

## بررسی نابرابری توزیع درآمد میان استان‌های ایران با استفاده از رویکرد تحلیل اکتشافی داده‌های فضایی

محمدباقر بهشتی

استاد دانشگاه تبریز

dbeheshti@gmail.com

پرویز محمدزاده

دانشیار دانشگاه تبریز

pmohamadzadeh@yahoo.com

عذرا جمشیدی

دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)

jamshidi.azra@gmail.com

هدف اصلی این تحقیق بررسی نابرابری توزیع درآمد میان استان‌های ایران با استفاده از رویکرد تحلیل اکتشافی داده‌های فضایی است. برای این منظور، داده‌های درآمد سرانه در دو حالت با احتساب نفت و بدون احتساب نفت برای دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۷۶ گردآوری شده و سپس با استفاده از معیارهای ضریب جینی و شاخص تایلر، میزان نابرابری در درآمد سرانه بین استان‌های ایران محاسبه شد. همچنین به منظور شناخت الگوهای فضایی موجود در توزیع درآمد سرانه بین استان‌های ایران از شاخص همبستگی فضایی Moran's I، نمودار پراکنش Moran و شاخص محلی LISA استفاده شد. نتایج نشان داد که بی‌ثباتی بالایی در الگوی فضایی درآمد سرانه در ایران وجود دارد و احتساب یا عدم احتساب نفت در محاسبه درآمد سرانه استان‌ها، نتیجه‌گیری در مورد تحولات نابرابری و نیز الگوی فضایی نابرابری را تحت تأثیر قرار می‌دهد. همچنین نتایج نشان داد که پدیده خوشه‌بندی فضایی در درآمد سرانه استان‌ها در ایران وجود دارد. علاوه بر آن، شواهدی از وجود الگوهای مرکز-پیرامون بر اساس توزیع درآمد سرانه در ایران به دست آمد.

طبقه‌بندی JEL: R11, R12, O18.

واژگان کلیدی: تحلیل اکتشافی، درآمد سرانه، نابرابری، همبستگی فضایی.

## ۱. مقدمه

رشد سریع و نامتوازن از جمله دلایلی است که موجب بروز پدیده نابرابری منطقه‌ای می‌شود. در حقیقت، غالباً در فرایند رشد نامتوازن در کنار مراکز معدودی که رشد را محقق می‌کنند، نواحی وسیعی به صورت توسعه نیافته باقی مانده و این مسأله خود می‌تواند زمینه‌ساز بروز دوگانگی اجتماعی و اقتصادی شود. وضعیت دوگانگی از منظر اقتصادی موجب تمرکز عوامل تولید در مناطق با تجربه رشد سریع شده و از نظر اجتماعی نیز روند مهاجرت به سمت مناطق رشد یافته به دلیل تفاوت در سطح زندگی و مزد سرعت گرفته و تشدید می‌شود. امروزه مهاجرت به دلایلی از قبیل افزایش حاشیه‌نشینی در شهرهای بزرگ، وجود تفاوت‌های قابل ملاحظه در نرخ‌های بیکاری و سطح درآمد در مناطق مهاجرپذیر و مهاجرفرست و دیگر مشکلات اجتماعی و اقتصادی که در اثر آن به وجود می‌آید، به عنوان مسأله جدی مطرح می‌شود. مطالعات بسیاری که در زمینه علت پدیده مهاجرت داخلی در ایران صورت گرفته است، یکی از دلایل اصلی مهاجرت را تفاوت سطح توسعه یافتگی مناطق کشور و تفاوت درآمدها و امکانات عمومی و رفاهی بیان می‌کنند (رحمانی و حسن‌زاده، ۱۳۹۰: ۳). در صورتی که چنین روندی تداوم یابد، به همراه تشدید دوگانگی، بروز مشکلات آمایشی، زیست محیطی و امنیتی که زمینه‌ساز بحران برای توسعه ملی هستند نیز دور از انتظار نخواهد بود.

کشور ایران به واسطه گستره جغرافیایی وسیع، تنوع آب و هوایی، اقتصاد عمدتاً تک محصولی، تنوع قومیتی و برخورداری از جمعیت بالا، پتانسیل زیادی برای شکل‌گیری نابرابری‌های منطقه‌ای دارد. بررسی مقدماتی آمار منتشر شده حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران حاکی از آن است که تقریباً ۷۰ درصد جمعیت کشور در نیمه غربی کشور مستقر بوده<sup>۱</sup> و این

۱. استان‌های کرمان، هرمزگان، یزد، گلستان، سمنان، سیستان و بلوچستان، خراسان (رضوی، شمالی و جنوبی) به عنوان استان‌های واقع در نیمه شرقی کشور و بقیه استان‌ها نیز به عنوان استان‌های واقع در نیمه غربی کشور در نظر گرفته شده است.

ترکیب جمعیت از سال ۱۳۷۹-۱۳۹۵ بدون تغییر خاصی ثابت مانده است. این در حالی است که وسعت استان‌های نیمه غربی کشور کمتر از ۳۰ درصد کل مساحت کشور است. بنابراین در حدود ۷۰ درصد جمعیت کشور در کمتر از ۳۰ درصد مساحت کشور متمرکز شده‌اند. بررسی وضعیت تولید ناخالص داخلی (بدون احتساب نفت) نیز نشان می‌دهد که در حدود ۷۵ درصد تولید ناخالص داخلی کشور توسط استان‌های نیمه غربی کشور ایجاد می‌شود. همچنین تولید سرانه استان‌های واقع در نیمه شرقی کشور طی سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۹۲، همواره کمتر از تولید سرانه استان‌های نیمه غربی کشور بوده است. همچنین بررسی آمار حساب‌های منطقه‌ای نشان می‌دهد که سهم استان تهران از تولید ناخالص داخلی (بدون نفت) کشور در سال ۱۳۹۲ بیش از ۲۵ درصد بوده است. بیش از ۵۰ درصد از تولید ناخالص داخلی کشور تنها توسط ۵ استان (شامل استان‌های تهران، اصفهان، خراسان رضوی، خوزستان و فارس) ایجاد شده است (مرکز آمار ایران، حساب‌های منطقه‌ای ۱۳۹۳-۱۳۷۹)<sup>۱</sup>.

همان‌طور که در بند فوق به صورت مختصر مورد اشاره قرار گرفت، بررسی حساب‌های منطقه‌ای منتشر شده توسط مرکز آمار ایران حکایت از وجود نابرابری منطقه‌ای در ایران دارد. نابرابری‌های منطقه‌ای می‌تواند موجب به وجود آمدن طیف وسیعی از شرایط ناهمگون زندگی شده و پیامدهای اقتصادی، اجتماعی و زیست محیطی نامطلوبی را به همراه آورد. بنابراین، نابرابری‌های منطقه‌ای همواره یکی از دغدغه‌های برنامه‌ریزان دولتی بوده و برنامه‌ریزان درصدد شناخت این نابرابری‌ها و ارائه سیاست‌های ویژه برای از بین بردن آن بوده‌اند.

به منظور شناخت پدیده نابرابری در ایران، سؤال‌های متعددی می‌توان مطرح کرد، از جمله این که اساساً تحولات نابرابری منطقه‌ای در ایران طی سال‌های گذشته به چه صورتی بوده است؟ آیا نابرابری‌ها طی زمان افزایش و یا کاهش یافته است؟ آیا بین موقعیت جغرافیایی هر استان با سطح درآمد آن استان رابطه‌ای وجود دارد؟ به عبارت دیگر، آیا عملکرد اقتصادی یک استان تحت تأثیر

---

۱. آمار ارائه شده از فایل اکسل حساب‌های منطقه‌ای ۹۳-۱۳۷۵ ارائه شده توسط مرکز آمار ایران/ داده‌ها و اطلاعات آماری/ حساب‌های ملی/ حساب‌های منطقه‌ای، استخراج شده است.

عملکرد اقتصادی استان‌های مجاور خود قرار دارد؟ پاسخ سؤالات ذکر شده در حقیقت می‌تواند به عنوان گام مهمی در جهت شناخت الگوی فضایی<sup>۱</sup> نابرابری در ایران تلقی گردد.

با توجه به مطالب فوق، هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی نابرابری در توزیع درآمد سرانه و شناخت الگوهای فضایی نابرابری با استفاده از رویکرد تحلیل اکتشافی داده‌های فضایی طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۷۶ است. بر این اساس، مقاله حاضر در ۵ بخش سازماندهی شده است. پس از مقدمه، در بخش دوم ادبیات موضوع تحقیق شامل مبانی نظری و پیشینه تجربی تحقیق مرور شده است. در بخش سوم روش‌شناسی تحقیق ارائه شده و در بخش چهارم یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج تحقیق گزارش شده است. در نهایت بخش پنجم، به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری تحقیق اختصاص یافته است.

## ۲. ادبیات موضوع

### ۲-۱. مبانی نظری

سابقه مباحث نظری مطرح شده در خصوص نابرابری را می‌توان به صورت مدون در ادبیات رشد اقتصادی و به ویژه مفهوم همگرایی جستجو کرد. در حقیقت همگرایی میان مناطق مورد بررسی دلالت بر کاهش نابرابری میان آن مناطق طی زمان دارد. بنابراین گسترش نابرابری بین مناطق نیز بر عدم وجود شواهدی مبنی بر همگرایی دلالت خواهد داشت. همگرایی در ادبیات رشد اقتصادی از مفاهیم مدل رشد نئو کلاسیک نشأت می‌گیرد. این نظریه یک گرایش بلندمدت به سمت همگرایی در تولید و درآمد سرانه و همچنین بهره‌وری کل عوامل تولید در بین اقتصادهای جهانی را پیش‌بینی می‌نماید. دلیل اصلی نیز وجود تکنولوژی به عنوان یک کالای عمومی جهانی ذکر می‌شود که تمام کشورها باید یک نرخ بلندمدت یکسانی از رشد را تجربه کنند (شهبازی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۵۷).

اصلی‌ترین معادله رشد نئو کلاسیکی توسط سولو و سوان<sup>۲</sup> (۱۹۵۶) ارائه شده است. سولو و سوان برای تبیین عوامل رشد از دو معادله استفاده می‌کنند: الف) تابع تولید، که نحوه ترکیب نهاده‌ها و تبدیل آنها به محصول را نشان می‌دهد؛ ب) معادله انباشت سرمایه. در حقیقت مدل

- 
1. Spatial Pattern
  2. Solow-Swan

نئوکلاسیک بر این موضوع تأکید می‌کند که چگونه از انباشت سرمایه رشد حاصل می‌شود (فروغی‌پور، ۱۳۸۵: ۱۳۷).

یکی از نتیجه‌گیری‌های اصلی مدل رشد سولو و سوان این است که اگر چند اقتصاد یا چند منطقه را در نظر بگیریم و این مناطق از جهت پارامترهای مدل رشد با هم برابر و یکسان باشند و تنها تفاوت‌شان در سطح سرمایه سرانه مؤثر باشد، در بلندمدت به یک سطح سرمایه سرانه مؤثر و در نتیجه تولید یا درآمد سرانه مشابه دست می‌یابند. این حالت همگرایی نامیده می‌شود و دلالت بر کاهش نابرابری میان مناطق در طول زمان دارد (شهبازی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۶۴). در حقیقت، به دلیل وفور سرمایه و بنابراین به علت بازدهی نزولی سرمایه، بازدهی سرمایه در مناطق ثروتمند کاهش یافته و در نتیجه نرخ رشد آن مناطق سیر نزولی خواهد داشت. در مقابل، در مناطق فقیرتر به علت کمبود سرمایه و بازدهی بیشتر آن، نرخ رشد سیر صعودی به خود می‌گیرد و در نهایت دو نرخ به یک سمت همگرا می‌شوند و شکاف درآمدی بین این مناطق، طی زمان تمایل به محو شدن خواهد داشت (فلاحی، سلمانی و کیانی، ۱۳۹۱: ۱۷۴).

بارو و سالای مارتین<sup>۱</sup> (۱۹۹۱) مفهوم همگرایی را به دو نوع بتا ( $\beta$ ) و سیگما ( $\sigma$ ) تقسیم کرده‌اند. همگرایی بتا و سیگما دو مفهوم اساسی همگرایی بوده و با معیارهای متفاوتی اندازه‌گیری می‌شوند. اگر پارامترهای مدل رشد مناطق با هم برابر باشند و تفاوت آنها تنها در سطح سرمایه سرانه مؤثر باشد، در بلندمدت به یک سطح سرمایه سرانه مؤثر و درآمد سرانه یکسان دست می‌یابند. در این صورت همگرایی ایجاد شده را همگرایی غیرشرطی یا همگرایی مطلق<sup>۲</sup> بتا ( $\beta$ ) می‌نامند. اگر اقتصادها پارامترهای متفاوتی داشته باشند، در این صورت در بلندمدت تمام متغیرهای سطح آنها مانند سرمایه سرانه مؤثر و درآمد سرانه با یک نرخ رشد خواهند کرد و هر یک مسیر متوازن یا یکنواخت مختص به خود را خواهند داشت؛ این همگرایی ایجاد شده را همگرایی شرطی<sup>۳</sup> بتا ( $\beta$ ) می‌نامند. در این حالت، چندین سطح پایدار وجود داشته و وقتی کشورها یا

---

1. Barro and Salai-Martin  
2. Absolute Convergence  
3. Conditional Convergence

مناطق در سطح پایدار خود قرار گیرند، باز هم بین درآمد سرانه آنها تفاوت دائمی وجود خواهد داشت. این اختلاف‌ها تنها با انتقال مسیر رشد یکنواخت اقتصادها می‌تواند از بین برود (علمی و رنجبر، ۱۳۹۳: ۱۹۲).

در مورد همگرایی سیگما نیز می‌توان گفت گروهی از اقتصادها یا مناطق با هم همگرایی سیگما خواهند داشت، اگر پراکندگی (واریانس) درآمد سرانه آنها طی زمان کاهش یابد (فلاحی و رودریگز<sup>۱</sup>، ۲۰۰۷). در حقیقت این نوع همگرایی بیانگر کاهش نابرابری مناطق اقتصادی در طول زمان است (گرچی و مدنی، ۱۳۸۸). اقتصاددانان اذعان دارند که همگرایی بتا شرط کافی برای وجود همگرایی سیگما نیست (یانگ و همکاران<sup>۲</sup>، ۲۰۰۸: ۱۰۸۳). در کل شاخص سیگما بیانگر گرایش به همگرایی یا واگرایی در بین اقتصادهای مورد بررسی بر اساس مقادیر واریانس نمونه است و شاخص بتا نیز زمانی که منفی باشد، نشان‌دهنده سرعت دستیابی به همگرایی در اقتصادهای مورد بررسی خواهد بود (سیمیونسکو<sup>۳</sup>، ۲۰۱۴: ۹-۴۸).

