پژوهش‌های روستایی، دورهٔ ۵، شمارهٔ ۱، بهار ۱۳۹۳
صفحهٔ ۱۳۷-۱۵۸

الگوسازی روندهای فضایی جمعیت روستایی براساس میانگین متحرک فضایی

حسنعلی فرجی سبکبار* ــ دانشیار دانشکدهٔ جغرافیا و عضو قطب برنامه‌ریزی روستایی دانشگاه تهران

دریافت مقاله: ۱۳۹۲/۵/۲۶ پذیرش نهایی: ۱۳۹۲/۱۲/۱۲

چکیده

فضا دارای سلسله‌مراتبی است که در هر سطح، بافت و الگویی متفاوت را شکل می‌دهد. برای تحلیل فضا به ابزارهایی نیاز است که بتوان با آنها روندهای جمعیتی در کشور را به‌نحو مطلوب الگوسازی کرد و جمعیت را در سطح مناطق پیش‌بینی کرد. توزیع و پراکندگی جمعیت به عوامل مختلفی بستگی دارد که در سطوح و مقیاس‌های مختلف عمل می‌کنند و بافت‌های فضایی متفاوتی را به‌وجود می‌آورند. در مدل‌سازی روندهای فضایی، مفاهیمی مانند MAUP، واحدهای فضایی، سلسله‌مراتب فضایی، میانگین متحرک فضایی، ماتریس وزن جغرافیایی، و روندهای فضایی مطرح می‌شود که برآیندشان شکل‌گیری ساختارهای فضایی است. برای انجام تحقیق حاضر، از داده‌های سرشماری عمومی نفوس و مسکن سال ۱۳۸۵ استفاده شد. این اطلاعات در سطح واحدهای شش‌گوش فضایی با هم تلفیق شدند، سپس واحدهای همسایگی مشخص گردید و میانگین متحرک فضایی برای آنها محاسبه شد. در مرحلهٔ بعد، تحلیل نتایج صورت گرفت. برای عرضهٔ نتایج و یافته‌های تحقیق، از نقشه و نمودار استفاده شد. نمودارها با توجه به درجهٔ میانگین متحرک فضایی، الگوهایی مشخص را نشان می‌دهند. داده‌ها نیز به نقشه تبدیل شدند تا وضعیت روندهای فضایی را نشان دهند. نقشه‌ها در مقیاس‌های مختلف الگوهای متفاوتی را ارائه می‌کنند. توزیع و پراکندگی جمعیت روستایی ایران، از الگوی فضایی ویژه‌ای تبعیت می‌کند. با میانگین متحرک‌های درجهٔ پایین‌تر، روندهای محلی شکل می‌گیرند و با افزایش درجهٔ میانگین متحرک فضایی، روندهای محلی به روندهای عمومی تبدیل می‌شوند.

کلیدواژه‌ها: روندهای فضایی، سری‌های زمانی، ماتریس وزن فضایی، میانگین متحرک فضایی.

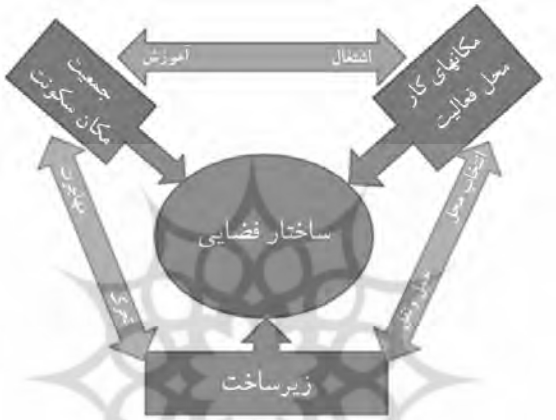
---

* نویسندهٔ مسئول: hfaraji@ut.ac.ir

مقدمه

جمعیت ایران در سال ۱۳۸۵، برابر با ۷۰ میلیون نفر بود و در سال ۱۳۹۰ به ۷۵ میلیون نفر رسید. بخش وسیعی از جمعیت ایران همچنان در مناطق روستایی سکونت دارند. توزیع و پراکندگی جمعیت در کشور پهناوری مانند ایران یکنواخت نیست. هرچند در توزیع جغرافیایی جمعیت ایران عوامل طبیعی به‌عنوان مهم‌ترین عامل شناخته می‌شوند، اما شرایط اقتصادی و اجتماعی و سیاسی نیز در این زمینه نقش مؤثری دارند. یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر توزیع جمعیت، سرمایه‌گذاری انجام‌شده در طی زمان است. برخی مکان‌ها که پتانسیل بالایی برای جذب جمعیت دارند، مکان‌های پرجمعیت کشور را می‌سازند؛ در مقابل برخی مناطق فاقد جذابیت‌اند و جمعیت در آنها پراکنده است. تمرکز جمعیت در برخی مناطق پیامدهای سیاسی و اقتصادی‌ای به‌همراه دارد که باعث برهم‌خوردن توازن و تعادل‌های منطقه‌ای می‌شود. افزایش جمعیت، با ایجاد فشار بر منابع آب و خاک و تقاضا برای خدمات، تعادل اکولوژیک مناطق را برهم می‌زند و توسعهٔ پایدار را با دشواری‌هایی همراه می‌سازد. جمعیت روستایی نیازهای متعدد خدماتی‌ـ رفاهی دارد که باید تأمین شود. الگوی توزیع و پراکندگی جمعیت بر سامانه و نحوهٔ خدمات‌رسانی به مناطق روستایی مؤثر است. الگوی جمعیتی مناطق با جمعیت پراکنده و کم‌تراکم، متفاوت از مناطق فشردهٔ جمعیتی است؛ بنابراین شناخت روند و توزیع‌های جمعیتی می‌تواند در خدمات‌رسانی بهتر به مناطق روستایی و دستیابی به محیط پایدار اثربخش باشد. جامعهٔ پایدار نیازمند شغل و کسب درآمد است. ایجاد شغل و کسب درآمد برای اقتصاد مناطق روستایی و خانوارهای روستایی اهمیت فراوانی دارد. تأثیر تمرکز جمعیت بر درآمدزایی خانوار و کارآفرینی در مناطق روستایی می‌تواند مثبت یا منفی باشد. تراکم جمعیت بازار بسیار مناسبی را برای محصولات تولیدشده در مناطق شهری و روستایی فراهم می‌آورد، که خود فرصتی برای توسعهٔ این مناطق قلمداد می‌شود. تقاضا برای شغل در مناطق پرجمعیت بالاست و برنامه‌ریزی دقیق‌تری برای کارآفرینی و توسعه در این مناطق صورت می‌گیرد.

برنامه‌ریزی فضایی و منطقه‌ای به‌دنبال تعادل‌بخشیدن به ساختارهای محل فعالیت و محل زیرساخت‌ها و محل جمعیت است (شکل ۱) و بر الگوی توزیع جمعیت و فعالیت‌ها در مقیاس‌های فضایی اثر می‌گذارد. شناخت چگونگی توزیع جمعیت در سطح سرزمین می‌تواند در موفقیت برنامه‌های توسعهٔ سرزمین و درنهایت توسعهٔ پایدار مؤثر باشد.



