فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی
سال هجدهم، شماره ۷۰، پاییز ۱۳۹۷، صفحات ۱۲۳ - ۸۹

بررسی پویایی نابرابری درآمد سرانه استان‌های ایران با استفاده از زنجیره مارکف فضایی

محمدباقر بهشتی*، پرویز محمدزاده** و عذرا جمشیدی***

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۶/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۸/۲۷

چکیده

هدف اصلی این تحقیق بررسی پویایی‌های توزیع درآمد و یافتن شواهدی از همگرایی یا واگرایی در درآمد سرانه استان‌های کشور با استفاده از روش‌های توسعه یافته جدید برای تحلیل اکتشافی داده‌های فضا-زمان انجام گرفته است. جهت دستیابی به این هدف، داده‌های درآمد سرانه استان‌ها برای دوره ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۳ گردآوری شده و سپس با استفاده از روش زنجیره مارکف و زنجیره مارکف فضایی، ماتریس احتمالات انتقال در مقاطع زمانی مختلف برآورد شد. نتایج نشان داد که در یک دوره ۱۸ ساله در اقتصاد ایران، احتمال بسیار اندکی وجود داشته که استان‌های محروم (از نظر درآمد سرانه) بتوانند درآمد سرانه خود را ارتقا بخشند. همچنین مقادیر توزیع حدی نشان داد که تمایل به واگرایی در درآمد سرانه استان‌های ایران در دوره ۱۳۷۶ تا ۱۳۷۹ بسیار ضعیف بوده و با توجه به مقادیر احتمال بالای ۷۷ درصد برای ماندگاری در هر سطح درآمد سرانه نیز می‌توان ادعا کرد که شواهد قوی از همگرایی یا واگرایی در توزیع درآمد سرانه میان استان‌های ایران وجود ندارد. همچنین نتایج برآورد ماتریس احتمالات انتقال فضایی حاکی از رد فرضیه استقلال فضایی بوده و نشان داد که انتقال از یک سطح درآمد سرانه نسبی به سطح دیگر درآمد سرانه نسبی برای هر استان به عملکرد و وضعیت استان¬های همجوار بستگی دارد.

طبقه‌بندی JEL: R11 ، R12، O18.
کلیدواژه‌ها: *درآمد سرانه، زنجیره مارکف، ماتریس احتمالات انتقال و همگرایی.*

---

* استاد گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی، دانشگاه تبریز، پست الکترونیکی: d.beheshti@gmail.com
** دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی، دانشگاه تبریز، پست الکترونیکی: p.mohammadzadeh@yahoo.com
*** دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی، دانشگاه تبریز- نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: jamshidi.azra@gmail.com

۱- مقدمه

در ایران وجود شرایط طبیعی متفاوت و عدم توزیع یکنواخت منابع از یک سو و از سوی دیگر وجود سیستم حکومتی متمرکز، سبب عدم توزیع بهینه جمعیت و امکانات در پهنه سرزمین شده است. لازمه بهبود این شرایط به یک وضعیت متجانس‌تر، اجرای برنامه‌هایی است که به توازن منطقه‌ای تاکید بیشتری دارد.

بی‌توجهی به توازن منطقه‌ای در زمینه فعالیت‌های اقتصادی موجب می‌شود تا سرمایه‌گذاری‌هایی متناسب با امکانات و ظرفیت‌های بالقوه مناطق صورت نگرفته و با وجود اجرای برنامه‌های متعدد توسعه ملی و منطقه‌ای همچنان روند کند توسعه مناطق ادامه یابد. بررسی مقدماتی آمار منتشر شده حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران حاکی از آن است که تقریبا ۷۰ درصد جمعیت کشور در نیمه غربی کشور مستقر بوده[1] و این ترکیب جمعیت از سال ۱۳۷۹ تا 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، 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 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 تا 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 و 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، ۱۳۹۵).

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.

موضوع توزیع درآمد و توسعه متوازن با وجود تفاوت دیدگاه‌های اقتصاددانان از لحاظ متدولوژی و نحوه عملیاتی کردن آن، همواره از اهمیت زیادی در علم اقتصاد برخوردار بوده است. متاسفانه مشکل توزیع درآمد بیشتر از منظر مسائل اجتماعی و فقر مورد توجه قرار گرفته و همین وضعیت باعث شده تا راه‌حل‌های کوتاه‌مدت برای رفع آن توصیه شود (شاه‌آبادی و همکاران ۱۳۹۵، ص ۱۵۶). بسیاری از نظریه‌پردازان توسعه، کاهش نابرابری‌ها میان مناطق را به عنوان یکی از اهداف اساسی می‌دانند، چراکه عدم توازن در جریان توسعه میان مناطق مختلف باعث ایجاد شکاف و تسریع نابرابری منطقه‌ای می‌شود و چنین وضعیتی خود مانعی در مسیر توسعه است. همچنین مساله توسعه موزون یکی از مباحث اساسی در حوزه برنامه‌ریزی است که می‌تواند در قالب رشد متعادل بخش‌ها و یا مناطق مطرح شود (توفیق، ۱۳۸۶).

در ایران که نظام اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و فرهنگی آن مبتنی بر جمهوریت و اسلام است برپایی قسط به عنوان یکی از اهداف اصلی حکومت مطرح شده و کاهش نابرابری در تمام زمینه‌ها (از جمله کاهش نابرابری در توزیع درآمد) مورد تاکید قرار گرفته است به طوری که علاوه بر زینت‌بخش بودن آیه معروف قسط (سوره الحدید، آیه ۲۵) در مقدمه قانون اساسی، در اصول مختلف قانون اساسی (از قبیل اصل دوم، سوم، چهاردهم، نوزدهم، بیستم، اصول بیست‌وهشتم تا سی‌ویکم، چهل‌وسوم، چهل‌وپنجم، چهل‌وهشتم، یکصدویکم، یکصدوچهارم) نیز به رفع تبعیض و برابری فرصت‌ها اشاره شده است. به عنوان مثال، در اصل چهل‌وهشتم قانون اساسی چنین آمده است:

«در بهره‌برداری از منابع طبیعی و استفاده از درآمدهای ملی در سطح استان‌ها و توزیع فعالیت‌های اقتصادی میان استان‌ها و مناطق مختلف کشور، باید تبعیض در کار نباشد، به طوری که هر منطقه فراخور نیازها و استعداد رشد خود، سرمایه و امکانات لازم در دسترس داشته باشد.»

توجه و تاکیدهای زیادی که در قانون اساسی کشور جهت برقراری عدالت و برابری و رفع تبعیض شده است حاکی از اهمیت بسیار زیاد این موضوع بوده و به تبع آن نیز مطالعات و پژوهش‌هایی که در راستای شناخت و رفع پدیده نابرابری و تبعیض در ایران باشند نیز اهمیت زیادی می‌یابد.

بدیهی است جهت سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی دقیق به منظور رهایی از معضل توسعه نامتوازن و نابرابری منطقه‌ای، لازم است ماهیت و الگوی نابرابری منطقه‌ای شناسایی شود. این موضوع اولین مرحله و در عین حال از ضروری‌ترین اقدامات در برنامه‌ریزی رفع نابرابری‌ها و ایجاد تعادل‌های منطقه‌ای محسوب می‌شود، چراکه شناخت تحولات نابرابری منطقه‌ای، امکان اتخاذ سیاست‌های صحیح اقتصادی در جهت رفع نابرابری منطقه‌ای را فراهم می‌کند.

با توجه به موارد ذکر شده، مطالعه حاضر درصدد است تا با توجه به ابعاد فضایی (جغرافیایی) و زمانی داده‌های استانی و استفاده از روش‌های توسعه‌یافته جدید برای تحلیل اکتشافی داده‌های فضا-زمان[1] (ESTDA) به بررسی تحولات نابرابری منطقه‌ای در ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۳ بپردازد.

سازماندهی مقاله حاضر به این صورت است که پس از مقدمه در بخش دوم ادبیات موضوع تحقیق اعم از 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. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری تحقیق نیز در بخش پنجم ارائه شده است.

۲- ادبیات موضوع تحقیق

۲-۱- مبانی نظری

نابرابری منطقه‌ای به عنوان محور اصلی بحث در نظریه‌های همگرایی[2]، واگرایی[3]، منحنی U معکوس[4] و مدل‌های رشد درون‌زا[5] مطرح بوده است. در ادبیات رشد اقتصادی، همگرایی ریشه در مدل رشد نئوکلاسیک دارد. این نظریه یک گرایش بلندمدت به سمت همگرایی در تولید و درآمد سرانه و همچنین بهره‌وری کل عوامل تولید در بین اقتصادهای جهانی را پیش بینی می‌نماید (شهبازی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۵۷).

1- Exploratory Space–Time Data Analysis (ESTDA)
2- Convergence
3- Divergence
4- Inverted-U
5- Endogenous Growth

معادلـه اصـلی رشـد نئوکلاسـیکی توسـط سـولو و سـوان[1] (۱۹۵۶) ارائـه شـده اسـت. همگرایی یکی از نتیجه‌گیری‌های اصلی مدل رشد سولو و سوان بوده و دلالـت بـر کـاهش نابرابری میان مناطق در طول زمان دارد. به عبارت دیگر، منظور از همگرایی ایـن اسـت کـه اگر چند اقتصاد یا چند منطقه را در نظر بگیریم و این مناطق از جهت پارامترهای مدل رشـد با هم برابر و یکسان باشند و تنها تفاوت‌شان در سطح سرمایه سرانه موثر باشـد در بلندمـدت به یک سطح سرمایه سرانه موثر و در نتیجه تولیـد یـا درآمـد سـرانه مشـابه دسـت مـی‌یابنـد (شهبازی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۶۴). علت بروز همگرایی نیـز بـا اسـتفاده از تفـاوت بـازدهی سرمایه در مناطق ثروتمند نسبت به مناطق فقیر توضیح داده می‌شود بـه نحـوی کـه بـه دلیـل وفور سرمایه و بازدهی نزولی سرمایه، بازدهی سرمایه در مناطق ثروتمند کـاهش یافتـه و در نتیجه نرخ رشد آن مناطق سیر نزولی خواهد داشـت. در مقابـل، در منـاطق فقیرتـر بـه علـت کمبود سرمایه و بازدهی بیشتر آن، نرخ رشد سیر صعودی به خود می‌گیـرد و در نهایـت دو نرخ به یک سمت همگرا می‌شوند و شکاف درآمدی بین این مناطق، طـی زمـان تمایـل بـه محو شدن خواهد داشت (فلاحی، سلمانی و کیانی، ۱۳۹۱: ۱۷۴).

بارو و سالای مارتین[2] (۱۹۹۱) مفهوم همگرایی را بـه دو نـوع بتـا (β) و سـیگما (σ) تقسیم کرده‌اند. همگرایی بتا (β) زمانی مطرح می‌شود که پارامترهای مـدل رشـد منـاطق با هم برابر بوده و تفاوت آن‌هـا تنهـا در سـطح سـرمایه سـرانه مـوثر باشـد و ایـن منـاطق در بلندمدت به یک سطح سرمایه سرانه موثر و درآمد سرانه یکسان دست می‌یابنـد[3] (علمـی و رنجبر، ۱۳۹۳: ۱۹۲).

در مورد همگرایی سـیگما نیـز مـی‌تـوان گفـت گروهـی از اقتصـادها یـا منـاطق بـا هـم همگرایی سیگما خواهند داشت؛ اگر پراکندگی (واریانس) درآمد سـرانه آن‌هـا طـی زمـان کاهش یابد (فلاحی و رودریگز[4]، ۲۰۰۷). در حقیقـت ایـن نـوع همگرایـی بیـانگر کـاهش نابرابری مناطق اقتصادی در طول زمان است (گرجی و مدنی، ۱۳۸۸).