بسیاری از نظریه‌های توسعه اقتصادی منطقه‌ای حال حاضر، در واکنش به انتقادات از نظریات رشد و فرضیه همگرایی نئو کلاسیک‌ها ارائه شده‌اند. تئوری مکان‌یابی نیز در واکنش به نادیده‌انگاشتن بحث فضا در مباحث سنتی تجزیه و تحلیل اقتصاد مناطق توسعه داده شد. این نظریه ابتدا توسط وبر<sup>۴</sup> (۱۹۲۹) ارائه شده و سپس توسط هوور<sup>۵</sup> (۱۹۳۷)، گرین‌هات<sup>۶</sup> (۱۹۵۶) و ایزارد<sup>۷</sup> (۱۹۵۶) توسعه یافت. نظریه مکان‌یابی در ابتدا بر اساس فرمول‌های ریاضی در خصوص مکان‌یابی بهینه با استفاده از داده‌های مربوط به هزینه‌های حمل و نقل مواد اولیه و محصولات نهایی صنایع استوار بود. طبق این مبحث، بنگاه‌ها زمانی که وزن پولی محصولات نهایی از نهاده‌ها و مواد اولیه بزرگتر بود، اغلب نزدیکترین مکان به بازارهای نهایی را جهت تولید محصولات خود انتخاب

- 
1. Fallahi and Rodriguez
  2. Young et al
  3. Simionescu
  4. Weber
  5. Hoover
  6. Greenhut
  7. Isard

می‌کردند تا هزینه خود را کاهش دهند. در مقابل زمانی که وزن پولی مواد اولیه از تولیدات نهایی بیشتر بود، بنگاه‌ها تمایل داشتند در نزدیکترین مکان به منابع تأمین مواد اولیه مستقر شوند (داو کینز<sup>۱</sup>، ۲۰۰۳: ۱۳۶).

نظریه مکان‌یابی به تنهایی یک نظریه توسعه اقتصادی منطقه‌ای را فراهم نکرد، بلکه وارد شدن مدل‌های صریح هزینه‌های حمل و نقل بر شکل‌گیری نظریه‌های بعدی رشد و توسعه اقتصادی به ویژه نظریه جغرافیای اقتصادی جدید تأثیر زیادی گذاشت. ایزارد (۱۹۵۶)، از مفاهیم نظریه مکان‌یابی برای توسعه رشته جدیدی که هم‌اکنون علوم منطقه‌ای نامیده می‌شود، استفاده نمود. این رشته، تأثیر فضا بر تصمیم‌گیری‌های اقتصادی را ارزیابی می‌کند. روش‌های تحلیلی مربوط به این رشته نیز ابتدا توسط ایزارد (۱۹۶۰) پیشنهاد شد و سپس توسط ایزارد و همکاران<sup>۲</sup> (۱۹۹۸) توسعه یافت (جردن و همکاران<sup>۳</sup>، ۲۰۰۴: ۵۳۲).

## ۲-۲. مطالعات تجربی

در این بخش، نخست مطالعات تجربی خارجی و سپس مطالعات تجربی داخلی مرور شده است. باریوس و استروبل<sup>۴</sup> (۲۰۰۹) پویایی‌های نابرابری منطقه‌را در مجموعه کشورهای اروپایی بررسی کرده‌اند. آنها با استفاده از داده‌های منطقه‌ای دوره ۲۰۰۰-۱۹۷۵ و به کارگیری تکنیک‌های تخمین نیمه پارامتریک نشان دادند که رابطه بین تولید سرانه و نابرابری منطقه‌ای آن به شکل منحنی زنگوله‌ای است. آنها همچنین فرضیه منحنی زنگوله‌ای شکل را در کشورهای غیراروپایی نیز تایید کرده‌اند.

داس و همکاران<sup>۵</sup> (۲۰۱۰) همگرایی منطقه‌ای، نابرابری و فقر را در هند بررسی نموده‌اند. آنها با استفاده از آزمون LM بروش - پاگان و آزمون LM تعمیم‌یافته پیشنهادی پسران<sup>۶</sup> (۲۰۰۴) و

- 
1. Dowkins
  2. Isard et al
  3. Jordaan et al
  4. Barrios and Strobl
  5. Das et al
  6. Pesaran

داده‌های دوره ۲۰۰۵-۱۹۵۸ چهارده ایالت مهم هندوستان فرضیه‌های مطالعه را آزمون کردند. در حقیقت آنها با کاربرد آزمون ریشه واحد پانلی، نشان دادند که بین ایالت‌ها نابرابری وجود داشته و شاخص فقر در مناطق روستایی و شهری به سمت یکدیگر همگرا است. همچنین مصرف سرانه در مناطق شهری همگرا بوده ولی در سطح روستایی همگرایی ندارد. آنها همچنین ایالت‌های با رشد بالا و پایین را با استفاده از تحلیل عاملی مشخص کرده‌اند.

تیان و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۱۰) نقش اثرات خارجی فضایی در رشد اقتصادی منطقه‌ای چین را طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۹۱ مورد مطالعه قرار داده‌اند. آنها در چارچوب روش اقتصادسنجی فضایی و مدل رشد سولو با سرریز فن آوری، یک وابستگی فضایی قوی مثبت بین استان‌های چین را بعد از ۱۹۹۱ نشان داده‌اند. نتایج وجود همگرایی شرطی معنی‌دار را نشان می‌دهند، زمانی که اثرات سرریز فضایی کنترل می‌شود. یافته‌های مطالعه همچنین وجود اثر رقابتی انباشت سرمایه و رشد شهرنشینی را بین استان‌های همجوار نشان می‌دهند.

فان و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۱۱) نابرابری منطقه‌ای در چین را بر اساس استراتژی‌های دولت جهت همگن سازی رشد و توسعه مناطق مورد مطالعه قرار داده‌اند. آنها از آمار و اطلاعات ۲۰۰۸-۱۹۵۲ مناطق استفاده کرده و سه دسته عموده شاخص‌ها را به صورت توصیفی تجزیه و تحلیل کرده‌اند. بررسی شاخص‌های مربوط به زیرساخت‌ها، سرمایه‌گذاری اجتماعی و اصلاحات دولتی نشان داد که سیاست‌های اجرا شده نتوانسته طی بازه مورد بررسی نابرابری منطقه‌ای در این کشور را کاهش دهد.

گولتسیس و چلتسوس<sup>۳</sup> (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای نابرابری منطقه‌ای و توسعه را در مناطق حاشیه‌ای یونان بررسی کرده‌اند. آنها با بهره‌گیری از مدل چندمتغیره و داده‌های آماری دوره ۲۰۰۷-۱۹۹۵ نشان دادند که شواهدی مبنی بر همگرایی در مناطق مورد مطالعه یونان طی دوره زمانی مذکور قابل مشاهده نیست.

- 
1. Tian et al.
  2. Fan et al.
  3. Goletsis and Chletsos



یو و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۱۴) با استفاده از رویکرد تحلیل اکتشافی داده‌های فضایی (ESTDA) به بررسی مقایسه‌ای نابرابری منطقه‌ای در چین و آمریکا طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۷۸ پرداخته‌اند. آنها با استفاده از ابزارهایی نظیر نمودارهای عنکبوتی و شبکه‌ای که برای شاخص Moran's I رسم شده بود نشان دادند که پدیده خوشه‌بندی فضایی هم در اقتصاد آمریکا و هم در اقتصاد چین قابل مشاهده است.

برو<sup>۲</sup> (۲۰۱۵) با استفاده از اطلاعات استان‌های کانادا در سال‌های ۱۹۹۶، ۲۰۰۱ و ۲۰۰۶ و با به کارگیری روش اقتصادسنجی فضایی نابرابری در کانادا را با دیدگاه منطقه‌ای بررسی کرده است. یافته‌های تجربی نشان می‌دهد که نابرابری بین استان‌هایی که در غرب کانادا قرار گرفته‌اند بالا بوده ولی نابرابری در مناطق شرقی کمتر بوده است. همچنین بین مناطق شهری و روستایی نابرابری وجود دارد. همچنین تحلیل مدل چند-سطحی نشان داد که عواملی از قبیل توسعه اقتصادی، ساختار صنعتی، تراکم جمعیت، نرخ بیکاری و توزیع امکانات آموزشی از عوامل مهم تعیین کننده نابرابری در کانادا محسوب می‌شوند.

کارسما، لوچینگر و وینسلت<sup>۳</sup> (۲۰۱۶) نقش عوامل سن و آموزش نیروی کار در همگرایی درآمدی در کشورهای اروپایی را مطالعه کرده‌اند. آنها با استفاده از داده‌های سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۲، رشد اقتصادی و متغیرهای جمعیتی را برای این کشورها پیش بینی کردند. نتایج نشان داد که روند پیری حال حاضر در کشورهای اروپایی به کاهش سرعت همگرایی درآمدی در بین این کشورها منجر خواهد شد. همچنین تسریع آموزش نیروی کار که هم‌اکنون تفاوت آشکاری در بین کشورهای اروپای مرکزی و شرقی دارد، می‌تواند بر سرعت همگرایی درآمدی این کشورها بیفزاید.

اکبری و مؤیدفر (۱۳۸۳) همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های ایران را در چارچوب رهیافت اقتصادسنجی فضایی مورد مطالعه قرار داده‌اند. آنها در این مطالعه اشاره می‌کنند که یکی از

- 
1. Yue et al
  2. Breau
  3. Cuaresma, Loichinger and Vincelette

مهمترین برنامه‌های توسعه در ایران، گرایش از برنامه‌ریزی بخشی به سمت برنامه‌ریزی منطقه‌ای است تا شکاف رشد اقتصادی بین مناطق مختلف کشور کاهش یابد. آنها با استفاده از داده‌های بین استانی طی سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۷۰ فرضیه وجود همگرایی مطلق بین مناطق مختلف ایران (استان‌ها) را بر پایه الگوی رشد نئوکلاسیک سولو و سوآن مورد آزمون قرار داده‌اند. نتایج مطالعه نشان داده است که همگرایی در درآمد سرانه بین استان‌های ایران وجود دارد و ضریب برآورد شده برای همگرایی نیز نشان دهنده کاهش شکاف موجود به اندازه ۳۱ درصد در هر سال بوده است. همچنین ورود متغیر وابستگی فضایی، نه تنها درجه توضیح دهنده الگو را بالا برده است، بلکه در مناطق مجاور از نظر جغرافیایی وجود ضریب مثبت و معنی‌دار متغیر وابستگی فضایی، بیانگر وجود اثرات مثبت سرریز ناشی از رشد اقتصادی بوده است.

رحمانی و عسگری (۱۳۸۴) نقش سیاست‌های دولت در همگرایی منطقه‌ای در استان‌های ایران را با به کارگیری روند سپرده‌های دیداری بررسی نموده‌اند. آنها با استفاده از داده‌های بازه زمانی ۱۳۷۹-۱۳۶۹ برای ۸ بانک تجاری کشور و بر اساس مدل همگرایی بارو و سالای مارتین، به این نتیجه رسیدند که در کل دوره نوعی واگرایی سیگما در سرانه واقعی سپرده دیداری وجود دارد. همچنین نتیجه آزمون همگرایی مطلق بین استان‌ها نشان داد که اقتصاد استان‌ها با سرعت تقریبی ۰/۰۶۱ در سال در حال همگرا شدن به وضعیت تعادلی باثبات خود هستند. در نهایت آزمون همگرایی شرطی نشان داده است که سیاست‌های منطقه‌ای دولت سرعت همگرایی را تقلیل داده است.

مطالعه خدادکاشی و حیدری (۱۳۸۷) از نخستین مطالعات در حوزه نابرابری است که نابرابری در توزیع درآمد در مناطق شهری و روستایی را با استفاده از شاخص‌های تایل، اتکینسون و ضریب جینی مورد بررسی قرار داده‌اند. در این مطالعه از داده‌های طرح آماری هزینه و درآمد خانوارها استفاده شده و برای محاسبه ضریب جینی از داده‌های سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۶۴ و برای محاسبه شاخص اتکینسون و تایل از داده‌های ۱۳۸۳-۱۳۷۰ استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان داد که در فاصله سال‌های ۱۳۶۴-۱۳۶۴ (همزمان با سال‌های جنگ و کاهش قیمت جهانی نفت) و

سال‌های اولیه اجرای برنامه تعدیل اقتصادی با افزایش نابرابری همراه بوده است. همچنین در کل دوره مورد بررسی، نابرابری در مناطق شهری بیشتر از مناطق روستایی بوده و نابرابری در گروه‌های فقیر در مقایسه با نابرابری کل جمعیت کمتر بوده است. علاوه بر این، نتایج نشان داد که نوع شغل سرپرست خانوار در بررسی نابرابری در میان خانواده‌ها حائز اهمیت است به نحوی که بیشترین نابرابری در میان گروه‌های شغلی، مربوط به بخش کشاورزی بوده و کمترین نابرابری نیز مربوط به خانوارهایی است که سرپرست آن‌ها در امور کارمندی یا کارگری مشغول باشند.

ابونوری و همکاران (۱۳۸۸) نابرابری میان استان‌های ایران به تفکیک مناطق شهری و روستایی را با استفاده از تجزیه شاخص تایل به انجام رسانده است. نتایج تجزیه شاخص تایل برای داده‌های سال ۱۳۸۶ نشان داد که در مناطق شهری و روستایی به ترتیب ۸ درصد و ۱۱ درصد از کل نابرابری ناشی از نابرابری میان استانی بوده است. بر اساس شاخص تایل درون استانی نیز استان‌های یزد و لرستان به ترتیب بیشترین و کمترین نابرابری را در استان‌ها دارا بوده‌اند. همچنین در مناطق روستایی در سال ۱۳۸۶، در حدود ۸۹ درصد نابرابری ناشی از نابرابری درون استانی و ۱۱ درصد از نابرابری کل نیز ناشی از نابرابری میان استانی بوده است.

