



پژوهشنامه‌ی اقتصاد کلان

علمی - پژوهشی

سال دهم، شماره‌ی ۱۹، نیمه‌ی اول ۱۳۹۴

بررسی همگرایی اقتصادی استان‌های ایران طی سال‌های

۱۳۸۷-۱۳۷۹

(با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پانل)

* محمدعلی متفکرآزاد

** رضا رنجپور

*** زهرا کریمی تکانلو

**** لیلا غلامی حیدریانی

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۲/۲۰

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۶/۳۰

چکیده

مفهوم همگرایی (که یکی از نتایج مدل‌های رشد نئوکلاسیک‌ها می‌باشد) را می‌توان به عنوان رشد سریع‌تر مناطق با درآمد سرانه کمتر، نسبت به مناطق با درآمد سرانه بیشتر در نظر گرفت. لذا این مقاله به بررسی همگرایی اقتصادی بین استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۷۹ با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های تابلویی می‌پردازد. برای این منظور دو نوع همگرایی بتای مطلق و بتای شرطی مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بین استان‌های ایران همگرایی بتای مطلق وجود ندارد ولی همگرایی بتای شرطی بین استان‌های ایران برقرار می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: فرضیه همگرایی، اقتصاد ایران، حساب‌های منطقه‌ای، درآمد سرانه،

آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های تابلویی

طبقه بندی JEL: C23, E13, R10

* نویسنده‌ی مسئول - دانشیار اقتصاد دانشگاه تبریز (Email: motafakker@tabrizu.ac.ir)

** استادیار اقتصاد دانشگاه تبریز (Email: rranjpour@yahoo.com)

*** استادیار اقتصاد دانشگاه تبریز (Email: z.karimi@tabrizu.ac.ir)

**** دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه تبریز (Email: gholami6565@gmail.com)

۱- مقدمه

رشد و توسعه اقتصادی در یک کشور همواره یکی از اهداف مهم محسوب می‌شود و دستیابی به این هدف، مستلزم رشد و توسعه در تمام مناطق مرتبط با آن اقتصاد است. تحقق این هدف زمانی امکان‌پذیر است که قدرت رقابت منطقه‌ای افزایش و عملکرد اقتصادی آن بهبود پیدا کرده و رشد اقتصادی در همه‌ی مناطق اقتصادی به یک روند ثابتی گرایش پیدا کند و به اصطلاح همگرا شود.

فرضیه همگرایی^۱، از جمله نتایج حاصله از مدل‌های رشد نئوکلاسیک‌ها می‌باشد. بنا به تعریف، مفهوم همگرایی عبارت است از رشد سریعتر مناطق (یا اقتصادهای) با درآمد سرانه کمتر، نسبت به مناطق (یا اقتصادهای) با درآمد سرانه بیشتر (بارو و سالایی مارتین^۲، ۱۹۹۰). بنابراین مطابق این مفهوم بعد از گذشت مدت زمان مشخصی و با فرض ثابت بودن سایر شرایط، مناطق فقیرتر از حیث وضعیت اقتصادی به مناطق ثروتمندتر نزدیک می‌شوند. در اقتصاد ایران و مطابق آمار (داده‌های حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران)، طی یک دهه‌ی گذشته درآمد سرانه واقعی ایران (بدون ارزش افزوده نفت) روندی افزایشی داشته و از ۲۹۹۲۰۴ میلیارد ریال در سال ۱۳۷۹، به ۵۴۷۵۷۱ میلیارد ریال (به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶) در سال ۱۳۸۷ رسیده است که نشان از متوسط رشد درآمد برابر ۷/۸۵ درصد در سال می‌باشد. بررسی داده‌های آماری حساب‌های منطقه‌ای ایران نشان می‌دهد که استان‌های سیستان و بلوچستان، کردستان و کهگیلویه و بویراحمد دارای کمترین درآمد سرانه واقعی نسبت به کل استان‌ها و استان‌های تهران، مرکزی و بوشهر دارای بیشترین درآمد واقعی سرانه نسبت به کل استان‌ها، در سال‌های مورد مطالعه می‌باشند. همچنین بیشترین رشد درآمد واقعی سرانه مربوط به استان بوشهر و فارس و کمترین مربوط به استان سیستان و بلوچستان می‌باشد. حال سوال اساسی که می‌تواند مطرح شود، این است که آیا درآمد واقعی سرانه استان‌های ایران در بلندمدت همگرا می‌شوند؟ لذا هدف این مطالعه بررسی همگرایی واقعی اقتصادی در بین استان‌های ایران طی دوره‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۷ با استفاده از مدل‌های همگرایی استخراج شده از مدل‌های

^۱ Economic convergence

^۲ Barro, Sala -i-Martin

رشد می‌باشد، که می‌تواند در امر سیاست گذاری‌های اقتصادی با هدف تحقق عدالت اجتماعی- اقتصادی، مورد استفاده قرار گیرد.

از آنجا که جهت‌گیری سیاست‌های اقتصادی کشور به سمت برپایی قسط بوده و در این راستا کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای یکی از اهداف اصلی برنامه‌های توسعه‌ای می‌باشد، بنابراین بررسی همگرایی منطقه‌ای در استان‌های ایران می‌تواند از اهمیت ویژه‌ای در راستای تأمین اهداف برنامه‌ای برخوردار باشد. بر این اساس، مطالعاتی در زمینه شناخت وضع موجود این مناطق، روند آن در آینده و شناسایی عوامل مؤثر در رشد اقتصادی هر منطقه می‌تواند برای برنامه‌ریزان اقتصادی و منطقه‌ای در تنظیم برنامه‌های توسعه اقتصادی سودمند واقع شود. در ادامه مقاله و در قسمت دوم به توضیح مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام شده پرداخته خواهد شد. قسمت سوم اختصاص به بررسی روند حساب‌های منطقه‌ای ایران دارد. روش‌های انجام آزمون‌های فرضیه همگرایی در قسمت چهارم توضیح داده می‌شود و در قسمت پنجم یافته‌های تحقیق مورد بررسی قرار گرفته و نهایتاً به جمع بندی و نتیجه گیری از نتایج تحقیق پرداخته می‌شود.

۲- مبانی نظری

فرایند همگرایی به عنوان یکی از نتایج مدل‌های رشد اقتصادی می‌باشد که در سال‌های اخیر توجه زیادی را به خود جلب کرده است. ایده اصلی همگرایی به این صورت می‌باشد که براساس آن اقتصاد با درآمد سرانه کمتر، نسبت به اقتصاد با درآمد سرانه بیشتر نرخ رشد بالاتری را تجربه می‌کند. بارو و سالایی مارتین^۱ (۱۹۹۰) در مدل رشد سولو- سوان با استفاده از فرض‌های بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، فناوری ثابت، نزولی بودن بازده نهایی عوامل تولید و برونزا بودن نرخ رشد نیروی کار و پس انداز؛ تغییر در ذخیره سرمایه سرانه را به شکل زیر در نظر می‌گیرد:

$$\dot{k} = sf(k) - (n + \delta)k \quad (1)$$

در رابطه فوق، k بیانگر سرمایه سرانه، s پس انداز، n نرخ رشد جمعیت، δ نرخ استهلاک، $f(k)$ تابع تولید و \dot{k} نرخ رشد سرمایه سرانه می‌باشد. حال می‌توان با مساوی