1- Solow–Swan

2- Barro and Salai-Martin

۳- همگرایی بتا خود به دو صورت همگرای شرطی و همگرایی غیر شرطی بحث شده است و تعریف ارائه شده در این قسمت مربوط به همگرایی غیرشرطی است. علاقمندان برای مطالعه بیشتر می‌توانند به مطالعه علمی و رنجبر (۱۳۹۳) رجوع کنند.

4- Fallahi and Rodriguez

به طور کلی مطالعات در مورد مساله همگرایی درآمد مناطق در دو دهه گذشته را می‌توان به دو مرحله تقسیم‌بندی کرد؛ نسل اول مطالعات همگرایی منطقه‌ای زمانی ظهور پیدا کرد که نظریه‌های رشد توجه خود را از تحلیل بین‌المللی الگوهای رشد کشوری به منطقه به عنوان واحد جدید تحلیل معطوف کردند (Barro and Sala-i-Martin, 1991). این تغییر در مقیاس تحلیل به عنوان یک مزیت قابل ملاحظه‌ای بود که موجب افزایش تعداد مشاهدات مقطعی در دسترس جهت برآورد مدل و آزمون فرضیه شد. با وجود تغییر در مقیاس تحلیل، مطالعات نسل اول بر همان مبانی نظری و چارچوب‌های تجربی که در ادبیات بین‌المللی استفاده می‌شد، متکی بود.

در مطالعات نسل دوم، ابعاد جغرافیایی داده‌های مورد استفاده در همگرایی مورد توجه قرار گرفت. چنین تغییر رویکردی بیانگر کاربرد فزاینده روش‌های اقتصادسنجی فضایی و تحلیل داده فضایی[1](SDA) در مطالعات منطقه‌ای بود. این کاربردها شواهد فراوانی مبنی بر نقش برجسته آثار فضایی وابستگی و ناهمگنی ارائه کرد به نحوی که در نظر گرفتن چنین آثاری به عنوان بخش اصلی از تحلیل‌های تجربی مطرح شد. بنابراین، توجه به آثار فضایی را می‌توان به عنوان مشخصه اصلی مطالعات همگرایی منطقه‌ای بیان کرد. روش‌های فضایی مورد استفاده در نسل دوم ادبیات همگرایی منطقه‌ای عموما برای داده‌های مقطعی طراحی شده بود در حالی‌که مساله همگرایی هم بعد زمانی و هم بعد فضایی را شامل می‌شود. همچنین، با وجود ادبیات نظری به نسبت غنی در این حوزه، مطالعات تجربی اندکی به مقایسه نرخ‌های همگرایی و نابرابری بین سیستم‌های ملی مختلف انجام گرفته که بیشتر آن‌ها نیز بر اقتصادهای پیشرفته اروپا و آمریکا تمرکز داشته است (Paez et al, 2010, p.442). البته باید اشاره کرد که رویکرد این مطالعات تطبیقی نیز بیشتر در گروه نسل اول مطالعات همگرایی منطقه‌ای قرار می‌گیرد که در آن‌ها بعد فضایی نادیده گرفته شده بود.

با بهبود چشمگیر در فناوری کامپیوتر و افزایش در حجم داده‌های اجتماعی و اقتصادی با مشخصه‌های جغرافیایی، بعد فضا در بسیاری از فرایندهای اجتماعی و اقتصادی اهمیت فزاینده‌ای یافته است (Krugman, 1999, p.149). همزمان با این تغییرات، مطالعه نابرابری اقتصادی و همگرایی توجه زیادی را به خود جلب کرده و آن را به یک موضوع

1- Spatial Data Analysis (SDA)

پژوهشی پویا بدل کرده است که در آن جغرافی با دیگر رشته‌های علوم اجتماعی تعامل دارد (Krugman, 1999, p.159). چنین جلب توجهی در این حوزه مطالعاتی، خود را در قالب تفکر زمانی و فضایی شامل تحلیل الگوهای فضایی همگرایی اقتصادی و پویایی‌های نابرابری جغرافیایی نمایان ساخته است (Rey, 2004a, p.286).

امروزه آگاهی رو به افزایشی در مورد اهمیت فضا در بررسی‌های تجربی رشد و همگرایی به وجود آمده و نظریه‌های موجود در زمینه رشد اقتصادی نمی‌تواند الگوهای فضایی که به وفور در کارهای تجربی یافت می‌شود را به طور کامل مورد توجه قرار دهد (Fingleton, 2004, p.8). پژوهش‌های اخیر در حوزه جغرافیای اقتصادی نیز به خاطر ناکامی در توضیح مسائل اصلی توسعه و نابرابری مورد انتقاد قرار گرفته‌اند (Hamnett, 2003, p.1). از این‌رو، باد و ری[1] (۲۰۰۶) یکی از اهداف اصلی پژوهش اقتصادی را تحقیقات بیشتر روی یکپارچه‌سازی فضا در مدل‌های نظری رشد و همگرایی معرفی کرده و توسعه نسل جدیدی از روش‌های تحلیلی مورد نیاز جهت اجرای این مدل‌ها را به عنوان پیش‌شرط برای توصیه‌های سیاستی قابل اعتماد می‌دانند.

از جمله رویکردهایی که توجه فزاینده‌ای در مطالعات نابرابری منطقه‌ای و همگرایی جلب کرده است، رویکرد تجزیه‌وتحلیل اکتشافی داده[2] (EDA) است. رویکرد اکتشافی در حقیقت جهت شناسایی الگوها در ابعاد فضایی و زمانی سری‌های منطقه‌ای (از قبیل سری درآمد سرانه) طراحی شده است. امروزه تجزیه‌وتحلیل اکتشافی داده از یک رشته فرعی کوچک به یک بخش مهم از حوزه روش‌شناسی تبدیل شده است. هاینینگ و وایز[3] (۱۹۹۷) تجزیه‌وتحلیل اکتشافی داده را به عنوان رویکردی برای شناسایی خواص داده‌ها برای اهدافی از قبیل: تشخیص الگو در داده‌ها، ساخت فرضیه از روی داده‌ها و برخی از جنبه‌های ارزیابی مدل تعریف کرده‌اند. به این ترتیب با اضافه کردن بعد فضایی به داده‌ها، هدف از تحلیل اکتشافی داده‌های فضایی را می‌توان عناوینی از قبیل تشخیص الگوهای فضایی در داده‌ها، تدوین فرضیه مبتنی بر مشخصه جغرافیایی داده‌ها و ارزیابی مدل‌های فضایی در نظر گرفت (Haining and Wise, 2000, p.2). در حقیقت تحلیل اکتشافی

1- Bode and Rey (2006)
2- Exploratory Data Analysis (EDA)
3- Haining and Wise (1997)

داده‌های فضایی مجموعه قدرتمندی از تکنیک‌هایی است که می‌تواند توزیع‌های فضایی را به تصویر کشیده و الگوهای روابط فضایی را کشف کند (Anselin, 1995, p. 94).

۲-۲- مطالعات تجربی

گالو[1] (۲۰۰۱) با کاربرد رهیافت زنجیره‌های مارکوف به تحلیل نابرابری تولید در بین ۱۳۸ منطقه اروپایی پرداخته است. وی با استفاده از داده‌های سالانه دوره ۱۹۸۰-۱۹۹۵ نشان می‌دهد که نابرابری‌های منطقه‌ای همچنان تداوم داشته و به سمت تله فقر پیش می‌رود. همچنین عوامل جغرافیایی برای توضیح رشد و فرآیند همگرایی مهم تلقی شده‌اند.

روزس و سانچر آلونسو[2] (۲۰۰۴) همگرایی دستمزد حقیقی را در ۴۸ ایالت کشور اسپانیا و طی دوره ۱۸۵۰-۱۹۳۰ مورد مطالعه قرار داده‌اند. در این مطالعه تاثیر مهاجرت بر فرآیند همگرایی دستمزدها طی بازه زمانی مورد اشاره نیز بررسی شده است. آن‌ها در مطالعه خود نیروی کار را به سه گروه کارگران مزارع، کارگران شهری غیرماهر و کارگران شهری بخش صنعتی (ماهر) تقسیم کرده و همگرایی نوع سیگما را توسط ضریب تغییرات به دست آورده‌اند. بر اساس نتایج در ابتدا پراکندگی دستمزد بین کارگران شهری غیرماهر نسبت به مشاغل دیگر کمتر بوده است. برای کارگران مزارع نیز ضریب پراکندگی از مقدار ۰/۲۵ در سال ۱۸۵۴ به ۰/۱۸ در سال ۱۹۱۴ کاهش یافته، اما این مقدار از سال ۱۹۱۴ تا ۱۹۲۰ به ۰/۳۶ افزایش یافته و دوباره در دهه ۱۹۲۰ به ۰/۳۱ کاهش یافته است. نتایج مطالعه همچنین بیانگر تاثیر تعیین‌کننده مهاجرت در همگرایی دستمزدهای کارگران شهری در مناطق اسپانیا بوده است.

رودریگز-پاز و گیل[3] (۲۰۰۶) تاثیر تجارت خارجی بر نابرابری‌های منطقه‌ای را با استفاده از اطلاعات ۸ اقتصاد مهم جهان بررسی کرده‌اند. آن‌ها از داده‌های سالانه ۱۹۸۰-۲۰۰۱ کشورهای آمریکا، چین، برزیل، آلمان، هند، ایتالیا، مکزیک و اسپانیا استفاده کرده و به این نتیجه رسیدند که افزایش در تجارت خارجی نابرابری منطقه‌ای (بین المللی)

1- Gallo
2- Roses and Sanchez-Alonso
3- Rodriguez-Pose and Gill

را افزایش داده است. تاثیر منفی تجارت بر توازن منطقه‌ای در کشورهای در حال توسعه بسیار بزرگ‌تر و قوی‌تر بوده است.

گوتات و سرانیتو[1] (۲۰۰۷) همگرایی درآمدی بین کشورهای منطقه منا را با استفاده از آزمون ریشه واحد پانلی و دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۶۰ آزمون کرده‌اند. نتایج مطالعه نشان داد که همگرایی مطلق و شرطی به ترتیب برابر ۵/۶ و ۶/۱ است. همچنین هر دو فرضیه همگرایی مطلق بدون اثرات مقطعی ثابت و همگرایی شرطی با اثرات مقطعی ثابت برای اکثر کشورهای منا رد شده است.

پی فافرمایر[2] (۲۰۰۹) همگرایی بتا و سیگمای شرطی را طی دوره زمانی ۲۰۰۲-۱۹۸۰ برای ۲۱۲ منطقه اروپایی بررسی کرده است. وی در این مطالعه از مدل سولو و وردون استفاده کرده و از یک آزمون والد پیشنهادی جهت بررسی همگرایی بهره گرفته است. نتایج بیانگر سرعت پایین همگرایی در حدود ۰/۴-۰/۶ درصد در سال براساس هر دو مدل بوده است. آزمون والد نیز همگرایی سیگمای فضایی شرطی در مدل سولو را معنی‌دار و حدود ۱/۶ درصد برای هر سال نشان داده است.

تونالی و یلانسی[3] (۲۰۱۰) همگرایی درآمد سرانه بین کشورهای منطقه منا را طی دوره زمانی ۱۹۵۰-۲۰۰۶ مورد ارزیابی قرار داده‌اند. آن‌ها در این مطالعه از آزمون ریشه واحد در ساختار غیرخطی استفاده کرده‌اند. بر اساس یافته‌ها، همگرایی درآمدی تنها در عراق وجود داشته و در هیچ یک از کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا وجود ندارد.

