Archive of SID

بررسی اثرات شاخص‌های نابرابری درآمد در کشورهای اسلامی و امریکا

علی کارشناسان*، اصغر مبارک**، علی امامی میبدی***

مقدمه: یکی از اندیشه‌های جدی در علم اقتصاد این است که نابرابری در اقتصاد در بلند مدت بر اثر هم‌گرایی رشد اقتصادی کشورها از بین می‌رود. این عقیده به فرضیهٔ هم‌گرایی مطلق معروف است و از طریق مدل رشد نئوکلاسیک سولو ـ سوان پیش‌بینی می‌شود. این مدل در چارچوب فروض اساسی خود پیش‌بینی می‌کند که رشد اقتصاد در کشورهای عقب‌مانده از کشورهای پیشرفته پیشی خواهد گرفت؛ به‌طوری‌که به مرور زمان، نابرابری درآمد بین کشورهای مختلف محو می‌شود.

روش: یکی از پرسش‌های اساسی پیش روی نظریه‌های اقتصادی این است که آیا امکان دارد شکاف درآمدی میان کشورهای غنی و فقیر کاهش یابد؟ این پرسش دربارهٔ یکی از موضوعات بسیار قدیمی و جنجال برانگیز در اقتصاد، یعنی فرضیهٔ هم‌گرایی درآمدی است. این موضوع توسط مدل‌های رشد اقتصادی، نظیر مدل رشد نئوکلاسیک سولو ـ سوان و همچنین قضیهٔ برابر شدن قیمت عامل هکشر ـ اوهلین ـ ساموئلسون پیش‌بینی شده است.

یافته‌ها: فرضیهٔ هم‌گرایی درون کشوری فقط در کشورهای مصر و اندونزی و امریکا رد نشده است. سرعت هم‌گرایی کشور اندونزی بیش‌تر از دو کشور دیگر بوده است و از طرفی نتایج محاسبهٔ شاخص‌های نابرابری تایل (شاخص‌های L و T) و پراکندگی مقطعی نشان می‌دهد که نابرابری درآمد سرانه، طی دههٔ ۱۹۹۰، بین کشورهای گروه کشورهای اسلامی افزایش یافته است. همچنین 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 بسیاری مورد انتظار است.

نتایج: مدل سری زمانی نشان می‌دهد که فقط کشورهای اندونزی و مالزی و ترکیه توانسته‌اند به سمت امریکا، به عنوان کشوری با تولید ناخالص سرانهٔ بالا، هم‌گرا شوند؛ درحالی‌که سایر کشورها از آن واگرا شده‌اند. نتایج آزمون هم‌گرایی میان کشوری بین ایران و سایر کشورهای گروه مطالعه شده نیز نشان می‌دهد فقط بین ایران و دو کشور بنگلادش و نیجریه هم‌گرایی ایجاد شده است.

کلیدواژه‌ها: فرضیهٔ هم‌گرایی، گروه کشورهای اسلامی، مدل رشد نئوکلاسیک سولو ـ سوان؛ مدل سری زمانی، مدل توزیعی

تاریخ دریافت: ۸۹/۱۲/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۱/۱/۲۱

---

* دکتر اقتصاد، دانشگاه لرستان

** کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه علامه طباطبایی <asghar_mobarak@yahoo.com> (نویسنده مسئول)

*** دکتر اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

تفاوت درآمد سرانه میان کشورها موجب اختلاف در سطح رفاه آن‌ها شده است؛ به‌طوری‌که براساس آمارهای جهانی، توسعهٔ انسانی را در کشورهای پیشرفته به‌هیچ‌روی نمی‌توان با کشورهای عقب‌مانده‌ای نظیر کشورهای زیر صحرا مقایسه کرد[1]. از این‌رو یکی از پرسش‌های اساسی در مباحث رشد اقتصادی این است که آیا ممکن است شکاف درآمدی میان کشورهای فقیر و غنی کاهش یابد؟ آیا ممکن است رشد اقتصادی کشورهای غنی، تأثیرات سرریزی ایجاد کند که موجب رشد سریع‌تر کشورهای فقیر شود؟ آیا نیرویی در کشورهای فقیر وجود دارد که بتواند این شکاف را کاهش دهد؟

تمامی پرسش‌های یاد شده در چارچوب یکی از بحث‌های بسیار قدیمی اقتصادی، یعنی فرضیهٔ هم‌گرایی[2]، مطرح می‌شود. فرضیهٔ هم‌گرایی بیانگر این ایده است که عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی، نظیر سرمایهٔ فیزیکی، در اقتصادهای دارای درآمد پایین در مقایسه با اقتصادهای با درآمد بالا، قوی‌تر عمل می‌کند. در این خصوص، آبرامویتز[3] و دیوید[4] (۱۹۹۶) بیان می‌کنند که در وضعیت مطمئن، عقب‌ماندگی، نیرویی به اقتصادهای عقب‌مانده می‌دهد که در مقایسه با اقتصادهای رهبر، سریع‌تر رشد می‌کنند و این محتوای اصلی فرضیهٔ هم‌گرایی است. مدل رشد نئوکلاسیک سولو ـ سوان[5] (۱۹۵۶) از جملهٔ نظریه‌های اصلی فرضیهٔ هم‌گرایی است.

فرضیهٔ هم‌گرایی را اقتصاددانان و نظریه‌های متفاوتی پیش‌بینی کرده‌اند. یکی از این نظریه‌ها، نظریهٔ رشد نئوکلاسیک سولو ـ سوان است. این نظریه در چارچوب فروض اساسی خود پیش‌بینی می‌کند که رشد اقتصادی در کشورهای عقب‌مانده از کشورهای پیشرفته پیشی خواهد گرفت؛ به‌طوری‌که به مرور زمان، نابرابری درآمد بین کشورهای مختلف محو می‌شود. به عبارت دیگر، براساس این فرضیه، فقر باید به‌خودی‌خود ناپدید شود. این پیش‌بینی به فرضیهٔ هم‌گرایی مطلق معروف است.

1- sub saharan
2- convergence hypothesis
3- Abramovitz
4- David
5- Solow and Swan

www.SID.ir

Archive of SID

گروه کشورهای اسلامی یکی از گروه‌های تجاری فرامنطقه‌ای بوده و ایران نیز عضو آن است. کشورهای در حال توسعه که آمادگی ورود ناگهانی را به عرصهٔ تجارت جهانی ندارند، یکپارچگی‌های منطقه‌ای و 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، حذف شده و دسترسی به بازار بزرگ‌تر فراهم می‌شود.

در اینکه پیمان‌های تجاری منطقه‌ای می‌توانند با خلق تجارت به رشد اقتصادی کمک کنند، هیچ شکی نیست؛ اما در اینکه بتوانند نابرابری درآمدی را بین کشورها کاهش دهند، نتایج یکسانی وجود ندارد. بعضی تحقیقات تجربی، مانند اسلاتر[1] (۱۹۹۷ و ۲۰۰۰)، تجارت را موجب واگرایی درآمد سرانه دانسته‌اند. در مقابل، محققانی مانند گیلز[2] (۲۰۰۵) و بن‌دیوید[3] (۱۹۹۴ و ۱۹۹۳ و ۲۰۰۰)، تجارت آزاد را عامل هم‌گرایی درآمد سرانه دانسته‌اند.

در این مقاله، پس از مروری بر پیشینهٔ موضوع تحقیق و آزمون‌های فرضیهٔ هم‌گرایی در بخش‌های دوم و سوم، شواهد تجربی را در زمینهٔ هم‌گرایی اقتصادی در بخش چهارم ارائه کرده‌ایم. در بخش پنجم، تمرکز خود را روی داده‌ها و روش اقتصادسنجی قرار داده‌ایم و در بخش ششم، به تخمین مدل‌های اقتصادسنجی پرداخته و سرانجام در بخش آخر، نتیجه‌گیری را ارائه خواهیم داد.

