آزمون همبستگی فضایی خطاهای مدل رگرسیون داده‌های پانلی

سارا ساسانی، محسن محمدزاده*؛ دانشگاه تربیت مدرس، گروه آمار

دریافت ۹۴/۷/۳ پذیرش ۹۵/۲/۱۲

چکیده

برای بررسی هم‌بستگی فضایی خطاها در مدل پانلی فرضیه‌ها و آزمون‌های متنوعی عرضه شده است. در این مقاله ضمن معرفی داده‌های پانلی فضایی، وجود هم‌بستگی فضایی خطاها و اثرات تصادفی از طریق یک آزمون ضریب لاگرانژ توأم، که به‌طور هم‌زمان وجود آن‌ها را آزمون می‌کند، بررسی می‌شود. برای این منظور آماره آزمون توأم ضریب لاگرانژ و توزیع مجانبی آن معرفی می‌شود. یک بررسی شبیه‌سازی به‌منظور بررسی توان و اندازهٔ این آزمون برای فرضیه‌های توأم انجام شده است. سپس نحوهٔ کاربست این مدل در مثالی کاربردی با بررسی هم‌بستگی فضایی خطاها و اثرات تصادفی موجود در داده‌های صادرات محصولات کشاورزی کشورهای عضو اکو نشان داده می‌شود. در انتها نیز بحث و نتیجه گیری ارائه می‌شود.

واژه‌های کلیدی: آزمون ضریب لاگرانژ، مدل رگرسیون پانلی، داده‌های پانلی فضایی.

مقدمه

مدل‌های وابسته فضایی (محمدزاده، ۱۳۹۴) شامل اثرات متقابل فضایی (خودهم‌بستگی فضایی) و ساختار فضایی (عدم تجانس فضایی) عمدتاً به داده‌های متقاطع مربوط می‌شود. عدم تجانس در واحدهای متقاطع معمولاً با یک مدل مؤلفهٔ خطا مدل‌بندی می‌شوند. تلفیق داده‌های سری زمانی و داده‌های مقطعی می‌تواند اطلاعات سودمندی را برای تخمین مدل‌های رگرسیونی فراهم آورد. یک سری زمانی عبارت است از سری داده‌هایی که از مشاهدهٔ پدیده‌ای در طول زمان به‌دست آمده‌اند، مانند قیمت سهام در روزهای متوالی. داده‌های مقطعی داده‌هایی هستند که از واحدهای مشخص در یک زمان معین جمع‌آوری شده‌اند، مانند میزان آلودگی هوا در مناطق مختلف کشور در روزی معین. داده‌های پانلی، داده‌هایی هستند که از واحدهای مشخص در زمان‌های متوالی به‌دست آمده‌اند. در حالت خاصی که این واحدها موقعیت‌های فضایی باشند و داده‌ها از واحدی به واحد دیگر در طول زمان مستقل باشند، به آن‌ها داده‌های پانلی فضایی گویند. مانند میزان آلودگی هوا در طول زمان در مناطق مختلف کشور، متوسط درآمد شرکت‌های مختلف طی سال‌های متوالی. با افزایش دسترسی به داده‌های پانلی، تحلیل مدل‌های رگرسیونی داده‌های پانلی فضایی و کاربرد این مدل‌ها در تحقیقات اقتصاد تجربی به‌طور افزاینده‌ای آنسلین و همکاران (۲۰۰۸)، والپ-مارتینکاس (۲۰۱۱) و بالتاجی و همکاران (۲۰۱۳) استفاده کرده‌اند. در این مدل‌ها برای هم‌بستگی‌های فضایی و ناهم‌گونی واحدهای آزمایشی که اثرات تصادفی را منجر می‌شود، آزمون‌های مختلفی ارائه شده است. براچ و پاگان (۱۹۸۰) شرح مؤثری از کاربردهای آزمون ضریب لاگرانژ[1] (LM) در مدل‌های اقتصاد سنجی فضایی را منتشر کردند. آنسلین و همکاران (۱۹۹۶) آزمون‌های LM را با طرح فرضیه‌های توأم، شرطی و حاشیه‌ای برای بررسی هم‌بستگی تأخیر فضایی در مدل

*نویسندهٔ مسئول mohsen_m@modares.ac.ir

1. Lagrange Multiplier

[DOR: 20.1001.1.25882546.1395.2.2.2.5]
[DOI: 10.29252/mmr.2.2.13]

رگرسیونی با خطاهای همبسته فضایی ارائه دادند. هم‌چنین بالتاجی و همکاران (۲۰۰۳)، بالتاجی ولیو (۲۰۰۸) و بالتاجی و یانگ (۲۰۱۳) به‌طور گسترده آزمون‌های LM را برای پارامترهای فضایی ارائه دادند. در این مقاله به بررسی وجود هم‌بستگی فضایی خطاها و اثرات تصادفی مدل‌های رگرسیونی داده‌های پانلی که بالتاجی (۲۰۰۵) ارائه کرده است، با آزمون LM توأم که به‌طورهم‌زمان وجود این دو مؤلفه را آزمون می‌کند، پرداخته می‌شود. در محاسبهٔ این آماره آزمون، فقط به برآوردهای ماکسیمم درست‌نمایی مقید پارامترها نیاز است. در بخش ۲ مدل رگرسیون داده‌های پانلی فضایی و آزمون LM توأم عرضه می‌شوند. در بخش ۳ به بررسی شبیه‌سازی و بررسی هم‌زمان وجود هم‌بستگی فضایی خطاها و اثرات تصادفی و برازش مدل رگرسیونی مناسب به داده‌های صادرات محصولات کشاورزی کشورهای عضو اکو پرداخته می‌شود. در بخش ۴ بحث و نتیجه گیری و پیشنهادات ارائه می‌شود.

مدل و آماره آزمون

مدل رگرسیون داده‌های پانلی به‌صورت (۱) را در نظر می‌گیریم:

$$y_{ti} = X'_{ti}\beta + u_{ti} \qquad i = 1, \dots, N \qquad t = 1, \dots, T \tag{۱}$$

