بررسی همگرایی استان‌های ایران
(آزمون نظریه سولو و سوان)

دکتر زهرا افشاری*

چکیده

از آنجایی که توسعه انسانی بر توسعه ملی اثر مستقیم دارد، رشد متوازن مناطق باید در اولویت سیاستهای اقتصادی دولت قرار گیرد. بدیهی است که سیاستهای کلان کشور در مورد مکان‌یابی صنایع، توزیع مراکز مهم صنعتی، تجاری، اقتصادی، سیاسی در سطح کشور، می‌تواند موجب شتاب بخشیدن به رشد مناطق محروم کشور گردد. مقاله حاضر قصد دارد با استفاده از مدل رشد سولو - سوان به بررسی همگرایی در درآمد سرانه بین ۲۴ استان ایران طی دوران پس از جنگ، بپردازد. فرضیه مورد نظر عبارت از این است که استانهای با درآمد سرانه پایین‌تر با سرعتی بیش از مناطق با درآمد سرانه بالاتر در حرکت هستند (همگرایی نوع اول). در این مقاله، سه نوع همگرایی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* دانشیار دانشگاه الزهرا

مقدمه

یکی از ویژگیهای کشورهای در حال توسعه، وجود دوگانگی میان مناطق مختلف کشور می‌باشد. برخی از مناطق که به طور عمده پایتختها و شهرهای بزرگ هستند، از سطح توسعه‌ای بالاتر از مناطق دیگر، برخوردار می‌باشند. تحقیقات انجام شده در ایران نمایانگر وجود تفاوت میان استانهای کشور از لحاظ توسعه اقتصادی می‌باشد. این تحقیقات (اسلامی ۱۳۷۲، کمالی دهکردی ۱۳۷۱، فطرس ۱۳۷۴) با استفاده از شاخصها و روشهای مختلف به رتبه‌بندی استانهای ایران پرداخته‌اند. از جمله اهداف برنامه‌های توسعه کشور، از میان بردن دوگانگی بین استانها و همگون نمودن این مناطق می‌باشد. لازمه دستیابی به این هدف عبارت از آن است که سرعت رشد دز مناطق توسعه نیافته بالاتر از مناطق توسعه یافته باشد.

۱. مدل سولو - سوان

تابع تولید با دو عامل نیروی کار و سرمایه در نظر گرفته می‌شود:

$$y_t = F(K_t, L_t, t) \qquad (۱)$$

y_t میزان محصول تولید شده در زمان t، k سرمایه و L نیروی کار است. همچنین، تابع تولید به زمان (t) که نمایانگر اثر تغییر تکنولوژی است، بستگی دارد. افزایش در میزان سرمایه فیزیکی در هر مقطع زمان را می‌توان از تفاضل سرمایه گذاری ناخالص و استهلاک به دست آورد.

$$K^{\cdot} = I - \partial k$$

∂k نرخ استهلاک و I سرمایه گذاری است.

از آنجاکه اقتصاد در حالت اشتغال کامل فرض می‌شود (S=I) و چون تابع مصرف به کار رفته به صورت تابعی از درآمد است، پس خواهیم داشت:

$$S = s \cdot F(k_t, L_t, t)$$

با جایگزینی عبارات پیش‌گفته، خواهیم داشت:

$$K^{\cdot} = I - \partial_k = s.F(K_t, L_t, t) - \partial_k \qquad (۲)$$

معادله پویای زیربنایی برای ذخیره سرمایه به صورت سرانه لحاظ می‌شود:

$$k^{\cdot} = \frac{k^{\cdot}}{L} = s\, f(k) - \partial_k \qquad (۳)$$

اگر فرض شود که نرخ رشد نیروی کار ثابت و برابر با n می‌باشد، در این صورت:

$$k^{\cdot} = \frac{\partial k/L}{dt} = \frac{K^{\cdot}}{L} - nk$$

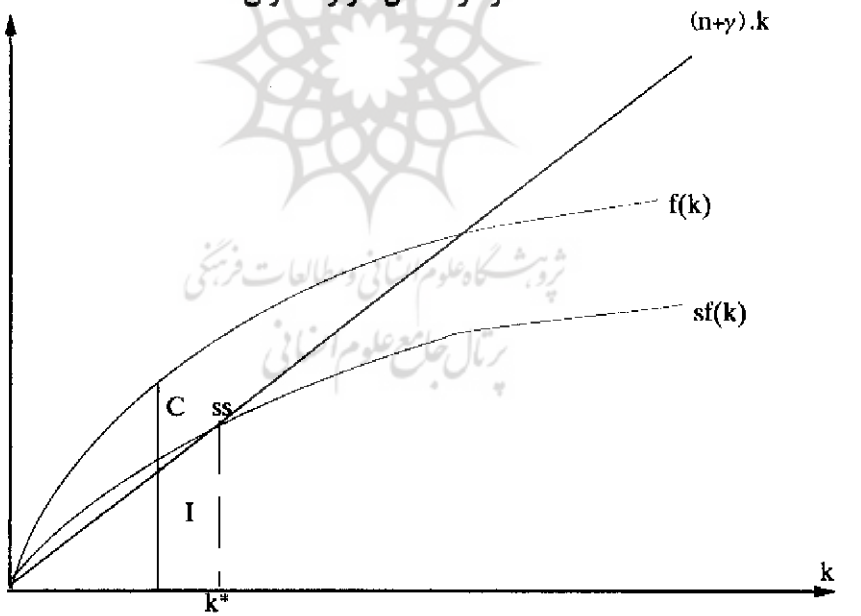
با جایگزینی در رابطه (۲) خواهیم داشت:

$$K^{\cdot} = s\, f(k) - (n+\partial)\, k \qquad (۴)$$

معادله (۴)، معادله اساسی مدل سولو – سوان می‌باشد، $(n+\partial)$ نرخ استهلاک مؤثر برای سرمایه سرانه (k) را نشان می‌دهد. اگر نرخ پس انداز صفر باشد در این صورت: $k^{\cdot} = (n+\partial)\, k$ خواهد بود.