ریشه‌های تاریخی فرضیهٔ هم‌گرایی

انتشار تکنولوژی[4]: آبراموتیز (۱۹۸۶، ۳۸۶) با کمک اطلاعات مدیسون[5] سعی کرده است نشان دهد طی فرایند صنعتی شدن، عقب‌ماندگی هر کشور از نظر تکنولوژیکی مزیتی برای آن خواهد بود. او برخورداری از توانایی‌های اجتماعی[6] را شرط لازم برای ارتقای[7]

1- Slaughter
2- Giles
3- Danny Ben David
4- diffusion of technology
5- Maddison
6- social capability
7- catch-up

www.SID.ir

Archive of SID

کشورهای عقب‌مانده می‌داند. توانایی‌های اجتماعی به امکانات زیر اشاره می‌کند: توانمندی‌های کشور برای ایجاد کارخانه‌ها و صنایع، نیروهای مدیریتی کارا و تکنسین‌های فنی ماهر، مؤسسات جانبی مانند بانک‌ها، شرکت‌های بیمه، دستگاه‌های قضایی بی‌طرف و کارآمد و... و همچنین ویژگی‌های فرهنگی مانند، گرایش به سمت کار و پس‌انداز و... . او معتقد است بدون توانایی اجتماعی، عقب‌ماندگی تکنولوژیکی سودمند نخواهد بود.

بامول[1] (۱۹۸۶) با کمک اطلاعات مدیسون، تحلیلی از رشد بلند مدت و هم‌گرایی بین شانزده کشور پیشرفتهٔ صنعتی انجام داده است. بعد از مشخص شدن وجود هم‌گرایی بین کشورها، او پیشنهاد می‌کند که تکنولوژی مانند کالایی عمومی است و انتشار آن به ارتقاء کشورها و هم‌گرایی بین آن‌ها منجر می‌شود. او فرایند مذکور را این‌چنین توضیح می‌دهد: «زمانی کشورها می‌توانند سهم خود را در بازار جهانی حفظ کنند که بتوانند همواره کالاهای جدید به این بازار صادر کرده و پابه‌پای رقبای خود حرکت کنند. در این بین، کشورهای کم‌تر توسعه یافته به دلیل ضعف تکنولوژیکی خود، باید همواره سعی کنند بیش‌تر بیاموزند و تکنولوژی‌های جدید به کشور وارد کنند. آن‌ها زمانی در تقلید و تولید تکنولوژی‌های جدید موفق هستند که از توانایی‌های اجتماعی بالایی برخوردار باشند.» او معتقد است که رشد اقتصادی کشورهای توسعه یافته تأثیرات سرریز برای کشورهایی دارد که توانایی اجتماعی را برای به کارگیری تکنولوژی‌های جدید دارند.

مدل رشد نئوکلاسیک سولو[2]ـ سوان[3] و پیش‌بینی فرضیهٔ هم‌گرایی: یکی از مدل‌های پیش‌بینی کنندهٔ فرضیهٔ هم‌گرایی، مدل رشد نئوکلاسیک سولو ـ سوان (۱۹۵۶) است. براساس این مدل، هر اقتصاد به سمت سطح یکنواختی روی می‌آورد. این سطح به‌وسیلهٔ عوامل کلان اقتصادی، مانند میزان تنزیل اجتماعی، میزان استهلاک، سهم سرمایه در تولید و میزان رشد جمعیت تعیین می‌شود. اگر این عوامل تعیین کننده بین اقتصادهای متفاوت،

1- Baumol 2- Solow 3- Swan

www.SID.ir

Archive of SID

یکسان باشد، تمامی کشورها مسیر رشد متوازن مشترک خواهند داشت. در نظریه‌های اقتصادی، به این وضعیت فرضیهٔ هم‌گرایی مطلق[1] می‌گویند. مدل رشد نئوکلاسیک سولو ـ سوان چنین فرایند هم‌گرایی را پیش‌بینی می‌کند. این مدل در چارچوب فرض‌های اساسی خود، یعنی مشابه بودن میزان پس‌انداز و رشد جمعیت و استهلاک (که هر سه برون‌زا و ثابت هستند) بین کشورها و نیز داشتن فرصت‌های تکنولوژیکی یکسان و تابع تولید بین‌المللی مشترک، توضیح می‌دهد که چون برخورداری اولیهٔ کشورها از عوامل تولید، یعنی سرمایهٔ سرانه، متفاوت است، آن‌ها در نقاط متفاوتی نسبت به سطح یکنواخت مشترک خود قرار دارند. حال براساس فرض بازدهی کاهنده برای سرمایهٔ فیزیکی پیش‌بینی می‌کند که چون انباشت سرمایه در کشورهای غنی بیش‌تر از کشورهای فقیر است، بازدهی نهایی سرمایه در کشورهای غنی کم‌تر از کشورهای فقیر خواهد بود. این موضوع، سبب حرکت سرمایه از کشورهای غنی به سمت کشورهای فقیر و افزایش انباشت آن در کشورهای فقیر می‌شود و به‌این‌ترتیب، نوعی هم‌گرایی در سرمایهٔ سرانه ایجاد خواهد شد. ازآنجاکه در این مدل، درآمد سرانه تابعی از سرمایهٔ سرانه است، پس هم‌گرایی در سرمایهٔ سرانه به هم‌گرایی در درآمد سرانه منجر خواهد شد.

اما بارو و سالا. ای. مارتین[2] (۱۹۹۰) وضعیت دیگری را مطرح کردند. در این وضعیت، براساس مدل سولو ـسوان، دو فرض اصلی یعنی تابع تولید بین‌المللی مشترک و بازدهی کاهنده برای سرمایهٔ فیزیکی برقرار است؛ اما عوامل تعیین کنندهٔ سطح یکنواخت درآمد، مانند میزان پس‌انداز و میزان رشد جمعیت و میزان استهلاک، بین اقتصادها یکسان و مشابه نیست. آنان بیان کرده‌اند که در این حالت نیز پدیدهٔ هم‌گرایی وجود خواهد داشت؛ اما چندین سطح یکنواخت خواهیم داشت. به عبارت دیگر، هر کشور به سمت مسیر رشد متوازن خودش هم‌گرا خواهد شد. آن‌ها این وضعیت را هم‌گرایی شرطی[3] نامیده‌اند.

1- absolute convergence 2- Barro and Sala-i-Martin 3- conditional convergence

www.SID.ir

Archive of SID

آزمون‌های فرضیهٔ هم‌گرایی

برای آزمون فرضیهٔ هم‌گرایی عموماً از سه نوع مدل استفاده می‌شود: ۱ـ مدل مقطعی؛ ۲ـ رویکرد توزیعی؛ ۳ـ مدل سری‌های زمانی.

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

$$Gy_i = \alpha + \beta Lny_{i,\circ} + \phi z_i + \varepsilon_i \qquad (1)$$

در مدل ۱، Gy_i متوسط میزان رشد طی دورهٔ مدنظر، به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Gy_i = Lny_{i,T} - Lny_{i,\circ}$$

که در آن، $Lny_{i,\circ}$ لگاریتم درآمد سرانه در ابتدای دوره و $Lny_{i,T}$ لگاریتم درآمد سرانه در پایان دورهٔ بررسی شده است. Z بردار متغیرهای کنترل و عموماً شامل متغیرهایی است که روی سطح یکنواخت درآمد سرانه تأثیرگذارند[1]. ε_i جملهٔ خطای تصادفی، i نمایانگر مقطع و α نیز عرض از مبدأ مدل است.

