

اقتصاد‌سنجی فضایی

Spatial Econometrics

برای مجموعه پارامترهای β مربوط به آن، i متغیر وابسته در مشاهده یا مکان i ، ϵ بیانگر خطای تصادفی در رابطه مذکور است. با توجه به این رابطه، هنگام حرکت در بین مشاهدات توزیع داده‌های نمونه‌ای نشانگر میانگین و واریانس ثابتی نخواهد بود.

الگوهای خودرگرسیون فضایی

برای بررسی وجود وابستگی فضایی بین داده‌های نمونه‌ای دارای بعد فضا از الگوهای خودرگرسیون فضایی استفاده می‌شود. اگر بردار متغیر مورد نظر در مناطق مختلف با Y نشان داده شود و ماتریس متغیرهای توضیح‌دهنده با X بیان گردد، آنگاه الگوی کلی خودرگرسیون فضایی با داده‌های مقطعی که توسط انسلین (Anselin, 1988) ارائه شده است، به صورت زیر می‌باشد:

$$\begin{aligned} Y &= \rho W_1 Y + \beta X + U \\ U &= \lambda W_2 U + \varepsilon \\ \varepsilon &\approx N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad (4)$$

که در آن Y یک بردار $n \times 1$ از متغیر وابسته و X یک ماتریس $n \times k$ از متغیرهای توضیحی است. W_1 و W_2 ماتریس‌های وزنی فضایی $n \times n$ هستند که می‌توانند براساس تعاریف همسایگی فضایی براساس مجاورت و یا به عنوان تابعی از فاصله ایجاد شوند. پارامتر ρ خودهمبستگی فضایی را اندازه‌گیری می‌نماید. U اجزاء اخلال الگو با میانگین صفر و واریانس σ^2 بوده که فرض شده دارای ساختار فضایی است و λ ضریب همبستگی اجزاء اخلال یا خطاهای رگرسیون در مناطق مختلف است.

الگوی فوق نشان می‌دهد که بین مناطق مختلف، دو نوع همبستگی فضایی می‌تواند مطرح باشد؛ نوع اول همبستگی بین متغیر وابسته در مناطق مختلف است که براساس همسایگی در قالب ماتریس همسایگی W_1 وزن داده می‌شوند و ρ شدت این همبستگی فضایی را اندازه‌گیری می‌نماید. نوع دوم همبستگی بین جزء خطای اجزاء اخلال در مکان‌های مختلف است که شدت این همبستگی توسط λ در رابطه فوق اندازه‌گیری می‌شود. با اعمال برخی محدودیت‌ها در الگوی کلی (۴) الگوهای ساده‌تری به دست می‌آید. مثلاً اگر $X = 0$ و تغیرات اجزاء اخلال تحت تأثیر مناطق دیگر نباشد (یعنی: $W_2 = 0$)، الگوی خودرگرسیون فضایی مرتبه اول به فرم زیر

$$Y = X \beta + \varepsilon \quad (1)$$

که در آن Y نشان‌دهنده متغیر وابسته، X بیانگر یک ماتریس $n \times k$ از متغیرهای توضیحی، β بردار پارامترها و ε برداری از n جمله خطای تصادفی است. وابستگی می‌تواند بین چندین مشاهده رخ دهد به طوری که i می‌تواند هر مقداری از $i = 1, \dots, n$ را اختیار کند، چرا که انتهای β می‌تواند داده‌های نمونه‌ای مشاهده شده در یک نقطه از فضا به مقادیر مشاهده شده در مکان‌های دیگر وابسته باشد. براساس رابطه زیر داریم:

$$Y_i = f(Y_i) \quad i = 1, \dots, n \quad i \neq j \quad (2)$$

به طور مثال پدیده بیکاری در مکانی مانند α فقط تحت تأثیر عوامل دورن همان منطقه نیست و عوامل دیگری در مناطق مجاور روی آن اثر می‌گذارند و همچنین فاصله این منطقه با مناطق مجاور نیز می‌تواند روی شدت تأثیر این عوامل دخالت داشته باشد. ناهمسانی فضایی اشاره به انحراف در روابط بین مشاهدات در سطح مکان‌های جغرافیایی دارد. رابطه خطی زیر را در نظر بگیرید:

$$Y_i = X_i \beta_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

که در آن α بیانگر مشاهدات به دست آمده در $i = 1, \dots, n$ نقطه در فضا، X_i نشانگر بردار $k \times 1$ از متغیرهای توضیحی همراه

