آیا سازمان کنفرانس اسلامی یک باشگاه هم‌گرایی است؟
(تحلیل داده‌های مقطعی و سری زمانی)

محمد علی احسانی
استادیار دانشگاه مازندران **m.ehsani@umz.ac.ir**

امید رنجبر
دانشجوی کارشناسی ارشد رشتهٔ علوم اقتصادی **o_rangbar@yahoo.com**
تاریخ دریافت: ۱۳۸۶/۵/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۶/۱۱/۱۰

چکیده

در این مطالعه، هم‌گرایی اقتصادی بین منتخبی از کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی (۳۶ کشور) بررسی می‌شود. براین اساس، فرضیهٔ هم‌گرایی با کمک سه رویکرد هم‌گرایی بتا، هم‌گرایی سیگما، و سری زمانی، آزمون می‌شود. به‌منظور تخمین مدل مقطعی، از روش حداقل مربعات معمولی و برای بررسی مدل توزیعی، از روش واریانس مقطعی استفاده شده است. آزمون دیکی فولر تعمیم یافته نیز برای تحلیل مدل سری زمانی به کار رفته است. براساس مدل هم‌گرایی بتا، فرضیهٔ هم‌گرایی بین ۳۶ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی پذیرفته شد. نتایج مدل هم‌گرایی سیگما حاکی از آن است که هم‌گرایی سیگما بین ۳۶ کشور کل نمونه تایید شده است. مدل سری زمانی حاکی از آن است که کشورهای سازمان کنفرانس اسلامی چندین باشگاه هم‌گرایی را تشکیل داده‌اند. گروهی از بالا به‌سمت میانگین مقطعی هم‌گرایند، درحالی‌که از امریکا واگرا شده‌اند. گروهی دیگر از پایین به میانگین مقطعی هم‌گرا هستند. گروه سوم از میانگین مقطعی و از درامد ناخالص داخلی سرانهٔ امریکا واگرا شده‌اند. این واگرا یی به نوعی حاکی از واقع شدن این کشورها دریک تلهٔ فقر است.

طبقه‌بندی JEL: F12, F42, C22

کلید واژه: فرضیهٔ هم‌گرایی، هم‌گرایی بتا، هم‌گرایی سیگما، مدل سری‌زمانی، آزمون ریشه واحد دیکی فولر، مدل رشد نئوکلاسیک سولو- سوان

۱- مقدمه

درامد سرانه یکی از عوامل مؤثر بر سطح زندگی افراد در جوامع مختلف است. به‌طوری‌که تفاوت در درامد سرانه، موجب تفاوت در سطح استاندارد زندگی افراد بین جوامع شده است. از این رو، وقتی به شاخص‌های توسعهٔ انسانی می‌نگریم، اندازهٔ این شاخص‌ها در کشورهای توسعه یافته مانند، کشورهای OECD،[1] به‌طور قابل توجهی از کشورهای عقب مانده مانند، کشورهای منطقهٔ پایین صحرای افریقا،[2] متفاوت است. نظریه‌های رشد اقتصادی سعی دارند، با معرفی عوامل مختلف مانند، تفاوت در سرمایه‌فیزیکی و یا سرمایه انسانی، علت آن را توضیح دهند.

دغدغهٔ دیگر در مطالعات رشد اقتصادی، بررسی روند تغییرات شکاف درامدی بین کشورهای فقیر و غنی یا همان فرضیهٔ هم‌گرایی است. این فرضیه یکی از بحث‌های جدلی در علم اقتصاد به شمار می‌رود، به‌طوری‌که سبب رویارویی دو تئوری مهم رشد اقتصادی، یعنی تئوری رشد نئوکلاسیک و تئوری رشد درون‌زا شده است.

تئوری رشد نئوکلاسیک سولو[3] (۱۹۵۶) و سوان[4] (۱۹۵۶)، بر اساس فرض مهم بازدهی کاهندهٔ سرمایهٔ فیزیکی سرانه و تابع تولید مشترک بین‌المللی، پیش‌بینی می‌کند که طی فرایند انتقال درامد سرانه، کشورهای فقیر سریع‌تر از کشورهای غنی رشد خواهند کرد. این امر سبب می‌شود تا کشورها به‌سمت یک مسیر رشد متوازن مشترک هم‌گرا شوند. وقتی کشورها به سطح یکنواخت مشترک برسند، در این سطح، شکاف درامدی بین آن‌ها محو خواهد شد. به‌عبارت دیگر، طبق این فرضیه، فقر به خودی خود طی زمان محو می‌شود. در ادبیات رشد اقتصادی، به حالتی که در آن تمامی کشورها به سطح پایدار مشترکی هم‌گرا شوند، هم‌گرایی مطلق می‌گویند. در تحقیقات تجربی، وجود یک رابطهٔ منفی بین متوسط نرخ رشد طی یک دوره و درامد سرانهٔ اولیه، حاکی از تایید فرضیهٔ هم‌گرایی مطلق است. اگر رابطهٔ مثبت بین این دو متغیر تایید شود، در این صورت واگرایی درامد سرانه بین کشورها پذیرفته خواهد شد. حالت دیگر این است که هر کشوری به‌سمت سطح پایدار خود هم‌گرا شود. در این حالت، وقتی کشورها در سطوح پایدار خود قرار گیرند، باز هم یک اختلاف دائمی در

1- Organization for Economic Corporation and Development (OECD.)
2- Sub sahran africa.
3- Solow.
4- Swan .

درامد سرانه آن‌ها وجود خواهد داشت. این حالت به فرضیهٔ هم‌گرایی شرطی[1] معروف است. اگر کشورهای فقیر دارای ساختارهای مشابه و کشورهای ثروتمند دارای ساختار مشابه یکدیگر باشند، در این صورت دو مسیر رشد متوازن خواهیم داشت؛ کشورهای ثروتمند به‌سمت مسیر رشد متوازن مشترک خود و کشورهای فقیر نیز به‌سمت مسیر رشد متوازن مشترک خودشان هم‌گرا می‌شوند. این وضعیت به فرضیهٔ هم‌گرایی باشگاهی[2] معروف است.

در این مقاله، فرضیهٔ هم‌گرایی بین کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی بررسی می‌شود. همهٔ اعضای این سازمان در حال توسعه‌اند؛ البته، هر یک در سطح توسعهٔ خاص خود قرار دارند. با توجه به اهمیت سرنوشت کشورهای مسلمان در مسیر توسعه، بررسی فرضیهٔ هم‌گرایی بین آن‌ها نیز مهم است. نکته این‌جاست که با توجه به در حال توسعه بودن کشورهای عضو سازمان، نباید تنها به هم‌گرا شدن درامد سرانه آن‌ها اکتفا کرد، زیرا ممکن است طی فرایند انتقال به یک سطح تعادل پایین، هم‌گرا شوند. از این‌رو، ضرورت دارد هم‌گرایی این کشورها به‌سمت یک سطح تعادلی بالا مانند یک کشور پیشرفته به‌منظور بررسی امکان خروج آن‌ها از تلهٔ فقر، آزمون شود.

ادبیات موضوع تحقیق و آزمون‌های فرضیهٔ هم‌گرایی در بخش‌های دوم و سوم مرور می‌شوند. در بخش چهارم، شواهد تجربی در زمینهٔ هم‌گرایی اقتصادی ارائه می‌شوند. در بخش پنجم، داده‌ها، روش اقتصادسنجی و وضعیت اقتصادی کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی تشریح خواهند شد. در بخش ششم، به تخمین مدل اقتصادسنجی پرداخته و سرانجام در بخش آخرجمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲- مدل رشد نئوکلاسیک سولو- سوان و فرضیهٔ هم‌گرایی

یکی از مدل‌های پیش‌بینی کنندهٔ فرضیهٔ هم‌گرایی، مدل رشد نئوکلاسیک سولو- سوان (۱۹۵۶)، است. دو فرض اساسی این مدل عبارتند از: (الف) مشابه بودن نرخ‌های پس‌انداز، رشد جمعیت و استهلاک بین کشورها (که هر سه به‌صورت برون‌زا و ثابت‌اند) (ب) داشتن فرصت‌های تکنولوژیکی یکسان (دارا بودن یک تابع تولید بین‌المللی مشترک). این مدل در چهارچوب فروض اساسی خود پیش‌بینی می‌کند که چون

---

1 - Conditional Convergence Hypothesis.
2- Club Convergence.

برخورداری اولیهٔ کشورها از سرمایهٔ سرانه متفاوت است، در نقاط مختلفی روی تابع تولید مشترک قرار دارند. این مدل بر اساس فروض مهم بازدهی کاهنده برای سرمایهٔ فیزیکی، پیش‌بینی می‌کند که چون انباشت سرمایه در کشورهای غنی بیشتر از کشورهای فقیر است، در نتیجه بازدهی نهایی آن در کشورهای غنی کم‌تر از کشورهای فقیر است. این امر سبب می‌شود تا سرمایه از کشورهای غنی به‌سمت فقیر حرکت کند و انباشت سرمایه در کشورهای فقیر بالا رود و یک هم‌گرایی در سرمایهٔ سرانه ایجاد شود. چون در این مدل درامد سرانه تابعی از سرمایهٔ سرانه است، پس هم‌گرایی در سرمایهٔ سرانه منجر به هم‌گرایی در درامد سرانه خواهد شد.

بر اساس این مدل، هر اقتصاد به‌سمت سطح یکنواختی حرکت می‌کند که به‌وسیلهٔ پارامترهای کلان اقتصادی مانند، نرخ تنزیل اجتماعی، نرخ استهلاک، سهم سرمایه در تولید و نرخ رشد جمعیت تعیین می‌شود. اگر عوامل مذکور در سطح یکنواخت درامد سرانه بین اقتصادها یکسان باشند، در این صورت تمامی کشورها دارای مسیر رشد متوازن مشترک خواهند بود که در ادبیات اقتصادی به آن فرضیهٔ هم‌گرایی مطلق[1] گفته می‌شود. مدل رشد نئوکلاسیک سولو-سوان چنین فرایند هم‌گرایی را پیش‌بینی می‌کند.

