

## بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی در منتخبی از کشورهای عضو OECD با رویکرد اقتصادسنجی فضایی

داود بهبودی<sup>۱</sup>

فیروز فلاحی<sup>۲</sup>

امینه شیبائی<sup>۳</sup>

تاریخ پذیرش: ۹۱/۷/۳۰

تاریخ دریافت: ۹۱/۴/۱۲

### چکیده

مقوله انرژی، به ویژه بهره‌وری آن پس از بحران انرژی دهه هفتاد و رکود اقتصادی در کشورهای عضو OECD مورد توجه بیشتری قرار گرفت. هدف اصلی این مقاله بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی در این گروه از کشورها می‌باشد که می‌تواند به تبیین الگوی تغییرات آتی بهره‌وری انرژی در کشورهای صادرکننده انرژی نیز کمک نماید. با توجه به تاکید مطالعات تجربی متعدد بر نقش عامل مجاورت، عدم لحاظ آن ممکن بود قابلیت اعتماد نتایج این مطالعه را نیز مخدوش نماید. لذا مقاله حاضر با در نظر گرفتن این عامل، به بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی در ۲۲ کشور عضو OECD در دوره (۲۰۰۸-۱۹۹۳) با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی پرداخته است. یافته‌ها حاکی از وجود همگرایی بهره‌وری انرژی در این کشورها می‌باشد؛ بطوری که سالانه ۰/۰۷۵ درصد از شکاف میان وضعیت جاری و سطح پایدار بلندمدت از بین می‌رود. همچنین نتایج حاصل از تخمین، تأییدکننده فرضیه وجود وابستگی فضایی در مدل می‌باشد و نیز مجاورت اثر مثبت بر رشد بهره‌وری انرژی این کشورها داشته است.

**کلید واژه:** همگرایی، بهره‌وری انرژی، اقتصادسنجی فضایی، وابستگی فضایی، اثرات سرریز

**طبقه بندی JEL:** O40, Q40, R11, R12

Email: dbehbudi@gmail.com

Email: ffallahi@tabrizu.ac.ir

Email: a.shibaei@gmail.com

۱. دانشیار دانشگاه تبریز، گروه اقتصاد (نویسنده مسئول)

۲. استادیار دانشگاه تبریز، گروه اقتصاد

۳. کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه تبریز

## ۱- مقدمه

امروزه انرژی به عنوان یکی از اصلی‌ترین عوامل پیشرفت اقتصادی جوامع، به ویژه جوامع صنعتی شناخته شده است طوری که مطالعات روند تحولات ساختار سیستم انرژی، بررسی نوسانات مصرف و قیمت انرژی، بررسی امکان جایگزینی سوخت‌ها با یکدیگر، صرفه‌جویی در مصرف انرژی و همچنین افزایش بهره‌وری انرژی از جمله مواردی می‌باشد که از اهمیت خاصی برخوردارند و میزان دسترسی کشورها به منابع گوناگون آن، نشانگر پتانسیل‌های پیشرفت و قدرت سیاسی و اقتصادی آن‌ها می‌باشد. از این‌رو افزایش بهره‌وری انرژی می‌تواند ضمن ثابت نگه‌داشتن یا حتی کاهش مصرف انرژی، توسعه اقتصادی و رفاه اجتماعی بالاتر را به وجود آورد. لذا بحث بهره‌وری، به خصوص بهره‌وری انرژی<sup>۱</sup> و بهبود و ارتقای آن، امروزه به عنوان یکی از ضرورت‌های اجتناب‌ناپذیر هر کشور مطرح است. سیر تحولات اقتصادی در قرون اخیر با کاربرد متنوع انرژی در ارتباط بوده است، اما بحران‌های انرژی در دهه هفتاد که با رکود اقتصادی کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه<sup>۲</sup> (OECD) نیز همراه بود، سبب شد انرژی جایگاه ویژه‌ای در ادبیات اقتصادی پیدا کند. کشورهای صنعتی نه تنها سهم عمده‌ای از مصرف انرژی را به خود اختصاص داده‌اند، بلکه عموماً دارای کارایی بالایی در مصرف انرژی بوده و بهره‌وری انرژی نیز در آن‌ها بالا می‌باشد؛ بطوری که نه تنها در زمان افزایش قیمت انرژی و تولید ناخالص داخلی، بلکه حتی در زمان کاهش متغیرهای مزبور،

<sup>۱</sup> -Energy Productivity

<sup>۲</sup> - سازمان همکاری اقتصادی و توسعه (OECD) در سال ۱۹۶۰ با امضای یک کنوانسیون ۲۱ ماده‌ای توسط کشورهای اتریش، بلژیک، کانادا، دانمارک، فرانسه، آلمان، یونان، ایسلند، ایرلند، لوکزامبورگ، هلند، نروژ، پرتغال، اسپانیا، سوئد، سوئیس، ترکیه، انگلیس و آمریکا تاسیس شد. در سال‌های بعد با پیوستن کشورهای ایتالیا، ژاپن، نیوزیلند، فنلاند، استرالیا، جمهوری چک، مجارستان، مکزیک، کره جنوبی، لهستان و جمهوری اسلواکی تعداد اعضای این سازمان به ۳۰ کشور افزایش یافت.

بهره‌وری در این کشورها افزایش می‌یابد (عمادزاده و همکاران، ۱۳۸۲)، که این پدیده می‌تواند ناشی از افزایش کارایی حرارتی وسایل مصرف کننده انرژی به دلیل فناوری برتر و همچنین مدیریت صحیح و صرفه‌جویی در مصرف ذخائر منابع انرژی بوده باشد. با توجه به تأثیر عملکرد اقتصادی یک کشور بر عملکرد اقتصادی کشور مجاور، اندیشمندان اقتصادی بر این باورند که در صورت وجود وابستگی فضایی میان مشاهدات و عدم لحاظ نمودن این اثرات، روش‌های تخمین عادی عاری از ایراد نبوده و تأثیر عواملی که پژوهش در پی شناسایی آن‌ها برآمده است دچار خطای تخمین خواهد گردید (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۷).

بر این اساس در مقاله حاضر با مروری بر مطالب فوق، همگرایی بهره‌وری انرژی در منتخبی از کشورهای عضو OECD با تأکید بر وابستگی فضایی متغیرها و به عبارتی دیگر با در نظر گرفتن عامل مجاورت، مورد بررسی قرار می‌گیرد. بر حسب سازماندهی مباحث، پس از مقدمه، مروری بر ادبیات تحقیق بیان می‌شود، سپس الگوی تحقیق و مدل‌های مربوط به اقتصادسنجی فضائی معرفی خواهد شد. در ادامه به تخمین مدل‌های مورد استفاده و تحلیل یافته‌ها پرداخته و در نهایت، نتایج مقاله ارائه می‌گردد.

