



پژوهشنامه‌ی اقتصاد کلان

علمی - پژوهشی

سال دوازدهم، شماره‌ی ۲۳، نیمه‌ی اول ۱۳۹۶

## بررسی همگرایی هزینه‌ای 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 آنجایی 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 ۱۳۶۱-۱۳۹۱ 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:** هزینه‌های 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 در میان 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 می تواند 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 می شود که آیا سطح درآمد و هزینه خانوارهای استان های ایران به یک سطح میل می کند؟ مسلماً اگر سطح درآمدها و هزینه ها در مقیاس خانوارها بتوانند به یک استاندارد خاص و یکسان میل نمایند، می توان به پراکندگی مناسب جمعیتی نیز امیدوار بود. نتایج این یافته ها می تواند در بحث آمایش سرزمین، مورد استفاده سیاستگذاران این حوزه قرار گیرد. جهت پاسخ دهی 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 می شود. 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

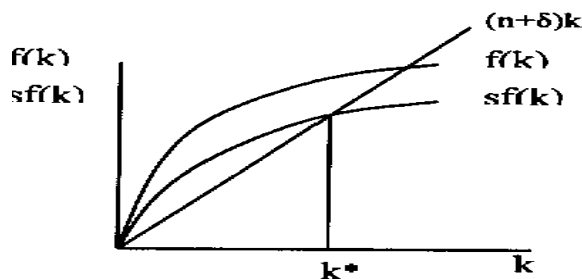
### ۲-۱- مروری بر مبانی نظری تحقیق

یکی از نتایج مهم به دست آمده از مدل های رشد اقتصادی، فرضیه همگرایی اقتصادی است. بدین معنی که اقتصادهای با درآمد پایین نسبت به اقتصادهای با سطوح بالاتر درآمد، به سمت نرخ های 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 مطرح شدن فرضیه همگرایی مدل رشد نئوکلاسیک سولو که نشان می دهد چگونه درآمد سرانه هر اقتصاد به سمت حالت پایدار خود و در شرایطی به سمت درآمد سرانه دیگر اقتصادها همگرا می شود، این فرضیه برای مدل های رشد درون زا نیز تعمیم داده شده است. اولین پیش بینی ها در مورد همگرایی بر اساس الگوی رشد برونزای سولو-سوان صورت گرفت (بارو و سالایی مارتین<sup>۱</sup>، ۱۹۹۰). این الگو با در نظر

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 می کند:

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

در رابطه فوق،  $k$  بیانگر میزان سرمایه سرانه،  $s$  میزان پس انداز،  $n$  نرخ رشد جمعیت،  $\delta$  نرخ استهلاک،  $f(k)$  تابع تولید و  $\dot{k}$  نرخ رشد سرمایه سرانه است. حال می توان 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 سرمایه گذاری سرانه است. فاصله عمودی بین  $f(k)$  و  $sf(k)$  مصرف سرانه را نشان می دهد. تغییر در سرمایه سرانه  $T$  به وسیله فاصله عمودی بین  $sf(k)$  با خط  $(n+\delta)k$  به دست می آید. سطح پایدار سرمایه  $k^*$  به وسیله تقاطع منحنی  $sf(k)$  با خط  $(n+\delta)k$  مشخص می شود 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 می شود. مصرف سرانه و درآمد سرانه نیز به شکل تابعی از  $k^*$  از روابط  $c^* = (1-s)f(k^*)$  و  $y^* = f(k^*)$  به دست می آید؛ بنابراین کمیت های سرانه  $c$  و  $y$  و  $k$  در نقطه تعادل پایدار الگوی رشد نئوکلاسیک، رشد نمی کنند و سطوح مطلق آن ها از نرخ رشدی برابر با نرخ رشد جمعیت برخوردار می شوند.

