فصلنامه پژوهشنامه بازرگاني، شماره ٣٤، بهار ١٣٨٤، ٣٢ ـ ١

همگرايي اقتصادي كشورهاي اسلامي و بررسي سرريزهاي منطقه‌اي با تأكيد بر نقش منتخبي از كشورهاي حوزة خليج‌فارس: مطالعه‌اي بر مبناي اقتصادسنجي فضايي

دكتر نعمت‌اله اكبري* شكوفه فرهمند**

همگرايي اقتصادي/ سرريز منطقه‌اي / كشورهاي اسلامي / اقتصادسنجي فضايي

چكيده

در سالهاي اخير تحولات ساختار اقتصاد جهاني سبب وابستگي هرچه بيشتر اقتصادها و تأثيرپذيري آنها از يكديگر گرديده است. نتايج مطالعات اخير نشانگر كمرنگ شدن مرز ميان كشورها، افزايش مبادلات بين‌المللي و فعاليت‌هاي مشترک و فرامنطقه‌اي كشورها مي‌باشد. در واقع، انگيزة كسب منافع بيشتر، محرک گسترش و تعميق همكاري ميان كشورها است. همكاري‌هاي اقتصادي مي‌تواند سبب افزايش مبادلات تجاري، صرفه‌هاي مقياس، انتقال تكنولوژي و در نتيجه بهبود رفاه اقتصادي و افزايش رشد گردد. اين اثرات از طريق مجاورت و مرز مشترك نيز حاصل مي‌گردد.

استدلال‌هاي نظري اخير نشان مي‌دهند كه در نظام اقتصادي جديد، وضعيت و جهت حركت اقتصاد هر كشور علاوه بر اينكه تحت تأثير شرايط داخلي آن كشور مي‌باشد، از موقعيت و جهت حركت كشورهاي ديگر نيز تأثير مي‌پذيرد. در بررسي ارتباط ميان شرايط داخلي و جهت حركت اقتصاد كشورها، بحث همگرايي اقتصادي مطرح مي‌شود كه رابطة ميان نرخ رشد و

---

* عضو هيأت علمي دانشكدة علوم اداري و اقتصاد دانشگاه اصفهان

** دانشجوي دورة دكتري دانشكدة علوم اداري و اقتصاد دانشگاه اصفهان

وضعيت اولية درآمد سرانة آنها را مورد بررسي قرار مي‌دهد. استفاده از تکنيک‌هاي اقتصادسنجي فضايي، امکان بررسي اثرات سرريز ناشي از مجاورت را در قالب روابط تجاري و همکاري‌هاي منطقه‌اي در اين مدل فراهم مي‌آورد و بنابراين مي‌توان نتايج واقعي‌تر و قابل اعتمادتري را به‌دست آورد.

در اين مطالعه، همگرايي اقتصادي ميان کشورهاي اسلامي، با تأکيد بر نقش کشورهاي حوزة خليج‌فارس بررسي مي‌گردد و براي اين منظور از روش‌هاي اقتصادسنجي فضايي استفاده مي‌شود. نتايج مطالعه نشان مي‌دهد که وابستگي فضايي مثبت ميان نرخ رشد کشورهاي اسلامي وجود دارد. بنابراين، با توجه به اثرات سرريز مثبت منطقه‌اي، رشد کشورهاي هر منطقه از جمله کشورهاي واقع در حوزة خليج فارس مي‌تواند اثرات مثبتي را بر رشد کشورهاي مجاور داشته باشد و يک چرخة رشد اقتصادي مثبت ايجاد نمايد.

مقدمه

امروزه دور جديدي در اقتصاد جهاني آغاز شده و اقتصاد جهاني روندي را در پيش گرفته كه بيش از پيش اقتصاد كشورهاي مختلف را به هم نزديك و به هم وابسته مي‌سازد. در ادبيات جديد اقتصادي همواره بر نقش مجاورت[1]، تجارت و همكاري‌هاي اقتصادي در انتقال سرمايه و تكنولوژي و در نتيجه در رشد تأكيد مي‌گردد. حتي برخي معتقدند كه كشورهاي عقب مانده يا در حال توسعه همان‌قدر به سرمايه و تكنولوژي دسترسي دارند كه كشورهاي توسعه يافته. كشورهاي كمتر توسعه يافته[2] و در حال توسعه مي‌توانند از تجربه و دانش كشورهاي پيشرفته بهره گرفته و راه رشد و توسعه را سريعتر بپيمايند، چرا كه استفاده از دانش و تكنولوژي موجود نسبت به ابداع آن نياز به زمان و هزينة كمتري دارد. ميزان بهره‌گيري از اين شرايط بستگي به ظرفيت و زيرساخت‌هاي موجود هر كشور دارد.

كشورهايي كه داراي درآمد اولية پاييني‌اند، ولي زير ساخت‌هاي لازم را فراهم آورده، مي‌توانند به خوبي از اين شرايط اقتصاد جهاني استفاده نموده و گام‌هاي رشد و توسعه را سريعتر بردارند، همچنان كه تجربة كشورهاي تازه صنعتي شدة آسيا نشانگر اين امر است. روشن است هر كشوري كه ضعف امكانات داشته باشد، توان بالقوة اندكي در استفاده از شرايط جديد خواهد داشت و با درآمد اولية پايين، نرخ رشد پاييني هم خواهد داشت.

در ادبيات اقتصادي، رابطه ميان نرخ رشد و درآمد اوليه، با توجه به شرايط ساختاري، تحت عنوان همگرايي اقتصادي[3] مورد بررسي قرار مي‌گيرد. در بررسي تأثيرپذيري اقتصاد يك كشور از موقعيت و جهت حركت كشورهاي ديگر بحث اثرات سرريز[4] مطرح مي‌شود. اين اثرات به طرق مختلف از جمله مجاورت، تجارت، همكاري‌هاي منطقه‌اي و ... ايجاد مي‌گردند. همان‌گونه كه بيان شد، مجاورت يكي از راههاي ايجاد اثرات سرريز است. زماني‌كه يك كشور سرمايه‌گذاري مي‌كند و تكنولوژي خود را بهبود مي‌بخشد، بازدهي حاصل از اين سرمايه‌گذاري بيشتر از منافع داخلي است كه نصيب خود آن كشور

---

[1] Contiguity
[2] Less-developed Countries
[3] Economic Convergence
[4] Spillover Effects

مي‌گردد و كشورهاي مجاور نيز از آن متنفع مي‌گردند و بازدهي آنها هم افزايش مي‌يابد. اين مسئله تحت عنوان سرريزهاي منطقه‌اي مورد بررسي قرار مي‌گيرد و نقش قابل توجهي در رشد منطقه‌اي خواهد داشت. به عبارت ديگر، با بهبود وضعيت يك يا چند كشور در يك منطقه، تمام كشورهاي منطقه از آن بهره‌مند مي‌شوند و در واقع يك چرخه رشد مثبت در منطقه ايجاد خواهد شد. روشن است كه عكس اين حالت در مناطقي صادق است كه كشورهاي موجود در آنها وضعيت اقتصادي نامناسبي دارند و فقير بودن آنها به فقير ماندن آنها كمك نموده است.

بررسي راههاي بهره‌گيري از اثرات سرريز و كسب منافع بالاتر براي كشورهاي كمتر توسعه يافته و در حال توسعه از جمله كشورهاي عضو سازمان كنفرانس اسلامي[1] (OIC) كه ايران هم يكي از اعضا آن است، حائز اهميت بيشتري مي‌باشد، چرا كه اين كشورها بايد راههاي دستيابي به نرخ‌هاي رشد بالاتر را پيدا نموده و مسير رشد و توسعه را سريعتر طي كنند تا بتوانند در كنار ساير كشورهاي جهان، در صحنة اقتصاد جهاني حضور داشته باشند. در اين مقاله، هدف بررسي همگرايي اقتصادي و اثرات سرريز منطقه‌اي در كشورهاي اسلامي است كه براي اين منظور از تكنيك هاي اقتصادسنجي فضايي[2] استفاده مي‌گردد. با توجه به ماهيت منطقه‌اي داده‌هاي مورد مطالعه و مكانمند بودن آنها، استفاده از تكنيك هاي معمول اقتصادسنجي باعث ايجاد تورش در نتايج مي‌شود و ديگر نتايج قابل اعتماد نخواهد بود، زيرا در صورت وجود ارتباط فضايي در داده‌هاي منطقه‌اي، فروض گاس ـ ماركوف نقض خواهند شد.

براين اساس، قسمت‌هاي مختلف مقاله به شرح زير است:

در قسمت بعد، مفهوم همگرايي اقتصادي بيان مي‌گردد و در قسمت دوم مقاله مدل همگرايي كه بر اساس مدل رشد سولو ـ سوان[3] است و ارتباط ميان نرخ رشد و سطح اوليه درآمد سرانه را نشان مي‌دهد با توجه به شيوه‌هاي اقتصادسنجي فضايي تصريح مي‌گردد. در ادامه خلاصه‌اي از وضعيت كشورهاي اسلامي مورد مطالعه بيان مي‌شود. در قسمت

---

[1] Organization of Islamic Conference

[2] Spatial Econometrics

[3] Solow-Swan Growth Model

چهارم همگرايي اقتصادي كشورهاي مورد مطالعه بر اساس مفاهيم مختلف همگرايي و به صورت ساده و فضايي تحليل مي‌گردد. در قسمت بعد براي برجسته نمودن نقش كشورهاي حوزه خليج‌فارس در منطقه، اثرات سرريز حاصل از وارد نمودن شوكي در كشورهاي مورد مطالعة واقع در حوزة خليج‌فارس بر ساير كشورهاي اسلامي، نشان داده مي‌شود. همچنين، قسمت آخر مقاله به بيان خلاصه و نتيجه‌گيري و ارائه پيشنهاداتي در اين زمينه اختصاص مي‌يابد.

۱. مباني نظري و ادبيات تحقيق

۱ـ۱. همگرايي اقتصادي

در مطالعات مربوط به رشد، بعد از مدل هارود ـ دومار، مدل سولو ـ سوان (۱۹۵٦) مورد توجه قرار گرفت. جنبة كليدي مدل سولو ـ سوان فرم نئوكلاسيكي تابع توليد با فرض بازدهي ثابت نسبت به مقياس، بازدهي نزولي نسبت به مقياس براي هر يك از عوامل توليد و كشش جانشيني مثبت بين عوامل است. اين تابع توليد با قاعدة نرخ ثابت پس‌انداز تركيب مي‌شود و يك مدل تعادل عمومي ساده را ايجاد مي‌نمايد.[۱]

در مدل رشد سولو ـ سوان شكل ساده‌اي از تابع توليد كاب ـ داگلاس در نظر گرفته مي‌شود كه در آن توليد تابعي از دو عامل سرمايه و كار است. شكل سرانه اين تابع توليد را مي‌توان به صورت زير نوشت:

$$y= Ak^{\alpha} \qquad (۱)$$

كه $A>۰$ نشانگر سطح تكنولوژي، k سرمايه سرانه، y توليد سرانه و $۰ < \alpha < ۱$ است و اين تابع شرايط بيان شده فوق را دارد. مطابق با اين تابع، تغيير در ذخيرة سرمايه در طي زمان از طريق معادله (۲) كه معادله ديفرانسيل اساسي مدل سولو ـ سوان ناميده مي‌شود، به‌دست مي‌آيد:

$$\overset{\circ}{k} = s.f(k) - (n+\delta).k \qquad (۲)$$

---

[۱] R. J. Barro and X. Sala-I-Martin (۱۹۹۵)

كه در آن k مقدار سرمايه سرانه بازاي هر واحد نيروي كار و $\dot{k}$ تغييرات آن در طول زمان، f(k) تابع توليد و s نرخ پس‌انداز است. (n+δ)به عنوان نرخ مؤثر استهلاك سرمايه سرانه (نسبت سرمايه به كار) در نظر گرفته مي‌شود. با فرض s=۰، k در طول زمان كاهش مي‌يابد كه بخشي از اين كاهش به دليل استهلاك سرمايه با نرخ δ و بخشي ناشي از رشد نيروي كار با نرخ n است.

در مدل رشد سولو ـ سوان، يك حالت پايا[1] تعريف مي‌شود كه در آن كميت‌هاي مختلف با نرخ‌هاي ثابتي رشد مي‌كنند. در اين مدل استدلال مي‌شود كه در بلندمدت متغيرهاي اقتصادي به سمت حالت پاياي خود همگرا مي‌شوند. اين مدل نشان مي‌دهد كه چگونه درآمد سرانة يك اقتصاد به سمت حالت پاياي خود و نيز به سمت درآمد سرانه ساير اقتصادها همگرا مي‌شود.[2]

با توجه به مدل رشد سولوـ سوان، مفاهيم مختلفي از همگرايي بيان شده است‌كه در اين مقاله به دو مفهوم همگرايي σ و همگرايي β اشاره مي‌گردد. يك مفهوم از همگرايي كه همگرايي σ ناميده مي‌شود، به بررسي پراكندگي درآمد سرانه مي‌پردازد. در اين مفهوم، اگر پراكندگي كه براي مثال از طريق انحراف معيار لگاريتم درآمد يا توليد سرانه گروهي از كشورها يا نواحي محاسبه مي‌شود، در طول زمان كاهش يابد، همگرايي صورت مي‌گيرد.

در ادبيات اقتصادي، مفهوم ديگري از همگرايي مطرح است كه همگرايي β ناميده مي‌شود كه اولين بار توسط بارو و سالا ـ آي‌ـ مارتين (۱۹۹۱، ۱۹۹۲، ۱۹۹۵) مطرح شد. اين مفهوم از همگرايي اقتصادي اشاره بر تمايل درآمد (توليد) سرانه واقعي به سمت يك تعادل بلندمدت دارد و بر اساس آن دو فرضيه مطرح شده است. اول، فرضية همگرايي مطلق[3] است كه مطابق آن اقتصادها به سمت يك حالت پايا همگرا مي‌شوند. اين در حالتي است كه اقتصادها از لحاظ ساختاري مشابه باشند كه در اين صورت حالت پاياي آنها مشابه خواهد بود و تفاوت آنها به شرايط اوليه آنها بستگي خواهد داشت. بر اساس اين فرضيه، اقتصادهاي فقير با درآمد سرانه اولية پايين سريعتر از اقتصادهاي ثروتمند با درآمد سرانه

---

[1] Steady State

[2] همان

[3] Absolute Convergence Hypothesis

اولية بالا رشد مي‌كنند. ولي با تفاوت در ساختار اقتصادها، حالت پاياي آنها در سطوح متفاوتي ايجاد مي‌شود و در اين شرايط فرضيه همگرايي مشروط[۱] مطرح مي‌گردد، يعني هر اقتصاد به سمت حالت پاياي خود ميل مي‌كند. هر چه فاصله از حالت پايا بيشتر باشد، نرخ رشد بالاتر است. از اين رو، اگر در اقتصادي ساختارها مناسب نباشند و نرخ پس‌انداز و سطح تكنولوژي پايين و نرخ رشد جمعيت و نرخ استهلاك بالا باشند، تعادل بلندمدت در سطح پاييني ايجاد مي‌شود و فاصله اندك حالت جاري با تعادل بلندمدت سبب پايين بودن نرخ رشد مي‌گردد. مدلي كه براي بررسي همگرايي β بر اساس مدل سولو ـ سوان با توجه به رابطه ميان نرخ رشد درآمد و سرمايه سرانه به دست مي‌آيد، به صورت زير است:

$$L_n (y_t) = (۱-e^{-\beta t}) L_n(y^*) + e^{-\beta t} L_n (y_{٠}) \qquad (۳)$$

كه y^* درآمد سرانه در حالت پايا و $y_{٠}$ مقدار اوليه درآمد سرانه است. در اين رابطه β سرعت همگرايي[۲] است و سرعت حركت به سمت حالت پايا را نشان مي‌دهد.[۳]

بر اساس مدل بيان شده در رابطه (۳)، مدل بررسي همگرايي در مطالعات تجربي به صورت زير استخراج شده است:

$$L_n \left(\frac{Y_{it+۱}}{Y_i}\right) = \alpha + \beta . L_n\, Y_{it} + \varepsilon \qquad (٤)$$

كه در اين رابطه $L_n\, Y_{it}$ لگاريتم طبيعي درآمد سرانه مشاهده i در زمان t، $L_n \left(\frac{Y_{it+۱}}{Y_i}\right)$ نرخ رشد سالانه درآمد سرانه مشاهدة i و ε جملة خطا است. در اين مدل نيز β سرعت همگرايي را نشان مي‌دهد. روشن است كه اگر نرخ رشد به جاي سالانه، در طول دوره‌اي از زمان مورد توجه باشد، ضريب برآوردي β مستقيماً سرعت همگرايي را به دست نمي‌دهد و براي مثال اگر رشد در طول k سال باشد، با برآورد β، ضريب همگرايي (θ) از رابطة زير حاصل مي‌شود:

$$\theta = \frac{L_n(\beta + ۱)}{-k} \qquad (۵)$$

---

[۱] . Conditional Convergence Hypothesis

[۲] . Convergence speed

[۳] . همان

كه k نشانگر تعداد سالهاي مورد بررسي است. در واقع سرعت همگرايي نشان مي‌دهد كه در هر سال چه مقدار از شكاف ميان درآمد سرانه جاري و حالت پايا از ميان خواهد رفت.

معادله (٤) در مطالعات تجربي بسياري مورد بررسي قرار گرفته است كه برخي به بررسي همگرايي در داخل مناطق يك كشور خاص پرداخته‌اند و عده‌اي همگرايي درآمد سرانهٔ چند كشور را مورد بررسي قرار داده‌اند. براي مثال سالا ـ آي ـ مارتين (۱۹۹۱) همگرايي اقتصادي ايالت‌هاي آمريكا را مطالعه نمود و سرعت همگرايي را در طول چند دههٔ گذشته ۱/۹ درصد به‌دست آورد. بارو (۱۹۹۷) همگرايي ميان ۱۱٤ كشور جهان را مورد بررسي قرار داد. در اين مطالعه، با توجه به اختلافات ساختاري ميان كشورها فرضيه همگرايي مطلق رد و ضريب همگرايي مشروط ۲/۵ درصد برآورد شد. از جمله مطالعات داخلي نيز مي‌توان به مطالعه افشاري (۱۳۷۸) در ارتباط با همگرايي درآمد سرانه بين ۲٤ استان ايران طي دوران پس از جنگ و مطالعه مؤيدفر (۱۳۷۷) در بررسي همگرايي گروهي از كشورهاي درحال توسعه نفت‌خيز طي دوره ۹۰ ـ ۱۹۵۰ اشاره نمود.[۱]

۲ـ۱. اقتصادسنجي فضايي: اثرات فضايي و تصريح فضايي مدل همگرايي

به هنگام كار در علوم منطقه‌اي با داده‌هايي سر و كار داريم كه خاصيت مكاني دارند و به عبارت ديگر داده‌ها مكانمندند. در داده‌هاي مكانمند دو مسئله ايجاد مي‌شود: وابستگي فضايي[۲] موجود ميان مشاهدات و ناهمساني فضايي[۳] كه در روابط مدلسازي شده رخ مي‌دهد . اين دو مسئله كه در اقتصادسنجي مرسوم ناديده گرفته مي‌شوند، باعث نقض فروض گاس ـ ماركوف مي‌گردند. وابستگي فضايي باعث نقض فرض ثابت بودن متغيرهاي توضيحي در نمونه‌هاي تكراري مي‌شود. همين‌طور، ناهمساني فضايي اين فرض گاس ـ ماركوف را كه يك رابطه خطي يكه بين مشاهدات نمونه وجود دارد، نقض

---

[۱] لازم به ذكر است كه در اينجا مباني نظري همگرايي اقتصادي و مطالعات صورت گرفته به صورت خلاصه بيان مي‌شود. براي مطالعه بيشتر در اين زمينه مي‌توانيد به Akbari and Farahmand (۲۰۰۴) و فرهمند(۱۳۸۰) مراجعه نماييد.

[۲] Spatial Dependence

[۳] Spatial Heteroscedasticity

مي‌كند. اگر با حركت در بين نمونه داده‌هاي فضايي، اين ارتباط تغيير كند، براي مدلسازي اين تغييرات و استنتاجات صحيح، نياز به روش‌هاي تخمين ديگري به غير از اقتصادسنجي مرسوم داريم كه اين روش‌ها در اقتصادسنجي فضايي مطرح مي‌گردند[۱]. اقتصادسنجي فضايي مجموعه‌اي از روش‌هايي است كه اين دو مسئله را مد نظر قرار مي‌دهند. به عبارت دقيق‌تر، اقتصادسنجي فضايي زير شاخه‌اي از اقتصادسنجي است كه با روابط متقابل فضايي (خود همبستگي فضايي) و ساختار (ناهمساني) فضايي در مدل‌هاي رگرسيوني با داده‌هاي مقطعي يا تركيب مقطعي ـ سري زماني سر و كار دارد.

وابستگي فضايي در مجموعه‌اي از مشاهدات نمونه اشاره به اين حقيقت دارد كه يك مشاهده مربوط به يك مكان (فرضاً i) در ارتباط با مشاهدات مكان‌هاي j ‏(j≠i) قرار مي‌گيرد. يعني:

$$y_i = f(y_j),\ i = ۱, \ldots, n,\ i \neq j \qquad (٦)$$

كه y نشان دهندة يك متغير است. پس وابستگي فضايي مي‌تواند بين چند مشاهده باشد. اما، اصطلاح ناهمساني فضايي اشاره به تغيير روابط در طول فضا دارد. به عبارت ديگر، انتظار مي‌رود در هر نقطه از فضا يك رابطه متفاوت موجود باشد:

$$y_i = f_i\,(X_i\,\beta_i + \varepsilon i) \qquad (۷)$$

كه y_i تغير وابسته در مكان X_i, i مجموعه‌اي از متغيرهاي مستقل است.[۲]

در اقتصادسنجي فضايي با تصريح‌هاي متفاوتي از مدلها به اين مسائل توجه مي‌شود. در واقع، در مدل رگرسيون استاندارد خطي، وابستگي فضايي را به دو طريق مجزا مي‌توان لحاظ نمود:

الف ـ مدل وقفه فضايي(SAR)[۳]: اين مدل براي ارزيابي وجود و شدت وابستگي فضايي مناسب است. در اين مدل يك متغير جديد به نام متغير وقفة فضايي متغير وابسته[٤]

---

[۱] J. P. Le Sage (۱۹۹۵)

[۲] همان

[۳] Spatial Lag Model

[۴] Spatial lag of the dependent Variable

وارد مدل مي‌گردد. اين متغير كه متغير هموارەكنندة فضايي[۱] هم ناميده مي‌شود، از حاصلضرب ماتريس وزني فضايي[۲] در بردار متغير وابسته به دست مي‌آيد. ماتريس وزني فضايي، ارتباطات فضايي مشاهدات را نشان مي‌دهد و به دو طريق مي‌تواند در نظر گرفته شود: بر اساس رابطة ساده مجاورت و بر اساس فاصله. ماتريس وزني فضايي براي يك مجموعة n مشاهده‌اي، يك ماتريس n×n است كه عنصر W_{ij} (عنصر سطر i و ستون j) رابطه فضايي ميان مشاهدات i و j را نشان مي‌دهد. اگر ماتريس بر اساس مجاورت تعريف شده باشد، عناصر آن صفر و يك مي‌باشند. عناصر يك نشانگر مجاورت و وجود مرز مشترك ميان مشاهدات و عناصر صفر نشانگر عدم وجود رابطة مجاورت مي‌باشند. ماتريس فاصله نيز بر اساس فاصلة بين مشاهدات تعريف مي‌گردد و معمولاً به صورت معكوس توان دوم فاصله در نظر گرفته مي‌شود. ماتريس وزني فضايي معمولاً بر اساس سطر استاندارد مي‌گردد به گونه‌اي كه حاصل‌جمع هر سطر آن معادل يك گردد. در اين صورت، با پيش ضرب آن در بردار هر متغير، مقدار متوسط وزني آن متغير در مشاهدات مجاور آن يا مشاهدات با فاصله‌هاي مختلف به دست مي‌آيد. بدين ترتيب، فرم كلي مدل وقفه فضايي به صورت زير است:

$$y = \rho wy + X\beta + \varepsilon \qquad (۸)$$

كه w ماتريس وزني فضايي و X ماتريس متغيرهاي مستقل است. wy متغير وقفه فضايي y است و معادله (۸) مدل مختلط رگرسيون ـ خود رگرسيون فضايي[۳] ناميده مي‌شود. در اين معادله پارامتر ρ نشان دهندة وابستگي فضايي است و معني‌دار بودن آن نشان‌دهندة وجود وابستگي فضايي است. ρ مثبت نشانگر وابستگي فضايي مثبت و ρ منفي نشان‌دهندة وابستگي فضايي منفي بين مشاهدات است. در اين حالت، بر اساس معادلة (۸) داريم:

$$y= (I-\rho w)^{-۱} X\beta + (I-\rho w)^{-۱}\varepsilon \qquad (۹)$$

روشن است كه در اين رابطه نتايج تخمين OLS داراي تورش و ناسازگار است .

---

[۱] . Spatial Smoother

[۲] . Spatial Weight Matrix

[۳] . Mixed Spatial Autoregressive – Regressive Model

ب ـ مدل خطاي فضايي(SEM)[١]: در اين حالت وابستگي فضـايي ميـان جمـلات خطـا وجود دارد و فرم كلي آن به صورت زير است:

$$\begin{aligned} y &= X\beta + \varepsilon, \\ \varepsilon &= \lambda w \varepsilon + u \end{aligned} \qquad (١٠)$$

كه تعريف متغيرها مانند قبل است و λ وابستگي فضايي جملات خطا را نشـان مـي‌دهـد. در اين حالت:

$$y = X\beta + (I - \lambda w)^{-١} u \qquad (١١)$$

به عبارت ديگر، جملة خطاي يـك مشاهده بـه جمـلات خطـاي مشـاهدات مجـاور آن وابسته است[٢].

لازم به ذكر است كه شيوه‌هاي مختلفي براي آزمون وابسـتگي فضـايي ميـان مشـاهدات وجود دارد كه از مهمترين آنها مي‌توان به آزمون مـوران (I)[٣] و آزمـون جـري (C)[٤] و نيـز نمودار پراكنش موران[٥] اشاره نمود. آماره‌هاي موران (I) و جري (C) به ترتيب بـه صـورت زير محاسبه مي‌گردند:

$$I = N / S \,.\, \Sigma i \Sigma j w_{ij} (y_j - \mu).(y_i - \mu) / \Sigma i (y_i - \mu)^{٢} \qquad (١٢)$$

$$C = (N - ١) / ٢S \,.\, (\Sigma i \Sigma j w_{ij} .(y_i - y_j)^{٢} / \Sigma i (y_i - \mu)^{٢} \qquad (١٣)$$

I آماره موران و C آمـارة جـري اسـت. yi متغيـر مـورد نظـر و μ ميـانگين آن، N تعـداد مشاهدات و .S مجموع همة عناصر ماتريس وزني فضايي اسـت. ميـانگين آمـارة مـوران (I) معادل ١-N/ ١- است. اگـر آمـارة مـوران (I) محاسـبه شـده در مشـاهدات مـورد بررسـي، بزرگتر از مقدار مورد انتظار آن باشد، نشانگر وجود خود همبستگي مثبت و اگـر كـوچكتر از مقدار مورد انتظار آن باشد، بيانگر وجود خود همبستگي منفي اسـت. همچـنين، ميـانگين

---

[١]. Spatial Error Model
[٢]. L. Anselin (١٩٩٩)
[٣]. Moran- I Test
[۴]. Geary-C Test
[۵]. Moran Scatter plot

آمارة جري (C) معادل يك است و مقادير كوچكتر از يك نشان‌دهندة خود همبستگي مثبت و مقادير بزرگتر از يك نشان‌دهندة خود همبستگي منفي است.[1]

نمودار پراكنش موران، مقدار متغير را در مقابل وقفة فضايي آن ترسيم مي‌كند (هر دو را به صورت استاندارد شده بر حسب ميانگين در نظر مي‌گيرد) و قرار گرفتن بيشتر مشاهدات در نواحي اول و سوم اين نمودار نشان‌دهندة وجود وابستگي فضايي مثبت ميان مشاهدات است .

با توجه به معادلات بيان شده در روابط (۸) و (۱۰) مي‌توان تصريح فضايي مدل همگرايي را به شكل مدل وقفه فضايي و مدل خطاي فضايي به ترتيب به صورت زير بيان نمود:

$$L_n\left(\frac{Y_{it+k}}{Y_{it}}\right) = \alpha + \rho L_n\left(\frac{Y_{it+k}}{Y_{it}}\right) + \beta L_n Y_{it} + \varepsilon \qquad (۱٤)$$

و

$$L_n\left(\frac{Y_{it+k}}{Y_{it}}\right) = \alpha + \beta L_n Y_{it} + \varepsilon \qquad (۱۵)$$

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

رابطه (۱٤) فرم وقفه فضايي مدل همگرايي را نشان مي‌دهد. معني‌دار شدن ضريب متغير وقفة فضايي در اين معادله، به معني وجود خود همبستگي ميان نرخ رشد مشاهدات است. اگر ρ مثبت باشد، خود همبستگي فضايي مثبت است و قرار گرفتن در مجاورت مشاهدات داراي نرخ رشد بالاتر اثر مثبت بر رشد خواهد داشت و عكس اين حالت براي ρ منفي صادق است. رابطه (۱۵) فرم خطاي فضايي مدل همگرايي را بيان مي‌كند. در اين حالت نيز وضعيت مشاهدات مجاور بر هر مشاهده تأثير دارد و معني‌دار شدن ضريب λ در اين معادله به معني آن است كه وضعيت رشد هر كشور تحت تأثير كشورهاي مجاور خود قرار دارد. با استفاده از اين مدل مي‌توان اثرات سرريز منطقه‌اي را هم بررسي نمود. لازم به ذكر است كه در مطالعات مختلفي فرم‌هاي فضايي مدل همگرايي مورد بررسي قرار گرفته است كه از آن جمله مي‌توان به ري و منتوري[2] (۱۹۹۹) براي ٤٨ ايالت آمريكا و وايا و ديگران[3]

---

[1] انسلين (۱۹۹۲)

[2] S. J. Rey & B. D. Montoury (۱۹۹۹)

[3] E. Vaya et.al (۱۹۹۹)

(۱۹۹۹) براي كشور اسپانيا و نيز كشورهاي عضو اتحاديه اروپا اشاره نمود.

۳ـ۱. مورد مطالعه: كشورهاي اسلامي

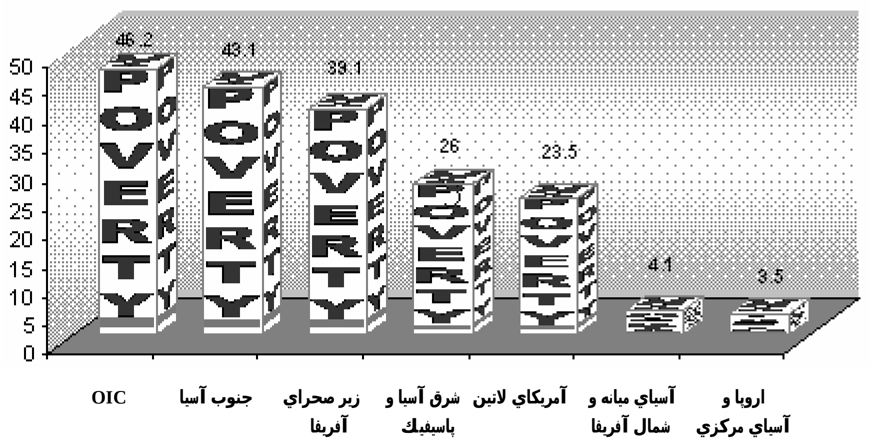
در اين مطالعه، با توجه به داده‌ها و اطلاعات در دسترس، همگرايي اقتصادي منتخبي از كشورهاي عضو سازمان كنفرانس اسلامي (OIC) مورد بررسي قرار مي‌گيرد. سازمان كنفرانس اسلامي در ۲۵ سپتامبر ۱۹۶۹ با عضويت ۲۵ كشور اسلامي تأسيس شد و در حال حاضر مشتمل بر ۵۷ كشور مستقل اسلامي است. سازمان كنفرانس اسلامي در ابتدا به عنوان يك سازمان سياسي آغاز به كار نمود و متعاقب آن دريافت كه عملكرد مؤثر سياسي مبتني بر بهبود همكاري‌هاي اقتصادي ميان كشورهاي عضو مي‌باشد. از اين رو، فعاليت‌هاي همكاري اقتصادي به عنوان يكي از موضوعات مهم مورد بحث OIC مطرح شد.

از ميان ۵۷ كشور اسلامي عضو اين سازمان، ۲۷ كشور در قارهٔ آسيا و ۲۷ كشور در قارهٔ آفريقا واقع شده‌اند. كشور آلباني در اروپا و دو كشور سورينام و گويان نيز در آمريكاي لاتين قرار دارند. اين كشورها از نظر جغرافيايي گستردگي زيادي دارند. از طرفي موقعيت جغرافيايي و مجاورت اين كشورها با يكديگر، لزوم توجه به اثرات فضايي ميان آنها را نشان مي‌دهد.

كشورهاي اسلامي شرايط و موقعيت‌هاي متفاوتي دارند. بزرگترين آنها از نظر وسعت، قزاقستان با مساحت ۲۷۲٤ هزار كيلومترمربع و كوچكترين، مالديو با مساحت ۲۹۸ كيلومترمربع است. پرجمعيت‌ترين كشور اسلامي اندونزي و كم جمعيت‌ترين مالديو و متوسط رشد جمعيت در كشورهاي اسلامي حدود ۲/۳ درصد است. كشورهاي عضو سازمان كنفرانس اسلامي عمدتاً شرايط اقتصادي و اجتماعي مناسبي ندارند. اكثر كشورهاي اسلامي جزء كشورهاي كمتر توسعه يافته محسوب مي‌شوند و معمولاً با درآمد سرانه پايين و نرخ رشد بالاي جمعيت مواجهند. بر اساس تقسيم‌بندي بانك جهاني در سال ۲۰۰۰، از ميان ۵۷ كشور اسلامي، ۲۹ كشور جزء كشورهاي كم درآمد (با درآمد سرانه پايين‌تر از ۷٦۰ دلار)، ١٦ كشور با درآمد سرانه متوسط پايين (بين ۷٦۰ تا ۳۰۳۰ دلار)، ۸

کشور با درآمد سرانه متوسط بالا (بين ۳۰۳۰ تا ۹۳۶۰ دلار)، و تنها ٤ کشور با درآمد سرانه بالا (بيشتر از ۹۳٦۰ دلار) مي‌باشند.[۱]

اين کشورها معمولاً حجم تجارت اندكي دارند و تجارت داخلي ميان اعضا هم بسيار پائين است. به غير ازكشورهاي صادركنندة نفت ـ الجزاير، برونئي، گابون، اندونزي، ايران، عراق، كويت، ليبي، نيجريه، عمان، قطر، عربستان و امارات متحده عربي ـ مهمترين كالاي صادراتي ساير كشورهاي مسلمان را مواد اوليه و مصرفي مانند مواد غذايي، كتان، پوست و چوب تشكيل مي‌دهد[۲]. درصد بالايي از جمعيت كشورهاي اسلامي در زير خط فقر زندگي مي‌كنند كه اين نسبت در بعضي از كشورها مانند سيرالئون به ٦٨ درصد مي‌رسد.[۳] نمودار (۱) درصد افراد موجود در كشورهاي عضو سازمان كنفرانس اسلامي را كه با كمتر از يك دلار در روز زندگي مي‌كنند، در مقايسه با مناطق مختلف جهان نشان مي‌دهد. همان‌گونه كه نمودار نشان مي‌دهد، بيشترين سهم افراد فقير مربوط به اين كشورها است.



نمودار ۱ـ درصد افرادي كه با كمتر از يك دلار در روز زندگي مي‌كنند

---

[۱] گزارش توسعه جهان (۲۰۰۰)

[۲] The statistical, Economic and Social Research and Training Center for Islamic Countries (SESRTCIC), (۲۰۰۰)مركز آموزش و تحقيقات آماري، اقتصادي و اجتماعي كشورهاي اسلامي

[۳] گزارش توسعه انساني (۲۰۰۰)

۲. تخمين و تجزيه و تحليل فضايي همگرايي اقتصادي در كشـورهاي اسلامي

در اين قسمت به بررسي همگرايي اقتصادي كشورهاي اسلامي بر اساس دو مفهوم همگرايي σ و همگرايي β پرداخته مي‌شود و تصريح‌هاي فضايي همگرايي β براي اين كشورها برآورد مي‌گردد. لازم به ذكر است كه در برآورد مدل‌هاي تصريح شده از نرم‌افزار SpaceStat استفاده مي‌شود كه در آن به دليل تورش نتايج حاصل از تخمين مدل از طريق روش حداقل مربعات معمولي (OLS)، مدل‌هاي تصريح شده فضايي به روش حداكثر درستنمايي (ML)[1] تخمين زده مي‌شوند. همان‌گونه كه بيان گرديد، ۵۷ كشور عضو سازمان كنفرانس اسلامي مي‌باشند، ولي به دليل عدم دسترسي به اطلاعات مربوط به برخي از اين كشورها، ۳۸ كشور الجزاير، بحرين، بنگلادش، بنين، بوركينافاسو، كامرون، چاد، كومور، ساحل عاج، مصر، گابون، گامبيا، گينه، گينه بيسائو، گويان، اندونزي، ايران، اردن، مالزي، مالي، موريتاني، مراكش، موزامبيك، نيجر، نيجريه، عمان، پاكستان، عربستان سعودي، سنگال، سيرالئون، سودان، سورينام، سوريه، توگو، تونس، تركيه، اوگاندا و امارات متحده عربي مورد بررسي قرار گرفته‌اند. متغيرهاي مورد بررسي درآمد سرانه واقعي اين كشورها و نرخ رشد آن در دورة ۹۹ ـ ۱۹۷۵ است. علت انتخاب سال ۱۹۷۵ به عنوان سال شروع آن است كه در واقع ايدة همكاري اقتصادي اعضاي OIC به طور جدي در اين سال مطرح گشت[2]. همچنين با توجه به اطلاعات در دسترس، سال ۱۹۹۹ به عنوان سال پاياني در نظر گرفته مي‌شود. اطلاعات مربوط به درآمد سرانه كه بر حسب سال ۱۹۸۵ به مقادير واقعي تبديل شده‌اند، از بانك اطلاعات بانك جهاني استخراج شده‌اند.

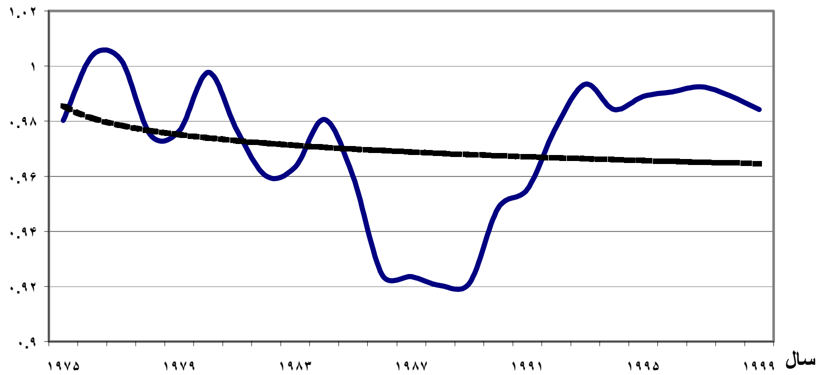
به منظور بررسي همگرايي σ، پراكندگي درآمد سرانه واقعي كشورهاي مورد مطالعه در طول دورة زماني ۲۴ ساله مطالعه محاسبه مي‌گردد. نمودار (۲) روند پراكندگي درآمد سرانه را كه از طريق انحراف معيار لگاريتم درآمد سرانه كشورهاي مورد بررسي محاسبه شده، نشان مي‌دهد.

---

[1] Maximum Likelihood

[2] O. Gurler (۲۰۰۰)

همان‌گونه که در نمودار نيز ديده مي‌شود، با وجود نوسانات انحراف معيار لگاريتم درآمد سرانه در دورة مورد بررسي، روند کلي آن نزولي بوده، ولي شيب خط روند (منحني خط‌چين) بسيار کم است. بدين‌ترتيب، مي‌توان نتيجه گرفت که همگرايي در درآمد سرانة اين کشورها وجود دارد ولي سرعت همگرايي بسيار آهسته است که مقدار آن از طريق مدلهاي همگرايي β قابل دستيابي است.



نمودار ۲ـ همگرايي نسبي درآمد کشورهاي اسلامي (۹۹ـ ۱۹۷۵)

براي بررسي همگرايي درآمد سرانه کشورهاي اسلامي نمونه از طريق همگرايي β و دستيابي به سرعت همگرايي، مدل همگرايي (٤) را براي اين کشورها در دورة مورد بررسي برآورد مي‌نماييم که نتايج آن به صورت زير به دست مي‌آيد:

$$\hat{G}y = ٠/٧٦٣ - ٠/٠٩٦\, L_n y^{٧٥} \qquad (١٦)$$

$$(١/٤١) \qquad (-١/٣٢) \qquad R^{٢} = ٠/٠٤٦$$

که در اين رابطه، $\hat{G}y$ مقدار برآوردي نرخ رشد درآمد سرانه واقعي در فاصلة زماني ۹۹ـ ۱۹۷۵ است. در مدل‌هاي قبل، نرخ رشد به صورت $L_n(\frac{Y_{it+k}}{Y_{it}})$ نمايش داده شد و در ادامه براي سادگي به صورت $\hat{G}y$ بيان مي‌گردد. $Lny^{٧٥}$ نيز مقدار درآمد سرانة اوليه (سال اول دورة مورد بررسي) است که با توجه به ضريب آن و طبق رابطة (٥)، ضريب مربوط به سرعت همگرايي ٠/٤٢ درصد به دست مي‌آيد، يعني هر سال تنها ٠/٤٢ درصد از اختلاف

ميان درآمد سرانة جاري با حالت پايا برطرف خواهد شد. اما، با توجه به مقادير آماره t ضرايب برآوردي كه در داخل پرانتز بيان شده‌اند و نيز با توجه به درجة آزادي مدل، هيچ كدام از ضرايب برآوردي در سطح اطمينان قابل قبول معني‌دار نمي‌باشند و سطح معني‌داري آنها كمتر از ۹۰ درصد است. به عبارت ديگر، فرضية همگرايي مطلق در نمونه مورد بررسي در دورة زماني مورد مطالعه رد خواهد شد.

البته، همان‌گونه كه در قسمت‌هاي قبل بيان گرديد، داده‌ها در اين مدل مكانمندند و ممكن است وابستگي فضايي ميان متغيرها وجود داشته باشد كه در اين صورت نتايج حاصل از تخمين مدل OLS قابل اعتماد نخواهد بود. بنابراين بايد بررسي گردد كه آيا در داده‌هاي مورد بررسي وابستگي فضايي وجود دارد يا خير. بدين منظور براي بررسي وابستگي فضايي در متغير وابسته يعني نرخ رشد (Ĝy)، از آزمون‌هاي موران (I) و جري (C) استفاده مي‌گردد كه نتايج حاصل از اين آزمون‌ها در جدول (۱) بيان شده است.

جدول ۱ـ آزمون وابستگي فضايي در نرخ رشد كشورهاي اسلامي

نام آمارة آزمون	مقدار برآورد شده	ميانگين	انحراف معيار	مقدار z	احتمال
آمارة موران (I)	۰/۲٤	-۰/۰۲۷	۰/۱۵	۱/۸۵	۰/۰٦۳
آمارة جري (C)	-۲/۳۷	۱	۰/۱٦	-۲/۳۷	۰/۰۱۷

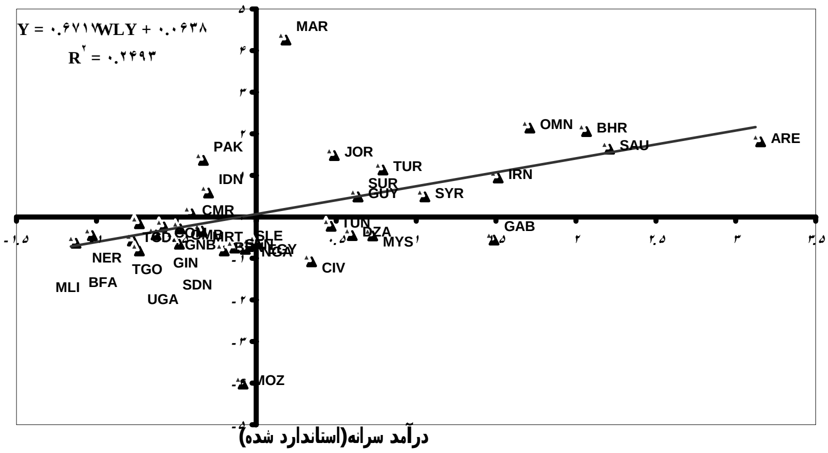
مقدار آمارة موران ۰/۲٤ و مقدار ميانگين آن ۰/۰۲۷- است و در سطح اطمينان بيشتر از ۹۰ درصد معني‌دار است. با توجه به بزرگتر بودن اين آماره از مقدار ميانگين آن مي‌توان گفت كه خودهمبستگي مثبت ميان نرخ رشد كشورهاي مورد بررسي وجود دارد.

مقدار آمارة جري نيز از يك كوچكتر است و احتمال معني‌داري آن ۹۸ درصد است و كوچكتر از يك بودن اين آماره نيز خودهمبستگي فضايي مثبت را نشان مي‌دهد. بدين ترتيب، اين آزمون‌ها نشان مي‌دهند كه ميان داده‌هاي مورد مطالعه وابستگي فضايي مثبت وجود دارد كه ناديده گرفتن آن باعث تورش در نتايج خواهد شد.

براي نمايش وابستگي فضايي ميان داده‌ها از نمودار پراكنش موران استفاده مي‌گردد. نمودارهاي (۳) تا (۵) به ترتيب نمودار پراكنش موران را براي درآمد سرانه واقعي

كشورهاي مورد بررسي در سال‌هاي ابتدايي (۱۹۷۵) و پاياني (۱۹۹۹) و نرخ رشد درآمد سرانه در طول دورة مطالعه نشان مي‌دهند.

نمودارهاي (٦) و (٧) نمايش ديگري از نمودارهاي (۳) و (٤) مي‌باشند كه شكل فضايي وابستگي درآمد سرانه كشورهاي مورد بررسي را بهتر ترسيم مي‌كنند. همة اين نمودارها وجود وابستگي فضايي مثبت ميان مشاهدات را تأييد مي‌نمايند.

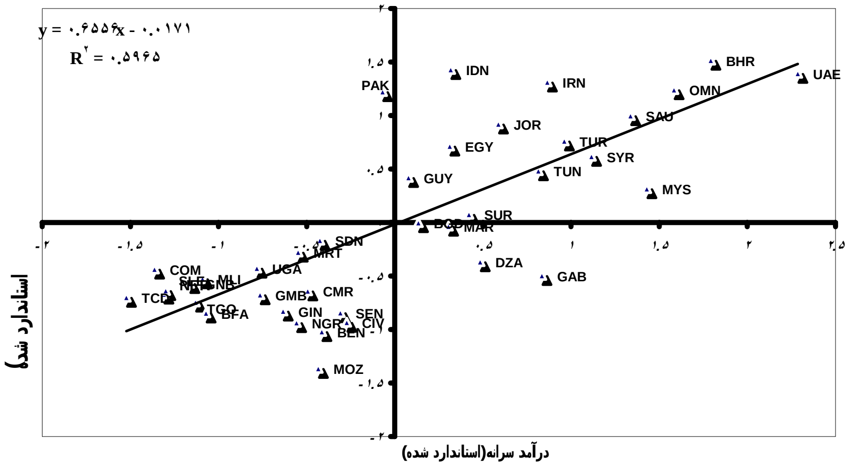


نمودار ۳ـ نمودار پراكنش موران درآمد سرانه كشورهاي اسلامي (۱۹۷۵)

همان‌گونه كه در نمودارهاي (۳) و (٤) ديده مي‌شود بيشتر كشورهاي مورد بررسي در نواحي اول و سوم اين نمودارها واقع شده‌اند.[1]

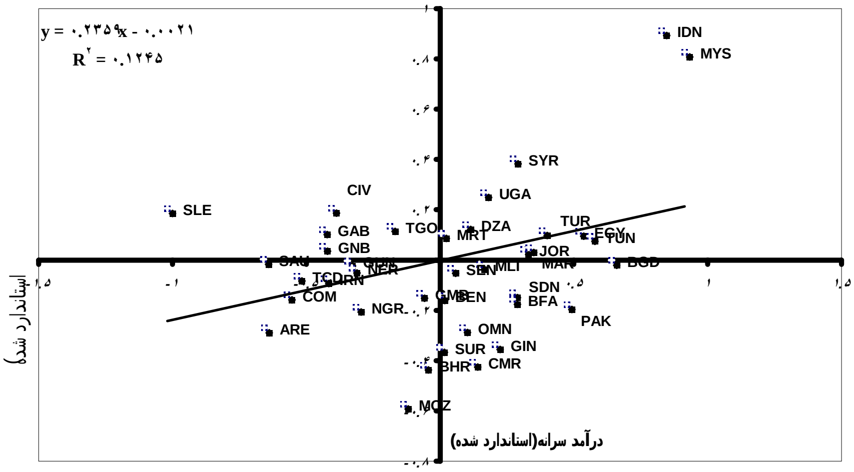
---

[1] اسامي كشورهاي اسلامي مورد مطالعه در پيوست ۱ بيان شده است.
]



نمودار ٤ـ نمودار پراكنش موران درآمد سرانه كشورهاي اسلامي (۱۹۹۹)

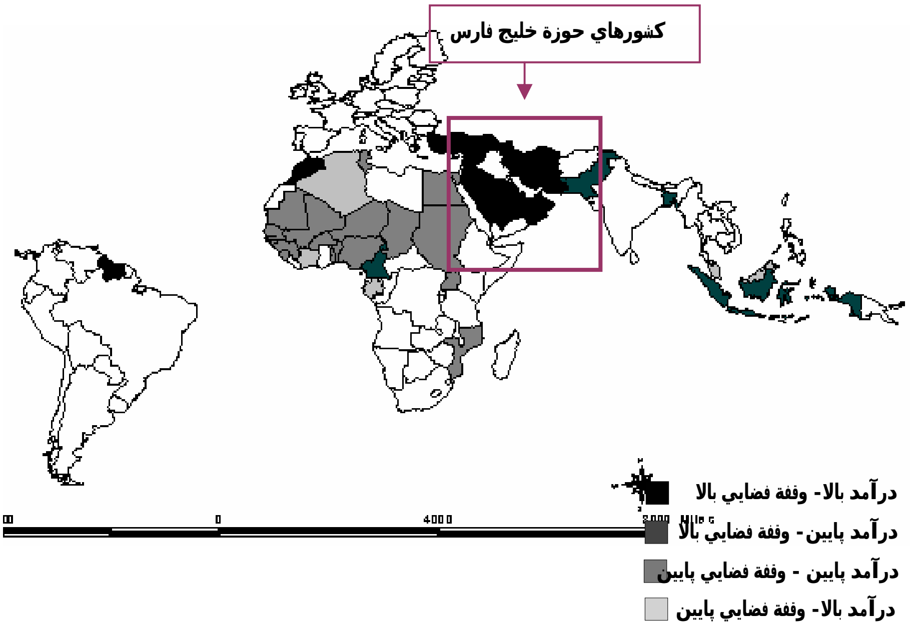
همچنان‌كه در نمودارهاي (۳) و (٤) ديده مي‌شود، در هر دو سال ۱۹۷۵ و ۱۹۹۹ كشورهاي بحرين، گويان، ايران، اردن، عمان، عربستان، سورينام، سوريه، تركيه و امارات متحده عربي در ناحيه اول (كشورهاي با درآمد بالاتر از ميانگين و داراي همسايگان با درآمد بالا)، و كشورهاي بنين، بوركينافاسو، چاد، كومور، گامبيا، مالي، موريتاني، موزامبيك ، نيجر، نيجريه، سنگال، سيرالئون، سودان، توگو و اوگاندا در ناحيه سوم (كشورهاي با درآمد پايين‌تر از ميانگين و داراي همسايگان با درآمد پايين) واقع شده‌اند. در هر دو سال بالاترين درآمد سرانه را امارات متحده عربي داشته است. در اين فاصله زماني درآمد سرانه اندونزي كه در سال ۱۹۷۵ كمتر از ميانگين بود، در سال ۱۹۹۹ افزايش يافته و به همراه كشور همسايه‌اش (مالزي) به ناحيه اول منتقل شده‌اند.

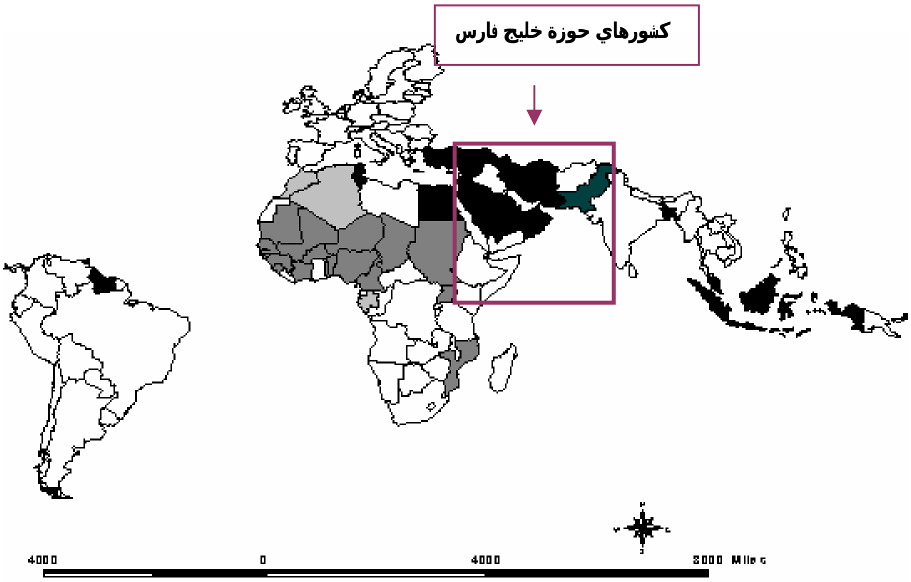


نمودار ۵ ـ نمودار پراكنش موران رشد درآمد سرانه كشورهاي اسلامي (۹۹-۱۹۷۵)

همچنين، وابستگي مثبت ميان نرخ رشد كشورها از طريق نمودار (۵) تأييد مي‌گردد. در اين نمودار نيز بيشتر كشورها در ناحيه اول و سوم قرار گرفته‌اند. از ميان كشورهاي مورد بررسي، بالاترين نرخ رشد مربوط به كشورهاي اندونزي و مالزي بوده است. با توجه به اين نمودار مي‌توان گفت كه قرار گرفتن در مجاورت كشورهاي داراي رشد پايين خود به عنوان يك عامل منفي بر رشد است و در طرف مقابل، داشتن همسايگان با رشد اقتصادي بالا از طريق ايجاد اثرات سرريز منجر به كسب رشد بالاتر مي‌گردد.

نمودارهاي (٦) و (٧) نشان مي‌دهند كه در هر دو سال حوزه خليج‌فارس، و در سال ۱۹۹۹ جنوب شرق آسيا به عنوان منطقه ثروتمند طبقه‌بندي مي‌گردند و بنابراين ساير كشورهاي اسلامي مي‌توانند با گسترش روابط خود با اين كشورها از اثرات سرريز آنها بهره‌مند شوند كه در ادامه به آن پرداخته مي‌شود. همچنين، كشورهاي آفريقايي به عنوان كشورهاي فقير طبقه‌بندي مي‌شوند. بدين ترتيب مي‌توان گفت كه در كشورهاي مورد بررسي، كشورهاي داراي درآمد سرانه بالا عمدتاً در مجاورت كشورهاي داراي درآمد سرانه بالا و كشورهاي داراي درآمد سرانه پايين در مجاورت كشورهاي داراي درآمد سرانه پايين قرار گرفته‌اند.


كشورهاي حوزة خليج فارس
درآمد بالا- وقفة فضايي بالا
درآمد پايين- وقفة فضايي بالا
درآمد پايين - وقفة فضايي پايين
درآمد بالا- وقفة فضايي پايين
0
4000
8000 Miles


كشورهاي حوزة خليج فارس
4000
0
4000
8000 Miles

نمودار ٦ و ٧ ـ آمارة موران محلي درآمد سرانة كشورهاي اسلامي (١٩٩٩)

با توجه به همة مطالب بيان شده روشن مي‌شود كه بايد تشخيص فضايي مدل همگرايي را براي نمونه مورد بررسي در نظر بگيريم. جدول (٢) نتايج آزمونهاي مربوط به تشخيص شكل مدل فضايي را بر اساس مدل برآوردي (١٦) نشان مي‌دهد. آزمون موران وابستگي فضايي مدل را نشان مي‌دهد، ولي اين آماره روشن نمي‌كند كه شكل تشخيص بايد به صورت مدل وقفه فضايي باشد يا خطاي فضايي. بنابراين از آزمونهاي ضريب لاگرانژ استفاده مي‌شود. بر اساس توجيه انسلين و ري (١٩٩١)، با توجه به رديف ٣ و ٥ جدول مي‌توان گفت كه مدل خطاي فضايي احتمال بالاتري دارد.

جدول ٢ـ آزمون‌هاي تشخيص مدل همگرايي فضايي

رديف	آزمون	مقدار	احتمال
١	Moran I	٢/٣٨٤	٠/٠١٧١
٢	LM (Error)	٣/٣٩٦	٠/٠٤٧٣
٣	Robust LM (Error)	٨/٠٤٣	٠/٠٠٥
٤	LM (Lag)	٢/٤٨٢	٠/١١٦
٥	Robust LM (Lag)	٦/٥٧٩	٠/٠١٠
٦	LM (SARMA)	١٠/٥١٥	٠/٠٠٥

بدين ترتيب، مدل به دو شكل وقفه و خطاي فضايي مانند مدلهاي (٨) و (١٠) تصريح و برآورد مي‌گردد كه نتايج حاصل از برآورد اين دو مدل در جدول (٣) آورده شده است.[١] همان‌گونه كه در رديف‌هاي سوم و چهارم (مدلهاي SAR و SEM) جدول ديده مي‌شود،

---

[١] نتايج حاصل از برآورد مدلها در پيوست ٢ آورده شده است.

در هر دو مدل ضريب فضايي معني‌دار است، اما در مدل وقفه فضايي فرضيه همگرايي همچنان رد مي‌شود و هر دو ضريب برآورد شده عرض از مبدأ و لگاريتم درآمد سرانه سال ۱۹۷۵ بي‌معني‌اند. در مدل خطاي فضايي (SEM) هر دو ضريب (همگرايي و خطاي فضايي) با احتمال بالا معني‌دارند و ضريب تشخيص مدل هم نسبت به تخمين حداقل مربعات معمولي و وقفه فضايي بالاتر است. همچنين، معيار AIC بهتر بودن اين تشخيص را نسبت به دو مدل ديگر نشان مي‌دهد.

جدول ۳ـ مقايسه نتايج تخمين مدل‌هاي وقفه و خطاي فضايي با تخمين OLS

مدل	α	β	θ	Spatial Effect	$R^۲$	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	ρ=۰/۲۸۰ (۰/۰۷۶)	۸/۱	۴۵/۶۱	۲/۶۰۳ (۰/۱۰۷)
SEM	۱/۴۵۷ (۰/۰۲)	-۰/۱۸۷ (۰/۰۲)	۰/۸۶	λ=۰/۴۳۷ (۰/۰۰۱)	۱۷/۵	۴۰/۹۸	-۲/۶۰ (-۱)

- مقادير داخل پرانتز نشان دهنده احتمال است.

α : عرض از مبدأ
β : ضريب همگرايي
θ : سرعت همگرايي
ρ: ضريب وقفه فضايي
λ: ضريب خطاي فضايي
OLS: حداقل مربعات معمولي
SAR: مدل وقفه فضايي
SEM: مدل خطاي فضايي
$R^۲$: ضريب تشخيص
AIC: مقدار معيار اطلاعات آكايك
LR: آمارة آزمون نسبت درستنمايي

با توجه به آماره‌هاي بيان شده در جدول (۳) و معني‌داري ضرايب در مدل SEM، اين مدل بهترين تصوير را در همگرايي نمونة مورد بررسي نشان مي‌دهد. بدين‌ترتيب سرعت همگرايي كشورهاي اسلامي نمونه در دورة ۹۹-۱۹۷۵، ۰/۸۶ درصد است. به عبارت ديگر، هر سال تنها ۰/۸۶ درصد از شكاف ميان درآمد سرانه جاري و حالت پايا از بين خواهد رفت. بنابراين حذف يك چهارم اين شكاف حدود ۳۴ سال و حذف نيمي از آن حدود ۸۱ سال به طول خواهد انجاميد[1]، زيرا سرعت همگرايي بسيار آهسته است. ضريب مربوط به λ نيز ۰/۴۳۷ است كه در سطح ۹۹ درصد اطمينان معني‌دار است و ميزان تأثيرپذيري مشاهدات از مشاهدات مجاور را نشان مي‌دهد.

متغير ديگري كه مي‌توان به مدل اضافه نمود، وقفة فضايي متغير مستقل (لگاريتم درآمد سرانه ۱۹۷۵) است كه با اضافه كردن آن به مدل، در هر دو مدل SAR و SEM ضريب آن بي‌معني مي‌شود، يعني ميانگين درآمد لگاريتم سرانه اوليه كشورهاي مجاور بر نرخ رشد تأثيري ندارد.

---

[1] $e^{-۰,۰۰۸۶\,t} = ۳/۴ \rightarrow t=۳۴,\ e^{-۰,۰۰۸۶\,t} = ۱/۲ \rightarrow t=۸۱$

براي مطالعه بيشتر در اين زمينه به Barro & Sala-i-Martin (۱۹۹۵) مراجعه نماييد.

اما، همان‌گونه كه در قسمت چهارم مقاله بيان گرديد، كشورهاي مورد بررسي شرايط و ويژگي‌هاي متفاوتي دارند. ميانگين نرخ رشد در اين كشورها در دورة مورد مطالعه حدود ۵/۸ درصد با انحراف معيار ۰/٤۹۵ (٤۹/۵ درصد) است، يعني پراكندگي نرخ رشد مشاهدات بسيار زياد است. از اين‌رو، دو متغير مجازي براي مشاهدات داراي نرخ رشد پايين‌تر از ميانگين و مشاهدات داراي نرخ رشد بالاتر از ميانگين تعريف مي‌نماييم. به منظور بررسي همگرايي در هريك از دو گروه كشورها، متغيرهاي مجازي حاصل را به صورت جداگانه در متغير مستقل مدل ($LY_{۷۵}$) ضرب مي‌كنيم و مدل را به‌طور جداگانه با هريك از اين متغيرها برآورد مي‌كنيم. جدول زير نتايج حاصل از تخمين مدل را براي ۱۸ كشور داراي نرخ رشد پايين‌تر از ميانگين نشان مي‌دهد.

جدول (٤)ـ نتايج تخمين مدل همگرايي به صورت ساده و فضايي براي كشورهاي داراي نرخ رشد كمتر از ميانگين

LR	AIC	R^2	Spatial Effect	θ	β	α	مدل
-	۷/۹۷۱	۰/٦۵	-	۰/۳۹	-۰/۰۹۰ (۰/۰۰)	۰/۳۸۲ (۰/۰۰)	OLS
۰/۹۲٤ (۰/۳۳۷)	۹/۰٤۷	۰/٦٦	ρ=۰/۱۲۵ (۰/۳۲)	۰/۳۸	-۰/۰۸۷ (۰/۰۰)	۰/۳٦۵ (۰/۰۰)	SAR
۲/۷۱ (۰/۰۹۹)	۵/۲٦۳	۰/٦۵	λ=۰/۲۷٦ (۰/۰۸٦)	۰/۳۹	-۰/۰۸۹۹ (۰/۰۰)	۰/۳۹۵ (۰/۰۰)	SEM

- مقادير داخل پرانتز نشان‌دهنده احتمال است.

α : عرض از مبدأ   β : ضريب همگرايي
θ : سرعت همگرايي   ρ: ضريب وقفه فضايي   λ: ضريب خطاي فضايي
OLS: حداقل مربعات معمولي   SAR: مدل وقفه فضايي   SEM: مدل خطاي فضايي
R^2: ضريب تشخيص   AIC: مقدار معيار اطلاعات آكايك   LR: آمارة آزمون نسبت درستنمايي

در اين مدل هم عرض از مبدأ و هم ضريب همگرايي با احتمال قريب به يقين معني‌دارند و ضريب تشخيص مدل نسبت به مدل مربوط به كل مشاهدات به شدت افزايش يافته است. در اين مدل، آماره موران ۱/۹۹ و در سطح ۹۵ درصد معني‌دار است. بنابراين مي‌توان تصريح فضايي آن را در نظر گرفت. مقدار آماره آزمون Robust LM براي مدل

SAR معادل ۲/۰۹٦ و براي مدل SEM معادل ۰/۱٦۱ به ترتيب با احتمال ۰/۱۵ و ۰/٦۹ است. رديف‌هاي سوم و چهارم (مدلهاي SAR و SEM) به ترتيب مدل وقفه فضايي و خطاي فضايي را نشان مي‌دهد. در مدل وقفه فضايي ضريب همگرايي معني‌دار است، ولي ضريب وقفه فضايي در سطح قابل قبول معني‌دار نيست. در مدل خطاي فضايي، همه ضرايب در سطح اطمينان بالا معني‌دارند. بر اساس اين مدل، سرعت همگرايي ۰/۳۹ درصد به‌دست مي‌آيد كه حدود نيمي از سرعت همگرايي در حالت قبل است. نكته جالب توجه عرض از مبدأ در اين مدل است كه نسبت به حالت قبل بسيار پايين‌تر است، يعني حالت پايا در اين مشاهدات نسبت به كل مشاهدات بسيار پايين‌تر است.

در مدل مربوط به مشاهدات داراي نرخ رشد بالاتر از ميانگين، ضريب همگرايي ۰/۰۹٦۳ به‌دست مي‌آيد و سطح معني‌داري آن هم بسيار بالا است. بر اساس اين ضريب، سرعت همگرايي ۰/۳۸ به‌دست مي‌آيد. به عبارت ديگر در اين كشورها نرخ رشد حالت واگرايي دارد و همچنين ضرايب مربوط به وقفه و خطاي فضايي در مدلهاي SAR و SEM بي‌معني مي‌باشند.

۳. اثرات سرريز منتخبي از كشورهاي حوزه خليج‌فارس بر ساير كشورهاي نمونه

همان‌گونه كه در نمودارهاي (٦) و (٧) مشاهده گرديد، منطقه خليج فارس به عنوان يك منطقه پردرآمدتر طبقه‌بندي مي‌گردد كه مي‌تواند اثرات سرريزي را به ساير كشورهاي منطقه داشته باشد. به منظور بررسي اين اثرات سرريز بر نرخ رشد ساير كشورهاي مورد مطالعه، با توجه به معني‌دار شدن مدل خطاي فضايي، شوكي را در كشورهاي حوزه خليج فارس در نظر مي‌گيريم و اثر آن را بر نرخ رشد ساير كشورها بررسي مي‌نماييم. شوك را به صورت دو برابر شدن جملات خطاي كشورهاي حوزه خليج فارس كه در اين مطالعه شامل كشورهاي بحرين، ايران، عربستان و امارات متحده عربي است، در نظر مي‌گيريم[1].

---

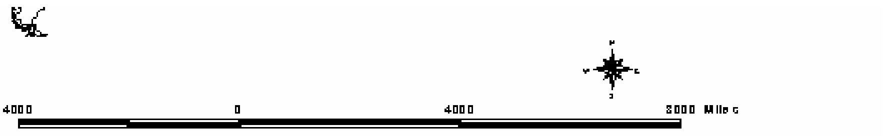
[1] لازم به ذكر است كه حوزة خليج فارس شامل كشورهاي بحرين, ايران, عربستان, امارات متحده عربي, كويت, عمان و قطر است كه به دليل محدوديت اطلاعات موجود در اين بررسي تنها چهار

با توجه به وابستگي جملات خطا به جملات خطاي مشاهدات مجاور مي‌توان اثر اين شوك را بر ساير كشورها بررسي نمود. براي اين منظور، با استفاده از مدل (۱۱) و ضرايب برآورد شدة مدل در جدول (۳)، اثر سرريز اين شوك را بر نرخ رشد كشورها به‌دست مي‌آوريم كه نتايج حاصل در نمودار (۸) نشان داده شده است.

نمودار (۸) اثر سرريز شوك كشورهاي حوزه خليج فارس را بر نرخ رشد كشورهاي مورد بررسي به صورت قدر مطلق درصد تغيير در نرخ رشد نشان مي‌دهد. همان‌گونه كه در اين نمودار ديده مي‌شود، اثرات سرريز كشورهاي حوزه خليج فارس تقريباً بر همة كشورها وارد مي‌شود و در برخي از كشورها قابل توجه است و درصد تغيير در نرخ رشد آنها بسيار زياد مي‌باشد.

نمودار ۸ ـ درصد تغيير در نرخ رشد كشورهاي نمونه در اثر سرريز شوك به منتخبي از كشورهاي حوزة خليج فارس

كشور اول در نظر گرفته شده‌اند.



جمع‌بندي و ملاحظات

در اين مقاله، با توجه به بررسي مدل همگرايي براي ۳۸ كشور عضو سازمان كنفرانس اسلامي و نيز مدنظر قرار دادن اثرات فضايي نتايج زير حاصل شده است:

۱. نتايج حاصل از برآورد مدلها نشان مي‌دهد كه فرضيه همگرايي در مورد كشورهاي نمونه پذيرفته مي‌شود. يعني كشورهاي فقير با نرخ رشد بالاتري نسبت به كشورهاي ثروتمندتر كه درآمد سرانه اوليه بالاتري دارند، رشد مي‌كنند. نكته حائز اهميت در اين ارتباط سرعت بسيار پايين همگرايي در نمونه مورد بررسي است كه θ معادل ۰/۸۶ درصد برآورد شده است. يعني هر ساله تنها مقدار بسيار كوچكي (۰/۸۶ درصد) از شكاف ميان حالت پايا و وضعيت جاري از بين مي‌رود و علت آن است كه حالت پايا با وضعيت جاري اختلاف زيادي ندارد.

۲. عرض از مبدأ برآوردي مدل بيانگر پايين بودن درآمد سرانه در كشورهاي مورد بررسي در حالت پايا است. به عبارت ديگر، امكانات بالقوة رشد در اين كشورها خيلي بالا نيست و بنابراين كشورها بايد از شيوه‌هاي مختلف بهره‌گرفته و با برنامه‌ريزي‌هاي مناسب منطقه‌اي و گسترش روابط همكاري با ساير اقتصادهاي قدرتمند جهان امكانات رشد بالاتر را در منطقه ايجاد نمايند.

۳. وابستگي فضايي مثبت ميان نرخ رشد كشورهاي اسلامي مورد مطالعه وجود دارد كه اين وابستگي در جملات خطاي مدل است. در مدل خطاي فضايي λ=۰/٤۳۷ برآورد شده است. مجاورت كشورهاي مورد بررسي بيشتر به صورت طولي است و هر كشور به طور متوسط با ۲ يا بيشتر كشور اسلامي ديگر مرز مشترك دارد. بنابراين، افزايش نرخ رشد هر كدام از اين كشورها بر رشد كشورهاي مجاور آن تأثير مي‌گذارد و به همين ترتيب، نرخ رشد منفي كشورهاي مجاور به عنوان يك عامل منفي در معادلة رشد هر كشور وارد مي‌شود. با توجه به نرخ رشد منفي بيشتر كشورهاي مورد بررسي به خصوص كشورهاي واقع در قارة آفريقا، يك حلقه رشد منفي در اين

كشورها ايجاد شده و فقر و نرخ رشد منفي هر كشور به فقير ماندن كشورهاي مجاور خود كمك نموده است.

٤. در كشورهايي كه نرخ رشد آنها كمتر از ميانگين نرخ رشد نمونه مورد بررسي است، سرعت همگرايي حدود نصف سرعت همگرايي كل نمونه است (θ=۰/۳۹) و هر دو مدل وقفه و خطاي فضايي معني‌دارند. در كشورهاي داراي نرخ رشد بالاتر از ميانگين، فرضيه همگرايي رد مي‌شود و نرخ رشد اين كشورها واگرا است. در اين كشورها فرضية وابستگي فضايي هم رد مي‌شود.

۵ . كشورهاي حوزه خليج فارس در هر دو سال ۱۹۷۵ و ۱۹۹۹ به عنوان كشورهاي ثروتمند طبقه‌بندي مي‌شوند و ايجاد شوك در نرخ رشد اين كشورها اثرات سرريزي را بر ساير كشورها ايجاد مي‌نمايد. به عبارت ديگر، كشورهاي حوزه خليج‌فارس مي‌توانند با تعميق همكاري‌هاي خود و نيز گسترش روابط با ساير كشورهاي جهان امكانات رشد منطقه‌اي را بهبود بخشند و اثرات سرريز مثبتي را در منطقه و نيز براي ساير كشورهاي اسلامي ايجاد نمايند و در جهت از بين بردن چرخه منفي رشد حركت نمايند.

منابع

۱. افشاري، زهرا (۱۳۷۸)؛ "بررسي همگرايي استانهاي ايران (آزمون نظريه سولو و سوان)"، **پژوهشنامه بازرگاني،** شماره ۱۳، صفحات ۱۷ـ۱ .

۲. اکبري، نعمت الله (۱۳۷۸)؛ **مباحثي از توسعه در ايران،** اصفهان، نشر هشت بهشت.

۳. برانسون، ويليام اچ.(۱۳۷٦)؛ **تئوري و سياست‌هاي اقتصاد کلان،** مترجم: عباس شاکري، تهران، نشر ني.

٤. فرهمند، شکوفه (۱۳۸۰)؛ همگرايي اقتصادي و تأثير سرريزهاي منطقه‌اي بر رشد درآمد سرانه (مورد: کشورهاي عضو OIC)، پايان‌نامه کارشناسي ارشد، دانشگاه اصفهان.

۵. وينترز، آلن (۱۳۷۹)؛ "درسهايي که کشورهاي در حال توسعه مي‌توانند از تجربه همگرايي در اروپا بياموزند"، مترجمان: سيف اله صادقي يارندي و محمد زاغيان، **پژوهشنامه بازرگاني،** شماره ۱۵، صفحات ۲۰۳-۱۷۱.

٦. مؤيدفر، رزيتا (۱۳۷۷)؛ **بررسي همگرايي در درآمد سرانه در بين ۱۲ کشور نفت‌خيز در حال توسعه،** پايان‌نامه کارشناسي ارشد، دانشگاه الزهرا.

۷. هلر، رابرت.هـ (۱۳۷۰)؛ **تجارت بين‌الملل (نظريه و شواهدتجربي)،** مترجمان: ملك آفاق فتحيان‌پور کندلزي و معصومه نونژاد، تهران، مرکز نشر دانشگاهي.

۸. Akbari, Nematollah and Shekoofeh Farahmand (۲۰۰۴); "The Survey of Economic Convergence and Spillover Effects between the EU and Mediterranean Countries: a Spatial Econometric Perspective", **Iranian Economic Review Journal**, Forthcoming.

۹. Al-Salman, Mahdi (۲۰۰۰); "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. ۱۸۰-۱۹۷.

۱۰. Anselin, Luc (۱۹۹۹); **Spatial Econometrics,** University of Texas at Dallas Richardson.

۱۱. ____________ (۱۹۹۲); **Space Stat Tutorial,** University of Illinois.

۱۲. Anelin, Luc and S. Rey (۱۹۹۱); "Properties of tests for Spatial Dependence in linear Regression Models", **Geographical Analysis,** ۲۳, pp. ۱۱۲-۱۳۱.

۱۳. Barro, Robert J. and Xavier Sala-i-Martin (۱۹۹۵); **Economic Growth,** New York, McGraw-Hill.

۱۴. Barro, Robert J. (۱۹۹۷); **Determinants of Economic Growth (a Cross-Country Empirical Study)**, London, the MIT Press.

۱۵. Ciccone, A. (۱۹۹۶); **Dynamic Externalities, Spatial Technology Diffusion, and Economic Growth,** University of California at Berkeley.

۱۶. Choadhury, Masudal Alam (۲۰۰۰); "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. ۱۹۹-۲۲۱.

۱۷. Gurler, Oker (۲۰۰۰); "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. ۱-۱۶.

۱۸. LeSage, J. P. (۱۹۹۹); **Spatial Econometrics,** University of Toledo.

۱۹. Nehrin, Kashfia (۲۰۰۰); "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.

۲۰. OIC, "OIC In Brief", www.oic-oic.org.

۲۱. Poon Jessie P. and Karita Pandit (۱۹۹۶); "Pacific Trade and Rationalization, ۱۹۶۵-۱۹۹۰", **the International Trade Journal**, Vol.۱۰, No.۲, pp. ۱۹۹-۲۲۱.

۲۲. Ray, S. J. and B. D. Montoury (۱۹۹۹); "US Regional Income convergence: a Spatial Econometric Perspective", **Regional Studies,** ۳۲۲, pp. ۱۴۳-۱۵۶.

۲۳. Romer Paul (۱۹۹۰); "Endogenous Technological change"**, Journal of Political Economy,** Vol. ۹۸ (۵, Part ۲), pp. ۷۱-۱۰۲.

۲۴. -Romer, Paul (۱۹۸۶); "Increasing Returns and Long-run Growth", **Journal of Political Economy**, Vol. ۹۴, pp. ۱۰۰۲-۱۰۳۷.

۲۵. Salvatore, Dominick (۱۹۹۶); **Globalization and International Competitiveness,** Fordham University.

۲۶. Vaya Esther, et al. (۱۹۹۹); **Growth and Externalities Across Economics on Empirical Analysis Using Spatial Econometrics,** University of Barcelona.

۲۷. World Bank (۲۰۰۰); World Development Report.

۲۸. World Bank (۲۰۰۰); Human Development Report (HDR).

۲۹. www.sesrtcic.org.

پيوست:

پيوست (۱)ـ نام و كد كشورهاي اسلامي مورد مطالعه

نام كشور	كد كشور	نام كشور	كد كشور
الجزاير	DZA	مالي	MLI
بحرين	BHR	موريتاني	MRT
بنگلادش	BGD	مراكش	MAR
بنين	BEN	موزامبيك	MOZ
بوركينافاسو	BFA	نيجر	NER
كامرون	CMR	نيجريه	NGA
چاد	TCD	عمان	OMN
كومور	COM	پاكستان	PAK
ساحل عاج	CIV	عربستان سعودي	SAU
مصر	EGY	سنگال	SEN
گابون	GAB	سيرالئون	SEL
گامبيا	GMV	سودان	SDN
گينه	GIN	سورينام	SUR
گينه بيسائو	GNB	سوريه	SYR
گويان	GUY	توگو	TGO
اندونزي	IDN	تونس	TUN
ايران	IRN	تركيه	TUR
اردن	JOR	اوگاندا	UGA
مالزي	MYS	امارات متحده عربي	UAE