

فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی

سال بیست و چهارم، شماره ۸۰، زمستان ۱۳۹۵، صفحات ۱۹۴-۱۶۷

بررسی همگرایی درآمدی بین استان‌های ایران با تأکید بر روش تحلیل خوشه‌ای

فربیا سلامی

کارشناسی ارشد دانشگاه کردستان (نویسنده مسئول)

faribasalami@gmail.com

علی فقه مجیدی

استادیار دانشگاه کردستان

a.feghehmajidi@uok.ac.ir

احمد محمدی

استادیار دانشگاه کردستان

Ah.mohammadi@uok.ac.ir

چکیده

بررسی فرضیه همگرایی بین استان‌های ایران و اتخاذ سیاست‌های اقتصادی به منظور نیل به توازن منطقه‌ای یکی از موضوعات مهم در حوزه اقتصاد کلان ایران است. در این پژوهش، برای بررسی فرضیه همگرایی درآمد سرانه، در میان استان‌های ایران از روش‌های مختلف مانند آزمون ریشه واحد، همگرایی باشگاهی و آماره تایل و مکانیسم جدید یعنی تحلیل خوشه‌ای استفاده شده است. نتایج آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد 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. به‌طور کلی نتایج، با استفاده از تمام روش‌ها، واگرایی قوی از نظر درآمد سرانه، در استان‌های ایران را تأیید می‌کنند. نتایج واگرایی در درآمد سرانه ممکن است نشانه‌ای از توسعه نامتوازن بیشتر در استان‌های ایران در آینده باشد. در واقع، نتایج این پژوهش بیانگر نرخ متفاوت رشد اقتصادی در استان‌های ایران است.

طبقه‌بندی JEL: C32، C33، O40، R11.

واژه‌های کلیدی: همگرایی، تحلیل خوشه‌ای، استان‌ها، ایران.

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۷/۱۹

* تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۲/۱

۱. مقدمه

اغلب برنامه‌های توسعه اقتصادی در ایران با هدف کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای و حرکت از برنامه‌ریزی بخشی به سمت برنامه‌ریزی منطقه‌ای صورت می‌گیرد. مطابق اصل ۴۸ قانون اساسی نیز لازم است تخصیص منابع و فعالیت‌ها به هر منطقه بر مبنای استعدادها و ویژگی‌های خاص آن منطقه صورت گیرد و موجب کاهش شکاف اقتصادی بین مناطق مختلف کشور گردد. سیر تحولات مباحث مربوط به توسعه اقتصادی جوامع، باهدف دستیابی به معیارهای مناسب برای مقایسه وضع اقتصادی مناطق مختلف و ارائه الگوهای مناسب برنامه‌ریزی توسعه، موجب شکل‌گیری الگوهای رشد اقتصادی و روند تکاملی آنها شده است.

شکاف درآمد سرانه بین استان‌های ایران ریشه‌ای تاریخی دارد. با بررسی حساب‌های منطقه‌ای در بین استان‌های ایران، طی دوره ۱۳۷۹-۱۳۷۹ ش، مشاهده می‌شود. درآمد سرانه کل کشور (بدون ارزش افزوده نفت) از ۷/۹۸ میلیون ریال در سال ۱۳۷۹ به ۸۵/۲۶ میلیون ریال در سال ۱۳۹۱ رسیده و روند افزایشی داشته است. استان‌های سیستان و بلوچستان با ۳۸/۹۰ میلیون ریال، کردستان با ۵۰/۴۸ میلیون ریال، آذربایجان غربی با ۵۰/۲۴ میلیون ریال (با ارزش افزوده بدون نفت) دارای پایین‌ترین درآمد سرانه می‌باشند. استان‌های تهران با ۱۵۹/۲۶، بوشهر با ۲۲۱/۵۲۳، مرکزی با ۹۷/۲۲ و یزد با ۱۴۸/۹۱ میلیون ریال بالاترین درآمد سرانه واقعی (با ارزش افزوده بدون نفت) را دارند (مرکز آمار ایران). این ارقام به خوبی شکاف درآمد سرانه را در استان‌های ایران نشان می‌دهند.

در این مطالعه همگرایی درآمد سرانه استان‌های ایران و روند آنها با استفاده از روش‌های ریشه واحد، باشگاهی، آماره تایل و با تأکید بر روش جدید خوشه‌ای فیلیپس و سول^۱ (۲۰۰۷، ۲۰۰۹) بررسی شده است. زیرا روش خوشه‌ای مکانیسم جدیدی را برای مدل‌سازی و تجزیه و تحلیل اقتصادها در دوران گذار و رشد ارائه می‌دهد. این رویکرد با در نظر گرفتن روند زمان و اجزاء رشد، مدل غیرخطی^۲ را ارائه می‌دهد که ناهمگن بودن را در بین کشور یا استان‌ها، در طول زمان نیز مد نظر قرار می‌دهد. به‌طور کلی، مدل به‌صورت یک مدل غیرخطی فرمول‌بندی شده است. نوآوری پژوهش از چند جنبه قابل بررسی است: اول اینکه در ایران تاکنون مطالعه‌ای براساس روش خوشه‌ای انجام نشده است. دوم روش‌های مختلف بررسی همگرایی مقایسه می‌شوند زیرا دوره زمانی پژوهش نیز جدید است و سرانجام، براساس نوسانات و تحولات اقتصادی در چند سال اخیر بررسی روند همگرایی از اهمیت قابل توجهی برخوردار است.

1. Phillips & Sul
2. Time Varing

همانطور که گفته شد در این پژوهش به بررسی همگرایی درآمدی استان‌های ایران با تأکید بر روش خوشه‌ای پرداخته شده که در قالب چند بخش تنظیم شده است. در مبانی نظری مدل سولو-سوان، همگرایی درآمدی مطلق و شرطی، همگرایی سیگما، همگرایی باشگاهی، روش خوشه‌ای بررسی شده است. سپس مطالعات و پژوهش‌های داخلی و خارجی انجام گرفته در زمینه همگرایی بیان شده‌اند. در قسمت بعدی، متغیرهای به کار گرفته شده و نتایج تحقیق توضیح داده شده است. در پایان، به نتیجه‌گیری از نتایج تحقیق و توصیه‌های سیاستی پرداخته شده است.

۲. مبانی نظری

فرضیه همگرایی درآمد کشورها یکی از نتایج و پیش‌بینی‌های مدل رشد نئوکلاسیک سولو - سوان^۱ است که مسائل مربوط به این مباحث را ابتدا بارو و سالای مارتین^۲ (۱۹۹۱) مطرح کردند و حاکی از این قضیه است که کشورهای فقیرتر دارای رشد بیشتری نسبت به کشورهای ثروتمندتر هستند. در الگوی مدل رشد سولو- سوان تابع تولید به کار گرفته شده، تابع تولید کاب-داگلاس^۳ است که بر تابع تولید خطی که ویژگی‌های بازدهی نسبت به مقیاس ثابت و قابلیت جانشینی کار و سرمایه با یکدیگر و کاهنده بودن بهره‌وری نهایی داده‌ها را دارد، مبتنی است. تابع تولید براساس رابطه (۱) است:

$$Y = K^\alpha L^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (1)$$

که در آن Y سطح تولید کل، K موجودی سرمایه، L مقدار کل نهاد نیروی کار و α پارامتر سهم بوده، به طوری که α و $1-\alpha$ به ترتیب معادل سهمی از محصول کل است که به عامل سرمایه و عامل نیروی کار تعلق می‌گیرد.

معادله دیفرانسیل تغییرات سرمایه سرانه در الگوی سولو- سوان نیز به صورت زیر است:

$$\Delta k = sf(k) - (n + \delta)k \quad (2)$$

که در آن k سرمایه سرانه، δ نرخ استهلاک، n نرخ رشد جمعیت و s نرخ پس‌انداز است. تعادل در این مدل زمانی حاصل می‌گردد که نرخ تغییرات سرمایه سرانه صفر گردد یعنی جایی که $sf(k) = (n + \delta)k$ شود که در این حالت اصطلاحاً عنوان می‌گردد که اقتصاد به سمت یک سرمایه سرانه تعادلی k^* و درآمد سرانه تعادلی بلندمدت y^* حرکت کرده است. اگر گروهی از

1. Solow & Swan
2. Barro, R. & Sala-i-Martin, X
3. Cobb-Daglus

اقتصادهای بسته دارای ساختار مشابهی از لحاظ مقادیر پارامترهای δ, n, S و همچنین، دارای تابع تولید یکسانی باشند در این حالت، دارای مقادیر مشابه k^* و y^* در حالت تعادلی خود خواهند بود. همچنین، می‌توان نتیجه گرفت که اگر دو اقتصاد دارای نرخ مشابه پس‌انداز باشند، فاصله بین $Sf(k)$ و خط $(n + \delta)k$ در اقتصاد فقیر بیشتر خواهد بود و، در نتیجه، نرخ رشد درآمد سرانه اقتصاد فقیر بزرگ‌تر از نرخ رشد درآمد سرانه اقتصاد ثروتمند است. ولی اگر اقتصاد ثروتمند نرخ پس‌انداز بالاتری داشته باشد، در این صورت نرخ رشد سرانه اقتصاد ثروتمند بزرگ‌تر از نرخ رشد اقتصاد فقیر خواهد بود (اکبری و مؤیدفر، ۱۳۸۳). این موضوع در ادبیات اقتصادی به همگرایی بتا معروف است. این نوع همگرایی خود به دو نوع همگرایی مطلق و همگرایی شرطی تقسیم می‌شود. در همگرایی مطلق اگر اقتصادها از لحاظ تابع تولید و سایر پارامترهای مدل رشد، یکسان باشند و تنها تفاوت این اقتصادها در مقدار سرمایه سرانه اولیه آنها (K_0) باشد، می‌توان نشان داد که اقتصادها، دارای y^* مشابهی می‌باشند و همه آنها به سمت y^* حرکت می‌کنند. در آن صورت اقتصادی که از y^* دورتر است، دارای نرخ رشد تولید سرانه بالاتری خواهد بود و در این حالت تمامی اقتصادها سرانجام به یک سطح از تعادل باثبات و درآمد سرانه همگرا می‌شوند. در صورتی که پارامترهای اقتصادها متفاوت باشند، در این وضعیت با نوع دیگری از همگرایی به نام همگرایی شرطی مواجه هستیم. در این حالت، اقتصادی که تابع تولید سرانه بالاتری نسبت به سایر اقتصادها دارد، دارای y^* و k^* بالاتری می‌باشد. در همگرایی شرطی هر اقتصاد به نقطه تعادلی با ثبات خود همگرا می‌شود و سرعت این همگرایی به فاصله آن از وضعیت تعادلی خود بستگی دارد. در این حالت نیز می‌توان گفت که اقتصادی که دورتر از y^* خود است، دارای نرخ رشد تولید سرانه بالاتری می‌باشد (بارو و سالایی مارتین، ۱۹۹۰ و غلامی حیدریانی، ۱۳۹۰).