مطالب فوق را می‌توان به صورت هندسی نشان داد.

نمودار ۱. مدل سولو – سوان



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

s f(k) منحنی رشد سرمایه گذاری و $(n+\partial)$ k استهلاک مؤثر می‌باشد. فاصله عمودی میان sf(k),f(k) مصرف سرانه را نشان می‌دهد. تغییرات در سرمایه سرانه را می‌توان از فاصله عمودی

میان sf(k) و (n+∂)k به دست آورد. محل تقاطع (n+∂)k و sf(k) نقطه تعادل باثبات[1] (ss) را نشان می‌دهد.

$$sf(k) = (n+\partial)k^*$$

k^* وضعیت با ثبات سرمایه سرانه را نشان می‌دهد. همچنین، در این نقطه نرخ رشد مقادیر سرانه سرمایه، درآمد و مصرف، ثابت و برابر با نرخ رشد نیروی کار می‌باشد. تغییر در تکنولوژی با انتقال تابع f(k) نشان داده می‌شود.

در مدل سولو، نرخ‌های بلند مدت رشد از طریق عوامل برونزا تعیین می‌شوند. لذا در حالت ss، نرخ‌های رشد مستقل از نرخ پس‌انداز تعیین می‌شوند. از طریق این مدل می‌توان نشان داد که چگونه مقادیر سرانه به سمت مقادیر تعادل (ss) همگرایی دارد. همچنین می‌توان چگونگی همگرایی درآمد سرانه در اقتصادهای مختلف را نشان داد. برای این منظور طرفین رابطه (۴) بر k تقسیم می‌شوند.

$$\partial k = \frac{k^*}{k} = s\,\frac{f(k)}{k} - (n+\partial) \qquad (۵)$$

این رابطه نشان می‌دهد که در هر مقطع از زمان، نرخ رشد یک متغیر برابر است با نرخ رشد سرانه به اضافه n. قسمت اول رابطه ۵، یک منحنی با شیب نزولی است که در k=0 به سمت بی‌نهایت میل می‌کند و هنگامی که k به سمت بی‌نهایت میل می‌کند، به سمت صفر می‌رود. قسمت دوم، یک خط افقی است که فاصله بین منحنی و خط نرخ رشد سرمایه سرانه را نشان می‌دهد پس $\frac{sf(k)}{k}$ به طور یکنواخت از بی‌نهایت به سمت صفر کاهش می‌یابد و فقط در یک نقطه با (n+∂) برخورد می‌کند (نقطه ss).

اگر $k<k^*$ باشد، در این صورت $\frac{f(k)}{k}s$ بالای (n+∂) قرار دارد لذا نرخ رشد سرمایه سرانه k مثبت است و با افزایش k نرخ رشد سرمایه افزایش می‌یابد و با نزدیک شدن به k^*، به صفر نزدیک می‌شود.

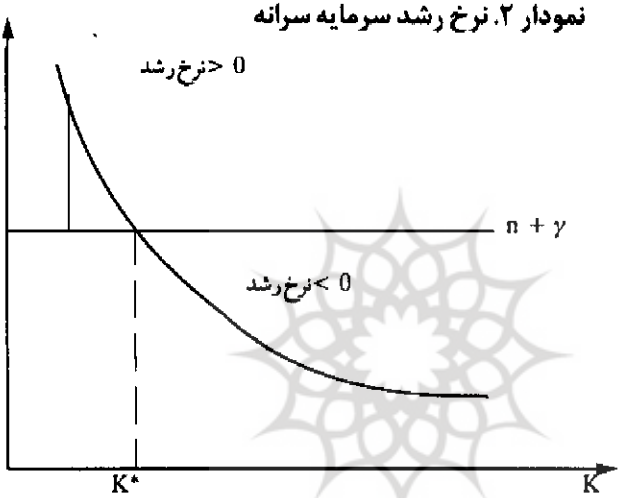
اگر $k>k^*$ باشد، در این صورت بر اساس رابطه (۵)، نرخ رشد سرمایه سرانه منفی است و طی زمان روند نزولی دارد یعنی (n+∂) بالای خط $\frac{sf(k)}{k}$ قرار دارد بدین معنی که رشد سرمایه

1. Steady State

سرانه منفی است. اگر $k^{*} \rightarrow k$ حرکت کند، در این صورت نرخ رشد افزایش می‌یابد و به صفر نزدیک می‌شود.

از این رو، برای هر مقدار اولیه $k^{*}>0$ سیستم پایدار است و هر اقتصاد به سمت حالت SS منحصربه فرد خود، همگرا است.

نمودار ۲. نرخ رشد سرمایه سرانه



به همین ترتیب، می‌توان رفتار درآمد سرانه را بررسی کرد. نرخ رشد درآمد سرانه به صورت زیر است:

$$\partial_y = \frac{\dot{y}}{y} = f(k).\frac{\dot{k}}{f(k)} = [k\, f'(k)/f(k)]\frac{\dot{k}}{k} \qquad (۶)$$

رابطه (۶) نشان می‌دهد که رشد درآمد سرانه برابر است با رشد سرمایه سرانه در سهم سرمایه (α). با جایگزینی رابطه ۵ در ۶ خواهیم داشت.

