

## بررسی همگرایی اقتصادی کشورهای منطقه منا (۲۰۰۸-۱۹۸۰)

سید نظام الدین مکیان<sup>۱</sup>  
سمانه خاتمی<sup>۲</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۲/۲۵

تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۷/۲۶

### چکیده

بررسی همگرایی و کسب منافع بیشتر، برای کشورهای کمتر توسعه یافته و در حال توسعه - از جمله کشورهای منطقه منا - از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. زیرا گسترش همکاری‌های منطقه‌ای می‌تواند نقشی بسیار وسیع‌تر در تعاملات اقتصادی بین‌المللی برای اقتصادهای منطقه، که از زمینه رشد بازار منطقه‌ای خوبی برخوردارند، فراهم آورد و توسعه آنها را رقم بزند.

در این راستا، در مطالعه حاضر سعی شده است تا فرضیه همگرایی بین کشورهای منتخب منطقه منا (۱۵ کشور) و در بازه زمانی ۲۰۰۸-۱۹۸۰ آزمون شود. برای این منظور، از مدل سری زمانی با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته، ریشه واحد زیوت- اندریوز با شکست ساختاری درونزا و آزمون‌های ریشه واحد داده‌های تابلویی ایهم، پسران، شین و همچنین لوین، لین و چو استفاده شده است.

نتایج تخمین مدل سری زمانی با آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم یافته و زیوت- اندریوز، حاکی از آن است که دو گروه همگرایی، بین کشورهای منتخب منطقه منا وجود دارد: گروه اول، شامل کشورهایی می‌باشد که از درآمد سرانه پایین به سمت میانگین درآمد سرانه کشورهای منتخب منطقه در حال همگرا شدن می‌باشند و گروه دوم، شامل کشورهایی است که از درآمد سرانه بالا به سمت میانگین درآمد سرانه همگرا شده‌اند. سایر کشورها نیز نسبت به میانگین درآمد سرانه واگرا شده‌اند.

همچنین، براساس نتایج آزمون ریشه واحد ایهم، پسران، شین و آزمون لوین، لین و چو، فرضیه همگرایی درآمد سرانه کل نمونه کشورهای منتخب، به سمت میانگین درآمد سرانه منطقه پذیرفته می‌شود. به عبارتی در مجموع، کشورهای منتخب به سمت کاهش شکاف درآمدی با میانگین درآمد سرانه، در حرکت می‌باشند.

**واژگان کلیدی:** همگرایی، سری زمانی، شکست ساختاری، آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی، منطقه منا.

طبقه بندی JEL: O57, F15, F43

۱. nmakiyan@yazduni.ac.ir

۱. عضو هیأت علمی دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری دانشگاه یزد

۲. khatamisamaneh@gmail.com

۲. کارشناس ارشد اقتصاد

## مقدمه

مبانی الگوهای رشد، ابتدا توسط رمزی<sup>۱</sup> در سال ۱۹۲۸ شکل گرفت و سپس توسط سولو و سوان<sup>۲</sup> در سال ۱۹۵۶ توسعه یافت. مدل رشد برونزا<sup>۳</sup> که به‌عنوان مدل رشد نئوکلاسیک شناخته می‌شود، پایه و اساس مطالعه مدل‌های رشد محسوب می‌گردد؛ به‌طوری که حتی مدل‌هایی با زیربنای کاملاً متفاوت، اغلب از طریق مقایسه با مدل رشد نئوکلاسیک شناخته می‌شوند.

در مدل‌های رشد نئوکلاسیک با بازدهی‌های کاهنده نظیر مدل سولو-سوان، کس<sup>۴</sup> در سال ۱۹۶۵ و کوپمانس<sup>۵</sup> در سال ۱۹۶۵، نرخ رشد درآمد سرانه یک کشور به‌طور معکوس با سطح اولیه درآمد سرانه مرتبط است. بنابراین در غیاب شوک‌های خارجی، کشورهای فقیر و ثروتمند از لحاظ سطوح درآمد سرانه همگرا خواهند شد. از زمان تحقیقات بارو و سالا-آی-مارتین (Barro & Sala-i-Martin, 1991)، نگرش کلاسیکی به همگرایی شامل رگرسیون‌های مقطعی بوده است. اما انتقاداتی نیز بر این نوع نگرش وجود دارد، از آن‌جمله کواه رگرسیون رشد مقطعی را بر اساس سفسطه گالتون<sup>۶</sup> مورد انتقاد قرار می‌دهد و تأکید می‌کند که به‌منظور سنجش فرضیات همگرایی می‌بایست از خواص سری‌های زمانی در برابر ناسازگاری‌های داده‌های مقطعی، استفاده کرد (Quah, 1995, :1357-59).

بدین ترتیب، کواه، ایوانس و کاراس (Evans & Karras, 1996) و برنارد و همکار (Bernard et al., 1996)، تکنیک جدید ریشه واحد داده‌های تابلویی را جهت ارزیابی فرضیه همگرایی درآمد توصیه کردند. زیرا این تکنیک، مانع از بروز بسیاری مشکلات اقتصاد سنجی رگرسیون‌های رشد مقطعی آزمون-کننده همگرایی و همچنین تورش ساده تکنیک‌های همگرایی چند متغیره می‌شود.

در مطالعه حاضر، ابتدا فرضیه همگرایی تک‌تک کشورهای منتخب منطقه به میانگین مقطعی درآمد سرانه، با مدل سری زمانی و آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته بررسی شده است. همچنین، از آنجا که وجود شکست ساختاری و تغییرات رژیم می‌تواند نتایج پایایی سری زمانی درآمد سرانه کشورهای مورد بحث را تحت تأثیر قرار دهد، با استفاده از آزمون ریشه واحد زیوت-اندریوز (Zivot & Andrews, 1992)، نقاط شکست ساختاری سری مزبور به‌صورت درونزا تعیین و نتایج معتبرتری نسبت به آزمون ADF در مورد وجود ریشه واحد و عدم تأیید فرضیه همگرایی به‌دست آمده است.

- 
1. Ramsy
  2. Solow & Swan
  3. Exogenous Growth Model
  4. Cass
  5. Koopmans
  6. Gallton's Fallacy

خاطر نشان می‌سازد که این امر در اکثر مطالعات انجام یافته در این زمینه، نادیده گرفته شده و عموماً پایایی با آزمون ADF بررسی شده است. در پایان همگرایی درآمد سرانه کل نمونه کشورهای منتخب به میانگین مقطعی درآمد سرانه، با آزمون‌های ریشه واحد داده‌های تابلویی ایم، پسران و شین (Im, Pesaran & Shin, 1993) و آزمون لوین، لین و چو (Levin, Lin & Chu, 2002) بررسی شده است.

بر این اساس، پس از مروری بر ادبیات موضوع تحقیق و معرفی آزمون‌های فرضیه همگرایی در بخش‌های دوم و سوم، مطالعات تجربی گذشته در بخش چهارم، روش تحقیق در بخش پنجم و نتایج تجربی در بخش ششم ارائه خواهند شد. همچنین، قسمت آخر مقاله به بیان خلاصه و نتیجه گیری و ارائه پیشنهاداتی در این زمینه اختصاص می‌یابد.

## ۲- مروری بر ادبیات موضوع تحقیق

مدل رشد نئوکلاسیکی سولو و سوان دارای فروض اساسی و ساده‌ای است. در این مدل، اقتصاد بسته و محصول تکنولوژی تولید، کالایی همگن فرض شده است که برای تولید واحد جدید سرمایه فیزیکی می‌تواند مصرف (C) و یا سرمایه گذاری (I) شود. دلالت اصلی مدل، آن است که انباشت سرمایه فیزیکی نمی‌تواند به‌تنهایی علت تفاوت‌های زیاد درآمد واقعی در طول زمان یا در مناطق جغرافیایی مختلف باشد. به‌عبارت دیگر، تفاوت‌های درآمدهای واقعی، بسیار بزرگ‌تر از آنند که تنها توسط تفاوت‌های نهاده سرمایه قابل توضیح باشند.

از سوی دیگر مدل، سایر منابع بالقوه مؤثر در تغییرات درآمد سرانه را برونزا در نظر می‌گیرد. بنابراین، به‌منظور پاسخگویی به سؤالات اساسی تئوری رشد می‌باید فراتر از مدل سولو حرکت کرد. همچنین مدل سولو و سوان به‌دلیل ساده‌سازی مفهوم رشد، بسیاری از مشخصه‌های مشهود دنیای واقعی را که قطعاً برخی از آنها برای رشد مهم هستند - در نظر نگرفته است. مواردی همچون نادیده گرفتن دولت، در نظر نگرفتن نوسانات اشتغال، فرض دنیای تک کالایی و تابع تولید سه نهاده‌ای و همچنین ثابت انگاشتن نرخ‌های پس‌انداز، استهلاک، رشد جمعیت و پیشرفت تکنولوژی از جمله کاستی‌های این مدل هستند. با این وجود، هدف یک مدل، فراهم آوردن زمینه‌هایی برای شناخت مشخصه‌های خاصی از دنیای واقعی است و مسلماً تمامی فروض آن بر اساس واقعیت نخواهد بود (Romer, 2001:5).