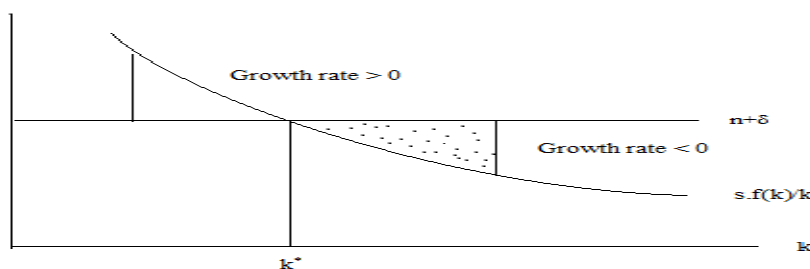
با تقسیم طرفین رابطه (1) بر  $k$ ، معادله نرخ رشد سرمایه سرانه به شکل زیر خواهد بود.

$$g_k = -(n + \delta) \quad (2)$$

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

$$\frac{\delta g_k}{\delta k} = \frac{s f(k)k - s f(k)}{k^2} = \frac{-s\{f(k) - k f'(k)\}}{k^2} \quad (3)$$

زیرا در عبارت فوق  $[f(k) - k f'(k)]$  نشانگر تولید نهایی نیروی کار است که مقدار آن مثبت است. بنابراین معادله (3) نشان می دهد 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 پایین تر رشد سریع تری دارند و این امر به فرایند همگرایی منجر می شود (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 می دهد. همان طور که مشخص است نرخ رشد برای یک اقتصاد با سرمایه سرانه اولیه کمتر، بزرگ تر می باشد. این نتیجه نوعی از همگرایی را بیان می کند، به این معنا که نواحی یا کشورهای با مقادیر پایین تر سرمایه سرانه، دارای نرخهای رشد سرانه بالاتر می باشند و از این رو به سمت اقتصادهای با نسبت های سرمایه سرانه بالاتر همگرا می شوند. این موضوع در ادبیات اقتصادی به همگرایی بتا معروف است که خود به دو نوع همگرایی مطلق و همگرایی شرطی تقسیم می شود. 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، می توان نشان داد که اقتصادهایی که دارای درآمد سرانه  $y^*$  مشابهی می باشند و  $y$  تمامی آنها به سمت  $y^*$  حرکت می کند. 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 می شوند. 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 می شود و سرعت این همگرایی به فاصله آن از وضعیت تعادلی خود بستگی دارد. در این حالت نیز می توان گفت که اقتصادی که دورتر از  $y^*$  خود است، دارای نرخ رشد تولید سرانه بالاتری است (بارو و سالایی مارتین، ۱۹۹۰).

## 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 ۱۹۹۰-۱۸۸۰ بررسی کرده اند. 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)<sup>۱</sup> با استفاده از داده های 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 (توسعه یافته تر) سریع تر از کشورهای با درآمد سرانه پایین تر رشد کرده اند. از این رو فرضیه همگرایی مطلق در نمونه مذکور رد می شود.

بارو و سالایی مارتین (۱۹۹۵)، برای ۴۷ منطقه در ژاپن طی دوره ۱۹۹۰-۱۹۳۰ نیز این مطالعه را انجام دادند. نتیجه این مطالعه نشان داد که ضریب همگرایی مطلق

(غیرشرطی) برای تمام طول دوره ۰/۰۱۲ است؛ اما ضریب همگرایی شرطی ۰/۰۳۱ تخمین 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)<sup>۱</sup> برای اولین بار آزمون فرضیه همگرایی را با استفاده از داده‌های سری زمانی بررسی کرده‌اند. آن‌ها برای بررسی همگرایی از تکنیک‌های هم انباشتگی استفاده کرده‌اند. در این تحقیق سه گروه از کشورها شامل پانزده کشور OECD، 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)<sup>۲</sup> آزمون همگرایی برای مناطق مختلف مکزیک را در طی دوره ۱۹۷۰-۱۹۹۳ انجام دادند و دوره مورد نظر را به دو زیر دوره ۱۹۷۰-۱۹۸۵ (دوره رشد سریع اقتصادی) و ۱۹۸۵-۱۹۹۳ (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)<sup>۳</sup> 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)<sup>۴</sup> 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 دوره ۱۹۶۰-۲۰۰۰ رد نمی‌کند.

---

3- Bernald and Durlauf

4-Juan Roman and Rivera- Batiz

5 -Tomljanovich and Vogelsang

6 -Guetat and Serranito

کنگ و لائو (۲۰۱۰)<sup>۱</sup> در تحقیقی به بررسی واگرایی منطقه‌ای در چین طی سال‌های ۱۹۵۲ تا ۲۰۰۵ پرداخته‌اند. 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.