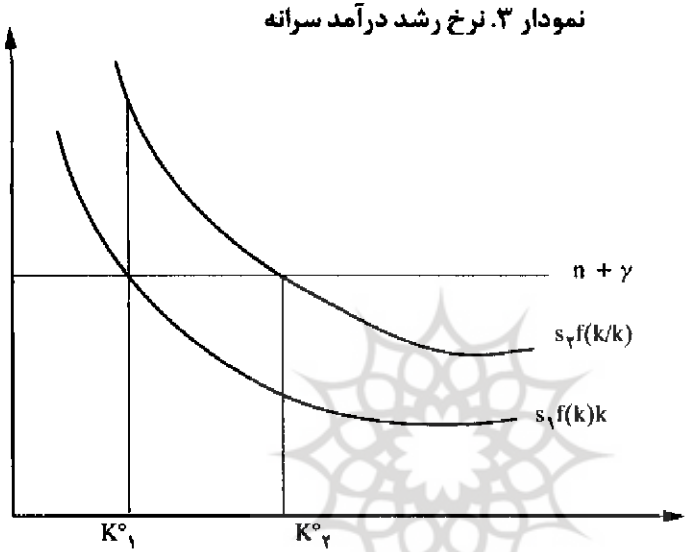
$$\partial y = s\, f'(k) - (n+\partial)\, k\, f'\frac{(k)}{f(k)} \qquad (۷)$$

$$\partial y = s\, f'(k) - (n+\partial)\alpha.k.$$

پس، می‌توان نتیجه گرفت که اگر دو اقتصاد دارای نرخ مشابه پس‌انداز باشند، فاصله بین $sf\frac{(k)}{k}$ و خط $(n+\partial)$ در اقتصاد فقیر بیشتر خواهد بود و در نتیجه، نرخ رشد درآمد سرانه اقتصاد فقیر بزرگتر از نرخ رشد درآمد سرانه اقتصاد ثروتمند است. ولی اگر اقتصاد ثروتمند نرخ

پس‌انداز بالاتری داشته باشد، در این صورت نرخ رشد سرانه اقتصاد ثروتمند بزرگتر از نرخ رشد سرانه اقتصاد فقیر خواهد بود.

نمودار ۳. نرخ رشد درآمد سرانه



اگر گروهی از مناطق اقتصادی که دارای ساختار مشابهی از نقطه نظر s (میل به پس انداز)، رشد نیروی کار و استهلاک و نوع تابع تولید هستند را در نظر بگیریم، در نقطه SS، رشد درآمد سرانه و سرمایه سرانه مشابهی خواهند داشت. اگر فرض شود که تنها تفاوت این مناطق، در مقدار سرمایه سرانه اولیه باشد، این مدل نشان می‌دهد که اقتصادهای کمتر توسعه یافته (با مقادیر کمتر سرمایه سرانه و درآمد سرانه) نرخ رشد بالاتری نسبت به مناطق توسعه یافته (با مقادیر بالاتر سرمایه سرانه و درآمد سرانه) خواهند داشت. نمودار (۲) دو اقتصاد را یکی با مقادیر اولیه پایین‌تر سرمایه سرانه و دیگری با مقادیر بالاتر سرمایه سرانه نشان می‌دهد. روند زمانی تا رسیدن به نقطه SS برای هر یک از مناطق فوق از طریق تفاضل منحنی $\frac{sf(k)}{k}$ و خط $(n+\partial)$ به دست می‌آید. مشاهده می‌شود که نرخ رشد برای اقتصادی با مقادیر اولیه سرمایه سرانه پایین‌تر، بالاتر است. این نتیجه یک نوع همگرایی را مطرح می‌کند عبارت از این که مناطق کمتر توسعه یافته با رشد سرانه سریعتری نسبت به مناطق توسعه یافته حرکت می‌کند، این نوع همگرایی را همگرایی

مطلق می‌نامیم.

در بسیاری از موارد، شواهد تجربی، مؤید همگرایی مطلق نبوده است. اگر مناطق اقتصادی به غیر از اختلاف در سرمایه سرانه اولیه، دارای نرخ‌های پس انداز متفاوت باشند برای مثال منطقه فقیر کوچکتر از منطقه ثروتمند باشد، وجود اختلاف s باعث تفاوت در مقادیر به دست آمده در حالت SS می‌شود لذا نقطه SS مناطق ثروتمند بالاتر از مناطق فقیرتر است (نمودار ۳).

وضعیت این دو کشور را می‌توان از نقطه تلاقی منحنی‌های $(n+\partial)$, $sf(k)$ دو کشور به دست آورد. مشاهده می‌شود که رشد سرمایه سرانه منطقه فقیر کوچکتر از منطقه ثروتمند است.

منظور از همگرایی عبارت از این است که مناطق با سطوح درآمد سرانه پایین‌تر، به سمت رشد سریعتر گرایش دارند. این مطلب با مفهوم دیگری از همگرایی که می‌گوید پراکندگی در میان درآمد سرانه اقتصادهای مختلف در طی زمان نزولی است، نباید اشتباه گرفته شود. به رغم وجود همگرایی مطلق، لزوماً پراکندگی در طی زمان نزول نمی‌کند.