تابع تولید در مدل رشد نئوکلاسیکی، به‌شکل یک تابع تولید کاب-داگلاس در نظر گرفته می‌شود:

$$F(K, AL) = K^a (AL)^{1-a} \quad 0 < a < 1 \quad (1)$$

شکل سرانه این تابع به‌صورت زیر می‌باشد:

$$f(k) \equiv F\left(\frac{K}{AL}, 1\right) = \left(\frac{K}{AL}\right)^a = k^a \quad (2)$$

الگوی بنیادی غیرخطی سولو - سوان که تنها به  $k$  (سرمایه سرانه مؤثر) بستگی دارد، عبارت است از:

$$\dot{K} = s.f(k) - (n + \delta + g).k = s.k^a - (n + \delta + g).k \quad (3)$$

به عبارت دیگر، نرخ تغییر ذخیره سرمایه سرانه مؤثر  $(\dot{K})$ ، برابر است با: تفاوت سرمایه گذاری واقعی  $s.f(k)$ ، و سرمایه گذاری سربه سر  $(n + \delta + g).k$ ، که در آن؛  $g$  نرخ پیشرفت تکنولوژی،  $\delta$  نرخ استهلاک سرمایه و مجموع آن دو  $(\delta + g)$  نرخ استهلاک مؤثر نامیده می‌شوند. در این مدل، هر اقتصاد نهایتاً به مسیر رشد متوازن همگرا می‌شود. وضعیت پایا<sup>۳</sup> زمانی است که در آن هر یک از متغیرهای مدل با نرخ ثابتی رشد می‌کنند. به طوری که در تعادل باثبات می‌توان گفت:

$$s.f(k^*) = (n + \delta + g).k^* \quad (4)$$

$$k^* = [s/(n + \delta + g)]^{1/(1-a)}$$

در این معادله، وضعیت پایای سرمایه سرانه  $(k^*)$ ، به طور مستقیم با نرخ پس‌انداز  $(s)$ ، و به طور غیرمستقیم با نرخ رشد جمعیت  $(n)$  مرتبط است و این طور استدلال می‌شود که در بلندمدت متغیرهای اقتصادی به سمت حالت پایای خود، همگرا می‌شوند. آزمون استاندارد برای بررسی همگرایی درآمد سرانه، رگرسیون مقطعی است که در آن نرخ رشد درآمد سرانه در یک دوره زمانی (بلندمدت) بر سطح اولیه درآمد سرانه رگرس می‌شود. بنابراین، مدل همگرایی که به دو روش مقطعی<sup>۴</sup> و داده‌های تابلویی<sup>۵</sup> تخمین زده می‌شود، به صورت زیر قابل دستیابی است<sup>۶</sup>:

$$\frac{1}{\tau} [\ln y(t_2) - \ln y(t_1)] = \left[ \frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\tau} \right] \cdot \ln(y^*) - \left[ \frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\tau} \right] \ln y(t_1) + \left[ \frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\tau} \right] \ln A(0) + \left[ \frac{1}{\tau} g(t_2 - e^{-\lambda\tau} t_1) \right] \quad (5)$$

1. Actual Investment
2. Break- Even Investment
3. Steady State
4. Cross Section
5. Panel Data

۶. برای کسب اطلاع از طریقه به دست آوردن مدل همگرایی، به رومر (Romer, 2001)، فصل اول، مراجعه شود.

که در آن درآمد سرانه ابتدای دوره،  $y(t_1)$  درآمد سرانه انتهای دوره،  $y^*$  درآمد سرانه پایا،  $A(0)$ ، بیانگر سطح تکنولوژی،  $\left[\frac{1}{\tau}g(t_2 - e^{-\lambda\tau}t_1)\right]$  اثر ویژه زمانی و عبارت  $\frac{1}{\tau}[\ln y(t_2) - \ln y(t_1)]$  متوسط نرخ رشد درآمد سرانه طی دوره مورد بررسی و  $\tau = t_2 - t_1$  است. اگر به جای جمله  $\ln(y^*)$ ، تعیین‌کننده‌های آن را با استفاده از رابطه  $k^* = [s/(n + \delta + g)]^{1/(1-\alpha)}$  قرار دهیم، داریم:

$$\frac{1}{\tau}[\ln y_i(t_2) - \ln y_i(t_1)] = a + \left[\frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\tau}\right] \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln s_{ki} + \left[\frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\tau}\right] \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln s_{hi} - \left[\frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\tau}\right] \ln y_i - \left[\frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\tau}\right] \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(n_i + \delta + g) + \left[\frac{1}{\tau}g(t_2 - e^{-\lambda\tau}t_1)\right] + \varepsilon_i \quad (6)$$

که در آن،  $\lambda = (1 - \alpha - \beta)(n + \delta + g)$  و ضریب  $[(1 - e^{-\lambda\tau})/\tau]$  به ضریب همگرایی معروف است. اگر این ضریب بین صفر و منفی یک باشد، آنگاه فرضیه همگرایی تأیید خواهد شد. محققان با فرض استقلال نرخ پس‌انداز و رشد جمعیت از عوامل ویژه کشوری ( $\varepsilon_i$ )، به عنوان جزء اخلاص، به تخمین معادله به روش حداقل مربعات معمولی دست می‌یابند.

از طرفی، برنارد و دورلاف (Bernard & Durlauf, 1996)، نشان دادند که معادله رگرسیونی فوق نمی‌تواند بین فرضیات همگرایی درون کشوری و همگرایی جهانی، تفاوت قائل شود. آنها در مواجهه با وضعیتی که فقط تعدادی از کشورهای موجود در نمونه به سطح یکنواخت مشترکی همگرا هستند، اثبات کرده‌اند که مدل همگرایی مقطعی برای این وضعیت مناسب نیست. زیرا فرضیه صفر در مدل مقطعی حاکی از آن است که هیچ یک از کشورهای موجود در نمونه همگرا نیستند، درحالی که فرضیه مقابل حاکی از آن است که کل کشورهای موجود در نمونه به سطح درآمد سرانه یکنواخت مشترکی همگرا می‌شوند. از این رو، این فرضیه گرایش شدیدی به رد فرضیه صفر دارد، در حالی که ممکن است، اقتصادها سطح یکنواخت بلندمدت متفاوتی داشته باشند. برای توضیح این مطلب، روش اثباتی زیر عنوان شده است: ضریب همگرایی،  $(\beta)$ ، که با داده‌های مقطعی برازش آن انجام می‌شود برابر است با:

$$g_i = \alpha + \beta \ln y_{i,0} + \varepsilon_i \quad (7)$$

که در آن  $g_i = 1/T[\ln y_{i,T} - \ln y_{i,0}]$  (متوسط نرخ رشد درآمد سرانه) برای هر اقتصاد تعریف می‌شود.

همچنین با تعریف:

$$\bar{y}_{i,0} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_{i,0}, \quad \bar{g}_{i,T} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N g_{i,T} \quad (8)$$

برآوردگر  $\hat{\beta}$  را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\hat{\beta} = \sum_{i=1}^N \varphi_i \psi_i \quad (9)$$

که در آن  $\varphi_i$  و  $\psi_i$  عبارتند از:

$$\varphi_i = \frac{(y_{i,0} - \bar{y}_{i,0})^2}{\sum_{i=1}^N (y_{i,0} - \bar{y}_{i,0})^2}, \quad \psi_i = \frac{(g_{i,T}) - (\bar{g}_{i,T})}{(y_{i,0} - \bar{y}_{i,0})} \quad (10)$$

به عبارت دیگر، ضریب بتای تخمینی یک میانگین وزنی: یعنی نسبت انحرافات نرخ های رشد کشورها از میانگین به انحرافات درآمد سرانه اولیه از میانگین ضربدر وزن مربوطه ( $\varphi_i$ ) است. با توجه به مقدار مثبت  $\varphi_i$  به عنوان وزن میانگین، شرط همگرایی در رگرسیون مقطعی بر این نکته دلالت دارد که نرخ رشد کشورهای با درآمد سرانه کمتر از میانگین، بیشتر از متوسط نرخ رشد کلیه کشورها باشد. در وضعیتی که فقط تعدادی از اقتصادهای موجود در نمونه - و نه کل نمونه - همگرا می شوند، ممکن است  $\hat{\beta}$  بین صفر و منفی یک برآزش شده و آزمون همگرایی معنی دار شود، در حالی که کل نمونه همگرا نیست.

