پژوهشنامه‌ی اقتصاد کلان

علمی – پژوهشی

سال دوازدهم، شماره‌ی۲۳، نیمه ی اول ۱۳۹۶

بررسی همگرایی هزینه ای و درآمدی خانوارهای استانهای ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱/۲۳ تاریخ پذیرش:۱۳۹۶/۱۲/۲۲

زهرا کریمی تکانلو *

محمد رضا سلمانی بیشک **

افسانه نبی پور ***

چکیده :

فرایند همگرایی به عنوان یکی از نتایج مدل‌های رشد اقتصادی در سال‌های اخیر مورد توجه قرار گرفته است. مفهوم همگرایی این است که از انجایی که مناطق فقیرتر نسبت به مناطق ثروتمندتر، دارای نرخ رشد بالاتری هستند، بنابراین در گذر زمان مناطق فقیرتر از لحاظ وضعیت اقتصادی به مناطق ثروتمندتر نزدیک می‌شوند. در ایران و پس از انقلاب اسلامی، یکی از محورهای برنامه‌های پنج ساله توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی، گرایش از برنامه‌ریزی بخشی به سمت برنامه‌ریزی منطقه‌ای بوده است و هدف این گرایش، تخصیص منابع و فعالیت‌ها به هر منطقه بر اساس استعدادها و ویژگی‌های خاص آن و کاهش شکاف رشد اقتصادی بین مناطق مختلف کشور است. فلذا در جهت رشد و پیشرفت منطقه‌ای، لزوم همگرایی بین استان‌های کشور احساس می‌شود. سؤال اساسی که این مطالعه به دنبال پاسخ‌گویی به آن است این است که آیا همگرایی درآمدی و هزینه‌ای بین استان‌های کشور طی دوره ۱۳۹۱ -۱۳۶۱ وجود دارد؟ جهت پاسخ‌گویی به این سوال، از آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های تابلویی جهت بررسی همگرایی بتای مطلق و بتای شرطی استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد که طی دوره مذکور، وجود همگرایی بتای شرطی و مطلق در مورد هزینه‌ها و درآمدهای استان‌های کشور، مورد تأیید است.

طبقه‌بندی(JEL): C23,E13,R10

واژگان کلیدی: هزینه های خانوار، درآمدهای خانوار، فرضیه همگرایی، ریشه واحد داده‌های تابلویی.

---

* نویسنده مسئول- دانشیار دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز ، ایران z.karimi@tabrizu.ac.ir

** استادیار دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز ، ایران mrsalmani_2005@yahoo.com

*** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز، ایران fnabipour@yahoo.com

۱- مقدمه

با توجه به اینکه وجود نابرابری درمیان مناطق مختلف هر کشور و حتی بین کشورها می‌تواند منجر به ایجاد نارضایتی و تنش‌های اجتماعی و بی‌نظمی در جامعه گردد، بنابراین جهت رفع این مشکلات، کشورها به دنبال کاهش دادن فاصله درآمدی خود از سطح با ثبات آن و نیز سطح درآمد کشورهای مشابه هستند. در واقع آنچه موجب شکل‌گیری تحقیقات پیرامون همگرایی و عوامل موثر بر آن گردیده، اهمیت کاهش فاصله و شکاف درآمدی بین مناطق بوده است که لازمه این کاهش فاصله، همگرایی در عرصه‌های اقتصادی، سیاسی، فرهنگی و اجتماعی است. فرضیه همگرایی، یکی از نتایج حاصل از مدلهای رشد نئوکلاسیکها است. بنا به تعریف، مفهوم همگرایی عبارت است از رشد سریع تر مناطق یا اقتصادهای با درآمد سرانه کمتر، نسبت به مناطق یا اقتصادهای با درآمد سرانه بیشتر (بارو و سالایی مارتین،۱۹۹۰).

در ایران و پس از انقلاب اسلامی، یکی از محورهای برنامه‌های پنج ساله توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی، گرایش از برنامه‌ریزی بخشی به سمت برنامه‌ریزی منطقه‌ای بوده است و هدف این گرایش، تخصیص منابع و فعالیت‌ها به هر منطقه بر اساس استعدادها و ویژگی‌های خاص آن و کاهش شکاف رشد اقتصادی بین مناطق مختلف کشور است. تحقق این اهداف زمانی امکان‌پذیر است که قدرت رقابت منطقه‌ای افزایش یافته و عملکرد اقتصادی آن بهبود پیدا کند و رشد اقتصادی در تمام مناطق اقتصادی به یک روند ثابت گرایش پیدا کند و به اصطلاح همگرا شود. فلذا در جهت رشد و پیشرفت منطقه‌ای، لزوم همگرایی و دوری از واگرایی در بین استان‌های کشور بیشتر از هر زمان دیگری احساس می‌شود. یکی از دلایل عدم وجود همگرایی بین مناطق، جذابیت برخی از مناطق نسبت به سایر مناطق است. از علل این بحث می‌توان به وجود درآمد بالا و نیز هزینه‌های پایین در آن مناطق اشاره کرد. به طوری که اگر سطح درآمد (هزینه) در مناطق خاصی بالاتر از سایر مناطق باشد؛ جذابیت آن مناطق خاص برای افراد بیشتر شده و لذا تمایل به مهاجرت آنان به آن مناطق بیشتر می‌شود.

بدیهی است که عدم توجه به این بحث می‌تواند منجر به تراکم بالای جمعیت (ناشی از مهاجرت) در این مناطق و بوجود آمدن مشکلات اجتماعی و فرهنگی فراوانی گردد.
با توجه به مطالب فوق، این سؤال مطرح می‌شود که آیا سطح درآمد و هزینه خانوارهای استان‌های ایران به یک سطح میل می‌کند؟ مسلماً اگر سطح درآمدها و هزینه‌ها در مقیاس خانوارها بتوانند به یک استاندارد خاص و یکسان میل نمایند، می‌توان به پراکندگی مناسب جمعیتی نیز امیدوار بود. نتایج این یافته‌ها می‌تواند در بحث آمایش سرزمین، مورد استفاده سیاستگذاران این حوزه قرار گیرد. جهت پاسخ‌دهی به سوال این مطالعه این مقاله در ۵ بخش تنظیم شده است. پس از ارائه مقدمه، در بخش بعد به مبانی نظری و پیشینه تحقیق اشاره می‌شود. در بخش سوم روش انجام تحقیق شرح داده می شود. در بخش چهارم نتایج تجربی تحقیق ارائه می شود و در نهایت در بخش پنجم نتیجه گیری مطالعه حاضر ارائه می گردد.

