فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال دهم/ شماره ۳۵/ تابستان ۱۳۸۷/ صفحات ۵۱-۷۸

تفسیر مدل سری زمانی و شاخص‌های نابرابری از شکل‌گیری همگرایی در کشورهای گروه D-8

امید رنجبر*
دکتر زهرا (میلا) علمی**

تاریخ ارسال: ۸۶/۱۰/۴ تاریخ پذیرش: ۸۷/۲/۱۷

چکیده

در این پژوهش سعی کرده‌ایم در چارچوب مدل سولو-سوآن، فرضیه همگرایی تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی بین کشورهای گروه D-8 را آزمون کنیم. بدین منظور، از مدل‌های سری زمانی(آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته) و توزیعی(شاخص‌های نابرابری تایل و واریانس مقطعی)استفاده کرده‌ایم. نتایج مدل سری زمانی نشان می‌دهد که تنها کشورهای اندونزی، مالزی و ترکیه توانسته‌اند، به سمت آمریکا (به عنوان کشوری با GDP سرانه بالا) همگرا شوند، در حالی که کشورهای دیگر از آن واگرا شده‌اند. از سوی دیگر، نتایج آزمون همگرایی میان کشوری بین ایران و کشورهای دیگر گروه مورد مطالعه نشان می‌دهد، تنها بین ایران و دو کشور بنگلادش و نیجریه همگرایی ایجاد شده است؛ این در حالی است که بین ایران و دو همسایه و شریک تجاری دیرینه آن، پاکستان و ترکیه نوعی واگرایی تصادفی ایجاد شده است. این امر می‌تواند، حاکی از نقش بسیار ضعیف گروه‌هایی مانند اکو و حتی D-8 در ایجاد یکپارچگی منطقه‌ای بین این سه کشور باشد. نتایج محاسبه شاخص‌های پراکندگی، نشان‌دهنده افزایش نابرابری بین کشورهای گروه(به ویژه بعد از دهه ۱۹۹۰) است و این امر نشان‌دهنده افزایش ناهمگنی بین کشورهای این گروه و ناتوانی آن در ایجاد یکپارچگی بین کشورهای عضو می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: F41, F50,C22, C23.

واژگان کلیدی: فرضیه همگرایی، مدل رشد نئوکلاسیک سولو – سوان، مدل سری زمانی، مدل توزیعی، گروهD-8.

---

* کارشناس اقتصادی شرکت مهندسین مشاور مازندران طرح
e-mail: o_rangbar@yahoo.com

** استادیار گروه اقتصاد نظری دانشگاه مازندران
e-mail: z.elmi@umz.ac.ir

مقدمه

آیا پراکندگی درآمد بین کشورهای مختلف در طول زمان کاهش می‌یابد؟ آیا براساس یک گرایش طبیعی، کشورهایی با درآمد سرانه پایین‌تر نسبت به کشورهایی با درآمد سرانه بالاتر، سریع‌تر رشد می‌کنند؟ آیا رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد سرانه بالا، روند کندی دارد؟ آیا رشد در یک اقتصاد با درآمد بالا، باعث یک نرخ رشد بالاتر در یک اقتصاد با درآمد پایین می‌شود؟ آیا اثرات سرریز[1] بین‌المللی از رشد اقتصادی کشورهای غنی حاصل می‌شود؟ تمامی این پرسش‌ها، حول یکی از قدیمی‌ترین بحث‌های جدلی در اقتصاد، یعنی فرضیه همگرایی مطرح است. این فرضیه از سال‌های میانی دهۀ ۱۹۸۰ به بعد، به ویژه در سال‌های اخیر، توجه اقتصاددانان زیادی را به خود جلب کرده است. به طوری که این امر سبب شده تا ادبیات غنی در این زمینه مهیا شود.

فرضیه همگرایی توسط اقتصاددانان و در قالب نظریه‌های متفاوتی پیش‌بینی شده است. یکی از این نظریه‌ها، نظریه رشد نئوکلاسیک سولو– سوان[2] است. این نظریه در چارچوب فروض اساسی خود پیش‌بینی می‌کند، رشد اقتصادی در کشورهای عقب‌مانده از کشورهای پیشرفته پیشی خواهد گرفت؛ به طوری که به مرور زمان، نابرابری درآمد بین کشورهای مختلف محو می‌شود. به بیان دیگر، براساس این فرضیه، فقر باید به خودی خود ناپدید شود. این پیش‌بینی به فرضیه همگرایی مطلق معروف است.

گروه کشورهای D-8[3] یکی از گروه‌های تجاری فرامنطقه‌ای است که ایران عضو آن می‌باشد. کشورهای در حال توسعه که آمادگی ورود ناگهانی به عرصه تجارت جهانی را ندارند، یکپارچگی‌های منطقه‌ای (حتی فرامنطقه‌ای) می‌تواند راه مؤثری برای گشودن تدریجی درهای اقتصاد ملی و ادغام آنها در اقتصاد جهانی باشد. در چارچوب چنین تشکیلاتی، موانع تجاری و تعرفه‌ها درسطح گروه حذف‌شده و دسترسی به بازار بزرگتر فراهم می‌شود.

1.Spill-over effects

2.Solow – Swan

۳. گروه هشت کشور مسلمان درحال توسعه موسوم به D-8 شامل اندونزی، ایران، بنگلادش، پاکستان، ترکیه، مالزی، نیجریه و مصر است که در ژوئن ۱۹۹۷ در استانبول ترکیه رسمیت یافت. در اولین اعلامیه سران(بیانیه استانبول)، مهم‌ترین هدف این گروه، کمک به توسعه اقتصادی و اجتماعی این کشورها عنوان شده است.

در این که پیمان‌های تجاری- منطقه‌ای می‌توانند با خلق تجارت به رشد اقتصادی کمک نمایند، هیچ شکی نیست. اما در این که بتوانند، نابرابری درآمدی را بین کشورها کاهش دهند، نتایج یکسانی وجود ندارد. برخی از پژوهش‌های کاربردی نظیر اسلاتر[1](۱۹۹۷ و ۲۰۰۰) تجارت را باعث واگرایی درآمد سرانه دانسته‌اند. در مقابل، پژوهشگرانی مانند گیلز[2](۲۰۰۵) و بن دیوید[3](۱۹۹۴،۱۹۹۳ و ۲۰۰۰) تجارت آزاد را عامل همگرایی درآمد سرانه دانسته‌اند.

در این پژوهش، پس از مروری بر ادبیات موضوع و آزمون‌های فرضیه همگرایی در بخش‌های اول و دوم، به ارائه شواهد تجربی در زمینه همگرایی اقتصادی در بخش سوم می‌پردازیم. در بخش چهارم تمرکز خود را روی داده‌ها و روش اقتصادسنجی قرار داده، و در بخش پنجم به برآورد مدل‌های اقتصادسنجی پرداخته و در پایان، نتیجه‌گیری را ارائه خواهیم کرد.

۱. ریشه‌های تاریخی فرضیه همگرایی

در این قسمت، نظریه‌های رشد نئوکلاسیک سولو- سوان و پیش‌بینی فرضیه همگرایی آن و انتشار تکنولوژی را به طور خلاصه ارائه می‌کنیم.

۱-۱. مدل رشد نئوکلاسیک سولو– سوان[4] و پیش‌بینی فرضیه همگرایی

یکی از مدل‌های پیش‌بینی‌کننده فرضیه همگرایی، مدل رشد نئوکلاسیک سولو- سوان (۱۹۵۶) است. براساس این مدل، هر اقتصاد به سمت سطح یکنواختی روی می‌آورد که این سطح به وسیله پارامترهای کلان اقتصادی مانند نرخ تنزیل اجتماعی، نرخ استهلاک، سهم سرمایه در تولید و نرخ رشد جمعیت تعیین می‌شود. اگر این عوامل تعیین‌کننده بین اقتصادهای متفاوت، یکسان باشند، در این صورت تمامی کشورها دارای مسیر رشد متوازن مشترک خواهند بود که در متون اقتصادی به آن فرضیه همگرایی مطلق[5] می‌گویند. مدل رشد نئوکلاسیک سولو- سوان چنین فرایند همگرایی را پیش‌بینی می‌کند. این مدل در چارچوب فروض اساسی خود یعنی الف) مشابه‌بودن نرخ‌های پس‌انداز، رشد جمعیت و استهلاک (که هر سه به صورت برونزا و ثابت هستند) بین کشورها، ب) داشتن فرصت‌های تکنولوژیکی یکسان (دارا بودن یک تابع تولید بین‌المللی مشترک)، پیش‌بینی می‌کند، چون برخورداری اولیه کشورها از عوامل تولید (سرمایه سرانه) متفاوت است، به همین دلیل، در نقاط متفاوتی نسبت به سطح یکنواخت

1.Slaughter
2.Giles
3.Danny Ben David
4.Solow; Swan (1956)
5.Absolute Convergence

مشترک خود قرار دارند. حال، براساس فرض بازدهی کاهنده برای سرمایه فیزیکی، این مدل پیش‌بینی می‌کند، چون انباشت سرمایه در کشورهای غنی بیشتر از کشورهای فقیر است، بنابراین، بازدهی نهایی سرمایه در کشورهای غنی کمتر از کشورهای فقیر خواهد بود. این امر، باعث حرکت سرمایه از کشورهای غنی به سمت کشورهای فقیر و افزایش انباشت آن در کشورهای فقیر می‌شود و از این رو، یک همگرایی در سرمایه سرانه ایجاد خواهد شد. چون دراین مدل، درآمد سرانه تابعی از سرمایه سرانه است، پس همگرایی در سرمایه سرانه منجر به همگرایی در درآمد سرانه خواهد شد.

اما بارو و سالا- ای- مارتین[1] (۱۹۹۰) وضعیت دیگری را مطرح کردند که در آن، براساس مدل سولو- سوان، دو فرض اصلی یعنی تابع تولید بین‌المللی مشترک و بازدهی کاهنده برای سرمایه فیزیکی برقرار است، اما عوامل تعیین‌کننده سطح یکنواخت درآمد مانند نرخ پس‌انداز، نرخ رشد جمعیت و نرخ استهلاک بین اقتصادها یکسان و مشابه نیستند. آنها بیان کرده‌اند، اگر چه در این حالت نیز پدیده همگرایی وجود خواهد داشت، اما چندین سطح یکنواخت خواهیم داشت. به بیان دیگر، هر کشور به سمت مسیر رشد متوازن خودش همگرا خواهد شد. آنها این وضعیت را همگرایی شرطی[2] نامیده‌اند.

