فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۱۴، شماره ۱، بهار ۱۳۹۶، صفحات ۶۶- ۳۱

تأثیر صادرات نفت بر همگرایی یا واگرایی GDP سرانه کشورهای عضو اوپک با رویکرد اقتصادسنجی ترکیبی فضایی[۱]

حشمت اله عسگری، رضا عالی و عزیز مراسلی*

تاریخ وصول: ۱۳۹۵/۱/۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۰/۱۳

چکیده:

با توجه به اهمیت صادرات نفت و اشتراک کشورهای عضو اوپک در مسأله نفت و نیز اهمیت فرآیند همگرایی و واگرایی به‌عنوان یکی از نتایج مدل‌های رشد اقتصادی، بررسی تأثیر صادرات نفت بر همگرایی GDP سرانه کشورهای عضو اوپک حائز اهمیت است؛ بنابراین در این تحقیق تلاش بر این است که فرضیه‌های وجود همگرایی در بین کشورهای اوپک، تأثیر مثبت صادرات نفت بر همگرایی GDP سرانه و تأثیر فضا در رشد اقتصادی کشورهای عضو با استفاده از الگوی اقتصادسنجی فضایی مورد آزمون قرار گیرد. بدین منظور به بررسی همگرایی سیگما و بتا در داده‌های ترکیبی GDP سرانه ۱۲ کشور اوپک طی دوره ۲۰۱۴-۱۹۹۰ با استفاده از مدل آنسلین برای آزمون اقتصادسنجی فضایی پرداخته می‌شود. یافته‌های تحقیق حاکی از وجود همگرایی در بین کشورهای اوپک، تأثیر مثبت صادرات نفت بر مدل و افزایش‌دهنده سرعت همگرایی است. در ضمن بررسی مدل‌های فضایی تأییدکننده فرضیه وجود وابستگی فضایی در مدل می‌باشد. به‌طوری‌که مجاورت اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی در بین کشورهای اوپک دارد.

طبقه‌بندی JEL: C23، O47، Q40، R12

واژه‌های کلیدی: *همگرایی، واگرایی، اقتصادسنجی فضایی، صادرات نفت، اوپک*

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[۱] این مقاله برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد رضا عالی با راهنمایی دکتر حشمت اله عسگری می‌باشد.

* به ترتیب، دانشیار، کارشناس ارشد (نویسنده مسئول)، اقتصادانرژی دانشگاه ایلام و دکتری اقتصاد و عضو هیأت علمی دانشگاه ایلام، ایران (re.aali@yahoo.com)

۱- مقدمه

در سال‌های اخیر همگرایی روزافزون اقتصاد کشورهای جهان در پرتو پدیده جهانی‌شدن، فرصت‌های بی‌شماری را فرا روی رشد و توسعه این کشورها قرار داده است. با توجه به اینکه همگرایی منجر به گسترش زمینه ترتیبات تجاری درون کشورهای منطقه و آماده‌سازی آن‌ها برای ورود به عرصه‌های جهانی خواهد شد، لذا سیاست‌گذاری‌های منطقه‌ای می‌تواند عامل مهمی در سرعت بخشیدن به رشد اقتصادی مناطق و به دنبال آن کاهش فاصله کشورهای فقیرتر (با درآمد سرانه پایین‌تر) به کشورهای ثروتمندتر (با درآمد سرانه بالاتر) در این منطقه باشد.

یکی از راه‌های کسب آمادگی برای ورود به عرصه جهانی، حضور در پیمان‌های اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای است که موجب شناسایی و شفاف شدن فرصت‌های موجود، مشکلات و چالش‌های ورود به فرآیند جهانی‌شدن اقتصاد می‌شود. بی‌تردید پیمان‌های تجاری-منطقه ای با خلق تجارت به رشد اقتصادی کمک می‌کنند، اما آیا در اثر این پیمان‌ها، پراکندگی درآمد میان کشورهای مختلف به‌مرور کاهش خواهد یافت یا آیا کشورهای با درآمد سرانه پایین نسبت به کشورهایی با درآمد سرانه بالاتر، سریع‌تر رشد می‌کنند؟ این مجموعه سؤال‌ها موجب پیدایی بحث همگرایی درآمدی در دهه ۱۹۸۰ میلادی شده است (دائی کریم زاده و همکاران، ۱۳۹۲).

رشد و توسعه اقتصادی فراگیر در یک کشور همواره یکی از اهداف مهم محسوب می‌شود. دستیابی به این هدف مستلزم رشد و توسعه در تمام مناطق مرتبط با آن اقتصاد است. تحقق این هدف زمانی امکان‌پذیر است که قدرت رقابت منطقه‌ای افزایش‌یافته و عملکرد اقتصادی آن بهبود پیدا کند. بدیهی است که لازمه این امر شناخت وضع موجود، اعمال سیاست‌های مناسب و پالایش دقیق نتایج سیاست‌های مذکور است. به‌طورکلی تجربه اقتصاد منطقه‌ای در کشورهای مختلف مبین آن است که برخی مناطق، در مقایسه با سایر مناطق یک کشور عملکرد بهتری داشته و درنتیجه از رشد اقتصادی سریع‌تری برخوردار بوده‌اند؛ بنابراین درصورتی‌که برنامه ریزان بتوانند این‌گونه عوامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی مناطق را شناسایی کنند و نیز میزان تأثیرگذاری هرکدام را در عملکرد اقتصاد منطقه‌ای تعیین و اندازه‌گیری کنند، اطلاعات بسیار مفیدی برای برنامه‌ریزی فراهم خواهد شد. درواقع در برنامه‌ریزی توسعه اقتصادی مناطق مختلف، ارزیابی ساختار و شناخت چگونگی عملکرد آن‌ها امری بی‌بدیل می‌باشد. چراکه تجزیه‌وتحلیل کیفیت رشد اقتصادی در

هر منطقه درگذشته و تعیین عوامل مؤثر بر آن تصویر روشنی از توانمندی‌ها و تنگناها فراهم می‌نماید و برای درک روند آتی توسعه مناطق مفید است، درنتیجه اتخاذ تصمیم درست مبنی بر آگاهی را امکان‌پذیر می‌سازد.

با توجه به اینکه بیش‌تر کشورهای عضو اوپک به‌عنوان کشورهای صادرکننده‌ی نفت، در بخش صادرات خود تقریباً تک‌محصولی‌اند و سیاستگذاری نفتی کشورهای نفت‌خیز درواقع بخش عمده‌ای از سیاستگذاری ملی این کشورها را تشکیل می‌دهد. همین امر اهمیت توجه به نفت و فرآورده‌های نفتی را دوچندان کرده است. نفت اهمیت زیادی در اقتصاد کشورهای اوپک هم به لحاظ جایگاه آن در تولید ناخالص داخلی و هم به لحاظ سهم درآمدهای نفتی در بودجه دولت و نیز منابع ارزی کشورها دارد، اما نقش نفت به همین‌جا خاتمه نمی‌یابد. به‌عبارت‌دیگر در این کشورها درآمد حاصل از فروش نفت یا به‌عنوان مهم‌ترین منبع درآمد صادراتی و یا حداقل به‌عنوان یکی از مهم‌ترین منابع درآمد صادراتی مطرح می‌شود درآمدهای نفتی، بخش بزرگی از درآمدهای صادراتی کشورهای صادرکننده‌ی نفت (اوپک) را تشکیل می‌دهند. صادرات نفت هم تأمین‌کننده ارز موردنیاز برای واردات است وهم قسمت عمده‌ای از صادرات کشور را تشکیل می‌دهد. همچنین بخش مهمی از مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری دولت از محل صادرات نفت تأمین می‌شود. علاوه بر این واردات کالاهای سرمایه‌ای برای سرمایه‌گذاری دولتی و بخش خصوصی نیز تا حدود زیادی به صادرات نفت وابسته است. در کشورهای اوپک در سال‌های اخیر سهم صادرات نفت از کل صادرات بین ۶۵-۷۵ درصد و سهم آن در تولید ناخالص داخلی بین ۲۰-۵۰ درصد بوده است (گزارش سالیانه اوپک[۲]).

این تحقیق مشتمل بر شش بخش است که پس از مقدمه ابتدا به مروری مختصر درباره فرضیه همگرایی از دید اقتصاددانان پرداخته می‌شود. در ادامه به توضیح و تفسیر اقتصادسنجی فضایی پرداخته می‌شود، نحوه‌ی مدل‌سازی برای آزمون همگرایی در بین کشورهای اوپک، تحلیل و توصیف داده‌های به کار گرفته‌شده، آزمون تشخیصی جهت وابستگی فضایی و انتخاب مدل برای تخمین و در آخر نتیجه‌گیری و پیشنهادها، بخش‌های بعدی این تحقیق را تشکیل می‌دهند.

[2] OPEC Annual Statistical Bulletin

۲- مبانی فرضیه همگرایی

سیر تحولات مباحث مربوط به توسعه اقتصادی جوامع، باهدف دستیابی به معیارهای مناسب برای مقایسه وضع اقتصادی مناطق مختلف و ارائه الگوهای مناسب برنامه‌ریزی توسعه، موجب شکل‌گیری الگوهای رشد اقتصادی و روندتکاملی آنها شده است. یکی از مهمترین الگوهای رشد، الگوی رشد نئوکلاسیک است که به علت سهم عمده سولو[3] (۱۹۵۶) و سوان[4] (۱۹۵۶) الگوی رشد سولو- سوان نامیده شده است.

این الگو با استفاده از فرض‌های بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، فناوری ثابت، نزولی بودن بازده نهایی عوامل تولید و برونزا بودن نرخ رشد نیروی کار و پس‌انداز، تغییر در ذخیره سرمایه سرانه را به شکل:

$$\Delta k = sy - (\delta + n)k \quad \text{یا} \quad \Delta k = sf(k) - (\delta + n)k \qquad (۱)$$

استخراج می‌کند. نسبت تعادلی سرمایه سرانه آن مقدار از k است که نرخ رشد سرمایه سرانه یعنی Δk را در معادله (۱) مساوی صفر قرار دهد و در این صورت نرخ رشد صفر بوده و نسبت سرمایه به کار k ثابت خواهد ماند.

$$s.f\ k^* = \delta + n\ k^* \quad \text{و} \quad \frac{s.f\ k^*}{k^*} = \delta + n \qquad (۲)$$

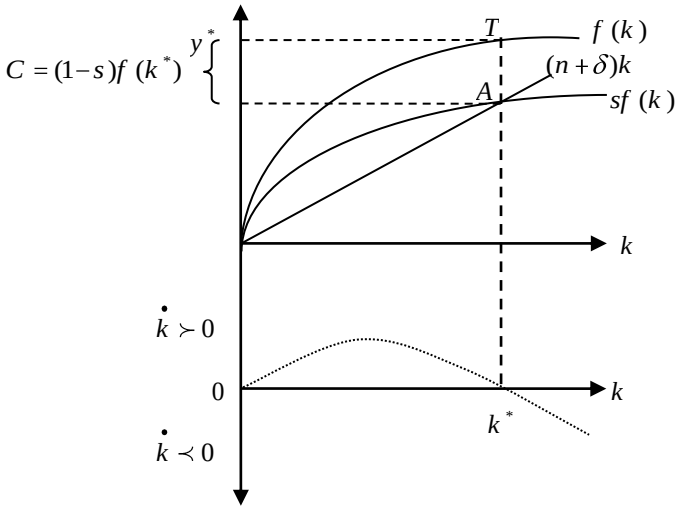
که در اینجا مقدار k^* همان نسبت سرمایه به کار در وضعیت باثبات است. این شرایط در نمودار (۱) نشان داده‌شده است.