۲- مروری بر مبانی نظری و پیشینه تحقیق

۲-۱- مروری بر مبانی نظری تحقیق

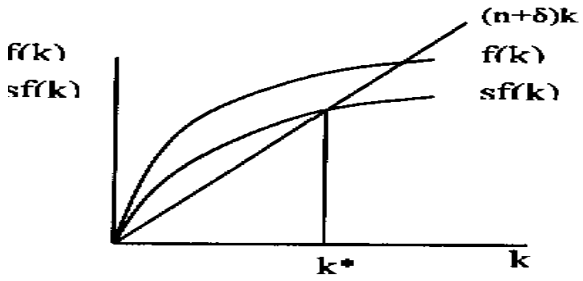
یکی از نتایج مهم به دست آمده از مدلهای رشد اقتصادی، فرضیه همگرایی اقتصادی است. بدین معنی که اقتصادهای با درآمد پایین نسبت به اقتصادهای با سطوح بالاتر درآمد، به سمت نرخ‌های تعادلی سریع تر تمایل دارند. فرضیه همگرایی نتیجه طبیعی فرض همگن بودن از درجه یک تابع تولید نئوکلاسیک، نسبت به دو نهاده نیروی کار موثر و سرمایه است. پس از مطرح‌شدن فرضیه همگرایی مدل رشد نئوکلاسیک سولو که نشان می‌دهد چگونه درآمد سرانه هر اقتصاد به سمت حالت پایدار خود و در شرایطی به سمت درآمد سرانه دیگر اقتصادها همگرا می‌شود، این فرضیه برای مدل های رشد درون زا نیز تعمیم داده شده است. اولین پیش‌بینی‌ها در مورد همگرایی بر اساس الگوی رشد برونزای سولو_سوان صورت گرفت (بارو و سالایی مارتین[1],1990). این الگو با در نظر

1-Barro & Salai-Martin

گرفتن فروض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس تولید، فناوری ثابت، نزولی بودن بازدهی نهایی عوامل تولید و برو نزا بودن نرخ رشد نیروی کار و پس انداز، تغییر در ذخیره سرمایه سرانه را به صورت زیر بیان می‌کند:

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

در رابطه فوق، k بیانگر میزان سرمایه سرانه، s میزان پس انداز، n نرخ رشد جمعیت، δ نرخ استهلاک، $f(k)$ تابع تولید و $\dot{k}$ نرخ رشد سرمایه سرانه ست. حال می‌توان با مساوی صفر قرار دادن $\dot{k}$ در معادله (1)، وضعیت k^* تعادل پایدار برای سرمایه سرانه را به دست آورد که طبق نمودار (1)، محل برخورد منحنی $sf(k)$ و خط $(n+\delta)k$ خواهد بود.



نمودار(1) نقطه تعادل پایدار در الگوی سولو-سوان

$sf(k)$ منحنی پس انداز سرانه و $(n+\delta)k$ منحنی سرمایه‌گذاری سرانه است. فاصله عمودی بین $f(k)$ و $sf(k)$ مصرف سرانه را نشان می‌دهد. تغییر در سرمایه سرانهT به وسیله فاصله عمودی بین $sf(k)$ با خط $(n+\delta)k$ به دست می‌آید. سطح پایدار سرمایه k^* به وسیله تقاطع منحنی$sf(k)$ با خط $(n+\delta)k$ مشخص می‌شود که در این نقطه رشد سرمایه سرانه برابر با صفر است. در این نقطه k^* ثابت است و با استفاده از رابطه $sf(k^*) =(n+\delta)k^*$ محاسبه می‌شود. مصرف سرانه و درآمد سرانه نیز به شکل تابعی از k^*از روابط $c^*=(1-s)f(k)$ و $y^*=f(k^*)$ به دست می‌آید ؛ بنابراین کمیت‌های سرانه cو y و k در نقطه تعادل پایدار الگوی رشد نئوکلاسیک، رشد نمی‌کنند و سطوح مطلق آن‌ها از نرخ رشدی برابر با نرخ رشد جمعیت برخوردار می‌شوند.

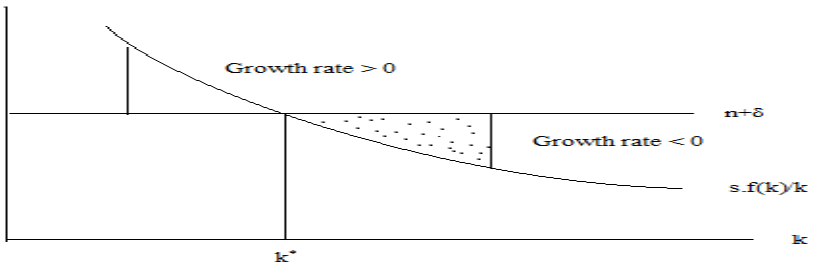
با تقسیم طرفین رابطه (1) بر k، معادله نرخ رشد سرمایه سرانه به شکل زیر خواهد بود.

$$g_k = -(n+\delta) \qquad (۲)$$

با استفاده از رابطه(2) می‌توان نشان داد که مشتق g_k نسبت به k منفی است:

$$\frac{\delta gk}{\delta k} = \frac{sf(k)k - sf(k)}{k^2} = \frac{-s\{f(k) - kf(k)\}}{k^2} \qquad (۳)$$

زیرا در عبارت فوق $[f(k)-kf(k)]$ نشانگر تولید نهایی نیروی کار است که مقدار آن مثبت است. بنابراین معادله(3) نشان می‌دهد که رابطه بین نرخ رشد سرمایه سرانه (و به تبع آن نرخ رشد اقتصادی) و سطح سرمایه سرانه منفی است و سطوح بالاتر سرمایه سرانه، نرخ رشد پایین تری دارند. به عبارت دیگر، اقتصادهای با سرمایه سرانه پایین‌تر رشد سریع‌تری دارند و این امر به فرایند همگرایی منجر می‌شود (نمودار(2)) (بارو و سالایی مارتین، ۱۹۹۰).



نمودار (2) روند نرخ رشد سرمایه در الگوی سولو- سوان(بارو و سالایی مارتین،۱۹۹۰).