در حالت همگرایی شرطی، اگر اقتصادها در مسیر رشد متوازن خود قرار گیرند، به دلیل وجود اختلاف در سطح یکنواخت آنها، نابرابری در درآمد سرانه همچنان وجود خواهد داشت. این نابرابری تنها با انتقال این سطح محو خواهد شد.

حالت دیگر این است که عوامل تعیین‌کننده سطوح یکنواخت درآمد سرانه بین کشورهای غنی مشابه و بین کشورهای فقیر مشابه یکدیگر است. در این حالت، دو سطح یکنواخت خواهیم داشت: سطح یکنواخت درآمد سرانه کشورهای فقیر و سطح یکنواخت درآمد سرانه کشورهای غنی. بدیهی است که سطح یکنواخت درآمد سرانه کشورهای فقیر پایین‌تر از کشورهای غنی خواهد بود. براساس پژوهش‌های انجام‌شده، زمانی کشورهای فقیر می‌توانند، این شکاف درآمدی را پر نمایند که در زیرساخت‌های اساسی خود نظیر فرهنگ، باورهای اجتماعی، امنیت اجتماعی و جز اینها[3] تغییرات بنیادی انجام دهند. به این حالت، در متون اقتصادی، همگرایی باشگاهی[4] می‌گویند.[5]

در مدل‌های رشد درونزا، با در نظرگرفتن بازدهی غیرکاهنده برای سرمایه فیزیکی فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس کنار گذاشته می‌شود. از این رو، هر اقتصاد بدون هیچ مانعی می‌تواند رشد کند و

1..Barro and Sala-I-Martin

2.Conditional Convergence

۳. در مورد زیرساخت‌های اساسی اقتصادی به کتاب اقتصاد کلان پیشرفته نوشته دیوید رومر (۲۰۰۱، فصل سوم) مراجعه کنید.

4.Club Convergence

۵. برای اطلاع بیشتر از مدل رشد نئوکلاسیک و فرضیه همگرایی می‌توانید به بارو و مارتین(۲۰۰۴) و یا راسخ(۱۹۹۸) مراجعه کنید.

بنابراین وقوع فرضیه همگرایی مطلق در این مدل‌ها رد می‌شود. اما باید گفت این مدل‌ها، وقوع فرضیه همگرایی شرطی را به دلیل در نظرگرفتن اثرات سرریز تکنولوژی برای اقتصادهای عقب‌مانده رد نمی‌کنند.

برای بسط ریاضی فرضیه همگرایی از مدل رشد سولو تعمیم‌یافته منکیو- رومر- ویل[1] (۱۹۹۲) استفاده کرده‌ایم، که در ضمیمه ۱ آمده است.

۱-۲. انتشار تکنولوژی[2]

آبرامـوتیز (۱۹۸۶، ص ۳۸۶) بـا کمـک اطلاعـات مدیـسون[3] نـشان داد کـه در فرآینـد صـنعتی‌شـدن، عقب‌ماندگی تکنولوژیکی یک کشور، مزیتی برای آن کشور خواهـد بـود. او برخـورداری از قابلیـت‌هـای اجتماعی[4] را شرط لازم برای ارتقای[5] کشورهای عقب‌مانده می‌داند. قابلیت‌هـای اجتمـاعی بـه مـواردی مانند توانمندی‌های کشور برای ایجاد کارخانه‌ها و صنایع، نیروهای مدیریتی کارا و تکنـسین‌هـای فنـی ماهر، مؤسسات جانبی مانند بانک‌ها، شرکت‌های بیمه، دستگاه‌های قضایی بی‌طرف و کارآمد و جز اینها و همچنین، ویژگی‌های فرهنگی مانند گرایش به سمت کار و پـس انـداز و مـوارد دیگـر اشـاره دارد. او معتقد است بدون قابلیت اجتماعی، عقب‌ماندگی تکنولوژیکی سودمند نخواهد بود.

بامول[6] (۱۹۸۶) با کمک اطلاعات مدیسون تحلیلی از رشـد بلندمـدت و همگرایـی بـین ۱۶ کـشور پیشرفته صنعتی انجام داده است. پس از مشخص‌شدن وجود همگرایی بین کشورها، او پیشنهاد می‌کند که تکنولوژی مانند یک کالای عمومی است و انتشار آن منجربه ارتقای کـشورها و همگرایـی بـین آنهـا می‌شود. او این فرآیند را چنین توضیح می‌دهد: "زمانی کشورها می‌توانند، سهم خود را در بـازار جهـانی حفظ کنند که بتوانند همواره کالاهای جدید به این بازار صادر نموده و پا به پـای رقبـای خـود حرکـت کنند. در این بین، کشورهای کمتر توسعه‌یافته به دلیل ضعف تکنولوژیکی خود باید همواره سعی کننـد که بیـشتر بیاموزنـد و تکنولـوژی‌هـای جدیـدی بـه کـشور وارد کننـد. آنهـا زمـانی در تقلیـد و تولیـد تکنولوژی‌های جدید موفق هستند که از قابلیت‌های اجتماعی بالایی برخوردار باشند. او معتقـد اسـت، رشد اقتصادی کشورهای توسعه‌یافته اثرات سرریز برای کشورهایی دارد که دارای قابلیت اجتماعی برای به کارگیری تکنولوژی‌های جدید هستند."

1.Mankiw-Romer-Weil (MRW)
2.Diffusion of Technology
3.Maddison
4.Social Capability
5.Catch-up
6.Baumol

۲. آزمون های فرضیه همگرایی

به‌طور کلی، برای آزمون فرضیه همگرایی از سه نوع مدل استفاده می‌شود: الف) مدل مقطعی، ب) رویکرد توزیعی و ج) مدل سری‌های زمانی.

الف) مدل مقطعی

مدل مقطعی آزمون فرضیه همگرایی، با عنوان‌های مدل همگرایی مطلق β و مدل همگرایی شرطی β معروف هستند. تصریح عمومی مدل مقطعی به صورت زیر است:

$$Gy_i = \alpha + \beta Ln\ y_{i,\circ} + \phi\ z_i + \varepsilon_i \qquad (۱)$$

در رابطه ۱، Gy_i متوسط نرخ رشد در دوره مورد نظر، به صورت زیر تعریف می‌شود:

$Gy_i = Lny_{i,T} - Lny_{i,\circ}$، که درآن، $Lny_{i,\circ}$ لگاریتم درآمد سرانه در ابتدای دوره و $Lny_{i,T}$ لگاریتم درآمد سرانه در پایان دوره مورد بررسی است. Z بردار متغیرهای کنترل، عموماً شامل متغیرهایی است که روی سطح یکنواخت درآمد سرانه تأثیرگذار هستند.[۱] ε_i جمله خطای تصادفی، i نمایانگر مقطع و α نیز عرض از مبدأ مدل است.

اگر مدل ۱ بدون لحاظ متغیرهای شرطی (کنترل) برآورده شود و ضریب β برآوردشده بین صفر و منفی یک $(\circ > \beta > -۱)$ شود، در این صورت، فرضیه همگرایی مطلق β تأیید خواهد شد؛ اما اگر متغیرهای شرطی را وارد مدل کنیم و ضریب β برآوردشده بین صفر و منفی یک برآورد شود، در این صورت فرضیه همگرایی شرطی β تأیید خواهد شد.

یکی از ضعف‌های مدل همگرایی β این است که در آن، فرضیه صفر حاکی از آن است که هیچ یک از کشورهای موجود در نمونه همگرا نیستند، در حالی که فرضیه مقابل نشان می‌دهد که کل نمونه همگرا خواهند شد. دورلاف و برنارد[۲] (۱۹۹۶) در مقاله‌ای با عنوان "تفسیر آزمون‌های فرضیه همگرایی" اثبات می‌کنند که در مدل همگرایی مطلق β، ضریب بتای برآوردشده میانگین وزنی از نسبت انحرافات نرخ‌های رشد کشورها از میانگین، به انحرافات درآمد سرانه اولیه از میانگین است. بنابراین، در وضعیتی که تنها تعدادی از اقتصادهای موجود در نمونه (نه کل نمونه) همگرا می‌شوند، ممکن است، $\hat{\beta}$ برآوردشده بین صفر و منفی یک برازش شود، در حالی که کل نمونه همگرا نیست. از این رو، آنها مدل سری زمانی را پیشنهاد دادند.

---

۱. یک سری از این متغیرها عبارتند از: نرخ پس‌انداز، نرخ رشد جمعیت، متغیرهای ساختاری همانند تورم، درجه باز بودن تجاری، توسعه مالی.

2.Bernard & Durlauf(1996)

ب) رویکرد توزیعی یا مدل همگرایی سیگما (σ)

در مدل رویکرد توزیعی یا مدل همگرایی سیگما، واریانس - و یا انحراف معیار- مقطعی لگاریتم درآمد سرانه محاسبه می‌شود. اگر واریانس مقطعی یک روند کاهشی را در طول زمان از خود نشان دهد، در این صورت، مدل توزیعی حاکی از آن است که پراکندگی درآمد سرانه بین کشورها کاهش یافته است. بارو و سالا- ای- مارتین (۱۹۹۰) اثبات می‌کنند که مدل همگرایی β یک شرط لازم برای مدل همگرایی سیگما است، در حالی که شرط کافی نخواهد بود. کواه[1](۱۹۹۳) وضعیتی را مطرح می‌کند که در آن، وجود همگرایی β به تأیید می‌رسد، در حالی که واگرایی سیگما اتفاق افتاده است. او از این حالت با عنوان سفسطه گالتونی[2] نام می‌برد.

براساس نظر پارک (۱۹۹۷ و ص ۴۷)، یک شاخص نابرابری ایده‌آل و استاندارد باید سه ویژگی زیر را داشته باشد:

ب-۱) استقلال مقیاس: اگر درآمد هر یک از افراد موجود در نمونه به یک نسبت افزایش یابد، شاخص نباید تغییر پیدا کند.

ب-۲) استقلال اندازه جمعیت: اگر تعداد جمعیت در هر سطحی از درآمد به یک نسبت تغییر کند، در شاخص تغییری ایجاد نشود.

ب-۳) اصل پیگو- دالتون: براساس این اصل، اگر مقداری از درآمد یک فرد جامعه به فرد دیگری انتقال یابد، در صورتی که (به ترتیب) تفاوت درآمد بین دو فرد درگیر انتقال افزایش یا کاهش پیدا کند و یا بدون تغییر بماند، شاخص نابرابری نیز باید افزایش یا کاهش پیدا کرده و یا بدون تغییر بماند.