(بالتاجی، ۲۰۰۵) که در آن y_{ti} مشاهده متغیرiام و دورهٔ زمانی tام، X_{ti} بردار $k \times 1$ متغیرهای تبیینی، β بردار پارامترهای رگرسیونی و u_{ti} عبارت خطا است. آنسلین (۱۹۸۸) صورت برداری (۱) با اثرات تصادفی و خطاهای خود همبسته فضایی را به‌صورت (۲) و (۳) بیان کرد:

$$u_t = \mu + \varepsilon_t \tag{۲}$$

$$\varepsilon_t = \lambda w \varepsilon_t + \nu_t \tag{۳}$$

که در آن $u'_t = (u_{t1}, \dots \dots, u_{tN})$، $\varepsilon'_t = (\varepsilon_{t1}, \dots \dots, \varepsilon_{tN})$ و $\mu' = (\mu_1, \dots \dots, \mu_N)$ بردار اثرات تصادفی است و فرض می‌شود $\mu' \sim N(0, \sigma^2_\mu)$ ضریب اتورگرسیو فضایی با قید $|\lambda| < 1$، $\nu'_t = (\nu_{t1}, \dots \dots, \nu_{tN})$ و دارای توزیع $\nu'_t \sim N(0, \sigma^2_\nu)$ و به‌ازای هر t و i درایه $\{\nu_{ti}\}$ از درایه $\{\mu_i\}$ مستقل است. W ماتریس وزن فضایی $N \times N$ با درایه‌های قطر اصلی صفر است، به‌طوری‌که ماتریس $(I_N - \lambda w)$ برای همه $|\lambda| < 1$ ناتکین[1] است. مدل (۳) را می‌توان بدین‌صورت بازنویسی کرد:

$$\varepsilon_t = (I_N - \lambda w)^{-1} \nu_t = B^{-1} \nu_t \tag{۴}$$

که در آن $B = I_N - \lambda w$ و I_N ماتریس همانی $N \times N$ است. فرم ماتریسی مدل (۱) بدین‌صورت است:

$$y = X\beta + u \tag{۵}$$

که در آن y بردار مشاهدات $NT \times 1$، X ماتریس طرح $NT \times K$، β بردار ضرایب $k \times 1$ و u بردار خطای $NT \times 1$ است. هم‌چنین فرض می‌شود X ماتریس پررتبه ستونی است و قدرمطلق درایه‌های آن به‌طور مجانبی کراندار هستند. مدل (۲) را نیز می‌توان به‌صورت برداری (۶) نوشت:

$$u = (j_T \otimes I_N)\mu + (I_T \otimes B^{-1})\nu \tag{۶}$$

که در آن $\nu' = (\nu'_1, \dots \dots, \nu'_T)$، j_T بردار $T \times 1$ با درایه‌های یک، I_T ماتریس همانی $T \times T$ و $\otimes$ نماد ضرب کرونکر است. در این صورت ماتریس کوواریانس u بدین‌صورت می‌شود:

1. Nonsingular

$$\sum_u = \sigma_\mu^2 (J_T \otimes I_N) + \sigma_v^2 (I_T \otimes (B'B)^{-1}) \quad (۷)$$

که در آن J_T ماتریس $T \times T$ با درایه‌های یک است. این ماتریس را می‌توان به‌صورت (۸) (وانزبک و کاپتین، ۱۹۸۳) نیز نوشت:

$$\sum_u = \sigma_v^2 [(\bar{J}_T \otimes T\phi I_N + (B'B)^{-1}) + (E_T \otimes (B'B)^{-1})] = \sigma_v^2 \sum_u \quad (۸)$$

که در آن

$$\sum_u = (\bar{J}_T \otimes T\phi I_N + (B'B)^{-1}) + (E_T \otimes (B'B)^{-1})$$
$$|\sum_u| = \left|T\phi I_N + (B'B)^{-1}\right| . |(B'B)^{-1}|^{-1}$$

$\phi = \frac{\sigma_\mu^2}{\sigma_v^2}$، $\bar{J}_T = \frac{J_T}{T}$، $E_T = I_T - \bar{J}_T$. با استفاده از نتایج وانزبک و کاپتین (۱۹۸۳) وارون $\sum_u$ عبارت است از:

$$\sum_u^{-1} = \bar{J}_T \otimes (T\phi I_N + (B'B)^{-1})^{-1} + E_T \otimes (B'B) \quad (۹)$$

با فرض گاوسی بودن میدان تصادفی u، لگاریتم تابع درست‌نمایی به‌صورت (۱۰) ارائه می‌شود:

$$\ell = \frac{-NT}{2}\, ln\, 2\pi\sigma_v^2 - \frac{1}{2} ln\left|T\phi I_N + (B'B)^{-1}\right| + \frac{T-1}{2} \ln\left|B'B\right| - \frac{1}{2\sigma_v^2} u' \sum_u^{-1} u \quad (۱۰)$$

که در آن $u = y - X\beta$. آنسلین (۱۹۸۸) آزمون LM را برای حالت خاص $\lambda = 0$ در این مدل ارائه کرد. در این مقاله آزمون راکه آنسلین ارائه کرده است با به‌دست آوردن آزمون توأم برای هم‌بستگی فضایی خطاها و اثرات تصادفی تعمیم داده می‌شود.

۱. آزمون LM توأم

فرضیه‌های

$$\begin{cases} H_0: \lambda = 0 \\ H_1: \text{حداقل } \lambda \text{ یا } \sigma_\mu^2 \text{ مخالف صفر است} \end{cases}$$

را در نظر بگیرید. با قرار دادن $\theta = (\sigma_v^2, \sigma_\mu^2, \lambda)'$ آماره آزمون LM توأم به‌صورت $LM = \tilde{D}_\theta' \tilde{J}_\theta^{-1} \tilde{D}_\theta$ عرضه می‌شود، که در آن $\tilde{D}_\theta = (\frac{\partial \ell}{\partial \theta})(\tilde{\theta})$ بردار 3×1 مشتقات جزئی نسبت به هر یک از پارامترهای θ است که با برآوردگرهای ماکسیمم درست‌نمایی مقید، یعنی $\tilde{\theta}$ جای‌گذاری شده‌اند. هم‌چنین $\tilde{J} = E[-\frac{\partial^2 \ell}{\partial\theta \partial\tilde{\theta}}](\tilde{\theta})$ ماتریس اطلاع θ درنقاط $\tilde{\theta}$ است. تحت فرضیه صفر، ماتریس کوواریانس u به $\sigma_v^2 I_{NT}$ کاهش می‌یابد. $\tilde{\beta}_{OLS}$ برآوردگر ماکسیمم درست‌نمایی مقید β است، $\sigma_v^2 = \frac{\tilde{u}'\tilde{u}}{NT}$ و $\tilde{u} = y - X'\beta_{OLS}$ مانده‌های OLS هستند. همرل و هارتلی (۱۹۷۳) یک فرمول کلی مفید برای به‌دست آوردن $\tilde{D}_\theta$ بدین‌صورت ارائه دادند:

$$\frac{\partial \ell}{\partial \theta_r} = -\frac{1}{2} tr[\Sigma_u^{-1} (\frac{\partial \Sigma_u}{\partial \theta_r})] + \frac{1}{2}\left[u' \Sigma_u^{-1} \left(\frac{\partial \Sigma_u}{\partial \theta_r}\right) \Sigma_u^{-1} u\right], \quad r = 1,2,3$$