شکل ۱. عوامل مؤثر بر ساختار فضایی جمعیت روستایی

شناخت محل جمعیت و سکونت آن از اجزای اصلی سیستم ساختار فضایی به‌شمار می‌آید، ازاین‌رو شناخت صحیح جمعیت و خصوصیات آن ضرورت می‌یابد. یکی از موضوعات اساسی شناخت جمعیت، کشف روندها و نحوهٔ توزیع و پراکندگی جمعیت، ازجمله جمعیت روستایی کشور است، که در رسیدن به اهداف برنامه‌های توسعهٔ روستایی اهمیت بسیاری دارد. این الگوها تحت تأثیر ساختار فضایی و سلسله‌مراتب مقیاس‌بندی فضایی قرار دارند. کشف الگوهای فضایی مستلزم انتخاب واحدهای فضایی مناسب است. اطلاعات جمعیتی در مقیاس خانوار و فرد جمع‌آوری و در قالب بلوک‌ها و حوزه‌های آماری تلفیق می‌شوند. در مرحلهٔ بعد، اطلاعات محله‌ها و نواحی مناطق شهری و روستایی استخراج می‌شوند. این اطلاعات با هم تلفیق

می‌شوند و داده‌های دهستان، بخش، شهرستان و استان و درنهایت اطلاعات ملی را می‌سازند. تلفیق این اطلاعات سطح بالاتری از داده‌ها را در اختیار می‌گذارند که از نظر ترکیب، با سطوح پایین و مقیاس‌های دیگر متفاوت‌اند و هرکدام الگو و بافت و روندی خاص را در سطح فضای ملی می‌سازند. کشف این الگوها ضمن آنکه خصوصیات توزیع و پراکندگی جمعیت و رفتار فضایی‌شناسی جمعیت را آشکار می‌سازند، در مطالعات و برنامه‌ریزی‌های روستایی و سرزمینی نیز مؤثرند.

هدف تحقیق حاضر این است که با استفاده از ابزارهای تحلیل فضایی به الگوسازی روندهای جمعیتی در کشور و پیش‌بینی جمعیت در سطح مناطق بپردازیم.

مبانی نظری

جغرافی‌دانان از دیرباز به مطالعهٔ الگوی فضایی پراکندگی اشیای فضایی و عوارض جغرافیایی علاقه‌مند بوده‌اند. درک الگوهای فضایی از موضوعات اصلی تحقیقات جغرافیایی به‌شمار می‌آید. از زمان انقلاب کمّی در جغرافیا (Griffith, Chun et al., 2013) علاقهٔ روزافزونی به روش‌های آماری برای واکاوی چنین الگوهایی به‌وجود آمده است (Andresen, 2009). در گذشته، بیشتر تحلیل‌های فضایی به فرضیه‌های توزیع تصادفی و یکنواخت اشیا و درجهٔ خوشه‌ای‌شدن آنها مربوط می‌شد. اما توسعهٔ فناوری‌هایی مانند GIS و GPS، تولید و مدل‌سازی داده‌ها را دگرگون کرد و افق‌های جدیدی را برای مدل‌سازی داده‌ها گشود. پس از آن، تحقیقات فراوانی در این زمینه صورت پذیرفت و موضوعاتی مانند وابستگی فضایی، پیوندهای فضایی، ناهمگونی فضایی، اثر مقیاس فضایی، سلسله‌مراتب فضایی و مانند آن در مدل‌های فرایند فضایی به‌کار گرفته شدند (Anselin and Getis, 2010).

کشف الگوهای فضایی ما را به‌سوی شناخت عوامل مؤثر بر الگوها و تبیین پدیده‌ها رهنمون خواهد کرد. الگوهای فضایی پراکنش اشیای فضایی ممکن است ناشی از عواملی مانند اقلیم، ارتفاع، توپوگرافی و منابع آب و خاک و دسترسی به راه‌ها، منابع معدنی و مانند آن باشد.

نظریه‌های متعددی برای کشف و تبیین این الگوها ارائه شده است. متخصصان اقتصادسنجی فضایی مانند انسلین (Anselin and Hudak, 1992) و جغرافی‌دانانی چون فاترینگهام (Fotheringham, 2000)، لوید (Lloyd, 2007)، رپلی (Ripley, 1981)، و گریفس (Griffith, 2011) از کارشناسان مطرح در این زمینه‌اند.

مفهوم تحلیل فضایی، یافتن الگوها در داده‌های فضایی است تا منجر به شناسایی خودهمبستگی یا پیوند فضای شود (Ord and Getis, 2001). در تحلیل‌های فضایی اغلب می‌بایست تعیین شود که آیا الگوی فضایی قابل شناسایی وجود دارد یا خیر. روش‌های متعددی برای شناسایی الگوهای فضایی مطرح شده‌اند، که ازجمله می‌توان به شاخص موران اشاره کرد. از شاخص موران برای آزمون فرضیهٔ صفر استفاده می‌شود و طبق آن، خودهمبستگی فضایی متغیر صفر است. اگر فرضیهٔ صفر رد شود، گفته می‌شود که از نظر آماری الگوی فضایی وجود دارد (Ibid).

داده‌های مانا و غیرمانای فضایی

زمانی‌که مقادیر داده از یک توزیع به‌دست آمده باشند، دارای میانگین، انحراف معیار، و کوواریانس‌های یکسان هستند و داده‌ها کاملاً همگون و به‌طور کلی تمام زیرنواحی باهم برابرند. این نوع توزیع را توزیع مانا گویند. در اغلب موارد چنین نیست و مکان‌هایی که نزدیک هم هستند شباهت بیشتری به هم دارند و با افزایش فاصله شباهت مکان‌ها کم می‌شود. در چنین حالتی ویژگی‌های عمومی (میانگین، واریانس، چولگی و کشیدگی) محو می‌شوند (Longley, 1997). این اثر فضایی اغلب به‌وسیله واریوگرام‌ها مدل‌سازی می‌شود. واریوگرام‌ها روند تغییر در شباهت و عدم شباهت بین همسایگان را با افزایش فاصله مدل‌سازی می‌کند. زمانی‌که در سطح منطقهٔ مورد مطالعه روند ثابت است و مناطق شبیه‌اند، فرایند مانایی ذاتی را بروز می‌یابد (Brunsdon, Fotheringham et al., 1998). اگر تغییرات از واحد مورد نظر به اطراف به‌سوی

عدم شباهت میل پیدا کند، در این‌صورت مانایی ذاتی وجود ندارد. میانگین و واریانس و کوواریانس برای داده‌های هر زیرناحیه خارج از مانایی ذاتی قرار می‌گیرد.

مقیاس‌بندی فضایی

در برنامه‌ریزی فضایی سطوح و مقیاس‌های متفاوت ملی، منطقه‌ای، ناحیه‌ای و محلی وجود دارد. هریک از این سطوح دارای ویژگی‌هایی هستند که در ارزیابی و برنامه‌ریزی فضایی می‌بایست به آن توجه کرد. برای سهولت در برنامه‌ریزی‌های فضایی، فضا به واحدهای کوچک‌تر قابل مدیریت تقسیم می‌شود. اندازهٔ واحدها مقیاس فضایی را تعیین می‌کند (Purvis, 2004). گیبسون و همکارانش، مقیاس را به‌عنوان بُعد استفاده‌شده برای اندازه‌گیری پدیده‌ها تعریف می‌کنند که مجموعه‌ای متفاوت از پدیده‌ها را شامل می‌شود و به سلسله‌مراتبی از درجات گسسته یا سطح تقسیم می‌شود (Gibson, 1998). دلانی، مقیاس جغرافیایی را چنین تعریف می‌کند: سلسله‌مراتبی از فضاهای دارای مرز با اندازه‌های مختلف (Delaney, 1997). در سلسله‌مراتب تودرتو فضاها دارای مرز مشخص‌اند و هر سطح سطوح پایین‌تر از خود را پوشش می‌دهد (Mayr, 1982).