در آن سطح از k که خط شعاعی از مبدأ $n+\delta\ k$ و تابع پس‌انداز سرانه $s.f\ k$ همدیگر را قطع می‌کنند $\dot{k}$ صفر بوده درنتیجه شرط (۲) برقرار می‌گردد. این وضعیت در نمودار فازی[5] فوق نشان داده‌شده است (شاکری، ۱۳۹۱). با تقسیم طرفین رابطه ۲ بر k معادله نرخ رشد k به شکل زیر به دست می‌آید.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[3] Solow
[4] Swan
[5] Phase Diagram

نمودار ۱: تعادل در مدل سولو



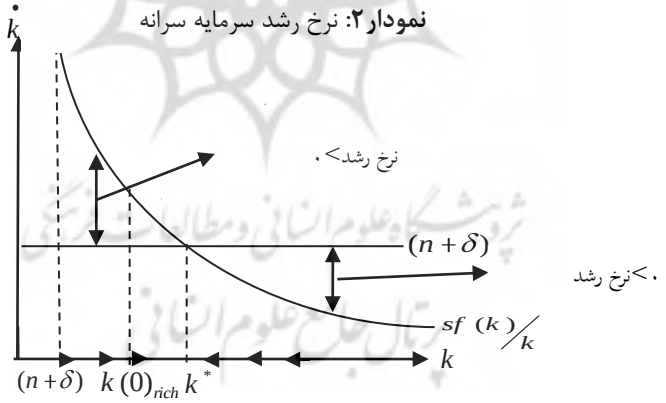
$$g_k = \frac{\Delta k}{k} = sf(k)/k - (\delta + n) \qquad (۳)$$

با استفاده از رابطه بالا می‌توان نشان داد که مشتق g_k نسبت به k منفی است:

$$\frac{\partial g_k}{\partial k} = s\,\frac{f(k)k - sf(k)}{k^2} = -s\,\left[f(k) - kf(k)\right]/k^2 \qquad (۴)$$

به‌عبارت‌دیگر، مقادیر کمتر سرمایه، معادل مقادیر بزرگ‌تر ر شد سرمایه می‌با شد. این مطلب در نمودار (۲) نیز نشان داده‌شده است.

نمودار۲: نرخ رشد سرمایه سرانه



بر اساس نمودار فوق نرخ رشد k به‌وسیله فاصله عمودی بین منحنی پس‌انداز $sf(k)/k$ و خط $(n+\delta)$ تعیین می‌شود. اگر $k \prec k^*$ پس نرخ رشد k مثبت می‌شود و k به سمت k^* افزایش می‌یابد و اگر $k \succ k^*$ باشد پس نرخ رشد k منفی است و k به سمت k^* کاهش می‌یابد. بنابراین سرمایه سرانه در حالت پایدار ثابت است (بارو و مارتین[۶]، ۲۰۰۴).

۳- اقتصادسنجی فضایی و کاربرد آن در آزمون فرضیه همگرایی

با توجه به اینکه انجام کارهای تحقیقاتی در علوم منطقه‌ای بطور وسیع مبتنی بردادهای نمونه‌ای منطقه‌ای است که محقق با مراجعه به مکان‌ها و محل‌های مشخص‌شده که بصورت نقاطی در فضا تعیین مکان شده‌اند به آن‌ها دست می‌یابد. حال وقتی در تحقیق با داده‌هایی روبرو هستیم که دارای جزء مکانی هستند، دیگر به‌کارگیری شیوه‌های اقتصادسنجی مرسوم[۷] چندان مناسب نمی‌باشد در سال ۱۹۸۸ برای نخستین بار پروفسور آنسلین[۸] به‌صورت منسجم روش اقتصادسنجی را مطرح کرد. تفاوت اقتصادسنجی فضایی[۹] از اقتصادسنجی مرسوم در توانایی و کاربرد تکنیک اقتصادسنجی در استفاده از داده‌های نمونه‌ای است که دارای جزء مکانی هستند. زمانی که داده‌های نمونه‌ای دارای جزء مکانی‌اند دو مسأله رخ می‌دهد: ۱) وابستگی فضایی میان مشاهدات و ۲) ناهمسانی فضایی در روابطی که در حال مدل‌سازی آن‌ها هستیم.

بنابراین اقتصادسنجی مرسوم، این دو موضوع (وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی) را نادیده می‌گیرد، چراکه در صورت عدم توجه به آن‌ها فروض مورداستفاده در اقتصادسنجی مرسوم، یعنی فروض گاس- مارکف[۱۰] که خصوصیات مطلوب تخمین زننده‌های حداقل مربعات معمولی است نقض خواهد شد[۱۱]. در قضیه مذکور فرض بر این است که متغیرهای توضیحی در نمونه‌گیری‌های تکراری ثابت‌اند، ولی وجود وابستگی فضایی در میان نمونه‌ها این فرض را نقض می‌کند؛ همچنین

---

[6] Barro & Sala-i-Martin
[7] Tradition Econometrics
[8] Anselin
[9] Spatial Econometrics
[10] Gauss- Markov
[11] برای اطلاعات بیشتر در مورد قضیه گاس-مارکف مراجعه شود به گجراتی، دامودار، مبانی اقتصادسنجی، جلداول، ترجمه حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران،۱۳۹۳، ص ۸۵.

ناهمسانی فضایی، فرض گاس- مارکف را که یک رابطه خطی مشخص بین مشاهدات نمونه‌ای وجود دارد نقض می‌کند[۱۲].

۳-۱- وابستگی فضایی[۱۳]

منظور از وابستگی فضایی، پدیده‌ای است که داده‌های نمونه‌ای، دارای عنصر مکانی هستند به‌طوری‌که وقتی مشاهده‌ای، مربوط به یک محل، مانند i (i= 1,2,…, n) وجود داشته باشد، این مشاهده به مشاهدات دیگر در مکان‌های j ($i \neq j$) وابسته است. البته این وابستگی می‌تواند بین چندین مشاهده رخ دهد به‌طوری‌که i می‌تواند هر مقداری را اختیار کند، زیرا که داده‌های نمونه‌ای مشاهده‌شده در یک نقطه از فضا به مقادیر مشاهده‌شده در مکانهای دیگر وابسته است (لسیج،۱۹۹۹).

$$y_i = f(y_j); i = 1,2,...,n \quad j = 1,2,...,n \quad i \neq j \qquad (۵)$$

۳-۲- ناهمسانی فضایی[۱۴]

اصطلاح ناهمسانی فضایی اشاره به انحراف در روابط بین مشاهدات در سطح مکان‌های جغرافیایی دارد. به‌عبارت‌دیگر، بین مشاهدات (تغییر مکان جغرافیایی) توزیع داده‌های نمونه، دارای میانگین و واریانس ثابتی نخواهد بود. درنتیجه، اقتصادسنجی متداول امکان برآورد این‌گونه عوامل را نخواهد داشت (لسیج،۱۹۹۹). فرض کنید یک رابطه خطی به‌صورت زیر وجود دارد:

$$Y_i = X_i \beta_i + \varepsilon_i \qquad (۶)$$

که در آن i بیانگر مشاهدات بدست آمده در $i = 1,2,...,n$ نقطه در فضا، X_i نشان‌گر بردار $1 \times K$ از متغیرهای توضیحی، همراه با مجموعهٔ پارامترهای β_i مربوط به آن، Y_i متغیر وابستهٔ در مشاهده و یا مکان i و ε_i بیانگر خطای تصادفی در رابطهٔ یادشده می‌باشد. با توجه به رابطهٔ فوق هنگام حرکت در بین مشاهدات، توزیع داده‌های نمونه‌ای دارای میانگین و واریانس ثابتی نخواهند بود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[۱۲] برای مطالعه بیشتر می‌توانید به عسگری، علی و اکبری، نعمت ا... (۱۳۸۰) روش شناسی اقتصاد سنجی فضائی: تئوری و کاربرد، مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان، مراجعه کنید.

[13] Spatial Dependence

[14] Spatial Heterogeneity

۳-۳- مدل‌های ترکیبی فضایی

در داده‌های ترکیبی فضایی سه روش کلی به‌منظور لحاظ کردن آثار فضایی از طریق عملیات تأخیر فضایی بر متغیر وابسته، مستقل و جملات خطا وجود دارد (آنسلین، ۱۹۸۸). یک مدل عمومی که همه‌ی آثار ممکن را در مدل استاندارد تعریف می‌کند به‌صورت معادله ۷ است:

$$y = \rho Wy + \alpha I_n + X\beta + \lambda WX + \alpha_i + \gamma_t + \nu_{it} \quad (۷)$$
$$\nu_{it} = \theta W \nu_{it} + u_{it}$$

که در آن ρ ضریب خود بازگشت فضایی، θضریب خودهمبستگی فضایی و λ همانند β نشان‌دهنده یک بردار $K\times 1$ از پارامترهای ثابت و ناشناخته است که باید تخمین زده شود و W ماتریس $N\times N$ فضایی است. در این صورت، در این معادله Wy به آثار متقابل درون‌زا در میان متغیرهای وابسته اشاره می‌کند، WX به آثار متقابل برون‌زا در بین متغیرهای مستقل و $W\nu_{it}$ به آثار متقابل جملات خطا در واحدهای مختلف اشاره دارد. این مدل، مدل عمومی آشیانه‌ای فضایی[۱۵] (GNSM) نامیده می‌شود. بر این اساس مدل OLS می‌تواند به صورت‌های کلی‌تر و عام‌تر همچون مدل با وقفه فضایی (SAR)،

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon \qquad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 In) \quad (۸)$$

مدل تأخیردار متغیرمستقل[۱۶] (SLX)

$$y_i = X\beta_1 + WX\beta_2 + \alpha_i + \gamma_t + \nu_{it} \quad (۹)$$

و مدل خطای فضایی (SEM)

$$Y = X\beta + u \qquad u = \lambda Wu + \varepsilon \quad (۱۰)$$

گسترش یابد. همچنین می‌توان از ترکیب مدل‌های SEM و SAR به مدل SAC رسید که به‌صورت زیر تخمین زده می‌شود:

$$y_i = \rho W_1 y_{it} + X_{it}\beta + \alpha_i + \gamma_t + \nu_{it}\ ,\nu_{it} = \lambda W_2 \nu_{it} + u_{it} \quad (۱۱)$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[15] General Nesting Spatial Model (GNSM)

[16] Spatial Lag of X (SLX)

از ترکیب مدلSLX و SAR به مدل دوربین فضایی[۱۷] (SDM) رسید که به‌صورت زیر تخمین زده می‌شود:

$$y_i = \rho W y_{it} + \alpha I_n + X\beta + WX\beta_2 + \alpha_i + \gamma_t + \nu_{it} \qquad (۱۲)$$

و از ترکیب مدل SLX و SEM به مدل خطای دوربین فضایی[۱۸] (SDEM) رسید:

$$y_i = X\beta_1 + WX\beta_2 + \alpha_i + \gamma_t + \nu_{it} \quad \nu_{it} = \lambda W \nu_{it} + u_{it}, \quad u_{it} \sim N(0, \sigma^2 In) \qquad (۱۳)$$

در نهایت می‌توان با ترکیب مدل SAC،SDEM و SDM به مدل عمومی GNSM رسید (الهورست[۱۹]، ۲۰۱۴).