اگر مدل ۱، بدون در نظر گرفتن متغیرهای شرطی (کنترل) تخمین زده شود و ضریب β تخمینی بین صفر و منفی یک ($\circ > \beta > -1$) باشد، فرضیهٔ هم‌گرایی مطلق β تأیید خواهد شد. در مقابل، اگر متغیرهای شرطی را وارد مدل کنیم و ضریب β تخمینی بین صفر و منفی یک برآورد شود، فرضیهٔ هم‌گرایی شرطی β تأیید خواهد شد.

یکی از ضعف‌های مدل هم‌گرایی β این است که براساس فرضیهٔ صفر، هیچ‌یک از کشورهای موجود در نمونه هم‌گرا نیستند؛ درحالی‌که فرضیهٔ مقابل حاکی از آن است که کل نمونه هم‌گرا خواهد شد. دورلاف و برنارد[2] (۱۹۹۶) در مقاله‌ای با عنوان «تفسیر آزمون‌های فرضیهٔ هم‌گرایی» اثبات می‌کنند که در مدل هم‌گرایی مطلق بتا، ضریب بتای

۱- برخی از این متغیرها عبارت‌اند از مقدار پس‌انداز، میزان رشد جمعیت، متغیرهای ساختاری همانند تورم، درجهٔ باز بودن تجاری، توسعهٔ مالی.

2- Bernard and Durlauf (1996)

www.SID.ir

Archive of SID

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

حالت دیگر این است که عوامل تعیین کنندهٔ سطوح یکنواخت درآمد سرانه بین کشورهای غنی، مشابه و بین کشورهای فقیر، مشابه هم است. در این حالت، دو سطح یکنواخت خواهیم داشت: سطح یکنواخت درآمد سرانهٔ کشورهای فقیر و سطح یکنواخت درآمد سرانهٔ کشورهای غنی. واضح است که سطح یکنواخت درآمد سرانهٔ کشورهای فقیر کم‌تر از کشورهای غنی خواهد بود. براساس مطالعات، زمانی کشورهای فقیر می‌توانند این شکاف درآمدی را پر کنند که در زیرساخت‌های اساسی خود، مثل فرهنگ، باورهای اجتماعی، امنیت اجتماعی و...[۱] تغییرات بنیادی انجام دهند. به این حالت، در مفاهیم اقتصادی هم‌گرایی باشگاهی[۲] می‌گویند[۳].

در مدل‌های رشد درون‌زا، با در نظر گرفتن بازدهی غیرکاهنده برای سرمایهٔ فیزیکی، فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس کنار گذاشته می‌شود؛ از این‌رو هر اقتصادی می‌تواند بدون هیچ مانعی رشد کند. بنابراین وقوع فرضیهٔ هم‌گرایی مطلق در این مدل رد می‌شود. البته باید گفت که این مدل، وقوع فرضیهٔ هم‌گرایی شرطی را به دلیل در نظر گرفتن تأثیرات سرریز تکنولوژی برای اقتصادهای عقب‌مانده رد نمی‌کند.

منکیو ـ رومر ـ ویل[۴] (۱۹۹۲) برای بسط ریاضی فرضیهٔ هم‌گرایی از مدل رشد سولو تعمیم یافته استفاده کرده‌اند. این فرضیه در ضمیمهٔ ۱ آمده است. در قسمت بعد، آزمون‌های تجربی فرضیهٔ هم‌گرایی را مرور خواهیم کرد.

۱- دربارهٔ زیرساخت‌های اساسی اقتصادی نک: رومر، دیوید، ۲۰۰۱، اقتصاد کلان پیشرفته، فصل سوم.

2- club convergence

۳- برای مطالعهٔ مدل رشد نئوکلاسیک و فرضیهٔ هم‌گرایی نک: بارو و مارتین (۲۰۰۴) و راسخ (۱۹۹۸).

4- Mankiw-Romer-Weil (MRW)

www.SID.ir

Archive of SID

تخمینی میانگین وزنی از نسبت انحرافات میزان رشد کشورها از میانگین، به انحرافات درآمد سرانهٔ اولیه از میانگین است. بنابراین در وضعیتی که فقط تعدادی از اقتصادهای موجود در نمونه، نه کل نمونه، هم‌گرا می‌شوند، ممکن است $\hat{\beta}$ تخمینی بین ۰ و ۱- برازش شود، درحالی‌که کل نمونه هم‌گرا نیست. از این‌رو، آن‌ها مدل سری زمانی را پیشنهاد کردند.

رویکرد توزیعی یا مدل هم‌گرایی سیگما (σ): در مدل رویکرد توزیعی یا مدل هم‌گرایی سیگما، پراکندگی یا انحراف معیار مقطعی لگاریتم درآمد سرانه محاسبه می‌شود. اگر پراکندگی مقطعی روندی کاهشی را طی زمان از خود نشان دهد، 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 شرطی لازم برای مدل هم‌گرایی سیگماست، درحالی‌که شرطی کافی نخواهد بود. کواه[1] (۱۹۹۳) وضعیتی را مطرح می‌کند که در آن وجود هم‌گرایی β به تأیید می‌رسد، درحالی‌که واگرایی سیگما اتفاق افتاده است. او از این حالت باعنوان سفسطهٔ گالتونی[2] نام می‌برد.

براساس پارک (۱۹۹۷، ۴۷)، هر شاخص نابرابری ایدئال و استاندارد باید سه ویژگی زیر را داشته باشد:

۱ـ استقلال مقیاس: اگر درآمد هر یک از افراد موجود در نمونه به یک نسبت افزایش یابد، شاخص نباید تغییر یابد.

۲ـ استقلال اندازهٔ جمعیت: اگر تعداد جمعیت در هر سطحی از درآمد به یک نسبت تغییر کند، در شاخص نباید تغییری ایجاد شود.

۳ـ اصل پیگو ـ دالتون: طبق این اصل، اگر مقداری از درآمد هر فرد جامعه به فرد دیگری انتقال یابد، درصورتی‌که به ترتیب، تفاوت درآمد بین دو فرد درگیر انتقال افزایش یا کاهش یابد یا بدون تغییر بماند، شاخص نابرابری نیز باید افزایش یا کاهش یابد، یا بدون تغییر بماند.

1- Quah (1993) 2- Galton fallacy

www.SID.ir

Archive of SID

در مطالعات تجربی، هم‌گرایی اقتصادی به روش نابرابری درآمد که در سال‌های اخیر توجه اقتصاددانان فراوانی را به خود جلب کرده است، به‌غیر از پراکندگی مقطعی از شاخص‌های دیگری نیز استفاده می‌شود. یکی از این آن‌ها شاخص نابرابری تایل (۱۹۶۷)[1] است. این شاخص هر سه شرط بالا را برآورده می‌سازد. این معیار شامل دو شاخص نابرابری است که هر دوی آن‌ها ویژگی‌های ایدئال و استاندارد ذکر شده در بالا را دربر دارند. این شاخص‌ها از شاخص نابرابری شانون[2] مشتق شده‌اند که معیار بی‌نظمی در نظریهٔ اطلاع است.

شاخص اول بی‌نظمی تایل به صورت زیر است:

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

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 است که برابری کامل درآمدی وجود دارد و حداکثر مقدار آن Ln(n) است برای حالتی که کل درآمد در هر کشور وجود دارد.