دارند. اما اینکه کدام الگو مناسب‌تر است، موضوعی است که می‌بایست در عمل و با انجام آزمون‌های مشابه با رگرسیون‌های معمولی تعیین گردد. در ادبیات اقتصادسنجی فضایی چندین آزمون آماری برای آزمون وجود همبستگی فضایی در اجزاء اخلاق و وجود دارد که مهم‌ترین آنها آماره I موران، آزمون نسبت درست‌نمایی و آزمون ضریب لاگرانژ هستند.

نوع دیگری از الگوهای خودرگرسیون فضایی تحت عنوان الگوی خودرگرسیون دوربین فضایی وجود دارد که مرتبط با الگوهای فضایی فوق بوده و در آن وقفه فضایی متغیرهای توضیحی نیز مانند وقفه فضایی متغیر وابسته به الگو اضافه می‌گردد. الگوی نامبرده به صورت زیر نشان داده می‌شود (LeSage, 1999):

$$\begin{aligned} Y &= \rho W_1 Y + \beta_1 X + \beta_2 W_1 X + \varepsilon \\ \varepsilon &\approx N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad (8)$$

که در آن β_2 ضریب همبستگی فضایی بین متغیرهای توضیحی را اندازه‌گیری می‌نماید و بقیه متغیرها تعاریف قبلی خود را دارند. درواقع در این الگو فرض می‌شود که متغیرهای توضیحی نیز دارای ساختار فضایی هستند و مقدار آنها بین مناطق مختلف می‌تواند به یکدیگر همبسته باشد.

الگوهای خودرگرسیون فضایی با داده‌های پانل

فراهم نمودن امکان آزمون فرضیه‌های رفتاری پیچیده‌تر، کاهش همخطی بین متغیرها و افزایش درجه آزادی و درنتیجه افزایش کارایی برآورد از جمله مزایای استفاده از داده‌های پانل (تابلویی) بهجای داده‌های مقطعی است که همانند الگوهای رگرسیون معمولی، این بحث در مورد الگوهای خودرگرسیون فضایی نیز صادق است. دو اثر در الگوهای خودرگرسیون پانل فضایی قابل بررسی است که کاربرد آنها را جذاب می‌نماید. این اثرات شامل اثرات معین فضایی و اثرات متقابل فضایی می‌باشند (Elhorst, 2003; Elhorst, 2010).

تعریف ماتریس همسایگی فضایی

برای تدوین الگوهای خودرگرسیون فضایی اولین قدم ایجاد ماتریس همسایگی یا ماتریس وزن‌های فضایی است. برای

به دست می‌آید (LeSage, 1999):

$$\begin{aligned} Y &= \rho W_1 Y + \varepsilon \\ \varepsilon &\approx N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad (5)$$

در این الگو که مشابه الگوی خودرگرسیونی معمولی مرتبه اول در تحلیل سری زمانی است، تغییر در متغیر وابسته در هریک از مناطق (Y ، به صورت یک ترکیب خطی از تغییر در تولید واحدهای همسایه حاصل می‌شود و نیازی به اطلاعات دیگری برای توضیح متغیر وابسته نیست. از آنجاکه این الگو قادر عرض از مبدأ است، در عمل متغیر وابسته به صورت انحراف از میانگین وارد الگو می‌شود. حال اگر صرفاً $W_2 = 0$ باشد، الگوی مختلط رگرسیون- خودرگرسیون فضایی حاصل می‌شود که به صورت زیر نشان داده می‌شود (LeSage, 1999):

$$\begin{aligned} Y &= \rho W Y + \beta X + \varepsilon \\ \varepsilon &\approx N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad (6)$$

که در آن تمام متغیرها تعاریف قبلی خود را دارند. درواقع این الگو یک الگوی رگرسیونی استاندارد است که یک متغیر جدید که وقفه فضایی متغیر وابسته است به آن افزوده شده است.

