تحلیل شکل‌گیری همگرایی اقتصادی در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا: یافته‌های جدید

امید رنجبر
کارشناس ارشد علوم اقتصادی از دانشگاه مازندران
زهرا(میلا) علمی
استادیار اقتصاد دانشگاه مازندران

تاریخ دریافت: ۸۶/۰۹/۲۷
تاریخ تایید: ۸۷/۰۴/۲۷

چکیده

فرضیه همگرایی، به رشد سریعتر درآمد سرانه کشورهای فقیر نسبت به کشورهای غنی و کاهش نابرابری درآمد بین کشورها، طی فرایند انتقال اشاره دارد. شکل‌گیری همگرایی در بین کشورها، اشکال گوناگونی دارد، که یکی از آن‌ها، همگرایی باشگاهی است. روند درآمد سرانه کشورهای منطقه منا به گونه‌ای است که به نظر می‌رسد، در بین این کشورها، همگرایی باشگاهی در حال شکل‌گیری است. از این رو هدف این مقاله، بررسی شکل‌گیری همگرایی باشگاهی بین کشورهای این منطقه در دوره (۲۰۰۳-۱۹۷۰) میلادی است. برای این تحقیق، از داده‌های تلفیقی و سری زمانی کشورهای منا در دوره مورد نظر و مدل همگرایی بتا و مدل توزیعی یا همگرایی سیگما استفاده شده است. نتیجه محاسبه واریانس مقطعی در مدل همگرایی سیگما، حاکی از کاهش نابرابری درآمد سرانه در منطقه، طی دوره بررسی (۲۰۰۳-۱۹۷۰) است، هر چند که این کاهش، روند یکنواختی نداشته است. به گونه‌ای که از اواخر دهه ۱۹۸۰ به بعد، نابرابری درآمد سرانه بین کشورهای منطقه رو به افزایش گذاشته است. همچنین، تخمین ضریب متغیر موهومی آستانه (متغیر جداکننده کشورها به دو گروه درآمدی بالا و پایین میانگین مقطعی) در مدل همگرایی بتا، جدایی در درآمد سرانه کشورهای منطقه، در قالب دو گروه درآمدی را تأیید می‌کند. بنابراین دو نتیجه، پیش‌بینی شکل‌گیری همگرایی باشگاهی در منطقه منا را نمی‌توان رد نمود.

تخمین بهره‌وری کل عوامل (TFP) کشورهای منطقه، با روش داده‌های پانلی، برای دهه‌های ۱۹۷۰، ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ نیز نشان می‌دهد، TFP های تخمینی در حال جدایی حول دو گروه هستند. از این رو، بر اساس کواه (۲۰۰۰)، می‌توان اظهار نمود یکی از دلایل اصلی شکل‌گیری همگرایی باشگاهی در منطقه، جدایی در بهره‌وری کل عوامل (TFP) آن‌ها است.

واژگان کلیدی: مدل رشد نئوکلاسیک سولو - سوان، فرضیه همگرایی باشگاهی، منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا، داده‌های پانلی

طبقه‌بندی موضوعی: **B23, F1, O1, , O5, O47**

مقدمه

در سال‌های اخیر، فرضیه همگرایی درآمد سرانه، توجه اقتصاددانان زیادی را به خود جلب کرده است. ایده همگرایی براساس مدل رشد نئوکلاسیک سولو - سوان[1] (۱۹۵۶) بنا شده است.[2] این ایده، پیش‌بینی می‌کند که اگر کشورها در نقاط مختلفی نسبت به مسیر رشد متوازن[3] مشترکشان قرار داشته باشند، کشورهای فقیر سریعتر از کشورهای ثروتمند رشد خواهند کرد. این پیش‌بینی، براساس فرض مهم بازدهی کاهنده سرمایه فیزیکی به وقوع می‌پیوندد. کنار گذاشتن این فرض در مدل‌های رشد درونزا موجب شده است که پیش‌بینی فرضیه مذکور رد شود. از این رو بعضی از اقتصاددانان معتقدند، فرضیه همگرایی مرز بین مدل‌های رشد نئوکلاسیک و رشد درونزا است.[4]

فرضیه همگرایی در قالب دو مفهوم مطرح می‌شود:

الف- فرضیه همگرایی مطلق

در فرضیه همگرایی مطلق، فرض می‌شود تمامی پارامترهای اقتصادی مانند نرخ پس‌انداز، نرخ رجحان زمانی، نرخ رشد جمعیت و ... بین اقتصادها یکسان بوده و تنها برخورداری اولیه کشورها از عوامل تولید متفاوت می‌باشد. از این رو، طی فرآیند انتقال، همهٔ کشورها به سمت مسیر رشد متوازن مشترکی همگرا خواهند شد.

ب- فرضیه همگرایی شرطی

در فرضیه همگرایی شرطی، فرض می‌شود که کشورها، علاوه بر برخورداری اولیه از عوامل تولید، در سایر پارامترهای اقتصادی نیز با یکدیگر متفاوت هستند. بنابراین، در فرآیند انتقال، هر کشور به سمت مسیر رشد متوازن خود همگرا خواهد شد.

یک حالت از فرضیه همگرایی شرطی، همگرایی باشگاهی[5] است. در این فرضیه، کشورهای فقیر دارای ساختار مشابه و کشورهای غنی ساختاری مشابه هم دارند و زمانی که کشورها در سطح یکنواخت درآمد سرانه خود قرار می‌گیرند، دو مسیر رشد متوازن وجود خواهدداشت. تعدادی از اقتصاددانان معتقدند، شکل‌گیری همگرایی باشگاهی، سبب ایجاد توزیع دو قله‌ای[6] در توزیع درآمد جهانی کشورها می‌شود.

---

1. Swan and Solow

۲. مبنای تئوریکی فرضیه همگرایی بر پایه مدل رشد نئوکلاسیک بنا شده است. پیش‌بینی فرضیه همگرایی و یا واگرایی درآمد سرانه را در نوشته‌های اقتصاددانانی هم چون آدام اسمیت، دیوید هیوم و ... می‌توان یافت. برای این منظور می‌توانید به مقاله راسخ (۲۰۰۰) مراجعه کنید.

3. Balanced growth path

۴. پک (۱۹۹۴) معتقد است، نمی‌توان رد فرضیه همگرایی را ترجیحی برای فرضیه رشد درونزا دانست، زیرا ممکن است، به خاطر برقرار نبودن فروض اساسی تئوری رشد نئوکلاسیک، این فرضیه رد شود.

5. club Convergence

6. Twin Peak Distribution

در مطالعات بسیاری، فرضیه همگرایی آزمون شده است. نتایج این مطالعات حاکی از آن است که فرضیه همگرایی مطلق، تنها بین گروه‌های همگنی از کشورها پذیرفته می‌شود. در حالی که، در آزمون فرضیه همگرایی شرطی، به خاطر کنترل متغیرهای شرطی و محیطی، این فرضیه بین گروه‌های مختلفی از کشورها پذیرفته می‌شود.

روند تغییرات درآمد سرانه کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا[1] به گونه‌ای است که استنباط می‌شود، دو باشگاه همگرایی درحال شکل‌گیری است. بنابراین، در این مقاله، با بکارگیری معادله همگرایی، فرضیه همگرایی باشگاهی در منطقه منا آزمون می‌شود.

ساختار مقاله بدین صورت است که بعد از مقدمه، در بخش دوم، مروری مختصر بر مدل رشد نئوکلاسیک خواهیم داشت. در بخش سوم، ابتدا به معرفی داده‌ها پرداخته و سپس مروری مختصر بر روند تغییرات GDP سرانه واقعی کشورهای منطقه منا خواهیم داشت. در بخش چهارم، روش‌شناسی تحقیق و تخمین مدل‌های فرضیه همگرایی و در نهایت در قسمت پنجم، نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

۲- مدل رشد نئوکلاسیک و پیش‌بینی فرضیه همگرایی

ارائه مدل رشد نئوکلاسیک یا مدل رشد برونزا توسط سولو و سوان (۱۹۵۶) اثر عمیقی بر افکار اقتصاددانان، در مورد روابط بلندمدت بین پدیده‌های اقتصادی گذاشت. این مدل بر پایه فروضی بنا شده است که عبارتند از: الف- وجود بازدهی ثابت نسبت به مقیاس؛ ب- وجود بازدهی کاهنده و مثبت برای عوامل تولید خصوصی؛ ج- ثابت و مشابه بودن نرخ‌های پس‌انداز، رشد جمعیت، ترجیحات زمانی، و تکنولوژی در بین کشورها؛ د- متفاوت بودن برخورداری اولیه کشورها از عوامل تولید؛ ه- وجود تابع تولید بین‌المللی مشترک بین کشورها؛ و- تحلیل‌های اقتصادی در شرایط رقابت کامل.[2]