که در آنها Y یک بردار $n\times1$ از متغیرهای وابسته، X ماتریسی $n\times K$ شامل متغیرهای توضیحی و W به‌عنوان ماتریس وزنی فضایی شناخته می‌شود که معمولاً ماتریس مجاورت مرتبه اول است. در ماتریس مرتبه اول تمامی اعداد روی قطر اصلی صفر هستند، ردیف‌های این ماتریس عدد صفر را در موقعیت‌های مرتبط با مشاهدات غیر مجاور و عدد یک را در موقعیت‌هایی که منعکس‌کننده مشاهدات همسایه می‌باشند را در برمی‌گیرند پارامتر ρ ضریب متغیر وابسته فضایی WY بوده، پارامتر λضریبی مرتبط با خطای فضایی و پارامتر β نشان‌دهنده تأثیر متغیرهای توضیحی بر انحراف در متغیر وابسته Y است.

۴- مروری بر مطالعات تجربی

فروغی پور (۱۳۸۲) در مقاله‌ای تحت عنوان "بررسی همگرایی سیگما و بتا (مطلق) بین کشورهای عضو اوپک (آزمون فرضیه سولو و سوان)" با استفاده از مدل رشد سولو و سوان به بررسی همگرایی GDP سرانه یازده کشور عضو اوپک در دوره ۲۰۰۴-۱۹۷۰ می‌پردازد و بدین منظور سه نوع همگرایی درون کشوری، بین کشوری و پراکندگی در GDP سرانه واقعی را موردبررسی قرار می‌دهد

نتایج نشان می‌دهد که ضریب همگرایی کشورهای عضو اوپک طی دوره موردبررسی، مثبت و معنادار است، ضریب همگرایی کشورهای عضو اوپک ۰/۰۴۳

[17] Spatial Durbin Model (SDM)

[18] Spatial Durbin Error Model (SDEM)

[19] Elhorst

برآورد شده است. به این معنا که هر سال در حدود ۴ درصد از شکاف موجود میان GDP سرانه واقعی این کشورها از بین می‌رود و بنابراین همگرایی کامل ۳۲ سال به طول خواهد انجامید. همچنین بر پایه آزمون فرضیه همگرایی سیگما، پراکندگی GDP سرانه واقعی کشورهای عضو اوپک طی دوره روند نزولی دارد.

اکبری و مؤیدفر (۱۳۸۳)، در مقاله‌ای تحت عنوان "بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی) پرداختند. هدف این مقاله نیز بررسی روند نرخ رشد واقعی درآمد سرانه در ایران با رویکرد منطقه‌ای و اندازه‌گیری شکاف رشد اقتصادی در استان‌های ایران در سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۷۰ می‌باشد. بنابراین فرضیه وجود همگرایی مطلق بین مناطق مختلف ایران (استان‌ها) بر پایه الگو رشد نئوکلاسیک (سولو - سوان) با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی آزمون می‌شود؛ که برای آزمون از فرمول زیر استفاده می‌کند.

در گام نخست بدون در نظر گرفتن اثرات به وجود آمده از مجاورت نتایج حاصل از تخمین برای استان‌ها تأییدکننده وجود همگرایی مطلق در بین استان‌های ایران می‌باشد. هنگامی‌که در آزمون فرضیه همگرایی با مناطق درون یک کشور مواجه هستیم این فرضیه به دلیل وجود شرایط و قوانین اقتصادی یکسان حاکم بر این مناطق، مبادلات سریع و آسان تجاری، تحرک نیروی کار و سرمایه بین مناطق و نرخ پول یکسان باقوت به اثبات می‌رسد.

در گام بعدی برای بررسی آثار به وجود آمده از مجاورت و وابستگی فضایی از روش اقتصادسنجی فضایی برای استان‌ها در مقایسه با رابطه‌ای که اثرات مجاورت در آن حذف‌شده بیانگر آن است که باوجود همگرایی، سرعت همگرایی کاهش‌یافته؛ ولی ضریب متغیر وابستگی فضایی، مقدار مثبت و معنی‌داری را به خود اختصاص داده است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که در رشد اقتصادی استان‌ها اثرات وابستگی فضایی و وجود همگرایی معنی‌دار است.

عسگری و همکاران (۱۳۸۵) در مقاله‌ای تحت عنوان "بررسی روند همگرایی درآمد سرانه در بین کشورهای جهان با استفاده از مفهوم همگرایی سیگما و بتا در داده‌های مقطعی و ترکیبی" تلاش کردند که فرضیه همگرایی درآمد سرانه در بین کشورهای جهان را مورد آزمون قرار دهند. بدین منظور به بررسی همگرایی سیگما (δ) و بتا (β) در داده‌های مقطعی و ترکیبی درآمد سرانه کشورهای جهان (۱۲۰ کشور با سطوح مختلف درآمدی) طی سال‌های ۲۰۰۳-۱۹۷۰ می‌پردازند.

مدل مورداســـتفاده برای برآورد ســـرعت همگرایی، مدل رابرت بارو (۱۹۹۵) ا ست. آن‌ها در این مقاله با ا ستفاده از برر سی فرآیندهای همگرایی سیگما و بتا به تحلیل وضعیت برابری منطقه در بین کشورهای جهان پرداختند.

نتایج ن شان می‌دهد که همگرایی نوع سیگما در بین ک شورهای جهان وجود ندارد. ســرعت همگرایی مطلق ۰/۰۰۴۷-است؛ بنابراین کشــورهای جهان با فرض یک سان بودن سایر شرایط ازنظر درآمد سرانه واگرا ه ستند. سرعت همگرایی در حالت شرطی ۰/۰۰۲۷- شده است درنتیجه فرضیه همگرایی سیگما، بتای مطلق و شرطی در شرایط داده‌های مقطعی و ترکیبی رد می‌شود. به عبارتی طی این سال‌ها کشورهای فقیر همواره فقیرتر و کشورهای غنی همواره غنی‌تر می‌شوند.

محمودی (۱۳۹۳)، در مطالعه خود با عنوان "تأثیرات همگرایی اقتصادی کشورهای عضو اکو در یک مدل عمومی استاندارد (مدل GTAP)" با کاربرد مدل تعادل عمومی استاندارد و کاربرد نوع چند ناحیه‌ای و چند کالایی مدل تحلیل‌های تجارت جهانی (GTAP) آثار حذف تجاری (همگرایی اقتصادی) بین اعضای اکو را شبیه‌سازی کردند. نتایج شبیه‌سازی تجاری نشان می‌دهد اصلاحات سیاست‌های تجاری اعضای اکو موجب ترقی اقتصاد کشورهای عضو یعنی افزایش صادرات و واردات و تولید، کاهش قیمت‌های واردات، تقاضای بیش‌تر برای مواهب، افزایش مصرف شهروندان و افزایش مطلوبیت و رفاه می‌شود. تجزیه تغییرات رفاه نشانگر اثرات متفاوت تغییر سیاست تجاری بر اجزای رفاه کشورهای عضو اکو است.

شکیبایی و همکاران (۱۳۹۴)، در مقاله‌ای با عنوان "تأثیر شهرنشینی بر سرعت همگرایی توزیع درآمد شهری و روستایی در استان‌های منتخب کشور ایران (با رویکرد اقتصادسنجی فضایی)" به بررسی شهرنشینی بر درآمد شهری و روستایی ۲۵ استان منتخب ایران در دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۰ پرداختند. نتایج نشان‌دهنده وجود همگرایی توزیع درآمد بین استان‌های موردبررسی در این دوره زمانی است. همچنین در این دوره با افزایش شهرنشینی سرعت همگرایی مشروط برای کاهش فاصله بین وضعیت توزیع درآمد جاری شهری و روستایی و حالت پایای آن نسبت به‌سرعت همگرایی مطلق افزایش می‌یابد.

بارو وســالایی مارتین (۱۹۹۲)، در مقاله‌ای با عنوان "همگرایی" بیان می‌کند که یک موضــوع کلیدی اقتصــاد این اســت که آیا کشــورها یا مناطق فقیر مایل می‌باشــند نســبت به کشــورها یا مناطق ثروتمند ســریع‌تر رشــد کنند؟ آیا عواملی

به‌صورت خودکار وجود دارد که به همگرایی در سطوح درآمد و تولید سرانه طی زمان منجر شود.

آن‌ها به‌منظور مطالعه همگرایی در میان ۴۸ ایالت هم‌جوار ایالات‌متحده از مدل نئوکلاسیک به‌عنوان چارچوب مطالعه استفاده کردند. نتایج مطالعه تجربی این دو اقتصاددان وجود همگرایی را با این مفهوم که اقتصادها اگر وضعیت باثبات‌تری داشته باشند به رشدی سریع‌تر تمایل دارند، برای ایالت‌های ایالت متحده طی دوره‌های مختلف از ۱۹۹۰-۱۸۸۰ طی یک قرن به‌روشنی نشان می‌دهد این همگرایی با سرعتی حدود ۲ درصد در سال اتفاق می‌افتد.

آنها در بر سی انجام شده برای ایالات مختلف آمریکا ا صل همگرایی مطلق و همگرایی از نوع سیگما را به اثبات می‌ر سانند این دوره به ۷ زیر دوره تق سیم شده ا ست و برای هر دوره ۱۰ ساله نیز این ضریب تخمین زده شده ا ست و سرانجام نتیجه می‌گیرند که مناطق موردبرر سی به لحاظ درآمد سرانه در حال نزدیک شدن به هم هستند.

استاتیو و رالوا (۲۰۰۶)[20]، در مقاله‌ای با عنوان "ساختارهای GDP بلغارستان، همگرایی با اتحادیه اروپا" به برر سی و مطالعه همگرایی ساختارهای هزینه و تولید ناخالص ملی بلغارستان و جمهوری جک با اتحادیه اروپا می‌پردازند. ابتدا همگرایی دینامیک مؤلفه‌های تولید ناخالص ملی را در دو مقطع ساختاری تحلیل کرده و سپس تمایل تغییر آن طی زمان تفسیر می‌گردد. همگرایی دینامیک مؤلفه‌ها با رهیافت همگرایی β و مدل‌سازی پنل اندازه‌گیری شده است و همگرایی تولید ناخالص ملی از طریق شاخص واگرایی محاسبه می‌شود. همه‌ی داده‌ها فصلی از فصل اول ۱۹۹۷ تا فصل ۲۰۰۵ می‌باشند.

درنهایت می‌توان نتیجه گرفت با توجه به ساختار تولید ناخالص داخلی، بلغارستان فاصله خود را با اتحادیه اروپا کم نکرده است اما جمهوری جک با اتحادیه اروپا همگراست.

سه‌یا و همکاران (۲۰۱۲)[21]، در مقاله‌ای تحت عنوان "همگرایی درآمد در ژاپن: رویکرد بیزی مدل دوربین فضایی" به بررسی همگرایی درآمدی بین ۳۱۳ شهر ژاپن طی سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۸۹ با استفاده از روش اقتصادسنجی مقطعی در ساختار آمار

[20] Stattev & Raleva
[21] Seya, Tsutsumi & Yamagata

بیزین پرداختند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که همگرایی سیگمای فضایی و کلاسیک به وقوع نمی‌پیوندد، ناهمگونی درآمدی در بین شهرهای ژاپن از سال ۲۰۰۰ افزایش‌یافته، همگرایی شرطی بتای فضایی برای دوره (۲۰۰۰-۱۹۹۰) و (۲۰۰۷-۱۹۹۰) تأیید می‌شود و برای دوره (۲۰۰۷-۲۰۰۰) تأیید نمی‌شود.

