

АСИМПТОТИЧНІ ВЛАСТИВОСТІ M -ОЦІНОК ПАРАМЕТРІВ НЕЛІНІЙНОЇ РЕГРЕСІЇ З ДИСКРЕТНИМ ЧАСОМ ТА СИНГУЛЯРНИМ СПЕКТРОМ

We study a nonlinear regression model with discrete time and observations errors whose spectrum is singular. Sufficient conditions are obtained for the consistency, asymptotic uniqueness and asymptotic normality of the M -estimates of the unknown parameters.

Получены достаточные условия состоятельности, асимптотической единственности и асимптотической нормальности M -оценок неизвестных параметров нелинейных моделей регрессии с дискретным временем и ошибками наблюдений, имеющих сингулярный спектр.

Вступ. У роботі отримано достатні умови консистентності, асимптотичної єдиності та асимптотичної нормальності M -оцінок невідомого параметра нелінійної моделі регресії з дискретним часом та сильно залежним випадковим шумом, який має сингулярний спектр.

Асимптотичні властивості M -оцінок параметрів лінійних та нелінійних моделей регресії з випадковим шумом, що задовольняє умову сильної залежності, досліджувались у роботах [1–9] для моделей з дискретним часом та [10–17] для моделей з неперервним часом. У роботах [12, 14, 15, 18, 19] вивчались асимптотичні властивості M -оцінок параметрів нелінійних моделей регресії з неперервним часом та слабо залежним випадковим шумом. Дана робота поширює результати [16] на випадок дискретного часу. В ній досліджено M -оцінки, побудовані за допомогою гладких функцій втрат.

Однією з властивостей, досліджених у роботі, є консистентність M -оцінки (пункт 4), оскільки вона є ключовою умовою, потрібною для доведення єдиності (у деякому асимптотичному сенсі) розв'язку системи „нормальних” рівнянь, яка визначає M -оцінку (пункт 3). Достатні умови консистентності M -оцінок параметрів нелінійних моделей регресії отримано у роботах [14, 17, 19].

Зазначимо також, що ключовими моментами доведення асимптотичної нормальності (пункт 2) є застосування граничної теореми для зваженої суми нелінійного перетворення гауссівського стаціонарного часового ряду з сингулярним спектром з роботи [20] та теореми Брауера про нерухому точку [21]. Для коректного використання цієї теореми і потрібна асимптотична єдиність M -оцінки. Для нелінійних моделей регресії питання асимптотичної єдиності M -оцінок розглядалося в роботах [12, 15, 16].

1. Постановка задачі. На ймовірнісному просторі $(\Omega, \mathfrak{F}, P)$ розглянемо модель регресії

$$X_j = g(j, \theta) + \varepsilon_j, \quad j \geq 1, \quad (1.1)$$

де $g(j, \cdot) : \Theta_\beta \rightarrow \mathbb{R}$, $j \geq 1$, — неперервні функції, $\Theta_\beta = \bigcup_{\|a\| \leq 1} (\Theta + \beta a)$, $\beta > 0$ — деяке число, $\Theta \subset \mathbb{R}^q$ — обмежена опукла відкрита множина, $\theta \in \Theta$ — істинне значення параметра.

Далі ми розглядаємо похідні функції регресії у множині Θ^c (Θ^c — замикання Θ), і тому потрібно, щоб функція регресії g була означена на Θ_β .

Відносно шуму ε_j припустимо наступне:

$A_1)$ $\varepsilon_j, j \in \mathbb{Z}$, є локальним функціоналом від гауссівської стаціонарної послідовності ξ_j , тобто $\varepsilon_j = G(\xi_j)$, де $G(x), x \in \mathbb{R}$, – борелева функція, причому $\mathbf{E}\varepsilon_0 = 0, \mathbf{E}\varepsilon_0^4 < \infty$;

$A_2)$ $\xi_j, j \in \mathbb{Z}$, – стаціонарна гауссівська послідовність з нульовим середнім та коваріаційною функцією (к. ф.) вигляду

$$B(n) = \mathbf{E}\xi_0\xi_n = \sum_{k=0}^r A_k B_{\alpha_k, \varkappa_k}(n), \quad n \in \mathbb{Z}, \quad r \geq 0, \quad (1.2)$$

де

$$B_{\alpha_k, \varkappa_k}(n) = \frac{\cos(\varkappa_k n)}{(1 + n^2)^{\alpha_k/2}},$$

$$0 \leq \varkappa_0 < \varkappa_1 < \dots < \varkappa_r < \pi, \quad 0 < \alpha_k < 1, \quad k = \overline{0, r}, \quad \sum_{k=0}^r A_k = 1, \quad A_k > 0.$$

Таку модель к. ф. було введено у роботі [22] як приклад спектральної щільності (с. щ.), що має хоч і складний, але явний вигляд. Крім цього, така с. щ. може мати сингулярність не лише в нулі, як у випадку сильно залежного процесу, а і в інших точках. Умову A_2 також було використано в роботах [20, 23].

К. ф. $B(n)$ має спектральний розклад

$$B(n) = \int_{-\pi}^{\pi} e^{i\lambda n} f(\lambda) d\lambda, \quad n \in \mathbb{Z},$$

зі с. щ. $f(\lambda) = \sum_{k=0}^r A_k f_{\alpha_k, \varkappa_k}(\lambda), \lambda \in [-\pi; \pi)$.

Наведемо деякі властивості функцій $f_{\alpha_k, \varkappa_k}$. У неперервному випадку функції

$$B_{\alpha_k, \varkappa_k}(t) = \frac{\cos(\varkappa_k t)}{(1 + t^2)^{\alpha_k/2}}, \quad t \in \mathbb{R},$$

відповідає с. щ. вигляду

$$\begin{aligned} \tilde{f}_{\alpha_k, \varkappa_k}(\lambda) = & \frac{C_1(\alpha_k)}{2} \left[K_{\frac{\alpha_k-1}{2}}(|\lambda + \varkappa_k|) |\lambda + \varkappa_k|^{\frac{\alpha_k-1}{2}} + \right. \\ & \left. + K_{\frac{\alpha_k-1}{2}}(|\lambda - \varkappa_k|) |\lambda - \varkappa_k|^{\frac{\alpha_k-1}{2}} \right], \quad k = \overline{0, r}, \end{aligned}$$

де $C_1(\alpha) = 2^{\frac{1-\alpha}{2}} / (\sqrt{\pi} \Gamma(\frac{\alpha}{2}))$ і

$$K_\nu(z) = \frac{1}{2} \int_0^\infty s^{\nu-1} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left(s + \frac{1}{s} \right) z \right\} ds, \quad z \geq 0, \quad \nu \in \mathbb{R},$$

є модифікованою функцією Бесселя 3-го роду порядку ν .

Зауважимо, що $K_{-\nu}(z) = K_\nu(z)$ і для $z \downarrow 0$

$$K_\nu(z) \sim \Gamma(\nu) 2^{\nu-1} z^{-\nu}, \quad \nu > 0.$$

Можна показати, що при $\lambda \rightarrow \pm \varkappa_k$, $k = \overline{0, r}$,

$$\tilde{f}_{\alpha_k, \varkappa_k}(\lambda) \sim \frac{C_2(\alpha_k)}{2} |\lambda \pm \varkappa_k|^{\alpha_k - 1} \left(1 - h_k(|\lambda \pm \varkappa_k|)\right),$$

де $C_2(\alpha) = \left[2\Gamma(\alpha) \cos\left(\frac{\alpha\pi}{2}\right)\right]^{-1}$,

$$h_k(|\lambda|) = \frac{\Gamma\left(\frac{\alpha_k + 1}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{3 - \alpha_k}{2}\right)} \left|\frac{\lambda}{2}\right|^{1 - \alpha_k} + \frac{\Gamma\left(\frac{\alpha_k + 1}{2}\right)}{4\Gamma\left(\frac{3 + \alpha_k}{2}\right)} \left|\frac{\lambda}{2}\right|^2 - o(|\lambda|^2), \quad \lambda \rightarrow 0, \quad k = \overline{0, r}.$$

Зауважимо, що с. щ. f та с. щ. $\tilde{f}(\lambda) = \sum_{k=0}^r A_k \tilde{f}_{\alpha_k, \varkappa_k}(\lambda)$ неперервного аналога функції $B(n)$ пов'язані між собою співвідношенням [24]

$$f(\lambda) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} \tilde{f}(\lambda + 2\pi k).$$

Тому с. щ. f має $2r + 2$ різні точки сингулярності $\{-\chi_r, -\chi_{r-1}, \dots, -\chi_1, -\chi_0, \chi_0, \chi_1, \dots, \chi_r\}$ за умови A_2 , коли $\chi_0 \neq 0$ та $0 < \alpha_j < 1$, $j = \overline{0, r}$. Якщо $\chi_0 = 0$, то f має $2r + 1$ точку сингулярності.

Означення 1.1. M -оцінкою невідомого параметра $\theta \in \Theta$, одержаною за спостереженнями X_j , $j \in \overline{1, N}$, вигляду (1.1) та функцією втрат $\rho(x) \geq 0$, $x \in \mathbb{R}$, називається будь-який випадковий вектор $\hat{\theta}_N = \hat{\theta}_N(X_j, j \in \overline{1, N}) \in \Theta^c$, для якого

$$S_N(\hat{\theta}_N) = \min_{\tau \in \Theta^c} S_N(\tau), \quad S_N(\tau) = \sum_{j=1}^N \rho(X_j - g(j, \tau)).$$

Для принаймні неперервних функцій втрат ρ , за введених на параметричну множину Θ умов, існування M -оцінки $\hat{\theta}_N$ впливає з загальної теореми 3.10 роботи [25] та леми 3.3 [26, с. 336]. Крім цього, $\hat{\theta}_N$ є борелевою функцією спостережень X_j , $j \in \overline{1, N}$ [26, 27].