ابراهیم‌زاده و همکاران (۱۳۹۱) به تجزیه و تحلیل فضایی نابرابری‌های منطقه‌ای میان مناطق مرکزی و مرزی ایران پرداخته‌اند. در این مطالعه از روش وزن‌دهی آنتروپی شانون، مدل تاپسیس، آزمون تی و تحلیل خوشه‌ای K میانگین استفاده شده است. نتایج بیانگر آن است که درجه توسعه یافتگی در مناطق مرزی ۰/۰۵۷ و مناطق مرکزی ۰/۱۶۹ می‌باشد و نابرابری منطقه‌ای بین مناطق مرزی و مرکزی بسیار بالا بوده و این نسبت معادل ۱/۶ می‌باشد. همچنین میزان نابرابری‌های درون منطقه‌ای مناطق مرزی ۱/۰۸ و مرکزی ۱/۴۳ بوده است که این ارقام بیانگر نابرابری و عدم توازن و واگرایی بین استان‌های کشور است. نتیجه کلی مطالعه آن است که توسعه یافتگی مناطق مرکزی و توسعه نیافتگی مناطق مرزی بیانگر الگوی توسعه منطقه‌ای مرکز-پیرامون در ساختار فضایی کشور است.

توکلی‌نیا و شالی (۱۳۹۱) در مطالعه خود با عنوان نابرابری‌های منطقه‌ای در ایران، برای ارزیابی توسعه منطقه‌ای و نمایش نابرابری‌ها در سطح سرزمین ۶۰ شاخص فرهنگی-اجتماعی، صنعتی، اقتصادی-جمعیتی، کالبدی-زیربنایی و بهداشتی-درمانی را با بهره‌گیری از روش تحلیل عاملی به

عنوان ورودی روش تاکسونمی و در نهایت استفاده از تحلیل خوشه‌ای برای گروه‌بندی استان‌ها مورد تحلیل قرار داده‌اند. نتایج حاصله نشان داد که الگوی حاکم بر سازمان فضایی کشور از الگوی مرکز- پیرامون در توسعه منطقه‌ای پیروی کرده است. به طوری که کلیه استان‌های توسعه نیافته و محروم در نواحی حاشیه‌ای، مرزی و مناطق کوهستانی واقع شده‌اند.

شهیکی تاش و همکاران (۱۳۹۴) شدت عدم تعادل فضایی و منطقه‌ای رفاه در استان‌های ایران را در قالب دیدگاه هاروی و اسمیت بررسی کرده‌اند. در این مطالعه برای ارزیابی شدت عدم تعادل فضایی رفاه اجتماعی در استان‌های کشور، از شاخص رفاه آمارتیاسن و کشش تابع رفاه اجتماعی در سال ۱۳۹۰ استفاده شده است. یافته‌های حاصل از تحقیق نشان داده است که بیشترین سطح رفاه سرانه در استان‌ها مربوط به استان‌های تهران، بوشهر و مرکزی بوده و کمترین سطح رفاه نیز مربوط به استان سیستان و بلوچستان است. همچنین بر اساس نتایج، در اغلب استان‌های غیربرخوردار، رتبه مالیات سرانه و متوسط نرخ مالیاتی بالاتر از رتبه درآمد سرانه بوده و این مسئله برخلاف اصول عدالت مالیاتی است.

زبردست و حق روستا (۱۳۹۴) نابرابری‌های منطقه‌ای بین استان‌های همجوار را در خصوص استان‌های همدان و مرکزی بررسی کرده‌اند. آنها با استفاده از امار و اطلاعات سرشماری سال ۱۳۸۵ و با در نظرگیری رویکرد توسعه پایدار، شاخص‌های سنجش نابرابری‌های منطقه‌ای را استخراج و با استفاده از دو مدل تحلیل عاملی و تحلیل خوشه‌ای، میزان نابرابری بین دو استان را تحلیل نموده‌اند. نتایج بیانگر آن است که بین دو استان تفاوت چشمگیری از منظر توسعه وجود دارد و استان مرکزی بسیار توسعه یافته‌تر از استان همدان است. همچنین در هر دو استان شهرستان‌هایی با اقتصاد مبتنی بر صنعت و خدمات توسعه یافته‌تر از شهرستان‌های با ماهیت کشاورزی هستند.

حسینی (۱۳۹۴) توزیع درآمد در جامعه شهری و روستایی ایران را با استفاده از شاخص‌های جینی و اتکینسون در دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۰ مورد بررسی قرار داده است. نتایج این مطالعه نشان داد که طی دوره مورد بررسی، نابرابری درآمد هم در جامعه شهری و هم جامعه روستایی کاهش

یافته و میزان کاهش نابرابری در جامعه شهری بیشتر از میزان کاهش نابرابری در جامعه روستایی بوده است.

سلامی و همکاران (۱۳۹۵) همگرایی درآمدی بین استان‌های ایران را با استفاده از روش‌های آزمون ریشه واحد، همگرایی باشگاهی، آماره تایل و تحلیل خوشه‌ای مورد بررسی قرار دادند. نتایج آزمون ریشه واحد نشان داد که بین استان‌های ایران همگرایی مطلق و شرطی برقرار نیست. نتایج آزمون همگرایی باشگاهی و آماره تایل و روش خوشه‌ای نیز دلالت بر عدم وجود همگرایی بین استان‌های ایران داشته است.

### ۳. روش تحقیق

در این بخش نخست، روش اندازه‌گیری نابرابری منطقه‌ای معرفی شده و سپس نحوه سنجش همبستگی فضایی ارائه شده است.

معیارهای متداول نابرابری را می‌توان در سه گروه عمده تقسیم‌بندی نمود که شامل شاخص‌های پراکندگی (از قبیل ضریب تغییرات)، شاخص‌های مبتنی بر منحنی لورنز (مانند ضریب جینی) و شاخص‌های آنتروپی<sup>۱</sup> یا نظریه اطلاع (مانند شاخص تایل) است. یکی از معیارهایی که کاربرد گسترده‌تری در تحلیل نابرابری منطقه‌ای دارد، معیار نابرابری تایل<sup>۲</sup> است که توسط تایل در سال ۱۹۶۷ معرفی شد. محاسبه معیار مذکور به صورت زیر است:

$$s_i = y_i / \sum_{i=1}^n y_i \quad ; \quad T = \sum_{i=1}^n s_i \log(ns_i) \quad (1)$$

که در آن  $n$  تعداد منطقه و  $y_i$  نیز درآمد سرانه منطقه نام است.

کتاب هنری تایل (۱۹۶۷) در مورد نظریه اطلاع زمینه‌ای برای توسعه ارزیابی نابرابری ارائه کرد. نظریه اطلاع سه جزء اصلی دارد که عبارت است از: مجموعه‌ای از حوادث که هر یک دارای احتمال وقوع معین است، تابع اطلاع که جهت ارزیابی حوادث بر حسب احتمال آن‌ها

---

1. Entropy Index  
2. Theil

تعریف می‌شود و اطلاع مورد انتظار در توزیع یا همان آنتروپی. شاخص تایلر مشابه مفهوم افزونگی<sup>۱</sup> در نظریه اطلاع است و منظور از آن نیز تفاوت میان حداکثر مقدار ممکن آنتروپی داده‌ها (در شرایطی که تمامی حادثه‌ها احتمال وقوع یکسان داشته باشند) با آنتروپی مشاهده شده برای داده‌ها است. این اختلاف میان مقدار حداکثر و مقدار واقعی آنتروپی اصطلاحاً به شاخص آنتروپی معروف است. دلیل اصلی که از شاخص آنتروپی به عنوان پایه و اساس شاخص نابرابری استفاده می‌شود به خاطر تشابهی است که میان نابرابری درآمد و بی‌نظمی وجود دارد<sup>۲</sup> (خداداد کاشی و حیدری، ۱۳۸۷).

مقدار شاخص تایلر در دامنه  $[0, \log(n)]$  قرار می‌گیرد. مقدار صفر این شاخص بیانگر برابری کامل بوده و مقدار  $\log(n)$  زمانی حاصل می‌شود که کل درآمد در یک منطقه متمرکز شود. در حالت عمومی شاخص تایلر به طور سیستماتیک اندازه‌گیری می‌شود. به عبارت دیگر این شاخص نابرابری درآمد در کل مناطق مورد بررسی را در یک نقطه از زمان اندازه‌گیری می‌کند. یکی از مشخصه‌های کاربردی شاخص تایلر، تجزیه‌پذیر بودن<sup>۳</sup> آن است. این ویژگی هم به لحاظ تحلیلی و هم به لحاظ ریاضی مطلوب است. اولاً توانایی اندازه‌گیری سهم نابرابری‌های بین مناطق و درون مناطق در نابرابری سراسری (رابطه ۱) می‌تواند درک عمیق‌تری نسبت به نابرابری در کل ناحیه مورد مطالعه به دست دهد. برای مثال، در مطالعات نابرابری دستمزد می‌توان کل ناحیه مورد بررسی (مثلاً کشور) را به مناطق صنعتی و کشاورزی تقسیم نمود. به لحاظ ریاضی نیز این تجزیه کامل<sup>۴</sup> خواهد بود. به این معنی که نابرابری سراسری به طور کامل به دو مؤلفه تقسیم می‌شود. در مطالعات نابرابری درآمد منطقه‌ای، ویژگی تجزیه‌پذیری به منظور بررسی میزانی از نابرابری

### 1. Redundancy

۲. علاقمندان برای مطالعه بیشتر در مورد مبانی شاخص‌های ارزیابی توزیع درآمد (به ویژه شاخص تایلر و اتکینسون) می‌توانند به مطالعه خداداد کاشی و حیدری (۱۳۸۷) تحت عنوان "بررسی توزیع درآمد در ایران؛ کاربرد شاخص تایلر، اتکینسون و ضریب جینی" رجوع کنند.

### 3. Decomposable

### 4. Exhaustive

سراسری که مربوط به نابرابری بین گروه‌ها یا نابرابری داخل گروه‌های منطقه‌ای است، مورد استفاده قرار می‌گیرد. با تقسیم‌بندی  $\pi$  مشاهده فضایی به  $\omega$  گروه منحصر به فرد و جامع، شاخص تایل را می‌توان به صورت زیر تجزیه نمود:

$$T = \sum_{g=1}^{\omega} s_g \log(n/n_g s_{gi}) + \sum_{g=1}^{\omega} s_g \sum_{i \in g} s_{i,g} \log(n_g s_{i,g}) \quad (2)$$

که  $n_g$  تعداد مشاهدات در گروه  $g$  بوده ( $\sum_g n_g = n$ )،  $s_g$  سهم گروه  $g$  از کل درآمد

$$(s_g = \sum_{i \in g} y_{i,g} / \sum_i y_i)$$

و  $s_{i,g}$  سهم منطقه  $i$ ام از درآمد گروه  $g$ ام

است. عبارت اول در معادله (۳) بیانگر مؤلفه بین گروهی<sup>۱</sup> نابرابری بوده و عبارت دوم نیز مؤلفه داخل گروهی<sup>۲</sup> نابرابری را محاسبه می‌کند. بنابراین:

$$T = T_B + T_W \quad (3)$$

در مباحث مرتبط با فضا، مؤلفه داخل گروهی نابرابری درون منطقه‌ای<sup>۳</sup> را اندازه گرفته و مؤلفه بین گروهی نیز نابرابری بین منطقه‌ای<sup>۴</sup> را اندازه‌گیری می‌کند. به عبارت دیگر، نابرابری بین منطقه‌ای فاصله بین میانگین درآمد تمام گروه‌ها را اندازه می‌گیرد و نابرابری درون منطقه‌ای نیز فاصله بین درآمد مناطق داخل آن گروه را می‌سنجد (ری،<sup>۵</sup> ۲۰۰۴). جهت مطالعه بیشتر در مورد شاخص تایل علاقمندان می‌توانند به مقاله ابونوری و همکاران (۱۳۸۸) مراجعه نمایند.

در حالت کلی، عمده شاخص‌های نابرابری، بعد جغرافیایی در نابرابری و آثار بالقوه‌ای که مناطق همسایه روی همدیگر دارند را نادیده گرفته و این امر می‌تواند موجب تورش در نتایج بررسی نابرابری منطقه‌ای شود (گودچیلد و ژانل<sup>۶</sup>، ۲۰۰۴). مطالعات تجربی گسترده‌ای که در

- 
1. Between-group
  2. Within-group
  3. Intraregional
  4. Interregional
  5. Rey
  6. Goodchild and Janelle

مورد پویایی‌های فضایی نابرابری در آمدی صورت گرفته است، نشان می‌دهد نابرابری اقتصادی یک پدیده منطقه‌ای است (ببلو و ناس<sup>۱</sup>، ۲۰۰۱؛ آکیتا<sup>۲</sup>، ۲۰۰۳؛ هافمیستر<sup>۳</sup>، ۲۰۰۹). بنابراین هر نوع بررسی و مطالعه در این مورد نیازمند در نظر گرفتن ابعاد منطقه‌ای است. به همین منظور در ادامه به معرفی مفهوم همبستگی فضایی پرداخته شده است تا با ترکیب معیارهای نابرابری و همبستگی فضایی، بتوان تحلیل مناسب‌تری از وضعیت نابرابری در ایران ارائه داد.

