فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق). دوره‌ی ۱۷. شماره‌ی ۱. بهار ۱۳۹۹. صص ۱۱۹- ۸۵

**doi:** 10.22055/jqe.2019.27789.1984

# بررسی پویای انتقال نابرابری منطقه‌ای در ایران (مطالعه موردی: استان‌های ایران)

مرضیه احمدی *، علی فلاحتی ** و سهراب دل‌انگیزان*** *

تاریخ وصول: ۹۷/۹/۱۴ تاریخ پذیرش: ۹۸/۵/۲

**چکیده**

***روش‌های معمول اندازه‌گیری نابرابری منطقه‌ای، نمی‌توانند تحولات درونی کشور را از حیث جابه‌جایی در گروه‌های مختلف توسعه، منعکس کنند و شاخص‌های نابرابری برای نشان دادن پویایی توزیع نابرابری کارآمد نیستند. به همین منظور در این مطالعه به بررسی پویایی انتقال نابرابری منطقه‌ای در کشور طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۹۵ با استفاده از شاخص ترکیبی توسعه‌یافتگی منطقه‌ای (CIRD) و روش چگالی کرنال تصادفی پرداخته می‌شود. از آنجا که نابرابری منطقه‌ای پدیده‌ای چندبُعدی است، در مرحله اول با انتخاب ۲۵ نماگر در پنج بُعد شامل اقتصاد کلان (MEI)، علم و نوآوری (SII)، پایداری زیست محیطی (ESI)، سرمایه انسانی (HCI) و خدمات عمومی (PFI) و با استفاده از روش تحلیل مؤلفه اصلی دومرحله‌ای (PCA) به ایجاد شاخص ترکیبی نابرابری پرداخته می‌شود. سپس در مرحله دوم با استفاده از رویکرد تحلیلی ناپارامتریک پویایی توزیع درونی و روش چگالی کرنال تصادفی، فرضیه‌ی همگرایی شاخص CIRD استان‌های ایران آزمون و سپس براساس چگالی ارگودیک، تعادل در بلندمدت نشان داده می‌شود. همچنین در این مرحله جهت امکان اتخاذ سیاست‌های دقیق و درست منطقه‌ای، پویایی توزیع و فرایند همگرایی یا واگرایی استان‌های ایران برای هر پنج بُعد در سه دوره متوالی (۸۵ و ۹۵) به صورت جداگانه بررسی شده است. با توجه به نتایج مرحله اول، در سال ۱۳۸۵ و ۱۳۹۵ بالاترین سطح توسعه‌یافتگی مربوط به استان تهران و پایین‌ترین سطح توسعه‌یافتگی مربوط به استان سیستان و***

* دانش‌آموخته دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، ایران. (نویسنده مسئول)
(marzieh.ahmady@gmail.com)

** دانشیار، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، ایران.

*** دانشیار، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، ایران.

***بلوچستان است. براساس نتایج مرحله دوم که به بررسی پویایی انتقال نابرابری منطقه‌ای در کشور طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۹۵ پرداخته است، در سال اول (۱۳۸۵) چند وجهی آشکار نیست و با توجه به نمودار چگالی کرنل، میزان شاخص CIRD حدود ۷۰ درصد استان‌ها بین مقدار ۱/۱- و ۰/۱- است و مابقی در ادامه دنباله سمت راست در سطحی بالاتر از مقدار ۰/۱- توزیع شده است و در توزیع کرنل یک فرآیند تمایل به همگرایی مشاهده می‌شود و نمودار به سمت تک قله‌ای گرایش دارد و یک قله کوچک در حدود مقدار ۳ ولی قله اصلی در مقدار حدود ۰٫۶- متمرکز شده است. در سال دوم (۱۳۹۰) نیز با توجه به نمودار چگالی کرنل، منحنی به وضوح الگوی ماهیت سه‌قله‌ای را نشان می‌دهد و گرایش فزاینده کوچک اما روشن در توزیع این سال نسبت به سال ۱۳۸۵ وجود دارد. در این سال توزیع یکنواخت قبلی در بیشترین سطح به دو بخش تقسیم می‌شود، یک قله در حدود مقدار ۱ و قله دیگر در حدود مقدار ۳ است اما قله اصلی همچنان همان مقدار ۰/۶- با تقریب ۵۵ درصد استان‌ها باقی مانده است. بر اساس نمودار در سال آخر (۱۳۹۵)، الگوی چندبُعدی باقی می‌ماند و تحرک در گروهای سطح پایین‌تر وجود ندارد اما در سطح بالاتر، شاخص CIRD حدود ۴۵ درصد استان‌ها در حدود مقدار ۰/۴ را در بر می‌گیرد. که این سال به وضوح با الگوی چگالی دوقله‌ای مواجه است که نشان‌دهنده آن است که استان‌های کشور از لحاظ توسعه‌یافتگی به دو سطح تقریباً نزدیک به یکدیگر تمایل دارند بدین صورت که استان‌های سطح پایین از لحاظ توسعه‌یافتگی به مقدار ۰/۶-گرایش دارند و مقدار شاخص CIRD استان توسعه یافته‌تر به حدود مقدار ۰/۴ تمایل دارند. این سه منحنی نشان می‌دهد که استان‌ها از لحاظ توسعه‌یافتگی تمایل به همگرایی به سمت چندین ارزش متفاوت CIRD دارند. همچنین با توجه به نتایج پویایی توزیع ، استان‌های کشور در سال ۱۳۸۵ از الگوی چگالی تک‌قله‌ای و در سال ۱۳۹۵ از الگوی چگالی دو قله‌ای در سطوح شاخص نابرابری پایین و میانه پیروی می‌کنند و نیز درشاخص توسعه اقتصادی-اجتماعی کشور طی سال های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ واگرا می‌باشد. بدین معنا که طی این سال‌ها، استان‌های کشور از توسعه‌یافتگی پایین به دو گروه کلی توسعه‌یافتگی میانه و توسعه‌یافتگی پایین و تقریبا نزدیک به یکدیگر تقسیم‌بندی شده‌اند.***

***طبقه‌بندی* JEL**: *C14، C63، O10، N90، R11*

**واژه‌های کلیدی**: ***نابرابری منطقه‌ای، شاخص CIRD، همگرایی، پویایی توزیع و چگالی کرنال.***

## ۱- مقدمه

امروزه نابرابری منطقه‌ای به یکی از موضوعات بحث‌انگیز نزد اقتصاددانان تبدیل شده و وجود دوگانگی منطقه‌ای، مهاجرت جمعیت، قطب‌های رشد و ... نیز بیانگر این موضوع است. از آن‌جا که نابرابری منطقه‌ای شاخصه‌ی مهم کشورهای جهان سوم است، کاهش نابرابری از جمله اهداف توسعه‌ای کشورهای جهان سوم محسوب می‌شود (Sayareh, 2009). توسعه سریع در کشورهای در حال توسعه و تمرکز روز افزون جمعیت و فعالیت در برخی از مناطق کشور توازن و تعادل را بر هم زده و باعث ایجاد دوگانگی در مناطق شده و این موضوع به عنوان یکی از مشخصه‌های اصلی کشورهای جهان سوم درآمده است، لذا یکی از موانع اصلی و مهم در توسعه ملی این کشورها، بر هم خوردن تعادل و برابری منطقه‌ای است. به همین دلیل انتخاب شاخص مناسب توسعه منطقه‌ای و روش مناسب سنجش نابرابری‌های منطقه‌ای، دولت‌ها و سازمان‌های دولتی و غیردولتی را قادر می‌سازد تا مناطق محروم و فقیر را شناسایی نمایند و برنامه‌های ویژه‌ای برای کاهش شکاف بین مناطق و توجه به مناطق عقب‌مانده در نظر بگیرند. از این‌رو این تحقیق در مرحله اول به شناسایی و انتخاب ابعاد و نماگرهای مناسب که شاخص کل نابرابری و سطح توسعه‌یافتگی را پشتیبانی کنند، پرداخته است. سپس از آنجاکه روش‌های معمول بررسی و اندازه‌گیری نابرابری منطقه‌ای، نمی‌توانند تحولات درونی کشور را از حیث جابه‌جایی در گروه‌های مختلف توسعه منعکس کنند و همچنین این شاخص‌ها برای نشان دادن پویایی توزیع نابرابری کارآمد نیستند در مرحله دوم فرضیه‌ی همگرایی با روش پویایی انتقال نابرابری منطقه‌ای در کشور آزمون شده است.

با توجه به ضرورت ارائه یک شاخص ترکیبی چندبُعدی مناسب برای سنجش توسعه منطقه‌ای و نیز بررسی همگرایی این شاخص در ایران، این مقاله با معرفی شاخص ترکیبی جدید به بررسی نابرابری منطقه‌ای استان‌های ایران در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۹۵ می‌پردازد و سپس همگرایی این شاخص ترکیبی در بین استان‌های کشور را مورد سنجش قرار می‌دهد. مطالعه حاضر از دو لحاظ با مطالعات قبلی متفاوت است: الف) اولین مطالعه‌ای است که بر اساس یک شاخص ترکیبی در ۵ بُعد و ۲۵ نماگر به بررسی همگرایی پرداخته است، در حالی‌که مطالعات قبلی تنها همگرایی داده‌های تک‌بُعدی GDP سرانه واقعی

(Alami & Ranjbar, 2013; Salami et al., 2016)، سپرده‌های دیداری سرانه (Rahmani, 2003; Rahmani & Asgar, 2005) و مخارج سرانه هر خانوار (Akbari Afshari, 1999; & Moayedfar, 2004) را مورد بررسی قرار داده است. ب) این مطالعه با استفاده از رویکرد تحلیلی ناپارامتریک پویایی توزیع[1]، روش چگالی کرنال تصادفی[2] و چگالی ارگودیک، پویایی توزیع شاخص CIRD[3] بین استان‌های ایران را بررسی می‌کند.

این مطالعه به شرح زیر انجام می‌شود: در بخش دوم به بررسی مبانی نظری و پیشینه تحقیق در حوزه نابرابری و همگرایی می‌پردازد؛ در بخش سوم، اطلاعات جزئی در مورد داده ها بیان شده و روش‌های مورد استفاده برای ایجاد شاخص ترکیبی و توزیع درونی ارائه می‌شود؛ بخش چهارم، مشتمل بر نتایج سنجش سطح توسعه منطقه‌ای و آزمون فرضیه همگرایی استان‌های ایران است و بحث و نتیجه‌گیری نیز در بخش پایانی این مطالعه ارائه می‌شود.

## ۲- ادبیات تحقیق

از منظر تاریخی، اقتصاد جهانی نشان می‌دهد که نسل بشریت با بسیاری از مسائل اجتماعی و اقتصادی مواجه بوده است. بسیاری از اقتصاددانان برجسته، دیدگاه‌ها و نظریه‌های مختلف خود را برای توضیح این مشکلات اقتصادی و بحران اقتصادی آینده، که می‌تواند مسائل جدی در روند توسعه ایجاد کند، ارائه کرده‌اند. نابرابری‌های منطقه‌ای یکی از آن مسائلی است که برای همه کشورهایی که برای رشد اقتصادی کشورشان تلاش می‌کنند، مسئله‌ای بسیار مهم و خطیر بوده و همچنان باقی مانده است. این نابرابری به معنای عدم تعادل در ساختار فضایی مناطق است و خود را در شرایط متفاوت زندگی، نابرابری‌های اقتصادی و سطح توسعه‌یافتگی نشان می‌دهد (Kutscherauer et al., 2010). وجود تفاوت‌های منطقه‌ای به تسلط برخی مناطق به مناطق پیرامون آن‌ها منجر

[1] transitional dynamics
[2] Stochastic kernel density
[3] Composite Index of Regional Development

می‌شود و موجب ایجاد چالش‌های سیاسی و اقتصادی بسیاری در کشورهای در حال توسعه می‌شود (Kim, 2007-2008).