از آنجا که روش رگرسیون مقطعی قادر به تعیین گروه کشورهای همگرا نمی باشد، برای رفع این مشکل، آزمون سری زمانی پیشنهاد می شود (Bernard & Durlauf, 1996: 167-169). بر این اساس، فرضیه همگرایی میان کشوری، بر اساس آزمون سری زمانی بدین صورت تعریف می شود که اگر پیش بینی بلندمدت از لگاریتم محصول سرانه برای هر دو کشور در یک زمان مشخص برابر شود، کشورهای  $i$  و  $j$  همگرا می شوند، یعنی:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} (y_{i,t+k} - y_{j,t+k} \perp I_t) = 0 \quad (11)$$

در این رابطه،  $y_{i,t+k}$ ، لگاریتم درآمد سرانه کشور  $i$  ام در زمان  $t+k$  و  $y_{j,t+k}$  لگاریتم درآمد سرانه کشور  $j$  ام در زمان  $t+k$  است.  $I_t$  مجموعه اطلاعات موجود در زمان  $t$  است. به نظر برنارد و دورلاف، آزمون سری زمانی، مشکلات آزمونهای مقطعی را ندارد. در حقیقت این آزمون، همگرایی تک تک اعضای موجود در نمونه را به سمت مسیر رشد متوازن معین بررسی می کند. بر اساس این آزمون، زمانی دو کشور  $i$  و  $j$  همگرا خواهند شد که سری زمانی اختلاف بین لگاریتم محصول سرانه آنها دارای ریشه واحد نباشد. به عبارت دیگر، اختلاف بین لگاریتم محصول سرانه دو کشور باید یک فرایند پایا<sup>۱</sup> از مرتبه صفر باشد. به منظور آزمون فرضیه همگرایی میان کشوری با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی فولر، مدل زیر را تصریح می کنیم:

$$\Delta Z_t = \mu + \pi T + \beta R I_{t-1} + \sum_{s=1}^k C_s \Delta Z_{t-s} + e_t \quad (12)$$

در رابطه فوق،  $y_{i,t}$  درآمد سرانه کشور  $i$ ،  $Z_t = \ln(y_{i,t}) - \ln(y_{j,t})$ ،  $\mu$  عرض از مبدأ مدل و  $T$  روند زمانی است. جمله  $\sum_{s=1}^k C_s \Delta Z_{t-s}$  به عنوان تعداد وقفه بهینه و برای رفع خود

همبستگی وارد مدل می شود.  $Y_{i,t}$  نیز میانگین درآمد سرانه مقاطع طی آن دوره زمانی است که همگرایی به سمت آن بررسی می شود. مدل (۱۲) به سه شکل قابل برآورد است:

الف) بدون عرض از مبدأ و بدون روند زمانی ( $\mu = \pi = 0$ )، که در این حالت فرضیه همگرایی مطلق آزمون می شود.

ب) با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی ( $\mu \neq 0, \pi = 0$ ) در این حالت، فرضیه همگرایی شرطی آزمون می شود.

ج) با عرض از مبدأ و روند زمانی ( $\mu \neq 0, \pi \neq 0$ )، که با عنوان فرایند ارتقاء<sup>۱</sup> درآمد سرانه معروف است، این فرایند، حرکت یک کشور به سمت رهبر را نشان می دهد. شرط لازم همگرایی به سمت میانگین مقطعی، رد فرضیه وجود ریشه واحد می باشد. بعد از تأیید شرط لازم، باید مدل زیر را به منظور آزمون شرط کافی برازش کنیم:

$$Z_t = \mu_1 + \beta_1 T + U_t \quad (13)$$

که در آن  $\mu_1$  عرض از مبدأ،  $T$  روند زمانی و  $U_t$  جمله اخلاص تصادفی است. با توجه به رابطه (۱۳)، اگر در لحظه شروع، لگاریتم درآمد سرانه اقتصاد  $i$  ام کوچکتر از اقتصاد  $z$  ام باشد، در این صورت باید  $\mu_1$  منفی و  $\beta_1$  مثبت باشد تا شرط کافی همگرایی برقرار شود. اما اگر درآمد سرانه اقتصاد  $i$  ام بزرگتر از اقتصاد  $z$  ام باشد، باید  $\mu_1$  مثبت و  $\beta_1$  منفی باشد تا شرط همگرایی صادق شود. با وقوع هر دو شرط لازم و کافی، می توان همگرایی درآمد سرانه اقتصاد  $i$  ام و  $z$  ام را پذیرفت. اگر سری زمانی اختلاف بین درآمد سرانه دو کشور دارای ریشه واحد باشد، در این حالت واگرایی اتفاق افتاده است (رنجبر و همکار، ۱۳۸۷: ۶۰).

### ۳- فرضیه همگرایی و آزمون ریشه واحد پانلی

ایوانس نیز از منتقدین روش رگرسیون مقطعی است. او ثابت کرد که این روش برای آزمون همگرایی، تنها زمانی معتبر است که ساختارهای پویای اقتصادها دارای بردار خود رگرسیونی مرتبه اول باشند، اقتصادها کاملاً قرینه بر هم اثر گذارند (بدین معنی که درآمدهای سرانه مقاطع مختلف کاملاً هم جهت حرکت کنند) و تمامی تفاوت ها کنترل شده باشند. وی شرایط یاد شده را برای اعتبار نتایج رگرسیون های مقطعی لازم و کافی می داند؛ در حالی که چنین شرایطی غیر ممکن بوده و هرگز توسط داده های موجود تأمین نمی شوند. بنابراین، پیشنهاد شد که از اطلاعات داده های درآمد سرانه به صورت سری زمانی و مقطعی و به روش ریشه واحد داده های پانلی که

شامل یک آزمون ریشه واحد در یک پانل از کشورهاست، به منظور سنجش فرضیات همگرایی استفاده گردد. بدین ترتیب، ایوانس و کاراس آزمون همگرایی، با ابزارهای ریشه واحد پانلی را به صورت زیر ارائه دادند (Evans & Karras, 1996: 250):

مجموعه ای از اقتصادها از ۱ تا N را در نظر بگیرید که دسترسی یکسانی به دانش فنی دارند. برای هر یک از این اقتصادها، تأیید فرضیه همگرایی بر وجود یک مسیر رشد متوازن منحصر به فرد دلالت دارد که هر انحراف متغیر درآمد سرانه در طول آن، در نهایت حذف می‌شود. یا عبارت دیگر، درآمد سرانه هر اقتصاد نهایتاً به این مسیر همگرا می‌شود. فرض دانش فنی یکسان، همچنین دلالت دارد که مسیرهای رشد متوازن N اقتصاد موازی هم می‌باشند.

در یک دنیای تصادفی، N اقتصاد همگرا می‌شوند، اگر و تنها اگر روند مشترک  $a_t$  و پارامترهای متناهی  $\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_N$  به صورت زیر وجود داشته باشند:

$$\lim_{i \rightarrow \infty} (Y_{n,t+i} - a_{t+i}) = \mu_n, \quad n = 1, 2, \dots, N \quad \text{برای} \quad (14)$$

که در آن،  $Y_{n,t}$  لگاریتم درآمد سرانه کشور n در طول دوره t،  $a_t$  روند مشترکی است که اقتصادها دنبال می‌کنند و به عنوان لگاریتمی از یک شاخص تکنولوژی در دسترس تمامی اقتصادها در نظر گرفته می‌شود. پارامتر  $\mu_n$  نیز سطح مسیر رشد موازی اقتصاد n ام را تعیین می‌کند. تنها در موارد بسیار خاص یعنی زمانی که اقتصادها ساختار مشابهی دارند، این پارامتر ( $\mu_n$ ) صفر خواهد بود و بدین ترتیب، تمامی اقتصادها به مسیر رشد مشابهی همگرا خواهند شد. از آنجا که روند  $a_t$  در معادله (۱۴) نامشهود است، تحت فرضیه همگرایی ( $\mu_n=0$ )، اعضای معادله را بر N تقسیم می‌کنیم. بدین معنی که اگر انحرافات از وضعیت پایا دائمی نباشند، متوسط درآمد سرانه مقطعی می‌بایست به سطح روند مشترک همگرا شود؛ یا با بیان ریاضی داشته باشیم:

$$\lim_{i \rightarrow \infty} E_t(Y_{t+i} - a_{t+i}) = 0 \quad (15)$$

$$\bar{y}_t = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N y_{n,t} \quad \text{زمانیکه}$$

با تفاضل گیری هر عضو معادله (۱۵) از معادله (۱۴) داریم:

$$\lim_{i \rightarrow \infty} E_t(Y_{n,t+i} - \bar{Y}_{t+i}) = \mu_n \quad (16)$$

بر اساس معادله فوق، زمانی که  $i$  به بی نهایت میل می‌کند، مقادیر انحرافات  $y_{1,t+i}, y_{2,t+i}, \dots$  از  $Y_{N,t+i}$  متوسط مقطعی آنها ( $\bar{Y}_t$ ) مشروط بر اطلاعات جاری، به مقادیر ثابتی می‌رسند. با این وجود، معادله (۱۶) برقرار است اگر و تنها اگر  $(Y_{nt} - \bar{Y}_t)$  با یک بردار میانگین  $\mu_n$  برای تمامی nها، پایا باشد. به عبارت دیگر، به اقتصادهایی همگرا گفته می‌شود، اگر و تنها اگر هر  $y_{nt}$



ناپایا باشد اما هر  $(Y_{nt} - \bar{Y}_t)$ ، پایا باشد. همچنین، اقتصادها واگرا هستند (انحرافات از وضعیت پایا دائمی می باشند) اگر و تنها اگر،  $(Y_{nt} - \bar{Y}_t)$ ، برای تمامی  $n$  ها، ناپایا باشد. همگرایی مطلق یا شرطی نیز بسته به اینکه آیا  $\mu_n = 0$  یا  $\mu_n \neq 0$  است، تعریف می شوند. از این رو، همگرایی مطلق است اگر برای تمامی  $n$  ها،  $\mu_n = 0$  باشد. بعبارت دیگر، اقتصادهای فقیرتر، نرخ های رشد بالاتری را نسبت به اقتصادهای ثروتمندتر نشان داده اند و از این رو، یک فرایند ارتقاء رخ داده است. همچنین، همگرایی شرطی است اگر برای برخی  $n$  ها،  $\mu_n \neq 0$  باشد. در این صورت، هر اقتصاد به مسیر رشد موازی خودش همگرا خواهد شد. یا بعبارت دیگر، نرخ های رشد تنها در بلند مدت برابر خواهند شد. بنابراین، فرضیه همگرایی درآمد می تواند با یک آزمون ریشه واحد در داده های پانلی، آزمون شود (Guetat & Serrano, 2004:5-7).