روندهای فضایی

هر پدیدهٔ جغرافیایی و مکانی ساختار مشخصی دارد که الگوهای فضایی پدیده‌ها را می‌سازد. روندهای فضایی از باارزش‌ترین و جامع‌ترین ابزارهای تحلیل فضایی به‌شمار می‌آیند. در تحلیل روندهای فضایی الگوهای تغییر، خصوصیات فضایی و غیرفضایی همسایگی هر واحد فضایی کشف می‌شود (Zarnani et al., 2006)؛ ازجمله اینکه: روند تغییرات جمعیتی چگونه است؟ و آیا جمعیت از شمال به جنوب افزایش می‌یابد یا از شرق به غرب؟ کشف چنین الگوهایی می‌تواند در آمار فضایی با حذف و هموارسازی تغییرات جزئی ـ ازجمله میانگین‌های متحرک فضایی ـ صورت پذیرد.

میانگین متحرک فضایی

ایدهٔ میانگین متحرک فضایی از مدل‌های سری‌های زمانی گرفته شده است. در تحلیل سری‌های زمانی، ارزیابی سطوح سری‌ها و شناسایی برخی دوره‌های زمانی رایج است. برای این منظور، از ابزارهایی مانند میانگین ساده یا متحرک برای هموارسازی سری‌ها استفاده می‌شود (Rothman, 2012). برای هموارسازی سری زمانی می‌توان سطوح عمومی سری‌ها را به‌صورت ساده یا سطح تغییرکننده طی زمان به‌عنوان میانگینی متحرک درنظر گرفت. در میانگین متحرک از هر داده به‌عنوان وزن در محاسبهٔ میانگین استفاده می‌شود. میانگین براساس تعداد مشابهی بنا نهاده شده است که از مبدأ معین از زمان شروع می‌شود و تا انتها پیش می‌رود. در هر مرحله، از تعداد معینی مشاهده برای محاسبهٔ میانگین استفاده می‌شود. تعداد مشاهده‌های استفاده‌شده در مدل، درجهٔ سری زمانی[1] را شکل می‌دهند. میانگین متحرک، نوسان‌های نامنظم را هموار می‌سازد. با توجه به تعداد مشاهدات واردشده در مدل، هموارسازی می‌تواند هفتگی، ماهیانه فصلی و سالیانه باشد. برای مثال، اگر در محاسبه‌ها از داده‌های یک هفته استفاده شود، تأثیر روزانه حذف و روند هفتگی نشان داده می‌شود. بسط هموارسازی به درجهٔ سری زمانی بستگی دارد. هرچه درجه‌های بالاتری از سری زمانی درنظر گرفته شود، سطح هموارسازی گسترش می‌یابد و سطح هموارتری به‌دست خواهد آمد (Yaffee and McGee, 2000).

ماتریس وزن جغرافیایی

براساس نخستین قانون جغرافیا، مکان‌هایی که نزدیک هم هستند شباهت بیشتری به یکدیگر دارند و هرچه فاصله افزایش یابد شباهت بین مکان‌ها کم می‌شود. برمبنای این قاعده، در

1. The order of the series

تحلیل‌های فضایی بین مقادیر هر واحد فضایی و همسایگان ارتباطی وجود دارد (Anselin, 1988). چنین ارتباطی براساس ماتریس وزن جغرافیایی اندازه‌گیری می‌شود. ماتریس وزن جغرافیایی، ساختار فضایی داده را با تعیین همسایگان هر واحد فضایی تعیین می‌کند (Longhi, 2005). روش‌های متعددی برمبنای مجاورت یا فاصله و معکوس فاصله و درجهٔ همسایگی برای تعیین ماتریس وزن جغرافیایی وجود دارد (Gavrilova, 2009). مکان‌هایی که در فاصلهٔ معینی قرار می‌گیرند، وزن بیشتر از صفر و مکان‌های دور وزن صفر دریافت می‌کنند. انتخاب روش مناسب برای محاسبهٔ وزن ماتریس وزن جغرافیایی، روی نتایج تحقیق اثر مستقیم دارد (Keilbach, 2000). این ماتریس، اطلاعاتی را درمورد رابطهٔ متقابل فضایی بین واحد فضایی i و n ناحیهٔ پیرامونش در اختیار می‌گذارد. عناصر wii روی قطر صفر هستند. اگر مقدار wij بیش از صفر و ازجمله یک باشد (درحالت صفر و یک)، نشان می‌دهد که ناحیهٔ i از نظر فضایی به ناحیهٔ J متصل است (Ertur and Gallo, 2003).

تحلیل الگوهای فضایی- جمعیت

فضا باتوجه به مقیاس‌بندی فضایی، سلسله‌مراتبی دارد. هدف تحقیق حاضر، کشف الگوهای فضایی-جمعیت در سلسله‌مراتب فضایی است. در سطح خرد، واحدهای همسایگی پیرامون مطرح می‌شوند. با بسط تعداد همسایگان سطح تعمیم افزایش می‌یابد و به سطح درشت‌تری از بافت فضایی می‌رسیم که تصویری متفاوت از سطح خرد را ارائه می‌دهد. با افزایش تعداد واحدهای همسایگی و حذف تأثیرات جزئی می‌توان الگوهای کلان توزیع و پراکندگی جمعیت را یافت. برای بسط مدل‌های کلان‌تر، تعداد همسایگان افزایش می‌یابند.

ساخت الگوهای تحلیل فضایی در این تحقیق برگرفته از سری‌های زمانی است، که می‌توان روندهای کلی، روندهای ماهیانه، فصلی، سالیانه و دوره‌ای را برای آن در نظر گرفت. در هر سطح، تأثیرها و فرایندهای جزئی سطح پایین‌تر حذف می‌شوند و الگوهای سطح بالاتر به‌دست می‌آیند. در سری‌های زمانی فرض می‌شود که براساس روند موجود در داده‌های تاریخ می‌توان

آینده را پیش‌بینی کرد، و می‌توان در داده‌ها الگوها و روندهای مختلف ماهیانه، فصلی، سالیانه و دوره‌ای را کشف کرد. براساس نظریهٔ تابلر، که به‌عنوان قانون اول جغرافیا نیز شناخته می‌شود و مبنای تحلیل‌های فضایی را تشکیل می‌دهد، مکان‌هایی که نزدیک هم هستند شباهت بیشتری به هم دارند و با افزایش فاصله شباهت مکان‌ها کاهش می‌یابد. پس در داده‌های جغرافیایی نیز نوعی نظم فضایی وجود دارد که می‌توان آنها را کشف کرد. برای تحلیل فضایی و میزان شباهت مکان‌ها به هم، مقیاس فضایی یا توان تفکیک فضایی مطرح می‌شود. با استفاده از ابزارهای تحلیلی می‌توان داده‌ها را در هم ادغام کرد و به واحدهای درشت‌تری رسید، یا اینکه واحدهای درشت را به واحدهای خردتر تقسیم کرد. این فرایند را می‌توان با روش‌های مختلف دنبال کرد. با توجه به سلسله‌مراتب فضایی واحدها انتظار می‌رود که هر سطحی K=[۶،۲۰،۳۰،...،۱۲۰] بافت‌های متفاوتی داشته باشد. در هر مرحله از فرایند مذکور، تأثیر جزئی مرحلهٔ قبل حذف می‌شود و بافت درشت‌تری به‌دست می‌آید. ترسیم نقشه‌ها براساس این سلسله‌مراتب فضایی الگوهای فضایی، پراکندگی جمعیت خاص خود را می‌سازند.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر، تعمیمی از مدل‌های سری زمانی است که بسط آن بر واحدهای فضایی انجام شده و محور اصلی تحقیق براساس میانگین متحرک فضایی SMA است. از نرم‌افزار ARCGIS10 برای ترسیم نقشه و کارتوگرافی نتایج تحقیق، و از نرم‌افزار Matlab 2013 برای کدنویسی، انجام محاسبه‌ها و تولید نمودارها استفاده شده است. فرایند انجام تحقیق در ادامه آمده است:

۱. تهیهٔ داده‌ها و اطلاعات پایه: برای انجام تحقیق از داده‌های سرشماری عمومی نفوس و مسکن سال ۱۳۸۵ استفاده شده است. ابتدا از شاخص‌های مختلف جمعیتی برای انجام تحقیق استفاده شد و به‌دلیل حجم بالای خروجی‌ها و نتایج فقط به آمارهای مربوط به تعداد جمعیت اکتفا شد.

۲. ساخت واحدهای پایه: نخستین گام برای انجام تحلیل‌های فضایی، انتخاب واحدهای پایهٔ فضایی است. در مطالعات عمدتاً تقسیمات کشوری به‌عنوان واحد پایه در نظر گرفته می‌شود. به‌رغم مزایای زیاد استفاده از تقسیمات کشوری منطبق با نظام اداری و مدیریت سرزمینی، تحلیل‌های فضایی و به‌ویژه تحلیل‌های محلی عمدتاً تحت تأثیر اندازه و فرم واحدهای فضایی هستند و نمی‌توان آنها را به‌خوبی مدیریت کرد. واحدهای تقسیمات کشوری در سطح گسترده ـمانند ایرانـ دارای اندازه‌های متفاوتی هستند و ازنظر تعداد جمعیت، تعداد نقاط روستایی و مساحت کاملاً با یکدیگر متفاوت‌اند و فرم و شکل‌شان نیز با هم فرق می‌کند. اثر فرم و مقیاس واحدهای فضایی به‌عنوان اثر MAUP شناخته می‌شود، که برای حذف آن و اطمینان از اینکه نتایج تحلیل تحت تأثیر شکل و فرم و اندازهٔ واحدها قرار نمی‌گیرد، از اشکال متحدالشکل استفاده می‌شود. رویکردهای متفاوتی در این زمینه وجود دارد، مانند شکل چهارگوش، شش‌گوش، مثلثی و جز آن. در این تحقیق از شکل شش‌گوش استفاده شده، که در مطالعات جغرافیایی دارای سابقهٔ بسیار طولانی است. ازسویی، در تحلیل همسایگی این شکل به دایره نزدیک‌تر است و تعریف فاصله در جهت‌های شش‌گانه بهتر انجام می‌شود. البته شکل و نوع واحدها اختیاری است و پژوهشگر می‌تواند با توجه به پیشینهٔ تحقیق آن را برگزیند.

۳. تلفیق اطلاعات: پس از ساخت واحدهای فضایی، پایهٔ اطلاعات نقاط روستایی باید به واحدهای شش‌ضلعی منتقل شود و داده‌های هر واحد فضایی باهم تلفیق شوند. برای تلفیق، به هر واحد فضایی یک کد منحصربه‌فرد اختصاص یافت و سپس با کمک Spatial Join کد واحدهای فضایی به نقاط روستایی منتقل شد. در مرحلهٔ بعد براساس کد واحدهای فضایی، خلاصهٔ آماری جمع‌کل آمارهای مربوط به جمعیت (تعداد جمعیت، تعداد خانوار، تعداد زن، و تعداد مرد) محاسبه شد. در مرحلهٔ بعد براساس کد منحصربه‌فرد جدول تلفیق‌شده به چندضلعی‌ها متصل شدند. واحدهای فضایی که جمعیت‌شان برابر صفر بود حذف شدند و

درنهایت ۲۳۹۱ واحد فضایی شش‌گوش باقی ماند (تا این مرحله فرایند کار در محیط ARCGIS و از این مرحله به بعد فرایند کار در محیط متلب انجام شد).

۴. تعیین K نزدیک‌ترین همسایه KNN: برای تعیین نزدیک‌ترین همسایه براساس فاصلهٔ اقلیدسی، فاصلهٔ بین تمام شش‌ضلعی‌ها محاسبه شد. برای این منظور، فاصلهٔ هر شش‌ضلعی i با سایر شش‌ضلعی‌ها j به‌دست آمد. چندضلعی‌ها براساس فاصله مرتب می‌شوند. در هر مرحله براساس K، k همسایه اول انتخاب می‌شوند. مقادیر k در این تحقیق ۶، ۲۰، ۳۰، ۴۰، ۵۰، ۶۰، ۷۵، ۹۰، ۱۰۵ و ۱۲۰ در نظر گرفته شده است. پس از آنکه محاسبات هر واحد فضایی انجام شد، درنهایت ماتریس همسایگی به‌دست آمد که ابعاد آن $N \times K$ است. N تعداد واحدهای فضایی و K تعداد همسایه است که با تغییر K ابعاد آن نیز تغییر می‌یابد. با توجه به تعداد K در این تحقیق ۱۰ ماتریس همسایگی با ابعاد مختلف به‌دست آمد.

۵. محاسبهٔ وزن جغرافیایی: برای محاسبهٔ وزن جغرافیایی و Lagهای فضایی، روش‌های مختلفی وجود دارد که در این تحقیق براساس رابطهٔ $1/k$ وزن جغرافیایی محاسبه شد.

برای مثال با مقادیر K برای ۶، ۲۰ و ۳ مقادیر وزن جغرافیایی عبارت خواهد بود:

$$w_k = \begin{Bmatrix} k = ۶ & \frac{۱}{۶} = ۰/۱۷ \\ k = ۲۰ & \frac{۱}{۲۰} = ۰/۰۵ \\ k = ۳۰ & \frac{۱}{۳۰} = ۰/۰۳ \end{Bmatrix}$$

۶. محاسبهٔ میانگین تعداد جمعیت هر واحد فضایی براساس k همسایه: میانگین وزنی متحرک فضایی براساس ماتریس همسایگی بردار همسایگان از ماتریس استخراج می‌شود و مقادیر جمعیت هر واحد فضایی k تعیین و در وزن جغرافیایی ضرب می‌شود، سپس جمع کل

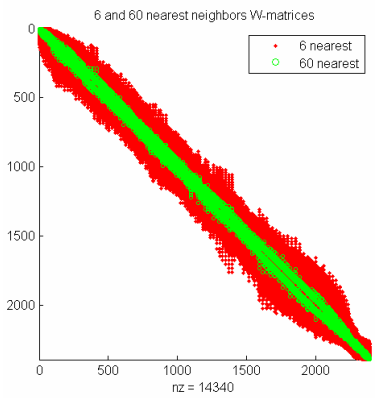
آن محاسبه می‌گردد. مقدار حاصل، میانگین وزنی متحرک فضایی است که به شش‌ضلعی مبدأ اختصاص می‌یابد. این فرایند برای سایر واحدها (۲۳۹۱ واحد فضایی) ازنو تکرار می‌شود. حاصل بردار میانگین وزنی متحرک، فضایی است که براساس کد منحصربه‌فرد به نقشه متصل شده است و نقشه‌های مربوط به آن ترسیم می‌شود.