به منظور بررسی نظریه‌ها و تجربیات نابرابری منطقه‌ای، این مطالعه اقتباسی از مفهوم کوهنی پارادایم و تغییر پارادایم است و بر اساس تغییرات در جامعه و علوم اجتماعی، نابرابری منطقه‌ای را به پنج دوره با تقریب هر دوره بیست سال تقسیم کرده است: دهه ۱۹۳۰ تا دهه ۱۹۴۰، دهه ۱۹۵۰ تا دهه ۱۹۶۰، دهه ۱۹۷۰ تا دهه ۱۹۸۰، دهه ۱۹۹۰ تا دهه ۲۰۰۰ و دهه ۲۰۱۰ تاکنون. بر همین اساس می‌توان گفت تغییرات اجتماعی و جابه‌جایی پارادایم در ۸۰ سال گذشته، واقعیت ادبیات نابرابری منطقه‌ای را منعکس می‌کند: پیش از رکود بزرگ دهه ۱۹۳۰، جریان اصلی اندیشه‌های اقتصادی تحت نظریه تعادل عمومی قرار داشت که این امر توسط اقتصاد کینز به چالش کشیده شد و تفکر سمت تقاضا و راه برای مداخله دولت فراهم شد. دهه ۱۹۳۰ زمانی بود که هارتسورن ماهیت جغرافیا را به عنوان مطالعه تمایز واقعی سطح زمین توضیح داد، که جغرافیای نابرابری را به عنوان موضوع اصلی جغرافیا قرار داد. اما پیشرفت تئوری اصلی صرفاً در دهه ۱۹۵۰ پس از جنگ جهانی دوم و با توسعه مکاتب رو به رشد نئوکلاسیک آغاز گردید. با این حال، علی‌رغم خوشبینی اولیه برای پارادایم نوین‌گرایی، فقر و نابرابری همچنان ادامه یافت که همراه با جنبش حقوق مدنی و بحران نفت، موجب محبوبیت و عمومیت ساختارگرایی در دهه ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ شد. جهانی شدن و اصلاحات در کشورهای سوسیالیستی، بحث نابرابری منطقه‌ای را از دهه ۱۹۹۰ مجدد از نو احیا کرد. با احیا و استقرار مجدد نئوکلاسیک‌ها، تحقیق بر نابرابری‌های منطقه ای مجدد صورت گرفت که بعد از آن نظریه همگرایی جدید بارو و سالاآی‌مارتین مطرح شد (Barro & Sala-i-Martin, 1991). بحران مالی جهانی اخیر و انقلاب تکنولوژیکی، موج جدیدی از تفکر نابرابری در سال ۲۰۱۰ را تحریک کرد، که پس از این بحران نابرابری باری دیگر تبدیل به یک موضوع داغ مورد بحث در میان رهبران بزرگ جهان، از جمله سازمان ملل، بانک جهانی و ایالات متحده شده است.

همان‌طور که اشاره شد، اقتصاددانان منطقه‌ای نظریه‌ها و مدل‌های اقتصادی متعددی را در توسعه منطقه‌ای پیشنهاد و ارائه کرده‌اند که این نظریه‌ها را می‌توان به دو رویکرد

عمده تقسیم کرد: رویکرد اول، تئوری همگرایی ارائه شده توسط اقتصاددانان نئوکلاسیک که نشان می‌دهد نابرابری منطقه‌ای مسئله‌ای جدی برای اقتصاد نیست و می‌تواند از طریق سازوکار مناسب و به موقع ساختار بازار، در بلند مدت حذف شود. این نظریه بیشتر توسط شواهد تجربی فرضیه U-معکوس کوزنتس (۱۹۵۵) پشتیبانی می‌شود. رویکرد دوم، مدل عدم تعادل (واگرایی) است که توسط میردال (۱۹۵۷) پشتیبانی شده است که مفهوم علیت تجمعی مدور را ارائه می‌دهد. این مدل بیان می‌کند که در حضور نابرابری، عناصری که ساختار بازار را تسریع می‌کنند، به جای کاهش آن، نابرابری را افزایش می‌دهند. از دهه ۱۹۵۰، مناظره‌های بین مکتب‌های همگرایی[۴] و واگرایی[۵] شروع شده است. نظریه‌های نئوکلاسیک و U-معکوس نمونه‌های معروف تفکر مکتب همگرایی هستند. نظریه رشد نئوکلاسیک به شرایط تعادل و اهمیت بازار در تخصیص منابع تأکید دارد و نابرابری منطقه‌ای را به‌عنوان پدیده‌ای گذار و یک مرحله اجتناب‌ناپذیر برای تعادل نهایی محسوب می‌کند. به‌طور مشابه، نظریه U-معکوس بیان می‌کند که نابرابری منطقه‌ای در مراحل اولیه توسعه افزایش پیدا می‌کند و با توسعه اقتصادی نابرابری کاهش پیدا می‌کند (Wei, 2015; Wasim & Munir, 2017). اما آنچه حائز اهمیت است، این است که ادبیات دو نوع همگرایی متمایز است: همگرایی بتا و همگرایی سیگما. در طول دهه ۱۹۹۰، بارو و سالاآی‌ماتین (۱۹۹۱) توضیح جدیدی درباره همگرایی ارائه دادند که بحث روی نابرابری منطقه‌ای را مورد بازنگری قرار داده است. مدل عمومی نئوکلاسیکی همگرایی $\beta$ که توسط بارو و سالا آی ماتین پیشنهاد شد، برای ارزیابی روند همگرایی و یا واگرایی بین کشورها یا مناطق از فرم زیر تبعیت می‌کند:

$$\frac{1}{T}\ln\left(\frac{Y_{i,t}}{Y_{i,t-T}}\right) = \alpha + \ln Y_{i,t-T}\left(\frac{1-e^{\beta t}}{T}\right) + \varepsilon_{i,t-T} \qquad (۱)$$

که در آن $Y_{i,t}$ نشان‌دهنده سرانه تولید ناخالص داخلی منطقه i، T بازه زمانی تحلیل، $\beta$ ضریب و $\varepsilon$ جمله خطاست. مقدار منفی برای ضریب شیب $\beta$ همگرایی سرانه تولید ناخالص داخلی در سراسر واحدهای تحلیل فضایی در یک دوره زمانی داده شده را نشان می‌دهد، در حالی‌که یک مقدار مثبت واگرایی را نشان می‌دهد.

---

[4] Convergence
[5] Divergence

همگرایی بتا خود به دو نوع همگرایی بتای مطلق و همگرایی بتای شرطی تقسیم می‌شود. بر اساس مدل سولو - سوان[۶]، همگرایی در سرمایه‌ی سرانه به همگرایی در درآمد سرانه منجر می‌شود به‌طوریکه در بلندمدت تمامی اقتصادها به سمت مسیر رشد متوازن مشترک همگرا و نابرابری در درآمد جهانی محو خواهد شد. این برداشت از فرضیه‌ی همگرایی به همگرایی مطلق معروف است (Salami et al., 2016). بدون در نظر گرفتن دیگر ویژگی‌های اقتصادی جوامع، اگر اقتصادهای فقیرتر با نرخ رشد سریع‌تر در سرمایه سرانه، نسبت به کشورهای به‌طور نسبی ثروتمندتر به سمت نقطه تعادل پایدار یکسان حرکت کنند، اصل همگرایی مطلق[۷] نامیده می‌شود، یعنی در همگرایی بتای مطلق تمامی اقتصادها نهایتاً به یک سطح تعادل باثبات و درآمد سرانه همگرا می‌شوند؛ اما در همگرایی بتای شرطی، هر اقتصاد به سطح تعادلی باثبات ویژه‌ی خود همگرا می‌شود و اقتصادی که از تعادل باثبات خود فاصله بیشتری داشته باشد، رشد اقتصادی بالاتری را تجربه خواهد کرد (Gholami Heidariani et al., 2015).

اما علاوه بر همگرایی بتا انواع دیگری از همگرایی به نام همگرایی سیگما و همگرایی باشگاهی نیز وجود دارد. بدین مفهوم که همگرایی وقتی اتفاق خواهد افتاد که پراکندگی درآمد سرانه مناطق مختلف در طی زمان کاهش پیدا کند (مثلاً انحراف معیار لگاریتم محصول یک گروهی از مناطق در طی زمان کاهش یابد.)، این فرآیند همگرایی به همگرایی نوع سیگما معروف است. درراستای تکمیل همگرایی سیگما می‌توان گفت، فرضیه همگرایی در برداشت مطلق خود پیش‌بینی می‌کند، با برقراری فروض مدل، در بلندمدت نابرابری درآمد سرانه بین اقتصادها ناپدید خواهد شد به‌طوریکه توزیع درآمد بین اقتصادها به سمت تک قله‌ای شدن حرکت خواهد کرد. در مقابل فرضیه همگرایی مطلق، مدل‌های تعادلی چندگانه وجود دارند که در آن‌ها مناطق با شرایط اولیه و ساختارهای اقتصادی مشابه، به سطح یکنواخت مشترکی همگرا خواهند شد. به‌طوریکه در بلندمدت نابرابری درآمدی بین کشورها محو نخواهد شد و توزیع درآمد سرانه بین کشورها به سمت دو قله‌ای شدن یا حتی چند قله‌ای شدن حرکت خواهد کرد. در ادبیات

---

[6] Solow- Sowan

[7] Absoulte Convergence

اقتصادی این برداشت از فرضیه همگرایی به همگرایی باشگاهی معروف است. مفهوم باشگاه‌های همگرایی در ادبیات فرضیه همگرایی ابتدا از سوی بامول (۱۹۸۹) مطرح شد، سپس روش‌شناسی تجربی برای آزمون این مدل از سوی کواه (۱۹۹۶) توسعه یافت. در ادبیات اقتصادی همگرایی باشگاهی مناطق در گروه‌های متفاوت طبقه‌بندی می‌شوند که مناطق داخل هر کدام از گروه‌ها، مشابه هم بوده ولی گروه‌ها متفاوت از هم هستند. دورلاف و برنارد (۱۹۹۲ و ۱۹۹۵) بیان کردند که مطابق یافته‌های آن‌ها این نوع همگرایی زمانی برقرار می‌شود که سطوح یکنواخت درآمد سرانه بین مناطق با درآمد بالا، مشابه و بین مناطق با درآمد پایین مشابه یکدیگر باشد؛ بدین‌صورت که درآمد سرانه مناطق با درآمد سرانه پایین، به سمت میانگین تعادلی خود و درآمد سرانه مناطق با درآمد سرانه بالا نیز به سمت میانگین تعادلی خود همگرا می‌شوند (Alami & Ranjbar, 2013).

**۲-۱- پیشینه تحقیق**

در خلال سال‌های گذشته پژوهش‌های متعددی برای اندازه‌گیری و ارزیابی سطح توسعه از طریق شاخص‌های منفرد و یا مجموعه‌ای از شاخص‌های ترکیبی و در محورهای مختلف توسعه اقتصادی، اجتماعی و محیط زیستی با استفاده از روش‌های تاکسونومی عددی، تحلیل عاملی، تحلیل خوشه‌ای، تحلیل مؤلفه‌های اصلی، تحلیل پوششی داده‌ها، ضریب محرومیت، روش موریس انجام شده است. در ابتدا اکثر مطالعات بر پایه شاخص‌های اقتصادی به ویژه تولید ناخالص داخلی و درآمد سرانه انجام گرفته است، با وجود آنکه این شاخص‌ها یک ارزیابی کمی از شرایط توسعه یک سیستم را در زمانی کوتاه فراهم می‌کنند مفید است اما باید توجه داشت که توسعه پدیده‌ای چندبُعدی و پیچیده است و نمی‌تواند به وسیله یک شاخص اندازه‌گیری شود. مشهورترین مطالعاتی که به استفاده از شاخص چندبُعدی در سنجش نابرابری منطقه‌ای اشاره کرده است، اتکینسون (۱۹۷۰) و برادفیلد (۱۹۸۸) می‌باشد اما عملاً ایجاد و توسعه شاخص‌های چندبُعدی نابرابری منطقه‌ای، تنها طی دهه گذشته گسترش یافته است (Quadrado et al, 2001; Hakizimana & Geyer, 2014 & Bin, 2016).