#### ۴- مروری بر مطالعات انجام شده

در زمینه همگرایی، مطالعات متعددی در داخل و خارج از کشور انجام شده است. مروری بر مطالعات داخلی حاکی از آن است که در هیچیک از آنها، بررسی جامعی درباره همگرایی اقتصادی منطقه منا، با آزمون های مختلف صورت نپذیرفته است. همچنین، شکست ساختاری و تغییرات رژیمی صرفاً در موارد معدودی از مطالعات داخلی و خارجی، در زمینه مطالعات مربوط به همگرایی بررسی شده اند.

#### مطالعات داخلی

- رحمانی (۱۳۸۳)، در مطالعه "رشد اقتصادی و همگرایی منطقه ای در ایران" به طرح آزمونی برای همگرایی مناطق یا استانهای ایران با بکارگیری روند سپرده های دیداری سرانه در دوره زمانی ۷۹-۱۳۶۹، پرداخته و از طریق آزمون فرضیه همگرایی مطلق با استفاده از روش های OLS و NLS و همچنین آزمون فرضیه همگرایی سیگما به نتایجی دست یافته که از روش OLS دال بر وجود همگرایی است. اما نتایج بدست آمده از روش NLS و همچنین آزمون همگرایی سیگما، همگرایی را تأیید نمی کنند.

- همگرایی کشورهای گروه D-8 با استفاده از مدل سری زمانی و شاخص های نابرابری در مقاله ای با این عنوان توسط رنجبر و علمی (۱۳۸۷)، بررسی شده است. در این تحقیق سعی شده است تا در چارچوب مدل سولو-سوان، سه نوع همگرایی درون کشوری، بین کشوری و فرایند ارتقاء GDP سرانه واقعی به سمت کشور رهبر، مبنی بر عدم پذیرش فرضیه همگرایی درون کشوری و فرضیه همگرایی با کشور آمریکا برای اکثر کشورهای مورد بررسی احراز شده و نتایج

محاسبه شاخص‌های نابرابری نیز حاکی از افزایش نابرابری درآمد سرانه بوده است.

- خلیلی عراقی و مسعودی (۱۳۸۶)، در مطالعه‌ای با استفاده از روش ناهار و ایندر در سال ۲۰۰۲ جهت آزمون همگرایی فرایندهای غیر ساکن، و آزمون چاو به منظور بررسی تغییر مسیر همگرایی، امکان همگرا شدن کشورهای منتخب منطقه منا<sup>۱</sup> را به کشور ژاپن بررسی نموده‌اند. نتایج این مطالعه مبنی بر عدم همگرایی اکثر کشورهای منطقه به کشور رهبر (ژاپن) بوده است.

### مطالعات خارجی

بارو و ساللا-آی - مارتین در بسط مدل‌های همگرایی، نقش مهمی داشته‌اند. آنها در سال ۱۹۹۱ همگرایی اقتصادی را بین ۱۱۸ کشور جهان طی دوره ۸۵-۱۹۶۰ بررسی نمودند. در این مطالعه، نرخ‌های رشد بزرگ‌تر مربوط به کشورهای با درآمد سرانه بالاتر بوده است. بنابراین، فرضیه همگرایی مطلق در مورد این کشورها رد شده است. همچنین در این مطالعه همگرایی شرطی بتا، با معرفی متغیرهای موهومی برای ایالات آمریکا آزمون شده است.

منکیو، رومر و ویل (Mankiw, Romer Weil, 1992)، نیز همگرایی مطلق و شرطی را برای سه نمونه، شامل ۲۲ کشور پیشرفته OECD دارای بهترین سری زمانی داده‌ها، ۹۸ کشور غیر نفتی دارای سری زمانی مناسب و ۷۵ کشور دارای سری زمانی کوتاه، با معرفی متغیرهای پس‌انداز، رشد جمعیت و سرمایه انسانی، آزمون نمودند. بدین ترتیب مدل تعمیم یافته سولو با در نظر گرفتن متغیر سرمایه انسانی، به‌منظور درک درستی از رابطه بین نرخ رشد جمعیت، پس‌انداز و درآمد، مطرح گردید.

بارو (Barro, 1991)، در مقاله خود با عنوان "رشد اقتصادی در مقطعی از کشورها" برای ۹۸ کشور انتخابی طی دوره ۸۵-۱۹۶۰ به رابطه‌ای مثبت میان نرخ رشد GDP سرانه با سرمایه انسانی (نرخ ثبت‌نام مدرسه در سال ۱۹۶۰)، همچنین با سهم سرمایه‌گذاری عمومی و میزان ثبات سیاسی و رابطه‌ای منفی با سطح اولیه درآمد سرانه، سهم هزینه‌های مصرفی دولتی از GDP و اغتشاشات بازار دست یافته است. در این مطالعه، کشورهای با سرمایه انسانی بیشتر، نرخ باروری کمتر و نسبت سرمایه‌گذاری فیزیکی به GDP، بیشتری داشته‌اند.

هیگینز، لوی و یانگ (Higgins, Levy & Young, 2006)، نشان داده‌اند که همگرایی بتا شرط لازم و نه کافی برای همگرایی سیگما است. این مطالعه با استفاده از داده‌های ایالات آمریکا که شامل ۳ هزار مشاهده مقطعی می‌شود، در دوره زمانی ۹۸-۱۹۷۰ به بررسی همگرایی بتا با

روش OLS و NLS برای همگرایی بتا و آزمون مربوط به همگرایی سیگما، پرداخته است. نتایج مبنی بر وجود همگرایی مطلق بتا و واگرایی سیگما - حتی درون هر یک از ایالات به طور جداگانه - گزارش شده‌اند.

- وی (Wei, 2004)، در مطالعه‌ای پیرامون رشد اقتصادی و همگرایی بین ایالات کانادا، با برشمردن مزیت‌های استفاده از داده‌های پانلی، یک بار، بدون در نظر گرفتن متغیر سرمایه انسانی، مدل همگرایی را تخمین زده است و در حالت دیگر، با ورود این متغیر به مدل، مقدار ضریب همگرایی را بدست آورده و نتایج را با حالت مقطعی مقایسه نموده است. نرخ همگرایی با روش پانلی، بیشتر از روش مقطعی و کشش تولید به سرمایه کمتر گزارش شده است.

- کانگاشارجو (Kangasharju 1998)، همگرایی در فنلاند و تفاوت‌های منطقه‌ای در سرعت همگرایی را مورد بررسی قرار داده است. در این مطالعه، همگرایی در میان ۸۸ منطقه در دوره زمانی ۹۳-۱۹۳۴ و با استفاده از درآمد سرانه مشمول مالیات آزمون شده است. نتایج بدست آمده، ضریب همگرایی در فنلاند را سالانه حدود ۲ درصد نشان می‌دهند؛ ضمن اینکه وضعیت‌های پایایی متفاوتی میان زیر منطقه‌های فنلاند گزارش شده است.

- حسین (Hossain, 2000)، در مقاله‌ای با عنوان "همگرایی سطوح درآمد سرانه در میان مناطق بنگلادش، ۹۷-۱۹۸۲" هر سه مفهوم همگرایی آزمون شده‌اند. نتایج مبنی بر همگرایی شدید مناطق با سرعت همگرایی ۳ درصد طی دوره ۹۱-۱۹۸۲ بوده است. هرچند این همگرایی برای مناطق فقیر و همچنین در دوره زمانی ۹۷-۱۹۹۱ که مصادف با اجرای سیاست باز نمودن تجاری بود، تأیید نمی‌شوند. سیاست باز کردن تجاری اقتصاد، هرچند منجر به افزایش سرعت همگرایی در میان کشورها می‌شود (بن دیوید ۱۹۹۳، لوین و رتلت ۱۹۹۲)، اما در مورد مناطق بنگلادش منجر به واگرایی درآمد سرانه گشته است. در واقع با اجرای این سیاست، مناطق پیشرفته‌تر که دارای استعدادهای بالقوه بیشتری هستند، موفق به جذب میزان بیشتری از سرمایه‌گذاری‌های خارجی می‌شوند و سایر مناطق از این افزایش درآمد حاصله محروم می‌مانند.