برای درک بیشتر مدل سولو - سوان و پیش‌بینی فرضیه همگرایی، تابع تولید زیر را در نظر بگیرید:

$$Y(t) = K(t)^{\alpha} A(t)L(t)^{\beta} \quad \begin{cases} 0 < \alpha < 1 \\ 0 < \beta < 1 \\ (\alpha + \beta) = 1 \end{cases}$$

1. Middle East and North Africa (MENA)

۲. در مدل‌های رشد درونزا، با در نظر گرفتن بازدهی غیر کاهنده برای سرمایه فیزیکی، فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس کنار گذاشته می‌شود. از این رو تحلیل‌های مدل رشد درونزا در شرایط غیر رقابتی انجام می‌شود. سولو (۱۹۹۴) معتقد است، مدل رشد نئو کلاسیک با در نظر گرفتن بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس (در حالی که هنوز بازدهی کاهنده برای سرمایه فیزیکی وجود دارد) نیز خوب عمل می‌کند. او تمایز دو مدل رشد درونزا و نئو کلاسیک را در این فرض نمی‌داند. او شاهکار مدل رومر (۱۹۸۶) را در درونزا فرض کردن قسمتی از نرخ رشد تکنولوژی و ورود بازار رقابت ناقص در تحلیل‌های رشد اقتصادی می‌داند. سولو در ادامه می‌نویسد، مدل لوکاس بیشتر از مدل رشد نئو کلاسیک در معرض قرار گرفتن در وضعیت لبه چاقو قرار دارد.

در تابع تولید (۱)، β و α کشش تولیدی عوامل هستند که مجموع آن‌ها مساوی یک می‌باشد. Y (t) تولید کل، K (t) ذخیره سرمایه فیزیکی، A (t) سطح تکنولوژی و L (t) ذخیره نیروی کار و t زمان است. در این فرم، نیروی کار به صورت A(t) L(t) وارد تابع تولید شده است که به آن نیروی کار مؤثر یا نیروی کار افزوده شده[1] می‌گویند.

پویایی عوامل تولید نیروی کار و تکنولوژی به ترتیب به صورت ذیل می‌باشد:

$$nt \qquad (۲)$$

$$gt \qquad (۳)$$

در روابط (۲) و (۳)، نیروی کار و تکنولوژی به صورت برونزا به ترتیب در نرخ‌های n و g رشد می‌کنند. L (0) و A (0) به ترتیب حجم نیروی کار و سطح تکنولوژی در ابتدای دوره می‌باشند. از آنجا که در قضاوت غنی و فقیر بودن یک کشور و مقایسه آن با سایر کشورها، استدلال بر اساس محصول، سرمایه و یا مصرف سرانه است، در مدل‌های رشد، متغیرها به صورت سرانه در نظر گرفته می‌شوند. در این صورت، تابع تولید با بازدهی ثابت به مقیاس (۱) به شکل سرانه مؤثر به رابطه (۴) تبدیل می‌شود.

$$\alpha \qquad (۴)$$

y و k به ترتیب محصول و سرمایه هر واحد نیروی کار مؤثر هستند ($k=\frac{K(t)}{A(t)L(t)}$ و $y(t)=\frac{Y(t)}{A(t)L(t)}$).

اگر s سهمی از محصول باشد که پس‌انداز می‌شود (نرخ پس‌انداز) و همچنین سرمایه فیزیکی یک کالای همگن باشد که با نرخ ثابت σ (که بزرگتر از صفر است) در طی زمان مستهلک می‌شود. یک افزایش خالص در ذخیره سرمایه فیزیکی سرانه مؤثر در یک نقطه از زمان برابر است با:

$$k(t) = s.f\ k(t)\ -(n+g+\sigma)k(t) = s.\ k(t)^{\ \alpha} -(n+g+\sigma).k(t) \quad (۵)$$

از آنجا که k دارای بازدهی کاهنده است، به سطح یکنواختی می‌رسد که در آن $\dot{k} = 0$ خواهد شد. ارزش k در سطح یکنواخت (k^*) برابر خواهد بود با:

$$* \left[\qquad \right]^{\frac{1}{\beta}} \qquad (۶)$$
$$\sigma$$

با تبدیل تابع تولید در رابطه (۴) به صورت $\frac{Y(t)}{L(t)}=A(t)[k(t)]^{\alpha}$ و جایگزینی رابطه (۶) در این تابع و گرفتن لگاریتم از دو طرف آن خواهیم داشت:

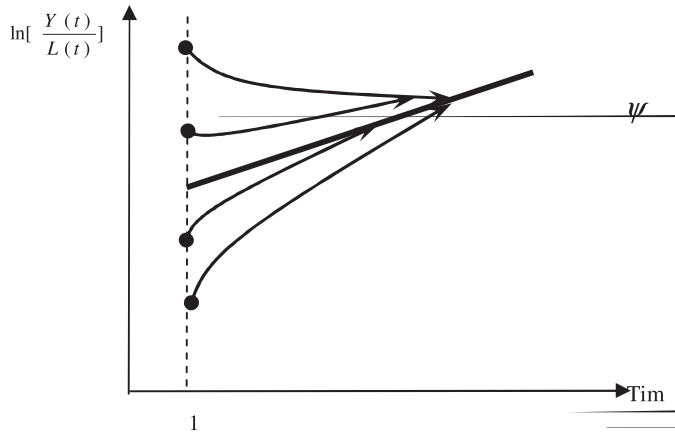
12. Augmented labor force

$$\left(\frac{\alpha}{\beta}\right)^{*}$$

در ادبیات رشد اقتصادی، رابطه (۷) به «معادله سطح» معروف است. در این رابطه، $Ln\frac{Y(t)}{L(t)}^{*}$ لگاریتم درآمد سرانه درسطح یکنواخت است که با فرض ثابت بودن نرخ‌های پس‌انداز، رشد نیروی کار، و استهلاک، درآمد سرانه در سطح یکنواخت با نرخ g رشد خواهد کرد.

اگر فرض کنیم، پارامترهای s، n، g، و σ ثابت و بین اقتصادها مشابه باشند و کشورها در زمان شروع بررسی، تکنولوژی یکسانی داشته باشند، در این صورت، مسیر رشد متوازن مشترکی وجود خواهد داشت که کشورها به سمت آن همگرا می‌شوند. در ادبیات رشد اقتصادی، به این وضعیت، همگرایی مطلق[1] گفته می‌شود که در نمودار (۱) ارائه شده است.

بر اساس نمودار (۱)، زمانی که کشورها از لحظه شروع(T_1) به سمت مسیر رشد متوازن همگرا می‌شوند، پراکندگی مقطعی درآمد سرانه بین کشورها کاهش پیدا می‌کند که در ادبیات اقتصادی، به این حالت، همگرایی سیگما می‌گویند. از این رو بعضی از اقتصاددانان معتقدند، فرضیه همگرایی با این ایده که فقر به خودی خود محو می‌شود، مرتبط می‌باشد.



نمودار (۱)- شکل‌گیری فرضیه همگرایی مطلق

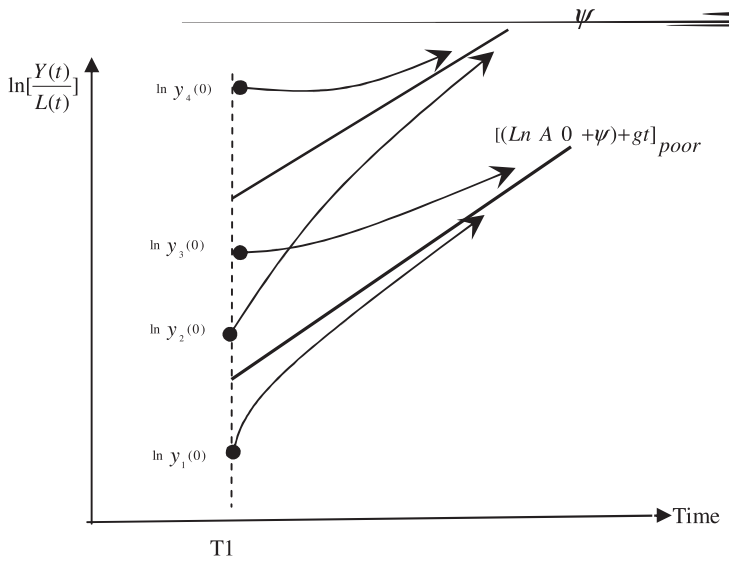
$\ln\frac{Y(t)}{L(t)}$ لگاریتم درآمد سرانه، TIME زمان و $\psi = -\frac{\alpha}{\beta}[Ln\ n+g+\sigma\ -Ln\ S]$ می‌باشند. چون پارامترهای اقتصادی بین کشورها یکسان هستند، از این رو تمامی کشورها به سمت مسیر رشد متوازن مشترکی همگرا خواهند شد. به این حالت در ادبیات رشد اقتصادی همگرایی مطلق گفته می‌شود.