2. Асимптотична нормальність M -оцінок. 2.1. Умови та формулювання основного результату. Зробимо деякі припущення щодо функції регресії $g(j, \tau)$ та функції втрат $\rho(x)$. Нехай $g(j, \tau) \in \Theta^c$ двічі неперервно диференційовною по $\tau \in \Theta^c$. Позначимо

$$g_i(j, \tau) = \frac{\partial}{\partial \tau_i} g(j, \tau), \quad g_{il}(j, \tau) = \frac{\partial^2}{\partial \tau_i \partial \tau_l} g(j, \tau), \quad \tau \in \Theta^c, \quad i, l = \overline{1, q},$$

$$d_N(\theta) = \text{diag}(d_{iN}(\theta))_{i=1}^q, \quad d_{iN}(\theta) = \left(\sum_{j=1}^N g_i^2(j, \theta) \right)^{\frac{1}{2}}, \quad \liminf_{N \rightarrow \infty} N^{-1} d_{iN}^2(\theta) > 0, \quad i = \overline{1, q},$$

$$d_{il,N}(\theta) = \left(\sum_{j=1}^N g_{il}^2(j, \theta) \right)^{\frac{1}{2}}, \quad \tau \in \Theta^c, \quad i, l = \overline{1, q}.$$

Літерою k будемо позначати додатні сталі. Припустимо, що для всіх достатньо великих N ($N > N_0$) виконано такі умови:

B_1) для будь-якого $j \in \mathbb{N}$ $g(j, \cdot) \in C^2(\Theta^c)$ та

- (i) $\max_{1 \leq j \leq N} \max_{\tau \in \Theta^c} \frac{|g_i(j, \tau)|}{d_{iN}(\theta)} \leq k^i N^{-1/2}$;
- (ii) $\max_{1 \leq j \leq N} \max_{\tau \in \Theta^c} \frac{|g_{il}(j, \tau)|}{d_{il,N}(\theta)} \leq k^{il} N^{-1/2}$;
- (iii) $\frac{d_{il,N}(\theta)}{d_{iN}(\theta)d_{lN}(\theta)} \leq \tilde{k}^{il} N^{-1/2}$, $i, l = \overline{1, q}$;

C_1) функція ρ є невід'ємною, парною, двічі неперервно диференційовною, $\rho(0) = 0$, а її похідні $\rho' = \psi$ і $\rho'' = \psi'$ задовольняють умови:

- (i) $\mathbf{E}\psi(G(\xi_0)) = 0$;
- (ii) $\mathbf{E}\psi'(G(\xi_0)) > 0$;
- (iii) для довільних $x, h \in \mathbb{R}$ та деякої сталої L

$$|\psi'(x+h) - \psi'(x)| \leq L|h|.$$

За умови C_1 (iii) для кожного x та деякого $\eta = \eta(x) \in (0, 1)$

$$|\psi(x) - \psi(0)| = |\psi'(\eta x)| |x| \leq (|\psi'(0)| + L|\eta x|)|x| \leq |\psi'(0)| |x| + Lx^2,$$

або

$$|\psi(x)| \leq |\psi(0)| + |\psi'(0)| |x| + Lx^2.$$

Крім того,

$$|\psi'(x)| \leq |\psi'(0)| + L|x|.$$

Таким чином, випадкові послідовності $\psi(G(\xi_j))$ та $\psi'(G(\xi_j))$, $j \in \mathbb{Z}$, за умов A_1, A_2, C_1 , мають скінченні другі моменти.

Нехай $\varphi(x) = (2\pi)^{-\frac{1}{2}} e^{-\frac{x^2}{2}}$ і функція $K \in L_2(\mathbb{R}, \varphi(x)dx)$. Тоді її можна розкласти в цьому просторі в ряд Фур'є

$$K(x) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{C_n(K)}{n!} H_n(x), \quad C_n(K) = \int_{-\infty}^{\infty} K(x) H_n(x) \varphi(x) dx, \quad n \geq 0,$$

за поліномами Чебишова – Ерміта

$$H_n(x) = (-1)^n e^{\frac{x^2}{2}} \frac{d^n}{dx^n} e^{-\frac{x^2}{2}}, \quad n \geq 0. \quad (2.1)$$

Означення 2.1. Функція $K \in L_2(\mathbb{R}, \varphi(x)dx)$ має ранг Ерміта m ($\text{Hrank}(K) = m$), якщо або $C_1(K) \neq 0$ та $m = 1$, або для деякого $m \geq 2$

$$C_1(K) = \dots = C_{m-1}(K) = 0, \quad C_m(K) \neq 0.$$

Функції $\psi \circ G$ та $\psi' \circ G$ можна розкласти у ряди Фур'є за поліномами Чебишова – Ерміта у просторі $L_2(\mathbb{R}, \varphi(x)dx)$:

$$\psi(G(x)) = \sum_{n=m}^{\infty} \frac{C_n(\psi \circ G)}{n!} H_n(x),$$

$$\psi'(G(x)) = C_0(\psi' \circ G) + \sum_{n=m'}^{\infty} \frac{C_n(\psi' \circ G)}{n!} H_n(x),$$

де $m = \text{Hrank}(\psi \circ G)$, $m' = \text{Hrank}(\psi' \circ G)$; $C_0(\psi \circ G) = \mathbf{E}\psi(G(\xi(0))) = 0$ за умови $C_1(i)$.

Припустимо, що виконується така умова:

C_2) або (i) $\text{Hrank}(\psi \circ G) = 1$, $\alpha > \frac{1}{2}$, або (ii) $\text{Hrank}(\psi \circ G) = m$, $\alpha m > 1$, де

$$\alpha = \min_{k=0, \overline{r}} \alpha_k, \quad (2.2)$$

α_k — параметри к. ф. (1.2).

Нехай \mathfrak{B} — σ -алгебра борелевих підмножин півінтервалу $[-\pi; \pi)$.

Введемо матричну міру $\mu_N(dx; \theta)$ на $([-\pi; \pi), \mathfrak{B})$ з матрицею щільності

$$(\mu_N^{kl}(x; \theta))_{k,l=1}^q = \left(g_N^k(x, \theta) \overline{g_N^l(x, \theta)} \left(\int_{-\pi}^{\pi} |g_N^k(x, \theta)|^2 dx \int_{-\pi}^{\pi} |g_N^l(x, \theta)|^2 dx \right)^{-\frac{1}{2}} \right)_{k,l=1}^q,$$

$$g_N^k(x, \theta) = \sum_{j=1}^N e^{ixj} g_k(j, \theta), \quad k = \overline{1, q}.$$

Зауважимо, що $d_{kN}^2(\theta) = (2\pi)^{-1} \int_{-\pi}^{\pi} |g_N^k(x, \theta)|^2 dx$.

Будемо вважати, що виконується така умова:

B_2) сім'я мір $\mu_N(\cdot; \theta)$ слабко збігається при $N \rightarrow \infty$ до додатно визначеної матричної міри $\mu(\cdot; \theta)$.

Це означає, що компоненти $\mu^{kl}(d\lambda, \theta) \in$ комплексними зарядами обмеженої варіації, матриці $\mu(B, \theta) = (\mu^{kl}(B, \theta))_{k,l=1}^q$ невід'ємно визначені для будь-якого $B \in \mathfrak{B}$, а $\mu([-\pi; \pi); \theta)$ — додатно визначена матриця.

Означення 2.2 [28, 29]. Матрична міра $\mu(\cdot; \theta) = (\mu^{kl}(\cdot; \theta))_{k,l=1}^q$ називається спектральною мірою функції регресії $g(j, \theta)$.

Запишемо

$$J_N(\theta) = (J_{il,N}(\theta))_{i,l=1}^q = \left(d_{iN}^{-1}(\theta) d_{lN}^{-1}(\theta) \sum_{j=1}^N g_i(j, \theta) g_l(j, \theta) \right)_{i,l=1}^q.$$

Зауважимо, що з умови B_2 випливає, що

$$J_N(\theta) = \int_{-\pi}^{\pi} \mu_N(dx; \theta) \rightarrow \int_{-\pi}^{\pi} \mu(dx; \theta) = \mu([-\pi; \pi); \theta) = J(\theta) \quad \text{при } N \rightarrow \infty. \quad (2.3)$$

Позначимо $\Lambda(\theta) = J^{-1}(\theta)$.

Введемо поняття μ -припустимості с. щ. $f(\lambda)$ (детальніше див. [29, 30]).

Означення 2.3. *С. щ. f називається μ -припустимою, якщо вона μ -інтегровна, тобто всі елементи матриці $\int_{-\pi}^{\pi} f(\lambda)\mu(d\lambda)$ скінченні, та*

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \int_{-\pi}^{\pi} f(\lambda)\mu_N(d\lambda) = \int_{-\pi}^{\pi} f(\lambda)\mu(d\lambda).$$

Достатні умови μ -припустимості с. щ. стаціонарної послідовності, які, зокрема, задовольняє с. щ. f послідовності ξ_j з к. ф. (1.2), можна знайти в роботах [20, 31]. Основна умова полягає в тому, щоб сукупність точок сингулярності f не перетиналась із сукупністю атомів спектральної міри μ , яка є атомною для всіх відомих на сьогодні прикладів її існування.

Нехай $f^{(*1)}(\lambda) = f(\lambda)$ і для $n \geq 2$

$$f^{(*n)}(\lambda) = \int_{[-\pi, \pi]^{n-1}} f(\lambda - \lambda_2 - \dots - \lambda_n) \mathbb{1}_{[-\pi, \pi]}(\lambda - \lambda_2 - \dots - \lambda_n) \prod_{i=2}^n f(\lambda_i) d\lambda_2 \dots d\lambda_n, \quad \lambda \in [-\pi, \pi),$$

– n -та згортка с. щ. f випадкової послідовності $\xi_j, j \in \mathbb{Z}$,

$$\gamma = \left(E\psi'(G(\xi_0)) \right)^{-1}. \tag{2.4}$$

Припустимо, що виконано також таку умову:

D_1) для будь-якого $\varepsilon > 0$ існує таке $N_0 = N_0(\varepsilon)$, що для всіх $N > N_0$ система рівнянь $\nabla S_N(\tau) = 0$ має єдиний розв'язок з імовірністю не меншою за $1 - \varepsilon$.

У пункті 3 наведено достатні умови виконання D_1 , які одночасно виконуються з умовами наступної теореми, якщо припустити, що $d_{iN}(\theta) = O(N^{\frac{1}{2}})$, $d_{il,N}(\theta) = O(N^{\frac{1}{2}})$, $i, l = \overline{1, q}$.

Теорема 2.1. *Нехай виконуються умови $A_1, A_2, B_1, B_2, C_1, C_2, D_1$, та с. щ. f випадкової послідовності $\xi \in \mu$ -припустимою у випадку виконання умови C_2 (і). Тоді випадковий вектор $\hat{u}_N(\theta) = d_N(\theta)(\hat{\theta}_N - \theta)$ при $N \rightarrow \infty$ збігається за розподілом до нормального закону $N(0, \Sigma(\theta))$, де*

$$\Sigma(\theta) = 2\pi\gamma^2 \sum_{n=m}^{\infty} \frac{C_n^2(\psi \circ G)}{n!} \Lambda(\theta) \left(\int_{-\pi}^{\pi} f^{(*n)}(\lambda)\mu(d\lambda, \theta) \right) \Lambda(\theta). \tag{2.5}$$

Зауважимо, що коваріаційна матриця (2.5), за умов теореми, є додатно визначеною. Цей факт випливає з леми 2.3, доведеної в наступному підпункті.

2.2. Допоміжні твердження. Розглянемо нормовану M -оцінку

$$\hat{u}_N = \hat{u}_N(\theta) = d_N(\theta)(\hat{\theta}_N - \theta). \tag{2.6}$$

Виконаємо заміну змінних, яка відповідає нормуванню (2.6), у функції регресії та її похідних, тобто

$$g(j, \tau) = g(j, \theta + d_N^{-1}(\theta)u) = h(j, u), \quad g_i(j, \tau) = g_i(j, \theta + d_N^{-1}(\theta)u) = h_i(j, u),$$

$$g_{il}(j, \tau) = g_{il}(j, \theta + d_N^{-1}(\theta)u) = h_{il}(j, u), \quad i, l = \overline{1, q}.$$

Будемо також використовувати позначення

$$H(j; u_1, u_2) = h(j, u_1) - h(j, u_2), \quad H_i(j; u_1, u_2) = h_i(j, u_1) - h_i(j, u_2), \quad i = \overline{1, q}.$$

Введемо вектори

$$M_N(u) = (M_N^i(u))_{i=1}^q = \left(\gamma \sum_{j=1}^N \psi(X_j - h(j, u)) \frac{h_i(j, u)}{d_{iN}(\theta)} \right)_{i=1}^q$$

та

$$\Psi_N(u) = (\Psi_N^i(u))_{i=1}^q = \left(\gamma \sum_{j=1}^N \psi(G(\xi_j)) \frac{h_i(j, u)}{d_{iN}(\theta)} + \sum_{j=1}^N H(j; 0, u) \frac{h_i(j, u)}{d_{iN}(\theta)} \right)_{i=1}^q,$$

де γ задано формулою (2.4).