با توجه به این‌که $\frac{\partial (B'B)^{-1}}{\partial \lambda} = (B'B)^{-1}(W'B + B'W)(B'B)^{-1}$، می‌توان نشان داد

$$\frac{\partial \Sigma_u}{\partial \sigma_v^2} = I_T \otimes (B'B)^{-1}, \qquad \frac{\partial \Sigma_u}{\partial \sigma_u^2} = J_T \otimes I_N\,, \qquad \frac{\partial \Sigma_u}{\partial \lambda} = \sigma_v^2 [I_T \otimes (B'B)^{-1} (W'B + B'W)(B'B)^{-1}],$$

تحت فرضیه صفر H_0^a داریم:

$$\sum_u^{-1} = \frac{1}{\sigma_v^2} I_T \otimes I_N\,, \qquad \frac{\partial \Sigma_u}{\partial \sigma_v^2} = I_T \otimes I_N, \qquad \frac{\partial \Sigma_u}{\partial \sigma_\mu^2} = J_T \otimes I_N\,, \qquad \frac{\partial \Sigma_u}{\partial \lambda} = \sigma_v^2 I_T \otimes (W' + W).$$

[DOR: 20.1001.1.25882546.1395.2.2.2.5]
[DOI: 10.29252/mmr.2.2.13]

به‌علاوه چون تحت فرضیه صفر $B = I_N$، داریم:

$$\frac{\partial \ell}{\partial \sigma_\nu^2} = -\frac{1}{2} tr\left[\frac{1}{\tilde{\sigma}_\nu^2} I_{NT}\right] + \frac{1}{2}\left[\frac{\tilde{u}'\tilde{u}}{\tilde{\sigma}_\nu^4}\right] = 0,$$
$$\frac{\partial \ell}{\partial \sigma_\mu^2} = D(\tilde{\sigma}_\mu^2) = \frac{NT}{2\tilde{\sigma}_\nu^2}\left(\frac{\tilde{u}'(J_T \otimes I_N)\tilde{u}}{\tilde{u}'\tilde{u}} - 1\right),$$
$$\frac{\partial \ell}{\partial \lambda} = D(\tilde{\lambda}) = NT\frac{\tilde{u}'(I_T \otimes W)\tilde{u}}{\tilde{u}'\tilde{u}}.$$

در نتیجه

$$\widetilde{D}_\theta = \begin{pmatrix} 0 \\ \widetilde{D}(\sigma_\mu^2) \\ \widetilde{D}(\lambda) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ \frac{NT}{2\tilde{\sigma}_\nu^2}(\frac{\tilde{u}'(J_T \otimes I_N)\tilde{u}}{\tilde{u}'\tilde{u}} - 1) \\ NT\frac{\tilde{u}'(I_T \otimes W)\tilde{u}}{\tilde{u}'\tilde{u}} \end{pmatrix}$$

هارویل (۱۹۷۷)، ماتریس اطلاع را به‌صورت (۱۱) ارائه کرد:

$$J_{rs} = E\left[-\frac{\partial^2 \ell}{\partial\theta_r \partial\theta_s}\right] = \frac{1}{2} tr\left[\Sigma_u^{-1}\left(\frac{\partial \Sigma_u}{\partial \theta_r}\right)\Sigma_u^{-1}\left(\frac{\partial \Sigma_u}{\partial \theta_s}\right)\right], \qquad r,s = 1,2,3 \qquad (۱۱)$$

با استفاده از (۱۱) درایه‌های ماتریس اطلاع عبارتند از:

$$J_{11} = E\left[-\frac{\partial^2 \ell}{\partial(\sigma_\nu^2)^2}\right] = \frac{1}{2} tr\left[(\frac{1}{\sigma_\nu^2}(I_T \otimes I_N))^2\right] = \frac{NT}{2\sigma_\nu^4}$$
$$J_{22} = E\left[-\frac{\partial^2 \ell}{\partial(\sigma_\mu^2)^2}\right] = \frac{1}{2} tr\left[(\frac{1}{\sigma_\nu^4}(J_T \otimes I_N))^2\right] = \frac{NT^2}{2\sigma_\nu^4}$$
$$J_{33} = E\left[-\frac{\partial^2 \ell}{\partial \lambda^2}\right] = \frac{1}{2} tr[I_T \otimes (W + W')^2] = Tb$$
$$J_{12} = E\left[-\frac{\partial^2 \ell}{\partial \sigma_\nu^2 \partial \sigma_\mu^2}\right] = \frac{1}{2} tr\left[\frac{1}{\sigma_\nu^2}(I_T \otimes I_N)\frac{1}{\sigma_\nu^2}(J_T \otimes I_N)\right] = \frac{NT}{2\sigma_\nu^4}$$
$$J_{13} = E\left[-\frac{\partial^2 \ell}{\partial \sigma_\nu^2 \partial \lambda}\right] = \frac{1}{2} tr\left[\frac{1}{\sigma_\nu^2}(I_T \otimes I_N)(I_T \otimes (W + W'))\right] = 0$$
$$J_{23} = E\left[-\frac{\partial^2 \ell}{\partial \sigma_\mu^2 \partial \lambda}\right] = \frac{1}{2} tr\left[\frac{1}{\sigma_\nu^2}(J_T \otimes I_N)(I_T \otimes (W + W'))\right] = 0$$

که در آن $tr(w^2) = tr(w'^2)$ ، $b = tr(W^2 + W'W)$. چون درایه‌های ماتریس قطری W صفر هستند، در نتیجه $J_{13} = J_{23} = 0$. بنابراین ماتریس اطلاع تحت فرضیه صفرعبارتست از:

$$\tilde{J}_\theta = \frac{NT}{2\tilde{\sigma}_\nu^4}\begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 \\ 1 & T & 0 \\ 0 & 0 & \frac{2b\tilde{\sigma}_\nu^4}{N} \end{pmatrix}$$

و درپی آن آمارهٔآزمون توأم برای فرضیه $H_0 = \lambda = \sigma_\mu^2 = 0$ عبارت است از:

$$LM_J = \frac{NT}{2(T-1)}G^2 + \frac{N^2T}{b}H^2 \qquad (۱۲)$$

که در آن $G = \frac{\tilde{u}'(J_T \otimes I_N)\tilde{u}}{\tilde{u}'\tilde{u}} - 1$، $H = \frac{\tilde{u}'(I_T \otimes W)\tilde{u}}{\tilde{u}'}$، $b = tr(W^2 + W'W)$ و $\tilde{u}$ برآورد کم‌ترین توان دوم مانده‌ها به‌روش معمولی (OLS) است. هندا (۱۹۸۵) آمارهٔ آزمون LM برای فرضیه‌های یک‌طرفه

[DOR: 20.1001.1.25882546.1395.2.2.2.5]
[DOI: 10.29252/mmr.2.2.13]

$$\begin{cases} H_0: \lambda = \sigma_\mu^2 = 0 \\ H_1: \text{حداقل } \lambda \text{ یا } \sigma_\mu^2 \text{ بزرگتراز صفر است} \end{cases}$$