اما علاوه بر همگرایی بتا انواع دیگری از همگرایی به نام همگرایی سیگما، همگرایی باشگاهی و خوشه‌ای نیز در ادبیات همگرایی مطرح است که در ادامه توضیح داده خواهند شد.

۱-۲. همگرایی سیگما

یکی دیگر از حالت‌های بررسی همگرایی درآمد سرانه، همگرایی سیگماست که در آن همگرایی با استفاده از کاهش پراکندگی درآمد سرانه واقعی استان‌ها. در طول زمان با استفاده از شاخص‌های نابرابری تایلر نگار، مورد آزمون قرار می‌گیرد. در این روش شاخص تایلر $T = \sum_{i=1}^n y_i \ln\left(\frac{y_i}{p_i}\right)$ و

بررسی همگرایی درآمدی بین استان‌های ایران با تأکید بر روش تحلیل خوشه‌ای ۱۷۱

درآمد است و بیشترین مقدار آن $(\ln n)$ است که به معنای تمرکز کامل درآمد در یک منطقه است. $L = \sum_{i=1}^n p_i \ln \left(\frac{p_i}{y_i} \right)$ نیز محاسبه می‌شود. کمترین مقدار آن صفر است که نشانه توزیع کامل

۲-۲. همگرایی باشگاهی

همگرایی باشگاهی زمانی اتفاق می‌افتد که سطوح یکنواخت درآمد سرانه بین اقتصادهای با درآمد سرانه بالا مشابه هم و بین اقتصادهای با درآمد پایین نیز مشابه یکدیگر باشد. در این حالت درآمد سرانه اقتصادهای با درآمد سرانه پایین به سمت میانگین تعادلی خود همگرا و درآمد سرانه اقتصادهای با درآمد سرانه بالا به سمت میانگین تعادلی خود همگراست. برای بررسی آزمون همگرایی باشگاهی، ابتدا با استفاده از روش مقطعی، مدل مناسبی برای آزمون همگرایی شرطی برآورد می‌شود. رویکرد کلاسیک همگرایی شامل انجام یک رگرسیون مقطعی است که تصریح عمومی مدل مقطعی به صورت زیر می‌باشد (بارو و سالایی مارتین، ۱۹۹۰):

$$Gy_i = \alpha + \beta \ln y_{i,0} + \phi z_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

در معادله (۳)، Gy_i برابر متوسط نرخ رشد اقتصاد i طی دوره موردنظر می‌باشد که برابر است با $Gy_i = \ln y_{i,T} - \ln y_{i,0}$ (لگاریتم درآمد سرانه در انتهای دوره می‌باشد). Z بردار متغیرهای کنترل، عموماً شامل متغیرهایی است که روی سطح یکنواخت درآمد سرانه تأثیرگذار هستند. ε_i جمله خطای تصادفی، i مقطع است که در اینجا i مربوط به سال ۱۳۷۹ ش و α عرض از مبدأ مدل است.

۳-۲. همگرایی خوشه‌ای

اولین مزیت این روش نسبت به سایر روش‌ها این است که آزمون همگرایی نسبی (بر اساس متوسط مقاطع) برخلاف همگرایی در سطح برنارد و دولاف^۱ (۱۹۹۵) ارائه می‌دهد. دوم اینکه چون آزمون ریشه واحد ممکن است سری‌های تدریجی همگرا را نا ایستا در نظر بگیرد، در این رویکرد این مسئله از طریق در نظر گرفتن اختلاف درآمد بین دو کشور (استان) یا گروه برطرف شده است. همچنین، تورش و نتایج آزمون‌های سنتی نیز برطرف می‌شود زیرا در روش فیلیپس و سول، فرض ایستایی و نایستایی متغیرها به عنوان اصل در نظر گرفته می‌شود. علاوه بر این، با استفاده از این روش می‌توان دسته استان‌هایی را که دارای همگرایی درآمدی هستند، مشخص کرد. برای اعمال این روش، از داده‌های

1. Bernard AB, Durlauf

درآمد سرانه واقعی (بدون نفت) برای سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۹۲ استفاده شده است. براساس روش فیلیس و سول (۲۰۰۷، ۲۰۰۹)، گروه‌های استانی می‌توانند به حالت پایداری همگرا شوند که با استان‌های عضو گروه دیگر تفاوت دارند.

آزمون همگرایی خوشه‌ای توسط فیلیس و سول (۲۰۰۹، ۲۰۰۷) معرفی گردیده است. برای تشریح این آزمون که به آزمون $\log t$ معروف است برای متغیر X_{it} که در آن $i = 1, \dots, N$ و $t = 1, \dots, T$ می‌باشد و T به ترتیب تعداد استان‌ها و اندازه نمونه است، یک مدل پنل دیتا تعریف گردد. در مقاله حاضر X_{it} لگاریتم طبیعی درآمد سرانه استان‌ها می‌باشد. در مدل پنل دیتا اغلب به دو جزء تجزیه می‌گردد: یک مؤلفه سیستماتیک g_{it} و یک جزء گذرا مانند a_{it} . بنابراین X_{it} را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$X_{it} = g_{it} + a_{it} \quad (۴)$$

فیلیس و سول معادله (۴) را به گونه‌ای اصلاح و تبدیل می‌نمایند که در آن اجزای مشترک و غیرسیستماتیک^۱ مدل پنل از همدیگر جدا می‌گردند. به طور خاص آنها معادله زیر را معرفی می‌نمایند:

$$X_{it} = \left(\frac{g_{it} + a_{it}}{\mu_t} \right) \mu_t = \delta_{it} \mu_t \quad (۵)$$

در این روش، X_{it} به یک جزء مشترک μ_t و جزء غیرسیستماتیک $\delta_{it} \mu_t$ تجزیه شده است. هر دو مؤلفه‌ها وابسته به زمان^۲ هستند. با استفاده از فرمول (۵) می‌توان به بررسی امکان همگرایی درآمد میان استان‌ها پرداخت. آزمون همگرایی در این روش در واقع از طریق آزمون ضریب δ_{it} انجام می‌گیرد. برای این منظور فیلیس و سول پارامتری تحت عنوان پارامتر گذار به شکل زیر تعریف می‌کنند:

$$h_{it} = \frac{x_{it}}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_{it}} = \frac{\delta_{it}}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \delta_{it}} \quad (۶)$$

همان‌طور که مشاهده می‌گردد معادله (۶) در واقع ضریب δ_{it} را با توجه به مقدار متوسط مربوطه در مدل پنل تعریف می‌نماید و به همین ترتیب مسیر گذار برای هر استان i نیز با توجه به متوسط مدل پنل تعریف می‌گردد.

در مرحله بعد نسبتی تحت عنوان نسبت واریانس مقطعی H_1/H_t ^۳ تعریف می‌گردد که در آن

داریم:

1. Idiosyncratic
2. Time-varying
3. Cross Sectional Variance Ratio

بررسی همگرایی درآمدی بین استان‌های ایران با تأکید بر روش تحلیل خوشه‌ای ۱۷۳

$$H_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\hat{h}_{it} - 1) \quad (7)$$

معادله (۷) در واقع فاصله پنل از حد مشترک را اندازه‌گیری می‌نماید. علاوه بر این، فیلیس و سول برای δ_{it} مدل شبه پارامتریک زیر را به کار می‌گیرند:

$$\delta_{it} = \delta_i + \alpha_i \varepsilon_{it} L(t)^{-1} t^{-\alpha} \quad (8)$$

که در آن $\varepsilon_{it} \sim iid(0,1)$ (میان مقاطع i)، تابعی نظیر تابع $\log t$ است که به کندی تغییر می‌کند و α ، سرعت همگرایی را نشان می‌دهد. معادله (۸) تضمین می‌کند که برای تمامی مقادیر مثبت (و حتی صفر) پارامتر α ، عبارت δ_{it} به سمت δ_i همگرا می‌گردد. با توجه به این موضوع اکنون می‌توان فرضیه صفر همگرایی را به صورت زیر نوشت:

$$\mathcal{H}_0: \delta_i = \delta, \quad \alpha \geq 0 \quad (9)$$

فرضیه مقابل نیز عبارت است از:

$$\mathcal{H}_A: \delta_i \neq \delta, \quad \alpha < 0 \quad (10)$$

فیلیس و سول برای آزمون فرضیه صفر \mathcal{H}_0 رگرسیون زیر که به رگرسیون $\log t$ معروف است را طراحی کرده‌اند:

$$\log\left(\frac{H_t}{H_t}\right) - 2 \log(\log(t)) = a + b \log t + u_t \quad (11)$$

که در آن برآورد ضریب $\log t$ برابر است با: $\hat{b} = 2\hat{a}$ و برآورد ضریب a تحت فرضیه صفر \mathcal{H}_0 است. اگر آماره t ضریب b که آن را با t_b نمایش می‌دهیم کمتر از مقدار بحرانی $-1/65$ باشد همگرایی رد می‌گردد. در عمل رگرسیون فوق بعد از حذف بخشی از داده‌ها از نمونه انجام می‌گیرد. فیلیس و سول پیشنهاد کرده‌اند که رگرسیون از نقطه‌ای مانند نقطه $t = [rT]$ شروع گردد که در آن $[rT]$ بخش صحیح حاصلضرب rT است و مقدار پارامتر r نیز برابر $0/3$ می‌باشد. T نیز تعداد مشاهدات است.