- چودری (Chowdhury, 2005)، در مقاله‌ای به بررسی همگرایی درآمد سرانه در ۹ کشور ASEAN طی سال‌های ۲۰۰۱-۱۹۶۰ به صورت مقطعی و با روش OLS پرداخته و نتایج تجربی حاکی از عدم وجود همگرایی و افزایش پراکندگی درآمد در این گروه کشورها بوده است. دلایل عدم همگرایی عبارتند از: پایین بودن حجم تجارت درون منطقه، رشد پایین صادرات و واردات تجاری، ضعف عملکرد برخی از دولت‌ها و همچنین پایین بودن سطح و نرخ رشد درآمد سرانه کشورها در بلندمدت.

- لوپز (Lopez, 2008)، همگرایی منطقه‌ای پانزده کشور اتحادیه اروپا را برای دوره زمانی ۹۹-

۱۹۸۲ آزمون نموده که در آن مطالعه، از رگرسیون‌های داده‌های پانلی با اثرات ثابت استفاده شده و نتایج بدست آمده حاکی از رابطه‌ای منفی میان سطوح درآمدی و نرخ‌های رشد بوده که نشان دهنده همگرایی است. البته نتایج همگرایی برای مناطق دارای وضعیت‌های پایای بسیار متفاوت، تأیید نشده‌اند.

- گواتا و سرانیتا (Gueta & Serranito, 2004)، هر دو نوع همگرایی مطلق و شرطی را در ۹ کشور منطقه منا، طی دو دوره زمانی ۱۹۶۰-۹۰ و ۱۹۶۰-۲۰۰۰ بررسی نموده‌اند. در این مطالعه، فرضیه همگرایی مطلق با استفاده از آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی بدون لحاظ اثرات ثابت فردی و همگرایی شرطی و نیز با لحاظ این اثرات آزمون شده‌اند. نتایج مبنی بر همگرایی اکثر کشورهای منطقه، طی هر دو دوره مورد بررسی است. این پژوهش تکنیک‌های جدید استفاده از نگرش داده‌های پانلی را جهت آزمون فرضیات همگرایی ۹ کشور منطقه بکار می‌گیرد.

- ارلات (Erlat, 2006)، همگرایی منطقه منا را با مدل سری زمانی و آزمون همگرایی دو به دو<sup>۱</sup>، بررسی نموده است. در این نوع آزمون، نسبت اختلاف درآمد سرانه دو کشور  $I$  و  $J$  در پایان دوره به اختلاف درآمد سرانه این دو کشور در ابتدای دوره محاسبه می‌شود. چنانچه این نسبت بین صفر و یک قرار گیرد، فرضیه همگرایی تأیید می‌گردد. بدین منظور از آزمون ریشه واحد ADF و KPSS استفاده شده است. زمانی که سال‌های ۱۹۶۰، ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ به‌عنوان سال پایه انتخاب شده‌اند، تعداد زوج کشورهای همگرا شده به یکدیگر کمتر از تعداد زوج‌های واگرا بوده و با افزایش طول دوره، تعداد زوج‌های همگرا افزایش یافته است.

در مطالعه حاضر، ضمن بررسی همگرایی کل نمونه مورد بررسی با استفاده از آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی، همگرایی هر یک از کشورهای منتخب منطقه به میانگین مقطعی درآمد سرانه با استفاده از آزمون ADF و لحاظ شکست ساختاری در فرایند همگرایی توسط آزمون زیوت-اندریوز، مورد توجه قرار گرفته‌اند.

## ۵- روش تحقیق

در این بخش، روش‌شناسی اقتصادسنجی آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی و آزمون‌های ریشه واحد با تأکید بر شکست ساختاری مورد بحث قرار می‌گیرد. مدل سری زمانی فرضیه همگرایی بر آزمون‌های ریشه واحد بنا شده است. همان‌طور که می‌دانیم، در اغلب مطالعات سری‌های زمانی، وجود ریشه واحد ممکن است منجر به رگرسیون‌های جعلی شود و از این رو، نتایج به دست آمده

<sup>1</sup> Pair Wise

<sup>2</sup> Kwiatowski, Phillips, Schmidt & Shin

قابل اتکا نباشند. به همین دلیل در مطالعات تجربی، سری های زمانی، قبل از هرگونه تخمین و تجزیه و تحلیل های اقتصادسنجی، ریشه واحد متغیرهای مدل مورد آزمون قرار می گیرد تا در صورت وجود ریشه واحد، از آزمون های همجمعی استفاده شده و سپس رگرسیون برآورد گردد. ادبیات نوین اقتصادسنجی بر این نکته دلالت دارد، که با مد نظر قرار دادن شکست ساختاری در آزمون های ریشه واحد و روابط اقتصادی، نتایج بدست آمده واقعی تر و متفاوت از حالتی است که شکست ساختاری لحاظ نمی شود. نمی شود.

#### ۵-۱- آزمون ریشه واحد با شکست ساختاری

موضوع تغییرات ساختاری اهمیت قابل توجهی در تحلیل سری های زمانی اقتصاد کلان دارد. تحولات ساختاری در بسیاری از سری های زمانی، می تواند دلایل متعددی از قبیل بحرآنهاهی اقتصادی، تغییر در چارچوب و ترتیبات نهادی- سازمانی، تغییرات سیاسی و حتی تغییر رژیم حکومتی داشته باشد. اگر چنین تحولات ساختاری در روند داده های سری زمانی مورد توجه قرار نگیرند، ممکن است نتایج تخمین به سمت عدم رد فرض نامانایی داده ها تورش داشته باشد (Glynn, Perera & Verma, 2007: 68-69).

لازم به ذکر است، تعیین درونزای یک شکست ساختاری بالقوه، لزوماً به معنی وجود یک شکست ساختاری واقعی نمی باشد و این مسأله در حقیقت بیان کننده این است که اگر واقعاً شکستی رخ داده باشد، بیشترین احتمال وقوع آن در زمان تعیین شده به صورت درونزا خواهد بود (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸: ۲۴۵). بدین ترتیب زیوت و اندریوز در سال ۱۹۹۲ آزمون برای پیدا کردن درونزای تاریخ شکست ساختاری با بسط آزمون پرون (۱۹۸۹) ارائه کردند. در این آزمون فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد است، به طوری که هیچ شکست ساختاری وارد الگو نشود؛ در حالیکه فرض مقابل بیان می کند که سری زمانی دارای روندی مانا با یک شکست ساختاری است که در زمانی نامعلوم رخ داده است. الگوهای زیوت و اندریوز (Zivot & Andrews, 1992)، در سری مانند  $Y_t$  به صورت زیر است:

$$H_0 : Y_t = \mu + y_{t-1} + e_t$$

فرضیه مقابل از سه الگو (بسته به فرضیه رقیب) تبعیت می کند:

$H_1 :$

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{T}_b) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (\text{مدل الف})$$

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t(\hat{T}_b) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (\text{مدل ب})$$

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\beta}^C t + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{T}_b) + \hat{\gamma}^C DT_t(\hat{T}_b) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (\text{مدل ج})$$

مدل (الف)، بیانگر تغییر در عرض از مبدأ، مدل (ب) بیانگر تغییر در شیب و مدل (ج) بیانگر تغییر در هر دوی عرض از مبدأ و شیب تابع روند است. بر اساس الگوی پرون (۱۹۸۹)، دو نوع متغیر مجازی برای تعیین اثر شکست‌های ساختاری در الگو در نظر گرفته می‌شود. متغیر مجازی  $DU_t$ ، نشان دهنده تغییر در عرض از مبدأ است و کمیت آن برای سال‌های  $t > T_b$  برابر یک و برای بقیه سال‌ها صفر می‌باشد. متغیر مجازی روند  $DT_t^*$  تغییر در شیب تابع روند را نشان می‌دهد، به طوری که کمیت آن برای سال‌های  $t > T_b$  برابر  $DT_t^* = t - T_b$  و برای بقیه سال‌ها صفر است. <sup>۱</sup> TB نیز زمان شکست ساختاری است.