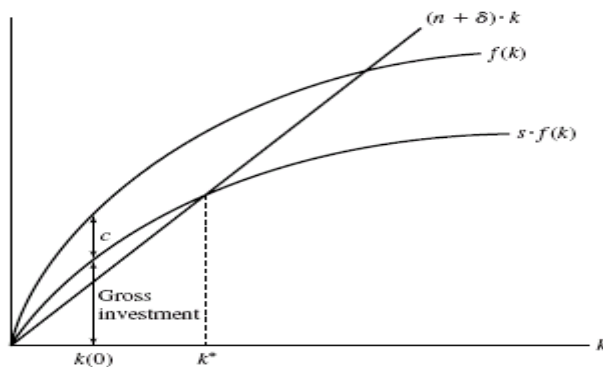
¹ Barro and Sala-i- Martin

صفر قرار دادن \dot{k} در معادله (۱)، k^* (وضعیت تعادلی پایدار^۱ برای سرمایه سرانه) را به دست آورد:

$$\dot{k} = 0 \Rightarrow \frac{sf(k^*)}{k^*} = n + \delta \quad (2)$$

با توجه به فرمول (۲)، اگر گروهی از اقتصادهایی را در نظر بگیریم که دارای ساختار مشابهی از لحاظ تابع تولید و مقادیر پارامترهای n ، δ و s باشند، این اقتصادها دارای مقادیر مشابه k و y در حالت پایدار خواهند بود (بارو و سالایی مارتین، ۱۹۹۰). حالت تعادلی در مدل سولو - سوان در نمودار شماره (۱) نشان داده شده است که محور افقی بیانگر سرمایه سرانه و محور عمودی بیانگر درآمد سرانه می باشد. در این نمودار $s \cdot f(k)$ آن مقدار از درآمد سرانه می باشد که پس انداز می شود و $(n + \delta)k$ منحنی سرمایه گذاری گذاری سرانه می باشد. فاصله عمودی بین $f(k)$ و $s \cdot f(k)$ مصرف سرانه را نشان می دهد.

نمودار شماره ۱: مدل سوان - سولو



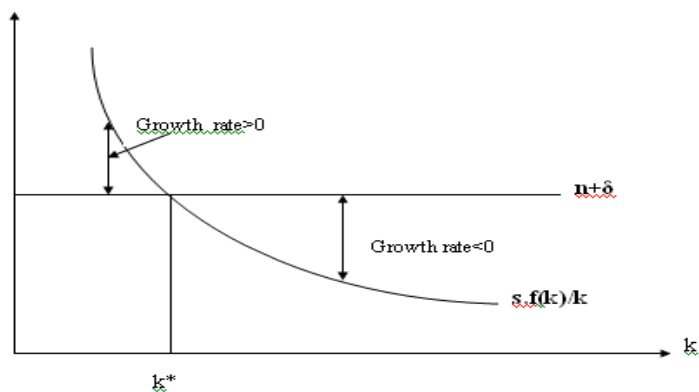
تغییر در سرمایه سرانه به وسیله فاصله عمودی بین $s \cdot f(k)$ و خط $(n + \delta)k$ به دست می آید. سطح پایدار سرمایه k^* به وسیله تقاطع منحنی $s \cdot f(k)$ با خط $(n + \delta)k$ مشخص می شود که در این نقطه رشد سرمایه سرانه صفر می باشد. اگر k_0 پایین تر از

¹ Steady- State

حالت تعادلی باشد، k_0 در حال افزایش و دارای نرخ رشد درآمد سرانه مثبت خواهد بود و در نتیجه درآمد سرانه نیز افزایش خواهد یافت. اما با توجه به این که f صعودی با نرخ کاهنده است، با افزایش k به سمت حالت تعادلی، از نرخ افزایش درآمد سرانه کاسته می شود و هرچه k به حالت تعادلی نزدیکتر می شود سرعت رشد درآمد سرانه کاهش می یابد.

نمودار شماره (۲) نرخ رشد سرمایه سرانه اقتصادها را در برابر سرمایه سرانه نشان می دهد. همانطور که مشخص است نرخ رشد برای یک اقتصاد با سرمایه سرانه اولیه کمتر، بزرگتر می باشد. این نتیجه نوعی از همگرایی را بیان می کند، به این معنا که نواحی یا کشورهایی با مقادیر پائین تر سرمایه سرانه، دارای نرخ های رشد سرانه بالاتر می باشند و از این رو به سمت اقتصادهای با نسبت های سرمایه سرانه بالاتر همگرا هستند.

نمودار شماره ۲: روند نرخ رشد سرمایه در الگوی رشد سولو و سوان



نرخ رشد سرمایه سرانه (k) به وسیله فاصله عمودی بین منحنی $(s \cdot f(k) / k)$ و خط استهلاک موثر $(n + \delta)$ به دست می آید. اگر $k_0 < k^*$ باشد، در این صورت نرخ رشد سرمایه سرانه (k) مثبت می باشد و سرمایه سرانه (k) به طرف حالت تعادلی (k^*) افزایش می یابد. اگر $k_0 > k^*$ باشد، نرخ رشد سرمایه سرانه (k) منفی است و (k) به سمت (k^*) کاهش می یابد و نرخ رشد سرمایه سرانه در حالت پایدار (k^*) ثابت است.

این موضوع در ادبیات اقتصادی به همگرایی بتا^۱ معروف است (بارو و سالایی مارتین، ۱۹۹۰)، این نوع همگرایی خود به دو نوع همگرایی مطلق^۲ و همگرایی شرطی^۳ تقسیم می شود. در همگرایی مطلق تمامی اقتصادها نهایتاً به یک سطح از تعادل باثبات^۴ و درآمد سرانه همگرا می شوند. اما در همگرایی شرطی هر اقتصاد به سطح تعادلی با ثبات ویژه خود همگرا می شود و اقتصادی که از تعادل با ثبات خود فاصله بیشتری داشته باشد، رشد اقتصادی بالاتری را تجربه خواهد کرد.

از نظر عملی، در مورد چگونگی اثبات وجود همگرایی دو رویکرد عمده وجود دارد: رویکرد کلاسیک همگرایی که شامل انجام یک رگرسیون مقطعی بر روی متغیرهای "رشد درآمد سرانه در طی یک دوره" و "سطح اولیه درآمد سرانه" می باشد. در واقع اثبات ارتباط منفی بین رشد درآمد سرانه طی یک دوره مشخص و سطح اولیه درآمد سرانه در بین اقتصادهای مختلف دلیل بر وجود همگرایی نوع بتا بین آن اقتصادها می باشد (بارو و سالایی مارتین، ۱۹۹۰).

این روش اثبات همگرایی دارای انتقاداتی می باشد، لذا روش دوم آزمون همگرایی توسط برنارد و دورلاف^۵ (۱۹۹۵)، تحت عنوان روش سری های زمانی پیشنهاد گردید. در این روش تمرکز اصلی روی رفتار بلندمدت اختلاف درآمد سرانه بین اقتصادها نسبت به همدیگر یا نسبت به یک مقدار متوسط می باشد. برنارد و دورلاف (۱۹۹۵)، به صورت تئوریک، فرضیه همگرایی را براساس آزمون سری زمانی به این صورت بیان می کنند که اگر پیش بینی های بلندمدت از محصول سرانه برای دو کشور i و j در یک زمان مشخص برابر شود، اقتصاد کشورهای i و j همگرا خواهند بود.