هو و همکاران (۲۰۱۳)[۲۲]، در کاری با عنوان "سرریز رشد از طریق تجارت: روش پویا فضایی پنل داده" به بررسی اثرات سرریز رشد اقتصادی از طریق تجارت برای ۲۶ کشور عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه (OECD) برای دوره ۲۰۰۵-۱۹۷۰ با استفاده از داده‌های تابلویی فضایی و کاربرد ماتریس وزنی ایستا بر اساس مجاورت و ماتریس وزنی پویا بر اساس تجارت دوجانبه پرداختند؛ و به این نتیجه رسیدند که مجاورت مثبت و معنادار ارزیابی‌شده و نرخ همگرایی رشد اقتصادی بعد ازلحاظ وابستگی فضایی ارتقا یافته است.

هرریاس و لیو (۲۰۱۳)[۲۳]، در مطالعه‌ای تحت عنوان "شدت مصرف برق بین استان‌های چین: شواهدی از همگرایی و آثار نامتقارن" با استفاده از داده‌های ماهانه طی سال‌های (۲۰۰۹-۲۰۰۳) همگرایی تصادفی مصرف برق را بین استان‌های چین مورد تأیید قراردادند. آن‌ها در این تحقیق شدت مصرف برق را نسبت مصرف نیروی الکتریسیته به ارزش‌افزوده بخش صنعت تعریف نمودند. کاربرد آزمون‌های ریشه واحد خطی و غیرخطی با لحاظ شکست ساختاری به‌منظور بررسی همگرایی تصادفی در این تحقیق حاکی از کاهش پراکندگی اختلاف تکنولوژی بین مناطق مختلف چین می‌باشد.

۵- الگوی تحقیق

در این بخش به‌تصریح مدل اقتصادسنجی فضایی برای آزمون همگرایی پرداخته می‌شود.

۵-۱- همگرایی نوع سیگما σ

همان‌گونه که در بحث مربوط به ادبیات همگرایی گفته شد منظور از همگرایی نوع سیگما این است که پراکندگی GDP سرانه کشورهای مختلف در طی زمان رو به کاهش باشد. معادله همگرایی نوع سیگما به‌صورت زیر محاسبه می‌گردد:

[22] Ho, *et, al.*
[23] Herrerias & Liu

$$D_t = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \log(y_{it}) - \mu_t \quad ^{۲} \qquad (۱۴)$$

که در آن D_t نشانه واریانس نمونه‌ای $\log(y_{it})$، μ_t میانگین نمونه‌ای $\log(y_{it})$ و $\log(y_{it})$ لگاریتم GDP سرانه کشورها می‌باشد.

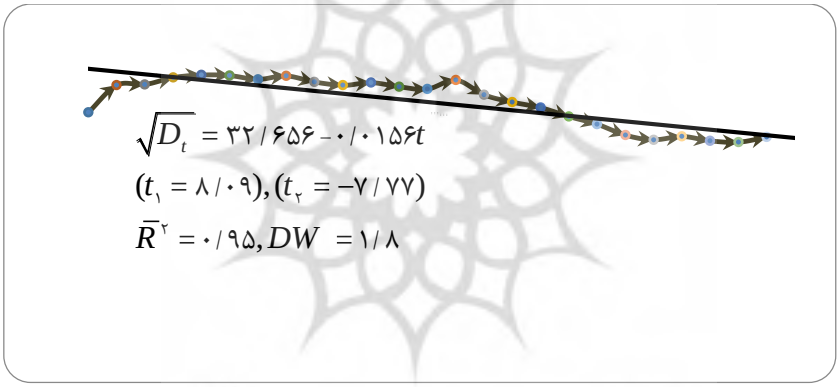
بنابراین همان‌طوری که گفته شد اگر پراکندگی GDP سرانه کشورهای اوپک در طی زمان کاهش یابد نشان از همگرایی در کشورهای عضو اوپک و اگر پراکندگی GDP سرانه در طی زمان افزایش یابد نشانگر واگرایی GDP سرانه در کشورهای عضو اوپک می‌باشد.

همین‌طور برای دقیق نشان دادن همگرایی سیگما می‌توان از فرمول زیر استفاده کرد:

$$D_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t \qquad (۱۵)$$

بطوریکه اگر $\beta \succ 0$ واگرایی و اگر $\beta \prec 0$ نشان‌دهنده‌ی همگرایی سیگما در بین کشورهای عضو اوپک می‌باشد. همگرایی سیگما به شکل زیر است:

نمودار ۳: همگرایی سیگما در کشورهای عضو اوپک طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۹۰



همان‌گونه که در نمودار مشاهده می‌شود جز در سال‌های ۱۹۹۱-۱۹۹۰ و ۲۰۰۴-۲۰۰۲ (به دلیل ا شغال کویت تو سط عراق و بی‌ثباتی سیا سی در منطقه در سال ۱۹۹۰ و آغاز جنگ دوم خلیج‌فارس و ا شغال عراق تو سط آمریکا در سال ۲۰۰۳)، انحراف استاندارد GDP سرانه کشورهای اوپک در حال کاهش است که با توجه به نتایج فوق می‌توان گفت که پراکندگی از ۰/۵۳ در سال ۱۹۹۰ به ۰/۴۶ در سال

۲۰۱۴ کاهش پیداکرده است؛ که می‌توان گفت در کل شاهد همگرایی GDP سرانه در کشورهای عضو اوپک هستیم. برای دقیق نشان دادن همگرایی از رابطه (۱۵) استفاده شده است. همان‌گونه که در رگرسیون بالا قابل‌مشاهده است علامت منفی و معنی‌داری ضریب زمان نشان از همگرایی می‌باشد؛ بنابراین همگرایی سیگما در بین کشوهای اوپک مورد تأیید است.

۵-۲- همگرایی نوع بتا

بر طبق تعریف، منظور از همگرایی نوع بتا این است که کشورهای با وضعیت اقتصادی فقیرتر دارای نرخ رشد سریعتری نسبت به کشورهای با وضعیت اقتصادی ثروتمندتر هستند و همانگونه که قبلاً هم اشاره شد بسته به اینکه پارامترهای مناطق مختلف همگن یا غیر همگن باشند وضعیت‌های تعادلی مشابه و یا غیرمشابه بوده لذا تعریف همگرایی نوع بتا نیز متفاوت خواهد بود. درصورتی‌که اقتصادها همگن با شند یک سطح از و ضعیت تعادلی برای همه اقت صادها پیش‌بینی شده و انتظار می‌رود همه اقت صادها به این سطح همگرا شوند (همگرایی غیر شرطی)؛ اما اگر اقت صادها به لحاظ پارامترها متفاوت با شند انتظار این ا ست که هر اقت صادی به سطح تعادل خودش همگرا می شود (همگرایی شرطی). در گام اول معادله مربوط به همگرایی بتای (غیر شرطی) در حالت با در نظر گرفتن اثر مجاورت به صورت زیر تخمین زده می‌شود:

$$Ln(\frac{PGDP_{i,t}}{PGDP_{i,t-1}}) = \alpha + \beta Ln(PGDP_{i,t-1}) + \rho W Ln(\frac{PGDP_{i,t}}{PGDP_{i,t-1}}) \quad (۱۶)$$
$$+\alpha_i + \gamma_t + \nu_{it}$$

که $PGDP_{i,t}$، تولید ناخالص داخلی سرانه در سال t، $Ln(\frac{PGDP_{i,t}}{PGDP_{i,t-1}})$ نرخ رشد سالانه GDP سرانه کشور i، α_i بیانگر اثرات ثابت انفرادی، γ_t اثرات ثابت زمانی و ν_{it} جمله خطاست، در این رابطه ρ سنجه رگرسیون و نشانگر وابستگی فضایی می‌باشد. W نیز ماتریس وزنی فضایی جغرافیایی است که در آن کشورهای مجاور و همسایه بیشترین وزن و کشورهای دور از هم کمترین وزن را می‌گیرند. عناصر W_{ij} در ماتریس چگونگی ارتباط فضایی کشور i با کشور j را ازنظر فاصله نشان

می‌دهد که به‌صورت $\frac{1}{d_{ij}}$ تعریف می‌شود. در این تحقیق از تابع اقلیدسی[۲۴] برای محاسبه فاصله بین دو کشور i و j استفاده‌شده است (کیومرث شهبازی و همکاران، ۱۳۹۴، ص ۱۷۷).

$$d_{ij} = \sqrt{(x_i - x_j)^2 + (y_i - y_j)^2} \qquad (۱۷)$$

که در آن x_i و y_i به ترتیب طول و عرض جغرافیایی کشور i و x_j و y_j به ترتیب طول و عرض جغرافیایی کشور j هستند. در این تحقیق ابتدا ماتریس وزنی فضایی بر اساس رابطه $\frac{1}{d_{ij}}$ ساخته‌شده و سپس نرمال سطری می‌شود. در نرمال سطری هر عنصر سطر بر مجموع سطر تقسیم می‌شود، به‌گونه‌ای که بعد از نرمال‌سازی ماتریس جمع هر سطر برابر با یک می‌شود.

اگر ρ مثبت باشد، خودهمبستگی فضایی مثبت است و قرار گرفتن در مجاورت مشاهدات دارای نرخ رشد بالاتر، اثر مثبت بر رشد خواهد داشت و عکس این حالت برای منفی بودن ρ صادق، است.

β نیز سرعت همگرایی است. درصورتی‌که β منفی باشد ما شاهد همگرایی تمام کشورهای عضو به یک سطح تعادلی خواهیم بود و یا به تعبیری دیگر رابطه بین وضعیت آغازین GDP سرانهٔ کشورها و متوسط نرخ رشد طی دوره معکوس خواهد بود، به‌عبارتی‌دیگر کشورهای با وضعیت اولیه نامطلوب‌تر دارای نرخ رشد بزرگتری نسبت به کشورهای با وضعیت اولیه مطلوب‌تر هستند درنتیجه همه کشورهای عضو به هم نزدیک می‌شوند. بلعکس اگر ضریب β مثبت باشد کشورها در طی زمان در حال واگرا شدن از یکدیگر بوده و بنابراین فقیر همواره فقیرتر و ثروتمند همواره ثروتمندتر می‌شود. روشن است که اگر نرخ رشد به‌جای سالانه، در طول دوره‌ای از زمان موردتوجه باشد، ضریب برآوردی β مستقیماً سرعت همگرایی را به دست نمی‌دهد. برای مثال اگر رشد در طول k سال باشد، با برآورد β ضریب همگرایی (θ) از رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$\theta = \frac{Ln(\beta + 1)}{-k} \qquad (۱۸)$$

[24] Euclidean Distance

که k نشانگر تعداد سال‌های موردبررسی است. درواقع سرعت همگرایی نشان می‌دهد که در هرسال چه مقدار از شکاف میان GDP سرانه واقعی و حالت‌پایا از میان خواهد رفت (نعمت اله اکبری و فرهمند، ۱۳۸۴، ص ۷).