برای هر یک از سال‌ها، مدل‌های سه‌گانه بسته به فرضیه رقیب، به روش OLS تخمین زده می‌شود و پایین‌ترین آماره  $t$  مربوط به هر یک از رگرسیون‌ها با توجه به مقدار وقفه بهینه<sup>۲</sup>، به عنوان سال شکست ساختاری یا تغییر جهت ساختاری انتخاب می‌شود. در این مطالعه از نرم افزار Eviews 6 به منظور اجرای برنامه شکست ساختاری برای هر سه مدل استفاده شده است.<sup>۳</sup>

#### ۵-۲- آزمون ریشه واحد داده‌های پانلی

به منظور آزمون فرضیه همگرایی، بهترین روش استفاده از آزمون ریشه واحدی است که ناهمگونی بین کشورهای موجود در پانل را در نظر گیرد. آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی ایم، پسران و شین، برای هر مقطع، نرخ همگرایی مجزایی را ارائه می‌دهد. بر اساس مطالعه مادالا و وو (Maddala & Wu, 1999)، آزمون IPS (ایم، پسران و شین) به پانلی متوازن<sup>۴</sup> نیاز دارد و وقفه یکسانی برای تمامی  $\rho_n$ ها بکار می‌برد. ایم، پسران و شین با متغیر فرض کردن  $\rho$  (به عنوان ضریب مورد آزمون) برای هر مقطع، آزمون ریشه واحد را به صورت زیر تصریح کرده‌اند:

$$\Delta Y_{i,t} = a_i + \rho_i Y_{i,t} + \zeta_{i,t}, \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N = \rho = 1 \quad (18)$$

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N = \rho < 1$$

در این آزمون، فرضیه صفر مبنی بر عدم همگرایی کشورها (وجود ریشه واحد) و فرضیه مقابل،

#### 1. Time Break

۲. برای تعیین وقفه بهینه از معیارهای تعیین طول وقفه بهینه از جمله؛ آکائیک، شوارز-بیزین و حنان کوئین استفاده می‌شود.

۳. به منظور دستیابی به برنامه مزبور، می‌توان به مقاله (Arrufat, et. al (1999) مراجعه نمود.

#### 4. Balanced Panel

پایا بودن حداقل یک عضو پانل می باشد. در این آزمون بجای ترکیب کردن<sup>۱</sup> داده ها، از آزمون های ریشه واحد مجزا برای هر مقطع، استفاده می شود. بدین ترتیب، برای هر مقطع، یک آماره  $t$  و میانگین و واریانس آن ارائه می شود. در تحلیل همگرایی با توجه به آماره اصلی آزمون ( $tbar_{NT}$ ) در مورد وجود همگرایی یا ریشه واحد تصمیم می گیریم. مقادیر بحرانی این آماره که به روش شبیه سازی مونت کارلو بدست آمده است، در جدول ۲ مقاله IPS ارائه شده اند.

نوع دیگری از آزمون های ریشه واحد پانلی، آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو (Levin et al., 2002) است. در این آزمون، ضریب متغیر وابسته با وقفه برای تمامی مقاطع یکسان در نظر گرفته می شود ( $\rho_i = \rho$ ) همچنین در تصریح مدل، جزء روند زمانی به معادله (۱۸) افزوده می گردد.

#### ۶- نتایج تحقیق

با اشاره به این مطلب که داده های مربوط به لگاریتم متغیر درآمد واقعی سرانه<sup>۲</sup>، از آمار ارائه شده در شاخص های توسعه جهانی<sup>۳</sup>، نسخه های ۲۰۰۷ و ۲۰۰۸ برای کشورهای منتخب منطقه منا گردآوری شده اند، نتایج آزمون همگرایی میان کشوری به سمت میانگین مقطعی درآمد سرانه در جدول زیر ارائه شده اند:

---

1. Pooling

۲. GNP سرانه، به قیمت ثابت دلار سال ۲۰۰۰

3. World Development Indicators (WDI)

جدول ۱. آزمون ریشه واحد ADF سری زمانی انحراف از میانگین مقطعی

کشور	بدون عرض از مبدأ و روند زمانی (همگرایی مطلق)	با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی (همگرایی شرطی)	با عرض از مبدأ و روند زمانی (فرآیند ارتقاء)
اردن	۰.۲۷	-۱.۲	-۱.۰۶
الجزایر	۰.۸۴	-۰.۲۳	-۱.۴۶
امارات	<sup>۱</sup> (*)-۳.۲۱	(*)-۳.۹۸	(***)-۳.۷۹
ایران	-۰.۱۷	-۰.۹۳	-۲.۸۶
بحرین	-۰.۱۵	-۱.۹۶	(*)-۵.۳۴
ترکیه	-۰.۹۷	-۲.۵۹	-۱.۸۴
تونس	(*)-۳.۶	-۰.۲۴	-۲.۲۳
رژیم صهیونیستی	۰.۵۱	-۱.۹۵	-۰.۸۵
سودان	-۱.۱۶	۱.۳۹	-۲.۰۱
سوریه	۰.۶۵	-۱.۳۹	-۱.۸۴
عربستان	(*)-۴.۰۹	(*)-۳.۸۷	(***)-۳.۷۲
عمان	۰.۳۴	(*)-۵.۸۸	(*)-۵.۴۴
مالتا	۰.۳۵	-۲.۲	۱.۱۲
مصر	(*)-۳.۰۸	(*)-۴.۲۸	(*)-۴.۷۹
مراکش	-۱.۲	(***)-۲.۹	-۲.۷۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۱) را می‌توان به این صورت خلاصه نمود: آماره آزمون ADF سری زمانی انحراف از میانگین مقطعی، در حالت بدون عرض از مبدأ و روند زمانی برای کشورهای امارات، تونس، عربستان و مصر معنادار بوده است؛ بدین معنی که همگرایی مطلق برای کشورهای مزبور تأیید می‌گردد. فرضیه همگرایی شرطی نیز با توجه به معناداری آماره آزمون در سطوح مختلف معناداری برای کشورهای امارات، عربستان، عمان، مصر و مراکش رد نشده است. همچنین در حالت سوم که آزمون ADF با عرض از مبدأ و روند زمانی اجرا می‌شود، فرضیه ارتقاء درآمد سرانه برای

۱. (\*)، (\*\*)، و (\*\*\*) به ترتیب معنی داری در سطح ۱، ۵، و ۱۰ درصد را نشان می‌دهند.



کشورهای؛ امارات، بحرین، عربستان، عمان و مصر معنادار بوده است. اما با توجه به مبانی نظری بخش دوم، معناداری آماره آزمون در این حالت، شرط لازم همگرایی است و به منظور نتیجه گیری نهایی می باید شرط کافی نیز بررسی گردد. از آنجا که در شروع دوره زمانی، لگاریتم درآمد سرانه واقعی کشورهای مزبور، به استثنای کشور مصر، بیشتر از میانگین لگاریتم درآمد مقطعی کشورهای منطقه بوده است، انتظار داریم وقتی برای بررسی شرط کافی، رابطه (۱۳) را برای کشورهای امارات، بحرین، عربستان و عمان برآورد می کنیم،  $\mu$  مثبت و  $\beta$  منفی باشد. نتایج بررسی شرط کافی در جدول زیر ارائه شده اند:

جدول ۲. شرط کافی همگرایی

کشور	عرض از مبدأ	ضریب روند
امارات	۱۶۰.۷	-۰.۰۲۹
بحرین	-۸.۰۳	۰.۰۰۴
عربستان	۴۷.۵	-۰.۰۲۳
عمان	-۱۴.۱	۰.۰۰۷
مصر	-۱۷.۶	۰.۰۰۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پس از بررسی شرط کافی، مشخص شد که فرایند زوال به صورت قوی برای کشورهای امارات و عربستان پذیرفته می شود؛ زیرا این دو کشور از درآمد سرانه بالا به سمت میانگین مقطعی همگرا شده اند. بعبارت دیگر، سری اختلاف لگاریتم درآمد این دو کشور از میانگین مقطعی به جای افزایش، کاهش یافته است. کشورهای بحرین و عمان نیز با درآمد سرانه بزرگتر از میانگین مقطعی، طی دوره زمانی مورد بررسی از آن واگرا شده‌اند. بنابراین، سری اختلاف لگاریتم درآمد این دو کشور از میانگین مقطعی به جای کاهش، افزایش یافته است.

با بررسی شرط کافی در مورد کشور مصر، نیز، فرضیه ارتقاء به صورت قوی پذیرفته می شود؛ چرا که این کشور با درآمد سرانه ای کمتر از میانگین مقطعی در طول دوره مورد بررسی، شکاف درآمد سرانه خود را از مقدار میانگین، کاهش داده و فرایند همگرایی به سمت بالا (یعنی درآمد سرانه بیشتر) را تجربه نموده است. فرضیه همگرایی درآمد سرانه سایر کشورها به میانگین مقطعی درآمد سرانه منطقه، نیز با توجه به وجود ریشه واحد رد می شود.

۱. تمامی ارقام جدول به لحاظ آماری در سطح یک درصد معنادار هستند.

### نتایج آزمون ریشه واحد زیوت- اندریوز (با شکست ساختاری درونزا)

همان طور که در ادبیات اقتصاد سنجی داده‌های سری زمانی، بعد از روش پرون (۱۹۸۹) مرسوم شده است، زمانی نتایج آزمون‌های ریشه واحد داده‌های سری زمانی مانند آزمون دیکی فولر و یا دیکی فولر تعمیم یافته، معتبر خواهد بود که در داده‌های سری زمانی، شکست ساختاری وجود نداشته باشد؛ در غیر این صورت، احتمال رد فرضیه پایایی به نفع ناپایایی زیاد خواهد بود. در جدول (۳) نتایج سه الگوی زیوت- اندریوز با وجود یک شکست ساختاری درونزا ارائه شده است.