نمودار (2) نرخ رشد سرمایه سرانه اقتصادها را در برابر سرمایه سرانه نشان می‌دهد. همان طور که مشخص است نرخ رشد برای یک اقتصاد با سرمایه سرانه اولیه کمتر، بزرگ‌تر می‌باشد. این نتیجه نوعی از همگرایی را بیان می‌کند، به این معنا که نواحی یا کشورهایی با مقادیر پایین تر سرمایه سرانه، دارای نرخ‌های رشد سرانه بالاتر می‌باشند و از این رو به سمت اقتصادهای با نسبت‌های سرمایه سرانه بالاتر همگرا می‌شوند. این موضوع در ادبیات اقتصادی به همگرایی بتا معروف است که 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 باشد، می‌توان نشان داد که اقتصادهایی که دارای درآمد سرانه y^* مشابهی می‌باشند و y تمامی آن‌ها به سمت y^* حرکت می‌کند. در آن صورت اقتصادی که از y^* دورتر است؛ دارای نرخ رشد تولید سرانه بالاتری خواهد بود و در این حالت تمامی اقتصادها نهایتاً به یک سطح از تعادل باثبات و درآمد سرانه همگرا می‌شوند. اما اگر پارامترهای اقتصادها متفاوت باشند، در این شرایط 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 خواهد بود. در همگرایی شرطی هر اقتصاد به نقطه تعادلی باثبات 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 است (بارو و سالایی مارتین،1990).

۲-۲- مروری بر مطالعات پیشین داخلی و خارجی

بارو و سالایی مارتین (۱۹۹۰)، همگرایی سیگما و بتا را بین ۴۸ ایالت آمریکا طی دوره ۱۹۹۰-۱۸۸۰بررسی کرده‌اند. نتیجه این بررسی نشان داد که در بین این نواحی همگرایی از نوع بتا و سیگما وجود داشته است و مناطق مورد بررسی به لحاظ درآمد سرانه در حال نزدیک شدن به هم هستند.

سامرز و هستون (۱۹۹۱)[1] با استفاده از داده‌های ۱۱۸ کشور منتخب جهان و طی دوره ۱۹۸۸-۱۹۵۰؛ به آزمون همگرایی مطلق کشورها پرداختند. نتایج حاصل از این تحقیق نشان داد که کشورهای با درآمد سرانه بالاتر (توسعه‌یافته تر) سریع‌تر از کشورهای با درآمد سرانه پایین تر رشد کرده‌اند. از این رو فرضیه همگرایی مطلق در نمونه مذکور رد می‌شود.

بارو و سالایی مارتین (۱۹۹۵)، برای ۴۷ منطقه در ژاپن طی دوره۱۹۹۰-۱۹۳۰ نیز این مطالعه را انجام دادند. نتیجه این مطالعه نشان داد که ضریب همگرایی مطلق

2- Summers and Heston

(غیرشرطی) برای تمام طول دوره ۰/۰۱۲ است؛ اما ضریب همگرایی شرطی۰/۰۳۱تخمین زده شد. از این رو، در مجموع همگرایی بین نواحی مختلف ژاپن در درآمد سرانه وجود دارد و این مناطق با سرعتی بیشتر از مناطق آمریکا در حال همگرایی هستند (بارو و سالایی مارتین،۱۹۹۱).

برنارد و دورلاف (۱۹۹۵)[۱] برای اولین بار آزمون فرضیه همگرایی را با استفاده از داده‌های سری زمانی بررسی کرده‌اند. آن‌ها برای بررسی همگرایی از تکنیک های هم انباشتگی استفاده کرده‌اند. در این تحقیق سه گروه از کشورها شامل پانزده کشورOECD، یازده کشور اروپایی و شش کشور اروپایی مورد مطالعه قرار گرفت که در تمامی نمونه‌ها و برای تمام آزمون‌های آماری فرضیه همگرایی رد می‌شود.

جوآن رومن و ریویرا باتیز (۱۹۹۶)[۲] آزمون همگرایی برای مناطق مختلف مکزیک را در طی دوره ۱۹۹۳-۱۹۷۰ انجام دادند و دوره مورد نظر را به دو زیر دوره ۱۹۸۵-۱۹۷۰ (دوره رشد سریع اقتصادی) و ۱۹۹۳-۱۹۸۵ (دوره رشد کند اقتصادی) تقسیم‌بندی کردند. فرضیه همگرایی تنها در دوره رشد سریع مورد تأیید قرار گرفت. سرعت همگرایی بین مناطق در این دوره، ۲/۴ درصد تخمین زده شد.

تاملیانویچ و وگلسنگ(۲۰۰۲)[۳] وجود همگرایی GDP را در مناطق کشور آمریکا مورد بررسی قرار داده و شکست ساختاری را نیز در تابع روند در نظر گرفته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که همگرایی قوی بین مناطق آمریکا وجود دارد.

گوتات و سرانیتو(۲۰۰۷)[۴] مطالعه‌ای تحت عنوان"همگرایی درآمد سرانه بین کشورهای منطقه " MENA" انجام دادند. آن‌ها همگرایی شرطی و همگرایی مطلق را با روش آزمون ریشه واحد تلفیقی آزمون کردند. نتایج به دست آمده فرضیه همگرایی مطلق را برای اکثر کشورهای منا، طی دوره۱۹۶۰-۲۰۰۰ رد نمی‌کند.

3- Bernald and Durlauf
4-Juan Roman and Rivera- Batiz
5 –Tomljanovich and Vogelsang
6 –Guetat and Serranito

کنگ و لائو (۲۰۱۰)[۱] در تحقیقی به بررسی واگرایی منطقه‌ای در چین طی سال‌های۱۹۵۲تا۲۰۰۵پرداخته‌اند. در این تحقیق برای بررسی فرضیه همگرایی از داده‌های تلفیقی و آزمون‌های ریشه واحد خطی و غیرخطی استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان‌دهنده‌ی افزایش اختلافات منطقه‌ای از سال ۱۹۷۰ به بعد می‌باشد.

سییا، تسوتسومی و یاماگاتا (۲۰۱۲)[۲] به تجزیه و تحلیل نابرابری درآمد منطقه‌ای در ژاپن در دوره بعد از حباب اقتصادی۲۰۰۷-۱۹۸۹با رویکرد مدل اقتصادسنجی فضایی که ناهمگونی و وابستگی فضایی را هم در نظر می‌گیرد،پرداختند. نتایج نشان داد که همگرایی سیگما یا وابستگی فضایی در طول دوره مورد بررسی وجود ندارد اما همگرایی بتا در داده‌ها موجود می‌باشد.

بورسی و متیو(2015)[۳] در مطالعه‌ای به بررسی همگرایی درآمد واقعی سرانه بین ۲۷کشور اتحادیه اروپا پرداخته‌اند. در این تحقیق برای بررسی همگرایی از یک چارچوب غیر خطی برای مطالعه رفتار انتقالی بین اقتصادها طی سالهای ۱۹۷۰-۲۰۱۰ استفاده شده است. یافته های تحقیق نشان می‌دهد که به طور کلی درآمد سرانه واقعی در اتحادیه اروپا همگرا نیست.

