فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران / سال هفتم/ شماره ۲۳/ تابستان ۱۳۸۴/ صفحات ۳۹-۶۸

مفهوم فضا وچگونگی اندازه‌گیری آن در مطالعات منطقه‌ای

دکتر نعمت‌الله اکبری*

تایخ ارسال: ۱۳۸۲/۷/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۳/۷/۲۹

چکیده

امروزه بسیاری از مطالعات علمی مستلزم استفاده از 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[1] که در اصل، تعامل بین انسان و محیط است. در نتیجه، می‌طلبد که در این گونه مطالعات میزان و تأثیر پدیده‌ای به نام فضا اندازه‌گیری شود، چرا که نادیده گرفتن عاملی مانند فضا در مطالعات کمّی موجب تورش وخطا در برآورد، تخمین و پیش بینی خواهد شد.

لذا در این مقاله، سعی شده است تا به بررسی مفهوم و دیدگاههای مختلف دربارهٔ فضا پرداخته و چگونگی و علت تأثیر آن در داده‌هایی که دارای بُعد مکانی هستند ارائه گردد. در ادامهٔ مقاله به بررسی روشهای اندازه‌گیری تأثیرات فضایی و مدلهای مختلف کمّی در قالب تکنیکهای اقتصادسنجی فضایی خواهیم پرداخت.

واژگان کلیدی : فضا، وابستگی فضایی، ناهمسانی فضایی، اقتصادسنجی فضایی.

---

* استادیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان.

e-mail: Nemata44@Yahoo.com

1. Space.

مقدمه

به‌کارگیری تکنیکها، روشها و ابزارهای کمّی در علوم مختلف از دیرباز آغاز شده و امروزه گسترهٔ فراوانی یافته است. علوم بر حسب میزان و قابلیت عینیت‌گرایی 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 به‌عنوان یکی از شاخه‌های علوم انسانی بدانیم؛ در به‌کارگیری شیوه و روشهای کمّی از گذشته تا به‌حال دچار چالشهای متفاوتی شده است.

پیشینهٔ علم اقتصاد از آغاز مبتَنی 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 می‌نمود، اما تلاشهای بسیاری صورت گرفت تا نشان دهد که قوانین هنجاری الزاماً با قوانین طبیعی در روش‌شناسی تفاوت چندانی ندارند و می‌توان نظم طبیعی جامعهٔ انسانی را به مثابهٔ نظامی از روابط ثابت در نظر گرفت. دیوید هیوم، به‌عنوان یکی از پیشگامان مکتب روش‌شناسی تجربه‌گرا آشکارا تلاش می‌کرد تا روشهای تجربی را به حوزهٔ موضوعات هنجاری و رفتاری وارد کند، هر چند به نقایص و آسیبهای روش‌شناسی تجربی در این‌گونه معارف واقف و معتقد بود باید همّ خود را بر آن داشت تا آزمایشهای تجربی را در علوم هنجاری به‌کار 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 روش‌شناسی از جمله استقراگرایی[2] و ابطال‌گرایی[3] در دهه‌های اولیهٔ قرن بیستم چالشهای اساسی را در به‌کارگیری روشها و شیوه‌های کمّی و مقداری به‌ویژه در علوم انسانی به وجود آورد (چالمرز، ۱۹۸۲). در این میان، علم اقتصاد نیز در به‌کارگیری روشهای مقداری و کمّی دستخوش جدالهای روش‌شناسی قرار گرفت. انتقادهای شدید کینز از تین برگن و هارود در به‌کارگیری شیوه‌های مکانیکی همانند علوم طبیعی در اقتصاد جزء مشهورترین جدالهای روش‌شناسی این علم است. کینز اعتقاد داشت رشد و گسترش اقتصاد به سبک و روش فیزیک امکان‌پذیر نیست و در نامه‌ای به هارود می‌گوید: « اقتصاد، علم هنجاری است، نه علم طبیعی و در این علم باید بیشتر درون نگری[4] و احکام ارزشی را به‌کار برد». کینز معتقد بود تبدیل مدلهای اقتصادی به شکل فرمول کمّی برابر است با از بین‌بردن سودمندی آن به مثابهٔ ابزاری برای اندیشه، چرا که اقتصاد یک روش و ابزاری برای ذهن و فنی

1. Certainty.
2. Inductivism.
3. Falsification.
4. Introspeltion.

برای تفکر است که به صاحب اندیشه، توان و قابلیت استخراج نتایج را می‌بخشد (هاشم پسران، لاوسون، ۱۹۸۹).

انتقادها و چالشهای ایجاد شده میان اندیشمندان موافق و مخالف به‌کارگیری شیوه‌های کمّی در علم اقتصاد به جای متوقف ساختن گسترش به‌کارگیری شیوه‌های مقداری در این علم، موجب اصلاح تکنیکها و واقف ساختن متخصصین به نواقص شیوه‌های کمّی در علوم هنجاری و رفتاری شد و شاخه‌ای را در علم اقتصاد به وجود آورد به نام اقتصادسنجی[1] که توانسته است در چند دهۀ اخیر علاقه‌مندان بسیاری را به‌خود مشغول داشته و از ابعاد گوناگونِ ماهیت و روش پیشرفتهای قابل توجهی نماید، از اولین کتابنامۀ نگاشته شده در زمینۀ روش حداقل مربعات که در سال ۱۸۷۷ در دانشگاه آکسفورد به چاپ رسیده است (درخشان، ۱۳۷۴) تا به امروز که انواع و اقسام تکنیکهای اقتصادسنجی در خصوص تخمین، برآورد و پیش‌بینی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

یکی از تحولات و پیشرفتهای ایجاد شده در به‌کارگیری روشهای کمّی و مقداری در علوم رفتاری به ویژه اقتصاد، تکامل شاخۀ اقتصادسنجی به اقتصادسنجی فضایی[2] است. این زمینه از اقتصادسنجی در دهۀ 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 کند. این فصل در پی معرفی و بررسی حوزۀ قلمرو و کاربردهای مختلف اقتصادسنجی فضایی در علوم منطقه‌ای و تفاوتهای اساسی آن با اقتصادسنجی مرسوم است.

۱. مفهوم فضا در علوم مختلف

«فضا» موضوعی است که در علومی همچون: ریاضیات، نجوم، فیزیک، شیمی، اقتصاد، جامعه‌شناسی، معماری، شهرسازی، برنامه‌ریزی شهری، جغرافیا و... به‌کار گرفته می‌شود و هریک از این علوم تعبیرهای گوناگونی از آن دارند (افروغ، ۱۳۷۷).

فضا در نجوم به مفهومی وسیع اطلاق می‌شود؛ که ستارگان، سیارات، کهکشانها و هر آنچه که در کیهان قرار دارد، در خود جای می‌دهد.

فضای جغرافیایی، فضایی است که به وسیلۀ انسانها و در ارتباط با نظامهای فکری و براساس نیازمندیهای آنها به شدت ادراک می‌شود (دلفوس،۱۳۶۹، ص ۷۳). فضای جغرافیایی فضایی است متمایز و هر عنصر از فضا و هر شکلی از مناظر، براساس محلی که اشغال می‌کنند و برحسب مؤلفه‌هایی

---

1. Econometrics.
2. Spatial Econometrics.

که بر تحوّل این مناظر، نظارت خود را اعمال می‌دارند، نمودی یگانه است که هرگز، نه در هیچ زمانی دیگر و نه به وضعی مشابه در مکانی دیگر، یافت می‌شود (دلفوس، ۱۳۶۹، ص ۱۴-۱۳).

گاهی فضا را یک علم مستقل محسوب می‌کنند، با این دیدگاه در علم فضا، «فضا» فی‌نفسه متغیر مستقلی است که می‌تواند نقش و تأثیر عمده‌ای در نگرشها، رفتارها و فرایندهای اجتماعی داشته باشد.

برخورد جوهری با فضا به مثابهٔ آن است که فضا محتوایی تعیین کننده دارد و می‌تواند به طور مستقل علت پیدایی حوادثی خاص باشد. بسیاری از طرفداران این نحله، سعی می‌کنند از مقولات فضایی مثل فاصله، طول، عرض، ارتفاع، نقطه، مبدأ، اندازه، حجم، جهت و... برای تبیین پدیده‌های غیرمادی استفاده کنند (افروغ، ۱۳۷۷).

۲. دیدگاههای مختلف دربارهٔ فضا

پیچیدگی مفهوم فضا، همانند سایر مفاهیم متافیزیکی، باعث شده‌است تا برخی از متفکران در برابر اشکال مفهومی آن اظهار عجز کنند. از میان آرای گوناگون فلسفی در مورد فضا، سه دیدگاه از اهمیت و شهرت بیشتری برخوردار است. این سه دیدگاه، ضمن آنکه الهام بخش متفکران و محققان فضا و مسائل فضایی بوده، زمینه‌ساز نقّادیهای آنان بوده و در بعضی جهات، منشأ ارائه چارچوبهای مفهومی جدید شده‌است. این سه دیدگاه عبارتند از (افروغ، ۱۳۷۷):

۱. موضع مطلق یا جوهری (عمدتاً منسوب به دکارت و نیوتن)

۲. موضع ربطی یا نسبی (عمدتاً منسوب به لایب نیتس)

۳. موضع معرفت شناختی (عمدتاً منسوب به کانت).