### جدول ۳. همگرایی بین کشوری (ZA)

کشور	مدل A		مدل B		مدل C	
	آماره آزمون ZA برای حالت با عرض از مبدأ	$T_b$	آماره آزمون ZA برای حالت با روند زمانی	$T_b$	آماره آزمون ZA برای حالت با عرض از مبدأ و روند زمانی	$T_b$
امارات	۱۹۹۱	-۶.۴۴ (*)	۲۰۰۲	-۳.۶۹	۲۰۰۲	-۲.۶۹
بحرین	۱۹۹۷	-۵.۲۱ (**)	۱۹۹۵	-۴.۹۴ (*)	۱۹۹۷	-۵.۰۵ (***)
الجزایر	۲۰۰۲	-۴.۴۶	۱۹۹۳	-۳.۶۵	۱۹۹۲	-۳.۳۱
مصر	۱۹۹۹	-۴.۸۹ (**)	۱۹۹۹	-۴.۶۵ (**)	۱۹۹۹	-۴.۴۷
ایران	۱۹۹۷	-۴.۶۲ (***)	۲۰۰۰	-۵.۶۰ (*)	۲۰۰۱	-۶.۳۵ (*)
رژیم صهیونیستی	۲۰۰۰	-۲.۲۷	۱۹۹۸	-۳.۸۵	۲۰۰۰	-۴.۹۰ (***)
اردن	۱۹۹۲	-۴.۲۷	۱۹۹۸	-۴.۴۸ (**)	۱۹۹۳	-۴.۸۷ (***)
مراکش	۱۹۹۸	-۴.۲۷	۱۹۹۹	-۳.۴۳	۱۹۹۲	-۵.۸۰ (*)
مالتا	۲۰۰۰	-۱.۰۹	۱۹۹۵	-۲.۲۳	۱۹۹۶	-۲.۱۳
عمان	۲۰۰۲	-۵.۵۸ (*)	۲۰۰۱	-۵.۳۱ (*)	۲۰۰۲	-۵.۲۹ (**)
عربستان	۲۰۰۲	-۵.۷۷ (*)	۲۰۰۲	-۵.۴۸ (*)	۲۰۰۳	-۵.۳۷ (**)
سودان	۱۹۹۲	-۳.۳۸	۱۹۹۶	-۵.۶۳ (*)	۱۹۹۳	-۶.۳۴ (*)
سوریه	۱۹۹۱	-۵.۸۴ (*)	۲۰۰۰	-۳.۲۵	۱۹۹۲	-۴.۰۹
تونس	۱۹۹۸	-۴.۹۳ (**)	۱۹۹۴	-۳.۶۷	۱۹۹۸	-۴.۷۷
ترکیه	۱۹۹۸	-۴.۴۶	۱۹۹۳	-۳.۷۹	۱۹۹۳	-۴.۰۵

منبع: یافته‌های تحقیق

مدل A: ارزش‌های بحرانی<sup>۱</sup> در سطح ۱(\*)، ۵(\*\*) و ۱۰(\*\*\*) درصد به ترتیب عبارتند از: -۵.۳۴، -۴.۸۰ و -۴.۴۸

مدل B: ارزش‌های بحرانی در سطح ۱(\*)، ۵(\*\*) و ۱۰(\*\*\*) درصد به ترتیب عبارتند از: -۴.۹۳، -۴.۴۲ و -۴.۱۱

مدل C: ارزش‌های بحرانی در سطح ۱(\*)، ۵(\*\*) و ۱۰(\*\*\*) درصد به ترتیب عبارتند از: -۵.۵۷، -۵.۰۸ و -۴.۸۲

<sup>۱</sup> Zivot & Andrews, 1992: 37-39, T2-T3-T4

نتایج مدل‌های سه گانه فوق، حاکی از پذیرش فرضیه همگرایی با وجود شکست ساختاری برای شمار بیشتری از کشورهای منطقه نسبت به آزمون ADF است. نتایج مدل A، مؤید فرضیه همگرایی مطلق برای کشورهای امارات، بحرین، مصر، ایران، عمان، عربستان، سوریه و تونس می‌باشند. سال‌های شکست ساختاری نیز برای هر کشور در جدول (۳) به‌دست آمده‌اند. به‌عنوان مثال، لگاریتم تولید ناخالص داخلی ایران در سال ۱۳۷۶ دچار شکست ساختاری شده است. این امر می‌تواند به دلیل کاهش شدید قیمت نفت در این سال باشد. بنابراین سهم تولید نفت از تولید ناخالص داخلی، به‌شدت کاهش یافت و منجر به کاهش سرمایه‌گذاری ناخالص داخلی گردید. ضمن اینکه همراه با کاهش شدید درآمدهای نفتی، سهم گروه‌های کشاورزی، صنعت و معدن و ساختمان نیز در تولید ناخالص کاهش یافت و بنابراین، رشد درآمد ملی در این سال به ۰.۸- رسید که رقم بسیار پایینی نسبت به متوسط سال‌های قبل از آن بود.

نتایج مدل B نیز، حاکی از عدم وجود ریشه واحد در سری‌های لگاریتم درآمد سرانه کشورهای بحرین، مصر، ایران، اردن، عمان، عربستان و سودان است. نتایج برای ایران نشان می‌دهد که این اقتصاد در سال ۱۳۷۹ یک شکست ساختاری را در سطح درآمد سرانه خود تجربه نموده است. اقتصاد ایران در این سال نیز با کاهش شدید رشد درآمد ملی روبرو بوده است.

نتایج مدل C، حاکی از پذیرش شرط لازم فرایند ارتقاء، برای شمار بیشتری از کشورهای منطقه است. در بررسی شرط کافی، کشورها به دو گروه درآمدی کمتر از میانگین مقطعی و بیشتر از آن تقسیم‌بندی می‌شوند. بنابراین برای کشورهای ایران، اردن، مراکش و سودان که در گروه اول قرار دارند، انتظار داریم با برآورد رابطه (۱۳)،  $\mu$  منفی و  $\beta$  مثبت باشد. پس از بررسی شرط کافی مشخص شد که فرضیه همگرایی (فرایند ارتقاء درآمد سرانه)، به‌صورت قوی<sup>۱</sup> برای کشورهای مراکش و سودان و به‌صورت ضعیف برای ایران، پذیرفته می‌شود. همچنین، کشور اردن قویاً از میانگین مقطعی درآمد سرانه منطقه واگرا شده است. در بررسی گروه درآمدی دوم نیز انتظار بر آن است که با برآورد شرط کافی،  $\mu$  مثبت و  $\beta$  منفی باشد. نتایج برای کشورهای بحرین، رژیم صهیونیستی و عمان حاکی از واگرایی قوی درآمد سرانه این کشورها نسبت به میانگین منطقه و برای عربستان حاکی از فرایند نزول می‌باشد.

بررسی سال شکست برای ایران نشان می‌دهد که این اقتصاد در سال ۱۳۸۰ یک شکست ساختاری را در سطح درآمد سرانه خود تجربه نموده است. علت اصلی این امر را می‌توان در اجرای سیاست یکسان سازی نرخ ارز توسط دولت دانست. همچنین در این سال، سهمیه نفت ایران در اوپک کاهش یافت که این امر منجر به کاهش سهم درآمدهای نفتی از تولید ناخالص داخلی به ۱۱- درصد گردید؛ در حالی که در سال‌های پس از آن با افزایش قیمت نفت، بودجه‌های جاری و عمرانی،

۱. ضرایب شیب و عرض از مبدا به لحاظ آماری معنادار و دارای علامت‌های مورد انتظار بوده‌اند

رشد واردات و گردش پول افزایش یافت. نتایج آزمون همچنین نشان می‌دهند که سری اختلاف لگاریتم درآمد سرانه از میانگین مقطعی، برای سایر کشورها علی‌رغم لحاظ یک شکست ساختاری درونزا، دارای ریشه واحد هستند.

#### نتایج آزمون ریشه واحد ایم، شین و پسران

در این مطالعه، به منظور آزمون مدل سری زمانی فرضیه‌ی هم‌گرایی کل نمونه، از آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی ایم، پسران، و شین؛ و لوین، لین و چو استفاده شده است. فرضیه صفر در هر یک از دو آزمون‌ها وجود ریشه واحد در سری زمانی است. متغیری که در این تحقیق سعی داریم، پایایی آن را در قالب این آزمون‌ها بررسی نماییم، به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y_t = \ln(Y_{it} / \bar{Y}_{it})$$

که در آن  $Y_{it}$  اختلاف بین لگاریتم GDP سرانه واقعی کشور  $i$ ،  $(Y_{it})$  از میانگین مقطعی درآمد سرانه  $(\bar{Y}_{it})$  می‌باشد. نتایج آزمون‌های ریشه واحد داده‌های پانلی در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۴. همگرایی کشورهای منتخب منا

نتیجه آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی			
روش	آماره	p- Value	فرضیه صفر
ایم، پسران و شین	-۲.۲۵	۰.۰۱	ریشه واحد
لوین، لین و چو	-۳.۷۸	۰.۰۰	ریشه واحد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بنابراین، بر اساس آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی، فرضیه همگرایی درآمد سرانه کل نمونه کشورهای منتخب، به سمت میانگین درآمد سرانه پذیرفته می‌شود. عبارتی در مجموع، کشورهای منتخب منطقه منا، به سمت کاهش شکاف درآمدی با میانگین درآمد سرانه منطقه، در حرکت می‌باشند.