## مبانی نظری

از دهه ۱۹۸۰ یکی از مسائل مهم و برجسته ادبیات اقتصاد کلان، مسئله همگرایی یا واگرایی اقتصادی بر حسب درآمد سرانه (یا تولید سرانه) بین کشورها یا مناطق جهان بوده است. مسئله همگرایی از مدل‌های رشد نئوکلاسیک - مانند مدل‌های سولو<sup>۱</sup> (۱۹۵۶) و سوان<sup>۲</sup> (۱۹۵۶) - بدست آمده است که بر پایه فرضیه بازده نهایی نزولی سرمایه

<sup>۱</sup> - Solow

<sup>۲</sup> - Swan

تجدیدپذیر استوار هستند (فروغی پور، ۱۳۸۵) و در مطالعات تجربی بوسیله دو فرضیه همگرایی بتا ( $\beta$ ) و فرضیه همگرایی سیگما ( $\sigma$ ) مورد آزمون قرار می‌گیرند.

در همگرایی  $\sigma$  پراکندگی متغیر وابسته - در اینجا بهره‌وری انرژی - در طول زمان از لحاظ کاهش یا افزایش مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این مفهوم، اگر پراکندگی (انحراف معیار) در طول زمان روندی کاهشی داشته باشد، بیان‌کننده همگرایی است و اگر در حال افزایش باشد بیانگر واگرایی است.

همگرایی  $\beta$  نیز اولین بار توسط بارو و سالایی - مارتین<sup>۱</sup> (۱۹۹۱) مطرح شد. این مفهوم از همگرایی اقتصادی اشاره بر تمایل متغیر وابسته به سمت تعادل بلندمدت دارد و بر اساس آن دو فرضیه مطرح شده است. اول، فرضیه همگرایی غیرشرطی<sup>۲</sup> است که مطابق آن چنانچه اقتصادها از لحاظ ساختاری مشابه باشند به سمت سطح پایدار بلندمدت واحدی همگرا می‌شوند در این صورت سطح پایدار بلندمدت آن‌ها مشابه خواهد بود و تفاوت آن‌ها به شرایط اولیه آن‌ها بستگی خواهد داشت. بر اساس این فرضیه، کشورهای با بهره‌وری انرژی نهائی پایین، سریع‌تر از کشورهای با بهره‌وری انرژی نهائی بالا به سوی سطح پایدار بلندمدت مشترک میل می‌کنند. ولی در حالت دوم که با تفاوت در ساختار اقتصادی کشورها شکل می‌گیرد، سطح پایدار بلندمدت هر یک از آن‌ها در سطوح متفاوتی برقرار می‌شود و در این شرایط فرضیه همگرایی مشروط<sup>۳</sup> مطرح می‌گردد. در این حالت هر اقتصادی به سمت سطح پایدار بلندمدت خود میل می‌کند و هر چه فاصله وی از سطح پایدار بلندمدت بیشتر باشد، نرخ رشد بالاتری خواهد داشت.

<sup>۱</sup> - Barro and Sala-i-Martin

<sup>۲</sup> - Absolute Convergence Hypothesis

<sup>۳</sup> - Conditional Convergence Hypothesis

مدلی که برای بررسی همگرایی  $\beta$  بر اساس مدل سولو- سوان در خصوص رابطه میان بهره‌وری انرژی و نرخ رشد آن در مطالعات سری زمانی به دست می‌آید، به صورت رابطه (۱) نشان داده شده است:

$$\ln(y_t) = (1 - e^{-\beta t}) \ln(y^*) + e^{-\beta t} \ln(y_0) \quad (1)$$

که در آن  $y_t$  بیانگر بهره‌وری انرژی در زمان  $t$ ،  $y^*$  سطح پایدار بلندمدت بهره‌وری انرژی<sup>۱</sup> و  $y_0$  بهره‌وری انرژی در ابتدای دوره و  $\beta$  نیز سرعت همگرایی<sup>۲</sup> بوده و سرعت حرکت به سمت سطح پایدار بلندمدت را نشان می‌دهد. همچنین مدل بررسی همگرایی در مطالعات تجربی برای داده‌های تابلویی نیز به صورت رابطه (۲) فرمول‌بندی شده است<sup>۳</sup>:

$$\ln\left(\frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln Y_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

که آن،  $\ln Y_{i,t}$  لگاریتم بهره‌وری انرژی کشور  $i$  در زمان  $t$ ،  $\ln\left(\frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}}\right)$  نرخ رشد سالانه بهره‌وری انرژی کشور  $i$  و  $\varepsilon_{i,t}$  جمله خطا است. در این مدل نیز  $\beta$  سرعت

<sup>۱</sup>- برای بیان بهره‌وری انرژی از دو شاخص ارزش افزوده و تولید ناخالص داخلی به ازای هر واحد مصرف نهایی انرژی می‌توان استفاده کرد. از شاخص اول بیشتر برای بررسی بهره‌وری انرژی در میان بخش‌ها و صنایع تولیدی و از شاخص دوم بیشتر برای بیان بهره‌وری انرژی در سطح کلان استفاده می‌گردد. لذا در این پژوهش از شاخص دوم استفاده گردیده و بهره‌وری انرژی از تقسیم تولید ناخالص داخلی بر مصرف نهایی انرژی طی دوره‌های مورد نظر محاسبه خواهد گردید و منظور از بهره‌وری در این پژوهش، بهره‌وری متوسط انرژی می‌باشد.

<sup>۲</sup>- Convergence Speed

<sup>۳</sup>- جهت آشنایی بیشتر به مقاله Mulder and Groot (2007) مراجعه شود.

همگرایی است که نشان می‌دهد در هر سال چه مقدار از شکاف میان بهره‌وری انرژی جاری و سطح پایدار بلند مدت از میان خواهد رفت.<sup>۱</sup>

### پیشینه تجربی تحقیق

با توجه به اینکه پایه‌های نظریه مگرایی بهره‌وری انرژی و همگرایی در آمد و رشد اقتصادی مناطق مشابه می‌باشد، در این قسمت علاوه بر مطالعات انجام شده در مورد همگرایی بهره‌وری انرژی به برخی از مطالعات انجام شده در زمینه همگرایی در آمد و رشد اقتصادی نیز اشاره می‌شود.