شاخص دوم که به معیار دوم تایل L معروف و به صورت زیر است:

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

ارزش L نیز در دامنهٔ صفر که حالت برابری کامل وجود دارد و Ln(n) که حالت نابرابری کامل وجود دارد، تغییر می‌کند.

مدل سری زمانی: تحلیل‌های سری زمانی فرضیهٔ هم‌گرایی، عموماً دو دسته است:

۱ـ تحلیل‌هایی که بر سری زمانی محصول سرانهٔ هر کشور متمرکز است. این حالت به تحلیل هم‌گرایی درون کشوری[3] معروف است.

1- Theil (1967) 2- Shannon 3- within country

www.SID.ir

Archive of SID

به منظور آزمون فرضیهٔ هم‌گرایی درون کشوری، مدل زیر با استفاده از آزمون ریشهٔ واحد دیکی‌فولر تعمیم یافته تخمین زده می‌شود:

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

در مدل ۲، μ عرض از مبدأ و T روند زمانی و $\Delta \ln y_t = \ln y_t - \ln y_{t-1}$ است. جملهٔ $\sum_{s=1}^{k} C_s \Delta(Lny_{i,t-s})$ برای رفع خودهم‌بستگی وارد مدل شده است و k تعداد وقفهٔ بهینه را نشان می‌دهد. فرضیهٔ صفر و مقابل در این آزمون به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{cases} H_0 : \beta = 0 & \text{or} \quad 1+\beta = 1 \quad \text{فرضیهٔ صفر} \\ H_1 : \beta < 0 & \text{or} \quad (1+\beta) < 1 \quad \text{فرضیهٔ مقابل} \end{cases}$$

ردنشدن فرضیهٔ صفر یعنی $(1+\beta) = 1$ یا $\beta = 0$، به مفهوم آن است که فرضیهٔ هم‌گرانبودن یا نبود ریشهٔ واحد را نمی‌توان رد کرد؛ اما اگر بتوان فرضیهٔ صفر را به نفع فرضیهٔ مقابل رد کرد، نمی‌توان فرضیهٔ هم‌گرایی درون کشوری را رد کرد.

۲ـ تحلیل‌هایی است که هم‌گرایی سری زمانی محصول سرانهٔ هر کشور را به سمت کشور رهبر بررسی می‌کند که به هم‌گرایی میان کشوری[1] معروف است.[2]

برنارد و دورلاف (۱۹۹۶، ۱۶۵) فرضیهٔ هم‌گرایی میان کشوری را براساس آزمون سری زمانی بدین صورت تعریف کرده‌اند: «کشورهای j، i هم‌گرا می‌شوند، اگر پیش‌بینی بلند مدت 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 رابطهٔ ۳، $y_{i,t+k}$ لگاریتم درآمد سرانهٔ کشور iام در زمان

1- cross country

۲- برای مطالعهٔ مبسوط آزمون هم‌گرایی، نک: مقالهٔ اسلام (۲۰۰۳).

www.SID.ir

Archive of SID

$t+k$ و $y_{j,t+k}$ لگاریتم درآمد سرانهٔ کشور jام (کشور مبنا یا رهبر) در زمان $t+k$ است. I_t مجموعهٔ اطلاعات موجود در زمان t است.» براساس این آزمون، زمانی دو کشور I و J هم‌گرا خواهند شد که سری زمانی اختلاف بین لگاریتم محصول سرانهٔ آن‌ها ریشهٔ واحدی داشته باشد. به عبارت دیگر، اختلاف یا لگاریتم بین محصول سرانهٔ دو کشور باید فرایند پایا از مرتبهٔ صفر باشد.

به منظور آزمون فرضیهٔ هم‌گرایی میان کشوری با استفاده از آزمون ریشهٔ واحد دیکی‌فولر تعمیم یافته، مدل زیر تخمین زده می‌شود:

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

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

معادلهٔ ۴ به سه شکل برآورد می‌شود: ۱ـ بدون عرض از مبدأ (μ) و بدون روند زمانی (T)؛ ۲ـ با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی؛ ۳ـ با عرض از مبدأ و با روند زمانی.

اگر مدل دیکی‌فولر تعمیم یافته بدون عرض از مبدأ و روند زمانی ($\mu = \beta = 0$) تخمین زده شود، در این حالت فرضیهٔ هم‌گرایی مطلق را آزموده‌ایم.

زمانی‌که مدل دیکی‌فولر تعمیم یافته فقط با عرض از مبدأ ($\beta = 0 ; \mu \neq 0$) و بدون روند زمانی برآورد می‌شود، مدل هم‌گرایی شرطی یا هم‌گرایی معین[1] آزمون شده است. در این وضعیت، وقتی GDP سرانهٔ دو کشور به سطوح یکنواخت‌شان می‌رسند، باز هم نوعی اختلاف دائمی بین آن‌ها موجود است.

1- deterministic convergence

www.SID.ir

Archive of SID

حالت سوم که با عنوان فرایند ارتقاء[1] مطرح می‌شود، زمانی است که مدل دیکی‌فولر تعمیم یافته 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 روندی پایا دارد. به عبارت دیگر، در این وضعیت، اختلافی دائمی در محصول سرانهٔ دو کشور وجود دارد. به فرایند ارتقاء درآمد سرانه، هم‌گرایی تصادفی[2] نیز می‌گویند. شایان ذکر است که شرط لازم برای هم‌گرایی در فرایند ارتقاء، پایا بودن سری زمانی اختلاف محصول سرانهٔ دو کشور در هر یک از سه حالت گفته شده است. بعد از صدق شرط لازم، باید مدل زیر را به منظور آزمون شرط کافی برازش کنیم:

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

در رابطهٔ ۵، $RI_t = Ln(y_{it}) - Ln(y_{jt})$ و μ_1 عرض از مبدأ و T روند زمانی و u_t جملهٔ اختلال تصادفی است. با توجه به این رابطه، اگر در لحظهٔ شروع لگاریتم درآمد سرانهٔ اقتصاد iاُم کوچک‌تر از اقتصاد jام باشد، در این صورت، باید μ_1 منفی و β_1 مثبت باشد تا شرط کافی هم‌گرایی برقرار شود؛ اما اگر درآمد سرانهٔ اقتصاد iاُم بزرگ‌تر از اقتصاد jاُم است، باید μ_1 مثبت و β_1 منفی باشد تا شرط کافی هم‌گرایی صادق شود. با صدق هر دو شرط لازم و کافی، هم‌گرایی بین درآمد سرانهٔ اقتصاد iاُم و jاُم را می‌توان پذیرفت.

در نظریات 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 سرانهٔ دو کشور ریشهٔ واحدی داشته باشد، در این حالت واگرایی تصادفی اتفاق افتاده است.

1- catching- up process 2- stochastic convergence

www.SID.ir

Archive of SID

پیشینهٔ تحقیق

مطالعات داخل کشور: از جمله مطالعاتی که در داخل کشور در زمینهٔ هم‌گرایی اقتصادی انجام شده است، می‌توان به نمونه‌های زیر اشاره کرد:

- رحمانی و همکاران (۱۳۸۳) نقش سیاست‌های دولت را در هم‌گرایی منطقه‌ای بین استان‌های ایران با به کارگیری روند سپرده‌های دیداری برای دورهٔ ۱۳۶۹ تا ۱۳۷۹ بررسی کرده است. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که با وجود واگرایی سیگما در روند سپرده‌های دیداری، وجود هم‌گرایی مطلق و شرطی بتا را نمی‌توان رد کرد.
- آذربایجانی (۱۳۸۳) هم‌گرایی اقتصادی کشورهای حوزهٔ دریای خزر و جمهوری قفقاز را براساس مدل هم‌گرایی بتای شرطی بررسی کرده و سرعت هم‌گرایی شرطی را ۰/۷۷ به دست آورده است.
- فروغی‌پور (۱۳۸۵) در مقالهٔ خود باعنوان «بررسی هم‌گرایی سیگما و بتا (مطلق) در بین کشورهای عضو اوپک»، هم‌گرایی اقتصادی را بین یازده کشور عضو این سازمان برای دورهٔ ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۴ بررسی کرده است. براساس این تحقیق، هم‌گرایی مطلق بتا و هم‌گرایی سیگما در بین کشورهای بررسی شده به تأیید رسیده است.

