مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان
جلد دوازدهم ـ شماره ۱و۲ ـ سال ۱۳۸۰
صص ۹۳-۱۲۲

روش شناسی اقتصاد سنجی فضایی؛ تئوری وکاربرد

علی عسگری* ؛ نعمت اله اکبری**
*عضو هیأت علمی دانشگاه تربیت مدرس
**عضو هیأت علمی دانشگاه اصفهان

چکیده:

در سال ۱۹۸۸ پروفسور انسلین، برای نخستین بار تصویر جامعی از واقعیتهای اقتصاد سنجی فضایی را در کتاب خود تحت عنوان « اقتصاد سنجی فضایی، روشها و مدلها» ارائه نمود. تکنیک مطرح شده در این کتاب در ادامه ارائه روشهای کمّی و مقداری برای مطالعات مختلف اقتصادی بود. منتها این تکنیک مدعی بود که دارای قابلیت و کاربرد بهتری نسبت به اقتصاد سنجی مرسوم در مطالعات منطقه‌ای و مکانی است و قادر است زمانی که محقق با داده‌ها و مشاهدات مکانی و منطقه‌ای مانند مطالعات بازرگانی، تجاری، جمعیت شناسی و ... رویروست جایگزین مدلها و روشهای اقتصاد سنجی مرسوم شود. به طوریکه در مطالعات و تحقیقات صورت گرفته در چند سال اخیر از طرف اندیشمندان علوم منطقه‌ای این عوامل مورد توجه جدی قرار دارد و مرماً بطور مستقیم یا غیر مستقیم از روشهای اقتصاد سنجی فضایی بهره برده‌اند.

در این مقاله سعی بر آن است که به معرفی مفهوم و موضوع اقتصاد سنجی فضایی پرداخته و سپس ضمن ارائه مدلهای کاربردی این تکنیک به توانائیها و قابلیتهای آن نسبت به اقتصاد سنجی مرسوم بپردازیم. مطالبی مانند وابستگی فضایی، ناهمسانی فضایی، چگونگی تعیین مجاورت در اقتصادسنجی فضایی، تعیین موقعیت فضایی، وقفه های فضایی، مدلهای خودرگرسیونی و مدلهای مختلط رگرسیون_ خودرگرسیونی فضایی از موارد اصلی مورد بحث در این مقـــاله است. یقیناً موضوع اقتصاد سنجی فضایی و مدلهای مختلف آن در این نوشتار نمی‌گنجد و این تلاش درآمدی بر اقتصاد سنجی فضایی خواهد بود.

واژه های کلیدی :

اقتصادسنجی فضایی، وابستگی فضایی، ناهمسانی فضایی، مجاورت

مقدمه

بکارگیری تکنیکها، روشها و ابزارهای کمّی در علوم مختلف از دیرباز آغاز گردیده و امروزه گستره فراوانی یافته‌اند. علوم بر حسب میزان و قابلیت عینیت گرایی از روشهای مقداری و کمّی بهره گرفته و حتی بعضی از علوم و معارف بشری گسترش و تکامل خود را وامدار روشها و تکنیکهای کمّی هستند. علم اقتصاد را اگر به عنوان یکی از شاخه های علوم انسانی بدانیم . در به کارگیری شیوه و روشهای کمّی از گذشته تا بحال دچار چالشهای متفاوتی گردیده است.

پیشینه علم اقتصاد از آغاز مبتّنی بر معارف فلسفی و ذهنی بوده و در مسیر پیدایش و تکامل همراه با پیشرفت روشهای آماری و مقداری از اینگونه تکنیکها بهره گرفته است. هر چند

در این مقاله سعی بر آن است که به معرفی مفهوم و موضوع اقتصاد سنجی فضایی پرداخته و سپس ضمن ارائه مدلهای کاربردی این تکنیک به توانائیها و قابلیتهای آن نسبت به اقتصاد سنجی مرسوم بپردازیم. مطالبی مانند وابستگی فضایی، ناهمسانی فضایی، چگونگی تعیین مجاورت در اقتصادسنجی فضایی، تعیین موقعیت فضایی، وقفه های فضایی، مدلهای خودرگرسیونی و مدلهای مختلط رگرسیون_ خودرگرسیونی فضایی از موارد اصلی مورد بحث در این مقـــاله است. یقیناً موضوع اقتصاد سنجی فضایی و مدلهای مختلف آن در این نوشتار نمی‌گنجد و این تلاش درآمدی بر اقتصاد سنجی فضایی خواهد بود.

واژه های کلیدی :

اقتصادسنجی فضایی، وابستگی فضایی، ناهمسانی فضایی، مجاورت

مقدمه

بکارگیری تکنیکها، روشها و ابزارهای کمّی در علوم مختلف از دیرباز آغاز گردیده و امروزه گستره فراوانی یافته‌اند. علوم بر حسب میزان و قابلیت عینیت گرایی از روشهای مقداری و کمّی بهره گرفته و حتی بعضی از علوم و معارف بشری گسترش و تکامل خود را وامدار روشها و تکنیکهای کمّی هستند. علم اقتصاد را اگر به عنوان یکی از شاخه های علوم انسانی بدانیم . در به کارگیری شیوه و روشهای کمّی از گذشته تا بحال دچار چالشهای متفاوتی گردیده است.

پیشینه علم اقتصاد از آغاز مبتّنی بر معارف فلسفی و ذهنی بوده و در مسیر پیدایش و تکامل همراه با پیشرفت روشهای آماری و مقداری از اینگونه تکنیکها بهره گرفته است. هر چند

مقایسهٔ علومی مانند علم اقتصاد- به لحاظ ماهیت پیچیده و مبتنی بر رفتارهای انسانی- با علوم و قوانین طبیعی بسیار سخت می نمود، اما تلاشهای بسیاری صورت گرفت تا نشان دهد که قوانین هنجاری الزاماً با قوانین طبیعی در روش شناسی تفاوت چندانی ندارند و می توان نظم طبیعی جامعهٔ انسانی را به مثابه نظامی از روابط ثابت در نظر گرفت. دیوید هیوم، به عنوان یکی از پیشگامان مکتب روش شناسی تجربه گرا آشکارا تلاش می کرد تا روشهای تجربی را به حوزهٔ موضوعات هنجاری و رفتاری وارد کند هر چند به نقائص و آسیبهای روش شناسی تجربی در اینگونه معارف واقف بود و معتقد بود باید همّ خود را بر آن داشت تا آزمایشهای تجربی را در علوم هنجاری به کار گرفت و امیدوار بود که بر مبنای نتایج حاصل از آنها یک علم جدید بنا گردد، علمی که میزان قطعیت[1] آن بالا باشد (هیوم، ۱۳۵۵).

جدال میان مکاتب روش شناسی از جمله استقرا گرایی[2] و ابطال گرایی[3] در دهه‌های اولیهٔ قرن بیستم چالشهای اساسی را در بکارگیری روشها و شیوه‌های کمّی و مقداری به ویژه در علوم انسانی به وجود آورد (چالمرز، ۱۹۸۲). در این میان، علم اقتصاد نیز در به کارگیری روشهای مقداری و کمّی دستخوش جدالهای روش شناسی فراوان قرار گرفت. انتقادهای شدید کینز از تین، برگن و هارود در به کارگیری شیوه‌های مکانیکی همانند علوم طبیعی در اقتصاد جزء مشهورترین جدالهای روش شناسی این علم است. کینز اعتقاد داشت رشد و گسترش اقتصاد به سبک و روش فیزیک امکان پذیر نیست و در نامه‌ای به هارود می گوید: « اقتصاد، علم هنجاری است، نه علم طبیعی و در این علم باید بیشتر درون نگری[4] و احکام ارزشی را بکار برد». کینز معتقد بود تبدیل مدلهای اقتصادی به شکل فرمول کمّی برابر است با از بین بردن سودمندی آن به مثابهٔ ابزاری برای اندیشه، چرا که اقتصاد یک روش و ابزاری برای ذهن و فنی برای تفکر است که به صاحب اندیشه، توان و قابلیت استخراج نتایج را می‌بخشد(هاشم پسران، لاوسون، ۱۹۸۹).