در حوزه مطالعات داخلی تاکنون مطالعات محدودی صورت گرفته است که این مطالعات عبارتند از:

افشاری (۱۳۷۸) در تحقیقی به بررسی همگرایی استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۶۸-۱۳۷۴ پرداخته است. این مطالعه با استفاده از روش مقطعی انجام شده است و همچنین از داده‌های درآمد خانوار هر استان، به عنوان شاخص درآمد سرانه هر استان استفاده گردیده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که استان‌های با درآمد سرانه پایین تر با سرعتی بیش از مناطق با درآمد سرانه بالاتر در حرکت هستند، به عبارتی همگرایی نوع اول در این تحقیق تأیید می‌شود.

---

7 -Keung and Lau
8-Seya,Tsutsumi and Yamagata
9 Borsi and Metiu

اکبری و مویدفر (۱۳۸۳) در تحقیقی به بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور طی سال‌های۱۳۷۰-۱۳۸۰پرداخته‌اند. داده‌های درآمد خانوار هر استان به عنوان داده‌های درآمد سرانه در نظر گرفته شده است. نتایج به دست آمده از آزمون همگرایی نمایانگر وجود همگرایی درآمدی می‌باشد و استان‌های ایران با سرعت ۳۱٪ در سال به سمت نقطه تعادل پایدار در رشد اقتصادی همگرا هستند و نیمی از شکاف رشد اقتصادی موجود بین آن‌ها در ۲/۵سال از بین می‌رود.

متفکر آزاد و همکاران (۱۳۹۳) در مقاله‌ای با عنوان " بررسی همگرایی باشگاهی بین استانهای ایران طی سالهای (۱۳۸۷-۱۳۷۹)" بعد از دسته‌بندی استانها با استفاده از روشهای مقطعی، برای بررسی فرضیه همگرایی در بین گروهها از روشهای ریشه واحد تلفیقی استفاده نموده‌اند. با توجه به نتایج این مطالعه همگرایی باشگاهی بین استانهای کشور تائید می‌گردد.

متفکر آزاد و همکاران (۱۳۹۴) در مقاله‌ای با عنوان " بررسی همگرایی اقتصادی استانهای ایران طی سالهای (۱۳۸۷-۱۳۷۹)" با استفاده از آزمونهای ریشه واحد داده-های تلفیقی، به این نتیجه رسیدند که بین استانهای ایران همگرایی بتای مطلق وجود ندارد ولی همگرایی بتای شرطی برقرار است.

سلامی، فقه مجیدی و محمدی (۱۳۹۵) در مطالعه خود با استفاده از روشهای ریشه واحد، همگرایی باشگاهی و آماره تایل به بررسی همگرایی درآمدی استانهای ایران طی دوره (۱۳۹۱-۱۳۷۹) پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه با هر سه شاخص مذکور، واگرایی قوی از نظر درآمد سرانه در استانهای ایران را تائید می‌کند.

۳- روش تحقیق

به منظور عملی کردن آزمون فرضیه همگرایی درآمدها، هزینه ها و شکاف بین درآمدها و هزینه‌ها از مدل زیر می‌توان استفاده کرد:

$$\Delta \mathrm{Lny}_{nt} = \phi_n + \rho y_{n,t-1} + \varepsilon_{n,t} \qquad (۴)$$

که در آن $\Delta Lny_{n,t}$ تفاضل مرتبه اول $Lny_{n,t}$ است. یعنی:$(Log\, y_{n,t} - Log\, y_{n,t-1})$ که نشانگر تفاضل لگاریتمی میانگین در آمدهای سالانه هر استان با درآمد سالانه کل کشور است (علاوه بر درآمد می‌توان هزینه‌ها و شکاف هزینه‌ای-درآمدی هر استان با کل کشور را نیز با این فرمول مورد آزمون قرار داد). به عبارتی ΔLny_{nt} میتواند معرف درآمدهای خانوارها، هزینه‌های خانوارها و یا شکاف درآمدی-هزینه‌ای خانوارهای استان های ایران در زمان t ام باشد. در این معادله $\varepsilon_{n,t} \rightarrow i.i.d\ N(0,\sigma^2_t)$ است و φ_n نیز نشانگر اثر ثابت است. در این معادله $y_{n,t}$ زمانی پایاست که $0<|\rho|<1$ باشد. یکی از مزیت های استفاده از این روش این است که علاوه بر امکان استفاده از بعد مقطعی، امکان استفاده از بعد زمان را نیز فراهم می سازد. یعنی الگو دارای درجه آزادی بیشتری است.

درصورتی که فرضیه همگرایی به وسیله آزمون ریشه واحد تلفیقی مورد آزمون قرار گیرد، فرضیه همگرایی شرطی با به کاربردن آزمون ریشه واحد تلفیقی با وجود اثرات ثابت انفرادی آزمون می‌شود و همچنین فرضیه همگرایی مطلق به وسیله آزمون ریشه واحد تلفیقی بدون وجود اثرات ثابت انفرادی آزمون خواهد شد.

برای بررسی فرضیه همگرایی بر اساس روش ایوانز و کاراس (۱۹۹۶) می‌توان از آزمون ریشه واحد دیکی–فولر تعمیم یافتهADF استفاده کرد که به صورت مدل زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\Delta y_{i,t} = \mu_i + \beta_i\, y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{K} \delta_{i,k}\, \Delta y_{i,t-k} + u_{i,t}$$
$$t = 1, \dots, T; i = 1, \dots, N \qquad (۵)$$

در عبارت فوقΔبه عنوان تفاضل مرتبه اول متغیر می باشد. عبارت $\sum_{k=1}^{K} \delta_{i,k}\, \Delta y_{i,t-k}$ برای جلوگیری از وجود خود همبستگی بین متغیرها به کار برده شده است و k بیانگر تعداد وقفه ها است. μ_i نیز به عنوان اثر ثابت خاص برای هر استان

محاسبه می شود و $u_{i,t}$ دارای ویژگی نوفه سفید[۱] و $u_{i,t} \sim iid\ (0,\sigma^2_{i,t})$ است. تعداد وقفه های بهینه نیز با استفاده 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 نمی‌توان رد کرد. اگر فرضیه صفر در مدل دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) درحالت بدون عرض از مبدا رد شود، در این صورت فرضیه همگرایی مطلق برقرار است و اگر فرضیه صفر در مدل دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) درحالت با عرض از مبدا رد شود، در این صورت فرضیه همگرایی شرطی برقرار است.