مطالعات خارج از کشور: از میان مطالعاتی که در خارج از کشور در این زمینه انجام شده است، می‌توان به این نمونه‌ها اشاره کرد:

- دوریک و نگوین[1] (۱۹۸۹) فرضیهٔ هم‌گرایی را در کشورهای عضو OECD بررسی کرده و نشان دادند که درآمد سرانهٔ این گروه از کشورها، در دورهٔ بعد از جنگ دوم، به‌طور معنی‌داری هم‌گرا شده است.
- بارو (۱۹۹۱) هم‌گرایی اقتصادی را بین ۱۱۸ کشور، در دورهٔ ۱۹۶۰ تا ۱۹۸۵ بررسی کرده است. در این مطالعه، میزان رشد بزرگ‌تر مربوط به مناطق با درآمد بیش‌تر بوده است. بنابراین فرضیهٔ هم‌گرایی مطلق کشورهای بررسی شده رد شده است.

1- Dowrick and Ngyen

www.SID.ir

Archive of SID

ـ بارو و سال. ای. مارتین (۱۹۹۲)[1] فرضیهٔ هم‌گرایی درآمد سرانهٔ ۴۸ ایالت امریکا را برای دورهٔ ۱۸۸۵ تا ۱۹۹۰ بررسی و ضریب هم‌گرایی را ۲ درصد در سال برآورد کردند.

ـ دوهرست و ماتیس گایتان (۱۹۹۵)[2] فرضیهٔ هم‌گرایی درآمد سرانهٔ ۶۳ منطقهٔ اروپایی را برای دورهٔ ۱۹۸۱ تا ۱۹۹۱ بررسی کردند. در مطالعهٔ آنان، سرعت هم‌گرایی شرطی ۱ درصد در سال برآورد شد.

ـ کلومب و لی (۱۹۹۵)[3] فرضیهٔ هم‌گرایی در درآمد قابل تصرف را بین کشورهای عضو OECD برای دورهٔ ۱۹۶۱ تا ۱۹۹۱ بررسی کردند. آن‌ها سرعت هم‌گرایی درآمد قابل تصرف را ۲/۸۹ درصد در سال برآورد کردند.

ـ بارو (۱۹۹۷) هم‌گرایی درآمد سرانهٔ ۱۱۴ کشور جهان را بررسی کرد. در مطالعهٔ او، با توجه به اختلافات ساختاری میان کشورها، فرضیهٔ هم‌گرایی مطلق رد و ضریب هم‌گرایی شرطی ۵/۲ درصد برآورد شد.

ـ گرسلی[4] و همکاران (۱۹۹۷) فرضیهٔ هم‌گرایی دوطرفه را بین کشورهای OECD با کمک آزمون‌های سری زمانی برای دورهٔ ۱۹۵۰تا۱۹۹۰ بررسی کرده‌اند. آن‌ها شواهدی از هم‌گرایی دوطرفه بین بلژیک و هلند، فرانسه و ایتالیا، استرالیا و انگلستان و سوئد و دانمارک پیدا کرده‌اند.

ـ پارک[5] (۱۹۹۸) با استفاده از شاخص نابرابری تایل، هم‌گرایی در درآمد جهانی را برای دورهٔ ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۰ بررسی کرده است. براساس این تحقیق، نابرابری درآمد جهانی طی دورهٔ ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۰ افزایش یافته؛ ولی در دورهٔ ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۰ روند کاهشی داشته است. او معتقد است که رشد سریع کشورهای شرق آسیا طی دورهٔ ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۰، رشد منفی کشورهای آفریقایی را جبران کرده است. به همین دلیل، شکاف درآمدی بین کشورهای جهان طی دورهٔ مدنظر کاهش یافته است.

1- Sala. i. Martin
2- Dewhurst and Mvtis - Gaitan
3- Coulmob and Lee
4- Greasly and Oxley
5- Park

www.SID.ir

Archive of SID

ـ کینگ[1] و همکاران (۱۹۹۹) هم‌گرایی در تولید سرانهٔ ۱۶ کشور عضو OECD را برای دورهٔ ۱۹۰۰ تا ۱۹۸۹ با کمک آزمون سری زمانی بررسی کرده‌اند. آن‌ها شواهدی از فرایند هم‌گرایی شرطی برای ۱۰ کشور از ۱۶ کشور بررسی شده پیدا کرده‌اند. براساس آزمون سری زمانی، مشخص شد که فرایند ارتقاء در تولید ناخالص سرانهٔ ۱۴ کشور از ۱۶ کشور موجود در نمونه ایجاد شده است.

ـ فریمن[2] و همکاران (۲۰۰۱) هم‌گرایی بهره‌وری نیروی کار را در صنایع کارخانه‌ای کشورهای گروه OECD[3] بررسی کرده‌اند. آن‌ها با کمک مدل هم‌گرایی سیگما، انحراف معیار لگاریتم بهره‌وری سرانه را برای دورهٔ ۱۹۵۰ تا ۱۹۹۸ محاسبه کرده‌اند. براساس این تحقیق، انحراف معیار لگاریتم بهره‌وری سرانه در سال ۱۹۵۰، معادل ۰/۶ بود که به ۰/۲۲ در سال ۱۹۹۸ کاهش یافت. آن‌ها در این مطالعه، هم‌گرایی مطلق β را نیز آزمون کردند. براساس این آزمون، ضریب هم‌گرایی مطلق β برای دورهٔ ۱۹۵۰ تا ۱۹۸۰، معادل ۰/۰۱۴ برآورد شده است.

ـ پارک (۲۰۰۳) هم‌گرایی درآمد سرانه را در منطقهٔ آسیا و پاسفیک طی دورهٔ ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۰ بررسی کرده است. او در این تحقیق، مانند تحقیق قبلی خود در سال ۱۹۹۸، از شاخص نابرابری تایل برای آزمون فرضیهٔ هم‌گرایی استفاده کرده است. براساس این تحقیق، در طول دورهٔ ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۰ نابرابری درآمد بین کشورهای منطقه کاهش نیافته است؛ اما در اواسط دورهٔ ۱۹۷۰ به بعد، شاخص تایل روند کاهشی از خود نشان داده است. او در در مرحلهٔ بعد، کشورهای منطقهٔ آسیا و پاسفیک را به دو گروه اقتصادهای باز و بسته تقسیم کرده و سپس شاخص تایل را برای هر گروه محاسبه کرده است. براساس نتایج این مطالعه، هم‌گرایی اقتصادی در هر دو گروه از کشورها طی دورهٔ ۱۹۷۲ تا ۱۹۹۶ اتفاق افتاده است؛ اما به دلیل وقوع بحران مالی شرق آسیا در سال ۱۹۹۷، نابرابری درآمد طی دورهٔ ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۰ افزایش یافته است.