همبستگی فضایی به لحاظ مفهومی عبارت از پدیده‌ای است که در داده‌های نمونه‌ای دارای عنصر مکانی روی می‌دهد. به طوری که مشاهده‌ای که مربوط به محلی مانند  $i$  است، به مشاهدات دیگر در مکان‌های  $i \neq j$  وابسته است (عسگری و اکبری، ۱۳۸۰). به لحاظ فنی، اگر یک منطقه مرجع با عنوان  $R$  (مانند کشور ایران) در نظر گرفته شود که شامل  $n$  واحد فضایی (یا استان) باشد و همچنین مقادیر تحقق یافته یک متغیر (مانند درآمد سرانه هر استان در یک سال مشخص) مد نظر باشد، آنگاه می‌توان ماتریسی مانند ماتریس  $Y$  را تعریف نمود که عناصر خارج از قطر اصلی آن (که شامل  $n^2 - n$  مؤلفه خواهد بود) بیانگر ارتباط میان مقادیر تحقق یافته متغیر مورد نظر در منطقه مرجع  $R$  باشد. در حقیقت  $Y$  یک ماتریس غیرفضایی<sup>۴</sup> است که نمایی از چگونگی ارتباط مقادیر یک متغیر با دیگر متغیرها را ارائه می‌کند. تعامل میان عناصر ماتریس  $Y$  (یعنی  $y_{ij}$  ها) را می‌توان از طریق فرآیندهایی مانند فرایند جمعی یا افزایشی<sup>۵</sup>  $(y_i + y_j)$ ، ضربی<sup>۶</sup>  $(y_i \times y_j)$ ، تفاضلی<sup>۷</sup>  $(y_i - y_j)$  و یا تقسیم<sup>۸</sup>  $(y_i / y_j)$  بیان نمود. یکی از انواع مفید فرایند ضربی، ماتریس کوورایانس است که تعامل میان عناصر آن به صورت  $(y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})$  در نظر گرفته

- 
1. Beblo and Knaus
  2. Akita
  3. Hoffmeister
  4. Non-Spatial matrix
  5. Additive
  6. Multiplicative
  7. Differencing
  8. Division



می‌شود. همچنین اگر  $W$  نیز بیانگر ماتریس مجاورت<sup>۱</sup> باشد به نحوی که برای واحدهای فضایی مجاور هم عدد بزرگ‌تر و واحدهای فضایی غیرهمجوار عدد کوچک‌تر (یا صفر) اختصاص دهد، آنگاه اندازه همبستگی میان دو ماتریس  $Y$  و  $W$  بیانگر همبستگی فضایی خواهد بود (فیشر و گتیس<sup>۲</sup>، ۲۰۰۹). با این اوصاف اگر ساختار این دو ماتریس مشابه هم باشد (به نحوی که مقادیر بزرگ‌تر-یا کوچک‌تر- درایه‌ها در ماتریس  $Y$  با مقادیر بزرگ‌تر-یا کوچک‌تر- درایه‌های متناظر در ماتریس  $W$  همراه باشد)، نتیجه بیانگر وجود همبستگی فضایی مثبت خواهد بود. در این حالت، برای مثال مقادیر بیشتر-یا کمتر- درآمد سرانه در استان  $i$  با مقادیر بیشتر-یا کمتر- درآمد سرانه در استان  $z$  که همجوار استان  $i$  است، همراه خواهد بود. در مورد ماتریس مجاورت نیز قابل ذکر است که در این مطالعه جهت ساخت ماتریس مجاورت از تعریف مجاورت ملکه مانند<sup>۳</sup> استفاده شده است که درایه‌های آن برای مناطق موجودی که یک طرف یا رأس مشترک با ناحیه (یا استان) تحت بررسی دارند مقدار یک و در غیراین صورت مقدار صفر را اختیار می‌کند. برای مثال اگر استان  $z$  با استان  $i$  همجوار باشد، در این حالت  $w_{ij}=1$  خواهد بود.<sup>۴</sup>

معیارها و آزمون‌های همبستگی فضایی بسته به مقیاس یا حوزه تحلیل می‌تواند متفاوت باشد. به طور سنتی این معیارها در دو دسته سراسری<sup>۵</sup> و محلی<sup>۶</sup> تقسیم‌بندی می‌شود. تحلیل‌های همبستگی فضایی شامل یک سری آزمون‌ها و تصویرسازی<sup>۷</sup> است که هم برای معیارهای سراسری و هم برای معیارهای محلی مورد استفاده قرار می‌گیرد. اصطلاح سراسری دلالت بر این دارد که تمامی مؤلفه‌های ماتریس‌ها  $W$  و  $Y$  در محاسبه همبستگی فضایی لحاظ می‌شوند. بر این اساس، یک شاخص سراسری همبستگی فضایی، همبستگی بین مقادیر متغیر مورد نظر (مانند درآمد

1. Contiguity matrix

2. Fischer and Getis

3. Queen Contiguity

۴. برای مطالعه بیشتر در مورد سایر روش‌های ساخت ماتریس مجاورت به مقاله اکبری (۱۳۸۰) تحت عنوان "روش شناسی اقتصادسنجی فضایی؛ تئوری و کاربرد" مراجعه شود.

5. Global

6. Local

7. Visualization

سرانه) در تمامی واحدهای فضایی (مانند تمامی استان‌ها) در کل ناحیه مرجع (مثلاً کشور ایران) را محاسبه می‌کند. معیارهای محلی حالت تمرکز یافته دارند به این معنی که چنین معیارهایی همبستگی فضایی در ارتباط با یک واحد فضایی خاص را ارزیابی می‌کنند. بنابراین، در معیارهای محلی تنها یک سطر از ماتریس  $W$  (که بیانگر همجواری یا عدم همجواری یک استان با سایر استان‌های موجود در منطقه مرجع است) و سطر متناظر آن در ماتریس  $Y$  در محاسبه همبستگی فضایی وارد می‌شود (فیشر و گتیس<sup>۱</sup>، ۲۰۰۹). در این حالت، شاخص محلی همبستگی فقط همبستگی بین مقادیر متغیر مورد نظر در استان  $i$  را با استان‌های همجوار آن محاسبه می‌کند.

یکی از متداول‌ترین شاخص‌ها در مطالعه همبستگی سراسری، شاخص Moran's I است. این آماره با استفاده از مفهوم ضریب همبستگی حاصل ضرب گشتاور پیرسون<sup>۲</sup> ساخته شده است. تفاوت اصلی میان این دو آماره در این است که در شاخص Moran's I عنصر فضا از طریق ماتریس  $W$  در نظر گرفته شده و به جای یافتن همبستگی میان دو متغیر، به یافتن همبستگی یک متغیر با خودش در مقابل یک ماتریس وزنی فضایی است. ماتریس  $Y$  یک ماتریس کوواریانس بوده و این بدین معنی است که شاخص Moran's I بر هر مشاهده به عنوان تفاضل از میانگین کل مشاهدات تمرکز دارد. اگر  $W$  بیانگر ماتریس مجاورت بوده و  $Y$  بیانگر ماتریس کوواریانس باشد، آنگاه شاخص سراسری Moran's I را می‌توان به صورت زیر محاسبه کرد:

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad i \neq j \quad (4)$$

شاخص سراسری Moran's I مقادیری بین مثبت ۱ و منفی ۱ اختیار می‌کند و بر اساس مقادیر این شاخص می‌توان به وجود یا عدم وجود الگوی فضایی مشخص در توزیع درآمد سرانه استان‌ها

- 
1. Fischer and Getis
  2. Pearson product moment correlation coefficient

پی‌برد. مقادیر کمتر از صفر این شاخص بیانگر همبستگی فضایی منفی و مقادیر بزرگتر از یک نیز بیانگر همبستگی فضایی مثبت خواهد بود. اگر مقدار شاخص صفر یا نزدیک به صفر باشد بدین معنی است که مشخصه مورد نظر به طور تصادفی در ناحیه مورد مطالعه توزیع شده و الگوی فضایی مشخصی ندارد (فیشر و گتیس، ۲۰۰۹). ارائه تصویر از شاخص سراسری با استفاده از نمودار پراکنش Moran انجام می‌گیرد که در آن شیب خط رگرسیون متناظر با مقدار شاخص سراسری Moran's I است (آنسلین<sup>۱</sup>، ۱۹۹۵: ۹۷). در نمودار پراکنش Moran مقادیر یک متغیر متعلق به هر استان در مقابل وقفه فضایی<sup>۲</sup> هر استان نمایش داده می‌شود. وقفه فضایی را می‌توان به عنوان متوسط وزنی مقادیر متغیر مورد نظر در استان‌های هم‌جوار تعریف کرد که در آن وزن‌ها را می‌توان از ماتریس مجاروت به دست آورد (ری و ماتتوری<sup>۳</sup>، ۱۹۹۹).

در تحلیل‌های فضایی توجه و علاقه ویژه‌ای به معیارهای متمرکز وجود دارد، معیارهایی که به طور دقیق ویژگی‌های یک موقعیت یا مکان خاص را توصیف می‌کند. شاخص محلی همبستگی فضایی<sup>۴</sup> (LISA) از جمله آماره‌هایی هست که توسط آنسلین (۱۹۹۵) معرفی شده و هدف آن تجزیه آماره‌های سراسری از قبیل شاخص سراسری Moran's I به مؤلفه‌های محلی است تا از این طریق بتوان مشاهدات کلیدی و مشاهدات پرت را از هم تشخیص داد. به عبارت دیگر، شاخص‌های محلی جهت تمرکز بر مشخصه‌های محلی در محاسبه همبستگی معرفی شده‌اند. شاخص LISA یا همان شاخص محلی Moran's I به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$I_i = \frac{y_i - \bar{y}}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \sum_{j=1}^n W_{ij} (y_i - y_j), \quad i \neq j \quad (5)$$

- 
1. Anselin
  2. Spatial Lag
  3. Rey and Montouri
  4. Local Indicators of Spatial Association (LISA)

آماره LISA (یا  $I_i$ ) به طور عمده برای تشخیص خوشه‌های فضایی به کار برده می‌شود. مقادیر بالای همبستگی فضایی (که با استفاده از شاخص‌های محلی نظیر  $I_i$  محاسبه می‌شود) دلالت بر وجود خوشه دارند. مقادیر مثبت  $I_i$  شواهدی از وجود خوشه در مقادیر کم یا زیاد از مشخصه مورد نظر (مانند درآمد سرانه) را ارائه داده، در حالی که مقادیر منفی  $I_i$  دلالت بر مشاهدات فضایی پرت دارد. به عنوان جمع‌بندی این قسمت و بیان ارتباط میان روش‌های مورد استفاده و سؤالات اصلی مقاله می‌توان از جدول زیر بهره گرفت:

جدول ۱. ارتباط میان اهداف، سؤال‌ها و شاخص‌های مورد استفاده

اهداف	سؤال‌ها	شاخص‌های مورد استفاده
بررسی تحولات نابرابری توزیع درآمد بین استان‌های ایران	تحولات نابرابری توزیع درآمد بین استان‌های ایران چگونه بوده است؟	ضریب جینی و تجزیه شاخص تایل
شناسایی وجود یا عدم وجود الگوی فضایی در توزیع درآمد سرانه استان‌ها	آیا شواهدی مبنی بر وجود همبستگی فضایی در درآمد سرانه استان‌های ایران وجود دارد؟	شاخص Moran's I و نمودار پراکنش Moran
بررسی وجود پدیده خوشه‌بندی فضایی در درآمد سرانه استان‌ها	آیا ارتباطی بین عملکرد اقتصادی هر استان با عملکرد اقتصادی استان‌های هم‌جوار وجود دارد؟	شاخص LISA

مأخذ: نتایج تحقیق

در این تحقیق از داده‌های درآمد سرانه استان‌ها (با نفت و بدون احتساب نفت) استفاده شده است. دوره زمانی تحقیق برای متغیر درآمد سرانه با احتساب نفت از سال ۱۳۹۳-۱۳۷۶ و برای درآمد سرانه بدون نفت نیز از سال ۱۳۹۳-۱۳۷۹ را شامل می‌شود. داده‌های مورد استفاده از جداول حساب‌های منطقه‌ای ارائه شده توسط مرکز آمار ایران استخراج شده است. جهت انجام محاسبات

از کدهای موجود در محیط برنامه‌نویسی پایتون<sup>۱</sup> استفاده شده و شکل‌ها و نمودارها نیز با استفاده از نرم‌افزار Geoda تهیه شده است.

#### ۴. یافته‌های تحقیق

به منظور بررسی وضعیت نابرابری و نیز همبستگی فضایی برای داده‌های درآمد سرانه در استان‌های ایران، نتایج محاسبه شاخص‌های ضریب جینی، تایل (به همراه تجزیه این شاخص) و شاخص Moran's I در جدول (۱) ارائه شده است. در محاسبه و تجزیه شاخص تایل، مناطق بر اساس آخرین منطقه‌بندی کشور که توسط وزارت کشور و با در نظر گرفتن همجواری و مسائل مشترک میان استان‌های هر منطقه انجام گرفته است، از هم تفکیک شده‌اند. بر این اساس، منطقه (۱) شامل استان‌های تهران، قزوین، گلستان، مازندران، سمنان، البرز و قم، منطقه (۲) اصفهان، فارس، بوشهر، چهارمحال و بختیاری، هرمزگان و کهگیلویه و بویراحمد، منطقه (۳) آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، زنجان، گیلان و کردستان، منطقه (۴) کرمانشاه، ایلام، لرستان، همدان، مرکزی و خوزستان و منطقه (۵) خراسان رضوی، جنوبی و شمالی، کرمان و یزد و سیستان و بلوچستان است. در این مقاله به خاطر موجود نبودن آمار استان البرز برای بخش زیادی از دوره مورد مطالعه، آمار این استان با استان تهران ادغام شده است. در جدول (۲)، شاخص‌های مذکور به طور مجزا برای درآمد سرانه با احتساب نفت، و درآمد سرانه بدون نفت گزارش شده است.