را به‌صورت (۱۳) ارائه کرد:

$$LM^H = \frac{(LM_1+LM_2)}{\sqrt{2}} \quad (۱۳)$$

که در آن $LM_1 = \sqrt{\frac{NT}{2(T-1)}}G$ و $LM_2 = \sqrt{\frac{N^2T}{b}}H$. این آماره تحت فرضیه صفر دارای توزیع مجانبی $N(0,1)$ است. به‌علاوه LM_1 در (۱۳) می‌تواند مقداری منفی باشد به‌ویژه هنگامی که مقدار واقعی پارامتر σ_μ^2 کوچک و نزدیک به صفر باشد. هم‌چنین LM_2 در (۱۳) می‌تواند مقداری منفی باشد به‌ویژه هنگامی که مقدار واقعی پارامتر λ کوچک و نزدیک به صفر باشد. گوریراکس و همکاران (۱۹۸۲) آماره GHM[1] را بدین‌صورت ارائه کرده‌اند:

$$\chi_m^2 = \begin{cases} LM_1^2 + LM_2^2 & LM_1 > 0, LM_2 > 0, \\ LM_1^2 & LM_1 > 0,\ LM_2 \le 0, \\ LM_2^2 & LM_1 \le 0, LM_2 > 0, \\ 0 & LM_1 \le 0, LM_2 \le 0, \end{cases} \quad (۱۴)$$

که تحت فرضیه صفر دارای توزیع آمیخته کای‌اسکور به‌صورت (۱۵) است:

$$\chi_m^2 \sim \frac{1}{4}\chi^2(0) + \frac{1}{2}\chi^2(1) + \frac{1}{4}\chi^2(2) \quad (۱۵)$$

که در آن $\chi^2(0)$ با احتمال یک مساوی صفر است. وزن‌های ۱/۴، ۱/۲ و ۱/۴ با توجه به استقلال مجانبی LM_1 و LM_2 انتخاب شده‌اند. گوریراکس و همکاران (۱۹۸۲) مقادیر بحرانی χ_m^2 آمیخته را برای $\alpha = 0.01, 0.05, 0.1$ به‌ترتیب برابر با ۷/۲۸۹، ۴/۳۲۱ و ۲/۹۵۲ تعیین کردند.

بررسی شبیه‌سازی و مثال کاربردی

مدل رگرسیونی پانلی با خطاهای هم‌بستهٔ فضایی بدین‌صورت در نظر گرفته شده است:

$$y = \alpha j_{NT} + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + u \quad (۱۶)$$

$$u = (j_T \otimes I_N)\mu + (I_T \otimes (I_N - \lambda W)^{-1})\nu \quad (۱۷)$$

که در آن j_{NT} بردار NT تایی با درایه‌های یک، $\alpha = 4$، $\beta_1 = 1$، $\beta_2 = -0.5$، x_1، x_2 بردارهای NT تایی متغیرهای مستقل هستند که به‌ترتیب از توزیع‌های $x_1 \sim u(-0.5, 0.5)$ و $x_2 \sim N(0,1)$ تولید شده‌اند. j_T بردار T تایی با درایه‌های یک، I_N ماتریس همانی N بعدی، I_T ماتریس همانی T بعدی و $\otimes$ نماد ضرب کرونکر است. μ بردار اثرات تصادفی N تایی است که از توزیع $\mu \sim N(0, \sigma_\mu^2)$ و ν بردار NT تایی خطاها است که از توزیع $N(0,1)$ تولید شده است. ماتریس وزن W از روش مجاورت استاندارد شده برای هر دو معیار راک و کوئین حاصل شده است. روش مجاورت راک[2] برای موقعیت‌هایی که مرز مشترک راست، چپ، بالا و پایین با موقعیت تحت بررسی را دارند، تعریف می‌شود (آنسلین و ری، ۱۹۹۱). روش مجاورت کوئین[3] مشتمل بر هشت موقعیت مجاور به موقعیت تحت بررسی است. در این روش علاوه بر چهار موقعیت مذکور از روش راک، موقعیت‌هایی که دارای رأس مشترک هستند

1. Gourierroux, Holly and Monfort
2. Rook Contiguity
3. Queen Contiguity

[DOR: 20.1001.1.25882546.1395.2.2.2.5]
[DOI: 10.29252/mmr.2.2.13]

نیز همسایه محسوب می‌شوند (آنسلین و ری، ۱۹۹۱). برای λ ضریب هم‌بستگی خطافضایی دنباله مقادیر ۰ تا ۰/۹ با قدر نسبت ۰/۱ و برای σ_μ^2 واریانس اثرات تصادفی، مقادیر ۰، ۱، ۴، ۹ و ۱۶ در نظر گرفته شده است. هم‌چنین دو مقدار ۲۵ و ۴۹ برای N، موقعیت‌های فضایی و ۳ و ۷ برای T دورهٔ زمانی اختیار شده است. سپس برای هر یک از ۴۰۰ حالت موجود، آزمون‌های LM توأم برای بررسی هم‌بستگی فضایی خطاها و اثرات تصادفی متناظر با فرضیه‌ها، ارائه و به‌منظور بررسی و مقایسهٔ توان و اندازه آزمون‌ها، فراوانی رد فرضیه صفربرای هردو آزمون در سطح معنی‌داری ۰/۰۵ با ۲۰۰۰ تکرارمحاسبه می‌شود.