در گام بعدی برای بررسی آثار به وجود آمده از مجاورت و وابستگی فضایی شرطی از روش اقتصادسنجی فضایی به شکل تخمین رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$Ln(\frac{PGDP_{i,t}}{PGDP_{i,t-1}}) = \alpha + \beta Ln(PGDP_{i,t-1}) + \delta_1 POPULATION_i + \delta_2 MORTALITY_i + \delta_3 UNEMPLOYMENT_i + \pi OILEXPORT_i + \rho W Ln(\frac{PGDP_{i,t}}{PGDP_{i,t-1}}) + \alpha_i + \gamma_t + v_{it} \quad (۱۹)$$

که در این معادله $POPULATION_i$ متغیر جمعیت، $MORTALITY_i$ نرخ مرگ‌ومیر کودکان زیر ۵ سال، $UNEMPLOYMENT_i$ نرخ بیکاری کل در کشور i هستند. این متغیرها متغیرهای ناحیه‌ای و کنترل در مدل می‌باشد؛ و $OILEXPORT_i$ نیز ارزش صادرات نفت در کشورهای عضو اوپک می‌باشد. انتظار بر این است که پارامترهای π و δ_1 مثبت و پارامترهای δ_3 و δ_2 نیز منفی باشند؛ که مثل قبل ρ سنجه رگرسیون و نشانگر وابستگی فضایی می‌باشد. W مثل بالا ماتریس وزنی فضایی جغرافیایی است اگر ρ مثبت باشد، خودهمبستگی فضایی مثبت است و قرار گرفتن در مجاورت مشاهدات دارای نرخ رشد بالاتر اثر مثبت بر رشد خواهد داشت و عکس این حالت برای منفی بودن ρ صادق، است. ماتریس مجاورت نیز به‌صورت رابطه (۱۷) بدست آمده است. برای تحلیل نیز موضوع از نرم‌افزار Eviews و Matlab استفاده‌شده است.

۶- توصیف و تحلیل فضایی داده‌ها در همگرایی GDP سرانه کشورهای اوپک

۶-۱- شرح داده‌ها

GDP: تولید ناخالص داخلی یک متغیر کلان اقتصادی مرتبط با رشد اقتصادی و همگرایی می‌باشد و معمولاً افزایش در این متغیر نشان‌دهنده بهبود سطح متوسط رفاه اقتصادی است. بازه زمانی موردنظر دوره ۲۰۱۴-۱۹۹۰ بوده و بر اساس قیمت ثابت سال ۲۰۰۵ می‌باشد آمار مورداستفاده برای تولید ناخالص داخلی، بانک

جهانی می‌با شد؛ داده‌های GDP اغلب بهترین معیار قابل‌د ستر سی برای مقای سه بین کشوری است.

POPULATION: تغییر نرخ رشـــد جمعیـت می‌توانـد اثرات مهم و تعیین‌کننده‌ای بر ر شد اقت صادی و درنتیجه همگرایی ک شورها دا شته با شد، درواقع میزان افزایش جمعیت یکی از نشانگرهای اقتصادی - اجتماعی ا ست و چون تحقیق حا ضر GDP سرانه ک شورهای اوپک را موردبرر سی قرار می‌دهد بنابراین افزایش یا کاهش جمعیت روی این متغیر کلان اقتصادی تأثیر گذاشته و روند آن را با تغییر مواجه خواهد کرد، اقتصـــاددانان جمعیتی رشـــد ســـریع جمعیت را موجب ناتوانی کشور در افزایش سرمایه و عدم افزایش درآمد سرانه می‌دانند؛ مثلاً به دلیل بالا بودن جمعیت ایران، ر شد درآمد سرانه ایران نسبت به رشد کل اقتصاد کمتر است.

MORTALITY: این شـــاخص نشـــان‌دهنده تعداد مرگ‌ومیر در کودکان کمتر از پنج سال در عرض یک سال به ازای هر هزار نفر است. در این پژوهش برای برآورد همگرایی شرطی، شاخص مرگ‌ومیر کودکان زیر پنج سال به‌عنوان یک شـــاخص ناحیه‌ای که از کشـــوری به کشـــور دیگر متفاوت اســـت در نظر گرفته‌شده است.

UNEMPLOYMENT: اشـــتغال و بیکاری، ازجمله موضـــوع‌های اســـاســـی اقتصـــاد هر کشـــوری اســـت، به‌گونه‌ای که با افزایش اشـــتغال و کاهش بیکاری، به‌عنوان یکی از شاخص‌های تو سعه‌یافتگی جوامع تلقی می شود. نرخ بیکاری یکی از شاخص‌هایی است که برای ارزیابی شرایط اقتصادی کشور مورداستفاده قرار می‌گیرد. بیکاری در مقیاس و سیع و گسترده خصو صیت م شترک بی شتر ک شورهای درحال‌تو سعه ا ست. عواملی نظیر فشار جمعیت، فقدان فر صت‌های شغلی به سبب پایین بودن سطح فعالیت اقتصادی یا به علت پایین بودن نرخ رشـــد اقتصـــادی یا هردوی آن، انتخاب روش‌های ســـرمایه‌بر در تولید به‌جای روش‌های کاربر، نامرتبط بودن آموزش با نیازهای اقتصادی، وجود دستمزدهای غیرقابل انعطاف بدون توجه به هزینه فرصت ازدست‌رفته اجتماعی نیروی کار و نبودن ســـرمایه‌گذاری به حد کافی همگی عوامل و عللی هســـتند که می‌توانند

بیکاری را در کشـورهای کمتر توسـعه‌یافته توضـیح دهند (ای.وین نفزایگر[۲۵]، ۱۳۸۹).

OILEXPORT: همان‌طوری که گفته شد در کشورهای اوپک درآمد حاصل از فروش نفت یا به‌عنوان مهم‌ترین منبع درآمد صـادراتی و یا حداقل به‌عنوان یکی از مهم‌ترین منابع درآمد صادراتی مطرح می شود درآمدهای نفتی، بخش بزرگی از درآمدهای صادراتی کشورهای صادرکننده‌ی نفت (اوپک) را تشکیل می‌دهند. بخش مهمی از اقتصاد کشورهای اوپک وابسته به صادرات نفت است، صـادرات نفت هم تأمین‌کننده ارز موردنیاز برای واردات اسـت وهم قسـمت عمده‌ای از صادرات کشور را تشکیل می‌دهد. همچنین بخش مهمی از مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری دولت از محل صادرات نفت تأمین می شود. علاوه بر این واردات کالاهای سرمایه‌ای برای سرمایه‌گذاری دولتی و بخش خصوصی نیز تا حدود زیادی به صادرات نفت وابسته است.

۶-۲-آزمون مانایی

اغلب مدل‌های اقتصاد سنجی که در دهه‌های اولیه رشد (طی سال‌های ۱۷۲۰ به بعد) مورداستفاده قرار می‌گرفت، برفرض پایایی سری‌های زمانی استوار بود. چنانچه متغیرها، ناپایا (نامانا) باشـند؛ مشـکل رگرسـیون کاذب پدیدار خواهد شـد. در رگرسـیون کاذب باوجوداینکه ممکن اسـت هیچ رابطه‌ی معناداری میان متغیرها وجود نداشته باشد، ولی ضریب تعیین بالایی بدست می‌آید و موجب استنباط‌های غلط خواهد شـد؛ بنابراین قبل از هر چیزی نیاز اسـت مانایی متغیرها موردبررسـی قرار گیرد.

جهت بررسی مانایی یا نامانایی متغیر الگوی غیرشرطی (GDP سرانه)، آزمون ریشه پسران و شین[۲۶] که فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد است به‌کاربرده می‌شود. نتایج این آزمون در جدول (۱) آمده است:

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[25] Nafziger, E. Wayne
[26] Pesaran and Shin

جدول ۱: بررسی مانایی متغیرهای الگو

متغیر	پسران و شین	
	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند
LPGDP	۱/۲۵۱۹ (۰/۸۹۴۷)	-۲/۰۵۶۶ (۰/۰۱۹۹)
Population	-۰/۸۵۰۶ (۰/۱۹۷۵)	-۳/۹۲۷۳ (۰/۰۰۰)
Mortality	-۷/۲۰۳۸ (۰/۰۰۰)	-۸/۲۵۴۵ (۰/۰۰۰)
Unemployment	-۱/۹۰۱۱ (۰/۰۲۸۶)	-۲/۵۸۲۲ (۰/۰۰۴۹)
Oil Export	-۱/۲۱۶۲ (۰/۸۸۸)	-۵/۴۸۱۵ (۰/۰۰۰)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج، تمامی متغیرهای موردبررسی، در سطح با عرض از مبدأ و روند پایا هستند.

۶-۳- همگرایی مطلق و شرطی فضایی (اقتصادسنجی فضایی)

برای بررسی آثار به وجود آمده از مجاورت و وابستگی فضایی ابتدا به آزمون تشخیص وابستگی فضایی و سپس آزمون‌های تعین مدل مناسب پرداخته می‌شود.

جدول ۲: نتایج آزمون‌های تشخیص وابستگی فضایی

آزمون	مقدار	احتمال
.Moran's I	۰/۲۱۱۷	۰/۰۰۰
LM	۴۱/۱۳۷۵	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به آزمون‌های تشخیصی، وجود پدیده وابستگی فضایی تأیید شده و باید مدل سازی‌های همگرایی *GDP* سرانه کشورهای اوپک در حضور بعد فضا انجام شود. همچنین مقدار مثبت آماره موران حاکی از خودهمبستگی فضایی مثبت و مقدار منفی آن بیانگر خودهمبستگی فضایی منفی است. در خودهمبستگی فضایی مثبت کشورها با رشد *GDP* سرانه بالا (یا پایین) در کنار و نزدیک بهم قرار می‌گیرند و برعکس. در مقابل در خودهمبستگی فضایی منفی حاکی از عدم دسته‌بندی و مجاورت کشورها با یکدیگر است (کسرایی، ۱۳۸۴).

پس از آزمون‌های موران و ضریب لاگرانژ که مربوط به تشخیص وابستگی فضایی است باید از دو آزمون LMlag_panel و LMerror_panel جهت انتخاب

مدل استفاده شود که معناداری آزمون LMlag به معنای استفاده از مدل SAR و معناداری آزمون LMerror به معنای ا ستفاده از مدل SEM می‌با شد. در صورت معناداری هردو آزمون(آزمون LMlag_panel و LMerror_panel)از آزمون‌های LMlag_Robust_panel جهت اعتبار مدل SAR و از آزمون LMerror_Robust_panel جهت استفاده از مدل SEM استفاده می‌شود[۲۷]؛ که نتایج آن به‌صورت جدول ۳ می‌باشد:

جدول ۳: نتایج آزمون‌های تشخیص مدل همگرایی

آزمون	مقدار	احتمال
LMlag_panel	۲۷۸/۰۷۹۴	۰/۰۰۰
LMlag_Robust_panel	۲۴۹/۴۴۹۰	۰/۰۰۰
LMerror_panel	۴۱/۱۳۷۵	۰/۰۰۰
LMerror_Robust_panel	۱۲/۵۰۷۲	۰/۰۷۲
Hausman	۱۷/۶۹۱۰	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

آماره‌ها، حاکی از عدم‌تأیید فرضیه صفر و دال بر وجود وابستگی فضایی است و نیز با توجه به معناداری آماره LMlag_Robust_panel و بی‌معنایی آماره LMerror_Robust_panel مدل به شکل وقفه فضایی (lag) قابل تصریح و برآورد می‌باشد به‌طوری‌که در سطح احتمال ۰/۰۱ درصد مدل به روش SAR قابل تصریح و برآورد است.

همچنین آماره هاسمن فضایی به‌منظور انتخاب بین دو مدل اثر ثابت و ت صادفی ا ستفاده می شود. مدل آثار ثابت ف ضایی این امکان را می‌دهد که ویژگی انفرادی بنگاه‌ها یا واحدهای انفرادی با یکدیگر متفاوت باشد، درحالی‌که در مدل آثار ت صادفی ف ضایی ویژگی‌های فردی و زمانی به‌و سیله جمله خطا وارد می شوند (حمیدی و شهبازی، ۱۳۹۳)؛ که با توجه به آماره بد ست آمده مدل به روش اثرات ثابت زمانی قابل تخمین می‌باشد.