در مطالعات تجربی همگرایی اقتصادی به روش نابرابری درآمد (که در سال‌های اخیر توجه اقتصاددانان زیادی را به خود جلب کرده است) به غیر از واریانس مقطعی، از شاخص‌های دیگری نیز استفاده می‌شود. یکی از این آنها شاخص نابرابری تایل (۱۹۶۷)[3] است. این شاخص هر سه شرط بالا را برآورده می‌سازد. این معیار شامل دو شاخص نابرابری است که هر دو آنها، ویژگی‌های ایده‌آل و استاندارد یادشده در بالا را دربر دارند. این شاخص‌ها از شاخص نابرابری شانون[4] - که معیار بی‌نظمی در تئوری اطلاع است- مشتق شده است.

شاخص اول بی‌نظمی تایل به صورت زیر است:

1.Quah (1993)
2.Galton fallacy
3.Theil (1967)
4.Shannon

$$T = \sum_{i=1}^{n} y_i \; Ln \; (\frac{y_i}{p_i})$$

که در آن، y_i سهم کشور i از کل درآمد کشورهای موجود در نمونه و P_i سهم کشور i از کل جمعیت کشورهای موجود در نمونه است. حداقل ارزشی که این شاخص اختیار می‌کند، صفر (برای حالتی که برابری کامل درآمدی وجود دارد) و حداکثر مقدار آن $Ln(n)$ است (برای حالتی که کل درآمد در یک کشور وجود دارد).

شاخص دوم که به معیار دوم تایل- L - معروف است، به صورت زیر خواهد بود:

$$L = \sum_{i=1}^{n} p_i \; Ln \; (\frac{p_i}{y_i})$$

ارزش L نیز در دامنه صفر (حالتی برابری کامل وجود دارد) و $Ln(n)$ (حالتی که نابرابری کامل وجود دارد) تغییر می‌کند.

ج) مدل سری زمانی

به‌طور کلی، تحلیل‌های سری زمانی فرضیه همگرایی دو دسته هستند:

ج-۱) تحلیل‌هایی که بر سری زمانی محصول سرانه یک کشور متمرکزند، به تحلیل همگرایی درون کشوری[1] معروف هستند. برای آزمون فرضیه همگرایی درون کشوری، مدل زیر با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته برآورد می‌شود:

$$\Delta Lny_t = \mu + \beta T + \eta Lny_{t-1} + \sum_{s=1}^{k} C_s \Delta(Lny_{t-s}) + e_t \qquad (۲)$$

در مدل ۲، μ عرض از مبدأ، T روند زمانی و $\Delta \ln y_t = \ln y_t - \ln y_{t-1}$ است. جمله $\sum_{s=1}^{k} C_s \Delta(Lny_{i,t-s})$ برای رفع خودهمبستگی وارد مدل شده و k تعداد وقفه بهینه را نشان می‌دهد.

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

$H_0 : \beta = 0$ or $1 + \beta = 1$ (فرضیه صفر)

$H_1 : \beta < 0$ or $1 + \beta < 1$ (فرضیه مقابل)

عدم رد فرضیه صفر (یعنی: $(1 + \beta) = 1$ یا $\beta = 0$)، به مفهوم آن است که فرضیه عدم همگرایی (نبود ریشه واحد) را نمی‌توان رد کرد؛ اما اگر بتوان فرضیه صفر را به نفع فرضیه مقابل رد کرد، در این حالت ، فرضیه همگرایی درون کشوری را نمی‌توان رد کرد.

ج-۲) تحلیل‌هایی هستند که همگرایی سری زمانی محصول سرانه یک کشور را به سمت کشور رهبر

1.Within Country

بررسی می‌کنند که به همگرایی میان کشوری[1] معروف هستند.[2]

برنارد و دورلاف (۱۹۹۶، ص ۱۶۵) فرضیه همگرایی میان کشوری را براساس آزمون سری زمانی بدین صورت تعریف کرده‌اند: کشورهای j و i همگرا می‌شوند، اگر پیش‌بینی بلندمدت از (لگاریتم) محصول سرانه برای هر دو کشور در یک زمان مشخص برابر شود، یعنی:

$$\lim_{k\to\infty} E(y_{i,t+k} - y_{j,t+k} / I_t) = 0 \qquad (۳)$$

در رابطه (۳)، $y_{i,t+k}$ لگاریتم درآمد سرانه کشور i ام در زمان t+k و $y_{j,t+k}$ لگاریتم درآمد سرانه کشور j ام (کشور مبنا یا رهبر) در زمان t+k است. I_t مجموعه اطلاعات موجود در زمان t می‌باشد. براساس این آزمون، زمانی دو کشور I و J همگرا خواهند شد که سری زمانی اختلاف بین لگاریتم محصول سرانه آنها دارای ریشه واحد نباشد. به بیان دیگر، اختلاف بین (لگاریتم) محصول سرانه دو کشور باید فرایند پایا از مرتبه صفر[3] باشد.

برای آزمون فرضیه همگرایی میان کشوری با استفاده آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته مدل زیر برآورد می‌شود:

$$\Delta RI_t = \mu + \beta T + \eta RI_{t-1} + \sum_{s=1}^{k} Cs\, \Delta RI_{t-s} + e_t \qquad (۴)$$

در رابطه ۴، $RI_t = Ln(y_{i,t}) - Ln(y_{j,t})$ اختلاف بین لگاریتم محصول سرانه دو کشور، μ عرض از مبدأ، T روند زمانی است و $\sum_{s=1}^{k} Cs\ \Delta RI_{t-s}$ برای رفع خودهمبستگی وارد مدل می‌شود. J کشور رهبر است و همگرایی به سمت آن بررسی می‌شود.

رابطه ۴، به سه شکل قابل برآورد است: الف) بدون عرض از مبدأ (μ) و بدون روند زمانی(T)، ب) با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی و ج) با عرض از مبدأ و با روند زمانی.

اگر مدل دیکی- فولر تعمیم‌یافته بدون عرض از مبدأ و روند زمانی $(\mu = \beta = 0)$ برآورد شود، در این حالت ما فرضیه همگرایی مطلق را آزمون کرده‌ایم.

زمانی که مدل دیکی- فولر تعمیم‌یافته تنها با عرض از مبدأ $(\beta = 0 \ ; \ \mu \neq 0)$ و بدون روند زمانی برآورد می‌شود، مدل همگرایی شرطی یا همگرایی معین[4] آزمون شده است. در این وضعیت، وقتی

1.Cross Country

۲. برای مطالعه بیشتر آزمون همگرایی، به مقاله اسلام(۲۰۰۳) مراجعه نمایید.

3.Stationary I(0)

4.Deterministic Convergence

GDP سرانه دو کشور به سطوح یکنواخت شان می‌رسند، باز هم یک اختلاف دائمی بین آنها موجود است.

حالت سوم که با عنوان فرآیند ارتقا[1] مطرح می‌شود، زمانی است که ما مدل دیکی- فولر تعمیم‌یافته را برای حالت با عرض از مبدأ و با روند زمانی $(\mu \neq 0 \ , \ \beta \neq 0)$ برازش می‌کنیم. در این حالت، سری زمانی اختلاف درآمد سرانه دارای یک روند پایا است. به بیان دیگر، در این وضعیت یک اختلاف دائمی در محصول سرانه دو کشور وجود دارد. به فرآیند ارتقای درآمد سرانه، همگرایی تصادفی[2] نیز می‌گویند. لازم به ذکر است که شرط لازم برای همگرایی در فرایند ارتقا، پایا بودن سری زمانی اختلاف محصول سرانه دو کشور (در هر یک از سه حالت گفته شده) است. بعد از برقراری شرط لازم، باید مدل زیر را برای آزمون شرط کافی برازش نماییم:

$$RI_t = \mu_1 + \beta_1 T + u_t \qquad (۵)$$

در رابطه۵، $RI_t = Ln(y_{it}) - Ln(y_{jt})$ و μ_1 عرض از مبدأ، T روند زمانی و u_t جملهٔ اختلال تصادفی است. با توجه به این رابطه، اگر در لحظه شروع لگاریتم درآمد سرانه اقتصاد i ام کوچکتر از اقتصاد j ام باشد، در این صورت، باید μ_1 منفی و β_1 مثبت باشد تا شرط کافی همگرایی برقرار شود. اما اگر درآمد سرانه اقتصاد i ام بزرگتر از اقتصاد j ام است، باید μ_1 مثبت و β_1 منفی باشد تا شرط کافی همگرایی صادق شود. با برقراری هردو شرط لازم و کافی، همگرایی بین درآمد سرانه اقتصاد i ام و j ام را می‌توان پذیرفت.

در ادبیات همگرایی به حالت اول (بدون عرض از مبدأ و بدون روند زمانی) همگرایی قوی و به حالت‌های دوم و سوم، همگرایی ضعیف می‌گویند. اگر سری زمانی اختلاف بین درآمد سرانه دو کشور دارای ریشه واحد باشد، در این حالت واگرایی تصادفی اتفاق افتاده است.

۳. مروری بر پژوهش‌های انجام‌شده

۳-۱. برخی از پژوهش‌های انجام‌شده در داخل کشور

از جمله پژوهش‌هایی که درداخل کشور در زمینه همگرایی اقتصادی انجام شده است، می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

آذربایجانی(۱۳۸۳)، همگرایی اقتصادی کشورهای حوزه دریای خزر و جمهوری قفقاز را براساس مدل همگرایی بتا شرطی بررسی‌کرده و سرعت همگرایی شرطی را ۰/۷۷ به دست آورده است.

1.Catching- up process
2.Stochastic convergence

رحمانی و همکاران(۱۳۸۳) به بررسی نقش سیاست‌های دولت در همگرایی منطقه‌ای بین استان‌های ایران با به‌کارگیری روند سپرده‌های دیداری برای دوره ۱۳۶۹-۱۳۷۹ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش آنان، نشان می‌دهند که با وجود واگرایی سیگما در روند سپرده‌های دیداری، وجود همگرایی مطلق و شرطی بتا را نمی‌توان رد کرد.

فروغی پور(۱۳۸۵) در مقاله خود با عنوان"بررسی همگرایی سیگما و بتا (مطلق) در بین کشورهای عضو اوپک" همگرایی اقتصادی یازده کشور عضو این سازمان را، برای دوره ۱۹۷۰-۲۰۰۴ بررسی کرده است. براساس نتایج این پژوهش، همگرایی مطلق بتا و همگرایی سیگما در بین کشورهای مورد بررسی به تأیید رسیده است.