Вектори $M_N(u)$ та $\Psi_N(u)$ визначені для $u \in U_N^c(\theta)$, $U_N(\theta) = d_N(\theta)(\Theta - \theta)$.

Зауважимо, що за нашими припущеннями множини $U_N(\theta)$ розширюються до \mathbb{R}^q при $N \rightarrow \infty$. Тоді для довільних $R > 0$ $v(R) := \{u \in \mathbb{R}^q : \|u\| < R\} \subset U_N(\theta)$ для $N > N_0(R)$.

Легко зрозуміти статистичний зміст векторів $M_N(u)$ та $\Psi_N(u)$. Розглянемо функціонал $\gamma S_N(\theta + d_N^{-1}(\theta)u)$. Тоді нормована M -оцінка \hat{u}_N задовольняє систему рівнянь

$$M_N(u) = 0. \quad (2.7)$$

Нехай

$$\eta_j = \gamma \psi(G(\xi_j)), \quad j \in \mathbb{Z}, \quad (2.8)$$

та спостереження мають вигляд

$$Y_j = g(j, \theta) + \eta_j, \quad j = \overline{1, N}. \quad (2.9)$$

Тоді

$$\Psi_N(u) = 0$$

є системою нормальних рівнянь для знаходження нормованої оцінки найменших квадратів

$$\check{y}_N = \check{y}_N(\theta) = d_N(\theta)(\check{\theta}_N - \theta)$$

невідомого параметра θ віртуальної нелінійної моделі регресії (2.9).

Лема 2.1. Нехай виконуються умови A_1, A_2, B_1 та C_1 . Тоді для довільних $R > 0, r > 0$

$$P \left\{ \max_{u \in v^c(R)} \|M_N(u) - \Psi_N(u)\| > r \right\} \rightarrow 0, \quad N \rightarrow \infty. \quad (2.10)$$

Доведення. Для фіксованого i

$$\begin{aligned} & M_N^i(u) - \Psi_N^i(u) = \\ & = \gamma \sum_{j=1}^N \frac{h_i(j, u)}{d_{iN}(\theta)} [\psi(G(\xi_j) + H(j; 0, u)) - \psi(G(\xi_j)) - \psi'(G(\xi_j))H(j; 0, u)] + \end{aligned}$$

$$+\gamma \sum_{j=1}^N H(j; 0, u) \frac{h_i(j, u)}{d_{iN}(\theta)} \zeta_j = I_1(u) + I_2(u),$$

$$\zeta_j = \psi'(G(\xi_j)) - \mathbf{E}\psi'(G(\xi_j)), \quad j \in \mathbb{Z}.$$

Доведемо, що $I_1(u)$ та $I_2(u)$ збігаються до нуля за ймовірністю рівномірно по $u \in v^c(R)$. Нехай $u \in v^c(R)$ фіксоване. Тоді $\mathbf{E}I_2(u) = 0$ та

$$\mathbf{E}I_2^2(u) = \gamma^2 \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N H(j; 0, u) H(l; 0, u) \frac{h_i(j, u)}{d_{iN}(\theta)} \frac{h_i(l, u)}{d_{iN}(\theta)} \mathbf{cov}(\zeta_j, \zeta_l). \quad (2.11)$$

Маємо

$$\max_{1 \leq j \leq N} |H(j; 0, u)| = \max_{1 \leq j \leq N} \left| \sum_{i=1}^q \frac{h_i(j, u_N^*)}{d_{iN}(\theta)} u_i \right| \leq \|u\| \max_{1 \leq j \leq N} \left(\sum_{i=1}^q \left[\frac{h_i(j, u_N^*)}{d_{iN}(\theta)} \right]^2 \right)^{\frac{1}{2}},$$

де $\|u_N^*\| \leq \|u\|$.

З цієї нерівності завдяки умові $B_1(i)$ випливає, що

$$\max_{1 \leq j \leq N} |H(j; 0, u)| \leq N^{-1/2} \|k\| \|u\|, \quad (2.12)$$

де $k = (k^1, \dots, k^q)$ – вектор констант з нерівності і умови $B_1(i)$.

Застосовуючи нерівність (2.12) та умову $B_1(i)$ до суми (2.11), отримуємо

$$\mathbf{E}I_2^2(u) \leq \gamma^2 \|k\|^2 (k^i)^2 R^2 N^{-2} \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N \mathbf{cov}(\zeta_j, \zeta_l).$$

Покажемо, що

$$N^{-2} \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N \mathbf{cov}(\zeta_j, \zeta_l) \rightarrow 0, \quad N \rightarrow \infty. \quad (2.13)$$

Використовуючи співвідношення (див., наприклад, [32, с. 58])

$$\mathbf{E}H_n(\xi_j) H_k(\xi_l) = \delta_n^k n! B^n(j-l),$$

де δ_n^k – символ Кронекера, запишемо

$$\mathbf{cov}(\psi'(G(\xi_j)), \psi'(G(\xi_l))) = \sum_{n=m'}^{\infty} \frac{C_n^2(\psi' \circ G)}{n!} B^n(j-l).$$

Оскільки $|B(j)| \leq 1, j \in \mathbb{Z}$, то

$$\begin{aligned} & \left| \mathbf{cov}(\psi'(G(\xi_j)), \psi'(G(\xi_l))) \right| \leq \\ & \leq \sum_{n=m'}^{\infty} \frac{C_n^2(\psi' \circ G)}{n!} |B(j-l)| \leq \mathbf{D}\psi'(G(\xi_0)) |B(j-l)| \end{aligned} \quad (2.14)$$

та

$$N^{-2} \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N \mathbf{cov}(\zeta_j, \zeta_l) \leq N^{-2} \mathbf{D}\psi'(G(\xi_0)) \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N |B(j-l)|.$$

З іншого боку,

$$\begin{aligned} N^{-2} \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N |B(j-l)| &\leq \sum_{k=0}^r A_k \left(N^{-2} \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N \frac{1}{(1+(j-l)^2)^{\alpha_k/2}} \right) = \\ &= \sum_{k=0}^r A_k \left(N^{-1} + 2N^{-1} \sum_{j=1}^N \left(1 - \frac{j}{N}\right) \frac{1}{(1+j^2)^{\alpha_k/2}} \right) \leq \\ &\leq N^{-1} + 2 \sum_{k=0}^r A_k N^{-\alpha_k} \left(\sum_{j=1}^N \left(1 - \frac{j}{N}\right) \left(\frac{j}{N}\right)^{-\alpha_k} \frac{1}{N} \right) \leq \\ &\leq N^{-1} + 2 \sum_{k=0}^r A_k N^{-\alpha_k} \int_0^1 (1-t)t^{-\alpha_k} dt = N^{-1} + 2 \sum_{k=0}^r \frac{A_k N^{-\alpha_k}}{(1-\alpha_k)(2-\alpha_k)}, \end{aligned}$$

тобто

$$N^{-2} \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N |B(j-l)| = O(N^{-\alpha}), \quad (2.15)$$

де α задано формулою (2.2). Це означає, що виконується (2.13), і тому $I_2(u) \xrightarrow{P} 0$ при $N \rightarrow \infty$ для кожного $u \in v^c(R)$.

Для $u_1, u_2 \in v^c(R)$ розглянемо

$$\begin{aligned} I_2(u_1) - I_2(u_2) &= \gamma \sum_{j=1}^N H(j; 0, u_1) \frac{H_i(j; u_1, u_2)}{d_{iN}(\theta)} \zeta_j - \\ &- \gamma \sum_{j=1}^N H(j; u_1, u_2) \frac{h_i(j; u_2)}{d_{iN}(\theta)} \zeta_j = I_3(u_1, u_2) + I_4(u_1, u_2). \end{aligned}$$

Для довільних $h > 0$, $r > 0$ за нерівністю Маркова

$$\begin{aligned} P \left\{ \max_{\|u_1 - u_2\| \leq h} |I_3(u_1, u_2)| > r \right\} &\leq r^{-1} \mathbf{E} \max_{\|u_1 - u_2\| \leq h} |I_3(u_1, u_2)| \leq \\ &\leq 2r^{-1} \gamma \mathbf{E} |\psi'(G(\xi_0))| N \max_{u \in v^c(R)} \max_{1 \leq j \leq N} |H(j; 0, u)| \max_{\|u_1 - u_2\| \leq h} \max_{1 \leq j \leq N} \frac{|H_i(j; u_1, u_2)|}{d_{iN}(\theta)}, \quad (2.16) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &\max_{\|u_1 - u_2\| \leq h} \max_{1 \leq j \leq N} \frac{|H_i(j; u_1, u_2)|}{d_{iN}(\theta)} \leq \\ &\leq h \max_{1 \leq j \leq N} \sum_{l=1}^q \left(\max_{u \in v^c(R)} \frac{|h_{il}(j, u)|}{d_{il,N}(\theta)} \right) \frac{d_{il,N}(\theta)}{d_{iN}(\theta) d_{lN}(\theta)} \leq \sum_{l=1}^q k^{il} \tilde{k}^{il} h N^{-1} \quad (2.17) \end{aligned}$$

завдяки умовам $B_1(i)$, (iii).

Застосуємо (2.12) та (2.17) до (2.16) і в результаті отримаємо

$$P \left\{ \max_{\|u_1 - u_2\| \leq h} |I_3(u_1, u_2)| > r \right\} \leq k_1 r^{-1} N^{-\frac{1}{2}} h, \quad (2.18)$$

де $k_1 = 2\gamma \mathbf{E} |\psi'(G(\xi_0))| R \|k\| \left(\sum_{i,l=1}^q k^{il} \tilde{k}^{il} \right)$.

Аналогічним чином, згідно з умовою $B_1(i)$

$$\begin{aligned} P \left\{ \max_{\|u_1 - u_2\| \leq h} |I_4(u_1, u_2)| > r \right\} &\leq r^{-1} \mathbf{E} \max_{\|u_1 - u_2\| \leq h} |I_4(u_1, u_2)| \leq \\ &\leq 2r^{-1} \gamma \mathbf{E} |\psi'(G(\xi_0))| N \max_{u \in v^c(R)} \max_{1 \leq j \leq N} \frac{|h_i(j, u)|}{d_{iN}(\theta)} \max_{\|u_1 - u_2\| \leq h} \max_{1 \leq j \leq N} |H(j; u_1, u_2)| \leq k_2 r^{-1} h, \end{aligned} \quad (2.19)$$

де $k_2 = 2\gamma \mathbf{E} |\psi'(G(\xi_0))| k^i \|k\|$.