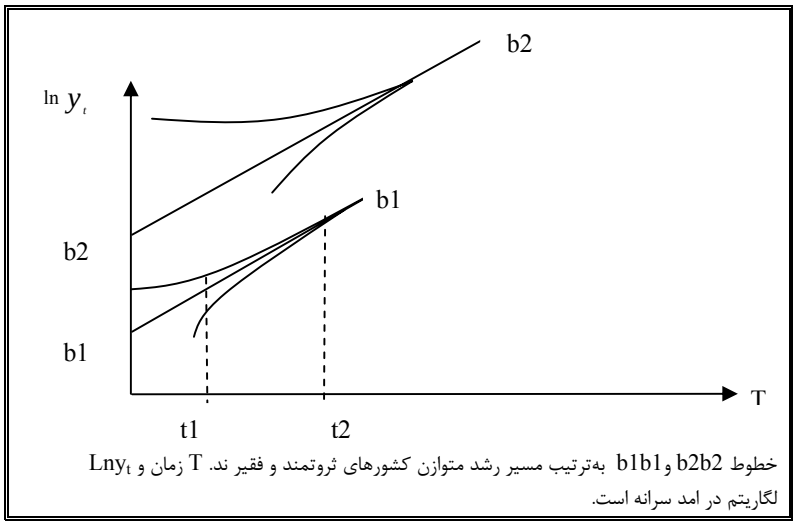
بارو و مارتین (۱۹۹۱)، وضعیت دیگری را مطرح کرده‌اند که در آن تعیین‌کننده‌های وضعیت یکنواخت درامد سرانه یعنی نرخ پس‌انداز، نرخ رشد جمعیت و... بین اقتصادها یکسان نیستند، در حالی که دو فرض اصلی مدل سولو- سوان، یعنی تابع تولید بین‌المللی مشترک و بازدهی کاهنده برای سرمایهٔ فیزیکی برقرارند. آن‌ها اثبات می‌کنند، در این حالت نیز هم‌گرایی در درامد سرانه ایجاد خواهد شد، ولی چندین سطح یکنواخت شکل خواهند گرفت. به‌عبارت دیگر، هر کشور به‌سمت مسیر رشد متوازن خود هم‌گرا خواهد شد. آن‌ها این حالت را هم‌گرایی شرطی[2] نامیدند. در حالت هم‌گرایی شرطی، اگر اقتصادها درمسیر رشد متوازن مشترک خود قرار گیرند، باز هم به خاطر اختلاف در سطح یکنواخت، بین درامد سرانهٔ آن‌ها تفاوت دائمی وجود خواهد داشت. این تفاوت تنها با انتقال این سطح محو خواهد شد.

حالت دیگر آن است که تعیین‌کننده‌های سطح یکنواخت درامد سرانه بین کشورهای غنی، مشابه و بین کشورهای فقیر مشابه هم باشند. در این حالت، دو سطح یکنواخت خواهیم داشت: سطح یکنواخت کشورهای فقیر و سطح یکنواخت کشورهای

---

1 - absolute convergence.
2 - conditional convergence.

غنی. بدیهی است که در این حالت سطح یکنواخت درامد سرانهٔ کشورهای فقیر، پایین‌تر از کشورهای غنی خواهد بود. این حالت که به هم‌گرایی باشگاهی[1] معروف است، نوعی از هم‌گرایی به شمار می‌رود و در نمودار یک نشان داده شده است.



خطوط b2b2 و b1b1 به‌ترتیب مسیر رشد متوازن کشورهای ثروتمند و فقیر ند. T زمان و Lny_t لگاریتم در امد سرانه است.

نمودار ۱- فرضیه هم‌گرایی باشگاهی

همان‌طورکه در نمودار (۱) مشاهده می‌کنیم، بین مسیر رشد متوازن کشورهای غنی و فقیر، شکاف وجود دارد. براساس مطالعات انجام شده، زمانی کشورهای فقیر می‌توانند به‌سمت کشورهای ثروتمند هم‌گرا شوند که در زیرساخت‌های خود تغییرات اساسی به وجود آورند. این امر کشورها را قادر می‌کند تا ضمن حرکت به‌سمت مسیر رشد متوازن خود، سطح این مسیر را به‌سمت بالا انتقال دهند. نمودار (۱) این مطلب را نیز نشان می‌دهد که حرکت کشورها به‌سمت مسیر رشد متوازن، مثلاً حرکت کشورهای فقیر به‌سمت مسیر رشد متوازن مشترک خود- b1b1-، با کاهش در پراکندگی درامد سرانه همراه است، یعنی پراکندگی درامد سرانه بین کشورهای فقیر در زمان t_2،از پراکندگی درامد سرانه در زمان t_1 کم‌تر است. این فرضیه به هم‌گرایی سیگما[2] معروف است. در ادامه به معرفی آزمون‌های هم‌گرایی می‌پردازیم.

---

1 - club Convergence.

2 - Sigma (σ) Convergence.

۳- آزمون‌های فرضیهٔ هم‌گرایی

در آزمون فرضیهٔ هم‌گرایی، عموماً از سه نوع مدل استفاده می‌شود: الف) مدل مقطعی ب) مدل توزیعی ج) مدل سری زمانی.

۳- الف) مدل مقطعی

مدل‌های مقطعی آزمون فرضیهٔ هم‌گرایی باعنوان‌های مدل هم‌گرایی مطلق β و مدل هم‌گرایی شرطی β، معروف‌اند. تصریح عمومی مدل‌های مقطعی به‌صورت ذیل است:

$$Gy_i = \alpha + \beta Lny_{i,0} + \phi z_i + \varepsilon_i \qquad (۱)$$

در مدل (۱)، Gy_i، متوسط نرخ رشد طی دورهٔ مورد بررسی است، که به‌صورت $Gy_i = Lny_{i,T} - Lny_{i,.}$ تعریف می‌شود. $Lny_{i,.}$، لگاریتم درامد سرانه در ابتدای دوره و $Lny_{i,T}$، لگاریتم درامد سرانه در آخر دورهٔ مورد بررسی است. Z، بردار متغیرهای کنترل است وعموماً شامل متغیرهایی است که روی درامد سرانه در سطح یکنواخت تأثیر می‌گذارند[۱]. در ادبیات تجربی، این متغیرها هم به‌صورت لگاریتمی و هم به‌صورت سطح وارد مدل شده‌اند. ε_i، جملهٔ خطای تصادفی، i، نمایانگر کشور مورد نظر، و α نیز عرض از مبداء مدل است. اگر مدل (۱) بدون در نظر گرفتن متغیرهای شرطی (کنترل) تخمین زده شود و ضریب β تخمین زده شده بین منفی یک و صفر $(-۱ < \beta < ۰)$ باشد، در این صورت فرضیهٔ هم‌گرایی مطلق β تأیید خواهد شد. اما اگر متغیرهای شرطی را در مدل وارد کرده و ضریب β تخمین زده شده بین منفی یک و صفر براورد شود، در این صورت فرضیهٔ هم‌گرایی شرطی β تأیید خواهد شد.

۳- ب) مدل توزیعی یا مدل هم‌گرایی σ

بر اساس این مدل، واریانس (یا انحراف معیار) مقطعی لگاریتم درامد سرانه محاسبه می‌شود. اگر این واریانس طی زمان، روندی کاهشی از خود نشان دهد، در این صورت مدل توزیعی حاکی از آن است که پراکندگی درامد سرانه بین کشورها کاهش یافته و هم‌گرایی سیگما تأیید می‌شود.

بارو و سالای مارتین (۱۹۹۱، ص ۱۲۱)، اثبات می‌کنند که مدل هم‌گرایی β شرط لازم برای مدل هم‌گرایی سیگما است، در حالی‌که شرط کافی برای آن نخواهد بود.

۱- برخی از این متغیرها عبارتند از: نرخ پس‌انداز، نرخ رشد جمعیت، متغیرهای ساختاری همانند تورم، درجه باز بودن تجاری، توسعه مالی و هزینه‌های دولت...

کواه[1] (۱۹۹۳ و ص ۱۲)، وضعیتی را مطرح می‌کند که درآن وجود هم‌گرایی β به تأیید می‌رسد، درصورتی‌که واگرایی سیگما اتفاق افتاده است. او از این حالت باعنوان سفسطه گالتونی[2] نام می‌برد.

۳-ج) آزمون سری زمانی فرضیهٔ هم‌گرایی

برنارد و دورلاف (۱۹۹۶، ص۶۷)، فرضیهٔ هم‌گرایی را بر اساس آزمون سری زمانی بدین صورت تعریف کرده‌اند: «کشورهای i و j هم‌گرا می‌شوند، اگر پیش‌بینی بلندمدت از (لگاریتم) محصول سرانه برای هر دو کشور در یک زمان مشخص برابر شود، یعنی:

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

در این رابطه، $y_{i,t+k}$، لگاریتم درامد سرانهٔ کشور iام در زمان t+k و $y_{j,t+k}$ لگاریتم درامد سرانه کشور jام (کشور مبنا یا رهبر) است. I_t مجموعه اطلاعات موجود در زمان t است. آن‌ها می‌نویسند که آزمون سری زمانی مشکلات مدل مقطعی را ندارد. در حقیقت، این آزمون هم‌گرایی تک تک اعضای موجود در نمونه را به‌سمت مسیر رشد متوازن معین بررسی می‌کند. بر اساس این آزمون، زمانی دو کشور i و j هم‌گرا خواهند شد که سری زمانی اختلاف بین (لگاریتم) محصول سرانهٔ آن‌ها دارای ریشهٔ واحد نباشد. به‌عبارت دیگر، اختلاف بین (لگاریتم) محصول سرانهٔ دو کشور، باید یک فرایند پایا از مرتبهٔ صفر[3] باشد. بر این اساس، به‌منظور آزمون فرضیهٔ هم‌گرایی طبق مدل سری زمانی، از آزمون ریشهٔ واحد، دیکی- فولر تعمیم یافته[4] استفاده می‌شود. تصریح مدل به‌صورت ذیل است:

$$\Delta RI_t = \mu + \beta T + \phi RI_{t-1} + \sum_{s=1}^{\kappa} C_s \Delta RI_{t-s} + e_t \qquad (۲)$$

در معادلهٔ (۲)، $RI_t = Ln(y_{it}) - Ln(y_{jt})$، μ عرض از مبدأ و Tروند زمانی است. جملهٔ $\sum_{s=1}^{k} C_s \Delta RI_{t-s}$ به‌منظور برطرف کردن خود هم‌بستگی وارد شده و k تعداد وقفهٔ بهینه را نشان می‌دهد.[5] J،کشور رهبر است و هم‌گرایی به‌سمت آن بررسی می‌شود[6].