۳-۲. برخی از پژوهش‌های انجام‌شده در خارج کشور

برخی از پژوهش‌هایی که در زمینه همگرایی اقتصادی درخارج از کشور انجام شده است، به طور خلاصه به آن اشاره می‌شود:

استرازیمسیچ[1] و همکاران (۲۰۰۴) فرایند همگرایی تصادفی یا فرایند ارتقا در GDP سرانه ۱۵ کشور عضو OECD برای دوره ۱۸۷۰-۱۹۹۴ را بررسی کرده‌اند. براساس یافته‌های این پژوهش، فرآیند همگرایی تصادفی بین یازده مورد از ۱۵ کشور به تأیید رسیده است.

بارو(۱۹۹۱) همگرایی اقتصادی را بین ۱۱۸ کشور، در دوره ۱۹۶۰-۱۹۸۵ بررسی کرده است. در این مطالعه، نرخ‌های رشد بزرگتر مربوط به مناطق با درآمد بالاتر بوده است. بنابراین، فرضیه همگرایی مطلق کشورهای مورد بررسی رد شده است. همچنین **بارو** در سال ۱۹۹۷ همگرایی درآمد سرانه ۱۱۴ کشور جهان را بررسی می‌کند. در این مطالعه، با توجه به اختلافات ساختاری میان کشورها، فرضیه همگرایی مطلق رد و ضریب همگرایی شرطی ۲/۵ درصد برآورد شد.

در سال ۱۹۹۱، **بارو و سالا-ای-مارتین**، فرضیه همگرایی درآمد سرانه ۴۸ ایالت آمریکا را برای دوره ۱۸۸۵-۱۹۹۰ بررسی و ضریب همگرایی را ۲ درصد در سال برآورد کردند.

پارک[2] (۱۹۹۷) با استفاده از شاخص نابرابری تایل، همگرایی درآمد جهانی را برای دوره ۱۹۶۰ – ۱۹۹۰ بررسی‌کرده است. براساس یافته‌های او، اگر چه نابرابری درآمد جهانی در دوره ۱۹۶۰ – ۱۹۷۰ افزایش پیدا کرده است، ولی در دوره ۱۹۷۰ – ۱۹۹۰ روند کاهشی داشته است. او معتقد است که رشد سریع کشورهای شرق آسیا در دوره ۱۹۷۰-۱۹۹۰، رشد منفی کشورهای آفریقایی

1.Strazicich (2004)
2.Park

را جبران کرده است. به همین دلیل، شکاف درآمدی بین کشورهای جهان طی دوره مورد نظر کاهش یافته است.

همچنین او در پژوهش دیگری در سال۲۰۰۳، همگرایی درآمد سرانه در منطقه آسیا – پاسفیک را در دوره ۱۹۶۰– ۲۰۰۰ بررسی کرده است. او در این پژوهش نیز، از شاخص نابرابری تایل برای آزمون فرضیه همگرایی استفاده کرده است. براساس یافته‌های او، اگر چه در طول دوره ۱۹۶۰ – ۲۰۰۰ نابرابری درآمد بین کشورهای منطقه کاهش پیدا نکرده است، اما در اواسط دوره ۱۹۷۰ به بعد، شاخص تایل روند کاهشی از خود نشان داده است. او در ادامه، کشورهای منطقه آسیا - پاسفیک را به دو گروه اقتصادهای باز و بسته تقسیم کرد؛ سپس، شاخص تایل را برای هر گروه محاسبه کرد. براساس یافته‌های این پژوهش، همگرایی اقتصادی در هر دو گروه از کشورها، در دوره ۱۹۷۲– ۱۹۹۶ اتفاق افتاده است. اما به دلیل وقوع بحران مالی شرق آسیا در سال ۱۹۹۷، نابرابری درآمد در دوره ۱۹۹۷ – ۲۰۰۰ افزایش پیدا کرده است.

چادهوری (۲۰۰۵)[1] همگرایی در درآمد سرانه ۹ کشور آسه آن[2] را برای دوره ۱۹۶۰-۲۰۰۱ بررسی کرده است. یافته‌های او حاکی از آن است که وجود همگرایی مطلق و شرطی بتا و همگرایی سیگما را نمی‌توان در بین این کشورها پذیرفت. او معتقد است نیروهای رشد بلندمدت در کشورهای آسه آن وجود ندارد. او همچنین، نبود همگرایی در بین این کشورها را دلیلی بر تأیید مدل‌های رشد درونزا دانسته است.

دوریک و نگوین(۱۹۸۹)[3] فرضیه همگرایی را در کشورهای عضوOECD بررسی کرده و نشان دادند که درآمد سرانه این گروه از کشورها، در دوره بعد از جنگ دوم، به طور معناداری همگرا شده است.

دوهرست و ماتیس گایتان (۱۹۹۵)[4] فرضیه همگرایی درآمد سرانه ۶۳ منطقه اروپایی را برای دوره ۱۹۸۱- ۱۹۹۱ بررسی کردند. در مطالعه آنان، سرعت همگرایی شرطی یک درصد در سال برآورد شد.

کلومب و لی (۱۹۹۵) [5] فرضیه همگرایی در درآمد قابل تصرف را بین کشورهای عضو OECD برای دوره ۱۹۶۱-۱۹۹۱ بررسی کردند. آنها سرعت همگرایی درآمد قابل تصرف را ۲/۸۹ درصد در سال برآورد کردند.

1.Chawdhury(2005)
2.ASEAN
3.Dowrick & Ngyen(1989)
4.Dewhurst & mvtis- Gaitan (1995)
5.Coulmob & Lee(1995)

کونادو[1] و همکاران (۲۰۰۶) با کمک مدل سری زمانی، همگرایی درآمد سرانه کشورهای افریقایی را به سمت میانگین مقطعی و همچنین کشور امریکا آزمون کرده‌اند. براساس یافته‌های این پژوهش، آنها نتوانسته‌اند، شواهدی از همگرایی مطلق به سمت امریکا و یا میانگین کشورهای افریقایی پیدا کنند. اگر چه، آنها شواهدی از همگرایی شرطی به سمت امریکا پیدا نکرده اند، اما به شواهدی از نوع همگرایی به سمت میانگین مقطعی برای کشورهای نامبیا، نیجریه، بنین، کنیا و روآندا دست پیدا کرده‌اند. آنها وقتی فرضیه فرآیند ارتقای GDP سرانه را بررسی کردند، تنها این فرآیند را برای کشور زیمباوه به سمت میانگین مقطعی مشاهده کرده‌اند. از سوی دیگر، شواهدی از فرایند واگرایی از میانگین GDP سرانه افریقا را برای کشورهای کونگو، نامبیا، و تانزانیا و همچنین واگرایی از GDP سرانه کشور امریکا را برای کشورهای مالی، سنگال، سومالی، و سودان به دست آورده‌اند.

کینگ[2] و همکاران (۱۹۹۹) همگرایی در تولید سرانه ۱۶ کشور عضو OECD را برای دوره ۱۹۰۰-۱۹۸۹ با کمک آزمون سری زمانی بررسی کرده‌اند. آنها شواهدی از فرایند همگرایی شرطی برای ۱۰ مورد از ۱۶ کشور مورد بررسی پیدا کرده‌اند. براساس آزمون سری زمانی مشخص شد که فرآیند ارتقا در GDP سرانه ۱۴ کشور از ۱۶ کشور موجود در نمونه ایجاد شده است.

گرسلی[3] و همکاران (۱۹۹۷) فرضیه همگرایی دوطرفه را بین کشورهای OECD با کمک آزمون‌های سری زمانی برای دوره ۱۹۵۰-۱۹۹۰ بررسی کرده‌اند. آنها شواهدی از همگرایی دوطرفه بین بلژیک و هلند، فرانسه و ایتالیا، استرالیا و انگلستان و سوئد و دانمارک پیدا کرده‌اند.

گیلز(۲۰۰۵)[4] در مقاله خود با عنوان "آیا بازبودن تجاری روی سرعت همگرایی محصول تأثیر می‌گذارد؟" رابطه بین درجه باز بودن تجاری و همگرایی اقتصادی ۸۸ کشور جهان را برای دوره ۱۹۶۵-۱۹۹۰ بررسی کرده است. نتایج پژوهش او نشان می‌دهد که یک رابطه مثبت بین درجه بازبودن تجاری و سرعت همگرایی محصول سرانه وجود دارد.

فریمان[5] و همکاران (۲۰۰۱) همگرایی بهره‌وری نیروی کار را در صنایع کارخانه‌ای کشورهای گروه OECD[6] بررسی کرده‌اند. آنها با کمک مدل همگرایی سیگما، انحراف معیار لگاریتم بهره‌وری سرانه را برای دوره ۱۹۵۰ تا ۱۹۹۸ محاسبه کرده‌اند. براساس یافته‌های آنان، انحراف معیار لگاریتم بهره‌وری سرانه در سال ۱۹۵۰ برابر ۰/۶ بود که به ۰/۲۲ در سال ۱۹۹۸ کاهش پیدا کرد. آنها در این مطالعه،

1.Cunado(2006)
2.Qing (1999)
3.Greasly and Oxley (1997)
4.Giles(2005)
5.Freeman (2001)
6.Organization for Economic Corporation and Development

همگرایی مطلق β را نیز آزمون کردند. براساس این آزمون، ضریب همگرایی مطلق β برای دوره ۱۹۵۰-۱۹۸۰، برابر ۰/۰۱۴ برآورد شده است.

هیجین و همکاران(۲۰۰۳)[1] همگرایی در درآمد سرانه بیش از ۳۰۰۰ استان امریکا را برای دوره ۱۹۷۰-۱۹۹۸ بررسی کرده‌اند. آنها، مدل همگرایی مطلق بتا را با کمک دو روش حداقل مربعات معمولی و حداقل مربعات سه مرحله‌ای برآورد کردند و با روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای، نرخ همگرایی را بین ۶ تا ۷ درصد و با روش حداقل مربعات معمولی، نرخ همگرایی را ۲ درصد در سال برآورد نمودند.

۴. معرفی داده‌ها

در این پژوهش، سعی کرده‌ایم تا همگرایی اقتصادی را بین کشورهای عضو گروه D-۸ بررسی کنیم. این گروه شامل کشورهای ایران، پاکستان، بنگلادش، مالزی، اندونزی، نیجریه، مصر، و ترکیه است.[2] دوره زمانی در آزمون مدل سری زمانی فرضیه همگرایی، سال‌های ۱۹۶۰-۲۰۰۳ است[3] و شاخص‌های نابرابری بین کشوری را برای دوره ۱۹۷۲-۲۰۰۳ محاسبه کرده‌ایم.