در ادامه به بررسی پژوهش‌های انجام‌شده در خصوص ارزیابی همگرایی و واگرایی نابرابری مناطق به تفکیک خارجی و داخلی پرداخته می‌شود.

**۲-۱-۱- مطالعات خارجی**

بین در مقاله‌ای با عنوان «توسعه پویا و نابرابری منطقه‌ای در سرزمین اصلی چین: مطالعه تجربی براساس شاخص چندبُعدی» به بررسی موضوع برای دوره ۱۹۹۸-۲۰۱۰ پرداخته است. نویسنده در این مقاله براساس شاخص چندبُعدی توسعه اقتصادی- اجتماعی شامل شرایط اقتصاد کلان، علم و نوآوری، پایداری زیست محیطی، سرمایه انسانی و امکانات عمومی و به کمک روش چگالی کرنال تصادفی، پویایی توزیع نابرابری منطقه‌ای در چین را مورد ارزیابی قرار داده است. این مطالعه تجربی وجود مدل سه قله همگرایی را طی این سال‌ها نشان می‌دهد (Bin, 2016).

تیان و همکاران با استفاده از همگرایی خوشه‌ای پیشنهاد شده توسط فیلیپس و سول، به بررسی نابرابری درآمدی بین مناطق چین پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد در آن مناطق، دو قله همگرایی شامل هفت استان شرق و ساحلی (شانگهای، تیانجین، جیانگ سو، ژجیانگ، گوانگدونگ، شاندونگ و فوجیان) و مغولستان داخلی، همگرا به سمت قله درآمد بالا و استان‌های باقی‌مانده همگرا به قله کم‌درآمد تشکیل می‌شود. همچنین نابرابری در قله‌ها با سرمایه‌گذاری در سرمایه فیزیکی و انسانی و همچنین نرخ رشد جمعیت در ارتباط است (Tian et al., 2016).

بیارت و گارسیا سولانس در دوره زمانی ۱۹۵۳-۲۰۱۰ با استفاده از آزمون چند متغیره ریشه واحد TAR[8] به بررسی تأثیر شرایط اقتصادی در کوتاه‌مدت بر روی همگرایی اقتصادی بلندمدت، پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد، همگرایی درآمد خالص سرانه با چرخه‌های تجاری هماهنگ نیست و برای تضمین همگرایی اقتصادی بلندمدت سیاست‌های تثبیت کوتاه‌مدت توصیه می‌شود (Beyaert & García-Solanes, 2014).

[8] Threshold Auto Regressive

بارتکوزکا و ریدل با استفاده از روش خوشه‌ای فیلیپس و سول و فیلترینگ فضایی، به بررسی درآمد سرانه ۲۰۶ منطقه اروپایی در طی سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۰۵ پرداخته‌اند. نتایج به شدت وجود باشگاه‌های همگرایی را نشان می‌دهد که در مناطق اروپایی از پنج گروه مجزا تشکیل می‌شوند و علاوه بر این، برآوردها نشان می‌دهد که شرایط اولیه‌ای مانند سرمایه انسانی و درآمد سرانه، نقش بسیار مهمی در شکل‌گیری قله‌های همگرایی میان مناطق اروپا ایفا می‌کنند (Bartkowska & Riedl, 2012).

**۲-۱-۲- مطالعات داخلی**

سلامی و همکاران برای بررسی فرضیه همگرایی درآمد سرانه، در میان استان‌های ایران از روش‌های مختلف مانند آزمون ریشه‌واحد، همگرایی باشگاهی و آماره‌ی تایل و مکانیسم تحلیل خوشه‌ای استفاده کرده‌اند. نتایج آزمون ریشه واحد نشان می دهد که بین استان‌های کشور همگرایی مطلق و شرطی برقرار نیست. همچنین، نتایج روش باشگاهی و آماره تایل نیز عدم برقراری همگرایی شرطی را نشان می‌دهند. علاوه بر این، نتایج روش خوشه‌ای نیز نشان می‌دهد که همگرایی درآمدی بین استان‌های ایران وجود ندارد. به‌طورکلی نتایج واگرایی قوی از نظر درآمد سرانه در استان‌های ایران را تأیید می‌کنند (Salami et al., 2016).

علمی و رنجبر در مقاله‌ای فرضیه‌ی تشکیل همگرایی باشگاهی بین GDP سرانه‌ی واقعی استان‌های ایران را با استفاده از رگرسیون چندکی ناپارامتریک و رویکرد پویایی‌های توزیع طی دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۸۸ آزمون کرده‌اند. نتایج تحقیق حاکی از شکل‌گیری دو قله همگرایی بین استان‌های کشور است که اکثراً به سمت قله فقیر در حال همگرایی است. همچنین، محاسبه‌ی سرعت همگرایی حاکی از ناهمگونی شدید بین الگوهای رشد اقتصادی استان‌هاست. به‌طوری‌که برای ارتقای GDP سرانه استان‌های فقیر به سمت قله ثروتمند به دوره زمانی بین ۲۰ تا ۳۰ سال نیاز است (Alami & Ranjbar, 2013).

کریم زاده و آذربایجانی با استفاده از سه روش آزمون همگرایی سیگما، آزمون تایل و آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی به بررسی وجود همگرایی یا واگرایی بین کشورهای

D8 طی دوره زمانی ۱۹۶۵-۲۰۰۹ پرداختند نتایج این سه روش همگی از واگرایی درآمدی بین کشورهای عضو این گروه حکایت دارد (Karimzadeh et al., 2013).

غلامی حیدریانی و همکاران به بررسی همگرایی اقتصادی بین استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۷ با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های تابلویی می‌پردازد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بین استان‌های ایران همگرایی بتای مطلق وجود ندارد ولی همگرایی بتای شرطی بین استان‌های ایران برقرار می‌باشد. براساس نتایج بررسی آزمون همگرایی باشگاهی، می‌توان استان‌ها را در دو گروه ده‌تایی (استان‌های با درآمد پایین) و بیست‌تایی (استان‌های با درآمد بالا) طبقه‌بندی نمود. با توجه به نتایج به‌دست آمده در بررسی همگرایی برای گروه درآمدی پایین وجود همگرایی مطلق (میل به یک استاندارد خاص) تأیید می‌شود ولی برای گروه درآمدی بالا تمایل به سمت یک استاندارد خاص تأیید نمی‌شود. همچنین بر پایه آزمون همگرایی سیگما، پراکندگی GDP سرانه واقعی بین استان‌ها در طول دوره مورد مطالعه، تمایل به کاهش داشته است (Gholami heidariani, 2015).

رحمانی و عسگری به بررسی همگرایی منطقه‌ای در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۶۹-۱۳۷۹ برای ۲۴ استان کشور پرداختند. در این مطالعه به دلیل وجود شباهت در رفتار دو متغیر از داده‌های مربوط به سپرده دیداری به‌جای محصول سرانه استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد، همگرایی بتا چه به صورت مطلق و چه به صورت شرطی برای سپرده‌های دیداری سرانه استان‌ها و همچنین همگرایی سیگما نیز تائید نمی‌شود (Rahmani & Asgari, 2005).

## ۳- روش تحقیق

### ۳-۱-تجزیه و تحلیل مؤلفه‌های اصلی

این بخش بر اساس مطالعه بین با جمع‌آوری ابعاد و نماگرها مختلف عرصه‌های گوناگون اقتصادی- اجتماعی و به کمک تجزیه و تحلیل مؤلفه‌های اصلی دو مرحله‌ایی به ایجاد شاخصی ترکیبی (CIRD) که قادر به اندازه‌گیری جامع توسعه منطقه‌ای در کشور است، می‌پردازد. شاخص ترکیبی بدست آمده از این روش، سطح توسعه منطقه‌ای را نشان می‌دهد (Barati & Karimi Moghari (2016) & Bin, 2016). رویکردهای

پارامتریک برای جمع‌آوری نماگرها به عنوان مناسب‌ترین روش تعیین وزن‌ها برای نماگرهای ورودی شاخص مرکب پذیرفته شده است که یکی از رایج‌ترین روش‌ها، تحلیل مؤلفه‌های اصلی است. این روش کاهش داده، توسط هتلینگ[9] معرفی شده است و امکان شناسایی عوامل متعددی که بیشترین تغییرپذیری در مجموعه وسیع از نماگرها دارد را می‌دهد. این روش اغلب برای ادغام نماگرها یا نماگرها به کار برده می‌شود. با استفاده از این روش، ابعاد مورد بررسی را می‌توان کاهش داد و ترکیبی از نماگرها را می‌توان با یک شاخص جمعی ترکیب کرد. این شاخص، تماماً ویژگی‌های کلی نماگرهای مختلف را خواهد داشت. از تحلیل مؤلفه اصلی، به طور متناوب برای یک‌پارچه‌سازی نماگرهای مختلف و انتخاب یک شاخص ترکیبی مناسب استفاده شده است (Chen & Woo, 2010). ویژگی کلیدی PCA، حداکثرسازی تغییرات توضیح داده شده توسط نماگرهاست. آن دسته از نماگرهایی که بیشترین توضیح‌دهندگی را داشته باشند، به عنوان نماگرهای اصلی انتخاب خواهند شد.

پیش‌فرض اجرای PCA برای استفاده از متغیرهای اصلی این است که، بسیار همبسته به‌منظور شناسایی تعداد کاهش‌یافته ترکیب خطی غیرهمبسته از این متغیرها باشند. که این امر نیازمند نرمال کردن داده‌ها بر اساس فرمول زیر از نظر میانگین و انحراف معیار است:

$$\overline{X_i} = \frac{x_i - x_{mean}}{st.deviation\ (x_i)} \qquad (۲)$$

$x_i$ مقادیر مشاهدات i (مناطق) برای هر نماگر است. این مطالعه مجموعه داده چند بُعدی را به صورت برای 30 مشاهده (منطقه) در هر سال $X_p = (x_1, x_2, \dots, x_p)$ نشان می‌دهد. که در آن pc، بیانگر نماگرهای اصلی به صورت ترکیب خطی از نماگرهاست و ماتریس مولفه‌های اصلی به صورت زیر بیان شود:

$$C = X\acute{A} = \begin{cases} c_1 = a_{11}x_1 + a_{12}x_2 + \cdots + a_{1p}x_p \\ c_2 = a_{21}x_1 + a_{22}x_2 + \cdots + a_{2p}x_p \\ \dots \\ c_p = a_{p1}x_1 + a_{p2}x_2 + \cdots + a_{pp}x_p \end{cases} \qquad (۳)$$

[9] Hotelling

c اجزای اساسی $C_i$ $(i=1,2,\ldots,p)$ را به عنوان مجموعه‌ای از ترکیب‌های خطی شاخص $X_j(j=1,2,\ldots,p)$ نشان می‌دهد. $\acute{A}$ ماتریس بردار ویژه‌ای که نشان دهنده بردار ویژه $i_{th}$ ماتریس همبستگی شاخص است. $R_{p\times p}$ ماتریس همبستگی سری شاخص‌های p و $\lambda_i(i = 1,2, \ldots, p)$ مقدار ویژه ماتریس همبستگی است.