---

1 - Cerainty
2 - Indictivism
3 - Falsification
4 - Intospeltion

انتقادها و چالشهای ایجاد شده میان اندیشمندان موافق و مخالف بکارگیری شیوه‌های کمّی در علم اقتصاد به جای متوقف ساختن گسترش به کارگیری شیوه‌های مقداری در علم اقتصاد، موجب اصلاح تکنیکها و واقف ساختن متخصصین به نواقص شیوه‌های کمّی در علوم هنجاری و رفتاری گردید و شاخه‌ای را در علم اقتصاد بوجود آورد بنام اقتصاد سنجی[1] که توانسته است در چند دههٔ اخیر علاقمندان بسیاری را بخود مشغول داشته و از ابعاد گوناگون ماهیت و روش پیشرفتهای قابل توجهی نماید. از اولین کتابنامه نگاشته شده در زمینهٔ روش حداقل مربعات که در سال ۱۸۷۷ در دانشگاه آکسفورد به چاپ رسیده است (درخشان، ۱۳۷۴) تا به امروز که انواع و اقسام تکنیکهای اقتصاد سنجی در خصوص تخمین ، برآورد و پیش بینی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

یکی از تحولات و پیشرفتهای ایجاد شده در بکارگیری روشهای کمّی و مقداری در علوم رفتاری به ویژه اقتصاد، تکامل شاخه اقتصاد سنجی به اقتصاد سنجی فضایی[2] است. این زمینه از اقتصاد سنجی در یک دههٔ اخیر توانسته است در علوم منطقه‌ای ، یا به عبارت بهتر اطلاعات و داده‌هایی که مکان و طول و عرض جغرافیایی در آن دخالت دارند، گسترش قابل توجهی پیدا نمایند. این مقاله در پی معرفی و بررسی حوزهٔ قلمرو و کاربردهای مختلف اقتصاد سنجی فضایی در علوم منطقه‌ای و تفاوتهای اساسی آن با اقتصاد سنجی مرسوم است.

۱) اقتصاد سنجی فضایی

انجام کارهای تحقیقاتی در علوم منطقه‌ای بطور وسیع مبتنی بر داده‌های نمونه‌ای منطقه‌ای است، که محقق با مراجعه به مکانها و محلهای مشخص شده که بصورت نقاطی در فضا تعیین مکان شده‌اند و به آنها دست می‌یابد. حال وقتی در تحقیق با داده‌هایی روبرو هستیم که دارای جزء مکانی هستند، دیگر به کارگیری شیوه‌های اقتصاد سنجی مرسوم چندان مناسب نمی باشد. تفاوت

---

1 - Econometrics
2 - Spatial Econometrics

اقتصاد سنجی فضایی از اقتصاد سنجی مرسوم در توانایی و کاربرد تکنیک اقتصاد سنجی در استفاده از داده‌های نمونه‌ای است که دارای جزء مکانی هستند. زمانیکه داده‌های نمونه‌ای دارای جزء مکانی‌اند دو مسئله رخ خواهد داد (Lesage, 1999): ۱) وابستگی فضایی[1] میان مشاهدات وجود خواهد داشت ۲) ناهمسانی فضایی[2] در روابطی که ما مدلسازی می کنیم، رخ خواهد داد. بنابر این اقتصاد سنجی فضایی با دو ویژگی مشخص می گردد. الف) وابستگی فضایی بین مشاهدات داده‌ای نمونه در نقاط مختلف ب) ناهمسانی فضایی که ناشی از روابط یا پارامترهای مدل است که با حرکت بر روی صفحه مختصات همراه با دادهٔ نمونه‌ای تغییر می یابد.

بنابر این اقتصادسنجی مرسوم، این دو موضوع، یعنی وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی را نادیده می گیرد، چرا که در صورت توجه به آنها فروض مورد استفاده در اقتصاد سنجی مرسوم، یعنی فروض گاس- مارکف[3] که خصوصیات مطلوب تخمین زننده‌های حداقل مربعات معمولی است نقض خواهد شد. در قضیهٔ گاس مارکف فرض بر این است که متغیرهای توضیحی در نمونه گیریهای تکراری ثابت‌اند، ولی وجود وابستگی فضایی در میان نمونه‌ها این فرض را نقض می کند؛ همچنین ناهمسانی فضایی، فرض گاس-مارکف را که یک رابطهٔ خطی مشخص بین مشاهدات نمونه‌ای وجود دارد نقض می کند. چرا که با فرض وجود وابستگی فضایی میان داده‌ها با حرکت بین داده‌های نمونهٔ فضایی رابطه تغییر خواهد کرد و ضرائب، تابع خطی بر حسب متغیر وابسته نخواهد بود و در نتیجه شیوه‌های اقتصاد سنجی مرسوم، کاربرد نخواهد داشت و روش مناسب، اقتصاد سنجی فضایی و روشهای مختلف آن است.

بر اساس قضیهٔ گاس-مارکف داده‌های نمونه‌ای رگرسیون، به صورت رابطهٔ (۱) می باشند:

$$Y = X\beta + \varepsilon \qquad (۱)$$

1- Spatial Dependence
2- Spatial Heterogeneity
3- Gauss - Markov

که Y نشان دهندهٔ برداری از n مشاهده، x بیانگر یک ماتریس $n\times k$ از متغیرهای توضیحی، β بردار K پارامتری و ε برداری از n جمله خطای تصادفی است. فرایند ایجاد داده‌ها بگونه‌ای است که ماتریس x و پارامترهای صحیح β، ثابت‌اند و در نتیجه توزیع بردارهای نمونه y دارای ساختار واریانس – کوواریانس همانند ε می باشد. بر اساس قضیهٔ گاس-مارکف توزیع مشاهدات در y به گونه‌ای است که به هنگام حرکت در بین مشاهدات مقدار ثابتی را نشان خواهد داد و در نتیجه کوواریانس بین مشاهدات صفر است. در حالیکه در داده‌های نمونه‌ای که دارای وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی هستند، این پدیده وجود نخواهد داشت.

اولین بار در سال ۱۹۸۸ پروفسور انسلین[1] چهارچوب کاملی از واقعیتهای اقتصاد سنجی فضایی در کتابی بنام « اقتصاد سنجی فضایی؛ به روشها و مدلها » ارائه نمود. سپس، در ادامه کارهای انسلین موضوع اقتصاد سنجی مورد استقبال بسیاری از متخصصین اقتصاد، جغرافیا، جامعه شناسی و بطور کلی علوم منقطه‌ای قرار گرفت.

۲) وابستگی فضایی

مسئله وابستگی فضایی، پدیده ای است که در داده‌های نمونه‌ای دارای عنصر مکانی روی می‌دهد. به طوریکه وقتی مشاهده‌ای مربوط به یک محل مانند i وجود داشته باشد، این مشاهده به مشاهدات دیگر در مکانهای $j\neq i$ وابسته است. وابستگی می تواند بین چندین مشاهده رخ دهد به طوریکه i می تواند هر مقداری از $i = 1,\ldots,n$ را اختیار کند، چرا که انتظار می رود داده‌های نمونه‌ای مشاهده شده در یک نقطه از فضا به مقادیر مشاهده شده در مکانهای دیگر وابسته باشد. بر اساس فرمول زیر داریم:

$$Y_i = f(y_j) \qquad i = 1,\ldots,n \qquad j \neq i \qquad (۲)$$

1 - Anselin

بطور مثال پدیده بیکاری درمکانی مانند i تحت تاثیر صرفاً عوامل درون همان منطقه i نیست، بلکه عوامل دیگری تحت عنوان وابستگی فضایی که ناشی از مجاورت این منطقه با دیگر مناطق است و همچنین بعد فاصله این منطقه با سایر مناطق بر پدیدهٔ بیکاری در منطقهٔ i دخالت دارند، که اقتصاد سنجی مرسوم امکان برآورد و شناسایی اینگونه عوامل را نخواهد داشت.