З (2.18) та (2.19) випливає, що

$$P \left\{ \max_{\|u_1 - u_2\| \leq h} |I_2(u_1) - I_2(u_2)| > r \right\} \leq 2r^{-1} h \left(k_1 N^{-1/2} + k_2 \right) \leq k_3 r^{-1} h. \quad (2.20)$$

Позначимо через N_h скінченну h -сітку кулі $v^c(R)$. Тоді

$$\max_{u \in v^c(R)} |I_2(u)| \leq \max_{\|u_1 - u_2\| \leq h} |I_2(u_1) - I_2(u_2)| + \max_{u \in N_h} |I_2(u)|. \quad (2.21)$$

З (2.20) та (2.21) маємо

$$P \left\{ \max_{u \in v^c(R)} |I_2(u)| > r \right\} \leq 2k_3 r^{-1} h + P \left\{ \max_{u \in N_h} |I_2(u)| > \frac{r}{2} \right\} \quad \text{для будь-якого } r > 0.$$

Для $\varepsilon > 0$ задамо $h = \frac{\varepsilon r}{4k_3}$. Тоді для $N > N_0$ завдяки поточковій збіжності $I_2(u)$ до нуля за ймовірністю

$$P \left\{ \max_{u \in N_{\frac{\varepsilon r}{4k_3}}} |I_2(u)| > \frac{r}{2} \right\} \leq \frac{\varepsilon}{2}$$

і, таким чином,

$$P \left\{ \max_{u \in v^c(R)} |I_2(u)| > r \right\} \leq \varepsilon.$$

З іншого боку, при фіксованих $1 \leq j \leq N$, $u \in v^c(R)$ існує таке $\delta \in (0, 1)$, що майже напевно (м. н.)

$$\begin{aligned} &|\psi(G(\xi_j) + H(j; 0, u)) - \psi(G(\xi_j)) - \psi'(G(\xi_j))H(j; 0, u)| = \\ &= |\psi'(G(\xi_j) + \delta H(j; 0, u)) - \psi'(G(\xi_j))| |H(j; 0, u)| \leq \\ &\leq L |H(j; 0, u)|^2 \leq L \|k\|^2 R^2 N^{-1}. \end{aligned} \quad (2.22)$$

Завдяки умові $B_1(i)$ та (2.22)

$$\max_{u \in v^c(R)} |I_1(u)| \leq L\gamma k^i \|k\|^2 R^2 N^{-\frac{1}{2}} \text{ м. н.}$$

Лему 2.1 доведено.

Введемо випадковий вектор

$$L_N(u) = (L_N^i(u))_{i=1}^q = \left(\sum_{j=1}^N \left(\eta_j - \sum_{l=1}^q \frac{g_l(j, \theta)}{d_{lN}(\theta)} u_l \right) \frac{g_i(j, \theta)}{d_{iN}(\theta)} \right)_{i=1}^q, \quad (2.23)$$

який відповідає віртуальній лінійній моделі регресії

$$Z_j = \sum_{l=1}^q g_l(j, \theta) \beta_l + \eta_j, \quad j = \overline{1, N},$$

де η_j введено в (2.8). Система нормальних рівнянь

$$L_N(u) = 0, \quad u = d_N(\theta)(\tau - \beta), \quad (2.24)$$

задає нормовану лінійну оцінку найменших квадратів $\tilde{\beta}_N$ параметра $\beta \in \mathbb{R}^q$. Покладемо

$$\tilde{u}_N = \tilde{u}_N(\theta) = d_N(\theta)(\tilde{\beta}_N - \beta). \quad (2.25)$$

Лема 2.2. В умовах лемми 2.1 для довільних $R > 0$, $r > 0$

$$\mathbb{P} \left\{ \max_{u \in v^c(R)} \|\Psi_N(u) - L_N(u)\| > r \right\} \rightarrow 0, \quad N \rightarrow \infty. \quad (2.26)$$

Доведення. Очевидно,

$$\begin{aligned} \Psi_T^i(u) - L_T^i(u) &= \sum_{j=1}^N \eta_j \frac{h_i(j, u)}{d_{iN}(\theta)} + \sum_{j=1}^N H(j; 0, u) \frac{h_i(j, u)}{d_{iN}(\theta)} - \\ &- \sum_{j=1}^N \eta_j \frac{g_i(j, \theta)}{d_{iN}(\theta)} + \sum_{j=1}^N \frac{g_i(j, \theta)}{d_{iN}(\theta)} \sum_{l=1}^q \frac{g_l(j, \theta)}{d_{lN}(\theta)} u_l = \\ &= \sum_{j=1}^N \eta_j \frac{H_i(j; u, 0)}{d_{iN}(\theta)} + \sum_{j=1}^N H(j; 0, u) \frac{H_i(j; u, 0)}{d_{iN}(\theta)} + \\ &+ \sum_{j=1}^N \frac{g_i(j, \theta)}{d_{iN}(\theta)} \left[H(j; 0, u) + \sum_{l=1}^q \frac{g_l(j, \theta)}{d_{lN}(\theta)} u_l \right] = I_5(u) + I_6(u) + I_7(u). \end{aligned}$$

Для фіксованого $u \in v^c(R)$ за допомогою (2.17) отримуємо

$$\begin{aligned} \mathbf{E} I_5^2(u) &= \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N \mathbf{cov}(\eta_j, \eta_l) \frac{H_i(j; u, 0)}{d_{iN}(\theta)} \frac{H_i(l; u, 0)}{d_{iN}(\theta)} \leq \\ &\leq \left(\sum_{l=1}^q k^{il} \tilde{k}^{il} \right)^2 R^2 N^{-2} \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N |\mathbf{cov}(\eta_j, \eta_l)|. \end{aligned}$$

Покажемо, що

$$N^{-2} \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N \mathbf{cov}(\eta_j, \eta_l) \rightarrow 0, \quad N \rightarrow \infty. \quad (2.27)$$

Аналогічно (2.14)

$$\left| \mathbf{cov} \left(\psi(G(\xi_j)), \psi(G(\xi_l)) \right) \right| \leq \mathbf{E} \psi^2(G(\xi_0)) |B(j-l)|. \quad (2.28)$$

Використовуючи (2.8), (2.15) та (2.28), маємо

$$N^{-2} \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N \mathbf{cov}(\eta_j, \eta_l) \leq \gamma^2 \mathbf{E} \psi^2(G(\xi_0)) N^{-2} \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N |B(j-l)| = O(N^{-\alpha}),$$

і (2.27) виконується, тобто $I_5(u) \xrightarrow{P} 0$ при $N \rightarrow \infty$ для всіх $u \in v^c(R)$.

З іншого боку, завдяки (2.17)

$$\mathbf{E} \max_{\|u_1 - u_2\| \leq h} |I_5(u_1) - I_5(u_2)| = \gamma \mathbf{E} |\psi(G(\xi_0))| \left(\sum_{l=1}^q k^{il} \tilde{k}^{il} \right) h,$$

і, як і для $I_2(u)$ у доведенні леми 2.1, можна показати рівномірну по $u \in v^c(R)$ збіжність $I_5(u)$ до нуля за ймовірністю.

Беручи до уваги нерівності (2.12) та (2.17), отримуємо

$$\max_{u \in v^c(R)} |I_6(u)| \leq \|k\| \left(\sum_{l=1}^q k^{il} \tilde{k}^{il} \right) R^2 N^{-\frac{1}{2}} \rightarrow 0, \quad N \rightarrow \infty.$$

Зауважимо, що $I_7(u)$ можна записати у вигляді

$$I_7(u) = -\frac{1}{2} \sum_{l_1=1}^q \sum_{l_2=1}^q \left(\sum_{j=1}^N \frac{h_{l_1 l_2}(j, u_N^*)}{d_{l_1 N}(\theta) d_{l_2 N}(\theta)} \frac{g_i(j, \theta)}{d_{i N}(\theta)} \right) u_{l_1} u_{l_2}$$

для деякого $u_N^* \in v(R)$. Тоді за умовою B_1

$$|I_7(u)| \leq \frac{k^i}{2} \sum_{l_1=1}^q \sum_{l_2=1}^q \left(k^{l_1 l_2} \tilde{k}^{l_1 l_2} |u_{l_1}| |u_{l_2}| \right) N^{-\frac{1}{2}} \leq \frac{q k^i}{2} \max_{l_1, l_2=1, q} \left[k^{l_1 l_2} \tilde{k}^{l_1 l_2} \right] \|u\|^2 N^{-\frac{1}{2}},$$

тобто $\max_{u \in v^c(R)} |I_7(u)| \xrightarrow{N \rightarrow \infty} 0$.

Лему 2.2 доведено.

З (2.10) та (2.26) випливає такий наслідок.

Наслідок 2.1. В умовах леми 2.1 для довільних $R > 0$, $r > 0$

$$P \left\{ \max_{u \in v^c(R)} \|M_N(u) - L_N(u)\| > r \right\} \rightarrow 0, \quad N \rightarrow \infty.$$

З умови B_2 та (2.3) випливає, що для $N > N_0$ матриці $J_N(\theta)$ є додатно визначеними, а тому існують обернені до них $\Lambda_N(\theta) = J_N^{-1}(\theta)$.

Таким чином, за умови B_2 із (2.23) та (2.24) знаходимо (див. (2.25))

$$\tilde{u}_N = \Lambda_N(\theta) d_N^{-1}(\theta) \sum_{j=1}^N \eta_j \nabla g(j, \theta). \quad (2.29)$$

Наступна лема забезпечує додатну визначеність матриць $\int_{-\pi}^{\pi} f^{(*n)}(\lambda) \mu(d\lambda, \theta)$, $n \geq 1$, які є елементами розкладу коваріаційної матриці (2.5) в ряд.

Лема 2.3. Нехай виконано умови A_2 та B_2 . Тоді матриці

$$\int_{-\pi}^{\pi} f^{(*n)}(\lambda) \mu(d\lambda, \theta), \quad n \geq 2,$$

додатно визначені. Якщо $f(\lambda)$ є μ -припустимою, то $\int_{-\pi}^{\pi} f(\lambda) \mu(d\lambda, \theta)$ — також додатно визначена матриця.

Доведення. За умови A_2

$$f^{(*n)}(\lambda) \geq c_n > 0, \quad n \geq 1, \quad \lambda \in [-\pi; \pi].$$

Оскільки $\mu(d\lambda, \theta)$ — ермітова матриця, то квадратична форма $\sum_{k,l=1}^q \mu^{kl}(d\lambda, \theta) z_k \bar{z}_l = m_Z(d\lambda, \theta)$ для будь-яких $Z = (z_1, \dots, z_q) \in \mathbb{C}^q$ є звичайною мірою. Тоді квадратична форма

$$\begin{aligned} \left\langle \int_{-\pi}^{\pi} f^{(*n)}(\lambda) \mu(d\lambda, \theta) Z, Z \right\rangle &= \int_{-\pi}^{\pi} f^{(*n)}(\lambda) m_Z(d\lambda, \theta) \geq c_n \int_{-\pi}^{\pi} m_Z(d\lambda, \theta) = \\ &= c_n \left\langle \int_{-\pi}^{\pi} \mu(d\lambda, \theta) Z, Z \right\rangle = c_n \langle J(\theta) Z, Z \rangle > 0, \end{aligned}$$

якщо $Z \neq 0$, за умовою B_2 .