اگر نرخ رشد سالیانه درآمد واقعی به صورت ذیل بیان شود:

$$\log\left(\frac{y_{it}}{y_{it-1}}\right) = a - b \log y_{it} + u_{it}$$

$$\log y_{it} = a + (1-b) \log y_{it-1} + u_{it}$$

a ثابت است، $0 < b < 1$ و u_{it} نشان دهنده جمله خطا در طی دوره (t) می‌باشد.

اگر $0<b$ باشد، همگرایی مطلق وجود دارد و با افزایش b، همگرایی بیشتر می‌شود.

جمله خطا نمایانگر شوک‌های موقت است و فرض می‌شود که برای همه مناطق، توزیع نرمال دارد.

پراکندگی و یا واریانس در آمد سرانه به صورت رابطه زیر نشان داده می‌شود:

$$v(y) = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}[\log(y_{it} - \bar{y})]^2$$

$\bar{y}$ میانگین درآمد سرانه مناطق می‌باشد. اگر N بزرگ باشد در این صورت آن را می‌توان به عنوان واریانس جامعه در نظر گرفت و روند زمانی D_t را به دست آورد:

$$D_t = (1-b^2)\, D_{t-1} + \partial^2 U$$

در حالت SS می‌توان نوشت:

$$D^* = \frac{\partial^2 u}{[1-(1-b)^2]}$$

از این رو، در حالت SS، با افزایش b پراکندگی کاهش می‌یابد و با افزایش واریانس جمله خطا، پراکندگی افزایش می‌یابد.

$$D_t = D^* + (1-b)^2 (D_{t-1} - D^2) = D^* + (1-b)^{2t} (D-D^t)$$

D^* پراکندگی در سال پایه است. اگر $b<1$ (فرض همگرایی مطلق) باشد در این صورت در طول زمان D_t نزدیک D^* می‌شود.

جهت نوسانات D_t بستگی به مقادیر اولیه D دارد.

۲. مروری بر مطالعات انجام شده

در قسمت قبل، دو نوع همگرایی مورد بررسی قرار گرفت. مطالعات بارو (۱۹۹۱ و ۱۹۸۴)، با مول (۱۹۸۶)، دیلانک ۱۹۸۸، بارو و سالامارتین (۱۹۹۲b و ۱۹۹۱ a) نشان می‌دهد که نواحی کمتر توسعه یافته، رشد سریعتری نسبت به نواحی توسعه یافته دارند، یعنی نواحی فقیرتر به سمت مقادیر درآمد سرانه نواحی ثروتمندتر حرکت می‌کنند. این امر را همگرایی می‌نامیم. مفهوم دیگر را می‌توان در مطالعات ایسترلین (۱۹۶۰)، بورتس و استاین (۱۹۶۴)، استرسلیر (۱۹۷۹)، بارو (۱۹۸۴)، بامول (۱۹۸۶) و دویک و... (۱۹۸۹) و بارو و سلامارتین (۱۹۹۲b و ۱۹۹۲a و ۱۹۹۱) ملاحظه نمود. در این رابطه، همگرایی وقتی رخ می‌دهد که پراکندگی که به صورت انحراف استاندارد لگاریتم درآمد سرانه یا تولید سرانه میان یک گروه از کشورها یا نواحی اندازه گیری می‌شود، در طی زمان کاهش یابد. این حالت را همگرایی نوع دوم گویند.

همگرایی نوع اول، یعنی این که نواحی فقیر دارای رشدی سریعتر از نواحی غنی‌تر هستند و به سمت همگرایی نوع دوم یعنی پراکندگی نزولی درآمد سرانه سوق می‌کند.

سامرز و هستن (۱۹۹۳) برای نمونه‌ای از ۱۱۸ کشور برای سالهای ۱۹۶۰ تا ۸۵، به آزمون همگرایی مطلق این گروه کشورها پرداختند. نتایج حاصل از این تحقیق نشان داد که کشورهای با درآمد سرانه بالاتر (توسعه یافته‌تر) سریعتر از کشورهای با درآمد سرانه پایین‌تر رشد کرده‌اند. از

این رو، فرضیه همگرایی مطلق در نمونه مذکور رد می‌شود.

برای بررسی فرضیه، همگرایی در میان گروه همگون‌تری از کشورها در نظر گرفته شد. در نمونه‌ای از ۲۰ کشور OECD برای سالهای ۱۹۶۰ تا ۱۹۸۵ نتایج نشان می‌دهد که کشورهای با درآمد سرانه پایین، نرخ رشد سریعتری را نسبت به کشورهای با درآمد سرانه بالاتر تجربه کرده‌اند. از این رو، فرضیه همگرایی در بین کشورهای مذکور تأیید می‌شود.