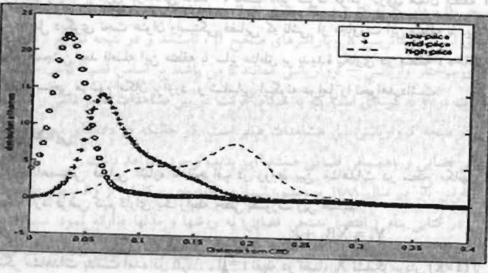
۲) ناهمسانی فضایی

اصطلاح ناهمسانی فضایی اشاره به انحراف در روابط بین مشاهدات در سطح مکانهای جغرافیایی فضا دارد. فرض کنیم دارای یک رابطهٔ خطی بصورت زیر هستیم:

$$Y_i = X_i\beta_i + \varepsilon_i \qquad (۳)$$

i بیانگر مشاهدات بدست آمده در $i = 1, \ldots, n$ نقطه در فضا، X_i نشانگر بردار $(1\times k)$ از متغیرهای توضیحی همراه با مجموعه پارامترهای β_i مربوط به آن، y_i متغیر وابسته در مشاهده یا مکان i ، ε_i بیانگر خطای تصادفی در رابطهٔ مذکور است. با توجه به رابطهٔ مذکور هنگام حرکت در بین مشاهدات توزیع داده‌های نمونه‌ای نشانگر میانگین و واریانس ثابتی نخواهند بود. بطور مثال اگر قیمت فروش واحدهای مسکونی را در مناطق مختلف یک شهر در نظر بگیریم و قیمت واحدهای مسکونی را در سه دستهٔ: گران قیمت، متوسط و ارزان قیمت در نظر داشته باشیم، احتمالاً با این واقعیت روبرو می‌شویم که سه توزیع مجزا از قیمت واحدهای مسکونی وجود دارد. مثلاً خانه‌هایی که دارای قیمت پائین هستند به مرکز شهر CBD[1] نزدیکتر و خانه‌هایی که دارای قیمتهای بالا هستند از CBD دورتر می باشند. بنابر این وجود سه توزیع مجزا برای قیمت واحدهای مسکونی با این فرض گاس-مارکف که با حرکت در میان مشاهدات، توزیع داده‌های نمونه‌ای دارای میانگین و واریانس ثابت‌اند، متناقض خواهد بود (Lesage, pp. 1-8, 1999).

1 - Centrael Business District



شکل ۱: چگونگی توزیع واحدهای مسکونی بر حسب قیمت

۴) چگونگی تعیین مکان در مدلهای اقتصاد سنجی فضایی

در کارهای تحقیقاتی، معمولاً با داده‌هایی روبرو هستیم که جنبه‌های مکانی در آنها مطرح است. پیش از مطرح شدن مسئله وابستگی و ناهمسانی فضایی باید به تعیین کمیّت و مقدار عددی جنبه‌های مکانی پرداخت. بری انجام این موضوع دو منبع اطلاعاتی در اختیار است. یکی موقعیت در صفحهٔ مختصات که از طریق طول و عرض جغرافیایی نشان داده می شود و بر این اساس می توان فاصلهٔ هر نقطه در فضا را یا فاصله هر مشاهده قرار گرفته در هر نقطه را نسبت به نقاط یا مشاهدات ثابت یا مرکزی محاسبه نمود. بنابر این مشاهداتی که به هم نزدیکترند نسبت به آنهایی که از هم دورترند، باید منعکس کننده وابستگی فضایی، بالاتر باشند. بعبارت دیگر وابستگی فضایی و تاثیرات آن بین مشاهدات باید با افزایش فاصله بین مشاهدات، کاهش یابد.

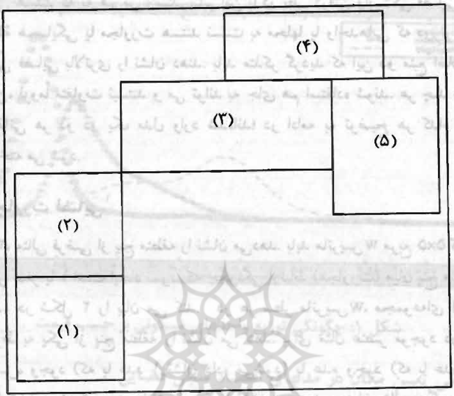
دومین منبع اطلاعات مکانی، مجاورت و همسایگی است که منعکس کننده موقعیت نسبی در فضای یک واحد منطقه‌ای مشاهده ، نسبت به واحدهای دیگری از آن قبیل می باشد. معیار نزدیکی و مجاورت بر اطلاعات بدست آمده از روی نقشهٔ جامعه مورد مطالعهٔ مبتنی خواهد بود و

بر اساس این اطلاعات می توان تعیین نمود که کدام مناطق با هم، همسایه یا مجاور هستند، یعنی دارای مرزهایی هستند که به هم می رسند. بنابر این با در نظر گرفتن وابستگی فضایی واحدهایی که دارای رابطهٔ همسایگی یا مجاورت هستند نسبت به محلها یا واحدهایی که دورتر هستند باید درجه وابستگی فضایی بالاتری را نشان دهند. باید متذکر گردید که این دو منبع اطلاعات ایجاد موقعیت مکانی، لزوماً متفاوت نیستند و می توانند به جای هم استفاده شوند. هر چند در برخی از کارهای تحقیقاتی هر دو در یک مدل وارد شده‌اند؛ در ادامه به توضیح هر کدام از دو منبع اطلاعاتی پرداخته می شود.

۴-۱تعیین مجاورت فضایی[1]

شکل ۲، مثالی فرضی از پنج منطقه را نشان می‌دهد. باید ماتریس W مربع ۵×۵ که شامل ۲۵ عنصر با مقادیر صفر یا ۱ است ایجاد نمود، که چگونگی ارتباط (مجاورت) میان پنج منطقه موجود نشان داده شده در شکل ۲ را بیان می کند. در هر سطر ماتریس W، مجموعه‌ای از ارتباطات مجاورت مربوط به یکی از پنج منطقه را نشان می دهد. برای مثال عنصر موجود در سطر ۱ و ستون ۲ ماتریس، وجود (که با عدد ۱ نشان داده می‌شود) یا عدم وجود (که با عدد صفر بیان می‌شود) یک ارتباط مجاورتی بین مناطق ۱ و ۲ را نشان می دهد. بعنوان مثالی دیگر، عنصر سطر ۳ و ستون ۴، وجود یا عدم وجود مجاورت بین نواحی ۳ و ۴ را منعکس می‌کند. البته ، ماتریسی که به این سبک ایجاد شده است باید متقارن باشد، اگر مناطق ۴ و ۳ مجاوراند، مناطق ۳ و ۴ نیز باید همین گونه باشند (Lesage, pp. 11-12, 1999).

1- Quantifying Spatial Contiguity



شکل ۲: چگونگی مجاورت بین مناطق پنج گانه

برای تعیین مجاورت روشهای متفاوتی وجود دارد که در ادامه، برخی از روشهای مختلف تعریف ماتریس مربع W که نشان دهنده تعاریف متفاوت روابط «مجاورتی» میان پنج منطقه موجود در شکل ۲ است، بیان می‌گردد. بمنظور سادگی، باماتریسی که پر از صفر است شروع کنید، سپس راههای جایگزین زیر را برای تعریف وجود ارتباط مجاورتی در نظر بگیرید (Lesage, 1999).

مجاورت خطی[۱]: $W_{ij}=1$ برای عناصری که یک کناره مشترک بلافاصله با راست یا چپ منطقه تحت بررسی دارد، تعریف می‌شود. برای سطر ۱، که ارتباطات مربوط به منطقه یک را نشان

1 - Linear Contiguity

راست یا چپ، مجاور نیست. از طرف دیگر، برای سطر ۵ ، که ارتباطات مربوط به ناحیه ۵ را در آن ثبت شده، $w_{53}=1$ است و سایر عناصر سطری معادل صفر خواهند بود.

مجاورت رخ مانند[1] : $w_{ij}=1$ برای مناطقی تعریف می شود که یک طرف مشترک با ناحیه تحت بررسی دارند. برای سطر ۱، که منعکس کننده ارتباطات منطقه ۱ است، خواهیم داشت: $w_{12}=1$ و سایر عناصر این سطر معادل با صفر خواهند بود. بعنوان مثالی دیگر، در سطر ۲ داریم، $w_{34}=1$ و $w_{35}=1$ و بقیهٔ عناصر سطر صفراند.

مجاورت فیل مانند[2]: $w_{ij}=1$ برای عناصری تعریف می‌شود که با منطقه تحت بررسی یک راس مشترک داشته باشند. برای منطقه (۲) داریم: $w_{23}=1$ و سایر عناصر سطر صفر خواهند بود.