سیا، تسوتسومی و یاماگاتا (۲۰۱۲)<sup>۲</sup> به تجزیه و تحلیل نابرابری درآمد منطقه‌ای در ژاپن در دوره بعد از حباب اقتصادی ۲۰۰۷-۱۹۸۹ با 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)<sup>۳</sup> در مطالعه‌ای به بررسی همگرایی درآمد واقعی سرانه بین ۲۷ کشور 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. یافته‌های 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 سالهای ۱۳۷۰-۱۳۸۰ پرداخته‌اند. 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 ۲/۵ سال 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 تأیید 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 تأیید 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:

$$\Delta Lny_{nt} = \phi_n + \rho y_{n,t-1} + \varepsilon_{n,t} \quad (4)$$

که در آن  $\Delta \ln y_{n,t}$  تفاضل مرتبه اول  $\ln y_{n,t}$  است. یعنی:  $(\text{Log } y_{n,t} - \text{Log } y_{n,t-1})$  که نشانگر تفاضل لگاریتمی میانگین درآمدهای سالانه هر استان با درآمد سالانه کل کشور است (علاوه بر درآمد می توان هزینه ها و شکاف هزینه ای-درآمدی هر استان با کل کشور را نیز با این فرمول مورد آزمون قرار داد). به عبارتی  $\Delta \ln y_{nt}$  میتواند معرف درآمدهای خانوارها، هزینه های خانوارها و یا شکاف درآمدی-هزینه ای خانوارهای استان های ایران در زمان  $t$  ام باشد. در این معادله  $\varepsilon_{n,t} \rightarrow \text{i.i.d } N(0, \sigma^2_t)$  است و  $\varphi_n$  نیز نشانگر اثر ثابت است. در این معادله  $y_{n,t}$  زمانی پایاست که  $|\rho| < 1$  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.

در صورتی 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 می شود 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) می توان از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته ADF استفاده کرد که به صورت مدل زیر در نظر گرفته می شود:

$$\Delta y_{i,t} = \mu_i + \beta_i y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^K \delta_{i,k} \Delta y_{i,t-k} + u_{i,t}$$

$$t = 1, \dots, T; i = 1, \dots, N \quad (5)$$

در عبارت فوق  $\Delta$  به 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.  $\mu_i$  نیز به عنوان اثر ثابت خاص برای هر استان

محاسبه می شود و  $u_{i,t}$  دارای ویژگی نوفه سفید<sup>۱</sup> و  $u_{i,t} \sim iid(0, \sigma_{i,t}^2)$  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 نمی توان رد کرد. اگر فرضیه صفر در مدل دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) در حالت 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) در حالت با عرض از مبدا رد شود، در این صورت فرضیه همگرایی شرطی برقرار است.

### ۳-۱- آزمون های ریشه واحد

آزمون های ریشه واحد داده های تلفیقی بر مبنای مدل خود رگرسیونی مرتبه اول AR(1) به صورت زیر تعریف می شود:

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

که در آن  $i=1,2,\dots,N$  نشان دهنده واحدهای مقطعی و  $t=1,\dots,T$  نشان دهنده دوره های زمانی مشاهدات است و  $\rho_i$  ضرایب خود رگرسیونی و  $\varepsilon_{i,t}$  جزء اخلاص معادله با فرض اینکه  $\varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_{i,t}^2)$  می باشد را نشان می دهد. اگر  $|\rho_i| < 1$  باشد گفته می شود که  $y_i$  به طور ضعیف پایا است. به عبارت دیگر اگر  $|\rho_i| = 1$  باشد،  $y_i$  دارای ریشه واحد است. در آزمون های ریشه واحد دو فرض برای  $\rho_i$  در نظر گرفته می شود: اول اینکه در تمامی مقاطع فرض می شود، که پارامترها ثابت هستند به این صورت که برای همه  $i$  ها  $\rho_i = \rho$  است. آزمون های ارائه شده توسط لوین، لین و چو (۲۰۰۲) و هادری (۲۰۰۰) بر این فرض استوار می باشند. دوم اینکه برای  $\rho_i$  محدودیت در نظر گرفته نمی شود. که

آزمون های ایم، پسران و شین<sup>۱</sup> (۲۰۰۳) و فیلیپس، پرون فیشر<sup>۲</sup> (PP- Fisher) و دیکی فولر تعمیم یافته فیشر<sup>۳</sup> (ADF- fisher) نیز این فرض را در آزمون ریشه واحد به کار می گیرند.