برای تصریح مدل با توجه به آماره‌های بدست آمده از روش اقتصادسنجی فضایی به شکل مدل وقفه فضایی پرداخته می‌شود:

[۲۷] برای اطلاعات بیشتر در مورد نحوه‌ی انجام این آزمون‌ها مراجعه شود به کتاب نظریه‌ها و تکنیک‌های اقتصادسنجی فضایی نوشته جمیز لسیج ترجمه اسفندآبادی و همکاران، ۱۳۹۲.

جدول ۴: همگرایی مطلق فضایی

ضریب	α	β	ρ
مقدار	۱/۰۳۴	-۰/۰۱۵۹	۰/۱۰
آماره t	۳۱/۷۳	-۷/۷۱	۳/۶۲
			$R^2 = ۰/۲۵$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همانطور که نتایج نشان می‌دهد مقدار آماره R^2 برابر است با ۲۵ درصد که نشان می‌دهد ۲۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود. تفسیر جدول به‌صورت فضایی صورت می‌گیرد. طبق اثرات مستقیم هر کشوری که در ابتدا دوره GDP سرانه کمتری داشته باشد، نرخ رشد اقتصادی بیشتری داشته و در پایان GDPسرانه بالاتری کسب می‌کند و توسط اثرات غیرمستقیم بر GDP سرانه کشورهای مجاور خود تأثیر می‌گذارد (سرریز می‌کند). به‌طوری‌که یک درصد افزایش در نرخ رشد GDPواقعی سرانه هر کشور، موجب افزایش ۱۰ درصدی در نرخ رشد GDPواقعی سرانه کشورهای مجاور می‌شود(سرریز می‌کند).

همچنین β دارای علامت منفی است که مقدار آن برابر (۰,۰۱۵۹) است. بنابراین اولاً رابطه بین وضعیت آغازین کشورها (به لحاظ GDP واقعی سرانه) و رشد کشورها منفی بوده و کشورهای فقیرتر دارای رشد بزرگتری نسبت به کشورهای ثروتمندتر هستند درنتیجه همه کشورها بر طبق تعریف همگرایی مطلق به یک سطح از تعادل باثبات همگرا می‌شوند. ثانیاً سرعت همگرایی (θ) در بین کشورها معادل (۰/۰۱۶) است[۲۸] یعنی سالانه ۰/۰۱۶ درصد از شکاف بین رشد اقتصادی جاری و سطح پایدار بلندمدت از بین خواهد رفت[۲۹].

۶-۴- همگرایی بتا بدون لحاظ صادرات نفت

حال برای بررسی اثر صادرات نفت بر همگرایی کشورهای اوپک ابتدا مدل همگرایی، بدون لحاظ صادرات نفت تخمین زده می‌شود سپس مدل با لحاظ صادرات نفت

---

[28] $\theta = \frac{Ln(-۰/۰۱۵۹ + ۱)}{-۱} = ۰/۰۱۶$

[۲۹] مدت‌زمان لازم برای حذف نصفی از شکاف میان فقیر و غنی $e^{-t^{*}_{۰/۰۱۶}} = \frac{۱}{۲} \Rightarrow ۴۳/۳۲$

تخمین زده می‌شود و از مقایسه این دو مدل میزان تأثیرگذاری متغیر صادرات نفت بر همگرایی شناسایی می‌شود.

حال به برآورد تصریح فضایی همگرایی بتای شرطی پرداخته می‌شود که نتایج تخمین به‌صورت وقفه فضایی در جدول ۵ آمده است:

جدول ۵: همگرایی شرطی فضایی بدون لحاظ صادرات نفت

ضریب	α	β	δ_1	δ_2	δ_3	ρ
مقدار	۱/۲۵	-۰/۰۳۳	-۳/۱۶E-۱۰	-۰/۰۰۰۵۸۸	-۰/۰۰۰۷۲۷	۰/۰۸۳۵
آماره t	۲۸/۷۱	-۱۳/۵۱	-۴/۲۷	-۱۱/۲۴	-۱۰/۶۵	۲/۴۱
				$\bar{R}^2 = ۰/۴۷$	$R^2 = ۰/۴۹$	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که از نتیجه مدل فوق برمی‌آید، β شرطی بدون لحاظ صادرات نفت منفی و مقدارش ۰/۰۳۳ می‌باشد و سرعت آن نیز ۰/۰۳۳۵ می‌باشد[۳۰] که از سرعت همگرایی مطلق بیشتر است. از طرفی تمام ضرایب مربوط متغیرهای کنترل و ناحیه‌ای بامعنا هستند. نتیجه این است که باکمی مسامحه می‌شود گفت که تفاوت‌های عمده‌ای در بین کشورهای عضو اوپک وجود دارد و ناهمگن هستند. بر این اساس حدود ۲۱ سال طول می‌کشد تا نیمی از فاصله بین وضعیت فعلی GDP واقعی سرانه کشورهای اوپک با وضعیت تعادل باثبات برطرف شود[۳۱]. بعدازاین مدت به‌طور مجانبی تمام کشورهای عضو به سطح تعادل باثبات خود رسیده و نرخ رشد سرانه GDP واقعی صفر خواهد شد.

۶-۵- همگرایی بتا با لحاظ صادرات نفت

حال به برآورد تصریح فضایی همگرایی بتای شرطی با لحاظ صادرات نفت پرداخته می‌شود که نتایج تخمین به‌صورت وقفه فضایی در جدول ۶ آمده است:

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

---

[۳۰] $\theta = \frac{Ln(-۰/۰۳۳ + ۱)}{-۱} = ۰/۰۳۳۵$

[۳۱] مدت‌زمانی که طول می‌کشد تا نصف شکاف بین فقیر و غنی برطرف شود از رابطه زیر بدست می‌آید:

$$e^{-t^* \times ۰/۰۳۳۵} = ۱/۲ \Rightarrow t^* = ۲۰/۷$$

جدول ۶: همگرایی شرطی فضایی با لحاظ صادرات نفت

ضریب	α	β	δ_1	δ_2	δ_3	π	ρ
مقدار	۱/۲۶	-۰/۰۳۴	-۳/۶۵E-۱۰	-۰/۰۰۰۵۷۲	-۰/۰۰۰۷۱	۳/۱۸E-۰۸	۰/۰۷۹۶
آماره t	۲۹/۳۹	-۱۳/۲۵	-۴/۵۹	-۱۱/۱۷	-۱۰/۰۵	۷/۹۱	۲/۴۰
						$R^2 = ۰/۴۷$	$\bar{R}^2 = ۰/۴۴$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که از نتیجه مدل فوق برمی‌آید، سرعت همگرایی شرطی با لحاظ صادرات نفت از سرعت همگرایی بدون لحاظ صادرات نفت بیشتر و مقدارش نیز ۰/۰۳۴ می‌باشد[۳۲]. از طرفی تمام ضرایب مربوط متغیرهای کنترل و ناحیه‌ای بامعنا هستند.

همچنین می‌توان گفت که ارزش صادرات نفت توانسته که رشد منطقه‌ای را بهبود دهد چراکه ضریب این متغیر مثبت و معنی‌داری است؛ اما سؤال اساسی این است که آیا این افزایش در رشد منطقه‌ای در راستای همگرایی کشورها صورت گرفته است یا خیر؟ برای جواب دادن به این سؤال مقایسه سرعت همگرایی در دو مدل همگرایی نوع شرطی بدون لحاظ صادرات نفت (جدول ۵) و مدل همگرایی نوع شرطی با لحاظ صادرات نفت (جدول ۶) کفایت می‌کند. درنتیجه همگرایی شرطی بدون لحاظ صادرات نفت سرعت همگرایی معادل رقم ۰/۰۳۳۵ بود که براین اساس حدود ۲۰/۷ سال طول می‌کشید تا تمام کشورها نیمی از شکاف خود با وضعیت تعادلی را طی کنند، اما درنتیجه تخمین مدل همگرایی شرطی با لحاظ صادرات نفت، این رقم به ۰/۰۳۴۵ افزایش پیدا کرد. به‌عبارتی‌دیگر در این وضعیت ۲۰ سال طول می‌کشد تا کشورهای اوپک نصفی از شکاف خود با وضعیت تعادلی را از بین ببرند[۳۳]. نتیجه روشن است، با ورود صادرات نفت در مدل سرعت همگرایی (معادل ۰/۰۰۱) افزایش‌یافته است و مدت‌زمان طی کردن نیمی از شکاف کشورها با وضعیت‌های تعادلی حدوداً یک سال جلوتر افتاده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[32] $-(1-e^{-\theta}) = -۰/۰۳۴ \Rightarrow \theta = ۰/۰۳۴۵$

[33] $e^{-t^* \times ۰/۰۳۴۵} = 1/2 \Rightarrow t^* = ۲۰/۰۹$

۶-۶- برآورد اثرات مستقیم و غیرمستقیم

یکی از بسط‌های مدل‌های فضایی در سال‌های اخیر محاسبه اثرات مستقیم و غیرمستقیم تغییر هر یک از متغیرهای مستقل بر روی متغیر وابسته می‌باشد (لیسیج و پیس، ۲۰۰۹). در ادامه، این بخش اثرات مستقیم و غیرمستقیم تغییر در هر یک از متغیرها ارائه می‌شود. در این رابطه از نتایج مدل وقفه فضایی در قالب اثرات ثابت که در قسمت بالا برآورد شد استفاده‌شده است.

اثرات مستقیم اثر تغییر متغیر مستقل در کشور i بر متغیر وابسته در خود کشور i را نشان می‌دهد. علاوه بر این، اثر کل به حالتی اطلاق می‌شود که اگر متغیر توضیحی در کل کشورها افزایش یابد متغیر وابسته در کشور i به چه میزان افزایش خواهد یافت. از کسر اثر مستقیم از اثر کل اثر غیرمستقیم به دست می‌آید که بیانگر اثر افزایش متغیر توضیحی در سایر کشورها بر متغیر وابسته در کشور i می‌باشد (این اثرات بیانگر متوسط تغییرات در کل کشورها می‌باشند). به‌طورکلی، اثر مستقیم حاکی از سرریزهای درون کشوری و اثر غیرمستقیم حاکی از سرریزهای بین کشوری است. در جدول (۷) اثرات مستقیم و غیرمستقیم تغییر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته ارائه‌شده است.