Сформулюємо теорему про асимптотичну нормальність зваженої суми від нелінійного перетворення гауссівської стаціонарної випадкової послідовності з сингулярним спектром [20].

Теорема 2.2. Нехай виконано умови $A_1, A_2, B_1(i), B_2$ та одну з наступних умов для функції $K \in L_2(\mathbb{R}, \varphi(x) dx)$:

- (i) $\text{Hrank}(K) = 1$ та с. ц. f випадкового процесу ξ є μ -припустимою;
- (ii) $\text{Hrank}(K) = m$ та $\alpha m > 1$, де α задано формулою (2.2).

Тоді випадковий вектор

$$\zeta_N = d_N^{-1}(\theta) \sum_{j=1}^N K(\xi_j) \nabla g(j, \theta)$$

асимптотично при $N \rightarrow \infty$ нормальний $N(0, \bar{\Sigma})$, де

$$\bar{\Sigma} = 2\pi \sum_{n=m}^{\infty} \frac{C_n^2(K)}{n!} \int_{-\pi}^{\pi} f^{(*n)}(\lambda) \mu(d\lambda, \theta).$$

Сформулюємо теорему Брауера про нерухому точку (див., наприклад, [21]).

Теорема 2.3. Нехай $F: v^c(R) \rightarrow v^c(R)$ – неперервне відображення. Тоді існує таке $x_0 \in v^c(R)$, що $F(x_0) = x_0$.

Нехай для $A \in \mathfrak{B}^q$ (\mathfrak{B}^q – σ -алгебра борелевих підмножин \mathbb{R}^q) та $\varepsilon > 0$

$$A_\varepsilon = \left\{ x \in \mathbb{R}^q : \inf_{y \in A} \|x - y\| < \varepsilon \right\}, \quad A_{-\varepsilon} = \mathbb{R}^q \setminus (\mathbb{R}^q \setminus A)_\varepsilon.$$

Наступну теорему доведено в § 3 [33].

Теорема 2.4. Нехай ν – невід’ємна диференційовна функція на $[0, +\infty)$ така, що

$$b = \int_0^\infty |\nu'(\lambda)| \lambda^{q-1} d\lambda < +\infty, \quad \lim_{\lambda \rightarrow \infty} \nu(\lambda) = 0.$$

Тоді для довільної опуклої множини $C \in \mathfrak{B}^q$ та довільних $\varepsilon, \delta > 0$ має місце нерівність

$$\int_{C_\varepsilon \setminus C_{-\delta}} \nu(\|\lambda\|) d\lambda \leq b \left(\frac{2\pi^{\frac{q}{2}}}{\Gamma\left(\frac{q}{2}\right)} \right) (\varepsilon + \delta).$$

2.3. Доведення теореми 2.1. Покажемо, що для довільного $r > 0$

$$\Delta_N(r) = P \{ \|\hat{u}_N - \tilde{u}_N\| > r \} \rightarrow 0, \quad N \rightarrow \infty. \quad (2.30)$$

Розглянемо подію $A_N = \{ \|\tilde{u}_N\| \in v^c(R-r) \}$, де R таке, що для $N > N_0$, завдяки асимптотичній нормальності \tilde{u}_N , яка впливає із застосування до (2.29) теореми 2.2, виконується $P(\bar{A}_N) \leq \frac{\varepsilon}{3}$, де $\varepsilon > 0$ – фіксоване як завгодно мале число.

Введемо також подію

$$B_N = \left\{ \sup_{u \in v^c(R)} \|\Lambda_N(\theta)(M_N(u) - L_N(u))\| \leq r \right\}.$$

Позначимо через $\lambda_{\min}(A)$ ($\lambda_{\max}(A)$) найменше (найбільше) власне число додатно визначеної матриці A .

З (2.3) випливає, що для деякого $\lambda_* > 0$ та всіх $N > N_0$

$$\lambda_{\min}(J_N(\theta)) \geq \lambda_*. \quad (2.31)$$

Тоді з (2.31) та наслідку 2.1 для $N > N_0$ маємо

$$P(\bar{B}_N) \leq P \left\{ \sup_{u \in v^c(R)} \|M_N(u) - L_N(u)\| > \lambda_* r \right\} \leq \frac{\varepsilon}{3}.$$

Взявши до уваги умову D_1 , розглянемо також подію C_N , яка полягає в тому, що M -оцінка \hat{u}_N є єдиним розв’язком системи рівнянь (2.7), причому $P(\bar{C}_N) \leq \frac{\varepsilon}{3}$ для $N > N_0$. Отже, для $N > N_0$

$$P(A_N \cap B_N \cap C_N) \geq 1 - \varepsilon. \quad (2.32)$$

Із формул (2.23) та (2.29) отримуємо $\Lambda_N(\theta)L_N(u) = \tilde{u}_N - u$. Якщо подія $A_N \cap B_N \cap C_N$ сталася, то

$$\begin{aligned} & \|u + \Lambda_N(\theta)M_N(\theta)\| \leq \\ & \leq \|\tilde{u}_N\| + \|\Lambda_N(\theta)(M_N(u) - L_N(u))\| \leq (R - r) + r = R \quad \text{для } u \in v^c(R), \end{aligned}$$

тобто $F_N(u) = u + \Lambda_N(\theta)M_N(u)$ — неперервне відображення $v^c(R)$ в $v^c(R)$.

Застосуємо теорему Брауера про нерухому точку (теорема 2.3) до $F_N(u)$. В результаті отримуємо, що існує точка $u_N^0 \in v^c(R)$ така, що $F(u_N^0) = u_N^0$, або, оскільки $\Lambda_N(\theta)$ є невиродженою, $M_N(u_N^0) = 0$. Завдяки виконанню події C_N єдиним розв'язком системи рівнянь (2.7) в кулі $v^c(R)$ є нормована M -оцінка \hat{u}_N .

Таким чином, $\{A_N \cap B_N \cap C_N\} \subset \{\hat{u}_N \in v^c(R)\}$ і $P\{\hat{u}_N \in v^c(R)\} \geq 1 - \varepsilon$.

Зауважимо, що з (2.32) випливає нерівність

$$\begin{aligned} & 1 - \varepsilon \leq P\left\{\{\hat{u}_N \in v^c(R)\} \cap B_N\right\} \leq \\ & \leq P\left\{\|\Lambda_N(\theta)(M_N(\hat{u}_N) - L_N(\hat{u}_N))\| \leq r\right\} = P\left\{\|\tilde{u}_N - \hat{u}_N\| \leq r\right\} \quad \text{для } N > N_0, \end{aligned} \quad (2.33)$$

тобто (2.30) виконується.

Позначимо $\Pi(-\infty; y \pm \varepsilon) = (-\infty; y_1 \pm \varepsilon) \times \dots \times (-\infty; y_q \pm \varepsilon)$, $\varepsilon \geq 0$. Беручи до уваги (2.30), для функції розподілу $F_N(y, \theta) = P\{\hat{u}_N \in \Pi(-\infty, y)\}$ для будь-яких $y \in \mathbb{R}^q$ та довільного $\varepsilon > 0$ отримуємо

$$\begin{aligned} & P\{\tilde{u}_N \in \Pi(-\infty; y - \varepsilon)\} - \Delta_N(\varepsilon) \leq F_N(y, \theta) \leq \\ & \leq P\{\tilde{u}_N \in \Pi(-\infty; y + \varepsilon)\} + \Delta_N(\varepsilon). \end{aligned} \quad (2.34)$$

З теореми 2.2, випливає, що випадковий вектор \tilde{u}_N є асимптотично при $N \rightarrow \infty$ нормальним $N(0, \Sigma(\theta))$, де $\Sigma(\theta)$ визначена формулою (2.5). Таким чином,

$$|P\{\tilde{u}_N \in \Pi(-\infty; y + \varepsilon)\} - \Phi_{0, \Sigma(\theta)}(y \pm \varepsilon)| \rightarrow 0, \quad N \rightarrow \infty. \quad (2.35)$$

Нехай $\varphi(y, \theta)$ — гауссівська щільність, що відповідає функції розподілу $\Phi_{0, \Sigma(\theta)}(y)$.

Оскільки $\lambda_{\min}(\Sigma(\theta)) = \underline{\lambda} > 0$, $\lambda_{\max}(\Sigma(\theta)) = \bar{\lambda} < +\infty$, то

$$\varphi(y, \theta) \leq (2\pi\underline{\lambda})^{-q/2} \exp\{-\|y\|^2/2\bar{\lambda}\} = \nu(\|y\|).$$

Якщо $A = \Pi(-\infty, y)$, то $A_{-\varepsilon} = \Pi(-\infty, y - \vec{\varepsilon}]$, $(\Pi(-\infty, y + \vec{\varepsilon}))_{-\varepsilon} = \Pi(-\infty, y] = A^c$. Застосовуючи теорему 2.4 до $\nu(\|y\|)$, для будь-якого $\omega \neq 0$ маємо

$$|\Phi_{0, \Sigma(\theta)}(y) - \Phi_{0, \Sigma(\theta)}(y + \vec{\omega})| = \int_{\Pi} \varphi(y, \theta) dy \leq b \left(\frac{2\pi^{q/2}}{\Gamma\left(\frac{q}{2}\right)} \right) |\omega|,$$

де

$$\Pi = \begin{cases} \Pi(-\infty, y + \vec{\omega}) \setminus A^c, & \text{якщо } \omega > 0, \\ A \setminus A_\omega, & \text{якщо } \omega < 0. \end{cases}$$

Для будь-яких $y \in \mathbb{R}^q$ та для довільного $\varepsilon > 0$

$$F_N(y, \theta) - \Phi_{0, \Sigma(\theta)}(y) \leq \Delta_N(\varepsilon) + |\mathbb{P} \{ \tilde{u}_N \in \Pi(-\infty, y + \vec{\varepsilon}) \} - \Phi_{0, \Sigma(\theta)}(y + \vec{\varepsilon})| + |\Phi_{0, \Sigma(\theta)}(y + \vec{\varepsilon}) - \Phi_{0, \Sigma(\theta)}(y)|, \quad (2.36)$$

$$\Phi_{0, \Sigma(\theta)}(y) - F_N(y, \theta) \leq \Delta_N(\varepsilon) + |\mathbb{P} \{ \Phi_{0, \Sigma(\theta)}(y - \vec{\varepsilon}) - \tilde{u}_N \in \Pi(-\infty, y - \vec{\varepsilon}) \} + |\Phi_{0, \Sigma(\theta)}(y) - \Phi_{0, \Sigma(\theta)}(y - \vec{\varepsilon})|. \quad (2.37)$$

Зі співвідношень (2.30)–(2.37) випливає, що $|F_N(y, \theta) - \Phi_{0, \Sigma(\theta)}(y)| \rightarrow 0$ при $N \rightarrow \infty$.

Таким чином, теорему 2.1 доведено.

3. Асимптотична єдиність M -оцінок. Знайдемо достатні умови виконання умови D_1 , тобто асимптотичної єдиності за ймовірністю M -оцінок параметрів моделі (1.1). Якщо функція регресії та функція втраг диференційовні, то M -оцінка $\hat{\theta}_N$ задовольняє систему рівнянь

$$\nabla S_N(\tau) = 0. \quad (3.1)$$

Деякі подальші умови є модифікаціями припущень, зроблених у підпункті 2.1.