ذکر این نکته ضروری است که رد فرضیه همگرایی برای کل مدل پنل به مفهوم نبود امکان همگرایی باشگاهی نمی‌باشد و فیلیس و سول یک مرحله جلوتر رفته و یک الگوریتم مشخص برای بررسی امکان همگرایی باشگاهی ارائه کرده‌اند. الگوریتم مورد نظر در بخش ۴-۲-۳-الف مقاله به تفصیل توضیح داده شده است.

۳. پیشینه پژوهش

۳-۱. مطالعات خارجی

بیارت و گارسیا - سولانس^۱ (۲۰۱۴)، در دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۵۳م، با استفاده از آزمون چند متغیره ریشه واحد TAR^۲ به بررسی تأثیر شرایط اقتصادی در کوتاه‌مدت بر روی همگرایی اقتصادی بلندمدت پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که همگرایی در آمد خالص سرانه با چرخه‌های تجاری هماهنگ نیست و برای تضمین همگرایی اقتصادی بلندمدت سیاست‌های تثبیت کوتاه‌مدت توصیه می‌شود.

آندرآنو و لورتی^۳ (۲۰۱۳)، در دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۵۰م، با استفاده از روند همگرایی نوع بتا به بررسی رشد اقتصادی در بین ۲۶ کشور منطقه MENA^۴ پرداختند. نتایج حاکی از آن است که GDP سرانه تمایل دارد از کشورهای فقیر به سمت کشورهای غنی همگرا شوند.

سیا و تساتسامی^۵ (۲۰۱۲)، در دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۸۹م، با استفاده از آزمون مدل فضایی بیضی^۶ به تجزیه و تحلیل نابرابری‌های درآمد منطقه‌ای در ژاپن پس از انفجار حباب^۷ پرداخته‌اند. نتایج بیانگر آن است که همگرایی^۸ وجود ندارد و وابستگی مکانی وجود دارد.

تیماکوآ^۸ (۲۰۱۱) با استفاده از روش مدل سولو به بررسی همگرایی شرطی در ۸۶ کشور، در دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۶۰م پرداخته است و نتایج بیانگر آن است که همگرایی مطلق وجود ندارد و همگرایی مشروط به سرمایه‌گذاری و جمعیت و سرمایه انسانی را تأیید می‌کند.

لی و تام^۹ (۲۰۱۰) با استفاده از داده مدل همگرایی درآمدی کارلینو و میلز (۱۹۹۳)^{۱۰} و با استفاده از داده‌های درآمد سرانه واقعی بین سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۸۲م در چین، هنگ‌کنگ و ماکائو به آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی پرداخته‌اند. نتایج بیانگر آن است که در بلندمدت درآمد این کشورها، هیچ‌گرایی به دور شدن از متوسط درآمد گروه ندارند که در واقع دلالت بر همگرایی درآمدی بین این کشورهاست.

1. Beyaert and García-Solanes

2. Threshold Auto Regressive

3. Andreano and Laureti

4. Middle East and North Africa

5. Seya and Tsutsumi

6. Bayesian spatial Durbin

7. Bubble Burst

8. Timakova

9. Lie and Tam

10. Carlino and Mills

بررسی همگرایی درآمدی بین استان‌های ایران با تأکید بر روش تحلیل خوشه‌ای ۱۷۵

عدنان و همکاران (۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های درآمد سرانه واقعی بین کشورهای آسیای شمالی و شرقی در سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۷۳م به آزمون همگرایی درآمدی مطلق (بتا و سیگما) و آزمون همگرایی درآمدی شرطی پرداخته‌اند. نتایج بیانگر پذیرفته نشدن همگرایی مطلق است، اما همگرایی درآمد شرطی برای کشورهای آسیای شمالی و شرقی تأیید می‌شود.

ساکاموتو و اسلام^۱ (۲۰۰۸) با استفاده از ماتریس انتقال مارکوف^۲، در دوره زمانی ۲۰۰۳-۱۹۵۲م، به بررسی همگرایی در سراسر استان‌های چینی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که توزیع درآمد سرانه در سطح استان‌های چین به‌زودی همگرا خواهد شد.

لوپز (۲۰۰۸)^۳ همگرایی منطقه‌ای ۱۵ کشور اتحادیه اروپا را، در دوره ۱۹۹۹-۱۹۸۲م، با استفاده از رگرسیون داده‌های پانلی یا اثرات ثابت آزمون نمود و نتایج حاکی از رابطه‌ای منفی و معناداری میان سطوح درآمدی و نرخ‌های رشد بوده که نشان‌دهنده همگرایی است.

هیگینز، لوی و یانگ^۴ (۲۰۰۶) با استفاده از مشاهدات مقطعی در ایالات آمریکا، در دوره زمانی ۱۹۹۸-۱۹۷۰م، به بررسی همگرایی بتا با روش حداقل مربعات معمولی OLS^۵ و حداقل مربعات غیرخطی NLS^۶ برای همگرایی بتا و آزمون مربوط به همگرایی سیگما پرداخته‌اند. نتایج مبنی بر وجود همگرایی مطلق بتا و واگرایی سیگما، حتی درون هر یک از ایالات به‌طور جداگانه-گزارش شده‌اند.

چادهوری^۷ (۲۰۰۵) با روش OLS به بررسی همگرایی در درآمد سرانه ۹ کشور ASEAN^۸، در دوره زمانی ۲۰۰۱-۱۹۶۰م، پرداخته‌اند. یافته‌ها حاکی از آن است که وجود همگرایی مطلق و شرطی بتا و همگرایی سیگما را نمی‌توان در بین این کشورها پذیرفت و نیروهای رشد بلندمدت در کشورهای آ-سه - آن وجود ندارد. همچنین، نبود همگرایی در بین این کشورها را دلیلی بر تأیید مدل‌های رشد درون‌زا دانسته‌اند.

وی^۹ (۲۰۰۴) با استفاده از داده‌های پانلی رشد اقتصادی و همگرایی بین ایالات کانادا، یک‌بار با در نظر گرفتن متغیر سرمایه انسانی و بار دیگر با ورود این متغیر به مدل، مقدار ضریب همگرایی را به دست

-
1. Sakamoto & Islam
 2. Markov Transition Matrix
 3. Lopez
 4. Higgins, Levy & Young
 5. Ordinary Least Squares
 6. Nonlinear Least Squares
 7. Chowdhury
 8. Association of Southeast Asian Nations
 9. Wei

آورده و نتایج را با حالت مقطعی مقایسه نموده است. نرخ همگرایی با روش پنلی، بیشتر از روش مقطعی گزارش شده است.

دبسون و رملگان^۱ (۲۰۰۲)، در دهه ۱۹۸۰-۱۹۷۰م، به بررسی رشد اقتصادی و همگرایی در آمریکای لاتین پرداختند. نتایج پژوهش آن است که توزیع برابر درآمدی در آمریکای لاتین وجود ندارد اما شواهدی از همگرایی شرطی ولی با نرخی کمتر از بسیاری از کشورهای توسعه یافته برای این منطقه وجود دارد و در این دهه مقدار نرخ همگرایی، اثر مثبتی برافزایش رشد اقتصادی کشورها داشته است.

گاستافسون و شی^۲ (۲۰۰۲)، در دوره زمانی ۱۹۹۵-۱۹۸۸، به بررسی نابرابری درآمد در داخل و بین ۱۸ شهرستان در مناطق روستایی چین در سطح استان و سه منطقه چین شامل منطقه شرقی، مرکزی و غربی پرداخته‌اند. نتایج بیانگر آن است که بسیاری از نابرابری درآمد در مناطق روستایی چین در سال ۱۹۹۵ میلادی ایجاد شد و توسعه نابرابر متوسط درآمد در سراسر شهرستان برای اکثر آنها- اما نه همه- از افزایش سریع در نابرابری درآمد بوده است، میانگین درآمد از سه منطقه واگرا شده است.

ایل چو^۳ (۲۰۰۱) اثر همگرایی اقتصادی از طریق تجارت بر ادوار تجاری برای ۱۰ کشور آسیای شرقی را توضیح داد و این پرسش را مطرح کرد که آیا همزمانی یا سازگار ادوار تجاری در این کشورها تحت تأثیر تحولات در همگرایی اقتصادی آنها از طریق تجارت قرار گرفته است یا خیر؟ نتایج تجربی نشان داد که افزایش وابستگی تجارت دوجانبه باعث همبستگی سیکل‌ها می‌شود.

بارو و سالای-آی مارتین^۴ (۱۹۹۲) همگرایی سیگما و بتا را بین ۴۸ ایالت در امریکا، طی دوره زمانی ۱۸۸۰ تا ۱۹۹۰م، بررسی کرده‌اند. نتیجه بررسی نشان داد که در این نواحی همگرایی از نوع سیگما و بتا وجود داشته است و مناطق مورد بررسی به لحاظ درآمد سرانه در حال نزدیک شدن به هم هستند. بارو و سالایی مارتین (۱۹۹۲) برای ۴۷ منطقه در ژاپن، در ۱۹۳۰-۱۹۹۰م، نیز این مطالعه را انجام دادند. نتیجه مطالعه نشان داد که ضریب همگرایی مطلق (غیر شرطی) برای تمام طول دوره ۰/۰۱۲ بود؛ اما ضریب همگرایی شرطی ۰/۰۳۱ تخمین زده شد. از این‌رو، در مجموع همگرایی بین نواحی مختلف ژاپن در درآمد سرانه وجود دارد و این مناطق با سرعتی بیشتر از مناطق امریکا در حال همگرایی هستند.