۱۰۳ آزمون‌های LM توأم برای وجود اثرات تصادفی یا هم‌بستگی فضایی خطاها

جداول ۱ و ۲ فراوانی نسبی رد فرضیه $H_0 = \lambda = \sigma_\mu^2 = 0$ در سطح معنی‌داری ۰/۰۵ را برای آمارهٔ آزمون یک‌طرفه LM^H در (۱۳) و GHM در (۱۴) ارائه می‌دهند. نتایج برای $N = 25\ , 49$ و $T = 3\ ,7$ برای هر دو ماتریس راک و کوئین به‌ازای مقادیر مختلف λ از ۰ تا ۰/۹ با قدر نسبت ۰/۱ و $\sigma_\mu^2 = 0, 1, 4, 9, 16$ با ۲۰۰۰ تکرار گزارش شده است. جداول نشان می‌دهند که بین اندازهٔ آزمون‌های دو آماره LM^H و GHM برای همه مقادیر N و T و برای هر دو ماتریس وزن راک و کوئین تفاوت قابل ملاحظه‌ای وجود ندارد وهمه مقادیر اندازه آزمون‌ها در سطح ۰,۰۵ معنی‌دارند. توان هر دو آزمون برای یک مقدار ثابت λ یا σ_μ^2 با افزایش N و T افزایش می‌یابند. به‌عنوان مثال وقتی $\lambda = 0.3$ و $\sigma_\mu^2 = 0$ به‌ازای $N = 25$ و $T = 3$ با ماتریس وزن کوئین، توان آماره آزمون‌های LM^H و GHM به‌ترتیب برابر با ۰/۲۸۰ و ۰/۵۸۹ هستند، در حالی‌که به‌ازای همان مقادیرλ و σ_μ^2 وقتی $N = 49$ و $T = 7$، توان این دو آماره به‌ترتیب برابر با ۰/۹۴۳ و ۰/۹۹۷ هستند. برای مقادیر ثابت N و T نیز با افزایش λ و σ_μ^2 توان رو به افزایش است. به‌عنوان مثال وقتی $N = 49$ و $T = 3$، به‌ازای $\lambda = 0.1$ و $\sigma_\mu^2 = 1$ با ماتریس وزن راک، توان آماره آزمون‌های LM^H و GHM به‌ترتیب ۰/۲۷۱ و ۰/۲۳۹ هستند، در حالی‌که به‌ازای همان مقادیرN و T، وقتی $\lambda = 0.5$ و $\sigma_\mu^2 = 4$، توان این دو آماره به‌ترتیب ۰/۸۷۵ و ۰/۹۹۵ هستند. در واقع توان هر دو آزمون برای $\sigma_\mu^2 \geq 4$ و $\lambda \geq 0.6$ به‌ویژه هنگامی که N و T مقادیر بزرگی دارند، تقریباً یک است. در مقایسه‌ای بین دو آزمون نیز آماره GHM در حالت کلی، دارای توان بیش‌تری نسبت به آماره LM^H است. در قیاس بین دو ماتریس وزن، آماره آزمون‌ها با ماتریس وزن کوئین دارای توان بیش‌تری هستند. در حالت کلی نتایج شبیه‌سازی نشان می‌دهند که آماره آزمون‌های LM متناظر با فرضیه‌های توأم دارای توان بزرگ و اندازه آزمون کوچکی هستند.

۲. بررسی عوامل مؤثر بر صادرات محصولات کشاورزی کشورهای عضو اکو

به‌منظور پیدا کردن شواهد آماری در تعیین عوامل مؤثر بر صادرات محصولات کشاورزی کشورهای عضو اکو داده‌هایی طی ۱۷ سال متوالی از سال ۱۹۹۲ تا ۲۰۰۸ برای هر یک از کشورهای عضو اکو شامل افغانستان، جمهوری اذربایجان، ایران، قزاقستان، قرقیزستان، پاکستان، تاجیکستان، ترکیه، ترکمنستان و ازبکستان با متغیرهای پاسخ y صادرات محصولات کشاورزی، x_1 تولید ناخالص داخلی، x_2 میزان ارز و x_3 جمعیت از سایت بانک جهانی جمع‌آوری شده‌اند. در این زیربخش هم‌بستگی فضایی خطاها و اثرات تصادفی با آزمون‌های LM توأم انجام شده است. مقدار آمارهٔ آزمون $LM^H = 22.009$ با p-مقدار کم‌تر از ۰/۰۰۰۱ و مقدار آمارهٔ آزمون $GHM = 1044.069$ با p-مقدار کم‌تر از ۰/۰۰۰۱ حاصل شده است. پس فرضیه وجود اثر تصادفی و هم‌بستگی فضایی خطاها معنی‌دار است.

[DOR: 20.1001.1.25882546.1395.2.2.2.5]
[DOI: 10.29252/mmr.2.2.13]

جدول۱. فراوانی نسبی رد فرضیه $H_0 = \lambda = \sigma_\mu^2 = 0$ در ۲۰۰۰ تکرار با ماتریس وزن راک