آذربایجانی (۱۳۸۱)، در مقاله خود تحت عنوان جهانی شدن، همگرایی اقتصادی- منطقه‌ای و تأثیر آن بر رشد کشورهای حوزه دریای خزر و جمهوری‌های قفقاز، پس از بررسی ارتباط جهانی شدن با همگرایی منطقه‌ای و اقتصادی، در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی آثار همگرایی منطقه‌ای و سیاست‌های برون‌گرایی بر رشد و رفاه کشورهای منطقه مذکور را مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار داد. نتایج بیانگر تأثیر مثبت همگرایی‌های منطقه‌ای و سیاست‌های برون‌گرایی بر رشد اقتصادی کشورهای منطقه بود.

اکبری و فرهمند (۱۳۸۴)، در مطالعه‌ای همگرایی اقتصادی میان کشورهای اسلامی، با تأکید بر نقش کشورهای حوزه خلیج فارس را با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی فضایی مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که وابستگی فضایی مثبت میان نرخ رشد اقتصادی کشورهای اسلامی وجود دارد. بنابراین، با توجه به اثرات سرریز مثبت

<sup>۱</sup>- لازم به ذکر است که اگر نرخ رشد به جای سالانه، در طول دوره‌ای از زمان مورد توجه باشد، ضریب برآوردی  $\beta$  بطور مستقیم سرعت همگرایی را به دست نمی‌دهد، بلکه ضریب همگرایی ( $\theta$ ) از رابطه زیر حاصل می‌شود که در آن  $k$  نشانگر تعداد

$$\theta = \frac{\ln(\beta + 1)}{-k} \quad (اکبری و فرهمند، ۱۳۸۴).$$

منطقه‌ای، رشد کشورهای هر منطقه از جمله کشورهای واقع در حوزه خلیج فارس می‌تواند اثرات مثبتی را بر رشد کشورهای مجاور داشته باشد و یک چرخه رشد اقتصادی مثبت ایجاد نماید.

نजारزاده و همکاران (۱۳۸۴)، پس از بررسی نظریه‌ها و ادبیات مشترک سه مبحث رشد اقتصادی، یکپارچگی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در چارچوب الگوی اقتصادسنجی، آثار همگرایی اقتصادی و منطقه‌ای بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی کشورهای اسلامی منطقه MENA را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد که همگرایی منطقه‌ای بین کشورهای این منطقه بر افزایش حجم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دو طرفه و نیز رشد اقتصادی کشورهای مذکور تأثیر مثبت دارد.

فروغی پور (۱۳۸۵)، با استفاده از مدل رشد سولو و سوان به بررسی همگرایی GDP سرانه یازده کشور عضو اوپک در دوره ۱۹۷۰-۲۰۰۴ پرداخت. وی برای این منظور سه نوع الگوی درون‌کشوری، بین‌کشوری و پراکندگی در GDP سرانه واقعی را مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج حاکی از تأیید همگرایی درون‌کشوری و بین‌کشوری در این کشورها می‌باشد و بر پایه آزمون فرضیه همگرایی سیگما، پراکندگی GDP سرانه واقعی کشورهای عضو اوپک در طی زمان روند نزولی دارد.

ابریشمی و همکاران (۱۳۸۷)، به بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی در کشورهای اسلامی طی دوره ۱۹۸۰-۲۰۰۳ به روش اقتصادسنجی فضایی پرداختند. نتایج تجربی، دلالت بر همگرایی سیگما و بتا در میان کشورهای اسلامی دارد.

شکیبایی و بطا (۱۳۸۸)، در مقاله خود تحت عنوان همگرایی اقتصادی در منطقه آسیای جنوب غربی، تغییرات تجارت بین کشورهای عضو احتمالی و بین کشورهای عضو با سایر کشورهای جهان را طی دوره ۱۹۹۵-۲۰۰۶ مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه

الگوسازی بر مبنای مدل جاذبه صورت پذیرفته است. نتایج برآورد، پتانسیل تجاری کشور ایران و یکپارچگی اقتصادی کشورهای عضو بلوک منطقه آسیای جنوب غربی را در تجارت دوجانبه مقدار ۶۱ درصد نشان می‌دهد و بیان می‌کند، که حجم جریان‌ات تجاری دوجانبه میان آن‌ها افزایش می‌یابد. همچنین نتایج تخمین مدل بدون حضور ایران، همگرایی بیشتری را نشان می‌دهد بطوری که بلوک منطقه‌ای، تجارت بین اعضا را به میزان ۷۱ درصد افزایش می‌دهد.

فریمن و یرگر<sup>۱</sup> (۲۰۰۱)، در مقاله خود با استفاده از دو رویکرد آزمون‌های سری زمانی و مقطعی همگرایی، طی دوره ۱۹۵۰-۱۹۹۸ بهره‌وری نیروی کار در هشت کشور عضو OECD را مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آنست که آزمون مناسب برای همگرایی به نوع ساختار داده‌ها بستگی دارد.

میکتا و مولدر<sup>۲</sup> (۲۰۰۵) به آزمون بهره‌وری انرژی در ۵۶ کشور توسعه یافته و درحال توسعه، در ۱۰ بخش صنعتی طی دوره زمانی ۱۹۹۵-۱۹۷۱ پرداختند. در این تحلیل به محاسبه نرخ رشد متوسط سالیانه بهره‌وری انرژی به منظور آزمون الگوهای توسعه و بهره‌وری انرژی اشاره می‌شود. با استفاده از آزمون‌های همگرایی بهره‌وری و داده‌های تابلویی تأیید می‌شود که رشد بهره‌وری انرژی در همه بخش‌ها بویژه در کشورهایی که در سطح اولیه پایین‌تر از سطح بهره‌وری انرژی بلندمدت تعادلی قرار دارند، نسبتاً بالا می‌باشد.

مولدر و گروت<sup>۳</sup> (۲۰۰۷) بیان می‌کنند که اقتصادها به طور متقابل بر هم اثر می‌گذارند و از این رو افزایش بهره‌وری نه تنها در توسعه یک بخش یا یک کشور مؤثر می‌باشد بلکه

<sup>۱</sup>- Freeman and Yerger

<sup>۲</sup>- Miketa and Mulder

<sup>۳</sup>- Mulder and Groot



در خارج از این بخش یا کشور نیز اثرگذار است. این مقاله با استفاده از روش داده‌های تابلویی به بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی و نیروی کار در سطح بخشی در ۱۴ کشور عضو OECD در دوره زمانی ۱۹۷۰-۱۹۹۷ می‌پردازد. یافته‌های تحقیق نشانگر آنست که همگرایی‌های تأیید شده اغلب از نوع شرطی بوده و بهره‌وری هر کشور به سمت سطح پایدار بلند مدت خود همگرا می‌باشد.

لی<sup>۱</sup> (۲۰۰۹)، به مطالعه و بررسی نقش تجارت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در همگرایی بهره‌وری بلندمدت پرداخته است. وی از شیوه‌های جدید ریشه واحد داده‌های تابلویی برای آزمون و مقایسه رفتارهای بهره‌وری در بخش صنعتی و بخش خدمات برای ۲۵ کشور از سال ۱۹۷۵ تا سال ۲۰۰۴ بهره بردند. نتایج حاکی از آنست که تجارت به اندازه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در همگرایی بلندمدت بهره‌وری در بخش صنعتی نقش دارد. همچنین به این نتیجه رسید که دسته‌بندی کشورها به شرکای تجاری، نسبت به شراکت در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بطور معنی‌داری موجب همگرایی بهره‌وری می‌شود.

همانگونه که مطالعات نشان می‌دهد، کشورهایی که دارای ویژگی مشترکی بوده‌اند، دارای همگرایی اقتصادی بوده و مجاورت نیز در صورت وجود، اثرات مثبتی بر همگرایی اقتصادی آنها داشته است. در مطالعه حاضر همگرایی بهره‌وری انرژی در ۲۲ کشور عضو OECD مورد بررسی قرار می‌گیرد و اثرات مجاورت نیز، در صورت وجود، بر همگرایی بهره‌وری آنها مورد ارزیابی واقع می‌شود. این مطالعه از بعد موضوعی نظیر کار پژوهشی مولدر و گروت (۲۰۰۷) می‌باشد با این تفاوت که مدل مورد استفاده به شیوه اقتصادسنجی فضایی است.

<sup>۱</sup> - Lee

## الگوی تحقیق

روشی که برای تخمین مدل در این تحقیق به کار برده می‌شود نظیر مطالعات (ملهو<sup>۱</sup> ۱۹۹۵)، (ری و متوری<sup>۲</sup> ۱۹۹۹)، (وایا<sup>۳</sup> و همکاران ۲۰۰۰)، (کیم و ولفرد<sup>۴</sup> ۲۰۰۶)، (تولیو<sup>۵</sup> ۲۰۰۷)، (بیواند<sup>۶</sup> ۲۰۱۰) روش اقتصادسنجی فضایی می‌باشد. در سال ۱۹۸۸، برای نخستین بار آنسلین<sup>۷</sup> به صورت منسجم روش اقتصادسنجی را مطرح کرد که در برگیرنده واقعیت‌های اقتصاد فضایی بود. وی در اثر خود، با عنوان «اقتصادسنجی فضایی، روش‌ها و مدل‌ها» بیان می‌کند که روش اقتصادسنجی متعارف - که بر پایه فروض گاوس - مارکف استوار است - برای مطالعات منطقه‌ای مناسب نمی‌باشد زیرا که محقق در داده‌های مطالعات منطقه‌ای با دو پدیده و مشکل: الف - وابستگی فضایی میان مشاهدات و ب - ناهمسانی فضایی در مدل مواجه می‌شود.

- وابستگی فضایی به این معنی است که مشاهده‌ای در موقعیت مکانی  $i$  به دیگر مشاهدات در موقعیت‌های مکانی  $j$  ( $i \neq j$ ) بستگی دارد؛ می‌توان در قالب رابطه (۳) بیان کرد که:

$$y_i = f(y_j); \quad i = 1, 2, \dots, n; \quad j = 1, 2, \dots, n; \quad i \neq j \quad (3)$$

- عبارت ناهمسانی فضایی نیز اشاره به انحراف در روابط بین مشاهدات در سطح مکان‌های جغرافیایی فضا دارد. فرض می‌شود که یک رابطه خطی به صورت رابطه (۴) برقرار است:

<sup>1</sup>- Molho

<sup>2</sup>- Ray and Montoury

<sup>3</sup>- Vaya

<sup>4</sup>- Cem and Wilfried

<sup>5</sup>- Tullio

<sup>6</sup>- Bivand

<sup>7</sup>- Anselin

$$Y_i = X_i \beta_i + \varepsilon_i \quad (۴)$$

که در آن  $i$  بیانگر مشاهدات به دست آمده در  $i = 1, 2, \dots, n$  نقطه در فضا،  $X_i$  نشانگر بردار  $(1 \times K)$  از متغیرهای توضیحی همراه با مجموعه پارامترهای  $\beta_i$  مربوط به آن،  $Y_i$  متغیر وابسته در مشاهده یا مکان  $i$  و  $\varepsilon_i$  بیانگر خطای تصادفی در رابطه مذکور است. با توجه به رابطه مذکور، هنگام حرکت در بین مشاهدات، توزیع داده‌های نمونه‌ای دارای میانگین و واریانس ثابتی نخواهند بود.

#### مدل مختلط رگرسیون - خودرگرسیونی فضایی<sup>۱</sup>

به منظور رفع مشکلات اشاره شده فوق از روش‌های گوناگونی استفاده می‌شود که در این پژوهش از روش ارائه شده توسط آنسلین برای تخمین مدل استفاده خواهد شد. آنسلین (۱۹۸۸)، روش حداکثر درستنمایی را برای تخمین پارامترهای این مدل بکار برد. مدل مذکور به صورت رابطه (۵) است:

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon; \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 In) \quad (۵)$$

که در آن  $Y$  یک بردار  $n \times 1$  از متغیرهای وابسته،  $X$  ماتریسی  $n \times K$  شامل متغیرهای توضیحی و  $W$  به عنوان ماتریس وزنی فضایی شناخته می‌شود که معمولاً ماتریس مجاورت مرتبه اول است. پارامتر  $\rho$  ضریب متغیر وابسته فضایی  $WY$  بوده و پارامتر  $\beta$  نشان‌دهنده تأثیر متغیرهای توضیحی بر انحراف در متغیر وابسته  $Y$  است. این مدل اصطلاحاً مدل مختلط رگرسیون - خود رگرسیون فضایی (SAR) نامیده می‌شود، زیرا ترکیبی از مدل رگرسیون استاندارد و وقفه متغیر وابسته فضایی است.

<sup>۱</sup> - Spatial autoregressive (SAR)

### مدل خطای فضایی<sup>۱</sup>

از جمله مدل‌های مطرح شده در زمینه اقتصادسنجی فضایی، مدل خطای فضایی است. این مدل را انسلین (۱۹۸۸) به صورت رابطه (۶) معرفی کرده است که در آن،  $\lambda$  ضریب خطاهای همبسته فضایی است.

$$Y = X\beta + \varepsilon; \quad \varepsilon = \lambda W\varepsilon + u \quad (۶)$$

با توجه به معادلات بیان شده، می‌توان تصریح فضایی مدل همگرایی را به شکل مدل وقفه فضایی و مدل خطای فضایی به ترتیب در رابطه‌های (۷) و (۸) بیان نمود:

$$\text{Ln}\left(\frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}}\right) = \alpha + \rho W \text{Ln}\left(\frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}}\right) + \beta \text{Ln}Y_i^{t_0} + \varepsilon_{i,t} \quad (۷)$$

$$\text{Ln}\left(\frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \text{Ln}Y_i^{t_0} + \varepsilon_{i,t} \quad (۸)$$

$$\varepsilon_{i,t} = \lambda W\varepsilon_{i,t} + u_{i,t}$$

رابطه (۷) فرم وقفه فضایی مدل همگرایی را نشان می‌دهد. که  $\text{Ln}Y_i^{t_0}$  معرف لگاریتم بهره‌وری انرژی در ابتدای دوره می‌باشد. معنی دار شدن ضریب متغیر وقفه فضایی ( $\rho$ ) در این معادله، به معنی وجود خودهمبستگی میان نرخ رشد مشاهدات است. اگر  $\rho$  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  $\rho$  منفی صادق است و رابطه (۹) فرم خطای فضایی مدل همگرایی را بیان می‌کند. در این حالت نیز وضعیت مشاهدات بر هر مشاهده تأثیر دارد و معنی دار شدن ضریب  $\lambda$  به معنی آن است که وضعیت رشد هر کشور تحت تأثیر کشور مجاور خود قرار دارد.

<sup>۱</sup>- Spatial error model (SEM)

البته به منظور روشن شدن شکل تشخیص فضایی مدل همگرایی به دو صورت مدل وقفه فضایی یا خطای فضایی، از آزمون‌های ضریب لاگرائز استفاده می‌گردد. این آزمون علاوه بر اینکه وابستگی فضایی را نشان می‌دهد، نوع مدل فضایی را نیز تشخیص می‌دهد. در این آزمون، فرضیه صفر بیانگر عدم وجود وابستگی فضایی بین متغیرها می‌باشد. بنابراین رد فرضیه صفر، به معنای وجود وابستگی فضایی بین متغیرهای مدل می‌باشد.

در مقاله حاضر به منظور بررسی همگرایی شرطی با استفاده از مدل مولدر و گروت (۲۰۰۷)<sup>۱</sup>، متغیرهای درجه باز بودن اقتصاد، شاخص قیمت انرژی، نسبت سرمایه‌گذاری خالص، سهم ارزش افزوده و شاخص بالاسا<sup>۲</sup> به عنوان متغیرهای توضیحی به مدل اضافه شده‌اند؛ بنابراین تصریح فضایی مدل همگرایی شرطی به صورت روابط (۹) و (۱۰) خواهد بود:

$$\ln\left(\frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}}\right) = \alpha + \rho W \ln\left(\frac{Y_{i,t+k}}{Y_{i,t}}\right) + \beta_1 \ln Y_i^{t_0} + \beta_2 open_{i,t} + \beta_3 Ep_{i,t} + \beta_4 In_{i,t} + \beta_5 value_{i,t} + \beta_6 Bala_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

$$\ln\left(\frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta_1 \ln Y_i^{t_0} + \beta_2 open_{i,t} + \beta_3 Ep_{i,t} + \beta_4 In_{i,t} + \beta_5 value_{i,t} + \beta_6 Bala_{i,t} + \varepsilon_{i,t};$$

$$\varepsilon_{i,t} = \lambda W \varepsilon_{i,t} + u_{i,t} \quad (10)$$

که در آن  $\ln\left(\frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}}\right)$ : نرخ رشد بهره‌وری انرژی،  $\ln Y_i^{t_0}$ : لگاریتم بهره‌وری انرژی در ابتدای دوره،  $open$  درجه باز بودن اقتصاد (نسبت مجموع صادرات و واردات هر کشور به تولید ناخالص داخلی حقیقی آن)،  $Ep$ : شاخص قیمت انرژی،  $In$ : نسبت سرمایه‌گذاری خالص هر کشور از تولید ناخالص داخلی حقیقی،  $value$ : سهم ارزش افزوده (GDP هر کشور از مجموع GDP ۲۲ کشور عضو OECD)،  $Bala$ : شاخص

<sup>۱</sup>- Mulder and Groot

<sup>۲</sup>- Balassa Index

بالا (سهم صادرات انرژی هر کشور از کل صادرات انرژی جهان)،  $W$ : ماتریس مجاورت می باشد.

در این مطالعه ماتریس مجاورت، یک ماتریس با ابعاد  $352 \times 352$  برای این کشورها است.<sup>۱</sup> در این ماتریس، برای کشورهای دارای همسایگی یا مجاورت با کشور مورد نظر، عدد یک و در صورت عدم مجاورت عدد صفر منظور خواهد شد. ماتریس حاصل، ماتریسی متقارن بوده و برطبق قرارداد همیشه قطر اصلی ماتریس دارای عناصر صفر می باشد.

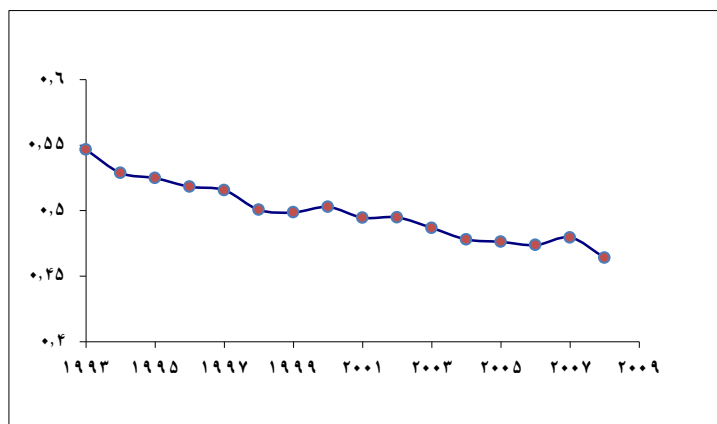
### تخمین مدل

در این قسمت به بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی کشورهای منتخب عضو OECD بر اساس دو مفهوم همگرایی  $\sigma$  و همگرایی  $\beta$  پرداخته می شود و تصریح فضایی همگرایی  $\beta$  برای این کشورها برآورد می گردد. داده‌ها از بانک اطلاعات شاخص‌های توسعه (WDI, 2010)، اخذ شده و مدل با استفاده از نرم‌افزار MATLAB تخمین زده شده است.

به منظور بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی طی دوره زمانی ۱۹۹۳-۲۰۰۸، انحراف معیار لگاریتم بهره‌وری انرژی<sup>۲</sup> در هر سال محاسبه شده و به ترتیب زمانی در نمودار شماره (۱) رسم شده است همانگونه که مشاهده می شود، طی سال‌های مورد بررسی، انحراف معیار لگاریتم بهره‌وری انرژی در میان کشورها در حال کاهش بوده است که گواهی بر وجود همگرایی  $\sigma$  در میان کشورها می باشد.

<sup>۱</sup>- ابعاد این ماتریس از حاصلضرب تعداد ۲۲ کشور در دوره زمانی ۱۶ سال به دست آمده است.

<sup>۲</sup>- به منظور بیان بهره‌وری انرژی، از تولید ناخالص داخلی به ازای هر واحد مصرف نهایی انرژی استفاده شده است.



نمودار (۱): همگرایی سیگما در بین کشورهای OECD

منبع: یافته های تحقیق

خاطر نشان می سازد وجود همگرایی  $\sigma$  شرط لازم همگرایی می باشد و شرط کافی آن از طریق وجود همگرایی  $\beta$  برقرار می گردد که وجود و یا عدم وجود همگرایی  $\beta$  - شرطی و غیرشرطی - در ادامه مورد بررسی قرار می گیرد. برای بررسی همگرایی بهره وری انرژی در کشورهای منتخب عضو OECD از طریق همگرایی  $\beta$  و برآورد سرعت همگرایی، مدل های همگرایی ۸ و ۹ برای این کشورها در دوره مورد بررسی برآورد می گردد. به این منظور، ابتدا به بررسی مانائی متغیرها از طریق آزمون های ریشه واحد تابلوئی پرداخت شده است؛ این آزمون ها توسط کواه<sup>۱</sup> (۱۹۹۲) و بریتونگ<sup>۲</sup> (۱۹۹۴) پایه ریزی شده و به وسیله لوین و لین<sup>۳</sup> (۱۹۹۲)، ایم، پسران و شین<sup>۴</sup> (۱۹۹۷) و لوین، لین و چو<sup>۵</sup> (۲۰۰۲) کامل شده است؛ که در این مطالعه تنها به استفاده از آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو بسنده شده است. نتایج آزمون در جدول شماره (۱) گزارش شده است.

---

<sup>1</sup>- Quah

<sup>2</sup>- Breitung

<sup>3</sup>- Levin and Lin

<sup>4</sup>- Im, Pesaran and Shin

<sup>5</sup>- Levin, Lin and Chu

همانگونه که مشاهده می‌شود، متغیرها حداقل در فاصله اطمینان ۹۰ درصد در سطح مانا می‌باشند. حال در ادامه به تشخیص مدل اقتصادسنجی فضایی از طریق آزمون ضریب لاگرانژ پرداخته می‌شود. مندرجات جدول شماره (۲) نشان می‌دهد که آماره‌ها حاکی از عدم تایید فرضیه صفر و دال بر وجود وابستگی فضایی است و نیز مدل به هر دو شکل وقفه فضایی (Lag) و خطای فضایی (error) قابل تصریح و برآورد می‌باشد.

جدول شماره (۱): آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو

متغیرها	در سطح	
	مقدار آماره آزمون	احتمال
بهره‌وری انرژی	-۵/۵۰۱	۰/۰۰۰
درجه‌ی باز بودن اقتصاد	-۱/۲۸۸	۰/۰۹۸
شاخص قیمت انرژی	-۴/۶۲۸	۰/۰۰۰
نسبت سرمایه‌گذاری	-۱۱/۳۶۵	۰/۰۰۰
سهم ارزش افزوده	-۱/۳۳۵	۰/۰۹۰
شاخص بالاسا	-۴/۲۳۷	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول شماره (۲): آزمون‌های تشخیص مدل همگرایی

آزمون	مقدار	احتمال
LM (Lag)	۱۱۱/۰۲۹	۰/۰۰۰
LM (Error)	۱۰۰/۷۴۶	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

حال پس از بررسی مانائی متغیرها و تشخیص نوع مدل فضائی، مدل‌های ۸ و ۹ که مربوط به همگرایی  $\beta$  غیرشرطی می‌باشد، با تصریح فضایی - وقفه فضائی و خطای فضائی



-برآورد شد که نتایج به ترتیب در روابط ۱۱ و ۱۲ گزارش شده است (اعداد داخل پرانتز، مقادیر آماره آزمون t محاسبه شده می باشند).

$$\ln\left(\frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}}\right) = 0.5281W\ln\left(\frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}}\right) - 0.083\ln Y_i^{93} \quad (11)$$

(13.022)                      (-7.551)

$$R^2 = 0.479 \quad \bar{R}^2 = 0.476 \quad \log lik = 329.863$$

$$\ln\left(\frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}}\right) = -0.105\ln Y_i^{93} + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

(-7.992)

$$\varepsilon_{i,t} = 0.523W\varepsilon_{i,t} \quad (13.080)$$

$$R^2 = 0.465 \quad \bar{R}^2 = 0.463 \quad \log lik = 228.113$$

در روابط فوق متغیر وابسته مقدار برآوردی نرخ رشد سالانه بهره‌وری انرژی و  $\ln Y_i^{93}$  مقدار بهره‌وری انرژی اولیه (ابتدای دوره) می باشد. در هر دو مدل ضرایب در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی دار می باشند ولی مقادیر  $R^2$  و آماره آزمون نسبت راستنمایی در مدل SAR بیشتر از مدل SEM می باشد. بنابراین مدل شماره (۱۲) را مورد تجزیه و تحلیل قرار می دهیم.

ضرایب برآوردی برای  $\ln Y_i^{93}$  نشانگر سرعت همگرایی بوده و ضرایب برآوردی برای متغیر وقفه فضایی، تأثیر را بر رشد بهره‌وری انرژی کشورهای منتخب عضو OECD نشان می دهد. مقدار این ضریب نشان می دهد که بخشی از رشد بهره‌وری انرژی هر یک از کشورهای مورد بررسی به واسطه اثر مجاورت بوده است. این یافته، نظریه سرریزهای منطقه‌ای را تأیید می کند. به طوری که با توجه به رابطه (۱۱)، سرعت همگرایی ۰/۰۸۷

درصد می‌باشد<sup>۱</sup>. یعنی در هر سال تنها ۰/۰۸۷ درصد از اختلاف میان بهره‌وری انرژی جاری با سطح ایستای بلندمدت برطرف می‌شود؛ همانطور که ملاحظه می‌شود و مطابق انتظار نیز هست سرعت همگرایی در کشورهای پیشرفته صنعتی (OECD) پایین است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که ۰/۵۳ درصد از رشد بهره‌وری انرژی کشورهای منتخب عضو OECD نیز ناشی از مجاورت است. به طوری که یک درصد افزایش در نرخ رشد بهره‌وری انرژی هر کشور، موجب افزایش ۰/۵۳ درصدی در نرخ رشد بهره‌وری انرژی کشورهای مجاور می‌شود. به عبارت روشن‌تر بیش از نصف رشد بهره‌وری انرژی در کشورهای مورد بررسی از طریق عامل مجاورت تبیین می‌شود.

حال به برآورد تصریح فضایی همگرایی  $\beta$  شرطی پرداخته می‌شود که نتایج تخمین با هر دو مدل - وقفه فضایی و خطای فضایی - در روابط (۱۳) و (۱۴) آمده است.

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}}\right) = & 0.476W\ln\left(\frac{Y_{i,t+k}}{Y_{i,t}}\right) - 0.072\ln Y_i^{t_0} + 0.090open_{i,t} - 0.001Ep_{i,t} + 0.542In_{i,t} + 0.286value_{i,t} + 0.001Bala_{i,t} \\ & (11.779) \quad (-6.643) \quad (8.471) \quad (-1.830) \quad (1.681) \quad (1.000) \quad (3.658) \\ R^2 = 0.598 \quad \bar{R}^2 = 0.590 \quad \log lik = 290.383 \quad & (13) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}}\right) = & -0.093\ln Y_i^{t_0} + 0.091open_{i,t} - 0.001Ep_{i,t} + 0.441In_{i,t} \\ & + 0.562value_{i,t} + 0.001Bala_{i,t} \\ & (-7.659) \quad (7.757) \quad (-3.026) \quad (1.343) \quad (1.963) \quad (3.858) \\ \varepsilon_{i,t} = & 0.580W\varepsilon_{i,t} \\ & (13.353) \\ R^2 = 0.605 \quad \bar{R}^2 = 0.598 \quad \log lik = 280.640 \quad & (14) \end{aligned}$$

<sup>۱</sup> -  $\frac{\ln(0.083+1)}{-1} = 0.0866$

بیشتر ضرایب در هر دو مدل در سطح معنی‌داری بالایی معنی‌دار می‌باشند. ولی با مقایسه ضریب نسبت درستمایی، مدل شماره (۱۳) تصویر بهتری را در همگرایی نمونه مورد بررسی به دست می‌دهد چرا که این ضریب در مدل شماره (۱۳) نسبت به مدل شماره (۱۴) عدد بزرگتری بدست داده است.

همانگونه که در رابطه (۱۳) مشاهده می‌شود، سرعت همگرایی ۰/۰۷۵ درصد می‌باشد<sup>۱</sup> و هر سال ۰/۰۷۵ درصد از شکاف میان بهره‌وری انرژی جاری و سطح پایدار بلندمدت از بین خواهد رفت. این نشانگر سرعت همگرایی بسیار آهسته می‌باشد که البته در کشورهای پیشرفته صنعتی مورد انتظار است. ضریب مجاورت ۰/۴۷۶ می‌باشد که میزان تأثیر پذیری مشاهدات از عامل مجاورت را نشان می‌دهد. در مورد سایر متغیرهای مدل، بیشتر آن‌ها در سطح ۹۹ درصد معنی‌دار بوده و نتایج حاصل مورد انتظار می‌باشند. بر اساس نتایج تخمین، تقریباً ۵۹ درصد از تغییرات در رشد بهره‌وری انرژی کشورهای منتخب عضو OECD با متغیرهای مستقل مدل توضیح داده می‌شود.

هرچند در نگاه اول انتظار می‌رفت که رابطه‌ای مثبت بین شاخص قیمت انرژی و بهره‌وری انرژی برقرار باشد ولی همانگونه که مشاهده می‌شود رابطه‌ای منفی بین این دو متغیر برقرار است؛ به عبارت دیگر، افزایش میزان شاخص قیمت انرژی، باعث کاهش رشد بهره‌وری انرژی در کشورهای منتخب عضو OECD شده است. برای تبیین دلایل این یافته می‌توان به موارد زیر اشاره کرد. بر اساس یافته‌های مطالعه برنت (۱۹۸۰) در خصوص اقتصاد امریکا، ارزان بودن قیمت انرژی، در کوتاه مدت منجر به افزایش در بهره‌وری متوسط و در نتیجه افزایش ۱ درصدی درآمد ملی می‌شود، این پدیده در بلند مدت نیز، منجر به انباشت درآمد و بالمآل از طریق انباشت سرمایه، باعث افزایش بهره‌وری

<sup>۱</sup> -  $\frac{\ln(0.072+1)}{-1} = 0.0747$

اقتصاد کشور می‌شود (Berndt, Ernst, R. 1980, p. 62). این امر، خود دلیلی بر حصول رابطه‌ای منفی بین افزایش قیمت انرژی با رشد بهره‌وری انرژی می‌باشد. علاوه بر آن، استراتژی کشورهای OECD در زمینه تجارت نفت (انرژی) عمدتاً بر اساس انگیزه‌های اقتصادی و امنیت انرژی و ملاحظات محیط زیست شکل گرفته است. این کشورها علاوه بر تلاش در زمینه بعد امنیت انرژی و کاهش میزان وابستگی به نفت وارداتی، دولت‌های عضو OECD اقدام به وضع مالیات (و بعضاً تعرفه) بر نفت و فرآورده‌های نفتی و حمایت از انرژی‌های جایگزین نفت وارداتی کرده‌اند. به طوری که با وضع مالیات، از یک طرف تقاضا برای نفت را کاهش داده‌اند و در سطوح مورد نظر خود تثبیت کرده‌اند؛ از طرف دیگر، تلاش می‌کنند که به منظور حفظ قدرت رقابت در عرصه تجارت خارجی، مالیات انرژی را متناسب با سایر اعضا حفظ کنند. به این ترتیب، عملاً ارتباط بین تقاضای نفت با قیمت آن را از میان می‌برند (ابریشمی و گلستانی، ۱۳۸۳).