---

1 - Quah (1993).
2 - Galton fallacy.
3- Stationary I(0).
4- Agmented dicky fuller.
۵- در آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته، تعداد وقفهٔ بهینه به‌وسیلهٔ معیارهای مختلفی همانند آکائیک، شوارز- بیزین، هنان کوئین و...، تعیین می‌شود. در این مقاله ما از معیار آکائیک استفاده کرده‌ایم.
۶- اسلام (۲۰۰۳)، اثبات می کندکه رابطهٔ (۲) از معادلهٔ پویای هم‌گرایی بتا استخراج می‌شود. او در این مقاله نشان می دهد که هر سه مدل فرضیهٔ هم‌گرایی با یکدیگر ارتباط دارند.

مدل (۲) به سه شکل قابل براورد است: (الف) بدون عرض از مبدأ (μ) و بدون روند زمانی (T)، (ب) با عرض از مبدأ (μ)، (ج) با عرض از مبدأ (μ) و روند زمانی (T).

زمانی که مدل (۲) را بدون عرض از مبدأ و بدون روند زمانی ($\mu = \beta = 0$) تخمین بزنیم، در این حالت فرضیهٔ هم‌گرایی مطلق را آزمون کرده‌ایم. حال اگر پایایی سری زمانی اختلاف بین درامد سرانهٔ دو کشور حول صفر تایید شود، در این صورت نمی توان فرضیهٔ هم‌گرایی مطلق را رد کرد. این نوع هم‌گرایی به هم‌گرایی با میانگین صفر نیز معروف است.

اگر مدل (۲) را فقط با عرض از مبدأ ($\beta = 0$; $\mu \neq 0$) براوردکنیم، در این حالت فرضیهٔ هم‌گرایی شرطی یا هم‌گرایی معین[1] را آزمون کرده‌ایم. در این وضعیت، وقتی GDP سرانهٔ دو کشور به سطوح یکنواخت شان می‌رسند، باز هم یک اختلاف دائمی در بین آن‌ها موجود است.

نوع سوم مدل سری زمانی که باعنوان فرایند ارتقاء[2] درامد سرانه معروف است، حالتی است که در آن مدل (۲) با عرض از مبدأ و روند زمانی ($\mu \neq 0 , \beta \neq 0$) برازش می‌شود. در این وضعیت، سری زمانی اختلاف درامد سرانه دارای یک روند پایا است. به‌عبارت دیگر، یک اختلاف دائمی در محصول سرانهٔ دو کشور وجود دارد. به فرایند ارتقاء درامد سرانه، هم‌گرایی تصادفی[3] نیز می‌گویند. این فرایند، حرکت یک کشور به‌سمت رهبر را نشان می‌دهد. در ادبیات هم‌گرایی، به حالت اول، هم‌گرایی قوی و به حالت‌های دوم و سوم، هم‌گرایی ضعیف گفته می‌شود.

در فرایند ارتقاء، پایا بودن سری زمانی اختلاف محصول سرانه دو کشور، شرط لازم برای هم‌گرایی است. بعد از تایید شرط لازم، باید مدل ذیل را به‌منظور آزمون شرط کافی برازش کنیم:

$$RI_t = \mu + \beta_1 T + u_t \qquad (۳)$$

که در آن $RI_t = Ln(y_{it}) - Ln(y_{jt})$ ، μ_1 عرض از مبدأ، T روند زمانی، و u_t جملهٔ اخلال تصادفی است. با توجه به رابطهٔ (۳)، اگر در لحظهٔ شروع لگاریتم، درامد سرانهٔ اقتصاد iام 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 درامد سرانهٔ اقتصاد iام بزرگ‌تر از اقتصاد jام باشد، باید μ_1 مثبت و β_1 منفی باشد، تا شرط کافی هم‌گرایی صادق شود.

---

1 - Deterministic convergence.
2 - Catching- up process.
3- Stochastic convergence.

با وقوع هر دو شرط لازم و کافی می‌توان هم‌گرایی درامد سرانهٔ اقتصاد iام و jام را پذیرفت.

اگر سری زمانی اختلاف بین درامد سرانهٔ دو کشور دارای ریشهٔ واحد باشد، در این حالت واگرایی تصادفی اتفاق افتاده است.

چون مدل‌های مقطعی و توزیعی نوع هم‌گرایی را نشان نمی‌دهند و از آن‌جائی‌که هر نوع هم‌گرایی مناسب نیست، از این‌رو با کمک مدل سری زمانی می‌توان باشگاه‌های هم‌گرایی که در یک نمونه از کشورها در حال شکل گیری‌اند، را شناسایی کرد۱. در این مدل، هم‌گرایی کشورهای موجود در نمونه به‌سمت کشور و یا کشورهای رهبرکه دارای سطوح درامدی کاملا متفاوتی‌اند۲، بر اساس روشی که توضیح داده شده است، آزمون می‌شود. حرکت (هم‌گرایی) کشورها به‌سمت سطوح درامدی پایین می‌تواند، حاکی از قرار گرفتن آن‌ها در تله‌های فقر و یا وضعیتی نامناسب‌تر از شرایط اولیه باشد. اما حرکت کشورها (به‌خصوص کشورهای در حال توسعه) به‌سمت سطوح درامدی بالا می‌تواند نوید بخش خروج آن‌ها از مدارهای توسعه نیافتگی باشد. این کشورها و به‌خصوص کشورهایی که بر اساس این مدل پیش‌بینی می‌شوند و در تلهٔ فقر قرار گرفته‌اند، تنها با تقویت توانمندی‌ها و زیر ساخت‌های اساسی[۳] می‌توانند، سطوح درامدی خود را ارتقاء بخشند.

۴- مروری بر مطالعات انجام شده

بارو (۱۹۹۱)[۴]، هم‌گرایی اقتصادی بین ۱۱۸ کشور طی دورهٔ ۱۹۸۵-۱۹۶۰را بررسی کرده است. در این مطالعه، نرخ‌های رشد بزرگ‌تر مربوط به مناطق با درامد بالاتر بوده است. بنابراین، فرضیهٔ هم‌گرایی مطلق در بارهٔ این کشورها رد شده است.

چادهوری (۲۰۰۵)[۵]، هم‌گرایی در درامد سرانه را بین نه کشور آسه آن[۶] برای دورهٔ ۲۰۰۱-۱۹۶۰ بررسی کرده است. یافته‌های تحقیق او حاکی از آن است که وجود

۱- برای آزمون فرضیهٔ هم‌گرایی باشگاهی، از روش‌های اقتصادسنجی دیگری مانند، مدل سری زمانی، روش رگرسیون درختی، روش رگرسیون آستانه‌ای، و... استفاده می‌شود. برای نمونه، می‌توانید به مقالهٔ هوانگ (۲۰۰۵) مراجعه کنید. در این تحقیق، از مدل سری زمانی اسستفاده شده است.

۲ – لزومی ندارد که کشور رهبر دارای سطح درآمدی بالاتری نسبت به بقیه باشد.

۳- تقویت توانمندی‌ها در گرو بهبود نهادها، فرهنگ، ساختار اقتصادی، و سایر عوامل موثر بر رشد و توسعه اقتصادی است.

4 -Barro (1991).

5- Chawdhury(2005).

6 -ASEAN.

هم‌گرایی مطلق و شرطی بتا و هم‌گرایی سیگما را بین این کشورها پذیرفت. او در این تحقیق، رد فرضیهٔ هم‌گرایی را دلیلی بر تأیید مدل‌های رشد درون‌زا می‌داند.

هیجین (۲۰۰۶)[1]، هم‌گرایی در درامد سرانه را بین بیش از ۳۰۰۰ شهر امریکا برای دورهٔ ۱۹۹۸-۱۹۷۰ بررسی کرده است. او در این تحقیق، مدل هم‌گرایی مطلق بتا را با کمک دو روش حداقل مربعات معمولی[2] و حداقل مربعات سه مرحله‌ای[3] براورد کرده است. او با کمک روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای، نرخ هم‌گرایی را بین ۶ تا ۷ درصد براورد کرده است.

گیلز (۲۰۰۵)[4]، در مقالهٔ خود باعنوان «آیا باز بودن تجاری روی سرعت هم‌گرایی محصول تأثیر می‌گذارد؟»، رابطهٔ بین درجهٔ بازبودن تجاری و هم‌گرایی اقتصادی را طی دورهٔ ۱۹۹۰-۱۹۶۵ برای ۸۸ کشور جهان بررسی کرده است. نتایج تحقیق او حاکی از آن است که یک رابطهٔ مثبت بین درجهٔ باز بودن تجاری و سرعت هم‌گرایی محصول سرانه وجود دارد.

بن دیوید (۲۰۰۰)[5]، در مقالهٔ خود باعنوان «تجارت و نرخ هم‌گرایی درامد»، دریافته است که توسعهٔ تجارت روی پراکندگی درامد سرانه بین کشورها تأثیر می‌گذارد؛ به‌طوری‌که تجارت در درون گروه‌های تجاری، سرعت هم‌گرایی را تشدید می‌کند. او در این مقاله بیان می‌دارد که افزایش تجارت به وسیلهٔ کشورها زمانی هم‌گرایی را تقویت می‌کند، که جریان تجاری به ویژه صادرات از شرکای فقیر به‌سمت شرکای ثروتمند افزایش پیدا کند.

دوهرست و ماتیس گایتان (۱۹۹۵)[6]، فرضیهٔ هم‌گرایی درامد سرانه را بین ۶۳ منطقه در اروپا طی دورهٔ ۱۹۹۱- ۱۹۸۱ بررسی کردند. سرعت هم‌گرایی شرطی در مطالعهٔ آن‌ها یک درصد در سال براورد شد.

بارو و سالا- ای- مارتین (۱۹۹۲)[7]، فرضیه هم‌گرایی درامد سرانهٔ ۴۸ ایالت آمریکا را طی دورهٔ۱۹۹۰-۱۸۸۵ بررسی و ضریب هم‌گرایی را ۲ درصد در سال براورد کردند.

