی نتایج (CRI)، میزان توسعه‌یافتگی بخش‌ها در قالب چهار مرتبه B، C، D و A که به ترتیب بیانگر شرایط ضعیف، متوسط، خوب و عالی هستند مشخص گردید. همچنین با بکارگیری شاخص I موران جهانی و محلی، ابتدا معنی‌داری الگوهای خوشه‌ای، پراکنده و تصادفی هر یک از شاخص‌ها مشخص و سپس نوع مجاورت شاخص‌ها در چهار حالت بالا-بالا (HH)، پایین-پایین (LL)، بالا-پایین (HL) و پایین-بالا (LH) تعیین گردید. نتایج بدست آمده نشان داد RDI برخی شاخص‌ها از لحاظ مکانی تغییر نشان می‌دهند ولی از لحاظ زمانی تغییرات زیاد چشمگیر نبوده است. در این راستا نتایج شاخص ترکیبی (CRI) که برآیند دو حوزه آموزشی و بهداشتی است متفاوت بود. توسعه‌یافتگی شاخص‌های بهداشتی و آموزشی بخش ساحلی غرب استان گیلان در حد ضعیف (مرتبه D) در طی سه دوره سرشماری باقی مانده است. همچنین نتایج آماره‌های مکانی نشان از شرایط همگن و تصادفی در توزیع شاخص‌های بهداشتی و آموزشی دارد، اما در دو شاخص دبیرستان (دخترانه و پسرانه) حالت خوشه‌ای بالا-پایین (HL) در CRI وجود داشته است. در مجموع در شاخص‌های آموزشی و بهداشتی سه دوره تغییرات معنی‌داری مشاهده نشده و حتی در برخی شاخص‌ها کاهش اتفاق افتاده است.

کلمات کلیدی: شاخص‌های بهداشتی و آموزشی، شاخص توسعه روستایی، شاخص ترکیبی نتایج، موران جهانی و محلی، ناحیه ساحلی غرب استان گیلان.

## مقدمه

درک کامل عوامل اصلی رشد اقتصادی و اجتماعی مناطق روستایی یکی از موضوعات اصلی سیاست است. با توجه به ابعاد متعدد توسعه روستایی، علاقه‌مندی سیاست‌گذاران برای یادگیری بیشتر در مورد میزان و روند رفاه عمومی در مناطق روستایی وجود دارد. بررسی نابرابری نواحی جغرافیایی در سال‌های اخیر مورد توجه برنامه‌ریزان و سیاست‌مداران قرار گرفته است و وجود نابرابری در ابعاد مختلف آن، از نشانه‌های مهم توسعه نیافتگی محسوب می‌شود. نقش و جایگاه روستاها در فرایند توسعه اقتصادی، اجتماعی و سیاسی در مقیاس محلی، منطقه‌ای و ملی و پیامدهای توسعه‌نیافتگی نواحی روستایی مانند فقر گسترده، نابرابری فزاینده، رشد سریع جمعیت، بیکاری، مهاجرت، حاشیه نشینی شهری و غیره... موجب توجه به توسعه روستایی گردیده و بسیاری از صاحب‌نظران ریشه مشکلات شهری در کشورهای در حال توسعه را در توسعه‌نیافتگی مناطق روستایی می‌دانند (Bryden, 2003). توسعه روستایی در چند دهه اخیر همواره یکی از دغدغه‌های اصلی توسعه در ایران بوده است. 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 به گونه‌ای است که منحصر به گروه خاصی از مردم نمی‌شود، و فقدان یا کمبود این خدمات بویژه در مراکز شهری و روستایی، پیامدهای منفی زیادی را بار می‌آورد، که از اهم آنها، تشدید مهاجرت روستا - شهری، عدم توسعه روستایی، عدم دستیابی به توسعه پایدار و افزایش هزینه‌های بخش بهداشتی و ناپایداری زیست محیطی خواهد بود (Bahrami & Rezaei, 2015: 39).

به طور کلی توسعه پایدار، همه‌ی جوانب زندگی انسان‌ها را در بر می‌گیرد و در فرایند آن، سیاست‌ها در زمینه اقتصادی، بازرگانی، تکنولوژی، منابع طبیعی، آموزش، بهداشت و ... به گونه‌ای طراحی می‌شوند که توسعه‌ی اقتصادی، اجتماعی و زیست محیطی را تداوم می‌بخشند (Marsousi & Bahrami Paveh, 2011). همانگونه که می‌دانیم مقبول‌ترین رهیافت برای اندازه‌گیری توسعه روستایی، استفاده از شاخص‌ها است. همچنین بررسی مکانی و زمانی شاخص‌ها، وضعیت هر یک از مناطق را نسبت به یکدیگر از نظر سطح توسعه مشخص می‌کند. در زمینه تغییرات مکانی - زمانی شاخص‌های توسعه مطالعات گسترده‌ای انجام شده است که در اینجا به برخی از آنها اشاره می‌شود. در تعیین سطح توسعه‌یافتگی دهستان‌های شهرستان ابراهیم‌شهر، در ابتدا سطح توسعه‌یافتگی هفت دهستان شهرستان ابراهیم‌شهر را با بکارگیری روش‌های تاپسیس، تاکسونومی عددی و سپس روش‌های ادغام تعیین و نشان دادند روش تاپسیس مبتنی بر وزن‌دهی به روش AHP تمایزات بین دهستان‌ها را بهتر آشکار می‌کند (Khodaverdi et al., 2018). چو و نیومن با تحلیل مکانی توسعه اراضی روستایی نتیجه گرفتند الگوهای خوشه‌ای توسعه و توسعه با تراکم بالا به همراه گسترش مداوم مکانی در مناطق نسبتاً دور افتاده روستایی وجود دارد. همچنین فواصل نزدیکتر به جاده‌ها و شهرها و دسترسی به رودها و ارتفاعات بالا با نواحی نسبتاً مسطح و هموار در توسعه اراضی روستایی بسیار مهم هستند (Cho & Newman, 2005: 732). همچنین استفاده از شاخص توسعه روستایی برای تجزیه و تحلیل مناطق روستایی در لهستان و اسلواکی نشان داد این شاخص هم برای تجزیه و تحلیل سطح کلی توسعه

مناطق روستایی و هم برای ارزیابی تأثیرات (شاخص تأثیر) RDI و برنامه‌های ساختاری در سطح منطقه مناسب است (Jerzy & Nana, 2011). چو و همکاران (۲۰۰۷) با تحلیل مکانی توسعه اقتصاد روستایی با استفاده از مدل رگرسیون وزنی محلی<sup>۱</sup> نشان دادند جوامع روستایی در افزایش رشد کارآفرینی بعنوان ابزار توسعه اقتصادی روستا می‌تواند مفید باشند (Cho et al, 2007: 24). تغییرپذیری مکانی الگوهای توسعه انسانی در اسیوت<sup>۲</sup> مصر با شاخص خودهمبستگی I موران جهانی و محلی بررسی و مشخص شد تفاوت چشمگیری در شاخص توسعه انسانی<sup>۳</sup> مناطق مختلف اسیوت وجود دارد. همچنین الگوی قوی هماهنگی مکانی، اثبات وجود خوشه در توزیع HDI را آشکار می‌سازد (Ali, 2010: 1126). بررسی تغییر نابرابری توسعه روستایی استان جیلین<sup>۴</sup> واقع در شمال شرقی چین نشان داد شهرستان‌های شرقی و شمالی استان جیلین از سطح توسعه روستایی پایین و شهرستان‌های میانی از رشد سریع 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 بدست آمد که بیانگر عدم تراکم فضایی RDI در استان جیلین بوده و دارای توزیع تصادفی است. همچنین الگوی سطح توسعه بالاتر (HH<sup>۵</sup>) از نواحی غربی تا شرق آن ادامه دارد. این در حالی است که الگوی سطح توسعه پایین‌تر (LL<sup>۶</sup>) در بخش شرقی تا میانی و غربی استان جیلین توزیع شده- اند (Yeqing et al., 2013). الگوی مکانی فقر روستایی در حوضه رودخانه سائو فرانسیسکو<sup>۷</sup> برزیل نشان داد سیاست‌های کاهش فقر باید توزیع مکانی فقر را در نظر بگیرند. از لحاظ مکانی نه تنها فقر در این حوضه خوشه‌ای است، بلکه قسمت عمده فقیران حوضه که "نقاط داغ" فقرند در شهرستان‌ها ساکن هستند. خوشه‌های شناسایی شده با مرزهای اداری-سیاسی دولت مطابقت ندارند، از اینرو تلاش مجدد برای تمرکز جغرافیایی کاهش فقر به منظور کارآیی بیشتر آنها امری بدیهی بشمار می‌رود (Torres et al, 2011: 45). تفاوت‌های توسعه روستایی ناشی از محیط طبیعی و شهرنشینی در منطقه کاشگر<sup>۸</sup> واقع در شمال غرب چین با استفاده از روش PCA و CL نشان داد نواحی توسعه‌یافته و توسعه‌نیافته به ترتیب در مرکز و مناطق حاشیه‌ای متمرکز هستند. همچنین توسعه روستایی به سه گروه و ۱۱ منطقه با شرایط طبیعی و چالش‌های بیرونی متفاوت تقسیم شد که گروه‌های موردنظر سه نتیجه احتمالی از توسعه روستایی یعنی رشد، افول و زوال که در مرحله توسعه صنعتی اتفاق می‌افتد را منعکس می‌کنند (Lin et al., 2019). مطالعه سطح و نوع توسعه روستایی در مناطق شهری جدید ووهان<sup>۹</sup> با استفاده از روش آنتروپی وزنی و استانداردسازی داده‌ها و همچنین تحلیل داده‌های مکانی اکتشافی، تحلیل مولفه‌های اصلی و تحلیل خوشه‌ای، تفاوت‌های مکانی سطح توسعه روستایی در مناطق جدید شهر ووهان امری بدیهی است و مناطق با سطح بالای