منبع: اقتباس و تلخیص از دورلاف و کواه (۲۰۰۰)

1. Absolute convergence

اگر فرض کنیم، پارامترهای s، n، g، و σ در یک اقتصاد در طول زمان ثابت، اما بین اقتصادها متفاوت هستند، در این صورت، هر کشور به جای همگرا شدن به سمت یک مسیر رشد متوازن مشترک، به مسیر رشد متوازن مختص خود همگرا خواهد شد و این حالت، همگرایی شرطی[1] است. در این حالت، اگر چه ممکن است، پراکندگی مقطعی درآمد سرانه بین کشورها کاهش پیدا کند، اما چون مسیر رشد متوازن کشورها متفاوت می‌باشد، محو نخواهد شد.

یک حالت از همگرایی شرطی، همگرایی باشگاهی[2] است که در نمودار (۲) نشان داده شد. در این حالت، دو مسیر رشد متوازن خواهیم داشت: مسیر رشد متوازن کشورهای فقیر و مسیر رشد متوازن کشورهای ثروتمند. کشورهای ثروتمند دارای ساختار مشابه و کشورهای فقیر دارای ساختاری مشابه هم هستند. به همین دلیل دو مسیر رشد متوازن وجود دارد.



نمودار (۲)- فرضیه همگرایی باشگاهی

$\psi = -\frac{\alpha}{\beta}[Ln\ n+g+\sigma\ -Ln\ S]$ زمان و TIME لگاریتم درآمد سرانه، $\ln\frac{Y(t)}{L(t)}$ می‌باشند.

Poor و rich به ترتیب نمادهای مسیر رشد متوازن کشورهای فقیر و ثروتمند می‌باشند.

منبع: اقتباس و تلخیص از دورلاف و کواه (۲۰۰۰)

1. Conditional Convergence
2. Club Convergence

کواه می‌نویسد: اثر نرخ پس‌انداز بر سطح درآمد سرانه در مسیر رشد متوازن اندک است. از این رو، آنچه که باعث اختلاف درآمد سرانه در مسیر رشد متوازن می‌شود، جمله $Ln[A(0)]$ رابطه(۷) است[۱]. او همچنین می‌افزاید، این جمله فقط شامل سطح اولیه تکنولوژی نیست، بلکه عواملی مانند، برخورداری اولیه از عوامل تولید، شرایط آب و هوایی، عوامل نهادی، زیر ساخت‌ها، نابرابری درآمد، دموکراسی، درجه باز بودن اقتصادی و ... را در بردارد.[۲] او معتقد است، تأثیرگذاری این عوامل بر سطح درآمد سرانه در مسیر رشد متوازن بیشتر از پارامترهایی مانند، s، n و ... است (کواه، ۲۰۰۰: ۱۳). همان‌طور که در نمودار (۲) مشاهده می‌کنید، اقتصادهای ۲ و ۴ به سمت مسیر رشد متوازن بالا و اقتصادهای ۱ و ۳ به سمت مسیر رشد متوازن پایین همگرا شده‌اند. کواه در یک نمونه ۱۱۸ کشوری به این نتیجه رسیده است که ثروتمندترین کشورها با احتمال ۹۸ درصد ثروتمند و فقیرترین کشورها با احتمال ۹۵ درصد فقیر باقی مانده‌اند. او ایجاد همگرایی باشگاهی را سبب شکل‌گیری توزیع دو قله‌ای در توزیع مقطعی درآمد سرانه جهانی می‌داند (کواه، ۲۰۰۰: ۴۵۳).

۳- مروری بر مطالعات قبلی

مطالعه بامول[۳] (۱۹۸۶) از جمله کارهای اولیه در زمینه همگرایی اقتصادی است. او در تحقیق خود، با استفاده از داده‌های مدیسون[۴] دریافته است که بین کشورهای صنعتی، کشورهای فقیرتر همانند ژاپن و ایتالیا در فاصله سال‌های ۱۸۷۰ تا ۱۹۷۹ شکاف درآمد سرانه خود را با کشورهای ثروتمندتر همانند ایالات متحده و کانادا از بین برده‌اند. او اثرات سرریز پیشرفت‌های صنعتی متقابل و سرمایه‌گذاری بین‌المللی را موجب این همگرایی می‌داند. از نظر او، در نمونه مورد مطالعه‌اش، دو باشگاه همگرایی وجود دارد: باشگاه کشورهای صنعتی یا کشورهایی با بازار آزاد و باشگاه کشورهای سوسیالیستی.

بارو و سالا – ای – مارتین[۵] (۱۹۹۱و۱۹۹۲) از اولین محققینی هستند که به بسط مدل‌های همگرایی پرداخته‌اند. آن‌ها در سال ۱۹۹۱، همگرایی اقتصادی ۱۱۸ کشور جهان، طی دوره (۱۹۸۵–۱۹۶۰) را بررسی کرده‌اند. در این مطالعه، نرخ‌های رشد بزرگتر مربوط به کشورهایی با درآمد سرانه بالاتر بوده است. بنابراین، فرضیه همگرایی مطلق در مورد این کشورها را رد می‌کنند.

نتایج مطالعه سال ۱۹۹۲ آن‌ها، فرضیه همگرایی درآمد سرانه در بین ۴۸ ایالت آمریکا طی دوره (۱۹۹۰–۱۸۸۵) را تأیید می‌کند.

---

۱. علاوه بر مقاله کواه می‌توانید، به فصل اول کتاب رومر (۲۰۰۱) مراجعه کنید.

۲. این بحث اول بار توسط افرادی همچون، اسلام (۱۹۹۵) و منکیو – رومر – ویل (۱۹۹۲) مطرح شد.

3. Baumol
4. Maddison
5. Barro, R. J, Sala- I- Martin

کوپر (۱۹۹۶)[1] در مقاله‌ای با عنوان «همگرایی نسبی و پویایی‌های مقطعی»، همگرایی GDP سرانه واقعی گروهی از کشورها، در مناطق مختلف جهان، نسبت به متوسط جهانی و نسبت به متوسط هر منطقه برای دوره (۱۹۹۰-۱۹۷۰) را بررسی کرده است. یافته‌های تحقیق او را می‌توان در موارد ذیل خلاصه کرد:

الف- او کشورهای جهان را به چهار گروه کشورهای OECD، آسیایی، آفریقایی و آمریکای لاتین تقسیم کرده است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که اولاً، کشورهای آفریقایی در یک دام GDP سرانه واقعی پایین قرار گرفته‌اند. ثانیاً، کشورهای OECD در یک موقعیت با GDP سرانه واقعی بالا واقع شده‌اند. ثالثاً، کشورهای آمریکای لاتین نسبت به متوسط جهانی واگرا و کشورهای آسیایی نسبت به آن همگرا شده‌اند.

ب- کشورهای OECD در مقایسه با گروه‌های دیگر، همگن‌تر هستند.

ج- کشورهای آسیایی نسبت به سایر کشورها، با سرعت بیشتری به سمت متوسط جهانی همگرا شده‌اند. این حالت، به ویژه برای کشورهای منطقه شرق آسیا صادق است.

مورثی[2] و همکاران (۱۹۹۹)، فرضیه همگرایی شرطی را بین ۳۷ کشور آفریقایی طی دوره (۱۹۸۵-۱۹۶۰) بررسی کرده‌اند. بر اساس نتایج تحقیق، همگرایی شرطی ضعیفی بین این کشورها وجود دارد. او نرخ همگرایی را معادل ۰،۳۵ برآورد کرده است.

چی کویار[3] (۲۰۰۵) در مقاله‌ای با عنوان «*چرا همگرایی درآمد در بین مناطق مکزیک شکسته شده است؟*» به آزمون فرضیه همگرایی در بین مناطق مکزیک پرداخته است. نتایج تخمین او از مدل همگرایی شرطی بتا حاکی از آن است که، الف- به طور نسبی، جایگاه مناطق از نظر سطح درآمد سرانه از سال ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۱ تغییر چندانی پیدا نکرده است. اغلب ایالت‌های مرکزی و جنوبی که فقیر بودند، همچنان فقیر باقی ماندند. ب- از ۱۹۷۰ تا ۱۹۸۵ ایالت‌هایی که درآمد سرانه آن‌ها کمتر از متوسط مناطق بود، نسبتاً سریع‌تر رشد کرده‌اند و بالاترین نرخ‌های رشد درطول دوره مورد بررسی مربوط به ایالت‌های حول شهر مکزیک به ویژه ایالت‌های جنوبی بوده است.