N	T	ρ	۰		۱		۴		۹		۱۶	
			L	G	L	G	L	G	L	G	L	G
		۰	۰,۰۴۶	۰,۰۳۷	۰,۱۴۱	۰,۱۳۶	۰,۱۵۴	۰,۱۴۱	۰,۲۴۰	۰,۲۳۳	۰,۲۴۹	۰,۲۳۵
		۰,۱	۰,۰۴۱	۰,۰۸۱	۰,۱۵۰	۰,۱۸۰	۰,۱۵۳	۰,۱۷۹	۰,۲۴۱	۰,۲۸۸	۰,۳۷۵	۰,۳۷۸
		۰,۲	۰,۰۸۶	۰,۲۲۳	۰,۱۸۶	۰,۲۰۵	۰,۲۸۵	۰,۴۲۹	۰,۲۸۸	۰,۳۱۰	۰,۳۷۹	۰,۳۱۴
		۰,۳	۰,۱۸۳	۰,۴۳۷	۰,۱۶۸	۰,۴۵۴	۰,۲۸۵	۰,۴۲۹	۰,۲۷۲	۰,۴۳۳	۰,۳۶۰	۰,۴۲۹
۲۵	۳	۰,۴	۰,۲۹۸	۰,۷۰۸	۰,۳۰۴	۰,۶۸۹	۰,۳۰۶	۰,۷۰۳	۰,۳۱۹	۰,۷۱۴	۰,۳۸۹	۰,۷۰۱
		۰,۵	۰,۴۵۶	۰,۸۹۱	۰,۴۶۰	۰,۸۷۵	۰,۴۴۶	۰,۸۹۱	۰,۴۷۵	۰,۸۹۴	۰,۴۶۶	۰,۸۹۱
		۰,۶	۰,۶۳۱	۰,۹۷۸	۰,۶۴۲	۰,۹۷۶	۰,۶۶۳	۰,۹۷۹	۰,۶۴۵	۰,۹۷۵	۰,۶۵۱	۰,۹۷۴
		۰,۷	۰,۸۱۹	۰,۹۹۷	۰,۸۲۶	۰,۹۸۶	۰,۸۴۱	۰,۹۹۷	۰,۸۴۱	۰,۹۸۸	۰,۸۲۴	۰,۹۹۶
		۰,۸	۰,۹۶۲	۰,۹۹۸	۰,۹۵۰	۰,۹۹۵	۰,۹۴۸	۰,۹۹۹	۰,۹۴۸	۰,۹۹۸	۰,۹۵۲	۰,۹۹۸
		۰,۹	۰,۹۹۳	۰,۹۹۹	۰,۹۹۵	۰,۹۹۸	۰,۹۹۰	۰,۹۹۹	۰,۹۹۰	۰,۹۹۹	۰,۹۹۵	۰,۹۹۹
		۰	۰,۰۲۴	۰,۰۲۸	۰,۱۰۱	۰,۲۰۲	۰,۲۲۱	۰,۲۵۴	۰,۳۰۲	۰,۳۴۰	۰,۴۲۱	۰,۴۲۵
		۰,۱	۰,۰۷۳	۰,۱۵۹	۰,۱۸۲	۰,۱۴۸	۰,۲۷۴	۰,۲۸۵	۰,۳۷۴	۰,۳۶۶	۰,۴۷۳	۰,۴۶۶
		۰,۲	۰,۲۷۷	۰,۵۳۴	۰,۲۴۱	۰,۵۰۴	۰,۳۳۳	۰,۴۹۳	۰,۴۲۹	۰,۵۳۰	۰,۴۸۱	۰,۵۳۰
		۰,۳	۰,۴۷۶	۰,۸۶۵	۰,۴۷۷	۰,۸۴۳	۰,۴۸۲	۰,۸۵۳	۰,۴۷۰	۰,۸۵۵	۰,۵۷۹	۰,۸۵۵
		۰,۴	۰,۷۶۱	۰,۹۸۵	۰,۷۲۴	۰,۹۹۳	۰,۷۶۵	۰,۹۷۹	۰,۷۶۳	۰,۹۹۹	۰,۹۴۱	۰,۹۸۳
۲۵	۷	۰,۵	۰,۹۵۴	۰,۹۹۵	۰,۹۵۰	۰,۹۹۹	۰,۹۴۳	۰,۹۹۹	۰,۹۳۸	۰,۹۹۹	۰,۹۹۵	۰,۹۹۹
		۰,۶	۰,۹۹۳	۰,۹۹۵	۰,۹۹۷	۰,۹۹۹	۰,۹۹۶	۰,۹۹۹	۰,۹۹۵	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹
		۰,۷	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹
		۰,۸	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹
		۰,۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹
		۰	۰,۰۵۳	۰,۰۳۹	۰,۲۴۶	۰,۲۴۲	۰,۳۳۹	۰,۳۴۸	۰,۴۴۸	۰,۴۴۳	۰,۵۵۴	۰,۶۱۵
		۰,۱	۰,۰۷۵	۰,۱۳۳	۰,۲۷۱	۰,۲۳۹	۰,۳۷۹	۰,۳۴۳	۰,۴۸۰	۰,۴۹۰	۰,۵۶۹	۰,۶۵۰
		۰,۲	۰,۲۰۶	۰,۴۰۴	۰,۲۷۶	۰,۳۹۴	۰,۳۹۷	۰,۵۱۲	۰,۴۷۹	۰,۵۱۰	۰,۵۷۶	۰,۶۹۰
		۰,۳	۰,۴۱۰	۰,۷۶۲	۰,۴۲۱	۰,۷۵۴	۰,۴۹۹	۰,۷۵۶	۰,۵۹۰	۰,۷۵۶	۰,۶۱۹	۰,۷۵۳
		۰,۴	۰,۶۶۷	۰,۹۴۷	۰,۶۵۰	۰,۹۵۳	۰,۶۷۳	۰,۹۵۵	۰,۶۵۱	۰,۹۵۹	۰,۶۶۳	۰,۹۵۵
۴۹	۳	۰,۵	۰,۸۷۳	۰,۹۹۴	۰,۸۶۸	۰,۹۹۵	۰,۸۷۵	۰,۹۹۵	۰,۸۶۹	۰,۹۶۸	۰,۸۹۰	۰,۹۸۹
		۰,۶	۰,۹۶۸	۰,۹۹۹	۰,۹۷۰	۰,۹۹۹	۰,۹۶۳	۰,۹۹۹	۰,۹۶۳	۰,۹۹۹	۰,۹۶۸	۰,۹۹۹
		۰,۷	۰,۹۹۹	۰,۹۹۶	۰,۹۹۶	۰,۹۹۹	۰,۹۸۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹
		۰,۸	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹
		۰,۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹
		۰	۰,۰۴۴	۰,۰۴۰	۰,۴۲۹	۰,۴۷۰	۰,۴۳۸	۰,۴۶۵	۰,۵۲۵	۰,۵۸۰	۰,۶۳۱	۰,۶۴۷
		۰,۱	۰,۱۳۵	۰,۲۷۲	۰,۴۹۵	۰,۴۸۲	۰,۴۵۳	۰,۴۸۱	۰,۵۴۴	۰,۵۹۶	۰,۶۷۲	۰,۶۹۶
		۰,۲	۰,۴۵۸	۰,۷۷۶	۰,۴۴۹	۰,۸۰۱	۰,۴۶۴	۰,۷۷۶	۰,۶۵۲	۰,۷۹۳	۰,۷۵۴	۰,۷۹۲
		۰,۳	۰,۹۴۳	۰,۹۹۷	۰,۸۱۹	۰,۹۸۸	۰,۹۸۸	۰,۸۲۱	۰,۹۹۰	۰,۸۲۶	۰,۸۰۵	۰,۹۸۷
		۰,۴	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹
۴۹	۷	۰,۵	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹
		۰,۶	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹
		۰,۷	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹
		۰,۸	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹
		۰,۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹	۰,۹۹۹

جدول۲. فراوانی نسبی رد فرضیه $H_0 = \lambda = \sigma_\mu^2 = 0$ در ۲۰۰۰ تکرار با ماتریس وزن کوئین