در عمل با توجه به محدودیت در تعداد مشاهدات آماری موجود برای اقتصادها، استفاده از روش های آزمون ریشه واحد سری های زمانی از قبیل آزمون های دیکی فولر تعمیم یافته (ADF^۶) و غیره، در این گونه موارد از نظر آماری و تأیید فروض اساسی

¹ β convergence

² Absolute β convergence

³ Conditional β convergence

⁴ Steady State

⁵ Bernard and Durlauf (1995)

⁶ Augmented Dickey- Fuller Test

آزمون های مورد استفاده مشکل ساز می باشند. لذا ایوانز و کاراس^۱ (۱۹۹۶) و ایوانز (۱۹۹۸) پیشنهاد می کنند که این آزمون روی داده های تابلویی^۲ و با استفاده از آزمون های ریشه واحد مخصوص داده های تابلویی صورت گیرد.

برای این منظور ایوانز و کاراس (۱۹۹۶)، مجموعه ای متشکل از n اقتصاد با فرض سطح تکنولوژی یکسان را در نظر می گیرند، مطابق تعریف چنانچه اختلاف درآمد سرانه اقتصادها از مسیر رشد تعادلی بلندمدت، با گذشت زمان در حال کاهش باشد، در این صورت فرضیه همگرایی این اقتصادها مورد قبول واقع خواهد شد. در این صورت مقادیر درآمد سرانه اولیه این اقتصادها (زمان شروع سری)، بر سطوح درآمدی آنها در بلندمدت اثری نخواهد داشت چرا که نهایتاً تمام اقتصادها به یک استاندارد واحدی متمایل می شوند. به صورت ریاضی و آماری می توان این نتیجه را به شرح زیر نوشت:

$$\lim_{i \rightarrow \infty} E_t (y_{n,t+i} - a_{t+i}) = \mu_n \text{ for } n = 1, 2, \dots, N. \quad (3)$$

مطابق ایوانز و کاراس (۱۹۹۶)، y_{nt} در آمد سرانه کشور n ام در زمان t ام می باشد. روند مشترکی است که می تواند به عنوان تکنولوژی های قابل دسترس برای $n=1, 2, \dots, N$ اقتصاد در نظر گرفته شود. μ_n نیز به عنوان اثرات ثابت برای هر کشور تفسیر می شود (پارامتر μ_n سطح مسیر رشد تعادلی n اقتصاد را مشخص می کند). در حالت خاص، وقتی اقتصادها دارای ساختار یکسانی باشند در این حالت μ_n آنها برابر صفر می باشد و همه اقتصادها به مسیر رشد مشابهی همگرا خواهند بود.

یکی از اشکالات این تعریف این است که a_t قابل مشاهده نیست، ولی مطابق ایوانز و کاراس (۱۹۹۶) می توان اثبات کرد که وقتی فرضیه همگرایی برقرار است، "میانگین مقطعی درآمد سرانه هر اقتصاد" نسبت به سطح روند مشترک، همگرا می باشد:

$$\lim_{i \rightarrow \infty} E_t (\bar{y}_{t+i} - a_{t+i}) = 0 \text{ where } \bar{y}_t = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N y_{n,t} \quad (4)$$

لذا می توان در معادله (۲) متغیر \bar{y}_t را به جای a_t برای فرضیه همگرایی به کار برد که به صورت زیر نشان داده می شود:

¹ Evans and Karras (1996)

² Panel Data

$$\lim_{i \rightarrow \infty} E_t (y_{n,t+i} - \bar{y}_{t+i}) = \mu_n \quad (5)$$

در واقع از لحاظ نظری می توان همگرایی را به صورت اختلاف سطح درآمد سرانه n اقتصاد از میانگین مقطعی آن ها (\bar{y}_t) ، زمانی که زمان به سمت بی نهایت میل می کند، تعریف کرد. به سخن دیگر براساس معادله (۴)، زمانی که اختلاف مشاهده شده ما بین سطح درآمد سرانه n اقتصاد از میانگین مقطعی آن ها $(y_{it} - \bar{y}_t)$ از نظر آماری یک سری ایستا باشد، می توان نتیجه گیری کرد که اقتصادها به یک مقدار ثابت μ_n همگرا می شوند. برای این منظور و با هدف عملی کردن آزمون فرضیه همگرایی ایوانز و کاراس (۱۹۹۶) مدل زیر را پیشنهاد می کنند:

$$\Delta y_{nt} = \phi_n + \rho y_{n,t-1} + \varepsilon_{n,t} \quad (6)$$

که در آن $\varepsilon_{n,t}$ دارای خصوصیات نوفه سفید می باشد $(\varepsilon_{n,t} \rightarrow i.i.d N(0, \sigma_t^2))$ و ϕ_n نیز بیانگر اثرات ثابت می باشد. در این معادله درآمد سرانه زمانی پایا است که $|\rho| < 0$ باشد.

در صورتی که فرضیه همگرایی به وسیله آزمون ریشه واحد پانل مورد آزمون قرار گیرد، فرضیه همگرایی شرطی با به کار بردن آزمون ریشه واحد پانل با وجود "اثرات ثابت انفرادی" و فرضیه همگرایی مطلق به وسیله آزمون ریشه واحد پانل "بدون وجود اثرات ثابت انفرادی" قابل آزمون می باشند.

نهایتاً این که برای بررسی فرضیه همگرایی بر اساس روش ایوانز و کاراس (۱۹۹۶) و جهت رفع مشکل احتمالی خودهمبستگی در بین اجزای خطا، می توان از آزمون ریشه واحد تعمیم یافته استفاده کرد که به صورت مدل زیر در نظر گرفته می شود:

$$\Delta y_{i,t} = \mu_i + \beta_i y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^K \delta_{i,k} \Delta y_{i,t-k} + u_{i,t} \quad t = 1, \dots, T; i = 1, \dots, N \quad (7)$$

که در اینجا Δ به عنوان تفاضل مرتبه اول متغیر می باشد و عبارت $\sum_{k=1}^K \delta_{i,k} \Delta y_{i,t-k}$ برای جلوگیری از وجود خودهمبستگی بین متغیرها به کار برده شده است. k بیانگر تعداد وقفه ها بوده و $u_{i,t}$ دارای ویژگی نوفه سفید^۱

^۱ White Noise

$(u_{i,t} \sim iid(0, \sigma_{i,t}^2))$ می باشد. تعداد وقفه های بهینه با استفاده از یکی از معیارهای اکائیک (AIC) و شوارتز بیزین (SB) تعیین می شود. در این آزمون، فرضیه صفر برابر با $\beta = 0$ و فرضیه مقابل برابر $\beta < 0$ خواهد بود. در واقع اگر $\beta < 0$ باشد بدین معنا است که فرضیه همگرایی را نمی توان رد کرد و y_{it} به سوی مقدار تعادلی پایدار (μ_i) همگرا می باشد. اگر فرضیه صفر در مدل تعمیم یافته در حالت بدون عرض از مبدا رد شود، در این صورت فرضیه همگرایی مطلق برقرار می باشد و اگر فرضیه صفر در مدل تعمیم یافته در حالت با عرض از مبدا رد شود، در این صورت فرضیه همگرایی شرطی برقرار می باشد.