جدول ۷: اثرات مستقیم و غیرمستقیم در قالب مدل وقفه فضایی

نام متغیر	اثرات مستقیم		اثرات غیرمستقیم		اثرات کل	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
β	-۰/۰۴۸۸۹	-۶/۱۰۵۱	-۰/۰۴۷۶۸	-۳/۹۴۸۸	-۰/۰۰۱۲	-۲/۱۵۶۲
δ_1	-۶/۰۵E-۰۹	-۰/۴۵۸۲	-۶/۰۱E-۰۹	-۰/۷۳۳۲	-۴E-۱۱	-۱/۱۹۱۴
δ_2	-۰/۰۰۵۵۲	-۰/۸۳۸۵	-۰/۰۰۵۵	-۰/۲۸۵۸	-۴/۲E-۰۵	-۱/۱۲۴۳
δ_3	-۰/۰۰۴۴۳	-۰/۹۷۳۰	-۰/۰۰۴۴	-۳/۰۷۴۰	-۱/۳E-۰۵	۲/۱۰۱۰
π	۲/۴۷E-۰۷	۲/۸۴۴۲	۲/۴E-۰۷	۱/۲۶۶۹	۴/۴۴E-۰۹	۱/۵۷۷۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۷ نشان می‌دهد که ضریب همگرایی به‌صورت مستقیم و غیرمستقیم منفی و معنادار می‌باشد متغیرهای جمعیت، نرخ مرگ‌ومیر و نرخ بیکاری هم به‌صورت مستقیم و هم به‌صورت غیرمستقیم تأثیر منفی بر متغیر وابسته یعنی رشد اقتصادی هر کشور و کشورهای همسایه دارند. ضریب متغیر صادرات نفتی هم به‌صورت

مستقیم و هم به‌صورت غیرمستقیم مثبت و معنادار می‌باشد که نشان از تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی هر کشور و کشورهای همسایه است. این نتایج حاکی از وجود سرریزهای درون کشوری و بین کشوری است. به‌علاوه مجموع اثرات مستقیم و غیرمستقیم متغیرها با اثر کل هر یک از آن‌ها برابراست.

۶-۷- همگرایی مطلق و شرطی به روش مدل SEM

با توجه به آزمون‌های تشخیصی در سطح خطای یک درصد تخمین به روش مدل خطای فضایی رد شد اما در این قسمت برای مقایسه بین این دو روش به تخمین مدل همگرایی به روش خطای فضایی برای همگرایی مطلق و شرطی پرداخته می‌شود.

جدول ۸ تخمین مدل همگرایی مطلق به روش خطای فضایی را نشان می‌دهد:

جدول ۸: همگرایی مطلق فضایی به روش SEM

ضریب	α	β	λ
مقدار	۱/۱۳۵	-۰/۰۱۵۵	۰/۹۳
آماره t	۶۳/۷۷	-۷/۵۳	۲۱۳/۲۴
			$R^2 = ۰/۲۳$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

λضریب فضایی در قالب مدل خطای فضایی می‌باشد. با توجه به جدول بالا همگرایی مطلق مورد تأیید می‌باشد همچنین مقدار ضریب مجاورت نشان می‌دهد که بخشی از رشد اقتصادی کشورها به‌واسطه اثر مجاورت بوده است. این یافته‌ها نظریه سرریزهای منطقه‌ای را تأیید می‌کند.

حال به برآورد تصریح فضایی همگرایی بتای شرطی پرداخته می‌شود که نتایج تخمین به‌صورت خطای فضایی در جدول ۹ آمده است:

جدول ۹: همگرایی شرطی فضایی بدون لحاظ صادرات نفت

ضریب	α	β	δ_1	δ_2	δ_3	λ
مقدار	۱/۳۳۸	-۰/۰۳۳۶	-۳/۶E-۱۰	-۰/۰۰۰۵۹	-۰/۰۰۰۷۱	۰/۹۲۸۵
آماره t	۵۴/۶۸۸	-۱۳/۴۸۹	-۴/۳۷۵	-۱۱/۳۱۴	-۱۰/۴۲۱	۲۲۲/۴۲
					$\bar{R}^2 = ۰/۴۵$	$R^2 = ۰/۴۸$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که از نتیجه مدل فوق برمی‌آید، شرطی بدون لحاظ صادرات نفت منفی و مقدارش ۰/۰۳۳۶ می‌باشد و سرعت آن نیز ۰/۰۳۴ می‌باشد؛ که از سرعت همگرایی مطلق بیشتر است. بر این اساس حدود ۲۰/۴ سال طول می‌کشد تا نیمی از فاصله بین وضعیت فعلی واقعی سرانه کشورهای اوپک با وضعیت تعادل باثبات برطرف شود. بعدازاین مدت به‌طور مجانبی تمام کشورهای عضو به سطح تعادل باثبات خود رسیده و نرخ رشد سرانه واقعی صفر خواهد شد.

حال به برآورد تصریح فضایی همگرایی بتای شرطی با لحاظ صادرات نفت پرداخته می‌شود که نتایج تخمین به‌صورت وقفه فضایی در جدول ۱۰ آمده است:

جدول ۱۰: همگرایی شرطی فضایی با لحاظ صادرات نفت

ضریب	α	β	δ_1	δ_2	δ_3	π	λ
مقدار	۱/۳۴۱۶	-۰/۰۳۴۱	-۳/۹۶E-۱	-۰/۰۰۰۵۸	-۰/۰۰۰۶۹۷	۳/۲E -۰۸	۰/۹۲۸۳
آماره t	۵۳/۴۱۹۱	-۱۳/۲۱۵	-۴/۶۸۲۴	-۱۱/۲۵۹۸	-۹/۷۹۹۵	۷/۷۹۹۸	۲۲۲/۸۵
						$R^2 = ۰/۴۶$	$\bar{R}^2 = ۰/۴۳$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که از نتیجه مدل فوق برمی‌آید، سرعت همگرایی شرطی با لحاظ صادرات نفت از سرعت همگرایی بدون لحاظ صادرات نفت بیشتر و مقدارش نیز ۰/۰۳۴ می‌باشد[۳۴].

همچنین از مقایسه بین روش خطای فضایی و وقفه فضایی معلوم می‌شود که ضریب مجاورت در حالت خطای فضایی بیشتر از وقفه فضایی است به‌طوری‌که ضریب مجاورت ۰/۹۲ می‌باشد که میزان تأثیرپذیری مشاهدات از عامل مجاورت را نشان می‌دهد.

۷- نتیجه‌گیری و یافته‌های تحقیق

در طول تحقیق به دنبال جواب دادن به سه سؤال اساسی زیر بوده‌ایم. اول اینکه آیا در بین کشورهای اوپک روند همگرایی وجود دارد یا خیر؟ دوم اینکه آیا صادرات نفت در تسریع همگرایی مؤثر بوده یا خیر؟ و سوم اینکه آیا مجاورت بر رشد اقتصادی کشورها مؤثر بوده است یا نه؟ با توجه به بحث‌های مطرح‌شده و نتایج مربوط به مدل‌های تخمین زده‌شده به نظر می‌رسد می‌توان جواب‌های قانع‌کننده‌ای

[34] $-(1-e^{-\theta}) = -۰/۰۳۴ \Rightarrow \theta = ۰/۰۳۴۵$

به سؤالات فوق داده شود. ازآنجاکه در تمام مدل‌های مربوط به همگرایی رابطه بین وضعیت اولیه کشورها (ازنظر GDP سرانه) و رشد کشوری منفی بود لذا نوعی از همگرایی سیگما و بتا در بین کشورها پیش‌بینی می‌شود. بنابراین فرضیه اول تحقیق مبنی بر وجود روند همگرایی در بین کشورهای اوپک تأیید می‌گردد.

همین‌طور چون با لحاظ ارزش صادرات نفت در مدل همگرایی شرطی سرعت همگرایی از ۰/۰۳۳۵ به ۰/۰۳۴۵ افزایش پیداکرده و سال‌های لازم برای از بین رفتن نیمی از شکاف GDP واقعی سرانه کشورها با وضعیت تعادلی باثبات از ۲۱ به ۲۰ سال کاهش یافت، لذا فرضیه دوم مبنی نقش مثبت صادرات نفت در تسریع همگرایی تأیید می‌گردد.

همچنین β دارای علامت منفی و معنادار است که تفسیر این ضریب به کمک تجزیه اثرات کل به اثرات مستقیم و غیرمستقیم (سرریز) میسر است، به‌طوری‌که بر طبق اثرات مستقیم هر کشوری که در ابتدا دوره GDP سرانه کمتری داشته باشد، نرخ رشد اقتصادی بیشتری داشته و در پایان GDP سرانه بالاتری کسب می‌کند و توسط اثرات غیرمستقیم بر GDP سرانه کشورهای مجاور خود تأثیر می‌گذارد (سرریز می‌کند).

مقدار مثبت و معنادار ضریب خودرگرسیونی فضایی نشان می‌دهد که بخشی از رشد اقتصادی هر یک از کشورهای موردبررسی به دلیل اثر مجاورت (و یا فاصله) بوده و چرخه خودکار مثبت رشد اقتصادی در بین کشورهای عضو سازمان اوپک برقرار است. بر طبق نتایج بدست آمده می‌توان گفت مسافت در رشد و توسعه اقتصادی کشورهای عضو سازمان مهم و معنادار است، درواقع یکی از دلایل آن این است که کشورها با صادرات و واردات و سرمایه‌گذاری باعث این اثر شده‌اند؛ بنابراین هرچه تجارت و سرمایه‌گذاری مابین کشورهای اوپک بالا باشد این اثر هم بالا می‌رود و باعث رشد اقتصادی و افزایش سرعت همگرایی می‌شود؛ بنابراین کشورهای عضو باید به این عامل مهم در گسترش همکاری و مبادلات تجاری در میان خود و کشورهای مجاور خود توجه کنند.

۸- توصیه‌های سیاستی

با توجه به اینکه با لحاظ صادرات نفت در مدل سرعت همگرایی بین کشورهای اوپک بالا رفت؛ اما مسئله اساسی بی‌ثباتی در تولیدات نفت و به دنبال آن صادرات نفت

می‌باشد که این بی‌ثباتی باعث رابطه منفی بین صادرات نفت و رشد اقتصادی می‌شود؛ بنابراین برای اینکه صادرات نفت تأثیر زیادی در همگرایی بین کشورهای اوپک داشته باشد توصیه می‌شود که در ابتدا باید تولیدات ۱۲ کشور اوپک به همدیگر همگرا شوند و این همگرایی تولید باعث همگرایی اقتصادی کشورها نیز می‌شود؛ درواقع همگرایی تولید باعث کاهش اثرات نامطلوب آن، هم در رشد اقتصادی و هم در همگرایی بین کشورهای اوپک می‌شود.

اثر نامطلوب دیگر که در ارزش صادرات نفت وجود دارد بی‌ثباتی در قیمت نفت هست که این عامل باعث بی‌ثباتی در ارزش صادرات نفت می‌شود که خود متأثر از تولیدات بیش‌ازحد کشورهای اوپک می‌باشد که تضاد بین بعضی از کشورهای اوپک باعث این عدم همگرایی در تولیدات نفت می‌شود. درواقع همگرایی در تولیدات کشورها وجود ندارد. درواقع اگر کشورها مقدار مشخص نفت تولید کنند به‌طوری‌که مازاد عرضه به وجود نیاید قیمت نفت نیز باثبات است (با ثابت بودن سایر شرایط) و بی‌ثباتی محسوسی در ارزش صادرات رخ نمی‌دهد و این عامل (همگرایی در تولید نفت) باعث رشد اقتصادی کشورها و همگرایی نیز می‌شود (البته عوامل زیادی در قیمت نفت مؤثر هستند اما عرضه و تقاضا مهم‌ترین عامل هستند).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع:

اکبری، نعمت اله و رزیتا مؤیدفر. (۱۳۸۳). بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استانهای کشور (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی)، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، ۱۳: ۱۳-۱.

پور جعفری مقدم، معصومه. (۱۳۹۱). بررسی GDP سرانه کشورهای منتخب منطقه منا با رهیافت سیستم دینامیکی. پایان‌نامه فوق‌لیسانس، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، تهران، ایران.

دائی کریم زاده، سعید. آذربایجانی، کریم و محمد جوانمردی. (۱۳۹۲). آزمون همگرایی درآمدی کشورهای دی هشت: رهیافت‌های همگرایی سیگما، شاخص‌های تایل و آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های تابلویی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۱۰: ۷۲-۵۹.