Запишемо

$$\tilde{J}_N(\theta) = \left(\tilde{J}_{il, N}(\theta) \right)_{i, l=1}^q = \left(N^{-1} \sum_{j=1}^N g_i(j, \theta) g_l(j, \theta) \right)_{i, l=1}^q.$$

Припустимо, що виконуються такі умови:

V_3) для деякого $\tilde{\lambda}_* > 0$ та $N > N_0$ $\lambda_{\min}(\tilde{J}_N(\theta)) \geq \tilde{\lambda}_*$;

V_4) (i) $\sup_{j \geq 0} \max_{\tau \in \Theta^c} |g_i(j, \tau)| \leq k(i) < \infty$;

(ii) $\sup_{j \geq 0} \max_{\tau \in \Theta^c} |g_{il}(j, \tau)| \leq k(i, l) < \infty$;

(iii) $N^{-1} \Phi_N^{il}(\tau_1, \tau_2) = N^{-1} \sum_{j=1}^N \left(g_{il}(j, \tau_1) - g_{il}(j, \tau_2) \right)^2 \leq k_{il} \|\tau_1 - \tau_2\|^2$, $i, l = \overline{1, q}$,

$\tau_1, \tau_2 \in \Theta^c$,

а також

C_3) $\sup_{x \in \mathbb{R}} |\psi(x)| = k_\psi < \infty$, $\sup_{x \in \mathbb{R}} |\psi'(x)| = k_{\psi'} < \infty$.

Відносно M -оцінки припустимо таке:

D_2) $\hat{\theta}_N$ є слабко консистентною оцінкою θ в тому сенсі, що для довільного $r > 0$

$$\mathbb{P} \left\{ \|\hat{\theta}_N - \theta\| \geq r \right\} = O(N^{-\alpha}), \quad N \rightarrow \infty,$$

де α задано формулою (2.2).

Теорема 3.1. Нехай виконуються умови $A_1, A_2, V_3, V_4, C_1, C_3$ та D_2 . Тоді для будь-якого $\varepsilon > 0$ існує таке $N_0 = N_0(\varepsilon)$, що для $N > N_0$ система рівнянь (3.1) має єдиний розв'язок з ймовірністю не меншою за $1 - \varepsilon$.

Доведення. Нагадаємо, що γ задано в (2.4). Позначимо

$$H(j; \tau, \theta) = g(j, \tau) - g(j, \theta), \quad H_i(j; \tau, \theta) = g_i(j, \tau) - g_i(j, \theta),$$

$$H_{il}(j; \tau, \theta) = g_{il}(j, \tau) - g_{il}(j, \theta), \quad i, l = \overline{1, q},$$

$$G_N(\tau) = \left(G_N^{il}(\tau) \right)_{i, l=1}^q = \left(\gamma \frac{\partial^2 S_N(\tau)}{\partial \tau_i \partial \tau_l} \right)_{i, l=1}^q.$$

Для доведення теореми покажемо, що матриця Гессе $G_N(\tau)$ функціонала $\gamma S_N(\tau)$ є додатно визначеною матрицею в деякому околі істинного значення параметра θ з імовірністю, що прямує до одиниці при $N \rightarrow \infty$.

Для довільних $i, l = \overline{1, q}$

$$\begin{aligned} G_N^{il}(\tau) &= \gamma N^{-1} \sum_{j=1}^N \psi'(X_j - g(j, \tau)) g_i(j, \tau) g_l(j, \tau) - \\ &- \gamma N^{-1} \sum_{j=1}^N \psi(X_j - g(j, \tau)) g_{il}(j, \tau) = {}_1G^{il}(\tau) + {}_2G^{il}(\tau). \end{aligned} \quad (3.2)$$

Розглянемо другий доданок у (3.2):

$$\begin{aligned} {}_2G^{il}(\tau) &= -\gamma N^{-1} \sum_{j=1}^N \left[\psi(G(\xi_j) - H(j; \tau, \theta)) - \psi(G(\xi_j)) \right] g_{il}(j, \tau) - \\ &- \gamma N^{-1} \sum_{j=1}^N \psi(G(\xi_j)) H_{il}(j; \tau, \theta) - \gamma N^{-1} \sum_{j=1}^N \psi(G(\xi_j)) g_{il}(j, \theta) = \\ &= {}_3G^{il}(\tau) + {}_4G^{il}(\tau) + {}_5G^{il}. \end{aligned}$$

Завдяки умові В₄(i)

$$|H(j; \tau, \theta)| = \left| \sum_{i=1}^q g_i(j, \tau_j^*) (\tau_i - \theta_i) \right| \leq \|\bar{k}\| \|\tau - \theta\|, \quad (3.3)$$

де $\tau_j^* = \theta + \eta(\tau - \theta)$, $\eta = \eta_j \in (0, 1)$, $\bar{k} = (k(1), \dots, k(q))$. Крім того, для деякого $\delta_N \in (0, 1)$

$$\psi(G(\xi_j) - H(j; \tau, \theta)) - \psi(G(\xi_j)) = \psi'(G(\xi_j) - \delta_j H(j; \tau, \theta)) H(j; \tau, \theta). \quad (3.4)$$

Тоді з урахуванням умов С₃, В₄(ii) та формул (3.3), (3.4) отримуємо

$$|{}_3G^{il}(\tau)| \leq \gamma k_{\psi'} k(i, l) \|\bar{k}\| \|\tau - \theta\|. \quad (3.5)$$

За умовами С₃ та В₄(iii)

$$|{}_4G^{il}(\tau)| \leq \gamma \left(N^{-1} \sum_{j=1}^N \psi^2(G(\xi_j)) \right)^{\frac{1}{2}} \left(N^{-1} \Phi_N^{il}(\tau, \theta) \right)^{\frac{1}{2}} \leq \gamma k_{\psi} k_{il}^{\frac{1}{2}} \|\tau - \theta\|. \quad (3.6)$$

З (2.15) та (2.28) випливає, що

$$\mathbf{E} \left({}_5G^{il} \right)^2 \leq \gamma^2 k^2(i, l) \mathbf{E} \psi^2(G(\xi_0)) N^{-2} \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N |B(j-l)| = O(N^{-\alpha}),$$

а тому

$$\left| {}_5G^{il} \right| \xrightarrow{P} 0, \quad N \rightarrow \infty. \quad (3.7)$$

Із нерівностей (3.5)–(3.7) видно, що

$$\left| {}_2G^{il}(\tau) \right| \leq \gamma \left(k_{\psi'} k(i, l) \|\bar{k}\| + k_{\psi} k_{il}^{\frac{1}{2}} \right) \|\tau - \theta\| + |{}_5G^{il}| = K_{il}^{(2)} \|\tau - \theta\| + |{}_5G^{il}|. \quad (3.8)$$

З іншого боку,

$$\begin{aligned} {}_1G^{il}(\tau) &= \gamma N^{-1} \sum_{j=1}^N \left[\psi'(G(\xi_j) - H(j; \tau, \theta)) - \psi'(G(\xi_j)) \right] g_i(j, \tau) g_l(j, \tau) + \\ &+ \gamma N^{-1} \sum_{j=1}^N \psi'(G(\xi_j)) \left[g_i(j, \tau) H_l(j; \tau, \theta) + g_l(j, \theta) H_i(j; \tau, \theta) \right] + \\ &+ \gamma N^{-1} \sum_{j=1}^N \left[\psi'(G(\xi_j)) - \mathbf{E} \psi'(G(\xi_j)) \right] g_i(j, \theta) g_l(j, \theta) + \tilde{J}_N^{il}(\theta) = \\ &= {}_6G^{il}(\tau) + {}_7G^{il}(\tau) + {}_8G^{il} + \tilde{J}_N^{il}(\theta). \end{aligned}$$

За умовами B_4 , C_1 (iii) та (3.3)

$$\left| {}_6G^{il}(\tau) \right| \leq \gamma L k(i) k(l) \|\bar{k}\| \|\tau - \theta\|. \quad (3.9)$$

Крім того, аналогічно (3.6)

$$\left| {}_7G^{il}(\tau) \right| \leq \gamma k_{\psi'} \left(k(i) \|\bar{k}_i\| + k(l) \|\bar{k}_l\| \right) \|\tau - \theta\|, \quad (3.10)$$

де $\bar{k}_i = (k(i, 1), \dots, k(i, q))$, $i = \overline{1, q}$.

Нарешті, за формулами (2.14) та (2.15) отримуємо

$$\mathbf{E} \left({}_8G^{il} \right)^2 \leq \gamma^2 k^2(i) k^2(l) \mathbf{D} \psi'(G(\xi_0)) N^{-2} \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N |B(j-l)| = O(N^{-\alpha}),$$

звідки випливає, що

$$\left| {}_8G^{il} \right| \xrightarrow{P} 0, \quad N \rightarrow \infty. \quad (3.11)$$

Із співвідношень (3.9)–(3.11) знаходимо

$$\begin{aligned} \left| {}_1G^{il}(\tau) - \tilde{J}_N^{il}(\theta) \right| &\leq \gamma \left(L k(i) k(l) \|\bar{k}\| + k_{\psi'} \left(k(i) \|\bar{k}_i\| + k(l) \|\bar{k}_l\| \right) \right) \|\tau - \theta\| + \\ &+ \left| {}_8G^{il} \right| = K_{il}^{(1)} \|\tau - \theta\| + \left| {}_8G^{il} \right|. \end{aligned} \quad (3.12)$$

З огляду на властивість власних чисел суми двох симетричних матриць (див. [34, с. 101–103]) запишемо

$$\begin{aligned} \left| \lambda_{\min}(G_N(\tau)) - \lambda_{\min}(\tilde{J}_N(\theta)) \right| &\leq q \max_{1 \leq i, l \leq q} \left| G_N^{il}(\tau) - \tilde{J}_N^{il}(\theta) \right| \leq \\ &\leq q \left(\max_{1 \leq i, l \leq q} \left| {}_1G^{il}(\tau) - \tilde{J}_N^{il}(\theta) \right| + \max_{1 \leq i, l \leq q} \left| {}_2G^{il}(\tau) \right| \right). \end{aligned} \quad (3.13)$$

Нехай $r = \tilde{\lambda}_*/4q$, де $\tilde{\lambda}_*$ — число з умови В₃. Якщо відбувається подія

$$\Omega_r = \left\{ \max_{1 \leq i, l \leq q} \left(\left| {}_5G^{il} \right| + \left| {}_8G^{il} \right| \right) < r, \|\hat{\theta}_N - \theta\| \leq \frac{r}{R} \right\},$$

де $R = \max_{1 \leq i, l \leq q} \left(K_{il}^{(1)} + K_{il}^{(2)} \right)$, $K_{il}^{(1)}$ та $K_{il}^{(2)}$ — сталі з формул (3.12) та (3.8) відповідно, то з (3.13) випливає, що

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(\Omega_r) &\leq \mathbb{P} \left\{ \left| \lambda_{\min}(G(\hat{\theta}_N)) - \lambda_{\min}(\tilde{J}_N(\theta)) \right| \leq 4qr \right\} \leq \\ &\leq \mathbb{P} \left\{ \lambda_{\min}(G(\hat{\theta}_N)) - \lambda_{\min}(\tilde{J}_N(\theta)) \geq -\frac{\tilde{\lambda}_*}{2} \right\} \leq \mathbb{P} \left\{ \lambda_{\min}(G(\hat{\theta}_N)) \geq \frac{\tilde{\lambda}_*}{2} \right\} \end{aligned}$$

для $N > N_0$ згідно з умовою В₃. Для довільного $\varepsilon > 0$ та $N > N_0$ внаслідок (3.8), (3.12) та умови D₂ виконується $\mathbb{P}(\bar{\Omega}_r) < \varepsilon$. Таким чином, $\mathbb{P}\{\Omega_r\} \geq 1 - \varepsilon$ для $N > N_0$. Це означає, що $\hat{\theta}_N$ є єдиним розв'язком системи рівнянь (3.1) з імовірністю не меншою за $1 - \varepsilon$, оскільки матриця Гессе $G_N(\tau)$ функціонала $\gamma S_N(\tau)$ є додатно визначеною матрицею в деякому околі точки θ з імовірністю, що прямує до одиниці при $N \rightarrow \infty$.