متغیرهایی که در این پژوهش از آنها استفاده کرده‌ایم، عبارتند از: GDP سرانه واقعی (به قیمت ثابت دلار ۱۹۹۶ امریکا)، GDP واقعی و کل جمعیت. آمار مربوط به این متغیرها از نسخه ۶/۱ جدول داده‌های آماری دانشگاه پنسیلوانیا[4] استخراج شده‌است. این جدول شامل متغیرهای اساسی اقتصادی مانند نرخ تورم، درجه بازبودن تجاری، هزینه های مصرفی دولت، مقادیر GDP اسمی، واقعی و جز اینها برای بیش از ۱۵۰ کشور دنیا است. لگاریتم درآمد سرانه کشورهای مورد بررسی در جدول ضمیمه ۱ و روند آن در نمودار ۱ ضمیمه آمده است. براساس جدول و نمودار یادشده، در دوره زمانی مورد بررسی، کشورهای مالزی، اندونزی، مصر، پاکستان، و ترکیه روند رو به رشدی را در GDP سرانه خود داشته اند. در این بین، کشور ایران اگرچه در سال‌های اولیه روند رو به رشدی را در GDP سرانه خود داشته است، اما به دلایل مختلف، از جمله جنگ ۸ ساله، نرخ رشد منفی را طی دهه‌های ۱۹۷۰، ۱۹۸۰، و ۱۹۹۰ تجربه کرده است. این عوامل موقعیت اولیه این کشور را نسبت به سایر کشورها تحت تأثیر قرار داده است.

1.Higgins(2003)

۲. چون در این پژوهش همگرایی کشورها را به سمت کشور ایالات متحده امریکا نیز بررسی می‌کنیم به همین دلیل اطلاعات این کشور را نیز تهیه کرده‌ایم. برای مروری بر نحوه شکل‌گیری و وضعیت اقتصادی کشورهای گروه D-۸ می‌توانید به مقاله ثاقب و همکاران(۱۳۸۵) و یا رحمانی (۱۳۸۴) مراجعه کنید.

۳. به علت نبود اطلاعات برای کشور بنگلادش، تحلیل سری زمانی این کشور در دوره ۱۹۷۰-۲۰۰۳ انجام می‌شود.

4.PENN WORLD TABLE(PWT)

۵. نتایج برآورد

به دلیل تعداد کم کشورهای این گروه، بررسی فرضیه همگرایی با کمک مدل مقطعی با مشکل کمبود درجات آزادی مواجه است. از این رو، سعی کرده‌ایم تا از مدل‌های سری زمانی و توزیعی برای آزمون فرضیه همگرایی استفاده نماییم.

برای آزمون مدل سری زمانی فرضیه همگرایی، از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته و برای بررسی آزمون مدل توزیعی، از شاخص‌های نابرابری تایل و واریانس مقطعی استفاده کرده‌ایم.

۵-۱. نتایج مدل سری زمانی

ابتدا، همگرایی درون کشوری برای هر یک از کشورهای عضو گروه D-8 را براساس مدل ۲ آزمون کرده که نتایج آن درجدول ۱ ارائه کرده‌ایم. براساس نتایج به دست آمده، همگرایی درون کشوری تنها در کشورهای مصر، اندونزی، و امریکا پذیرفته شده و در کشورهای دیگر این فرضیه رد شده است. براساس نتایج به‌دست آمده، بزرگترین ضریب همگرایی، متعلق به کشور اندونزی است که این نتیجه با توجه به درآمد سرانه اولیه این کشور که کمتر از دو کشور دیگر بوده است، مورد انتظار می‌باشد.

جدول -۱. نتایج آزمون همگرایی درون کشوری

کشور	دوره زمانی	آماره آزمون دیکی– فولر تعمیم‌یافته برای حالت با عرض از مبدأ و با روند زمانی	ضریب همگرایی
مصر	۱۹۶۰-۲۰۰۳	-۳/۲۵(***)	-۰/۴۰۶۶۱
اندونزی	۱۹۶۰-۲۰۰۳	-۴/۳۳(*)	-۰/۵۵
ایران	۱۹۶۰-۲۰۰۳	-۲/۱۰	-
مالزی	۱۹۶۰-۲۰۰۳	-۱/۵۸	-
نیجریه	۱۹۶۰-۲۰۰۳	-۲/۷۷	-
پاکستان	۱۹۶۰-۲۰۰۳	-۰/۶۱	-
ترکیه	۱۹۶۰-۲۰۰۳	-۲/۴۵	-
بنگلادش	۱۹۷۲-۲۰۰۳	-۰/۵۳	-
امریکا	۱۹۶۰-۲۰۰۳	-۴/۱۴(*)	-۰/۳۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

(*) معناداری در سطح ۱ درصد،(**) معناداری در سطح ۵ درصد و (***) معناداری در سطح ۱۰ درصد.

به منظور آزمون همگرایی میان کشوری بین ایران و اعضای دیگر گروه D-8، ابتدا سری‌های زمانی اختلاف GDP سرانه واقعی کشورهای گروه D-8 را با ایران(به عنوان کشور رهبر) محاسبه کرده‌ایم و مدل ۴ را برای سه حالت آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته برآورد کرده که نتایج آزمون را در جدول ۲ ارائه کرده‌ایم.

جدول -۲. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته برای سری‌های زمانی اختلاف GDP سرانه واقعی هریک از کشورهای گروه D-8 از ایران

وضعیت همگرایی	آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته			کشورها
	با عرض از مبدأ و روند زمانی	با عرض از مبدأ	بدون عرض از مبدأ و روند زمانی	
همگرایی مطلق و شرطی	-۲/۱۵	-۳/۱۲(**)	-۱/۷(***)	بنگلادش
وجود ریشه واحد	-۲/۸۱	-۰/۹	-۱/۰۵	مصر
وجود ریشه واحد	-۲/۴۰	-۰/۲۱	-۱/۱۰	اندونزی
وجود ریشه واحد	-۲/۱۰	-۰/۲۱	-۰/۴۴	مالزی
ارتقاء ضعیف و همگرایی شرطی	-۳/۴۸(***)	-۳/۳(**)	۰/۵۳	نیجریه
وجود ریشه واحد	-۱/۴۸	-۰/۸۳	-۰/۹۱	پاکستان
وجود ریشه واحد	-۲/۳۴	-۱/۲۴	-۰/۹۱	ترکیه

مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

(**) معناداری در سطح ۵ درصد و (***) معناداری در سطح ۱۰ درصد.

همان‌طور که نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته در جدول ۲ نشان می‌دهد، فرضیه وجود ریشه واحد را در حالت بدون عرض از مبدأ و بدون روند زمانی برای کشور بنگلادش نمی‌توان پذیرفت. از سوی دیگر، می‌توان این فرضیه را به نفع فرضیه پایایی در حالت وجود یک عرض از مبدأ و بدون روند زمانی، برای کشورهای بنگلادش و نیجریه رد کرد. همچنین، می‌توان در حالت وجود یک عرض از مبدأ و یک روند زمانی فرضیه وجود ریشه واحد برای کشور نیجریه را رد کرد. چون در شروع دوره، GDP سرانه واقعی تمامی کشورها کمتر از GDP سرانه واقعی ایران بوده است، انتظار داریم، وقتی برای بررسی شرط کافی، رابطه ۵ را برای کشور نیجریه برآورد می‌کنیم، μ منفی و β مثبت باشد.

پس از بررسی شرط کافی مشخص شد که فرضیه ارتقا به صورت ضعیف بین کشور نیجریه و ایران وجود دارد (به عبارت بهتر در برازش مدل ۵ برای این کشور، ضریب μ و β علامت موافق انتظار داشته‌اند در حالی که ضریب β از نظر آماری معنادار نبوده است).

در مرحلهٔ بعد، همگرایی *GDP* سرانه واقعی کشورهای گروه D-۸ به سمت کشور ایالات‌متحده امریکا را آزمون کرده‌ایم.[۱] مانند حالت قبل، مدل برای سه حالت آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته برآورد کرده که نتایج آن را در جدول ۳ ارائه کرده‌ایم.

جدول -۳. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته برای سری‌های زمانی اختلاف *GDP* سرانه واقعی هر یک از کشورهای گروه D-8 از امریکا

وضعیت همگرایی	آماره آزمون دیکی – فولر تعمیم‌یافته با عرض از مبدأ و روند زمانی	آماره آزمون دیکی – فولر تعمیم‌یافته با عرض از مبدأ	آماره آزمون دیکی– فولر تعمیم‌یافته بدون عرض از مبدأ و روند زمانی	کشور
وجود ریشه واحد	-۱/۶۶	-۲/۲۷	۰/۴۸	بنگلادش
وجود ریشه واحد	-۳/۱۲	۰/۲۳	-۰/۷۷	مصر
فرایند ارتقاء قوی	-۴/۴۱(*)	-۱/۳۷	-۱/۱۴	اندونزی
وجود ریشه واحد	-۱/۹۸	-۱/۴۸	۰/۱۸	ایران
همگرایی مطلق	-۲/۸۵	-۰/۳۳	-۲/۲۷(**)	مالزی
وجود ریشه واحد	-۳/۰۲	-۱/۷۳	۰/۸۱	نیجریه
وجود ریشه واحد	-۱/۳۷	-۱/۶۲	۰/۹	پاکستان
همگرایی شرطی	-۳/۰۳	-۲/۹۵(**)	۰/۲۲	ترکیه

مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

(*) معناداری در سطح ۱ درصد، (**) معناداری در سطح ۵ درصد

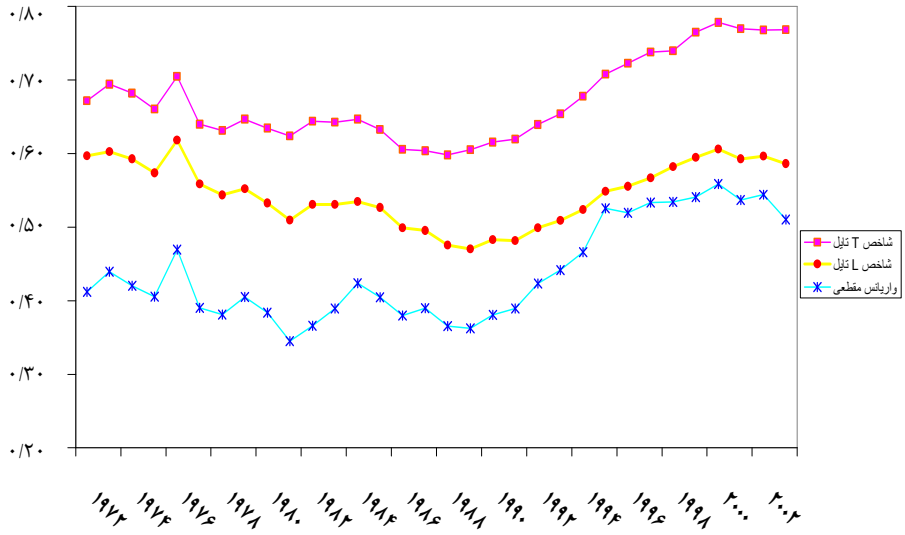
براساس نتایج جدول ۳، در آزمون ریشه واحد درحالت بدون عرض از مبدأ و بدون روند زمانی، تنها برای کشور مالزی می‌توان فرضیه وجود ریشه واحد را رد کرد. برای حالت با عرض مبدأ و بدون روند زمانی می‌توان این فرضیه را برای کشور ترکیه رد کرد. در حالت با عرض از مبدأ و روند زمانی می‌توان این فرضیه را برای کشور اندونزی رد کرد. بررسی شرط کافی برای این کشور نشان می‌دهد که فرآیند ارتقا به صورت قوی بین اندونزی و امریکا در حال شکل‌گیری است.