بررسی انجام شده برای ایالات مختلف امریکا در دوره ۱۹۹۰ - ۱۸۸۰ توسط بارو در سال ۱۹۹۱، اصل همگرایی مطلق را برای ایالات‌های مختلف امریکا به اثبات می‌رساند. این دوره به ۷ زیر دوره تقسیم شده است و برای هر دوره ۱۰ ساله نیز این ضریب تخمین زده شده است. در بررسی دیگر، اصل همگرایی برای ۴۷ منطقه ژاپن برای سالهای ۱۹۹۰-۱۹۳۰ با استفاده از داده‌های بارو و سالامارتین، آزمون می‌شود. این داده‌ها وجود همگرایی بین مناطق را تأیید می‌کنند. همچنین این نتایج نشان می‌دهد که سرعت همگرایی مناطق، مشابه سرعت همگرایی بین نواحی (۰/۰۲۶۱) می‌باشد. سرعت همگرایی بین نواحی و سرعت همگرایی درون ناحیه ۰/۰۰۷۹ می‌باشد.[۲]

بررسی انجام شده در ۹ کشور جنوب پاسیفیک در دوره ۹۳-۱۹۷۱ در چارچوب مدل نئوکلاسیک، همگرایی را تأیید می‌کند و سرعت همگرایی را ۴ درصد در سال تخمین زده است.[۳] همچنین، مطالعات مادیسون، همگرایی بین کشورهای OECD و سوسیالیستی طی دوره ۱۹۷۹-۱۸۷۰ را تأیید می‌کند ولی این همگرایی با کشورهای توسعه نیافته وجود نداشته است.

تحقیقات دیگری نیز به بررسی همگرایی برای ۹۰ ناحیه در ۸ کشور اروپایی می‌پردازد. این نواحی عبارت‌اند از ۱۱ ناحیه در آلمان، ۱۱ ناحیه در بریتانیا، ۲۰ ناحیه در ایتالیا، ۲۱ ناحیه در فرانسه، ۴ ناحیه در هلند، ۳ ناحیه در بلژیک، ۲ ناحیه در دانمارک، ۱۷ ناحیه در اسپانیا و دوره مورد بررسی ۹۰-۱۹۵۰ می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که (سرعت همگرایی) در طی زمان دارای ثبات نسبی است و از ۰/۰۰۹ در دهه ۱۹۶۰ تا ۰/۰۰۴ در دهه ۱۹۸۰ در نوسان است. نتیجه تخمین

2. Shioji, Etsuro, (1995)

3. Cashon Paul, (1995)

برای کل چهار دهه عبارت از ۰/۰۱۹ می‌باشد. این تحقیق وجود همگرایی مطلق را برای نواحی درون آلمان، بریتانیا، ایتالیا، فرانسه، هلند، بلژیک، دانمارک و اسپانیا تأیید می‌کند.[۴]

آزمون همگرایی برای مناطق مختلف مکزیک در دوره (۹۳-۱۹۷۰) توسط هوگو، جوآن و رومن[۵] انجام شده است. در این تحقیق، دوره مورد نظر به دو زیر دوره ۸۵-۱۹۷۰ (دوره رشد سریع اقتصادی) و زیر دوره ۱۹۹۳-۱۹۸۵ (دوره رشد کند اقتصادی) تقسیم شده است. فرضیه همگرایی فقط در دوره رشد سریع اقتصادی مورد تأیید قرار می‌گیرد. در این دوره، سرعت همگرایی بین مناطق، ۲/۴ درصد تخمین زده شده است.

در ایران، تحقیقات انجام شده (کمالی، فطرس، اسلامی) عمدتاً با استفاده از روشهای مختلف به رتبه‌بندی استانهای کشور از لحاظ درجه توسعه اقتصادی پرداخته‌اند. تمامی این تحقیقات نمایانگر تفاوت بین استانهای کشور از لحاظ درجه توسعه اقتصادی می‌باشد.

مقاله حاضر قصد دارد که با استفاده از مدل رشد سولو - سوان به بررسی همگرایی در درآمد سرانه بین ۲۴ استان ایران طی دوره بعد از جنگ (۱۳۷۴-۱۳۶۷) بپردازد. فرضیه‌ای که مطرح می‌شود عبارت از این است که مناطق با درآمد سرانه پایین‌تر با سرعت بیشتری نسبت به مناطق با درآمد سرانه بالاتر رشد می‌کنند (فرضیه وجود همگرایی نوع اول). همچنین، در این مقاله همگرایی بین استان‌های مختلف محاسبه می‌شود و بالاخره همگرایی در پراکندگی درآمدهای سرانه که متعاقب وجود همگرایی نوع اول ظاهر می‌شود، بررسی خواهد شد. کلیه آمارهای مورد استفاده به صورت سرانه واقعی می‌باشند.

۳. آزمون همگرایی نوع اول به صورت درون استانی

ابتدا هر استان به صورت جداگانه مورد بررسی قرار می‌گیرد. بر اساس الگوی رشد سولو سوان، هر منطقه اقتصادی دارای یک نرخ رشد درآمد سرانه می‌باشد که در بلند مدت، افزایش درآمد سرانه واقعی این نرخ به سمت صفر میل می‌کند یعنی به سمت حالت با ثبات سوق می‌یابد. در این صورت، وجود همگرایی مطلق در درآمد سرانه به اثبات می‌رسد. یعنی استانهای با درآمد سرانه کمتر دارای نرخ رشد بالاتر هستند و در نهایت، همه به سمت تعادل SS

4.Button,(1995)

5. V. Hugo, Juan, Ramon, (1996)

سوق می‌یابند. در صورت اثبات این فرضیه می‌توان گفت که به مرور زمان، دوگانگی میان استانهای مختلف از میان می‌رود و همه مناطق، توسعه یافته می‌شوند.

برای آزمون این فرضیه از یک معادله لگاریتم به شکل زیر استفاده می‌شود:

$$\text{Log}\left(\frac{y_{it}}{y_{it-1}}\right) = a + b \log (y_{it-1}) + U_{it}$$

y_{it} عبارت از GDP سرانه واقعی برای استان i در زمان t است.