مجاورت خطی دوطرفه[3]: برای دو منطقه موجود، بلافاصله در راست یا چپ ناحیه تحت بررسی $w_{ij}=1$ تعریف می‌شود. این تعریف برای مناطق نشان داده شده در شکل ۲، همان نتایج مجاورت خطی را ایجاد میکند.

مجاورت رخ مانند دوطرفه[4]: برای دو منطقه موجود، در راست، چپ، شمال و جنوب منطقه تحت بررسی ، $w_{ij}=1$ تعریف می‌شود. این تعریف برای مناطق نشان داده شده در شکل منتج به ماتریس W در رابطهٔ (۱) ناشی از تعریف مجاورت رخ مانند خواهد شد.

مجاورت ملکه مانند[5]: برای مناطق موجودی که یک طرف یا رأس مشترک با ناحیه تحت بررسی دارند $w_{ij}=1$ تعریف می‌شود. برای منطقه ۳ خواهیم داشت: $w_{32}=1$, $w_{34}=1$, $w_{35}=1$, سایر عناصر صفراند.

1- Rook Contiguity
2- Bishop Contiguity
3- Double Linear Contiguity
4- Double Rook Contiguity
5- Queen Contiguity

به تعاریف خطی دوطرفه و رخ مانند دوطرفه گاهی اوقات بعنوان مجاورت (تماس) «مرتبه دوم[1]» اشاره، در حالیکه برای سایر تعاریف اصطلاح «مرتبه اول[2]» بکار برده می‌شود. گاهی اوقات تعاریف دارای جزئیات بیشتر، بر میزان مسافت مرزهای مشترک تکیه می‌کنند. این موضوع، اینکه آیا مناطق (۴) و (۵) شکل ۲ مجاور است یا نه، را پیچیده می سازد. چرا که آن دو منطقه مرز مشترک دارند، اما آن مرز خیلی کوتاه است.

دلیل اصلی در انتخاب یک تعریف مجاورت، باید مربوط به ماهیت مسئله‌ای باشد که می خواهد مدلسازی شود. برای مثال، فرض کنید که یک شاهراه مهم، متصل کننده مناطق (۲) و (۳) موجود باشد و منطقه (۲) یک «مجتمع خوابگاهی» برای افرادی باشد که در منطقه (۳) کار می‌کنند. با مشخص بودن این اطلاعات، باید الگوی مجاورتی را انتخاب نمود که عکس‌العمل فضایی بالایی را بین این دو منطقه نشان دهد و یا فرض کنید مناطق موردنظر صرفاً به صورت چپ و یا راست مجاور و قادرند مناطق همجوار خود را تحت تأثیر قرار دهند و مناطق بالادست و پایین دست را تحت تأثیر قرار نمی دهند. در این حالت لزوماً نوع مجاورت خطی مورد استفاده خواهد بود.

ماتریس W که منعکس کننده روابط مجاورت رخ مانند مرتبه اول برای پنج منطقه شکل ۲ می باشد، عبارتست از :

$$w=\begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 0 \end{bmatrix} \qquad (۳)$$

1 - Second Order
2 - First Order

معمولاً تعریف مجاورت رخ مانند در مطالعات کاربردی به کار گرفته می شود که علت اصلی آن نیز ناشی از آن است که تعریف رخ مانند، تمامی مناطقی که دارای مرز مشترک باشند دربرمی گیرد.

توجه داشته باشید که ماتریس W همانگونه که نشان داده شده، متقارن است. و بر طبق قرارداد همیشه ماتریس بر قطر اصلی دارای عناصر صفر است. تبدیلی که اغلب در کارهای کاربردی بکار برده می‌شود، تبدیل کردن ماتریس W به ماتریسی است که حاصلجمع سطر آن واحد باشد. به این مورد تحت عنوان ماتریس مجاورت «مرتبه اول استاندارد شده»[1] اشاره می‌شود که آنرا به صورت ماتریس C نشان می دهیم:

$$c=\begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ 0 & 0 & \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} \\ 0 & 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & 0 \end{bmatrix} \qquad (۵)$$

اگر حاصلضرب ماتریس c و بردار مشاهدات تعدادی متغیر مربوط به پنج منطقه، که آنرا بردار y می نامیم، بکار بریم و آنچه را که اتفاق می افتد در نظر بگیریم، می توان انگیزه استاندارد کردن را مشاهده نمود. این ماتریس حاصلضرب $y^*=cy$ ، یک متغیر جدید معادل با میانگین مشاهدات ناشی از مناطق مجاور را نشان می دهد:

$$\begin{bmatrix} y_1^* \\ y_2^* \\ y_3^* \\ y_4^* \\ y_5^* \end{bmatrix}=\begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0/5 & 0/5 \\ 0 & 0 & 0/5 & 0 & 0/5 \\ 0 & 0 & 0/5 & 0/5 & 0 \end{bmatrix}\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ y_4 \\ y_5 \end{bmatrix} \qquad (۶)$$

1 - Standardized First - Order

$$\begin{bmatrix} y_1^* \\ y_2^* \\ y_3^* \\ y_4^* \\ y_5^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_2 \\ y_1 \\ \frac{1}{2}y_4 + \frac{1}{2}y_5 \\ \frac{1}{2}y_3 + \frac{1}{2}y_5 \\ \frac{1}{2}y_3 + \frac{1}{2}y_4 \end{bmatrix} \quad (7)$$

این یک روش تعیین کمیت رابطه $j \neq i,\ y_i = f(y_j)$ است که در رابطه (۲) بیان شده است. حال رابطه‌ای خطی را در نظر بگیرید که متغیر y^* که در رابطه (۶) ایجاد گردید را بعنوان یک متغیر توضیحی در رابطه رگرسیون خطی برای توضیح انحراف y در طول نمونه مشاهدات فضایی بکار می‌برد.

$$y = \rho c y + \varepsilon \quad (8)$$

ρ نشانگر پارامتر رگرسیون است که باید تخمین زده شود و ε خطای تصادفی رابطه را نشان می دهد. پارامتر ρ وابستگی فضایی در داده‌های نمونه‌ای ما را منعکس وکه متوسط تاثیر مشاهدات همسایه یا مجاور بر مشاهدات بردار y را اندازه‌گیری می‌کند. اگر وابستگی فضایی میان مشاهدات در نمونه داده‌های y تأیید شود، بخشی از کل انحراف y در سطح نمونه فضایی توسط هر وابستگی فضایی بر همسایگان آن توضیح داده خواهد شد. پارامتر ρ این امر را در مفهوم نوعی رگرسیون منعکس خواهد کرد. بعلاوه می توان نسبت کل انحراف y را که از طریق وابستگی فضایی توضیح داده می‌شود، محاسبه نمود. این با $\hat{\rho} c y$ نشان داده می‌شود که $\hat{\rho}$ بیانگر مقدار برآورد شده ρ است. مدلهای اقتصاد سنجی فضایی که در بخش بعد معرفی خواهند شد، بر نوعی از فرمول بندی تکیه می‌کنند که با عنوان مدلهای خود رگرسیون فضایی شناخته می شوند و از روشهای تخمین حداکثر درستنمایی برای تخمین استفاده نمایند..

نکتهٔ قابل توجه، آن است که متغیرهای توضیحی اضافی را می توان به مدل رابطه (۳) اضافه نمود و آن را به صورت ماتریس مرسوم $X\beta$ نشان داد:

$$y = \rho c y + x\beta + \varepsilon \qquad (9)$$

برای نمونه، مثال زیر را در نظر بگیرید. مجموعه داده‌ها شامل مشاهداتی بر سه متغیر است: حوادث جنایتی همسایه، درآمد خانوار، و ارزش مسکن برای هر ۴۹ همسایه. مدل، درآمد و ارزش خانه را برای توضیح انحراف حوادث جنایتی همسایه بکار می برد. یعنی y = جرم و جنایت همسایه، x = مقدار ثابت ، درآمد خانوار و ارزش مسکن است(Anselin, 1988).

برآوردها در زیر نشان داده شده است که هم به صورت رگرسیون معمولی OLS و هم به صورت تخمین خود رگرسیونی فضایی انجام شده و قابل مقایسه است.