۳- مطالعات تجربی انجام شده

مطالعات تجربی زیادی برای بررسی فرضیه همگرایی در کشورها و مناطق مختلف صورت گرفته است که عمده تفاوت این مطالعات در روش های بررسی آزمون فرضیه همگرایی می باشد که در ادامه به تعدادی از آنها اشاره می شود. اولین مطالعات صورت گرفته در مورد فرضیه همگرایی توسط بامول^۱ (۱۹۸۶) و بارو سالایی مارتین (۱۹۹۰) می باشد که در این مطالعات از روش مقطعی برای بررسی آزمون فرضیه همگرایی استفاده شده است. این روش اثبات همگرایی دارای انتقاداتی می باشد. لذا روش دوم آزمون همگرایی توسط برنارد و دورلاف (۱۹۹۵) تحت عنوان روش سری های زمانی پیشنهاد گردید. برنارد و دورلاف (۱۹۹۵)، کونادو و همکاران^۲ (۲۰۰۴) و ایرلات و پلین^۳ (۲۰۰۶) و برای بررسی آزمون فرضیه همگرایی از روش های "داده های سری زمانی" استفاده کرده اند.

با توجه به محدودیت ها در تعداد مشاهدات آماری، استفاده از "روش های سری های زمانی" نیز با برخی انتقادات مواجه گردیدند، لذا ایوانز و کاراس (۱۹۹۶) در تحقیقی برای اولین بار از داده های پانلی برای بررسی فرضیه همگرایی استفاده کرده اند. همچنین فانک و

^۱ Baumol

^۲ Cunado, Gil-Alana, Gracia,

^۳ Erilat, Pelin

استرالینگ^۱ (۱۹۹۹)، ماپا و همکاران^۲ (۲۰۰۷)، سیلواستر و سوتو^۳ (۲۰۰۸) و کیونگ و لئو^۴ (۲۰۱۰) و نیز برای بررسی فرضیه همگرایی از روش‌های داده‌های پانلی استفاده کرده‌اند.

در ایران نیز برخی محققین اقدام به بررسی همگرایی استان‌ها نموده‌اند که به صورت خلاصه به برخی از آنها اشاره می‌شود:

افشاری در تحقیقی به بررسی همگرایی استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۶۸-۱۳۷۴ پرداخته است. در این مقاله داده‌های درآمد- خانوار هر استان، به عنوان داده‌های درآمد سرانه هر استان در نظر گرفته شده است و همچنین در این مقاله برای بررسی فرضیه همگرایی از روش مقطعی استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که فرضیه همگرایی در درآمد سرانه در تمام استان‌های ایران مورد تأیید می‌باشد و سرعت همگرایی درآمد سرانه بین استان‌ها در طول دوره مورد بررسی برابر ۱/۱۵۷ می‌باشد (افشاری^۵، ۱۳۷۸).

رحمانی در تحقیقی به بررسی همگرایی منطقه‌ای در ایران طی سال‌های ۱۳۶۹-۱۳۷۹ پرداخته است. در این تحقیق وی داده‌های سپرده‌های دیداری واقعی سرانه هر استان را به عنوان GDP سرانه هر استان در نظر گرفته است و همچنین از روش مقطعی برای بررسی فرضیه همگرایی استفاده کرده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که همگرایی منطقه‌ای یا همگرایی استانی برای اقتصاد ایران مورد تأیید قرار نمی‌گیرد و فرایند رشد اقتصادی منطقه‌ای ایران یک فرایند همگرا نیست. در واقع همگرایی بتا چه به صورت مطلق و چه به صورت شرطی برای سپرده‌های دیداری سرانه استان‌ها تأیید نمی‌شود (رحمانی^۶، ۱۳۸۳).

اکبری و مویدفر در تحقیقی به بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور طی سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۸۰ پرداخته‌اند. داده‌های درآمد- خانوار هر استان، به عنوان داده‌های درآمد سرانه در نظر گرفته شده است. در این تحقیق ابتدا به آزمون همگرایی

¹ Funke and Strulik

² Mapa, Sandoval, and Yap

³ Silvestre and Soto

⁴ Keung and LAU

⁵ Afshari, Zahra,

⁶ Rahmani, Teimour,

درآمد سرانه پرداخته شده و سپس اثرات ناشی از مجاورت در همگرایی درآمد سرانه اندازه گیری شده است. نتایج به دست آمده از آزمون همگرایی نمایانگر وجود همگرایی درآمدی می باشد و استان های ایران با سرعت ۳۱ درصد در سال به سمت نقطه تعادل پایدار در رشد اقتصادی همگرا می شوند (اکبری و مویدفر^۱، ۱۳۸۳).

لازم به ذکر است که این تحقیق با تحقیقات صورت گرفته داخلی از چند لحاظ متفاوت می باشد. اول این که در این تحقیق برای بررسی همگرایی، از متغیر GDP سرانه به عنوان شاخص درآمد سرانه حقیقی استان ها در نظر گرفته شده است، در حالی که در سایر مطالعات از این متغیر استفاده نشده است. همچنین روش مورد استفاده در تحلیل استنباطی این مطالعه روش های اقتصادسنجی داده های تابلویی می باشد (برای مثال آزمون های مربوط به ریشه واحد در داده های تابلویی) که باز در سایر مطالعات از این روش استفاده نشده است.

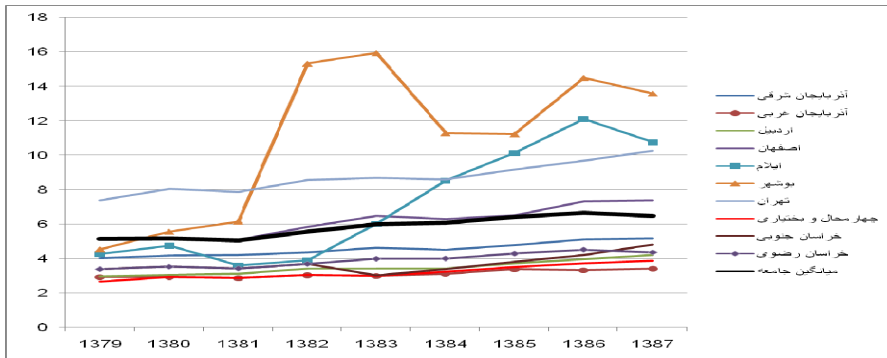
۴- مروری بر حساب های منطقه ای و روند GDP^۲ (بدون ارزش افزوده نفت) استان ها

مطابق آمارها، در دوره ی ۱۳۷۹-۱۳۸۷، **GDP واقعی** (GDP به قیمت ثابت ۱۳۷۶) بدون در نظر گرفتن ارزش افزوده نفت، در ایران از ۲۹۹۲۰۴ میلیارد ریال به ۵۴۷۵۷۱ میلیارد ریال افزایش یافته است که نشان دهنده ۱/۸۳ برابر شدن تولید ناخالص داخلی در طی این دوره می باشد. در طی این سال ها GDP روند افزایشی داشته است که متوسط رشد سالانه GDP برابر ۷/۸۵ درصد بوده است. بیشترین میزان رشد GDP در طول سال های ۱۳۷۹-۱۳۸۷ مربوط به استان بوشهر با ۱۴/۶۴ درصد و کمترین میزان آن مربوط به استان کرمانشاه با ۴/۸ درصد می باشد.