گولتسیس و چلتسوس[4] (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای نابرابری منطقه‌ای و توسعه را در مناطق حاشیه‌ای یونان بررسی کرده‌اند. آن‌ها با بهره‌گیری از مدل چندمتغیره و داده‌های آماری دوره ۱۹۹۵-۲۰۰۷ نشان دادند که شواهدی مبنی بر همگرایی در مناطق مورد مطالعه یونان طی دوره زمانی مذکور قابل مشاهده نیست.

باندی اوپادیای[5] (۲۰۱۲) همگرایی باشگاهی بین ایالت‌های هندوستان را طی دوره زمانی ۱۹۶۵-۱۹۹۷ بررسی کرده است. وی در مطالعه خود پویایی‌های توزیع درآمد بین

1- Guetat, and Serranito
2- Pfaffermayr
3- Tunali and Yilanci
4- Goletsis and Chletsos
5- Bandyopadhyay

ایالت‌ها را با استفاده از توزیع درآمد قابل تصرف نشان داده است. بر اساس نتایج مطالعه، دو باشگاه همگرایی طی سال‌های مورد مطالعه قابل تفکیک است: باشگاه اول در ۵۰ درصد و باشگاه در ۱۲۵ درصد درآمد متوسط ملی. همچنین نابرابری درآمد طی دهه ۱۹۶۰ کاهش یافته و سپس از اوایل دهه ۱۹۷۰ تا دهه ۱۹۹۰ افزایش یافته است. روش پویایی‌های توزیع نیز عدوم وجود اثرات سرریز بین ایالات‌های همجوار را نشان داده است.

سیا و همکاران[1] (۲۰۱۲) همگرایی درآمد در ژاپن را با رویکرد مدل فضایی دوربین مورد بررسی قرار داده‌اند. آن‌ها از داده‌های سالانه سازمان شهرداری‌ها در بازه زمانی ۱۹۸۹-۲۰۰۷ استفاده کرده و نشان دادند که همگرایی سیگما حتی با در نظر گرفتن وابستگی فضایی مشاهده نمی‌شود، اما نتایج مطالعه وجود همگرایی بتا بین سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۰۷ را اثبات می‌کنند.

ناران پاناوا و آرورا[2] (۲۰۱۴) تاثیر آزادسازی تجاری بر نابرابری منطقه‌ای را در مناطق هندوستان مطالعه کرده‌اند. آن‌ها در مطالعه خود از مدل CGE چند منطقه ای بر پایه جدول داده- ستانده سال ۲۰۰۴ استفاده کرده‌اند که شامل ۱۷ منطقه و تولیدات ۵۷ صنعت این کشور بوده است. نتایج تجربی نشان داده است که آزادسازی تجاری تاثیر مثبت بر برابری مناطق ثروتمند، تاثیر بسیار قوی و قابل ملاحظه بر مناطق دارای درآمد متوسط و تاثیر منفی بر ایالت‌های با درآمد پایین داشته است.

برو[3] (۲۰۱۵) با استفاده از اطلاعات استان‌های کانادا در سال‌های ۱۹۹۶، ۲۰۰۱ و ۲۰۰۶ و با به‌کارگیری 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، اما 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 تعیین‌کننده نابرابری در کانادا محسوب می‌شوند.

1- Seya *et al.*
2- Naranpanawa and Arora
3- Breau

کارسما، لوچینگر و وینسلت[1] (۲۰۱۶) نقش عوامل سن و آموزش نیروی کار در همگرایی درآمدی در کشورهای اروپایی را مطالعه کرده‌اند. آن‌ها با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۱، رشد اقتصادی و متغیرهای جمعیتی را برای این کشورها پیش‌بینی 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.

افشاری (۱۳۷۸) همگرایی در درآمد سرانه استان‌های ایران در دوره ۱۳۶۷-۱۳۷۴ را بررسی کرده است. در این مطالعه سه نوع همگرایی شامل همگرایی شرطی در درآمد سرانه واقعی، همگرایی مطلق در درآمد سرانه واقعی و همگرایی در پراکندگی درآمد سرانه مورد توجه قرار گرفته است. نتایج حاکی از آن بوده است که تفاوت چشمگیری در سرعت همگرایی شرطی در بین استان‌ها وجود دارد. همچنین تخمین ضریب همگرایی مطلق، وجود همگرایی را در درآمد سرانه استان‌ها تایید کرده است و نشان می‌دهد که هر سال ۱/۵۷ درصد از شکاف بین نرخ رشد درآمد سرانه واقعی استان‌ها کاهش می‌یابد.

کسرایی (۱۳۸۵) از روش‌های اقتصادسنجی فضایی و رگرسیون وزنی جغرافیایی جهت آزمون همگرایی، وابستگی فضایی و رشد منطقه‌ای در بین کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی بهره گرفته است. این مطالعه با استفاده از آمار و اطلاعات ۳۸ کشور از ۵۷ کشور عضو سازمان طی دوره ۱۹۸۰-۲۰۰۰ انجام پذیرفته است. نتایج نشان‌دهنده آن است که برای این کشورها ضریب همگرایی ۰/۰۰۴- و سرعت همگرایی ۰/۴۴ درصد در سال و زمان لازم برای حذف نیمی از شکاف یا فاصله اولیه تا حالت پایدار ۱۶۵ سال است. ابریشمی و همکاران (۱۳۸۶) در یک مطالعه بین کشوری، همگرایی بهره‌وری انرژی در کشورهای اسلامی را طی دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۳ بررسی کرده‌اند. آن‌ها با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی مدل‌های اصلی را برآورد کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که همگرایی بتا و سیگمای شرطی و غیرشرطی در بین کشورهای مورد مطالعه وجود دارد.

1- Cuaresma, Loichinger and Vincelette

رحمانی و حسن‌زاده (۱۳۹۰) نقش مهاجرت در رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای در استان‌های ایران را در سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۶ مورد بررسی قرار داده‌اند. در این مطالعه دو نوع همگرایی بتا و سیگما مورد توجه قرار گرفته است. نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها وجود همگرایی بتا در ایران را تایید کرده، اما نبود همگرایی سیگما را نشان داده‌اند. طبق نتایج استان‌های ایران با سرعت ۰/۰۵۳ به تعادل بلندمدت نزدیک می‌شوند، یعنی سالانه ۵/۳ درصد از شکاف بین وضعیت اولیه استان‌ها از بین می‌رود. همچنین یافته‌ها بیانگر تاثیر مثبت خالص ورود مهاجرت با رشد تولید سرانه استان‌ها بوده است و با وارد کرده متغیر خالص مهاجرت به معادله همگرایی، ضریب بتا افزایش یافته است که نشان می‌دهد مهاجرت بر همگرایی بین استانها تاثیر منفی دارد و شکاف بین استان‌ها را افزایش می‌دهد.

شهبازی و همکاران (۱۳۹۱)، همگرایی شاخص‌های قیمت در استان‌های ایران را با بکارگیری آزمون‌های ریشه واحد پانلی و داده‌های ماهانه شاخص قیمت مصرف‌کننده در سطح استان‌های کشور آزمون کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که همگرایی شاخص‌های قیمت در بین استان‌های ایران به انتخاب استان پایه بستگی دارد و با پیدایش انحراف از قانون قیمت واحد در اثر یک شوک محلی، نیمه عمر همگرایی در حدود ۱/۵ سال خواهد بود.

علمی و رنجبر (۱۳۹۳) همگرایی باشگاهی بین استان‌های ایران را با استفاده از یک تحلیل ناپارمتریک آزمون کرده‌اند. آن‌ها با کاربرد رگرسیون چندکی ناپارامتریک و رویکرد پویایی‌های توزیع طی دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۸۸ نشان داده‌اند که دو باشگاه همگرایی بین استان‌های کشور شکل گرفته است که اغلب به سمت باشگاه فقیر در حال همگرا شدن هستند. همچنین محاسبه سرعت همگرایی حاکی از ناهمگونی شدید بین الگوهای رشد اقتصادی استان‌ها است به طوری‌که برای ارتقای تولید سرانه استان‌های فقیر به سمت باشگاه ثروتمند حدود ۲۰ تا ۶۰ سال نیاز است.

رنجپور و همکاران (۱۳۹۳) همگرایی باشگاهی بین استان‌های ایران را طی بازه زمانی ۱۳۷۹-۱۳۸۸ با استفاده از آزمون ریشه واحد پانلی بررسی کرده‌اند. آن‌ها ابتدا با استفاده از روش‌های مقطعی، استان‌ها را به دو گروه با درآمد پایین (شامل ۱۸ استان) و استان‌های با درآمد بالا (شامل ۱۲ استان) طبقه‌بندی کرده‌اند. در ادامه فرضیه همگرایی باشگاهی را

آزمون کرده‌اند. نتایج مطالعه وجود همگرایی مطلق (میل به یک استاندارد خاص)، یعنی همگرایی باشگاهی در استان‌های ایران را تایید کرده است.

سلامی و همکاران (۱۳۹۵) فرضیه همگرایی درآمد سرانه در میان استان های ایران را با استفاده از های آزمون ریشه واحد، همگرایی باشگاهی و آمارهٔ تایل و تحلیل خوشه‌ای بررسی کرده‌اند. نتایج آزمون ریشه واحد نشان داد که بین استان‌های کشور همگرایی مطلق و شرطی برقرار نیست. همچنین نتایج روش باشگاهی و آماره تایل، عدم برقراری همگرایی شرطی را نشان می‌دهند. علاوه بر این، نتایج روش خوشه‌ای نیز نشان می‌دهد که همگرایی درآمدی بین استان‌های ایران وجود ندارد.

شاه‌آبادی و همکاران (۱۳۹۵) با استفاده از تکنیک داده‌های تابلویی به بررسی تاثیر نهاد حکمرانی بر برابری درآمد کشورهای منتخب عضو جنبش عدم تعهد طی دوره ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۲ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه ایشان نشان داد که متغیر حکمرانی بر برابری درآمد نمونه مورد مطالعه اثر مثبت و معنی‌داری داشته است. همچنین رابطه متقابل متغیر فراوانی منابع طبیعی با حکمرانی نیز بر برابری درآمد اثر مثبتی داشته است.

۳- روش‌شناسی تحقیق

روش‌های مورد استفاده در مطالعات تجربی در مورد آزمون همگرایی را می‌توان در دو گروه کلی تقسیم‌بندی کرد؛ یک گروه از مطالعات از رویکرد مبتنی بر رگرسیون[1] (اقتصادسنجی و اقتصادسنجی فضایی) جهت بررسی همگرایی استفاده کرده است. گروه دیگری از مطالعات نیز از رویکرد پویای‌های توزیع جهت بررسی همگرایی استفاده کرده که در ادامه مورد اشاره قرار گرفته است.

همچنان که در مطالب قبل مورد اشاره قرار گرفت، آثار فضایی در مطالعات منطقه‌ای حائز اهمیت فراوانی است و در تحلیل همگرایی در مقیاس منطقه‌ای نمی‌توان از آثار فضایی و وابستگی‌های فضایی چشم‌پوشی کرد. در حقیقت آثار ناشی از تجارت بین مناطق، مهاجرت نیروی کار، انتشار دانش و تکنولوژی، پیامدهای بیرونی و سرریزها منجر به وابستگی جغرافیایی مناطق می‌شود. وجود روابط متقابل میان مناطق باعث می‌شود که

1- The Regression Approach

موقعیت جغرافیایی نقش مهمی در عملکرد اقتصادی مناطق ایفا کند. با وجود اهمیت زیاد موقعیت جغرافیایی مناطق، نقش آثار فضایی در فرایند همگرایی بین مناطق معمولا با استفاده از آماره‌های فضایی و روش‌های اقتصاد سنجی فضایی (همانند مدلی که در قسمت قبل معرفی شد) مورد بررسی قرار گرفته است.