-
1. Dobsont and Ramlogan
 2. Gustafsson & Li Shi
 3. Il Choe
 4. Barro & Sala-I-Martin

بررسی همگرایی درآمدی بین استان‌های ایران با تأکید بر روش تحلیل خوشه‌ای ۱۷۷

آبراموویتز^۱ (۱۹۸۶) نیز با استفاده از داده‌های بهره‌وری نیروی کار ۱۶ کشور صنعتی و با استفاده از روند میانگین^۲ و ضریب همبستگی^۳ بین نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار و مقدار اولیه بهره‌وری نیروی کار، به بررسی تجربی همگرایی پرداخت. شواهد حاکی از آن است که بین نرخ رشد و سطح بهره‌وری نیروی کار رابطه‌ای منفی و معنی‌دار وجود دارد و کشورهای صنعتی گرایش به همگرایی نشان می‌دهند.

۲-۳. مطالعات داخلی

علمی و رنجبر (۱۳۹۲) در مقاله‌ای فرضیه تشکیل همگرایی باشگاهی بین GDP سرانه واقعی استان‌های ایران را، با استفاده از رگرسیون چندکی ناپارامتریک و رویکرد پویایی‌های توزیع، طی دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۸۸ش آزموده‌اند. نتایج تحقیق حاکی از شکل‌گیری دو باشگاه همگرایی بین استان‌های کشور است که اکثراً به سمت باشگاه فقیر در حال همگرایی‌اند. همچنین، محاسبه سرعت همگرایی حاکی از ناهمگونی شدید بین الگوهای رشد اقتصادی استان‌هاست. به طوری که برای ارتقای GDP سرانه استان‌های فقیر به سمت باشگاه ثروتمند به دوره زمانی بین ۲۰ تا ۳۰ سال نیاز است.

کریم زاده و آذربایجانی (۱۳۹۱) با استفاده از ۳ روش آزمون همگرایی سیگما، آزمون تایل و آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی به بررسی وجود همگرایی یا واگرایی بین کشورهای D8 طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۶۵م پرداختند. نتایج این سه روش همگی از واگرایی درآمدی بین کشورهای عضو این گروه حکایت دارد.

غلامی حیدریانی (۱۳۹۰) به بررسی همگرایی اقتصادی بین استان‌های ایران، طی سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۷ش، با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های تابلویی پرداخته است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بین استان‌های ایران همگرایی بتای مطلق وجود ندارد ولی همگرایی بتای شرطی بین استان‌های ایران برقرار است. نتایج بررسی آزمون همگرایی باشگاهی نشان می‌دهد که می‌توان استان‌ها را در دو گروه ده‌تایی (یا استان‌های با درآمد پایین) و بیست‌تایی (استان‌های با درآمد بالا) طبقه‌بندی کرد. با توجه به نتایج به دست آمده در بررسی همگرایی برای گروه درآمدی پایین وجود همگرایی مطلق (یا میل به یک استاندارد خاص) تأیید می‌شود ولی برای گروه درآمدی بالا تمایل به سمت یک استاندارد

-
1. Abramovitz, June
 2. Process Mean
 3. Correlation Coefficient
 4. Eight Developing Islamic Countries

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.

فروغی پور (۱۳۸۵) در پژوهشی به بررسی همگرایی اقتصادی سیگما و بتا (مطلق) در بین یازده کشور عضو اوپک، در دوره ۲۰۰۴-۱۹۷۰م، پرداخته است. بر اساس نتایج این پژوهش، همگرایی مطلق بتا و سیگما در بین کشورهای مورد بررسی وجود دارد.

آذربایجانی (۱۳۸۱) همگرایی اقتصادی کشورهای حوزه دریای خزر و جمهوری قفقاز را براساس مدل همگرایی بتای شرطی بررسی کرده و سرعت همگرایی شرطی را ۰/۷۷ برآورد کرده است که بیانگر همگرایی درآمدهای در این کشورهاست.

رحمانی (۱۳۸۳) به بررسی رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای در ایران با استفاده از داده‌های سپرده دیداری پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که شواهد تجربی، حمایت چندانی از همگرایی منطقه‌ای در ایران نمی‌کند.

رحمانی و عسگری (۱۳۸۳) به بررسی نقش سیاست‌های دولت در همگرایی منطقه‌ای در استان‌های ایران با استفاده از روند سپرده‌های دیداری پرداخته است. براساس نتایج این پژوهش، وجود نوعی روند همگرایی شرطی بین استان‌ها تأیید می‌شود و سرعت همگرایی از ۰/۰۶۰۹ به ۰/۰۶۰۲ کاهش پیدا کرده است یعنی سال‌های لازم برای از بین رفتن نیمی از شکاف سپرده دیداری واقعی سرانه استان‌ها با وضعیت تعادلی باثبات از ۱۰ به ۱۲ سال افزایش یافته است. همچنین، سیاست‌های منطقه‌ای دولت هرچند در رشد منطقه‌ای مؤثر افتاده‌اند در راستای تسریع همگرایی نبوده‌اند.

افشاری (۱۳۷۸) در مطالعه‌ای با عنوان همگرایی در درآمد سرانه در استان‌های ایران (آزمون نظریه سولو-سوان)، طی سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۷۴ش، به بررسی همگرایی مطلق بین استان‌ها پرداخته است. در این مطالعه سرعت همگرایی بین مناطق ایران در طول دوره مورد بررسی ۱/۱۵۷ بوده است یعنی هر ساله ۰/۵۷ درصد از شکاف سرانه استانی کاسته می‌شود. همین‌طور نشان داده است که همگرایی نوع σ در استان‌ها تقریباً وجود ندارد و از سال ۷۰ تا ۷۴ پراکندگی درآمدهای استانی روبه افزایش بوده است، به طوری که از ۰/۱ در سال ۱۳۷۰ به ۰/۲۴۳ در سال ۱۳۷۴ رسیده است.

۴. روش پژوهش

۴-۱. متغیرهای به کار رفته در مدل و نحوه استخراج آنها

الف) درآمد سرانه: از تقسیم GDP استان‌ها (استخراج شده از مرکز آمار ایران)، به جمعیت هر استان در سال‌های مورد مطالعه به دست می‌آید.

بررسی همگرایی درآمدی بین استان‌های ایران با تأکید بر روش تحلیل خوشه‌ای ۱۷۹

ب) شاخص ضمنی قیمت: این شاخص مستقیماً توسط داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌شود. نحوه محاسبه به گونه‌ای است که گویی از شاخص پاشه استفاده شده است. این شاخص به صورت نسبت تولید ناخالص داخلی اسمی به تولید ناخالص داخلی واقعی که به کمک قیمت‌های سال پایه محاسبه می‌شود، تعریف می‌گردد. از تفاوت‌های بارز این شاخص با شاخص قیمت مصرف‌کننده این است که این شاخص برخلاف CPI^۱ کالاهای وارداتی را در بر نمی‌گیرد و تغییر قیمت کالاهای وارداتی تأثیری بر این شاخص نخواهد داشت. ضمن اینکه این شاخص ممکن است کالاهایی را در برگیرد که تأثیری در رفاه مصرف‌کنندگان نداشته باشد. در واقع، تمام نقایص مربوط به محاسبه تولید ناخالص داخلی، در مورد این شاخص نیز مصداق خواهد داشت (ج) درآمد سرانه واقعی: از تقسیم درآمد سرانه بر شاخص ضمنی به دست می‌آید.

۴-۲. نتایج و تحلیل‌ها

در این بخش برای بررسی آزمون ریشه واحد، از آزمون‌های LLC، Breitung، ADF-IPS و Im, Pesaran and Shin (IPS) استفاده شده است. آزمون‌های PP-Fisher و Hadri استفاده شده است. آزمون‌های ADF-Fisher و PP-Fisher فرض می‌کنند که فرایندهای ریشه واحد انفرادی وجود دارد. آزمون‌های Levin, Lin and Chu (LLC) و Breitung (B) و Hardi (H) فرض می‌کنند که یک فرایند ریشه واحد معمولی وجود دارد به طوری که ρ_i برای همه سطح مقطع‌ها یکسان می‌باشد. دو آزمون اول فرضیه صفر را وجود ریشه واحد در نظر می‌گیرند در حالی که آزمون Hadri فرضیه صفر را عدم وجود ریشه واحد در نظر می‌گیرد (غلامی حیدریانی، ۱۳۹۰):

$$H_0: \alpha = 0$$

$$H_1: \alpha < 0$$

اگر فرضیه صفر پذیرفته شود ریشه واحد وجود دارد و، در غیر این صورت، ریشه واحد وجود ندارد. در آزمون ریشه واحد پانل Hadri فرضیه صفر به صورت نبود ریشه واحد در هر سری از داده‌های پانلی می‌باشد.

بیشتر مطالعات موجود در زمینه همگرایی درآمدی بر فرض خطی بودن شکاف درآمدی (که به صورت اختلاف بین لگاریتم درآمد سرانه واقعی یک کشور نسبت به لگاریتم متوسط درآمد سرانه واقعی گروه تعریف می‌شود) مبتنی است. بنابراین، معمولاً برای تعیین همگرایی یا واگرایی درآمدی از

آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده می‌شود، اما در تحقیقی که کاپتانیوس، شیء و اسنل در سال ۲۰۰۳ میلادی انجام داده‌اند، غیرخطی بودن شکاف درآمدی در اکثر کشورها اثبات شد. ضرورت بررسی خطی یا غیرخطی بودن شکاف درآمدی به این علت است که در صورت غیرخطی بودن شکاف درآمدی، آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته دیگر توانایی تشخیص همگرایی درآمدی را نداشته و باعث تورش نتایج و نتیجه‌گیری نادرست می‌شود (کریم زاده و آذربایجانی، ۱۳۹۲).