### نتیجه‌گیری

در این مقاله همگرایی بهره‌وری انرژی در ۲۲ کشور عضو OECD در دوره (۲۰۰۸-۱۹۹۳) مورد بررسی قرار گرفت. به این منظور همگرایی  $\sigma$  و  $\beta$  غیرشرطی و شرطی با استفاده از شاخص‌های درجه بازبودن اقتصاد، شاخص قیمت انرژی، نسبت سرمایه‌گذاری خالص، ارزش افزوده و شاخص بالاسا به شکل فضایی تصریح گردیده و مورد بررسی قرار گرفت. نتایج بررسی حاکی از وجود هر سه نوع همگرایی بهره‌وری انرژی در این کشورها می‌باشد. بطوری که انحراف معیار لگاریتم بهره‌وری انرژی در طی دوره مورد بررسی روندی نزولی داشته و سالانه ۰/۰۷۵ درصد از شکاف میان وضعیت جاری و سطح پایدار بلندمدت از بین می‌رود.

تأملی در نتایج برآوردی از طریق تخمین مدل‌ها می‌تواند نشانگر این باشد که باز بودن اقتصاد و تعاملات تجاری بیشتر، اثر مثبتی بر رشد بهره‌وری انرژی این کشورها دارد. تغییرات در سرمایه فیزیکی اثر مثبتی بر رشد بهره‌وری انرژی داشته که می‌تواند ناشی از تغییرات تکنولوژیک سازنده در سرمایه‌های فیزیکی باشد که وقوع این امر در بخش‌های صنعتی می‌تواند از طریق بالا بردن کارایی حرارتی وسایل مصرف کننده انرژی موجب افزایش بهره‌وری انرژی در این کشورها شده باشد. همچنین تمرکز و تخصص در بخش انرژی (تأثیر مثبت شاخص بالاسا بر نرخ رشد بهره‌وری انرژی) در این کشورها از جمله موارد دیگری است که بر بهره‌وری انرژی این گروه کشورها تأثیرگذار بوده است.

## منابع

۱. ابریشمی، حمید، علم‌الهدی، ندا و میثم امیری، (۱۳۸۶)، "بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی در کشورهای اسلامی (طی دوره ۱۹۸۰-۲۰۰۳ به روش اقتصادسنجی فضایی)"، فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال چهارم، شماره ۱۵، صص ۷-۳۴.
۲. ابریشمی، حمید و گلستانی، شهرام، (۱۳۸۳) "بررسی رفتار دو سازمان اپک و OECD در قالب بازی انحصار دوجانبه و چگونگی تقسیم منافع حاصل از تجارت نفت در بین آنها"، پژوهشنامه بازرگانی ۸ (۳۱)، صص ۸۹-۵۹.
۳. اکبری، نعمت‌اله و شکوفه فرهمند، (۱۳۸۴)، "همگرایی اقتصادی کشورهای اسلامی و بررسی سرریزهای منطقه‌ای با تأکید بر نقش منتخبی از کشورهای حوزه خلیج فارس: مطالعه‌ای بر مبنای اقتصادسنجی فضایی"، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۳۴، صص ۱-۳۲.
۴. آذربایجانی، کریم، (۱۳۸۱)، "جهانی شدن، همگرایی اقتصادی- منطقه‌ای و تأثیر آن بر رشد کشورهای حوزه دریای خزر و جمهوری‌های قفقاز"، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۱، صص ۱۴۹-۱۶۹.
۵. شکیبایی، علیرضا و فاطمه کبری بطا، (۱۳۸۸)، "همگرایی اقتصادی در منطقه آسیای جنوب غربی"، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۵۳، صص ۲۳-۴۷.
۶. عسگری، علی و نعمت‌اله اکبری، (۱۳۸۰)، "روش شناسی اقتصادسنجی فضایی؛ تئوری و کاربرد"، مجله پژوهشی علوم انسانی دانشگاه اصفهان، شماره ۱۲، صص ۹۳-۱۲۲.

۷. عمادزاده، مصطفی، شریفی، علیمراد و رحیم دلالی اصفهانی، (۱۳۸۲)، "تحلیلی از شدت انرژی در کشورهای OECD"، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۲۸، صص ۹۵-۱۱۸.
۸. فروغی پور، الهام، (۱۳۸۵)، "بررسی همگرایی سیگما و بتا بین کشورهای عضو اوپک طی سال های ۱۹۷۰-۲۰۰۴"، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۳۹، صص ۱۳۵-۱۵۶.
۹. نجارزاده، رضا، یآوری، کاظم و وحید شقاقی شهری، (۱۳۸۴)، "همگرایی اقتصادی - منطقه‌ای و تأثیر آن بر سرمایه گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی"، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، سال پنجم، شماره سوم، صص ۶۷-۸۹.
10. Anselin, Luc, (1988), *Spatial Econometrics, Methods and Models*, Kluwer Academic, Boston.
11. Berndt, Ernst R., (1980), *Energy Price Increases and the Productivity Slowdown in United States Manufacturing*, University of British Columbia, Department of Economics.
12. Bivand, Roger, (2010), *Comparing Estimation Methods for Spatial Econometrics Techniques Using R*, Discussion papers, Norwegian School of Economics and Business Administration (NHH), Department of Economics.
13. Cem, E. and Wilfried, K, (2006), "Regional Disparities in the European Union and the Enlargement Process: An Exploratory Spatial Data Analysis, 1995-2000", *The Annals of Regional Science*, no. 40, pp. 723-765.
14. 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*, no.53, pp. 593-607.

15. Lee, Jaehwa, (2009), “Trade, FDI, and Productivity Convergence: A Dynamic Panel Data Approach in 25 Countries”, Japan and World Economy, no.21, pp. 226-238.
16. Miketa, Asami and Peter Mulder, (2005), “Energy Productivity across Developed and Developing Countries in 10 Manufacturing Sectors: Patterns of Growth and Convergence”, Energy Economics, no. 27, pp. 429-453.
17. Molho, I., (1995), “Spatial Autocorrelation in British Unemployment”, Journal of Regional Science, no.35, pp.641-658.
18. Mulder, Peter and Henri L.F. De Groot, (2007), “Sectorial Energy -and Labor- Productivity Convergence”, Environmental & Resource Economics, no. 36, pp. 85-112.
19. Ray, S. J. and B. J. Montoury, (1999), “US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective”, Regional Studies, no.322, pp. 143-156.
20. Tullio, Buccellato, (2007), Convergence across Russian Regions: A Spatial Econometrics Approach, Working paper, Center for The Study of Economic and Social Change in Europe, School of Slavonic and East European Studies, University College London (SSEES, UCL).
21. Vaya, E., Lopez, E., Moreno, R. and Jordi, S., (2000), Growth and Externalities across Economics: An Empirical Analysis Using Spatial Econometrics, University of Barcelona, Working paper in economics, no. 59.