پویای‌های توزیع[1] عنوان رویکرد دیگری است که جهت مطالعه نابرابری منطقه‌ای و همگرایی توسط کواه[2] (۱۹۹۳) معرفی شده و در این پژوهش نیز مورد استفاده قرار خواهد گرفت. در این رویکرد دو تکنیک به طور عمده توسط پژوهشگران مورد استفاده قرار گرفته است که شامل زنجیره مارکف[3] و تکنیک کرنل تصادفی[4] است.

۳-۱- مفهوم فرآیند مارکف و زنجیره مارکف

برای روشن شدن مفهوم کلی فرآیند مارکوف می‌توان گفت که اگر زمان در این فرآیند به سه دوره گذشته، حال و آینده تقسیم شود، آینده این فرآیند بستگی به مسیری که در گذشته طی کرده است، ندارد و تنها به موقعیت آن در زمان حال وابسته است. به عبارت دیگر، چنانچه وضعیت فرآیند در لحظاتی مانند $t_1, t_2, \ldots t_n$ مشخص باشد، می‌توان گفت که برای پیش بینی حرکت آینده این فرآیند (فرآیند مارکوف درجه یک)، تنها آخرین اطلاعات، یعنی وضعیت فرآیند در لحظه t_n کافی است.

خاصیت مارکوفی یک فرآیند را می‌توان به زبان ریاضی نیز نشان داد. به فرض مجموعه‌ای از متغییرهای تصادفی $\{X(t)\ ,\ t >= 0\}$ موجود باشد. اگر $X(t)$ طبق فرآیند مارکوف عمل کند آنگاه به ازای تمام مقادیر $X_1, X_2 \ldots X_n$ رابطه (۱) برقرار خواهد بود.

$$P[X(t_n+1) \leq x \mid X(t_n) = x_n, \ldots, X(t_2) = x_2, X(t_1) = x_1] = P[X(t_n+1) \leq x \mid X(t_n)] \quad (1)$$

مجموعه مقادیری را که $X(t)$ می‌تواند انتخاب کند، برحسب تعریف، حالت یا وضعیت سیستم می نامند. پارامتر t نیز می‌تواند پیوسته یا گسسته باشد. گسسته بودن t را می‌توان چنین تفسیر کرد که رفتار سیستم تنها در مقاطع مشخصی از زمان مطالعه می‌شود.

1- Distribution Dynamics Approach
2- Quah (1993)
3- Markov Chain Approach
4- Stochastic Kernel Techniques

زنجیره‌های مارکوف حالت خاصی از فرآیند مارکوف است که در آن پارامتر t و وضعیت سیستم فقط مقادیر گسسته را انتخاب می‌کند. به فرض x_t یک متغیر تصادفی باشد که تنها مقادیر صحیح $\{۱, ۲, \ldots, N\}$ را اختیار می‌کند. اگر احتمال این که x_t برابر با یک مقدار مشخص j باشد، تنها به مقدار x_{t-1} وابسته باشد، آنگاه می‌توان رابطه (۲) را بیان کرد:

$$P\{x_t = j \mid x_{t-۱} = i, x_{t-۲} = k, \ldots\} = P\{x_t = j \mid x_{t-۱} = i\} = P_{ij} \qquad (۲)$$

چنین فرآیندی به عنوان زنجیره مارکوف با N وضعیت و احتمالات انتقال $\{P_{ij}\}_{i,j=۱,۲,\ldots,N}$ تعریف می‌شود (Hamilton, 1994).

۳-۲- پویایی‌های توزیع با استفاده از زنجیره مارکف

در روش زنجیره مارکف، نخست فرض می‌شود فرایند رشد (یا درآمد سرانه) از یک زنجیره مارکف مرتبه اول با احتمالات انتقال ایستا پیروی می‌کند. سپس m وضعیت اقتصادی مانند وضعیت درآمد سرانه بالا، درآمد سرانه متوسط و درآمد سرانه پایین در نظر گرفته می‌شود به نحوی که هر وضعیت با وضعیت دیگر همپوشانی نداشته باشد. به فرض y_r^t بیانگر نسبت تولید سرانه استان r به متوسط تولید سرانه کشور در زمان t باشد. اگر رابطه (۳) برای همه وقفه‌ها، وضعیت‌ها و استان‌ها برقرار باشد، آنگاه این فرایند بیانگر فرایند زنجیره مارکف با زمان گسسته خواهد بود (Geppert and Stephan, 2008).

$$P\left\{y_r^{t+۱} = j \mid y_r^t = i, y_r^{t-۱} = i_{t-۱}, \ldots, y_r^۱ = i_۱\right\} = P\{y_r^{t+۱} = j \mid y_r^t = i\} = P_{ij} \qquad (۳)$$

رابطه (۳) بیان می‌کند که احتمال انتقال استان r از وضعیت i در زمان t به وضعیت j در زمان $t+1$ تنها به وضعیت در زمان t و نه وضعیت در سایر زمان‌ها وابسته است. اگر احتمالات انتقال P_{ij} مستقل از زمان باشد، آنگاه به آن زنجیره مارکف ایستا گفته می‌شود. فرایند زنجیره مارکف می‌تواند به صورت رابطه (۴) توصیف شود.

$$D^{t+۱} = M.D^t \qquad (۴)$$

که در آن M ماتریس $m \times m$ از احتمالات انتقال (P_{ij}) و D^t بیانگر توزیع در زمان t بوده و $D^{t+۱}$ نیز توزیع در زمان $t+۱$ را نشان می‌دهد.

یک نگرانی که در مطالعات تجربی مرتبط با تحلیل پویایی‌های توزیع درآمد می‌تواند مورد توجه قرار گیرد، این است که امکان دارد گروه‌های خاصی از مناطق توسط

فرآیندهای پویای متفاوتی کنترل شده باشد. اگر فرض شود که گروه‌های خاصی از مناطق از فرآیندهای متفاوتی پیروی می‌کنند در این صورت نتایج گمراه‌کننده‌ای در مورد ماتریس احتمالات انتقال و توزیع حدی می‌تواند به دست آید (Bickenbach and Bode, 2003).

این وضعیت در اصطلاح، مساله واحد جغرافیایی قابل تعدیل[1] (MAUP) نامیده شده و هدف از آن یافتن مجموعه‌ای از مناطق همگن است که پویایی‌های توزیع مشابهی را نشان می‌دهند. بسته به سوال‌ها و نیازهای تحقیق، راه‌حل‌های قابل قبول متفاوتی می‌توان در نظر گرفت. برای نمونه، ماگرینی[2] (۲۰۰۷) به منظور تعریف مرزهای تحلیلی برای بررسی پویایی‌های توزیع، واحدهای مورد بررسی خود را از واحدهای اداری (تعریف شده توسط حکومت مرکزی) به واحدهای کاربردی تغییر داده است.

در اواخر دهه ۱۹۵۰ و اوایل دهه ۱۹۶۰، توجه فزاینده‌ای نسبت به مفهوم زنجیره مارکف به وجود آمده و تعداد قابل توجهی از کتاب‌ها و مقاله‌های علمی مرتبط با آزمون هایی در رابطه با زنجیره مارکف منتشر شد. در این مطالعات به طور غالب، آزمون‌های χ^2 و نسبت راستنمایی (LR) بیشتر مورد بحث و بررسی قرار گرفته‌اند (برای مثال Anderson and Goodman, 1957، Goodman, 1958، Billinsley, 1961a; 1961b و Basawa and Prakasa Rao, 1980). هر دو این آزمون‌ها به مقایسه ماتریس احتمالات انتقال برآورد شده از کل نمونه با ماتریس برآورد شده با استفاده از زیرنمونه‌ها (با تقسیم کل نمونه به حداقل دو گروه از مشاهدات) می‌پردازند. به طور مشخص، این آزمون‌ها فقط به مقایسه توزیع‌های چندجمله‌ای (سطرهای ماتریس انتقال) می‌پردازند تا این‌که فرایندهای مارکف را مورد توجه قرار دهند.

ویژگی‌های متعددی از یک زنجیره مارکف وجود دارد که می‌تواند در یک مجموعه داده انباشته[3] از چندین دوره زمانی و برای چندین منطقه مورد آزمون قرار گیرد. ویژگی اول، همگنی زمانی[4] (یا ایستایی طی زمان[5]) است. همگنی زمانی به بررسی این موضوع

1- Modifiable Areal Unit Problems (MAUP)
2- Magrini (2007)
3- Pooled
4- Time Homogeneity
5- Time-Stationarity

می‌پردازد که آیا می توان احتمالات انتقال را طی زمان ثابت در نظر گرفت یا نه؟ این ویژگی با تقسیم کل نمونه با T انتقال به M زیردوره[1] منحصربه‌فرد و جامع ($m = ۱,...,M; M \le T$) و این که آیا ماتریس‌های انتقال برآورد شده هر یک از M زیر دوره به طور معنی‌داری متفاوت از ماتریس برآوردشده برای کل نمونه است، مورد آزمون قرار می‌گیرد. بر این اساس، فرضیه صفر و فرضیه مقابل این آزمون به صورت خواهد بود:

$$H۰ : \forall m : p_{ij|m} = p_{ij} \quad , \quad (m = ۱,۲,...,M)$$
$$H۱ : \exists m : p_{ij|m} \neq p_{ij}$$

تخمین‌زننده‌های $p_{ij|m}$ با روش حداکثرسازی راستنمایی تابع (۵) برآورد می‌شود (Bickenbach and Bode, 2003):

$$f(n_{ij|m}(t)) = t\prod_{t=۱}^{T}\left[\prod_{i=۱}^{N}\left[\frac{n_{i|m}(t-۱)!}{\prod_{j=۱}^{N} n_{ij|m}(t)!}\prod_{j=۱}^{N} p_{ij|m}^{n_{ij|m}(t)}\right]\right] \quad (۵)$$

آماره آزمون LR و χ^2 برای فرضیه ذکر شده به صورت دو رابطه (۶) و (۷) خواهد بود.

$$LR^{(M)} = ۲\sum_{m=۱}^{M}\sum_{i=۱}^{N}\sum_{j\in A_{i|m}} n_{ij|m}\ln\frac{\hat{p}_{ij|m}}{\hat{p}_{ij}} \sim asy\chi^{۲}(\sum_{i=۱}^{N}(a_i - ۱)(b_i - ۱)) \quad (۶)$$

$$Q^{(M)} = \sum_{m=۱}^{M}\sum_{i=۱}^{N}\sum_{j\in A_i} n_{i|m}\frac{(\hat{p}_{ij|m} - \hat{p}_{ij})^{۲}}{\hat{p}_{ij}} \sim asy\chi^{۲}(\sum_{i=۱}^{N}(a_i - ۱)(b_i - ۱) \quad (۷)$$

در این دو رابطه، $A_{i|m}$ مجموعه‌ای از احتمالات انتقال غیرصفر در iامین سطر ماتریس انتقال برآورد شده برای زیر دوره mام است. A_i نیز احتمالات انتقال غیر صفر در iامین سطر ماتریس انتقال برآورد شده برای کل دوره است. a_i تعداد مولفه‌های موجود در مجموعه A_i بوده و b_i نیز تعداد زیردوره‌هایی است که دارای مقادیر مثبت در iامین سطر ماتریس انتقال هستند. هر دو آمار آزمون فوق دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی برابر با تعداد قیدهای اضافی فرضیه $H_۰$ در مقایسه با فرضی $H_۱$ است. به طور معمول، اگر مقدار آماره آزمون $LR^{(M)}$ یا $Q^{(M)}$ بزرگ‌تر از مقدار بحرانی باشد فرضیه صفر رد خواهد شد.