۷. حذف تأثیرات سلسله‌مراتب فضایی: در مرحله‌ای که براساس k همسایه مقدار سلول برآورد می‌شود، داده‌ها تعمیم می‌یابند و تأثیر جزئی آن سطح فیلتر می‌شود و بافت درشت‌تری به‌دست می‌آید. پس از آنکه میانگین در هر مرحله محاسبه شد، به شش‌ضلعی اختصاص می‌یابد و در سطح بعدی میانگین متحرک فضایی براساس میانگین متحرک فضایی مرحلهٔ قبل به‌دست می‌آید. به این ترتیب، تأثیرات سطح پایین‌تر حذف می‌شوند و برای رسیدن به نتیجهٔ مطلوب، بهتر است سلسله‌مراتب را رعایت کرد.

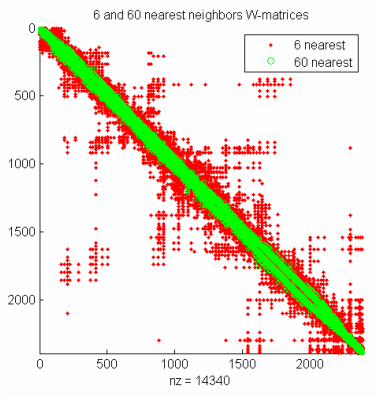
۸. تحلیل آماری و کارتوگرافی

تحلیل یافته‌ها

توزیع و پراکندگی جمعیت ایران از عوامل مختلفی تأثیر می‌پذیرد. کشف الگوی فضایی و نحوهٔ پراکندگی جمعیت در شناخت بهتر رفتار فضایی جمعیت، برنامه‌ریزی و آمایش سرزمین بسیار مفید و مؤثر است. برای محاسبهٔ روندهای فضایی، از ماتریس وزن جغرافیایی استفاده شده است. انتخاب همسایگی و واحدهای مجاور، روی نتایج تحقیق تأثیر مستقیم می‌گذارند. شکل‌های ۲ و ۳ اثر تعداد واحدهای فضایی (درجهٔ فضایی) و همچنین اثر روش محاسبهٔ وزن فضایی را روی وزن فضایی نشان می‌دهند. همان‌طورکه در نمودار مشخص است، با افزایش تعداد همسایگان (درجهٔ بالاتر) وزن واحدهای فضایی کاهش می‌یابد. این کاهش در روش KNN متفاوت از روش سطر-تصادفی است.



شکل ۲. ساخت ماتریس وزن فضایی براساس روش نزدیک‌ترین همسایهٔ سطر تصادفی[1]



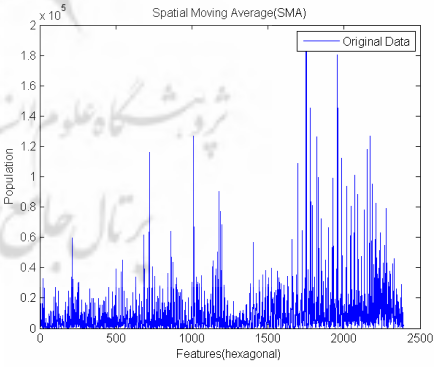
شکل ۳. ساخت ماتریس وزن فضایی براساس روش k نزدیک‌ترین همسایه[2]

شکل ۱۶ پراکندگی جمعیت روستایی را در قالب نقاط روستایی نشان می‌دهد. همان‌طورکه در شکل مشخص است، در این سطح به‌خوبی نمی‌توان الگو یا روند جمعیتی مشخصی یافت. شکل ۴ نحوهٔ پراکندگی جمعیت را برحسب نقاط روستایی و تعداد جمعیت نشان می‌دهد. در این نمودار نوعی بی‌نظمی وجود دارد و درعین‌حال اوج و حضیض‌هایی مشاهده می‌شود که می‌تواند روندهای جمعیتی را در مقیاس‌های مختلف نشان دهد. برای کشف الگو، نقاط روستایی در قالب چندضلعی‌های شش‌گوش تلفیق شدند. شکل‌های ۵ و ۱۷ الگوهای فضایی را در مقیاس K=۶ نشان می‌دهند. همان‌طورکه در نمودار دیده می‌شود، نوسانات تاحدودی تعدیل شده‌اند و پیک‌هایی که در محدودهٔ ۱۵۰۰ تا ۲۰۰۰ وجود دارند، هموارتر شده‌اند و نوعی نظم فضایی را می‌توان در آن دید. میزان انحراف معیار در این سطح برابر با ۱۰۲۶۵ نفر است.

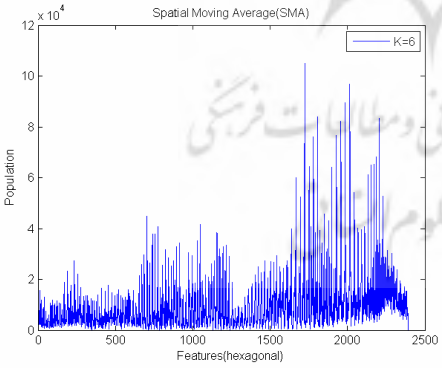
1. row-stochastic nearest neighbor
2. k nearest neighbors (KNN)

در شکل ۱۷ لکه‌هایی به‌صورت پراکنده دیده می‌شود. به‌طور کلی سه لکه مربوط به نقاط با جمعیت بالا در شمال کشور ظاهر شده است و غلبه با مکان‌های با جمعیت متوسط است.

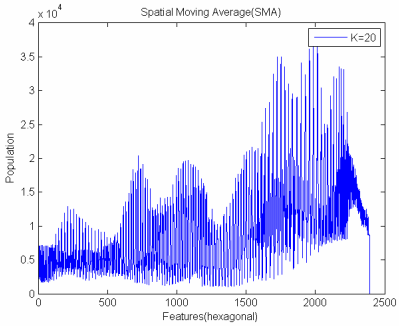
در شکل‌های ۶ و ۱۸ الگوی فضایی توزیع جمعیت روستایی با K=۲۰ نشان داده شده است. همان‌طورکه در شکل ۶ دیده می‌شود، نوسان‌ها و بی نظمی‌هایی که در نمودار قبلی وجود داشت، تعدیل شده و نظم فضایی بهتری پیدا کرده است. چند پیک و شکل سینوسی وجود دارد که نشان‌دهندهٔ تغییرات در مقیاس‌های فضایی وسیع‌تر است. در شکل ۱۸ نیز بافت درشت‌تری شکل گرفته و نقاط پرجمعیت گسترش یافته و بخشی از نوسان‌های مقیاس کوچک‌تر حذف شده است. روندی در امتداد ارتفاعات زاگرس در حال شکل‌گیری است، که جمعیت متوسط و متوسط به بالای کشور را پوشش می‌دهد. ۵ لکه با بالاتر از متوسط در اینجا در حال شکل‌گیری است. در نیمهٔ شرق کشور نیز روندی شمالی-جنوبی در حال گسترش است. بخش شمالی کشور همچنان قطب پرجمعیت روستایی است و مراکز پرجمعیت بیشتر به سمت شمال در حال تغییر مکان است. در این سطح، میزان انحراف معیار حدود ۶۲۵۰ است که نسبت به سطح پایین‌تر کاهش چشمگیری دارد. چنین تغییری را در شکل‌های ۲۶ و ۱۴ به‌خوبی می‌توان دید.