۴-۲-۱. بررسی همگرایی بتای شرطی و همگرایی بتای مطلق GDP با استفاده از آزمون ریشه واحد

۱. شکاف بین GDP^۱ سرانه استان‌ها طی زمان کاسته می‌شود و استان‌ها به حالت پایدار مشابهی همگرا می‌شوند (مفهوم همگرایی مطلق).

۲. رشد اقتصادی در استان‌های با درآمد کمتر، زیاد و در استان‌های با درآمد بیشتر، کم می‌باشد (مفهوم همگرایی شرطی).

۳. سطوح یکنواخت درآمد سرانه بین استان‌های با درآمد سرانه بالا، مشابه و بین استان‌های با درآمد پایین مشابه یکدیگر باشد (مفهوم همگرایی باشگاهی).

۴. در بررسی همگرایی بتای مطلق و شرطی، چنانچه فرضیه صفر در آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته ADF در حالت بدون عرض از مبدأ رد شود، در این صورت فرضیه همگرایی مطلق برقرار است و در حالتی که فرضیه صفر در آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته و ADF در حالت با عرض از مبدأ رد شود، فرضیه همگرایی شرطی برقرار می‌باشد (ایوانز و کاراس^۲، ۱۹۹۶).

۵. براساس مطالب بیان شده، برای بررسی همگرایی مطلق و شرطی چنانچه فرضیه صفر در آزمون‌های ریشه واحد (در آزمون Hadri فرضیه آلترناتیو) در حالت بدون عرض از مبدأ رد شود، در این صورت فرضیه همگرایی مطلق برقرار و اگر فرضیه صفر در آزمون‌های ریشه واحد (در آزمون Hadri فرضیه آلترناتیو) در حالت با عرض از مبدأ رد شود، در این صورت فرضیه همگرایی شرطی برقرار است (غلامی، ۱۳۹۰). فرضیه صفر و فرضیه مقابل در این آزمون به صورت زیر خواهد بود.

$$\begin{cases} H_0 : b = 0 \\ H_1 : b < 0 \end{cases}$$

به طوری که اگر $b < 0$ باشد بدین معنا است که فرضیه همگرایی را نمی‌توان رد کرد

و y_{it} به سوی مقدار تعادلی پایدار، همگرا می‌باشد.

1. Gross Domestic Production
2. Evans and Karras

۱۸۱ بررسی همگرایی درآمدهای بین استان‌های ایران با تأکید بر روش تحلیل خوشه‌ای

در ابتدا امر مانایی یا نامانایی را برای داده‌های GDP سرانه به قیمت پایه بررسی می‌شوند. در حالت بدون روند و بدون عرض از مبدأ با یک وقفه مانا می‌شوند.

طبق جدول (۱) نتایج بررسی همگرایی مطلق و همگرایی شرطی، درآمد سرانه کل استان‌ها با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پانل نشان می‌دهد، در حالت با عرض از مبدأ و بدون عرض از مبدأ برای آزمون‌های LLC، ADF-Fisher، IPS چون $prob > 0.05$ است، فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد، پس فرضیه همگرایی مطلق و همگرایی شرطی برقرار نیست. در نتیجه، درآمد واقعی سرانه استان‌ها به سمت میانگین درآمد سرانه استان‌ها همگرا نمی‌باشد. این بدان مفهوم است که هر استان به نقطه تعادلی با ثبات خود همگرا نمی‌شود.

جدول ۱. همگرایی درآمدهای (درآمد سرانه واقعی، قیمت ثابت ۷۶) بین کل استان‌ها

نتیجه	Prob	آماره t	آزمون‌ها
وجود ریشه واحد	۱/۰۰۰۰	۷/۴۰۹۷	LLC
وجود ریشه واحد	۱/۰۰۰۰	۵/۱۷۶۴	ADF
وجود ریشه واحد	۱/۰۰۰۰	۳/۲۴۹۴	PP
وجود ریشه واحد	۰/۳۲۱۴	-۰/۴۶۳۲	LLC
وجود ریشه واحد	۱/۰۰۰۰	۴/۷۷۸۱	IPS
وجود ریشه واحد	۱/۰۰۰۰	۱/۳۳۹۳	ADF
وجود ریشه واحد	۱/۰۰۰۰	۱۷/۰۲۶۲	PP

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۲. بررسی همگرایی درآمد سرانه واقعی استان‌ها با استفاده از آزمون هادری

نتیجه	Prob	آماره t	آزمون‌ها
وجود ریشه واحد	۰/۰۰۰۰	۱۱/۹۱۷۸	آماره Z
وجود ریشه واحد	۰/۰۰۰۰	۱۱/۸۴۹۱	آماره Z با فرض ناهمگنی پایدار

مأخذ: محاسبات تحقیق

در جدول (۲) مشاهده می‌شود که در آزمون Hadri، $\text{prob} < 0/05$ فرضیه‌های صفر مدل Hadri با در نظر گرفتن عرض از مبدأ رد می‌شود. بنابراین، مطابق این آزمون نیز همگرایی شرطی و مطلق استان‌ها برقرار نمی‌باشد و نتایج سایر آزمون‌های قبلی تأیید می‌شود.

۴-۲-۲. نتایج همگرایی باشگاهی استان‌های کشور

در این قسمت از پژوهش، همگرایی استان‌ها بر اساس روش باشگاهی بررسی می‌گردد. در این تحقیق از متغیرهای نسبت ارزش افزوده صنعت به کل ارزش افزوده در سال ۱۳۷۹ش (lnind)، میزان جمعیت (lnpop79) در سال ۱۳۷۹، سهم سرمایه‌گذاری بخش خصوصی (lninv79) در سال ۱۳۷۹ به عنوان متغیرهای کنترل استفاده شده است.

بعد از تخمین مدل مناسب داده‌های متغیر وابسته را از کوچک به بزرگ مرتب کرده و سپس برای به دست آوردن گروه‌های مختلف درآمدی برای بررسی همگرایی باشگاهی، آزمون‌های شناسایی نقاط شکست^۱ (آزمون Chow) در مدل مقطعی برآورد شده، انجام می‌شود. بعد از به دست آوردن نقاط شکست و گروه‌های مختلف درآمدی، برای بررسی همگرایی باشگاهی می‌توان همگرایی شرطی و مطلق را در هر یک از گروه‌های درآمدی به‌طور جداگانه مورد بررسی قرارداد. برای به کار بردن این روش اگر معادله (۱۲) بدون لحاظ متغیرهای شرطی (کنترل) برآورد شود و ضریب α_1 برآورد شده بین صفر و منفی یک $0 < \alpha_1 < 1$ - باشد، فرضیه همگرایی مطلق α_1 برقرار می‌باشد؛ اما اگر متغیرهای شرطی وارد مدل شوند و ضریب α_1 برآورد شده بین صفر و منفی یک باشد، در این صورت فرضیه همگرایی شرطی α_1 برقرار خواهد شد.

$$Gy = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y79 + \alpha_2 \ln pop79 + \ln inv79 + \alpha_3 \ln ind79 \quad (12)$$

جدول ۳. بررسی آزمون همگرایی شرطی با استفاده از روش مقطعی (متغیر وابسته Gy)

	Coefficient	Prob
C	-۱/۵۹۹۱۳	۰/۳۹۵۳
lnpop79	-۲/۵۱۸۸	۰/۰۰۰۵
lnind79	۰/۰۹۰۳۲	۰/۰۵۷۲
lninv79	۲/۴۱۶۷	۰/۰۷۴۸
lny79	-۲/۶۹۹۰۶	۰/۰۰۰۲
R ²		۰/۷۱۶۱۴

مأخذ: محاسبات تحقیق

1. Chow Breakpoint Test

بررسی همگرایی درآمدی بین استان‌های ایران با تأکید بر روش تحلیل خوشه‌ای ۱۸۳

در جدول (۳) با توجه به نتایج آزمون شکست ساختاری، باشگاه‌های شکل گرفته در بین استان‌ها مشخص می‌شود. با بررسی همگرایی شرطی بین باشگاه‌ها، مشاهده می‌شود که چون α_1 ضریب $lny79$ بین صفر و منفی یک قرار ندارد پس همگرایی شرطی بین استان‌ها برقرار نیست. به طور کلی، براساس آزمون چاو، استان‌ها به ۱۱ استان درآمد بالا و ۲۰ استان درآمد پایین تقسیم می‌شوند. استان‌های با درآمد بالا شامل (تهران، بوشهر، مرکزی، یزد، سمنان، اصفهان، خوزستان، قزوین، هرمزگان، مازندران، کرمان، خراسان رضوی، آذربایجان شرقی) و استان‌های با درآمد پایین شامل (سیستان و بلوچستان، خراسان شمالی، خراسان جنوبی، کردستان، لرستان، آذربایجان غربی، چهارمحال و بختیاری، گلستان، اردبیل، ایلام، کرمانشاه، کهگیلویه و بویراحمد، همدان، زنجان، قم، گیلان، فارس) می‌باشد. در جدول (۴) و (۵) نتایج آزمون‌های ریشه واحد استان‌های درآمد بالا برای بررسی همگرایی مطلق و شرطی ارائه شده است.

جدول ۴. نتایج ریشه واحد استان‌های با درآمد بالا (درآمد سرانه واقعی) در همگرایی باشگاهی

	مدل	آماره t	Prob	نتیجه
بدون عرض از مبدأ	LLC	۴/۷۷۸۶	۱/۰۰۰۰	وجود ریشه واحد
	ADF	۲/۲۲۵۳	۱/۰۰۰۰	وجود ریشه واحد
	PP	۱/۳۰۴	۱/۰۰۰۰	وجود ریشه واحد
عرض از مبدأ	LLC	۰/۳۶۶۳	۰/۶۴۳۰	وجود ریشه واحد
	IPS	۲/۵۰۶۳	۰/۹۹۳۹	وجود ریشه واحد
	ADF	۵/۹۷۴۶	۰/۹۹۹۷	وجود ریشه واحد
	PP	۸/۸۹۷۵	۰/۹۹۳۸	وجود ریشه واحد

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۵. نتایج ریشه واحد آزمون هادری استان‌های با درآمد بالا در همگرایی باشگاهی

	مدل	آماره t	Prob	نتیجه
عرض از مبدأ	آماره Z هادری	۷/۴۰۳۸	۰/۰۰۰۰	وجود ریشه واحد
	آماره Z با فرض ناهمگنی پایدار	۷/۲۴۱۱	۰/۰۰۰۰	وجود ریشه واحد

مأخذ: محاسبات تحقیق

در جدول (۶) و (۷) نتایج آزمون‌های ریشه واحد استان‌های درآمد پایین برای بررسی همگرایی مطلق و شرطی ارائه شده است.