۳-۱- آزمون‌های ریشه واحد

آزمون‌های ریشه واحد داده‌های تلفیقی بر مبنای مدل خود رگرسیونی مرتبه اول AR(1) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y_{i,t} = \rho_i\, y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,j} \qquad (۶)$$

که در آن $i=1,2,\ldots,N$ نشان‌دهنده واحدهای مقطعی و $t=1,\ldots,T$ نشان‌دهنده دوره‌های زمانی مشاهدات است و ρ_i ضرایب خود رگرسیونی و $\varepsilon_{i,j}$ جزء اخلال معادله با فرض اینکه $\varepsilon_{i,t} \sim N\ (0,\sigma^2_{i,t})$ می‌باشد را نشان می‌دهد. اگر $|\rho_i| < ۱$ باشد گفته می‌شود که y_i به طور ضعیف پایا است. به عبارت دیگر اگر $|\rho_i| = ۱$ باشد، y_i دارای ریشه واحد است.

در آزمون‌های ریشه واحد دو فرض برای ρ_i در نظر گرفته می‌شود: اول اینکه در تمامی مقاطع فرض می‌شود، که پارامترها ثابت هستند به این صورت که برای همه i ها $\rho_i = \rho$ است. آزمون‌های ارائه‌شده توسط لوین، لین و چو (۲۰۰۲) و هادری (۲۰۰۰) بر این فرض استوار می‌باشند. دوم اینکه برای ρ_i محدودیت در نظر گرفته نمی‌شود . که

14- White noise

آزمون‌های ایم، پسران و شین [۱] (۲۰۰۳) و فیلیپس، پرون فیشر[۲](PP- Fisher) و دیکی فولر تعمیم یافته فیشر[۳] (ADF- fisher) نیز این فرض را در آزمون ریشه واحد به کار می‌گیرند.

آزمون‌های با فرآیند ریشه واحد معمولی

آزمون‌های لوین، لین و چو[۴] (LLC) و هادری[۵] (H) فرض می‌کنند که یک فرآیند ریشه واحد معمولی وجود دارد به طوری که ρ_i برای تمامی سطح مقطع‌ها یکسان هست. آزمون LLC فرضیه صفر را وجود ریشه واحد ρ_i و آزمون Hadri فرضیه صفر را عدم وجود ریشه واحد در نظر می گیرد.

_ آزمون Levin, Lin and Chu (LLC)

در این آزمون α (در شرایطی که معادله استاندارد شده بدون خود همبستگی و دارای مؤلفه‌های مشخص باشد) با رگرسیون کردن $y_{i,t}$ روی $\Delta y_{i,t}$ به دست می‌آید. برای عملی کردن این منظور ابتدا دو مجموعه از معادلات تخمین زده می شود. به این صورت که هر دو رگرسیون $y_{i,t-1}$ و $\Delta y_{i,t}$ بر روی $\sum_{j=1}^{p_i}\beta_{i,j}\Delta\tilde{y}_{i,t-j}$ و متغیرهای کنترل $X_{i,t}$ برآورد می‌شود. ضرایب تخمین زده‌شده از این دو رگرسیون به ترتیب با $(\hat{\beta},\hat{\delta})$ و $(\dot{\beta},\dot{\delta})$ نشان داده می‌شود.

معادله اول با استفاده از ضرایب اول به صورت زیر تخمین زده می‌شود:

$$\Delta\tilde{y}_{i,t} = \Delta y_{i,t} - \sum_{j=1}^{p_i}\hat{\beta}_{i,j}\Delta y_{i,t-j} - x'_{it}\hat{\delta} \qquad (۷)$$

همچنین $y_{i,t-1}$ نیز با به‌کارگیری مجموعه ضرایب دوم به صورت زیر تخمین زده می‌شود:

$$\tilde{y}_{i,t-1} = y_{i,t-1} - \sum_{j=1}^{p_i}\dot{\beta}_{i,j}\Delta y_{i,t-j} - x'_{it}\dot{\delta} \qquad (۸)$$

۱۱- Im, Pesaran and Shin
۱۲- Phillip Perrons-Fisher
۱۳- Augmented Dikkey Fuller-Fisher
۱۴- Levin, Lin and Chu
۱۵- Hadri

هر دو مقدار $\tilde{y}_{i,t-1}$ و $\Delta\tilde{y}_{i,t}$ با استانداردسازی مقادیر $\bar{y}_{i,t-1}$ و $\Delta\bar{y}_{i,t}$ به دست می‌آید. یعنی مقادیر $\bar{y}_{i,t-1}$ و $\Delta\bar{y}_{i,t}$ بر خطای معیار تقسیم می‌شود.

$$\tilde{y}_{i,t-1} = (\bar{y}_{i,t-1}/s_i) \quad \text{و} \quad \Delta\tilde{y}_{i,t} = (\Delta\bar{y}_{i,t}/s_i) \qquad (۹)$$

s_i خطای معیار تخمین زده شده از معادله (۹) است. ضریب α نیز به صورت زیر تخمین زده می‌شود.

$$\Delta\tilde{y}_{i,t} = \alpha\tilde{y}_{i,t-1} + \eta_{i,t} \qquad (۱۰)$$

LLC تحت فرضیه صفر نشان می‌دهد که آماره t تعدیل‌شده برای α، به طور مجانبی دارای توزیع نرمال است:

$$t^{\bullet}_{\alpha} = \frac{t_a - (N\tilde{T})S_N\,\hat{\sigma}^{-2}\,se(\hat{\alpha})\mu_{m\tilde{T}^{\bullet}}}{\sigma_{m\tilde{T}^{\bullet}}} \rightarrow N(0,1) \qquad (۱۱)$$

که در این عبارت t_α برابر آماره t استاندارد شده برای $\hat{\alpha} = 0$ است. $\hat{\sigma}^2$ تخمین واریانس جمله خطای η (جزء اخلال معادله (۱۰)) و $se(\hat{\alpha})$ خطای معیار $\hat{\alpha}$ می‌باشد و $\tilde{T}$ به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\tilde{T} = T - (\sum_i p_i/N) - 1 \qquad (۱۲)$$

مدل LLC نیازمند تعداد وقفه‌های مشخص p_i، برای به‌کارگیری در هر مقطع رگرسیون ADF می‌باشد.

_ آزمون هادری[۱] (H)

آزمون ریشه واحد تلفیقی هادری مشابه آزمون ریشه واحد KPSS است. فرضیه صفر به صورت عدم وجود ریشه واحد در هر سری از داده‌های تلفیقی هست. آزمون هادری، مانند آزمون KPSS مبتنی بر باقیمانده‌هایی است که در نتیجه تخمین رگرسیون‌های انفرادی متغیر $y_{i,t}$ بر روی مقدار ثابت و یا بر روی مقدار ثابت و روند به دست می‌آید.