$$(R - \lambda_i J)a_{ij} = 0 \text{ , subject to } \acute{A}A = 1 \qquad (۴)$$

J ماتریس نهاده $p\times p$ است. به منظور حفظ واریانس pc که توسط وزن متفاوت نماگرهای اصلی تعیین می‌شود، اندازه ضریب همبستگی در میان مؤلفه‌ها می‌بایستی با معادله زیر محاسبه شود.

$$\sum_{j=1}^{p} a_{ij}^2 = 1 \; \forall i = 1,2, \ldots, p \qquad (۵)$$

اولین مؤلفه اصلی، ترکیب خطی نماگرهایی است که بیشترین واریانس را دارند. مؤلفه اصلی دوم، ترکیب خطی دیگری از نماگرهاست که با مؤلفه اصلی اول، متعامد بوده و دومین واریانس را به لحاظ بزرگی و سطح توضیح‌دهندگی خواهد داشت. همین روند برای سایر مؤلفه‌های اصلی نیز برقرار است. در واقع، روش PCA باعث تغییر در محور مختصات نماگرها شده و داده‌های P بُعدی که PC های متعامد بر یکدیگر را دارند به دست می‌دهد. در این حالت، نخستین مؤلفه اصلی بیشترین توضیح‌دهندگی را دارد.گام بعدی تجزیه و تحلیل، جمع کردن اجزای اصلی با وزن‌دهی به هر نماگر می‌باشد. اختصاص دادن وزن‌های مناسب موضوع بسیار مهم نظیر اینکه آیا شاخص کم جلوه داده یا بیش از حد اغراق کرده است اهمیت دارد. در این مطالعه، روشی پارامتریک با وزن‌های تعیین شده به منظور تعیین مشارکت افراد برای CIRD اتخاذ شده است. این وزن‌ها با توجه به معادله زیر محاسبه می‌شوند:

$$W_j = \frac{\sum_{i=1}^{i=p} \lambda_i a_{ij}}{\sum_{i=1}^{i=p} \lambda_i} \qquad (۶)$$

به منظور غلبه بر وزن‌های اریب‌دار که ممکن است ناشی از شاخص‌های بسیار همبسته باشد این مطالعه از PCA دو مرحله‌ایی توصیه شده توسط چن و وو (۲۰۱۰) استفاده کرده است. در روش PCA دو مرحله‌ای، نخست نماگرها به ابعاد مختلف تفکیک می‌شود و PCA برای نماگرهای مربوط به هر بُعد به صورت جداگانه اجرا خواهد شد. در مرحله

دوم، PCA مجدداً برای مؤلفه‌های اصلی به‌دست آمده در هر بُعد اجرا می‌شود و در نهایت یک شاخص ترکیبی نهایی ساخته می‌شود. با استفاده از وزن‌های محاسبه شده در فرمول (۶) شاخص ترکیبی نهایی شاخص CIRD به شرح زیر ساخته می‌شود.

$$CIRD = \frac{\sum_{i=1}^{i=p} \lambda_i C_i}{\sum_{i=1}^{i=p} \lambda_i} = \frac{\sum_{i=1}^{i=p} \sum_{j=1}^{j=p} \lambda_i a_{ij} x_j}{\sum_{i=1}^{i=p} \lambda_i} = \sum_{j=1}^{j=p} W_j \times x_j \qquad (۷)$$

$x_j$ ستون $j_{th}$ ماتریس نماگر در شاخص است و انتخاب مؤلفه‌های اصلی در این مطالعه، با استفاده از قاعده کایزر[10] خواهد بود و مقادیر ویژه بزرگ‌تر از مقدار یک در نظر گرفته می‌شود. این نکته قابل توجه است که وجود نماگرهای با تعداد بیشتر در هر بُعد، وزن و اهمیت آن بُعد را در برآورد نهایی، بیشتر خواهد کرد. از این‌رو تعداد نماگرها در هر گروه، یکسان در نظر گرفته می‌شود. متغیرهایی که جنبه‌های متفاوت توسعه اقتصادی اجتماعی را در برمی‌گیرند، سهم کلیدی این مطالعه است. از این رو می‌بایستی نماگرهای مناسب که شاخص کل را پشتیبانی کنند و منعکس‌کننده درک جامعی از موضوعات مختلف که در معرض است، انتخاب شوند.

### ۳-۲-ترکیب CIRD

اولین معیار در انتخاب ابعاد و نماگرها آن است که آن‌ها می‌بایستی توانایی ارائه تصویری کلی از اقتصاد اجتماعی و توسعه مناطق را دارا باشند و نیز جنبه‌های مختلف توسعه را پوشش دهد. معیار دوم آن است که باید قادر به رفع اختلافات منطقه‌ای در حال رشد باشد، بنابراین باید بر اساس نماگرهای فردی سازگار و قابل مقایسه (هم افقی (بین مناطق) و هم عمودی (در طول سال‌ها)) باشند. سوم آنکه می‌بایستی انتخاب داده‌ها بر اساس یک چارچوب نظری پایه‌ریزی شود؛ چهارم، ابعاد و نماگرها باید برای کاهش داده‌ها در دسترس باشند و نیز برای مطالعه سایر مطالعات شفاف باشد. با در نظر گرفتن مطالعات معتبر در مورد ساخت یک شاخص ترکیبی، این مطالعه مجموعه‌ای از نماگرها در دسترس را در سطح استان‌های در طول دوره زمانی ۱۹۹۸-۲۰۱۰ به منظور پوشش زمینه‌های متعدد توسعه اقتصادی- اجتماعی منطقه‌ای در ایران (مانند تولید، سرمایه‌گذاری، تجارت،

[10] Kaiser

اشتغال، منابع انسانی، زیرساخت‌ها، حفاظت از محیط زیست، علم و فناوری) به کار گرفته شده است. این نماگرها، که در جدول ۱ توضیح داده شده، به پنج بُعد تقسیم می‌شوند که می‌تواند به عنوان ستون اصلی توسعه منطقه‌ای در کشور شناخته شود: بُعد اقتصاد کلان (MEI)، بُعد علم و نوآوری (SII)، بُعد پایداری زیست محیطی (ESI)، بُعد سرمایه انسانی (HCI) و بُعد خدمات عمومی (PFI). که هر کدام از این ابعاد شامل ۵ نماگرها هستند.

ستون بُعد اقتصاد کلان (MEI) فراتر از تولید ناخالص داخلی سرانه می‌باشد که شامل موارد زیر است: تولید ناخالص داخلی سرانه به طوریکه مطالعات اولیه تک‌بُعدی و براساس این نماگر بوده است. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تجارت بین‌المللی برای ارزیابی میزان باز بودن اقتصاد استان است و هر اندازه که یک منطقه بتواند بیشتر از سایر مناطق از تجارت خارجی منتفع گردد، تجارت بین‌المللی می‌تواند نابرابری منطقه‌ای را افزایش دهد (Vanable & Puga, 1999). میزان متوسط هزینه و حقوق کارگران برای مقیاس ثروت ساکنان محلی و احیای بازار در مناطق مختلف می‌باشد. با این حال، سهم مصرف و حقوق کارگر در تولید ناخالص داخلی در دهه‌های اخیر کاهش یافته است و بنابراین با تولید ناخالص داخلی سرانه رابط منفی دارد.

ستون بُعد علم و نوآوری (SII) شامل نماگرهایی همچون بهره‌وری نیروی‌کار، سهم هزینه‌های دولتی در زمینه علم و فناوری برای برآورد اهمیت سرمایه‌گذاری دولتی به علم و تکنولوژی و درآمد سرانه در شرکت‌های پیشرفته و صنعتی برای بررسی حیاتی شرکت‌ها و بنگاه‌های خاص و صنعتی، ارزش هزینه‌های تحقیق و توسعه و تعداد محققین برای ارزیابی پایداری آن و نسبت ارزش افزوده تحقیق و توسعه به ارزش افزوده کل برای ارزیابی فعالیت بازار جدید در علم و فناوری است.

ستون بُعد پایداری زیست محیطی (ESI) نشان‌دهنده بهبود شرایط زیست محیطی به عنوان یکی از عوامل توسعه پایدار و رشد بلند مدت اقتصادی مناطق است که براساس میزان نسبت ارزش افزوده مدیریت پسماند به ارزش افزوده کل، نسبت بودجه آب و فاضلاب به کل، نسبت بهره‌برداری و ارزش خروجی زباله‌های صنعتی برای ارزیابی بازیافت زباله، تخلیه زباله‌های سرانه برای ارزیابی میزان تولید آلایندگی ساکنان و بودجه محیط

زیست و بودجه آب و فاضلاب برای برآورد اینکه به چه میزان آلودگی توسط دولت کنترل می‌شود.

بُعد سرمایه انسانی (HCI) شامل طول عمر (امید به زندگی)، آموزش و پرورش (نرخ سواد) و کیفیت خدمات (استاندارد زندگی) است. از آنجا که استاندارد زندگی در ستون MEI آمده است، نماگرهای دیگر این بُعد را با نسبت کارمند بخش خدمات به کل بخش‌ها به منظور طراحی ساختار اشتغال محلی، نرخ اشتغال به منظور ارزیابی نیروی کار موجود و سهم جمعیت شهری برای برآورد جمعیت که می‌توانند دسترسی بیشتری به استانداردهای زندگی بهتر مانند مراقبت‌های بهداشتی، آموزش و پرورش و حمل و نقل داشته باشند.

بُعد خدمات عمومی (PFI)، امکانات عمومی از جنبه‌های اساسی مانند حمل و نقل، آموزش و بهداشت و سلامت، ارزیابی می‌شود. همچنین سهم هزینه‌های مالی در خدمات دولتی را برای کشف سرمایه‌گذاری دولت محلی در امکانات عمومی انتخاب می‌کند.

از آن‌جایی که سطح همبستگی مابین نماگرها در هر بُعد دارای اهمیت است، افزایش تعداد نماگرهای ذیل هر بُعد، خطا و تورش در تعیین مؤلفه اصلی مربوط به آن بُعد را افزایش می‌دهد. از سوی دیگر، حذف یک نماگر کلیدی در سنجش سطح توسعه هر یک از ابعاد پنج‌گانه، خطای کلی را نیز در پی دارد. از این‌رو، سعی شده است از نماگرهایی استفاده شود که علاوه بر ذکر آن‌ها در اغلب مطالعات تجربی، بیانگر واقعی سطح توسعه هر منطقه باشد. از سوی دیگر، استفاده از نماگرهایی همچون سرانه فضای سبز یا تعدا تصادفات جاده‌ای، به دلیل تفاوت‌های فراوان در ماهیت و کیفیت داده‌ها، نماگرهای مناسبی برای سنجش دقیق سطح توسعه منطقه‌ای محسوب نمی‌شوند. البته ذکر این نماگرها، می‌تواند به تنهایی بسیار مناسب باشد، اما در کنار شاخص‌های مهم‌تر دیگر، امکان خطای مذکور را افزایش می‌دهد، لذا با بررسی‌های صورت گرفته ۲۵ نماگر مطرح شده در فوق انتخاب شده‌اند. متغیرها به گونه‌ای انتخای شده‌اند که تا حد امکان، توسط یک نهاد و مرجع رسمی منتشر شود و متغیرها براساس آمار و اطلاعات منتشر شده توسط مرکز آمار ایران برای ۳۰ استان در سال‌های ۱۳۸۵، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵تعیین شده‌اند.