### آزمون های با فرآیند ریشه واحد معمولی

آزمون های لوین، لین و چو<sup>۴</sup> (LLC) و هادری<sup>۵</sup> (H) فرض می کنند که یک فرآیند ریشه واحد معمولی وجود دارد به طوری که  $\rho_i$  برای تمامی سطح مقطع ها یکسان هست. آزمون LLC فرضیه صفر را وجود ریشه واحد  $\rho_i$  و آزمون Hadri فرضیه صفر را عدم وجود ریشه واحد در نظر می گیرد.

### آزمون Levin, Lin and Chu (LLC)

در این آزمون  $\alpha$  (در شرایطی که معادله استاندارد شده بدون خود همبستگی و دارای مؤلفه های مشخص باشد) با رگرسیون کردن  $y_{i,t}$  روی  $\Delta y_{i,t}$  به دست می آید. 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  $\sum_{j=1}^{p_i} \beta_{i,j} \Delta \bar{y}_{i,t-j}$  و متغیرهای کنترل  $X_{i,t}$  برآورد می شود. ضرایب تخمین زده شده از این دو رگرسیون به ترتیب با  $(\hat{\beta}, \hat{\delta})$  و  $(\hat{\beta}, \hat{\delta})$  نشان داده می شود.

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

$$\Delta \bar{y}_{i,t} = \Delta y_{i,t} - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\beta}_{i,j} \Delta y_{i,t-j} - X'_{it} \hat{\delta} \quad (7)$$

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

$$\bar{y}_{i,t-1} = y_{i,t-1} - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\beta}_{i,j} \Delta y_{i,t-j} - X'_{it} \hat{\delta} \quad (8)$$

۱- Im, Pesaran and Shin

۲- Phillip Perrons-Fisher

۳- Augmented Dickey Fuller-Fisher

۴- Levin, Lin and Chu

۵- 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 می آید. یعنی مقادیر  $\bar{y}_{i,t-1}$  و  $\Delta\bar{y}_{i,t}$  بر خطای معیار تقسیم می شود.

$$\tilde{y}_{i,t-1} = (\bar{y}_{i,t-1}/s_i) \quad \text{و} \quad \Delta\tilde{y}_{i,t} = (\Delta\bar{y}_{i,t}/s_i) \quad (9)$$

$s_i$  خطای معیار تخمین زده شده از معادله (۹) است. ضریب  $\alpha$  نیز به صورت زیر تخمین زده می شود.

$$\Delta\tilde{y}_{i,t} = \alpha\tilde{y}_{i,t-1} + \eta_{i,t} \quad (10)$$

LLC تحت فرضیه صفر نشان می دهد که آماره  $t$  تعدیل شده برای  $\alpha$ ، به طور مجانبی دارای توزیع نرمال است:

$$t_{\alpha}^* = \frac{t_{\alpha} - (N\tilde{T})S_N \hat{\sigma}^{-2} se(\hat{\alpha})\mu_{m\tilde{T}^*}}{\sigma_{m\tilde{T}^*}} \rightarrow N(0,1) \quad (11)$$

که در این عبارت  $t_{\alpha}$  برابر آماره  $t$  استاندارد شده برای  $\hat{\alpha} = 0$  است.  $\hat{\sigma}^2$  تخمین واریانس جمله خطای  $\eta$  (جزء اخلاص معادله (۱۰)) و  $se(\hat{\alpha})$  خطای معیار  $\hat{\alpha}$  می باشد و  $\tilde{T}$  به صورت زیر تعریف می شود:

$$\tilde{T} = T - (\sum_i p_i / N) - 1 \quad (12)$$

مدل LLC نیازمند تعداد وقفه های مشخص  $p_i$ ، برای به کارگیری در هر مقطع رگرسیون ADF می باشد.