1- Subperiods

ویژگی دوم، همگنی فضایی[1] است. بدین معنی که احتمالات انتقال در هر یک از مناطق برابر با احتمالات انتقال در کل ناحیه مورد بررسی باشد. اگر یک یا چند گروه خاص از مناطق از فرایندهای متفاوتی پیروی کنند، آنگاه ماتریس انتقال و توزیع حدی برآورد شده برای کل نمونه می‌تواند گمراه‌کننده باشد (Bartholomew, 1982). با توجه به اصول مربوط به آزمون همگنی زمانی، ساخت آزمون همگنی فضایی به نسبت ساده خواهد بود. برای انجام این آزمون تمامی R منطقه تحت بررسی به V زیرنمونه جامع و منحصر به فرد ($v=1,...,V; V \le R$) تقسیم می‌شود. در این آزمون احتمالات انتقال برآورد شده برای کل نمونه با احتمالات برآورد شده برای زیرنمونه‌ها تحت فرضیه صفر $H_0: \forall v: p_{ij|v} = p_{ij}$ و فرضیه مقابل $H_1: \exists v: p_{ij|v} \neq p_{ij}$ مقایسه می‌شود. آماره آزمون شبیه آماره آزمون مربوط به همگنی زمانی در رابطه (۶) و (۷) است با این تفاوت که به جای m و M، حروف v و V جایگزین شده و درجه آزادی نیز باید به طور متناسب تعدیل شود.

ویژگی سوم، اشاره به ویژگی مارکف[2] دارد که به طور مستقیم با آزمون بی‌حافظه بودن[3] فرآیند مورد نظر می‌تواند مورد ارزیابی قرار گیرد. به عبارت دیگر، در ویژگی سوم این پرسش مورد توجه قرار می‌گیرد که آیا احتمالات انتقال، مستقل از وضعیت k $(k=1, \ldots N)$ است که یک ناحیه در زمان $t-1$ داشته است یا نه؟

فرضیه صفر و فرضیه مقابل در این آزمون به صورت $H_0: \forall i: p_{ij} = p_j \;,\; (i=1,2,...,N)$ $H_1: \exists i: p_{ij} \neq p_j$ خواهد بود.

آماره آزمون LR و χ^2 نیز به شرح دو رابطه (۸) و (۹) خواهد بود:

$$LR^{(O(\cdot))} = 2\sum_{i=1}^{N}\sum_{j\in A_i} n_{ij}(t)\ln\frac{\hat{p}_{ij}}{\hat{p}_i} \sim asy\chi^2((N-1)^2) \qquad (8)$$

$$Q^{(O(\cdot))} = \sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} n_i(t-1)\frac{(\hat{p}_{ij}-p_j)^2}{\hat{p}_j} \sim asy\chi^2((N-1)^2) \qquad (9)$$

1- Spatial Homogeneity
2- Markov Property
3- Memoryless

به طور مشابه، ویژگی چهارم استقلال فضایی[1] را مورد توجه قرار داده و به این نکته می‌پردازد که آیا احتمالات انتقال میان نواحی مستقل است یا نه؟ به عبارت دیگر، ویژگی چهارم نیز این پرسش را مورد توجه قرار می‌دهد که آیا احتمالات انتقال مستقل از وضعیت s ($s=۱, \ldots S$) است که مناطق همجوار یک منطقه مورد نظر در زمان t دارند یا نه؟

برای آزمون استقلال فضایی، زیر نمونه‌ها را می‌توان بر اساس مفهوم زنجیره مارکف فضایی[2] پیشنهاد شده توسط ری (۲۰۰۱b) تعریف کرد. به طور متداول، بر اساس مقدار درآمد هر منطقه در زمان t و با تعریف وضعیت‌ها یا سطوح مختلف درآمدی (مانند سطح درآمد بالا، متوسط و پایین)، کل نمونه به S طبقه یا سطح تقسیم می‌شود. ری پیشنهاد کرد که مجموعه دیگری از سطوح درآمدی برای درآمد نسبی نواحی همجوار در زمان t تعریف شود (مشابه جدول (۱)). برای مثال تمام نواحی با مناطق همجوار فقیر به عنوان یک زیر نمونه ($s=۱$)، نواحی با همسایگان درآمد متوسط زیر نمونه دوم و نواحی با همسایگان ثروتمند به عنوان زیرنمونه سوم می‌تواند در نظر گرفته شود. به طور مشابه، ویژگی مارکفی را می‌توان با تعریف وضعیت‌های اضافی برای سطوح درآمدی نواحی در زمان $t-۱$ مورد آزمون قرار داد. در این حالت نواحی که در زمان $t-۱$ فقیر هستند، زیر نمونه اول ($k=۱$)، آن‌هایی که درآمد متوسط دارند زیر نمونه دوم و به همین ترتیب تا آخر.

جدول (۱): مفهوم زنجیره مارکف فضایی

سطح درآمد مناطق همجوار (s)	توزیع اولیه	ماتریس‌های احتمالات انتقال
$s=۱$ (مناطق همجوار فقیر)	$h_{۱\|۱}$ (مناطق فقیر) .... $h_{N\|۱}$ (مناطق ثروتمند)	$p_{۱۱\|۱} \quad \ldots \quad p_{۱N\|۱}$ $\ldots \quad \ldots \quad \ldots$ $p_{N۱\|۱} \quad \ldots \quad p_{NN\|۱}$
....	....	...
$s=S$ (مناطق همجوار ثروتمند)	$h_{۱\|S}$ (مناطق فقیر) .... $h_{N\|S}$ (مناطق ثروتمند)	$p_{۱۱\|S} \quad \ldots \quad p_{۱N\|S}$ $\ldots \quad \ldots \quad \ldots$ $p_{N۱\|S} \quad \ldots \quad p_{NN\|S}$

منبع: Bickenbach and Bode, 2001, p.10

1- Spatial Independence
2- Spatial Markov Chain

تحت فرضیه صفر، استقلال فضایی بر $\forall s: p_{ij|s} = p_{ij}$ دلالت خواهد داشت که در آن $p_{ij|s}$ به معنای احتمال انتقال از سطح درآمدی i به سطح j است مشروط بر این که مناطق همجوار در سطح s باشند. ماتریس‌های انتقال برای تمامی S زیر نمونه را می‌توان به صورت مشترک برآورد کرد، چراکه انتظار می‌رود این ماتریس‌ها بدون توجه به توزیع اولیه مناطق بین زیرنمونه‌های مختلف، با هم یکسان باشند. آماره آزمون مناسب برای استقلال فضایی نیز شبیه رابطه (۶) و (۷) است (به جای m و M، حروف s و S جاگذاری می‌شوند).

٤- برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق

به منظور بررسی پویایی‌های نابرابری در توزیع درآمد سرانه بین استان‌های ایران با استفاده از روش زنجیره مارکف، سه نوع داده مورد استفاده قرار گرفته است؛ نخست، محاسبات لازم برای درآمد سرانه با احتساب نفت و از سال ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۳ انجام گرفته و سپس محاسبات برای داده‌های درآمد سرانه بدون احتساب نفت و در دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۳ انجام گرفته است. در نهایت، داده‌های درآمد سرانه نسبی استان‌ها نیز مورد استفاده قرار گرفته و زنجیره مارکف فضایی برای درآمد سرانه نسبی (با احتساب نفت) محاسبه شده است. داده‌های مورد استفاده از جداول حساب‌های منطقه‌ای ارائه شده توسط مرکز آمار ایران استخراج شده است. منظور از درآمد سرانه نیز محصول ناخالص داخلی (با احتساب نفت و بدون احتساب نفت) هر استان است که با تقسیم آن بر جمعیت آن استان محاسبه شده است.

یکی از اولین اقدامات قبل از برآورد ماتریس انتقال مارکف، تعیین سطوح مختلف برای درآمد سرانه است تا از طریق آن بتوان استان‌های مور مطالعه را در سطوح یا وضعیت‌های مختلف تقسیم‌بندی کرد. در این مطالعه، سطوح مختلف بر اساس نسبت تعیین شده است به نحوی که ۵ سطح مختلف درآمدی به شرح زیر در نظر گرفته شده و هر سطح ۲۰ درصد از کل مشاهدات را به خود اختصاص داده است:

سطح ۱ (استان‌های با کمترین درآمد سرانه)، سطح ۲ (استان‌های با درآمد سرانه کم)، سطح ۳ (استان‌های با درآمد سرانه متوسط)، سطح ۴ (استان‌های با درآمد سرانه بالا) و

سطح ۵ (استان‌های با بیشترین درآمد سرانه). ۲۰ درصد تخصیص داده شده به هر سطح درآمد سرانه را در حقیقت می‌توان به عنوان توزیع اولیه درآمد سرانه در نظر گرفت.

در جدول (۲) ماتریس احتمالات انتقال برای درآمد سرانه (با احتساب نفت) برای کل دوره ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۳ ارائه شده است. مقادیر روی قطر اصلی در ماتریس ارائه شده بیانگر احتمال مربوط به قرارگیری یک استان در سطحی است که در آغاز دوره مورد بررسی در آن سطح قرار داشته است. به عنوان مثال، استان‌هایی که در سطح ۱ قرار داشته‌اند با احتمال ۹۱/۲ درصد در همان سطح باقی خواهند ماند. هر چه مقادیر احتمالات در قطر اصلی بزرگ‌تر باشد به این معنی خواهد بود که توزیع درآمد سرانه از پایداری بیشتری برخوردار بوده و انتقال استان‌ها به سطوح درآمدی دیگر کمتر رخ داده است. این مفهوم از روی مقادیر احتمالات خارج از قطر اصلی نیز قابل بیان است. بیشترین احتمال انتقال بین سطوح مختلف درآمد سرانه برابر با ۱۳/۹ درصد و متعلق به انتقال از سطح درآمد متوسط (سطح ۳) به سطح درآمد سرانه کم (سطح ۲) است. همچنین احتمال انتقال از سطح ۲ به سطح ۳ نیز رقمی برابر با ۱۳/۵ درصد داشته است. این نتایج حاکی از این است که بیشترین جابه‌جایی‌ها در سطوح درآمد سرانه استان‌ها، مربوط به جابه‌جایی استان‌ها از سطح درآمدی کم به سطح درآمدی متوسط و برعکس بوده است.

جدول (۲): ماتریس احتمالات انتقال برای درآمد سرانه (با احتساب نفت) برای کل دوره ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۳

وضعیت در زمان $t+1$ / وضعیت در زمان t	سطح ۱	سطح ۲	سطح ۳	سطح ٤	سطح ۵
سطح ۱	۰/۹۱۲	۰/۰۸۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
سطح ۲	۰/۰۸٦	۰/۷۷۹	۰/۱۳۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
سطح ۳	۰/۰۰۰	۰/۱۳۹	۰/۷۹۲	۰/۰٦۹	۰/۰۰۰
سطح ٤	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰٦۹	۰/۸٤۳	۰/۰۸۸
سطح ۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۸۹	۰/۹۱۱
توزیع حدی (وضعیت پایدار)	۰/۲۰۰	۰/۲۰٤	۰/۱۹۸	۰/۲۰۰	۰/۱۹۸
آماره آزمون LR	(۰/۰۰۱)	۵۵/۲٦	آماره آزمون Q	(۰/۰۰۰)	۷٦/۳٤

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج نشان می‌دهد برای استان‌هایی که در سطح ۱(کمترین درآمد سرانه) قرار دارند، بسیار مشکل خواهد بود که به سطح درآمدی بالاتری انتقال یابند به نحوی که این استان‌ها تنها با احتمال ۸/۸ درصد می‌توانند به سطح ۲ با درآمد سرانه کم انتقال یابند و انتقال آن‌ها به سطح بالاتر (مانند سطح درآمد متوسط یا سطح درآمد سرانه بالا) تقریبا غیرممکن بوده است.