**جدول ۱:** نماگرهای شاخص ترکیبی پنج بُعدی توسعه منطقه‌ای(CIRD)

**Table 2:** The indicators of the five-dimensional Composite Index of Regional Development (CIRD)

| ابعاد | نماگرها | تعاریف |
|---|---|---|
| بُعد اقتصاد کلان (MEI) | GRP سرانه | GRP سرانه (به قیمت ثابت) |
| | سرمایه گذاری مستقیم خارجی | نسبت سرمایه گذاری مستقیم خارجی به GRP (٪) |
| | تراز تجاری | نسبت تجارت صادرات واردات (نسبت) |
| | مصرف | متوسط هزینه سرانه به GRPسرانه (٪) |
| | جبران خسارت | نسبت جبران نیروی کار به GRP (٪) |
| بُعد علم و نوآوری (SII) | مخارج SII دولت | نسبت مخارج دولت در تحقیق و توسعه به کل مخارج دولت (٪) |
| | بهره وری نیروی کار | متوسط بهره وری نیروی کار (قیمت ثابت) |
| | درآمد سرانه در شرکت های تحقیق و توسعه | متوسط ارزش هزینه های تحقیق و توسعه (قیمت ثابت) |
| | سطح مخارج R&D | نسبت ارزش افزوده R&D بر ارزش افزوده کل (٪) |
| | تعداد محققان | تعداد محققان |
| بُعد پایداری زیست محیطی (ESI) | صنعت آب و فاضلاب | نسبت بودجه آب و فاضلاب به بودجه کل |
| | صنعت بازیافت زباله | ارزش افزوده مدیریت پسماند به ارزش افزوده کل |
| | خدمات فاضلاب | درصد جمعیت تحت پوشش خدمات فاضلاب |
| | ضایعات زندگی | ارزش سرانه ضایعات ایجاد شده |
| | صنعت ضد آلودگی | نسبت بودجه محیط زیست به بودجه کل |
| بُعد سرمایه انسانی (HCI) | نسبت تحصیل کرده ها | نسبت جمعیت تحصیل کرده (٪) |
| | استخدام بخش 3rd | نسبت استخدام بخش 3rd بر بخش 1rd (٪) |
| | نرخ اشتغال | نرخ اشتغال (٪) |
| | امید به زندگی | امید به زندگی |
| | نسبت شهری | نسبت جمعیت شهری (٪) |
| بُعد تسهیلات عمومی(PFI) | مخارج دولت در خدمات عمومی | نسبت مخارج دولتی در خدمات عمومی به کل مخارج دولت (٪) |
| | وسایل نقلیه عمومی | نسبت مخارج دولتی در حمل و نقل به کل مخارج دولت (٪) |
| | جاده آسفالت | مساحت جاده آسفالت به ازای هر ۱۰،۰۰۰ نفر (متر مربع) |
| | آموزش | نسبت ارزش افزوده بخش آموزش به ارزش افزوده کل |
| | بهداشت و خدمات پزشکی عمومی | نسبت مخارج دولتی در بهداشت و درمان به کل مخارج دولت (٪) |

مأخذ: محاسبات تحقیق

Source: Research calculations

### ۳-۳-تحرک درون‌توزیع

بر اساس مطالعات کواه، این مطالعه از رویکرد پویایی توزیع را برای پویایی انتقال توسعه اقتصادی-اجتماعی استان‌ها در طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۹۵ بهره گرفته است و هسته این رویکرد برآورد کرنل تصادفی است. که براساس نظریه پایداری زنجیره مارکوف امکان تشکیل گروه‌های همگرا، قطبی شدن و یا نابرابری پایدار را می‌دهد. برآورد کرنل تصادفی

می‌تواند از انتخاب «قراردادی» مقادیر مرزی در تقسیم‌بندی مورد نیاز توسط روش ماتریس گذار مارکوف سنتی جلوگیری کند (Bin, 2016).

در چارچوب پویایی توزیع کواه، تحرک توزیع درونی توسط مدل احتمال انتقال تخمین زده می‌شود. این بدان معنی است که بررسی می‌شود، چگونه یک استان از توزیع در زمان t به بخش دیگری از توزیع در زمان t+s می‌رسد. به منظور بررسی تحرک توزیع درونی، توزیع شاخص نابرابری (X) در زمان t می‌تواند با تابع چگالی $f_t(x)$ توصیف می‌شود که توزیع در طول زمان تکامل یافته است به طوری‌که چگالی عمومی در زمان t+s برای s>0، $f_{t+s}$ است. $f_{t+s}(Z)$ تابع چگالی توزیع دوره s پیش‌رو شاخص نابرابری شرطی بر حسب X را نشان می‌دهد. رابطه بین دو توزیع در نقاط مختلف زمان به صورت زیر بیان می‌شود (Johnson, 2005; Bin, 2016).

$$f_{t+s}(Z) = \int_0^{\infty} g_s(Z|X) f_t(x) dx \qquad (۸)$$

$g_s(Z|X)$، کرنل احتمال انتقال و t، دوره پیش‌رو چگالی Z مشروط به x (به عنوان مثال، شاخص نابرابری در سال پایه) است. و نیز کرنل $g_s(Z|X)$ یک چگالی شرطی است و نشان می‌دهد که احتمال اینکه یک منطقه خاص به یک مقدار خاصی از شاخص نابرابری منتقل شود با توجه به آن است که در یک مقدار خاصی در شروع دوره باشد. به منظور برآورد چگالی شرطی $g_s(Z|X)$، ابتدا چگالی مشترک z و x برآورد می‌شود. سپس چگالی حاشیه x با تلفیق بر z محاسبه می‌شود. نسبت چگالی مشترک به چگالی حاشیه $g_s(Z|X)$ را برآورد می‌کند.

اگر m تعداد کلی مقدار باشد. پس $g_s(Z|X)$ می‌تواند به عنوان بررسی ماتریس احتمال انتقال m*m و با $P_{ij}$ نشان داده شود. برای بررسی احتمال انتقال حرکت یک منطقه از مقدار i به مقدار j به صورت زیر محاسبه شود:

$$P_{ij} = \frac{n_{ij}}{\sum_{i=1}^{m} n_{ij}} \qquad (۹)$$

$n_{ij}$ ارزش برآوردگر کرنل با انتقال از مقدار i به مقدار j است. از آنجا که چگالی شرطی $g_s(Z|X)$ می‌بایستی در دو بُعد (به عنوان مثال در ابتدا و پایان دوره گذار) ارزیابی شود، دقت و صحت تخمین به طور چشم‌گیری اگر اندازه نمونه ثابت نگه داشته شود کاهش

می‌یابد. بنابراین یکی از معایب رویکرد کرنل پیوسته این است که محقق به منظور برآورد قابل اعتماد پویایی توزیع نیاز به مشاهدات زیادی دارد.

برای افق‌های زمانی طولانی توزیع پویا با تکثیر برآورد کرنل احتمالی انتقال یک ساله منتهی توسط خودش نمایش داده شود. و ایده کلی تجزیه و تحلیل طولانی مدت این است که کرنل احتمال گذار تصادفی $g_s(Z|X)$ می‌تواند برای توزیع نسبی در آینده استفاده شود. که در این بخش با بررسی چگالی توزیع ارگودیک[11]، تجزیه و تحلیل همگرایی را کامل می‌شود. در حالی که تراکم واقعی در یک نقطه معین در زمان ممکن است منجر به عدم تعادل ناشی از شوک‌های ساختاری در گذشته شود، تراکم ارگودیک در صورت عدم تغییر ساختاری، تعادل آینده را نشان می‌دهد. با توجه به برآورد برای $g_s(Z|X)$، نشانه‌های چگالی ارگودیک در تعادل بلند مدت هنگامی‌که s به سمت بی‌نهایت حرکت می‌کند، پدیدار می‌شود. قانون سیر برای چنین فرایندی می‌تواند به صورت زیر نشان داده شود.

$$f_\infty(Z) = \int_0^\infty g_s(Z|X) f_\infty(x) dx \qquad (۱۰)$$

$f_\infty(Z) =$، $f_\infty(X)$ تابع چگالی ارگودیک است و به منظور حل تراکم ارگودیک، $f_\infty(X)$ می‌شود. کرنل احتمال گذار $g_s(Z|X)$ چندین بار توسط خودش تا زمانی‌که تراکم همگرا شود تکثیر می‌شود، بدین معنی که تا تمام ردیف کرنال احتمالی گذار برابر شود. از آن‌جایی که این تحلیل برای کشف و بررسی پویایی توزیع بین استان‌های ایران هدف‌گذاری شده است، توزیع ارگودیک بر روی واحدهای اجرایی در سطح استان پایه‌گذاری شده است. به منظور نشان دادن پویایی گذر توسعه اقتصادی- اجتماعی منطقه‌ای در ایران، نتایج برآورد را براساس چگالی کرنل تصادفی توسط نمودار کنتور[12] و و نمودار سه‌بُعدی ارائه شود.

برآوردگر کرنل تعمیمی از برآوردگر ساده به منظور فائق آوردن بر مشکلات این برآوردگر است. در برآوردگر ساده چنان‌چه تابع وزن w را به وسیله‌ی تابع K به نام هسته که در شرایط زیر صدق کند جایگزین شود، برآوردگر کرنل با هسته‌ی K حاصل می‌شود.

---

[11] ergodic

[12] contour

$$\int_{-\infty}^{\infty} K(x)dx = 1 \qquad (۱۱)$$

معمولاً اما نه همیشه، K خود یک تابع چگالی احتمال متقارن مانند چگالی گاووسی می‌باشد. به این ترتیب برآوردگر کرنل با هسته‌ی K و با در نظر گرفتن نمونه $X = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ (چگالی f که نشان‌دهنده درصد مناطق نزدیک به نقطه $x$ است)، به صورت زیر تعریف شود:

$$f_t(x) = \frac{1}{nh}\sum_{i=1}^{n} K\left(\frac{x-x_i}{h}\right) \qquad (۱۲)$$

h: پهنای باند به منظور اندازه‌گیری همواری منحنی توزیع در یک لحظه معین از زمان، $x_i$: نقطه تصادفی برای اندازه گرفتن توزیع چگالی توسط فاصله آن به x و $K(0)$: تابع کرنل گاووسی با تقارن $\int K(x)dx = 1$ است. برآوردگر کرنل مشترک و توام طبیعی $f_{t,t+s}(x,z)$ به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$f_{t,t+s}(x,z) = \frac{1}{nh_x h_z}\sum_{i=1}^{n} K_x\left(\frac{x-x_i}{h_x}\right)K_z\left(\frac{z-z_i}{h_z}\right) \qquad (۱۳)$$

$x_i$ و $z_i$: سطوح شاخص نابرابری نسبی در زمان t و t+s است. تخمین چگالی کرنل با انتخاب مناسب تابع کرنل و پهنای باند تعیین می‌شود. چندین توابع کرنل وجود دارد که می‌توان از آن به منظورانتخاب هسته و باند ایده‌آل استفاده کرد. مقدار ایده‌آل h را با مینیمم کردن میانگین انتگرال مربع خطای تقریبی (معادله ۱۴) را می‌توان با محاسبه‌ی ساده‌ای به صورت فرمول (۱۵) به دست آورد:

$$\frac{1}{4}h^4 k_2^2 \int\left[f''(x)\right]^2 dx + n^{-1}h^{-1}\int K^2(t)dt \qquad (۱۴)$$

$$h_{opt} = k_2^{-\frac{2}{5}}\left[\int [K(t)]^2 dt\right]^{\frac{1}{5}}\left[\int\left[f''(x)\right]^2 dx\right]^{\frac{1}{5}} \qquad (۱۵)$$

فرمول (۱۵) دارای این اشکال اساسی است که خود به چگالی مجهول وابسته است. با این وجود نتایج مفیدی را می‌توان از آن اتخاذ کرد. اول این‌که، پهنای پنجره‌ی ایده‌آل، به سمت صفر میل می‌کند اگر به اندازه‌ی نمونه افزایش یابد اما نرخ همگرایی بسیار کند است. دوم، جمله‌ی $\left[f''(x)\right]^2$، به نوعی سرعت نوسانات در چگالی را اندازه می‌گیرد. از فرمول (۱۵) می‌توان نتیجه گرفت که همان‌گونه که انتظار می‌رود، مقادیر کوچک h برای چگالی‌هایی با سرعت نوسان بیش‌تر، مناسب است. در تعیین مقدار جمله‌ی $\int\left[f''(x)\right]^2 dx$ در فرمول (۱۵) یک روش، استفاده از یک خانواده‌ی استاندارد از توزیع‌ها