اگر ضریب $0<b<1$ باشد، فرضیه فوق یعنی استانهای با GDP سرانه پایین‌تر (توسعه یافته) رشدی سریعتر از استانهای با GDP سرانه بالاتر (توسعه یافته‌تر) دارند، تأیید می‌شود. هر چه b به یک نزدیکتر باشد، شدت همگرایی بیشتر است. معادله بالا را به صورت زیر نیز می‌توان نوشت:

$$\text{Log (yit)} = a + (1-b) \log (y_{it-1}) + U_{it}$$

این معادله برای هر یک از ۲۴ استان کشور تخمین زده شد که نتایج آن در جدول (۱) به صورت خلاصه آورده شده است. نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد که تفاوت چشمگیری در سرعت همگرایی استانهای ایران وجود دارد. بیشترین سرعت همگرایی مربوط به استان یزد و پایین‌ترین مربوط به استان تهران است. میانگین سرعت همگرایی استانها ۰/۳۸ می‌باشد. تقسیم استانهای ایران به دو گروه با GDP سرانه بالای میانگین و GDP سرانه پایین میانگین، نشان می‌دهد که در سال ۱۳۷۴، از ۲۴ استان کشور ۱۳ استان زیر میانگین و ۱۱ استان بالای میانگین قرار می‌گیرند (نمودار ۱). از ۱۳ استانی که زیر میانگین قرار می‌گیرند، ۸ استان سرعت همگرایی بیش از سرعت همگرایی متوسط داشته‌اند (نمودار ۲). از استان‌هایی که بالای میانگین قرار دارند، استان مرکزی و سمنان سرعت همگرایی بیش از متوسط داشته‌اند. سیستان و بلوچستان، لرستان، ایلام و یزد دارای سرعت همگرایی بسیار بالایی می‌باشند.

تفاوت در سرعت همگرایی استان‌های مختلف، تفاوت در الگوی رشد هر استان را نمایان می‌سازد. بخشی از تفاوت موجود در الگوی رشد استانها را می‌توان ناشی از سیاست‌های کلان کشور دانست که بر رشد منطقه‌ای اثر گذاشته است. استراتژی‌های کلان کشور در مورد مکان‌یابی صنعتی و توزیع جغرافیایی فعالیت‌ها، بر رشد منطقه‌ای مؤثر واقع می‌شوند. همچنین، استراتژی تجارت خارجی کشور در زمینه توسعه صادرات برخی کالاها می‌تواند بر الگوی رشد منطقه‌ای مؤثر واقع شود. استراتژی‌های کلان کشور که تعیین کننده چگونگی توزیع هزینه‌های عمرانی، توزیع اعتبارات و سایر تسهیلات مالی که کمک به رشد منطقه می‌کند، می‌باشند بر سرعت رشد

مؤثر واقع می‌شوند. تفاوت در سرمایه انسانی نیز به عنوان یکی از عوامل مهم در بررسی علل تفاوت در سرعت همگرایی در کشورهای مختلف بوده است. لذا بررسی عوامل مؤثر در سرعت همگرایی استانها ضرورت تحقیق دیگری را نمایان می‌سازد.

جدول ۱ـ سرعت همگرایی استانهای ایران

استان	سرعت همگرایی	DW	R2
مرکزی	۰/۴۵۳	۲/۶	۷۷
گیلان	۰/۲۶۵	۲/۵۶	۷۲
مازندران	۰/۰۹	۱/۹۵	۹۳
آذربایجان شرقی	۰/۱۸	۱/۴	۹۲
آذربایجان غربی	۰/۲۴	۱/۰۴	۹۳
باختران	۰/۱۶	۱/۳۷	۷۸
خوزستان	۰/۲۹	۱/۲۶	۹۰
فارس	۰/۴۶	۲/۵۶	۷۰
کرمان	۰/۲۷	۱/۴۶	۹۵
خراسان	۰/۱۴	۲/۰۵	۹۰
اصفهان	۰/۱۶	۱/۳۵	۹۳
هرمزگان	۰/۵۴	۱/۷۶	۹۳
سیستان و بلوچستان	۰/۸۱	۲/۰۴	۵۸
کردستان	۰/۲۲	۱/۵۷	۸۱
همدان	۰/۲۴	۲/۰۸	۵۶
لرستان	۰/۸۱	۱/۹۸	۷۱
ایلام	۰/۸۱	۱/۶۷	۶۸
زنجان	۰/۵۴	۱/۵۷	۴۰
چهارمحال بختیاری	۰/۸	۱/۵	۸۷
کهکیلویه بویراحمد	۰/۳۲	۱/۱۲	۸۶
سمنان	۰/۳۹	۱/۹۵	۶۸
بوشهر	۰/۴۵۳	۲/۱۵	۷۸
یزد	۰/۸۲	۱/۷۲	۶۵
تهران	۰/۰۷	۲/۷۴	۷۹

میانگین: ۰/۳۸

انحراف استاندارد: ۰/۲۵

۳-۱. بررسی همگرایی در GDP واقعی سرانه بین استانی

به منظور آزمون فرضیه وجود همگرایی بین استانها طی دوره مورد بررسی، می‌توان از رابطه ذیل استفاده نمود:

$$(1-t)\ \log\ (y_{it}/y_{it-T}) = a - [(1-e^{-\beta T})\ t\ ]\ [\log\ (y_{it} - T) + u_{it}\ ,\ t-T]$$

در معادله فوق t-T,t میانگین مقادیر خطا (u_i) در فاصله زمان (t) می‌باشد و t-T فاصله زمانی در هر دوره انتخابی را نشان می‌دهد. معادله بالا را می‌توان به صورت غیرخطی ذیل نشان داد.