1- Higgins(2003).
2- Ordinary Least Square.
3- Stage Least Squares.
4- Giles (2005).
5- Ben David (1993-1994-2000).
6- Dewhurst & mvtis- Gaitan (1995).
7- Sala- i- Martin (1992).

دوریک و نگوین (۱۹۸۹)[1]، فرضیهٔ هم‌گرایی را در کشورهای عضو OECD مورد بررسی قرار داده و نشان دادند که درامد سرانه این گروه از کشورها در دورهٔ بعد از جنگ جهانی دوم به‌طور معنی‌داری هم‌گرا شده است.

کلومب و لی (۱۹۹۶)[2]، فرضیهٔ هم‌گرایی در درامد قابل تصرف را بین کشورهای عضو OECD، برای دورهٔ ۱۹۹۱-۱۹۶۱،بررسی و سرعت هم‌گرایی درامد قابل تصرف را ۲,۸۹ درصد در سال براورد کردند.

فری‌مان[3] و همکاران (۲۰۰۱)، هم‌گرایی اقتصادی دربارهٔ بهره‌وری نیروی کار در صنایع کارخانه‌ای کشورهای گروه OECD را بررسی کرده‌اند. آن‌ها برای آزمون 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 پیدا کرد. آن‌ها هم‌چنین هم‌گرایی مطلق β را نیز در این مطالعه آزمون کردند. بر اساس این آزمون، ضریب هم‌گرایی مطلق β برای دوره ۱۹۸۰-۱۹۵۰، معادل ۰/۰۱۴ براورد شد.

کونادو[4] و همکاران (۲۰۰۶)، هم‌گرایی اقتصادی بین ۴۳ کشور افریقایی به‌سمت میانگین مقطعی درامد سرانهٔ کشورهای افریقایی و هم‌چنین کشور امریکا با کمک مدل سری زمانی را آزمون کرده‌اند. براساس این تحقیق، آن‌ها نتوانستند شواهدی از هم‌گرایی مطلق به‌سمت امریکا و یا میانگین کشورهای افریقایی و هم‌چنین شواهدی از هم‌گرایی شرطی به‌سمت امریکا پیدا کنند، ولی به شواهدی از هم‌گرایی شرطی به‌سمت میانگین افریقا برای کشورهای نامبیا، نیجریه، بنین، کنیا، و روآندا دست پیدا کرده‌اند. در این تحقیق، بر اساس فرایند ارتقاء فرضیهٔ هم‌گرایی به‌سمت میانگین افریقا برای کشور زیمباوه تایید شد. از سوی دیگر، فرایند واگرایی از میانگین GDP سرانه افریقا برای کشورهای کونگو، نامبیا، و تانزانیا و واگرایی از GDP سرانهٔ کشور امریکا برای کشورهای مالی، سنگال، سومالی، و سودان مورد تایید قرار گرفت.

کینگ[5] و همکاران (۱۹۹۹)، هم‌گرایی در تولید سرانهٔ ۱۶ کشور عضو OECD را برای دورهٔ ۱۹۸۹-۱۹۰۰ با کمک آزمون سری زمانی بررسی کرده‌اند. آن‌ها شواهدی از

1- Dowrick & Ngyen (1989).
2- coulmob & lee (1995).
4- Freeman (2001).
5- j. cunado (2006).
6- Qing (1999).

فرایند هم‌گرایی شرطی برای ۱۰ عدد از ۱۶ کشور مورد بررسی پیدا کردند. هم‌چنین، بر اساس آزمون سری زمانی مشخص شد که در ۱۴ کشور از ۱۶ کشور موجود در نمونه، فرایند ارتقاء در GDP سرانه صدق می‌کند.

استرازیمیچ[1] و همکاران (۲۰۰۴)، فرایند هم‌گرایی تصادفی یا فرایند ارتقاء در GDP سرانه را برای ۱۵ کشور عضو OECD طی دورهٔ ۱۹۹۴-۱۸۷۰ بررسی کرده‌اند. بر اساس این تحقیق، این فرایند در یازده مورد از ۱۵ کشور به تأیید رسید.

گرسلی[2] و همکاران (۱۹۹۷)، فرضیهٔ هم‌گرایی دوطرفه را بین کشورهای عضو OECD با کمک آزمون‌های سری زمانی طی دورهٔ ۱۹۹۰-۱۹۵۰ بررسی کرده‌اند. آن‌ها شواهدی از هم‌گرایی دوطرفه را بین بلژیک و هلند، فرانسه و ایتالیا، استرالیا و انگلستان و سوئد و دانمارک پیدا کردند.

۵- داده‌ها، روش اقتصادسنجی و مروری بر وضعیت اقتصادی کشورهای سازمان کنفرانس اسلامی

(۵- الف) داده‌ها

از آن‌جائی‌که این پژوهش یک مطالعهٔ بین کشوری است، محدودهٔ مکانی آن شامل ۳۶ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی است که عبارتند از: الجزایر، بحرین، بنگلادش، بنین، بورکینافاسو، کامرون، چاد، کومور، ساحل عاج، مصر، گابون، گامبیا، گینه بیسائو، گویان، اندونزی، ایران، اردن، مالزی، مالی، موریتانی، مراکش، موزامبیک، نیجر، نیجریه، عمان، پاکستان، عربستان صعودی، سنگال، سیرالئون، سودان، سورینام، جمهوری عربی سوریه، توگو، تونس، ترکیه، امارات متحده عربی. وجود داده‌های سری زمانی مورد نیاز، علت گزینش کشورهای منتخب بوده است. دورهٔ زمانی این تحقیق، سال‌های ۲۰۰۳-۱۹۸۰ است.

متغیر مورد استفاده در این تحقیق، GDP سرانهٔ واقعی (به قیمت ثابت دلار ۲۰۰۰ امریکا) است. اطلاعات مربوط به متغیر مذکور از مجموعه سال نامه‌های آماری منتشره از سوی بانک جهانی (WDI)[3] استخراج شده است.

1- Strazimich (2004).
2- Greasly and oxley (1997).
3 - World Development Index.

۵-ب) روش اقتصادسنجی

در این تحقیق، از هر سه مدل معرفی شده در قسمت ۳ برای آزمون فرضیهٔ هم‌گرایی استفاده شده است. بدین منظور، از روش حداقل مربعات معمولی[1] برای تخمین مدل مقطعی و از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای بررسی مدل سری زمانی استفاده شده است.

(۵-ج) مروری مختصر بر وضعیت اقتصادی کشورهای سازمان کنفرانس اسلامی

در این مطالعه، با توجه به داده‌ها و اطلاعات در دسترس، هم‌گرایی اقتصادی منتخبی از کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی (OIC) مورد بررسی قرار می‌گیرد. سازمان کنفرانس اسلامی در ۲۵ سپتامبر ۱۹۶۹،با عضویت ۲۵ کشور اسلامی تاسیس شد و در حال حاضر مشتمل بر ۵۷ کشور مستقل اسلامی است. سازمان کنفرانس اسلامی در ابتدا به‌عنوان یک سازمان سیاسی آغاز به کار کرد و متعاقب آن دریافت که عملکرد مؤثر سیاسی، مبتنی بر بهبود همکاری‌های اقتصادی میان کشورهای عضو است. از این رو، فعالیت‌های اقتصادی به‌عنوان یکی از موضوعات مهم، مورد توجه قرار گرفت.

از میان ۵۷ کشور اسلامی عضو این سازمان، ۲۷ کشور در قارهٔ آسیا، ۲۷ کشور در قارهٔ افریقا، کشور آلبانی در اروپا، و دو کشور سورینام و گویان در آمریکای لاتین واقع شده‌اند. این کشورها از نظر جغرافیایی گستردگی زیادی دارند. کشورهای اسلامی موقعیت‌ها و شرایط متفاوتی دارند. بزرگ‌ترین آن‌ها از نظر وسعت، قزاقستان با مساحت ۲۷۴۴ هزار کیلومتر و کوچک‌ترین آن‌ها، مالدیو با مساحت ۲۹۸ کیلومترمربع است. پرجمعیت‌ترین کشور اسلامی، اندونزی و کم جمعیت‌ترین کشور، مالدیو است. متوسط رشد جمعیت در کشورهای اسلامی حدود ۲/۳ درصد است.

اکثر کشورهای اسلامی جزء کشورهای در حال توسعه محسوب می‌شوند. براساس تقسیم بندی بانک جهانی در سال ۲۰۰۰، از میان ۵۷ کشور اسلامی، ۲۹ کشور جزء کشورهای کم درامد (با درامد سرانه پایین‌تر از ۷۶۰ دلار)، ۱۶ کشور با درامد سرانهٔ متوسط پایین (بین ۷۶۰ تا ۳۰۳۰ دلار)، ۸ کشور با درامد سرانهٔ متوسط بالا (بین ۳۰۳۰ تا ۹۳۶۰ دلار) و تنها ۴ کشور با درامد سرانه بالا (بیشتر از ۹۳۶۰ دلار)، هستند.[2] اتیوپی، سیرالئون، افغانستان، کامبوج، نیجریه، پاکستان، و موزامبیک، ۸ کشور فقیر دنیا به‌شمار می‌روند. ۶ کشور از این مجموعه در میان اعضای سازمان کنفرانس اسلامی

1- Ordinary Least Squares.

۲- گزارش توسعهٔ جهان (۲۰۰۰).

وجود دارند. این در حالی است که کشورهای عضو این سازمان چیزی حدود ۷۰۰ میلیارد بشکه ذخیره نفتی را در سرزمین‌های خود جای داده‌اند.

این کشورها حجم تجارت اندکی دارند و تجارت داخلی میان اعضاء هم بسیار پایین است. به غیر از کشورهای صادر کنندهٔ نفت، الجزایر، برونئی، گابون، اندونزی، ایران، عراق، کویت، لیبی، نیجریه، عمان، قطر، عربستان، و امارات متحده عربی، مهم‌ترین کالای صادراتی سایر کشورهای مسلمان را مواد اولیه و مصرفی مانند، مواد غذایی، کتان، پوست، و چوب، تشکیل می‌دهد.[۱] درصد بالایی از جمعیت کشورهای اسلامی زیر خط فقر زندگی می‌کنند، که این نسبت در بعضی از کشورها مانند سیرالئون به ۷۰,۲ درصد می‌رسد.[۲]

۶- تخمین و تجزیه و تحلیل

در این قسمت، به‌منظور آزمون فرضیهٔ هم‌گرایی بین کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی، از مدل‌های هم‌گرایی مطلق بتا، مدل هم‌گرایی سیگما و مدل سری زمانی استفاده شده است.