16- Haderi

اگر هر دو مقدار ثابت و روند در تخمین مورد استفاده قرار گیرد، معادله تخمین به صورت زیر خواهد بود:

$$y_{it} = \delta_i + \eta_i t + \varepsilon_{it} \quad (۱۳)$$

که در آن ε_{it} بیانگر باقیمانده‌های رگرسیون‌های انفرادی می‌باشد و آماره LM مورد نظر در این آزمون به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$LM_1 = \frac{1}{N}(\sum_{i=1}^{N}(\sum_t S_i(t)^2 / T^2)/f_0) \quad (۱۴)$$

که در آن $s_i(t)$ تجمیع مجموع باقیمانده‌ها هست که به صورت زیر می‌باشد:

$$S_i(t) = \sum_{s=1}^{t} \hat{\alpha}_{it} \quad (۱۵)$$

f_0 میانگین فراوانی انفرادی باقیمانده‌ها هست.

$$f_0 = \sum_{i=1}^{N} f_{i0}/N \quad (۱۶)$$

فرم دیگری از آماره LM با در نظر گرفتن ناهمسانی برای مقاطع i، به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$LM_2 = \frac{1}{N}(\sum_{i=1}^{N}(\sum_t S_i(t)^2 / T^2)/f_{i0}) \quad (۱۷)$$

هادری نشان می‌دهد که $\frac{\sqrt{N}(LM-\xi)}{\zeta}$ دارای توزیع نرمال می باشد؛ یعنی:

$$Z = \frac{\sqrt{N}(LM-\xi)}{\zeta} \rightarrow N(0,1) \quad (۱۸)$$

که در این معادله اگر مدل دارای مقدار ثابت باشد، مقادیر ۱/۶= ξ و ۱/۴۵= ζ است و در غیر این صورت ۱/۱۵= ξ و ۱۱/۶۳۰۰ = ζ است.

آزمون ریشه واحد تلفیقی هادری فقط به فرم خاصی از رگرسیون‌های OLS نیاز دارد که یا شامل مقادیر ثابت می‌باشد و یا شامل هر دو مقادیر ثابت و روند می‌باشد. در این آزمون دو آماره z گزارش می‌شود که اولی مبتنی بر LM_1 با در نظر گرفتن فرض همسانی می‌باشد و دیگری آماره LM2 را با در نظر گرفتن ناهمسانی به کار می‌گیرد.

آزمون‌های با فرایند ریشه واحد انفرادی

آزمون‌های ایم، پسران و شین (IPS) (۲۰۰۳) ، فیلیپس، پرون فیشر (PP-Fisher) و دیکی فولر تعمیم یافته فیشر (ADF-Fisher) فرض می‌کنند که فرایندهای ریشه واحد انفرادی وجود دارد به طوری که ρ_i برای هر سطح مقطع متفاوت است.

_ آزمون ایم، پسران و شین (IPS)

این آزمون، رگرسیون *ADF* را برای هر سطح مقطع به طور جداگانه، به صورت زیر در نظر می‌گیرد:

$$\Delta\tilde{y}_{i,t} = \alpha y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{i,j}\Delta\tilde{y}_{i,t-j} + x'_{it}\delta + \varepsilon_{it} \qquad (۱۹)$$

در این آزمون فرضیه صفر و فرضیه مقابل به صورت زیر خواهد بود:

$$H_0 : \alpha_i = 0 \qquad H_1 : \begin{cases} \alpha = 0 & For\ i = 1,2,\dots,N \\ \alpha < 0 & For\ i = N+1, N+2, \dots, N \end{cases}$$

برای انجام آزمون فرضیه، بعد از تخمین رگرسیون‌های مربوط به ADF به صورت جداگانه، میانگین آماره t (مرتبط با α_i ها) از رگرسیون‌های ADF انفرادی به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$t_{NT} = \left(\sum_{i=1}^{N} t_{iT_i}(p_i)\right)/N \qquad (۲۰)$$

مقادیر بحرانی شبیه‌سازی برای $\bar{t}_{NT}$ در سطوح مقاطع و دوره‌های مختلف و همچنین برای حالاتی که شامل عرض از مبدأ و یا شامل عرض از مبدأ و روند هستند، توسط *IPS* محاسبه و ارائه شده است. همچنین لازم به ذکر است که در آماره آزمون *IPS* باید تعداد وقفه‌ها و مؤلفه‌های ثابت مشخص باشد.

_ آزمون فیلیپس، پرون فیشر (PP- Fisher)و دیکی فولر تعمیم یافته فیشر (*ADF-Fisher*)

رویکرد دیگری برای آزمون ریشه واحد تلفیقی بر اساس ایده فیشر(۱۹۳۲) (توسط مادالا و وو [۱] (۱۹۹۹) و چوآ [۲] (۲۰۰۱)) ارائه شده است که به وسیله ترکیب سطح

15- Maddala and Wu
15- Chua

اطمینان از آزمون‌های ریشه واحد انفرادی به دست می‌آید. اگر π_i به عنوان p-value برای هر یک از آزمون‌های ریشه واحد انفرادی برای هر مقطع i ام در نظر گرفته شود، تحت فرضیه صفر ریشه واحد برای همه مقاطع، به طور مجانبی رابطه زیر را می‌توان اثبات کرد.

$$\sum_{i=1}^{N} \log(\pi) \rightarrow x_2^2 N \qquad (۲۱)$$

علاوه بر آن چوآ(۲۰۰۱) اثبات می‌کند که رابطه زیر را می‌توان بیان داشت:

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^{N} \Phi^{-1}(\pi_i) \rightarrow N(0,1) \qquad (۲۲)$$

که در آن Φ^{-1} معکوس تابع توزیع نرمال استاندارد است. فرضیه‌های صفر و مقابل نیز در این آزمون‌ها مشابه آزمون IPS است.

۴- نتایج آزمون های همگرایی

۴-۱- بررسی آزمون فرضیه همگرایی درآمد استان‌ها به سمت میانگین کشوری

نتایج آزمون های ریشه واحد برای بررسی همگرایی مطلق درآمدی استانهای کشور در جدول(۱) ارائه شده است.