۱. در بیشتر مقالات همگرایی، کشور امریکا را به عنوان کشور رهبر انتخاب کرده‌اند، مثل گیلز (۲۰۰۵)، کونادو(۲۰۰۶) و داتا (۲۰۰۳). داتا (۲۰۰۳) بیان می‌کند، براساس نمودارهای برابری قدرت خرید (PPP) (ارائه‌شده توسط هستون و سامرز)، نمودارهای درآمد سرانه امریکا بالاتر از سایر کشورهای موجود در نمونه است. از این رو، انتخاب آن به عنوان کشور رهبر مناسب خواهد بود.

۵-۲. محاسبه شاخص‌های نابرابری

نتایج محاسبه شاخص‌های نابرابری تایل(شاخص‌های L و T) و واریانس مقطعی را در جدول ۴ و نمودار ۱ ارائه کرده‌ایم. براساس نتایج محاسبه این شاخص‌ها، تقریباً هر سه شاخص نابرابری، حاکی از افزایش نابرابری درآمد سرانه (به‌ویژه از دهه ۱۹۹۰ به بعد) بین کشورهای گروه D-8 است. روند تغییرات سه شاخص نابرابری نشان می‌دهد که نابرابری درآمد سرانه بین کشورهای این گروه، تقریباً تا اوایل دهه ۱۹۹۰ روند کاهشی داشته است؛ اما در طول این دهه، نابرابری درآمد سرانه بین کشورهای گروه افزایش یافته است. در نیمه اول دهه ۲۰۰۰ شاخص‌ها حاکی از همگونی بیشتر کشورهای گروه است.

نمودار -۱. شاخص‌های پراکندگی



جدول -۴. نتایج محاسبه شاخص‌های پراکندگی

واریانس مقطعی	تایلL شاخص	تایلL شاخص	سال
۰/۴۱	۰/۶۰	۰/۶۷	۱۹۷۲
۰/۴۴	۰/۶۰	۰/۶۹	۱۹۷۳
۰/۴۲	۰/۵۹	۰/۶۸	۱۹۷۴
۰/۴۱	۰/۵۷	۰/۶۶	۱۹۷۵
۰/۴۷	۰/۶۲	۰/۷۰	۱۹۷۶
۰/۳۹	۰/۵۶	۰/۶۴	۱۹۷۷
۰/۳۸	۰/۵۴	۰/۶۳	۱۹۷۸
۰/۴۰	۰/۵۵	۰/۶۵	۱۹۷۹
۰/۳۸	۰/۵۳	۰/۶۳	۱۹۸۰
۰/۳۴	۰/۵۱	۰/۶۲	۱۹۸۱
۰/۳۷	۰/۵۳	۰/۶۴	۱۹۸۲
۰/۳۹	۰/۵۳	۰/۶۴	۱۹۸۳
۰/۴۲	۰/۵۳	۰/۶۵	۱۹۸۴
۰/۴۰	۰/۵۳	۰/۶۳	۱۹۸۵
۰/۳۸	۰/۵۰	۰/۶۱	۱۹۸۶
۰/۳۹	۰/۵۰	۰/۶۰	۱۹۸۷
۰/۳۷	۰/۴۸	۰/۶۰	۱۹۸۸
۰/۳۶	۰/۴۷	۰/۶۱	۱۹۸۹
۰/۳۸	۰/۴۸	۰/۶۲	۱۹۹۰
۰/۳۹	۰/۴۸	۰/۶۲	۱۹۹۱
۰/۴۲	۰/۵۰	۰/۶۴	۱۹۹۲
۰/۴۴	۰/۵۱	۰/۶۵	۱۹۹۳
۰/۴۷	۰/۵۲	۰/۶۸	۱۹۹۴
۰/۵۳	۰/۵۵	۰/۷۱	۱۹۹۵
۰/۵۲	۰/۵۶	۰/۷۲	۱۹۹۶
۰/۵۳	۰/۵۷	۰/۷۴	۱۹۹۷
۰/۵۳	۰/۵۸	۰/۷۴	۱۹۹۸
۰/۵۴	۰/۵۹	۰/۷۶	۱۹۹۹
۰/۵۶	۰/۶۱	۰/۷۸	۲۰۰۰
۰/۵۴	۰/۵۹	۰/۷۷	۲۰۰۱
۰/۵۴	۰/۶۰	۰/۷۷	۲۰۰۲
۰/۵۱	۰/۵۹	۰/۷۷	۲۰۰۳

۶. جمع‌بندی و ارائه پیشنهادات

۶-۱. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

این ایده که فقر به خودی خود نابود می‌شود به فرضیه همگرایی مطلق معروف است، که در چارچوب مدل رشد نئوکلاسیک سولو- سوان بررسی می‌شود. این مدل براساس یک سری فروض اساسی، پیش‌بینی می‌کند، رشد اقتصاد در کشورهای عقب‌مانده از کشورهای پیشرفته پیشی خواهد گرفت، به طوری که به مرور زمان، نابرابری درآمد بین کشورهای مختلف محو می‌شود. به بیان دیگر، براساس این فرضیه، فقر در عرصه بین‌المللی باید به خودی خود ناپدید شود.

در این پژوهش سعی کرده‌ایم تا در چارچوب مدل سولو- سوآن، فرضیه همگرایی GDP سرانه واقعی را بین کشورهای گروه D-8 آزمون نماییم. بدین منظور، از مدل‌های سری زمانی(آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته) وتوزیعی(شاخص‌های نابرابری تایل و واریانس مقطعی)استفاده کرده‌ایم.

گروه کشورهای D-8 (گروه هشت کشور مسلمان در حال توسعه موسوم به D-8 شامل اندونزی، ایران، بنگلادش، پاکستان، ترکیه، مالزی، نیجریه و مصر است که در ژوئن ۱۹۹۷ با هدف کمک به توسعه اقتصادی و اجتماعی یکدیگر تشکیل شده است.)، یکی از گروه‌های تجاری فرامنطقه‌ای است که ایران عضو آن می‌باشد. وجود چنین یکپارچگی‌های منطقه‌ای (حتی فرامنطقه‌ای) می‌تواند راه مؤثری برای گشودن تدریجی درهای اقتصاد ملی و ادغام آنها در اقتصاد جهانی باشد. در چارچوب چنین تشکیلاتی، موانع تجاری و تعرفه‌ها در سطح گروه حذف‌شده و دسترسی به بازار بزرگتر فراهم می‌شود. در این که این گونه پیمان‌های تجاری- منطقه‌ای می‌توانند با خلق تجارت به رشد اقتصادی کمک نمایند، هیچ شکی نیست؛ اما در این که بتوانند، نابرابری درآمدی را بین کشورها کاهش دهند، نتایج یکسانی وجود ندارد.

در این مطالعه، فرضیه همگرایی درآمد سرانه کشورهای گروه D-8 را بررسی نموده ایم. بدین منظور، از دو مدل سری زمانی (آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته) و مدل توزیعی (شاخص‌های نابرابری تایل و واریانس مقطعی) استفاده کرده‌ایم.

یافته‌های این پژوهش را می‌توان در موارد زیر جمع‌بندی کرد:

- فرضیه همگرایی درون کشوری تنها در کشورهای مصر، اندونزی، و امریکا رد نشده است. سرعت همگرایی کشور اندونزی بزرگتر از دو کشور دیگر بوده است که این نتیجه مطابق با درآمد سرانه اولیه این کشور نسبت به دو کشور دیگر است.
- نتایج آزمون فرضیه همگرایی میان کشوری بین ایران و سایر کشورهای گروه D-8 نشان می‌دهد که تنها بین ایران و دوکشور نیجریه و بنگلادش همگرایی ایجاد شده است. نکته حائز اهمیت در این است که نوعی واگرایی تصادفی بین ایران و دو همسایه و شریک تجاری دیرینه آن (پاکستان و ترکیه) ایجاد شده است. این امر می تواند حاکی از نقش بسیار ضعیف

گروه‌هایی مانند اکو و حتی D-8 در ایجاد یکپارچگی منطقه‌ای بین این سه کشور باشد. همگرایی ایجادشده بین ایران و کشورهای نیجریه و بنگلادش، بیانگر خروج این کشورها از مدارهای توسعه نیافتگی نیست؛ زیرا GDP سرانه هر سه کشور از امریکا (به عنوان یک کشور با سطح درآمد سرانه بالا) واگرا شده است. به بیان دیگر، همگرایی ایجادشده بین این سه کشور، بیشتر می‌تواند ناشی از رشد منفی باشد که ایران در چند دهه اخیر آن را تجربه کرده است. در ادبیات همگرایی این نوع فرایند شکل‌گیری همگرایی به همگرایی رو به پایین معروف است و به نوعی، حاکی از قرار گرفتن کشورها در تله‌های فقر است.