1. Locally Weighted Regression

2. Assuit

3. Human Development Index

4. Jilin

5. High-High

6. Low-Low

7. Sao Francisco River Basin

8. Kashgar

9. Wuhan

توسعه روستایی عمدتاً در تقاطع مناطق شهری جدید و مرکزی قرار گرفته و با فاصله از شهر به تدریج کاهش می‌یابد. همچنین تراکم مکانی در مناطق توسعه‌یافته روستایی وجود داشته و ساختار تغییر فضایی در این مناطق شبیه یک تداوم خاص (به صورت دایره‌ای با هسته داغ و مناطق سرد اطراف) است (Jiang et al., 2020). الگوهای مکانی-زمانی توسعه شهری-روستایی و تحول آن در شرق خط هو-هوانیونگ<sup>۱</sup> چین در طی سال‌های ۱۹۹۴ تا ۲۰۱۰ با استفاده از تحلیل لکه‌های داغ، شاخص I موران محلی و ضریب همبستگی پیرسون نشان داد: (۱) شمال شرقی چین در طی این دوره 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 بطور معنی‌داری در طول دوره مطالعاتی ارتقا می‌بخشد و (۳) همبستگی منفی بین تغییر شاخص توسعه جمعیت<sup>۲</sup> و تغییر شاخص تحول جمعیت<sup>۳</sup> (همراه با تغییر شاخص تحول جامعه<sup>۴</sup> و تغییر شاخص تغییر صنعت<sup>۵</sup>) نشان می‌دهد که شرق خط هو - هوانیونگ در دوره سود جمعیتی بوده است (Hu et al, 2016: 1). نتایج تحلیل مکانی توزیع خدمات بهداشتی ریاض عربستان با استفاده از میانگین نزدیکترین همسایه نشان داد، الگوی مکانی توزیع این شاخص با  $P < 0.001$  و  $Z = -10.9$  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. به طور کلی، تفاوت قابل توجهی در میانگین فاصله از مرکز ثقل ناحیه تا مراکز درمانی وجود دارد. اساساً کمتر از نیمی از جمعیت (۴/۴۵٪) که در ۶۱ ناحیه زندگی می‌کنند در فاصله کمتر از ۱ کیلومتری به مراکز بهداشت عمومی قرار دارند (Mansour, 2016:26). رضوانی و همکاران (۲۰۱۹) با تحلیل مکانی دارندگان کشاورزی غیرمقیم در مناطق روستایی ایران به این نتیجه رسیدند که توزیع مکانی دارندگان کشاورزی غیرمقیم در سراسر کشور ناهمگن است. همچنین یافته‌های آماری فضایی وجود دو کانون اصلی دارندگان کشاورزی غیرمقیم در سراسر شهرها را نشان می‌دهد. اولین نقطه داغ در مرکز ایران و مناطق شمالی کشور و نقطه دیگر در غرب تشکیل شده است (Rezvani et al, 2019: 31). شناسایی عوامل مکانی فقر روستایی در نواحی مرزی بین استانی فلات لسی چین با استفاده از آمار مکانی نشان داد فقر روستایی بشدت 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 تاثیر 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). در هین راستا تعیین توسعه اقتصادی محلی در مناطق روستایی رومانی: بررسی نقش عوامل برونزا<sup>۶</sup> نشان داد که عوامل برونزا از قبیل مکان‌های تحت نفوذ جوامع شهری و وجود ارتباط مستقیم با شبکه راه اروپا، بر میزان LED<sup>۱</sup> تأثیر

<sup>1</sup>. Hu Huanyong

<sup>2</sup>. Population Development Index

<sup>3</sup>. Population Transformation Index

<sup>4</sup>. Society Transformation Index

<sup>5</sup>. Industry Transformation Index

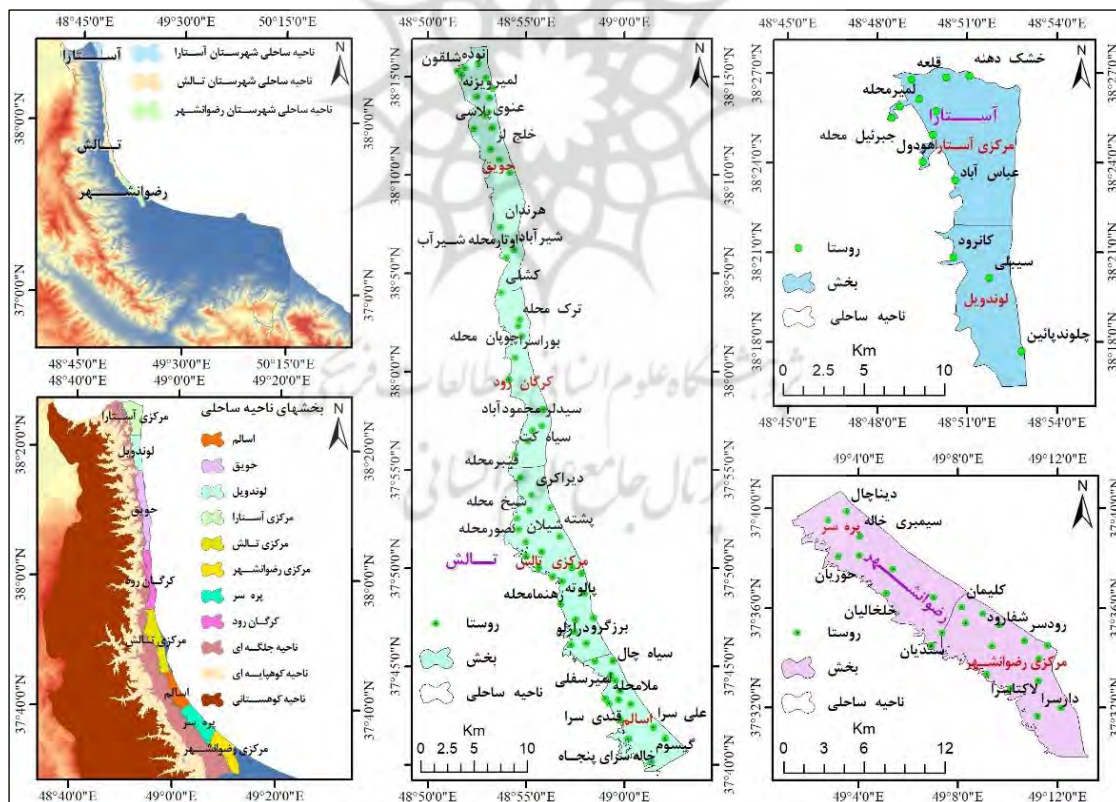
<sup>6</sup>. Local Economic Development

می‌گذارد (Pavel & Moldovan., 2019: 1).

هدف این مطالعه نیز تغییرپذیری مکانی و زمانی فرایند توسعه شاخص بهداشتی و آموزشی روستاهای ساحلی شهرستان‌های غرب استان گیلان است. همچنین تحلیل الگو و ساختار فضایی توسعه نقاط روستایی و تعیین شباهت‌ها و تفاوت‌های بخش‌های مختلف ناحیه ساحلی سه شهرستان مورد مطالعه جهت درک صحیح از توسعه پایدار بسیار مفید است.

### منطقه مورد مطالعه

جامعه آماری نیز تمامی روستاهای ساحلی واقع در سه شهرستان آستارا، تالش و رضوانشهر است که روش مطالعه مبتنی بر تمام شماری است. برای شناسایی روستاهای ساحلی از جلگه ای، ارتفاع صفر بعنوان مبنای تفکیک این دو در نظر گرفته شد. بر این اساس با استفاده از نرم افزار 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 مورد نظر، ۱۰۱ روستا در بخش ساحلی قرار گرفته است. بطوریکه تعداد روستاهای ساحلی سه شهرستان آستارا، تالش و رضوانشهر به ترتیب برابر با ۱۳، ۶۵ و ۲۳ روستا است (شکل ۱).



شکل ۱ بخش‌های مختلف ناحیه ساحلی غرب استان گیلان

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۹

روش مورد استفاده در این پژوهش، شاخص توسعه روستایی<sup>۱</sup> است. این شاخص از پنج حوزه مختلف: اقتصادی،

<sup>۱</sup> Rural Development Index

آموزشی، بهداشت و رفاه، محیط و فرهنگ و اوقات فراغت تشکیل شده است. این روش برای ارزیابی دقیق سطح توسعه روستایی با عواملی که بشدت با قلمرو زندگی ساکنان روستایی مرتبط هستند سروکار دارد. شاخص توسعه روستایی از طریق رابطه ۱ محاسبه می‌شود.

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

$X_{min}$  و  $X_{max}$  به ترتیب برابر با مقدار حداقل و حداکثر متغیر مورد نظر، در این حالت برای محاسبه  $XI^k$  شاخص ارزیابی مقدار  $k$ ام که مقدار شاخص خاص  $X^k$  است، از معادله بالا استفاده می‌شود، بشرطی که مقدار بزرگتر شاخص ارزیابی بیانگر شرایط برتر باشد. شاخص ارزیابی  $XI^k$  باید شرط  $0 \leq XI^k \leq 1$  را دارا باشد. علاوه بر این، شاخص توسعه روستایی نیز از شاخص ترکیبی نتایج تشکیل شده است. شاخص نتایج از طریق مقدار وزن برابر هر پنج حوزه بدست می‌آید.

$$CRI^r = \frac{1}{5}(ERI^r + HWRI^r + EDRI^r + ENRI^r + CLRI^r) \quad (2)$$

در این جا  $CRI^r$  نیز شاخص ترکیبی نتایج بخش  $r$ ،  $ERI^r$  نیز شاخص نتایج اقتصادی بخش  $r$ ،  $HWRI^r$  نیز شاخص نتایج بهداشت و رفاه بخش  $r$ ،  $EDRI^r$  نیز شاخص نتایج آموزش بخش  $r$ ،  $ENRI^r$  نیز شاخص نتایج محیطی بخش  $r$  و  $CLRI^r$  هم شاخص نتایج فرهنگ و اوقات فراغت بخش  $r$  هستند (Kim & Yang, 2016). در جدول ۱ درجه‌بندی شاخص RDI و شاخص‌های بکار رفته در این تحقیق آورده شده است.