Теорему 3.1 доведено.

4. Консистентність M -оцінок. Знайдемо достатні умови виконання умови D₂, тобто слабкої консистентності M -оцінок параметрів моделі (1.1). Введемо такі припущення:

C₄) функція $\rho(x) \geq 0$, $x \in \mathbb{R}$, $\rho(0) = 0$ та задовольняє умову Ліпшиця: для довільних $x, y \in \mathbb{R}$ та деякої сталої C_ρ : $|\rho(x) - \rho(y)| \leq C_\rho |x - y|$:

C₅) для будь-якого $r > 0$ існує таке $\Delta(r) > 0$, що

$$\inf_{u \in U^c(\theta) \setminus v(r)} N^{-1} \mathbf{E} S_N^*(u) \geq \mathbf{E} \rho(\varepsilon_0) + \Delta(r),$$

де $U^c(\theta) = \Theta^c - \theta$, $S_N^*(u) = S_N(\theta + u)$;

В₅) (i) для будь-якого $\varepsilon > 0$ існує таке $\delta = \delta(\varepsilon) > 0$, що

$$\sup_{u_1, u_2 \in U^c(\theta) : \|u_1 - u_2\| \leq \delta} N^{-1} \sum_{j=1}^N |g(j, \theta + u_1) - g(j, \theta + u_2)| < \varepsilon;$$

(ii) для будь-якого $r > 0$ існує таке $\kappa = \kappa(r) > 0$, що

$$\sup_{u \in v^c(r) \cap U^c(\theta)} N^{-1} \sum_{j=1}^N (g(j, \theta + u) - g(j, \theta))^2 \leq \kappa(r).$$

Теорема 4.1. Якщо виконано умови A₁, A₂, В₅, C₄ та C₅, то для будь-якого $r > 0$

$$\mathbb{P} \left\{ \left\| \hat{\theta}_N - \theta \right\| \geq r \right\} = O(N^{-\alpha}), \quad N \rightarrow \infty,$$

де α задано формулою (2.2).

Доведення. Позначимо

$$\delta_N(\theta, u) = S_N^*(u) - \mathbf{E}S_N^*(u), \quad \delta_N(\theta, 0) = S_N^*(0) - \mathbf{E}S_N^*(0) = \sum_{j=1}^N \rho(\varepsilon_j) - N\mathbf{E}\rho(\varepsilon_0).$$

За означенням M -оцінки маємо

$$S_N(\hat{\theta}_T) = S_N^*(\hat{\theta}_T - \theta) = \min_{u \in U^c(\theta)} S_N^*(u),$$

$$S_N^*(\hat{\theta}_T - \theta) \leq S_N^*(0) = \delta_N(\theta, 0) + N\mathbf{E}\rho(\varepsilon_0) \text{ м. н.}$$

Нехай $r_0 > 0$ – таке число, що $\max_{\tau \in \Theta^c} \|\tau - \theta\| \leq r_0$. За умови C_5 для будь-яких $r \in (0, r_0)$ та $\gamma' \in (0, 1)$

$$\begin{aligned} & \mathbf{P}\left(r \leq \|\hat{\theta}_N - \theta\| \leq r_0\right) \leq \\ & \leq \mathbf{P}\left(\left\{r \leq \|\hat{\theta}_N - \theta\| \leq r_0\right\} \cap \left\{S_N^*(\hat{\theta}_T - \theta) \leq \delta_N(\theta, 0) + N\mathbf{E}\rho(\varepsilon_0)\right\}\right) \leq \\ & \leq \mathbf{P}\left(\inf_{u \in (v^c(r_0) \setminus v(r)) \cap U^c(\theta)} N^{-1}S_N^*(u) \leq N^{-1}\delta_N(\theta, 0) + \mathbf{E}\rho(\varepsilon_0)\right) \leq \\ & \leq \mathbf{P}\left(\inf_{u \in (v^c(r_0) \setminus v(r)) \cap U^c(\theta)} N^{-1}S_N^*(u) \leq \right. \\ & \leq N^{-1}\delta_N(\theta, 0) + \left. \inf_{u \in (v^c(r_0) \setminus v(r)) \cap U^c(\theta)} N^{-1}\mathbf{E}S_N^*(u) - \Delta(r)\right) \leq \\ & \leq \mathbf{P}\left(N^{-1}\delta_N(\theta, 0) \geq (1 - \gamma')\Delta(r)\right) + \\ & + \mathbf{P}\left(\inf_{u \in (v^c(r_0) \setminus v(r)) \cap U^c(\theta)} N^{-1}\delta_N(\theta, u) \leq -\gamma'\Delta(r)\right) \leq \\ & \leq \mathbf{P}\left(\sup_{u \in v^c(r_0) \cap U^c(\theta)} N^{-1}|\delta_N(\theta, u)| \geq \gamma'\Delta(r)\right) + \\ & + \mathbf{P}\left(N^{-1}\delta_N(\theta, 0) \geq (1 - \gamma')\Delta(r)\right) = P_1 + P_2. \end{aligned}$$

Оцінимо ймовірність P_1 . Нехай $F^{(1)}, \dots, F^{(p)} \subset v^c(r_0)$ – замкнені множини, діаметри яких не перевищують значення δ з умови $B_5(i)$ для $r = r_0$ та $\varepsilon = \nu\Delta(r)\gamma'/(2C_\rho)$, $\nu \in (0, 1)$ – деяке число, причому $\bigcup_{i=1}^p F^{(i)} = v^c(r_0)$.

Зафіксуємо точки $u_i \in F^{(i)} \cap U^c(\theta)$, $i = \overline{1, p}$. Тоді

$$\begin{aligned} P_1 &= \mathbf{P}\left(\sup_{u \in \bigcup_{i=1}^p (F^{(i)} \cap U^c(\theta))} N^{-1}|\delta_N(\theta, u)| \geq \gamma'\Delta(r)\right) = \\ &= \mathbf{P}\left(\bigcup_{i=1}^p \left(\sup_{u \in F^{(i)} \cap U^c(\theta)} N^{-1}|\delta_N(\theta, u)| \geq \gamma'\Delta(r)\right)\right) \leq \end{aligned}$$

$$\leq \sum_{i=1}^p \mathbf{P} \left(\sup_{u', u'' \in F^{(i)} \cap U^c(\theta)} N^{-1} |\delta_N(\theta, u') - \delta_N(\theta, u'')| + N^{-1} |\delta_N(\theta, u_i)| \geq \gamma' \Delta(r) \right).$$

Використовуючи умову C_4 , маємо

$$\begin{aligned} |\delta_N(\theta, u') - \delta_N(\theta, u'')| &\leq |S_N^*(u') - S_N^*(u'')| + \mathbf{E} |S_N^*(u') - S_N^*(u'')| \leq \\ &\leq \sum_{j=1}^N |\rho(X_j - g(j, \theta + u')) - \rho(X_j - g(j, \theta + u''))| + \\ &+ \mathbf{E} \sum_{j=1}^N |\rho(X_j - g(j, \theta + u')) - \rho(X_j - g(j, \theta + u''))| \leq \\ &\leq 2C_\rho \sum_{j=1}^N |g(j, \theta + u') - g(j, \theta + u'')|. \end{aligned}$$

Таким чином, беручи до уваги умову $B_5(i)$, отримуємо

$$\sup_{u', u'' \in F^{(i)} \cap U^c(\theta)} 2N^{-1} C_\rho \sum_{j=1}^N |g(j, \theta + u') - g(j, \theta + u'')| \leq 2C_\rho \varepsilon = \nu \gamma' \Delta(r).$$

Тому

$$\mathbf{P}_1 \leq \sum_{i=1}^p \mathbf{P} (N^{-1} |\delta_N(\theta, u_i)| \geq (1 - \nu) \gamma' \Delta(r)). \quad (4.1)$$

Оцінимо кожен із доданків останньої суми окремо:

$$\mathbf{P} (N^{-1} |\delta_N(\theta, u_i)| \geq (1 - \nu) \gamma' \Delta(r)) \leq \frac{N^{-2} \mathbf{E} \delta_N^2(\theta, u_i)}{((1 - \nu) \gamma' \Delta(r))^2},$$

де $\delta_N(\theta, u_i) = S_N^*(u_i) - \mathbf{E} S_N^*(u_i) = \sum_{j=1}^N \rho(X_j - g(j, \theta + u_i)) - \sum_{j=1}^N \mathbf{E} \rho(X_j - g(j, \theta + u_i))$.

Позначимо $\Delta g(j, \theta + u_i) = g(j, \theta + u_i) - g(j, \theta)$ та

$$\rho(X_j - g(j, \theta + u_i)) = \rho(\varepsilon_j - \Delta g(j, \theta + u_i)) = Z(\varepsilon_j) = Z(G(\xi_j)).$$

Тоді

$$\mathbf{E} \delta_N^2(\theta, u_i) = \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N \mathbf{E} Z(\varepsilon_j) Z(\varepsilon_l) - \left(\sum_{j=1}^N \mathbf{E} Z(\varepsilon_j) \right)^2 = \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N \mathbf{cov}(Z(\varepsilon_j), Z(\varepsilon_l)).$$

Оскільки при кожному фіксованому $j \in \overline{1, N}$

$$\begin{aligned} \mathbf{E} Z^2(\varepsilon_j) &= \mathbf{E} (\rho(G(\xi_j) - \Delta g(j, \theta + u_i)))^2 = \\ &= \mathbf{E} |\rho(G(\xi_j) - \Delta g(j, \theta + u_i)) - \rho(0)|^2 \leq C_\rho^2 \mathbf{E} |G(\xi_j) - \Delta g(j, \theta + u_i)|^2 \leq \\ &\leq 2C_\rho^2 (\mathbf{E} G^2(\xi_0) + \Delta^2 g(j, \theta + u_i)) < \infty, \end{aligned}$$

то функцію $Z(G(\cdot))$ можна розкласти у гільбертовому просторі $L_2(\mathbb{R}, \varphi(x)dx)$ у ряд за поліномами Чебишова – Ерміта (2.1), причому

$$Z(G(x)) = \rho(G(x) - \Delta g(j, \theta + u_i)) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{C_n(j, u_i)}{n!} H_n(x),$$

$$C_n(j, u_i) = \int_{\mathbb{R}} \rho(G(x) - \Delta g(j, \theta + u_i)) H_n(x) \varphi(x) dx, \quad n \geq 0, \quad C_0(j, u_i) = \mathbf{E}Z(\varepsilon_0).$$

Аналогічно (2.14)

$$\begin{aligned} \mathbf{cov}(Z(\varepsilon_j), Z(\varepsilon_l)) &= \sum_{n=1}^{\infty} \frac{C_n(j, u_i) C_n(l, u_i)}{n!} B^n(j-l) \leq \\ &\leq \sum_{n=1}^{\infty} \frac{C_n^2(j, u_i)}{n!} |B(j-l)| \leq \mathbf{E}Z^2(\varepsilon_0) |B(j-l)|. \end{aligned} \quad (4.2)$$

Тоді при $N \rightarrow \infty$

$$\begin{aligned} N^{-2} \mathbf{E} \delta_N^2(\theta, u_i) &= \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N \mathbf{cov}(Z(\varepsilon_j), Z(\varepsilon_l)) \leq N^{-2} \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N \mathbf{E}Z^2(\varepsilon_0) |B(j-l)| \leq \\ &\leq 2C_\rho^2 N^{-2} \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N (\mathbf{E}G^2(\xi_0) + \Delta^2 g(j, \theta + u_i)) |B(j-l)| \leq \\ &\leq 2C_\rho^2 N^{-2} \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N |B(j-l)| + 2C_\rho^2 N^{-2} \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N \Delta^2 g(j, \theta + u_i) |B(j-l)| = S_1 + S_2. \end{aligned}$$

З (2.15) випливає, що $S_1 = O(N^{-\alpha})$.