برآوردهای مدل خود رگرسیون فضایی:

متغیر وابسته = جرم و جنایت

R^2 = ۰/۶۵۱۸

R^2 تعدیل شده = ۰/۶۳۶۶

$\hat{\sigma}_\varepsilon$ = ۹۵/۵۰۳۲

log − like lihood = ۱۶۵/۴۱۲۶۹−

تعداد مشاهدات و تعداد متغیرها = ۴۹ و ۳

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال t
مقدار ثابت	۴۵/۰۵۶۲۵۱	۶/۲۳۱۲۶۱	۰/۰۰۰۰۰۰
درآمد	−۱/۰۳۰۶۴۱	−۳/۳۷۳۷۶۸	۰/۰۰۱۵۳۴
ارزش مسکن	−۰/۲۶۵۹۷۰	−۳/۰۰۴۹۴۵	۰/۰۰۴۳۳۱
Rho(ρ)	۰/۴۳۱۳۸۱	۳/۶۲۵۳۴۰	۰/۰۰۰۷۳۲

برای این مثال ، می توان نسبت کل انحرافی که از طریق وابستگی فضایی توضیح داده می‌شود، را با مقایسه برازشی که از طریق $\overline{R}^2$ این مدل اندازه‌گیری شده با برازش مدل حداقل مربعاتی که متغیر وابسته فضایی Cy را حذف می‌کند محاسبه نمود. رگرسیون حداقل مربعات برای مقایسه در زیر نشان داده شده است:

برآورد حداقل مربعات معمولی:

متغیر وابسته = جرم و جنایت

R^2 = ۰/۵۵۲۱

R^2 تعدیل شده = ۰/۵۳۲۷

$\hat{\sigma}_\varepsilon$ = ۱۳۰/۸۳۸۶

D.W = ۱/۱۹۳۴

تعداد مشاهدات و تعداد متغیرها = ۴۹ و ۳

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال t
مقدار ثابت	۶۸/۶۰۹۷۹۶	۱۴/۴۸۴۲۷۰	۰/۰۰۰۰۰۰
درآمد	−۱/۶۹۶۰۷۲	−۴/۷۷۶۰۳۸	۰/۰۰۰۰۱۹
ارزش مسکن	−۰/۲۷۴۰۷۹	−۲/۶۵۵۰۰۶	۰/۰۱۰۸۵۸

مشاهده می‌شود که حدود ۱۰ درصد انحراف در حوادث جنایت توسط وابستگی فضایی توضیح داده شده است، زیرا $\overline{R}^2$ در مدلی که وابستگی فضایی را بحساب می آورد، حدود ۰/۶۳ و در مدل حداقل مربعات که این جنبه از نمونه داده‌های فضایی را نادیده می گیرد، ۰/۵۳ است. همچنین توجه داشته باشید که آماره t برای پارامتر مربوط به متغیر وابستگی فضایی Cy ، ۳/۶۲ است، و بیانگر این نکته است که ضریب این متغیر توضیحی اختلاف معنی داری با صفر دارد. بعلاوه، قدر مطلق ضریب درآمد با وارد کردن متغیر تأخیری فضایی Cy در مدل کاهش می یابد.

۴-۲تعیین مرقعیت فضایی[1]

توجه به وجود ارتباط مکانی میان داده ها هنگام طراحی مدل، که نشان دهنده ناهمسانی فضاییاند، بسیار مهم است.

یکی از کسانی که در این زمینه به معرفی مدل پرداخت، کاستی می باشد. مدل مطرح شده به نام « بسط فضایی[2]» است. مدل در رابطه (۱۰) نشان داده شده که y بیانگر بردار n×۱ متغیر وابسته مربوط به مشاهدات فضایی و x یک ماتریس n×nk شامل اقلام x_i نشان دهندهٔ بردارهای k×۱ متغیر توضیحی است، همانگونه که در رابطه (۱۱) نشان داده شده است. اطلاعات مکانی در ماتریس z بیان شده که دارای عناصر Z_{yi} , Z_{xi} $i = 1,\ldots,n$ است که مختصات طول و عرض هر مشاهد را همانگونه که در رابطه (۱۱) نشان داده شده ، نشان می دهد. (Cosetti,1972)

مدل نشان می دهد که پارامترها به صورت تابعی از مختصات طول و عرض، تغییر میکنند. تنها پارامترهایی که باید تخمین زده شوند پارامترهایی در β_0 اند که به صورت β_x و β_y است. اینها نشانگر مجموعهای از ۲R پارامترند.

همانطور که اشاره شد بردار پارامتر β در رابطه (۱۰) نشان دهنده یک ماتریس nk×۱ در مدل است، که تخمینهای پارامتر مربوط به تمامی k متغیر توضیحی در هر مشاهده را در بر می گیرد. بردار پارامتر β_0 شامل ۲R پارامتر است که باید تخمین زده شود.

$$y = X\beta + \varepsilon \qquad (۱۰)$$

$$\beta = ZJ\beta_0$$

که :

1- Quantifying Spatial Position

2- Spatial Expansion

$$Y=\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} \quad X=\begin{bmatrix} x'_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & x'_2 & & \\ \vdots & & \ddots & \\ 0 & & & x'_n \end{bmatrix} \quad \beta=\begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_n \end{bmatrix} \quad \varepsilon=\begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

$$Z=\begin{bmatrix} Z_{X_1}\otimes I_k & Z_{y_1}\otimes I_k & 0 & \ddots \\ 0 & \ddots & \ddots & \\ \vdots & & Z_{X_1}\otimes I_k & Z_{y_1}\otimes I_k \end{bmatrix} \quad J=\begin{bmatrix} I_k & 0 \\ 0 & I_k \\ \vdots & \\ 0 & I_k \end{bmatrix} \qquad (۱۱)$$

$$\beta_0=\begin{bmatrix} \beta_X \\ \beta_y \end{bmatrix}$$

این مدل را می توان با استفاده از حداقل مربعات برای ایجاد برآوردهای ۲k پارامتر β_X و β_y تخمین زد. با مشخص شدن این برآوردها، بقیه برآوردها برای نقاط انفرادی در فضا را می توان با استفاده از معادلهٔ دوم رابطه (۱۰) استخراج نمود. به این فرآیند با عنوان «فرآیند بسط[1]» اشاره می‌گردد. برای مشاهده این فرآیند، معادله دوم رابطه (۱۰) را در معادله اول جایگزین کنید. در این صورت خواهیم داشت:

$$Y = XZJ\beta_0 + \varepsilon \qquad (۱۲)$$

در اینجا واضح است که Z،X و J اطلاعات موجود مشاهدات داده را نشان می دهند و تنها β_0 نشان دهنده پارامترهایی در مدل است که باید برآورد گردند.

مدل، ناهمسانی فضایی را از طریق ایجاد امکان انحراف در رابطه محاسبه می‌کند، بگونه‌ای که گروههای مشاهدات مجاور یا همسایه مشخص شده با مختصات طول و عرض ، مقادیر پارامتر مشابهی می‌گیرند. هنگامیکه مکان تغییر می یابد، رابطه رگرسیون تغییر می‌کند تا با برازش خطی محلی در میان گروههای مشاهداتی که تقریب نزدیکی برای یکدیگر اند تطبیق یابد.

1 - Expansion Process

از دیگر روشهای مطرح شده برای برآورد انحراف در طول فضا که در زمینه اقتصادسنجی دارای کاربرد است، روش رگرسیونهای وزنی جغرافیایی (GWR)[1] است که توسط افرادی بنام کارلتون، براندسون و فودرینگهام طراحی و معرفی شد. (Brundson, Fotheringham , Charlton (1996)) در این مدل y نشان دهنده بردار n×۱ مشاهدات متغیر وابسته که از n نقطه در فضا بدست آمده باشد و X ماتریس n×k متغیرهای توضیحی و ε بردار n×۱ خطاهای نرمال، که دارای واریانس ثابت است. با فرض اینکه w_i نشانگر ماتریس قطری n×n شامل وزنهایی بر مبنای فاصله برای مشاهده i باشد که منعکس کننده فاصله میان مشاهده i و سایر مشاهدات دیگر است، می توان مدل GWR را بصورت زیر بنویسیم:

$$W_{iy} = W_i X \beta_i + W_i \varepsilon_i \qquad (۱۳)$$

اندیس i در β_i نشان می دهد که بردار k×۱ پارامتر مربوط به مشاهدهٔ i است. مدل GWR ، n مورد از چنین بردارهای مربوط به برآوردهای پارامترها را ایجاد می‌کند که هر یک برای یک مشاهده است. این برآوردها با استفاده از رابطه زیر ایجاد می گردند:

$$\hat{\beta}_i = (X'W_i^2 X)^{-1} (X'W_i^2 y) \qquad (۱۴)$$

۴-۳. وقفه‌های فضایی[2]

یکی از مفاهیم اساسی مربوط به مجاورت فضایی، تأخیر(وقفه) فضایی است. تأخیرهای فضایی شبیه به انتقال به عقب در تحلیل سریهای زمانی است، به طوریکه $By_t = y_{t-1}$، بیانگر تأخیر مرتبه اول و $B^p y_t = y_{t-p}$ نشانگر تأخیر مرتبه pام می باشد. بر خلاف دامنه زمان، تأخیر فضایی به مفهوم انتقال در طول فضا می باشد، ولی از طریق محدودیتهایی محدود می شوند و این محدودیتها هنگامی ایجاد می شوند که شخص سعی می‌کند شباهتهای میان دامنه‌های زمان و فضا ایجاد کند.