$$y_{it} = e^{at}\ .\ (y_i^{t-T})\ e^{-\beta T}\ eu_{it\ ,t-T}$$
$$y_{it} = c1\ .\ (y_i^{t-T})^{c2}\ eu_{it,-t-T}$$
$$c_1 = e^{at}\ ,\ c_2 = e^{-\beta T}$$

طبق جدول (۱) که برآورد سرعت همگرایی بین استانی را نشان می‌دهد، همگرایی در GDP سرانه با سرعت ۰/۰۱۵۷ انجام می‌شود. همانطور که در پیش گفته شد، اگر β دارای مقدار منفی نزدیک به صفر باشد، وجود همگرایی در این دوره بین ۲۴ استان رد می‌شود، و اگر مثبت و معنی‌دار باشد، فرضیه همگرایی تأیید می‌شود. هر چه β بزرگتر باشد، همگرایی بیشتر است. در این صورت، می‌توان وجود همگرایی بین استانها را در ایران تأیید کرد. به عبارت دیگر، می‌توان گفت که هر ساله ۱/۵۷ درصد از شکاف بین درآمد واقعی سرانه و درآمد سرانه حال کاسته می‌شود لذا می‌توان گفت که حدود ۶۴ سال طول می‌کشد تا شکاف مذکور حذف گردد.

۳-۲. همگرایی (پراکندگی GDP واقعی سرانه)

برای محاسبه همگرایی از رابطه زیر استفاده می‌شود و انحراف استاندارد GDP واقعی سرانه برای ۲۴ استان محاسبه می‌گردد.

$$\partial_t^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} [\log\ y_{it}) - \mu_t]^2$$

کاهش پراکندگی در طی زمان، نشان دهنده همگرایی بین استانها در درآمد سرانه می‌باشد.

جدول ۲ـ پراکندگی GDP واقعی سرانه در استانهای ایران

سال	δ_x	V
۶۷	۰/۰۱۲	۰/۱۱
۶۸	۰/۰۰۹	۰/۱
۶۹	۰/۰۱	۰/۱
۷۰	۰/۰۱۱	۰/۱
۷۱	۰/۰۱۲	۰/۱۱
۷۲	۰/۰۵۵	۰/۲۳
۷۳	۰/۰۵۹	۰/۲۴
۷۴	۰/۰۵۹۱	۰/۲۴۳

جدول (۲) نشان می‌دهد که پراکندگی تا سال ۷۰ روند نزولی و از سال ۷۲ به بعد روند صعودی به خود گرفته است. علت افزایش پراکندگی را می‌توان کاهش رشد GDP واقعی سرانه از سال ۷۲ به بعد دانست. از آنجاکه تعداد مشاهدات برای تفکیک دوره‌ها به دو دوره رشد سریع و رشد کند، کافی نبود، با استناد به تحقیقات انجام شده در مورد سایر کشورها (برای مثال هوگو، جو آن ورومن ۱۹۹۶) که همگرایی در دوره رشد بالا مورد تأیید قرار گرفته است، شاید بتوان علت افزایش پراکندگی را کاهش نرخ رشد GDP سرانه دانست.[۶]

جمع‌بندی و ملاحظات

این مقاله با استفاده از الگوی رشد سولو و سوان به بررسی همگرایی تولید ناخالص داخلی (GDP) استانهای کشور می‌پردازد. سه نوع همگرایی مورد بررسی قرار گرفته است. در همگرایی نوع اول از آنجاکه برای تمامی استانها ضریب بین صفر و ۱ در نوسان است، می‌توان

۶. نرخ رشد GDP سرانه در سالهای ۶۸، ۶۹، ۷۰، ۷۱ به ترتیب عبارت از ۴/۵، ۱۱/۲، ۸/۶، ۸/۱ و در سالهای ۷۲، ۷۳، ۷۴ به ترتیب ۲/۱۵، ۰/۹، ۲/۸ بوده است.