^۱ Akbari, N. and R. Moaied Far

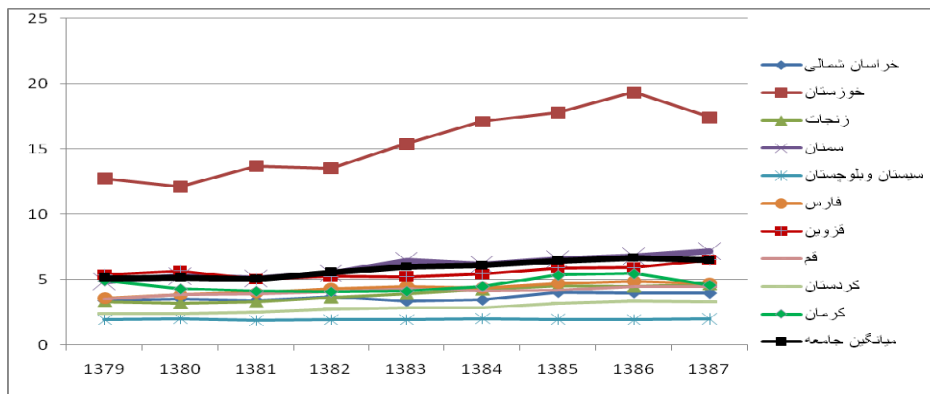
^۲ Gross Domestic Production

نمودار شماره ۵- روند GDP ده استان کشور با روند GDP میانگین کل استانها طی سالهای ۱۳۷۹-۱۳۸۷ برحسب میلیون ریال (همان منبع)



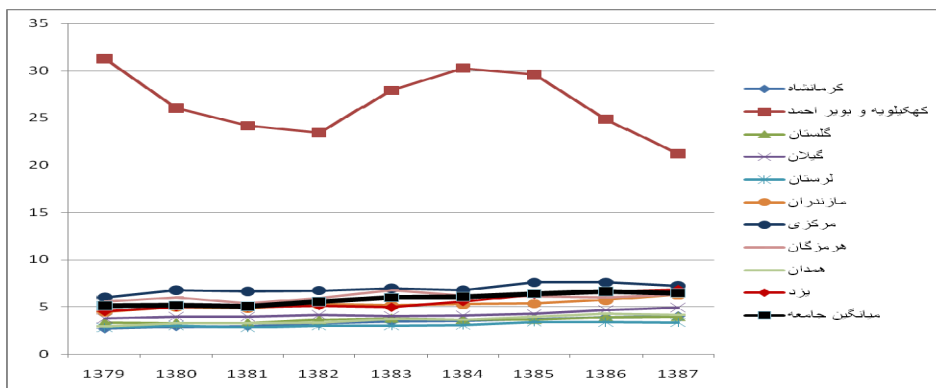
در نمودار (۶) نیز به جز استانهای سیستان و بلوچستان و کردستان (تقریباً دارای روند ثابت) و خوزستان (دارای روند نوسانی با سرعت زیاد) بقیه استانها دارای روند GDP سرانه مشابه با GDP میانگین کل استانها میباشند.

نمودار شماره ۶- روند GDP ده استان کشور با روند GDP میانگین کل استانها طی سالهای ۱۳۷۹-۱۳۸۷ برحسب میلیون ریال (همان منبع)



همچنین در نمودار (۷) نیز به جز استان کهگیلویه و بویر احمد (دارای روند نزولی با نوسانات شدید) بقیه استان ها تقریباً دارای روندی مشابه با روند میانگین کل استان ها می باشند.

نمودار شماره ۷- روند GDP ده استان کشور با روند GDP میانگین کل استان ها طی سال های ۱۳۷۹-۱۳۸۷ بر حسب میلیون ریال (همان منبع)



۵- تصریح مدل

فرضیه همگرایی مطابق آنچه که توسط ایوانز و کاراس (۱۹۹۶) توضیح داده شده است، عدم وجود ریشه واحد برای سری $(y_{nt} - \bar{y}_t)$ را برای N اقتصاد نشان می دهد. به سخن دیگر اگر y_{it} به \bar{y}_t همگرا شود در این حالت $(y_{nt} - \bar{y}_t)$ باید ایستا از درجه هم انباشتگی صفر $I(0)$ باشد. بدین منظور از مدل زیر (که معادل آزمون ADF بر روی انحراف از میانگین مشاهدات می باشد) به منظور آزمون فرضیه همگرایی بین استان های ایران استفاده می کنیم:

$$\Delta(y_{nt} - \bar{y}_t) = a_i + b_i(y_{i,t-1} - \bar{y}_{t-1}) + \sum_{z=1}^{L_i} \beta_{i,z} \Delta(y_{i,t-z} - \bar{y}_{t-z}) + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

که در آن y_{nt} ، برابر GDP واقعی سرانه برای استان n در زمان t و \bar{y}_t میانگین مقطعی GDP واقعی سرانه برای استان های مبنا و یا تمام استان ها در زمان t می باشد.

فرضیه صفر و فرضیه مقابل در این آزمون به صورت زیر می باشد:

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

اگر $b < 0$ باشد بدین معنا است که فرضیه همگرایی را نمی توان رد کرد و y_{it} به سوی مقدار تعادلی پایدار همگرا می باشد، به دیگر سخن درآمد سرانه استان ها به سمت یک مقدار مشترک همگرا می شوند. در این تحقیق میانگین واقعی سرانه کل استان ها در زمان t و نیز میانگین سرانه پنج استان توسعه یافته کشور (استان های تهران، آذربایجان شرقی، اصفهان، خراسان رضوی و فارس) در زمان t ، به عنوان استان مبنا (\bar{y}_t) در نظر گرفته شده است.

در عمل برای انجام این آزمون، از شش آزمون ریشه واحد مطرح، براساس داده های تابلویی، یعنی آزمون های لوین لین چو^۱، بریتانگ^۲، هادری^۳، ایم پسران شین^۴ و فیشر^۵ استفاده می شود.

لازم به ذکر است که در آزمون های ریشه واحد داده های تابلویی دو فرض برای a_i در نظر گرفته می شود: اول اینکه فرض می شود که در تمامی مقاطع، پارمترها ثابت هستند به این صورت که برای همه آنها $a_i = a$ می باشد. آزمون های ارائه شده توسط لوین لین چو (۲۰۰۲)، بریتانگ (۲۰۰۰) و هادری (۲۰۰۰) بر این فرض استوار می باشند. دسته دوم آزمون ها بر این فرض استوار هستند که برای a_i محدودیتی وجود ندارد. مانند آزمون های ایم پسران شین (۲۰۰۳) و فیشر (با استفاده از روش های PP, ADF که توسط مادالا و وو (۱۹۹۹) و چوی (۲۰۰۱) ارائه شده است).

¹ Levin, Lin and Chu (LLC)

² Breitung

³ Hadri

⁴ Im, Pesaran and Shin (IPS)

⁵ Fisher

⁶ Maddala and Wu (1999) and Choi (2001)

۶- یافته‌های تحقیق و تجزیه و تحلیل آن‌ها

در این تحقیق برای بررسی همگرایی بتای شرطی و مطلق و با هدف داشتن نتایجی محکم از آزمون‌های لوین لین چو، بریتانگ، ایم پسران شین، هادری، ADF - فیشر و PP - فیشر استفاده می‌شود.

نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای بررسی همگرایی درآمد سرانه به سمت میانگین درآمد سرانه تمام استان‌ها در جداول (۱،۲) نشان داده شده است.

جدول شماره ی یک- نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای بررسی همگرایی مطلق

نتیجه	آماره آزمون		روش آزمون
	مقدار آماره	prob	
وجود ریشه واحد	۹/۳	۱/۰۰	Levin, Lin & Chu t
وجود ریشه واحد	-۰/۲۵	۰/۳۹	Breitung t-stat
وجود ریشه واحد	۲۷/۹۱	۰/۹۹	ADF-Fisher Chi- square
وجود ریشه واحد	۲۷/۵۹	۰/۹۹	PP-Fisher Chi- square

ماخذ: یافته های تحقیق

جدول (۱) نشان می‌دهد که در تمامی این آزمون‌ها فرضیه همگرایی مطلق بین استان‌ها به سمت میانگین درآمد سرانه استان‌ها رد می‌شود و در نتیجه درآمد واقعی سرانه استان‌ها به سمت میانگین درآمد سرانه استان‌ها همگرا نمی‌باشد.

جدول شماره ی دو- نتایج آزمون های ریشه واحد برای بررسی همگرایی شرطی

نتیجه	آماره آزمون		روش آزمون
	مقدار آماره	prob	
عدم وجود ریشه واحد	-۱۱/۰۹	۰/۰۰	Levin, Lin & Chu t
عدم وجود ریشه واحد	-۲/۲۷	۰/۰۱	Breitung t- stat
وجود ریشه واحد	۷/۵۳	۰/۰۰	Hadri Z-stat
عدم وجود ریشه واحد	-۱/۲۹	۰/۰۹	Im, Pesaran and Shin W-stat
عدم وجود ریشه واحد	۸۹/۵۷	۰/۰۰	ADF-Fisher Chi-square
عدم وجود ریشه واحد	۷۶/۰۹	۰/۰۷	ADF-Fisher Chi-square

ماخذ: یافته های تحقیق

نتایج آزمون های ریشه واحد نشان می دهد که در تمامی آزمون ها فرضیه صفر رد می شود و در تمامی آزمون ها به جز آزمون هادری فرضیه وجود ریشه واحد رد می شود. در نتیجه می توان گفت که بین درآمد واقعی سرانه استان ها همگرایی شرطی برقرار می باشد. همچنین نتایج آزمون های ریشه واحد برای بررسی همگرایی درآمد سرانه به سمت میانگین درآمد سرانه پنج استان در جداول (۳،۴) نشان داده شده است.

نتایج آزمون های ریشه واحد در جدول (۳) نشان می دهد که در تمامی آزمون ها، فرضیه صفر را نمی توان رد کرد و در نتیجه درآمد واقعی سرانه استان ها به سمت میانگین درآمد سرانه پنج استان نیز، همگرا نمی باشد در نتیجه فرضیه همگرایی مطلق برقرار نمی باشد.

جدول شماره ی سه - نتایج آزمون های ریشه واحد برای بررسی همگرایی مطلق

نتیجه	آماره آزمون		روش آزمون
	مقدار آماره	prob	
وجود ریشه واحد	۱۱/۰۱	۱/۰۰	Levin, Lin & Chu t
وجود ریشه واحد	-۰/۱۸	۰/۴۲	Breitung t-stat
وجود ریشه واحد	۲۵/۹	۱/۰۰	ADF-Fisher Chi- square
وجود ریشه واحد	۲۵/۵۵	۱/۰۰	PP-Fisher Chi- square

ماخذ: یافته های تحقیق

همچنین نتایج آزمون های ریشه واحد (زمانی که اختلاف درآمد سرانه هر استان از میانگین مقطعی پنج استان آزمون می شود) در جدول (۴) نشان می دهد که در این حالت نیز تمامی آزمون ها فرضیه صفر رد می شود و در تمامی آزمون ها به جز آزمون هادری وجود ریشه واحد رد می شود. در نتیجه می توان گفت که فرضیه همگرایی شرطی درآمد واقعی سرانه استان ها برقرار می باشد.

جدول شماره ی چهار - نتایج آزمون های ریشه واحد برای بررسی همگرایی شرطی

نتیجه	آماره آزمون		روش آزمون
	مقدار آماره	prob	
عدم وجود ریشه واحد	-۲/۹۳	۰/۰۰	Levin, Lin & Chu t
عدم وجود ریشه واحد	-۱/۸۸	۰/۰۳	Breitung t- stat
وجود ریشه واحد	۹/۴	۰/۰۰	Hadri Z-stat
عدم وجود ریشه واحد	-۴	۰/۰۰	Im, Pesaran and Shin W-stat
عدم وجود ریشه واحد	۱۰۵/۹۳	۰/۰۰	ADF-Fisher Chi-square
عدم وجود ریشه واحد	۹۰/۴۳	۰/۰۰	ADF-Fisher Chi-square

ماخذ: یافته های تحقیق

با توجه به نتایج بدست آمده در این تحقیق می توان نتیجه گرفت که همگرایی مطلق بین استان های کشور وجود ندارد. این بدان مفهوم است که درآمد سرانه استان ها به

سمت درآمد تعادلی یکسانی همگرا نمی‌باشد و الزاماً استان‌های با درآمد سرانه کمتر، دارای سرعت رشد بالاتری نسبت به استان‌های با درآمد سرانه بالاتر نمی‌باشند. از سوی دیگر نتایج حاصل از آزمون‌های همگرایی شرطی نشان می‌دهد که همگرایی شرطی ضعیفی بین استان‌های کشور وجود دارد. این بدان مفهوم است که هر استان به نقطه تعادلی با ثبات خود همگرا می‌شود و استانی که از درآمد سرانه تعادلی بلندمدت خود دورتر (نزدیکتر) است، دارای نرخ رشد تولید سرانه بالاتری (پایین‌تری) می‌باشد. با توجه به نتایج حاصله می‌توان نتیجه گرفت که متأسفانه نابرابری منطقه‌ای در ایران وجود دارد. سیاست‌های در پیش گرفته شده در راستای کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای نتوانسته است آنچنان که بایسته و شایسته است، این نابرابری‌های را کاهش دهد و سیاستگذاران بایستی با شناخت وضعیت اقتصادی استان‌ها، یافتن مزیت نسبی استان‌ها در بخش‌های مختلف اقتصادی و شناسایی عوامل موثر بر رشد اقتصادی استان‌ها بتوانند سیاست‌های مناسبی را در جهت کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای و ایجاد همگرایی منطقه‌ای اتخاذ نمایند.

۷- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

هدف از این تحقیق بررسی همگرایی واقعی اقتصادی در بین استان‌های ایران طی دوره‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۷ با استفاده از مدل‌های همگرایی استخراج شده از مدل‌های رشد بود. برای این منظور دو نوع همگرایی بتای مطلق و بتای شرطی مورد بررسی قرار گرفت. در این مقاله بررسی فرضیه همگرایی با استفاده از روش‌های آزمون ریشه واحد پانل صورت گرفت. در واقع از شش نوع آزمون لوین-لین-چو، بریتانگ، ایم پسران-شین، هادری، ADF - فیشر و PP - فیشر برای بررسی همگرایی استفاده گردید.