معمولًا در تجزیه و تحلیل رگرسیون کلاسیک فرض بر این است که اجزاء اخلاق الگو مستقل هستند، اما در مورد داده‌های فضایی، اجزاء اخلاق ممکن است همبسته باشند و ساختار همبستگی آنها تابعی از موقعیت قرار گرفتن مشاهدات در فضای مورد مطالعه باشد. این حالت نوع دیگری از الگوهای خودرگرسیون فضایی را به وجود می‌آورد که الگوی رگرسیون فضایی در اجزاء اخلاق نامیده می‌شود و با فرض $W_1 = 0$ در الگوی کلی (۴) به دست می‌آید. الگوی یاد شده به صورت زیر نشان داده می‌شود (LeSage, 1999):

$$\begin{aligned} Y &= \beta X + U \\ U &= \lambda W_2 U + \varepsilon \\ \varepsilon &\approx N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad (7)$$

که در آن W_2 ماتریس وزن‌های فضایی و λ ضریب همبستگی خطاهای فضایی است. بقیه متغیرها، تعاریف قبلی خود را

دانشنامه نگاری

ایجاد ماتریس وزن‌های فضایی روش‌های مختلفی در ادبیات اقتصادسنجی فضایی مطرح شده است که مهم‌ترین آنها تعریف ماتریس وزن‌های فضایی برا ساس مجاورت و تعریف ماتریس به عنوان تابعی از فاصله است (LeSage, 2004). در روش مجاورت براساس اینکه تعداد نمونه‌ها یا مناطق مورد بررسی کم یا زیاد باشد دو حالت برای تعریف ماتریس همسایگی فضایی مطرح می‌شود که شامل موارد زیر است: (الف) برای زمانی که تعداد نمونه‌ها (مکان‌ها) کم است، همسایگی براساس تعاریف مختلف مجاورت مانند مجاورت «خطی»، مجاورت «رخ مانند»، مجاورت «فیل مانند» و مجاورت «ملکه مانند» که براساس حرکت مهره‌های شطرنج نامگذاری شده‌اند، ایجاد می‌شود (LeSage, 1999). (ب) برای زمانی که تعداد نمونه‌ها (مکان‌ها) زیاد است، جهت تعیین نزدیک‌ترین مشاهدات و شکل‌دهی ماتریس همسایگی، استفاده از روش مثلث‌بندی دلانی برای تعریف مجاورت توصیه شده است (LeSage, 2004). برای برآوردهای خودرگ‌سیونی فضایی از روش حداقل درست‌نمایی (ML) استفاده می‌شود چرا که کاربرد روش حداقل مربيعات معمولی (OLS) در برآوردهای کارا نمی‌شود (LeSage, 1999).

كتاب‌شناسي

- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academic Publishers.
- Elhorst, J. P. (2003). Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models. *International Regional Science Review*, 26(3), 244 - 268. <https://doi.org/10.1177/0160017603253791>
- Elhorst, J. P. (2010). Spatial Panel Data Models. In M. Fischer and A. Getis (Eds.), *Handbook of Applied Spatial Analysis* (pp. 377-407). Springer.
- LeSage, J. P. (1999). *Spatial Econometrics*. The Web Book of Regional Science.
- LeSage, J. P. (2004). *Maximum Likelihood Estimation of Spatial Regression Models*. <https://www.researchgate.net/publication/229020633>

مرتضی تهمامی پور زرندی

عضو هیأت علمی دانشگاه شهید بهشتی