هانگ[4] (۲۰۰۵) در مقاله‌ای با عنوان «*شواهد واگرایی از فرضیه همگرایی*» به بررسی فرضیه همگرایی شرطی بین ۸۶ کشور منتخب در دوره (۱۹۹۰-۱۹۶۰) پرداخته است. نتایج تخمین او حاکی از آن است که طی دوره‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰، نرخ رشد کاهش پیدا کرده است. همچنین به دلیل منفی و بی معنی شدن ضریب لگاریتم درآمد سرانه اولیه، فرضیه همگرایی بین این کشورها رد شد.

---

1. Kuper
2. Murthy
3. Chiquiar
4. Huang

۴- معرفی داده‌ها و بررسی روند تغییرات درآمد سرانه کشورهای منطقه منا

الف- داده‌ها

در این تحقیق، فرضیه همگرایی بین شانزده کشور منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا در دوره زمانی (۲۰۰۳-۱۹۷۰) آزمون شده است. این کشورها عبارتند از: الجزایر، بحرین، مصر، ایران، عراق، اسرائیل، اردن، کویت، مالتا، مراکش، عمان، سوریه، تونس، عربستان سعودی، امارات متحده عربی، و قطر.

متغیرهای مورد استفاده، GDP سرانه واقعی، نرخ سرمایه‌گذاری، نرخ رشد نیروی کار است که آمار مربوط به متغیر اول از جدول داده‌های آماری دانشگاه پنسیلوانیا (PWT)[1] و مقادیر سایر متغیرها از سالنامه‌های آماری بانک جهانی (WDI)[2] اخذ شده است.

ب- بررسی روند تغییرات درآمد سرانه کشورهای منطقه منا

منطقه منا از منابع سرشار انسانی و طبیعی (به ویژه نفت خام و گاز طبیعی)، برخوردار است. یک چهارم نفت خام شناخته شده جهان درعربستان قرار دارد و جمهوری اسلامی ایران نیز ۱۵ درصد از منابع گازی جهان را در اختیار دارد.

الجزایر، مراکش، تونس، اردن، و سوریه حدود یک سوم تولید فسفات جهان را به خود اختصاص داده‌اند. مراکش به تنهایی ۳۰ درصد از سنگ فسفات جهان و ۴۰ درصد تجارت اسید فسفریک را در اختیار دارد. ایران، اسرائیل، و اردن پتاس در اختیار دارند. مصر، سوریه و ایران دارای کتان، تنباکو، سنگ آهن، زغال سنگ و آمونیاک هستند و در مجموع، اکثر کشورهای منطقه دارای مناطق ساحلی و ماهیگیری هستند.

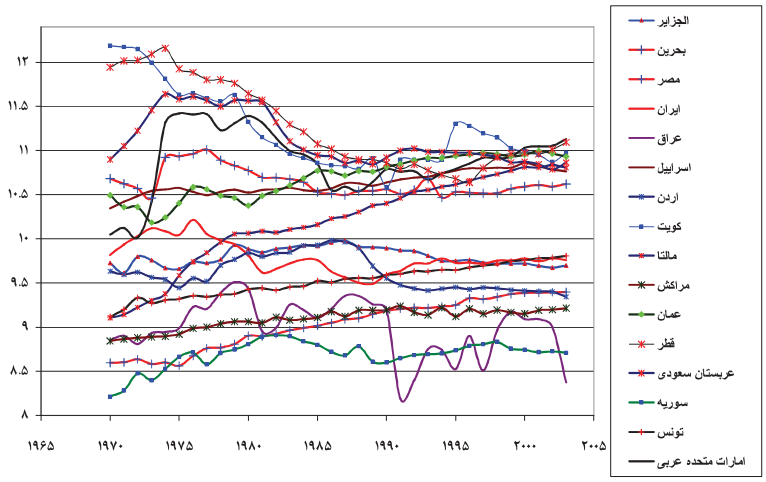
روند تغییرات لگاریتم درآمد سرانه کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال افریقا (منا) در نمودار (۳) نشان داده شده است. برای بررسی تغییرات درآمد سرانه کشورهای منطقه، این کشورها را به دو گروه حول میانگین مقطعی تقسیم کرده‌ایم. در سال ۱۹۷۰، کشورهای کویت، قطر، عربستان سعودی، امارات متحده عربی، اسرائیل، بحرین، و عمان بالای میانگین مقطعی و سایر کشورهای موجود در نمونه زیر آن قرار داشته‌اند. تغییرات درآمد سرانه کشورها نشان می‌دهد که طی دوره مورد بررسی، کشورهای مصر، اسرائیل، مالتا، مراکش، عمان، سوریه، تونس، و امارات متحده عربی توانسته‌اند، رشد مثبتی را تجربه کنند. از بین کشورهای مورد مطالعه، تنها کشور مالتا که رتبه پنجم درآمدی را بین کشورهای منطقه در سال ۱۹۷۰ داشته است، با تجربه بالاترین نرخ رشد مثبت، از گروه زیر میانگین مقطعی به گروه بالای میانگین ارتقاء یافت. موقعیت سایر کشورهای گروه، طی دوره مورد بررسی، نسبت به میانگین مقطعی ثابت باقی مانده است. کشورهای کویت و قطر بالاترین نرخ رشد منفی را تجربه کرده‌اند.

---

1. PENN WORLD TABLE(PWT)
2. WORLD DEVELOPMENT INDICATORS(WDI)

همان‌طور که در نمودار (۳) مشاهده می‌کنید، پراکندگی درآمد سرانه درسال ۲۰۰۳ به طور مشهودی کمتر از سال ۱۹۷۰ است. این کاهش در نابرابری تا اواخر دهه ۱۹۸۰ به حداکثر خود رسیده است، اما به نظر می‌رسد، از دهه ۱۹۹۰ (از سال ۱۹۸۸) به بعد، نوعی جدایی در درآمد سرانه کشورها ایجاد شده است. همین امر ما را بر آن داشته است تا در این تحقیق، شکل‌گیری این جدایی در درآمد سرانه مقطعی را آزمون نماییم.

نمودار (۳)- روند تغییرات لگاریتم درآمد سرانه کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا (منا)



منبع: یافته‌های تحقیق

۵-مدل‌های تحقیق و نتایج تخمین آن‌ها

در این تحقیق، برای آزمون فرضیه شکل‌گیری همگرایی باشگاهی در منطقه منا، از دو مدل همگرایی سیگما و همگرایی بتا استفاده شده است که در ادامه این مدل‌ها تشریح و نتایج تخمین آن‌ها ارائه می‌شود.

الف- مدل همگرایی سیگما (σ) و نتایج آن

مدل همگرایی سیگما بر روند تغییرات نابرابری درآمد سرانه بین کشورها تأکید دارد. بر اساس این مدل، واریانس (یا انحراف معیار) مقطعی لگاریتم درآمد سرانه (به عنوان شاخص نابرابری) در هر سال محاسبه می‌شود[۱]. وجود یک روند کاهشی در واریانس مقطعی، حاکی از کاهش پراکندگی درآمد سرانه بین کشورها و وقوع همگرایی سیگما در نمونه مورد بررسی می‌باشد. در صورت ایجاد فرایند همگرایی باشگاهی طی یک دوره زمانی نسبت به دوره قبل، انتظار می‌رود طی آن دوره،

۱. برای مطالعه مبسوط این قسمت می‌توانید به یانگ و همکاران (۲۰۰۴) مراجعه کنید.

نابرابری درآمد سرانه (یا واریانس مقطعی) نسبت به دوره قبل افزایش یابدکه علت اصلی آن، جدا شدن کشورها در قالب دو (و یا چند) گروه درآمدی است.

نتایج محاسبه واریانس مقطعی لگاریتم GDP سرانه کشورهای منطقه منا در جدول (۱) ارائه شده است. همان‌طور که از مقادیر واریانس مقطعی پیداست، پراکندگی درآمد سرانه بین کشورهای منطقه منا طی دوره (۲۰۰۳-۱۹۷۰) روند کاهشی داشته است. این روند تا سال ۱۹۸۸ به صورت کاهشی و بعد از آن افزایشی بوده است. این نتایج با پیش‌بینی ما در مورد وقوع واگرایی طی دوره شکل‌گیری همگرایی باشگاهی انطباق دارد. از دهه ۱۹۹۰ به بعد، به خاطر جدایی کشورها در قالب دو گروه درآمدی، همگرایی سیگما ایجاد شده طی دوره (۱۹۸۸-۱۹۷۰) به واگرایی سیگما طی دوره (۲۰۰۳-۱۹۸۸) تبدیل شده است.