۲-۱. دیدگاه موضع مطلق یا جوهری از فضا

یکی از منازعات دیرپای فلسفی، بحث وجود مستقل و جوهری فضاست. آیا فضا، وجودی عینی و مستقل دارد؟ آیا فضا و زمان را باید به عنوان موجودات مطلق دید که برخوردار از ماهیت یا صفات خاصی باشند؟ آیا فضا، جوهری است که واجد نیروی علّی بوده و نقشی تعیین کننده و علّی در ایجاد و تبیین پدیده‌ها دارد؟ موضع مطلق‌گرایانه فضا را عمدتاً به دکارت، پدر فلسفه مدرن و تا حدی به نیوتن، فیزیکدان معروف قرن هفدهم نسبت می‌دهند. در اندیشهٔ نیوتن، فضا، بی‌نهایت و پیشینی است، گواهی است تجربی بر خدای حاضر مطلق. در فیزیک کلاسیک نیوتنی، زمان و فضا (همانند سایر اشیا) وجودی عینی دارند. اشیا، مقدم بر تعامل و اثرشان بر یکدیگر، از طریق میدان نیرو وجود دارد...

به هرحال، در موضع مطلق یا جوهری از فضا، فضا جوهری است مستقل که واجد صفاتی از خود است. فضا چون پیوسته، کمّی، قابل نفوذ و ثابت است، از صفات خاصی برخوردار است. البته، ناگفته

نماند که بین مطلق‌گرایان در مورد سایر صفات فضا، عدم توافقهایی وجود دارد؟ از جمله، آیا فضا، سه بعدی یا چهار بعدی است؟ آیا قابل تقسیم به‌فواصل است یا طیف و پیوستاری از نقاط بسیار خُرد است؟

در کل، مفهوم مطلق انگارانه از فضا، فضا را مستقل از موضوعات دیگر، واجد موجودیتی مستقل می‌داند. در این موضع، فضا قلمروی منفعل و محیط و مقرّی برای اشیاء و تعامل بین آنهاست. این فضا، می‌تواند خالی باشد و موضوعات دیگر درون آن قرارگیرد (افروغ، ۱۳۷۷، ص ۳-۱).

۲-۲. دیدگاه موضع ربطی یا نسبی از فضا

فضا در اندیشهٔ ربطیون، امری نسبی و راهی برای آگاهی از روابط بین عناصر دنیای فیزیکی است. فضا تنها می‌تواند به مثابهٔ رابطهٔ بین اشیا وجود داشته باشد. بدون این اشیا هیچ رابطهٔ فضایی وجود ندارد. این نگرش نسبی از فضا که الهام‌بخش بسیاری از محققان مسائل فضایی معاصر واقع شده است، عمدتاً منسوب به گتفرید ویلهلم و لایب نیتس، فیلسوفان معروف قرن هفدهم است که به اختصار به آن می‌پردازیم.

لایب نیتس در ردّ کسانی که برای زمان و فضا موجودیتی مستقل قائل‌اند اظهار می‌دارد، آنان که برای زمان و فضا یا بُعد، حقیقت قائل شده‌اند، اشتباه کرده و به اینکه زمان و فضا مخلوق ذهن انسان‌اند، و اموری انتزاعی هستند توجه نداشته‌اند. فضا، نظم و ترتیب موجود بودن اجسام با همدیگر است و زمان، ترتیب موجود شدهٔ پی در پی است. به بیان دیگر، چون‌جسم را می‌بینیم همین که توهم عدم آن را بکنیم، «بُعد» یعنی فضا در ذهن ما متصور می‌شود، و زمان هم امری اعتباری است که منشأ انتزاع آن، موجود و معدوم شدهٔ اجسام و احوال است. بنابراین زمان و فضا، نتیجه و معلول وجود جوهرند، نه علّت و مقدم بر جوهر، چنانکه عدد، نتیجهٔ وجود آحاد است و به خودی خود حقیقت ندارد (افروغ، ص ۸۷؛ ۱۳۶۶).

براساس این نگرش ربطی، عالم متشکل از ذرات ماده، و جوهرهای گوناگون (خدا، انسان و طبیعت) است؛ و این ذرات ماده، روابط فضایی بین یکدیگر و بین عناصر خود را به‌نمایش می‌گذارند. به‌طورکلی، اگر عباراتی دالّ بر انتساب صفاتی به فضا وجود داشته باشد، به طور منطقی می‌توان این صفات را به روابط بین اشیا تقلیل‌داد.

۲-۳. موضع معرفت شناختی از فضا

از دید کانت، فضا و زمان نه وجودی جوهری دارند، و نه وجودی بالعرض، همان‌گونه‌که ارسطو به آن باور داشت. فضا، معرفتی پیشینی است، مقوله‌ای ذهنی است که شناخت را امکان‌پذیر می‌سازد (افروغ، ص ۴-۳: ۱۳۷۷). فضا و زمان ابزاری برای دسته‌بندی پدیده‌هاست و کاملاً از قلمرو تجربه جداست. این دو مقوله همراه با مقولاتی دیگر از قبیل علّیت، ضرورت، وحدت و کثرت اشکالی ذهنی هستند، که از پیش

در ذهن ما وجود دارند. زمان و فضا اشکال ذهنی ادراک مستقیم‌اند که محسوسات در ترکیب با آنها مدرکات را می‌سازند و مقولات علّیت، ضرورت و... اشکال ذهنی تفکرند که مدرکات در ترکیب با آنها مفاهیم و قضایا را شکل‌می‌دهند (اسکفد، ۱۳۶۹، ص ۱۴). به سخن دیگر، فعالیت ویژهٔ ذهن ترکیب و سنتز را ابتدا با تحمیل اشکال خاصی از شهود، یعنی فضا و زمان به تجربه‌های مختلف به دست می‌آورد. ما ناگزیر، اشیا را به‌گونه‌ای درک می‌کنیم، پنداری که در فضا و زمان وجود دارند. اما فضا و زمان، نه مفاهیم و نه ایده‌هایی هستند که از تجربه به دست آمده باشند؛ فضا و زمان، حکم عدسیهایی را دارند که از طریق آن ما همواره شاهد موضوعات تجربی هستیم. این دیدگاه نیز بر شکل‌گیری رویکردهای فضایی خاصی، تأثیراتی گذاشته است (افروغ، ۱۳۷۷، ص ۵-۴).

۳. زیرساختهای اساسی فضا

عناصر اصلی هر کالبد یا فضای شهری را در دیدگاه مشترک ریاضیات، معماری و جغرافیا می‌توان در چهار زیر مجموعهٔ مهم خلاصه برشمرد. به عبارت دیگر، عناصر سازندهٔ یک مکان در چهار عنصر فیزیکی- که پایه و اساس هندسه را می‌سازند ـ مستتر هستند این‌عناصر شامل: «نقطه»، «خط»، «سطح» و «حجم» هستند که در ذیل به تشریح آنها می‌پردازیم:

۳-۱. نقطه

در ریاضیات و هندسه، «نقطه»، فاقد مشخصاتی همچون طول، عرض و ارتفاع، واجد مکان است در شهر گره‌گاههای اصلی، نقاط مهم، چهارراهها، میادین و...، در حکم نقطه، عمل می‌کنند که مکان ویژه‌ای را نیز در بین فضای شهری به اشغال خود درمی‌آورند.

۳-۲. خط

از اتصال «نقاط» می‌توان به «خطوط» دست یافت. شبکه‌های ارتباطی، خیابانها، بزرگراهها، کوچه‌ها و سایر معابر که واجد خصایص طول، جهت و مکان و موضوعاتی‌اند هستند که فضاهای شهری را به هم مربوط می‌سازند.

۳-۳. سطح

عنصر سطح که در جبر و هندسه از امتداد و تقاطع خطوط حاصل می‌شود، در شهر با زمینهای خالی، فضاهای سبز و اراضی ذخیره، فضاهای باز و... انطباق دارد و خواص طول، عرض، شکل، جهت و مکان بر آنها مترتب است.

۳-۴. حجم

در بین فضاهای شهری حجمهایی چون کاربریهای مختلف ساخته شده نظیر مساکن، مدارس، مساجد، مغازه‌ها و... به چشم می‌خورند که واجد خصوصیات طول، عرض، ارتفاع (عمق) فرم، وجه، جهت و مکان هستند و بیشترین سهم را در بین اماکن شهری به‌خود اختصاص می‌دهند. تا اینجا در واقع می‌توان به حجم یا «فضا از نظر معماری» دست‌یافت (زنگی آبادی، ۱۳۷۹، ص ۳۵).

تجمع نقاط، خطوط، سطوح و حجمها در کنار هم سازندهٔ پدیدهٔ تکامل یافته‌تری به نام «مکان» است. مکان در جغرافیا عنصری است مهم که از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است. مکان دربردارندهٔ مشخصات مهمی چون عناصر طبیعی و انسانی است. مکان را با ویژگیهایی چون طول و عرض جغرافیایی که دو نقطه بر روی کرهٔ زمین است معرفی می‌کنند. هرچند که این مکان می‌تواند واجد ارتفاعی مشخص از سطح دریا و بسیاری مشخصات طبیعی و انسانی دیگر نیز باشد.

مکان را در جغرافیا می‌توان به تصویر لحظه‌ای از یک محدودهٔ جغرافیایی تشبیه کرد که‌در آن لحظه فقط می‌توان تصویری از آنچه در تیررس دید ما قرار دارد در آن تصویر رؤیت‌کرد. امّا فضای جغرافیایی ما مفهومی بسیار تکامل یافته‌تر را دربر می‌گیرد. در نگاهی مقدماتی به مفهوم فضا می‌توان گفت که فضا همچون فیلمبرداری است که تحرک، پویایی، و گذر زمان در واحد مکان را می‌توان در آن به روشنی دید. برای دستیابی به عنصر فضا، باید سه عنصر دیگر را به بحث فضا اضافه کرد که عبارتند از: عنصر زمان، انسان و عملکرد (فعالیت).