جدول ۶. نتایج ریشه واحد استان‌های با درآمد پایین (درآمد سرانه واقعی) در همگرایی باشگاهی

نتیجه	Prob	آماره t	مدل
وجود ریشه واحد	۱/۰۰۰۰	۷/۳۹۵۲	LLC
وجود ریشه واحد	۱/۰۰۰۰	۳/۱۶۷۸	ADF
وجود ریشه واحد	۱/۰۰۰۰	۱/۷۴۲۷	PP
وجود ریشه واحد	۰/۰۸۶۶	-۱/۳۶۲۲	LLC
وجود ریشه واحد	۰/۹۹۷۵	۲/۸۰۰۷	IPS
وجود ریشه واحد	۰/۹۹۸۸	۱۶/۹۳۱۹	ADF
وجود ریشه واحد	۰/۹۸۷۷	۲۱/۱۵۰۷	PP

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۷. نتایج ریشه واحد آزمون هادری استان‌های با درآمد پایین در همگرایی باشگاهی

نتیجه	Prob	آماره t	مدل
وجود ریشه واحد	۰/۰۰۰۰	۵/۷۲۹۸	آماره Z هادری
وجود ریشه واحد	۰/۰۰۰۰	۵/۸۲۴۹	آماره Z با فرض ناهمگنی پایدار

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج ریشه واحد برای استان‌های با درآمد بالا و درآمد پایین، نشان می‌دهد که در حالت بدون عرض از مبدأ برای آزمون‌های LLC، ADF-Fisher، چون $\text{prob} > ۰/۰۵$ است، فرض H_0 پذیرفته شده یعنی ریشه واحد وجود دارد و همگرایی مطلق بین استان‌های با درآمد بالا و درآمد پایین برقرار نیست. طبق یافته‌ها در حالت با عرض از مبدأ نیز $\text{prob} > ۰/۰۵$ است. در این حالت چون فرض H_0 پذیرفته شده است و ریشه واحد وجود دارد پس همگرایی شرطی در استان‌های با درآمد بالا و درآمد پایین برقرار نیست. همچنین، نتایج آزمون هادری نیز نشان می‌دهد که چون $\text{prob} < ۰/۰۵$ است،

۱۸۵ بررسی همگرایی درآمدی بین استان‌های ایران با تأکید بر روش تحلیل خوشه‌ای

فرضیه‌های صفر مدل Hadri با در نظر گرفتن عرض از مبدأ رد می‌شود. بنابراین، مطابق این آزمون، همگرایی شرطی برای GDP سرانه استان‌های با درآمد بالا و درآمد پایین برقرار نمی‌باشد.

۴-۲-۳. بررسی نتایج همگرایی درآمد سرانه در استان‌های ایران با استفاده از رویکرد تحلیل خوشه‌ای در این قسمت پژوهش، همگرایی بین استان‌ها با روش خوشه‌ای بررسی می‌شود.

۴-۲-۳-۱. الگوریتم خوشه‌ای برای تعیین همگرایی باشگاهی

همگرایی باشگاهی، مدل فیلیپس و سول (۲۰۰۷) شامل مراحل زیر می‌باشد:

گام اول: رتبه‌بندی مقاطع با توجه به مشاهده نهایی

همگرایی در داخل باشگاه‌ها، زمانی که $T \rightarrow \infty$ می‌رود، معمولاً در مشاهدات پایانی مشخص است. ابتدا، مقاطع باید بر اساس روند نزولی مرتب شوند. در مواردی که فرار بودن X معنی‌دار است رتبه‌بندی باید بر اساس $1/2$ یا $1/3$ میانگین دوره زمانی پایانی صورت گیرد.

گام دوم: تشکیل هسته گروه k^*

با انتخاب اولین واحدهای k ($2 \leq k < N$) رگرسیون $\log t$ برآزش می‌شود. اگر t_{\log} برای این مقادیر k بزرگ‌تر از -1.65 باشد، واحدهای دیگر یک به یک افزوده می‌شود و، به همین ترتیب، مقدار t_{\log} محاسبه می‌شود. این روند را تا زمانی که t_{\log} روند افزایشی به خود می‌گیرد و بزرگ‌تر از مقدار -1.65 خواهد شد (سطح معنی‌داری 0.05 می‌رسد) ادامه داده می‌شود. پس از به دست آوردن مقادیر کوچک‌تر t_{\log} نتیجه می‌شود که هسته گروه $k^* = k - 1$ عضو تشکیل شده است. اگر $t_{\log} > -1.65$ برای دو واحد اول برقرار نباشد، اولین واحد را جدا کرده و رگرسیون $\log t$ برای واحد دوم و سوم برآزش می‌شود. این روند را تا به دست آوردن دومین عضو گروه و $t_{\log} > -1.65$ ادامه داده می‌شود و، به همین ترتیب، اگر هیچ کدام از واحدها در داخل نمونه، شرط بالایی را دارا نباشند، نتیجه می‌گیریم که هیچ گونه همگرایی در باشگاه‌ها یا گروه‌های مورد نظر وجود ندارد.

گام سوم: غربال کردن داده‌ها برای اعضای جدید مجموعه

بعد از شناسایی هسته گروه باشگاه، آزمون، برای واحدهای بعدی انجام می‌شود. در ادامه یکی از واحدهای باقیمانده را به اعضای k^* هسته گروه اضافه کرده و رگرسیون $\log t$ برآزش می‌شود. این روند، برای تمامی واحدهای خارج از هسته گروه ادامه می‌یابد. واحدهای با $t_{\log} > c$ (یک مقدار

بحرانی است) را انتخاب و به هسته گروه اصلی اضافه می‌شوند. سپس، آزمون $\log t$ برای کل گروه اجرا می‌شود. اگر $t_b > -1.65$ باشد، نتیجه این است که گروه همگراست. از سوی دیگر، سایر واحدهای جداشده، گروه جدیدی را تشکیل می‌دهند و همین روند بالا، برای آنها نیز تکرار می‌شود و بر اساس آن در مورد همگرایی آنها نتیجه‌گیری می‌شود. اگر هیچ مقداری به غیر از گروه اصلی دارای مقدار $t_b > -1.65$ را نتیجه نداد، آنگاه، مجموعه همگرا فقط شامل هسته گروه است.

گام چهارم: قاعده توقف و بازگشتی

گروه دوم از تمام واحدهای خارج از club اول تشکیل می‌شود (به عبارتی دیگر واحدهای با مقادیر $t_b < c$). آزمون $\log t$ برای کل گروه اجرا می‌شود اگر $t_b > -1.65$ بود، به ترتیب بالا نتیجه‌ی مورد نظر استنباط می‌شود. در غیر این صورت، گام‌های ۱ تا ۳ را برای این گروه جهت بررسی وجود یا نبود زیرگروه‌ها انجام می‌شود. اگر هیچ k ای در گام دوم با مقدار $t_b > -1.65$ وجود نداشت، نتیجه این است که مقادیر باقیمانده واگرا هستند.

در جدول (۸) تمام مراحل انجام شده است. ابتدا بر اساس آخرین سال درآمدی استان‌ها را مرتب کرده و از بیشترین استان دارای درآمد سرانه گروه‌بندی شروع می‌شود. گروه مرکزی شامل تهران و بوشهر است. ضریب b آن کوچک‌تر از صفر و $t_b < -1/65$ است که نشان‌دهنده این است، درآمد سرانه واقعی این دو استان در طول سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۹۱ به سمت همدیگر همگرا نبوده‌اند. سپس آزمون با استان‌های دیگر ادامه می‌یابد، تا اینکه ضریب بین استان اصفهان و مرکزی مثبت و بزرگ‌تر از $-1/65$ می‌شود و به عنوان هسته اصلی گروه انتخاب می‌شوند سپس استان‌ها، تک تک به هسته گروه افزوده می‌شوند و محاسبات انجام می‌گردد. سرانجام، مشاهده می‌شود که تا آخرین استان با آخرین درآمد بین استان‌های کشور همگرایی وجود ندارد و $t_b < -1/65$ است که نشان‌دهنده واگرایی بین استان‌هاست. اکنون برای استان‌هایی که ضریب آنها منفی شده است آزمون دوباره انجام می‌شود. در این حالت، استانی با بالاترین ضریب منفی انتخاب می‌شود که در اینجا استان قزوین به عنوان Base انتخاب می‌گردد و هر استان تک تک به استان Base اضافه می‌گردد تا هسته گروه تشکیل شود تا جایی که ضریب مثبت شود؛ اما در اینجا هیچ کدام ضریب مثبت ندارند، پس هیچ گروهی تشکیل نمی‌شود.