(۶- الف) مدل هم‌گرایی مطلق بتا

ابتدا با کمک مدل (۱)، فرضیهٔ هم‌گرایی مطلق بتا بین ۳۶ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی آزمون می‌شود. سپس، نمونه مورد نظر به ۱۲ کشور آسیایی و ۲۴ کشور افریقایی- امریکای لاتین (شامل ۲۲ کشور آفریقایی و ۲ کشور امریکای لاتین- گویان و سورینام) تقسیم و بار دیگر مدل(۲) برای آن‌ها برازش شده است (برازش‌های انجام شده پیوست است). نتایج این بررسی در جدول‌های ۱ و ۲ و ۳ ارائه می‌شود.

جدول ۱- نتایج برازش مدل هم‌گرایی مطلق بتا برای ۳۶ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی با کمک داده‌های مقطعی[۳]

	α	β	R^2= ۰/۰۹۴
ضرایب	۰/۰۲۹۱	- ۰/۰۰۳۷	$\overline{R}^2$ = ۰/۰۹۴
آماره t	۲/۱۵(**)	- ۱/۸۸ (***)	n =۳۶
			D.W =۲/۱۴

منبع: یافته‌های تحقیق (**) معنی‌داری در سطح ۵ درصد و (***) معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد

۱- The Statistical , Economic and Social research and training center for Islamic countries (sesrtcic) مرکز آموزش و تحقیقات آماری، اقتصادی، و اجتماعی کشورهای اسلامی (۲۰۰۶).

۲- گزارش توسعهٔ انسانی (۲۰۰۶).

۳- R^2 پایین در بحث رشد و هم‌گرایی متعارف است. زیرا، از بین عوامل متعدد و موثر بر رشد اقتصادی، در آزمون هم‌گرایی مطلق، تنها یک متغیر مورد بررسی قرار می گیرد.

جدول ۲- نتایج برازش مدل هم‌گرایی مطلق بتا برای ۱۲ کشور آسیایی عضو سازمان کنفرانس با کمک داده‌های مقطعی

	α	β	R^2 = ۰/۵۹۶
ضرایب	۲/۱۲	- ۰/۰۲۴۸	$\overline{R}^2$ = ۰/۵۵۶
آماره t	۴/۱۷ (*)	- ۳/۸۴ (*)	n =۱۲
			D. W = ۱/۹

منبع: یافته‌های تحقیق * معنی‌داری در سطح ۱ درصد

جدول ۳- نتایج برازش مدل هم‌گرایی مطلق بتا برای ۲۴ کشور افریقایی - امریکای لاتین با کمک داده‌های مقطعی

	α	β	R^2 =۰/۰۰۴۲۹۹
ضرایب	۰/۱۸۹۶۶۴	-۰/۰۲۲۹۷۲	$\overline{R}^2$ = -۰/۰۴۰۹۶۱
آماره t	۰/۴۰۶۳	-۰/۳۰۸۱۸۴	n =۲۴
			$D.W$ = ۲/۵۶

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طورکه از نتایج تخمین مدل هم‌گرایی مطلق بتا در جداول ۱ و ۲ و ۳ پیداست، نمی‌توان این فرضیه را برای کل نمونه و ۱۲ کشور آسیایی رد کرد. هم‌چنین، فرضیهٔ هم‌گرایی مطلق بتا را برای ۲۴ کشور افریقایی - امریکای لاتین نمی‌توان پذیرفت. ضریب هم‌گرایی مطلق بتا برای کل نمونه، ۰/۰۰۳۷ و برای ۱۲ کشور آسیایی عضو نمونه، ۰/۰۲۴۸ تخمین زده شد. به این‌ترتیب، می‌توان نتیجه گرفت، با این‌که فرضیهٔ هم‌گرایی مطلق بتا در کل نمونه رد نشده است، اما تجزیه نمونه به دو گروه، حاکی از آن است که تنها تعدادی از کشورهای اسلامی به‌سطح یکنواخت مشترکی هم‌گرا هستند.

دورلاف و برنارد (۱۹۹۶ و ص ۹) می‌نویسند، فرضیهٔ صفر در مدل مقطعی، حاکی از آن است که هیچ یک از کشورهای موجود در نمونه هم‌گرا نیستند، در حالی‌که فرضیهٔ مقابل حاکی از آن است که کل کشورهای موجود در نمونه به سطح یکنواخت مشترکی هم‌گرا خواهند شد. آن‌ها معتقدند، چون در مدل هم‌گرایی مطلق β، ضریب بتای تخمین زده شدهٔ میانگین وزنی، از نسبت انحرافات نرخ‌های رشد کشورها از میانگین به انحرافات درامد سرانهٔ اولیه از میانگین است، از این رو در وضعیتی که فقط تعدادی از کشورهای موجود در نمونه به سطح یکنواخت مشترکی هم‌گرا هستند، ممکن است، $\hat{\beta}$

تخمینی، بین صفر و منفی یک برازش شود، در حالی که کل کشورهای موجود در نمونه هم‌گرا نیستند. آن‌ها به‌منظور بر طرف کردن این مشکل، مدل سری زمانی هم‌گرایی را ارائه کردند که در قسمت (۶- ج) مورد استفاده قرار می‌گیرد.

(۶- ب) مدل توزیعی یا مدل هم‌گرایی سیگما

به‌منظور بررسی هم‌گرایی در پراکندگی درامد سرانه، ابتدا واریانس مقطعی لگاریتم درامد سرانه طی دورهٔ ۲۰۰۳- ۱۹۸۰ به‌صورت جداگانه برای کل نمونه، ۱۲ کشور آسیایی و ۲۴ کشور افریقایی- امریکای لاتین محاسبه شده است. نتایج این محاسبات در جدول ۴ ارائه شده است. همان‌طور که از این نتایج پیداست، پراکندگی درامد سرانه بین ۳۶ کشور موجود در نمونه، از ۱/۸۹۳۷ در سال ۱۹۸۰، به ۱/۷۱۵۵ در سال ۲۰۰۳

جدول۴- مقادیر واریانس مقطعی

سال	*واریانس مقطعی ۳۶ کشور موجود در نمونه*	*واریانس مقطعی ۱۲کشور آسیایی*	*واریانس مقطعی ۲۴ کشور آفریقا-امریکای لاتین*
1980	1.893733	2.692189	0.827245
1981	1.883997	2.62948	0.834981
1982	1.81014	2.445006	0.820236
1983	1.806554	2.32384	0.843391
1984	1.841712	2.296072	0.879124
1985	1.78186	2.167456	0.874992
1986	1.716303	2.045466	0.861974
1987	1.671253	2.005633	0.787253
1988	1.656654	1.965981	0.787801
1989	1.647152	1.974907	0.793536
1990	1.705525	1.997346	0.812363
1991	1.711382	1.977976	0.807335
1992	1.748485	1.915425	0.826219
1993	1.772559	1.886012	0.830668
1994	1.754608	1.828244	0.834632
1995	1.756844	1.779053	0.844755
1996	1.762592	1.781114	0.852701
1997	1.763578	1.753959	0.872347
1998	1.769849	1.747125	0.905891
1999	1.749759	1.72333	0.899957
2000	1.779298	1.737294	0.906753
2001	1.740611	1.703498	0.897419
2002	1.730099	1.657904	0.89566
2003	1.715524	1.633518	0.890796

منبع: یافته‌های تحقیق

کـاهش پیـدا کـرده اسـت. مقـدار واریـانس بـین ۱۲ کـشور آسـیایی، از ۲/۶۹ در سال ۱۹۸۰، به ۱/ ۶۳ در سال ۲۰۰۳ کاهش پیدا کرده است. مقدار این متغیـر بـین ۲۴ کشور افریقایی- امریکـای لاتـین، از ۰/۸۲۷ در سـال ۱۹۸۰، بـه ۰/۸۹ در سـال ۲۰۰۳ افزایش پیدا کرده است. بنابراین، بر اساس مدل هم‌گرایی سیگما، هـم‌گرایـی اقتـصادی بین ۳۶ کشور موجود در نمونه و هم‌چنین ۱۲ کشور آسیایی و واگرایـی اقتـصادی بـین ۲۴ کشور افریقایی- امریکای لاتین به تایید می‌رسد.

(۶- ج) مدل سری زمانی فرضیهٔ هم‌گرایی

در این قسمت، ابتدا هم‌گرایی ۳۶ کشور عضو OIC به‌سمت میانگین مقطعـی ایـن کشورها بررسی می‌شود. از این رو، اخـتلاف بـین لگـاریتم درامـد سـرانهٔ هـر کـشور از میانگین مقطعی برای دورهٔ ۲۰۰۳ -۱۹۸۰ هر ساله محاسبه و سری‌های زمانی حاصله را سری‌های زمانی انحراف از میانگین نامیده شـده‌انـد. در مرحلـهٔ دوم، بـا کمـک آزمـون دیکی- فولر تعمیم یافته وجود ریشه واحد در سری‌های زمانی انحراف از میانگین مـورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج این آزمون در جدول ۵ ارائه شده است.

ستون‌های ۳،۲ و۴ در جدول پنج مقادیر آمارهٔ ADF را نشان می‌دهند. ستون چهارم در جدول پنج، وضعیت هم‌گرایی کشورها را به‌سمت میانگین مقطعی نشان می‌دهد.

نمادهای ارائه شده در این ستون، در جدول ۶ به‌طور مختصر تشریح می‌شوند:

جدول (۵) نتایج آزمون ریشهٔ واحد دیکی فولر تعمیم یافته را برای سه حالت، بـدون عرض از مبدأ و بدون روند زمانی، با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی و با عرض از مبـدأ و روند زمانی نشان می‌دهد. این نتایج حاکی از آن است کـه در حالـت بـدون عـرض از مبدأ و بدون روند زمانی در سطح یک درصد، می‌توان فرضیهٔ وجود ریشهٔ واحد را بـرای کشورهای بنگلادش، مصر، اندونزی، مالزی، عربستان سعودی، سیرالئون، تونس و امارات متحده عربی، رد کرد. در سطح خطای ۱۰ درصد، می‌توان این فرضیه را برای کشورهای بورکینا فاسو، موریتانی، نیجر، عمان، پاکستان و ترکیه به نفع فرضیهٔ پایایی رد کرد.