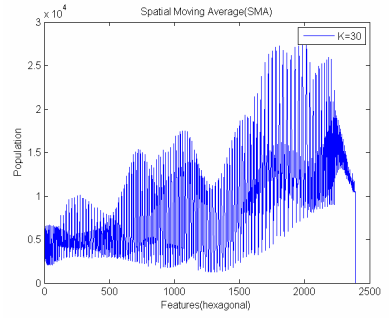
شکل ۴. الگوی میانگین متحرک فضایی تعداد جمعیت روستایی در سال ۱۳۸۵ براساس داده‌های اولیه



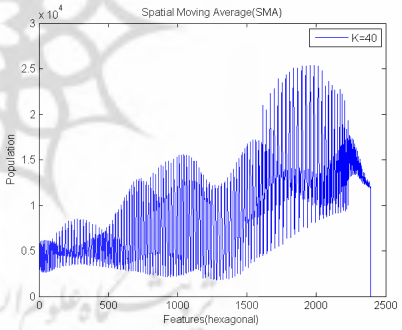
شکل ۵. الگوی میانگین متحرک فضایی تعداد جمعیت روستایی در سال ۱۳۸۵ براساس ۶ واحدهمسایگی



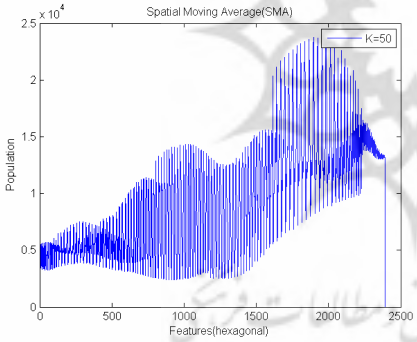
شکل ۶. الگوی میانگین متحرک فضایی تعداد جمعیت روستایی در سال ۱۳۸۵ براساس ۲۰ واحدهمسایگی



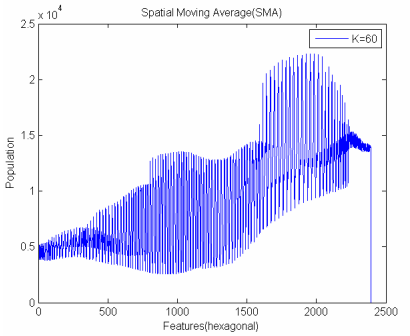
شکل ۷. الگوی میانگین متحرک فضایی تعداد جمعیت روستایی در سال ۱۳۸۵ براساس ۳۰ واحدهمسایگی



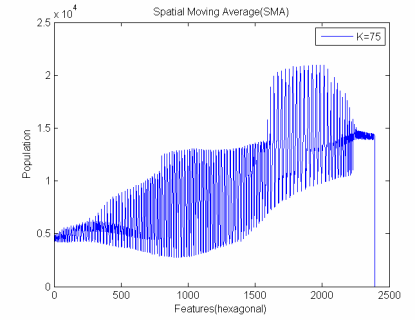
شکل ۸. الگوی میانگین متحرک فضایی تعداد جمعیت روستایی در سال ۱۳۸۵ براساس ۴۰ واحدهمسایگی



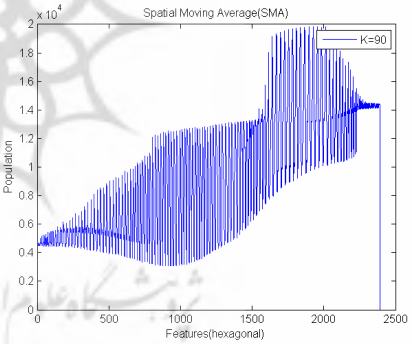
شکل ۹. الگوی میانگین متحرک فضایی تعداد جمعیت روستایی در سال ۱۳۸۵ براساس ۵۰ واحدهمسایگی



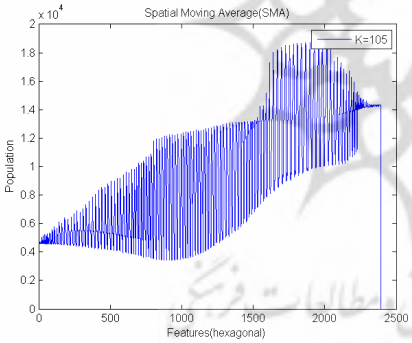
شکل ۱۰. الگوی میانگین متحرک فضایی تعداد جمعیت روستایی در سال ۱۳۸۵ براساس ۶۰ واحدهمسایگی



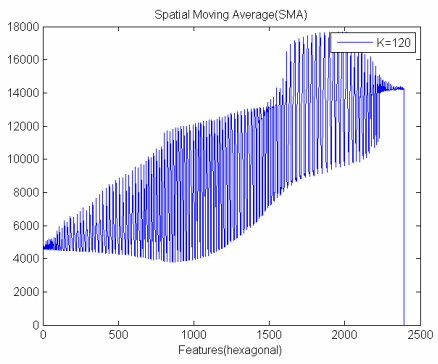
شکل ۱۱. الگوی میانگین متحرک فضایی تعداد جمعیت روستایی در سال ۱۳۸۵ براساس ۷۵ واحدهمسایگی



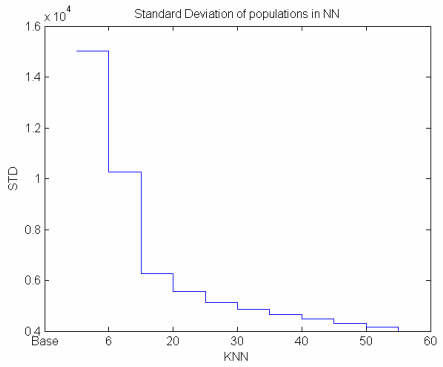
شکل ۱۲. الگوی میانگین متحرک فضایی تعداد جمعیت روستایی در سال ۱۳۸۵ براساس ۹۰ واحدهمسایگی



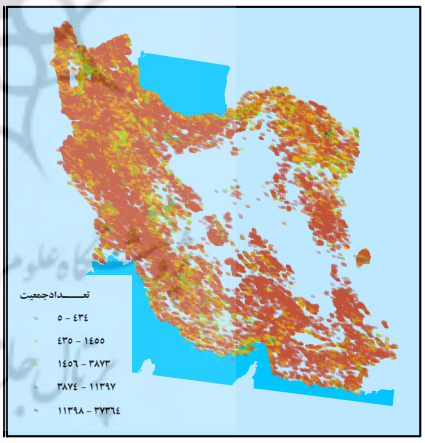
شکل ۱۳. الگوی میانگین متحرک فضایی تعداد جمعیت روستایی در سال ۱۳۸۵ براساس ۱۰۵ واحدهمسایگی



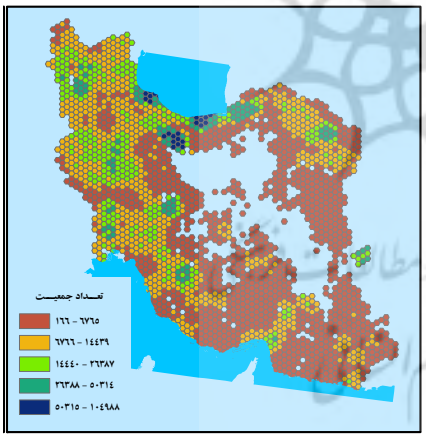
شکل ۱۴. الگوی میانگین متحرک فضایی تعداد جمعیت روستایی در سال ۱۳۸۵ براساس ۱۲۰ واحدهمسایگی