1- Qing
2- Freeman
3- Organization for Economic Cooperation and Development

www.SID.ir

Archive of SID

ـ هیجین و همکاران (۲۰۰۳)[1] هم‌گرایی در درآمد سرانه را بین بیش از ۳ هزار استان امریکا برای دورهٔ ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۸ بررسی کرده است. آن‌ها در این تحقیق، مدل هم‌گرایی مطلق بتا را با کمک دو روش حداقل مربعات معمولی و حداقل مربعات سه مرحله‌ای برآورد کرده‌اند. آن‌ها با روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای، میزان هم‌گرایی را بین ۶ تا ۷ درصد و با روش حداقل مربعات معمولی، میزان هم‌گرایی را معادل ۲ درصد در سال برآورد کرده‌اند.

ـ استرازیمسیچ[2] و همکاران (۲۰۰۴) فرایند هم‌گرایی تصادفی یا فرایند ارتقا را در تولید ناخالص سرانهٔ ۱۵ کشور عضو OECD برای دورهٔ ۱۸۷۰تا۱۹۹۴ بررسی کرده‌اند. براساس این تحقیق، فرایند هم‌گرایی تصادفی بین ۱۱ کشور از ۱۵ کشور به تأیید رسیده است.

ـ گیلز (۲۰۰۵)[3] در مقالهٔ خود با عنوان «آیا بازبودن تجاری روی سرعت هم‌گرایی محصول تأثیر می‌گذارد؟» رابطهٔ بین درجهٔ بازبودن تجاری و هم‌گرایی اقتصادی ۸۸ کشور جهان را برای دورهٔ ۱۹۶۵ تا ۱۹۹۰ بررسی کرده است. نتایج تحقیق او حاکی از آن است که رابطه‌ای مثبت بین درجهٔ بازبودن تجاری و سرعت هم‌گرایی محصول سرانه وجود دارد.

ـ چادهوری (۲۰۰۵)[4] هم‌گرایی در درآمد سرانه را بین ۹ کشور آسه‌آن[5] برای دورهٔ ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۱ بررسی کرده است. یافته‌های تحقیق 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 بلند مدت در کشورهای آسه‌آن وجود ندارد. او همچنین، نبود هم‌گرایی بین این کشورها را دلیلی بر تأیید مدل‌های رشد درون‌زا دانسته است.

ـ کونادو[6] و همکاران (۲۰۰۶) با کمک مدل سری زمانی، هم‌گرایی درآمد سرانهٔ کشورهای آفریقایی را به سمت میانگین مقطعی و همچنین کشور امریکا آزموده‌اند. براساس این

1- Higgins
2- Strazicich
3- Giles
4- Chawdhury
5- ASEAN
6- Cunado

www.SID.ir

Archive of SID

تحقیق، آن‌ها نتوانسته‌اند شواهدی از هم‌گرایی مطلق به سمت امریکا یا میانگین کشورهای افریقایی پیدا کنند. آن‌ها شواهدی از هم‌گرایی شرطی به سمت امریکا پیدا نکرده‌اند؛ اما به شواهدی از این نوع هم‌گرایی به سمت میانگین مقطعی برای کشورهای نامبیا، نیجریه، بنین، کنیا و روآندا دست یافته‌اند. آن‌ها در بررسی فرضیهٔ فرایند ارتقاء تولید ناخالص سرانه، این فرایند را فقط برای کشور زیمباوه به سمت میانگین مقطعی مشاهده کرده‌اند. همچنین شواهدی از فرایند واگرایی از میانگین تولید ناخالص سرانهٔ آفریقا را برای کشورهای کونگو و نامبیا و تانزانیا و همچنین واگرایی از تولید ناخالص سرانهٔ کشور امریکا را برای کشورهای مالی، سنگال، سومالی و سودان به دست آورده‌اند.

معرفی داده‌ها

در این مطالعه سعی کردیم هم‌گرایی اقتصادی را بین کشورهای عضو گروه دی‌هشت بررسی کنیم. این گروه شامل کشورهای ایران، پاکستان، بنگلادش، مالزی، اندونزی، نیجریه، مصر، و ترکیه است.[1] دورهٔ زمانی این تحقیق برای آزمون مدل سری زمانی فرضیهٔ هم‌گرایی، سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۳ است.[2] شاخص‌های نابرابری بین‌کشوری برای دورهٔ ۱۹۷۲ تا ۲۰۰۳ محاسبه شده است.

متغیرهای این تحقیق عبارت است از: تولید ناخالص سرانهٔ واقعی، به قیمت ثابت دلار ۱۹۹۶ امریکا و تولید ناخالص واقعی و کل جمعیت. آمار مربوط به این متغیرها از نسخهٔ ۶/۱ جدول داده‌های آماری دانشگاه پنسیلوانیا[3] استخراج شده‌اند. این جدول شامل متغیرهای اساسی اقتصادی، مانند میزان تورم، درجهٔ باز بودن تجاری، هزینه‌های مصرفی

۱- ازآنجاکه در این تحقیق هم‌گرایی کشورها به سمت کشور ایالات متحدهٔ امریکا نیز بررسی می‌شود، اطلاعات این کشور را نیز تهیه کرده‌ایم. برای مروری بر نحوهٔ شکل‌گیری و وضعیت اقتصادی کشورهای گروه دی‌هشت نک: مقالهٔ ثاقب و همکاران (۱۳۸۵) و رحمانی (۱۳۸۴).

۲- به علت نبود اطلاعات دربارهٔ کشور بنگلادش، تحلیل سری زمانی این کشور طی دورهٔ ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۳ انجام می‌شود.

3- Penn world table (PWT)

www.SID.ir

Archive of SID

دولت، مقادیر تولید ناخالص اسمی، واقعی و... برای بیش از ۱۵۰ کشور دنیاست. لگاریتم درآمد سرانهٔ کشورهای بررسی شده در جدول ضمیمهٔ ۱ و روند آن در نمودار ۱ ضمیمه آمده است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود، طی دورهٔ زمانی بررسی شده، کشورهای مالزی، اندونزی، مصر، پاکستان و ترکیه روند رو به رشدی را در تولید ناخالص سرانهٔ خود مشاهده کرده‌اند. در این بین، کشور ایران در سال‌های اولیه روند رو به رشدی را در تولید ناخالص سرانهٔ خود مشاهده کرده است. این روند در دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ به دلایل مختلف، از جمله جنگ هشت ساله، میزان رشد منفی داشته است. این عوامل موقعیت اولیهٔ این کشور را در مقایسه با سایر کشورها تحت تأثیر قرار داده‌اند.

نتایج تخمین

به دلیل تعداد کم کشورهای این گروه، بررسی فرضیهٔ هم‌گرایی با کمک مدل مقطعی با مشکل کمبود درجات آزادی مواجه است. از این‌رو، سعی کردیم از مدل‌های سری زمانی و توزیعی برای آزمون فرضیهٔ هم‌گرایی استفاده کنیم. برای آزمون مدل سری زمانی فرضیهٔ هم‌گرایی، از آزمون ریشهٔ واحد دیکی‌فولر تعمیم یافته و برای بررسی آزمون مدل توزیعی، از شاخص‌های نابرابری تایل و پراکندگی مقطعی استفاده کرده‌ایم.