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

شاخص‌های بهداشتی	ردیف	شاخص‌های آموزشی	ردیف	دامنه RDI	طبقه
حمام عمومی	۷	روستا مهد	۱	$0.9 \leq RDI \leq 1$	درجه A
مرکز بهداشتی - درمانی	۸	دبستان	۲	$0.8 \leq RDI < 0.9$	درجه B
خانه بهداشت	۹	مدرسه راهنمایی پسرانه (متوسطه اول)	۳	$0.5 \leq RDI < 0.8$	درجه C
غسالخانه	۱۰	مدرسه راهنمایی دخترانه (متوسطه اول)	۴	$0 \leq RDI < 0.5$	درجه D
-	-	دبیرستان پسرانه (متوسطه دوم)	۵	-	-
-	-	دبیرستان دخترانه (متوسطه دوم)	۶	-	-

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۹

برای بررسی تغییرپذیری مکانی و زمانی و تعیین الگوی فضایی از دو آماره  $I$  موران جهانی و محلی استفاده گردید. آماره  $I$  موران جهت توصیف خودهمبستگی مکانی و الگوی شاخص RDI و CRIی بخش‌های مختلف ناحیه ساحلی غرب گیلان مورد استفاده قرار گرفت. مقدار این آماره به وسیله رابطه زیر مشخص می‌شود.

$$I = \frac{n}{S_0} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (3)$$

بطوریکه  $x_i$  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 مکانی عارضه‌های  $i$  و  $j$  می‌باشد. اگر  $i$  و  $j$  در همسایگی یکدیگر قرار گرفته باشند، مقدار  $w_{ij}$  برابر با یک است. در غیر اینصورت، 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 مکانی مثبت وجود داشته و متغیر حالت خوشه‌ای دارد، در

غیر اینصورت همبستگی مکانی منفی بوده و متغیر پراکنده است. زمانی که  $Z(I)$  صفر باشد، الگوی تصادفی در آن متغیر وجود دارد و همبستگی مکانی 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  $Z$  زمانبست 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 بدست می‌آید.

$$I_i = \frac{x_i - \bar{x}}{S_i^2} \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij} w_{ij} (x_i - \bar{x}) \quad (4)$$

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 بدست می‌آید.

$$S_i^2 = \frac{\sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij}}{n-1} - \bar{x}^2 \quad (5)$$

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.

$$ZI_i = \frac{I_i - E[I_i]}{\sqrt{V[I_i]}} \quad (6)$$

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

$$E[I_i] = - \frac{\sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij}}{n-1} \quad (7)$$

و واریانس  $V[I_i]$  برابر با

$$V[I_i] = E[I_i^2] - E[I_i]^2 \quad (8)$$

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).

## نتایج

در جدول ۲ تا ۴ نتیجه محاسبه شاخص توسعه انسانی برای ۸ بخش ناحیه ساحلی غرب گیلان آورده شده است. چهار شاخص بهداشتی یعنی حمام عمومی، مرکز بهداشتی-درمانی، خانه بهداشت و غسالخانه بعنوان شاخص‌های

برگزیده جهت تعیین میزان توسعه‌یافتگی بخش بهداشتی مورد بررسی قرار گرفت. همچنین در شکل ۲ پراکنش مکانی چهار شاخص بهداشتی در طی سه دوره سرشماری نشان داده شده است. نتایج بدست آمده از شاخص توسعه روستایی بر روی شاخص‌های بهداشتی نشان می‌دهد که این شاخص بین صفر تا ۱ متغیر است. بطوریکه مقادیر ۰ تا ۰/۴۹ دارای درجه D، مقادیر ۰/۵ تا ۰/۷۹ دارای درجه C، مقادیر ۰/۸ تا ۰/۸۹ دارای درجه B و مقادیر ۰/۹ تا ۱ دارای درجه A هستند. عبارتی میزان توسعه‌یافتگی از درجه D (ضعیف) تا درجه A (پیشرفته) متغیر است. مقدار RDI برای حمام عمومی بین صفر تا ۱ متغیر است. با توجه به جدول ۵ تا ۷ این شاخص در تمامی بخش‌های ناحیه ساحلی (به استثنای لوندویل) صفر است. میانگین آن برای شاخص حمام عمومی ۰/۱۳ و انحراف معیار آن ۰/۳۳ است. میانگین بدست آمده نشان می‌دهد که مقدار RDI برای شاخص فوق در مرتبه (درجه) D قرار می‌گیرد. در طی سه دوره، نه تنها تغییری در آن اتفاق نیفتاده، بلکه مقدار RDI در ۸ بخش ناحیه ساحلی صفر است. عبارتی در فرایند زمان اولین شاخص قلمرو بهداشتی در پایین‌ترین سطح بوده است. همینطور مقدار RDI برای دومین شاخص بهداشتی یعنی مرکز بهداشتی- درمانی نشان می‌دهد میانگین این شاخص در طی سه دوره سرشماری از مقدار ۰/۲۹ در سال ۱۳۸۵ به مقدار ۰/۵ در سال ۱۳۹۰ و مقدار ۰/۲۵ در سال ۱۳۹۸ در تغییر بوده است. عبارتی RDI از رتبه D، C و A در ناحیه برخوردار بوده است. انحراف معیار بالای شاخص بهداشتی-درمانی در طی سه دوره نشان از سطح توسعه‌یافتگی بخش‌های مختلف ناحیه ساحلی در ارتباط با شاخص فوق است. از بین چهار شاخص در نظر گرفته برای حوزه بهداشت، شاخص خانه بهداشت دارای وضعیت مناسب‌تری نسبت به سایر شاخص‌های بهداشتی است. مرتبه RDI این شاخص از پایین‌ترین سطح (D) تا بالاترین سطح (A) در ناحیه ساحلی در حال تغییر بوده و در طی سه دوره سرشماری جابجایی در رتبه RDI در ۸ بخش قابل مشاهده است. میانگین RDI در طی سه دوره بطور پیوسته از مقدار ۰/۴۸ به ۰/۵۴ و سپس ۰/۶۵ افزایش یافته است. جابجایی مکانی سطح توسعه‌یافتگی شاخص خانه بهداشت در شکل ۲ کاملاً مشهود است. البته جابجایی همیشه از یک به سطح بالاتر نیست بلکه عکس آن هم اتفاق می‌افتد. دیگر شاخص حوزه بهداشت نیز غسلخانه است. در سال ۱۳۸۵ شاخص RDI آن در تمامی بخش‌های ناحیه ساحلی غرب گیلان صفر بوده است. سطح توسعه‌یافتگی شاخص فوق در مرتبه D قرار گرفته و نشان‌دهنده ضعف ناحیه ساحلی در ارتباط با شاخص فوق است. در سال ۱۳۹۰ شاخص مورد نظر علاوه بر رتبه D، از رتبه C و A برخوردار بوده است. عبارتی در طی ۵ سال افزایش نسبتاً خوبی در رتبه این شاخص بوجود می‌آید. میانگین و واریانس شاخص غسلخانه از صفر در سال ۱۳۸۵ به ۰/۴۸ و ۰/۳۳ افزایش یافت. این مهم نیز در سال ۱۳۹۸ به ۰/۴۶ و ۰/۳۵ تغییر کرد. روند رشد در ۵ سال اول بسیار شدیدتر از ۸ سال دوم است. همچنین جابجایی مکانی در رتبه سطح توسعه این شاخص کاملاً مشهود است. از لحاظ مکانی این جابجایی در شکل ۲ نشان داده شده است.

نتایج شاخص RDI شاخصهای آموزشی نیز در جداول ۵ تا ۷ برای سه دوره سرشماری آورده شده است. شاخص روستا مهد در سرشماری ۱۳۸۵ دارای مقدار صفر برای تمامی بخش‌ها بوده است. اما این شاخص در



سال ۱۳۹۰ از رشد نسبتاً خوبی برخوردار شده، اما تفاوت بین بخش‌ها از لحاظ رتبه یا سطح بسیار متفاوت است. بهمین دلیل است که رتبه RDI در این سال دارای دو سطح حداقل (D) و حداکثر (A) است. اما در سال ۱۳۹۸ تمامی رتبه‌های RDI در ناحیه ساحلی نمود عینی پیدا می‌کند و دو بخش مرکزی تالش و اسالم دارای رتبه A، بخش حویق دارای رتبه B، بخش مرکزی آستارا و کرگانرود دارای رتبه C و سایر بخش‌ها از پایین‌ترین سطح توسعه (D) برخوردار می‌گردند. بنابراین روند سطح توسعه این شاخص در طی سه دوره سرشماری خوب و قابل تامل است. شاخص دبستان که یکی از شاخص‌های حوزه آموزشی است، که در سه دوره از سرشماری وضعیت نسبتاً ثابت شاخص RDI را نشان می‌دهد.

میانگین و انحراف معیار این شاخص در سال ۱۳۸۵ برابر با ۰/۵۲ و ۰/۲۶، در سال ۱۳۹۰ برابر با ۰/۵۶ و ۰/۲۶ و در سال ۱۳۹۸ برابر با ۰/۴۵ و ۰/۲۷ بدست آمد. تغییرات شدیدی در رتبه RDI شاخص دبستان در طی ۱۳ سال رخ نداده است، اما شیب آن بعد افزایش در سال ۱۳۹۰ بطور ملایم تا سال ۱۳۹۸ کاهش می‌یابد. تمامی مراتب RDI در بخش‌های مختلف ناحیه ساحلی غرب گیلان (به استثنای رتبه B) در سه دوره وجود داشته است. جابجایی مکانی در توزیع رتبه‌های RDI زیاد محسوس نیست.