۱۸۷ بررسی همگرایی درآمدی بین استان‌های ایران با تأکید بر روش تحلیل خوشه‌ای

جدول ۸. نتایج مراحل انجام تحلیل خوشه‌ای درآمد سرانه واقعی در کل کشور

Last T Order	Name	t value			
		Step 1	Step2	Step3	
۱	تهران	Base	-۲/۱۳	S_2^c	$S_1^c = -۲/۷۷$
۲	بوشهر	Base		S_2^c	
۳	یزد	Base	-۴/۹۷	S_2^c	
۴	سمنان	Base	-۲/۰۸	S_2^c	
۵	اصفهان	Base	-۱/۸۳	Core	$S_1 = ۱/۱۶$
۶	مرکزی	Base	۱/۱۶		
۷	قزوین		-۰/۱۷		Base S_1^c
۸	مازندران		-۱/۳۴		S_1^c
۹	خوزستان		-۲/۷۶		S_1^c
۱۰	هرمزگان		-۲/۶۶		S_1^c
۱۱	کرمان		-۵/۰۹		S_1^c
۱۲	خراسان رضوی		-۵/۱۳		S_1^c
۱۳	فارس		-۷/۳۹		S_1^c
۱۴	کرمانشاه		-۳/۶۳		S_1^c
۱۵	زنجان		-۵/۴۹		S_1^c
۱۶	قم		-۸/۵۸		S_1^c
۱۷	آ. شرقی		-۱۱/۸۶		S_1^c
۱۸	گیلان		-۶/۴۳	$S_2 = -۲/۷۷$	S_1^c
۱۹	همدان		-۵/۷۷		S_1^c
۲۰	ایلام		-۱/۰۸		S_1^c
۲۱	اردبیل		-۷/۶۰		S_1^c
۲۲	چهارمحال و بختیاری		-۷/۰۱		S_1^c
۲۳	خراسان جنوبی		-۰/۹۰		S_1^c
۲۴	آذربایجان غربی		-۸/۸۲		S_1^c
۲۵	کردستان		-۸/۸۵		S_1^c
۲۶	خراسان شمالی		-۱/۴۱		S_1^c
۲۷	کهکلوپه‌و- بویراحمد		-۷/۹۴		S_1^c
۲۸	لرستان		-۹/۹۰		S_1^c
۲۹	گلستان		-۱۱/۹۸		S_1^c
۳۰	سیستان و بلوچستان		-۹/۷۰		S_1^c

مأخذ: محاسبات تحقیق

۴-۲-۴. بررسی همگرایی سیگما و شاخص‌های نابرابری درآمد سرانه

در جدول (۹) مقادیر همگرایی سیگما و شاخص‌های نابرابری برای درآمد سرانه نشان داده شده است. پس شاخص‌های تایل باید بین صفر و $3/4$ باشند که نتایج نشان می‌دهد همه اعداد در این محدوده قرار گرفته‌اند، مقدار صفر بیانگر درآمد کاملاً برابر است و با افزایش L, T سطح نابرابری نیز افزایش می‌یابد.

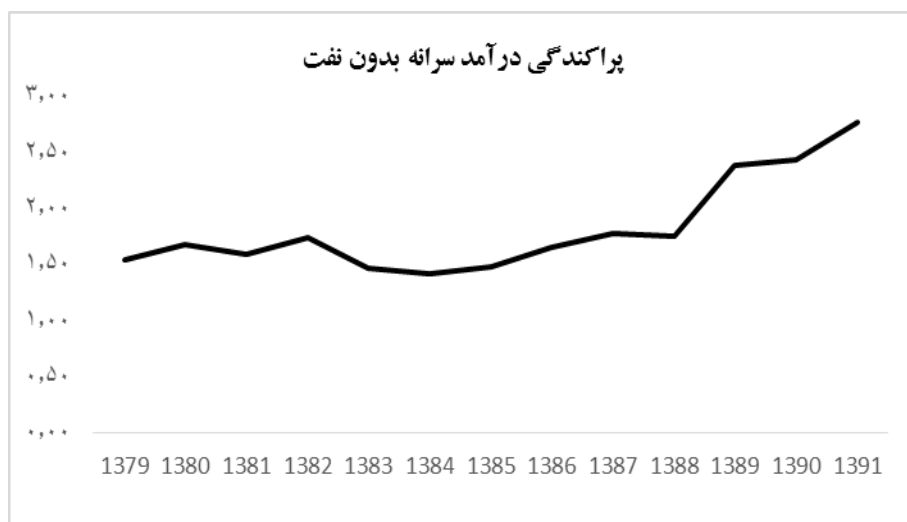
جدول ۹. بررسی همگرایی سیگما و شاخص‌های نابرابری درآمد سرانه واقعی

سال	پراکندگی درآمد سرانه	شاخص تایل تگار T	شاخص تایل تگار L
۱۳۷۹	۱/۵۴	۰/۰۶۲۶	۰/۰۶۳۰
۱۳۸۰	۱/۶۷	۰/۰۶۸۶	۰/۰۶۸۲
۱۳۸۱	۱/۵۹	۰/۰۶۷۲	۰/۰۶۷۱
۱۳۸۲	۱/۷۴	۰/۰۷۱۸	۰/۰۷۱۴
۱۳۸۳	۱/۴۶	۰/۰۷۱۳	۰/۰۷۲۲
۱۳۸۴	۱/۴۱	۰/۰۶۶۷	۰/۰۶۷۴
۱۳۸۵	۱/۴۸	۰/۰۶۶۳	۰/۰۶۷۴
۱۳۸۶	۱/۶۵	۰/۰۷۰۹	۰/۰۷۲۷
۱۳۸۷	۱/۷۷	۰/۰۷۹۸	۰/۰۸۱۰
۱۳۸۸	۱/۷۵	۰/۰۷۶۱	۰/۰۷۶۱
۱۳۸۹	۲/۳۸	۰/۰۷۴۳	۰/۰۷۳۳
۱۳۹۰	۲/۴۳	۰/۰۷۶۱	۰/۰۷۲۵
۱۳۹۱	۲/۷۷	۰/۰۷۶۸	۰/۰۷۳۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

در نمودار (۱) پراکندگی درآمد سرانه نمایش داده شده است که روند افزایشی دارد و نشان‌دهنده عدم همگرایی استان‌هاست. بالاترین پراکندگی در سال ۱۳۹۱ش با $2/77$ درصد و کمترین پراکندگی در سال ۱۳۸۴، با $1/41$ درصد بوده است.

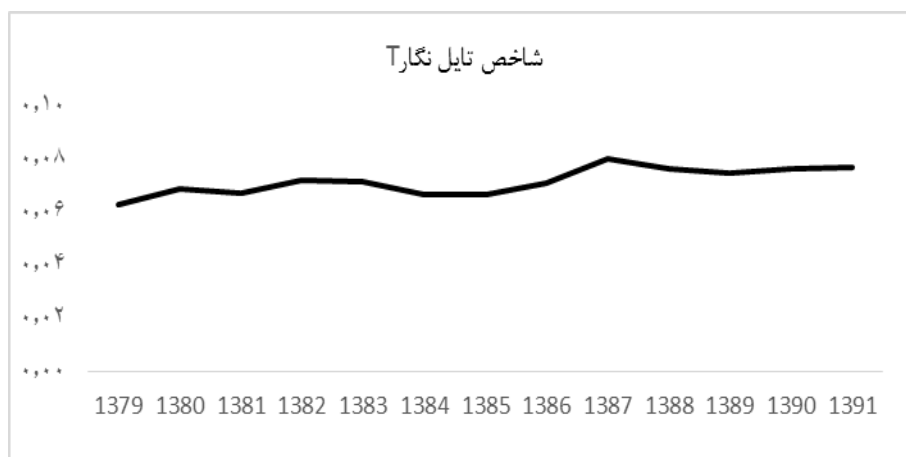
۱۸۹ بررسی همگرایی درآمدی بین استان‌های ایران با تأکید بر روش تحلیل خوشه‌ای



نمودار ۱. پراکندگی درآمد سرانه در دوره‌ی ۱۳۷۹-۱۳۹۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

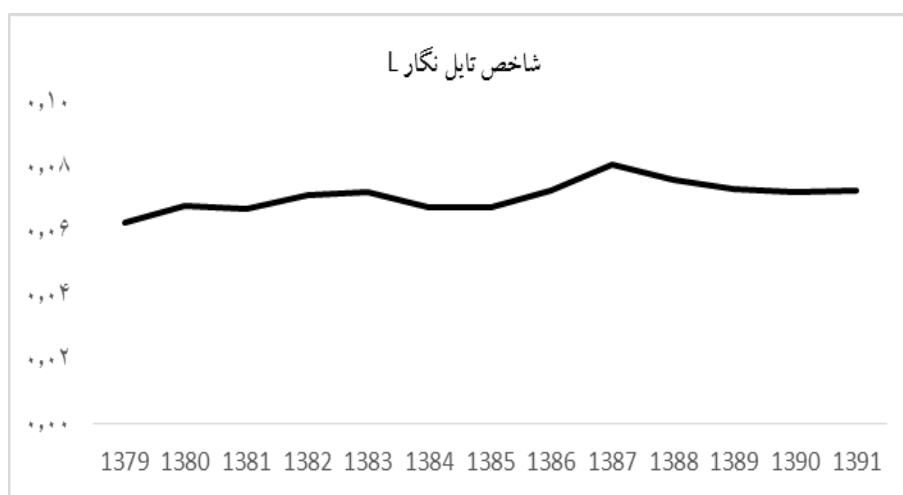
حالت‌های دیگر برای بررسی سطح نابرابری درآمدی شاخص‌های تایل L, T است که با نمودارهای (۲) و (۳)، نشان داده شده‌اند.



نمودار ۲. شاخص تایل نگار T درآمد سرانه کل استان‌ها در دوره‌ی ۱۳۷۹-۱۳۹۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به نمودار (۲) و (۳)، شاخص تایل L, T مشاهده می‌شود که پراکنندگی و نابرابری درآمد سرانه در طول سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۹۱ ش نوساناتی داشته ولی در کل روند آن افزایشی بوده است. ماکزیمم آن در سال ۱۳۸۷، برای شاخص T، ۰/۰۷۹ و برای شاخص L، ۰/۰۸۱ بوده است.



نمودار ۳. شاخص تایل نگار L درآمد سرانه در بین استان‌ها در دوره ۱۳۷۹-۱۳۹۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

همگرایی درآمدی در استان‌های ایران در روند تصمیم‌گیری‌های اقتصادی و ارائه یک مکانیزم به منظور رسیدن به انسجام اقتصادی و اجتماعی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. علاوه بر این، یکی از اصلی‌ترین اهداف دولت، کاهش نابرابری درآمد در استان‌های ایران و ایجاد توازن منطقه‌ای است.