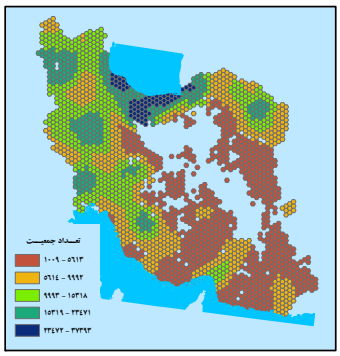
شکل ۱۵. الگوی تغییرات انحراف معیار جمعیت براساس تعداد همسایگان (محور Y تعداد همسایه و محور Y انحراف معیار)



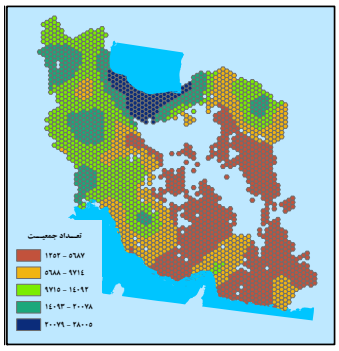
شکل ۱۶. الگوی فضایی پراکندگی جمعیت روستایی



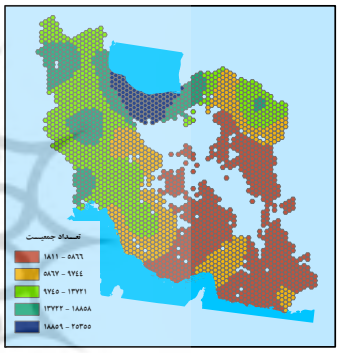
شکل ۱۷. الگوی فضایی پراکندگی جمعیت روستایی براساس k=۶



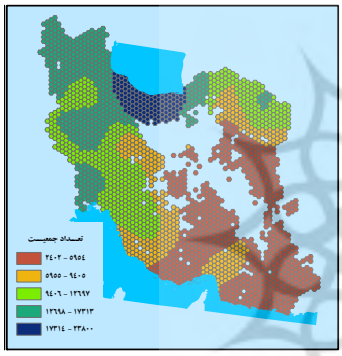
شکل ۱۸. الگوی فضایی پراکندگی جمعیت روستایی براساس k= ۲۰



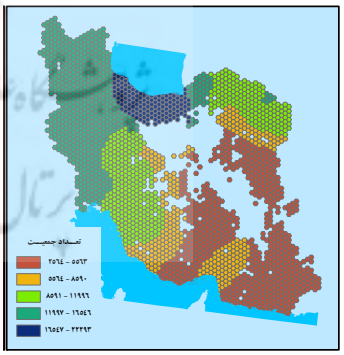
شکل ۱۹. الگوی فضایی پراکندگی جمعیت روستایی براساس k= ۳۰



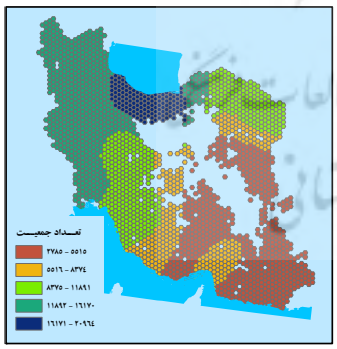
شکل ۲۰. الگوی فضایی پراکندگی جمعیت روستایی براساس k=۴۰



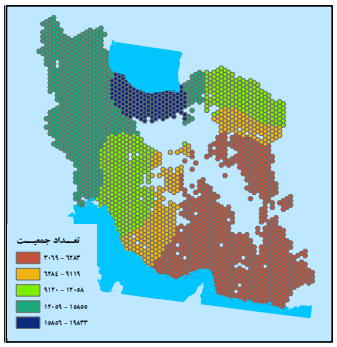
شکل ۲۱. الگوی فضایی پراکندگی جمعیت روستایی براساس k=۵۰



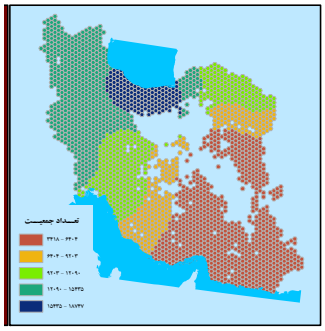
شکل ۲۲. الگوی فضایی پراکندگی جمعیت روستایی براساس k=۶۰



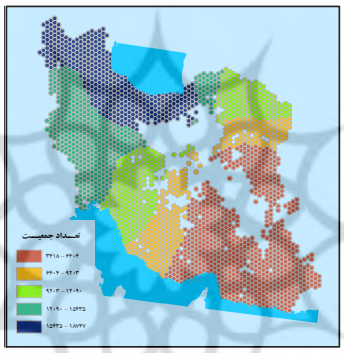
شکل ۲۳. الگوی فضایی پراکندگی جمعیت روستایی براساس k=۷۵



شکل ۲۴. الگوی فضایی پراکندگی جمعیت روستایی براساس k=۹۰



شکل ۲۵. الگوی فضایی پراکندگی جمعیت روستایی براساس k=۱۰۵



شکل ۲۶. الگوی فضایی پراکندگی جمعیت روستایی براساس k=۱۲۰

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

توزیع و پراکندگی جمعیت در سطح کشور پهناوری چون ایران یکنواخت نیست و عوامل متعددی بر نحوهٔ الگوی فضایی پراکندگی جمعیت اثر دارد. کشف الگوها و روندها می‌تواند به شناخت بهتر الگوهایی فضایی پدیده‌های اقتصادی‌ـاجتماعی که به‌نوعی تحت تأثیر عوامل دموگرافیک است، اثرگذار باشد. در این تحقیق با کمک ابزارهای تحلیل فضایی به کشف الگوها و روندهای فضایی جمعیت روستایی ایران پرداختیم. برای تحلیل لازم است واحدهای فضایی مناسبی انتخاب شود و سطح تلفیق اطلاعات نیز می‌تواند نتایج متفاوتی به‌دنبال داشته باشد.