1 - Geographically Weighted Regressions

2 - Spatial Lags

در مطالعاتی که داده ها، دارای بعد مکانی می باشند، مفهوم تأخیر فضایی، به معنی مشاهداتی است که یک یا چند واحد فاصله دورتر از یک مکان مشخص می باشند، که واحدهای فاصله می توانند در دو یا چهار جهت اندازه‌گیری شوند. در موقعیتهای کاربردی. مشاهدات احتمالاً نشانگر یک شبکه یا رشته منظم نیستند، زیرا بطور نامنظم در نقشه مناطق ترسیم شده‌اند، مفهوم تأخیر فضایی در ارتباط با مجموعه همسایگان، مربوط به مکانی خاص است. در این مفهوم عمل تأخیر فضایی برای ایجاد میانگین وزنی مشاهدات همسایه عمل می‌کند.

در بخش ۴-۱بیان شد که مفهوم «مجاوران[1]» در تحلیل فضایی ثابت نیست، بلکه بستگی به تعریف استفاده شده دارد. مانند تحلیل سریهای زمانی. منطقی بنظر می رسد که مرتبه ماتریس مجاورت (تماس) مربع مرتبه اول W را که شامل مقادیر o و ۱ است؛ فرضاً معادل p برای ایجاد وقفه فضایی افزایش دهیم.

اندیشه وقفه فضایی چگونه در مدلسازی اقتصاد سنجی فضایی کاربرد دارد؟ ما با فرآیندی مواجه هستیم که در آن اثرات پراکندگی فضایی در طول زمان عمل می کنند. در طول زمان، اثرات اولیه بر همسایگان، مناطق بیشتر و بیشتری را تحت تاثیر قرار می دهد. تاثیر پراکندگی بطور منطقی باید برای جریان بیرونی از همسایه به همسایه مد نظر قرار گیرد و مفهوم وقفه فضایی این ایده را در بر خواهد گرفت.

۵) مدلهای خودرگرسیونی فضایی[2]

انسلین تعدادی ازمدل های خودرگرسیونی فضایی که با داده‌های فضایی مقطعی کاربرد دارند را بصورت روابط (۱۵) معرفی نمود(Anselin, 1988) .

$$\begin{aligned} Y &= \rho W_1 Y + X\beta + U \\ U &= \lambda W_2 U + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 In) \end{aligned} \qquad (۱۵)$$

1 - Neighbors

2 - Spatial Autoregressive Models

که Y شامل یک بردار $n\times1$ از متغیرهای مقطعی وابسته است و X نشان دهنده یک ماتریس $n\times k$ از متغیرهای توضیحی است. W_2, W_1 ماتریسهای وزنی فضیی $n\times n$ هستند که معمولاً شامل ارتباطات مجاور مرتبه اول یا توابعی از فاصله هستند. همانگونه که در بخش ۴-۱ توضیح داده شد، یک ماتریس مجاور مرتبه اول بر روی قطر اصلی دارای عناصر صفر است، یعنی سطرهایی که شامل عناصر صفرند مربوط به واحدهای مشاهده‌ای غیر مجاور و عناصر یک، منعکس کننده واحدهای همسایگی هستند که مجاورت مرتبه اول بر پایهٔ یکی از تعاریف مجاور می باشد.

با استفاده از مدل عمومی (۱۵) ، می توان با اعمال محدودیتهایی مدل های فضایی را استخراج نمود. به عنوان مثال با فرض اینکه $W_2=0,\ X=0$ می باشد، یک مدل خودرگرسیونی فضایی مرتبه اول که در رابطهٔ (۱۶) نشان داده شده، ایجاد می گردد:

$$\begin{aligned} Y &= \rho W_1 Y + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 In) \end{aligned} \tag{۱۶}$$

این مدل، انحراف در Y را یک ترکیب خطی از واحدهای همسایه یا مجاور بدون وجود متغیر توضیحی دیگری توضیح می دهد. این مدل با عنوان مدل خودرگرسیونی مرتبه اول نامیده می‌شود، زیرا یک شباهت فضایی بامدل خودرگرسیونی مرتبه اول از تحلیل سری زمانی $y_t=\rho y_{t-1}+\varepsilon_t$ ، را نشان می‌دهد که تکیهٔ اصلی، بر مشاهدات دوره گذشته جهت توضیح انحراف در Y گذاشته می‌شود.

با فرض $W_2=0$ ، یک مدل مختلط رگرسیون - خودرگرسیونی فضایی[1] ایجاد می‌شود که در رابطهٔ (۱۷) نشان داده شده است. این مدل، شبیه به مدل متغیر وابسته تأخیری در سریهای زمانی است. در اینجا متغیرهای توضیحی اضافه‌ای در ماتریس X داریم که برای توضیح انحراف در Y ، در طول نمونه فضایی مشاهدات به کار می‌رود.

$$\begin{aligned} Y &= \rho W_1 Y + X\beta + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 In) \end{aligned} \tag{۱۷}$$

1 - Mixed Regessive – Spatial Autoregressive

با فرض $W_1 = 0$ ، یک مدل رگرسیون با خود همبستگی فضایی در جملات اخلال نتیجه می‌شود، که در رابطه (۱۸) نشان داده شده است:

$$\begin{aligned} Y &= X\beta + U \\ U &= \lambda W_2 U + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 In) \end{aligned} \tag{۱۸}$$

این بخش به زیر بخشهایی تفکیک می‌شود که هر یک از این موارد فضایی، مدل خودرگرسیونی فضایی را همانند شکل مدل عمومی (۱۸) بررسی کرده و نشان می دهد.

۵-۱مدل AR فضایی رتبه اول

این مدل ، بندرت در کارهای کاربردی مورد استفاده قرار می گیرد، اما جهت پیدایش بعضی از نظریه‌هایی که در بخشهای بعدی این مطالعه مطرح می‌شوند به کار می‌رود. مدلی که ما آنرا FAR می‌نامیم به شکل زیر است:

$$\begin{aligned} Y &= \rho WY + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 In) \end{aligned} \tag{۱۹}$$

که ماتریس مجاور فضایی w استاندارد شده است، یعنی به گونه‌ای که دارای مجموع سطرهای واحد می باشد و بردار متغیر Y به شکل انحراف از میانگین بیان شده است تا جمله ثابت درمدل حذف شود.