جدول ۲. شاخص‌های نابرابری توزیع درآمد و همبستگی فضایی

درآمد سرانه بدون نفت					درآمد سرانه با احتساب نفت					سال
Moran's I	درون منطقه‌ای	بین منطقه‌ای	تایل	ضریب جینی	Moran's I	درون منطقه‌ای	بین منطقه‌ای	تایل	ضریب جینی	
-	-	-	-	-	۰/۰۰۸	۰/۰۶۰	۰/۲۳۹	۰/۲۹۸	۰/۳۵۸	۱۳۷۶
					[۰/۳۵۱]	(۲۰)	(۸۰)			
-	-	-	-	-	۰/۰۱۶	۰/۰۶۱	۰/۲۳۲	۰/۲۹۳	۰/۳۴۶	۱۳۷۷
					[۰/۳۲۶]	(۲۱)	(۷۹)			
-	-	-	-	-	۰/۰۲۶	۰/۰۶۵	۰/۲۳۲	۰/۲۹۷	۰/۳۴۳	۱۳۷۸
					[۰/۲۹۳]	(۲۲)	(۷۸)			
۰/۱۳۲	۰/۰۰۹	۰/۰۳۶	۰/۰۴۵	۰/۱۶۹	۰/۰۳۶	۰/۰۶۳	۰/۲۱۳	۰/۲۷۶	۰/۳۳۲	۱۳۷۹
[۰/۰۶۸]	(۲۰)	(۸۰)			[۰/۲۶۵]	(۲۳)	(۷۷)			
۰/۲۲۶	۰/۰۱۱	۰/۰۳۶	۰/۰۴۷	۰/۱۷۲	۰/۰۷۱	۰/۰۵۳	۰/۱۵۹	۰/۲۱۲	۰/۳۰۶	۱۳۸۰
[۰/۰۱۰]	(۲۳)	(۷۷)			[۰/۱۷۲]	(۲۵)	(۷۵)			
۰/۲۳۵	۰/۰۱۱	۰/۰۳۵	۰/۰۴۶	۰/۱۶۷	۰/۱۱۲	۰/۰۵۳	۰/۱۶۲	۰/۲۱۵	۰/۳۱۱	۱۳۸۱
[۰/۰۰۸]	(۲۴)	(۷۶)			[۰/۰۹۵]	(۲۵)	(۷۵)			
۰/۲۳۲	۰/۰۱۳	۰/۰۳۶	۰/۰۴۹	۰/۱۷۳	۰/۲۷۰	۰/۰۷۳	۰/۱۴۲	۰/۲۱۵	۰/۳۲۵	۱۳۸۲
[۰/۰۰۸]	(۲۷)	(۷۳)			[۰/۰۰۳]	(۳۴)	(۶۶)			
۰/۱۹۸	۰/۰۱۵	۰/۰۳۸	۰/۰۵۲	۰/۱۸۱	۰/۲۵۸	۰/۰۸۹	۰/۱۵۸	۰/۲۴۷	۰/۳۴۸	۱۳۸۳
[۰/۰۱۹]	(۲۷)	(۷۳)			[۰/۰۰۴]	(۳۶)	(۶۴)			
۰/۱۷۵	۰/۰۱۱	۰/۰۳۶	۰/۰۴۷	۰/۱۷۲	۰/۱۹۴	۰/۰۷۶	۰/۱۷۲	۰/۲۴۸	۰/۳۴۳	۱۳۸۴
[۰/۰۳۱]	(۲۳)	(۷۷)			[۰/۰۲۰]	(۳۱)	(۶۹)			
۰/۱۵۲	۰/۰۰۹	۰/۰۳۷	۰/۰۴۶	۰/۱۶۸	۰/۱۹۳	۰/۰۶۴	۰/۱۶۰	۰/۲۲۵	۰/۳۳۱	۱۳۸۵
[۰/۰۴۷]	(۲۰)	(۸۰)			[۰/۰۲۱]	(۲۹)	(۷۱)			

درآمد سرانه بدون نفت			درآمد سرانه با احتساب نفت			سال
Moran's I	تایل	ضریب جینی	Moran's I	تایل	ضریب جینی	
۰/۱۳۸	۰/۰۱۰	۰/۰۴۱	۰/۲۷۱	۰/۰۶۰	۰/۱۴۲	۱۳۸۶
[۰/۰۶۲]	(۲۰)	(۸۰)	[۰/۰۰۳]	(۳۰)	(۷۰)	
۰/۱۶۶	۰/۰۱۳	۰/۰۴۲	۰/۲۶۸	۰/۰۴۹	۰/۱۱۷	۱۳۸۷
[۰/۰۳۶]	(۲۴)	(۷۶)	[۰/۰۰۳]	(۳۰)	(۷۰)	
۰/۱۵۹	۰/۰۱۱	۰/۰۳۷	۰/۲۴۶	۰/۰۳۰	۰/۰۸۳	۱۳۸۸
[۰/۰۴۱]	(۲۳)	(۷۷)	[۰/۰۰۶]	(۲۷)	(۷۳)	
۰/۰۸۲	۰/۰۱۴	۰/۰۵۲	۰/۲۹۰	۰/۰۴۵	۰/۱۰۵	۱۳۸۹
[۰/۱۴۸]	(۲۱)	(۷۹)	[۰/۰۰۲]	(۳۰)	(۷۰)	
۰/۰۴۱	۰/۰۱۵	۰/۰۵۸	۰/۳۱۷	۰/۰۵۲	۰/۱۰۳	۱۳۹۰
[۰/۲۵۱]	(۲۲)	(۷۸)	[۰/۰۰۱]	(۳۳)	(۶۷)	
۰/۰۴۷	۰/۰۱۶	۰/۰۷۰	۰/۲۵۶	۰/۰۳۲	۰/۰۷۸	۱۳۹۱
[۰/۲۳۴]	(۱۹)	(۸۱)	[۰/۰۰۵]	(۲۹)	(۷۱)	
۰/۰۳۰	۰/۰۱۹	۰/۰۸۰	۰/۲۵۲	۰/۰۳۷	۰/۰۸۷	۱۳۹۲
[۰/۲۸۰]	(۱۹)	(۸۱)	[۰/۰۰۵]	(۳۰)	(۷۰)	
۰/۰۳۷	۰/۰۱۵	۰/۰۷۵	۰/۲۱۵	۰/۰۲۹	۰/۰۷۷	۱۳۹۳
[۰/۲۶۱]	(۱۷)	(۸۳)	[۰/۰۱۳]	(۲۷)	(۷۳)	

مأخذ: نتایج تحقیق

اعداد داخل [] بیانگر سطح احتمال بوده و اعداد داخل () سهم بر اساس درصد است.

همچنان که در جدول فوق قابل مشاهده است، ضریب جینی به عنوان معیاری از توزیع درآمد برای دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۷۶ از روند کاهشی برخوردار بوده است، به نحوی که مقدار این ضریب از ۰/۳۵۸ در سال ۱۳۷۶ به ۰/۲۶۳ در سال ۱۳۹۳ کاهش یافته است. با توجه به این که هر

چه مقدار ضریب جینی کوچک‌تر باشد، بر نابرابری کمتر در توزیع درآمد دلالت خواهد داشت، لذا می‌توان ادعا نمود که توزیع درآمد سرانه با احتساب نفت در سال ۱۳۹۳ نسبت به سال ۱۳۷۶ بهبود پیدا کرده است. این وضعیت توسط شاخص تایل نیز تایید شده است، به نحوی که مقدار شاخص تایل نیز از ۰/۲۹۸ در سال ۱۳۷۶ به رقم ۰/۱۰۶ در سال ۱۳۹۳ کاهش یافته است. قابل توجه است که ضریب جینی و شاخص تایل محاسبه شده برای درآمد سرانه بدون احتساب نفت نتیجه دیگری را نشان می‌دهد. در صورتی که از داده‌های درآمد سرانه بدون احتساب نفت در محاسبه شاخص‌های ضریب جینی و تایل استفاده شود، ملاحظه می‌شود که نابرابری توزیع درآمد بین استان‌های ایران در فاصله سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۹۳ بیشتر شده است. قابل تأمل است که بر اساس مقایسه مقادیر ضریب جینی و شاخص تایل در دو نوع داده مورد بررسی ملاحظه می‌شود که میزان نابرابری در حالت احتساب نفت در تمامی سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۹۳ بدتر از نابرابری بدون احتساب نفت بوده است. البته این نتیجه را نمی‌توان لزوماً به عنوان انعکاسی از عملکرد مناسب اقتصادی در استان‌های کشور تلقی کرد. در حقیقت بهبود توزیع درآمد سرانه در حالت بدون نفت ناشی از حذف ارزش افزوده نفت در استان‌های نفت خیز بوده است. به عبارت دیگر وقتی درآمد سرانه استان‌های نفت خیز با حذف ارزش افزوده فعالیت نفت کاهش می‌یابد، شاخص‌های نابرابری توزیع درآمد نیز عملکرد بهتری را برای اقتصاد در زمینه توزیع درآمد نشان می‌دهد در حالی که با حذف ارزش افزوده نفت تنها اتفاقی که افتاده این بوده است که استان‌های با درآمد سرانه بالا را نیز فقیرتر کرده‌ایم و از این رو شاخص‌های توزیع درآمد نیز نشان می‌دهد که همگنی بیشتری از نظر فقر بین استان‌ها به وجود آمده است.

در این تحقیق علاوه بر محاسبه شاخص تایل، تجزیه این شاخص نیز انجام گرفته و سهم مؤلفه‌های بین منطقه‌ای و درون منطقه‌ای از کل نابرابری در کشور در هر سال محاسبه شده است. این محاسبات در ستون‌های ۵-۴ و ۱۰-۹ از جدول (۲) قابل مشاهده است. تجزیه شاخص تایل برای متغیر درآمد سرانه با احتساب نفت حاکی از آن است که در حدود ۲۰ تا ۳۰ درصد نابرابری بین استان‌های کشور ناشی از مؤلفه بین منطقه‌ای بوده و ۷۰ تا ۸۰ درصد نابرابری کلی در ایران



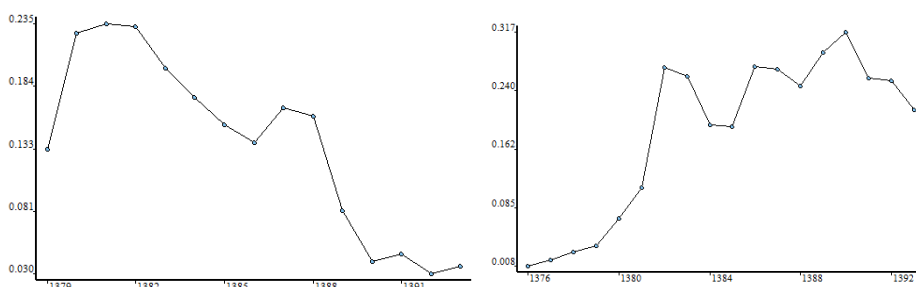
ناشی از نابرابری درون منطقه‌ای بوده است. برای متغیر درآمد سرانه بدون نفت نیز نتایج نشان می‌دهد سهم مؤلفه بین منطقه‌ای از کل نابرابری در کشور در حدود ۲۰ درصد بوده و سهم مؤلفه درون منطقه‌ای نیز در حدود ۸۰ درصد برآورد شده است. چنین شرایط حاکی از این است که اختلاف بین مناطق ۵ گانه حداکثر ۳۰ درصد از کل نابرابری میان درآمد سرانه استان‌های کشور را به خود اختصاص داده و قسمت بیشتر نابرابری ناشی از نابرابری درون استان‌های هر منطقه بوده است. به عبارت دیگر، تقسیم‌بندی مناطق ۵ گانه به صورتی بوده است که در داخل هر منطقه هم استان‌های با درآمد سرانه بالا و هم استان‌های با درآمد سرانه پایین حضور داشته‌اند. متناسب با این وضعیت نیز باید تلاش‌ها در جهت کاهش نابرابری میان استان‌های موجود در هر منطقه انجام گیرد تا از این طریق میزان قابل توجهی از نابرابری بین استان‌های کشور کاهش یابد. همچنین با حذف ارزش افزوده نفت نیز چون استان‌های برخوردار از ارزش افزوده نفت در مناطق ۲ و ۵ کشور قرار داشته‌اند، لذا تفاوت میان مناطق از نظر درآمد سرانه کاهش یافته و این امر موجب شده تا سهم نابرابری بین منطقه‌ای نسبت به حالت با احتساب نفت کاهش یابد.

همبستگی فضایی میان استان‌های کشور توسط شاخص Moran's I محاسبه شده و در جدول (۲) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که برای متغیر درآمد سرانه با احتساب نفت، مقدار شاخص مذکور از ۰/۰۰۸ در سال ۱۳۷۶ به ۰/۲۱۵ در سال ۱۳۹۳ افزایش یافته است. در این جدول معنی‌داری مربوط به شاخص Moran's I نیز ارائه شده است. نتایج حاکی از آن است که تا سال ۱۳۸۰، همبستگی فضایی میان درآمد سرانه استان‌های کشور به لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است ولی از سال ۱۳۹۳-۱۳۸۱ می‌توان همبستگی مثبت و معنی‌دار در توزیع فضایی درآمد سرانه استان‌های کشور را ملاحظه نمود. مثبت و معنی‌دار بودن شاخص Moran's I دلالت بر این دارد که توزیع فضایی مقادیر بالا یا مقادیر پایین در درآمد سرانه استان‌های کشور رفتار خوشه‌بندی فضایی<sup>۱</sup> را نشان می‌دهد و این رفتار خوشه‌ای نمی‌تواند نتیجه یک فرآیند تصادفی باشد. قابل توجه است که مشابه روند ضریب جینی و شاخص تایلر، روند شاخص Moran's I در حالت با احتساب

---

## 1. Spatial clustering

نفت متفاوت و مخالف روند این شاخص در حالت بدون احتساب نفت به دست آمده است. این وضعیت در نمودار (۱) به تصویر کشیده شده است.



شاخص Moran's I برای درآمد سرانه بدون نفت

شاخص Moran's I برای درآمد سرانه با نفت

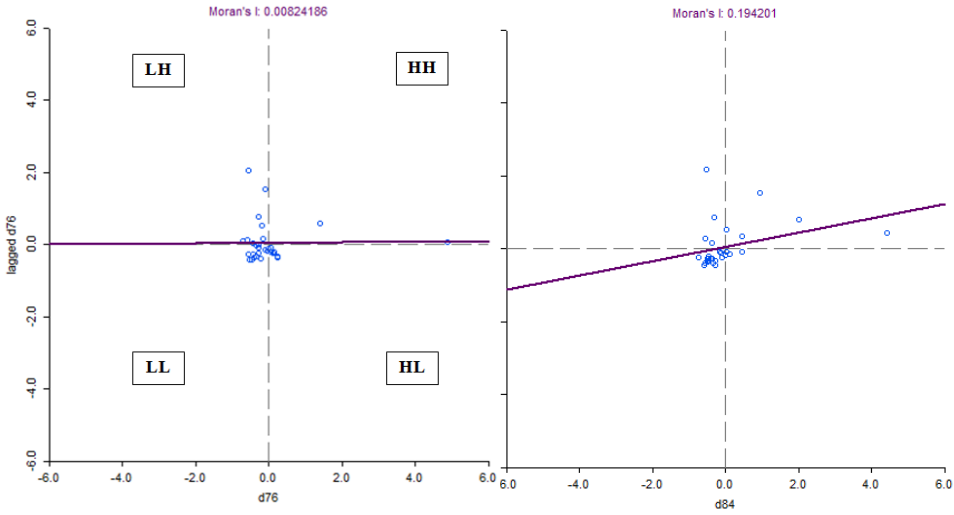
نمودار ۱. روند شاخص Moran's I برای درآمد سرانه استان‌های کشور

نمودار فوق نشان می‌دهد که روند شاخص Moran's I در صورت احتساب نفت در درآمد سرانه دارای شیب مثبت بوده ولی اگر نفت در محاسبات درآمد وارد نشود، این شیب به صورت منفی درآمده است. همچنین بررسی معنی‌داری شاخص Moran's I برای حالت بدون نفت نیز نشان می‌دهد تا سال ۱۳۸۸ همبستگی فضایی مثبت و معنی‌دار در توزیع فضایی درآمد سرانه استان‌های کشور وجود داشته ولی از سال ۱۳۹۳-۱۳۸۹ مقادیر شاخص Moran's I کوچک‌تر شده و به لحاظ آماری نیز معنی‌دار نبوده است. این نتیجه دلالت بر این دارد که توزیع درآمد سرانه بدون نفت میان استان‌های کشور در سال‌های اخیر فاقد الگوی مشخصی بوده و از یک الگوی فضایی تصادفی پیروی کرده است. این نتیجه دلالت بر این دارد که لحاظ یا عدم لحاظ نفت در محاسبات توزیع درآمد سرانه میان استان‌ها در نتیجه‌گیری مبنی بر وجود یا عدم وجود پدیده خوشه‌بندی در توزیع درآمد سرانه استان‌ها تأثیر گذار است. با بررسی دقیق‌تر آمار درآمد سرانه استان‌ها و نیز سهم نفت از کل ارزش افزوده فعالیت‌های هر استان می‌توان ملاحظه نمود که در استان‌های کهگیلویه و بویراحمد، خوزستان، ایلام و بوشهر سهم نفت قابل توجه بوده و بنابراین درآمد سرانه این استان‌ها را به شدت متأثر کرده است. بنابراین هنگامی که ارزش افزوده فعالیت نفت در

محاسبات شاخص Moran's I وارد می‌شود، درآمد سرانه بالا برای استان‌های مذکور (نسبت به حالت بدون احتساب نفت) که در مجاورت با همدیگر هستند، موجب می‌شود تا مقدار این شاخص به سمت مقادیر بزرگ و معنی‌دار حرکت کند.