محاسبه تفاضل در احتمالات انتقال از یک سطح درآمدی به سطح درآمدی دیگر نیز حاوی تفسیر مهمی خواهد بود. برای مثال، احتمال انتقال از سطح ۳ به سطح ۲ در جدول (۲) برابر با ۱۳/۹ درصد و احتمال انتقال از سطح ۳ به سطح ۴ برابر با ۶/۹ درصد محاسبه شده است. بنابراین، تفاضل احتمال انتقال به وضعیت بهتر از احتمال انتقال به وضعیت بدتر برای استان‌هایی که در سطح درآمد سرانه متوسط بودند، برابر با منفی ۷ درصد بوده است. منفی بودن حاصل تفاضل به این معنی است که استان‌هایی که در سطح درآمد سرانه متوسط بوده‌اند، اگر از این وضعیت خارج شوند، احتمال بیشتری می‌رود که وارد سطح درآمدی پایین‌تری شوند. به عبارت دیگر، استان‌های با درآمد سرانه متوسط، شانس بالاتری برای بدتر شدن وضعیت درآمد سرانه دارند.

در سطر آخر جدول (۲) توزیع حدی درآمد سرانه نیز ذکر شده است. مقایسه مقادیر این توزیع با توزیع اولیه (۲۰ درصد برای هر سطح درآمدی) می‌تواند اطلاعاتی در خصوص همگرایی یا واگرایی در درآمد سرانه استان‌ها را ارائه دهد. اگر توزیع اولیه را با $D(\cdot)$ و توزیع حدی را با D^* نشان دهیم، در این صورت اگر برای سطح درآمد متوسط (سطح ۳) حالت $D^* > D(\cdot)$ بوده، اما برای بقیه سطوح حالت $D^* \leq D(\cdot)$ به وجود آید، این به مفهوم همگرایی خواهد بود. در غیر این صورت، حالت واگرایی در درآمد سرانه وجود خواهد داشت. ملاحظه مقادیر توزیع حدی حاکی از این است که تمایل به واگرایی در درآمد سرانه استان‌های ایران در دوره ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۳ بسیار ضعیف بوده است و حتی با توجه به مقادیر احتمال بالای ۷۷ درصد برای ماندگاری در هر سطح درآمد سرانه نیز می‌توان ادعا کرد که شواهد قوی از همگرایی یا واگرایی در توزیع درآمد سرانه میان استان‌های ایران وجود ندارد.

نتایج آزمون ویژگی مارکفی در ردیف انتهای جدول (۱) تحت عنوان آزمون LR و آزمون Q گزارش شده است. به منظور انجام این آزمون، ۵ زیر نمونه تعریف شده که

بیانگر سطح درآمد مناطق در زمان $t-2$است. استان‌هایی که در زمان $t-2$ در سطح درآمد ۱ قرار داشته باشند به عنوان زیر نمونه اول، استان‌هایی که در زمان $t-2$ در سطح درآمد ۲ قرار داشته باشند به عنوان زیر نمونه دوم تعریف شده و همینطور تا آخر. برای هر یک از این زیرنمونه‌ها یک ماتریس انتقال جداگانه از زمان $t-1$ به t به روش معمول برآورد می‌شود. برای انجام آزمون ویژگی مارکفی، ماتریس‌های تمامی ۵ زیرنمونه با ماتریس انتقال کل نمونه به طور همزمان مورد مقایسه قرار می‌گیرد. نتایج برآورد حاکی از آن است که مقدار آماره آزمون LR برابر با ۵۵/۳ و مقدار آماره آزمون Q برابر با ۷۶/۳ بوده است. مقادیر احتمال برای هر دو آزمون دلالت بر رد فرضیه صفر داشته و نشان می‌دهد که فرآیندهای مورد بررسی از ویژگی مارکفی برخوردار هستند.

در مطالعه حاضر، دوره زمانی ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۳ به ۴ زیر نمونه[1] تقسیم شده و برای هر زیر نمونه ماتریس احتمالات انتقالات به صورت مجزا برآورد شده است. این تقسیم‌بندی نیز به نحوی صورت گرفته که هر دوره به عنوان نماینده‌ای از سال‌های برنامه‌های توسعه دوم تا پنجم گرفته شده تا از این طریق بتوان تحولات توزیع درآمد سرانه در سال‌های مربوط به هر برنامه توسعه را تحلیل کرد. در جدول (۳) ماتریس احتمالات انتقال برای هر زیر نمونه ارائه شده است.

بر اساس مقادیر احتمال مربوط به انتقال از یک سطح درآمدی به سطح درآمدی دیگر در جدول (۳) می‌توان ملاحظه کرد که طی سال‌های برنامه سوم توسعه (۱۳۷۹ تا ۱۳۸۳) استان‌های قرار گرفته در پایین‌ترین سطح درآمد سرانه از کمترین شانس برای انتقال به سطح درآمدی بالاتر برخوردار بوده‌اند. در مقابل، طی برنامه چهارم توسعه (۱۳۸۴ تا ۱۳۸۸) این استان‌ها بیشترین شانس را برای انتقال به سطح درآمدی بالاتر داشته‌اند.

بیشترین مقدار انتقال‌ها در سال‌های برنامه دوم و سوم توسعه مربوط به انتقال از سطح درآمد متوسط به سطح درآمد بالا و برعکس بوده است در حالی که این الگو در سال‌های برنامه چهارم و پنجم تغییر یافته و بیشترین انتقالات بین سطوح درآمدی متوسط و کم اتفاق افتاده است. به عبارت دیگر، طی سال‌های برنامه چهارم و پنجم برای استان‌هایی که در سطح درآمد متوسط قرار گرفته بودند، اگر انتقالی صورت می‌گرفت این انتقال بیشتر به

1- Sub-sample

سمت سطح درآمد پایین بوده و این استان‌ها فقیرتر شده‌اند. در مورد سال‌های برنامه پنجم نیز قابل ملاحظه است که طی دوره ۱۳۸۹[1] تا ۱۳۹۳ هیچ انتقالی از سطح درآمد متوسط به سطح درآمد سرانه بالا (و بالعکس) رخ نداده است. طی این سال‌ها عمده انتقالات بین سطح درآمد ۲ با سطح درآمد متوسط و سطح درآمد ۴ با سطح درآمد سرانه ۵ بوده است.

جدول (۳): ماتریس احتمالات انتقال برای درآمد سرانه (با احتساب نفت) در زیرنمونه‌های مختلف

وضعیت	دوره ۱۳۷۶–۱۳۷۹ (نماینده سال‌های برنامه دوم توسعه)					دوره ۱۳۷۹–۱۳۸۳(نماینده سال‌های برنامه سوم توسعه)				
زمان $t+1$ / زمان t	سطح۱	سطح ۲	سطح ۳	سطح ۴	سطح ۵	سطح ۱	سطح ۲	سطح ۳	سطح ۴	سطح ۵
سطح ۱	۰/۸۸۹	۰/۱۱۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۹۵۸	۰/۰۴۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
سطح ۲	۰/۱۰۰	۰/۸۵۰	۰/۰۵۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۴۲	۰/۸۳۳	۰/۱۲۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
سطح ۳	۰/۰۰۰	۰/۰۶۳	۰/۸۱۲	۰/۱۲۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۲۵	۰/۷۰۸	۰/۱۶۷	۰/۰۰۰
سطح ۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۱۱	۰/۷۷۷	۰/۱۱۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۶۷	۰/۷۹۲	۰/۰۴۲
سطح ۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۱۱	۰/۸۸۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۴۲	۰/۹۵۸
آزمون همگنی زمانی	$\chi^2 = ۳/۵۴۵ \quad dof = ۱۶ \quad prob = ۰/۹۹۸$					$\chi^2 = ۹/۵۳۴ \quad dof = ۱۶ \quad prob = ۰/۸۸۹$				
	دوره ۱۳۸۴–۱۳۸۸(نماینده سال‌های برنامه چهارم توسعه)					دوره ۱۳۸۹–۱۳۹۳(نماینده سال‌های برنامه پنجم توسعه)				
سطح ۱	۰/۸۷۵	۰/۱۲۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۹۴۴	۰/۰۵۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
سطح ۲	۰/۱۲۵	۰/۷۰۸	۰/۱۶۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۵۶	۰/۷۷۷	۰/۱۶۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
سطح ۳	۰/۰۰۰	۰/۱۶۰	۰/۸۰۰	۰/۰۴۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۶۷	۰/۸۳۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
سطح ۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۴۳	۰/۹۱۳	۰/۰۴۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۸۸۹	۰/۱۱۱
سطح ۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۸۳	۰/۹۱۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۱۱	۰/۸۸۹
آزمون همگنی زمانی	$\chi^2 = ۲/۴۲۱ \quad dof = ۱۶ \quad prob = ۰/۹۹۹$					$\chi^2 = ۴/۴۹۴ \quad dof = ۱۶ \quad prob = ۰/۹۹۷$				

منبع: محاسبات تحقیق

۱- برنامه پنجم توسعه از سال ۱۳۹۰ شروع شده و در سال ۱۳۸۹ کشور فاقد برنامه توسعه بوده و در ظاهر امر برای سال ۱۳۸۹ برنامه چهارم توسعه تمدید شده است.

در کل در هر چهار دوره مورد بررسی ملاحظه می‌شود که هیچ‌گونه جهش مثبت یا منفی در درآمد سرانه استان‌ها وجود نداشته به نحوی که یک استان بتواند دو پله صعود یا نزول را تجربه کند. به عبارت دیگر، همواره تغییرات درآمد سرانه به نحوی بوده که یک استان در نهایت توانسته سطح درآمد خود را به یک سطح بالاتر و یا به یک سطح پایین‌تر انتقال دهد. نتایج آزمون همگنی طی زمان (یا همان ایستایی) با عنوان آماره χ^2 که بر اساس رابطه (۷) محاسبه شده نیز در جدول (۲) گزارش شده است. ملاحظه مقادیر آماره آزمون مذکور و نیز سطح احتمال‌های مربوطه حاکی از این است که دلیلی برای رد فرضیه صفر همگنی در طول زمان برای ماتریس احتمالات برآورد شده هر چهار زیر نمونه وجود ندارد.

در ادامه تحقیق، محاسبات مربوط به برآورد ماتریس احتمالات انتقال برای متغیر درآمد سرانه بدون احتساب نفت در جدول (۴) ارائه شده است.

از جمله نکات مهمی که در رابطه با جدول (۴) می‌توان بیان کرد این است که برای درآمد سرانه بدون نفت در دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۳ این امکان وجود داشته که یک استان بتواند از سطح درآمد متوسط به بالاترین سطح درآمد انتقال یابد. در کل دوره مورد بررسی کمترین احتمال ماندگاری به سطح درآمد کم اختصاص داشته به نحوی که استان‌های قرار گرفته در سطح درآمد کم با احتمال ۷۳ درصد در همان سطح باقی مانده‌اند. در عین حال، شانس این استان‌ها برای انتقال به سطح درآمد متوسط بیش از شانس آن‌ها برای انتقال به سطح درآمد پایین‌تر بوده است (احتمال ۱۲/۲ درصد و ۱۴/۶ درصد به ترتیب برای انتقال به سطوح درآمدی کمتر یا بالاتر).

بررسی احتمالات انتقال در زیرنمونه ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ نیز حاکی از این است که در این دوره سطح درآمد سرانه ۴ و ۵ از بیشترین پایداری برخوردار بوده‌اند و در عمل هیچ استانی که در سطح ۴ یا ۵ قرار گرفته بوده به سطح دیگری در این دوره انتقال نیافته است. به عبارت دیگر، در سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ استان‌های برخوردار از نظر درآمد سرانه، جایگاه خود را در سطوح بالای درآمد سرانه حفظ کرده‌اند. در این دوره کمترین پایداری مربوط به سطح ۲ با احتمال ۶۱ درصد بوده است. نتایج آزمون همگنی طی زمان برای زیرنمونه‌های درآمد سرانه بدون احتساب نفت نیز مشابه جدول (۳) بوده و حاکی از عدم رد فرضیه همگنی طی زمان برای ماتریس‌های احتمال انتقال برآورد شده است.