			۰		۱		۴		۹		۱۶	
N	T		L	G	L	G	L	G	L	G	L	G
		۰	۰٫۰۳۷	۰٫۰۴۷	۰٫۱۴۱	۰٫۱۳۶	۰٫۱۵۴	۰٫۱۴۱	۰٫۲۴۰	۰٫۲۳۳	۰٫۲۴۹	۰٫۲۳۵
		۰٫۱	۰٫۰۴۱	۰٫۰۸۱	۰٫۱۵۰	۰٫۱۸۰	۰٫۱۵۳	۰٫۱۷۹	۰٫۲۴۱	۰٫۲۸۸	۰٫۳۷۵	۰٫۳۷۸
		۰٫۲	۰٫۰۸۶	۰٫۲۲۳	۰٫۱۸۶	۰٫۲۰۵	۰٫۲۸۵	۰٫۴۲۹	۰٫۲۸۸	۰٫۳۱۰	۰٫۳۷۹	۰٫۳۱۴
۲۵		۰٫۳	۰٫۲۸۰	۰٫۵۸۹	۰٫۱۶۸	۰٫۴۵۴	۰٫۲۸۵	۰٫۴۲۹	۰٫۲۷۲	۰٫۴۳۳	۰٫۳۶۰	۰٫۴۲۹
	۳	۰٫۴	۰٫۲۹۸	۰٫۷۰۸	۰٫۳۰۴	۰٫۶۸۹	۰٫۳۰۶	۰٫۷۰۳	۰٫۳۱۹	۰٫۷۱۴	۰٫۳۸۹	۰٫۷۰۱
		۰٫۵	۰٫۴۵۶	۰٫۸۹۱	۰٫۴۶۰	۰٫۸۷۵	۰٫۴۴۶	۰٫۸۹۱	۰٫۴۷۵	۰٫۸۹۴	۰٫۴۶۶	۰٫۸۹۱
		۰٫۶	۰٫۶۳۱	۰٫۹۷۸	۰٫۶۴۲	۰٫۹۷۶	۰٫۶۶۳	۰٫۹۷۹	۰٫۶۴۵	۰٫۹۷۵	۰٫۶۵۱	۰٫۹۷۴
		۰٫۷	۰٫۸۱۹	۰٫۹۹۷	۰٫۸۲۶	۰٫۹۸۶	۰٫۸۴۱	۰٫۹۹۷	۰٫۸۴۱	۰٫۹۸۸	۰٫۸۲۴	۰٫۹۹۶
		۰٫۸	۰٫۹۶۲	۰٫۹۹۸	۰٫۹۵۰	۰٫۹۹۵	۰٫۹۴۸	۰٫۹۹۹	۰٫۹۴۸	۰٫۹۹۸	۰٫۹۵۲	۰٫۹۹۸
		۰٫۹	۰٫۹۹۳	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۵	۰٫۹۹۸	۰٫۹۹۰	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۰	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۵	۰٫۹۹۹
		۰	۰٫۰۲۶	۰٫۰۲۸	۰٫۱۰۱	۰٫۲۰۲	۰٫۲۲۱	۰٫۲۵۴	۰٫۳۰۲	۰٫۳۴۰	۰٫۴۲۱	۰٫۴۲۵
		۰٫۱	۰٫۰۷۳	۰٫۱۵۹	۰٫۱۸۲	۰٫۱۴۸	۰٫۲۷۴	۰٫۲۸۵	۰٫۳۷۴	۰٫۳۶۶	۰٫۴۷۳	۰٫۴۶۶
		۰٫۲	۰٫۲۷۷	۰٫۵۳۴	۰٫۲۴۱	۰٫۵۰۴	۰٫۳۳۳	۰٫۴۸۳	۰٫۴۲۹	۰٫۵۳۰	۰٫۴۸۱	۰٫۵۳۰
		۰٫۳	۰٫۴۷۶	۰٫۸۶۵	۰٫۴۷۷	۰٫۸۴۳	۰٫۴۸۲	۰٫۸۵۳	۰٫۴۷۰	۰٫۸۵۵	۰٫۵۷۹	۰٫۸۵۵
		۰٫۴	۰٫۷۶۱	۰٫۹۸۵	۰٫۷۲۴	۰٫۹۹۳	۰٫۷۶۵	۰٫۹۷۹	۰٫۷۶۳	۰٫۹۹۹	۰٫۹۴۱	۰٫۹۸۳
۲۵		۰٫۵	۰٫۹۵۴	۰٫۹۹۵	۰٫۹۵۰	۰٫۹۹۹	۰٫۹۴۳	۰٫۹۹۹	۰٫۹۳۸	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۵	۰٫۹۹۹
	۷	۰٫۶	۰٫۹۹۳	۰٫۹۹۵	۰٫۹۹۷	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۶	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۵	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹
		۰٫۷	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹
		۰٫۸	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹
		۰٫۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹
		۰	۰٫۰۵۳	۰٫۰۳۹	۰٫۲۴۶	۰٫۲۴۲	۰٫۳۳۹	۰٫۳۴۸	۰٫۴۴۸	۰٫۴۴۳	۰٫۵۵۴	۰٫۶۱۵
		۰٫۱	۰٫۰۷۵	۰٫۱۳۳	۰٫۲۷۱	۰٫۲۳۹	۰٫۳۷۹	۰٫۳۴۳	۰٫۴۸۰	۰٫۴۹۰	۰٫۵۶۹	۰٫۶۵۰
		۰٫۲	۰٫۲۰۶	۰٫۴۰۴	۰٫۲۷۶	۰٫۳۹۴	۰٫۳۹۷	۰٫۵۱۲	۰٫۴۷۹	۰٫۵۱۰	۰٫۵۷۶	۰٫۶۹۰
۴۹		۰٫۳	۰٫۴۵۰	۰٫۷۶۲	۰٫۴۲۱	۰٫۷۵۴	۰٫۴۹۹	۰٫۷۵۶	۰٫۵۹۰	۰٫۷۵۶	۰٫۶۱۹	۰٫۷۵۳
	۳	۰٫۴	۰٫۶۶۷	۰٫۹۴۷	۰٫۶۵۰	۰٫۹۵۳	۰٫۶۷۳	۰٫۹۵۵	۰٫۶۵۱	۰٫۹۵۹	۰٫۶۶۳	۰٫۹۵۵
		۰٫۵	۰٫۸۵۳	۰٫۹۹۴	۰٫۸۶۸	۰٫۹۹۵	۰٫۸۷۵	۰٫۹۹۵	۰٫۸۶۹	۰٫۹۶۸	۰٫۸۹۰	۰٫۹۸۹
		۰٫۶	۰٫۹۶۸	۰٫۹۹۹	۰٫۹۷۰	۰٫۹۹۹	۰٫۹۶۳	۰٫۹۹۹	۰٫۹۶۳	۰٫۹۹۹	۰٫۹۶۸	۰٫۹۹۹
		۰٫۷	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۶	۰٫۹۹۶	۰٫۹۹۹	۰٫۹۸۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹
		۰٫۸	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹
		۰٫۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹
		۰	۰٫۱۲۴	۰٫۰۴۰	۰٫۴۳۹	۰٫۴۸۵	۰٫۴۶۸	۰٫۴۹۵	۰٫۵۲۵	۰٫۵۸۰	۰٫۶۳۱	۰٫۶۴۷
		۰٫۱	۰٫۱۳۵	۰٫۲۷۲	۰٫۴۹۵	۰٫۴۸۲	۰٫۴۵۳	۰٫۴۸۱	۰٫۵۴۴	۰٫۵۹۶	۰٫۶۷۲	۰٫۶۹۶
		۰٫۲	۰٫۴۵۸	۰٫۷۷۶	۰٫۴۴۹	۰٫۸۰۱	۰٫۴۶۴	۰٫۷۷۶	۰٫۶۵۲	۰٫۷۹۳	۰٫۷۵۴	۰٫۷۹۲
۴۹		۰٫۳	۰٫۸۲۶	۰٫۹۸۶	۰٫۸۱۹	۰٫۹۸۸	۰٫۹۸۸	۰٫۸۲۱	۰٫۹۹۰	۰٫۸۲۶	۰٫۸۰۵	۰٫۹۸۷
	۷	۰٫۴	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹
		۰٫۵	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹
		۰٫۶	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹
		۰٫۷	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹
		۰٫۸	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹
		۰٫۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹	۰٫۹۹۹

بنابراین مدل دارای اثر تصادفی است و خطاها به‌طور چشم‌گیری هم‌بستگی فضایی دارند و برای تحلیل آن‌ها باید

همبسته بودن خطاها مد نظر قرار گیرند. برای این منظور مدل (۱۶) با عبارت خطای ارائه داده شده در رابطهٔ (۱۷) به داده‌ها برازانده شده است. چنان‌که در جدول ۳ ملاحظه می‌شود، همه متغیرها به‌جز میزان ارز، بر صادرات محصولات کشاورزی کشورهای عضو اکو به‌شدت تأثیر گذارند. λ ضریب هم‌بستگی فضایی خطاها با برآورد۴۷۹ /۰ به میزان چشم‌گیری معنی‌دار است. هم‌چنین ϕ نسبت واریانس اثرات تصادفی به واریانس خطاها، با برآورد ۱۲/۲۱۱ در سطح $\alpha = 0.05$ معنی‌دار است.