است. مثلاً در توزیع نرمال با واریانس $\sigma^2$، اگر $\emptyset$ نماینگر چگالی نرمال استاندارد باشد، آن‌گاه داریم:

$$\int [f''(x)]^2 dx = \sigma^{-5} \int [\emptyset''(x)]^2 dx \frac{3}{8}\pi^{-\frac{1}{2}}\sigma^{-5} \approx 0.212\sigma^{-5} \quad (۱۶)$$

اگر از هسته‌ی گاوسی استفاده شود، پهنای پنجره از فرمول (۱۵) با جایگذاری مقدار (۱۶) به صورت زیر به دست می‌آید:

$$h_{opt} = (4\pi)^{-0.1}\left(\frac{3}{8}\pi^{-\frac{1}{2}}\right)^{-\frac{1}{5}}\sigma n^{-\frac{1}{5}} = \left(\frac{4}{3}\right)^{\frac{1}{5}}\sigma n^{-\frac{1}{5}} = \frac{1}{0.6}\sigma n^{-\frac{1}{5}} \quad (۱۷)$$

بنابراین، یک روش سریع در انتخاب پارامتر هموارسازی، برآورد $\sigma$ از روی داده‌ها و سپس جایگذاری برآورد در (۱۷) است. اگر توزیع واقعی جامعه نرمال باشد، (۱۷) خوب عمل می‌کند در حالی‌که اگر جامعه چند قله‌ای باشد به دلیل این‌که حاصل $(\int f''^2)^{\frac{1}{5}}$ نسبت به انحراف معیار بزرگ‌تر خواهد شد، قدری بیش از هموارسازی خواهد شد. در محدوده‌ای که اختلاف میانگین‌های دو توزیع نرمال بین صفر و دو است، فرمول (۱۷) خوب عمل می‌کند زیرا در این محدوده توزیع آمیخته هنوز تک قله‌ای است ولی اگر آمیختگی باعث دو قله‌ای شدن شود فرمول (۱۷) هموارسازی بیش‌تری را حاصل می‌کند. که در حالت دو قله‌ای از معیار پراکندگی زیر استفاده می‌شود:

$$A = \min\left(\sigma, \frac{R}{1.34}\right) \quad (۱۸)$$

به جای $\sigma$ از فرمول (۱۸) استفاده شود. در این حالت فرمول پهنای پنجره ایده‌آل مجانبی به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$h_{opt} = 0.9\, An^{-\frac{1}{5}}$$

$$h_{opt} = 0.9An^{-\frac{1}{5}}\, min\left(\sqrt{variance(x)}, \frac{interquartile\ range\ (x)}{1.34}\right) \quad (۱۹)$$

$X$، ارزش شاخص نابرابری منطقه‌ای برای تخمین کرنال و $n$،تعداد مناطق است.که $K_e(t)$ برابر باتابع زیر است:

$$K_e(t) = f(x) = \begin{cases} \frac{3}{4\sqrt{5}}\left(1 - \frac{t^2}{5}\right), & |t| \le \sqrt{5} \\ 0 & \text{سایرجاها ,} \end{cases} \quad (۲۰)$$

## ۴- تجزیه و تحلیل:

از آنجایی‌که ترکیب عوامل متعددی به شکل‌گیری نابرابری منطقه‌ای منجر می‌شود، تعیین نابرابری منطقه‌ای در این تحقیق با به‌کارگیری ابعاد مختلف است. ابتدا در مرحله اول نابرابری استان‌ها براساس ۵ بُعد اقتصاد کلان (MEI)، علم و نوآوری (SII)، پایداری زیست محیطی (ESI)، سرمایه انسانی (HCI) و خدمات عمومی (PFI) مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته و در مرحله بعد شاخص ترکیبی CIRD متشکل از ابعاد مذکور و با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌ی اصلی دو مرحله‌ای برای سال‌های ۱۳۸۵و ۱۳۹۵ مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. در سنجش نابرابری منطقه‌ای، از تحلیل مؤلفه اصلی دو مرحله‌ای استفاده شده است. در این فرآیند، ابتدا برآورد حاصل از مؤلفه‌های اصلی هر یک از ابعاد پنج‌گانه (اقتصاد کلان، علم و نوآوری، پایداری زیست محیطی، سرمایه انسانی و خدمات عمومی) انجام می‌شود که هر بُعد، شامل پنج نماگر است. نحوه تعیین این پنج بُعد و نماگرهای مربوط به هر یک از آن‌ها، در بخش قبل بیان شد. با بکارگیری تحلیل مؤلفه اصلی برای هر یک از ابعاد، یک شاخص بدست می‌آید. سپس با برآورد مجدد مؤلفه اصلی برای هر یک از این پنج شاخص، مؤلفه اصلی نهایی یا همان شاخص ترکیبی توسعه منطقه‌ای بدست خواهد آمد. بر اساس مقادیر بدست آمده برای هر استان در این شاخص، سطح نابرابری منطقه‌ای قابل محاسبه و تحلیل است. در پایان نیز، سطح نابرابری استان‌های کشور به صورت ترکیبی مشخص می‌شود. تحلیل‌ها، متمرکز بر استان‌های با بالاترین سطح توسعه و استان‌های با پایین‌ترین سطح توسعه می‌باشند. بر اساس این برآورد در سال ۱۳۸۵، بالاترین سطح توسعه‌یافتگی مربوط به استان تهران و پس از آن استان‌های سمنان، یزد و مرکزی می‌باشد و استان سیستان و بلوچستان در پایین‌ترین سطح توسعه قرار دارند.

**جدول ۲:** رتبه‌بندی استان‌های کشور از منظر شاخص CIRD

**Table 2:** The Rankings of Regions in Terms of the Scores of CIRD

| | سال ۱۳۸۵ | | سال ۱۳۹۵ | |
|---|---|---|---|---|
| رتبه | **نام استان** | **شاخص توسعه یافتگی** | **نام استان** | **شاخص توسعه یافتگی** |
| 1 | تهران و البرز | 4/196 | تهران و البرز | 3/874 |
| 2 | سمنان | 2/۴42 | یزد | 1/859 |
| 3 | یزد | 2/016 | سمنان | 1/637 |
| 4 | مرکزی | 1/393 | اصفهان | 1/559 |
| 5 | اصفهان | 1/304 | قزوین | 1/119 |
| 6 | قزوین | 1/272 | مازندران | 1/054 |
| 7 | گیلان | 1/002 | فارس | 0/731 |
| 8 | مازندران | 0/951 | گیلان | 0/655 |
| 9 | قم | 0/756 | مرکزی | 0/514 |
| 10 | خوزستان | 0/62 | آذربایجان شرقی | 0/514 |
| 11 | بوشهر | 0/571 | بوشهر | 0/514 |
| 12 | فارس | 0/278 | خراسان رضوی | 0/472 |
| 13 | خراسان رضوی | 0/2 | خوزستان | 0/455 |
| 14 | کرمان | 0/174 | قم | 0/409 |
| 15 | آذربایجان شرقی | -0/007 | هرمزگان | 0/398 |
| 16 | همدان | -0/628 | زنجان | 0/225 |
| 17 | هرمزگان | -0/666 | کرمان | 0/21 |
| 18 | زنجان | -0/672 | کهگیلویه و بویر احمد | 0/108 |
| 19 | کرمانشاه | -0/692 | خراسانجنوبی | -0/646 |
| 20 | آذربایجان غربی | -1/048 | کرمانشاه | -0/863 |
| 21 | لرستان | -1/102 | آذربایجان غربی | -1 |
| 22 | چهارمحال و بختیاری | -1/19 | گلستان | -1/037 |
| 23 | خراسان شمالی | -1/202 | همدان | -1/06 |
| 24 | گلستان | -1/287 | لرستان | -1/128 |
| 25 | اردبیل | -1/377 | اردبیل | -1/334 |
| 26 | خراسان جنوبی | -1/434 | ایلام | -1/342 |
| 27 | ایلام | -1/503 | کردستان | -1/76 |
| 28 | کهگیلویه و بویر احمد | -1/679 | خراسان شمالی | -1/958 |
| 29 | کردستان | -1/801 | چهارمحال و بختیاری | -2/373 |
| 30 | سیستان و بلوچستان | -3/324 | سیستان و بلوچستان | -3/804 |

مأخذ: محاسبات تحقیق

Source: Research calculations

همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد استان تهران و اطراف تهران در بالاترین سطح توسعه‌یافتگی قرار دارد. در سال ۱۳۹۵، بالاترین سطح توسعه‌یافتگی و بیشترین نابرابری

مثبت نسبت به سایر استان‌ها مربوط به استان‌های تهران، یزد، سمنان و اصفهان و پایین‌ترین سطح توسعه متعلق به استان‌های سیستان و بلوچستان، چهارمحال و بختیاری، خراسان شمالی و کردستان است. آنچه از نتایج برمی‌آید آن است که استان‌های مرکزی کشور به دلایل اثرات سریز دانش تهران بالاترین سطح توسعه و استان‌های مرزی کشور در پایین‌ترین سطح توسعه قرار دارند. که علت اصلی آن را می‌توان عدم دسترسی پایین استان‌های مرزی به بازار اشاره کرد.

به صورت خلاصه می‌توان گفت:

نابرابری در سطح کشور بعد از حذف چند استان محدود از ابتدا و انتهای جدول شاخص توسعه خیلی فاحش نیست، در طی زمان همچنان استان تهران در صدر قرار دارد و استان‌های بالای جدول ثبات خود را حفظ کرده‌اند ولی در استان‌های پایین و توسعه نیافتگی عدم ثبات وجود دارد. موضوعی که حائز اهمیت است آنچه باعث ایجاد نابرابری در بین استان‌ها می‌شود سه مؤلفه اقتصاد کلان، علم و نوآوری و سرمایه انسانی است.

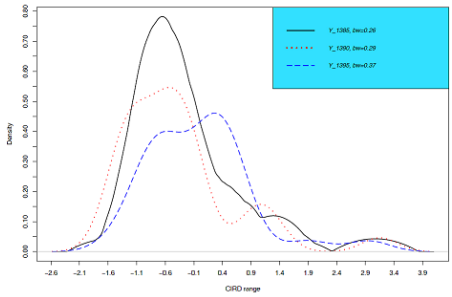
در مرحله بعد تلاش می‌شود تا براساس شاخص ترکیبی توسعه CIRD الگوی فرایند همگرایی یا واگرایی استان‌های ایران در سه دوره متوالی استخراج شود. همان‌طور که در بخش روش‌شناسی به توضیح روش برآوردگر کرنل پرداخته شد یکی از کاربردهای روش کرنل تحلیل الگوی نابرابری است که در این پژوهش از همین روش برای تحلیل الگوی نابرابری فضایی استفاده می‌شود که در ادامه براساس روش تعیین پهنای باند یا پارامتر هموارسازی اشاره شده، به تفصیل به بیان الگوی نابرابری براساس نمودار ۱ پرداخته شده است.