ترکیب چهار عنصر فوق، سیمای یک فضای جغرافیایی را می‌سازد. به هر میزان که جفت و جوری و ترکیب مناسبی از عناصر یاد شده داشته باشیم، فضایی سازمان‌یافته‌تر و سالم‌تر خواهیم داشت. لذا، یک شهر را در فضای جغرافیایی، به هر میزان که جفت و جوری و ترکیب مناسبی از عناصر یاد شده داشته باشد، شهری سالم‌تر و فضایی سازمان یافته‌تر خواهدبود.

۴. اقتصادسنجی فضایی

انجام کارهای تحقیقاتی در علوم منطقه‌ای به‌طور وسیع مبتنی بر داده‌های نمونه‌ای منطقه‌ای است، که پژوهشگر با مراجعه به مکانها و محلهای مشخص شده که به‌صورت نقاطی در فضا تعیین مکان شده‌اند، به آنها دست می‌یابد. حال وقتی در پژوهش با داده‌هایی روبه‌رو هستیم که دارای جزء مکانی هستند، دیگر به‌کارگیری شیوه‌های اقتصادسنجی عمومی چندان مناسب نیست. تفاوت اقتصادسنجی فضایی از اقتصادسنجی عمومی در توانایی و کاربرد تکنیک اقتصادسنجی 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 مشاهده‌ها وجود خواهد داشت؛ **۲)** ناهمسانی فضایی[2] در روابطی که ما مدل‌سازی می‌کنیم، رخ خواهد داد. بنابراین، اقتصادسنجی فضایی با دو ویژگی مشخص می‌شود: **الف)** وابستگی فضایی بین مشاهده‌های دادهٔ 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 می‌یابد.

بنابراین اقتصادسنجی عمومی این دو موضوع، یعنی وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی را نادیده می‌گیرد، چرا که در صورت توجه به آنها فروض مورد استفاده در اقتصادسنجی عمومی، 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 نمونه‌گیریهای تکراری ثابت‌اند، ولی وجود وابستگی فضایی در میان نمونه‌ها این فرض را نقض می‌کند؛ همچنین ناهمسانی فضایی، فرض گاس- مارکف را که یک رابطهٔ خطی مشخص بین مشاهده‌های نمونه‌ای وجود دارد نقض می‌کند. زیرا، با فرض وجود وابستگی فضایی میان داده‌ها با حرکت بین داده‌های نمونهٔ فضایی، رابطه تغییر خواهد کرد و ضرایب تابع خطی بر حسب متغیر وابسته نخواهد بود و در نتیجه، شیوه‌های اقتصادسنجی عمومی، کاربرد نخواهد داشت و روش مناسب، اقتصادسنجی فضایی و روشهای مختلف آن است.

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

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

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 جملهٔ خطای تصادفی است. فرایند ایجاد داده‌ها به‌گونه‌ای است که ماتریس X و پارامترهای صحیح β، ثابت‌اند و در نتیجه، توزیع بردارهای نمونه Y دارای ساختار واریانس – کوواریانس همانند ε است. بر اساس قضیهٔ گاس- مارکف توزیع مشاهده‌ها در Y به گونه‌ای است که به هنگام حرکت در بین مشاهده‌ها، مقدار ثابتی را نشان خواهد داد و در نتیجه، کوواریانس بین مشاهده‌ها 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[4] چهارچوب کاملی از واقعیتهای اقتصادسنجی فضایی در کتابی به نام « اقتصادسنجی فضایی؛ روشها و مدلها» ارائه کرد. سپس، در ادامهٔ کارهای انسلین موضوع اقتصادسنجی مورد استقبال بسیاری از متخصصین اقتصاد، جغرافیا، جامعه شناسی و به‌طور کلی، علوم منطقه‌ای قرار گرفت (Anselin,l.1988).

1. Spatial Dependence.
2. Spatial Heterogeneity.
3. Gauss – Markov.
4. Anselin.

۵. وابستگی فضایی

مسئله وابستگی فضایی، پدیده‌ای 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 مشاهده‌ها دیگر در مکانهای $i\neq j$ وابسته است. وابستگی می‌تواند بین چندین مشاهده رخ دهد به طوری‌که i می‌تواند هر مقداری از $i=1,...,n$ 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 (اکبری، ۱۳۸۰):

$$Yi = f(yj) \qquad i=1,...,n \qquad j\neq i \qquad (۲)$$

به‌طور مثال، پدیدهٔ بیکاری در مکانی مانند i صرفاً متأثر از 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، بُعد فاصلهٔ این منطقه با سایر مناطق بر پدیدهٔ بیکاری در منطقهٔ i دخالت دارد، که اقتصادسنجی عمومی امکان برآورد و شناسایی این‌گونه عوامل را نخواهد داشت.

۶. ناهمسانی فضایی

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

$$Yi = Xi\beta i + \varepsilon i \qquad (۳)$$

i ، بیانگر مشاهده‌ها به‌دست آمده در $i=1,...,n$ نقطه در فضا، Xi نشانگر بردار $(1\times k)$ از متغیرهای توضیحی همراه با مجموعه پارامترهای βi مربوط به آن، yi متغیر وابسته در مشاهده یا مکان i، εi بیانگر خطای تصادفی در رابطهٔ مذکور است. با توجه به رابطهٔ مذکور هنگام حرکت در بین مشاهده‌ها توزیع داده‌های نمونه‌ای نشانگر میانگین و واریانس ثابتی نخواهند بود. به‌طور 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 روبه‌رو می‌شویم که سه توزیع مجزا از قیمت واحدهای مسکونی وجود دارد. مثلاً خانه‌هایی که دارای قیمت پایین هستند به مرکز شهر[1] (CBD) نزدیکتر و خانه‌هایی که دارای قیمتهای بالا هستند از مرکز شهر دورترند. بنابراین، وجود سه توزیع مجزا برای قیمت واحدهای مسکونی با این فرض گاس- مارکف که با حرکت در میان مشاهده‌ها، توزیع داده‌های نمونه‌ای دارای میانگین و واریانس ثابت هستند، متناقض خواهد بود (Lesage, 1999, pp. 1-8).

1. Centrael Business District.

۷. چگونگی تعیین مکان در مدلهای اقتصادسنجی فضایی

در کارهای پژوهشی، معمولاً با داده‌هایی روبه‌رو 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. برای انجام این موضوع دو منبع اطلاعاتی در اختیار است. یکی موقعیت در صفحهٔ مختصات که از طریق طول و عرض جغرافیایی نشان داده می‌شود و بر این اساس، می‌توان فاصلهٔ هر نقطه در فضا را یا فاصله هر مشاهده قرار گرفته در هر نقطه را نسبت به نقاط یا مشاهده‌های ثابت یا مرکزی محاسبه کرد. بنابراین، مشاهده‌هایی که به هم نزدیکترند نسبت به آنهایی که از هم دورترند، باید منعکس کنندهٔ وابستگی فضایی بالاتر باشند. به‌عبارت دیگر، وابستگی فضایی و تأثیرات آن بین مشاهده‌ها باید با افزایش فاصله بین مشاهده‌ها، 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 است. معیار نزدیکی و مجاورت بر اطلاعات به‌دست آمده از روی نقشهٔ جامعهٔ مورد مطالعه مبتنی خواهد بود و بر اساس این اطلاعات می‌توان تعیین کرد که کدام مناطق با هم، همسایه یا مجاور هستند، یعنی دارای مرزهایی هستند که به هم می‌رسند. بنابراین، با در نظر گرفتن وابستگی فضایی واحدهایی که دارای رابطهٔ همسایگی یا مجاورت هستند نسبت به محلها یا واحدهایی که دورتر هستند باید درجهٔ وابستگی فضایی بالاتری را نشان دهند. این دو منبع اطلاعات ایجاد موقعیت مکانی، لزوماً متفاوت نیستند و می‌توانند به جای هم استفاده شوند. هر چند در برخی از کارهای پژوهشی هر دو در یک مدل وارد شده‌اند؛ در ادامه به توضیح هر کدام از دو منبع اطلاعاتی پرداخته می‌شود.

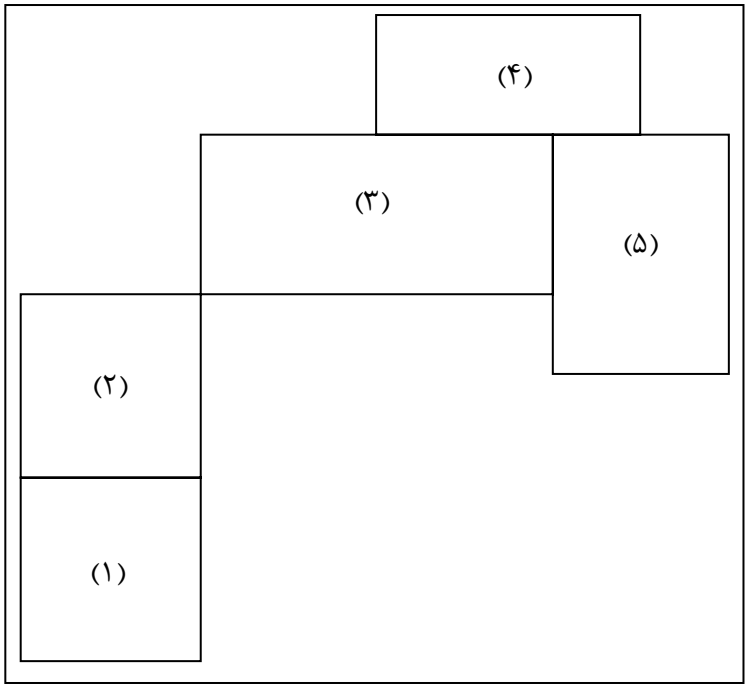
۷-۱. تعیین مجاورت فضایی[1]

شکل (۱)، مثالی فرضی از پنج منطقه را نشان می‌دهد. باید ماتریس W مربع ۵×۵ که شامل ۲۵ عنصر با مقادیر صفر یا یک است ایجاد کرد، که چگونگی ارتباط (مجاورت) میان پنج منطقهٔ موجود نشان داده شده در نمودار (۱) را بیان می‌کند. در هر سطر ماتریس W، مجموعه‌ای از ارتباطات مجاورت مربوط به یکی از پنج منطقه را نشان می‌دهد. برای مثال؛ عنصر موجود در سطر ۱ و ستون ۲ ماتریس، وجود (که با عدد یک نشان داده می‌شود) یا عدم وجود (که با عدد صفر بیان می‌شود) یک ارتباط مجاورتی بین مناطق ۱ و ۲ را نشان می‌دهد. به‌عنوان 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

1. Quantifying Spatial Contiguity.

متقارن باشد، اگـر مناطق ۴ و ۳ مجاورند، مناطق ۳ و ۴ نیز باید همین‌گونه باشند (pp. 11-12, 1999, Lesage).

نمودار-۱. 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 دهندهٔ تعاریف متفاوت روابط «مجاورتی» میان پنج منطقه موجود در نمودار(۱) است، بیان می‌شود. به‌منظور سادگی، با ماتریسی که پر از صفر است شروع کنید، سپس، راههای جایگزین زیر را برای تعریف وجود ارتباط مجاورتی در نظر بگیرید (Lesage, 1999).

مجاورت خطی[1] : $Wij=1$ برای عناصری که یک کنارهٔ مشترک بلافاصله با راست یا چپ منطقه تحت بررسی دارد، تعریف می‌شود. برای سطر ۱، که ارتباطات مربوط به منطقهٔ ۱ را نشان می‌دهد، همه $W1j=0$ و $j=1,...,5$ خواهد بود. یعنی منطقهٔ ۱ با هیچ منطقه‌ای در سمت راست یا چپ،

1. Linear Contiguity.

مجاور نیست. از طرف دیگر، برای سطر ۵، که ارتباطات مربوط به ناحیه ۵ را در آن ثبت شده، $W53=1$ است و سایر عناصر سطری معادل صفر خواهند بود.

مجاورت رخ مانند[1] : $Wij=1$ برای مناطقی تعریف می‌شود که یک طرف مشترک با ناحیهٔ تحت بررسی دارند. برای سطر ۱، که منعکس کنندهٔ ارتباطات منطقهٔ ۱ است، خواهیم داشت: $W12=1$ و سایر عناصر این سطر معادل با صفر خواهند بود. به عنوان مثالی دیگر، در سطر ۳ داریم، $W34=1$ و $W35=1$ و بقیهٔ عناصر سطر صفراند.

مجاورت فیل مانند[2] : $Wij=1$ برای عناصری تعریف می‌شود که با منطقهٔ تحت بررسی یک رأس مشترک داشته باشند. برای منطقهٔ ۲ داریم:$W23=1$ و سایر عناصر سطر صفر خواهند بود.

مجاورت خطی دوطرفه[3] : برای دو منطقهٔ موجود، بلافاصله در راست یا چپ ناحیهٔ تحت بررسی $Wij=1$ تعریف می‌شود. این تعریف برای مناطق نشان داده شده در نمودار (۱)، همان نتایج مجاورت خطی را ایجاد می‌کند.

مجاورت رخ مانند دوطرفه[4]: برای دو منطقهٔ موجود در راست، چپ، شمال و جنوب منطقهٔ تحت بررسی، $Wij=1$ تعریف می‌شود. این تعریف برای مناطق نشان داده شده در نمودار (۱) 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 ناحیهٔ تحت بررسی دارد $Wij=1$ تعریف می‌شود. برای منطقهٔ ۳ خواهیم داشت: $W32=1, W34=1, W35=1$ و سایر عناصر صفرند.

دلیل اصلی در انتخاب یک تعریف مجاورت، باید مربوط به ماهیت مسئله‌ای باشد که می‌خواهد مدل‌سازی شود. برای مثال، فرض کنید که یک شاهراه مهم متصل کنندهٔ مناطق (۲) و (۳) موجود باشد و منطقه (۲) یک «مجتمع خوابگاهی» برای افرادی باشد که در منطقهٔ (۳) کار می‌کنند. با مشخص بودن این اطلاعات، باید الگوی مجاورتی را انتخاب کرد 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

---

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

مناطق همجوار خود را تحت تأثیر قرار دهند و مناطق بالادست و پایین‌دست را تحت تأثیر قرار نمی‌دهند. در این حالت لزوماً نوع مجاورت خطی استفاده خواهد شد.

ماتریس W که منعکس کنندهٔ روابط مجاورت رخ مانند مرتبهٔ اول برای پنج منطقهٔ نمودار (۱) است، عبارت است از :

$$w=\begin{bmatrix}0&1&0&0&0\\1&0&0&0&0\\0&0&0&1&1\\0&0&1&0&1\\0&0&1&1&0\end{bmatrix} \qquad (۴)$$

معمولاً تعریف مجاورت رخ مانند در مطالعات کاربردی به کار گرفته می‌شود که علت اصلی آن نیز ناشی از آن است که تعریف رخ مانند، تمامی مناطقی را که دارای مرز مشترک باشند دربرمی‌گیرد.

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 به‌کار برده می‌شود، معکوس کردن ماتریس W برای داشتن 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 می‌دهیم:

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

اگر حاصلضرب ماتریس c و بردار مشاهده‌های تعدادی متغیر مربوط به پنج منطقه، که آن‌را بردار y می نامیم، به‌کار بریم و آنچه را که اتفاق می افتد در نظر بگیریم، می‌توان انگیزهٔ استاندارد کردن را مشاهده کرد. این ماتریس حاصلضرب $y^*=cy$، یک متغیر جدید معادل با میانگین مشاهده‌ها ناشی از مناطق‌مجاور رانشان‌می‌دهد:

---

1. Standardized First – Order.

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

$$\begin{bmatrix} y_1^* \\ y_2^* \\ y_3^* \\ y_4^* \\ y_5^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_2 \\ y_1 \\ \frac{1}{2}y_4 + \frac{1}{2}y_5 \\ \frac{1}{2}y_3 + \frac{1}{2}y_5 \\ \frac{1}{2}y_3 + \frac{1}{2}y_4 \end{bmatrix} \quad (۷)$$

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

$$y = \rho c y + \varepsilon \quad (۸)$$

ρ ، نشانگر پارامتر رگرسیون است که باید تخمین زده شود و ε خطای تصادفی رابطه را نشان می‌دهد. پارامتر ρ وابستگی فضایی در داده‌های نمونه‌ای را منعکس و متوسط تأثیر مشاهده‌های همسایه یا مجاور بر مشاهده‌های بردار y را اندازه‌گیری می‌کند. اگر وابستگی فضایی میان مشاهده‌ها در نمونه داده‌های y تأیید شود، بخشی از کل انحراف y در سطح نمونهٔ فضایی با هر وابستگی فضایی بر همسایگان آن توضیح داده خواهد شد. پارامتر ρ این امر را در مفهوم نوعی رگرسیون منعکس خواهد کرد. افزون براین، می‌توان نسبت کل انحراف y را که از طریق وابستگی فضایی توضیح داده می‌شود، محاسبه کرد؛ که با $\hat{\rho}cy$ نشان داده می‌شود که $\hat{\rho}$ بیانگر مقدار برآورد شده ρ است. مدلهای اقتصادسنجی فضایی که در ادامه معرفی خواهند شد، بر نوعی از فرمول بندی تکیه می‌کنند که با عنوان مدلهای خود رگرسیون فضایی شناخته می‌شوند و از روشهای تخمین حداکثر درست‌نمایی برای تخمین استفاده می‌کنند.

نکتهٔ قابل توجه آن است که متغیرهای توضیحی اضافی را می‌توان به مدل رابطهٔ (۷) اضافه کرد و آن را به صورت ماتریس مرسوم $x\beta$ نشان داد:

$$y = \rho cy + x\beta + \varepsilon \qquad (۹)$$

۷-۲. تعیین موقعیت فضایی[1]

توجه به وجود ارتباط مکانی میان داده‌ها هنگام طراحی مدل، که نشان دهندهٔ ناهمسانی فضایی است، بسیار مهم است. یکی از کسانی که در این زمینه به معرفی مدل پرداخت، کاستی[2] است. مدل مطرح شده به نام «بسط فضایی[3]» است. مدل در رابطهٔ (۱۰) نشان داده شده که Y بیانگر بردار $n\times ۱$ متغیر وابسته مربوط به مشاهده‌های فضایی و X یک ماتریس $n\times nk$ شامل اقلام xi نشان دهندهٔ بردارهای $۱\times$ k متغیر توضیحی است، همان‌گونه که در رابطهٔ (۱۱) نشان داده شده است. اطلاعات مکانی در ماتریس Z بیان شده که دارای عناصر $Z_{x_i}, Z_{y_i} \quad i = 1,\ldots,n$ است که مختصات طول و عرض هر مشاهده را همان‌گونه که در رابطهٔ (۱۱) نشان داده شده، نشان می‌دهد (Casetti,1972).

مدل نشان می‌دهد که پارامترها به صورت تابعی از مختصات طول و عرض تغییر می‌کنند. تنها پارامترهایی که باید تخمین زده شوند پارامترهایی در $\beta 0$ هستند که به صورت βx و βy است. اینها نشانگر مجموعه‌ای از $۲R$ پارامترند.

همان‌طور که اشاره شد، بردار پارامتر β در رابطهٔ (۱۰) نشان دهندهٔ یک ماتریس $nk\times ۱$ در مدل است، که تخمینهای پارامتر مربوط به تمامی k متغیر توضیحی در هـــر مشاهده را دربرمی‌گیرد. بردار پارامتر $\beta 0$ 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. Casetti.
3. Spatial Expansion.

$$Y=\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} \quad X=\begin{bmatrix} x_1' & \circ & \dots & \circ \\ \circ & x_2' & & \\ \vdots & & \ddots & \\ \circ & & & x_n' \end{bmatrix} \quad \beta=\begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_n \end{bmatrix} \quad \varepsilon=\begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

$$Z=\begin{bmatrix} Z_{X_1}\otimes I_k & Z_{y_1}\otimes I_k & \circ & \ddots \\ \circ & \ddots & \ddots & \\ \vdots & & Z_{X_1}\otimes I_k & Z_{y_1}\otimes I_k \end{bmatrix} \quad J=\begin{bmatrix} I_k & \circ \\ \circ & I_k \\ \vdots & \\ \circ & I_k \end{bmatrix}$$

$$\beta_\circ=\begin{bmatrix} \beta_X \\ \beta_y \end{bmatrix} \qquad (۱۱)$$

این مدل را می‌توان با استفاده از حداقل مربعات برای ایجاد برآوردهای $۲k$ پارامتر βX و βy تخمین زد. با مشخص شدن این برآوردها، بقیهٔ برآوردها برای نقاط انفرادی در فضا را می‌توان با استفاده از معادلهٔ دوم رابطهٔ (۱۰) استخراج کرد. به این فرایند با عنوان «فرایند بسط[1]» اشاره می‌شود. برای مشاهدهٔ این فرایند، معادله دوم رابطهٔ (۱۰) را در معادلهٔ اول جایگزین می‌کنیم که در این صورت خواهیم داشت:

$$Y = XZJ\beta 0 + \varepsilon \qquad (۱۲)$$

در اینجا واضح است که X ، Z و J اطلاعات موجود مشاهده‌های داده را نشان می‌دهند و تنها $\beta 0$ نشان دهندهٔ پارامترهایی در مدل است که باید برآورد گردند.

مدل، ناهمسانی فضایی را از طریق ایجاد امکان انحراف در رابطه محاسبه می‌کند، به‌گونه‌ای که گروه‌های مشاهده‌های مجاور یا همسایهٔ مشخص شده با مختصات طول و عرض، مقادیر پارامتر مشابهی می‌گیرند. هنگامی‌که مکان تغییر می‌یابد، رابطهٔ رگرسیون تغییر می‌کند تا با برازش خطی محلی در میان گروه‌های مشاهده‌هایی که تقریب نزدیکی برای یکدیگرند، تطبیق یابد.

از دیگر روشهای مطرح شده برای برآورد انحراف در طول فضا که در زمینهٔ اقتصادسنجی دارای کاربرد است، روش "رگرسیونهای وزنی جغرافیایی[2]" (GWR) است که افرادی به نام کارلتون، براندسون

1. Expansion Process.
2. Geographically Weighted Regressions.

و فودرینگهام طراحی و معرفی‌کردند.(Brundson, Fotheringham, Charlton, 1996) در این مدل، y نشان‌دهندهٔ بردار $n\times1$ مشاهده‌های متغیر وابسته که از n نقطه در فضا به‌دست آمده باشد و X ماتریس $n\times k$ متغیرهای توضیحی و ε بردار $n\times1$ خطاهای نرمال، که دارای واریانس ثابت است. با فرض اینکه Wi نشانگر ماتریس قطری $n\times n$ شامل وزنهایی برمبنای فاصله برای مشاهدهٔ i باشد که منعکس کنندهٔ فاصله میان مشاهدهٔ i و سایر مشاهده‌های دیگر است، می‌توان مدل GWR را به‌صورت زیر نوشت:

$$Wiy = WiX\beta i + Wi\varepsilon I \qquad (۱۳)$$

اندیس i در βi نشان می‌دهد که بردار $k\times1$ 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 رابطهٔ زیر ایجاد می‌شوند[1]:

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

۷-۳. 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 $\beta yt = yt-1$، بیانگر تأخیر مرتبهٔ اول و $\beta pyt = yt-p$ نشانگر تأخیر مرتبهٔ p ام است. برخلاف دامنهٔ زمان، تأخیر فضایی به مفهوم انتقال در طول‌فضا است، ولی از طریق محدودیتهایی محدود می‌شوند و این محدودیتها هنگامی ایجاد می‌شوند که شخص سعی می‌کند شباهتهای میان دامنه‌های زمان و فضا ایجاد کند.

در مطالعاتی که داده‌ها، دارای بُعد مکانی هستند، مفهوم تأخیر فضایی، به معنی مشاهده‌های است که یک یا چند واحد فاصله دورتر از یک مکان مشخص است، که واحدهای فاصله می‌تواند در دو یا چهار جهت اندازه‌گیری شود. در موقعیتهای کاربردی؛ مشاهده‌ها احتمالاً نشانگر یک شبکه یا رشته منظم نیستند، زیرا به‌طور نامنظم در نقشهٔ 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 مشاهده‌های همسایه عمل می‌کند.

در بخش (۷-۱) بیان شد که مفهوم «مجاوران» در تحلیل فضایی ثابت نیست، بلکه بستگی به تعریف استفاده شده دارد. مانند تحلیل سریهای زمانی. منطقی به نظر می‌رسد که مرتبه ماتریس مجاورت

---

۱. مثالهای کاربردی این مدلها در رسالهٔ دکتری نویسنده با عنوان «تحلیل فضایی تقاضای اجتماعی برای آموزش عالی در ایران» آورده شده است.

2. Spatial Lags.

(تماس) مربع مرتبهٔ اول W را که شامل مقادیر صفر و یک است؛ فرضاً معادل p برای ایجاد وقفهٔ فضایی افزایش دهیم.

اندیشهٔ وقفهٔ فضایی چگونه در مدل‌سازی اقتصادسنجی فضایی کاربرد دارد؟ ما با فرایندی روبه‌رو هستیم که در آن اثرات پراکندگی فضایی در طول زمان عمل می کنند. در طول زمان، اثرات اولیه بر همسایگان[1]، مناطق بیشتر و بیشتری را متأثر می‌سازد. تاثیر پراکندگی به‌طور منطقی باید برای جریان بیرونی از همسایه به همسایه مد نظر قرار گیرد و مفهوم وقفه فضایی این ایده را در بر خواهد گرفت.

۸. مدلهای خودرگرسیونی فضایی[2]

انسلین تعدادی ازمدلهای خودرگرسیونی فضایی که با داده‌های فضایی مقطعی کاربرد دارند را به‌صورت روابط (۱۵) معرفی کرد(Anselin, 1988) .

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

که Y، شامل یک بردار $n\times ۱$ از متغیرهای مقطعی وابسته است و X نشان دهندهٔ یک ماتریس $n\times k$ از متغیرهای توضیحی است. W_2, W_1 ماتریسهای وزنی فضایی $n\times n$ هستند که معمولاً شامل ارتباطات مجاور مرتبهٔ اول یا توابعی از فاصله هستند. یک ماتریس مجاور مرتبهٔ 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 کنندهٔ واحدهای همسایگی هستند که مجاورت مرتبه اول بر پایهٔ یکی از تعاریف مجاور است.

با استفاده از مدل عمومی (۱۵)، می‌توان با اعمال محدودیتهایی مدلهای فضایی را استخراج کرد. به عنوان مثال؛ با فرض اینکه $W2=۰, X=۰$ است، یک مدل خودرگرسیونی فضایی مرتبهٔ اول که دررابطهٔ (۱۶) نشان داده شده ایجاد می‌شود:

$$\begin{aligned} Y &= \rho W_1 Y + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(۰, \sigma^2 In) \end{aligned} \qquad (۱۶)$$

این مدل، انحراف در Y را یک ترکیب خطی از واحدهای همسایه یا مجاور بدون وجود متغیر توضیحی دیگری توضیح می‌دهد. این مدل با عنوان مدل خودرگرسیونی مرتبه اول نامیده می‌شود، زیرا

---

1. Neighbors.
2. Spatial Autoregressive Models.

یک شباهت فضایی با مدل خودرگرسیونی مرتبهٔ اول از تحلیل سری زمانی $yt = pyt-1+\varepsilon t$، را نشان می‌دهد که تکیهٔ اصلی، بر مشاهده‌های دورهٔ گذشته جهت توضیح انحراف در Y گذاشته می‌شود.

با فرض $W2=0$، یک مدل مختلط رگرسیون- خودرگرسیونی فضایی[1] ایجاد می‌شود که در رابطهٔ (۱۷) نشان داده شده است. این مدل، شبیه به مدل متغیر وابستهٔ تأخیری در سریهای زمانی است. در اینجا متغیرهای توضیحی اضافه‌ای در ماتریس X داریم که برای توضیح انحراف در Y، در طول نمونهٔ فضایی مشاهده‌ها به کار می‌رود.

$$Y = \rho W_1 Y + X\beta + \varepsilon$$
$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 In) \qquad (۱۷)$$

با فرض $W1=0$، یک مدل رگرسیون با خود همبستگی فضایی در جملات اخلال نتیجه می‌شود، که در رابطهٔ (۱۸) نشان داده شده است:

$$Y = X\beta + U$$
$$U = \lambda W_2 U + \varepsilon \qquad (۱۸)$$
$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 In)$$

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 می‌دهد.

۸-۱. مدل فار (FAR) فضایی رتبهٔ اول

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

$$Y = \rho WY + \varepsilon$$
$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 In) \qquad (۱۹)$$

که ماتریس مجاور فضایی W استاندارد شده است، یعنی به گونه‌ای که دارای مجموع سطرهای واحد است و بردار متغیر Y به شکل انحراف از میانگین بیان شده است تا جمله ثابت در مدل 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:

$$\hat{\rho} = (y'W'Wy)^{-1}y'Wy \qquad (۲۰)$$

---

1. Mixed Regessive – Spatial Autoregressive.

آیا می‌توان نشان دادکه این تخمین نااریب 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 $E(\hat{\rho})=\rho$ است.

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

توجه داشته باشید، که تخمین حداقل مربعات تورش‌دار است، زیرا نمی‌توان نشان داد که $E(\hat{\rho})=\rho$ است. ماتریس متغیرهای توضیحی در حداقل مربعات در نمونه‌گیریهای تکراری ثابت است و 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 تورش‌دار حذف شود. ولی در اینجا به علت وابستگی فضایی، نمی‌توان حالتی را ایجاد کرد 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 نیست. در واقع انسلین، (Anselin,1988) اثبات کرد که :

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

این عبارت تنها در صورتی که ρ برابر با صفر بوده و هیچ وابستگی فضایی در نمونه‌گیری داده‌ها وجود نداشته باشد، برابر با صفر است. با فرض اینکه روش حداقل مربعات در این مدل تخمین ناسازگار و تورش‌داری از پارامتر خودرگرسیونی فضایی ρ ایجاد خواهد کرد، چگونه می‌توان ρ را تخمین زد؟ تخمین زنندهٔ حداکثر درست‌نمایی برای ρ مستلزم آن است که مقداری از ρ را بیابیم که تابع درست‌نمایی (۲۳) را حداکثر کند.

$$L(y/\rho,\sigma^2)=\frac{1}{2\pi\sigma^{2(n/2)}}\mid In-\rho W\mid\exp\mid\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(y-\rho Wy)'(y-\rho Wy)\right\} \qquad (۲۳)$$

به منظور ساده کردن مسئله حداکثر سازی، تابع درست‌نمایی لگاریتمی را بر پایهٔ حذف پارامتر σ^2 برای واریانس جملات اخلال به‌دست آورید، که مستلزم قرار دادن $\hat{\sigma}^2=(\frac{1}{n})(y-\rho Wy)'(Y-PWy)$ در تابع حداکثر درست‌نمایی (۲۳) و گرفتن لگاریتم از آن است که در نتیجهٔ آن، تابع زیر به‌دست می‌آید:

$$Ln(L)\propto-\frac{n}{2}Ln(y-\rho Wy)'(y-\rho Wy)+Ln\mid In-\rho W\mid \qquad (۲۴)$$

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

۸-۲. مدل مختلط رگرسیون ـ 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 می‌دهد. انسلین (Anselin,1988)، روش حداکثر راست‌نمایی را برای تخمین پارامترهای این مدل که او آن‌را مدل مختلط رگرسیون - خودرگرسیونی فضایی نامید، کاربرد مدل مذکور به صورت زیر است که ما آن‌را SAR می‌نماییم:

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

که Y شامل یک بردار $n\times ۱$ از متغیرهای وابسته است و X نشان دهندهٔ ماتریس معمولی $n\times n$ است که شامل متغیرهای توضیحی است و W به‌عنوان ماتریس وزنی فضایی شناخته می‌شود که معمولاً ماتریس مجاورت مرتبهٔ اول است. پارامتر ρ ضریب متغیر وابستهٔ فضایی WY است و پارامتر β نشان دهندهٔ تأثیر متغیرهای توضیحی بر انحراف در متغیر وابستهٔ y است. مدل اصطلاحاً مدل مختلط رگرسیون- خودرگرسیون فضایی نامیده می‌شود، زیرا، ترکیبی از مدل رگرسیون استاندارد و متغیر وابستهٔ وقفهٔ فضایی است که نشانه ای ازمدل متغیر وابسته تأخیر از تحلیل سریهای زمانی دارد.

تخمین حداکثر راست‌نمایی این مدل بر پایهٔ یک تابع راست‌نمایی متمرکز است، همان‌طور که در مورد مدل فار (FAR) چنین بود. چند رگرسیون همراه با بهینه سازی پارامتر انحراف یکهٔ تابع درست‌نمایی متمرکز در طول پارامتر خودرگرسیون ρ انجام می‌شود[۱].

۹- برخی از کاربردهای مدل اقتصادسنجی فضایی در ایران

کاربرد مدلهای اقتصادسنجی فضایی در مطالعات اقتصادی و اجتماعی هنوز در ایران مورد توجه گسترده‌ای قرار نگرفته است؛ زیرا تحلیلهای فضایی عمدتاً از طرف جغرافی‌دانان انجام شده که معمولاً مبنی بر روشهای غیرکمّی است. لذا برخی از کاربردهای مدلهای اقتصادسنجی فضایی برای آشنایی بیشتر ارائه می‌گردد.

---

۱. مدل خطاهای فضایی، مدلهای فضایی خطی مکانی، مدل توسعهٔ فضایی از جمله مدلهای تکامل یافتهٔ اقتصادسنجی فضایی است که از حوصلهٔ این مقاله خارج خواهد بود. علاقه‌مندان برای مطالعه کامل این مدلها به مقالهٔ روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی، تئوری و کاربرد در مجلهٔ پژوهشی دانشگاه اصفهان (جلد دوازدهم ۱۳۸۰) مراجعه کنند.

در این مطالعه، داده‌ها واطلاعات مورد نیاز مقطعی بوده که از طریق تکمیل پرسشنامه و مصاحبهٔ مستقیم با خانوارهای نمونه خریدار مسکن در شهر مشهد در دورهٔ زمانی ۱۳۸۰-۱۳۸۱ و نیمهٔ اول سال ۱۳۸۲ جمع‌آوری شده است و به منظور تخمین تابع از روش اقتصادسنجی مرسوم از بسته‌های نرم‌افزاریEviews و Excel استفاده شده و برای برآورد رابطهٔ فضایی موجود در زیرمناطق معین شده برای قیمت هدانیک؛ از بسته نرم‌افزاری Space Stat 1.9 و روش اقتصادسنجی فضایی بهره گرفته می‌شود.

در این مطالعه در برآورد مدلها از شکلهای تابعی خطی (در صورتی‌که داده‌ها به صورت صفر و یک باشند)، نیمه‌لگاریتمی و لگاریتمی دوبل استفاده شده است. اما به علت برتری شکل تابعی لگاریتمی دوبل تجزیه و تحلیل و تفسیر نتایج بر مبنای این فرم لگاریتمی دوبل صورت می‌گیرد.

۹-۱. تصریح مدلهای تحقیق

در این مطالعه به منظور برآورد تابع قیمت هدانیک از دو مدل استفاده می‌شود. یکی با استفاده از روشهای مرسوم (حداقل مربعات معمولی) برآورد شده است- مدلی که متغیر فضایی در آن نادیده گرفته شده‌است - که شکل کلّی آن به صورت زیر است:

$$Ln(HOP_j) = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n} \beta_i Ln(X_{ij}) + \varepsilon_j \qquad (۲۶)$$

مشاهده می‌شود که در رابطهٔ (۲۶) متغیری که بنابر موقعیت مکانی، واحدهای مسکونی را به یکدیگر مرتبط سازد، وجود ندارد و X_{ij} شامل متغیرهای فیزیکی، محیطی و دسترسی است.

مدل مورد نظر دیگر برای تخمین تابع قیمت هدانیک مسکن، مدل خودرگرسیون فضایی (SAR) مبتنی بر رابطهٔ (۲۵) است. مدل مذکورعبارت است از:

$$Ln(HOP_j) = \beta_0 + \rho.W_0.Ln(HOP_j) + \sum_{i=1}^{n} \beta_i.Ln(X_{ij}) + \varepsilon_j \qquad (۲۷)$$

این مدل به مدل مختلط رگرسیون- خودرگرسیون فضایی معروف است. این تابع با استفاده از روش حداکثر راست‌نمایی قابل تخمین است، در اینجا HOP_j متغیر وابسته که همان قیمت مسکن و به صورت بردار ۱×۱۴۲ از متغیر وابسته و X نشان دهندهٔ ماتریس معمولی۱۳× ۱۴۲ است. عدد ۱۳ بیانگر تعداد متغیرهای توضیحی یا مستقل است که به طور کلی شامل متغیرهای فیزیکی، محیطی و دسترسی است (در ادامه به معرفی زیرمجموعهٔ هر دسته از این متغیرها در قالب مدلهای ویلایی پرداخته می‌شود). ρ، ضریب متغیر وابستگی فضایی HOP_j و پارامتر β نشان‌دهندهٔ تأثیر متغیرهای توضیحی بر انحراف در متغیر وابسته HOP_j است. اما W نیز همان ماتریس مجاورت فضایی است که عناصر آن بیانگر واحدهای مسکونی نمونهٔ مورد مطالعه است که این ماتریس برای ۱۴۲ مشاهدهٔ ویلایی

در مکانهای مختلف شهر مشهد محاسبه شده و به صورت استاندارد درآمده است، یعنی تبدیلی انجام داده شده که مجموع عناصر هر سطر ماتریس مجاورت معادل یک شود. علت این کار این است که با این تبدیل، از طریق حاصلضرب ماتریس مجاورت در بردار مربوط به متغیر وابسته برداری حاصل می‌شود که عناصر آن میانگین مشاهدات نواحی مجاور است.

با توجه به مواردی که ذکر شد، ماتریس مجاورت فضایی استاندارد شدهٔ مربوط به واحدهای ویلایی به صورت ۱۴۲×۱۴۲است. در اینجا، تعریف مجاورت بر مبنای واحدهای همسایگی که در محدودهٔ چهار خیابان اصلی واقع می‌شوند، صورت می‌گیرد. بدین ترتیب واحدهای مسکونی که در یک محدودهٔ مشترک واقع بوده، مجاور قلمداد شده و برای عنصر مربوط به آن واحدها در ماتریس مجاورت عدد یک قرار داده می‌شود و در صورت عدم مجاورت برای عنصر متناظر با دو واحد مسکونی غیر مجاور عدد صفر درج می‌شود.

با توجه به توضیحات فوق آشکار است ماتریسی که به این صورت ایجاد می‌شود ماتریس متقارن، عناصر قطر اصلی آن همگی صفر بوده و تعداد سطر و ستونهای آن متناظر با تعداد مشاهده‌ها است. در این مطالعه به دلیل زیاد بودن تعداد عناصر، نمایش آنها در اینجا مقدور نیست؛ اما به منظور روشن‌تر شدن مطلب، ماتریس مجاورت W ارائه می‌شود:

$$W=\begin{bmatrix} a_{1,1}\cdots a_{1,142} \\ \vdots \quad\quad \vdots \\ a_{142,1}\cdots a_{142,142} \end{bmatrix}$$

به عنوان مثال، چون بر مبنای تعریف صورت گرفته از مجاورت، مشاهدات ۱ و۱۴۲ در واحدهای ویلایی غیر مجاور تلقی می‌شوند، در ماتریسW فوق به‌جای عناصر $a_{142,1}$ و $a_{1,142}$ عدد صفر منظور می‌شود.

متغیرهای مورد استفاده در مدلهای گفته شده به شرح ذیل است:

الف) متغیرهای فیزیکی یا ساختاری(ST)[1]

مساحت زمین (برحسب مترمربع)، تعداد اتاقها، قدمت ساختمان (۰:کمترازه۵ سال و۱: بیشتر از ۵ سال)، نمای ساختمان (۰: نامناسب{سیمانی و آجرمعمولی} و ۱ :مناسب{سایرموارد})،حیاط خلوت(۰:عدم وجود و۱:وجود)، مساحت زیربنا(برحسب مترمربع)، قیمت‌هرمترمربع زمین(برحسب تومان)، قدمت

1. Structural Variable.

ساختمان (۰:کمتر از ۵ سال و۱ :بیشتر از۵ سال)، شومینه (۰: عدم وجود و ۱: وجود)، برساختمان (۰: یک‌بر و ۱: بیش از یک‌بر).

ب)متغیرهای محیطی(EN)[1]

عرض خیابان، وضعیت ناامنی در محله، عادت به محیط محل زندگی، وضعیت خیابان (۰:باز و۱:بن‌بست)، موقعیت اجتماعی همسایه‌ها و مردم محله، انتظار افزایش قیمت زمین نسبت به سایر مناطق.

ج)متغیرهای دسترسی(AC)[2]

دسترسی به محل کار، دسترسی به مراکز آموزشی، دسترسی به حرم‌مطهر، دسترسی به ییلاقها و تفریحگاهها، دسترسی به مراکز خرید.

د)متغیرفضایی(SP)[3]

داده‌های این متغیر از طریق حاصلضرب ماتریس وزنی فضایی(ماتریس مجاورت) در ماتریس قیمت مسکن به دست می‌آید. متغیرفضایی در مدل مرسوم مورد استفاده قرار نمی‌گیرد.

۹-۲. تحلیل یافته‌ها

با توجه به جدول (۱) ملاحظه می‌شود که حدود ۵ درصد انحراف در قیمت واحدهای مسکونی به وسیلهٔ وابستگی فضایی توضیح داده شده است، زیرا $\overline{R}^2$ در مدلی که وابستگی فضایی را به حساب می‌آورد، حدود ۰/۷۰ و در مدل حداقل مربعات معمولی که این جنبه از نمونه داده‌های فضایی را نادیده می‌گیرد، ۰/۶۵ است. لذا، زمانی که تابع قیمت هدانیک به روش اقتصادسنجی فضایی برآورد می‌گردد؛ ضریب تشخیص در مدل ۰/۰۵ افزایش می‌یابد که خود نشان دهندهٔ برتری روش فضایی بر روش مرسوم است. همچنین، مقدار آمارهٔ Z (۳/۲۴) برای پارامتر مربوط به متغیر وابستگی فضایی بیانگر این نکته است که ضریب این متغیر توضیحی اختلاف معنی‌داری با صفر دارد. افزون بر این، سطح معنی‌داری اکثر متغیرها در مقایسه با مدل برآوردی به کمک روش حداقل مربعات معمولی افزایش یافته است.

با توجه به تعریف صورت گرفته از مجاورت، ضریب ρ وضعیت وابستگی فضایی را درون ۲۸ زیرمنطقه تعریف شده برای واحدهای ویلایی آشکار می‌سازد. نتایج مدل SAR نشان می‌دهد که

---

1. Environmental Variable.
2. Accessbility Variable.
3. Spatial Variable.

قیمت واحدهای ویلایی دارای ۰/۰۰۸۹= ρ در سطح اطمینان ۹۹/۹ ٪ است، یعنی وابستگی فضایی معادل ۰/۰۰۸۹ بوده و سطح معنی داری آن۹۹/۹ درصد است؛ بنابراین، قیمت واحدهای مسکونی از دیدگاه فضایی وابسته است.

جدول- ۱. نتایج تخمین تابع قیمت هدانیک واحدهای مسکونی ویلایی

مدل / متغیر توضیحی	حداقل مربعات معمولی (OLS)		لگاریتمی دوبل	
			مدل وقفه فضایی (SAR)	
	ضریب	احتمال t	ضریب	احتمال z
وابستگی فضایی	_	_	۰/۰۰۸۹	۰/۰۰۱
مقدار ثابت	۱۱/۸۲	۰/۰۰۰	۱/۶۹	۰/۰۰۰
وجود حیاط خلوت	۰/۳۳۳۳	۰/۰۰۳	۰/۰۱۹۶	۰ /۰۰۲
وجود نمای مناسب	۰/۲۰۴۴	۰/۰۳۱	۰/۰۱۱۵	۰/۰۳۵
قدمت ساختمان	-۰/۰۶۷۶	۰/۶۵۷	-۰/۰۰۶۸	۰/۳۰۲
مساحت زمین	۰/۹۱۰۸	۰/۰۰۰	۰/۰۵۳۳	۰/۰۰۰
تعداد اتاق‌ها	۰/۳۳۰۹	۰/۰۰۶	۰/۰۱۷۴	۰/۰۰۴
عرض خیابان	۰/۰۳۴۸	۰/۵۹۹	۰/۰۰۳۸	۰/۳۱۱
عادت به محیط	۰/۱۱۵۷	۰/۱۳۶	۰/۰۰۴۵	۰/۳۰۶
دسترسی به محل کار	-۰/۰۹۰۳	۰/۲۸۶	-۰/۰۰۲۳	۰/۶۳۵
دسترسی به مراکز خرید	۰/۱۲۴۱	۰/۱۷۹	۰/۰۰۷۹	۰/۱۳۳
دسترسی به مراکز آموزشی	-۰/۱۶۶۳	۰/۰۳۷	-۰/۰۱۱۵	۰/۰۱۵
وضعیت نا امنی در محله	-۰/۳۷۸۶	۰/۰۰۰۱	-۰/۰۲۱۵	۰/۰۰۰۲
دسترسی به حرم مطهر	۰/۰۵۰۲	۰/۵۸۶	۰/۰۰۲۳	۰/۶۵۵
دسترسی به تفریح‌گاه‌ها	۰/۱۶۴۴	۰/۲۰۳	۰/۰۰۶	۰/۳۵۱
R^2	۰/۶۸		۰/۷۰	
$\overline{R}^2$	۰/۶۵		۰/۷۰	

منبع: نتایج پژوهش

نتایج برآورد مدل هدانیک حاکی از آن است که بیشترین ضرایب تابع هدانیک به ترتیب مربوط به متغیرهای مساحت زمین، وضعیت ناامنی در محله (با علامت منفی)، وجود حیاط خلوت و تعداد اتاقها است؛ و کمترین ضرایب مربوط به متغیرهای وابستگی فضایی، دسترسی به مراکز آموزشی (با علامت منفی) و وجود نمای مناسب در ساختمان است.

در واحدهای ویلایی، از بین ویژگیهای محیطی، وضعیت ناامنی با ضریب (۰/۰۲۲-) و از بین ویژگیهای دسترسی، دسترسی به مراکز آموزشی با ضریب (۰/۰۱۲-) مهمترین عوامل مؤثر بر قیمت این واحدها محسوب می‌شوند.

یکی دیگر از مطالعات انجام شده با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی فضایی در زمینهٔ تقاضای اجتماعی برای آموزش عالی در ایران است که با توجه به متأثر بودن داده‌های مربوط از عنصر مکان، روش اقتصادسنجی مرسوم برای تخمین نتایج دارای قابلیت لازم نیست. بنابراین، با توجه به رابطهٔ (۱۹) به برآورد وابستگی فضایی مرتبهٔ اول (FAR) در شاخص توسعهٔ انسانی در ایران پرداخته شده است.

$$Y = \rho WY + \varepsilon$$

در این مدل، Y شاخص توسعهٔ انسانی (HDI) در ایران است، W ماتریس مجاورت (مجاورت رخ مانند دو طرفه) فضایی استاندارد شده ۲۸×۲۸ و ρ ضریب وابستگی فضایی است (اکبری،۱۳۸۰) .

$$Y = 0.538Y$$
$$(۰/۰۵۳)$$

کاربرد دیگر مدل اقتصادسنجی فضایی در تحلیل فضایی همگرایی اقتصاد کشورهای اسلامی و بررسی سرریزهای منطقه‌ای با تأکید بر نقش برخی از کشورهای حوزهٔ خلیج فارس است (اکبری، فرهمند، ۱۳۸۳).