نتایج مدل سری زمانی

ابتدا هم‌گرایی درون کشوری برای هر یک از کشورهای عضو گروه کشورهای اسلامی، براساس مدل ۲، آزمون شده که نتایج آن در جدول ۱ آمده است. براساس نتایج حاصل، هم‌گرایی درون کشوری فقط در کشورهای مصر و اندونزی و امریکا پذیرفته و در سایر کشورها این فرضیه رد شده است. براساس نتایج به دست آمده، بزرگ‌ترین ضریب هم‌گرایی به دست آمده متعلق به کشور اندونزی است. این نتیجه با توجه به درآمد سرانهٔ اولیهٔ این کشور که کم‌تر از دو کشور دیگر بوده است، مورد انتظار است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱. نتایج آزمون هم‌گرایی درون کشوری

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

*$p<0/05$, **$p<0/1$

به منظور آزمون هم‌گرایی میان کشوری بین ایران و سایر اعضای گروه دی‌هشت، ابتدا سری‌های زمانی اختلاف GDP سرانهٔ واقعی کشورهای گروه دی‌هشت را با ایران، به عنوان کشور رهبر، محاسبه کرده و مدل ۴ را برای سه حالت آزمون دیکی‌فولر تعمیم یافته تخمین زده‌ایم.[1] نتایج آزمون در جدول ۲ آمده است.

۱. کشور رهبر ایران است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۲. نتایج آزمون ریشهٔ واحد دیکی‌فولر تعمیم یافته برای سری‌های زمانی اختلاف GDP سرانهٔ واقعی هر یک از کشورهای گروه کشورهای اسلامی از ایران

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

*$p<۰/۰۵$, **$p<۰/۱$

همان‌طورکه نتایج آزمون ریشهٔ واحد دیکی‌فولر تعمیم یافته در جدول ۲ نشان می‌دهد، فرضیهٔ وجود ریشهٔ واحد را در حالت بدون عرض از مبدأ و بدون روند زمانی برای کشور بنگلادش نمی‌توان پذیرفت. از طرفی می‌توان این فرضیه را به نفع فرضیهٔ 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، فرضیهٔ وجود ریشهٔ واحد را برای کشور نیجریه رد کرد.

به دلیل اینکه در شروع دوره، تولید ناخالص سرانهٔ واقعی تمامی کشورها کم‌تر از تولید ناخالص سرانهٔ واقعی ایران بوده است، انتظار داریم وقتی برای بررسی شرط کافی، رابطهٔ ۵ را برای کشور نیجریه برآورد می‌کنیم، μ منفی و β مثبت باشد. بعد از بررسی شرط کافی مشخص شد که فرضیهٔ 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 معنی‌دار نبوده است.

www.SID.ir

Archive of SID

در مرحلهٔ بعد، هم‌گرایی تولید ناخالص سرانهٔ واقعی کشورهای گروه دی‌هشت به سمت کشور ایالات متحدهٔ امریکا آزمون شده است،[1] مانند حالت قبل که مدل برای سه حالت آزمون دیکی‌فولر تعمیم یافته تخمین زده شد. نتایج این آزمون در جدول ۳ آمده است.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشهٔ واحد دیکی‌فولر تعمیم یافته برای سری‌های زمانی اختلاف تولید ناخالص سرانهٔ واقعی هر یک از کشورهای گروه کشورهای اسلامی از امریکا

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

*$p<۰/۰۱$ ، **$p<۰/۰۵$

براساس نتایج جدول ۳، در آزمون ریشهٔ واحد در حالت بدون عرض از مبدأ و بدون روند زمانی، فقط برای کشور مالزی می‌توان فرضیهٔ وجود ریشهٔ واحد را رد کرد. برای حالت با یک عرض مبدأ و بدون روند زمانی می‌توان این فرضیه را برای کشور ترکیه رد

۱- در بیش‌تر مقالات هم‌گرایی، کشور امریکا را کشور رهبر انتخاب کرده‌اند، مثل گیلز (۲۰۰۵) و کونادو (۲۰۰۶) و داتا (۲۰۰۳). داتا (۲۰۰۳) بیان می‌کند که براساس نمودارهای برابری قدرت خرید (PPP) که هستون و سامرز ارائه داده‌اند، نمودارهای درآمد سرانهٔ امریکا بیش‌تر از سایر کشورهای موجود در نمونه است. از این‌رو انتخاب آن به عنوان کشور رهبر مناسب است.

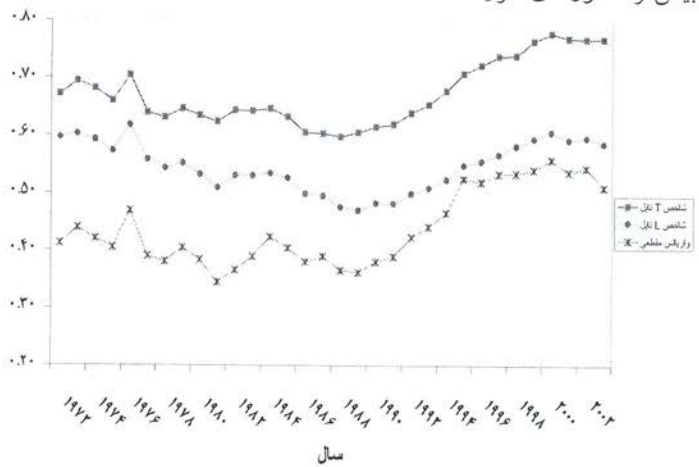
www.SID.ir

Archive of SID

کرد. در حالت با یک عرض از مبدأ و روند زمانی می‌توان فرضیهٔ مذکور را برای کشور اندونزی نیز رد کرد. بررسی شرط کافی برای این کشور حاکی از آن است که فرایند ارتقاء به صورت قوی بین اندونزی و امریکا در حال شکل‌گیری است.

محاسبهٔ شاخص‌های نابرابری

نتایج محاسبهٔ شاخص‌های نابرابری تایل (شاخص‌های L و T) و پراکندگی مقطعی در جدول ۴ و نمودار ۱ آمده است. همان‌طورکه از نتایج محاسبهٔ این شاخص‌ها در این جدول پیداست، تقریباً هر سه شاخص نابرابری، حاکی از افزایش نابرابری درآمد سرانه، به‌خصوص از دههٔ ۱۹۹۰ به بعد، بین کشورهای گروه کشورهای اسلامی است. روند تغییرات سه شاخص نابرابری بیانگر است که نابرابری درآمد سرانه بین کشورهای گروه تقریباً تا اوایل دههٔ ۱۹۹۰ روند کاهشی داشته است؛ اما در طول این دهه، نابرابری درآمد سرانه بین کشورهای گروه افزایش یافته است. در نیمهٔ اول دههٔ ۲۰۰۰، شاخص‌ها حاکی از همگونی بیش‌تر کشورهای گروه است.



نمودار ۱. شاخص‌های پراکندگی

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۴. نتایج محاسبه شاخص‌های پراکندگی

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

www.SID.ir

Archive of SID

بحث

در این تحقیق سعی کرده‌ایم فرضیهٔ هم‌گرایی درآمد سرانه را بین کشورهای گروه کشورهای اسلامی بررسی کنیم. بدین منظور، از دو مدل سری زمانی آزمون ریشهٔ واحد دیکی‌فولر تعمیم یافته و مدل توزیعی شاخص‌های نابرابری تایل و پراکندگی مقطعی استفاده کرده‌ایم. نتایج تحقیق عبارت است از:

- فرضیهٔ هم‌گرایی درون کشوری فقط در کشورهای مصر و اندونزی و امریکا رد نشده است. سرعت هم‌گرایی کشور اندونزی بیش‌تر از دو کشور دیگر بوده است که این نتیجه مطابق با درآمد سرانهٔ اولیهٔ این کشور در مقایسه با دو کشور دیگر است.
- نتایج آزمون فرضیهٔ هم‌گرایی میان کشوری بین ایران و سایر کشورهای گروه کشورهای اسلامی حاکی از آن است که فقط بین ایران و دو کشور نیجریه و بنگلادش هم‌گرایی ایجاد شده است. نکتهٔ حائز اهمیت اینکه نوعی واگرایی تصادفی بین ایران و دو همسایه و شریک تجاری دیرینهٔ آن، یعنی پاکستان و ترکیه، ایجاد شده است. این موضوع می‌تواند حاکی از نقش بسیار ضعیف گروه‌هایی مانند اکو و حتی کشورهای اسلامی در ایجاد یکپارچگی منطقه‌ای بین این سه کشور باشد. هم‌گرایی ایجاد شده بین ایران و کشورهای نیجریه و بنگلادش، بیانگر خروج این کشورها از مدارهای توسعه نیافتگی نیست؛ زیرا تولید ناخالص سرانهٔ هر سه کشور از امریکا، به عنوان کشوری با سطح درآمد سرانهٔ بالا، واگرا شده است. به عبارت دیگر، هم‌گرایی ایجاد شده بین این سه کشور، بیش‌تر ممکن است ناشی از رشد منفی باشد که ایران طی چند دههٔ اخیر داشته است. در مفاهیم هم‌گرایی، این نوع فرایند شکل‌گیری هم‌گرایی به هم‌گرایی رو به پایین معروف است و به‌نوعی حاکی از قرار گرفتن کشورها در تله‌های فقر است.
- نتایج آزمون فرضیهٔ هم‌گرایی میان کشوری بین تولید ناخالص سرانهٔ کشور ایالات متحده و کشورهای گروه کشورهای اسلامی حاکی از آن است که فقط بین این کشور و سه کشور اندونزی و ترکیه و مالزی هم‌گرایی ایجاد شده است. این موضوع موفقیت این کشورها را در خروج از تلهٔ فقر و حرکت به سمت مسیرهای رشد متوازن بالاتر نشان

www.SID.ir

Archive of SID

می‌دهد. گویا قدرتمند بودن زیرساخت‌ها و نهادها و همچنین سیاست‌های اقتصادی کشورهای اندونزی و مالزی، مانند ضربه‌گیر عمل کرده و سبب شده است که وقوع بحران مالی آسیا اثری موقتی بر این کشورها بگذارد، به‌طوری‌که از هم‌گرایی ایجاد شده بین این کشورها با امریکا جلوگیری نکرده است.

- نتایج محاسبهٔ شاخص‌های نابرابری تایل (شاخص‌های L و T) و پراکندگی مقطعی نشان می‌دهد که نابرابری درآمد سرانه، طی دههٔ ۱۹۹۰، بین کشورهای گروه کشورهای اسلامی افزایش یافته است. همچنین 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 بسیاری مورد انتظار است. این نوع واگرایی حاکی از افزایشی ناهمگن بین کشورهای این گروه خواهد بود.

پیشنهادها

نتایج تحقیق نشان می‌دهد ناهمگونی شدیدی بین کشورهای عضو اتفاق افتاده است. گروهی از کشورها توانسته‌اند از تله‌های فقر رهایی یافته و به رشد و توسعهٔ چشمگیری دست یابند. عده‌ای دیگر همچنان در تلهٔ درآمد سرانه با سطح پایین گرفتار شده‌اند. بهترین فرصت برای رهایی کشورهای مذکور از بن‌بست‌های عقب‌ماندگی این است که فقط به روابط تجاری اکتفا نکنند؛ بلکه از تجربیات اقتصادی کشورهای موفق گروه، به‌خصوص مالزی، استفاده کنند. گواه اصلی برای این ادعا، تأثیرات وقوع بحران مالی آسیا بر سطح درآمد سرانهٔ کشورهای مالزی و اندونزی است. همان‌طورکه در نمودار ۱ نیز پیداست، وقوع بحران مالی در سال ۱۹۹۷ فقط اثری موقتی بر سطح درآمد این کشورها گذاشته است. این نشان می‌دهد که کشورهای مذکور توانمندی‌ها و زیرساخت‌های اساسی مناسب و ایدئالی دارند که مانند ضربه‌گیری قوی در مقابل چنین بحران‌هایی عمل می‌کنند. بنابراین به نظر می‌رسد شناسایی و تحکیم این عوامل در سایر کشورهای گروه در کنار روابط بین این کشورها به رشد و توسعهٔ اقتصادی کشورهای گروه کشورهای اسلامی کمک شایانی می‌کند.

www.SID.ir

Archive of SID

- رحمانی، ت. و عسگری، ح. (۱۳۸۴)، بررسی نقش سیاست‌های دولت در هم‌گرایی منطقه‌ای در استان‌های ایران با به کارگیری روند سپرده‌های دیداری، **مجلهٔ تحقیقات اقتصادی**، شمارهٔ ۶۹.
- فروغی‌پور، ا. (۱۳۸۵)، بررسی هم‌گرایی سیگما و بتا (مطلق) بین کشورهای عضو اوپک، **فصلنامهٔ پژوهش‌های بازرگانی**، شمارهٔ ۳۹، صص ۱۳۵ تا ۱۵۶.

- Barro, R. J. and Xavier Sala-i-M. (2004), Economic Growth, McGraw Hill, NewYork, 2004.
- Ben-David, D. (1993), Equalizing Exchange: Trade Liberalization and IncomeConvergence, **Quarterly Journal of Economics**, CVIII: 653-679.
- Ben-David, D. (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, A. and Steven N. D. (1996), Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis, **Journal of Econometrics**, 71, 61-173.
- Cu˜nado, J. and F. P´erez de Gracia (2006), Real Convergence in Africa in the Second-Half of the 20th-Century, Journal of Economics and Business, 58, 153–167.
- Datta, A. (2003), Time-series Tests of Convergence and Transitional Dynamics, **Economics Letters**, 8, 233–240.
- Freeman, D. G. and 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, 593–607.
- Giles, D. E. A. and Stroomer, C. (2006), Does Trade Openness affect the speed of Output Convergence? Some New Empirical Evidence, **Empirical economics**, 31, 883-903.
- Greasly, D. and Oxley, S. (1997), Time-series Based Tests of the Convergence Hypothesis: Some Positive Results, **Economic Letters**, 56, 143–147.
- Higgins, M.J. and Levy, D. and T. Young, A. (2006), Growth and Convergence Across the United States: Evidence from County_Level Data, **The Review of Economics and Statistics**, 88, 671–681.
- Islam, N. (2003), What Have we Learnt from the Convergence Debate?, **journal of economic surveys**, 17, 309-362.
- Li, Qing and Papell, D. (1999), Convergence of International output Time Series Evidence for 16 OECD Countries, **International Review of Economics and Finance**, 8, 267–280.
- Oxley, L. and Greasley, D. (1997), A Nordic Convergence Club?, **Applied Economics Letters**, 6, 157–160.
- Park, D. (1997), An Examination of Global Income Convergence for 1960-1990, **Journal of Economic Development**, Volume 22, 43-55.

www.SID.ir

References

منابع و مآخذ

Archive of SID

- Park, D. (2003), An empirical Examination of Income Convergence in the Asia-Pacific Region, **Journal of Asian Economics**, 14, 497–502.
- Quah D. (1993a), Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis, **Scandinavian Journal of Economics**, 95, 4, 427-443.
- Rassekh, F. (1998), The Convergence Hypothesis: History, Theory and Evidence, **Open Economies Review**, 9, 85–105.
- Romer, D. (2002), **Advanced Macroeconomics**, McGraw-Hill, New York.
- Slaughter, M. (1997), Per Capita Income Convergence and the Role of International Trade, **American Economic Review**, 87, 194–199.
- Strazicich, M. C. and Lee, J. and Day, E. (2004), Are Incomes Converging among OECD Countries? Time Series Evidence with two Structural Breaks, **Journal of Macroeconomics**, 26, 131–145.
- **http://pwt.econ.upenn.edu**

www.SID.ir