وقتی فرضیهٔ وجود ریشهٔ واحد برای این سری‌ها در حالـت وجـود عـرض از مبـدأ و بدون روند زمانی آزمون می‌شود، در سطح یـک درصـد مـی‌تـوان ایـن فرضـیه را بـرای کشورهای عمان، پاکـستان، و عربـستان سـعودی در سـطح ۵ درصـد بـرای کـشورهای نیجریه، سورینام، و تونس و در سطح ۱۰ درصد برای کـشورهای بورکینافاسـو، مـصر، و مراکش به نفع فرضیهٔ پایایی رد کرد.

جدول۵ - نتایج آزمون ریشهٔ واحد دیکی- فولر تعمیم یافته

آزمون ریشهٔ واحد سری‌های زمانی انحراف از میانگین				
کشور	**بدون عرض از مبدا و بدون روند زمانی**	**با عرض از مبدا**	**با عرض از مبدا و روند زمانی**	**وضعیت هم‌گرایی**
الجزایر	-0.54	-.79	-1.23	U
بحرین	-0.29	-1.87	-3.24	U
بنگلادش	-5.77(*)	1.64	-1.06	C
بنین	-0.44	-1.23	-.97	U
بورکینافاسو	-1.94(***)	-3.47(***)	-3.476(***)	CAT &CC&C
کامرون	-0.57	-1.96	-3.16	U
چاد	-1.008	-2.33	-2.19	U
کومور	1.53	.61	-2.71	U
ساحل عاج	0.62	-1.13	-3.01	U
مصر	2.92	-2.92(***)	-5.06(*)	D
گابون	-1.14	-1.25	-2.78	U
گامبیا	0.82	-.73	-3.598(***)	D
گینه بیسائو	0.3	-1.01	-1.85	U
گویان	-1.45	-2.08	-2.35	U
اندونزی	-4.0036(*)	-2.10	-.33	C
ایران	1.11	.17	-3.04	U
اردن	-0.78	-1.09	-3.21	U
مالزی	3.06	-1.3	-.76	U
مالی	-0.98	-.188	.71	U
موریتانی	-1.886(***)	-1.97	-3.43(***)	CAT & C
مراکش	1.36	-2.69(***)	-1.86	CC
موزامبیک	-0.79	.022	-2.21	U
نیجر	1.74	-1.77	-2.52	U
نیجریه	0.69	-3.72(**)	-4.077(**)	d
عمان	1.93	-6.4255(*)	-3.37(***)	D
پاکستان	-1.7(***)	-5.59(*)	-1.04	CC & C
عربستان سعودی	-3.15(*)	-3.89(*)	-3.14	CC & C
سنگال	-0.42	-2.64	-3.54(***)	cat
سیرالئون	2.04	-.12	-2.21	U
سودان	1.57	1.4	-2.14	U
سورینام	-0.72	-3.52(**)	-3.02	CC
سوریه	-0.38	-1.8	-1.9	U
توگو	1.04	-2.17	-3.15	U
تونس	3.87	3.32	-1.39	U
ترکیه	1.64	-2.43	-1.75	U
امارات متحده عربی	-3.1167(*)	-1.66	-2.82	C

منبع: یافته‌های تحقیق

(*)معنی‌داری در سطح ۱درصد؛ (**)معنی‌داری در سطح 5درصد؛(***)معنی‌داری در سطح ۱۰درصد.

جدول۶- تشریح نمادهای ستون چهارم جدول چهار

علائم	توضیحات
C	این نماد نشان‌دهندهٔ وقوع هم‌گرایی مطلق است.
CC	این نماد نشان‌دهندهٔ وقوع هم‌گرایی شرطی است.
CAT	این نماد نشان‌دهندهٔ این است که سری زمانی انحراف از میانگین دارای یک روند پایا است. ضرایب β_1 و μ_1 در مدل (۳) علائم موافق انتظار داشته و هر دو از لحاظ آماری معنی‌دار هستند. این نماد نشان‌دهنده وقوع قوی فرآیند ارتقا است.
cat	این نماد نشان‌دهندهٔ این است که سری زمانی انحراف از میانگین، دارای یک روند پایا است. ضرایب β_1 و μ_1 در مدل (۳)، علائم موافق انتظار دارند اما، یکی از آن‌ها از نظر آماری معنی‌دار نیست. این نماد نشان‌دهندهٔ وقوع ضعیف فرایند ارتقا است.
D	این نماد نشان‌دهندهٔ این است که سری زمانی انحراف از میانگین دارای یک روند پایا است. ضرایب β_1 و μ_1 علائم مخالف انتظار داشته و هر دو از نظر آماری معنی‌دار ند. این نماد نشان‌دهندهٔ وقوع قوی فرایند واگرایی است.
d	این نماد نشان‌دهندهٔ این است که سری زمانی انحراف از میانگین دارای یک روند پایا است. ضرایب β_1 و μ_1 علائم مخالف انتظار دارند اما یکی از آن‌ها از نظر آماری معنی‌دار نیست. این نماد نشان‌دهنده وقوع ضعیف فرایند واگرایی است.
U	این نماد نشان‌دهندهٔ وجود ریشهٔ واحد در سری زمانی انحراف از میانگین است.

سرانجام، وقتی فرضیهٔ وجود ریشهٔ واحد را برای سری‌های زمانی انحراف از میانگین در حالت وجود عرض از مبدأ و روند زمانی آزمون می‌کنیم، می‌توان این فرضیه را در سطح یک درصد برای کشور مصر و در سطح ۵ درصد برای کشور نیجریه و در سطح ۱۰ درصد برای کشورهای بورکینافاسو، گامبیا، موریتانی، عمان، و سنگال به نفع فرضیه پایایی این سری‌ها رد کرد. در مرحلهٔ بعد، شرط کافی برای این کشورها بررسی شده است. (بین کشورهایی که این حالت برای آن‌ها اتفاق افتاده است، تنها کشورهای عمان و مصر بالای میانگین قرار داشته و بقیه زیر میانگین قرار دارند).

براساس نتایج ستون چهارم، فرضیهٔ هم‌گرایی مطلق برای کشورهای بنگلادش، اندونزی، امارات متحده عربی و فرضیهٔ هم‌گرایی شرطی برای کشور سورینام و مراکش به تایید رسیده است.

وقوع هر سه حالت فرضیهٔ هم‌گرایی مطلق، شرطی و فرایند ارتقاء (به‌طور قوی) برای کشور بورکینافاسو پذیرفته شده است.

وقوع فرضیهٔ هم‌گرایی مطلق و شرطی برای کشورهای عربستان سعودی و پاکستان به تایید رسیده است.

فرایند ارتقاء به‌صورت قوی برای کشور موریتانی و به‌طور ضعیف برای کشور سنگال مورد تایید قرار گرفته است.

وقوع فرضیهٔ واگرایی بین میانگین مقطعی و GDP سرانهٔ واقعی کشورهای مصر، گامبیا، و عمان به‌طور قوی و برای کشور نیجریه به‌طور ضعیف پذیرفته می‌شود.

در مورد سایر کشورها نمی‌توان فرضیهٔ وجود ریشهٔ واحد در سری زمانی انحراف از میانگین را رد کرد.

در ادامه، هم‌گرایی کشورهای عضو OIC (۳۶ کشور موجود در نمونه) به‌سمت کشور امریکا بررسی می‌شود. عموماً در آزمون‌های فرضیهٔ هم‌گرایی، امریکا به‌عنوان کشور رهبر انتخاب می‌شود. برای نمونه، می‌توان به گیلز (۲۰۰۵)، کونادو (۲۰۰۶) و آنوسوا (۲۰۰۳)، اشاره کرد. آنوسوا، علت انتخاب آمریکا را به‌عنوان کشور رهبر چنین بیان می‌کند، که درامد سرانهٔ واقعی آمریکا بر اساس برابری قدرت خرید (براساس اطلاعات هستون و ساموز)، بالاتر از سایر کشورهای موجود در نمونهٔ مورد بررسی است. از این رو، انتخاب آن به‌عنوان رهبر مناسب است. ما در این مطالعه علاوه بر آزمون هم‌گرایی کشورها به‌سمت میانگین، هم‌گرایی آن‌ها را به‌سمت آمریکا (به‌عنوان کشوری با سطح یکنواخت بالا) بررسی کرده‌ایم. به‌منظور آزمون هم‌گرایی به‌سمت آمریکا، پایایی سری‌های زمانی انحراف GDP سرانهٔ کشورها از GDP سرانهٔ آمریکا (انحراف از رهبر)، مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج این آزمون در جدول ۷ ارائه می‌شود.

ستون‌های ۳،۲ و۴، در جدول هفت مقادیر آمارهٔADF را نشان می‌دهند. ستون پنجم در جدول ۷، وضعیت هم‌گرایی کشورها را به‌سمت امریکا نشان می‌دهد. نمادهای ارائه شده در این ستون، توضیحاتی مشابه جدول ۶ دارند.

بر اساس جدول هفت، فرضیهٔ وجود ریشهٔ واحد را نمی‌توان در وضعیت بدون عرض از مبدا و بدون روند زمانی، برای هیچ یک از کشورها رد کرد. در حالت با عرض از مبدا و بدون روند زمانی می‌توان در سطح پنج درصد این فرضیه را برای کشورهای کامرون، گویان، و عربستان سعودی و در سطح ۱۰ درصد برای کشورهای بحرین، عمان، و ترکیه به نفع فرضیهٔ پایایی رد کرد. از این‌رو، فرضیهٔ هم‌گرایی شرطی برای کشورهای بحرین، کامرون، گویان، عربستان سعودی، عمان و ترکیه، به تایید می‌رسد.

در حالت وجود عرض از مبدأ و روند زمانی، می‌توان در سطح یک درصد برای کشور مراکش، در سطح ۵ درصد برای کشور بحرین، کومور، مصر، نیجریه، عمان، سودان، و سوریه و در سطح ۱۰ درصد برای کشورهای بورکینافاسو، عربستان سعودی۱، و سورینام فرضیهٔ وجود ریشهٔ واحد را به نفع فرضیهٔ پایایی رد کرد.