همان‌طور که در نمودار نشان داده شده است، در سال اول (۱۳۸۵)، چند وجهی آشکار نیست. نمودار چگالی کرنل نشان می‌دهد میزان CIRD حدود ۷۰ درصد استان‌ها بین مقدار ۱/۱- و ۰/۱- است و مابقی در ادامه دنباله سمت راست در سطحی بالاتر از مقدار ۰/۱- توزیع شده است. می‌توان گفت در توزیع کرنل یک فرآیند تمایل به همگرایی مشاهده می‌شود و نمودار به سمت تک قله‌ای گرایش دارد و یک قله کوچک در حدود مقدار ۳ متمرکز شده است ولی قله اصلی در مقدار حدود ۰/۶- متمرکز شده است. در سال دوم (۱۳۹۰)، منحنی به روشنی الگویی از ماهیت سه‌قله‌ای را نشان می‌دهد. گرایش

فزاینده کوچک اما روشن در توزیع این سال نسبت به سال ۱۳۸۵ وجود دارد. توزیع یکنواخت قبلی در بیشترین سطح به دو بخش تقسیم می‌شود، یک قله در حدود مقدار ۱ و قله دیگر در حدود مقدار ۳ است اما قله اصلی همچنان همان مقدار ۰/۶- با تقریب ۵۵ درصد استان‌ها باقی مانده است. بر اساس نمودار در سال آخر (۱۳۹۵)، الگوی چندبُعدی باقی می‌ماند و تحرک در گروهای سطح پایین‌تر وجود ندارد اما در سطح بالاتر، شاخص CIRD حدود ۴۵ درصد استان‌ها در حدود مقدار ۰/۴ را در بر می‌گیرد. که این سال به وضوح با الگوی چگالی دوقله‌ای مواجه است که نشان‌دهنده آن است که استان‌های کشور از لحاظ توسعه‌یافتگی به دو سطح تقریباً نزدیک به یکدیگر تمایل دارند بدین صورت که استان‌های سطح پایین از لحاظ توسعه‌یافتگی به مقدار ۰/۶-گرایش دارند و مقدار شاخص CIRD استان توسعه یافته‌تر به حدود مقدار ۰/۴ تمایل دارند. این سه منحنی نشان می‌دهد که استان‌ها از لحاظ توسعه‌یافتگی تمایل به همگرایی به سمت چندین ارزش متفاوت CIRD دارند.

**نمودار ۱:** منحنی کرنل تصادفی

**Figure ۱.** The Kernel Density Curves of CIRD




مأخذ: محاسبات تحقیق

Source: Research calculations

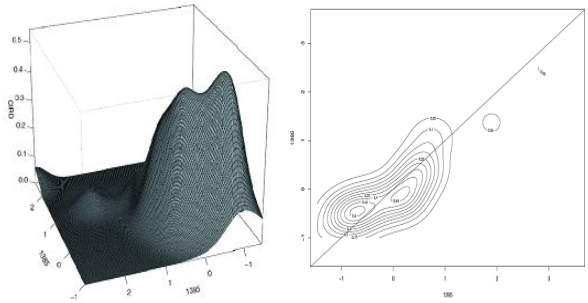
به منظور روشن‌تر شدن این یافته و برای آنکه توزیع پویا توسعه اقتصادی اجتماعی در میان استان‌های کشوربا استفاده از کرنل تصادفی برای افق زمانی ۱۱ ساله بررسی شود، پویایی توزیع توسط نمودار سطح (سه بُعدی)[۱۳] و نمودار کنتور کرنال تصادفی برای ۳۰

[13] three-dimensional kernel surface

استان مجدد در نمودار ۲ نشان داده شده است. طبق نظر اپستین و همکاران[14] (۲۰۰۷) با استفاده از شکل و موقعیت کرنل تصادفی (نمودار سطح به خصوص کنتور) می‌توان در خصوص درجه انتقال یا ماندگاری در توزیع تجربی شاخص CIRD نظر داد.

**نمودار ۲:** نمودار سطح کرنل سه بُعدی وکنتور CIRD

**Figure 2.** The three-dimensional kernel surface & The contour plot of CIRD



مأخذ: محاسبات تحقیق

Source: Research calculations

هر دو نمودار توزیع سه‌گانه توسعه اقتصادی-اجتماعی را نشان می‌دهد. در نمودار سه‌بُعدی، محور X توزیع نسبی CIRD برای سال آخر (۱۳۹۵)، محور y همان را برای سال اول (۱۳۸۵) و محور z ارزش کرنل تصادفی را نشان می‌دهد. همچنین ارتفاع قله‌ها، پویایی و تحرک گذار در طول ۱۱ سال و بلندترین قله، فعال‌ترین انتقال توزیع در بخش‌های مربوطه را نشان می‌دهد. نمودار کنتور تصویر مربوطه سطح کرنال سه‌بُعدی در دو بُعد است، جایی که هر خط تمام نقاط کرنال تصادفی را با همان ارتفاع وصل می‌کند.

اگر نمودار کرنل تصادفی در راستای خط نیمساز قرار گیرد نشان‌دهنده آن است که درجه ماندگاری در توزیع شاخص CIRD بالا و توزیع شاخص در دوره دوم نسبت به دوره اول تغییر زیادی نداشته است. به عبارت دیگر، اقتصادهای فقیر همچنان فقیر و اقتصادهای ثروتمند هم‌چنان ثروتمند باقی مانده‌اند. اگر کرنل تصادفی حرکتی خلاف عقربه‌های ساعت نسبت به خط نیمساز داشته باشند در آن صورت می‌توان ادعا کرد که اقتصادهای فقیر ثروتمندتر و اقتصادهای ثروتمند فقیرتر شده‌اند. به بیان دیگر، نوعی

[14] Epstein

همگرایی بین اقتصادها در حال شکل‌گیری است. اگر کرنل تصادفی نسبت به خط نیمساز حرکتی در جهت عقربه‌های ساعت داشته باشد، در آن صورت اقتصادهای ثروتمند غنی‌تر و اقتصادهای فقیر فقیرتر شده اند. به عبارتی، نوعی واگرایی بین اقتصادها در حال شکل‌گیری است. نتایج تخمین کرنل تصادفی به صورت نمودار سه بُعدی همان‌طور که در نمودار ۲ نشان داده می‌شود، حاکی از وجود تعدای قله در سطوح شاخص نابرابری پایین و میانه است، به وضوح مشاهده می‌شود که دو قله پیرامون مقدار ۰/۶- و ۰/۴روی محور X وجود دارد. که بر اساس نمودار کنتور گرایشی ملایم در جهت حرکت عقربه‌های ساعت با توجه به خط نیمساز وجود دارد. از این رو نمودارهای کرنال تصادفی واگرایی در توسعه اقتصادی اجتماعی کشور در طول سال ۱۳۸۵-۱۳۹۵ را نشان می‌دهد. همان‌طور که قبلا اشاره شد در سال ۱۳۸۵ با نمودار تک‌قله‌ای مواجه بودیم اما به تدریج طی این ۱۱ سال این طبقه به دو سطح توسعه‌یافتگی میانه و پایین تقسیم شد.

- **پویایی توزیع پنج بعد CIRD**

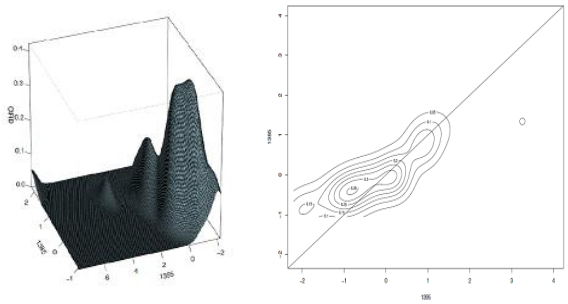
نمودارهای سه‌بُعدی و کنتور کرنال تصادفی برای پنج مؤلفه (MEI، SII، ESI، HCI و PFI)، به صورت جداگانه نشان داده شده است. بررسی جداگانه فرایند همگرایی یا واگرایی استان‌های ایران در هر مؤلفه و همچنین پویایی توزیع هر مؤلفه در سه دوره متوالی (۸۵ و ۹۵)، امکان اتخاذ سیاست‌های دقیق و درست منطقه‌ای را نشان می‌دهد.

نمودار ۳ توزیع چند قله‌ای MEI در سراسر ۳۰ استان را نشان می‌دهد. همان‌طور که در نمودار کنتور نمایش داده شده است، دو قله اطراف ارزش‌های ۱/۹- و ۰/۸- شاخص ترکیبی این بُعد ایجاد شده است. همانند توزیع قله‌های سه‌گانه CIRD، دو قله شناسایی شده در توزیع شاخص اقتصاد کلان متمایل به استان‌های فقیرتر می‌باشند و نیز به دلیل حرکت قله‌های همگرایی مطابق با عقربه‌های ثابت نسبت به خط نیمساز، نوعی واگرایی بین استان‌ها از لحاظ شرایط اقتصاد کلان در حال شکل‌گیری طی ۱۱ سال مورد ارزیابی وجود دارد. این حرکت در قله‌های سطح پایین و سطح متوسط بیشتر آشکار است. نمودار کرنال تصادفی سه‌بُعدی این حرکت را با انتقال فعال توزیع همه استان‌ها از لحاظ وضعیت اقتصاد کلان‌شان تایید می‌کند. الگوی دو قله‌ای از لحاظ بُعد علم و نوآوری کاملا مشهود

نمی‌باشد (نمودار ۴). مقدار ترکیبی بُعد علم و نوآوری استان‌ها گرایش به مقدار ۰/۴- دارند. که نشان دهند آن است که توزیع بین بخشی تمایل به همسویی و همگرایی به سمت برابری و آن هم به سمت استان‌های فقیرتر را دارد.

**نمودار 3:** نمودار سطح کرنل سه بُعدی وکنتور MEI

**Figure 3.** The three-dimensional kernel surface & The contour plot of MEI



مأخذ: محاسبات تحقیق

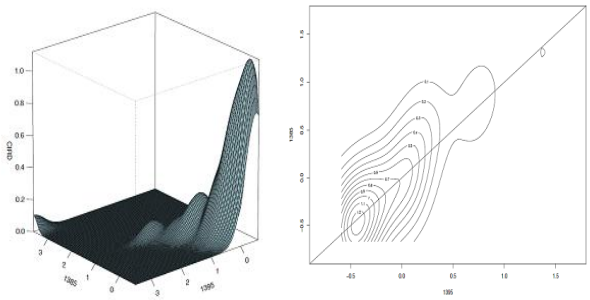
Source: Research calculations

در خصوص نماگر پایداری زیست محیطی، توزیع دو طرفه کاملاً مشهود است (نمودار ۵). مقدار ترکیبی این بُعد نشان می‌دهد که شاخص توسعه استان‌ها در دو قله پیرامون مقدار ۰/۵- و ۰/۳ جمع شده است. با این حال، با مفهوم متعارف پایداری که به موجب آن عناصر در توزیع در جایی که در ابتدای دوره هستند باقی می‌ماند، یک حرکت موافق عقربه‌های ساعت بدیهی و آشکار با توجه به قطر و اریب داخل هر گروه وجود دارد که در نمودار کنتور مشاهده می‌شود. چنین حرکتی وجود یک واگرایی درونی از نظر پایداری محیط‌زیست را نشان می‌دهد. سطح کرنال سه‌بُعدی علاوه بر این، تحول و گذاری فعال‌تر در سطح متوسط پایداری زیست محیطی را نشان می‌دهد. از لحاظ سرمایه انسانی، نمودار ۶ به طور واضح توزیع دو بُعدی این بُعد را نشان می‌دهد. در بُعد سرمایه انسانی استان‌ها به دو قله عمده تقسیم می‌شوند: یک قله پیرامون مقدار ۰/۴- و دیگری پیرامون مقدار ۰/۳ جمع شده است که طبقه متوسط از لحاظ سرمایه انسانی ناپدید و از بین رفته است. قله با سطح پایین سرمایه انسانی بر خلاف عقربه‌های ساعت نسبت به قطر (اریب) حرکت می‌کند، حرکت این بخش موازی محور عمودی، نشان می‌دهد که اعضای درون گروه

سطح پایین به برابری داخلی گرایش دارند و به بیان دیگر همگرایی بین استان‌ها در این بُعد وجود دارد. با این حال، برخی از استان‌های این گروه همچنان سطح نسبتاً بالاتری از سرمایه انسانی را نشان می‌دهد. این گرایش و تمایل در سطح سه‌بُعدی بدیهی است.