یافته‌های این پژوهش را می‌توان در موارد زیر جمع بندی کرد:

- نتایج آزمون فرضیه همگرایی مطلق نشان می‌دهد که درآمد واقعی سرانه استان‌ها به سمت میانگین درآمد سرانه استان‌ها همگرا نمی‌باشد. این بدان مفهوم است که درآمد سرانه استان‌ها به سمت درآمد تعادلی یکسانی همگرا نمی‌باشد.

- نتایج آزمون فرضیه همگرایی شرطی نشان می دهد که درآمد واقعی سرانه استان ها به سمت میانگین درآمد سرانه استان ها همگرا می باشند. این بدان مفهوم است که هر استان به نقطه تعادلی با ثبات خود همگرا می شود. با توجه به نتایج حاصله می توان نتیجه گرفت که متأسفانه نابرابری منطقه ای در ایران وجود دارد. سیاست های در پیش گرفته شده در راستای کاهش نابرابری های منطقه ای نتوانسته است آنچنان که بایسته و شایسته است، این نابرابری ها را کاهش دهد و سیاستگذاران بایستی اقدامات جدی تری در جهت شناخت علل نابرابری های منطقه ای و ارائه سیاست های ویژه در جهت کاهش نابرابری های منطقه ای و ایجاد همگرایی منطقه ای انجام دهد. از آنجا که توسعه انسانی بر توسعه ملی اثر مستقیم دارد، رشد متوازن مناطق و فرایند همگرایی مناطق باید در الویت سیاست های اقتصادی و همچنین جزو الویت های اصلی در برنامه های توسعه ای کشور قرار گیرد. در این حالت سیاست های کلان کشور در مورد مکان یابی صنایع، توزیع مراکز مهم صنعتی، تجاری، اقتصادی و سیاسی در سطح کشور، سرمایه گذاری در بخش هایی که استان ها دارای مزیت نسبی می باشند و ارائه تسهیلات مناسب برای سرمایه گذاری در مناطق محروم می تواند موجب شتاب بخشیدن به رشد مناطق محروم کشور گردد.

یادداشت ها

- ۱- یکی از ضعف های روش مقطعی این است که در آن، فرضیه صفر حاکی از آن است که هیچ یک از اقتصادها در نمونه همگرا نیستند، در حالی که فرضیه مقابل نشان می دهد که کل نمونه همگرا خواهند شد. برنارد و دورلاف (۱۹۹۵) اثبات می کنند در وضعیتی که تنها تعدادی از اقتصادهای موجود در نمونه (نه کل نمونه) همگرا می شوند ممکن است ضریب بین صفر و منفی یک برآورد شود، در حالی که کل نمونه همگرا نیست. همچنین اقتصادهایی که مسیر رشد تعادلی بلندمدت بالایی دارند، دارای درآمد سرانه اولیه بالاتری می باشند. در این حالت بین درآمد سرانه اولیه و جزء اخلاص همبستگی مثبتی وجود خواهد داشت که در این حالت α و β برآورد شده به سمت صفر تمایل خواهند داشت (ایوانز، ۱۹۹۸).

منابع و مأخذ:

- Afshari, Z. (1378). «Investigation of Convergence in Provinces of Iran (Test of Theory Solow- Swan)». *Trade Investigates*,no.13, 1-17 (In persian).
- Akbari, N. R and R. Moaied Far. (1383). **Investigation of Convergence Income capita in Provinces of Country (Method of Space Econometrics)**. Journal of Research Economics, no.13.1-13 (In persian).
- Barro, R. a.-i.-M. (1990). «Economic Growth and Convergence Across the United States». *Working paper 3419*, <http://www.nber.org/papers/w3419.pdf> .
- Baumol, W. (1986). **Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long- Run Data Show**. The American Economic Review,no. 75, 1073-1085.
- Bernard , A. B.and S. N. Durlauf. (1995). «Convergence in International Output». *Journal of Applied Econometrics*,no.10, 97-108.
- Breitung, J. (2000). The local power of some unit root tests for panel data. *Elsevier, Amsterdam*, 161-177
- Carrion-i- Silvestre, J. a.-S. (2008). **Panel Data Stochastic Convergence Analysis of the Mexican Regions**. *Empir Econ*,no.37, 303-327.
- Choi, I. (2001). «Unit root tests for panel data». *Journal of International Money and Finance*, no.20, 249-272.
- Cunado, j. L.-A. (2004). **Real convergence in Taiwan: a fractionally integrated approach**. *Journal of Asian Economics*,no.15, 529-547.
- Erlat, H. a. (2006). «Absolute Convergence of the regions and Provinces of Turkey». *Annual Conference of the Middle East Economic Association*, (pp. 115-126). Boston, U.S.A.
- Evans, P. (1998). **Using Panel Data to Evaluate Growth Theories**. *International Economics Review*,no.39, 295-306.
- Evans, P. a. (1996). «Convergence revisited». *Journal of Monetary Economics*, no.37, 249-265.

- Funke, M. a. (1999). **Regional growth in West Germany: Convergence or divergence?**, Economic Modelling, no.16, 489-502.
- Hadri, K. (2000). «Testing for stationarity in Heterogeneous Panel Data». *Econometrics Journal*, no.3,148-161.
- Im, K. H. (2003). **Testing for unit roots in heterogeneous panels.** *Journal of Econometrics*, no.115, 53-74.
- Keung, C. a. (2010). «Convergence Across the United States: Evidence from Panel ESTAR Unit root test». *International Atlantic Economic Society*, no.21, 52-64.
- Keung, C. a. (2010). **New evidence about regional income divergence in China.** *China Economic Review*, no.16, 293-309.
- Levin, A. L. (2002). «Unit root tests in panel data: asymptotic and finite sample properties». *Journal of Econometrics*, no.108, 1-24.
- Maddala, G. a. (1999). **A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test.** *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, no.61, 631-652.
- Mapa, S. B. (2007). «Investigating the Presence of Regional Economic Growth Convergence in the Philippines using Kalman Filter». *MPRA Paper*, no. 20681, <http://mpra.ub.unimuenchen.de/20681/>.
- Rahmani, T. (1383). **Economics Growth Convergence of the Regions in Iran.** *Journal of Research Economics*, no.66,155-180.(In persian)
- www.sci.org.ir

یافته‌های تحقیق: نتایج آزمون های ریشه واحد (اختلاف درآمد سرانه از میانگین کل استان‌ها)

برای بررسی همگرایی شرطی

Null Hypothesis: Unit root (common unit root process)
 Date: 07/12/11 Time: 02:04
 Sample: 1379 1387
 Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 1
 Bandwidth selection is fixed using Quadratic Spectral kernel
 Total number of observations: 223
 Cross-sections included: 30

Method	Statistic	Prob.**
Levin, Lin & Chu t*	-11.0920	0.0000

** Probabilities are computed assuming asymptotic normality

Null Hypothesis: Unit root (common unit root process)
 Date: 07/12/11 Time: 02:05
 Sample: 1379 1387
 Exogenous variables: Individual effects
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 1
 Total number of observations: 204
 Cross-sections included: 30

Method	Statistic	Prob.**
Breitung t-stat	-2.27074	0.0116

** Probabilities are computed assuming asymptotic normality

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)
 Date: 07/12/11 Time: 02:09
 Sample: 1379 1387
 Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
 User specified maximum lags
 Automatic selection of lags based on AIC: 0 to 2
 Total number of observations: 210
 Cross-sections included: 30

Method	Statistic	Prob.**
Im, Pesaran and Shin W-stat	-1.29024	0.0985

** Probabilities are computed assuming asymptotic normality

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)
 Date: 07/12/11 Time: 02:09
 Sample: 1379 1387
 Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
 User specified maximum lags
 Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 2
 Total number of observations: 207
 Cross-sections included: 30

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	89.5792	0.0080
ADF - Choi Z-stat	-0.88259	0.1887

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

بررسی همگرایی اقتصادی استان های ایران طی ... ۱۶۵.....