بطوریکه بخش مرکزی تالش در هر سه دوره دارای رتبه A و سایر بخش‌ها دارای رتبه D در سه دوره بودند. تنها بخش مرکزی آستارا در سال ۱۳۹۰ به رتبه بالاتر C ارتقاء یافته است و مجدداً در سال ۱۳۹۸ یک رتبه تنزل می‌یابد (D). این موضوع در مورد بخش‌های مرکزی رضوانشهر و کرگانرود نیز صحت دارد.

در راستای تحلیل شاخص‌های آموزشی، مقدار RDI مدارس راهنمایی پسرانه نشان از پایین بودن این شاخص در هفت بخش از ۸ بخش مورد مطالعه و مقدار بالای آن در بخش حویق دارد (سرشماری ۱۳۸۵). در سرشماری سال ۱۳۹۰ باز همین قاعده در بخش‌های مختلف ناحیه ساحلی غرب گیلان برقرار است. شرایط فوق نیز در سال ۱۳۹۸ نیز تغییر نکرده است.

بنابراین می‌توان گفت تنها بخش با رتبه A، بخش حویق از شهرستان تالش است. و سایر بخش‌ها دارای رتبه D بوده و ضعف رتبه شاخص مدارس راهنمایی پسرانه در این ناحیه بسیار آشکار است. شرایط مدارس راهنمایی دخترانه نیز مشابه شرایط مدارس پسرانه در این مقطع بوده و مجدداً بخش حویق دارای رتبه A در این شاخص است. میانگین این شاخص در سه دوره سرشماری به ترتیب برابر با ۰/۲۲، ۰/۳۳ و ۰/۳۸ برای مدارس دخترانه و برابر با ۰/۳۵، ۰/۳ و ۰/۳۵ برای مدارس پسرانه در مقطع راهنمایی محاسبه شد.

مقدار واریانس این شاخص نیز برابر با ۰/۳۲، ۰/۳۲ و ۰/۲۹ برای مدارس دخترانه و برابر با ۰/۳، ۰/۳۳ و ۰/۳۱ برای مدارس راهنمایی پسرانه بدست آمد.

بنابراین میانگین شاخص فوق نشان می‌دهد که رتبه D در هر سه دوره برای شاخص مدارس راهنمایی پسرانه و دخترانه حاکم بوده و میزان انحراف معیار آن در جهت مثبت و منفی تقریباً برابر ۰/۶ و صفر است.

جدول ۲. خدمات ناحیه ساحلی شهرستان‌های آستارا، تالش و رضوانشهر بر اساس بخش در سال ۱۳۸۵

سال سرشماری	ردیف	بخش	تعداد روستا	حمام عمومی	مرکز بهداشتی درمانی	خانه بهداشت	غسالخانه	روستا مهد	دیستان	اول پسرانه	راهنمائی (متوسطه اول)	دخترانه	پسرانه	دبیرستان (متوسطه دوم)
۱۳۸۵	۱	لوندویل	۳	۱	۰	۳	۰	۰	۳	۲	۲	۰	۰	۰
	۲	مرکزی آستارا	۱۰	۰	۲	۶	۰	۰	۸	۲	۲	۰	۰	۰
	۳	اسالم	۱۴	۰	۰	۴	۰	۰	۱۰	۲	۳	۰	۰	۱
۱۳۸۵	۴	مرکزی تالش	۲۲	۰	۰	۹	۰	۰	۱۵	۱	۲	۰	۰	۰
	۵	کرگان رود	۱۱	۰	۰	۶	۰	۰	۹	۲	۲	۰	۰	۱
	۶	حویق	۱۸	۰	۲	۷	۰	۰	۱۰	۶	۶	۲	۲	۴
۱۳۸۵	۷	مرکزی رضوانشهر	۱۴	۰	۰	۴	۰	۰	۱۱	۴	۳	۰	۰	۰
	۸	پره سر	۹	۰	۳	۸	۰	۰	۸	۲	۲	۱	۱	۱

منبع: یافته های پژوهش، ۱۳۹۹

جدول ۳. خدمات ناحیه ساحلی شهرستان‌های آستارا، تالش و رضوانشهر بر اساس بخش در سال ۱۳۹۰

سال سرشماری	ردیف	بخش	تعداد روستا	حمام عمومی	مرکز بهداشتی درمانی	خانه بهداشت	غسالخانه	روستا مهد	دیستان	پسرانه	راهنمائی (متوسطه اول)	دخترانه	پسرانه	دبیرستان (متوسطه دوم)
۱۳۹۰	۱	لوندویل	۳	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۰
	۲	مرکزی آستارا	۱۰	۰	۱	۵	۱	۲	۸	۳	۳	۰	۰	۰
	۳	اسالم	۱۴	۰	۰	۶	۲	۴	۹	۱	۲	۰	۰	۰
۱۳۹۰	۴	مرکزی تالش	۲۲	۰	۰	۱۰	۲	۲	۱۴	۲	۱	۰	۰	۰
	۵	کرگان رود	۱۱	۰	۲	۷	۵	۲	۱۰	۱	۲	۰	۰	۱
	۶	حویق	۱۸	۰	۲	۹	۴	۴	۱۰	۷	۷	۱	۱	۱
۱۳۹۰	۷	مرکزی رضوانشهر	۱۴	۰	۱	۴	۴	۲	۹	۲	۳	۰	۰	۰
	۸	پره سر	۹	۰	۱	۶	۲	۲	۷	۳	۳	۱	۱	۱

منبع: یافته های پژوهش، ۱۳۹۹

جدول ۴. خدمات ناحیه ساحلی شهرستان‌های آستارا، تالش و رضوانشهر بر اساس بخش در سال ۱۳۹۸

سال سرشماری	ردیف	بخش	تعداد روستا	حمام عمومی	مرکز بهداشتی درمانی	خانه بهداشت	غسالخانه	روستا مهد	دیستان	پسرانه	راهنمائی (متوسطه اول)	دخترانه	پسرانه	دبیرستان (متوسطه دوم)
۱۳۹۸	۱	لوندویل	۳	۰	۰	۳	۲	۱	۳	۱	۱	۰	۰	۰
	۲	مرکزی آستارا	۱۰	۰	۱	۷	۳	۵	۸	۳	۳	۰	۰	۰
	۳	اسالم	۱۴	۰	۰	۷	۳	۹	۱۲	۲	۲	۱	۱	۱
۱۳۹۸	۴	مرکزی تالش	۲۲	۰	۰	۸	۴	۹	۱۷	۱	۱	۰	۰	۰
	۵	کرگان رود	۱۱	۰	۰	۶	۸	۷	۹	۰	۰	۰	۰	۰
	۶	حویق	۱۸	۰	۱	۸	۸	۸	۱۰	۵	۵	۲	۲	۲
۱۳۹۸	۷	مرکزی رضوانشهر	۱۴	۰	۰	۴	۵	۰	۷	۰	۱	۰	۰	۰
	۸	پره سر	۹	۰	۲	۷	۵	۱	۸	۲	۲	۱	۱	۱

منبع: یافته های پژوهش، ۱۳۹۹

جدول ۵. محاسبه شاخص توسعه روستایی (RDI) در بخش‌های مختلف ناحیه ساحلی غرب گیلان (۱۳۸۵)

ردیف	بخش	حمام عمومی	مرکز بهداشتی درمانی	خانه بهداشت	غسالخانه	روستا مهد	دبستان	پسرانه	راهنمای (متوسط اول)	دخترانه	راهنمای (متوسط اول)	پسرانه	دبستان (متوسط دوم)	دخترانه
۱	مرکزی آستارا	۰	۰/۶۷	۰/۵	۰	۰	۰/۴۲	۰/۴	۰/۲۵	۰	۰	۰	۰	
۲	لوندویل	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰/۲	۰	۰	۰	۰	۰	
۳	حویق	۰	۰/۶۷	۰/۶۷	۰	۰	۰/۵۸	۱	۱	۱	۱	۱	۱	
۴	کرگان رود	۰	۰	۰/۵	۰	۰	۰/۵	۰/۲	۰	۰	۰	۰/۲۵	۰	
۵	مرکزی تالش	۰	۰	۱	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	
۶	اسالم	۰	۰	۰/۱۷	۰	۰	۰/۵۸	۰/۲	۰/۲۵	۰	۰	۰/۲۵	۰	
۷	پره سر	۱	۰	۰/۸۳	۰	۰	۰/۴۲	۰/۲	۰/۵	۰	۰	۰/۲۵	۰	
۸	مرکزی رضوانشهر	۰	۰	۰/۱۷	۰	۰	۰/۶۷	۰/۶	۰/۲۵	۰	۰	۰	۰	
۹	مقدار حداقل	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	
۱۰	مقدار حداکثر	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	
۱۱	میانگین	۰/۱۳	۰/۲۹	۰/۴۸	۰	۰	۰/۵۲	۰/۳۵	۰/۲۲	۰/۱۹	۰/۲۲	۰/۲۲	۰/۲۲	
۱۲	انحراف معیار	۰/۳۳	۰/۳۹	۰/۳۳	۰	۰	۰/۲۶	۰/۳	۰/۳۲	۰/۳۵	۰/۳۲	۰/۳۲	۰/۳۲	

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۹

جدول ۶. محاسبه شاخص توسعه روستایی (RDI) در بخش‌های مختلف ناحیه ساحلی غرب گیلان (۱۳۹۰)