### ۲- آزمون هادری<sup>۱</sup> (H)

آزمون ریشه واحد تلفیقی هادری مشابه آزمون ریشه واحد KPSS است. فرضیه صفر به صورت عدم وجود ریشه واحد در هر سری از داده های تلفیقی هست. آزمون هادری، مانند آزمون KPSS مبتنی بر باقیمانده هایی است که در نتیجه تخمین رگرسیون های انفرادی متغیر  $y_{i,t}$  بر روی مقدار ثابت و یا بر روی مقدار ثابت و روند به دست می آید.

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

$$y_{it} = \delta_i + \eta_i t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

که در آن  $\varepsilon_{it}$  بیانگر باقیمانده های رگرسیون های انفرادی می باشد و آماره LM مورد نظر در این آزمون به صورت زیر محاسبه می شود:

$$LM_1 = \frac{1}{N} (\sum_{i=1}^N (\sum_t S_i(t)^2 / T^2) / f_0) \quad (14)$$

که در آن  $S_i(t)$  تجمیع مجموع باقیمانده ها هست که به صورت زیر می باشد:

$$S_i(t) = \sum_{s=1}^t \hat{\alpha}_{it} \quad (15)$$

$f$  میانگین فراوانی انفرادی باقیمانده ها هست.

$$f_0 = \sum_{i=1}^N f_{i0} / N \quad (16)$$

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

$$LM_2 = \frac{1}{N} (\sum_{i=1}^N (\sum_t S_i(t)^2 / T^2) / f_{i0}) \quad (17)$$

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

$$Z = \frac{\sqrt{N(LM-\xi)}}{\zeta} \rightarrow N(0,1) \quad (18)$$

که در این معادله اگر مدل دارای مقدار ثابت باشد، مقادیر  $\xi = 1/6$  و  $\zeta = 1/45$  است و در غیر این صورت  $\xi = 1/15$  و  $\zeta = 11/6300$  است.

آزمون ریشه واحد تلفیقی هادری فقط به فرم خاصی از رگرسیون های OLS نیاز دارد که یا شامل مقادیر ثابت می باشد و یا شامل هر دو مقادیر ثابت و روند می باشد. در این آزمون دو آماره  $Z$  گزارش می شود که اولی مبتنی بر  $LM_1$  با در نظر گرفتن فرض همسانی می باشد و دیگری آماره  $LM_2$  را با در نظر گرفتن ناهمسانی به کار می گیرد.

**آزمون های 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  $\rho_i$  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:

$$\Delta \tilde{y}_{i,t} = \alpha y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{i,j} \Delta \tilde{y}_{i,t-j} + x'_{it} \delta + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

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

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

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

$$t_{NT} = (\sum_{i=1}^N t_{iT_i}(p_i)) / N \quad (20)$$

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<sup>۱</sup> (۱۹۹۹) و چوآ<sup>۲</sup> (۲۰۰۱)) ارائه شده است که به وسیله ترکیب سطح

اطمینان از آزمون های ریشه واحد انفرادی به دست می آید. اگر  $\pi_i$  به عنوان p-value برای هر یک از آزمون های 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 می توان اثبات کرد.

$$\sum_{i=1}^N \log(\pi) \rightarrow x_2^2 N \quad (21)$$

علاوه بر آن چوآ (۲۰۰۱) اثبات می کند که رابطه زیر را می توان بیان داشت:

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(\pi_i) \rightarrow N(0,1) \quad (22)$$

که در آن  $\Phi^{-1}$  معکوس تابع توزیع نرمال استاندارد است. فرضیه های صفر و مقابل نیز در این آزمون ها مشابه آزمون IPS است.