#### ۷- نتیجه‌گیری

در این مطالعه، برای آزمون فرضیه همگرایی تک‌تک کشورهای نمونه، از آزمون ADF تعمیم یافته استفاده نمودیم. نتایج این آزمون از این قرار است:

آماره آزمون ADF سری زمانی انحراف از میانگین مقطعی، در حالت بدون عرض از مبدأ و روند زمانی برای کشورهای امارات، تونس، عربستان و مصر معنادار بوده است. فرضیه همگرایی شرطی نیز با توجه به معناداری آماره آزمون در سطوح مختلف معناداری برای کشورهای امارات، عربستان، عمان، مصر و مراکش رد نشده است. همچنین در حالت سوم که آزمون ADF با عرض از مبدأ و

روند زمانی اجرا می‌شود، فرآیند زوال به‌صورت قوی برای کشورهای امارات و عربستان پذیرفته می‌شود؛ چرا که این دو کشور از درآمد سرانه بالا به‌سمت میانگین مقطعی همگرا و کشورهای بحرین و عمان نیز با درآمد سرانه بزرگ‌تر از میانگین مقطعی، طی دوره زمانی مورد بررسی از آن واگرا شده‌اند. در مورد کشور مصر نیز، فرضیه ارتقاء به‌صورت قوی پذیرفته می‌شود؛ زیرا این کشور با درآمد سرانه‌ای کمتر از میانگین مقطعی در طول دوره مورد بررسی، شکاف درآمد سرانه خود را از مقدار میانگین، کاهش داده و فرایند همگرایی به‌سمت بالا را تجربه نموده است. فرضیه همگرایی درآمد سرانه سایر کشورها به میانگین مقطعی درآمد سرانه منطقه، نیز با توجه به وجود ریشه واحد رد می‌شود.

همچنین، نتایج مدل A آزمون ریشه واحد زیوت- اندریوز مؤید فرضیه همگرایی مطلق با لحاظ یک شکست ساختاری درونزا برای کشورهای امارات، بحرین، مصر، ایران، عمان، عربستان، سوریه و تونس می‌باشند. نتایج مدل B، حاکی از عدم وجود ریشه واحد در سری‌های لگاریتم درآمد سرانه کشورهای بحرین، مصر، ایران، اردن، عمان، عربستان و سودان است. نتایج مدل C، حاکی از پذیرش فرضیه همگرایی (فرایند ارتقاء درآمد سرانه)، به‌صورت قوی برای کشورهای مراکش و سودان و به‌صورت ضعیف برای ایران، می‌باشند. همچنین، کشور اردن قویاً از میانگین مقطعی درآمد سرانه منطقه واگرا شده است. همچنین، نتایج برای کشورهای بحرین، عمان و رژیم صهیونیستی حاکی از واگرایی قوی درآمد سرانه این کشورها نسبت به میانگین منطقه و برای عربستان حاکی از فرایند نزول می‌باشد.

برای آزمون فرضیه همگرایی کل نمونه، از آزمون‌های ریشه واحد ایم، پسران و شین؛ و لوین، لین و چو استفاده کردیم. بر اساس آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی، فرضیه همگرایی کل نمونه به سمت میانگین درآمد سرانه کشورهای منطقه، پذیرفته می‌شود. به‌عبارتی در مجموع، کشورهای منتخب به-سمت کاهش شکاف درآمدی با میانگین درآمد سرانه منطقه، در حرکت می‌باشند.

با توجه به اینکه همگرایی اقتصادی منطقه‌ای، منجر به گسترش زمینه‌های تجاری درون گروهی کشورهای منطقه و آماده‌سازی آنها برای ورود به عرصه‌های جهانی خواهد شد، توصیه می‌شود کشورهای منطقه برای دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی پایدار، به گسترش و تعمیق ترتیبات تجاری منطقه‌ای بیش از پیش توجه نموده تا بتوانند روند سرمایه‌گذاری و ایجاد فرصت‌های شغلی را با دسترسی به بازارهای یکدیگر تقویت نمایند. همچنین با تقویت نهادهای تجاری درون منطقه‌ای مانند "بازار مشترک"، تجارت درون گروهی خود را گسترش داده و از این طریق به رشد اقتصادی منطقه کمک نمایند.

## منابع و مأخذ

- خلیلی عراقی، منصور و مسعودی، ناهید (۱۳۸۶) بررسی مسیر شکاف درآمدی کشورهای منطقه منا نسبت به ژاپن، طی دوره ۲۰۰۲-۱۹۷۵، با توجه به تئوری همگرایی؛ مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۹، صص ۷۵-۸۸.
- رحمانی، تیمور (۱۳۸۳) رشد اقتصادی و همگرایی منطقه ای در ایران؛ مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۶، صص ۱۵۵-۱۸۰.
- رنجبر، امید و علمی، زهرا (۱۳۸۷) تفسیر مدل سری زمانی و شاخص های نابرابری از شکل گیری همگرایی در کشورهای گروه D-8؛ فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، شماره ۳۵، صص ۷۸-۵۱.
- صمدی، علی حسین و پهلوانی، مصیب (۱۳۸۸) همجمعی و شکست ساختاری در اقتصاد؛ انتشارات دانشگاه سیستان و بلوچستان.
- Arrufat, J. L., Cafferata, A. M., Figueras, A. J. & Utrera, G. E. (1999). Hysteresis & Structural Breaks in Regional Unemployment, Argentina 1980-1998. Universidad Nacional de Rosario Rosario, 10(12), pp.1-23.
- Barro, R. j. (1991). Economic Growth in a Cross Section of Countries. Quarterly Journal of Economics, 106(2), pp.407-443.
- Barro, R. j., & Sala-i-Martin, X. (1991). Convergence Across States and Regions Brookings. Papers on Economic Activity, 1(1), pp.107-182.
- Bernard, A. B., & Durlauf, S. N. (1996) Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis. Journal of Econometrics, 71(1), pp.161-173.
- Chowdhury, K. (2005) What is Happenng to Per Capita GDP in the ASEAN Countries? An Analysis of Convergence, 1960-2001; Applied Econometrics and International Development. 5(3), pp.49-68.
- Erlat, H. (2006) Time Series Approaches to Testing Income Convergence in Mena Countries, Presented at the 27<sup>th</sup> Annual Meeting in the Middle East Economic Association, January 2007, Chicago, USA.
- Evance, p. (1996) Using Cross- country Variances to Evaluate Growth Theories. Journal of Economic Dynamic and Control, 20, pp. 1027-1049.
- Evance, P. & Karras, G. (1996) Convergence Revisited; Journal of Monetry Economics, 37, pp. 249-265.
- Gueta, I., & Serranito, F. (2004) Using Panel Unit Root Tests to Evaluate the Income Convergence Hypothesis in the Middle Eeast and North African Countries; Cahiers de la Masion de Sciences Economiques, Serie Blanche, TEMA- CNRS, Paris I.
- Glynn, J., Perera, N. & Verma, R. (2007) Unit Root Tests and Structural Breaks: A Survey with Applications; Revista de Métodos Cuantitativos Para la Economía Y LA Empresa 3, pp. 63-79.
- Higgins, M., Levy, D & Young, A. (2006). Growth and Convergence Across the

- United States: Evidence from Country- level Data. *Review of Economics and Statistics*, 88, pp.671-725.
- Hossain, A. (2000) Convergence in Per Capita Income Across Regions in Bangladesh, 1982-97; IMF working paper, WP/00/121.
- Im, K., Pesaran, M.H. & Shin, Y. (2003) Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels; *Journal of Econometrics*, 115(1), pp. 53-74.
- Kangasharju, A. (1998)  $\beta$  Convergence in Finland: Regional Differences in Speed Convergence; *Applied Economics*, 30(5), pp. 679- 687.
- Levin, A., Lin, C.-F., Chu, C.J., 2002. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics* 108, 1-24.
- Lopez- Rodriguez, J. (2008) Regional Convergence in the European Union: Results From a Panel Data Model; *Economic Bulletin*, 18(2), pp. 1-7.
- Maddala, G. S. & Wu, S. (1999) A Comparative Study of Unit Root Tests with the Panel Data and a New Simple Test; *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special Issue, 61, pp. 631-652.
- Mankiw, N. G., & Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), pp.407-437.
- Quah, D. (1995) Empirics for Economic Growth and Convergence; *European Economic Review*, 40(6), pp. 1353-1375.
- Romer, D. (2001) *Advanced Macroeconomic*; McGraw-Hill, New York.
- Wei, C. (2004) *Economic Growth and Convergence Across Canada*; M. A. (Economic) Thesis, Simon Fraser University.
- World Development Indicators Database: World Bank: (2007), (2008).
- Zivot, E. & Andrews, D. W. K. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis; *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, 3, pp. 251-270.