جدول(۱) آزمون‌های ریشه واحد برای بررسی همگرایی مطلق درآمدی

روش آزمون	آماره آزمون		نتیجه
	Prob	آماره	
Levin, Lin & Chu	۰/۰۰۰۰	۴/۳۹۲۲	عدم وجود ریشه واحد
ADF-Fisher Chi-square	۰/۰۰۰۰	۱۱۴/۳۷۷	عدم وجود ریشه واحد
PP-Fisher Chi-square	۰/۰۰۰۰	۱۳۵/۹۵۶	عدم وجود ریشه واحد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج نشان می‌دهد که در تمامی آزمون‌ها، فرضیه صفر در حالت بدون عرض از مبدأ و روند رد می‌شود و در نتیجه میانگین درآمد سالانه هر استان به سمت میانگین درآمد سرانه استانها همگرا است. در نتیجه فرضیه همگرایی مطلق برقرار است. به این مفهوم که درآمد سالانه هر استان به سمت درآمد تعادلی همگرا هست بنابراین استان‌های با

درآمد سرانه بیشتر، دارای سرعت رشد کمتری نسبت به استان‌های با درآمد سرانه کمتر هستند.

علاوه براین جدول(۲) نتایج حاصل از آزمونهای ریشه واحد برای بررسی همگرایی شرطی درآمدی استانهای کشور را نشان می‌دهد.

جدول (۲) آزمون‌های ریشه واحد برای بررسی همگرایی شرطی درآمد استان‌ها

روش آزمون	آماره آزمون		نتیجه
	Prob	آماره	
Levin, Lin & Chu	۰/۰۰۰	۶/۰۳۲۰	عدم وجود ریشه واحد
Im,Pesaran and Shin W-stat	۰/۰۰۰	۲/۸۸۸۴	عدم وجود ریشه واحد
ADF-Fisher Chi-square	۰/۰۰۰	۱۴۰/۵۹۷	عدم وجود ریشه واحد
PP-Fisher Chi-square	۰/۰۰۰	۱۷۹/۵۶۰	عدم وجود ریشه واحد
Hadri Z-stat	۰/۰۰۰	۵/۶۳۵۴	وجود ریشه واحد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان طور که مشاهده می‌شود در تمامی آزمون‌ها غیر از آزمون هادری فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد رد می‌شود، این بدان مفهوم است که درآمد سالانه هر استان در طی زمان به سمت نقطه تعادلی باثبات خود همگرا می‌شود.

۴-۲- بررسی آزمون فرضیه همگرایی هزینه استان‌ها به سمت میانگین کشوری با رهیافت داده‌های تابلویی

جدول (۳) نتایج حاصل از آزمون های ریشه واحد برای بررسی همگرایی مطلق هزینه-های استانهای مختلف کشور را نشان می دهد. همان طور که در جدول فوق مشاهده می‌شود در تمامی آزمون‌ها، فرضیه صفر در حالت بدون عرض از مبدأ رد می‌شود که به معنی برقرار بودن فرضیه همگرایی مطلق است و نشان می‌دهد که هزینه سرانه هر یک از استانها در طی زمان به سمت هزینه تعادلی میانگین هزینه استانها همگرا می‌شود.

جدول (۳) آزمون‌های ریشه واحد برای بررسی همگرایی مطلق هزینه استان‌ها

روش آزمون	آماره آزمون		نتیجه
	Prob	آماره	
Levin, Lin & Chu	۰/۰۰۱	۳/۷۴۴۷	عدم وجود ریشه واحد
ADF-Fisher Chi-square	۰/۰۰۰	۱۱۹/۵۹۵	عدم وجود ریشه واحد
PP-Fisher Chi-square	۰/۰۰۰	۲۲۳/۳۷۸	عدم وجود ریشه واحد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۴) نتایج حاصل از آزمون های ریشه واحد برای بررسی همگرایی شرطی هزینه-های استانهای مختلف کشور را نشان می‌دهد.

جدول (۴) آزمون‌های ریشه واحد برای بررسی همگرایی شرطی هزینه استان‌ها

روش آزمون	آماره آزمون		نتیجه
	Prob	آماره	
Levin, Lin & Chu	۰/۰۰۰	۷۹/۸۷۳۴	عدم وجود ریشه واحد
Im, Pesaran & Shin W-stat	۰/۰۰۰	۲۶/۳۲۲۱	عدم وجود ریشه واحد
ADF-Fisher Chi-square	۰/۰۰۰	۱۲۲/۷۰۱	عدم وجود ریشه واحد
PP-Fisher Chi-square	۰/۰۰۰	۵۴۶/۶۵۴	عدم وجود ریشه واحد
Hadri Z-stat	۰/۱۴۰۵	۱/۰۷۷۹	عدم وجود ریشه واحد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

براساس نتایج ملاحظه می‌گردد که در تمامی آزمون‌های همگرایی شرطی هزینه سالانه استان‌ها، فرضیه وجود ریشه واحد رد می‌شود. حتی در آزمون هادری نیز با عدم رد فرضیه پایایی، عدم وجود ریشه واحد برای هزینه‌ها تأیید می‌شود. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که هزینه سرانه هر استان در طی زمان به سمت نقطه تعادلی باثبات خود همگرا می‌شود و در طی زمان هر استانی که از نقطه تعادلی خود فاصله بگیرد، دارای رشد هزینه‌ای بالاتری خواهد بود.

۵-جمع بندی و نتیجه‌گیری

یکی از اصلی‌ترین اهداف دولت در برنامه‌های توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی، کاهش نابرابریهای منطقه‌ای است. لذا مطالعه وضعیت استانهای کشور از نظر همگرایی درآمدی و هزینه‌ای می‌تواند سیاستگذاران اقتصادی را در جهت ارائه مکانیسم منسجم

اجتماعی و اقتصادی هدایت کند. برایند این مکانیسم می تواند به صورت بهبود توزیع درآمد در میان استانهای مختلف، تحقق اهداف آمایش سرزمین از قبیل: پراکندگی جغرافیایی مطلوب‌تر جمعیت، جلوگیری از پدیده‌های مهاجرت بی‌رویه نیروی انسانی بین مناطق و گسترش حاشیه نشینی نمود یابد.

در این مقاله جهت بررسی فرضیه‌های همگرایی از روشهای آزمون ریشه واحد تلفیقی لوین، لین و چو، ایم، پسران و شین، هادری، **ADF** فیشر و PP فیشر استفاده شد.

نتایج این پژوهش را می‌توان به شرح زیر بیان نمود:

۱-نتایج آزمون فرضیه‌های همگرایی مطلق (و به تبع آن شرطی) درآمدی استانها نشان می‌دهد که درآمد واقعی سرانه استانها به سمت میانگین درآمد سرانه استانها همگرا می‌شود. یعنی درآمد سرانه هر استان به نقطه تعادل متوسط کل استانها میل می‌کند.