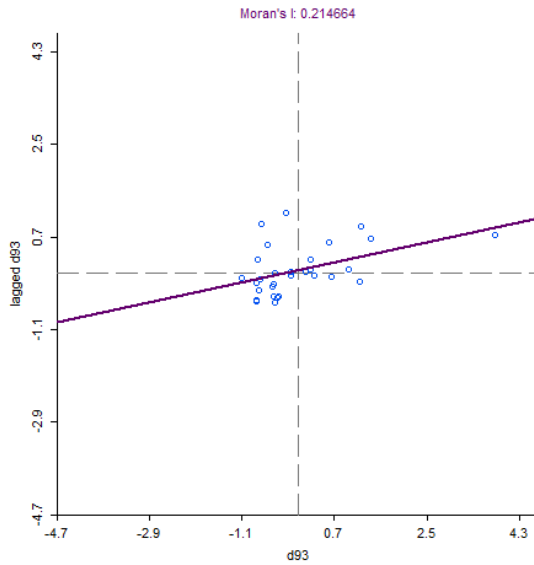
شاخص Moran's I یک نمای کلی از ساختار همبستگی فضایی در کشور را به دست می‌دهد و به منظور درک بهتر الگوی فضایی نابرابری میان استان‌ها می‌توان از نمودار پراکنش Moran استفاده کرد. نمودار پراکنش Moran این امکان را می‌دهد تا درآمد سرانه هر استان در مقابل درآمد سرانه استان‌های همجوار را ترسیم نمود. اساساً چهار نوع از هم‌پیوندی فضایی میان یک استان و استان‌های همجوار آن را می‌توان در نظر گرفت: یک استان با مقادیر بالای درآمد سرانه توسط استان‌هایی با مقادیر بالای درآمد سرانه احاطه شده باشد (ناحیه ۱ یا ناحیه HH با هم‌پیوندی فضایی مثبت)؛ یک استان با مقادیر اندک درآمد سرانه توسط استان‌هایی با مقادیر بالای درآمد سرانه احاطه شده باشد (ناحیه ۲ یا ناحیه LH با هم‌پیوندی فضایی منفی)؛ یک استان با مقادیر اندک درآمد سرانه توسط استان‌هایی با مقادیر پایین درآمد سرانه احاطه شده باشد (ناحیه ۳ یا ناحیه LL با هم‌پیوندی فضایی مثبت)؛ یک استان با مقادیر بالای درآمد سرانه توسط استان‌هایی با مقادیر پایین درآمد سرانه احاطه شده باشد (ناحیه ۴ یا ناحیه HL با هم‌پیوندی فضایی منفی). بنابراین نمودار پراکنش Moran می‌تواند با ترسیم فرم محلی وابستگی فضایی، شواهدی از وجود یا عدم وجود خوشه‌بندی فضایی را ارائه دهد. در ادامه نمودارهای پراکنش Moran برای استان‌های ایران در سال‌های ۱۳۷۶ (آغاز دوره مورد بررسی)، ۱۳۸۴ (وسط دوره مورد بررسی) و ۱۳۹۳ (آخر دوره) نمایش داده شده است.<sup>۱</sup>

۱. جهت رعایت اختصار، نمودارهای پراکنش مربوط به درآمد سرانه بدون نفت ارائه نشده است.



نمودار پراکنش Moran برای سال ۱۳۷۶

نمودار پراکنش Moran برای سال ۱۳۸۴



نمودار پراکنش Moran برای سال ۱۳۹۳

نمودار ۲. نمودار پراکنش Moran برای سال‌های ۱۳۷۶، ۱۳۸۴ و ۱۳۹۳

همان‌طور که از نمودارهای فوق قابل مشاهده است، در سال ۱۳۷۶ نقاط مربوط به ۲۵ استان از ۳۰ استان مورد بررسی (بیش از ۸۰ درصد استان‌های کشور) در نزدیکی نقطه صفر متمرکز شده‌اند. این پدیده حاکی از این است که در سال ۱۳۷۶ شواهد قوی دال بر وجود وابستگی فضایی بین استان‌های ایران وجود نداشته است. مقدار برآورد شده شاخص Moran و سطح معنی‌داری مربوطه که در جدول (۱) ارائه شده بود نیز مؤید این نمودار است. در سال ۱۳۸۴ علاوه بر این که نسبت به سال ۱۳۷۶ تمرکز زیادی در نزدیکی نقطه صفر وجود ندارد، بلکه عمده مشاهدات نیز در ناحیه ۱ و ۳ پراکنده هستند. این وضعیت دلالت بر وجود همبستگی فضایی مثبت در شاخص درآمد سرانه استان‌های ایران است. در این حالت، توزیع فضایی مقادیر بالا یا مقادیر پایین درآمد سرانه مربوط به استان‌های مورد بررسی شواهدی از پدیده خوشه‌بندی فضایی را نشان می‌دهد. همبستگی فضایی در سال ۱۳۹۳ نسبت به سال ۱۳۸۴ افزایش یافته به نحوی که در نمودار (۲) نیز قابل مشاهده است، در سال ۱۳۹۳ تمرکز استان‌ها حول نقطه صفر به مراتب کمتر شده به نحوی که نقاط مربوط به ۲۲ استان در ناحیه ۱ و ۳ پراکنده شده و بقیه نقاط (۸ استان) در ناحیه ۲ یا ۴ واقع شده است.

مشاهدات موجود نشان می‌دهد که در سال ۱۳۸۴ و ۱۳۹۳ حداقل دو پدیده خوشه‌بندی در ناحیه ۱ و ناحیه ۳ نمودار پراکنش Moran قابل شناسایی است، در حالی که در سال ۱۳۷۶ چنین رفتاری در درآمد سرانه استان‌ها مشاهده نشده است. تفسیر کلی از این وضعیت را می‌توان بدین صورت بیان کرد که اولاً بی‌ثباتی بالایی در الگوی فضایی درآمد سرانه در ایران وجود دارد. ثانیاً، طی سال‌های اخیر در اقتصاد ایران، استان با درآمد سرانه بالا عمدتاً توسط استان‌های همسایه با درآمد سرانه بالا احاطه شده و استانی که درآمد سرانه پایین دارد نیز با استان‌های با درآمد سرانه پایین احاطه شده است (پدیده خوشه‌بندی فضایی). مثبت و معنی‌داری شاخص برآورد شده Moran در سال ۱۳۸۴ و ۱۳۹۳ دلالت بر این دارد که رفتار خوشه‌ای ملاحظه شده بیش از آن چیزی است که بتوان آن را به عنوان نتیجه یک فرآیند تصادفی ارزیابی کرد.

در تحلیل اکتشافی داده‌های فضایی می‌توان از شاخص LISA نیز استفاده کرد که باعث درک عمیق‌تر اطلاعات موجود در شاخص Moran و نمودار پراکنش Moran می‌شود. شاخص

LISA می‌تواند معیار عددی از همبستگی فضایی محلی به دست دهد که بر اساس آن بتوان وجود یا عدم وجود خوشه‌بندی فضایی را آزمون کرد. در جدول (۳) مقادیر شاخص LISA و نیز ناحیه‌ای که استان در آن واقع شده (با حرف Q مشخص شده و همان نواحی ۴ گانه در نمودار پراکنش Moran است) برای سال‌های ۱۳۷۶، ۱۳۸۴ و ۱۳۹۳ گزارش شده است.

جدول ۳. مقادیر محاسبه شده شاخص LISA برای درآمد سرانه استان‌ها (با احتساب نفت) در سال‌های ۱۳۷۶، ۱۳۸۴ و ۱۳۹۳

استان	۱۳۷۶		۱۳۸۴		۱۳۹۳	
	ناحیه	LISA	ناحیه	LISA	ناحیه	LISA
اردبیل	LL	۰/۱۱۷	LL	۰/۱۶۲	LL	۰/۲۱۹
بوشهر	LH	-۰/۱۴۴	HH	۱/۴۶۴	HH	۲/۸۶۶
چهارمحال و بختیاری	LH	-۱/۱۲۴	LH	-۱/۱۳۲	LH	-۰/۶۹۷
آذربایجان شرقی	LL	۰/۰۸۷	LL	۰/۱۳۳	LL	۰/۲۵۹
اصفهان	LH	-۰/۰۸۸	HH	۰/۰۱۹	HH	۰/۰۶۵
فارس	LH	-۰/۲۳۰	LH	-۰/۲۶۵	LH	-۰/۲۸۳
گیلان	LL	۰/۰۶۵	LL	۰/۱۰۰	LL	۰/۱۰۶
گلستان	LL	۰/۰۰۷	LL	۰/۰۹۲	LL	۰/۱۶۲
همدان	LL	۰/۱۴۴	LL	۰/۱۴۷	LL	۰/۱۳۱
هرمزگان	HL	-۰/۰۲۹	HL	-۰/۰۰۱	HH	۰/۳۵۳
ایلام	LH	-۰/۰۲۸	HH	۰/۱۴۷	HH	۰/۰۱۸
کرمان	HL	-۰/۰۰۲	LL	۰/۰۹۴	LL	۰/۰۰۷
کرمانشاه	LL	۰/۱۹۳	LL	۰/۱۳۵	LL	۰/۱۸۳
خوزستان	HH	۰/۸۰۹	HH	۱/۱۶۱	HH	۰/۹۴۶
کهگیلویه و بویراحمد	HH	۰/۲۸۸	HH	۱/۹۲۲	HH	۱/۱۰۶
کردستان	LL	۰/۲۲۷	LL	۰/۲۶۶	LL	۰/۴۲۷
لرستان	LH	-۰/۰۱۵	LH	-۰/۱۵۷	LH	-۰/۲۱۴
مرکزی	HL	-۰/۰۳۱	HL	-۰/۰۱۹	HL	-۰/۰۵۲
مازندران	LL	۰/۰۲۸	LL	۰/۰۱۴	LH	-۰/۰۰۴
خراسان شمالی	HL	-۰/۰۸۹	LL	۰/۱۳۲	LL	۰/۲۴۹

استان	۱۳۷۶		۱۳۸۴		۱۳۹۳	
	LISA	ناحیه	LISA	ناحیه	LISA	ناحیه
قزوین	-۰/۰۱۱	HL	۰/۰۱۵	LL	۰/۰۰۳	HH
قم	۰/۰۰۰	LH	-۰/۰۵۶	LH	-۰/۳۲۲	LH
خراسان رضوی	-۰/۰۶۰	LH	۰/۱۰۲	LL	۰/۰۰۰	LL
سمنان	۰/۰۰۷	LL	-۰/۰۰۳	HL	-۰/۰۱۳	HL
سیستان و بلوچستان	-۰/۰۷۱	LH	۰/۱۹۱	LL	۰/۱۰۳	LL
خراسان جنوبی	-۰/۰۷۸	HL	۰/۱۸۶	LL	۰/۰۹۱	LL
تهران	-۰/۰۰۶	HL	-۰/۰۴۵	HL	۰/۰۷۵	HH
آذربایجان غربی	۰/۱۴۷	LL	۰/۲۲۱	LL	۰/۴۵۱	LL
یزد	۰/۰۱۵	LL	۰/۰۲۲	LL	-۰/۲۱۰	HL
زنجان	۰/۱۱۶	LL	۰/۱۳۹	LL	۰/۱۹۹	LL

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به اطلاعات جدول فوق ملاحظه می‌شود که در سال ۱۳۷۶ تنها ۲ استان خوزستان و کهگیلویه و بویراحمد در ناحیه (۱) واقع شده‌اند، بدین معنی که درآمد سرانه این استان‌ها و نیز متوسط درآمد سرانه استان‌های همجوار آنها در سطح بالایی بوده است. در سال ۱۳۸۴ و ۱۳۹۲ تعداد چنین استان‌هایی به ترتیب برابر با ۵ و ۸ استان بوده است. این بدین مفهوم است که از سال ۱۳۹۲-۱۳۷۶ بر فراوانی استان‌هایی که افزایش درآمد آنها با افزایش متوسط درآمد سرانه استان‌های همجوار خود همراه بوده، افزوده شده است.