برای نمایش مسئله، با تخمین حداقل مربعات مدلهای خودرگرسیونی فضایی، کاربرد حداقل مربعات را برای مدل (۱۹) در نظر بگیرید، که تخمینی برای پارامتر منفرد ρ در مدل ایجاد می‌کند:

$$\hat{\rho} = (y'w'wy)^{-1} y'w'y \tag{۲۰}$$

آیا می توان نشان دادکه این تخمین نا اریب است؟ اگر چنین است ، آیا سازگار است؟ برای اثبات نااریبی، با در پیش گرفتن روشی شبیه به آنچه در روش حداقل مربعات به کار می‌رود، از صورت مدل، عبارتی را به جای y جایگزین، تا ثابت نموده که $E(\hat{\rho}) = \rho$ می‌باشد.

$$E(\hat{\rho}) = (y'w'wy)^{-1} y'w'(\rho wy + \varepsilon)$$
$$= \rho + ((y'w'wy)^{-1} y'w'\varepsilon \qquad (۲۱)$$

توجه داشته باشید، که تخمین حداقل مربعات تورش دار است، زیرا نمی توان نشان داد که $E(\hat{\rho}) = \rho$ است. ماتریس متغیرهای توضیحی در حداقل مربعات در نمونه‌گیریهای تکراری ثابت است و این باعث می‌شود تا آن را از امید ریاضی خارج کرده و عبارت $(y'w'wy)^{-1}y'w'$ را برابر با صفر قرار دهیم $E(\varepsilon) = 0$، تا عبارت تورش دار حذف شود. ولی در اینجا به علت وابستگی فضایی، نمی توان حالتی را ایجاد نمود که wy در نمونه‌های تکراری ثابت باشد. همچنین این امر برای سازگاری تخمین حداقل مربعات ρ، ممکن نیست، زیرا حد احتمال (plim) عبارت $y'w'\varepsilon$ صفر نمی باشد. در واقع ، Anselin (1988) اثبات کرد که :

$$P\lim\ N^{-1}(y'w'\varepsilon) = P\lim\ N^{-1}\varepsilon'w(I - \rho w)^{-1}\varepsilon \qquad (۲۲)$$

این عبارت تنها در صورتی که ρ برابر با صفر بوده و هیچ وابستگی فضایی در نمونه گیری داده‌ها وجود نداشته باشد، برابر با صفر است. با فرض اینکه روش حداقل مربعات در این مدل تخمین ناسازگار و تورش داری از پارامتر خودرگرسیونی فضایی ρ ایجاد خواهد کرد، چگـونه می توان ρ را تخمین زد؟ تخمین زنندهٔ حداکثر درستنمایی برای ρ مستلزم آنست که مقداری از ρ را بیابیم که تابع درستنمایی (۲۳) را حداکثر کند.

$$L(y/\rho,\sigma^2) = \frac{1}{2\pi\sigma^{2(n/2)}} \,|\, In - \rho w \,|\, \exp\left|\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(y - \rho wy)'(y - \rho wy)\right\}\right. \qquad (۲۳)$$

به منظور ساده نمودن مسئله حداکثر سازی، تابع درستنمایی لگاریتمی را بر پایه حذف پارامتر σ^2 برای واریانس جملات اخلال بدست آورید. این مستلزم قرار دادن $\hat{\sigma}^2 = (\frac{1}{n})(y - \rho wy)'(Y - PWy)$ در تابع حداکثر درستنمایی (۲۳) و گرفتن لگاریتم از آنست که در نتیجه آن، تابع زیر بدست می آید:

$$Ln(L) \propto -\frac{n}{2} Ln(y - \rho wy)'(y - \rho wy) + Ln|In - \rho w| \qquad (۲۴)$$

این عبارت را می توان با استفاده از روش بهینه سازی انحراف یکه ساده، نسبت به ρ حداکثر کرد. تخمین پارامتر σ^2 رامی توان با استفاده از مقداری از ρ که تابع درستنمایی لگاریتمی را حداکثر می‌کند بدست آورد (مثلا $\tilde{\rho}$ در $(\hat{\sigma}^2 = (\frac{1}{n})(y-\tilde{\rho}wy)'(y-\tilde{\rho}wy)$).

۵-۲. مدل مختلط رگرسیون – خودرگرسیونی

این مدل، مدل خودرگرسیونی فضایی مرتبه اول را به مدلی که شامل یک ماتریس متغیرهای توضیحی X است ، نظیر آنچه در مدلهای رگرسیون سنتی استفاده می‌شود، توسعه می دهد. Anselin (1988)، روش حداکثر راستنمایی را برای تخمین پارامترهای این مدل که او آنرا مدل مختلط رگرسیون – خودرگرسیونی فضایی نامید، به کار برد. مدل مذکور به صورت زیر است :

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon \qquad (۲۵)$$
$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 In)$$

که Y شامل یک بردار $n\times1$ از متغیرهای وابسته است و X نشان دهنده ماتریس معمولی $n\times n$ است که شامل متغیرهای توضیحی است و W بعنوان ماتریس وزنی فضایی شناخته می‌شود که معمولاً ماتریس مجاورت مرتبه اول است. پارامتر ρ ضریب متغیر وابسته فضاییwy است و پارامتر β نشان دهنده تاثیر متغیرهای توضیحی بر انحراف در متغیر وابستهy است. مدل اصطلاحاً مدل مختلط رگرسیون – خودرگرسیون فضایی نامیده می‌شود، زیرا ترکیبی از مدل رگرسیون استاندارد و متغیر وابسته وقفه فضایی است که نشانه ای ازمدل متغیر وابسته تأخیر از تحلیل سریهای زمانی دارد.

تخمین حداکثر راستنمایی این مدل بر پایه یک تابع راستنمایی متمرکز، است همانطور که در مورد مدل FAR چنین بود. چند رگرسیون همراه با بهینه سازی پارامتر انحراف یکهٔ تابع درستنمایی متمرکز در طول پارامتر خودرگرسیون ρ انجام می‌شود.

۵-۳ مدل خطاهای فضایی

از جملهٔ دیگر مدلهای مطرح شده در زمینه اقتصادسنجی فضایی، مدل خطاهای فضایی است. این مدل را انسلین(Anselin (1988)) به صورت زیر به کار برده است :

$$\begin{aligned} y &= x\beta + u \\ u &= \lambda wu + \varepsilon \end{aligned} \qquad (۲۶)$$

y شامل یک بردار $n\times1$ از متغیرهای وابسته است و x نشان دهنده ماتریس آماری معمولی $n\times k$ است که شامل متغیرهای توضیحی است، w بعنوان ماتریس وزنی فضایی شناخته می‌شود و پارامتر

λ ضریب خطاهای همبسته فضایی است که شبیه به مسئله همبستگی جزء به جزء در مدلهای سری زمانی است. پارامتر β نشان دهنده تاثیر متغیرهای توضیحی روی انحراف در متغیر وابسته y است.

۶) مدلهای فضایی خطی مکانی

۶-۱ مدل توسعهٔ فضایی[1]

اولین مدل از این نوع توسط Casetti(1972) معرفی شد و مدل توسعه (بسط) فضایی نامیده شد. این مدل در رابطه (۲۷) نشان داده شده است که y نشان دهنده بردار $n\times1$ از متغیر وابسته مربوط به مشاهدات می باشد و x یک بردار $n\times nk$ است که شامل عبارات x_i می باشد و نشان دهنده بردار $k\times1$ از متغیرهای توضیحی است. اطلاعات مربوط به موقعیت در ماتریس Z ثبت می شود که دارای عناصر $i=1,\ldots,n,\ Zyi,\ Zxi$ می باشد و نشان دهنده مختصات طول و عرض جغرافیایی هر یک از مشاهدات نشان داده شده در رابطه (۲۸) است . مدل فرض می کند که پارامترها به عنوان تابعی از مختصات طول و عرض جغرافیایی با هم اختلاف دارند. تنها

---

1 - Spatial Expansion Model

پارامترهایی که لازم است تخمین زده شوند، پارامترهای موجود در β_0 هستند که آنها را با β_x و β_y نشان می دهیم.