نتایج تخمین مدل بر اساس روابط (۲۵) و مدل خطاهای فضایی (SEM) در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول-۲. نتایج تخمین مدل همگرایی به صورت ساده و فضایی برای برخی از کشورهای حوزهٔ خلیج فارس

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

- مقادیر داخل پرانتز نشان دهندهٔ احتمال است.

α ، عرض از مبدأ — β ، ضریب همگرایی

θ ، سرعت همگرایی — ρ ، ضریب وقفهٔ فضایی — λ ، ضریب خطای فضایی

OLS ، حداقل مربعات معمولی — SAR ، مدل وقفهٔ فضایی — SEM ، مدل خطای فضایی

R^2 ، ضریب تشخیص — AIC ، مقدار معیار اطلاعات آکایک — LR ، آمارهٔ آزمون نسبت درست‌نمایی

۱۰. نتیجه‌گیری

همان‌طوری که از مباحث مطرح شده در مقاله ملاحظه می‌شود، مفهوم فضا موضوعی است که در علومی همچون؛ ریاضیات، نجوم، فیزیک، شیمی، اقتصاد، جامعه‌شناسی، معماری، شهرسازی، اقتصادشهری، برنامه‌ریزی شهری و ... به کارگرفته می‌شود و در نزد هریک از این علوم تعابیر گوناگونی از آن مدّ نظر است.

بر اساس دیدگاه‌های مختلف دربارهٔ فضا و تأثیرات آن درمیان اندیشمندان مطرح است که به سه دیدگاه، موضع مطلق یا جوهری، موضع ربطی یا نسبی؛ موضع مونت شناختی اشاره شد؛ که از این بین دیدگاه موضع ربطی یا نسبی به عنوان دیدگاه برتر مورد نظر است.

همچنین، اشاره شد که مفهوم فضا زمانی می تواند به خوبی درک شود که سه عنصر دیگر مانند زمان، انسان و عملکرد یا رابطهٔ متقابل انسان با محیط پیرامون با آن همراه گردد. به همین منظور مدلهای کمّی مانند اقتصادسنجی فضایی سعی در برآورد مفهوم خاصی از فضا در مطالعات اقتصادی و اجتماعی هستند و تکامل تدریجی این مدلها به برآورد ابعاد دیگر مفهوم فضا پرداخته اند، به طور مثال در آخرین پیشرفتهای حاصل در تکنیک اقتصادسنجی فضایی عامل زمان وارد مدلهای مطرح شده در این مقاله شده است(Anselin,L,2001) .

به طور خلاصه می‌توان اذعان کرد که:

۱- زمانی که پژوهشگران با داده‌های نمونه‌ای روبه‌رو هستند که عنصر مکان در آنها دخالت دارد؛ تکنیک اقتصادسنجی فضایی به خوبی قادر است نتایج قابل قبولی ارائه نماید.

۲- وابستگی و ناهمسانی فضایی در داده‌هایی 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 داده‌ها روشهای رگرسیون عمومی وتکنیک اقتصادسنجی معمولی کاربردی ندارند و باید از تکنیک اقتصادسنجی فضایی استفاده کرد.

۳- داده‌های نمونه‌ای جمع آوری شده به صورت مکانی الزاماً دارای میانگین و واریانس ثابت نبوده و در این صورت، فروض گاس- مارکف قابل استناد نیست و هنگام استفاده از این گونه داده‌ها، تکیه بر فروض گاس- مارکف، امکان پذیر نیست.

۴- هنگام کاربرد روشهای OLS در داده‌های مکانی باید تأثیر مجاورت و همسایگی را در داده‌های جمع آوری شده، مورد مطالعه قرار داد تا مواجه با برازش تورش‌دار ضرایب نگردید.

۵- تمامی مدلهای اقتصادسنجی مرسوم هنگام به کارگیری آنها با داده‌های مکانی قابلیت تعدیل و تبدیل به مدلهای اقتصادسنجی فضایی را دارا هستند.

۶- در صورت استفاده از اقتصادسنجی فضایی به جای اقتصادسنجی عمومی، تمامی قابلیتهای اقتصادسنجی عمومی حفظ شده به اضافه آنکه برخی از برآوردهای صورت گرفته دقیق‌تر خواهند بود.

در صورتی که وابستگی فضایی در داده‌های نمونه‌ای تأیید نگردد، آسیبی به نتایج مدل به لحاظ تکنیک وارد نخواهد شد.

منابع

افروغ، عماد. (۱۳۷۷). *فضا و نابرابری اجتماعی، الگویی برای جدایی‌گزینی فضایی و پیامدهای آن*. دانشگاه تربیت مدرس.

اکبری، نعمت الله. (۱۳۸۰). تحلیل فضایی تقاضای اجتماعی برای آموزش عالی در ایران. *رسالهٔ دکترای اقتصاد*. دانشکده علوم انسانی دانشگاه تربیت مدرس.

اکبری، نعمت‌الله، فرهمند، شکوفه. (۱۳۸۳). همگرایی اقتصادی کشورهای اسلامی و بررسی سرریزهای منطقه‌ای با تأکید بر نقش منتخبی از کشورهای حوزه خلیج فارس. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*؛ (زیرچاپ)

پسران، هاشم، لاوسون، تونی. (۱۳۷۶). *بررسی جنبه‌های روش شناختی اقتصاد کینز*. ترجمه غلامرضا آزاد، نشر دیدار.

چالمرز، آلن اف. (۱۳۷۸). *چیستی علم، درآمدی بر مکاتب علم شناسی فلسفی*. ترجمه سعید زیبا کلام.

درخشان، مسعود. (۱۳۷۴). *اقتصادسنجی، تک معادلات با فروض کلاسیک*. جلد اول، سازمان سمت.

دلفوس، الیویه. (۱۳۶۹). *فضای جغرافیایی*. ترجمهٔ سیروس سهامی، چاپ اول، نشر نیما.

زنگی آبادی، علی. (۱۳۷۹). *توسعهٔ فیزیکی شهرهای ایران، مطالعهٔ موردی شهر کرمان*. انتشارات مرکز کرمان‌شناسی (چاپ نشده).

زنگی‌آبادی، علی. (۱۳۷۸). تحلیل و سازماندهی ساختار فضایی شاخصهای توسعهٔ شهری در شهرهای بالای صدهزار نفر ایران. *رسالهٔ دورهٔ دکتری*، دانشگاه اصفهان.

عسگری، علی، اکبری، نعمت الله. (۱۳۸۰). روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی؛ تئوری و کاربرد. *مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان*، شماره ۱و۲؛ جلد دوازدهم.

هیوم، دیوید. (۱۳۵۵). *رساله‌ای دربارهٔ فهم انسانی*. ترجمه منوچهر بزرگی، انتشارات خوارزمی.

Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dorddricht: KluWer Academic Publishers.

Anselin, L. and D. A. Griffith. (1988). Do Spatial Effects Really Matter in Regression Analysis? *Papers of the Regional Science Association*, Vol. 65, PP. 11-34.

Anselin, L. and Rey, S. (1991). Properties of Tests for Spatial Dependence in Linear Regression Models. *Geographical Analysis*, Vol. 23, PP.112-1310.

Anselin. L. (1999). *The Future of Spatial Analysis in the Social Sciences*. Department of Agricultural and Consumer Economics University of Illinois at Urbana-Chanpaigh Urban il 61801-3608.

Anselin. L. (1999). *Spatial Econometrics*. Bruton Center School of Social Sciences. University of Texas at Dallas Richardson, TX 75083-0688.

Anselin. L.(2001). Rao's Score Test in Spatial Econometrics. *Journal of Statistical Planning and Inference*, Vol. 97, PP. 113-139.

Brundson, C. A. S. Fotheringham, & Charlton, M. (1996). Geographically Weighted Regression: a Method for Exploring Spatial Nonstaionarity. *Geographical Analysis*, Vol. 28, PP. 281-298.

Casetti, E. (1982). Drift Analysis of Regression Parameters: An Application to the Investigation of Ertility Development Relations. *Modeling and Simulation*, 13, part 3:, PP. 961-966.

Casetti, E., (1972). Generating Models by the Expansion Method: Applications to Geographic Research. *Geographical Analysis,* Vol. 4, PP. 81-91.

Fotheringham, C. Brunsdon. (1998). Geographically Weighted Regression: A Natural Evolution of the Expansion Method for Spatial Data Analysis. Journal; *Environment and Planing*, Vol 30.

James. P. Lesage. (1999). *Spatial Econometrics*. Universtiy of Toledo.

Lesage, James P. (1997). Bayesian Estimation of Spatial Autoregressive Models. *International Regional Science Review*, Vol. 25, No. 1 & 2, PP. 113-129. Also available at WWW. Econ. Utoledo. Edu.

Lesage, James p. (1999). A Comparison of the Forecasting Ability of ECM and Var Models. *Review of Economics and Statistcs*, Vol. 72, PP. 664-671.

Pace, R. K. and R. Barry. (1997). Quick Computation of Spatial Autoregressive Estimators. *Forthcoming in Geographical Analysis.*