ردیف	بخش	حمام عمومی	مرکز بهداشتی درمانی	خانه بهداشت	غسالخانه	روستا مهد	دبستان	پسرانه	راهنمای (متوسط اول)	دخترانه	راهنمای (متوسط اول)	پسرانه	دبستان (متوسط دوم)	دخترانه
۱	مرکزی آستارا	۰	۰/۵	۰/۴۴	۰	۰/۳۳	۰/۵۴	۰/۳۳	۰/۳۳	۰	۰	۰	۰	
۲	لوندویل	۱	۰/۵	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	
۳	حویق	۱	۰/۸۹	۰/۷۵	۱	۱	۰/۶۹	۱	۱	۱	۱	۱	۱	
۴	کرگان رود	۱	۰	۰/۶۷	۱	۰/۳۳	۰/۶۹	۰	۰/۱۷	۰	۰	۱	۱	
۵	مرکزی تالش	۰	۰	۱	۰/۲۵	۰/۳۳	۱	۰/۱۷	۰	۰	۰	۰	۰	
۶	اسالم	۰	۰	۰/۵۶	۰/۲۵	۱	۰/۶۲	۰	۰/۱۷	۰	۰	۰	۰	
۷	پره سر	۱	۰/۵	۰/۵۶	۰/۲۵	۰/۳۳	۰/۴۶	۰/۳۳	۰/۳۳	۱	۱	۱	۱	
۸	مرکزی رضوانشهر	۰	۰/۵	۰/۳۳	۰/۷۵	۰/۳۳	۰/۶۲	۰/۱۷	۰/۳۳	۰	۰	۰	۰	
۹	مقدار حداقل	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	
۱۰	مقدار حداکثر	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	
۱۱	میانگین	۰/۲	۰/۵	۰/۵۴	۰/۴۳	۰/۴۷	۰/۵۶	۰/۳	۰/۳۳	۰/۳	۰/۳۳	۰/۳	۰/۴	
۱۲	انحراف معیار	۰/۳۵	۰/۳۸	۰/۳۱	۰/۳۸	۰/۳۵	۰/۲۸	۰/۳۳	۰/۳۲	۰/۴۶	۰/۵۲	۰/۳۲	۰/۳۲	

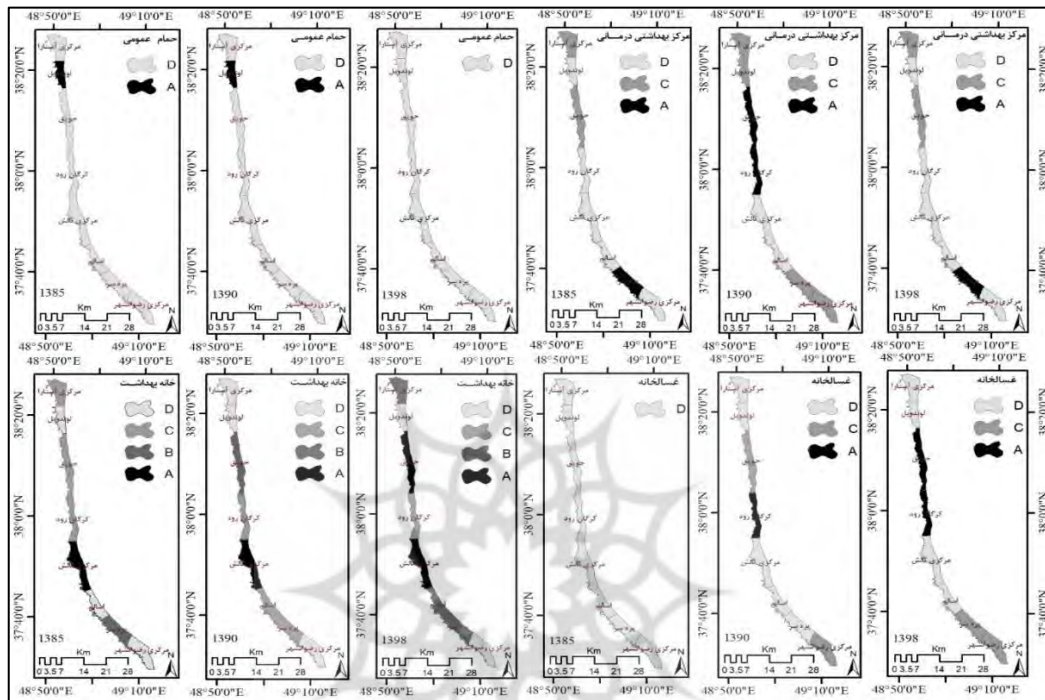
منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۹

جدول ۷. محاسبه شاخص توسعه روستایی (RDI) در بخش‌های مختلف ناحیه ساحلی غرب گیلان (۱۳۹۸)

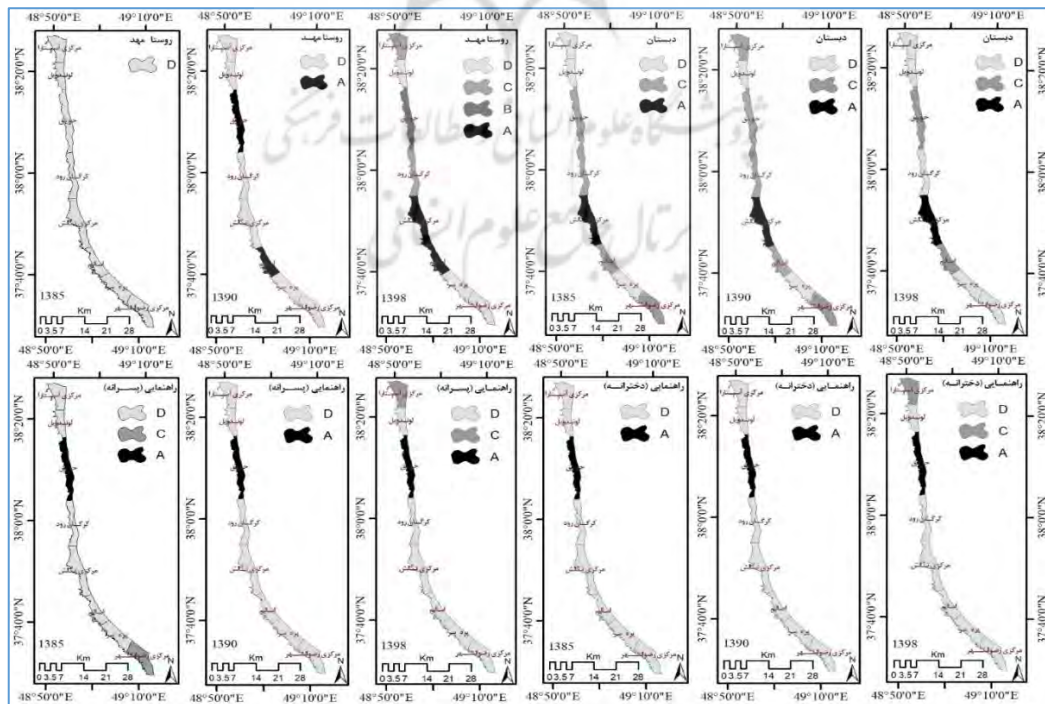
ردیف	بخش	حمام عمومی	مرکز بهداشتی درمانی	خانه بهداشت	غسالخانه	روستا مهد	دبستان	پسرانه	راهنمای (متوسط اول)	دخترانه	راهنمای (متوسط اول)	پسرانه	دبستان (متوسط دوم)	دخترانه
۱	مرکزی آستارا	۰	۰/۵	۰/۸	۰/۱۷	۰/۵۶	۰/۳۶	۰/۶	۰/۶	۰	۰	۰	۰	
۲	لوندویل	۰	۰	۰	۰	۰/۱۱	۰	۰/۲	۰/۲	۰	۰	۰	۰	
۳	حویق	۰	۰/۵	۱	۱	۰/۸۹	۰/۵	۱	۱	۱	۱	۱	۱	
۴	کرگان رود	۰	۰	۰/۶	۱	۰/۷۸	۰/۴۳	۰	۰	۰	۰	۰	۰	
۵	مرکزی تالش	۰	۰	۱	۰/۳۳	۱	۱	۰/۲	۰/۲	۰	۰	۰	۰	
۶	اسالم	۰	۰	۰/۸	۰/۱۷	۱	۰/۶۴	۰/۴	۰/۴	۰/۵	۰/۵	۰/۵	۰/۵	
۷	پره سر	۱	۰	۰/۸	۰/۵	۰/۱۱	۰/۳۶	۰/۴	۰/۴	۰/۵	۰/۵	۰/۵	۰/۵	

۸	مرکزی رضوانشهر	۰	۰	۰/۲	۰	۰/۲۹	۰	۰/۵	۰/۲	۰	۰
۹	مقدار حداقل	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۱۰	مقدار حداکثر	۰	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
۱۱	میانگین	۰	۰/۲۵	۰/۳۸	۰/۳۵	۰/۴۵	۰/۵۶	۰/۴۶	۰/۶۵	۰/۲۵	۰
۱۲	انحراف معیار	۰	۰/۳۵	۰/۳۵	۰/۲۹	۰/۳۱	۰/۲۷	۰/۴	۰/۳۵	۰/۳۴	۰/۳۵