نتیجه گرفت که در بلند مدت، GDP سرانه استانها به سطح GDP سرانه خود در حالت با ثبات با سرعت به دست آمده نزدیک می‌شوند و فرضیه اول این تحقیق یعنی همگرایی در درون تمامی استان‌ها مورد تأیید قرار می‌گیرد. ولی دامنه نوسانات سرعت همگرایی بسیار وسیع است.
برخی از استان‌ها از سرعت بسیار بالاتری نسبت به استان‌های دیگر برخوردارند. ۸ استان از ۱۴ استانی که GDP سرانه کمتر از میانگین GDP سرانه کشور را دارا می‌باشند، از سرعتی بالاتر از میانگین سرعت استانها برخوردارند.
به علاوه، استانهای یزد، سمنان و مرکزی که میانگین GDP سرانه آنها بالاتر از کل کشور است، از سرعت همگرایی بالایی برخوردار هستند. از میان مناطق با درآمد سرانه پایین، سیستان و بلوچستان، ایلام و لرستان از سرعت بالاتری برخوردارند. تفاوت در سرعت همگرایی نمایانگر تفاوت در الگوی رشد این مناطق می‌باشد، لذا بررسی الگوی رشد مناطق با سرعت همگرایی بالا باید در اولویت تحقیقات آتی قرار گیرد.
در همگرایی نوع β سرعت همگرایی بین استان‌های کشور ۰/۰۱۵۷ برآورد شده است. به عبارت دیگر هر سال ۱/۵۷ درصد از شکاف GDP سرانه استانی کاسته می‌شود. لذا همگرایی کامل ۶۴ سال طول خواهد کشید. از آنجاکه توسعه استانی بر توسعه ملی اثر مستقیم دارد، رشد متوازن مناطق باید در اولویت سیاست‌های اقتصادی دولت قرار گیرد. بدیهی است که سیاست‌های کلان کشور در مورد مکان‌یابی صنایع، توزیع مراکز مهم صنعتی، تجاری، اقتصادی و سیاسی در سطح کشور می‌تواند موجب شتاب بخشیدن به رشد مناطق محروم کشور گردد. چگونگی توزیع اعتبارات عمرانی دولت نیز بر توسعه مناطق اثر می‌گذارد. همچنین، توزیع خدمات آموزشی، بهداشتی و... می‌تواند عامل مهمی در رشد مناطق اقتصادی باشد که باید در اولویت تحقیقات آینده قرار گیرد. به علاوه، رشد کند برخی از استانها باید به عنوان شاخص اخطار برای رشد ملی محسوب شود که باید مورد توجه سیاستگذاران قرار گیرد.
دسترسی به آمارهای گسترده‌تر و قابل اعتمادتر در آینده از یک طرف و امکان آزمون مدلهای آماری که امکان رفع تورش آماری در زمانی که یک استان از یک وضعیت تعادل پایدار به یک وضعیت تعادل پایدار دیگر انتقال می‌یابد را فراهم می‌سازد[7] و از سوی دیگر، قابلیت اعتماد بودن نتایج به دست آمده را برای سیاستگذاری اقتصادی تأیید می‌کند.

7. Ben David (1994)

منابع

۱. اسلامی، سیف الله. *تعیین درجه توسعه یافتگی مناطق روستایی*، پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه شهید بهشتی، ۱۳۷۲

۲. فطرس، محمد حسن. *اثر هزینه‌های دولت بر شکاف درآمدی شهر - روستا*، مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه ۱۳۷۴.

۳. کمالی دهکردی، پروانه. *تجزیه و تحلیل دوگانگی منطقه‌ای در ایران، محاسبه درجه توسعه اقتصادی ۲۴ استان کشور*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی، ۱۳۷۲.

۴. مؤیدفر، رزیتا. *بررسی همگرایی در درآمد سرانه در بین ۱۲ کشور نفت‌خیز در حال توسعه*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا، ۱۳۷۷.

5. Barro, Robert and Xavier Salai - Martin, ***Convergence across States and Règions,*** Brookings Paper on Economic Activity, 1, April, 1991 , No 1, 107, 182.

6. Barro , Robert J. and Xavier Salai - Martin, ***Regionl Growth and Migration; A Japan - U.S. Comparison*** , Journal of the Japanese and International Economies, 6. Dec. 1992. PP. 312 - 346

7. Barro , Robert j. and Xavier. Salai - Martin, ***Economic Growth***, McGrawhill Inc.1995.

8. Barro - Robert , Salai Martn Xavier, ***Techological Diffusion, Convergence and Growth*** , Harvard University, Yale University, Discussion Paper oct. 1995.

9. Baumol, William, J. ***Productivity, Growth, Convergence and Welfare: What the Long Run Data Show***, AER, 1986, PP 1072 - 1085

10. Ben - David , Dan, ***Convergence Clubs and Diverging Economies,*** Center for Economic Research, Working Paper, No, 922, 1994

11. Button, Kenneth and Eric J. Pentecost, ***Testing for Convergence of the EU Regional Economies,*** Economic Inquiry, 33, oct. 1995. pp. 664 - 671.

12. Cashin, Paul , Loayza, Norman, ***Paradise, Lost Convergence and Migration in South Pacific*** , IMF. World Bank, Staff Papers. 42(3) , Sep. 1995, 605 - 41.

13. Carlino , Gerald, A. and Leonard Mills, ***Are U.S. Regional Incomes Converging ? A Time Series Analysis***, Journal Monetary Economics, 32 (2), Nov. 1993, PP 335 - 346.

14. Delong J, Bradford , Productivity, ***Growth and Welfare: Comment,*** AER, 78, 1988, 1991, 1992, 1138 - 1154.

15. Dowrick - Stew, and Duc the Nguyen, ***OECD: Comparative Economic Growth (1950 - 1985), Catchup and Convergence,*** AER, 79,5,1989,PP 1010-1030

16. Mao, Zhirong and Luis A Rivera - Batiz, ***Growth and Regional Convergence in Transition Regims.*** China , Mimeo, Barcelona, Juné, 1995.

17. Maddison, Productivity , ***Growth, Convergence and Welfare: What Long Run Data Show,*** 1986.

18. Ramon, R. Hugo and Riverta. Batiz, Luis, ***A Regional Growth in Mexico,*** 1970 - 1993 , IMF Working Paper, WP/96.92

19. Salai - Martin, Xavier, ***Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence***, Discussion Paper No. 1075, CEDR, 1995,

20. Shioj, Etsuro, ***Regional Growth in Japan,*** Economics Working Paper B8, Barcelona, oct. 1995.

21. Summers, Robert and Heston, Alan, ***Measuring Final Product Services for International Comparisons,*** University of Chicago Press, 1993, 493 - 516.

22. Zee . Hawell, H. ***Endogenous Time Prefrence and Endogenous Growth,*** International Economic Journal , 11(2), Summer, 97 - 120.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی