بررسي همگرايي درآمد سرانه بين استانهاي كشور

(يك رهيافت اقتصاد سنجي فضايي)

تاريخ دريافت: ۱۳۸۳/۷/۱۹ تاريخ پذيرش: ۱۳۸۳/۱۲/۱۹

دكتر نعمت ا... اكبري[۱]
رزيتا مؤيدفر[۲]

چكيده

يكي از محورهاي برنامه‌هاي توسعه اقتصادي در ايران، گرايش از برنامه‌ريزي بخشي به سمت برنامه‌ريزي منطقه‌اي است و هدف اين گرايش، تخصيص منابع و فعاليتها به هر نقطه بر مبناي استعدادها و ويژگيهاي خاص آن و كاهش شكاف رشد اقتصادي بين مناطق مختلف كشور است. بر اساس اين، مطالعاتي در زمينه شناخت وضع موجود اين مناطق، روند آن در آينده و شناسايي عوامل مؤثر در رشد اقتصادي هر منطقه مي‌تواند براي برنامه‌ريزان اقتصادي و منطقه‌اي در تنظيم برنامه هاي توسعه اقتصادي سودمند باشد.

هدف اين مقاله نيز بررسي روند نرخ رشد واقعي درآمد سرانه در ايران با رويكرد منطقه‌اي و اندازه گيري شكاف رشد اقتصادي دراستانهاي ايران در سالهاي ۱۳۸۰ -۱۳۷۰ مي‌باشد. بنابراين فرضيه وجود همگريي مطلق بين مناطق مختلف ايران(استانها) بر پايه الگو رشد نئوكلاسيك(سولو ـ سوان) با استفاده از روش اقتصاسنجي فضاوتي آزمون مي شود.

نتايج به دست آمده در اين پژوهش، نمايانگر وجود همگرايي در درآمد سرانه در بين استانهاي ايران مي‌باشد و تخمين ضريب همگرائي نشان مي‌دهد كه در هر سال ۳۱ درصد از شكاف موجود در رشد اقتصادي مناطق ايران كاهش مي‌يابد. از طرف ديگر ورود متغير وابستگي فضائي، نه تنها درجه توضيح دهندگي الگو را افزايش مي دهد؛ بلكه در مناطق مجاور از نظر جغرافيايي وجود ضريب مثبت و معني دار متغير وابستگي فضايي، نشانگر وجود اثرات مثبت سر ريز ناشي از رشد اقتصادي است.

كليد واژه: همگرايي منطقه اي، درآمد سرانه، اقتصاد سنجي فضايي.

---

۱. عضو هيأت علمي دانشگاه اصفهان، تلفن: ۰۳۱۱ ۷۹۳۲۰۰۱ و نمابر: ۰۳۱۱ ٦٦٨٧٣٩٦
E.mail: akbari_n@econ.ui.ac.ir
۲. دانشجوي دكتراي اقتصاد دانشگاه اصفهان

مقدمه

عدم تعادل منطقه‌اي و شكاف رشد اقتصادي يكي از مسائلي است كه سبب شده اقتصادانان توسعه، مطالعات خود را در اين زمينه متمركز كنند.

بررسي سير تحولات الگوهاي رشد از عقايد مركانتيليستها گرفته تا الگوي رشد هارود دومار، قطب هاي رشد، الگوي رشد نئوكلاسيك و سپس الگوهاي رشد درون زا اين موضوع را به خوبي روشن مي كند.

اين مقاله با هدف بررسي وضع رشد اقتصادي در استانهاي ايران به عنوان مناطق مورد بحث در الگوهاي رشد به آزمون فرضيه همگرايي در درآمد سرانه ـ برگرفته از الگو رشد برون زاي نئوكلاسيك ـ در سالهاي ۱۳۸۰-۱۳۷۰ مي پردازد.

شايان ذكر است كه هنگام برخورد با داده هاي مكاني، استفاده از روشهاي مرسوم اقتصاد سنجي به دليل وجود وابستگي فضايي بين مشاهدات و ناهمساني فضايي در داده ها نتايج را دچار خطا مي كند. بنابراين استفاده از روش اقتصاد سنجي فضايي در اين مطالعه ضروري مي شود.

اين مقاله در ٤ بخش اصلي با عنوانهاي ۱. فرضيه همگرايي، ۲. اقتصاد سنجي فضايي و كاربرد آن در آزمون فرضيه همگرايي، ۳. مروري بر مطالعات تجربي و ٤. تحليل فضايي داده ها در همگرايي در آمد سرانه بين استانهاي ايران تنظيم شده است و سرانجام نتايج به دست آمده از تخمين الگوهاي همگرايي با رويكرد سنجي فضايي تحليل و بررسي مي شود.

۱. مباني فرضيه همگرايي

سيرتحولات مباحث مربوط به توسعه اقتصادي جوامع، با هدف دستيابي به معيارهاي مناسب براي مقايسه وضع اقتصادي مناطق مختلف و ارايه الگوهاي مناسب برنامه ريزي توسعه، موجب شكل گيري الگوهاي رشد اقتصادي و روندتكاملي آنها شده است. يكي از مهمترين الگوهاي رشد، الگوي رشد نئوكلاسيك است كه به علت سهم عمده سولو(۱۹٥٦) و سوان (۱۹٥٦) الگوي رشد سولو ـ سوان ناميده شده است.

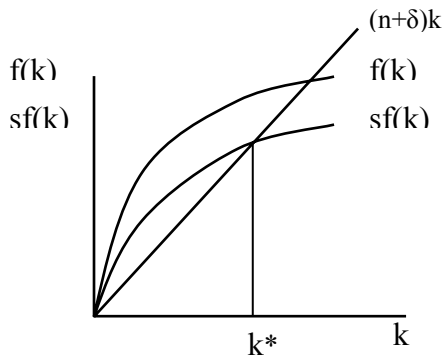
اين الگو با استفاده از فرضهاي بازدهي ثابت نسبت به مقياس، فناوري ثابت، نزولي بودن بازده نهايي عوامل توليد و برونزا بودن نرخ رشد نيروي كار و پس‌انداز، تغيير در ذخيره سرمايه سرانه را به شكل:

$$\dot{K} = s.f(k) - (n+\delta)k \qquad (۱)$$

استخراج مي كند. در الگوي رشد نئوكلاسيك، نقطه تعادل پايدار[1] در $\dot{K} = ۰$ برقرار مي‌شود و طبق نمودار ۱ محل برخورد منحني $s.f(k)$ و خط $(n+\delta)k$ *خواهد بود.*

---

1. Steady State



نمودار۱. نقطه تعادل پايدار در الگوي سولو- سوان

در اين جا k^* ثابت است و با استفاده از رابطه $s.f(k^*)=(n+\delta)k^*$ محاسبه مي شود. مصرف سرانه و درآمد سرانه نيز به شكل تابعي از k^* از روابط $c^*=(1-s)\ f(k^*)$ و $y^*= f(k^*)$ به دست مي‌آيد. بنابراين كمّيتهاي سرانه c وy وk در نقطه تعادل پايدار الگوي رشد نئوكلاسيك، رشد نمي‌كنند و سطوح مطلق آنها از نرخ رشدي برابر نرخ رشد جمعيت برخوردار مي شوند.

با تقسيم طرفين رابطه ۱ بر k معادله نرخ رشد k به شكل زير به دست مي آيد.

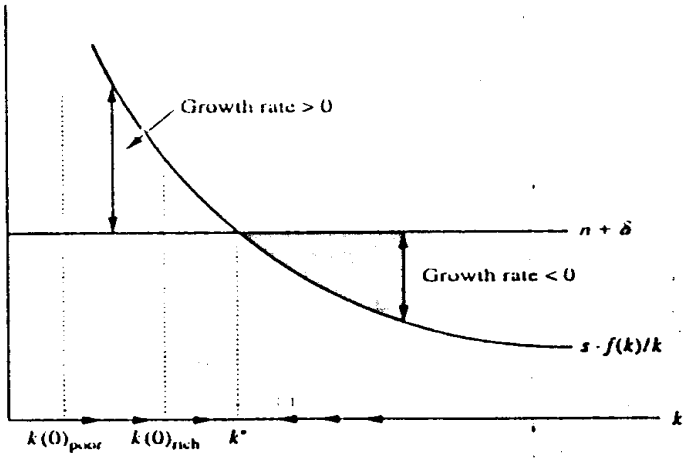
$$g_k = \frac{k.}{k} = s.f(k)/k - (n+\delta) \qquad (۲)$$

با استفاده از رابطه ۲ مي توان نشان داد كه مشتق g_k نسبت به k منفي است:

$$\frac{\delta gk}{\delta k} = \frac{sf(k)k - sf(k)}{k^2} = -s\ [\underbrace{f(k) - kf(k)}]/k^2$$

توليد نهايي نيروي كار و مثبت

به عبارت ديگر، مقادير كمتر سرمايه، معادل مقادير بزرگتر رشد سرمايه مي‌باشد. اين مطلب در نمودار۲ نيز نشان داده شده است.



نمودار۲. روند نرخ رشد سرمايه در الگوي سولو- سوان

پرسش اساسي اين است كه آيا مي توان نتيجه گرفت:«اقتصادهاي فقيرتر با نرخ رشد سريع تر در سرمايه سرانه، نسبت به كشورهاي به طور نسبي ثروتمندتر به سمت نقطه تعادل پايدار يكسان حركت مي كنند؟». اين فرضيه بدون در نظر گرفتن ديگر ويژگيهاي اقتصادي جوامع، اصل همگرايي مطلق ناميده مي شود.

مشاهدات تجربي بسيار نشان مي دهد كه اختلاف موجود در ويژگيهاي اقتصادي مناطق ـ كه اساس فرضيه همگرايي بر پايه آنها استوار است ـ مانند نرخ رشد جمعيت، ميل نهايي به پس انداز و نرخ استهلاك سرمايه، هر يك با سرعتي متفاوت از ديگري به سمت نقطه تعادل پايدار خودش ميل دارد. اين مسأله موجب شد اصل همگرايي مطلق به اصل همگرايي شرطي اصلاح شود.

به طور كلي منظور از همگرايي اين است كه اقتصادها با سطوح پايين تر در درآمد سرانه به سمت رشد سريع‌تري در متغيرهاي سرانه پيش مي‌روند كه به شكل رابطه زير نشان داده مي‌شود. اين مطلب با مفهوم ديگري از همگرايي كه مي‌گويد:«اقتصادها با مقادير پايين تر درآمد سرانه، داراي نرخ رشد واقعي بالاتر در درآمد سرانه مي باشند.» قابل جايگزيني است.

$$\log(y_{it} / y_{it-1}) = a - b\log(y_{it-1}) + \varepsilon$$

در اينجا y درآمد واقعي سرانه، u جمله خطا، t زمان، i منطقه اقتصادي و a و b ضرايب ثابت هستند و ضريب b بر پايه اصل همگرايي بين صفر و يك (۰ <b<۱) قرار دارد.

۲. اقتصاد سنجي فضايي و كاربرد آن در آزمون فرضيه همگرايي

در قسمت گذشته مباني نظري فرضيه همگرايي نشان داد كه بررسي تغييرات نرخ رشد واقعي درآمد سرانه در برابر مقادير واقعي درآمد سرانه نه تنها در طول زمان شكل مي‌گيرد؛ بلكه از نظر آزمون سير همگرايي مناطق اقتصادي به سمت نقطه تعادل پايدار، داراي ماهيت مكاني است. بنابراين بايد در نظر داشت، زماني كه محقق با داده ها و مشاهدات مكاني و منطقه اي روبرو است به كارگيري شيوه‌هاي اقتصاد سنجي مرسوم، تخمين نتايج را دچار خطا مي‌كند؛ زيرا زماني كه داده‌ها داراي جزء مكاني هستند دو مسأله رخ مي‌دهد:[1]

۱. وابستگي فضايي ميان مشاهدات و ۲. ناهمساني فضايي در روابطي كه الگوسازي مي شود. اين دو ويژگي در كاربرد اقتصادسنجي مرسوم براي جلوگيري از نقض فرضهاي گاس ماركف، ناديده گرفته مي‌شود.روش اقتصاد سنجي فضايي با در نظر گرفتن اين دو ويژگي براي داده‌هاي مكاني، نخستين بار توسط پرفسور انسلين در سال ۱۹۸۸ در كتابش تحت عنوان اقتصاد سنجي فضايي روشها و الگوها بيان شد. در چند سال اخير اين روش از طرف دانشمندان علوم منطقه‌اي مورد توجه قرار گرفته و از آن در الگوسازي روابط و تخمين نتايج بهره برده‌اند.

۲-۱ وابستگي فضايي

مسأله وابستگي فضايي، پديده‌اي است كه در داده هاي نمونه‌اي داراي عنصر مكاني روي مي‌دهد؛ چنانكه مشاهده‌اي مربوط به يك محل مانند i وجود داشته باشد، اين مشاهده به مشاهدات ديگر در مكانهاي j وابسته است به اين ترتيب:

$$j \neq y_i = f(y_j) \quad \text{و} \quad i = 1{,}000, n$$

براي مثال پديده بيكاري در مكاني مانند i فقط تحت تأثير عوامل درون همان منطقه i نيست؛ بلكه عوامل ديگري با عنوان وابستگي فضايي كه به دليل مجاورت اين منطقه با ديگر مناطق است و همچنين بعد فاصله اين منطقه با ساير مناطق بر پديده بيكاري منقطه i دخالت دارند كه اقتصاد سنجي مرسوم، امكان برآورد و شناسايي اين گونه عوامل را ندارد.

۲-۲ ناهمساني فضايي

اصطلاح ناهمساني فضايي اشاره به انحراف در روابط بين مشاهدات در سطح مكانهاي جغرافيايي فضا دارد. فرض كنيم داراي يك رابطه خطي به شكل زير هستيم .

$$y_i = x_i B_i + \varepsilon_i$$

i بيانگر مشاهدات به دست آمده در $i = 1{,}000, n$ نقطه در فضا xi نشانگر بردار (۱ xk) از متغيرهاي توضيحي همراه با مجموعه سنجه هاي BI مربوط به آن، yI متغير وابسته در مشاهده يا مكان i، ε_i بيانگر خطاي تصادفي در اين رابطه است. با توجه به رابطه ياد شده،

---

1. Lesage,1999.

هنگام حركت در بين مشاهدات توزيع داده هاي نمونه‌اي نشانگر ميانگين و واريانس ثابتي نخواهد بود. مانند قيمت فروش واحدهاي مسكوني در يك شهر كه داراي سه توزيع جداگانه باشد. خانه هاي ارزان قيمت در نزديكي مركز شهر (CBD) است و با دورتر شدن از CBD خانه ها با قيمت متوسط و خانه هاي گران قيمت را خواهيم داشت.

٣- ٢ تعيين اطلاعات كمي مكاني در الگوهاي اقتصاد سنجي فضايي

آنچه در تخمين يك الگو با استفاده از روش اقتصاد سنجي فضايي مطرح است، تعيين كمّيت و مقدار عددي جنبه هاي مكاني است. براي انجام اين امر دو منبع اطلاعاتي در اختيار است. يكي موقعيت در صفحه مختصات كه به وسيله طول وعرض جغرافيايي نشان داده مي‌شود و مي‌توان فاصله هر نقطه در فضا را نسبت به نقاط يا مشاهدات ثابت يا مركزي محاسبه كرد؛ بنابراين مشاهداتي كه به هم نزديكتر هستند، نسبت به آنهايي كه از هم دورتر هستند بايد منعكس كننده وابستگي فضايي بالاتري باشند.

دومين منبع اطلاعاتي مكاني، مجاورت و همسايگي است كه منعكس كننده موقعيت نسبي در فضاي يك واحد منطقه‌اي مشاهده، نسبت به واحدهاي ديگري مانند آن مي باشد. اين اطلاعات با توجه به نقشه منطقه مورد مطالعه خواهد بود و بر اساس اين مي‌توان تعيين كرد كه كدام مناطق باهم داراي مرز مشترك مي باشند. بنابراين با در نظر گرفتن وابستگي فضايي، واحدهايي كه داراي رابطه همسايگي يا مجاورت هستند، نسبت به محلها يا واحدهايي كه دورتر هستند بايد درجه وابستگي فضايي بالاتري را نشان دهند.[١]

شايان ذكر است كه هر يك از منابع تعيين كمّيت اطلاعات مكاني، مي‌توانند به جاي هم استفاده شوند و به ناچار با يكديگر متفاوت نيستند.

حال رابطه اي خطي را در نظر بگيريد كه متغير *y را به عنوان يك متغير توضيحي در رابطه رگرسيون خطي براي توضيح انحراف y در طول نمونه مشاهدات فضايي به‌كار مي‌برد. به شكل $y = pcy + \varepsilon$ كه در آنp نشانگر سنجه رگرسيون است و وابستگي فضايي داده هاي منطقه‌اي را منعكس مي كند و تحت تأثير مشاهدات مناطق مجاور قرار مي‌گيرد. اگر وابستگي فضايي ميان مشاهدات در نمونه داده‌هاي y تأييد شود، بخشي از كل انحراف y در سطح نمونه فضا توسط وابستگي فضايي با مناطق مجاور آن توضيح داده خواهد شد. نكته شايان توجه آن است كه متغيرهاي توضيحي اضافي را نيز مي‌توان به الگو اضافه كرد و آن را به شكل ماتريس مرسوم XB نشان داد.

$$y = pcy + XB + \varepsilon$$

وقتي كه در حالت خاص، رابطه ياد شده را به شكل:

---

١. براي مطالعه بيشتر مي توانيد به عسگري، علي و اكبري، نعمت ا... (١٣٨٠) «روش شناسي اقتصاد سنجي فضائي: تئوري و كاربرد، مجله پژوهشي دانشگاه اصفهان، مراجعه كنيد.

$$\ln\left(\frac{y_{it}}{y_{it-1}}\right) = a - (1-e^{B})\log(y_{it-1}) + pc\ln(y_{it}/y_{it-1}) + \varepsilon$$

تعريف كنيم درپي بررسي اثرات به وجود آمده از مجاورت در همگرايي مطلق درآمد سرانه بين مناطق خواهيم بود و در آزمون فرضيه همگرايي به جاي استفاده از روش اقتصادسنجي مرسوم از روش اقتصاد سنجي فضايي استفاده كرده ايم.

۳. مروري بر مطالعات تجربي

در ادبيات اقتصادي، مطالعات زيادي در باره همگرايي درآمد سرانه در داخل مناطق يك كشور و نيز در بين كشورهاي مختلف انجام شده است. بررسي رابطه بين رشد درآمد سرانه واقعي و لگاريتم درآمد سرانه واقعي در سال پايه براي ۱۱۸ كشور در دوره ۱۹۸۵-۱۹۶۰ از اولين مطالعات تجربي همگرايي است كه توسط بارو (۱۹۹۱) با استفاده از رابطه $\log(y_{it}/y_{it-1}) = a - (1-e^{B})\log y_{it-1} + u_{it}$ انجام گرفت. در اين مطالعه نرخهاي رشد بالاتر مربوط به مناطق با درآمد بالاتر بوده است؛ بنابراين فرضيه همگرايي مطلق در مورد اين كشورها رد شد. آزمون ديگري با استفاده از ۲۰ كشور اعضاي OECD انجام گرفت كه نتايج به دست آمده بيانگر وجود فرضيه همگرايي بوده است. همچنين بارو و مارتين فرضيه همگرايي را در بين ٤٨ ايالت از ايالات متحده آمريكا در دوره ۱۹۹۰-۱۸۸۰ آزمون كرده و وجود همگرايي را در آنها به اثبات رسانده‌اند. از ديگر مطالعات بارو و مارتين (۱۹۹۲) بررسي همگرايي بين مناطق ژاپن در دوره ۱۹۹۰-۱۹۳۰ بوده كه بر اساس آن يك ارتباط منفي قوي بين نرخ رشد و لگاريتم درآمد سرانه در مناطق ژاپن تأييد شده است.

علاوه بر آنها آزمون همگرايي در ۹۰ ناحيه از ۸ كشور اروپايي در دوره ۱۹۹۰-۱۹۵۰ از مطالعات تجربي ديگر توسط باروماريتن مي‌باشد كه به اثبات فرضيه همگرايي منتهي شده است. از ديگر مطالعاتي كه به بررسي همگرايي درآمد سرانه پرداخته، مطالعه ري و منتوري (۱۹۹۹) است كه همگرايي در درآمد سرانه ايالات متحده آمريكا را در دوره ۱۹۹٤-۱۹۲۹ آزمون كرده است. تفاوت اين مطالعه با ساير مطالعات در استفاده از روش اقتصاد سنجي فضايي و ترسيم نمودار پراكنش موران با استفاده از نتايج به دست آمده است. در اين مطالعه رابطه

$$\ln\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right) = x + B\ln(y_t) + PW\ln\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right) + \varepsilon_t$$

در سه دوره زماني ۱۹۹٤-۱۹۲۹ ، ۱۹٤٥-۱۹۲۹ و ۱۹۹٤-۱۹٤٦ تخمين زده و P سنجه خود رگرسيون فضايي است كه اثر رشد مناطق مجاور را بر روي رشد درآمد سرانه هر منطقه نشان مي‌دهد. وجود ضرايب معني دار منفي براي B و مثبت براي P نشانگر وجود

همگرايي در درآمد سرانه ايالتها و تحت تأثير قرار گرفتن نرخ رشد درآمد سرانه هر ايالت از ايالتهاي مجاور مي باشد.

در سالهاي اخير در ايران نيز به آزمون تجربي فرضيه همگرايي پرداخته شده است؛ از جمله بررسي همگرايي در درآمد سرانه در بين ۱۲ كشور درحال توسعه صادركننده نفت (مؤيدفر ، ۱۳۷۷). بررسي اين نظريه در بين اين گروه كشورها شامل سه بخش: ۱. بررسي همگرايي شرطي در درآمد سرانه واقعي، ۲. بررسي همگرايي مطلق در درآمد سرانه واقعي و ۳. بررسي همگرايي در پراكندگي درآمد سرانه واقعي مي باشد. اين مطالعه نشان داده است كه اين گروه كشورها در دوره۱۹۹۰-۱۹۵۰ با سرعت$B = \%1$ به سمت يك نقطه تعادل پايدار همگرا مي‌باشند. به عبارت ديگر، هر سال ۱% از شكاف موجود در رشد اقتصادي اين گروه از كشورها كاهش مي‌يابد. وجود ضريب معني دار b بين صفر و يك براي هر يك از كشورهاي مورد بررسي، ارتباط منفي بين نرخ رشد واقعي درآمد سرانه و مقادير مطلق درآمد سرانه واقعي را نشان مي‌دهد كه بيانگر وجود همگرايي شرطي در اين گروه از كشورها است. همچنين بررسي همگرايي در درآمد سرانه استانهاي ايران در دوره ۱۳۷٤-۱۳٦۷ نيز بر وجود همگرايي مطلق در بين مناطق منتخب خود، نتايجي تأييد كننده به‌دست آورده است(افشاري،۱۳۷۸). در اين مطالعه نيز سه نوع همگرايي به شكل:۱. همگرايي شرطي دردرآمد سرانه واقعي، ۲. همگرايي مطلق دردرآمد سرانه واقعي و ۳. همگرايي در پراكندگي درآمد سرانه، بررسي مي‌شود.نتايج به‌دست آمده از اين پژوهش نشان مي‌دهد كه تفاوت چشمگيري در سرعت همگرايي شرطي در بين استانهاي ايران وجود دارد و اين تفاوت را در الگوي رشد هر استان را آشكار مي‌كند.بخشي از تفاوتهاي موجود در الگوي رشد استانها را مي توان ناشي از سياستهاي كلان كشور دانست. همچنين تخمين ضريب همگرايي مطلق، وجود همگرايي را در درآمد سرانه استانها را تأييد مي كند و نشان مي دهد كه هر ساله ۱/۵۷ درصد از شكاف بين نرخ رشد درآمد سرانه واقعي استانها كاهش مي‌يابد.

مطالعه ديگر در استفاده تجربي از روش اقتصاد سنجي فضايي در زمينه بررسي عوامل مؤثر در حوادث جنايتي مي‌باشد و براي ٤۹ همسايه انجام گرفته است (عسگري و همكاران ۱۳۸۰). در اين مطالعه متغيرهاي درآمد خانوار و ارزش مسكن و حوادث جنايتي همسايه به عنوان متغيرهاي توضيح دهنده جرم و جنايت هر خانوار در نظر گرفته شده است. نتايج به دست آمده از آن ضريب متغير حوادث جنايتي، همسايه را به عنوان ضريب اثرات مكاني معني دار و مثبت نشان مي دهد و اين مجموعه متغيرهاي توضيحي ٦۵ درصد رفتار جرم و جنايت را در هر خانوار توضيح مي دهند. با حذف متغير حوادث جنايتي همسايه R۲ به ۵۵ درصد كاهش مي يابد و به اين معني است كه وابستگي فضايي حدود ۱۰ درصد انحراف در حوادث جنايت را توضيح مي دهد.

مطالعه ديگر در باره بررسي همگرايي اقتصادي و تأثير سرريزهاي منطقه اي بر رشد درآمد سرانه در ۵۷كشور عضور OIC (سازمان كنفرانس اسلامي) در دوره ۱۹۹۵-۱۹۷٦ انجام شده است (فرهمند، ۱۳۸۰). در اين مطالعه كشورها به چهار گروه تقسيم شده اند:

۱. نرخ رشد بالاتر از ميانگين به علاوه دو برابر انحراف معيار؛

۲. نرخ رشد بين ميانگين به علاوه يك انحراف معيار و ميانگين به علاوه دو انحراف معيار؛

۳. نرخ رشد بين ميانگين به علاوه يك انحراف معيار؛

٤. نرخ رشد كمتر از ميانگين؛

براي سه گروه اول، سه متغير مجازي قرار داده مي‌شود و براي نشان دادن اثر پيشرفت فناوري در طول زمان از متغير روند استفاده مي‌شود و به اين ترتيب، معادله برآوردي به شكل زير مي‌باشد.

$$Gy_{it} = -0/041 - (1-e^{-0/0033})LGDP_{it-1} + 0/112Gyp_{it} + 0/11LGDPP_{it-1}$$
$$(-3/06) \qquad (1/68) \qquad (3/48) \qquad (2/4)$$
$$+0/006\ Time + 0/27\ Dum_1 + 0/15\ UM_2 + 0/08\ DUM_3$$
$$(2/03) \qquad (21/48) \qquad (21/56) \qquad (24/29)$$
$$R^2 = 0/62 \qquad D.W = 1/92$$

Gyp تأخير فضايي نرخ رشد و LGDPP تأخير فضايي درآمد سرانه واقعي دوره قبل است و چنانكه آماره t نشان مي‌دهد سرريزهاي منطقه‌اي ناشي از مجاورت در رشد و درآمد سرانه گروه كشورهاي اسلامي تأثير معني داري دارد.

٤. تحليل فضايي داده‌ها در همگرايي درآمد سرانه بين استانهاي ايران

هدف اين مقاله اين است كه با توجه به پايه هاي نظري كه در قسمت هاي قبل بحث شد، همگرايي درآمد سرانه را در استانهاي ايران با استفاده روش اقتصاد سنجي فضايي به منظور اندازه‌گيري اثرات ناشي از مجاورت، آزمون كند. به اين منظور اطلاعات مربوط به درآمد يك خانوار در سطح هر استان در دوره ۱۳۸۰-۱۳۷۰ جمع آوري شد و سپس به درآمد سرانه واقعي در هر استان تبديل شد .[۱]

در گام نخست بدون در نظر گرفتن اثرات به وجود آمده از مجاورت، ضرايب رابطه :

$$\ln(y_{it}/y_{it-1}) = a\left[\left(1-e^{-B}\right)\right]\ln(yi_{t-1}) + \varepsilon$$

با استفاده از تخمين غير خطي در محيط TSP ٤/۳ محاسبه شد.

۱. اطلاعات مربوط به متوسط درآمد هر خانوار در استانهاي ايران با استفاده از نتايج آمارگيري از هزينه و درآمد خانوار مركز آمار ايران، براي سال هاي ۱۳۸۰-۱۳۷۰ استخراج و سپس با استفاده از اطلاعات بعد خانوار و شاخص قيمتهاي منتشر شده توسط مركز آمار ايران در دوره ياد شده براي استانهاي كشور، متوسط درآمد سرانه واقعي هر استان محاسبه شد.

شايان ذكر است كه استانهاي اردبيل، قم، گلستان و قزوين به دليل ناكافي بودن اطلاعات سري زماني مربوط به آنها در درون استانهاي آذربايجان شرقي، تهران، مازندران و زنجان در نظر گرفته شده‌اند. نتايج حاصل از تخمين براي استانها به شكل زير مي‌باشد :

$$\ln(y_{it}/y_{it-1}) = 2 - 936 - (1-e^{-0/307})\ln(y_{it-1}) + \varepsilon$$
$$(6/94) \qquad (-6/9)$$
$$R = 0/17 \qquad D.W = 2/2$$

چنانكه مشاهده مي‌شود ضريب مثبت و معني دار B تأييد كننده وجود همگرايي مطلق در بين استانهاي ايران مي باشد. هنگامي كه در آزمون فرضيه همگرايي با مناطق درون يك كشور مواجه هستيم اين فرضيه به دليل وجود شرايط و قوانين اقتصادي يكسان حاكم بر اين مناطق، مبادلات سريع و آسان تجاري، تحرك نيروي كار و سرمايه بين مناطق و نرخ پول يكسان با قوت به اثبات مي رسد. به طول كلي استانهاي ايران با سرعت ۳۱ درصد در سال به سمت نقطه تعادل پايدار در رشد اقتصادي همگرا شده‌اند و نيمي از شكاف رشد اقتصادي موجود بين آنها در طول ۲/۵ سال از بين مي‌رود. در گام بعدي براي بررسي آثار به وجود آمده از مجاورت و وابستگي فضايي از روش اقتصادسنجي فضايي به شكل تخمين رابطه زير استفاده مي شود.

$$\ln(y_{it}/y_{it-1}) = a - \left[\left(1-e^{-B}\right)\right]\ln(y_{it-1}) + Pw\ln(y_{it}/y_{it-1}) + \varepsilon$$

در اين رابطه P سنجه رگرسيون و نشانگر وابستگي فضايي مي‌باشد. در تشكيل ماتريس مجاورت W با توجه به نقشه جغرافيايي ايران و موقعيت استقرار فضايي استانها از روش رخ مانند دو طرفه در تعيين مجاورتها استفاده مي‌شود.

با توجه به رابطه بالا، نتايج حاصل از تخمين آن در دوره (۸۰-۱۳۷۰) براي استانها به شكل زير مي باشند.

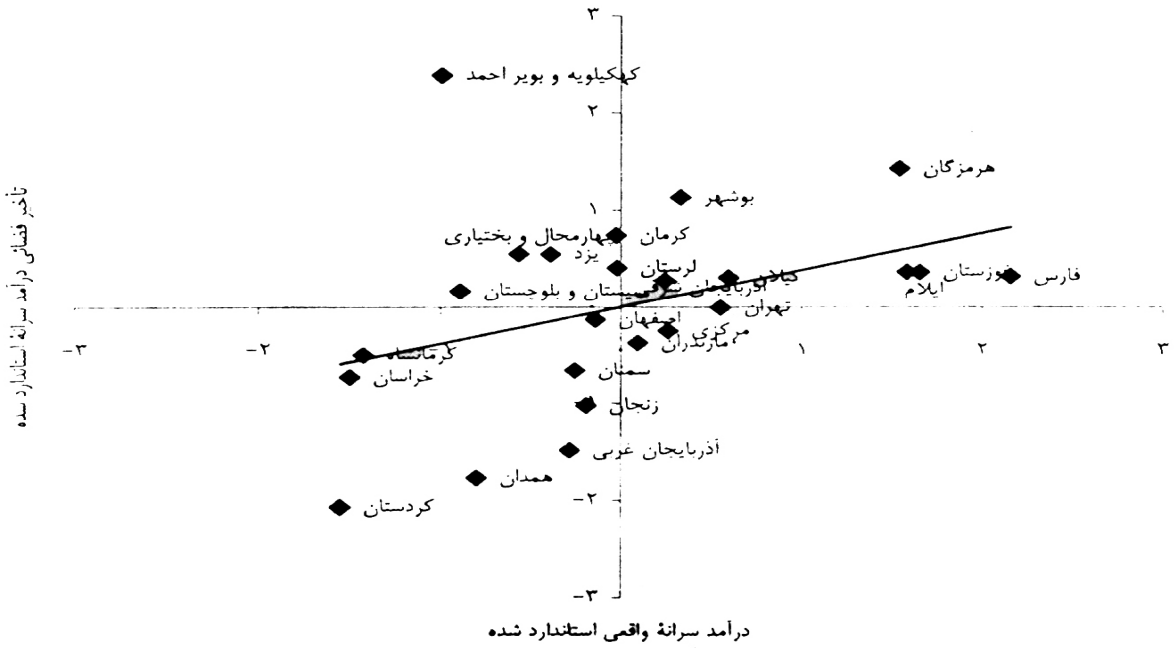
$$\ln(y_{it}/y_{it-1}) = 2/63 - (1-e^{-0/271})\ln(y_{it-1}) + 0/702\ \text{Win}\ (y_{it}/y_{it-1}) + \varepsilon$$
$$(7/58) \qquad (-7/6) \qquad (10/92)$$
$$R^2 = 0/45 \qquad D.W = 2/2$$

مقايسه رابطه ياد شده در دوره ۱۳۸۰-۱۳۷۰ با رابطه‌اي كه اثرات مجاورت در آن حذف شده بيانگر آن است كه با وجود همگرايي، سرعت همگرايي كاهش يافته؛ ولي ضريب متغير وابستگي فضايي، مقدار مثبت و معني داري را به خود اختصاص داده است.

ضريب مثبت متغير وابستگي فضايي نمايانگر وجود اثرات مثبت به وجود آمده از مجاورت در نرخ رشد درآمد سرانه هر استان بوده است. از طرف ديگر اين متغير موجب افزايش ضريب R^2 و قدرت توجيهي الگو در تغييرات نرخ رشد درآمد سرانه واقعي در بين استانها شده است.

بنابراين مي‌توان نتيجه گرفت كه نه تنها نرخ رشد درآمد سرانه واقعي استانها به طور همگرا

نمودار۳. پراكنش موران در درآمد سرانة واقعي استان هاي ايران در سال ۱۳۸۰



به سمت نقطه تعادل پايدار حركت مي‌كند؛ بلكه اثرات به وجود آمده از مجاورت در نرخ رشد درآمد سرانه استانها نيز معني دار مي‌باشد.

ترسيم نمودار پراكنش موران در آزمون فرضيه همگرايي استانها، پراكندگي فضايي اين مناطق را در شرايطي كه همه به سمت يك نقطه تعادل پايدار در حركت مي باشند، نشان مي دهد. به اين منظور متغير تأخير فضايي استاندارد شده درآمد سرانه هر استان بر روي محور عمودي در مقابل متغير استاندارد شده درآمد سرانه آن بر روي محور افقي در مقطع ۱۳۸۰ ترسيم مي‌شود. با تقسيم نمودار به چهار ربع مشاهده مي‌شود به طور عمده پراكندگي استانها در نواحي I و III نمودار مي‌باشد و بيانگر اين مسأله است كه استانهاي با درآمد سرانه بالا داراي همسايگان با درآمد سرانه بالا و استانهاي با درآمد سرانه پايين داراي همسايگان با درآمد سرانه پايين مي باشند (نمودار۳).

۵. نتيجه گيري

اين مقاله براي بررسي همگرايي درآمد سرانه در بين استانهاي ايران براي نخستين بار به اندازه‌گيري اثرات به وجود آمده از مجاورت با استفاده از روش سنجي فضايي پرداخته است. در اين راستا با جمع‌آوري اطلاعات مربوط به درآمد سرانه استانها در دوره ۱۳۸۰-۱۳۷۰ ابتدا به آزمون همگرايي درآمد سرانه پرداخته و سپس با ورود متغير Pwln (y_{it} / y_{it-1})

اثرات ناشي از مجاورت در همگرايي درآمد سرانه اندازه گيري شده است. نتايج به دست آمده از آزمون همگرايي نمايانگر وجود همگرايي در دوره ۱۳۸۰-۱۳۷۰ مي باشد. به طور كلي استانهاي ايران با سرعت ۳۱ درصد در سال به سمت نقطه تعادل پايدار در رشد اقتصادي همگرا هستند و نيمي از شكاف رشد اقتصادي موجود بين آنهادر۲/۵ سال از بين مي‌رود.

نتايج به دست آمده از اندازه گيري اثرات به وجود آمده از مجاورت و وابستگي فضايي نشان مي‌دهد كه علاوه بر افزايش R۲ الگو، ضريب متغير وابستگي فضايي نيز مثبت و معني دار مي‌باشد.

بنابراين مي‌توان نتيجه گرفت كه در رشد اقتصادي استانها اثرات وابستگي فضايي و وجود همگرايي معني دار است.

فهرست منابع

۱. افشاري ، زهرا(۱۳۷۸) «بررسي همگرايي استانهاي ايران (آزمون نظريه سولو و سوان)» پژوهشنامه بازرگاني.

۲.عسگري، علي و اكبري ، نعمت الله.(۱۳۸۰)« روش شناسي اقتصاد سنجي فضايي؛ تئوري و كاربرد»، مجله پژوهشي دانشگاه اصفهان.

۳.فرهمند، شكوفه.(۱۳۸۰) «بررسي همگرايي اقتصادي و تأثير سرريزهاي منطقه اي بر رشد درآمد سرانه در ۵۷ كشور عضو OIC (سازمان كنفرانس اسلامي) در دوره ۷۶-۱۹۹۵)» پايان نامه كارشناسي ارشد، دانشگاه اصفهان.

٤. موید فر، رزیتا(۱۳۷۷) « بررسي همگرايي در درآمد سرانه در بين ۱۲ كشور نفت خيز در حال توسعه» پايان نامه كارشناسي ارشد، دانشگاه الزهرا.

5. Anselin, Luc.(1999) “ spatial Ecorometrics**”** , *school of sciences University of Texas at Dallas.*

6. Barro, Robert J., Salai – Martin Xarier.(1995). “ Economic Growth”, *Mcgrawhill lnc.*

7. Baumol, Willam J.(1986) “Productivity, Growth , Convergence and welfare : What the long Run Data Show” , *AER* , pp 1072-1085.

8. Lesage, James.(1999)“ spatial Econometric “ , *Department of Economics University of Toledo.*

9. Levine , Ned. (1996) “ spatial statistics and GIS : Software Tools to Quantify spatial patterns*”, APAjournal* , PP 9381-391.

10. Rey , sergio J., Montouri , Brett D.(1998)”Us Regional income Convergence : A spatial Econometric perspective”, *Regional Studies* , PP 143-156.