جدول (۱): نتایج محاسبه واریانس مقطعیGDP سرانه کشورهای منطقه منا

سال	واریانس	سال	واریانس	سال	واریانس	سال	واریانس
۱۹۷۰	۱.۳۱۳	۱۹۷۹	۱.۰۰۲	۱۹۸۸	۰.۵۱۲	۱۹۹۷	۰.۷۶۴
۱۹۷۱	۱.۳۰۹	۱۹۸۰	۰.۹۰۷	۱۹۸۹	۰.۵۷۲	۱۹۹۸	۰.۶۷۲
۱۹۷۲	۱.۲۶۶	۱۹۸۱	۰.۹۱۳	۱۹۹۰	۰.۵۷۰	۱۹۹۹	۰.۶۴۴
۱۹۷۳	۱.۲۹۶	۱۹۸۲	۰.۷۹۲	۱۹۹۱	۰.۷۷۱	۲۰۰۰	۰.۶۷۸
۱۹۷۴	۱.۴۰۶	۱۹۸۳	۰.۶۶۵	۱۹۹۲	۰.۷۴۳	۲۰۰۱	۰.۶۷۶
۱۹۷۵	۱.۲۸۰	۱۹۸۴	۰.۶۳۴	۱۹۹۳	۰.۶۷۵	۲۰۰۲	۰.۶۷۴
۱۹۷۶	۱.۱۸۴	۱۹۸۵	۰.۵۹۷	۱۹۹۴	۰.۶۵۴	۲۰۰۳	۰.۸۲۹
۱۹۷۷	۱.۱۶۰	۱۹۸۶	۰.۵۵۶	۱۹۹۵	۰.۷۶۷		
۱۹۷۸	۱.۰۲۴	۱۹۸۷	۰.۵۳۳	۱۹۹۶	۰.۶۷۶		

منبع: یافته‌های تحقیق

ب- مدل همگرایی بتا و نتایج آن

می‌توان فرایند همگرایی درآمد سرانه را در نزدیکی سطح یکنواخت با استفاده از تقریب مرتبه اول تیلور بدین صورت نوشت:

$$\lambda \qquad (۱)$$

با حل این معادله خواهیم داشت:

$$T \qquad -\lambda\tau \qquad -\lambda\tau \qquad (۲)$$

در معادله (۹)، $\hat{y}(t_0)$ درآمد سرانه هر واحد نیروی کار مؤثر در شروع دوره و $\hat{y}(t_T)$ درآمد سرانه هر واحد نیروی کار مؤثر در پایان دوره می‌باشد [$\hat{y}(t)=\frac{Y(t)}{A(t)L(t)}$]. $\tau=t_T-t_0$ طول دوره مورد بررسی می‌باشد. با کم کردن جمله $\ln\hat{y}(t_0)$ از طرفین این رابطه و تبدیل متغیرها به شکل سرانه خواهیم داشت:

$$\frac{1}{\tau}[\ln y\ t_T\ -\ln y\ t_0\ ]=[\frac{1}{\tau}\ g(T-e^{-\lambda\tau}t_0)\ ]$$

$$-[\frac{1}{\tau}.1-e^{-\lambda\tau}\ ]\ln y\ t_0$$

در معادله (۱۰)، $\frac{1}{\tau}\ln y(t_T)-\ln y(t_0)$ متوسط نرخ رشد درآمد سرانه طی دوره مورد بررسی و جمله $\ln y^*$ لگاریتم درآمد سرانه در سطح یکنواخت است $(y(t)=\frac{Y(t)}{L(t)})$. مدل (۱۰) در تحقیقات تجربی به اشکال گوناگون و با روش‌های مختلفی تخمین زده شده است. بارو و مارتین می‌نویسند: اگر فرض کنیم کشورها دارای سطح یکنواخت مشترکی هستند و همچنین جملات $[\frac{1}{\tau}(1-e^{-\lambda\tau})]\ln y(t_0)$ و $[\frac{1}{\tau}(1-e^{-\lambda\tau})]\ln y^*$ از یکدیگر مستقل هستند، می‌توان در تخمین رابطه (۱۰) جمله $[\frac{1}{\tau}(1-e^{-\lambda\tau})]\ln y^*$ را حذف نمود. در این صورت، وجود یک رابطه منفی بین درآمد سرانه اولیه و متوسط نرخ رشد آن، طی دوره بررسی، حاکی از تأیید فرضیه همگرایی است. اما در صورت عدم صدق دو فرض پیش گفته، تخمین ضریب همگرایی با تورش خواهد بود (بارو و مارتین، ۲۰۰۴: ۴۶۷ و ۴۷۹).

آن‌ها برای حل این مشکل دو راه پیشنهاد می‌کنند: الف- به جای جمله $[\frac{1}{\tau}(1-e^{-\lambda\tau})]\ln y^*$، تعیین‌کننده‌های آن را قرار دهیم[۱]. ب- از آنجایی که فرض می‌شود، تعیین‌کننده‌های درآمد سرانه در سطح یکنواخت ثابت هستند، بنابراین، جهت تمایز بین مقادیر سطح یکنواخت درآمد سرانه کشورها، می‌توان از متغیرهای موهومی استفاده نمود. آن‌ها جهت آزمون فرضیه همگرایی بین مناطق اروپا و همچنین بین ایالت‌های امریکا از این روش استفاده کرده‌اند. ما نیز در این تحقیق، از این روش، استفاده کرده‌ایم.

هوانگ در تخمین مدل (۱۰) با کمک داده‌های مقطعی، به جای جمله $[\frac{1}{\tau}\ g(T-e^{-\lambda\tau}t_0)\ ]-[\frac{1}{\tau}\ 1-e^{-\lambda\tau}$, از دامی‌های زمانی استفاده نمود و کل دوره را به چند زیر دوره تقسیم کرد و آن‌گاه، برای هر زیر دوره، از یک متغیر موهومی زمانی مربوط به آن دهه استفاده نمود (هوانگ، ۲۰۰۵: ۲۴۴). ما نیز درمطالعه خود، از روش هوانگ استفاده کردیم.

در مقاله حاضر، به منظور آزمون فرضیه همگرایی بین شانزده کشور منطقه منا، ابتدا کل دوره (۲۰۰۳-۱۹۷۰) را به سه زیر دوره تقسیم نمودیم که عبارتند از: الف- زیر دوره (۱۹۷۹-۱۹۷۰)؛

---

۱. هوانگ (۲۰۰۵) از این روش استفاده کرده است.

ب- زیر دوره (۱۹۸۹-۱۹۸۰)؛ ج- زیر دوره (۱۹۹۹-۱۹۹۰)، بدین ترتیب، کل مشاهدات، به ۴۸ داده افزایش یافت.[۱]

همان‌طور که در قسمت قبلی توضیح دادیم، تقریباً از سال ۱۹۸۳ به بعد، کشورهای منطقه به دو گروه تقسیم شده‌اند: گروه اول شامل کشورهایی است که از سال ۱۹۸۳به بعد، همواره بالای میانگین مقطعی قرار داشته‌اند که عبارتند از: کویت، قطر، عربستان سعودی، امارات متحده عربی، مالتا، بحرین، اسرائیل، و عمان. گروه دوم شامل کشورهایی است که همواره زیر میانگین مقطعی قرار گرفته‌اند. در این تحقیق، به منظور آزمون پیش‌بینی‌مان در مورد شکل‌گیری همگرایی باشگاهی در منطقه، از میانگین مقطعی، به عنوان متغیر آستانه جهت تقسیم نمونه به دو گروه، استفاده کرده‌ایم که معنی‌دار بودن ضریب این متغیر، دلیلی بر جدایی سطوح پایدار کشورهای مورد بررسی حول میانگین مقطعی، به دو گروه درآمدی است.

برای آزمون شکل‌گیری همگرایی باشگاهی، به پیروی از بارو و مارتین (۲۰۰۴) مدل زیر را تخمین زدیم:

$$\overline{\tau} \qquad \theta \qquad \beta \qquad \varepsilon \qquad (11)$$

در رابطه (۱۱) $\ln GDP_{i,0}$ و $\ln GDP_{i,T}$ به ترتیب لگاریتم GDP سرانه واقعی در ابتدا و انتهای هر زیر دوره، DUM_{70} و DUM_{80} متغیرهای موهومی زمانی برای دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ است. DUM_{TR} متغیر موهومی جهت تقسیم نمونه به دو گروه تشریح شده می‌باشد. مقدار این متغیر برای کشورهای بالای میانگین در سال (۲۰۰۰) برابر یک و برای سایر کشورها برابر صفر می‌باشد. نتایج تخمین این مدل (به روش حداقل مربعات معمولی) در ستون اول جدول شماره (۲) ارائه شده است. همان‌طور که از نتایج پیداست، فرضیه همگرایی بین کشورهای منطقه تأیید و ضریب همگرایی معادل ۰،۰۴ تخمین زده شد. نتایج تخمین دامی‌های زمانی، حاکی از آن است که رشد اقتصادی در دهه ۱۹۸۰ روند کاهشی را تجربه کرده، در حالی که از ابتدای دهه ۱۹۹۰ به بعد، متوسط رشد اقتصادی کشورهای منطقه درحال افزایش است.