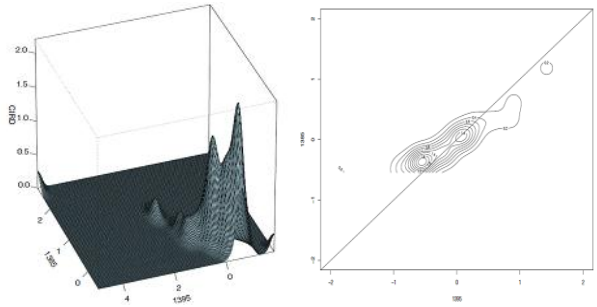
**نمودار ۴:** نمودار سطح کرنل سه بُعدی و کنتور SII

**Figure 4.** The three-dimensional kernel surface & The contour plot of SII



**نمودار ۵:** نمودار سطح کرنل سه بُعدی وکنتور ESI

**Figure 5.** The three-dimensional kernel surface & The contour plot of ESI

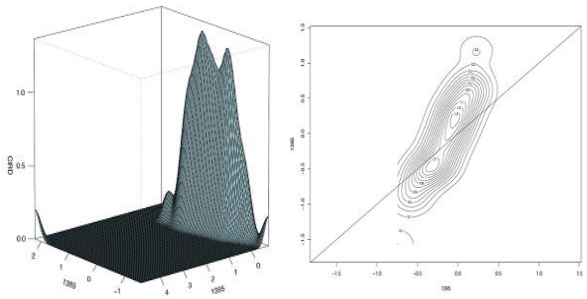


در خصوص بُعد امکانات عمومی، توزیع دو طرفه کاملاً مشهود است (نمودار ۷). این دو گروه پیرامون مقدار ۰/۵ و ۰/۱ شاخص ترکیبی امکانات عمومی جمع شده‌اند. با این حال براساس مفهوم متعارف پایداری و حرکت در مسیر خط نیمساز، که به موجب آن عناصر توزیع در جایی که در ابتدای دوره هستند باقی می‌ماند، یک حرکت موافق عقربه‌های

ساعت بدیهی و آشکار با توجه به خط نیمساز داخل هر گروه وجود دارد که در نمودار کنتور مشاهده می‌شود. چنین حرکتی وجود یک واگرایی درونی از نظر امکانات عمومی به سمت استان‌های متوسط و ثروتمندتر را نشان می‌دهد. سطح کرنال سه بُعدی علاوه بر این، تحول و گذاری فعال‌تر در سطح متوسط امکانات عمومی را نشان می‌دهد.

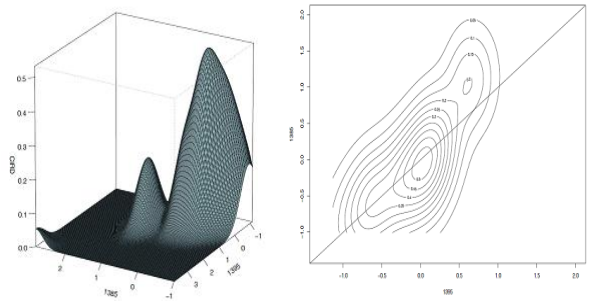
**نمودار ۶:** نمودار سطح کرنل سه بُعدی و کنتور HCI

**Figure 6.** The three-dimensional kernel surface & The contour plot of HCI



**نمودار ۷:** نمودار سطح کرنل سه بُعدی و کنتور PFI

**Figure 7.** The three-dimensional kernel surface & The contour plot of PFI



مأخذ: محاسبات تحقیق

Source: Research calculations

## ۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

این مطالعه در ابتدا برای به تصویر کشیدن نابرابری و سطح توسعه‌یافتگی استان‌های کشور به ایجاد شاخص ترکیبی پرداخته است و سپس برای اولین بار براساس همان شاخص ترکیبی، فرضیه همگرایی بین استان‌های ایران طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۹۵ را با

استفاده از رویکرد تحلیلی ناپارامتریک پویایی توزیع درونی آزمون کرده است. در بررسی شاخص ترکیبی توسعه‌یافتگی طی این دوران نشان داده می‌شود استان تهران همیشه در صدر و بعد از آن استان‌های مرکزی و جنوبی کشور قرار دارند و از لحاظ کم‌توسعه یافته‌ترها در بیشتر سال‌ها استان سیستان و بلوچستان در پایین سطح و قبل از آن استان‌های مرزی غربی و شرقی وجود دارد.

اما از آنجا که روش‌های معمول بررسی و اندازه‌گیری نابرابری، نمی‌توانند به تنهایی تحولات درونی کشور را از حیث جابه‌جایی در گروه‌های درآمدی و یا در سطح گسترده‌تر در سطوح متفاوت توسعه‌یافتگی، منعکس کنند و این شاخص‌ها برای نشان دادن پویایی توزیع توسعه‌یافتگی و نابرابری کارآمد نیستند، جهت نشان دادن تغییر و تحول طی دوره بلندمدت از پویایی توزیع استفاده می‌شود. بر همین اساس پس از ایجاد شاخص توسعه‌یافتگی ترکیبی CIRD به بررسی و تحلیل همگرایی اقتصادی- اجتماعی منطقه‌ایی بر اساس شاخص مذکور در کشور پرداخته و سپس پویایی توزیع مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. با توجه به نتایج، استان‌های کشور در سال ۱۳۸۵ از الگوی چگالی تک‌قله‌ای و در سال ۱۳۹۵ از الگوی چگالی دو قله‌ای در سطوح شاخص نابرابری پایین و میانه پیروی می‌کنند و نیز در توسعه اقتصادی- اجتماعی کشور طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ واگرا هستند. بدین معنا که طی این سال‌ها، استان‌های کشور از توسعه‌یافتگی پایین به دو گروه کلی توسعه‌یافتگی میانه و توسعه‌یافتگی پایین و تقریبا نزدیک به یکدیگر تقسیم‌بندی شده‌اند. در خصوص ابعاد پنج‌گانه، ابعاد اقتصاد کلان، سرمایه انسانی، پایداری‌زیست‌محیطی و امکانات عمومی از الگوی دوقله‌ای پیروی می‌کنند و بُعد سرمایه انسانی به دلیل وجود اثر سرریز به همگرایی طی زمان گرایش دارد در حالی‌که سه بُعد دیگر در بلند مدت به واگرایی تمایل دارند. همچنین بُعد علم و نوآوری در طی ۱۱ سال همگرا به سمت استان‌های فقیرتر است و از الگوی تک‌قله‌ای پیروی می‌کند.

همانطور که تجزیه و تحلیل نشان می‌دهد، مهم است که سیاست‌ها و برنامه‌های منطقه‌ای جنبه‌های مختلف در مناطق را هدف قرار داده و متناسب با ویژگی و شرایط خاص همان منطقه طراحی شود. مناطق لزوماً در تمامی ابعاد توسعه، عقب‌مانده و توسعه

نیافته نیستند و مداخلات سیاسی باید به گونه‌ای هدفمند باشد تا منعکس کننده شرایط خاص آن منطقه باشد.

**تشکر**

از آقای دکتر محمدشریف کریمی و آقای دکتر جمال فتح‌اللهی که در زمینه اصلاح و بهبود مباحث این مقاله ما را یاری فرمودند، تشکر می‌نماییم.

**تضاد منافع**

هیچ گونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

**Acknowledgments**

We thank Dr. Mohammad Sharif Karimi and Dr. Jamal Fathollahi for helping us improve the discussions in this article.

**Conflict of Interest**

The authors declare no conflict of interest

## References


- Afshari, Z., (1999). Investigating the Convergence of Iranian Provinces (Solo and Swan Theory Test). *Journal of Commerce, 1 (13),* 1-14. (In Persion)
- Akbari, N., & Moayedfar, R. (2004). Investigating Per-Capita Income Convergence between Provinces of Iran (a Spatial Econometric Approach). *Journal of Economic Research, 4 (13),* 1-12. (In Persion)
- Alami, Z., & Ranjbar, O. (2013). Testing Club Convergence between Provinces of Iran: New Findings Using Nonparametric Economic Analysis. *Journal of Economic Research, 49 (1),* 189-210. (In Persion)
- Barati, J., & Karimi Moghari, Z. (2016). Determining the Level of Regional Inequality in Iranian Provinces: Multidimensional Composite index analysis. *Journal of Economic Growth and Development, 7 (26),* 49-70.
- Bartkowska, M., & Riedl, A. (2012). Regional convergence clubs in Europe: Identification and conditioning factors. *Economic Modelling, 29(1),* 22-31.
- Barro, R., & Sala-i-Martin, X. (1991). Convergence across States and Regions. *Brookings Papers on Economic Activity. 1(1),* 107-182.
- Beyaert, A. & García-Solanes, J. (2014). Output gap and non-linear economic convergence. *Journal of Policy Modeling, 36(1),* 121-135.
- Bin, P. (2015). Regional Disparity and Dynamic Development of China: a Multidimensional Index. *SIS Working Paper, MPRA Paper 61849,* University of Trento.
- Bin, P. (201۶). Dynamic Development of Regional Disparity in Mainland China: An Experimental Study Based on a Multidimensional Index. *MPRA Paper 61849,* University Library of Munich, Germany.
- Chen, B. & Woo, Y.P. (2010). Measuring Economic Integration in The Asia-Pacific Region: A Principal Components Approach. *Asian Economic Papers, 9(4),* 121–143.
- Gholami heidariani, L., Motefaker Azad, M. A., Ranjpour, R., & Karimi, Z. (2015). Investigation of Economic Convergence of Iranian Provinces from 2000 to 2008 Using Single Panel Root Tests. *Macroeconomic Research Journal, 10 (19),* 19-27. (In Persion)

- Hakizimana, J. M., & Geyer, H. (2014). Socio-Economic Inequality in South Africa According to Different Disparity Indices. *ERSA Conference Papers.*
- Karimzadeh, S., Azarbaijani, K., & Javanmardi, M. (2013). Income Convergence Test in D8 Countries .*Journal of Economic Growth and Development ۳(۱۰),* 59-72. (In Persion)
- Kim, S. (2008). *Political Institutions, Federalism and U.S. Urban Development: The Case of American Exceptionalism*. (Unpublished doctoral dissertation). Washington University, St. Louis, MO.
- Puga, D. & Venables, A. J. (1999). Agglomeration and Economic Development: Import Substitution vs. *Trade Liberalisation. Economic Journal, 109(455),* 292–311.
- Rahmani, T., (2003). Economic Growth and Regional Convergence in Iran, *Journal of Economic Research, 39 (3),* 155-180. (In Persion)
- Rahmani, T., & Asgari, H. (2005). Investigating the Role of Government Policies in Regional Convergence in Iranian Provinces Using Visual Deposits Trend. *Journal of Economic Research, 69,* 129–154. (In Persion)
- Salami, F., Feghemajidi, A., & Mohammadi, A. (2016). An Investigation of Income Convergence between Provinces of Iran with Emphasis on Cluster Analysis Method. *Journal of Economic Research and Policies, 24 (8),* 167-194. (In Persion)
- Sayareh, M. (2009). *Analysis of Employment Inequalities and Ranking of Provinces Based on Components of Good Work.* (Unpublished Master's thesis). University of Isfahan, Isfahan, Iran.
- Tian et al. (2016). Regional income inequality in China revisited: A perspective from club convergence. *Economic Modelling, 56,* 50-58.
- Wasim, S., & Munir, K. (2017). Regional Disparity and Decentralization in Pakistan: A Decomposition Analysis. *MPRA Paper from University Library of Munich, Germany*. MPRA Paper, 83444.
- Wei, Y. D. (2015). Spatiality of regional inequality. *Applied Geography, 61,* 1-10.

© 2020 by the authors. Licensee SCU, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of

the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/).