لازم به ذکر است که بردار پارامتر β در (۴-۱) بردار $n\times k$ را در این مدل نشان می دهد که شامل تخمین پارامترها برای k متغیر توضیحی هر مشاهده است. بردار پارامتر β_0 شامل $2k$ پارامتر است که باید تخمین زده شود.

$$Y = X\beta + \varepsilon \qquad (۲۷)$$

$$\beta = ZJ\beta_0$$

که :

$$Y = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} \quad X = \begin{bmatrix} x'_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & x'_2 & & \\ \vdots & & \ddots & \\ 0 & & & x'_n \end{bmatrix} \quad \beta = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_n \end{bmatrix} \quad \varepsilon = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

$$Z = \begin{bmatrix} Z_{x_1} \otimes I_k & Z_{y_1} \otimes I_k & 0 & \ddots \\ 0 & \ddots & \ddots & \\ \vdots & & Z_{x_1} \otimes I_k & Z_{y_1} \otimes I_k \end{bmatrix} \quad J = \begin{bmatrix} I_k & 0 \\ 0 & I_k \\ \vdots & \\ 0 & I_k \end{bmatrix} \qquad (۲۸)$$

$$\beta_0 = \begin{pmatrix} \beta_x \\ \beta_y \end{pmatrix}$$

این مدل را می توان با استفاده از حداقل مربعات برای ایجاد تخمین‌های $2k$ پارامترهای $\beta y,\beta x$ تخمین زد. با فرض معین بودن این تخمین‌ها، تخمین‌های باقیمانده نقاط اختصاصی در فضا را می‌توان با استفاده از معادله دوم (۲۷) به دست آورد. این فرایند به فرایند توسعه «بسط» موسوم است. برای دیدن این موضوع ، معادله دوم را در رابطه (۲۷) معادله اول جایگزین کنید خواهید داشت:

$$y = XZJ\beta_0 + \varepsilon \qquad (۲۹)$$

در اینجا X و Z و y نشان دهنده اطلاعات در دسترس یا مشاهدات اطلاعاتی است و β_0 پارامترهایی را که در مدل لازم است تخمین زده شوند را نشان می دهد.

مدل می تواند ناهمسانی فضایی را از طریق منظور کردن انحراف در رابطه اساسی نظیر خوشه‌های نزدیک یا مشاهدات مجاور (همسایه) اندازه‌گیری شده بوسیله مختصات طول و عرض جغرافیایی که مقادیر پارامتری مشابهی را بخود می گیرد، نشان دهد.

روش دیگر برای انجام (حل) این مدل ، تکیه بر بردار فاصله‌ها (مسافت) بجای مختصات طول و عرض جغرافیایی است. این راه حل ، فاصله را از مشاهده مرکزی تعریف می کند:

$$d_i = \sqrt{(Zxi - Zxc)^2 + (Zyi - Zyc)^1} \qquad (۳۰)$$

که Zyc , Zxc مختصات طول و عرض جغرافیایی مشاهده‌ای را که بطور مرکزی تعیین محل شده نشان می دهد و Zyi, Zxi نشان دهنده مختصات طول و عرض جغرافیایی مشاهدات $i=1,\ldots,n$ در نمونه آماری است.

این روش به شخص امکان می دهد تا وزنهای مختلفی را به مشاهدات، بر اساس فاصله‌شان ، از مبدا مکان مرکزی نسبت دهد. فرمول عنوان شده در بالا می تواند منجر به بردار فاصله‌ای شود که با دور شدن از مشاهده مرکزی افزایش می یابد.

مدل توسعه (بسط) فاصله را می توان بصورت زیر نوشت:

$$Y = X\beta + \varepsilon \qquad (۳۱)$$

$$\beta = Dj\beta_0$$

که $D = diag\ (d_1\ ,\ d_2, \ldots, d_n)$ نشان دهنده فاصله هر مشاهده از مکان مرکزی است و β_0 بردار $k\times 1$ از پارامترها برای مکان مرکزی را نشان می دهد. ماتریس j در رابطه (۳۱) ماتریس $n\times k$ است و بصورت $j = (I_k, I_k, \ldots, I_k)$ می باشد.

۷) نتیجه گیری

همانطوری که از مباحث مطرح شده ملاحظه گردید، مدلهای مختلف اقتصاد سنجی فضایی به خوبی قادر است زمانی که محققان با داده‌های نمونه‌ای که دارای عنصر مکـــانی بوده روبرو

می شود، نتایج قابل قبولی ارائه نماید. به ویژه مدلهای اقتصاد سنجی فضایی نسبت به روشهای مرسوم اقتصاد سنجی از قابلیت کاربرد تشخیص بالاتری برخوردار است. امروزه بسیاری از مطالعات علمی حاوی اطلاعات آماری است که بُعد مکان (مجاورت و فاصله) در آنها دخالت زیادی دارند و مفهومی را در مطالعات کنونی مطرح ساخته‌اند تحت عنوان فضا (Spatial) که در اصل رابطهٔ تعامل بین انسان و محیط است و می طلبد که در برآوردها، تخمین‌ها و پیش بینی‌ها میزان و مقدار تأثیر آنرا در میان سایر عوامل و متغیرهایی که بطور مرسوم مدّ نظر متخصصان بویژه اندیشمندان اقتصادی، اجتماعی قرار داشته، قرار گیرد. چرا که در صورت وجود وابستگی فضایی میان داده‌ها و مشاهدات، هرگونه تخمین و پیش بینی در روشهای کمّی و مقداری از صحت چندانی برخوردار نخواهد بود و تأثیر عواملی که در پی شناسایی آنها برآمده‌ایم دارای خطای تخمین می باشند. لذا تکنیک اقتصاد سنجی فضایی می تواند به خوبی در بین اندیشمندان مختلف علوم از جمله اقتصاد ، جامعه شناسی، جغرافیا، اقتصاد بین‌الملل، اقتصاد شهری و منطقه‌ای ، روانشناسی مورد استفاده قرار گرفته و نتایج جالب توجهی ارائه نموده است.

به طور خلاصه نتایج این مقاله عبارتند از :

۱- وابستگی و ناهمسانی فضایی در داده هایی که دارای بُعد مکانی هستند، یکی از مسائل مهمی است که در مطالعات اقتصادی، اجتماعی، جغرافیایی باید مورد توجه قرار گیرد. چرا که هنگام استفاده از این گونه داده ها روشهای رگرسیون مرسوم و تکنیک اقتصادسنجی معمولی کاربردی ندارند و باید از تکنیک اقتصادسنجی فضایی استفاده نمود.

۲- داده های نمونه ای جمع آوری شده به صورت مکانی الزاماً دارای میانگین و واریانس ثابت نبوده و در این صورت فروض گاس-مارکف قابل استناد نمی باشد و هنگام استفاده از این گونه داده ها، تکیه بر فروض گاس-مارکف، امکان پذیر نیست.

۳- هنگام کاربرد روشهای OLS در داده های مکانی باید تأثیر مجاورت و همسایگی را در داده های جمع آوری شده، مورد مطالعه قرار داد تا مواجه با برازش تورش دار ضرایب نگردید.

۴- تمامی مدلهای اقتصادسنجی مرسوم هنگام به کارگیری آنها با داده های مکانی قابلیت تعدیل و تبدیل به مدلهای اقتصادسنجی فضایی را دارا می باشند.

۵- در صورت استفاده از اقتصادسنجی فضایی به جای اقتصادسنجی مرسوم، تمامی قابلیت های اقتصادسنجی مرسوم حفظ گردیده به اضافه آنکه برخی از برآوردهای صورت گرفته دقیق تر خواهند بود.

منابع

۱. چالمرز، آلن اف؛ چیستی علم، درآمدی بر مکاتب علم شناسی فلسفی؛ ترجمه سعید زیبا کلام؛ انتشارات سمت؛ ۱۳۷۸.

۲. درخشان، مسعود؛ اقتصاد سنجی ، تک معادلات با فروض کلاسیک؛ سازمان سمت؛ ۱۳۷۴.

۳. دیوید هیوم؛ رساله‌ای درباره فهم انسانی؛ ترجمه منوچهر بزرگی، انتشارات خوارزمی، ۱۳۵۵.

٤. هاشم پسران، تونی لاوسون؛ بررسی جنبه‌های روش شناختی اقتصاد کینز؛ ترجمه غلامرضا آزاد؛ نشر دیدار، ۱۳۷۶.

5. Anselin, L. 1988. Spatial Econometrics: Methods and Models, (Dord drecht: Kluwer Academic Publishers).

6. Anselin, L. and D. A. Griffith. 1988. "Do Spatial effects really matter in regression analysis? Papers of the Regional Science Association, 65, pp. 11-34.

7. Brundson, C. A. S. Fotheringham, and M. Charlton. 1996. "Geographically weighted regression: a method for exploring spatial non-stationarity," Geographical Analysis, Vol. 28, pp. 281-298.

8. Casetti, E., 1972. "Generating Models by the Expansion Method: Applications to Geographic Research", Geographical Analysis, Vol. 4, pp. 81-91.

9. Casetti, E. 1992. " Bayesian Regression and the Expansion Method", Geographical Analysis, Vol. 24, pp. 58-74.

10. Lesage, James. 1999. "Spatial Econometrics". Department of Economics University of Toledo.