- نتایج آزمون فرضیه همگرایی میان کشوری بینGDP سرانه کشور ایالات‌متحده و کشورهای گروه D-8 حاکی از آن است که تنها بین این کشور و سه کشور اندونزی، ترکیه و مالزی همگرایی ایجاد شده است. این امر موفقیت این کشورها در خروج از تله فقر و حرکت به سمت مسیرهای رشد متوازن بالاتر را نشان می‌دهد. از چنین رخدادی می‌توان استنباط نمود که زیرساخت‌های مناسب و نهادهای قدرتمند و همچنین سیاست‌های اقتصادی اجرا شده توسط کشورهای اندونزی و مالزی مانند یک ضربه‌گیر عمل‌کرده و باعث شده است که وقوع بحران مالی آسیا یک اثر موقتی بر این کشورها بگذارد. به طوری که از همگرایی ایجادشده بین این کشورها با امریکا جلوگیری نکرده است.
- نتایج محاسبه شاخص‌های نابرابری تایل(شاخص‌های L و T) و واریانس مقطعی نشان می‌دهند که نابرابری درآمد سرانه در طول دهه ۱۹۹۰ بین کشورهای گروه D-8 افزایش یافته است و در کل دوره، نوعی واگرایی سیگما بین کشورهای عضو اتفاق افتاده است. با توجه به نوع همگرایی کشورهای این گروه به سمت امریکا، وقوع واگرایی سیگما تا حدود زیادی مورد انتظار است. این نوع واگرایی حاکی از افزایش ناهمگنی بین کشورهای این گروه خواهد بود.

۶-۲. ارائه پیشنهادات

یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که ناهمگونی شدیدی بین کشورهای عضو اتفاق افتاده است. یک سری از کشورها توانسته‌اند، از تله‌های فقر رهایی یابند و به رشد و توسعه چشمگیری دست یابند، عده‌ای دیگر همچنان در تله درآمد سرانه با سطح پایین گرفتار شده‌اند. بهترین فرصت برای رهایی این کشورها از بن‌بست‌های عقب‌ماندگی این است که تنها به روابط تجاری اکتفا ننمایند، بلکه از تجربیات اقتصادی کشورهای موفق گروه، به ویژه مالزی استفاده نمایند. گواه اصلی این ادعا، اثرات وقوع بحران مالی آسیا بر سطح درآمد سرانه کشورهای مالزی و اندونزی است؛ زیرا، وقوع بحران مالی در سال ۱۹۹۷ تنها اثر موقتی بر سطح درآمد این کشورها گذاشته است(نمودار۱). در حقیقت، این کشورها از توانمندی‌ها و زیرساخت‌های اساسی مناسب و ایده‌الی برخوردار هستند، که مانند یک ضربه‌گیر قوی در

مقابل چنین بحران‌هایی عمل می‌کند. بنابراین به نظر می‌رسد، شناسایی و تحکیم این عوامل در کشورهای دیگر گروه در کنار روابط فی‌مابین می‌تواند به رشد و توسعه اقتصادی کشورهای گروه D-8 کمک شایانی نماید.

منابع

آذربایجانی، کریم. (۱۳۸۱). جهانی‌شدن، همگرایی اقتصادی- منطقه‌ای و تأثیر آن بر رشد کشورهای حوزه دریای خزر و جمهوری قفقاز. مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۱، ص۱۶۹-۱۴۹.

رحمانی، تیمور و حشمت‌الله عسگری. (۱۳۸۴)، بررسی نقش سیاست های دولت در همگرایی منطقه‌ای در استان‌های ایران با به‌کارگیری روند سپرده‌های دیداری. مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۹.

فروغی‌پور، الهام. (۱۳۸۵). بررسی همگرایی سیگما و بتا (مطلق) بین کشورهای عضو اوپک. فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی، شماره ۳۹، ص۱۵۶-۱۳۵.

Abramovitz, Moses. (1986). Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind. Journal of Economic History, 46,PP 385-406.

Barro, Robert J. and Xavier Sala-i-Martin (2004). Economic Growth. McGraw Hill, NewYork, 2004.

Barro, R.J., Sala-I-Martin, X (1991). Convergence across States and Regions. Brookings Papers, 1, PP 107–82.

Baumol, William J. (1986). Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long Run Data Show? American Economic Review, LXXVI,PP 1072-85.

Ben-David, Dan (1993). Equalizing Exchange: Trade Liberalization and IncomeConvergence. Quarterly Journal of Economics, CVIII: 653-679.

Ben-David, Dan (1997). Trade and Convergence among countries. journal of international economics, 40, 279-298

Ben-David D, and Kimhi A. (2000). Trade and the Rate of Income Convergence. NBER Working Paper, N°7642.

Bernard, Andrew and Steven N. Durlauf (1996). Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis. Journal of Econometrics, 71,PP 61-173.

Chiquiar, D. (2005). Why Mexico's regional income convergence broke down. Journal of Development Economics, 77, 257– 275.

Freeman, D. G., David B. Yerger (2001). Interpreting cross-section and time-series tests of convergence: the case of labor productivity in manufacturing. Journal of Economics and Business, 53, PP 593–607

Giles, D. E. A., and Chad Stroomer (2006). Does Trade Openness affect the speed of Output Convergence? Some New Empirical Evidence. Empirical economics, 31,PP 883-903

Greasly, D., and Oxley, S. (1997). Time-series based tests of the convergence hypothesis: Some positive results. Economic Letters, 56,PP 143–147.

Higgins, M.J., Daniel Levy, and Andrew T. Young (2006). Growth and Convergence Across the United States: Evidence from County-Level Data. The Review of Economics and Statistics, 88,PP 671–681

Mankiw, N. Gregory, Romer, David, and David, Weil (1992). A contribution to the Empirics of Economic Growth Quarterly Journal of Economics, CVII:PP 407-37.

Islam, Nazrul (2003). What Have we learnt from the convergence debate? journal of economic surveys, 17,PP 309-362 .

Li, Qing and David, Papell (1999). Convergence of international output Time series evidence for 16 OECD countries. International Review of Economics and Finance, 8,PP 267–280

Park, D (1997). An Examination of Global Income Convergence for 1960-1990. Journal of Economic Development, Volume 22,PP 43-55.

Park, D (2003). An empirical examination of income convergence in the Asia-Pacific region. Journal of Asian Economics, 14,PP 497–502.

Quah Danny (1993a). Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis. Scandinavian Journal of Economics, 95, 4,PP 427-443.

Rassekh, F (1998). The convergence hypothesis: History, theory and evidenceOpen Economie Review , 9,PP 85–105.

Romer, David. (2002). Advanced Macroeconomics. McGraw Hill, New York.

Slaughter, Matthew (1997). Per Capita Income Convergence and the Role of International Trade. American Economic Review, 87,PP 194–199.

Strazicich, M. C., Lee, J., and Day, E. (2004). Are incomes converging among OECD countries? Time series evidence with two structural breaks", Journal of Macroeconomics, 26,PP 131–145.

http://pwt.econ.upenn.edu

WWW.PENN WORLD TABLE.COM

WWW.OIC.COM

ضمیمه ۱:

برای بسط ریاضی فرضیه همگرایی از مدل رشد سولو تعمیم یافته که توسط منکیو- رومر- ویل[1] (۱۹۹۲) استفاده شده، کمک می‌گیریم براساس این مدل تابع تولید به صورت ذیل تصریح شده است:

$$Y_t = F\ (K_t, H_t, A_t L_t, \varepsilon_t) \qquad (۱)$$

در این رابطه، Y تولید، K و H به ترتیب سرمایه فیزیکی و انسانی[2]، A تکنولوژی، L نیروی کار و ε یک جمله تصادفی است. AL نیروی کار مؤثر و t بیانگر زمان است. در این تابع، تولید دارای بازدهی ثابت نسبت به مقیاس است و AL و H و K همگی دارای تولید نهایی مثبت با نرخ کاهنده هستند. نرخ استهلاک H و K برابر σ_κ, σ_h و برونزا است.

درصدی از تولید که در K و H سرمایه‌گذاری می‌شود برابر s_h, s_k و A و L در نرخ‌های برونزا (به ترتیب) g و n رشد می‌کنند. در این تابع تولید شرایط اینادا[3] صادق است.

تعاریف ذیل را در نظر بگیرید:

$$\hbar_t \equiv \frac{H_t}{A_t L_t} \quad , \kappa_t \equiv \frac{K_t}{A_t L_t} \quad , y_t \equiv \frac{Y_t}{A_t L_t}$$

حال، براساس قانون حرکت (پویایی) H و K داریم:

$$\dot{k}_t = s_k y_t - (n + g + \sigma_k) k_t \qquad (۲)$$

$$\dot{\hbar}_t = s_h y_t - (n + g + \sigma_k) \hbar_t \qquad (۳)$$

1.Mankiw-Romer-Weil (MRW).

۲. در مدل اصلی سولو سرمایه انسانی در تابع تولید وجود ندارد؛ اما وقتی MRW به برآورد تابع تولید سولو پرداختند، سهم سرمایه فیزیکی در تابع تولید به صورت غیرقابل باوری بزرگ برآورد شد. بر همین اساس آنها با واردکردن سرمایه انسانی در مدل توانستند برآورد معقول‌تری از سهم عوامل در تولید داشته باشند.

3.Inada condition (1963).

شرایط اینادا برای تابع تولید در رابطه ۱، به صورت ذیل تعریف می‌شود:

$$\begin{cases} \dfrac{\partial F(\circ \ldots)}{\partial k} = \infty \\ \dfrac{\partial F(\infty \ldots)}{\partial K} = \circ \end{cases}$$

براساس فرض بازدهی نزولی عوامل تولید، هر اقتصاد به ارزش‌های $\hbar, \kappa$ در سطح پایدارشان یعنی $\hbar^*$ و κ^* دست پیدا خواهد کرد که در این سطح $\dot{\hbar} = \dot{\kappa} = 0$ خواهد بود. تابع تولید برای اقتصاد iام به صورت زیر است.

$$Y_t = K_t^{\alpha_1} H_t^{\alpha_2} (A_t L_t)^{1-\alpha_1-\alpha_2} \quad (۴)$$

براساس فرض هایی که در بالا انجام دادیم و با توجه به رابطه ۴، خواهیم داشت که:

$$\kappa^* = [(S_k^{(1-\alpha_2)} S_h^{\alpha_2}) / (n+g+\sigma_k)^{\frac{1}{1-\alpha_1-\alpha_2}}] \quad (۵)$$