در سال ۱۳۷۶ تعداد ۹ استان وجود داشته که درآمد سرانه آنها پایین بوده در حالی که استان‌های همجوار آنها متوسط درآمد سرانه بالایی داشته‌اند. این استان‌ها شامل بوشهر، چهارمحال و بختیاری، اصفهان، فارس، ایلام، لرستان، قم، خراسان رضوی و سیستان و بلوچستان بوده است. از بین ۹ استان مذکور، استان‌های بوشهر، اصفهان و ایلام توانسته‌اند طی سال‌های بعدی (در سال‌های ۱۳۸۴ و ۱۳۹۳) به ناحیه (۱) انتقال یابند به نحوی که درآمد سرانه این استان‌ها افزایش یافته و البته این افزایش در درآمد سرانه با افزایش متوسط درآمد استان‌های همجوار همراه بوده است. بهبود وضعیت این استان‌ها دلایل مختلفی از قبیل تمرکز فعالیت‌های اقتصادی، برخورداری

از مواهب طبیعی و مهاجرپذیری (به ویژه برای استان بوشهر و پروژه پارس جنوبی) می‌تواند داشته باشد. استان‌های چهارمحال و بختیاری، فارس، قم و لرستان در همان وضعیت قبلی خود باقی مانده‌اند و موقعیت استان سیستان و بلوچستان از ناحیه ۲ به ناحیه ۳ تغییر یافته است. این وضعیت حاکی از این است که از سال ۱۳۷۶ به بعد نه تنها وضعیت درآمد سرانه استان سیستان و بلوچستان افزایش قابل ملاحظه‌ای نداشته، بلکه متوسط درآمد سرانه استان‌های همجوار این استان نیز کاهش داشته است. عوامل مختلفی را می‌توان مورد اشاره قرار داد که به نوعی می‌تواند در عملکرد اقتصادی ضعیف استان سیستان و بلوچستان و استان‌های همجوار آن اثرگذار باشد. اولاً این مناطق دارای وسعت زیادی بوده و در ناحیه خشک و کم باران کشور قرار دارند. در نتیجه، این ویژگی سبب شده تا منطقه مذکور تراکم جمعیتی پایینی نسبت به سایر نقاط ایران داشته و از بازار وسیعی برای کالاها و خدمات برخوردار نباشد. همچنین دوری از مرکز و هزینه‌های زیاد حمل و نقل و دسترسی به بازارها باعث شده تا صنایع گرایش چندانی به فعالیت در این استان‌ها نداشته باشند.

نتایج جدول (۳) همچنین نشان می‌دهد که تنها دو استان یزد و سمنان توانسته‌اند طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۷۶ وضعیت خود در درآمد سرانه را بهبود ببخشند. موقعیت استان‌های مذکور در سال ۱۳۷۶ در ناحیه (۳) بوده (هم خود درآمد سرانه پایینی داشتند و هم استان‌های همجوار)، در حالی که در سال ۱۳۹۳ هر دو استان در ناحیه (۴) قرار گرفته‌اند به نحوی که افزایش در درآمد سرانه استان‌های یزد و سمنان بیشتر از افزایش در متوسط درآمد سرانه استان‌های همجوار آنها بوده است. افزایش بهره‌برداری‌ها در صنایع کاشی و سرامیک، نساجی و صنایع فلزات اساسی در استان یزد و نیز نزدیکی به تهران، برخورداری از شبکه ارتباطی پیشرفته و راه آهن به ویژه با استان‌های تهران، خراسان رضوی و مازندران و نیز بهره‌برداری رو به افزایش از معادن غنی موجود در استان سمنان را می‌توان از جمله دلایلی عنوان کرد که افزایش درآمد سرانه این استان‌ها را در مقایسه با استان‌های همجوار موجب شده‌اند.

در مورد استان تهران نیز باید اشاره کرد که این استان در سال ۱۳۷۶ و ۱۳۸۴ در ناحیه (۴) قرار داشته به نحوی که درآمد سرانه تهران بیش از متوسط درآمد سرانه استان‌های همجوار آن بوده و



به نوعی نقش مرکز در الگوی مرکز-پیرامون را ایفا کرده است. در سال ۱۳۹۳ موقعیت استان تهران به ناحیه (۱) انتقال یافته و بنابراین متوسط درآمد سرانه استان‌های همجوار تهران نیز به همراه خود استان تهران افزایش داشته است. این که برای مدت طولانی در اقتصاد ایران استان تهران نقش مرکز را نسبت به استان‌های همجوار خود ایفا کرده، دور از انتظار نبوده است. در حقیقت توجه به بحث تمرکز فعالیت‌ها در استان تهران از سال‌های دهه ۱۳۴۰ شمسی مورد توجه بوده است. در این رابطه نیز هم قبل از انقلاب و هم بعد از انقلاب اسلامی اقداماتی جهت تمرکز زدایی فعالیت‌ها از استان تهران انجام گرفته است (یاسوری و همکاران، ۱۳۹۳). نتایج مطالعه حاضر نشان می‌دهد که به‌غیر از سال‌های انتهایی دوره مورد مطالعه، استان تهران کماکان نقش مرکز را نسبت به استان‌های همجوار خود ایفا کرده به نحوی که درآمد سرانه این استان بیش از متوسط درآمد سرانه استان‌های مجاور بوده است. با مرور زمان و اتخاذ سیاست‌های تشویقی بیشتر برای فعالان اقتصادی جهت فعالیت در مناطق کمتر توسعه یافته و شهرک‌های صنعتی و به ویژه مشوق‌های ویژه برای واحدهایی که خارج از شعاع ۱۲۰ کیلومتری تهران فعالیت کنند، موجب شد تا فعالان اقتصادی انگیزه برای فاصله گرفتن از تهران را داشته باشند. با این حال به نظر می‌رسد که مزیت‌های حمل‌ونقل، نزدیکی به مراکز تصمیم‌گیری و جمعیت زیاد و بازار بزرگ استان تهران باعث شده تا فعالیت‌های اقتصادی لزوماً به مناطق کمتر توسعه یافته حرکت نکرده و به استان‌های همجوار استان تهران انتقال یابند. نتیجه چنین انتقال‌هایی موجب شده تا متوسط درآمد سرانه استان‌های همجوار تهران نیز افزایش یافته و در نتیجه استان تهران در ناحیه (۴) واقع شود. استان مرکزی تنها استان مورد بررسی بوده که در سال‌های ۱۳۷۶، ۱۳۸۴ و ۱۳۹۳ در ناحیه ۴ (HL) واقع شده و نقش مرکز نسبت به استان‌های همجوار خود داشته است. همچنین استان سمنان نیز در سال‌های ۱۳۸۴ و ۱۳۹۳ چنین نقشی را ایفا کرده است.

در جدول (۴) مقادیر محاسبه شده شاخص LISA برای درآمد سرانه بدون نفت استان‌ها ارائه شده است.

جدول ۴. مقادیر محاسبه شده شاخص LISA برای درآمد سرانه استان‌ها (بدون نفت) در سال‌های ۱۳۷۹، ۱۳۸۴ و ۱۳۹۳

۱۳۹۳		۱۳۸۴		۱۳۷۹		استان
ناحیه	LISA	ناحیه	LISA	ناحیه	LISA	
LL	-۰/۱۱۲	LL	۰/۰۶۷	LL	۰/۱۰۸	اردبیل
HL	-۰/۲۴۲	HH	۰/۱۴۸	HH	۰/۰۵۶	بوشهر
LL	-۰/۰۲۰	LH	-۰/۲۳۰	LH	-۰/۲۲۴	چهارمحال و بختیاری
LL	-۰/۱۷۰	HL	-۰/۰۱۴	HL	-۰/۰۶۵	آذربایجان شرقی
HH	-۰/۰۲۲	HH	۰/۱۳۰	HL	-۰/۰۰۴	اصفهان
LH	-۰/۱۱۱	LH	-۰/۰۸۸	LH	-۰/۱۲۱	فارس
LL	-۰/۰۱۰	LH	-۰/۰۲۷	LH	-۰/۰۱۲	گیلان
LL	-۰/۰۰۵	LH	-۰/۲۰۹	LH	-۰/۲۹۸	گلستان
LL	-۰/۰۵۰	LL	۰/۰۶۲	LL	۰/۱۳۱	همدان
HH	۰/۳۶۲	HL	-۰/۰۷۳	HL	-۰/۱۴۷	هرمزگان
LL	-۰/۱۳۵	LL	۰/۲۴۰	LL	۰/۴۰۰	ایلام
HH	-۰/۰۰۴	HL	-۰/۰۱۲	HH	۰/۰۳۰	کرمان
LL	-۰/۱۵۲	LL	۰/۵۵۳	LL	۱/۰۲۱	کرمانشاه
HH	-۰/۰۵۳	HL	-۰/۱۴۱	HL	-۰/۴۲۴	خوزستان
LH	-۰/۶۱۶	LH	-۰/۴۷۴	LH	-۰/۲۰۰	کهگیلویه و بویراحمد
LL	-۰/۲۸۹	LL	۰/۵۹۳	LL	۰/۹۲۵	کردستان
LH	-۰/۰۲۵	LH	-۰/۲۱۵	LH	-۰/۰۲۷	لرستان
HH	-۰/۰۷۶	HH	۰/۷۲۳	HH	۰/۶۴۹	مرکزی
HH	-۰/۰۱۷	HH	۰/۵۱۱	HH	۰/۴۵۰	مازندران
LL	-۰/۱۰۶	LH	-۰/۰۹۱	HL	-۰/۰۶۲	خراسان شمالی
HH	-۰/۰۷۲	HH	۰/۵۰۸	HH	۰/۷۰۳	قزوین
LH	-۰/۳۵۶	LH	-۰/۲۹۶	LH	-۰/۴۶۴	قم
LH	-۰/۰۷۳	LH	-۰/۵۳	LH	۰/۴۲۵	خراسان رضوی
HH	-۰/۰۹۵	HH	۰/۵۹۱	HH	۰/۴۱۲	سمنان

۱۳۹۳		۱۳۸۴		۱۳۷۹		استان
ناحیه	LISA	ناحیه	LISA	ناحیه	LISA	
LL	۰/۰۳۶	LH	-۰/۱۳۵	LH	-۱/۲۷۶	سیستان و بلوچستان
LH	-۰/۰۵۵	LL	۰/۱۸۲	HL	-۰/۱۰۰	خراسان جنوبی
HH	۰/۳۱۹	HH	۲/۲۳۷	HH	۲/۰۲۸	تهران
LL	۰/۳۲۸	LL	۰/۳۵۱	LL	۰/۴۱۵	آذربایجان غربی
HH	۰/۰۲۱	HH	۰/۱۸۰	HH	۰/۱۹۸	یزد
LL	۰/۰۹۱	LL	۰/۰۴۷	LL	۰/۱۴۵	زنجان

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به اطلاعات جدول فوق ملاحظه می‌شود که برای متغیر درآمد سرانه بدون نفت، در سال ۱۳۷۹ تعداد ۱۵ استان در ناحیه ۲ و ۴ واقع شده‌اند. تراکم بالا در این نواحی به منزله شواهدی از وجود الگوهای مرکز-پیرامون می‌تواند در نظر گرفته شود. در سال ۱۳۹۳ وضعیت به کلی فرق کرده و فقط یک استان در ناحیه ۴ (استان بوشهر) و ۶ استان در ناحیه ۲ قرار گرفته‌اند. به عبارت دیگر برای درآمد سرانه بدون نفت، الگوهای مرکز-پیرامون در سطح کشور طی زمان در جهت حذف شدن حرکت کرده است. در حالی که برای متغیر درآمد سرانه با احتساب نفت، در سال ۱۳۹۳ استان‌های سمنان، یزد و مرکزی به عنوان مرکز نسبت به استان‌های همجوار خود بوده‌اند.

استان‌های اردبیل، آذربایجان غربی، همدان، ایلام، کرمانشاه، کردستان و زنجان در سه سال مورد بررسی پیوسته در ناحیه ۳ (LL) قرار داشته‌اند. به عبارت دیگر این استان‌ها درآمد سرانه پایینی را به همراه استان‌های همجوار خود تجربه کرده‌اند. وضعیت استان تهران نیز به نحوی بوده که این استان در سال‌های ۱۳۷۹، ۱۳۸۴ و ۱۳۹۳ در ناحیه ۱ قرار داشته به نحوی که درآمد سرانه استان تهران به همراه متوسط درآمد سرانه استان‌های همجوار در سطح بالایی قرار داشته است.

در انتها، در مورد علت تفاوت در نتایج توزیع درآمد میان استان‌ها با احتساب نفت و بدون احتساب نفت می‌توان به نکات زیر اشاره کرد:

- بررسی ارزش افزوده بخش نفت خام و گاز طبیعی (از زیرگروه معادن در حساب‌های ملی ایران) نشان می‌دهد که متوسط سهم نفت خام و گاز طبیعی از کل ارزش افزوده کشور در فاصله سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۷۹ در حدود ۱۶/۱ درصد بوده و در برخی از سال‌ها نیز این سهم بالای ۲۰ درصد بوده است (البته وجود تحریم‌های نفتی در سال‌های گذشته باعث شده تا سهم فعالیت نفت از ارزش افزوده کشور کاهش یابد). در حساب‌های ملی اطلاعات ارزش افزوده ۷۲ فعالیت گزارش می‌شود و زمانی که سهم فعالیت نفت خام و گاز طبیعی به تنهایی در حدود ۲۰ درصد بوده باشد، این وضعیت حاکی از وابستگی شدید تولید کشور به فعالیت نفت خام و گاز طبیعی بوده و طبیعی است که لحاظ یا عدم لحاظ آن در مطالعات منطقه‌ای می‌تواند نتایج را تحت تأثیر قرار دهد.

- نشان دادن تفاوت در توزیع درآمد میان استان‌ها در حالت با احتساب نفت و بدون احتساب نفت در حقیقت می‌تواند به عنوان یافته این مطالعه تلقی شود و تحقیق در مورد چگونگی تأثیر نفت در توزیع درآمد می‌تواند مبنای یک پژوهش دیگر باشد. با این حال، بررسی سهم ارزش افزوده نفت از کل ارزش افزوده استان‌های کشور نشان می‌دهد که در استان‌های کهگیلویه و بویراحمد، خوزستان، ایلام و بوشهر سهم نفت قابل توجه بوده به نحوی که طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۷۹ متوسط سهم نفت از ارزش افزوده این استان‌ها به ترتیب ۸۲/۷، ۵۹/۳، ۴۹/۲ و ۲۷/۵ درصد بوده است. در استان فارس این سهم برابر با ۲/۷ درصد بوده و در بقیه استان‌ها نیز سهم نفت کمتر از ۱ درصد (۶ استان) و یا صفر (۱۹ استان) بوده است. ۵ استان مذکور (کهگیلویه و بویراحمد، خوزستان، ایلام، بوشهر و فارس) در مناطق ۲ و ۴ کشور واقع شده‌اند و بنابراین دور از انتظار نیست که در صورت احتساب نفت، اختلاف بین مناطق پنج‌گانه بیشتر شده و بنابراین سهم مؤلفه بین منطقه‌ای از کل نابرابری در کشور نیز نسبت به حالت بدون احتساب نفت افزایش یابد. همچنین به نظر می‌رسد که با توجه به وابستگی بالای تولید استان‌های مذکور به بخش نفت، در صورت عدم احتساب نفت بخش زیادی از درآمد این استان‌ها از بین رفته و بنابراین وضعیت این استان‌ها در توزیع درآمد بدتر می‌شود. در نتیجه،

استفاده از داده‌های درآمد سرانه بدون احتساب نفت در محاسبه شاخص‌های ضریب جینی و تایل نشان‌دهنده افزایش نابرابری توزیع درآمد بین استان‌های ایران در فاصله سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۹۳ بوده است.