به منظور درک بیشتر جایگاه استان‌ها از نظر توزیع درآمد سرانه، درآمد سرانه نسبی استان‌ها (نسبت به متوسط درآمد سرانه کشور) محاسبه شده و ماتریس انتقال مارکف برای متغیر درآمد سرانه نسبی (با احتساب نفت) برآورد شده و در جدول (۵) گزارش شده است.

جدول (٤): ماتریس احتمالات انتقال برای درآمد سرانه (بدون احتساب نفت) برای دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۳ و زیر نمونه‌ها

	کل دوره ۱۳۹۳-۱۳۷۹					دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۳				
زمان $t+1$ / زمان t	سطح۱	سطح۲	سطح۳	سطح٤	سطح۵	سطح۱	سطح۲	سطح۳	سطح٤	سطح۵
سطح۱	۰/۸۸۷	۰/۱۱۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۸۹۳	۰/۱۰۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
سطح۲	۰/۱۲۲	۰/۸۳۱	۰/۱٤٦	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۳٦	۰/۷۲۷	۰/۱۳٦	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
سطح۳	۰/۰۰۰	۰/۱۳۱	۰/۷۵٦	۰/۰۷۱	۰/۰۱۲	۰/۰۰۰	۰/۰۹۱	۰/۷۷۳	۰/۰۹۱	۰/۰٤۵
سطح٤	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۸۳	۰/۸۰۹	۰/۱۰۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۵٤	۰/٦۱۵	۰/۲۳۱
سطح۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۹۸	۰/۹۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۲۲۷	۰/۷۷۳
آزمون همگنی زمانی						$\chi^2 = ۱۳/۲۱۱ \quad dof = ۱۶ \quad prob = ۰/۶۵۷$				
	دوره ۱۳۸٤-۱۳۸۸					دوره ۱۳۸۹-۱۳۹۳				
سطح۱	۰/۹۱۷	۰/۰۸۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۸۳۳	۰/۱٦۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
سطح۲	۰/۰۸۳	۰/۷۹۲	۰/۱۲۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱٦۷	۰/٦۱۱	۰/۲۲۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
سطح۳	۰/۰۰۰	۰/۱۲۵	۰/۸۳۳	۰/۰٤۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۲۱۱	۰/۷۳۷	۰/۰۵۳	۰/۰۰۰
سطح٤	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰٤۲	۰/۸۷۵	۰/۰۸۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰
سطح۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۸۳	۰/۹۱۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰
آزمون همگنی زمانی	$\chi^2 = ۲/۱۷۳ \quad dof = ۱۶ \quad prob = ۰/۹۹۹$					$\chi^2 = ۱۱/۶۴۸ \quad dof = ۱۶ \quad prob = ۰/۷۶۸$				

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۵): ماتریس احتمالات انتقال برای درآمد سرانه نسبی برای دوره ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۳

زمان $t+1$ / زمان t	سطح ۱	سطح ۲	سطح ۳	سطح ۴	سطح ۵
سطح ۱	۰/۸۳۲	۰/۱۶۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
سطح ۲	۰/۰۹۹	۰/۷۱۳	۰/۱۷۸	۰/۰۱۰	۰/۰۰۰
سطح ۳	۰/۰۰۰	۰/۱۶۰	۰/۷۵۰	۰/۰۹۰	۰/۰۰۰
سطح ۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۷۸	۰/۷۹۴	۰/۱۲۸
سطح ۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۱۰	۰/۸۹۰
توزیع حدی (وضعیت پایدار)	۰/۰۹۹	۰/۱۶۸	۰/۱۹۸	۰/۲۴۸	۰/۲۸۷

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به احتمالات انتقال برای درآمد سرانه نسبی در جدول (۵) و مقایسه آن با اطلاعات جدول (۲) ملاحظه می‌شود که احتمال ماندگاری در هر سطح درآمدی برای درآمد سرانه نسبی کمتر از زمانی است که محاسبات روی درآمد سرانه مطلق انجام گرفته است. این وضعیت حاکی از این است که احتمال جابه‌جایی استان‌ها از یک سطح درآمد نسبی به سطح دیگر درآمد نسبی بیشتر شده و بنابراین توزیع درآمد سرانه نسبی از پویایی بیشتری برخوردار بوده است. البته باید توجه کرد که همچنان احتمال ماندگاری در پایین‌ترین سطح درآمد سرانه نسبی (سطح ۱) و بالاترین سطح درآمد سرانه نسبی (سطح ۵) برای استان‌ها بالا بوده و به ترتیب برابر با ۸۳/۲ درصد و ۸۹ درصد برآورد شده است. این وضعیت نشان می‌دهد وضعیت فقیرترین و ثروتمندترین استان‌ها از نظر درآمد سرانه نسبی به نسبت پایدار بوده است. همچنین مقادیر بالای توزیع حدی برای سطوح ۴ و ۵ در مقایسه با مقادیر توزیع اولیه (۲۰ درصد برای هر سطح درآمد نسبی) نیز به عنوان شواهدی از همگرایی باشگاهی در توزیع درآمد سرانه نسبی تلقی می‌شود.

به منظور بررسی پویایی‌های فضایی در توزیع درآمد سرانه محاسبات مربوط به برآورد ماتریس انتقال مارکف فضایی در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول (٦): ماتریس احتمالات انتقال مارکف فضایی برای درآمد سرانه نسبی در دوره ۱۳۷٦ تا ۱۳۹۳

سطح استان‌های همجوار	سطح استان در زمان $t+1$ / سطح استان در زمان t	سطح ۱	سطح ۲	سطح ۳	سطح ۴	سطح ۵
سطح ۱	۱	۰/۸۰	۰/۲۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
	۲	۰/۱۴	۰/۶۸	۰/۱۸	۰/۰۰	۰/۰۰
	۳	۰/۰۰	۰/۱۲	۰/۸۱	۰/۰۸	۰/۰۰
	۴	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۸۰	۰/۰۰	۰/۲۰
	۵	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۰	۰/۰۰
سطح ۲	۱	۰/۸۰	۰/۲۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
	۲	۰/۱۲	۰/۷۴	۰/۱۵	۰/۰۰	۰/۰۰
	۳	۰/۰۰	۰/۱۹	۰/۷۴	۰/۰۷	۰/۰۰
	۴	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۲	۰/۸۸	۰/۰۰
	۵	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۴۰	۰/۶۰
سطح ۳	۱	۰/۷۰	۰/۳۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
	۲	۰/۱۱	۰/۷۸	۰/۱۱	۰/۰۰	۰/۰۰
	۳	۰/۰۰	۰/۰۷	۰/۷۹	۰/۱۴	۰/۰۰
	۴	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۳	۰/۸۴	۰/۱۳
	۵	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۹	۰/۹۱
سطح ۴	۱	۰/۹۴	۰/۰۶	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
	۲	۰/۰۰	۰/۵۸	۰/۳۳	۰/۰۸	۰/۰۰
	۳	۰/۰۰	۰/۳۱	۰/۶۱	۰/۰۸	۰/۰۰
	۴	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۴	۰/۸۱	۰/۱۵
	۵	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۵	۰/۸۵
سطح ۵	۱	۰/۹۳	۰/۰۷	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
	۲	۰/۰۰	۰/۷۸	۰/۲۲	۰/۰۰	۰/۰۰
	۳	۰/۰۰	۰/۱۵	۰/۷۵	۰/۱۰	۰/۰۰
	۴	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۷۸	۰/۲۲
	۵	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۲	۰/۹۸
	آماره آزمون LR	(۰/۰۰۱)	۶۷/۳۸۲	آماره آزمون Q	(۰/۰۰۰)	۸۹/۹۳۴

منبع: محاسبات تحقیق

تفسیر ماتریس فوق به این صورت است که احتمال این که استانی در سطح یک باقی بماند در حالی که استان‌های همجوار آن نیز در سطح ۱ باشند، برابر با ۸۰ درصد بوده و احتمال این که آن استان در سطح ۱ باقی بماند در حالی که استان‌های همجوار آن در سطح ۲ باشند، برابر با ۸۰ درصد خواهد بود. بر این اساس، برای اقتصاد ایران این وضعیت تجربه نشده است که یک استان در سطح ۵ با بالاترین سطح درآمد سرانه باقی بماند در حالی که استان‌های همجوار آن در پایین‌ترین سطح درآمد سرانه قرار داشته باشند. در صورتی که عکس این وضعیت دارای احتمال وقوع بالایی بوده است. به عبارت دیگر، احتمال باقی ماندن در سطح ۱ (پایین‌ترین سطح درآمد سرانه نسبی) برای استانی که توسط استان‌های با بالاترین درآمد سرانه نسبی احاطه شده‌اند حدود ۹۳ درصد بوده است.

ماتریس فوق نشان می‌دهد نحوه انتقال به سطوح دیگر درآمدی برای هر استان به عملکرد و وضعیت استان‌های همجوار بستگی دارد. به عنوان مثال، احتمال قرارگیری در بالاترین سطح درآمد سرانه نسبی برای یک استان در حالتی که استان‌های همجوار مربوطه نیز در همان سطح درآمدی باشند برابر با ۹۸ درصد برآورد شده است، اما اگر استان‌های همجوار در سطوح ۲ یا ۱ قرار داشته باشند، احتمال یادشده به ترتیب به ۶۰ تا ۲۰ درصد کاهش خواهد یافت.

همچنین برای استانی که در سطح ۲ قرار دارد، اگر استان‌های همجوار در سطح ۴ (یا سطح ۵) قرار داشته باشند، آنگاه ۳۳ درصد (یا ۲۲ درصد) احتمال خواهد داشت که استان اشاره شده بتواند وضعیت خود را به یک سطح بالاتر انتقال دهد. در صورتی که اگر استان‌های همجوار در سطح ۱ (یا سطح ۲) قرار داشته باشند، آنگاه احتمال انتقال به سطح درآمد متوسط برای استان قرار گرفته در سطح درآمد سرانه کم به ۱۸ درصد (یا ۱۵ درصد) خواهد رسید. در نهایت، نتایج آزمون LR و Q نیز حاکی از آن است که شواهدی مبنی بر همگنی پویایی‌ها توزیع در نمونه مورد بررسی وجود ندارد. به عبارت دیگر، نتایج این آزمون‌ها دلالت بر رد فرضیه استقلال فضایی داشته و بیان می‌کند که تغییرات درآمد سرانه یک استان و انتقال از یک سطح به سطح دیگر درآمد سرانه برای آن استان به عملکرد استان‌های همجوار بستگی دارد. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که در دوره زمانی مورد مطالعه، عملکرد اقتصادی یک استان به سطح درآمد سرانه استان‌های همسایه بستگی داشته است.

۵- نتیجه‌گیری

تحقیق حاضر با هدف بررسی پویایی‌های توزیع درآمد و یافتن شواهدی از همگرایی یا واگرایی در درآمد سرانه استان‌های کشور با استفاده از روش‌های توسعه‌یافته جدید برای تحلیل اکتشافی داده‌های فضا-زمان انجام گرفته است. جهت دستیابی به این هدف داده‌های درآمد سرانه استان‌ها در حالت با احتساب نفت، بدون احتساب نفت و نیز درآمد سرانه نسبی گردآوری شده و سپس با استفاده از روش زنجیره مارکف، این سه نوع داده مورد تحلیل قرار گرفت.