متغیر موهومی آستانه یکی از متغیرهایی است که از معنی‌داری بالایی برخوردار بوده است. نتیجه تخمین این متغیر، حاکی از آن است که اولاً، سطوح پایدار کشورهای بالای میانگین مقطعی، متفاوت از کشورهای پایین میانگین مقطعی است. ثانیاً، متوسط رشد اقتصادی کشورهای بالای میانگین طی دوره مورد نظر بزرگتر از کشورهای پایین میانگین بوده است. این نتیجه، پیش‌بینی ما

۱. به خاطر اهمیت طول دوره در محاسبه نیمه عمر درآمد سرانه مجبور شدیم، چهار سال پایانی را حذف نماییم.

را در مورد شکل‌گیری دو گروه درآمدی در منطقه منا تقویت می‌کند. در مرحله بعد، به پیروی از اسلام[1](۲۰۰۳) به جای متغیر $\ln y^{*}$، تعیین کننده‌های آن را بر اساس رابطه (۷) وارد مدل (۱۰) کردیم و آن گاه مدل ذیل را تصریح نمودیم:

$$\frac{1}{\tau}[\ln y_{t_T} - \ln y_{t_0}] = [\frac{1}{\tau} g(T - e^{-\lambda\tau} t_0)] + [\frac{1}{\tau}.1 - e^{-\lambda\tau}] ln [A(0)] - [\frac{1}{\tau}.1 - e^{-\lambda\tau}] \frac{\alpha}{\beta}[Ln\ n + g + \sigma] + [\frac{1}{\tau}.1 - e^{-\lambda\tau}] \frac{\alpha}{\beta} Ln\ S - [\frac{1}{\tau}.1 - e^{-\lambda\tau}] \ln y_{t_0} \quad (۱۲)$$

تعریف متغیرها در مدل (۱۲) مانند قبل می‌باشد. منکیو – رومر – ویل[2] (۱۹۹۲) معتقدند که جملهٔ $Ln[A(0)]$ در رابطه (۱۲) فقط بیان‌کننده سطح تکنولوژی اولیه نیست، بلکه عواملی مانند، برخورداری اولیه از عوامل تولید، شرایط آب و هوایی، عوامل نهادی، زیر ساخت‌ها، و ... را نیز دربردارد. از این رو، این جمله، بین کشورها ممکن است متفاوت باشد و بنابراین فرض کردند که:

$$A(0)_i = a + \varepsilon_i \quad (۱۳)$$

در رابطه (۱۳)، a جمله ثابت و ε شوک ویژه کشوری است. بر اساس این رابطه می‌توان معادله (۱۲) را به صورت زیر نوشت:

$$\frac{1}{\tau}[\ln y_{i\,t_T} - \ln y_{i\,t_0}] = a + [\frac{1}{\tau}(g(T - e^{-\lambda\tau} t_0))] - [\frac{1}{\tau}\left(1 - e^{-\lambda\tau}\right)]\frac{\alpha}{\beta}[Ln\ n_i + g + \sigma] + [\frac{1}{\tau}\left(1 - e^{-\lambda\tau}\right)]\frac{\alpha}{\beta} Ln\, s_i - [\frac{1}{\tau}\left(1 - e^{-\lambda\tau}\right)]\ln y_{i\,t_0} + \varepsilon_i \quad (۱۱)$$

منکیو – رومر – ویل با فرض استقلال جملهٔ خطای ε از متغیرهای توضیحی مدل، رابطه (۴۵) را با روش حداقل مربعات معمولی تخمین زدند.

در این تحقیق، ما مدل (۱۴) را با کمک داده‌های مقطعی برازش کردیم. به پیروی از هوانگ (۲۰۰۵) جهت کنترل اثر متغیر $g(T - e^{-\lambda\tau} t_0)$ در مدل، مانند مدل قبلی، از متغیرهای موهومی زمانی برای دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ استفاده نمودیم. مدل نهایی که تخمین زده شد، به صورت ذیل است:

$$\frac{1}{\tau}[\ln GDP_{i,T} - \ln GDP_{i\,t_0}] = a + \theta_1 DUM70 + \theta_2 DUM80 - \theta_3[Ln\ Laborgrowth_i + .05] + \theta_4 Ln\, inv_i - \frac{1}{\tau}.1 - e^{-\lambda\tau}] \ln GDP_{i,t_0} + \varepsilon_i \quad (۱۵)$$

در رابطه (۱۵)، $\ln GDP_{i,0}$ و $\ln GDP_{i,T}$ به ترتیب لگاریتم GDP سرانه واقعی در ابتدا و انتهای هر زیر دوره هستند. DUM70 و DUM80 متغیرهای موهومی زمانی برای دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ می‌باشند. *Laborgrowth* نرخ رشد نیروی کار (که با عدد ۰،۰۵ جمع شده است)[3] و Inv نرخ سرمایه‌گذاری

1. Islam(2003)
2. Mankiw, Romer,Weil
۳. عموماً در تحقیقات تجربی فرضیه همگرایی به پیروی از منکیو – رومر – ویل(۱۹۹۲) مجموع نرخ‌های استهلاک و تکنولوژی را ۰،۰۵ در نظر می‌گیرند. از این رو در این تحقیق ما نرخ رشد نیروی کار را با عدد ۰،۰۵ جمع نموده و وارد مدل کردیم.

است. نتایج تخمین این مدل (به روش حداقل مربعات وزنی)[1] در جدول شماره (۲) ارائه شده است. همان‌طور که از نتایج تخمین این مدل پیداست، نمی‌توان فرضیه همگرایی بین کشورهای منطقه را رد نمود. اگرچه متغیر موهومی زمانی، برای دهه ۱۹۷۰، معنی‌دار نشد، اما علامت ضرایب این متغیرها مانند قبل می‌باشد و به نوعی نتایج قبلی در مورد این متغیرها را تأیید می‌کند. متغیر نرخ سرمایه‌گذاری اثر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی این کشورها دارد، در حالی که نرخ رشد نیروی کار اثر معنی‌دار بر رشد اقتصادی این کشورها ندارد. بر اساس نتایج، یک درصد رشد نرخ سرمایه‌گذاری کشورهای منطقه، سبب افزایش ۰.۰۱۸ درصد در نرخ رشد اقتصادی آن‌ها خواهد شد. همچنین، متغیرهای مدل اول، ۶۲ در صد تغییرات رشد اقتصادی در بین کشورهای منطقه را توضیح می‌دهند، در حالی که متغیرهای موجود در مدل دوم، ۴۲ درصد از تغییرات رشد اقتصادی را توضیح می‌دهند.

جدول (۲): نتایج تخمین مدل مقطعی

نتایج تخمین مدل (۱۵)(*)		نتایج تخمین مدل (۱۱)		
ارزش احتمال (P-value)	ضریب	ارزش احتمال (P-value)	ضریب	
۰.۰۰	-۰.۰۲	۰.۰۰	-۰.۰۴	لگاریتم درآمد سرانه اولیه
۰.۲۰	۰.۰۱۷	۰.۰۸	۰.۰۱۵	متغیر موهومی دهه ۱۹۷۰
۰.۰۰۵	-۰.۰۳	۰.۰۴	-۰.۰۱۸	متغیر موهومی دهه ۱۹۸۰
-	-	۰.۰۰	۰.۰۶	متغیر موهومی آستانه
۰.۰۲	۰.۰۱۸	-	-	لگاریتم نرخ سرمایه گذاری
۰.۳۰	-۰.۰۰۸	-	-	لگاریتم نرخ رشد نیروی کار
-	۰.۴۲	-	۰.۶۲	ضریب تعیین تعدیل شده
-	۲.۱۹	-	۲.۰۲	آماره دوربین-وتسن
-	۲۱.۱۶	-	۱۵.۸	آماره وایت(**)
-	۴۸	-	۴۸	حجم نمونه

منبع: یافته‌های تحقیق

(×) کواریانس ضرایب این معادله سازگار با همسان سازی واریانس به روش وایت می‌باشد.

(××) آماره وایت برای تشخیص ناهمسانی واریانس در مدل مقطعی می‌باشد.