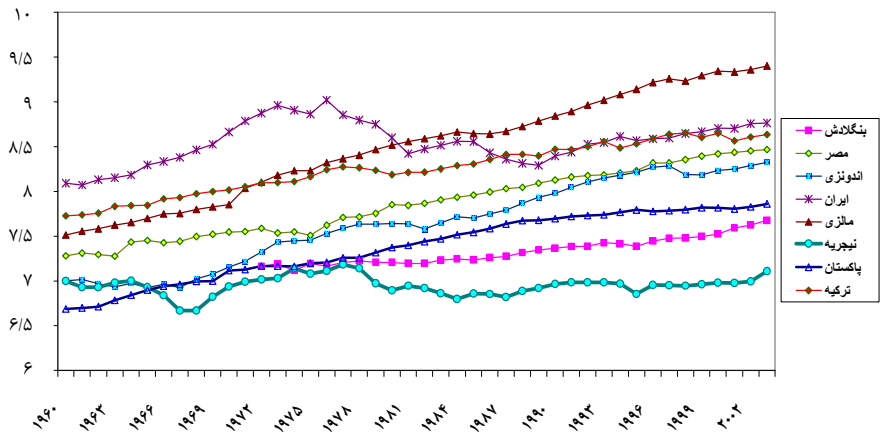
$$\hbar^* = [(S_k^{\alpha_1} S_h^{(1-\alpha_1)}) / (n+g+\sigma_h)^{\frac{1}{1-\alpha_1-\alpha_2}}] \quad (۶)$$

اگر همهٔ پارامترها در روابط ۵ و۶ برای دو اقتصاد i و j یکسان باشند در این صورت خواهیم داشت که $\kappa_i^* = \kappa_j^*$ و $\hbar_i^* = \hbar_j^*$. چون تولید y تابعی از κ و $\hbar$ است پس $y_i^* = y_j^*$ بوده، بنابراین، تولید سرانه در اقتصادهای i و j به یک ارزش مشترک همگرا خواهند شد و این همان ماهیت همگرایی در مدل رشد نئوکلاسیک است که درآن، $y, \hbar, \kappa$ هر یک در بین کشورها قبل از رسیدن به سطح یکنواخت با نرخ‌های متفاوتی رشد می‌کنند و تنها زمانی که به سطح یکنواخت مشترک می‌رسند هر سه در یک نرخ مشترک رشد خواهند کرد. از سوی دیگر، با کمک تقریب مرتبه اول تیلور می‌توان نشان داد که سرعت همگرایی، رابطه معکوس با فاصله کشورها از سطح یکنواخت درآمد سرانه دارد، به طوری که داریم:

$$\frac{dLny_t}{dt} = \beta(Lny^* - Lny_t) \quad (۷)$$

در این رابطه، $\frac{dLny_t}{dt}$ نرخ رشد درآمد سرانه و $Lny^* - Lny_t$ شکاف بین سطح درآمد در زمان t و سطح درآمد در سطح یکنواخت است. براساس این مدل انتظار می‌رود هر چه این شکاف بیشتر باشد نرخ رشد بزرگتر و مدت زمان رسیدن به سطح یکنواخت طولانی‌تر باشد.

نمودار ضمیمه ۱- روند تغییرات (لگاریتم) درآمد سرانه کشورهای عضو گروه D-8



سال

جدول -۱. لگاریتم درآمد سرانه واقعی

سال	بنگلادش	مصر	اندونزی	ایران	مالزی	نیجریه	پاکستان	ترکیه
۱۹۶۰		۷/۲۸	۷/۰۰	۸/۰۹	۷/۵۱	۷/۰۰	۶/۶۹	۷/۷۳
۱۹۶۱		۷/۳۱	۷/۰۲	۸/۰۷	۷/۵۵	۶/۹۳	۶/۷۰	۷/۷۴
۱۹۶۲		۷/۲۹	۶/۹۷	۸/۱۳	۷/۵۸	۶/۹۳	۶/۷۱	۷/۷۶
۱۹۶۳		۷/۲۸	۶/۹۳	۸/۱۵	۷/۶۲	۶/۹۸	۶/۷۸	۷/۸۳
۱۹۶۴		۷/۴۴	۶/۹۷	۸/۱۸	۷/۶۵	۷/۰۰	۶/۸۴	۷/۸۴
۱۹۶۵		۷/۴۵	۶/۹۳	۸/۳۰	۷/۷۰	۶/۹۳	۶/۹۰	۷/۸۴
۱۹۶۶		۷/۴۳	۶/۹۶	۸/۳۴	۷/۷۵	۶/۸۴	۶/۹۴	۷/۹۲
۱۹۶۷		۷/۴۴	۶/۹۳	۸/۳۸	۷/۷۵	۶/۶۷	۶/۹۶	۷/۹۳
۱۹۶۸		۷/۵۰	۷/۰۲	۸/۴۶	۷/۸۰	۶/۶۷	۷/۰۰	۷/۹۷
۱۹۶۹		۷/۵۲	۷/۰۷	۸/۵۳	۷/۸۳	۶/۸۲	۷/۰۰	۸/۰۰
۱۹۷۰		۷/۵۵	۷/۱۵	۸/۶۷	۷/۸۵	۶/۹۴	۷/۱۲	۸/۰۲
۱۹۷۱		۷/۵۵	۷/۲۲	۸/۷۹	۸/۰۳	۶/۹۹	۷/۱۲	۸/۰۵
۱۹۷۲	۷/۱۶	۷/۵۹	۷/۳۲	۸/۸۷	۸/۱۰	۷/۰۲	۷/۱۶	۸/۰۹
۱۹۷۳	۷/۱۹	۷/۵۴	۷/۴۳	۸/۹۶	۸/۱۸	۷/۰۳	۷/۱۶	۸/۱۰
۱۹۷۴	۷/۱۲	۷/۵۵	۷/۴۵	۸/۹۱	۸/۲۳	۷/۱۴	۷/۱۶	۸/۱۱

ادامهٔ جدول -۱. لگاریتم درآمد سرانه واقعی

سال	بنگلادش	مصر	اندونزی	ایران	مالزی	نیجریه	پاکستان	ترکیه
۱۹۷۵	۷/۱۹	۷/۵۱	۷/۴۶	۸/۸۶	۸/۲۳	۷/۰۸	۷/۲۰	۸/۱۷
۱۹۷۶	۷/۱۷	۷/۶۲	۷/۵۳	۹/۰۲	۸/۳۲	۷/۱۱	۷/۲۱	۸/۲۴
۱۹۷۷	۷/۲۱	۷/۷۱	۷/۵۹	۸/۸۵	۸/۳۷	۷/۱۸	۷/۲۶	۸/۲۷
۱۹۷۸	۷/۲۳	۷/۷۱	۷/۶۳	۸/۸۰	۸/۴۰	۷/۱۴	۷/۲۶	۸/۲۶
۱۹۷۹	۷/۲۱	۷/۷۶	۷/۶۳	۸/۷۵	۸/۴۷	۶/۹۷	۷/۳۲	۸/۲۳
۱۹۸۰	۷/۲۱	۷/۸۵	۷/۶۴	۸/۶۰	۸/۵۲	۶/۸۹	۷/۳۷	۸/۱۹
۱۹۸۱	۷/۱۹	۷/۸۴	۷/۶۴	۸/۴۲	۸/۵۶	۶/۹۵	۷/۴۰	۸/۲۱
۱۹۸۲	۷/۲۰	۷/۸۷	۷/۵۸	۸/۴۷	۸/۵۹	۶/۹۲	۷/۴۴	۸/۲۲
۱۹۸۳	۷/۲۳	۷/۹۱	۷/۶۵	۸/۵۱	۸/۶۲	۶/۸۶	۷/۴۷	۸/۲۵
۱۹۸۴	۷/۲۵	۷/۹۳	۷/۷۲	۸/۵۶	۸/۶۶	۶/۸۰	۷/۵۲	۸/۲۹
۱۹۸۵	۷/۲۳	۷/۹۶	۷/۷۰	۸/۵۶	۸/۶۵	۶/۸۶	۷/۵۴	۸/۳۱
۱۹۸۶	۷/۲۶	۷/۹۹	۷/۷۵	۸/۴۳	۸/۶۴	۶/۸۵	۷/۵۹	۸/۳۶
۱۹۸۷	۷/۲۷	۸/۰۳	۷/۷۹	۸/۳۶	۸/۶۷	۶/۸۲	۷/۶۴	۸/۴۱
۱۹۸۸	۷/۳۲	۸/۰۵	۷/۸۷	۸/۳۱	۸/۷۳	۶/۸۹	۷/۶۷	۸/۴۱
۱۹۸۹	۷/۳۵	۸/۰۹	۷/۹۳	۸/۲۹	۸/۷۹	۶/۹۲	۷/۶۸	۸/۴۰
۱۹۹۰	۷/۳۷	۸/۱۳	۷/۹۸	۸/۳۹	۸/۸۴	۶/۹۷	۷/۶۹	۸/۴۷
۱۹۹۱	۷/۳۸	۸/۱۶	۸/۰۵	۸/۴۴	۸/۸۹	۶/۹۸	۷/۷۲	۸/۵۰
۱۹۹۲	۷/۳۹	۸/۱۸	۸/۱۱	۸/۵۳	۸/۹۶	۶/۹۹	۷/۷۳	۸/۵۶
۱۹۹۳	۷/۴۳	۸/۱۹	۸/۱۵	۸/۵۵	۹/۰۲	۶/۹۸	۷/۷۴	۸/۴۹
۱۹۹۴	۷/۴۱	۸/۲۱	۸/۱۸	۸/۶۱	۹/۰۸	۶/۹۷	۷/۷۷	۸/۵۳
۱۹۹۵	۷/۳۹	۸/۲۳	۸/۲۱	۸/۵۷	۹/۱۴	۶/۸۵	۷/۷۹	۸/۵۹
۱۹۹۶	۷/۴۵	۸/۳۲	۸/۲۷	۸/۵۹	۹/۲۲	۶/۹۵	۷/۷۸	۸/۶۴
۱۹۹۷	۷/۴۸	۸/۳۲	۸/۲۸	۸/۶۰	۹/۲۶	۶/۹۵	۷/۷۹	۸/۶۵
۱۹۹۸	۷/۴۸	۸/۳۶	۸/۱۹	۸/۶۵	۹/۲۳	۶/۹۶	۷/۸۰	۸/۶۱
۱۹۹۹	۷/۵۰	۸/۴۰	۸/۱۹	۸/۶۷	۹/۲۹	۶/۹۶	۷/۸۲	۸/۶۵
۲۰۰۰	۷/۵۲	۸/۴۲	۸/۲۴	۸/۷۱	۹/۳۴	۶/۹۸	۷/۸۱	۸/۶۵
۲۰۰۱	۷/۵۹	۸/۴۴	۸/۲۵	۸/۷۰	۹/۳۴	۶/۹۸	۷/۸۰	۸/۵۷
۲۰۰۲	۷/۶۳	۸/۴۵	۸/۲۹	۸/۷۶	۹/۳۶	۶/۹۹	۷/۸۳	۸/۶۱
۲۰۰۳	۷/۶۸	۸/۴۷	۸/۳۲	۸/۷۶	۹/۴۰	۷/۱۱	۷/۸۶	۸/۶۴