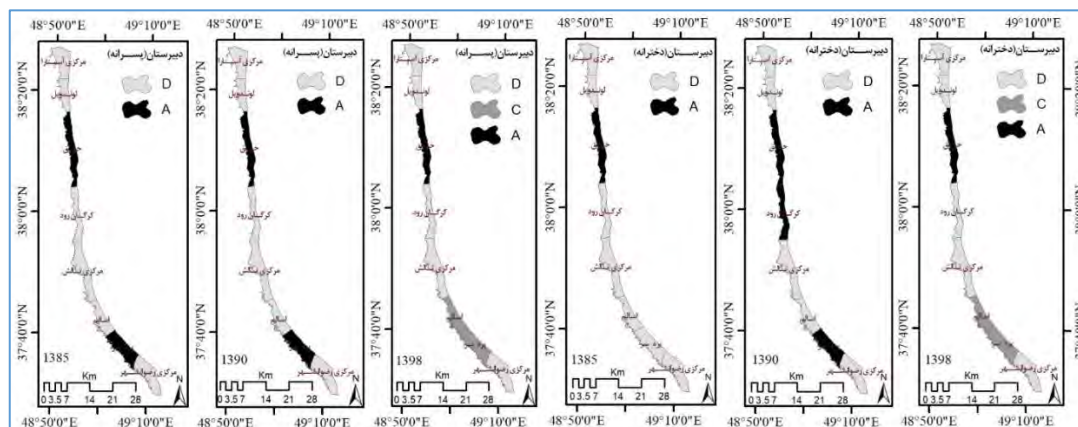
منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۹



شکل ۲. شاخص توسعه انسانی (RDI) برای خدمات بهداشتی در بخش‌های مختلف ناحیه ساحلی غرب گیلان (منبع: نویسنده)



شکل ۳. شاخص توسعه انسانی (RDI) برای خدمات آموزشی در بخش‌های مختلف ناحیه ساحلی غرب گیلان



شکل ۴. شاخص توسعه انسانی (RDI) برای خدمات آموزشی در بخش‌های مختلف ناحیه ساحلی غرب گیلان منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۹

این به معنی آنست که تغییرات دو شاخص مورد نظر در ۶۸ درصد موارد بین صفر تا ۰/۶ متغیر است، و اگر احتمال فوق به ۹۰ درصد افزایش یابد مقدار RDI نیز در ۹۰ درصد موارد کمتر از ۰/۹ خواهد شد. با توجه به مقادیر بدست آمده RDI برای دو شاخص مدارس راهنمایی پسرانه و دخترانه پر واضح است که تمامی بخش‌ها به استثنای بخش حویق دارای مقدار RDI کمتر از ۰/۸ هستند، و رتبه سطح توسعه‌یافتگی برای این دو شاخص در طی سه دوره سرشماری D و C در ۸۰ درصد بخش‌ها بوده است. توزیع مکانی رتبه RDI در سه دوره با تفاوت اندک شبیه هم بوده و نشان از تغییرات اندک در میزان RDI دارد.

در همین راستا نتایج بدست آمده از محاسبه مقادیر RDI شاخص دبیرستان پسرانه و دخترانه نشان می‌دهد که رتبه این دو شاخص در اکثر بخش‌ها پایین (D) است. بخش حویق نیز از رتبه A در هر سه دوره برخوردار است و سایر بخش‌ها در پایین‌ترین سطح توسعه قرار می‌گیرند. مقدار میانگین شاخص دبیرستان به ترتیب برابر با ۰/۱۹، ۰/۳ و ۰/۲۵ برای مدارس پسرانه در طی سه سرشماری و برابر با ۰/۲۲، ۰/۴ و ۰/۲۵ در طی سه سرشماری برای مدارس دخترانه بدست آمد. انحراف معیار شاخص دبیرستان پسرانه برابر با ۰/۳۵، ۰/۴۶ و ۰/۳۵ و برابر با ۰/۳۲، ۰/۵۲ و ۰/۳۵ برای دبیرستان دخترانه محاسبه شد. انحراف معیار دو شاخص فوق در سرشماری ۱۳۹۰ نسبت به دو دوره دیگر بالاتر است. بالا بودن میزان انحراف معیار از تفاوت میزان RDI در بخش‌های مختلف ناشی می‌شود. بعبارتی هرچه انحراف میزان RDI بخش‌ها از میانگین آنها بیشتر باشد تفاوت بیشتری در شاخص‌های فوق در سطح ناحیه ساحلی غرب گیلان مشاهده می‌شود. تفاوت فوق نشان‌دهنده تفاوت در سطح توسعه شاخص RDI هم است. از لحاظ مکانی تغییرات قابل ملاحظه‌ای در توزیع فضایی مقدار RDI در ناحیه ساحلی در طی سه دوره از سرشماری مشاهده نمی‌شود، و ضعف شاخص‌های تحصیلی نشان از عدم توسعه‌یافتگی شاخص آموزشی در این ناحیه دارد (شکل ۴).

همانگونه که گفته شد شاخص RDI پنج حوزه مختلف اقتصادی، بهداشتی، آموزشی، محیطی و فرهنگی را در بر می‌گیرد. میزان توسعه‌یافتگی هر منطقه براساس شاخص ترکیبی نتایج این پنج حوزه بدست می‌آید. که براساس رابطه ۲ محاسبه می‌گردد. در این پژوهش با توجه به بررسی شاخص‌های بهداشتی و آموزشی، فقط دو حوزه از پنج حوزه شاخص ترکیبی نتایج مورد بررسی قرار گرفته است. بنابراین رابطه ۲ بصورت  $CRI^r = \frac{1}{2}(HWRI^r +$

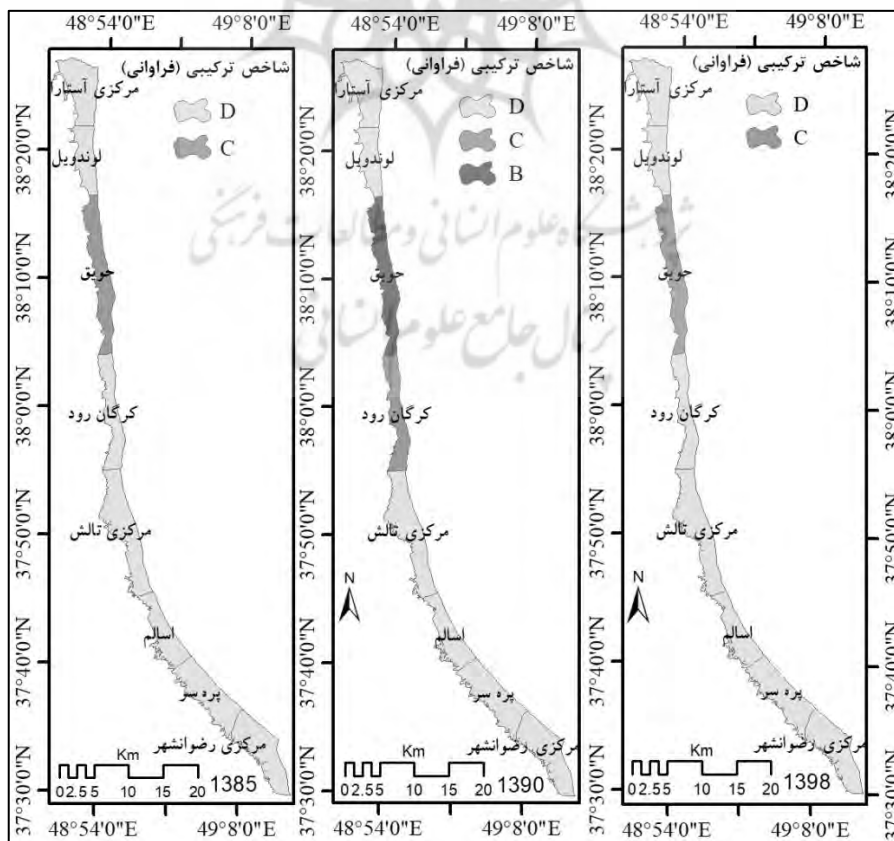
(EDRI<sup>F</sup>) نیز تغییر پیدا کرد که CRI<sup>F</sup> نیز شاخص ترکیبی نتایج برای بخش ۲، HWRI<sup>F</sup> نیز شاخص نتایج بهداشتی ۲، و EDRI<sup>F</sup> نیز شاخص نتایج آموزشی ۲ هستند. در این رابطه میانگین شاخص بهداشتی و آموزشی هر بخش محاسبه شده و میزان توسعه‌یافتگی بخش‌ها مشخص می‌گردد.

جدول ۸. مقادیر شاخص ترکیبی نتایج (CRI) حاصل از فراوانی در بخش‌های مختلف

بخش	CRI شاخص نتایج حاصل از فراوانی		
	CRI ۱۳۹۸	CRI ۱۳۹۰	CRI ۱۳۸۵
اسالم	D ۰/۴۱	D ۰/۲۵	D ۰/۱۳
حویق	C ۰/۷۶	B ۰/۸	C ۰/۵۵
کرگان رود	D ۰/۳	C ۰/۵۲	D ۰/۱۴
لوندویل	D ۰/۰۴	D ۰/۱۹	D ۰/۱۴
مرکزی آستارا	D ۰/۳۶	D ۰/۲۵	D ۰/۲۳
مرکزی رضوانشهر	D ۰/۱۳	D ۰/۳۲	D ۰/۱۵
مرکزی تالش	D ۰/۳۷	D ۰/۲۸	D ۰/۲۱
پره سر	D ۰/۴۸	D ۰/۴۵	D ۰/۳۴

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۹

در جدول ۸ نیز شاخص ترکیبی شاخص‌های بهداشتی و آموزشی سه دوره سرشماری آورده شده است. همانگونه که مشاهده می‌شود نتایج شاخص ترکیبی نشان‌دهنده توسعه‌یافتگی بخش‌های مختلف در سطح مرتبه A نیست و در طی سه دوره با وجود تغییراتی که در شاخص‌های بهداشتی و آموزشی بخش‌های مختلف وجود آمده، اما در کل تغییرات مشهودی در سطح توسعه‌یافتگی بخش‌های مختلف ناحیه ساحلی غرب گیلان مشاهده نمی‌شود. البته تغییرات مکانی شاخص ترکیبی در جدول ۸ بیانگر سطح توسعه مرتبه D در بخش‌های مختلف و بازهای زمانی متفاوت است.



شکل ۵. شاخص ترکیبی (CRI) حاصل از فراوانی در بخش‌های مختلف: منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۹

در شکل ۵ وضعیت توسعه بخش‌های مختلف ناحیه ساحلی غرب استان گیلان نمایش داده شده است. با توجه به این شکل می‌توان گفت شاخص CRI در طی سه دوره در اکثر بخش‌ها دارای رتبه D است، فقط در یک دوره رتبه CRI در بخش حویق B بوده است. در بقیه موارد رتبه شاخص ترکیبی در تمامی بخش‌ها و در طی سه دوره D و C بدست آمد.

جدول ۹. شاخص I موران محلی بر روی مقدار RDI حاصل از فراوانی شاخص‌های بهداشتی و آموزشی در ناحیه ساحلی غرب گیلان

بخش	مرکز بهداشتی و درمانی (۱۳۹۸)			نوع خوشه	خانه بهداشت (۱۳۹۰)			نوع خوشه
	LMiPValue	LMiZScore	LMiIndex		LMiPValue	LMiZScore	LMiIndex	
اسالم	-۰/۰۰۰۱	-۰/۸۸۷۲۲	-	-	-۰/۲۰۸۸۲	-۰/۰۰۰۰۴	-	
حویق	۰/۰۰۰۰۰	۰/۱۰۱۸۰	-	-	-۰/۰۴۸۹۰	-۰/۰۰۰۰۱	-	
کرگانرود	۰/۰۰۰۰۲	۰/۶۱۸۰۹	-	-	-۰/۰۶۸۲۲	-۰/۰۰۰۰۱	-	
لوندویل	-۰/۰۰۰۰۴	-۰/۲۲۲۸۵	-	-	-۰/۰۷۱۸۳	-۰/۰۰۰۰۳	-	
مرکزی آستارا	-۰/۰۰۰۰۴	-۰/۳۱۱۲۳	-	-	-۰/۰۴۸۹۰	-۰/۰۰۰۰۲	-	
مرکزی رضوانشهر	-۰/۰۰۰۱۲	-۱/۴۴۷۰۸	-	-	-۲/۰۸۰۵۸	-۰/۰۰۰۱۹	LH	
مرکزی تالش	۰/۰۰۰۰۴	۰/۹۰۹۰۷	-	-	۰/۱۱۸۶۴	-۰/۰۰۰۰۱	-	
پره سر	-۰/۰۰۰۲۴	-۲/۱۲۹۱۳	HL	-	-۱/۸۶۵۸۹	-۰/۰۰۰۲۳	-	
بخش	غسالخانه (۱۳۹۰)			نوع خوشه	روستا مهد (۱۳۹۸)			نوع خوشه
LMiPValue	LMiZScore	LMiIndex	LMiPValue		LMiZScore	LMiIndex		
اسالم	۰/۰۰۰۰۶	۰/۸۳۳۷۹	-	-	-۰/۹۶۴۰۱	-۰/۰۰۰۱۲	-	
حویق	۰/۰۰۰۰۰	۰/۰۸۳۴۸	-	-	۰/۰۹۳۹۹	۰/۰۰۰۰۰	-	
کرگانرود	-۰/۰۰۰۱۲	-۲/۰۵۹۱۹	HL	-	۰/۲۸۸۱۱	۰/۰۰۰۰۱	-	
لوندویل	-۰/۰۰۰۰۹	-۰/۶۷۵۵۲	-	-	۰/۰۸۳۶۷	-۰/۰۰۰۰۱	-	
مرکزی آستارا	-۰/۰۰۰۰۹	-۰/۷۸۶۶۱	-	-	۰/۰۳۵۰۰	-۰/۰۰۰۰۱	-	
مرکزی رضوانشهر	۰/۰۰۰۰۰	۰/۱۱۶۸۵	-	-	۲/۲۹۰۲۹	۰/۰۰۰۱۸	LL	
مرکزی تالش	-۰/۰۰۰۰۷	-۰/۶۹۹۷۳	-	-	۰/۴۴۲۸۷	۰/۰۰۰۰۲	-	
پره سر	۰/۰۰۰۰۰	۰/۲۵۷۲۲	-	-	۰/۸۳۹۶۹	۰/۰۰۰۰۶	-	
بخش	دبستان (۱۳۸۵)			نوع خوشه	راهنمایی (متوسطه اول) دخترانه (۱۳۹۰)			نوع خوشه
LMiPValue	LMiZScore	LMiIndex	LMiPValue		LMiZScore	LMiIndex		
اسالم	-۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۹۱۸۶	-	-	۰/۵۲۱۱۱	۰/۰۰۰۰۳	-	
حویق	-۰/۰۰۰۱۶	-۲/۰۸۷۸۱	LH	-	۱/۲۱۰۰۹	۰/۰۰۰۰۶	-	
کرگانرود	-۰/۰۰۰۰۱	-۰/۰۷۱۴۸	-	-	۱/۰۸۱۵۳	۰/۰۰۰۰۵	-	
لوندویل	-۰/۰۰۰۱۴	-۱/۱۸۴۷۳	-	-	۱/۱۸۳۸۹	۰/۰۰۰۱۰	-	
مرکزی آستارا	۰/۰۰۰۰۲	۰/۴۲۲۸۸	-	-	۰/۵۶۱۹	۰/۰۰۰۰۴	-	
مرکزی رضوانشهر	۰/۰۰۰۰۰	۰/۲۰۰۳۹	-	-	-۰/۰۵۴۹۱	-۰/۰۰۰۰۲	-	
مرکزی تالش	۰/۰۰۰۰۱	۰/۳۸۶۰۹	-	-	۲/۱۵۹۴۰	۰/۰۰۰۱۴	LL	
پره سر	-۰/۰۰۰۰۳	-۰/۰۶۱۰۹	-	-	-۰/۴۸۷۶۶	-۰/۰۰۰۰۸	-	
بخش	راهنمایی (متوسطه اول) دخترانه (۱۳۹۸)			نوع خوشه	راهنمایی (متوسطه اول) دخترانه (۱۳۹۸)			نوع خوشه
LMiPValue	LMiZScore	LMiIndex	LMiPValue		LMiZScore	LMiIndex		
اسالم	۰/۰۰۰۰۱	۰/۲۸۶۷۹	-	-	۰/۷۷۴۲۷	۰/۰۰۰۰۱	-	
حویق	۰/۰۰۰۰۶	۱/۱۹۴۷۰	-	-	۰/۲۳۲۲۱	۰/۰۰۰۰۶	-	
کرگانرود	۰/۰۰۰۰۸	۱/۵۷۲۹۲	-	-	۰/۱۱۵۷۴	۰/۰۰۰۰۸	-	
لوندویل	۰/۰۰۰۱۹	۱/۹۸۷۴۴	HH	-	۰/۰۴۶۸۷	۰/۰۰۰۱۹	-	
مرکزی آستارا	۰/۰۰۰۱۲	۱/۴۳۳۱۱	-	-	۰/۱۵۱۸۳	۱/۴۳۳۱۱	-	
مرکزی رضوانشهر	-۰/۰۰۰۰۳	-۰/۱۸۱۴۱	-	-	۰/۸۵۶۰۴	-۰/۰۰۰۰۳	-	
مرکزی تالش	۰/۰۰۰۱۰	۱/۴۹۴۷۷	-	-	۰/۱۳۴۹۷	۱/۴۹۴۷۷	-	
پره سر	-۰/۰۰۰۰۴	-۰/۰۹۹۰۹	-	-	۰/۹۲۱۰۶	-۰/۰۹۹۰۹	-	

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۹

بطور کلی باید گفت توسعه بهداشتی و آموزشی در این ناحیه از گیلان در حد مطلوبی نبوده و هنوز نیازمند کار بیشتری است. نتایج بدست آمده از شاخص I موران محلی نشان می‌دهد که در بیشتر شاخص‌های بهداشتی و



آموزشی ناحیه الگوی خاصی وجود ندارد. 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. عبارتی بخش پره سر نیز بعنوان یک ناخوشه با مقدار بالا تفاوت آشکاری با سایر بخش‌های ناحیه ساحلی غرب با مقادیر پایین است. 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 غسالخانه (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. 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 (جدول ۹).

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 لحاظ مکانی رفتار مشابه نداشته است. همانگونه که از جدول ۱۰ پیداست 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 (LMiIndex) در ۸ بخش مود مطالعه کاملاً واضح است. و عدم جهت‌گیری مقدار I به سمت +۱ و -۱ نشان دهنده عدم خودهمبستگی فضایی موجود در شاخص ترکیبی بخش‌ها در دوره ۱۳۸۵ است. 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 مجدداً بخش حویق بصورت 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 (جدول ۱۰).

جدول ۱۰. شاخص I موران محلی بر روی مقدار CRI حاصل از فراوانی در ناحیه ساحلی غرب استان گیلان

بخش	شاخص ترکیبی (CRI) سرشماری نوع خوشه (۱۳۸۵)			شاخص ترکیبی (CRI) سرشماری نوع خوشه (۱۳۹۰)			شاخص ترکیبی (CRI) سرشماری نوع خوشه (۱۳۹۸)		
	Lmi PValue	Lmi ZScore	Lmi Index	Lmi PValue	LMi ZScore	LMi Index	Lmi PValue	Lmi ZScore	Lmi Index
اسالم	-	۰/۸۳۴۱۸	-۰/۲۰۹۳۵	-	۰/۸۰۱۲۵	۰/۲۵۱۷۴	-	۰/۳۸۸۸۸	۰/۰۰۰۰۱
حویق	-	۰/۱۰۹۶۰	-۰/۵۹۹۹۷	-	۰/۰۳۰۰۴	-۰/۱۶۹۵۸	HL	۰/۰۰۰۱۶	-۰/۸۶۵۸۳
کرگانرود	-	۰/۷۴۴۹۰	۰/۳۲۵۳۸	-	۰/۸۰۹۳۸	-۰/۲۴۱۲۳	-	۰/۱۴۴۱۹	۰/۰۰۰۰۰
لوندویل	-	۰/۵۰۸۲۳	۰/۶۶۱۶۰	-	۰/۷۳۰۵۱	-۰/۳۴۴۴۴	-	۰/۱۵۲۵۵	-۰/۴۳۰۵۸
مرکزی	-	۰/۸۳۲۰۱	۰/۲۱۲۱۲	-	۰/۳۶۲۳۱	۰/۹۱۰۹۸	-	۰/۱۳۴۴۰	۰/۰۰۰۰۰



آستارا	-	-	-	-	-	-	-	-	-
مرکزی رضوانشهر	۰/۰۰۰۰۴	-۰/۳۴۹۷۵	۰/۷۲۶۵۳	-	-۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۴۶۱۰	۰/۹۶۳۳۳	-	-۰/۰۰۰۰۵
مرکزی تالش	۰/۰۰۰۰۲	۰/۴۹۲۱۴	۰/۶۲۲۶۲	-	۰/۰۰۰۰۰	۰/۲۵۸۴۲	۰/۷۹۶۰۸	-	۰/۲۴۵۳۳
پره سر	-۰/۰۰۰۰۹	-۰/۶۰۷۸۹	۰/۵۴۳۲۶	-	-۰/۰۰۰۰۳	-۰/۰۳۵۱۳	۰/۹۷۱۹۸	-	-۰/۱۲۹۰۲

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۹

جدول ۱۱. نتایج شاخص I موران محلی بر روی شاخص RDI و CRI

شاخص	شاخص I موران محلی بر روی RDI حاصل از فراوانی		
	نوع خوشه	بخش	فرضیه
مرکز بهداشتی و درمانی (۱۳۹۸)	HL	پره سر	H <sub>1</sub>
خانه بهداشت (۱۳۹۰)	LH	مرکزی رضوانشهر	H <sub>1</sub>
غسالخانه (۱۳۹۰)	HL	کرگانرود	H <sub>1</sub>
روستا مهد (۱۳۹۸)	LL	مرکزی رضوانشهر	H <sub>1</sub>
دبستان (۱۳۸۵)	LH	حویق	H <sub>1</sub>
راهنمایی (متوسطه اول) دخترانه (۱۳۹۰)	LL	مرکزی تالش	H <sub>1</sub>
راهنمایی (متوسطه اول) دخترانه (۱۳۹۸)	HH	لوندویل	H <sub>1</sub>
شاخص	شاخص I موران محلی بر روی مقدار CRI حاصل از فراوانی		
	نوع خوشه	بخش	فرضیه
شاخص ترکیبی (CRI) براساس فراوانی (۱۳۹۰)	HL	حویق	H <sub>1</sub>
شاخص ترکیبی (CRI) براساس فراوانی (۱۳۹۸)	HL	حویق	H <sub>1</sub>

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۹

در شاخص‌های مندرج در جدول ۱۱ فرض خلاف صفر مبنی بر تفاوت معنی‌دار بین شاخص‌ها در بخش‌های مختلف تایید می‌گردد. بنابراین نتایج دو شاخص I موران جهانی و I موران محلی (آنسلین) با هم متفاوت هستند. بنابراین می‌توان گفت ناحیه ساحلی غرب استان گیلان از لحاظ برخورداری یا عدم برخورداری شاخص‌ها به دو صورت همگن و غیرهمگن عمل می‌کند.

اما مهمترین نتایج بدست آمده از شاخص I موران محلی بر روی شاخص‌های بهداشتی و آموزشی زمانی است که این شاخص بر روی مقادیر شاخص ترکیبی (CRI) اعمال می‌گردد. در طی سه دوره یعنی ۱۳۸۵، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۸ شاخص I موران در ۲ مورد از ۳ مورد، حالت خوشه‌ای و در یک 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، کاهش برخی دیگر از شاخص‌های اتفاق افتاده است. همینطور خوشه‌ای شدن شاخص CRI در دهه ۱۳۹۰ و ۱۳۹۸ باعث عدم همگنی مکانی 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 (جدول ۱۱).

### نتیجه‌گیری و دستاورد علمی پژوهشی

عموماً میزان توسعه‌یافتگی بخش‌های مختلف یک ناحیه یکسان نبوده در بخش‌های آموزشی، بهداشتی، اقتصادی، خدمات و رفاه اجتماعی، کشاورزی و صنعت آن عدم تجانس و ناهمگنی به چشم می‌خورد، و این موضوع باعث رشد و توسعه نابرابر نواحی می‌شود، به طوری که با نگاه به توزیع مکانی شاخص‌ها می‌توان گفت که آنها به شکل

همگن توزیع نشده‌اند. به همین خاطر سطح‌بندی نواحی بر اساس برخورداری از شاخص‌های مختلف توسعه بسیار مهم است. هدف اصلی این پژوهش علاوه بر سطح‌بندی بخش‌های مختلف ناحیه ساحلی غرب استان گیلان، نیز تغییرپذیری مکانی - زمانی شاخص‌ها در طی دوره‌های مختلف سرشماری بوده است. بدین منظور از ۴ شاخص بهداشتی و ۶ شاخص آموزشی استفاده شد. نتایج حاکی از آن است که اجرای شاخص توسعه روستایی (RDI) بر روی تک تک شاخص‌های بهداشتی و آموزشی، تغییرات مکانی و زمانی را در برخی از آنها نشان می‌دهد اما در طی سه دوره سرشماری تغییرات چشمگیری که با ارتقاء سطح این دو شاخص همراه باشد اتفاق نیفتاده، و تغییرات در حدی نبوده است که سطح توسعه را از مرتبه D و C به مرتبه B و A هدایت کند. همچنین شاخص ترکیبی نتایج (CRI) که برآیند مولفه‌های مختلف شاخص توسعه روستایی است نشان داد تغییر سطح شدیدی در طی زمان و مکان در ناحیه مورد مطالعه نیفتاده است و رتبه D در بیشتر شاخص‌های بهداشتی و آموزشی حاکم بوده است. همچنین بررسی مکانی شاخص‌ها با آماره I موران جهانی و محلی نشان از الگوی خوشه‌ای برخی شاخص‌ها در مکان و زمان دارد، اما در اغلب شاخص‌ها حالت غیرخوشه‌ای یا تصادفی برقرار بوده است. البته در برخی از شاخص‌ها از قبیل دبیرستان (پسرانه و دخترانه) الگوی خوشه‌ای وجود داشته است. بطور کلی ۸ بخش ساحلی واقع در سه شهرستان آستارا، تالش و رضوانشهر تغییرات اساسی از لحاظ کمیت شاخص‌های آموزشی و بهداشتی را نشان نداده است.

#### منابع

- بهرامی، رحمت‌الله؛ و رضایی، منصور. (۱۳۹۴). تحلیلی بر میزان توسعه‌یافتگی بخش بهداشتی و درمانی شهرستان‌های استان کردستان با استفاده از روش تاپسیس خطی، فصلنامه علمی-پژوهشی اطلاعات جغرافیایی (سپهر)، ۲۴ (۹۶)، ۳۹-۴۹.
- خداوردی، احمد؛ فروزانی، معصومه؛ یزدان پناه، مسعود و عبدشاهی، عباس. (۱۳۹۷). کاربرد روش‌های ادغام در تعیین سطوح توسعه-یافتگی روستایی (مورد مطالعه دهستانهای شهرستان ایرانشهر). علوم ترویج و آموزش کشاورزی ایران، ۱۴ (۱)، ۲۴۷-۲۶۷.
- مرصوسی، نفیسه؛ و بهرامی پاره، رحمت اله. (۱۳۹۰). توسعه پایدار روستایی. (چاپ اول). تهران: پیام نور.
- 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., and 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.
- Bryden, John. 2003, "Rural Development Indicators and Diversity in the European Union, "University of Aberdeen and Rural Policy Research Institute Fellow, 2003.
- Cho. S. H., and Newman. D. H., (2005). Spatial analysis of rural land development. Forest Policy and Economics, 7, 732-744.
- Cho. S. H., Kim. S. G., Clark. C. D., and Park. W. M., 2007, Spatial analysis of rural economic development using a locally weighted regression model, Agricultural and resource economics review, 36(1), 24-38.
- Hu. Z., Wang. Y., Liu. Y., Long. H., and 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., and 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., and 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., and 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.
  - Kim. T. H., and Yang. S. R., (2016). Construction of the Rural Development Index: The Case of Vietnam. *Journal of Rural Development*, 39 (Special Issue), 113-142.
  - Li. T., Cao. X., Qui. M., and 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., and 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.
  - 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., and Moldovan. O., (2019). Determining Local Economic Development in the Rural Areas of Romania. Exploring the Role of Exogenous Factors. *Sustainability*, 11(1), 1-24.
  - Rezvani. M. R., Tahmasi. B., and Ghorbani. M., Spatial Analysis of Non-Resident Agriculture Holders in Rural Areas of Iran, *Journal of sustainable rural development*, 3 (1-2), 31-44.
  - Torres. M. O., Vosti. S. A., Maneta. M. P., Wallender. W. W., Rodrigues. L. N., Bassoi. L. H., and 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., and Xiaolong. L. (2013). Changing Rural Development Inequality in Jilin Province, Northeast China. *Chinese Geographical Science*, 23(5), 620-633.
  - Bahrami. R., and 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.
  - Marsousi. N., and Bahrami Paveh. R. (2011). Sustainable rural development. (1<sup>th</sup> Ed.). Tehran: Payam Noor University. (in Persian).
  - Khodaverdi. A., Forouzani. M., Yazdanpanah. M., and Abdeslahi. A. (2018). Application of the Integration Techniques in Determining the Level of Rural Development (The Case of Iranshahr's Rural Districts). *Iranian Agricultural Extension and Education Journal*, 14(1), 229-247. (in Persian).