نتایج برآورد ماتریس احتمالات انتقال برای متغیر درآمد سرانه با احتساب نفت نشان داد که در دوره ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۳ برای استان‌هایی که کمترین درآمد سرانه (سطح ۱) را دارند، بسیار مشکل خواهد بود که به سطح درآمدی بالاتری انتقال یافته و وضعیت خود را بهبود بخشند. این وضعیت نشان می‌دهد که در یک دوره ۱۸ ساله در اقتصاد ایران، احتمال بسیار اندکی وجود داشته که استان‌های محروم (از نظر درآمد سرانه) بتوانند درآمد سرانه خود را ارتقا بخشند. علاوه بر این، برای استان‌هایی که در سطح درآمد سرانه متوسط بودند اگر تغییر وضعیتی رخ داده باشد، این تغییر بیشتر منفی بوده و استان‌ها را به سطح درآمد سرانه کم هدایت کرده است. همچنین مقادیر توزیع حدی نشان داد که تمایل به واگرایی در درآمد سرانه استان‌های ایران در دوره ۱۳۷۶ تا ۱۳۷۹ بسیار ضعیف بوده و با توجه به مقادیر احتمال بالای ۷۷ درصد برای ماندگاری در هر سطح درآمد سرانه نیز می‌توان ادعا کرد که شواهد قوی از همگرایی یا واگرایی در توزیع درآمد سرانه میان استان‌های ایران وجود ندارد. برآورد ماتریس احتمالات انتقال برای متغیر درآمد سرانه بدون احتساب نفت نیز نشان داد که طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۳ کماکان اختلاف بین استان‌های فقیر و غنی پایدار مانده است به نحوی که بیشترین احتمال ماندگاری به سطوح درآمد سرانه بالای متوسط (سطح ۴ و ۵) و پایین ترین سطح درآمد سرانه (سطح ۱) اختصاص داشته است.

در نهایت، استفاده از زنجیره مارکف فضایی برای برآورد ماتریس احتمالات انتقال فضایی نشان داد که انتقال از یک سطح درآمد سرانه نسبی به سطح دیگر درآمد سرانه نسبی برای هر استان به عملکرد و وضعیت استان‌های همجوار بستگی دارد به نحوی که هر چه سطح برخورداری استان‌های همجوار بیشتر باشد، احتمال انتقال یک استان به سطح درآمد سرانه نسبی بالاتر نیز افزایش خواهد یافت.

نتایج مقاله حاضر گویای این امر است که سیاست‌های اتخاذ شده برای کاهش نابرابری در ایران ناکارآمد بوده و ساختار توزیع درآمد سرانه در استان‌های ایران تقریبا تغییر چشمگیری در ۱۸ سال اخیر نداشته است. همچنین با توجه به آثار فضایی که در تغییر وضعیت درآمدی استان ها اثرگذار بوده (بر اساس رد فرضیه استقلال فضایی)، پیشنهاد می‌شود که مسئولان و برنامه‌ریزان اقتصادی به جای توجه بر عملکرد انفرادی استان‌ها، سیاست‌های توسعه منطقه‌ای را در پیش گرفته و با استفاده از روش‌های جدید و توسعه یافته تحلیل اکتشافی داده‌های فضا-زمان، نسبت به پایش مستمر نتایج سیاست‌ها و برنامه‌های خود در زمینه بهبود توزیع درآمد اقدام کنند.

.

منابع

الف- فارسی

ابریشمی، حمید، ندا علم‌الهدی و میثم امیری (۱۳۸۶)، «بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی در کشورهای اسلامی (طی دوره ۱۹۸۰- ۲۰۰۹ به روش اقتصادسنجی فضایی)»، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال چهارم، شماره ۱۵، صص ۷-۳۴.

افشاری، زهرا (۱۳۷۸)، «بررسی همگرایی استان‌های ایران (آزمون نظریه سولو و سوان)»، *پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۱۳، صص ۱-۱۸.

توفیق، فیروز (۱۳۸۶)، *برنامه‌ریزی در ایران و چشم‌انداز آینده آن*، موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران.

رحمانی، تیمور و ابراهیم حسن‌زاده (۱۳۹۰)، «اثر مهاجرت بر رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای در ایران»، *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۵، صص ۱-۱۹.

رنجپور، رضا، محمدعلی متفکرآزاد، زهرا کریمی تکانلو و لیلا غلامی حیدریانی (۱۳۹۳)، «بررسی همگرایی باشگاهی بین استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۸»، *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال چهاردهم، شماره ۳، صص ۱۴۱-۱۵۸.

سلامی، فریبا، علی فقه‌مجیدی و احمد محمدی (۱۳۹۵)، «بررسی همگرایی درآمدی بین استان‌های ایران با تاکید بر روش تحلیل خوشه‌ای»، *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، جلد ۲۴، شماره ۸۰، صص ۱۶۷-۱۹۴.

شاه‌آبادی، ابوالفضل، بهزاد امیری و سارا ساری‌گل (۱۳۹۵)، «نهادها و برابری درآمد (مطالعه موردی: کشورهای منتخب عضو جنبش عدم تعهد)»، *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، سال شانزدهم، شماره ۶۱، صص ۱۵۱-۱۷۴.

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

شهبازی، کیومرث، فیروز فلاحی و امیر غلامی (۱۳۹۱)، «همگرایی شاخص قیمت در استان‌های ایران»، *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال ششم، شماره ۴، صص ۱۱۱-۱۲۸.

علمی، زهـرا و امیـد رنجبـر (۱۳۹۳)، «آزمـون همگرایـی باشـگاهی بـین اسـتان‌هـای ایـران: یافته‌های جدید با استفاده از تحلیل ناپارامتریک»، *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۹، شـماره ۱، صص ۲۱۰-۱۸۹.

فلاحی، فیروز، بهزاد سلمانی و سیما کیانی (۱۳۹۱)، «بررسی همگرایی نوع بتـا بـین ایـران و کشورهای منتخب اسلامی»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال دوازدهم، شماره ۴، صص ۱۷۱-۱۹۴.

کسرایی، اسرافیل (۱۳۸۵)، «نظریه هم‌گرایی، وابستگی فضائی و رشـد منطقـه‌ای (شـواهدی از کشـورهای عضـو سـازمان کنفـرانس اسـلامی بـه منظـور کـاربرد)»، *مجلـه تحقیقـات اقتصادی*، شماره ۷۷، صص ۲۷-۶۴.

گرجی، ابراهیم و شیما مدنی (۱۳۸۸)، «بررسی و ارزیابی سیر تحـول مکتـب کلاسـیک بـه نئوکلاسـیک و سـپس بـه کلاسـیک جدیـد. کلاسـیک هـای جدیـد، تـا چـه انـدازه جدیدند؟»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۰، صص ۳۱-۶۷.

ب- انگلیسی

Anderson, T.W., and L. A. Goodman (1957), "Statistical Inference about Markov Chains", *Annals of Mathematical Statistics* 28: 89-110.

Anselin, L. (1995), "Local Indicators of Spatial Association – LISA", *Geographical Analysis*, vol.27, no.2, pp: 93-115.

Bandyopadhyay, S. (2012), "Convergence Clubs in Incomes Across Indian States: Is there Wvidence of a Neighbours' Effect?", *Economics Letters*, 116, 565-570.

Barro, R. J., and Sala-i-Martin, X. (1991), "Convergence Across States and Regions", Brookings Papers on Economic Activity, pp: 107-182.Basawa, I. Y., and B. L. S. Prakasa Rao. 1980. Statistical Inference for Stochastic Processes. London: Academic Press.

Bartholomew, D. J. (1982), *Stochastic Models for Social Processes*. 3d ed. Chichester, UK: Wiley.

Bickenbach, F., and Bode, E. (2003), "Evaluating the Markov Property in Studies of Economic Convergence", *International Regional Science Review*, 26(3), 363e392.

Billingsley, P. (1961a), *Statistical Inference for Markov Processes*, Chicago: University of Chicago Press.

Billingsley, P. (1961b), "Statistical Methods in Markov Chains", *Annals of Mathematical Statistics* 32: 12-40.

Bode, E., and Rey, S.J. (2006), "The Spatial Dimension of Economic Growth and Convergence", *Papers in Regional Science*, Vol.85, No.2, pp: 171–176.

Breau, S. (2015), "Rising Inequality in Canada: A Regional Perspective", *Applied Geography*, 61, 58-69.

Cuaresma, J. C., Loichinger, E. and Vincelette, G. (2016), "Aging and Income Convergence in Europe: A Survey of the Literature and Insights from a Demographic Projection Exercise", *Economic Systems*, In press, Available online 25 November 2015.

Fingleton, B. (2004), *Theoretical Economic Geography and Spatial Econometrics: Bridging the Gap between Theory and Reality*, In: Getis A, Mur J, Zoeller H (eds) Spatial Econometrics and Spatial Statistics, Palgrave, Hampshire, pp: 8–27

Gallo, J. L. (2001), Space-time Analysis of GDP Disparities Among European Regions: A Markov Chains Approach, No 2001-06, LATEC - Document de Travail - Economie (1991-2003) from LATEC, Laboratoire d'Analyse et des Techniques EConomiques, CNRS UMR 5118, Université de Bourgogne.

Geppert, K., and Stephan, A. (2008), "Regional Disparities in the European Union: Convergence and Agglomeration", *Papers in Regional Science*, vol.87, no.2, pp: 193-217.

Goletsis, Y. and Chletsos, M. (2011), "Measurement of Development and Regional Disparities in Greek periphery: A Multivariate Approach", *Socio-Economic Planning Sciences*, 45, 174-183.

Guetat, I., and Serranito, F. (2007), "Income Eonvergence within the MENA Countries: A Panel Unit Root Approach", *Quarterly Review of Economics and Finance*, 46(5), pp.685-706.

Haining, R., and Wise, S. (2000), Exploratory Spatial data Analysis, NCGIA Core Curriculum in GIScience, Available at: http://escholarship.org/uc/item/82w9m1rb.

Hamnett, C. (2003), "Contemporary Human Geography: Fiddling while Rome Burns?", *Geoforum*, Vol.34, No.1, pp: 1–3.

Krugman, P. (1999), "The Role of Geography in Development", *International Regional Science Review*, Vol. 22, No.2, pp: 142–161.

Magrini, S. (2007), Analysing Convergence Through the Distribution Dynamics Approach: Why and how? University Ca'Foscari of Venice, Dept. of Economics, Research Paper Series No, 13.

Páez, A., Gallo, J.L., Buliung, N., and Dall'erba, S. (2010), *Progress in Spatial Analysis; Methods and Applications*, Springer.

Pfaffermayr, M. (2009), "Conditional β- and σ-convergence in space: A Maximum Likelihood Approach", *Regional Science and Urban Economics*, 39, 63-78.

Quah, D. (1993), "Empirical Cross-section Dynamics in Economic Growth", *European Economic Review*, vol.37, no.2, pp:426-434.

Rey, S. J. (2004), "Spatial Analysis of Regional Income Inequality", *Spatially Integrated Social Science*, vol.1, pp: 280-299.

Rodriguez-Pose, A. and Gill, N. (2006), "How does Trade Affect Regional Disparities?", *World Development*, 34(7), 1201–1222.

Roses, Joan R. and Sanchez-Alonso, B. (2004), "Regional Wage Convergence in spain 1850-1930", *Explorations in Economic History*, No.41, PP.404-425.

Seya, H., Tsutsumi, M. and Yamagata, Y. (2012), "Income Convergence in Japan: A Bayesian Spatial Durbin Model Approach, *Economic Modelling*, 29, 60-71.

Tunali, C., and Yilanci, V. (2010), "Are per Capita incomes of MENA Countries Converging or Diverging?", *Physica A Statistical Mechanics and Its Application*, No.389, pp.4855-4862.