رنجبر، امید و زهرا علمی. (۱۳۸۷). تحلیل شکل‌گیری همگرایی اقتصادی در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا، یافته‌های جدید، نامه مفید، ۶۶: ۸۶-۴۹.

سوری، علی. (۱۳۹۴). اقتصادسنجی همراه با کاربرد Eviews۸&Ststa۱۲، جلد دوم، چاپ سوم، نشر فرهنگ شناسی، تهران.

شاکری، عباس. (۱۳۹۱). نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصاد کلان. چاپ سوم. نشر رافع. تهران.

شکیبایی، علیرضا. کمال‌الدینی، زهرا. طالقانی، فاطمه و محمدرضا احمدی‌نژاد. (۱۳۹۴). تأثیر شهرنشینی بر سرعت همگرایی توزیع درآمد شهری و روستایی در استان‌های منتخب کشور ایران (با رویکرد اقتصادسنجی فضایی)، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، ۱۵(۵۷): ۱۴۰-۱۰۹.

شهبازی، کیومرث. رضایی، ابراهیم و داود حمیدی رزی. (۱۳۹۴). بررسی همگرایی اقتصادی کشورهای عضو سازمان اقتصادی (اکو): رهیافت اقتصادسنجی فضایی تابلویی، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، ۷۴: ۱۹۶-۱۵۵.

عسگری، علی و نعمت اله اکبری. (۱۳۸۰). روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی؛ تئوری و کاربرد. مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان.

عسگری، حشمت اله. تقوی، مهدی و اصغر زارع برات پور. (۱۳۸۵). بررسی روند همگرایی درآمد سرانه در بین کشورهای جهان با استفاده از مفهوم همگرایی سیگما و بتا در داده‌های مقطعی و ترکیبی، فصلنامه بررسیهای اقتصادی، ۴: ۱۴۳-۱۱۷.

فروغی پور، الهام. (۱۳۸۵). بررسی همگرایی سیگما و بتا (مطلق) بین کشورهای عضو اوپک (آزمون فرضیه سولو و سوان)، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، ۳۹: ۱۵۶-۱۳۵.

کسرایی، اسرافیل. (۱۳۸۵). نظریه همگرایی، وابستگی فضایی و رشد اقتصادی، مجله تحقیقات اقتصادی، ۷۷: ۶۴-۲۷.

گجراتی، دامودار. (۱۳۹۳). مبانی اقتصادسنجی، جلد اول، ترجمه حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران. تهران.

محمودی، عبداله. (۱۳۹۳). تأثیرات همگرایی اقتصادی کشورهای عضو اکو در یک مدل عمومی استاندارد (مدل GTAP)، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۷۰: ۳۰-۵.

لسیج، جمیز. (۱۳۹۲). نظریه‌ها و تکنیک‌های اقتصادسنجی فضایی در نرم‌افزار MATLAB. ترجمه سید عبدالمجید جلائی، آرش جمشید نژاد و فاطمه طالقانی. چاپ اول. نشر نور علم. تهران.

Anselin, L.(1988). Spatial econometrics: Methods and models. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.

Anselin, L & D.A. Griffith. (1988). Do Spatial effects really matter in regression analysis? Papers of the Regional Science Association, 65: 11-34.

Barro, R. j & X. Sala-i-Martin. (1992). Convergence.Journal of Political Economy, 100(2):.223-251.

Barro, R. j & X. Sala-i-Martin.(2004). Economic Growth, Second Edition. MIT Press.

Cashin, P.(1995). Economic Growth and Convergence across the Seven Colonies of Australasia: 1861-1991. The Economic Record, 71: 132-144.

Cem, E & K. Wilfried. (2006). Regional Disparities in the European Union and the Enlargement Process: An Exploratory Spatial Data Analysis, 1995–2000, The Annals of Regional Science, 40: 723-765.

Chong, T. T. L., M. J. Hinich., V. K. S. Liew & K. P. Lim. (2008). Time Series Test of Nonlinear Convergence and Transitional Dynamics, Economics Letters, 100: 337-339.

Egger, P. & M. Pfaffermayr. (2006). Spatial Convergence, Papers in Regional Science, no, 85 (2): 199–215.

Elhorst, J.P. (2014). Spatial Econometrics From Cross-Sectional Data To Spatial Panels, Springer Heidelberg New York Dordrecht London, Library Of Congress Control Number: 2013946223.

Freeman, Donald G. and David B. Yerger. (2001). Interpreting Cross-Section and Time-Series Tests of Convergence: The Case of Labor

Productivity in Manufacturing, Journal of Economics and Business, 53:593-607.

Herrerias, M. J. & G. Liu (2013). Electricity Intensity across Chinese Provinces: New Evidence on Convergence and Threshold Effects, Energy Economics, 36: 268–276.

Ho, Ch. Yu., Wang, W., Yu, J. (2013). Growth Spillover through Trade: A Spatial Dynamic Panel Data Approach, Economics Letters,120: 450–453.

Jarita, D. (2008). Income Convergence of Divergence? Study on Selected Muslim Countries, Mpra Paper, no.11563: 1-10.

Lee, J.(2009). Trade, FDI, and Productivity Convergence: A Dynamic Panel Data Approach in 25 Countries, Japan and World Economy, 21: 226-238.

Liew, V., & Y. Ahmad. (2009). Income Convergence: Fresh Evidence from the Nordic Countries, Applied Economics Letters, 16:1245-1248.

Molho, I.(1995). Spatial Autocorrelation in British Unemployment, Journal of Regional Science,.35: 641-658.

OPEC Annual Statistical Bulletin.

Rahmani, T. and Hans-Friedrich Eckey.(2004). Testing Regional Convergence in Iran,s Economy, Iranian Economic Review, Vol. 19, 1-25.

Seya, H., Tsutsumi, M., Yamagata, Y. (2012); "Income Convergence in Japan: A Bayesian Spatial Durbin Model Approach", Economic Modeling, no. 29: 60-71.

Stattev, S. & S. Raleva. (2006), " Bulgarian GDP Structures Convergence With The Eu", South-Eastern Europe Journal of Economics, 2: 193-207.

Tian, L., Wang, H. H., Chen, Y. (2010). Spatial Externalities in China Regional Economic Growth", China Economic Review, no. 21: S20–S31.

www.opec.org

www.worldbank.org.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست ۱: آزمون موران برای تشخیص وابستگی فضایی

```
result =

        meth: 'Moran I-test for spatial correlation in residuals'
      MoranI: 0.2117
   statistic: 197.1257
           Z: 1.9600
        prob: 0
        mean: -0.0035
   deviation: 2.7301e-004
```

پیوست ۲: آزمون ضریب لاگرانژ برای تشخیص وابستگی فضایی

```
result =

    meth: 'lmerror'
      lm: 41.1375
    prob: 0
    chi1: 6.6350
    nobs: 288
    nvar: 1
```

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست ۳: آزمون‌های تشخیص مدل مناسب(SARیا SEM)

```
result =

    meth: 'lmlag_panel'
      lm: 278.0794
    prob: 0
    chi1: 6.6400
    nobs: 288
    nvar: 1
```

```
result =

    meth: 'lmerror_panel'
      lm: 41.1375
    prob: 0
    chi1: 6.6400
    nobs: 288
    nvar: 1
```

```
result =

 meth: 'lmlag_robust_panel'
   lm: 249.4490
 prob: 0
 chi1: 6.6400
 nobs: 288
 nvar: 1
```

```
result =

    meth: 'lmerror_robust_panel'
      lm: 12.5072
    prob: 1.9200e-007
    chi1: 6.6400
    nobs: 288
    nvar: 1
```

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست ۴: آزمون هاسمن فضایی

```
result = spatial_hausman(y,x,W)
result.meth = 'spatial_hausman';
result.sh   =  17.6910;
result.prob = 0;
result.chi1 = chi1;
result.nobs = 288;
result.nvar = 1
```

پیوست ۵: تخمین همگرایی مطلق فضایی

```
Spatil autoregressive Model Estimates
Dependent Varible=: LPGDP/LPGDP(-1)
R-squared = 0.25121
Rbar-squared = 0.21568
log likelihood=-156.1305
sigma^2 = 2.1073e-04
min and max rho = -2.4099, 1
*****************************************************************
Variable       Coefficient        t-statistic      t-probability
const            1.034516           30.89331          0.00000
LPGDP(-1)       -0.015866           -7.539159         0.00000
rho              0.103701           3.594757          0.00000
```

پیوست ۶: تخمین همگرایی شرطی فضایی بدون لحاظ صادرات نفت

```
>> Spatil autoregressive Model Estimates
Dependent Varible=: LPGDP/LPGDP(-1)
R-squared = 0.4886
Rbar-squared = 0.4656
sigma^2 =   1.8784e-04
min and max rho = -2.4099, 1
*****************************************************************
Variable       Coefficient        t-statistic      t-probability
const            1.253880           28.70812          0.0000
LPGDP(-1)       -0.033563           -13.50869         0.0000
POPULATION      -3.16e-10           -4.272126         0.0000
MORTALITY       -0.000588           -11.24205         0.0000
UNEMPLOYMENT    -0.000727           -10.65047         0.0000
rho              0.083477           2.410399          0.0131
```

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست ۷: تخمین همگرایی شرطی فضایی با لحاظ صادرات نفت

```
Spatil autoregressive Model Estimates
Dependent Varible=: LPGDP/LPGDP(-1)
R-squared = 0.4699
Rbar-squared = 0.4365
log likelihood= -119.1956
sigma^2 =  1.8622e-04
min and max rho = -2.4099, 1
*****************************************************************
Variable        Coefficient        t-statistic      t-probability
const             1.261025          29.39713          0.0000
LPGDP(-1)        -0.034031         -13.25547          0.0000
POPULATION       -3.65e-10          -4.593332         0.0000
MORTALITY        -0.000572         -11.17599          0.0000
UNEMPLOYMENT     -0.000710         -10.05179          0.0000
OILEXPORT         3.18e-08           7.914443         0.0000
rho               0.079634           2.403328         0.0141
```

پیوست ۸: تخمین همگرایی مطلق و شرطی فضایی به روش اثر تصادفی(مدل SAR)

همگرایی مطلق:

اثر تصادفی			
R-squared=۰/۰۰۹	آماره t	آماره	متغیرها
Durbin-Watson stat=۲/۰۸۷	۶/۱۷۹۵	۰/۹۴۶۳	c
F-statistic=۱/۳۱۷	-۱/۵۸۶۳	-۰/۰۰۱۰	LPGDP(-1)
Adjusted R-squared=۰/۰۰۲	۰/۴۱۹۶	۰/۰۶۴۰	W

همگرایی شرطی:

اثر تصادفی			
R-squared=۰/۰۳۴۴	۶/۶۲۳۶	۰/۹۶۱۲	C
Adjusted R-squared=۰/۰۱۳۸	-۲/۹۱۲۳	-۰/۰۰۴	Lpgdp(-1)
Durbin-Watson stat=۲/۰۶۵	-۱/۰۲۱۵	-۳/۳۴e-۱۱	Population
F-statistic=۱/۶۶۹۳	-۱/۸۶۰۹	--۴/۱۹e-۰۵	Mortality
	-۲/۵۹۰۸	-۰/۰۰۰۵۱۸	Unemployment
	۱/۱۶۰۵	۲/۰۷e-۰۸	Oilexport
	۰/۵۹۱۸	۰/۰۸۵۸	W