۲- نتایج آزمون فرضیه‌های همگرایی مطلق (و به تبع آن شرطی) هزینه‌ای استانها نشان می‌دهد که هزینه سرانه هر استان به نقطه تعادل متوسط هزینه کل استانها میل می-کند.

با توجه به نتایج حاصل از این پژوهش می‌توان نتیجه گرفت که نابرابریهای منطقه‌ای در ایران کاهش یافته است. به عبارت دیگر، سیاستهای در پیش گرفته شده دولت در راستای کاهش این نابرابریها موفق عمل نموده است. لذا پیشنهادات سیاستی زیر جهت تداوم همگرایی درآمدی و هزینه‌ای استانهای کشور ارائه می‌شود:

دولت در تدوین و اجرای برنامه‌های خود، سیاستهای اقتصادی که منجر به رشد متوازن مناطق می‌گردد و فرآیند همگرایی درآمدی و هزینه‌ای آنان را تقویت می‌کند، را بیشتر مد نظر قرار دهد. برای مثال مشوقهای بیشتری به سرمایه‌گذارانی که در مناطق محروم سرمایه‌گذاری می‌کنند، اعطا شود. علاوه بر این، از ایجاد صنایع پیشرو در استانهای کمتر برخوردار حمایت گردد و بسترهای لازم جهت رشد و شکوفایی لازم فراهم شود.

منابع:

- Afshari, Z. (1999). Investigating of Convergence in Iran's Provinces (Testing the theory of Solow and Swan), *Commerce Research Journal*, Vol.13:1-17 (In Persian).
- Akbari, N. and Moaeed Far, R. (2004). Investigating the Convergence in Iran's Provinces (A Spatial Econometric Approach), *Quarterly Journal of Economic Research*, Vol 4, N.13:1-13 (In Persian).
- Barro, R.J. and Sala-i-Martin X. (1991). Convergence across States and Regions, *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.2:107-158.
- Barro, R.J and Sala-i-Martin X. (1990). Economic Growth and Convergence across the United States, NEBR, Working paper 3419.
- Barro, R. J. and Sala-i-Martin X. (1995). Convergence, *Journal of Political Economy*, V.100:223-251.
- Bernard, A. B and Durlauf, S.N. (1995). Convergence in International Output, *Journal of Applied Econometrics*, Vol 10,No.2:97-108.
- Bernard, A. B. and Durlauf, S.N. (1996). Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis, *Journal Of Econometrics*, Vol.71:161-173 .
- Ben-David, D. (1994). Convergence Club and Diverging Economics, Unpublished Manuscript, University of Houston, Ben-Gurion University.
- Borsi, M. and Metiu, N.(2015). The Evolution of Economic Convergence in the European Union**,** *Empirical Economics***,** Vol 48, Issue 2: 657-681**.**
- Cuando, J. (2011). Structural Breaks and Real Convergence in OPEC Countries, *Journal of Applied Econometrics* .No.1:101-117.
- Evans, P. and Karras, G. (1996). Convergence Revisited, *Journal of Monetary Economics*, No.37:249-265.
- Evans, P. (1998). Using Panel Data to Evaluate Growth Theories, *International Economics Review*, No.39:295-306.

- Fallahi, F., Salmani, B. and Kiani, S. (2012). A Study of Beta Convergence between Iran and Selected Islamic Countries, *Journal of Economic Research*, No. 4: 171-194.
- Guetat, I. and Serranito, F. (2007). Income Convergence within the MENA Countries: A Panel Unit Root Approach, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol.46, Issue 5:685-706.
- Hadri, K. (2000). Testing for Stationary in Heterogeneous Panel Data, *Econometrics Journal*, Royal Economic Society, Vol. 3, No.2:148-161.
- Im, K., Pesaran, M.H. and Shin, Y. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, *Journal of Economic Growth*, No.2:131-153
- Juan Roman, V.H. and Rivera- Batiz, L. (1996). IMF Working paper, No 96/92.
- https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/30/Regional-Growth-in-Mexico-1970-1993-1922
- Keung, Ch. and Lau, M. (2010). Convergence Across the United States: Evidence from Panel ESTAR Unit Root Test, *International Atlantic Economic Society*, No.16:52-64
- Khalili Aragi, S. M. and Masoudi, N. (2006). Convergence Theory, A Study of Iran's Position, *Economic Essay*, Vol. 3, N. 6: 81-106.
- Levin, A., Lin, C. F. and Chu, C.S.J. (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties, *Journal of Econometrics*, No.108, Issue 1: pp.1-24
- Mehregan, N. and Rezaee, R. (2009), Econometrics Guide of Eviews 6, First Edition, Faculty of Economics Science, Tehran.

- Mihaly, T. B. and Norbert, M. (2013). The Evolution of Economic Convergence in the European Union, *Bundesbank Discussion*, No 28. PP. 1-30
- Motafaker Azad, M. A., Ranipour, R., Karimi Takanlou, Z. and Gholami, L. (2014). The Study of Club Convergence Between Provinces of Iran (2008-2000), *Economic Research*, Fourteenth, No. 3: 158-141(In Persian).
- Noferesti, M. (1999). Unit Root and Cointegration Econometrics, Third Edition, Rasa Cultural Service Institute, Tehran (In Persian).

- Rahmani, T. and Asgari, H. (2005). Investigating the Role of Government Policies in Regional Convergence in Iranian Provinces by Using the Deposits Process, *Journal of Economic Research*, No. 69 : 159-154 (In Persian).
- Rahmani, T. and Hassanzadeh, I. (2011). Impact of Migration on Economic Growth and Regional Convergence in Iran, *Journal of Economic Modeling Research*, No. 5: 1-19. (In Persian).
- -Salami, F., Fegh Majidi, A. and Mohammadi, A. (1395). *Economic Research and Policy*, Vol. 24, No. 80: 194-167.
- Souri, A. (1391). Econometrics, Using Eviews7, Cultural Publishing, Fifth Edition, Tehran.
- Summers, R. and Heston, A. (1991). The Pen World Table: an Expanded Set of International Comparisons 1950-1988, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.106: 327-366.
- Seya, H., Tsutsumi, M. and Yamagata, Y. (2012). Income Convergence in Japan :A Bayesian Spatial Durbin Model Approach, *Original Research Article Economic Modeling*, Vol. 29, No. 1:60-71.
- Tomljanovich, M. and Vogelsang, T.J. (2002). Are US Region Convergence? Using New Econometric Methods to Examine Old Issues, *Empirical Economics*, Vol. 27, No.1, pp. 49-62.