بررسی شرط کافی برای حالت اخیر، حاکی از آن است که فرایند ارتقاء GDP سرانهٔ واقعی کشورهای بحرین و مصر به‌سمت GDP سرانهٔ واقعی کشور آمریکا، به‌صورت ضعیف به تایید

۱- همان‌طور که ملاحظه می کنید، در مورد کشور عربستان پایایی سری زمانی انحراف از رهبر در دو حالت با عرض از مبدا و بدون روند زمانی و با عرض از مبدا و با روند زمانی، به تایید رسیده است. کونادو (۲۰۰۶، ص۵۸)، معتقد است در چنین شرایطی، برای تعیین وضعیت هم‌گرایی، باید تصمیم‌گیری را بر اساس حالت با عرض از مبدا و با روند زمانی قرار دهیم.

می‌رسد. واگرایی اقتصادی بین GDP سرانهٔ واقعی کشورها از کشور آمریکا، برای کشورهای بورکینافاسو، کومور، مراکش، نیجریه، عمان، و عربستان سعودی به‌صورت قوی و برای کشورهای سودان، سورینام، و سوریه به‌صورت ضعیف پذیرفته می‌شود[1]. در مورد سایر کشورها نمی‌توان فرضیهٔ وجود ریشهٔ واحد در سری زمانی انحراف از میانگین را رد کرد.

جدول ۷- نتایج آزمون ریشهٔ واحد دیکی فولر تعمیم یافته

آزمون ریشه واحد سری‌های زمانی انحراف از رهبر(امریکا)				
کشور	**بدون عرض از مبدا و بدون روند زمانی**	**با عرض از مبدا و بدون روند زمانی**	**با عرض از مبدا و روند زمانی**	**وضعیت هم‌گرایی**
الجزایر	1.27	-1.19	-.092	U
بحرین	1.13	-2.93(***)	-4.03(**)	CC & cat
بنگلادش	-.367	-1.33	-2.17	U
بنین	1.33	-2.45	-.69	U
بورکینافاسو	.71	-2.57	-3.31(***)	D
کامرون	1.4	-3.31(**)	-2.83	CC
چاد	.6	-1.47	-2.67	U
کومور	3.2	.39	-3.99(**)	D
ساحل عاج	2.4	-1.33	-2.38	U
مصر	-.73	-1.32	-4.34(**)	cat
گابون	2.01	-1.03	-2.54	U
گامبیا	2.19	-.93	-2.67	U
گینه بیسائو	1.14	-.025	-2.32	U
گویان	.58	-3.21(**)	-2.92	CC
اندونزی	-.69	-1.49	-3.17	U
ایران	.69	-2.44	-1.93	U
اردن	1.86	-.93	-1.43	U
مالزی	-.859	-1.12	-3.03	U
مالی	-.21	-2.56	-.05	U
موریتانی	2.09	-2.32	-1.48	U
مراکش	.85	-.97	-5.10(*)	D
موزامبیک	.15	-1.65	-1.86	U
نیجر	2.62	-2.07	-1.94	U
نیجریه	1.95	-1.04	-3.98(***)	D
عمان	.6	-2.68(***)	-3.93(***)	D
پاکستان	-.06	-2.09	-1.95	U
عربستان سعودی	2.31	-3.69(***)	-3.57(***)	D
سنگال	1.26	-1.39	-1.38	U
سیرالئون	2.85	-.31	-2.33	U
سودان	.13	-1.76	-3.74(**)	d
سورینام	1.44	-2.02	-3.33(***)	d
سوریه	1.139	-1.54	-3.67(**)	d
توگو	2.31	-2.02	-2.58	U
تونس	-.29	-.89	-1.07	U
ترکیه	.06	-2.82(***)	-2.81	CC
امارات متحده عربی	-1.02	-1.9	-3.06	U

منبع: یافته‌های تحقیق (*) معنی‌داری در سطح ۱درصد؛ (**) معنی‌داری در سطح ۵ در صد؛ و (***) معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد

۱- آن‌ها درامد سرانهٔ کشور امارات متحده عربی در سال ۱۹۸۰ بالاتر از کشور امریکا بوده است.

۷- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این مطالعه، سعی شد تا هم‌گرایی اقتصادی بین منتخبی از کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی (۳۶ کشور) بررسی شود. بر این اساس، فرضیهٔ هم‌گرایی، با کمک سه رویکرد مدل مقطعی، مدل توزیعی، و سری زمانی آزمون شده است. نتایج این بررسی را می‌توان به‌صورت ذیل خلاصه کرد:

۱- بر اساس مدل هم‌گرایی مطلق بتا، فرضیهٔ هم‌گرایی بین ۳۶ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی پذیرفته شد. با تقسیم نمونه به دو گروه کشورهای آسیایی و افریقایی- امریکای لاتین، مدل به‌صورت جداگانه برای هر گروه برازش شد. نتایج به‌دست آمده حاکی از آن است که فرضیهٔ هم‌گرایی بین ۱۲ کشور آسیایی به تایید رسیده و برای ۲۴ کشور افریقایی- مریکای لاتین رد شده است.

۲- نتایج مدل هم‌گرایی سیگما، حاکی از آن است که پراکندگی مقطعی درامد سرانه بین ۳۶ کشور موجود در نمونه و هم‌چنین ۱۲ کشور آسیایی کاهش یافته است. در حالی که واگرایی سیگما بین ۲۴ کشور افریقایی- امریکای لاتین اتفاق افتاده است.

۳- بر اساس مدل سری زمانی، هم‌گرایی کشورها به‌سمت میانگین مقطعی کشورهای موجود در نمونه (به‌عنوان کشور رهبر با درامد سرانه پایین) و هم‌چنین به‌سمت GDP سرانه کشور امریکا (به‌عنوان کشور رهبر با درامد سرانه بالا) آزمون شده است. نتایج این آزمون حاکی از آن است که بین کشورهای سازمان کنفرانس اسلامی حداقل سه باشگاه هم‌گرایی در حال شکل‌گیری‌اند. کشورهای عربستان سعودی، سورینام، و امارات متحدهٔ عربی به‌سمت میانگین مقطعی هم‌گرا می‌شوند، در حالی که از امریکا واگرا شده‌اند. احساس می‌شود که این کشورها به‌سمت یک سطح تعادل پایین حرکت می‌کنند که وضعیت مناسبی برای آن‌ها محسوب نمی‌شود.

کشورهای اندونزی، پاکستان، سنگال، و بنگلادش از پایین به میانگین مقطعی هم‌گرایند. اگر چه این هم‌گرایی نوعی فرایند ارتقا برای آن‌ها محسوب می‌شود، لازم است که آن‌ها ضمن حرکت به این سمت، با تقویت زیر ساخت‌های اساسی خود، سطح مسیر رشد متوازن خود را ارتقا بخشند تا به‌سمت امریکا (به‌عنوان یک کشور توسعه یافته) نیز هم‌گرا شوند.

کشورهای مراکش و نیجریه از میانگین و کشورهای کومور، سودان و سوریه از امریکا واگرا شده‌اند. از آن‌جائی‌که به غیر از سوریه، سه کشور دیگر زیر میانگین قرار دارند، از این‌رو این واگرایی به نوعی حاکی از قرار گرفتن این کشورها در یک تلهٔ فقر است.

کشورهای بحرین، کامرون، مصر، گویان و ترکیه از پایین به‌سمت امریکا هم‌گـرا شـده‌انـد. ایـن می‌تواند، نوید بخش خروج این کشورها از مدارهای توسعه نیافتگی و حرکت به‌سمت مسیرهای رشد متوازن بالاتر باشد.

فهرست منابع

1- Barro, R.J., Sala-I-Martin, X (1991), "Convergence across States and Regions," Brookings Papers, 1, 107–82.
2- Barro, Robert J. (1991), "Economic Growth in a Cross Section of Countries", Quarterly Journal of Economics, 106, 2 (May), 407-443.
3- Barro, Robert J. and Xavier Sala-i-Martin (2004), "Economic Growth", McGraw Hill, New York.
4- Ben-David D, and Kimhi A. (2000), "Trade and the Rate of Income Convergence," NBER Working Paper.
5- Bernard, Andrew and Steven N. Durlauf (1996), "Interpreting Tests of the convergence Hypothesis", Journal of Econometrics, 71, 61-173.
6- Chowdhury, k (2005), "what is happening to per capita GDP in the ASEAN countries? An Analysis of convergence 1960-2001," Applied Econometrics and international development, vol 5.
7- 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.
8- Datta, Anusua (2003), "Time-series tests of convergence and transitional dynamics", Economics Letters, 8, 233–240.
9- Dowrick, S. and D. Nguyen (1989), "OECD Comparative Economic Growth 1950-85: Catch Up and Convergence", American Economic Review, 79, 1010-1030.
10- Durlauf, Steven N., and Danny Quah (1999), "The new empirics of economic growth," In Handbook of Macroeconomics, ed. John B. Taylor and Michael Woodford, vol. 1A (North Holland Elsevier Science) chapter 4, pp. 231–304.
11- Durlauf, Steven. and Paul A. Johnson (1995), "Multiple Regimes and Cross-Country Growth Behavior," Journal of Applied Econometrics, 10, 365-384.
12- 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, 593–607
13- Giles, D. E. A., and Chad Stroomer (2005), " Does Trade Openness affect the speed of Output Convergence? Some New Empirical Evidence", Econometrics Working Paper EWP0304, Department of Economics, University of Victoria.

