

همگرایی اقتصادی کشورهای اسلامی و بررسی سرریزهای منطقه‌ای با تأکید بر نقش منتخبی از کشورهای حوزه خلیج فارس: مطالعه‌ای بر مبنای اقتصادسنجی فضایی

دکتر نعمت‌اله اکبری* شکوفه فرهمند**

همگرایی اقتصادی / سرریز منطقه‌ای / کشورهای اسلامی / اقتصادسنجی فضایی

چکیده

در سالهای اخیر تحولات ساختار اقتصاد جهانی سبب وابستگی هرچه بیشتر اقتصادها و تأثیرپذیری آنها از یکدیگر گردیده است. نتایج مطالعات اخیر نشانگر کم‌رنگ شدن مرز میان کشورها، افزایش مبادلات بین‌المللی و فعالیت‌های مشترک و فرامنطقه‌ای کشورها می‌باشد. در واقع، انگیزه کسب منافع بیشتر، محرک گسترش و تعمیق همکاری میان کشورها است. همکاری‌های اقتصادی می‌تواند سبب افزایش مبادلات تجاری، صرفه‌های مقیاس، انتقال تکنولوژی و در نتیجه بهبود رفاه اقتصادی و افزایش رشد گردد. این اثرات از طریق مجاورت و مرز مشترک نیز حاصل می‌گردد.

استدلال‌های نظری اخیر نشان می‌دهند که در نظام اقتصادی جدید، وضعیت و جهت حرکت اقتصاد هر کشور علاوه بر اینکه تحت تأثیر شرایط داخلی آن کشور می‌باشد، از موقعیت و جهت حرکت کشورهای دیگر نیز تأثیر می‌پذیرد. در بررسی ارتباط میان شرایط داخلی و جهت حرکت اقتصاد کشورها، بحث همگرایی اقتصادی مطرح می‌شود که رابطه میان نرخ رشد و وضعیت اولیه در آمد سرانه آنها را مورد بررسی قرار می‌دهد. استفاده از

* عضو هیأت علمی دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان

** دانشجوی دوره دکتری دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان

تکنیک‌های اقتصادسنجی فضایی، امکان بررسی اثرات سرریز ناشی از مجاورت را در قالب روابط تجاری و همکاری‌های منطقه‌ای در این مدل فراهم می‌آورد و بنابراین می‌توان نتایج واقعی‌تر و قابل اعتمادتری را به دست آورد.

در این مطالعه، همگرایی اقتصادی میان کشورهای اسلامی، با تأکید بر نقش کشورهای حوزه خلیج فارس بررسی می‌گردد و برای این منظور از روش‌های اقتصادسنجی فضایی استفاده می‌شود. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که وابستگی فضایی مثبت میان نرخ رشد کشورهای اسلامی وجود دارد. بنابراین، با توجه به اثرات سرریز مثبت 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.

مقدمه

امروزه دور جدیدی در اقتصاد جهانی آغاز شده و اقتصاد جهانی روندی را در پیش گرفته که بیش از پیش اقتصاد کشورهای مختلف را به هم نزدیک و به هم وابسته می‌سازد. در ادبیات جدید اقتصادی همواره بر نقش مجاورت^۱، تجارت و همکاری‌های اقتصادی در انتقال سرمایه و تکنولوژی و در نتیجه در رشد تأکید می‌گردد. حتی برخی معتقدند که کشورهای عقب مانده یا در حال توسعه همان‌قدر به سرمایه و تکنولوژی دسترسی دارند که کشورهای توسعه یافته. کشورهای کمتر توسعه یافته^۲ و در حال توسعه می‌توانند از تجربه و دانش کشورهای پیشرفته بهره گرفته و راه رشد و توسعه را سریعتر پیمایند، چرا که استفاده از دانش و تکنولوژی موجود نسبت به ابداع آن نیاز به زمان و هزینه کمتری دارد. میزان بهره‌گیری از این شرایط بستگی به ظرفیت و زیرساخت‌های موجود هر کشور دارد.

کشورهایی که دارای درآمد اولیه پایینی‌اند، ولی زیر ساخت‌های لازم را فراهم آورده، می‌توانند به خوبی از این شرایط اقتصاد جهانی استفاده نموده و گام‌های رشد و توسعه را سریعتر بردارند، همچنان که تجربه کشورهای تازه صنعتی شده آسیا نشانگر این امر است. روشن است هر کشوری که ضعف امکانات داشته باشد، توان بالقوه اندکی در استفاده از شرایط جدید خواهد داشت و با درآمد اولیه پایین، نرخ رشد پایینی هم خواهد داشت.

در ادبیات اقتصادی، رابطه میان نرخ رشد و درآمد اولیه، با توجه به شرایط ساختاری، تحت عنوان همگرایی اقتصادی^۳ مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بررسی تأثیرپذیری اقتصاد یک کشور از موقعیت و جهت حرکت کشورهای دیگر بحث اثرات سرریز^۴ مطرح می‌شود. این اثرات به طرق مختلف از جمله مجاورت، تجارت، همکاری‌های منطقه‌ای و ... ایجاد می‌گردند. همان‌گونه که بیان شد، مجاورت یکی از راههای ایجاد اثرات سرریز

1. Contiguity

2. Less-developed Countries

3. Economic Convergence

4. Spillover Effects

است. زمانی که یک کشور سرمایه‌گذاری می‌کند و تکنولوژی خود را بهبود می‌بخشد، بازدهی حاصل از این سرمایه‌گذاری بیشتر از منافع داخلی است که نصیب خود آن کشور می‌گردد و کشورهای مجاور نیز از آن متفع می‌گردند و بازدهی آنها هم افزایش می‌یابد. این مسئله تحت عنوان سرریزهای منطقه‌ای مورد بررسی قرار می‌گیرد و نقش قابل توجهی در رشد منطقه‌ای خواهد داشت. به عبارت دیگر، با بهبود وضعیت یک یا چند کشور در یک منطقه، تمام کشورهای منطقه از آن بهره‌مند می‌شوند و در واقع یک چرخه رشد مثبت در منطقه ایجاد خواهد شد. روشن است که عکس این حالت در مناطقی صادق است که کشورهای موجود در آنها وضعیت اقتصادی نامناسبی دارند و فقیر بودن آنها به فقیر ماندن آنها کمک نموده است.

بررسی راههای بهره‌گیری از اثرات سرریز و کسب منافع بالاتر برای کشورهای کمتر توسعه یافته و در حال توسعه از جمله کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی^۱ (OIC) که ایران هم یکی از اعضا آن است، حائز اهمیت بیشتری می‌باشد، چرا که این کشورها باید راههای دستیابی به نرخ‌های رشد بالاتر را پیدا نموده و مسیر رشد و توسعه را سریعتر طی کنند تا بتوانند در کنار سایر کشورهای جهان، در صحنه اقتصاد جهانی حضور داشته باشند. در این مقاله، هدف بررسی همگرایی اقتصادی و اثرات سرریز منطقه‌ای در کشورهای اسلامی است که برای این منظور از تکنیک‌های اقتصادسنجی فضایی^۲ استفاده می‌گردد. با توجه به ماهیت منطقه‌ای داده‌های مورد مطالعه و مکانمند بودن آنها، استفاده از تکنیک‌های معمول اقتصادسنجی باعث ایجاد تورش در نتایج می‌شود و دیگر نتایج قابل اعتماد نخواهد بود، زیرا در صورت وجود ارتباط فضایی در داده‌های منطقه‌ای، فروض گاس - مارکوف نقض خواهند شد.

براین اساس، قسمت‌های مختلف مقاله به شرح زیر است:

در قسمت بعد، مفهوم همگرایی اقتصادی بیان می‌گردد و در قسمت دوم مقاله مدل

1. Organization of Islamic Conference

2. Spatial Econometrics

همگرایی که بر اساس مدل رشد سولو - سوان^۱ است و ارتباط میان نرخ رشد و سطح اولیه درآمد سرانه را نشان می‌دهد با توجه به شیوه‌های اقتصادسنجی فضایی تصریح می‌گردد. در ادامه خلاصه‌ای از وضعیت کشورهای اسلامی مورد مطالعه بیان می‌شود. در قسمت چهارم همگرایی اقتصادی کشورهای مورد مطالعه بر اساس مفاهیم مختلف همگرایی و به صورت ساده و فضایی تحلیل می‌گردد. در قسمت بعد برای برجسته نمودن نقش کشورهای حوزه خلیج فارس در منطقه، اثرات سرریز حاصل از وارد نمودن شوکی در کشورهای مورد مطالعه واقع در حوزه خلیج فارس بر سایر کشورهای اسلامی، نشان داده می‌شود. همچنین، قسمت آخر مقاله به بیان خلاصه و نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهاداتی در این زمینه اختصاص می‌یابد.

۱. مبانی نظری و ادبیات تحقیق

۱-۱. همگرایی اقتصادی

در مطالعات مربوط به رشد، بعد از مدل هارود - دومار، مدل سولو - سوان (۱۹۵۶) مورد توجه قرار گرفت. جنبه کلیدی مدل سولو - سوان فرم نئوکلاسیکی تابع تولید با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، بازدهی نزولی نسبت به مقیاس برای هر یک از عوامل تولید و کشش جانشینی مثبت بین عوامل است. این تابع تولید با قاعده نرخ ثابت پس‌انداز ترکیب می‌شود و یک مدل تعادل عمومی ساده را ایجاد می‌نماید.^۲

در مدل رشد سولو - سوان شکل ساده‌ای از تابع تولید کاب - داگلاس در نظر گرفته می‌شود که در آن تولید تابعی از دو عامل سرمایه و کار است. شکل سرانه این تابع تولید را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$y = Ak^{\alpha} \quad (1)$$

1. Solow-Swan Growth Model

2. R. J. Barro and X. Sala-I-Martin (1995)

که $A > 0$ نشانگر سطح تکنولوژی، k سرمایه سرانه، y تولید سرانه و $0 < \alpha < 1$ است و این تابع شرایط بیان شده فوق را دارد. مطابق با این تابع، تغییر در ذخیره سرمایه در طی زمان از طریق معادله (۲) که معادله دیفرانسیل اساسی مدل سولو - سوان نامیده می‌شود، به دست می‌آید:

$$\dot{k} = s \cdot f(k) - (n + \delta) \cdot k \quad (2)$$

که در آن k مقدار سرمایه سرانه بازای هر واحد نیروی کار و $\dot{k}$ تغییرات آن در طول زمان، $f(k)$ تابع تولید و s نرخ پس انداز است. $(n + \delta)$ به عنوان نرخ مؤثر استهلاک سرمایه سرانه (نسبت سرمایه به کار) در نظر گرفته می‌شود. با فرض $s = 0$ در طول زمان کاهش می‌یابد که بخشی از این کاهش به دلیل استهلاک سرمایه با نرخ δ و بخشی ناشی از رشد نیروی کار با نرخ n است.

در مدل رشد سولو - سوان، یک حالت پایا^۱ تعریف می‌شود که در آن کمیت‌های مختلف با نرخ‌های ثابتی رشد می‌کنند. در این مدل استدلال می‌شود که در بلندمدت متغیرهای اقتصادی به سمت حالت پایای خود همگرا می‌شوند. این مدل نشان می‌دهد که چگونه درآمد سرانه یک اقتصاد به سمت حالت پایای خود و نیز به سمت درآمد سرانه سایر اقتصادها همگرا می‌شود.^۲

با توجه به مدل رشد سولو - سوان، مفاهیم مختلفی از همگرایی بیان شده است که در این مقاله به دو مفهوم همگرایی σ و همگرایی β اشاره می‌گردد. یک مفهوم از همگرایی که همگرایی σ نامیده می‌شود، به بررسی پراکندگی درآمد سرانه می‌پردازد. در این مفهوم، اگر پراکندگی که برای مثال از طریق انحراف معیار لگاریتم درآمد یا تولید سرانه گروهی از کشورها یا نواحی محاسبه می‌شود، در طول زمان کاهش یابد، همگرایی صورت می‌گیرد. در ادبیات اقتصادی، مفهوم دیگری از همگرایی مطرح است که همگرایی β نامیده می‌شود که اولین بار توسط بارو و سالا - آی - مارتین (۱۹۹۱، ۱۹۹۲، ۱۹۹۵) مطرح شد. این

مفهوم از همگرایی اقتصادی اشاره بر تمایل در آمد (تولید) سرانه واقعی به سمت یک تعادل بلندمدت دارد و بر اساس آن دو فرضیه مطرح شده است. اول، فرضیه همگرایی مطلق^۱ است که مطابق آن اقتصادها به سمت یک حالت پایا همگرا می‌شوند. این در حالی است که اقتصادها از لحاظ ساختاری مشابه باشند که در این صورت حالت پایای آنها مشابه خواهد بود و تفاوت آنها به شرایط اولیه آنها بستگی خواهد داشت. بر اساس این فرضیه، اقتصادهای فقیر با در آمد سرانه اولیه پایین سریعتر از اقتصادهای ثروتمند با در آمد سرانه اولیه بالا رشد می‌کنند. ولی با تفاوت در ساختار اقتصادها، حالت پایای آنها در سطوح متفاوتی ایجاد می‌شود و در این شرایط فرضیه همگرایی مشروط^۲ مطرح می‌گردد، یعنی هر اقتصاد به سمت حالت پایای خود میل می‌کند. هر چه فاصله از حالت پایا بیشتر باشد، نرخ رشد بالاتر است. از این رو، اگر در اقتصادی ساختارها مناسب نباشند و نرخ پس‌انداز و سطح تکنولوژی پایین و نرخ رشد جمعیت و نرخ استهلاک بالا باشند، تعادل بلندمدت در سطح پایینی ایجاد می‌شود و فاصله اندک حالت جاری با تعادل بلندمدت سبب پایین بودن نرخ رشد می‌گردد. مدلی که برای بررسی همگرایی β بر اساس مدل سولو - سوان با توجه به رابطه میان نرخ رشد در آمد و سرمایه سرانه به دست می‌آید، به صورت زیر است:

$$L_n(y_t) = (1 - e^{-\beta t}) L_n(y^*) + e^{-\beta t} L_n(y_0) \quad (3)$$

که y^* در آمد سرانه در حالت پایا و y_0 مقدار اولیه در آمد سرانه است. در این رابطه β سرعت همگرایی^۳ است و سرعت حرکت به سمت حالت پایا را نشان می‌دهد.^۴ بر اساس مدل بیان شده در رابطه (۳)، مدل بررسی همگرایی در مطالعات تجربی به صورت زیر استخراج شده است:

$$L_n\left(\frac{Y_{it+1}}{Y_i}\right) = \alpha + \beta \cdot L_n Y_{it} + \varepsilon \quad (4)$$

1. Absolute Convergence Hypothesis

2. Conditional Convergence Hypothesis

3. Convergence speed

که در این رابطه $L_n Y_{it}$ لگاریتم طبیعی درآمد سرانه مشاهده i در زمان t ، $L_n (\frac{Y_{it-1}}{Y_i})$ نرخ رشد سالانه درآمد سرانه مشاهده i و ε جمله خطا است. در این مدل نیز β سرعت همگرایی را نشان می‌دهد. روشن است که اگر نرخ رشد به جای سالانه، در طول دوره‌ای از زمان مورد توجه باشد، ضریب برآوردی β مستقیماً سرعت همگرایی را به دست نمی‌دهد و برای مثال اگر رشد در طول k سال باشد، با برآورد β ، ضریب همگرایی (θ) از رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$\theta = \frac{L_n(\beta + 1)}{-k} \quad (5)$$

که k نشانگر تعداد سالهای مورد بررسی است. در واقع سرعت همگرایی نشان می‌دهد که در هر سال چه مقدار از شکاف میان درآمد سرانه جاری و حالت پایا از میان خواهد رفت. معادله (۴) در مطالعات تجربی بسیاری مورد بررسی قرار گرفته است که برخی به بررسی همگرایی در داخل مناطق یک کشور خاص پرداخته‌اند و عده‌ای همگرایی درآمد سرانه چند کشور را مورد بررسی قرار داده‌اند. برای مثال سالا - آی - مارتین (۱۹۹۱) همگرایی اقتصادی ایالت‌های آمریکا را مطالعه نمود و سرعت همگرایی را در طول چند دهه گذشته ۱/۹ درصد به دست آورد. بارو (۱۹۹۷) همگرایی میان ۱۱۴ کشور جهان را مورد بررسی قرار داد. در این مطالعه، با توجه به اختلافات ساختاری میان کشورها فرضیه همگرایی مطلق رد و ضریب همگرایی مشروط ۲/۵ درصد برآورد شد. از جمله مطالعات داخلی نیز می‌توان به مطالعه افشاری (۱۳۷۸) در ارتباط با همگرایی درآمد سرانه بین ۲۴ استان ایران طی دوران پس از جنگ و مطالعه مؤیدفر (۱۳۷۷) در بررسی همگرایی گروهی از کشورهای در حال توسعه نفت خیز طی دوره ۹۰ - ۱۹۵۰ اشاره نمود.^۱

۱-۲. اقتصادسنجی فضایی: اثرات فضایی و تصریح فضایی مدل همگرایی

به هنگام کار در علوم منطقه‌ای با داده‌هایی سر و کار داریم که خاصیت مکانی دارند و

۱. لازم به ذکر است که در اینجا مبانی نظری همگرایی اقتصادی و مطالعات صورت گرفته به صورت خلاصه بیان می‌شود. برای مطالعه بیشتر در این زمینه می‌توانید به (Akbari and Farahmand (2004) و فرهمند (۱۳۸۰) مراجعه نمایید.

به عبارت دیگر داده‌ها مکانمندند. در داده‌های مکانمند دو مسئله ایجاد می‌شود: وابستگی فضایی^۱ موجود میان مشاهدات و ناهمسانی فضایی^۲ که در روابط مدلسازی شده رخ می‌دهد. این دو مسئله که در اقتصادسنجی مرسوم نادیده گرفته می‌شوند، باعث نقض فروض گاس - مارکوف می‌گردند. وابستگی فضایی باعث نقض فرض ثابت بودن متغیرهای توضیحی در نمونه‌های تکراری می‌شود. همین‌طور، ناهمسانی فضایی این فرض گاس - مارکوف را که یک رابطه خطی یک‌به‌یک بین مشاهدات نمونه وجود دارد، نقض می‌کند. اگر با حرکت در بین نمونه داده‌های فضایی، این ارتباط تغییر کند، برای مدلسازی این تغییرات و استنتاجات صحیح، نیاز به روش‌های تخمین دیگری به غیر از اقتصادسنجی مرسوم داریم که این روش‌ها در اقتصادسنجی فضایی مطرح می‌گردند^۳. اقتصادسنجی فضایی مجموعه‌ای از روش‌هایی است که این دو مسئله را مد نظر قرار می‌دهند. به عبارت دقیق‌تر، اقتصادسنجی فضایی زیر شاخه‌ای از اقتصادسنجی است که با روابط متقابل فضایی (خود همبستگی فضایی) و ساختار (ناهمسانی) فضایی در مدل‌های رگرسیونی با داده‌های مقطعی یا ترکیب مقطعی - سری زمانی سر و کار دارد.

وابستگی فضایی در مجموعه‌ای از مشاهدات نمونه اشاره به این حقیقت دارد که یک مشاهده مربوط به یک مکان (فرضاً i) در ارتباط با مشاهدات مکان‌های j ($j \neq i$) قرار می‌گیرد. یعنی:

$$y_i = f(y_j), i = 1, \dots, n, i \neq j \quad (6)$$

که γ نشان دهنده یک متغیر است. پس وابستگی فضایی می‌تواند بین چند مشاهده باشد. اما، اصطلاح ناهمسانی فضایی اشاره به تغییر روابط در طول فضا دارد. به عبارت دیگر، انتظار می‌رود در هر نقطه از فضا یک رابطه متفاوت موجود باشد:

$$y_i = f_i(X_i \beta_i + \varepsilon_i) \quad (7)$$

1. Spatial Dependence

2. Spatial Heteroscedasticity

3. J. P. Le Sage (1995)

که y_i تغییر وابسته در مکان X_i, i مجموعه‌ای از متغیرهای مستقل است.^۱

در اقتصادسنجی فضایی با تصریح‌های متفاوتی از مدلها به این مسائل توجه می‌شود. در واقع، در مدل رگرسیون استاندارد خطی، وابستگی فضایی را به دو طریق مجزا می‌توان لحاظ نمود:

الف - مدل وقفه فضایی (SAR): این مدل برای ارزیابی وجود و شدت وابستگی فضایی مناسب است. در این مدل یک متغیر جدید به نام متغیر وقفه فضایی متغیر وابسته^۲ وارد مدل می‌گردد. این متغیر که متغیر همواره‌کننده فضایی^۴ هم نامیده می‌شود، از حاصلضرب ماتریس وزنی فضایی^۵ در بردار متغیر وابسته به دست می‌آید. ماتریس وزنی فضایی، ارتباطات فضایی مشاهدات را نشان می‌دهد و به دو طریق می‌تواند در نظر گرفته شود: بر اساس رابطه ساده مجاورت و بر اساس فاصله. ماتریس وزنی فضایی برای یک مجموعه n مشاهده‌ای، یک ماتریس $n \times n$ است که عنصر W_{ij} (عنصر سطر i و ستون j) رابطه فضایی میان مشاهدات i و j را نشان می‌دهد. اگر ماتریس بر اساس مجاورت تعریف شده باشد، عناصر آن صفر و یک می‌باشند. عناصر یک نشانگر مجاورت و وجود مرز مشترک میان مشاهدات و عناصر صفر نشانگر عدم وجود رابطه مجاورت می‌باشند. ماتریس فاصله نیز بر اساس فاصله بین مشاهدات تعریف می‌گردد و معمولاً به صورت معکوس توان دوم فاصله در نظر گرفته می‌شود. ماتریس وزنی فضایی معمولاً بر اساس سطر استاندارد می‌گردد به گونه‌ای که حاصل جمع هر سطر آن معادل یک گردد. در این صورت، با پیش ضرب آن در بردار هر متغیر، مقدار متوسط وزنی آن متغیر در مشاهدات مجاور آن یا مشاهدات با فاصله‌های مختلف به دست می‌آید. بدین ترتیب، فرم کلی مدل وقفه فضایی به صورت زیر است:

۱. همان

2. Spatial Lag Model

3. Spatial lag of the dependent Variable

4. Spatial Smoother

5. Spatial Weight Matrix

$$y = \rho wy + X\beta + \varepsilon \quad (8)$$

که w ماتریس وزنی فضایی و X ماتریس متغیرهای مستقل است. wy متغیر وقفه فضایی y است و معادله (۸) مدل مختلط رگرسیون - خود رگرسیون فضایی^۱ نامیده می‌شود. در این معادله پارامتر ρ نشان دهنده وابستگی فضایی است و معنی دار بودن آن نشان‌دهنده وجود وابستگی فضایی است. ρ مثبت نشانگر وابستگی فضایی مثبت و ρ منفی نشان‌دهنده وابستگی فضایی منفی بین مشاهدات است. در این حالت، بر اساس معادله (۸) داریم:

$$y = (I - \rho w)^{-1} X\beta + (I - \rho w)^{-1} \varepsilon \quad (9)$$

روشن است که در این رابطه نتایج تخمین OLS دارای تورش و ناسازگار است.

ب - مدل خطای فضایی (SEM):^۲ در این حالت وابستگی فضایی میان جملات خطا وجود دارد و فرم کلی آن به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} y &= X\beta + \varepsilon, \\ \varepsilon &= \lambda w\varepsilon + u \end{aligned} \quad (10)$$

که تعریف متغیرها مانند قبل است و λ وابستگی فضایی جملات خطا را نشان می‌دهد. در این حالت:

$$y = X\beta + (I - \lambda w)^{-1} u \quad (11)$$

به عبارت دیگر، جمله خطای یک مشاهده به جملات خطای مشاهدات مجاور آن وابسته است.^۳

لازم به ذکر است که شیوه‌های مختلفی برای آزمون وابستگی فضایی میان مشاهدات وجود دارد که از مهمترین آنها می‌توان به آزمون موران^۴ (I) و آزمون جری (C)^۵ و نیز

1. Mixed Spatial Autoregressive – Regressive Model

2. Spatial Error Model

3. L. Anselin (1999)

4. Moran- I Test

5. Geary-C Test

نمودار پراکنش موران^۱ اشاره نمود. آماره‌های موران (I) و جری (C) به ترتیب به صورت زیر محاسبه می‌گردند:

$$I = N / S_0 \sum_i \sum_j w_{ij} (y_j - \mu) \cdot (y_i - \mu) / \sum_i (y_i - \mu)^2 \quad (12)$$

$$C = (N-1) / 2S_0 (\sum_i \sum_j w_{ij} \cdot (y_i - y_j)^2 / \sum_i (y_i - \mu)^2) \quad (13)$$

I آماره موران و C آماره جری است. y_i متغیر مورد نظر و μ میانگین آن، N تعداد مشاهدات و S_0 مجموع همه عناصر ماتریس وزنی فضایی است. میانگین آماره موران (I) معادل $(N-1)^{-1}$ است. اگر آماره موران (I) محاسبه شده در مشاهدات مورد بررسی، بزرگتر از مقدار مورد انتظار آن باشد، نشانگر وجود خود همبستگی مثبت و اگر کوچکتر از مقدار مورد انتظار آن باشد، بیانگر وجود خود همبستگی منفی است. همچنین، میانگین آماره جری (C) معادل یک است و مقادیر کوچکتر از یک نشان‌دهنده خود همبستگی مثبت و مقادیر بزرگتر از یک نشان‌دهنده خود همبستگی منفی است.^۲

نمودار پراکنش موران، مقدار متغیر را در مقابل وقفه فضایی آن ترسیم می‌کند (هر دو را به صورت استاندارد شده بر حسب میانگین در نظر می‌گیرد) و قرار گرفتن بیشتر مشاهدات در نواحی اول و سوم این نمودار نشان‌دهنده وجود وابستگی فضایی مثبت میان مشاهدات است.

با توجه به معادلات بیان شده در روابط (۸) و (۱۰) می‌توان تصریح فضایی مدل همگرایی را به شکل مدل وقفه فضایی و مدل خطای فضایی به ترتیب به صورت زیر بیان نمود:

$$L_n \left(\frac{Y_{it+k}}{Y_{it}} \right) = \alpha + \rho L_n \left(\frac{Y_{it+k}}{Y_{it}} \right) + \beta L_n Y_{it} + \varepsilon \quad (14)$$

و

$$L_n \left(\frac{Y_{it+k}}{Y_{it}} \right) = \alpha + \beta L_n Y_{it} + \varepsilon \quad (15)$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda w \varepsilon_{it} + u$$

رابطه (۱۴) فرم وقفه فضایی مدل همگرایی را نشان می‌دهد. معنی دار شدن ضریب متغیر

وقفه فضایی در این معادله، به معنی وجود خود همبستگی میان نرخ رشد مشاهدات است. اگر p مثبت باشد، خود همبستگی فضایی مثبت است و قرار گرفتن در مجاورت مشاهدات دارای نرخ رشد بالاتر اثر مثبت بر رشد خواهد داشت و عکس این حالت برای p منفی صادق است. رابطه (۱۵) فرم خطای فضایی مدل همگرایی را بیان می‌کند. در این حالت نیز وضعیت مشاهدات مجاور بر هر مشاهده تأثیر دارد و معنی‌دار شدن ضریب λ در این معادله به معنی آن است که وضعیت رشد هر کشور تحت تأثیر کشورهای مجاور خود قرار دارد. با استفاده از این مدل می‌توان اثرات سرریز منطقه‌ای را هم بررسی نمود. لازم به ذکر است که در مطالعات مختلفی فرم‌های فضایی مدل همگرایی مورد بررسی قرار گرفته است که از آن جمله می‌توان به ری و منتوری^۱ (۱۹۹۹) برای ۴۸ ایالت آمریکا و وایا و دیگران^۲ (۱۹۹۹) برای کشور اسپانیا و نیز کشورهای عضو اتحادیه اروپا اشاره نمود.

۱-۳. مورد مطالعه: کشورهای اسلامی

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

از میان ۵۷ کشور اسلامی عضو این سازمان، ۲۷ کشور در قاره آسیا و ۲۷ کشور در قاره آفریقا واقع شده‌اند. کشور آلبانی در اروپا و دو کشور سورنیام و گویان نیز در آمریکای لاتین قرار دارند. این کشورها از نظر جغرافیایی گستردگی زیادی دارند. از طرفی موقعیت جغرافیایی و مجاورت این کشورها با یکدیگر، لزوم توجه به اثرات فضایی میان

1. S. J. Rey & B. D. Montoury (1999)

2. E. Vaya et.al (1999)

آنها را نشان می‌دهد.

کشورهای اسلامی شرایط و موقعیت‌های متفاوتی دارند. بزرگترین آنها از نظر وسعت، قزاقستان با مساحت ۲۷۲۴ هزار کیلومتر مربع و کوچکترین، مالدیو با مساحت ۲۹۸ کیلومتر مربع است. پرجمعیت‌ترین کشور اسلامی اندونزی و کم جمعیت‌ترین مالدیو و متوسط رشد جمعیت در کشورهای اسلامی حدود ۲/۳ درصد است. کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی عمدتاً شرایط اقتصادی و اجتماعی مناسبی ندارند. اکثر کشورهای اسلامی جزء کشورهای کمتر توسعه یافته محسوب می‌شوند و معمولاً با درآمد سرانه پایین و نرخ رشد بالای جمعیت مواجهند. بر اساس تقسیم‌بندی بانک جهانی در سال ۲۰۰۰، از میان ۵۷ کشور اسلامی، ۲۹ کشور جزء کشورهای کم درآمد (با درآمد سرانه پایین‌تر از ۷۶۰ دلار)، ۱۶ کشور با درآمد متوسط پایین (بین ۷۶۰ تا ۳۰۳۰ دلار)، ۸ کشور با درآمد سرانه متوسط بالا (بین ۳۰۳۰ تا ۹۳۶۰ دلار)، و تنها ۴ کشور با درآمد سرانه بالا (بیشتر از ۹۳۶۰ دلار) می‌باشند.^۱

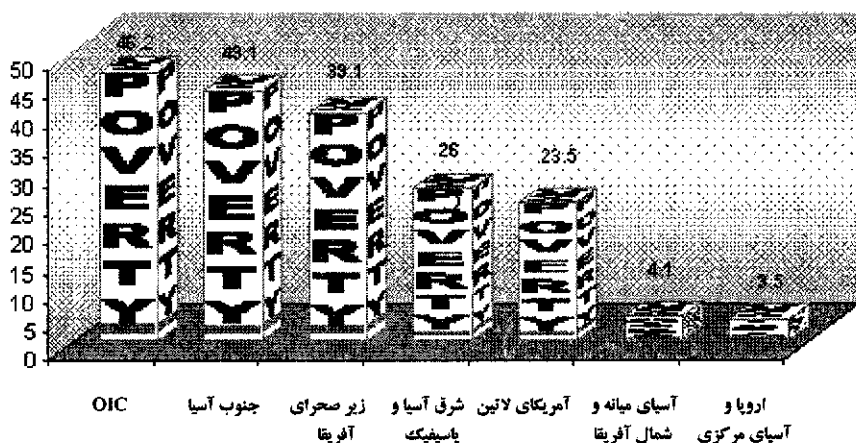
این کشورها معمولاً حجم تجارت اندکی دارند و تجارت داخلی میان اعضا هم بسیار پائین است. به غیر از کشورهای صادرکننده نفت - الجزایر، برونئی، گابون، اندونزی، ایران، عراق، کویت، لیبی، نیجریه، عمان، قطر، عربستان و امارات متحده عربی - مهمترین کالای صادراتی سایر کشورهای مسلمان را مواد اولیه و مصرفی مانند مواد غذایی، کتان، پوست و چوب تشکیل می‌دهد.^۲ درصد بالایی از جمعیت کشورهای اسلامی در زیر خط فقر زندگی می‌کنند که این نسبت در بعضی از کشورها مانند سیرالئون به ۶۸ درصد می‌رسد.^۳ نمودار (۱) درصد افراد موجود در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی را که با کمتر از یک دلار در روز زندگی می‌کنند، در مقایسه با مناطق مختلف جهان نشان می‌دهد. همان‌گونه که نمودار نشان می‌دهد، بیشترین سهم افراد فقیر مربوط به این کشورها است.

۱. گزارش توسعه جهان (۲۰۰۰)

2. The statistical, Economic and Social Research and Training Center for Islamic Countries

مرکز آموزش و تحقیقات آماری، اقتصادی و اجتماعی کشورهای اسلامی (SESRTCIC), (2000)

۳. گزارش توسعه انسانی (۲۰۰۰)



نمودار ۱- درصد افرادی که با کمتر از یک دلار در روز زندگی می کنند

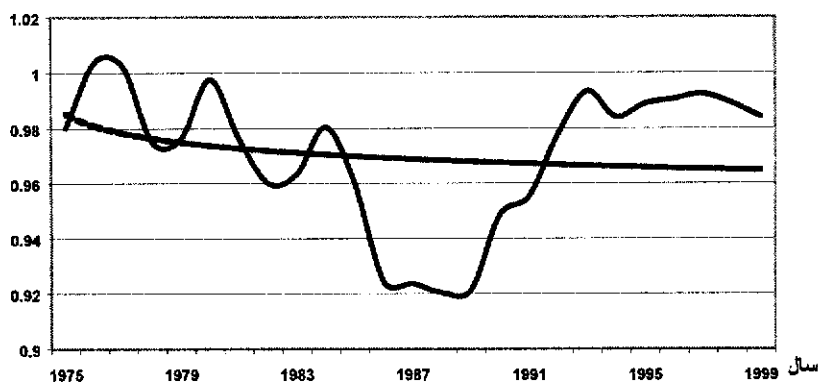
۲. تخمین و تجزیه و تحلیل فضایی همگرایی اقتصادی در کشورهای اسلامی

در این قسمت به بررسی همگرایی اقتصادی کشورهای اسلامی بر اساس دو مفهوم همگرایی σ و همگرایی β پرداخته می شود و تصریح های فضایی همگرایی β برای این کشورها برآورد می گردد. لازم به ذکر است که در برآورد مدل های تصریح شده از نرم افزار SpaceStat استفاده می شود که در آن به دلیل تورش نتایج حاصل از تخمین مدل از طریق روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، مدل های تصریح شده فضایی به روش حداکثر درستنمایی (ML)^۱ تخمین زده می شوند. همان گونه که بیان گردید، ۵۷ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی می باشند، ولی به دلیل عدم دسترسی به اطلاعات مربوط به برخی از این کشورها، ۳۸ کشور الجزایر، بحرین، بنگلادش، بنین، بورکینافاسو، کامرون، چاد، کومور، ساحل عاج، مصر، گابون، گامبیا، گینه، گینه بیسائو، گویان، اندونزی، ایران، اردن، مالزی، مالی، موریتانی، مراکش، موزامبیک، نیجر، نیجریه، عمان، پاکستان، عربستان سعودی، سنگال، سیرالئون، سودان، سورینام، سوریه، توگو، تونس، ترکیه، اوگاندا و امارات متحده عربی مورد بررسی قرار گرفته اند. متغیرهای مورد بررسی درآمد سرانه

واقعی این کشورها و نرخ رشد آن در دوره ۹۹ - ۱۹۷۵ است. علت انتخاب سال ۱۹۷۵ به عنوان سال شروع آن است که در واقع ایده همکاری اقتصادی اعضای OIC به طور جدی در این سال مطرح گشت.^۱ همچنین با توجه به اطلاعات در دسترس، سال ۱۹۹۹ به عنوان سال پایانی در نظر گرفته می شود. اطلاعات مربوط به درآمد سرانه که بر حسب سال ۱۹۸۵ به مقادیر واقعی تبدیل شده اند، از بانک اطلاعات بانک جهانی استخراج شده اند.

به منظور بررسی همگرایی σ ، پراکندگی درآمد سرانه واقعی کشورهای مورد مطالعه در طول دوره زمانی ۲۴ ساله مطالعه محاسبه می گردد. نمودار (۲) روند پراکندگی درآمد سرانه را که از طریق انحراف معیار لگاریتم درآمد سرانه کشورهای مورد بررسی محاسبه شده، نشان می دهد.

همان گونه که در نمودار نیز دیده می شود، با وجود نوسانات انحراف معیار لگاریتم درآمد سرانه در دوره مورد بررسی، روند کلی آن نزولی بوده، ولی شیب خط روند (منحنی خط چین) بسیار کم است. بدین ترتیب، می توان نتیجه گرفت که همگرایی در درآمد سرانه این کشورها وجود دارد ولی سرعت همگرایی بسیار آهسته است که مقدار آن از طریق مدل های همگرایی β قابل دستیابی است.



نمودار ۲- همگرایی نسبی درآمد کشورهای اسلامی (۹۹-۱۹۷۵)

برای بررسی همگرایی درآمد سرانه کشورهای اسلامی نمونه از طریق همگرایی β و دستیابی به سرعت همگرایی، مدل همگرایی (۴) را برای این کشورها در دوره مورد بررسی برآورد می‌نماییم که نتایج آن به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\hat{Gy} = 0.763 - 0.096 Lny75 \quad (16)$$

$$(1/41) \quad (-1/32) \quad R2 = 0.46$$

که در این رابطه، $\hat{Gy}$ مقدار برآوردی نرخ رشد درآمد سرانه واقعی در فاصله زمانی ۹۹-۱۹۷۵ است. در مدل‌های قبل، نرخ رشد به صورت $L_n \left(\frac{Y_{t+k}}{Y_t} \right)$ نمایش داده شد و در ادامه برای سادگی به صورت $\hat{Gy}$ بیان می‌گردد. $Lny75$ نیز مقدار درآمد سرانه اولیه (سال اول دوره مورد بررسی) است که با توجه به ضریب آن و طبق رابطه (۵)، ضریب مربوط به سرعت همگرایی ۰/۴۲ درصد به دست می‌آید، یعنی هر سال تنها ۰/۴۲ درصد از اختلاف میان درآمد سرانه جاری با حالت پایا برطرف خواهد شد. اما، با توجه به مقادیر آماره t ضرایب برآوردی که در داخل پرانتز بیان شده‌اند و نیز با توجه به درجه آزادی مدل، هیچ کدام از ضرایب برآوردی در سطح اطمینان قابل قبول معنی‌دار نمی‌باشند و سطح معنی‌داری آنها کمتر از ۹۰ درصد است. به عبارت دیگر، فرضیه همگرایی مطلق در نمونه مورد بررسی در دوره زمانی مورد مطالعه رد خواهد شد.

البته، همان‌گونه که در قسمت‌های قبل بیان گردید، داده‌ها در این مدل مکانمندند و ممکن است وابستگی فضایی میان متغیرها وجود داشته باشد که در این صورت نتایج حاصل از تخمین مدل OLS قابل اعتماد نخواهد بود. بنابراین باید بررسی گردد که آیا در داده‌های مورد بررسی وابستگی فضایی وجود دارد یا خیر. بدین منظور برای بررسی وابستگی فضایی در متغیر وابسته یعنی نرخ رشد ($\hat{Gy}$) از آزمون‌های موران (I) و جری (C) استفاده می‌گردد که نتایج حاصل از این آزمون‌ها در جدول (۱) بیان شده است.

جدول ۱- آزمون وابستگی فضایی در نرخ رشد کشورهای اسلامی

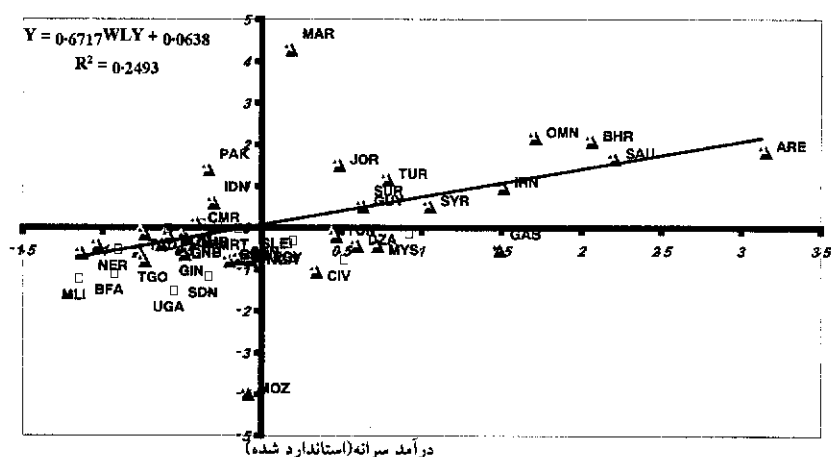
نام آماره آزمون	مقدار برآورد شده	میانگین	انحراف معیار	مقدار Z	احتمال
آماره موران (I)	۰/۲۴	-۰/۰۲۷	۰/۱۵	۱/۸۵	۰/۰۶۳
آماره جری (C)	-۲/۳۷	۱	۰/۱۶	-۲/۳۷	۰/۰۱۷

مقدار آماره موران ۰/۲۴ و مقدار میانگین آن ۰/۰۲۷- است و در سطح اطمینان بیشتر از ۹۰ درصد معنی دار است. با توجه به بزرگتر بودن این آماره از مقدار میانگین آن می توان گفت که خودهمبستگی مثبت میان نرخ رشد کشورهای مورد بررسی وجود دارد.

مقدار آماره جری نیز از یک کوچکتر است و احتمال معنی داری آن ۹۸ درصد است و کوچکتر از یک بودن این آماره نیز خودهمبستگی فضایی مثبت را نشان می دهد. بدین ترتیب، این آزمون ها نشان می دهند که میان داده های مورد مطالعه وابستگی فضایی مثبت وجود دارد که نادیده گرفتن آن باعث تورش در نتایج خواهد شد.

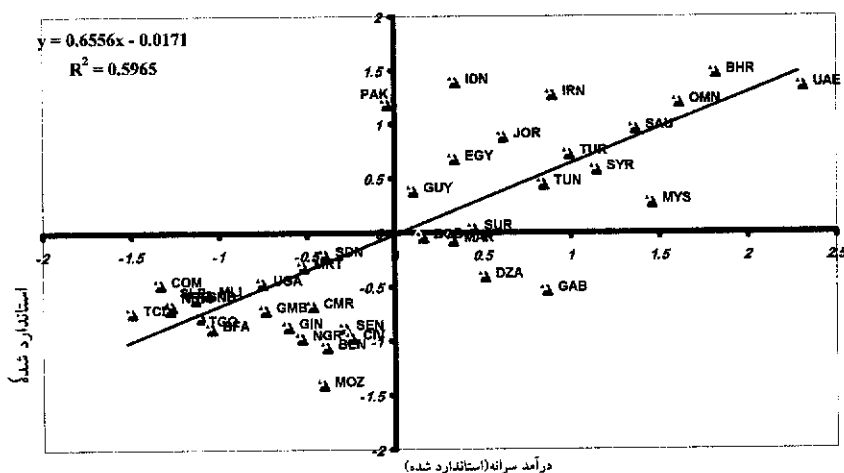
برای نمایش وابستگی فضایی میان داده ها از نمودار پراکنش موران استفاده می گردد. نمودارهای (۳) تا (۵) به ترتیب نمودار پراکنش موران را برای درآمد سرانه واقعی کشورهای مورد بررسی در سال های ابتدایی (۱۹۷۵) و پایانی (۱۹۹۹) و نرخ رشد درآمد سرانه در طول دوره مطالعه نشان می دهند.

نمودارهای (۶) و (۷) نمایش دیگری از نمودارهای (۳) و (۴) می باشند که شکل فضایی وابستگی درآمد سرانه کشورهای مورد بررسی را بهتر ترسیم می کنند. همه این نمودارها وجود وابستگی مثبت میان مشاهدات را تأیید می نمایند.



نمودار ۳- نمودار پراکنش موران درآمد سرانه کشورهای اسلامی (۱۹۷۵)

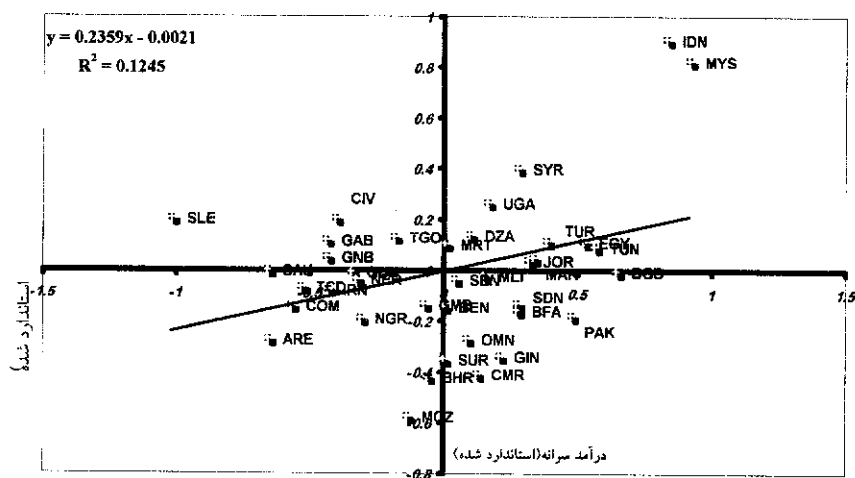
همان‌گونه که در نمودارهای (۳) و (۴) دیده می‌شود بیشتر کشورهای مورد بررسی در نواحی اول و سوم این نمودارها واقع شده‌اند.^۱



نمودار ۴- نمودار پراکنش موران درآمد سرانه کشورهای اسلامی (۱۹۹۹)

همچنان که در نمودارهای (۳) و (۴) دیده می‌شود، در هر دو سال ۱۹۷۵ و ۱۹۹۹ کشورهای بحرین، گویان، ایران، اردن، عمان، عربستان، سورینام، سوریه، ترکیه و امارات متحده عربی در ناحیه اول (کشورهای با درآمد بالاتر از میانگین و دارای همسایگان با درآمد بالا)، و کشورهای بنین، بورکینافاسو، چاد، کومور، گامبیا، مالی، موریتانی، موزامبیک، نیجر، نیجریه، سنگال، سیرالئون، سودان، توگو و اوگاندا در ناحیه سوم (کشورهای با درآمد پایین‌تر از میانگین و دارای همسایگان با درآمد پایین) واقع شده‌اند. در هر دو سال بالاترین درآمد سرانه را امارات متحده عربی داشته است. در این فاصله زمانی درآمد سرانه اندونزی که در سال ۱۹۷۵ کمتر از میانگین بود، در سال ۱۹۹۹ افزایش یافته و به همراه کشور همسایه‌اش (مالزی) به ناحیه اول منتقل شده‌اند.

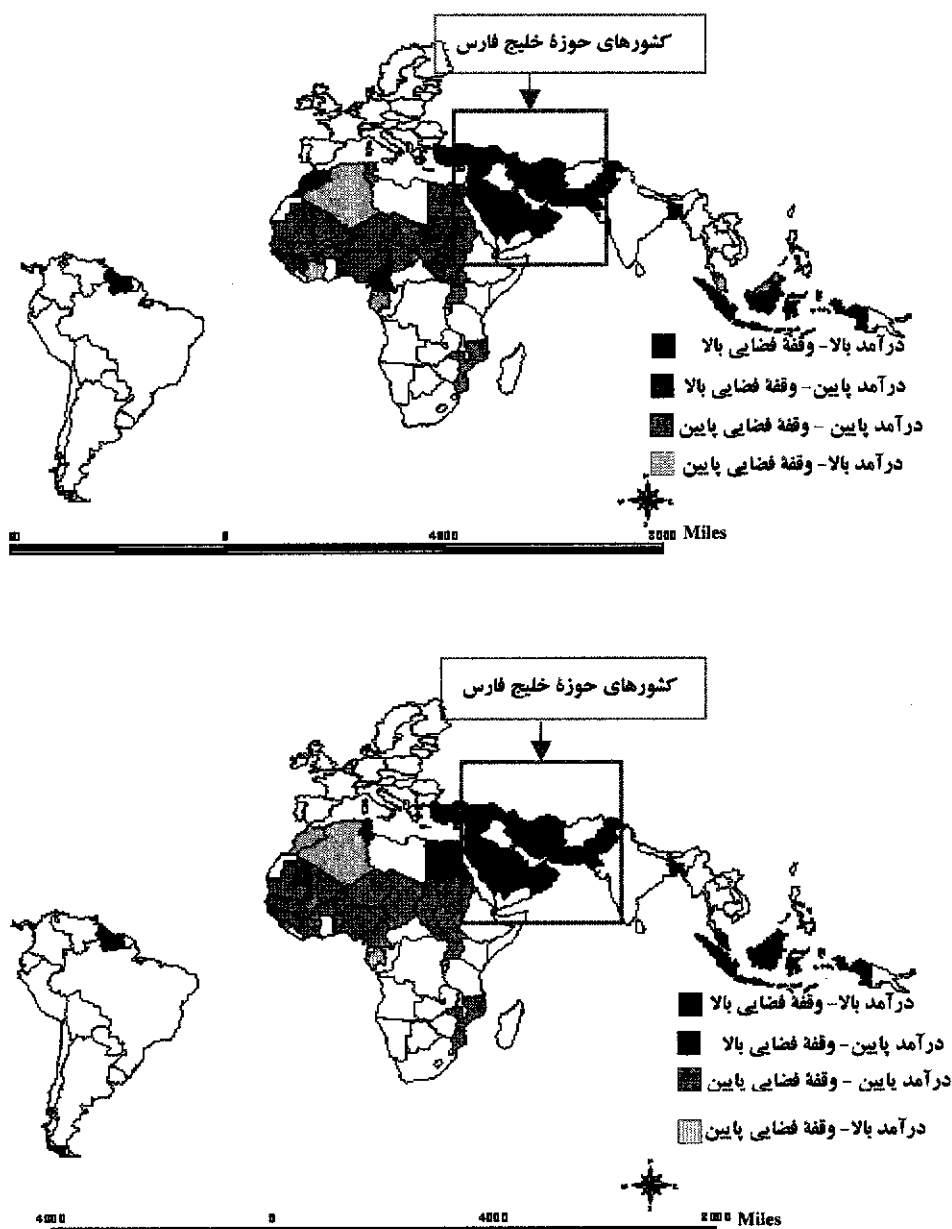
۱. اسامی کشورهای اسلامی مورد مطالعه در پیوست ۱ بیان شده است.



نمودار ۵- نمودار پراکنش موران رشد درآمد سرانه کشورهای اسلامی (۹۹-۱۹۷۵)

همچنین، وابستگی مثبت میان نرخ رشد کشورها از طریق نمودار (۵) تأیید می‌گردد. در این نمودار نیز بیشتر کشورها در ناحیه اول و سوم قرار گرفته‌اند. از میان کشورهای مورد بررسی، بالاترین نرخ رشد مربوط به کشورهای اندونزی و مالزی بوده است. با توجه به این نمودار می‌توان گفت که قرار گرفتن در مجاورت کشورهای دارای رشد پایین خود به عنوان یک عامل منفی بر رشد است و در طرف مقابل، داشتن همسایگان با رشد اقتصادی بالا از طریق ایجاد اثرات سرریز منجر به کسب رشد بالاتر می‌گردد.

نمودارهای (۶) و (۷) نشان می‌دهند که در هر دو سال حوزه خلیج فارس، و در سال ۱۹۹۹ جنوب شرق آسیا به عنوان منطقه ثروتمند طبقه‌بندی می‌گردند و بنابراین سایر کشورهای اسلامی می‌توانند با گسترش روابط خود با این کشورها از اثرات سرریز آنها بهره‌مند شوند که در ادامه به آن پرداخته می‌شود. همچنین، کشورهای آفریقایی به عنوان کشورهای فقیر طبقه‌بندی می‌شوند. بدین ترتیب می‌توان گفت که در کشورهای مورد بررسی، کشورهای دارای درآمد سرانه بالا عمدتاً در مجاورت کشورهای دارای درآمد سرانه بالا و کشورهای دارای درآمد سرانه پایین در مجاورت کشورهای دارای درآمد سرانه پایین قرار گرفته‌اند.



نمودار ۶ و ۷ - آماره موران محلی درآمد سرانه کشورهای اسلامی (۱۹۹۹)

با توجه به همه مطالب بیان شده روشن می‌شود که باید تشخیص فضایی مدل همگرایی را برای نمونه مورد بررسی در نظر بگیریم. جدول (۲) نتایج آزمونهای مربوط به تشخیص

شکل مدل فضایی را بر اساس مدل برآوردی (۱۶) نشان می‌دهد. آزمون موران وابستگی فضایی مدل را نشان می‌دهد، ولی این آماره روشن نمی‌کند که شکل تشخیص باید به صورت مدل وقفه فضایی باشد یا خطای فضایی. بنابراین از آزمونهای ضریب لاگرانژ استفاده می‌شود. بر اساس توجیه انسلین و ری (۱۹۹۱)، با توجه به ردیف ۳ و ۵ جدول می‌توان گفت که مدل خطای فضایی احتمال بالاتری دارد.

جدول ۲- آزمونهای تشخیص مدل همگرایی فضایی

ردیف	آزمون	مقدار	احتمال
۱	Moran I	۲/۳۸۴	۰/۰۱۷۱
۲	LM (Error)	۳/۳۹۶	۰/۰۴۷۳
۳	Robust LM (Error)	۸/۰۴۳	۰/۰۰۵
۴	LM (Lag)	۲/۴۸۲	۰/۱۱۶
۵	Robust LM (Lag)	۶/۵۷۹	۰/۰۱۰
۶	LM (SARMA)	۱۰/۵۱۵	۰/۰۰۵

بدین ترتیب، مدل به دو شکل وقفه و خطای فضایی مانند مدل‌های (۸) و (۱۰) تصریح و برآورد می‌گردد که نتایج حاصل از برآورد این دو مدل در جدول (۳) آورده شده است.^۱ همان‌گونه که در ردیف‌های سوم و چهارم (مدل‌های SAR و SEM) جدول دیده می‌شود، در هر دو مدل ضریب فضایی معنی‌دار است، اما در مدل وقفه فضایی فرضیه همگرایی همچنان رد می‌شود و هر دو ضریب برآورد شده عرض از مبدأ و لگاریتم درآمد سرانه سال ۱۹۷۵ بی‌معنی‌اند. در مدل خطای فضایی (SEM) هر دو ضریب (همگرایی و خطای فضایی) با احتمال بالا معنی‌دارند و ضریب تشخیص مدل هم نسبت به تخمین حداقل مربعات معمولی و وقفه فضایی بالاتر است. همچنین، معیار AIC بهتر بودن این تشخیص را نسبت به دو مدل دیگر نشان می‌دهد.

۱. نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها در پیوست ۲ آورده شده است.

جدول ۳- مقایسه نتایج تخمین مدل‌های وقفه و خطای فضایی با تخمین OLS

مدل	α	β	θ	Spatial Effect	R^2	AIC	LR
OLS	۰/۷۶۳ (۰/۱۶)	-۰/۰۹۶ (۰/۱۸)	۰/۴۲	-	۴/۹	۴۶/۲۲	-
SAR	۰/۷۱۵ (۰/۱۶)	-۰/۰۹۱ (۰/۱۸)	۰/۴۰	$\rho=۰/۲۸۰$ (۰/۰۷۶)	۸/۱	۴۵/۶۱	۲/۶۰۳ (۰/۱۰۷)
SEM	۱/۴۵۷ (۰/۰۲)	-۰/۱۸۷ (۰/۰۲)	۰/۸۶	$\lambda=۰/۴۳۷$ (۰/۰۰۱)	۱۷/۵	۴۰/۹۸	-۲/۶۰ (-۱)

- مقادیر داخل پرانتز نشان دهنده احتمال است.

α : عرض از مبدأ	β : ضریب همگرایی
θ : سرعت همگرایی	ρ : ضریب وقفه فضایی
OLS: حداقل مربعات معمولی	SAR: مدل وقفه فضایی
R^2 : ضریب تشخیص	AIC: مقدار معیار اطلاعات آکایک
	λ : ضریب خطای فضایی
	SEM: مدل خطای فضایی
	LR: آماره آزمون نسبت درستنمایی

با توجه به آماره‌های بیان شده در جدول (۳) و معنی‌داری ضرایب در مدل SEM، این مدل بهترین تصویر را در همگرایی نمونه مورد بررسی نشان می‌دهد. بدین ترتیب سرعت همگرایی کشورهای اسلامی نمونه در دوره ۹۹-۱۹۷۵، ۰/۸۶ درصد است. به عبارت دیگر، هر سال تنها ۰/۸۶ درصد از شکاف میان درآمد سرانه جاری و حالت پایا از بین خواهد رفت. بنابراین حذف یک چهارم این شکاف حدود ۳۴ سال و حذف نیمی از آن حدود ۸۱ سال به طول خواهد انجامید^۱، زیرا سرعت همگرایی بسیار آهسته است. ضریب مربوط به λ نیز ۰/۴۳۷ است که در سطح ۹۹ درصد اطمینان معنی‌دار است و میزان تأثیرپذیری مشاهدات از مشاهدات مجاور را نشان می‌دهد.

متغیر دیگری که می‌توان به مدل اضافه نمود، وقفه فضایی متغیر مستقل (لگاریتم درآمد سرانه ۱۹۷۵) است که با اضافه کردن آن به مدل، در هر دو مدل SAR و SEM ضریب آن بی‌معنی می‌شود، یعنی میانگین درآمد لگاریتم سرانه اولیه کشورهای مجاور بر نرخ رشد تأثیری ندارد.

1. $e^{-0.0086t} = 3/4 \rightarrow t=34$, $e^{-0.0086t} = 1/2 \rightarrow t=81$

اما، همان گونه که در قسمت چهارم مقاله بیان گردید، کشورهای مورد بررسی شرایط و ویژگی های متفاوتی دارند. میانگین نرخ رشد در این کشورها در دوره مورد مطالعه حدود ۵/۸ درصد با انحراف معیار ۰/۴۹۵ (۴۹/۵ درصد) است، یعنی پراکندگی نرخ رشد مشاهدات بسیار زیاد است. از این رو، دو متغیر مجازی برای مشاهدات دارای نرخ رشد پایین تر از میانگین و مشاهدات دارای نرخ رشد بالاتر از میانگین تعریف می نمایم. به منظور بررسی همگرایی در هریک از دو گروه کشورها، متغیرهای مجازی حاصل را به صورت جداگانه در متغیر مستقل مدل (LY₇₅) ضرب می کنیم و مدل را به طور جداگانه با هریک از این متغیرها برآورد می کنیم. جدول زیر نتایج حاصل از تخمین مدل را برای ۱۸ کشور دارای نرخ رشد پایین تر از میانگین نشان می دهد.

جدول (۴) - نتایج تخمین مدل همگرایی به صورت ساده و فضایی برای کشورهای دارای نرخ رشد کمتر از میانگین

مدل	α	β	θ	Spatial Effect	R ²	AIC	LR
OLS	۰/۳۸۲ (۰/۰۰)	-۰/۰۹۰ (۰/۰۰)	۰/۳۹	-	۰/۶۵	۷/۹۷۱	-
SAR	۰/۳۶۵ (۰/۰۰)	-۰/۰۸۷ (۰/۰۰)	۰/۳۸	$\rho=۰/۱۲۵$ (۰/۳۲)	۰/۶۶	۹/۰۴۷	۰/۹۲۴ (۰/۳۳۷)
SEM	۰/۳۹۵ (۰/۰۰)	-۰/۰۸۹۹ (۰/۰۰)	۰/۳۹	$\lambda=۰/۲۷۶$ (۰/۰۸۶)	۰/۶۵	۵/۲۶۳	۲/۷۱ (۰/۰۹۹)

- مقادیر داخل پرانتز نشان دهنده احتمال است.

α : عرض از مبدأ
 β : ضریب همگرایی
 θ : سرعت همگرایی
 ρ : ضریب وقفه فضایی
 λ : ضریب خطای فضایی
OLS: حداقل مربعات معمولی
SAR: مدل وقفه فضایی
SEM: مدل خطای فضایی
R²: ضریب تشخیص
AIC: مقدار معیار اطلاعات آکایک
LR: آماره آزمون نسبت درستنمایی

در این مدل هم عرض از مبدأ و هم ضریب همگرایی با احتمال قریب به یقین معنی دارند و ضریب تشخیص مدل نسبت به مدل مربوط به کل مشاهدات به شدت افزایش یافته است. در این مدل، آماره موران ۱/۹۹ و در سطح ۹۵ درصد معنی دار است. بنابراین می توان تصریح فضایی آن را در نظر گرفت. مقدار آماره آزمون Robust LM برای مدل SAR معادل ۲/۰۹۶ و برای مدل SEM معادل ۰/۱۶۱ به ترتیب با احتمال ۰/۱۵ و ۰/۶۹

است. ردیف‌های سوم و چهارم (مدلهای SAR و SEM) به ترتیب مدل وقفه فضایی و خطای فضایی را نشان می‌دهد. در مدل وقفه فضایی ضریب همگرایی معنی‌دار است، ولی ضریب وقفه فضایی در سطح قابل قبول معنی‌دار نیست. در مدل خطای فضایی، همه ضرایب در سطح اطمینان بالا معنی‌دارند. بر اساس این مدل، سرعت همگرایی ۰/۳۹ درصد به‌دست می‌آید که حدود نیمی از سرعت همگرایی در حالت قبل است. نکته جالب توجه عرض از مبدأ در این مدل است که نسبت به حالت قبل بسیار پایین‌تر است، یعنی حالت پایا در این مشاهدات نسبت به کل مشاهدات بسیار پایین‌تر است.

در مدل مربوط به مشاهدات دارای نرخ رشد بالاتر از میانگین، ضریب همگرایی ۰/۰۹۶۳ به‌دست می‌آید و سطح معنی‌داری آن هم بسیار بالا است. بر اساس این ضریب، سرعت همگرایی ۰/۳۸ به‌دست می‌آید. به عبارت دیگر در این کشورها نرخ رشد حالت واگرایی دارد و همچنین ضرایب مربوط به وقفه و خطای فضایی در مدل‌های SAR و SEM بی‌معنی می‌باشند.

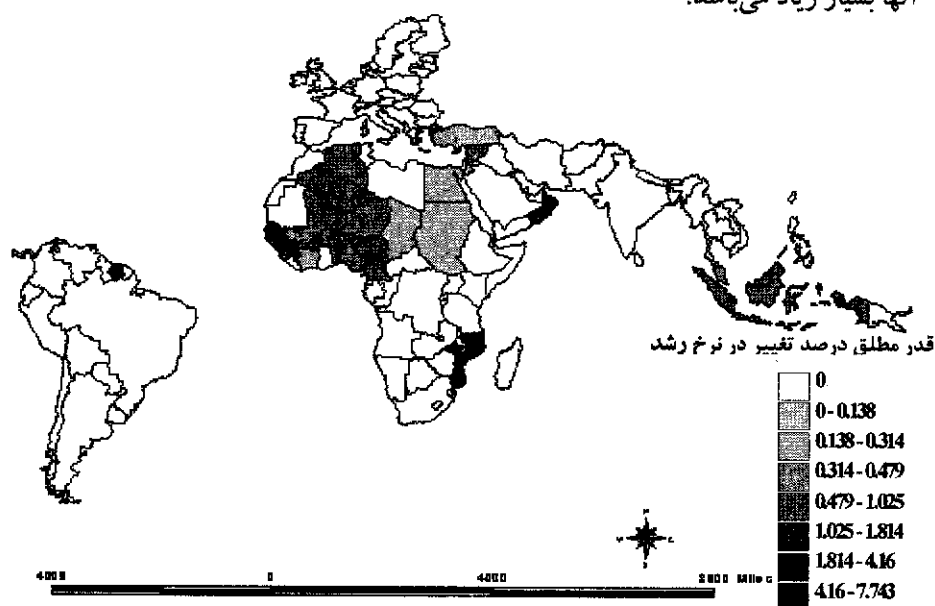
۳. اثرات سرریز منتخبی از کشورهای حوزه خلیج فارس بر سایر کشورهای نمونه

همان‌گونه که در نمودارهای (۶) و (۷) مشاهده گردید، منطقه خلیج فارس به عنوان یک منطقه پردرآمدتر طبقه‌بندی می‌گردد که می‌تواند اثرات سرریزی را به سایر کشورهای منطقه داشته باشد. به منظور بررسی این اثرات سرریز بر نرخ رشد سایر کشورهای مورد مطالعه، با توجه به معنی‌دار شدن مدل خطای فضایی، شوکی را در کشورهای حوزه خلیج فارس در نظر می‌گیریم و اثر آن را بر نرخ رشد سایر کشورها بررسی می‌نماییم. شوک را به صورت دو برابر شدن جملات خطای کشورهای حوزه خلیج فارس که در این مطالعه شامل کشورهای بحرین، ایران، عربستان و امارات متحده عربی است، در نظر می‌گیریم.^۱

۱. لازم به ذکر است که حوزه خلیج فارس شامل کشورهای بحرین، ایران، عربستان، امارات متحده عربی، کویت، عمان و قطر است که به دلیل محدودیت اطلاعات موجود در این بررسی تنها چهار کشور اول در نظر گرفته شده‌اند.

با توجه به وابستگی جملات خطا به جملات خطای مشاهدات مجاور می‌توان اثر این شوک را بر سایر کشورها بررسی نمود. برای این منظور، با استفاده از مدل (۱۱) و ضرایب برآورد شده مدل در جدول (۳)، اثر سرریز این شوک را بر نرخ رشد کشورها به دست می‌آوریم که نتایج حاصل در نمودار (۸) نشان داده شده است.

نمودار (۸) اثر سرریز شوک کشورهای حوزه خلیج فارس را بر نرخ رشد کشورهای مورد بررسی به صورت قدر مطلق درصد تغییر در نرخ رشد نشان می‌دهد. همان گونه که در این نمودار دیده می‌شود، اثرات سرریز کشورهای حوزه خلیج فارس تقریباً بر همه کشورهای وارد می‌شود و در برخی از کشورها قابل توجه است و درصد تغییر در نرخ رشد آنها بسیار زیاد می‌باشد.



نمودار ۸- درصد تغییر در نرخ رشد کشورهای نمونه در اثر سرریز شوک به منتخبی از کشورهای حوزه خلیج فارس

جمع‌بندی و ملاحظات

در این مقاله، با توجه به بررسی مدل همگرایی برای ۳۸ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی و نیز مدنظر قرار دادن اثرات فضایی نتایج زیر حاصل شده است:

۱. نتایج حاصل از برآورد مدلها نشان می‌دهد که فرضیه همگرایی در مورد کشورهای نمونه پذیرفته می‌شود. یعنی کشورهای فقیر با نرخ رشد بالاتری نسبت به کشورهای ثروتمندتر که درآمد سرانه اولیه بالاتری دارند، رشد می‌کنند. نکته حائز اهمیت در این ارتباط سرعت بسیار پایین همگرایی در نمونه مورد بررسی است که θ معادل $0/86$ درصد برآورد شده است. یعنی هر ساله تنها مقدار بسیار کوچکی ($0/86$ درصد) از شکاف میان حالت پایا و وضعیت جاری از بین می‌رود و علت آن است که حالت پایا با وضعیت جاری اختلاف زیادی ندارد.

۲. عرض از مبدأ برآوردی مدل بیانگر پایین بودن درآمد سرانه در کشورهای مورد بررسی در حالت پایا است. به عبارت دیگر، امکانات بالقوه رشد در این کشورها خیلی بالا نیست و بنابراین کشورها باید از شیوه‌های مختلف بهره‌گرفته و با برنامه‌ریزی‌های مناسب منطقه‌ای و گسترش روابط همکاری با سایر اقتصادهای قدرتمند جهان امکانات رشد بالاتر را در منطقه ایجاد نمایند.

۳. وابستگی فضایی مثبت میان نرخ رشد کشورهای اسلامی مورد مطالعه وجود دارد که این وابستگی در جملات خطای مدل است. در مدل خطای فضایی $\lambda = 0/437$ برآورد شده است. مجاورت کشورهای مورد بررسی بیشتر به صورت طولی است و هر کشور به طور متوسط با ۲ یا بیشتر کشور اسلامی دیگر مرز مشترک دارد. بنابراین، افزایش نرخ رشد هر کدام از این کشورها بر رشد کشورهای مجاور آن تأثیر می‌گذارد و به همین ترتیب، نرخ رشد منفی کشورهای مجاور به عنوان یک عامل منفی در معادله رشد هر کشور وارد می‌شود. با توجه به نرخ رشد منفی بیشتر کشورهای مورد بررسی به خصوص کشورهای واقع در قاره آفریقا، یک حلقه رشد منفی در این کشورها ایجاد شده و فقر و نرخ رشد منفی هر کشور به فقیر ماندن کشورهای مجاور خود کمک نموده است.

۴. در کشورهایی که نرخ رشد آنها کمتر از میانگین نرخ رشد نمونه مورد بررسی است، سرعت همگرایی حدود نصف سرعت همگرایی کل نمونه است ($\theta = 0/39$) و هر دو مدل وقفه و خطای فضایی معنی دارند. در کشورهای دارای نرخ رشد بالاتر از

میانگین، فرضیه همگرایی رد می‌شود و نرخ رشد این کشورها واگرا است. در این کشورها فرضیه وابستگی فضایی هم رد می‌شود.

۵. کشورهای حوزه خلیج فارس در هر دو سال ۱۹۷۵ و ۱۹۹۹ به عنوان کشورهای ثروتمند طبقه‌بندی می‌شوند و ایجاد شوک در نرخ رشد این کشورها اثرات سرریزی را بر سایر کشورها ایجاد می‌نماید. به عبارت دیگر، کشورهای حوزه خلیج فارس می‌توانند با تعمیق همکاری‌های خود و نیز گسترش روابط با سایر کشورهای جهان امکانات رشد منطقه‌ای را بهبود بخشند و اثرات سرریز مثبتی را در منطقه و نیز برای سایر کشورهای اسلامی ایجاد نمایند و در جهت از بین بردن چرخه منفی رشد حرکت نمایند.

منابع

۱. افشاری، زهرا (۱۳۷۸)؛ "بررسی همگرایی استانهای ایران (آزمون نظریه سولو و سوان)"، پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۱۳، صفحات ۱-۱۷.
۲. اکبری، نعمت الله (۱۳۷۸)؛ مباحثی از توسعه در ایران، اصفهان، نشر هشت بهشت.
۳. برانسون، ویلیام اچ. (۱۳۷۶)؛ تنویری و سیاست‌های اقتصاد کلان، مترجم: عباس شاکری، تهران، نشر نی.
۴. فرهمند، شکوفه (۱۳۸۰)؛ همگرایی اقتصادی و تأثیر سرریزهای منطقه‌ای بر رشد درآمد سرانه (مورد: کشورهای عضو OIC)، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان.
۵. وینترز، آلن (۱۳۷۹)؛ "درسهای که کشورهای در حال توسعه می‌توانند از تجربه همگرایی در اروپا بیاموزند"، مترجمان: سیف اله صادقی یارندی و محمد زاغیان، پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۱۵، صفحات ۱۷۱-۲۰۳.
۶. مؤیدفر، رزیتا (۱۳۷۷)؛ بررسی همگرایی در درآمد سرانه در بین ۱۲ کشور نفت‌خیز در حال توسعه، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا.
۷. هلر، رابرت. هـ. (۱۳۷۰)؛ تجارت بین‌الملل (نظریه و شواهد تجربی)، مترجمان: ملک آفاق فتحیان‌پور کندلزی و معصومه نونزاد، تهران، مرکز نشر دانشگاهی.
8. Akbari, Nematollah and Shekoofeh Farahmand (2004); "The Survey of Economic Convergence and Spillover Effects between the EU and Mediterranean Countries: a Spatial Econometric Perspective", **Iranian Economic Review Journal**, Forthcoming.
9. Al-Salman, Mahdi (2000); "Islamic Regional Economic Integration Challenges and Opportunities", **Preliminary Proceedings of the International Seminar on Ways and Means to Establish Islamic Common Market**, Tehran, The institute for trade studies and research, pp. 180-197.
10. Anselin, Luc (1999); **Spatial Econometrics**, University of Texas at Dallas Richardson.

11. _____ (1992); **Space Stat Tutorial**, University of Illinois.
12. Anelin, Luc and S. Rey (1991); "Properties of tests for Spatial Dependence in linear Regression Models", **Geographical Analysis**, 23, pp. 112-131.
13. Barro, Robert J. and Xavier Sala-i-Martin (1995); **Economic Growth**, New York, McGraw-Hill.
14. Barro, Robert J. (1997); **Determinants of Economic Growth (a Cross-Country Empirical Study)**, London, the MIT Press.
15. Ciccone, A. (1996); **Dynamic Externalities, Spatial Technology Diffusion, and Economic Growth**, University of California at Berkeley.
16. Choadhury, Masudal Alam (2000); "Problems and Prospects of Islamic Economic Integration: Case Study", **Preliminary Proceedings of the International Seminar on Ways and Means to Establish Islamic Common Market**, Tehran, The Institute for Trade Studies and Research, pp. 199-221.
17. Gurler, Oker (2000); "Role and Function of Regional Blocks and Arrangements in the Formation of the Islamic Common Market", **Preliminary Proceedings of the International Seminar on Ways and Means to Establish Islamic Common Market**, Tehran, The Institute for Trade Studies and Research, pp. 1-16.
18. LeSage, J. P. (1999); **Spatial Econometrics**, University of Toledo.
19. Nehrin, Kashfia (2000); "Trade Liberalization and Growth in Selected OIC Muslim Countries: Some New Evidence", **Preliminary Proceedings of the International Seminar on Ways and Means to Establish Islamic Common Market**, Tehran, The Institute for Trade Studies and Research.
20. OIC, "OIC In Brief", www.oic-oic.org.
21. Poon Jessie P. and Karita Pandit (1996); "Pacific Trade and Rationalization, 1965-1990", **the International Trade Journal**, Vol.10, No.2, pp. 199-221.
22. Ray, S. J. and B. D. Montoury (1999); "US Regional Income convergence: a Spatial Econometric Perspective", **Regional Studies**, 322, pp. 143-156.
23. Romer Paul (1990); "Endogenous Technological change", **Journal of Political Economy**, Vol. 98 (5, Part 2), pp. 71-102.
24. -Romer, Paul (1986); "Increasing Returns and Long-run Growth", **Journal of Political Economy**, Vol. 94, pp. 1002-1037.

25. Salvatore, Dominick (1996); **Globalization and International Competitiveness**, Fordham University.
26. Vaya Esther, et al. (1999); **Growth and Externalities Across Economics on Empirical Analysis Using Spatial Econometrics**, University of Barcelona.
27. World Bank (2000); World Development Report.
28. World Bank (2000); Human Development Report (HDR).
29. www.sesrtcic.org.

پیوست:

پیوست (۱) - نام و کد کشورهای اسلامی مورد مطالعه

نام کشور	کد کشور
مالی	MLI
موریتانی	MRT
مراکش	MAR
موزامبیک	MOZ
نیجر	NER
نیجریه	NGA
عمان	OMN
پاکستان	PAK
عربستان سعودی	SAU
سنگال	SEN
سیرالئون	SEL
سودان	SDN
سورینام	SUR
سوریه	SYR
توگو	TGO
تونس	TUN
ترکیه	TUR
اوگاندا	UGA
امارات متحده عربی	UAE

نام کشور	کد کشور
الجزایر	DZA
بحرین	BHR
بنگلادش	BGD
بنین	BEN
بورکینافاسو	BFA
کامرون	CMR
چاد	TCD
کومور	COM
ساحل عاج	CIV
مصر	EGY
گابون	GAB
گامبیا	GMV
گینه	GIN
گینه بیسائو	GNB
گویان	GUY
اندونزی	IDN
ایران	IRN
اردن	JOR
مالزی	MYS