در این پژوهش، همگرایی درآمد سرانه، در میان استان‌های ایران با استفاده از روش‌های مختلف مانند آزمون ریشه واحد، همگرایی باشگاهی و آماره تایل بررسی شده است. همچنین، در این پژوهش از مکانیسم جدیدی برای مدل‌سازی و تجزیه و تحلیل اقتصادی یعنی تحلیل خوشه‌ای استفاده شده است. در واقع، در این مطالعه روش‌های سنتی با این رویکرد جدید نیز مقایسه شده است که تحلیل خوشه‌ای از منظر روش‌شناسی در ایران جدید است. همچنین، دوره زمانی پژوهش نسبت به مطالعات

بررسی همگرایی درآمدی بین استان‌های ایران با تأکید بر روش تحلیل خوشه‌ای ۱۹۱

قبلی تقریباً ۶۰ درصد افزایش پیدا کرده است. نتایج با استفاده از تمام روش‌ها در همه استان‌های ایران بیانگر نبود همگرایی درآمدی است که نتایج مطالعات قبلی با روش‌های سنتی را تأیید می‌کند. نتایج واگرایی در درآمد سرانه ممکن است، بیانگر وجود شکاف درآمد سرانه بیشتر استان‌های ایران در آینده باشد. در واقع، نتایج این پژوهش، شواهدی از نرخ متفاوت رشد اقتصادی استان‌های ایران را نشان می‌دهد.

نتایج پژوهش حاضر یکی از حقایق نظام اقتصادی کشور را آشکار و مشخص می‌سازد. از این‌رو، مهم‌ترین دلالت سیاستی این پژوهش آن است که با شناسایی نیروی‌های مؤثر در این زمینه مانع از واگرایی بیشتر گردیده و، در عین حال، موجبات کاهش شکاف موجود فراهم شود. از منظر تاریخی دولت و شرکت‌های وابسته به بخش عمومی همواره بازیگران مسلط در صحنه اقتصادی کشور بوده‌اند و، بنابراین، یکی از مهم‌ترین عوامل توسعه‌نیافتگی استان‌ها را باید در توزیع نامناسب بودجه دولت و شرکت‌های دولتی و عمومی جستجو کرد. توزیع نامناسب بودجه دولت و شرکت‌های دولتی به عنوان موتورهای توسعه اقتصادی کشور موجب افزایش شکاف توسعه‌ای میان استان‌های محروم با استان‌های برخوردار گردیده است.

از این‌رو، پیشنهاد‌های سیاستی زیر برای همگرایی بیشتر درآمد سرانه در کشور ارائه می‌گردد:

۱. تغییر در نظام بودجه‌ریزی با توجه به اینکه بیشتر بودجه‌های کشور از طریق بودجه شرکت‌های دولتی به استان‌های برخوردار اختصاص می‌یابد.
۲. الزام قانونی انجام سرمایه‌گذاری‌های دولتی توسط دولت، شرکت‌های دولتی، بخش عمومی و هلدینگ‌ها در استان‌های محروم.
۳. بهره بردن از ظرفیت‌های صندوق توسعه ملی.
۴. ارائه مشوق‌های بیشتر به سرمایه‌گذاران در مناطق محروم.
۵. ایجاد صنایع پیشران و پیشرو در استان‌های کمتر برخوردار.

منابع

آذربایجان، کریم (۱۳۸۱). "جهانی‌شدن، همگرایی اقتصادی- منطقه‌ای و تأثیر آن بر رشد کشورهای حوزه دریای خزر و جمهوری قفقاز". *مجلات تحقیقات اقتصادی*. صص ۱۶۹-۱۴۹.

افشاری، زهرا (۱۳۷۸). "بررسی همگرایی استان‌های ایران (آزمون نظریه سولو و سوان)". پژوهشنامه بازرگانی. شماره ۱۳.

اکبری، نعمت‌الله؛ مؤیدفر، رزیتا (۱۳۸۳). "بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی)". پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار. شماره ۱۳. صص ۴-۱. بانک مرکزی.

رحمانی، تیمور (۱۳۸۳). "رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای در ایران". فصلنامه تحقیقات اقتصادی. (۳) ۳۹. صص ۱۸۰-۱۵۵.

رحمانی، تیمور؛ عسگری، حشمت‌الله (۱۳۸۳). "بررسی نقش سیاست‌های دولت در همگرایی منطقه‌ای در استان‌های ایران با به کارگیری روند سپرده‌های دیداری". فصلنامه تحقیقات اقتصادی. (۲) ۴۰. صص ۱۵۴-۱۲۹.

علمی، زهرا؛ رنجبر، امید (۱۳۹۲). "آزمون همگرایی باشگاهی بین استان‌های ایران: یافته‌های جدید با استفاده از تحلیل نا پارامتریک". تحقیقات اقتصادی. (۱) ۴۹. صص ۱۸۹-۲۱۰.

غلامی حیدرپانی، لیلیا (۱۳۹۱). بررسی همگرایی استان‌های ایران در سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۷. پایان‌نامه دانشگاه تبریز.

فروغی‌پور، الهام (۱۳۸۵). "بررسی سیگما و همگرایی بتا در میان کشورهای عضو اوپک". فصلنامه تحقیقات تجاری. ۲۵. صص ۳۹-۱.

کریم‌زاده، سعید؛ آذربایجانی، کریم؛ جوانمردی، محمد (۱۳۹۲). "آزمون همگرایی درآمدی در کشورهای دی هشت". فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی. (۳) ۱۰. صص ۷۲-۵۹.

مرکز آمار ایران.

Abramovitz, M. (1986). "catching up, forging ahead, and falling behind". *Journal of Economic History*. Pp. 385-406.

Adnan, H.; Shahzad, H. & Wahid, A. (2010). "Income Convergence Hypothesis: Regional Comparison of Selected East and South Asian Economies". *Mpra Paper*. 23739. Pp. 1-43.

Andreano, M.; Lauretib, L. & Paolo, P. (2013). "Economic growth in MENA countries: Is there convergence of per-capita GDPs?". *Journal of Policy Modeling*. 35. 4. Pp. 669-683.

Barro, R. & Sala-i-Martin, X. (1991). "Convergence Across States and Regions". *Brookings Papers on Economic Activity*. 1(1). Pp. 107-182.

Bernard, A.B. & Durlauf, S. N. (1995). "Convergence in international output". *Journal of Applied Econometrics*. 10(2). Pp. 97-108.

- Beyaert, A. & García-Solanes, J.** (2014). "Output gap and non-linear economic convergence". *Journal of Policy Modeling*. 36(1). Pp. 121–135.
- Carlino, G. & Mills, L.** (1993). "Are US incomes converging? A time series analysis". *Journal of Monetary Economics*. 32. Pp. 335–346.
- Choe, J.** (2001). *An Impact of Economic Integration Through Trade: on Business Cycles for 10 East Asian countries*. The Education & Research Group for the Korean Economy. KoreaUniversity. Pp. 71-136.
- Chowdhury, K.** (2005). "What is Happening to Per Capita GDP in the ASEAN Countries? An Analysis of Convergence, 1960-2001". *Applied Econometrics and International Development*. 5(3). Pp. 49-68.
- Dobson, S. & Ramlogan, C.** (2002). "Convergence and Divergence in Latin America, Applied Economics". *Taylor and Francis Journals*. Pp. 465-486.
- Evans, P., & G. Karras.** (1996). "Convergence revisited". *Journal of Monetary Economics*. 37. Pp. 249-265.
- Gustafsson, B. & Shi, L.** (1995). "Income inequality within and across counties in rural China 1988 and 1995". *Journal of Development Economics*. 69(1). Pp. 179–204.
- Higgins, M.; Levy, D. & Young, A.** (2006). "Growth and Convergence Across the United States: Evidence from Country- level Data". *Review of Economics and Statistics*. 88. Pp. 671-725.
- Lei, C. & Tam, P.** (2010). "A Panel Data Approach to the Income Convergence among Main Land China Hong Kong and Macao". *Journal of the Asia Pacific Economy*. 15. Pp. 420-435.
- Lopez, J. R.** (2008). *Regional Convergence in the European Union: Results from a Panel Data Model*. Harvard University and University of A Coruña.
- Monfort, M.; Cuestas, J. & Ordóñez, J.** (2013). "Real convergence in Europe: A cluster analysis". *Economic Modelling*. 33. Pp. 689–694.
- Phillips, P.C.B. & Sul, D.** (2007). "Transition modeling and econometric convergence tests". *Econometrica*. 75. Pp. 1771–1855.
- (2009). "Economic transition and growth". *Journal of Applied Econometrics*. 24. Pp. 1153–1185.
- Rosser, A.** (2003). "Coalitions, convergence and corporate governance reform in Indonesia". *Third World Quarterly*. 24(2). Pp. 319-337.
- Sakamoto, H. & Islam, N.** (2008). "Convergence across Chinese provinces: An analysis using Markov transition matrix". *China Economic Review*. 19. Pp. 66–79.
- Seya, H.; Tsutsumi, M. & Yamagata, Y.** (2012). "Income convergence in Japan: A Bayesian spatial Durbin model approach". *Frontiers in Spatial Econometrics Modelling*. 29. Pp. 60–71.

Solow, R. (1956). "A contribution to the theory of economic growth". *Quarterly Journal of Economics*. 70. pp. 65-94.

Swan, T. W. (1956). "Economic growth and capital accumulation". *Economic record*. 32. 4. noviembre.

Timakova, M. V. (2011). "Conditional Convergence and the Solow Model: An Empirical study". *Rotterdam School of Economics, Department of Economics*.

Wei, C. (2004). *Economic Growth and Convergence Across Canada; M. A. (Economic Thesis)*. Simon Fraser University.