Оцінимо суму S_2 , використавши умову $B_5(ii)$:

$$\begin{aligned} S_2 &= 2C_\rho^2 N^{-2} \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N \Delta^2 g(j, \theta + u_i) |B(j-l)| = \\ &= 2C_\rho^2 N^{-1} \sum_{j=1}^N \Delta^2 g(j, \theta + u_i) \left(N^{-1} \sum_{l=1}^N |B(j-l)| \right) \leq \\ &\leq 2C_\rho^2 N^{-1} \kappa(r_0) \sum_{l=-N}^N |B(l)| \leq 4C_\rho^2 \kappa(r_0) N^{-1} \sum_{l=0}^N |B(l)|. \end{aligned}$$

Оскільки за аналогічних (2.15) міркувань

$$N^{-1} \sum_{l=0}^N |B(l)| \leq N^{-1} + \sum_{k=0}^r A_k N^{-\alpha_k} \left(\sum_{l=1}^N \left(\frac{l}{N} \right)^{-\alpha_k} \frac{1}{N} \right) \leq$$

$$\leq N^{-1} + \sum_{k=0}^r \frac{A_k N^{-\alpha_k}}{1 - \alpha_k} = O(N^{-\alpha}),$$

то $N^{-2} \mathbf{E} \delta_N^2(\theta, u_i) = O(N^{-\alpha})$. Отже,

$$P \left(N^{-1} |\delta_N(\theta, u_i)| \geq (1 - \nu) \gamma' \Delta(r) \right) = O(N^{-\alpha}), \quad i = \overline{1, p}. \quad (4.3)$$

З (4.1) та (4.3) отримуємо $P_1 = O(N^{-\alpha})$.

З іншого боку,

$$P_2 \leq \frac{N^{-2} \mathbf{E} \delta_N^2(\theta, 0)}{((1 - \gamma') \Delta(r))^2} = ((1 - \gamma') \Delta(r))^{-2} N^{-2} \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N \mathbf{cov}(\rho(\varepsilon_j), \rho(\varepsilon_l)).$$

Зауважимо, що $\mathbf{E} \rho^2(\varepsilon_j) \leq C_\rho^2 \mathbf{E} |\varepsilon_0|^2 < \infty$, тобто функцію $\rho \circ G$ можна розкласти в ряд Фур'є за поліномами Чебишова – Ерміта в гільбертовому просторі $L_2(\mathbb{R}, \varphi(x) dx)$:

$$\rho(G(x)) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{C_n}{n!} H_n(x), \quad C_n = \int_{\mathbb{R}} \rho(G(x)) H_n(x) \varphi(x) dx, \quad n \geq 0.$$

Таким чином, аналогічно (4.2)

$$\mathbf{cov}(\rho(\varepsilon_j), \rho(\varepsilon_l)) \leq \mathbf{E} \rho^2(\varepsilon_0) |B(j - l)|.$$

З останньої нерівності та (2.15) випливає, що

$$\begin{aligned} N^{-2} \mathbf{E} \delta_N^2(\theta, 0) &= N^{-2} \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N \mathbf{cov}(\rho(\varepsilon_j), \rho(\varepsilon_l)) \leq \\ &\leq \mathbf{E} \rho^2(\varepsilon_0) N^{-2} \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N |B(j - l)| = O(N^{-\alpha}). \end{aligned}$$

Отже, $P_2 = O(N^{-\alpha})$.

Теорему 4.1 доведено.

Література

1. Koul H. L. *M*-estimators in linear models with long range dependent errors // *Statist. and Probab. Lett.* – 1992. – **14**. – P. 153–164.
2. Koul H. L. Asymptotics of *M*-estimations in non-linear regression with long-range dependence errors // *Proc. Athens Conf. Appl. Probab. and Time Ser. Anal.*: Springer Verlag Lect. Notes Statist. – 1996. – II. – P. 272–291.
3. Koul H. L., Mukherjee K. Regression quantiles and related processes under long range dependent errors // *J. Multivar. Anal.* – 1994. – **51**. – P. 318–337.
4. Giraitis L., Koul H. L., Surgailis D. Asymptotic normality of regression estimators with long memory errors // *Statist. and Probab. Lett.* – 1996. – **29**. – P. 317–335.
5. Koul H. L., Surgailis D. Asymptotic expansion of *M*-estimators with long memory errors // *Ann. Statist.* – 1997. – **25**. – P. 818–850.
6. Koul H. L., Surgailis D. Second order behavior of *M*-estimators in linear regression with long-memory errors // *J. Statist. Planning and Inference.* – 2000. – **91**. – P. 399–412.

7. Koul H. L., Surgailis D. Robust estimators in regression models with long memory errors // Theory and Appl. Long-Range Dependence / Eds P. Doukhan, G. Oppenheim and M. S. Taqqu. – Boston: Birkhäuser, 2003. – P. 339–353.
8. Giraitis L., Koul H. L. Estimation of the dependence parameter in linear regression with long-range dependent errors // Statist. and Probab. Lett. – 1996. – **29**. – P. 317–335.
9. Koul H. L., Baillie R. T., Surgailis D. Regression model fitting with a long memory covariance process // Econ. Theory. – 2004. – **20**. – P. 485–512.
10. Ivanov A. V., Leonenko N. N. Asymptotic behavior of M -estimators in continuous-time non-linear regression with long-range dependent errors // Random Oper. and Stochast. Equat. – 2002. – **10**, № 3. – P. 201–222.
11. Ivanov A. V., Leonenko N. N. Robust estimators in nonlinear regression models with long-range dependence // Optimal Design and Related Areas in Optimization and Statistics / Eds L. Pronzato and A. Zhigljavsky. – Berlin: Springer, 2009. – P. 193–221.
12. Ivanov A. V. Asymptotic properties of L_p -estimators // Theory Stochast. Process. – 2008. – **14(30)**, № 1. – P. 60–68.
13. Ivanov A. V., Orlovsky I. V. L_p -estimates in nonlinear regression with long-range dependence // Theory Stochast. Process. – 2002. – **7(23)**, № 3-4. – P. 38–49.
14. Іванов О. В., Орловський І. В. Конзистентність M -оцінок у нелінійних моделях регресії з неперервним часом // Наук. вісті НТУ України „КПІ”. – 2005. – № 4(42). – С. 140–147.
15. Іванов О. В., Орловський І. В. Про єдиність M -оцінок параметрів нелінійних моделей регресії // Наук. вісті НТУ України „КПІ”. – 2009. – № 4(46). – С. 135–141.
16. Іванов О. В., Орловський І. В. Асимптотичні властивості M -оцінок параметрів нелінійної регресії з випадковим шумом, що має сингулярний спектр // Теорія ймовірностей та мат. статистика. – 2015. – Вип. 93. – С. 34–49.
17. Савич І. М. Конзистентність квантильних оцінок у моделях регресії з сильно залежним шумом // Теорія ймовірностей та мат. статистика. – 2010. – Вип. 82. – С. 128–136.
18. Orlovsky I. V. M -estimates in nonlinear regression with weak dependence // Theory Stochast. Process. – 2003. – **9(25)**, № 1-2. – P. 108–122.
19. Ivanov A. V., Orlovsky I. V. Consistency of M -estimates in general nonlinear model // Theory Stochast. Process. – 2007. – **13(29)**, № 1-2. – P. 86–97.
20. Ivanov A. V., Leonenko N. N., Ruiz-Medina M. D., Savych I. N. Limit theorems for weighted non-linear transformations of Gaussian processes with singular spectra // Ann. Probab. – 2013. – **41**, № 2. – P. 1088–1114.
21. Гончаренко Ю. В., Ляшко С. И. Теорема Брауэра. – Киев: Кий, 2000.
22. Anh V. V., Knopova V. P., Leonenko N. N. Continuous-time stochastic processes with cyclical long-range dependence // Aust. NZ J. Statist. – 2004. – **46**. – P. 275–296.
23. Ivanov A. V., Leonenko N. N., Ruiz-Medina M. D., Zhurakovsky B. M. Estimation of harmonic component in regression with cyclically dependent errors // Statist.: J. Theor. and Appl. Statist. – 2015. – **49**, № 1. – P. 156–186.
24. Хеннан Э. Многомерные временные ряды. – М.: Мир, 1974.
25. Pfanzagl J. On the measurability and consistency of minimum contrast estimates // Metrika. – 1969. – **14**. – P. 249–272.
26. Шметтерер Л. Введение в математическую статистику. – М.: Наука, 1976.
27. Jennrich R. I. Asymptotic properties of non-linear least squares estimators // Ann. Math. Statist. – 1969. – **40**. – P. 633–643.
28. Grenander U. On the estimation of regression coefficients in the case of an autocorrelated disturbance // Ann. Statist. – 1954. – **25**, № 2. – P. 252–272.
29. Ибрагимов И. А., Розанов Ю. А. Гауссовские случайные процессы. – М.: Наука, 1970.
30. Биллингсли П. Сходимость вероятностных мер. – М.: Наука, 1977.
31. Іванов О. В., Савич І. М. μ -Припустимість спектральної щільності сильно залежного випадкового шуму в нелінійних моделях регресії // Наук. вісті НТУ України „КПІ”. – 2009. – № 1. – С. 143–148.
32. Леоненко Н. Н., Иванов А. В. Статистический анализ случайных полей. – Киев: Вища шк., 1986.
33. Бхаттачария Р. Н., Ранга Рао Р. Аппроксимация нормальным распределением и асимптотические разложения. – М.: Наука, 1982.
34. Wilkinson J. H. The algebraic eigen value problem. – Oxford: Clarendon Press, 1982.

Одержано 04.07.16