انتخاب بافت‌های درشت‌دانه ـ مانند شهرستان و استان ـ در تحلیل روندهای فضایی باعث می‌شود تا نتوان جزئیات اطلاعات را به‌خوبی به تصویر کشید و آنها را به نقشه تبدیل کرد. در نقشه‌های ارائه‌شده، تأثیر اندازهٔ واحدهای فضایی و شکل واحدهای فضایی حذف و اثر MAUP کنترل شده است. بنابراین، تغییرات و روندهای فضایی تحت تأثیر شکل و اندازهٔ واحدها قرار ندارند و تمام واحدهای فضایی دارای اندازهٔ ثابت هستند و آنچه اتفاق می‌افتد تحت تأثیر روندهای فضایی و تغییرات در داده‌های توصیفی و موقعیت عوارض جغرافیایی است. در این تحقیق با توجه به توان تفکیک فضایی از ساختار شش‌ضلعی برای مدل‌سازی و تلفیق استفاده شده است. برای تحلیل‌های روند، به محاسبهٔ ماتریس وزن جغرافیایی نیاز است. نوع و تعداد (درجه) واحدهای فضایی در تحلیل‌های محلی اهمیت دارند. برای این منظور از مدل‌های مختلف محاسبهٔ وزن جغرافیایی استفاده شده است. شکل‌های ۲ و ۳ اثر اندازه و مدل محاسبهٔ وزن جغرافیایی را نشان می‌دهند. با توجه به حساسیت بالای وزن، به‌تعداد واحدهای فضایی از روش KNN استفاده شده است تا تغییرپذیری جغرافیایی را بهتر بتوان مدل کرد. برای مدل‌سازی روندهای فضایی از متغیر تعداد واحدهای فضایی استفاده شد و تعداد واحدهای فضایی ۶، ۲۰، ...۱۲۰ انتخاب شدند. بافت و ساختار فضایی با توجه به درجهٔ میانگین متحرک فضایی، متفاوت است. برای نشان‌دادن این تغییرپذیری‌ها از نمودار و نقشه استفاده شد. در هر مرحله، با توجه به درجهٔ میانگین متحرک وزن فضایی، سطح تعمیم متفاوت است و اثر تغییرات فضایی و روندهای فضایی را می‌توان در نمودارها و نقشه‌ها دید. در حالت k=۶ شکل ۴ نوسان‌های زیادی را نشان می‌دهد. با افزایش درجهٔ مدل و تعداد واحدهای همسایگی در هر مرحله، سطح تعمیم افزایش می‌یابد و نمودارهای با نوسانات منظم سینوسی شکل می‌گیرند که روند تغییرات فضایی در داده‌ها را منعکس می‌سازند. بدین‌ترتیب، سلول‌های محلی شکل می‌گیرند. برای رسیدن به درک بهتری از الگوی روند تغییرات فضایی، میزان انحراف معیار میانگین متحرک‌های فضایی برای هر درجه محاسبه شد، سپس اطلاعات به‌صورت نمودار نشان داده شد (شکل ۱۵). مطابق شکل ۱۵، افزایش درجه باعث کاهش میزان انحراف معیار می‌شود. روند تغییرات انحراف معیار، خطی نیست و الگویی غیرخطی را نشان می‌دهد. تا k=۲۰ روند

تغییرات شدید است ولی پس از آن روند تغییرات جزئی‌تر می‌شود. تا ۲۰ همسایهٔ پیرامون بیشترین اثر همسایگی مشاهده می‌شود و پس از آن اثر همسایگی ضعیف‌تر می‌شود. شکل‌های ۱۶ تا ۲۶ الگوهای فضایی روند تغییرات را براساس روش میانگین متحرک فضایی نشان می‌دهند. شکل ۱۶ داده‌های خام اولیه را نشان می‌دهد که طبق آن هیچ الگو و روندی را در داده‌ها نمی‌توان کشف کرد، اما با افزایش سطح تعمیم، لکه‌هایی در سطح فضا شکل می‌گیرند که روندهای محلی را نشان می‌دهند. شکل‌های ۱۷، ۱۸، ۱۹ و ۲۰ مدل‌های تغییرات فضایی محلی را نشان می‌دهند، اما پس از آن لکه‌ها و سلول‌های محلی، روندهای عمومی می‌شوند و می‌توان روند تغییرات را در سطح فضای ملی مشاهده کرد. بخش‌های شمال و شمال‌غربی کشور مناطق پرجمعیت را نشان می‌دهند و با روندی از شمال‌غرب به جنوب‌شرق، از اندازهٔ جمعیت روستایی کشور کاسته می‌شود. روندهای فضایی الگویی شفاف از چگونگی روند تغییرات فضایی را در مقیاس‌های مختلف نشان می‌دهند. همان‌طورکه در شکل‌های ۱۷ تا ۲۶ می‌توان دید، روندهای فضایی تحت تأثیر مقیاس فضایی یا سطح تعمیم و فیلترسازی فضایی قرار دارند. با افزایش سطح تعمیم، الگوهای فضایی محلی حذف می‌شوند و می‌توان الگوهای عمومی و کلان‌تر را مشاهده کرد.

منابع

Andresen, M.A., 2009, **Testing for Similarity in Area-based Spatial Patterns: A nonparametric Monte Carlo approach**, Applied Geography, 29(3), PP. 333-345.

Anselin, L., 1988, **Spatial Econometrics: Methods and models**, Dordrecht; Boston, Kluwer Academic Publishers.

Anselin, L. and A. Getis, 2010, **Spatial Statistical Analysis and Geographic Information Systems**, Perspectives on Spatial Data Analysis. L. Anselin and S. J. Rey, Springer Berlin Heidelberg, PP. 35-47.

Anselin, L. and S. Hudak, 1992, **Spatial econometrics in practice: A review of software options**, Regional Science and Urban Economics, 22(3), PP. 509-536.

Brunsdon, C., S. Fotheringham et al., 1998, **Geographically Weighted Regression-Modelling Spatial Non-Stationarity**, Journal of the Royal Statistical Society, Series D (The Statistician), 47(3), PP. 431-443.

Delaney, D.L.H., 1997, **The Political Construction of Scale**, Political Geography Political Geography, 16(2), PP. 93-97.

Ertur, C. and J. Gallo, 2003, **An Exploratory Spatial Data Analysis of European Regional Disparities, 1980–1995**, European Regional Growth, B. Fingleton, Springer Berlin Heidelberg, PP. 55-97.

Fotheringham, A.S.W.M., 2000, **Spatial Models and GIS: New potential and new models**, London, Philadelphia, PA, Taylor & Francis.

Gavrilova, M.L.T.C.J.K., 2009, **Transactions on Computational Science VI**, from http://site.ebrary.com/id/10359721.

Gibson, C.C.O.E.A.T.K.I.H.D.P.O.E.C., 1998, **Scaling Issues in the Social Sciences: A report for the International Human Dimensions Programme on Global Environmental Change**, Bonn, IHDP.

Griffith, D.A., Y. Chun et al., 2013, **Geographical Analysis: Its First 40 Years**, Geographical Analysis, 45(1), PP. 1-27.

Griffith, D.A.P.J.H.P., 2011, **Non-standard Spatial Statistics and Spatial Econometrics**, from http://public.eblib.com/ EBLPublic/ Public View.do?ptiID=666769.

Keilbach, M., 2000, **Spatial knowledge Spillovers and the Dynamics of Agglomeration and Regional Growth**, Heidelberg; New York, Physica-Verlag.

Lloyd, C.D., 2007, **Local Models for Spatial Analysis,** Boca Raton, CRC/Taylor & Francis.

Longhi, S., 2005, **Open regional Labour Markets and Socio-economic Developments: Studies on adjustment and spatial interaction**, Amsterdam, Thela Thesis.

Longley, P., 1997, **Spatial Analysis: Modelling in a GIS Environment**, John Wiley & Sons.

Mayr, E., 1982, **The Growth of Biological Thought: Diversity, evolution, and inheritance**, Cambridge, Mass., Belknap Press.

Ord, J.K. and A. Getis, 2001, **Testing for Local Spatial Autocorrelation in the Presence of Global Autocorrelation**, Journal of Regional Science, 41(3), PP. 411-432.

Purvis, M.G.A., 2004, **Exploring Sustainable Development: Geographical Perspectives**, London; Sterling, VA, Earthscan Publications.

Ripley, B.D., 1981, **Spatial Statistics**, New York, Wiley.

Rothman, K.J., 2012, **Modern Epidemiology**.

Yaffee, R.A. and M. McGee, 2000, **Introduction to Time Series Analysis and Forecasting: With Applications of SAS and SPSS**, Academic Press, Inc.

Zarnani, A., M. Rahgozar et al., 2006, **Ant Trend: Stigmergetic Discovery of Spatial Trends**, Foundations of Intelligent Systems. F. Esposito, Z. Raś, D. Malerba and G. Semeraro, Springer Berlin Heidelberg, 4203, PP. 91-100.