جدول ۳. برآورد پارامترهای مدل رگرسیونی برای صادرات محصولات کشاورزی کشورهای عضو اکو

پارامتر	برآورد	انحراف معیار	مقدار t	p-مقدار
β_0	۷,۶۹۱	۲,۵۴۴	۱,۵۱۸	۰,۱۲۸۰
β_1	۰,۸۰۶	۰,۱۲۴	۶,۵۲۴	۰,۰۰۰۱
β_2	−۰,۰۳۷	۰,۰۱۹	−۱,۹۱۴	۰,۰۵۵۰
β_3	−۰,۰۸۲	۰,۳۶۷	−۲,۲۲۵	۰,۰۲۶۰
ϕ	۱۲,۲۱۱	۵,۷۳۲	۲,۱۳۰	۰,۰۳۳۰
λ	۰,۴۷۹	۰,۱۰۰	۴,۷۸۳	۰,۰۰۰۱

بحث و نتیجه‌گیری

در هر مدل رگرسیونی آزمون استقلال یا وابستگی خطاها اهمیت ویژه‌ای دارد. از جمله مسائل مهم در مدل‌بندی داده‌های پانلی فضایی، وجود هم‌بستگی فضایی مشاهدات در هر نقطه از زمان و تغییرپذیری بین واحدهای آزمایشی است که باید به‌نحوی در مدل لحاظ شوند. مدل‌های رگرسیونی متنوعی برای مدل‌بندی این داده‌ها ارائه داده شده است.از جمله این مدل‌ها مدل خطافضایی با اثرات تصادفی است که در این مقاله به آن اشاره شد.برای بررسی هم‌بستگی فضایی خطاها و اثرات تصادفی این مدل، آزمون ضریب لاگرانژ توأم معرفی و ارائه داده شد. در بررسی شبیه‌سازی و یک مثال کاربردی در خصوص داده‌های صادرات محصولات کشاورزی کشورهای عضو اکو نحوهٔ کاربست این آزمون نشان داده شد. لازم به ذکر است که در این مقاله توزیع مجانبی آمارهٔآزمون صریحاً ارائه نشد. اما تحت فرضیاتی که کلجین و پراچا (۲۰۰۱) ارائه کردند، به‌طور گسترده بررسی شده است. به‌علاوه آزمون برای بررسی هم‌بستگی تأخیرفضایی و اثرات تصادفی در یک پانل مورد توجه قرار نگرفته است که به‌عنوان موضوعی در تحقیقات آینده پیشنهاد می‌شود.

تقدیر و تشکر

از داوران محترم مجله که نظرات ارزنده آن‌ها موجب بهبود مقاله شد و از حمایت قطب علمی داده‌های ترتیبی و فضایی دانشگاه فردوسی مشهد قدردانی می‌کنیم.

منابع

۱. محمدزاده م.، *آمار فضایی و کاربردهای آن*، چاپ دوم، مرکز نشر آثار علمی دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران، (۱۳۹۴).

2. Anselin L.,"Spatial Econometrics", Methods and Models, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht (1988).
3. Anselin L., Rey S., "Properties of Tests for Spatial Dependence in Linear Regression Models Geographical Analysis", 23 (1991) 112-131.
4. Anselin L., Bera A. K., Florax R., Yoon M. J., "Simple Diagnostic Tests for Spatial

[DOR: 20.1001.1.25882546.1395.2.2.2.5]

[DOI: 10.29252/mmr.2.2.13]

Dependence", Regional Science and Urban Economics, 26 (1996) 77-104.

5. Anselin L., Gallo J. L., Jayet H., "Spatial Econometrics In: Matyas, L. and Sevestre, P. (eds.), The Econometrics of Panel Data", Springer-Verlag Berlin Heidelberg (2008) 625-660.
6. Baltagi B. H., "Econometrics Analysis of Panel Data", New York, Wiley (2005).
7. Baltagi B. H., Egger, Pand Pfaffermayr M., "A Generalized Spatial Panel Data Model with Random Effect", Working Paper (2013).
8. Baltagi B. H., Liu L., "Testing for Random Effects and Spatial Lag Dependence in Panel Data Models", Statistics and Probability Letters, 78 (2008) 3290-3306.
9. Baltagi B. H., Song S. H., Koh W., "Testing Panel Data Regression Models with Spatial Error Correlation", Journal of Econometrics, 117 (2003) 123-150.
10. Baltagi B. H., Yang Z., "Standardized LM Tests for Spatial Error Dependence in Linear or Panel Regressions", Econometrics Journal, 16 (2013) 103-134.
11. Breusch T. S., Pagan A. R., "The Lagrange Multiplier Test and its Application in Econometrics", Review of Economic Studies, 47 (1980) 239-254.
12. Goureroux C., Holly A., Monfort A., "Likelihood Ratio Test, Wald Test, and Kuhn-Tucker Test in Linear Models with Inequality Constraints on the Regression Parameters", Econometrica, 50 (1982) 63-80.
13. Harville D. A., "Maximum Likelihood Approaches to Variance Component Estimation and to Related Problems", Journal or the American Statistical Association, 72 (1977) 320-338.
14. Hemmerle W. J., Hartley H. O., "Computing Maximum Likelihood Estimates for the Mixed A. O. V. Model Using the W-Transformation, Technometrics", 15 (1973) 819-831.
15. Honda Y., "Testing the Error Components Model with Non-Normal Disturbances", Review of Economics Studies, 52 (1985) 681-690.
16. Kelejian H. H., Prucha I. R. "On the Asymptotic Distribution of the Moran I Test with Applications", Journal of Econometrics, 104 (2001) 219-257.
17. Volpe-Martincus V. C., "Spatial Effects of Trade Policy": Evidence from Brazil, Journal of Regional Science, 50(2011) 541-569.
18. Wansbeek T. J., Kapteyn A., "A Note on Spectral Decomposition and Maximum Likelihood Estimation of ANOVA Models with Balanced Data", Statistics and Probability Letters, 1 (1983) 213-215.