تأیید فرضیه همگرایی شرطی بتا، حاکی از آن است که کشورهای منطقه منا، هر یک به سمت سطح پایدار خود همگرا می‌شوند. در کنار این نتیجه، معنی‌داری متغیر آستانه این فرضیه را تقویت می‌کند که همگرایی کشورها به سمت سطح پایدار مختص خود با جدایی آن‌ها در قالب دو گروه درآمدی است. به گونه‌ای که اگر چه سطوح پایدار کشورها ممکن است متفاوت باشند، اما این تفاوت در هر گروه درآمدی اندک و بین دو گروه چشمگیر بوده است.

۱. جهت رفع ناهمسانی واریانس از این روش استفاده شده است.

همان‌طور که نتایج تخمین مدل مقطعی و مدل همگرایی سیگما نشان می‌دهند، نوعی افتراق بین درآمد سرانه کشورهای منطقه ایجاد شده است، به گونه‌ای که انتظار می رود دو باشگاه همگرایی در این منطقه، در حال شکل‌گیری باشد. کواه (۲۰۰۰) عامل اصلی این پدیده را اختلاف در دسترسی به تکنولوژی در زمان شروع می‌داند.

برای آزمون فرضیه شکل‌گیری دو باشگاه همگرایی در منطقه منا، از روش جدید اسلام (۲۰۰۳) استفاده نمودیم. در این روش، برای تخمین سطح تکنولوژی یا همان بهره‌وری کل عوامل در تابع تولید نئوکلاسیک، مدل تابلویی فرضیه همگرایی تخمین زده می‌شود. تصریح این مدل به صورت زیر است:

$$\eta$$

تعریف متغیرها در رابطه (۱۶) به صورت ذیل می‌باشد:

$$\eta_i = (1 - e^{-\lambda\tau}) \ln A \quad 0 \qquad \text{و} \qquad \zeta_t = g(t_2 - e^{-\lambda\tau} t_1)$$

$$\phi z_{i,t} = (1 - e^{-\lambda\tau})(\frac{\alpha}{\beta})[\ln s_{k,i,(t-1)} - \ln \quad _{i,(t-1)} + g + \sigma]$$

در رابطه بالا λ سرعت همگرایی، s نرخ پس انداز، n نرخ رشد جمعیت، t زمان، τ طول مورد بررسی، η_i اثر ویژه کشوری، و ζ_t اثر ویژه زمانی است. اسلام (۲۰۰۳) معتقد است، در مدل(۱۶) بین متغیرهای توضیحی موجود در بردار z و اثرات ویژه کشوری – η_i – ممکن است رابطه وجود داشته باشد، از این رو، استفاده از روش اثرات تصادفی برای تخمین این مدل مناسب نخواهد بود. بنابراین، برای رفع تورش ناشی از درونزایی در مدل مذکور، بهتر است به‌جای مقادیر جاری متغیرهای موجود در بردار z، از وقفه اول آن‌ها استفاده شود. اسلام (۲۰۰۳) از تخمین اثرات ویژه کشوری در مدل(۱۶) برای محاسبه بهره‌وری کل عوامل(TFP) پسماند سولو استفاده و جمله(A(0 را به صورت ذیل محاسبه نمود: $A(0) = \exp(\frac{\eta_i}{1-\hat{\beta}})$ که در آن $\hat{\beta}$ تخمین این ضریب در معادله (۱۶) است.

در تحقیق حاضر، به منظور بررسی روند تغییرات TFP به پیروی از لیبرتو[1] و همکاران (۲۰۰۷)، دوره زمانی مورد بررسی را به سه زیر دوره (۱۹۷۹–۱۹۷۰)، (۱۹۸۹–۱۹۸۰)، (۱۹۹۹–۱۹۹۰) تقسیم کردیم و سپس مدل(۱۶) را برای هر زیر دوره با روش اثرات ثابت[2] تخمین زدیم. برای کنترل اثرات زمانی در مدل، به پیروی از اندرس (۲۰۰۳)، از متغیر روند استفاده نمودیم. از تخمین اثرات ویژه کشوری یا η_i در معادله ۱۶ به عنوان جانشینی برای لگاریتم TFP در ابتدای دوره یا پسماند سولو استفاده کردیم. نتایج تخمین اثرات ویژه کشوری

1. Liberto
2. Fixed Effect (FE)

در نمودار (۴) و جدول (۴) ارائه شده است. لازم به یاد آوری است که TFP های تخمینی مربوط به ابتدای هر زیر دوره می‌باشند.

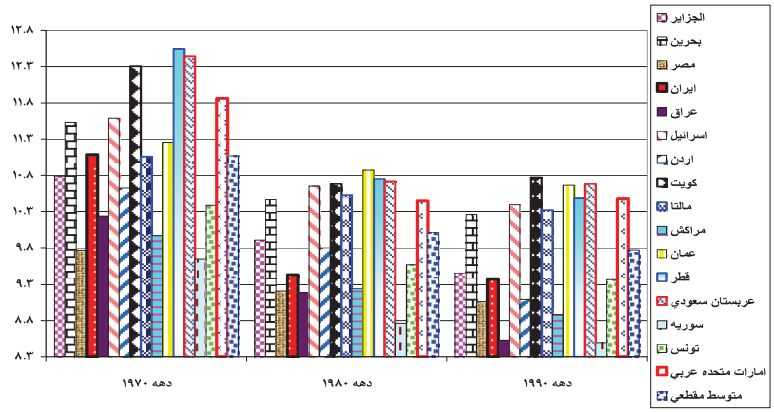
بر اساس جدول(۴)، در ابتدای دوره بررسی، لگاریتم TFP تخمینی کشورهای کویت، امارات متحده عربی، عربستان سعودی، اسرائیل، بحرین، قطر، عمان، و ایران بالای میانگین تخمینی و TFP سایر کشورها پایین آن قرار گرفته است. براساس همین جدول، واریانس مقطعی لگاریتم TFP کشورهای مذکور از ۰،۸۷ در سال ۱۹۷۰ به ۰،۴۹ در سال ۱۹۸۰ کاهش پیدا کرده است، در حالی که این شاخص در سال ۱۹۹۰ به ۰،۶۶ افزایش یافته بود.

طی دوره زمانی مورد بررسی، به غیر از دو کشور ایران و مالتا، موقعیت سایر کشورها نسبت به میانگین مقطعی ثابت باقی مانده است. در این دوره، سطح TFP کشور ایران کاهش یافت و وارد گروه پایین شد، درحالی که کشور مالتا، در طی این دوره، سطح TFP خود را ارتقاء بخشید و وارد گروه بالای میانگین شد.

لازم به ذکر است با توجه به محتویاتی که برای جمله $A(0)$ در بخش قبلی مطرح شده، نمی‌توان تفسیرتخمین این جمله را، برای کشورهای منطقه، فقط به عنوان سطح اولیه تکنولوژی به حساب آورد. مثلاً، در مورد کشورهای نفت خیز منطقه، درآمدهای نفتی به عنوان یکی از اجزای اصلی این جمله در این کشورها خواهد بود. از این رو، بالا بودن مقدار تخمینی این جمله برای کشورهایی مانند کویت و یا قطر به عنوان بالاتر بودن سطح تکنولوژی این کشورها نسبت به سایر کشورهای منطقه نخواهد بود.

از طرف دیگر، همان‌طور که در نمودار (۴) مشاهده می‌کنید، روندTFPهای تخمینی کشورهای منطقه، در دوره بررسی کاهشی بوده است. با توجه به شوک‌های نفتی مثبت در دهه ۱۹۷۰، نمی‌توان علت این کاهش را به درآمدهای نفتی مرتبط ساخت. بلکه باید در عواملی مانند وقوع جنگ در منطقه (جنگ ایران و عراق و جنگ عراق و کویت)، و عوامل ساختاری، مانند بزرگ بودن حجم دولت، بوروکراسی شدید، فساد اداری، اقتصاد تک محصولی و ... دانست که به عنوان ترمزهای رشد در این کشورها عمل کرده و سبب شده تا GDP و TFP در این کشورها روندی نزولی پیدا کنند. مثلاً در مورد کشور ایران، وقوع جنگ هشت ساله عراق علیه ایران، انقلاب و تحریم‌های اقتصادی و سایر عوامل ساختاری موجب شده تا این کشور، وارد گروه زیر میانگین شود. و یا مثلاً میزان واردات کامپیوتر به ازاء هر کارگر (که یکی از شاخص‌های اصلی انتشار تکنولوژی می‌باشد) در دهه ۱۹۸۰ در کشوری مانند مالتا ۱۸ برابر کشور ایران بوده است (کسلی و همکاران، ۲۰۰۱). از آنجایی که، هدف این تحقیق آزمون شکل‌گیری همگرایی باشگاهی در منطقه منا بوده است، عوامل مؤثر بر TFP بررسی نشد.