14- Greasly, D., and Oxley, S. (1997), "Time-series based tests of the convergence hypothesis: Some positive results", Economic Letters, 56, 143–147.
15- Guetat, I and Francisco, S (2006), "Income convergence within the MENA countries: A panel unit root approach", Quarterly Review of Economics and Finance (available at the Elsevier)
16- 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, 671–681
17- Islam, Nazrul (2003), "What Have we learnt from the convergence debate?," journal of economic surveys, 17, 309-362.
18- Li, Qing and David, Papell (1999), "Convergence of international output Time series evidence for 16 OECD countries", International Review of Economics and Finance, 8, 267–280.
19- Lucas Robert E. Jr. (1990) "Why doesn't capital flow from rich to poor countries?," American Economic Association Papers and Proceedings, 80(2), 92–96.
20- Parikh, A, and Miyuki, Sh(2004), "Does Trade Liberalization Accelerate Convergence In per Capita Incomes In Developing Countries?," Journal Of Asian Economics, 15, 33.
21- Quah Danny (1993a), "Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis,"
22- Rassekh, F (1998), " The convergence hypothesis: History, theory and evidence", Open Economies Review, 9, 85–105.
23- Romer, David. (2002), "Advanced Macroeconomics," McGraw-Hill, New York.
24- Romer, Paul (1994), "Origins of Endogeneous Growth," Journal of Economic Perspectives, 1994, 8(1), 3-22.
25- Serge,C. and Lee, F, (1996), "Long-run perspective on Canadian regional convergence," working paper number 11.
26- 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, 131–145.

pendent Variable: GY
Method: Least Squares
Date: 02/02/07 Time: 20:33
Sample: 1 36
Included observations: 36

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0385	2.153106	0.013496	0.029058	C
0.0684	-1.882391	0.001976	-0.003720	Ly

0.004160	Mean dependent var	0.094381	R-squared
0.016661	S.D. dependent var	0.067746	Adjusted R-squared
-5.367646	Akaike info criterion	0.016087	S.E. of regression
-5.279673	Schwarz criterion	0.008799	Sum squared resid
3.543397	F-statistic	98.61763	Log likelihood
0.068364	Prob(F-statistic)	2.146555	Durbin-Watson stat

Dependent Variable: GY
Method: Least Squares
Date: 11/18/06 Time: 12:54
Sample: 1 12
Included observations: 12

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0019	4.170881	0.506594	2.112945	C
0.0032	-3.844147	0.064594	-0.248310	Ly

0.204989	Mean dependent var	0.596407	R-squared
0.527565	S.D. dependent var	0.556048	Adjusted R-squared
0.897882	Akaike info criterion	0.351515	S.E. of regression
0.978700	Schwarz criterion	1.235626	Sum squared resid
14.77747	F-statistic	-3.387291	Log likelihood
0.003243	Prob(F-statistic)	1.901650	Durbin-Watson stat

Dependent Variable: GY
Method: Least Squares
Date: 02/02/07 Time: 21:02
Sample: 1 24
Included observations: 24

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.6884	0.406300	0.466809	0.189664	C
0.7608	-0.308184	0.074541	-0.022972	LY

0.047263	Mean dependent var	0.004299	R-squared
0.318682	S.D. dependent var	-0.040961	Adjusted R-squared
0.670554	Akaike info criterion	0.325143	S.E. of regression
0.768726	Schwarz criterion	2.325801	Sum squared resid
0.094977	F-statistic	-6.046653	Log likelihood
0.760842	Prob(F-statistic)	2.562720	Durbin-Watson stat

Null Hypothesis: ALGERIA has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=5)

Prob.*	t-Statistic		
0.6604	-1.190471	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-3.752946	1% level	Test critical values:
	-2.998064	5% level	
	-2.638752	10% level	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(ALGERIA)
Method: Least Squares
Date: 02/02/07 Time: 21:27
Sample (adjusted): 1981 2003
Included observations: 23 after adjustments

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.2471	-1.190471	0.035263	-0.041979	AL(-1)
0.1842	-1.373170	0.097393	-0.133737	C

-0.018044	Mean dependent var	0.063220	R-squared
0.030954	S.D. dependent var	0.018612	Adjusted R-squared
-4.048449	Akaike info criterion	0.030665	S.E. of regression
-3.949711	Schwarz criterion	0.019747	Sum squared resid
1.417221	F-statistic	48.55717	Log likelihood
0.247145	Prob(F-statistic)	1.290614	Durbin-Watson stat

Null Hypothesis: BAHRAIN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=5)

Prob.*	t-Statistic		
0.0257	-4.035802	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-4.532598	1% level	Test critical values:
	-3.673616	5% level	
	-3.277364	10% level	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 19

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(BAHRAIN)
Method: Least Squares
Date: 02/02/07 Time: 21:29
Sample (adjusted): 1985 2003
Included observations: 19 after adjustments

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0017	-4.035802	0.172052	-0.694369	BA(-1)
0.0823	1.895647	0.179597	0.340452	D(BA(-1))
0.2408	1.234187	0.198257	0.244686	D(BA(-2))
0.4991	0.696961	0.176741	0.123181	D(BA(-3))
0.0408	2.291205	0.166365	0.381176	D(BA(-4))
0.0019	-3.967638	0.172548	-0.684610	C
0.3115	-1.056526	0.001844	-0.001948	@TREND(1980)

-0.006158	Mean dependent var	0.650828	R-squared
0.051458	S.D. dependent var	0.476241	Adjusted R-squared
-3.465506	Akaike info criterion	0.037241	S.E. of regression
-3.117555	Schwarz criterion	0.016643	Sum squared resid
3.727829	F-statistic	39.92230	Log likelihood
0.025010	Prob(F-statistic)	2.345823	Durbin-Watson stat

Dependent Variable: BAHRAIN
Method: Least Squares
Date: 02/02/07 Time: 21:30
Sample (adjusted): 1981 2003
Included observations: 23 after adjustments
Convergence achieved after 4 iterations

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0000	-10.78262	0.100180	-1.080205	C
0.7713	0.294632	0.005740	0.001691	@TREND
0.0000	7.349911	0.094335	0.693355	AR(1)

-1.014841	Mean dependent var	0.791883	R-squared
0.091064	S.D. dependent var	0.771072	Adjusted R-squared
-3.307742	Akaike info criterion	0.043571	S.E. of regression
-3.159634	Schwarz criterion	0.037969	Sum squared resid
38.04994	F-statistic	41.03904	Log likelihood
0.000000	Prob(F-statistic)	1.590627	Durbin-Watson stat

.69	Inverted AR Roots

Dependent Variable: COMOR
Method: Least Squares
Date: 02/02/07 Time: 21:31
Sample (adjusted): 1981 2003
Included observations: 23 after adjustments
Convergence achieved after 3 iterations

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0000	-174.4253	0.022083	-3.851901	C
0.0000	-21.56079	0.001511	-0.032581	@TREND
0.0356	2.253756	0.160153	0.360946	AR(1)

-4.246623	Mean dependent var	0.983551	R-squared
0.219075	S.D. dependent var	0.981906	Adjusted R-squared
-4.089863	Akaike info criterion	0.029469	S.E. of regression
-3.941755	Schwarz criterion	0.017368	Sum squared resid
597.9305	F-statistic	50.03343	Log likelihood
0.000000	Prob(F-statistic)	2.336539	Durbin-Watson stat

.36	Inverted AR Roots

Null Hypothesis: COMOR has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=5)

Prob.*	t-Statistic		
0.0241	-3.990264	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-4.416345	1% level	Test critical values:
	-3.622033	5% level	
	-3.248592	10% level	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(COMOR)
Method: Least Squares
Date: 02/02/07 Time: 21:32
Sample (adjusted): 1981 2003
Included observations: 23 after adjustments

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0007	-3.990264	0.160153	-0.639054	CO(-1)
0.0007	-4.010295	0.616746	-2.473332	C
0.0005	-4.138431	0.005031	-0.020821	@TREND(1980)

-0.025940	Mean dependent var	0.463856	R-squared
0.038373	S.D. dependent var	0.410241	Adjusted R-squared
-4.089863	Akaike info criterion	0.029469	S.E. of regression
-3.941755	Schwarz criterion	0.017368	Sum squared resid
8.651691	F-statistic	50.03343	Log likelihood
0.001963	Prob(F-statistic)	2.336539	Durbin-Watson stat

Null Hypothesis: BANGLADESH has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=5)

Prob.*	t-Statistic		
0.0000	-5.772504	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-2.669359	1% level	Test critical values:
	-1.956406	5% level	
	-1.608495	10% level	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(BANGLADESH)
Method: Least Squares
Date: 02/02/07 Time: 21:33
Sample (adjusted): 1981 2003
Included observations: 23 after adjustments

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0000	-5.772504	0.002830	-0.016337	BAN(-1)

0.017405	Mean dependent var	-0.058527	R-squared
0.013805	S.D. dependent var	-0.058527	Adjusted R-squared
-5.628131	Akaike info criterion	0.014204	S.E. of regression
-5.578762	Schwarz criterion	0.004438	Sum squared resid
1.565738	Durbin-Watson stat	65.72351	Log likelihood

Null Hypothesis: EGHIPT has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=5)

Prob.*	t-Statistic		
0.0027	-5.063013	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-4.440739	1% level	Test critical values:
	-3.632896	5% level	
	-3.254671	10% level	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(EGHIPT)
Method: Least Squares
Date: 02/02/07 Time: 21:35
Sample (adjusted): 1982 2003
Included observations: 22 after adjustments

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0001	-5.063013	0.084645	-0.428556	EG(-1)
0.1931	1.351913	0.140151	0.189472	D(EG(-1))
0.0000	6.684618	0.019384	0.129577	C
0.0015	3.754146	0.001606	0.006029	@TREND(1980)

0.020455	Mean dependent var	0.721966	R-squared
0.022173	S.D. dependent var	0.675627	Adjusted R-squared
-5.742802	Akaike info criterion	0.012628	S.E. of regression
-5.544431	Schwarz criterion	0.002870	Sum squared resid
15.58009	F-statistic	67.17082	Log likelihood
0.000030	Prob(F-statistic)	1.889253	Durbin-Watson stat

Dependent Variable: EGHIPT
Method: Least Squares
Date: 02/02/07 Time: 21:35
Sample (adjusted): 1981 2003
Included observations: 23 after adjustments
Convergence achieved after 4 iterations

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0007	4.031238	0.080556	0.324742	C
0.0085	2.920075	0.004211	0.012297	@TREND
0.0000	7.043574	0.110344	0.777218	AR(1)

0.446652	Mean dependent var	0.978870	R-squared
0.122894	S.D. dependent var	0.976757	Adjusted R-squared
-4.995617	Akaike info criterion	0.018736	S.E. of regression
-4.847509	Schwarz criterion	0.007021	Sum squared resid
463.2557	F-statistic	60.44959	Log likelihood
0.000000	Prob(F-statistic)	1.606356	Durbin-Watson stat

.78	Inverted AR Roots