## ۵. نتیجه‌گیری

هدف اصلی این تحقیق بررسی نابرابری در توزیع درآمد سرانه و شناخت الگوهای فضایی نابرابری با استفاده از رویکرد تحلیل اکتشافی داده‌های فضایی است. برای این منظور نخست داده‌های مربوط به درآمد سرانه استان‌ها در دو حالت با احتساب نفت (برای دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۹۳) و بدون احتساب نفت (برای دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۹۳) گردآوری شده و سپس نابرابری در توزیع درآمد سرانه برای دو حالت مذکور با استفاده از شاخص‌های ضریب جینی و تایل محاسبه شد. نتایج این بخش از محاسبات نشان داد که در بررسی و مطالعه نابرابری در توزیع درآمد سرانه استان‌ها، احتساب یا عدم احتساب نفت می‌تواند روند وضعیت توزیع درآمد را مناسب یا نامناسب نشان دهد. این وضعیت در تجزیه شاخص تایل نیز به وضوح نشان داده شد. نتایج تجزیه شاخص تایل نیز نشان داد که مؤلفه درون منطقه‌ای بیش از مؤلفه بین منطقه‌ای در نابرابری کل میان استان‌های کشور سهم دارد. در این تحقیق همچنین به منظور شناخت الگوهای فضایی نابرابری، از شاخص Moran's I، نمودار پراکنش Moran و شاخص محلی LISA استفاده شد. نتایج این بررسی‌ها نیز نشان داد که اولاً بی‌ثباتی بالایی در الگوی فضایی درآمد سرانه در ایران وجود دارد. ثانیاً، شواهدی مبنی بر پدیده خوشه‌بندی فضایی در اقتصاد ایران وجود دارد به نحوی که استان با درآمد سرانه بالا عمدتاً توسط استان‌های همسایه با درآمد سرانه بالا احاطه شده و استانی که درآمد سرانه پایین دارد نیز با استان‌های با درآمد سرانه پایین احاطه شده است. همچنین برای استان‌های ایران شواهدی از وجود الگوهای مرکز-پیرامون در سال‌های مختلف مورد بررسی یافت شد. به صورتی که برای درآمد سرانه با احتساب نفت در سال ۱۳۹۳، استان‌های سمنان، یزد و مرکزی به عنوان مرکز نسبت به استان‌های همجوار خود بوده‌اند. برای درآمد سرانه بدون نفت نیز نتایج نشان داد که الگوهای مرکز-پیرامون در سطح کشور طی زمان در جهت حذف شدن

حرکت کرده است. در مجموع با توجه به این که در تحلیل نابرابری میان درآمد سرانه استان‌های ایران، سهم نابرابری درون منطقه‌ای بسیار بیشتر از نابرابری بین منطقه‌ای بوده (طبق نتایج تجزیه شاخص تایل) و نیز بر اساس شاخص‌های محلی همبستگی نیز ملاحظه شد که همجواری در عملکرد اقتصادی استان‌ها تأثیر گذار بوده است (نتایج شاخص LISA)، لذا پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان کشور در زمینه برنامه‌ریزی‌های اقتصادی بیشتر به برنامه‌های منطقه‌ای توجه داشته باشند به گونه‌ای که سیاست‌ها را در هر منطقه به نحوی اتخاذ کنند که اختلاف بین استان‌هایی که در یک منطقه قرار گرفته‌اند کاهش یابد. به عبارت دیگر صرف توجه و ارزیابی عملکرد هر استان به تنهایی (بدون توجه به موقعیت استان در هر منطقه و نیز بدون توجه به عملکرد اقتصادی استان‌های همسایه) نمی‌تواند به نتایج رضایت‌بخش در زمینه کاهش نابرابری میان استان‌های کشور منجر شود.

## منابع

ابراهیم‌زاده، عیسی، موسوی، میرنجف و شمس‌اله کاظمی‌زاد (۱۳۹۱)، "تحلیل فضایی نابرابری‌های منطقه‌ای میان مناطق مرزی و مرکزی ایران"، فصلنامه ژئوپلیتیک، سال هشتم، شماره ۱، صص ۲۱۴-۲۳۵.

ابونوری، اسمعیل، خوشکار، آرش و پدرام داودی (۱۳۸۸)، "تجزیه شاخص نابرابری تایل بر حسب استان‌های ایران"، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، دوره ۱۰، شماره ۳۶، صص ۲۰۱-۲۲۲.

اکبری، نعمت‌اله و رزیتا مؤیدفر (۱۳۸۳)، "بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی)"، مجله پژوهش‌های اقتصادی، سال چهارم، شماره ۱۳، صص ۱-۱۳.

توکلی‌نیا، جمیله و محمد شالی (۱۳۹۱)، "نابرابری‌های منطقه‌ای در ایران"، آمایش محیط، دوره پنجم، شماره ۱۸، صص ۱۵-۱.

حسینی، سیدشمس‌الدین (۱۳۹۴)، "توزیع درآمد در ایران با استفاده از شاخص‌های جینی و اتکینسون در سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۰"، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال بیست و سوم، شماره ۷۴، صص ۷۴-۵۵.

خدادادکاشی، فرهاد و خلیل حیدری (۱۳۸۷)، "بررسی توزیع درآمد در ایران کاربرد شاخص تایل، اتکینسون و ضریب جینی"، پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۴ (ویژه‌نامه طرح تعدیل اقتصادی)، صص ۱۷۹-۱۵۱.

رحمانی، تیمور و ابراهیم حسن‌زاده (۱۳۹۰)، "اثر مهاجرت بر رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای در ایران"، تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، دوره ۲، شماره ۵، صص ۱۹-۱.

رحمانی، تیمور و حشمت‌اله عسگری (۱۳۸۴)، "بررسی نقش سیاست‌های دولت در همگرایی منطقه‌ای در استان‌های ایران با به‌کارگیری روند سپرده‌های دیداری"، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۹، صص ۱۵۴-۱۲۹.

زبردست، اسفندیار و سمیه حق روستا (۱۳۹۴)، "تحلیل تطبیقی نابرابری‌های منطقه‌ای بین استان‌های هم‌جوار بررسی موردی: استان‌های همدان و مرکزی"، نامه معماری و شهرسازی، شماره ۱۵، صص ۱۳۷-۱۱۳.

سلامی، فریبا، فقه‌مجیدی، علی و احمد محمدی (۱۳۹۵)، "بررسی همگرایی درآمدی بین استان‌های ایران با تأکید بر روش تحلیل خوشه‌ای"، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال بیست و چهارم، شماره ۸۰، صص ۱۹۴-۱۶۷.

شهبازی، کیومرث، رضایی، ابراهیم و داود حمیدی رزی (۱۳۹۴)، "بررسی همگرایی اقتصادی کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی (ا.کو): رهیافت اقتصادسنجی فضایی تابلویی"، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۷۴، صص ۱۹۶-۱۵۵.

شهیکی‌تاش، محمدنبی، یغفوری، حسین و باقر درویشی (۱۳۹۴)، "بررسی شدت عدم تعادل فضایی و منطقه‌ای رفاه در استان‌های ایران (مطالعه مقایسه‌ای رفاه مبتنی بر دیدگاه هاروی و اسمیت)"، فصلنامه برنامه‌ریزی منطقه‌ای، سال پنجم، شماره ۱۷، صص ۳۰-۱۵.

عسگری، علی و نعمت‌اله اکبری (۱۳۸۰)، روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی؛ تئوری و کاربرد، جامعه‌شناسی کاربردی، دوره ۱۲، شماره ۲-۱، صص ۱۲۲-۹۳.

علمی، زهرا و امید رنجبر (۱۳۹۳)، "آزمون همگرایی باشگاهی بین استان‌های ایران: یافته‌های جدید با استفاده از تحلیل ناپارامتریک"، تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۹، شماره ۱، صص ۱۸۹-۲۱۰. فروغی‌پور، الهام (۱۳۸۵)، "بررسی همگرایی سیگما و بتا بین کشورهای عضو اوپک طی سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۷۰"، پژوهش‌نامه بازرگانی، شماره ۳۹، صص ۱۵۶-۱۳۵.

فلاحی، فیروز، سلمانی، بهزاد و سیما کیانی (۱۳۹۱)، "بررسی همگرایی نوع بتا بین ایران و کشورهای منتخب اسلامی"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، سال دوازدهم، شماره ۴، صص ۱۹۴-۱۷۱.

گرچی، ابراهیم و مدنی، شیما (۱۳۸۸)، "بررسی و ارزیابی سیر تحول مکتب کلاسیک به نئوکلاسیک و سپس به کلاسیک جدید. کلاسیک‌های جدید، تا چه اندازه جدیدند؟"، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۰، صص ۳۱-۶۷.

مرکز آمار ایران (۱۳۹۵)، حساب‌های منطقه‌ای ایران، تهران.



ياسوری، مجید، حاتمی‌نژاد، حسین و هانیبه اسدزاده (۱۳۹۳)، "بررسی راهکارهای تمرکززدایی در ایران-تهران (قبل از انقلاب اسلامی تا کنون)"، *آمایش سرزمین، دوره ششم، شماره اول*، صص ۵۸-۳۱.

- Akita, T. (2003), "Decomposing Regional Income Inequality In China And Indonesia Using Two-Stage Nested Theil Decomposition Method", *The Annals of Regional Science*, Vol.37, no.1, pp. 55-77.
- Anselin, L. (1995), "Local Indicators of Spatial Association - LISA", *Geographical Analysis*, Vol.27, no.2, pp. 93-115.
- Barrios, S. and E. Strobl (2009). "The Dynamics of Regional Inequalities", *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 39, no.5, pp. 575-591.
- Barro, R., and Sala-i-Martin, X (1991), "Convergence across States and Regions", *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, pp. 107-182.
- Beblo, M. and T. Knaus (2001), "Measuring Income Inequality in Euroland", *Review of Income and Wealth*, Vol. 47, no.3, pp. 301-320.
- Breau, S. (2015), "Rising Inequality in Canada: A regional perspective", *Applied Geography*, Vol.61, pp. 58-69.
- Cuaresma, J.C.; Loichinger, E. and G. Vincelette (2016), "Aging and Income Convergence in Europe: A Survey of The Literature and Insights from A Demographic Projection Exercise", *Economic Systems*, Vol.10, No.1, pp. 4-17.
- Das, S.; Sinha, G. and T.K. Mitra (2010), "Regional Convergence of Growth, Inequality and Poverty in India-An Empirical Study", *Economic Modelling*, Vol 27, pp. 1054-1060.
- Dawkins, C.J. (2003), Regional Development Theory: "Conceptual Foundations, Classic Works, and Recent Developments", *Journal of Planning Literature*, Vol.18, No.2, pp. 131-172.
- Fallahi, F. and G. Rodriguez (2007). "Using Markov-Switching Models to Identify the Link Between Unemployment and Criminality", University of Ottawa, Faculty of Social Sciences, Working Paper, pp. 1-53.
- Fan, S.; Kanbur, R. and X. Zhang (2011), "China's Regional Disparities: Experience and Policy", *Review of Development Finance*, Vol. 1, pp. 47-56.
- Fischer, M.M. and A. Getis (2009), *Handbook of Applied Spatial Analysis: Software Tools, Methods and Applications*. Springer Science & Business Media.
- Goletsis, Y. and M. Chletsos (2011), "Measurement of Development and Regional Disparities in Greek Periphery: A Multivariate Approach", *Socio-Economic Planning Sciences*, Vol.45, pp. 174-183.
- Goodchild, M.F. and D.G. Janelle (2004), *Spatially Integrated Social Science*. Oxford University Press.
- Greenhut, M. L. (1956). "Plant location in Theory and in Practice; the Economics of Space", No. HD58 G7.

- Hoffmeister, O.** (2009), "The Spatial Structure of Income Inequality in the Enlarged EU", *The Review of Income and Wealth*, Vol.55, No.1, pp. 101-127.
- Hoover, E. M.** (1937), "Location Theory and the Shoe and Leather Industry". Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Isard, W.** (1956), "Location and Space-economy", Cambridge, MA: MIT Press.
- Isard, W.; Iwan J. A.; Drennan, M. P.; Miller, R.E.; Saltzman, S. and E. Thorbecke** (1998), "Methods of interregional and regional analysis". Brookfield, VT: Ashgate.
- Jordaan, A.C.; Drost, B.E. and M.A. Makgata** (2015), "Land Value as a Function of Distance from the CBD: The Case of the Eastern Suburbs of Pretoria", *South African Journal of Economic and Management Sciences*, Vol.7, No.3, pp. 532-541.
- Pesaran, M.H.** (2004) "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels", *Cambridge Working Papers in Economics*, No. 0435, Faculty of Economics, University of Cambridge.
- Rey, S. J.** (2004), "Spatial Analysis of Regional Income Inequality", *Spatially Integrated Social Science*, Vol.1, pp. 280-299.
- Rey, S.J. and B.D. Montouri** (1999), "US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective", *Regional studies*, vol.33, No.2, pp. 143-156.
- Simionescu, M.** (2014), "Testing Sigma Convergence across EU-28", *Economics & Sociology*, Vol. 7, No. 1, pp. 48-60.
- Tian, L.; Wang, H.H. and Y. Chen** (2010), "Spatial Externalities in China Regional Economic Growth", *China Economic Review*, Vol. 21, pp. 20-31.
- Weber, A.** (1929), "Theory of the location of Industries". Chicago: University of Chicago Press.
- Young, A.T.; Higgins, M.J. and D. Levy** (2008), "Sigma Convergence Versus Beta Convergence: Evidence from US County-Level Data", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 40, No. 5, pp. 1083-1093.
- Yue, W.; Zhang, Y.; Ye, X.; Cheng, Y. and M.R. Leipnik** (2014), "Dynamics of Multi-Scale Intra-Provincial Regional Inequality in Zhejiang, China", *Sustainability*, Vol.6, No. 9, pp. 5763-5784.