نمودار (۴)- روند تغییرات TFP تخمینی کشورهای منطقه منا



جدول(۴): نتایج تخمین TFP (اثرات ویژه کشوری) ابتدای هر زیر دوره

کشور	دهه ۱۹۷۰	دهه ۱۹۸۰	دهه ۱۹۹۰
الجزایر	۱۰.۷۹	۹.۹۱	۹.۴۵
بحرین	۱۱.۵۳	۱۰.۴۷	۱۰.۲۶
مصر	۹.۷۷	۹.۲۱	۹.۰۶
ایران	۱۱.۰۹	۹.۴۳	۹.۳۷
عراق	۱۰.۲۴	۹.۱۸	۸.۵۳
اسرائیل	۱۱.۵۹	۱۰.۶۵	۱۰.۴۰
اردن	۱۰.۶۲	۹.۸۰	۹.۰۹
کویت	۱۲.۳۱	۱۰.۶۸	۱۰.۷۷
مالتا	۱۱.۰۶	۱۰.۵۳	۱۰.۳۲
مراکش	۹.۹۷	۹.۲۴	۸.۸۸
عمان	۱۱.۲۷	۱۰.۸۷	۱۰.۶۷
قطر	۱۲.۵۴	۱۰.۷۵	۱۰.۴۹
عربستان سعودی	۱۲.۴۴	۱۰.۷۲	۱۰.۶۸
سوریه	۹.۶۵	۸.۷۶	۸.۴۹
تونس	۱۰.۳۹	۹.۵۷	۹.۳۷
امارات متحده عربی	۱۱.۸۶	۱۰.۴۵	۱۰.۴۸
متوسط مقطعی	۱۱.۰۷	۱۰.۰۴	۹.۷۷
واریانس مقطعی	۰.۸۷۳	۰.۴۹۳	۰.۶۶۶

منبع: نتایج تحقیق

همچنین، روند تغییرات TFP و GDP سرانه کشورها بسیار مشابه می‌باشند. در این بین، تغییرات تکنولوژیکی در دو کشور مالتا و ایران بسیار جالب است. کشور مالتا توانسته با ارتقاء تکنولوژیکی، سطح GDP سرانه خود را افزایش دهد، درحالی که کشور ایران نتوانسته است به این موفقیت دست یابد. نکته جالب توجه دیگر، کاهش متوسط TFP و GDP سرانه کشورهای منطقه می‌باشد.

نتیجه‌گیری

در این مطالعه، شکل‌گیری همگرایی درآمد سرانه بین کشورهای منطقه منا آزمون شده است. روند تغییرات درآمد سرانه کشورهای منطقه، حاکی از نوعی جدایی در درآمد سرانه این کشورها از اواخر دهه ۱۹۸۰ به بعد، در قالب دو گروه درآمدی می‌باشد. در این تحقیق، سعی نمودیم، تا با کمک مدل‌های مقطعی و توزیعی، فرضیه همگرایی و شکل‌گیری جدایی در درآمد سرانه را بررسی نماییم. نتایج این تحقیق را می‌توان در موارد ذیل خلاصه نمود:

الف- نتایج مدل همگرایی سیگما نشان می‌دهند، پراکندگی درآمد سرانه بین کشورهای منطقه، طی دوره (۲۰۰۳-۱۹۷۰) کاهش پیدا کرده است. این کاهش تا سال ۱۹۸۸ ادامه داشته، اما از این سال به بعد، این کاهش روندی افزایشی به خود گرفته است. به نظر می‌رسد، عامل اصلی این پدیده، شکل‌گیری دو گروه درآمدی حول میانگین مقطعی باشد.

ب- نتایج مدل مقطعی تاییدی بر فرضیه همگرایی بین کشورهای منطقه است. ضرایب برآوردی دامی‌های زمانی در این مدل، حاکی از آن است که رشد اقتصادی کشورهای منطقه طی دهه ۱۹۸۰ نسبت به دهه قبل، روند کاهشی داشته و بعد از آن، روندی افزایشی به خود گرفته است.

پ- متغیر موهومی آستانه، که جداکننده کشورهای بالای میانگین مقطعی از کشورهای پایین آن می‌باشد، یکی از قویترین متغیرها در مدل مورد نظر است. نتیجه تخمین ضریب مربوط به این متغیر حاکی از آن است که رشد اقتصادی کشورهای بالای میانگین مقطعی، طی دوره زمانی مورد بررسی، بیشتر از کشورهای پایین میانگین مقطعی بوده است. معنی‌دار بودن این ضریب نشان دهنده متفاوت بودن سطح پایدار درآمد سرانه بین کشورهای بالا و پایین میانگین مقطعی است.

ت- طی دوره زمانی مورد نظر، تنها کشور مالتا توانسته است از گروه پایین به سمت گروه بالای میانگین ارتقاء پیداکند. موقعیت سایر کشورها نسبت به میانگین ثابت باقی مانده است. این نتایج به نوعی جدایی درآمد سرانه را بین کشورهای منطقه نشان می‌دهد.

ث- نتایج تخمین TFP نشان می‌دهد، کشورهایی که سطح GDP سرانه آن‌ها بالای میانگین مقطعی بوده، TFP تخمینی آن‌ها نیز بالای میانگین مقطعی قرار گرفته است. همچنین بر اساس نتایج حاصل، متوسط TFP تخمینی کشورهای مذکور طی دوره کاهش یافته است. به نظر می‌رسد مشکلات عدیده ساختاری مانند اقتصاد تک محصولی، حجم بزرگ بخش دولتی، بوروکراسی‌های شدید، فساد اداری از عوامل اصلی کاهش سطح بهره‌وری کل عوامل در این کشورها است. در این بین، رفتار TFP دو کشور ایران و مالتا جالب توجه است. کشور مالتا، طی دوره بررسی، سطح TFP خود ارتقاء بخشید. در حالی که کشور ایران، با اینکه در سال ۱۹۷۰ از لحاظ تکنولوژیکی بالای میانگین مقطعی قرار داشت نتوانست جایگاه خود را در گروه بالای میانگین حفظ نماید و وارد گروه پایین شده است.

منابع

الف- فارسی

۱- اکبری، نعمت الله، مؤیدفر، شکوفه، «**بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور با یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی**»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره۱۳، ۱۳۸۳.

۲- رحمانی، تیمور، عسگری، حشمت الله، «**بررسی نقش سیاست‌های دولت در همگرایی منطقه‌ای دراستان‌های ایران با بکارگیری روند سپرده‌های دیداری** »، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره۶۹، ۱۳۸۴.

۳- فروغی پور، الهام، «**بررسی همگرایی سیگما و بتا (مطلق) بین کشورهای عضو اوپک**»، فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی، شماره۳۹، ۱۳۸۵.

ب- لاتین

4- Barro, R.J., Sala-I-Martin, X, "**Convergence across States and Regions**," Brookings Papers, 1991, vol.1, pp: 107–82.

5- Barro, Robert J. and Xavier Sala-i-Martin, "**regional growth and migration: a japan-unitd states comparison**", journal of the Japanese and international economics , 1992b, vol. 6, pp: 312-346.

6- Barro, Robert J. and Xavier Sala-I-Martin, "**Economic Growth**", McGraw Hill, New York, 2004.

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

8- Caselli, F., G. Esquivel and F. Lefort., "**Reopening the Convergence debate: a new look at cross-country growth empirics,**" Journal of Economic Growth, 1996, vol.1, pp: 363-389.

9- Chiquiar, D., "**Why Mexico's regional income convergence broke down**," Journal of Development Economics, 2005, vol. 77, pp: 257– 275

10- Islam, N., "**Productivity dynamics in a large sample of countries: a panel study**", Review of Income and Wealth, 2003a, vol. 49, pp: 247–72.

11- Islam, N., "**What Have we learnt from the convergence debate?**" journal of economic surveys, 2003, vol. 17, pp: 309-362.

12- Kuper, G. H., "**Relative Convergence and Cross-Section Dynamics: A New Approach to Convergence**," kwantitatieve Methoden, 1996, vol. 17, pp: 55-68.

13- Mankiw, N. G., Romer, D., and D. Weil, "**A contribution to the Empirics of Economic Growth**," Quarterly Journal of Economics, 1992, CVII, pp: 407-37.

14- Quah D., "**Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis**," Scandinavian Journal of Economics, 1993a, 95, 4, pp: 427-443.

15- Rassekh, F., "**The convergence hypothesis: History, theory and evidence**", Open Economies Review, 1998, vol. 9, pp: 85–105.

16- Romer, P., "**Origins of Endogeneous Growth**," Journal of Economic, (1994).

17- Perspectives, 1994, 8(1), 3-22.

18- Romer, David , "**Advanced Macroeconomics**", McGraw-Hill, New York, 2002.

19- Solow, R.M,"**perspective on growth theory**", Journal of economic perspectives, 8, 1994, 45-54

20- WWW. PENN WORLD TABLE.COM