۴- نتایج آزمون های همگرایی

۴-۱- بررسی آزمون فرضیه همگرایی درآمد استان ها به سمت میانگین

کشوری

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

جدول (۱) آزمون های ریشه واحد برای بررسی همگرایی مطلق درآمدی

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

مأخذ: یافته های تحقیق

نتایج نشان می دهد که در تمامی آزمون ها، فرضیه صفر در حالت بدون عرض از مبدأ و روند رد می شود 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 استان های با



## بررسی همگرایی هزینه ای و درآمدی خانوارهای استانهای ایران.....۷۵

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

علاوه بر این 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

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

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 آزمون‌های ریشه واحد برای بررسی همگرایی مطلق هزینه-های استانهای مختلف کشور را نشان می‌دهد. 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) آزمون های ریشه واحد برای بررسی همگرایی مطلق هزینه استان ها

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

مأخذ: یافته های تحقیق

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

جدول (۴) آزمون های ریشه واحد برای بررسی همگرایی شرطی هزینه استان ها

نتیجه	آماره آزمون		روش آزمون
	آماره	Prob	
عدم وجود ریشه واحد	۷۹/۸۷۳۴	۰/۰۰۰	<b>Levin, Lin &amp; Chu</b>
عدم وجود ریشه واحد	۲۶/۳۳۲۱	۰/۰۰۰	<b>Im, Pesaran &amp; Shin W-stat</b>
عدم وجود ریشه واحد	۱۲۲/۷۰۱	۰/۰۰۰	<b>ADF-Fisher Chi-square</b>
عدم وجود ریشه واحد	۵۴۶/۶۵۴	۰/۰۰۰	<b>PP-Fisher Chi-square</b>
عدم وجود ریشه واحد	۱/۰۷۷۹	۰/۱۴۰۵	<b>Hadri Z-stat</b>

مأخذ: یافته های تحقیق

براساس نتایج ملاحظه می گردد که در تمامی آزمون های همگرایی شرطی هزینه سالانه استان ها، فرضیه وجود ریشه واحد رد می شود. حتی در آزمون هادری نیز با عدم رد فرضیه پایایی، عدم وجود ریشه واحد برای هزینه ها تأیید می شود. بنابراین می توان نتیجه گرفت که هزینه سرانه هر استان در طی زمان به سمت نقطه تعادلی باثبات خود همگرا می شود و در طی زمان هر استانی که از نقطه تعادلی خود فاصله بگیرد، دارای رشد هزینه ای بالاتری خواهد بود.

۵- جمع بندی و نتیجه گیری

یکی از اصلی ترین اهداف دولت در برنامه های توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی، کاهش نابرابریهای منطقه ای است. لذا مطالعه وضعیت استانهای کشور از نظر همگرایی درآمدی و هزینه ای می تواند سیاستگذاران اقتصادی را در جهت ارائه مکانیسم منسجم

اجتماعی و اقتصادی هدایت کند. براینکه این مکانیسم می تواند به صورت بهبود توزیع درآمد در میان استانهای مختلف، تحقق اهداف آمایش سرزمین از قبیل: پراکندگی جغرافیایی مطلوب تر جمعیت، جلوگیری از پدیده های مهاجرت بی رویه نیروی انسانی بین مناطق و گسترش حاشیه نشینی نمود یابد.

در این مقاله جهت بررسی فرضیه های 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 می توان به شرح زیر بیان نمود:

- ۱- نتایج آزمون فرضیه های همگرایی مطلق (و به تبع آن شرطی) درآمدی استانها نشان می دهد که درآمد واقعی سرانه استانها به سمت میانگین درآمد سرانه استانها همگرا می شود. یعنی درآمد سرانه هر استان به نقطه تعادل متوسط کل استانها میل می کند.
- ۲- نتایج آزمون فرضیه های همگرایی مطلق (و به تبع آن شرطی) هزینه ای استانها نشان می دهد که هزینه سرانه هر استان به نقطه تعادل متوسط هزینه کل استانها میل می کند.

با توجه به نتایج حاصل از این پژوهش می توان نتیجه گرفت که نابرابریهای منطقه ای 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 هزینه ای استانهای کشور ارائه می شود:

دولت در تدوین و اجرای برنامه های خود، سیاستهای اقتصادی که منجر به رشد متوازن مناطق می گردد و فرآیند همگرایی درآمدی و هزینه ای آنان را تقویت می کند، را بیشتر مد نظر قرار دهد. برای مثال مشوقهای بیشتری به سرمایه گذارانی که در مناطق محروم سرمایه گذاری می کنند، 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 Moa'ed 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).
- Nofereesti, 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.