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)
 Date: 07/12/11 Time: 02:12
 Sample: 1379 1387
 Exogenous variables: Individual effects
 Bandwidth selection is fixed using Quadratic Spectral k...
 Total (balanced) observations: 240
 Cross-sections included: 30

Method	Statistic	Prob.**
PP - Fisher Chi-square	76.0976	0.0785
PP - Choi Z-stat	6.70808	1.0000

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Null Hypothesis: No unit root (common unit root process)
 Date: 07/12/11 Time: 02:13
 Sample: 1379 1387
 Exogenous variables: Individual effects
 Andrews bandwidth selection using Bartlett kernel
 Total (balanced) observations: 270
 Cross-sections included: 30

Method	Statistic	Prob.**
Hadri Z-stat	10.0077	0.0000
Heteroscedastic Consistent Z-stat	7.53419	0.0000

** Probabilities are computed assuming asymptotic normality

نتایج آزمون های ریشه واحد برای بررسی همگرایی مطلق به سمت میانگین درآمد سرانه کل استان ها

Null Hypothesis: Unit root (common unit root process)
 Date: 07/12/11 Time: 02:00
 Sample: 1379 1387
 Exogenous variables: None
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 1
 Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel
 Total number of observations: 236
 Cross-sections included: 30

Method	Statistic	Prob.**
Levin, Lin & Chu t*	9.30924	1.0000

** Probabilities are computed assuming asymptotic normality

Null Hypothesis: Unit root (common unit root process)
 Date: 07/12/11 Time: 02:01
 Sample: 1379 1387
 Exogenous variables: None
 User specified lags at: 1
 Total (balanced) observations: 180
 Cross-sections included: 30

Method	Statistic	Prob.**
Breitung t-stat	-0.25929	0.3977

** Probabilities are computed assuming asymptotic normality

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)
 Date: 07/12/11 Time: 02:02
 Sample: 1379 1387
 Exogenous variables: None
 User specified lags at: 0
 Total (balanced) observations: 240
 Cross-sections included: 30

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	27.9140	0.9999
ADF - Choi Z-stat	5.76829	1.0000

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)
 Date: 07/12/11 Time: 02:03
 Sample: 1379 1387
 Exogenous variables: None
 Bandwidth selection is fixed using Quadratic Spectral k...
 Total (balanced) observations: 240
 Cross-sections included: 30

Method	Statistic	Prob.**
PP - Fisher Chi-square	27.5920	0.9999
PP - Choi Z-stat	5.85583	1.0000

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای بررسی همگرایی مطلق به سمت میانگین درآمد سرانه پنج استان توسعه یافته

Null Hypothesis: Unit root (common unit root process)
 Date: 07/19/11 Time: 06:57
 Sample: 1379 1387
 Exogenous variables: None
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 1
 Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel
 Total number of observations: 238
 Cross-sections included: 30

Method	Statistic	Prob.**
Levin, Lin & Chu t*	11.0127	1.0000

** Probabilities are computed assuming asymptotic normality

Null Hypothesis: Unit root (common unit root process)
 Date: 07/19/11 Time: 06:58
 Sample: 1379 1387
 Exogenous variables: None
 User specified maximum lags
 Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 2
 Total number of observations: 202
 Cross-sections included: 30

Method	Statistic	Prob.**
Breitung t-stat	-0.18104	0.4282

** Probabilities are computed assuming asymptotic normality

بررسی همگرایی اقتصادی استان های ایران طی ... ۱۶۷

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)
 Date: 07/19/11 Time: 06:59
 Sample: 1379 1387
 Exogenous variables: None
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 1
 Total number of observations: 238
 Cross-sections included: 30

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	25.9028	1.0000
ADF - Choi Z-stat	7.73109	1.0000

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)
 Date: 07/19/11 Time: 06:59
 Sample: 1379 1387
 Exogenous variables: None
 Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel
 Total (balanced) observations: 240
 Cross-sections included: 30

Method	Statistic	Prob.**
PP - Fisher Chi-square	25.5513	1.0000
PP - Choi Z-stat	11.8004	1.0000

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

نتایج آزمون های ریشه واحد (اختلاف درآمد سرانه استان ها از میانگین درآمد سرانه پنج استان) برای بررسی همگرایی شرطی

Null Hypothesis: Unit root (common unit root process)
 Date: 07/19/11 Time: 07:00
 Sample: 1379 1387
 Exogenous variables: Individual effects
 User specified maximum lags
 Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 2
 Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel
 Total number of observations: 217
 Cross-sections included: 30

Method	Statistic	Prob.**
Levin, Lin & Chu t*	-2.93800	0.0017

** Probabilities are computed assuming asymptotic normality

Null Hypothesis: Unit root (common unit root process)
 Date: 07/19/11 Time: 07:01
 Sample: 1379 1387
 Exogenous variables: Individual effects
 User specified lags at: 0
 Total (balanced) observations: 210
 Cross-sections included: 30

Method	Statistic	Prob.**
Breitung t-stat	-1.88142	0.0300

** Probabilities are computed assuming asymptotic normality

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)
 Date: 07/19/11 Time: 07:02
 Sample: 1379 1387
 Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
 User specified maximum lags
 Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 2
 Total number of observations: 203
 Cross-sections included: 30

Method	Statistic	Prob.**
Im, Pesaran and Shin W-stat	-4.00403	0.0000

** Probabilities are computed assuming asymptotic normality

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)
 Date: 07/19/11 Time: 07:03
 Sample: 1379 1387
 Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
 User specified maximum lags
 Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 2
 Total number of observations: 203
 Cross-sections included: 30

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	105.935	0.0002
ADF - Choi Z-stat	-1.82850	0.0337

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Null Hypothesis: No unit root (common unit root process)
 Date: 07/19/11 Time: 07:04
 Sample: 1379 1387
 Exogenous variables: Individual effects
 Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel
 Total (balanced) observations: 270
 Cross-sections included: 30

Method	Statistic	Prob.**
Hadri Z-stat	9.40234	0.0000
Heteroscedastic Consistent Z-stat	8.76797	0.0000

** Probabilities are computed assuming asymptotic normality

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)
 Date: 07/19/11 Time: 07:03
 Sample: 1379 1387
 Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
 Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel
 Total (balanced) observations: 240
 Cross-sections included: 30

Method	Statistic	Prob.**
PP - Fisher Chi-square	90.4348	0.0067
PP - Choi Z-stat	-1.04023	0.1491

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.