

рам, не зменшуючи кількості випробувань і, як наслідок, знизити витрати на випробування.

1. Пичугин С.Ф., Семко А.В., Трусов Г.Н. Современные проблемы проектирования стальных несущих конструкций в промышленном строительстве // Сучасне промислове та цивільне будівництво. – Вип.1. Т.1. – Макіївка: ДонДАБА, 2005. – С.53-66.

2. Jason Statler. Framing Systems // Robertson Building Systems. – 2006. – №6. – Р.6-7.

3. Романюк В.В. Карнизные узлы легких трехшарнирных стальных рам сельскохозяйственных производственных зданий: Дисс. ... канд. техн. наук: 05.23.01. – К., 1990. – 138 с.

4. Катюшин В.В. Здания с каркасами из стальных рам переменного сечения (расчет, проектирование, строительство). – М.: Стройиздат, 2005. – 656 с.

5. Проектирование металлических конструкций / В.В. Бирюлев, И.И. Кошин, И.И. Крылов, А.В. Сильвестров. – Л.: Стройиздат, 1990. – 432 с.

6. Бирюлев В.В., Катюшин В.В., Силенко В.П. Экспериментальные исследования фланцевых соединений металлических балок на высокопрочных болтах // Известия высших учебных заведений «Строительство и архитектура». – 1986. – №6. – С.18-23.

7. Семко О.В., Бібік В.М., Плужник Т.М. Методичні вказівки до розрахунку та проектування болтових з'єднань металевих будівельних конструкцій. – Полтава: ПолтНТУ, 2007. – 62 с.

8. Рекомендации по расчету, проектированию, изготовлению и монтажу фланцевых соединений стальных строительных конструкций / ЦНИИПроектстальконструкция им. Мельникова. – М., 1989. – 49 с.

*Отримано 16.01.2009*

УДК 624.046.5

Н.О. МАХІНЬКО

*Полтавський національний технічний університет ім. Юрія Кондратюка*

## **МАТЕМАТИЧНА МОДЕЛЬ ШВИДКОСТІ ВІТРУ ТА ОБҐРУНТУВАННЯ ЇЇ ІМОВІРНІСНОЇ ПРИРОДИ**

Розглядаються основні величини, що однозначно описують математичну модель статичної і пульсаційної складових швидкості вітру, обґрунтовується їх імовірнісна природа. Аналізуються експериментальні дані коефіцієнта інтенсивності турбулентності, інтегрального поздовжнього масштабу довжини турбулентності та коефіцієнта спадання експоненти.

Потік повітря характеризується частими випадковими змінами у часі й просторі як його швидкості, так і напрямку. Це потребує врахування просторової і часової мінливості швидкості вітру і, як наслідок, розгляду багатовимірних випадкових процесів. Таким чином, виникає необхідність розгляду швидкості вітру в якості випадкового процесу з параметрами, що є випадковими величинами, такими як інтенсивність турбулентності, інтегральний поздовжній масштаб довжини турбулентності, коефіцієнти спадання експоненти.

Проблемі побудови математичних моделей вітрових впливів присвячено багато праць [1, 11-14, 16, 18-20].

В даній роботі за експериментальними даними різних авторів виконано статистичну оцінку й запропоновано ймовірнісні моделі для величин, за допомогою яких описується математична модель пульсаційної складової швидкості вітру.

Просторовий потік повітря розглядається у декартовій системі координат  $x, y, z$  із початком у точці  $O$  на поверхні землі. Тоді в будь-який момент часу в довільній точці простору  $M$  з координатами  $x, y, z$  швидкість вітру можна представити у вигляді векторної суми:

$$\tilde{V}_M(z, t, \tau) = \tilde{\tilde{V}}_M(z, t) + \tilde{V}'_M(z, \tau), \quad (1)$$

де  $\tilde{\tilde{V}}_M(z, t)$  – векторний випадковий процес статичної складової швидкості вітру у макрометеорологічному масштабі часу  $t$ ;  $\tilde{V}'_M(z, \tau)$  – векторний випадковий процес пульсаційної складової швидкості вітру у мікрометеорологічному масштабі часу  $\tau$ .

У загальному випадку просторовий потік  $\tilde{V}_M(z, t, \tau)$  матиме три компоненти швидкості  $\tilde{U}(z, t, \tau)$ ,  $\tilde{V}(z, t, \tau)$  і  $\tilde{W}(z, t, \tau)$  у трьох взаємно перпендикулярних напрямках. Однак у потоках з безвідносною стратифікацією, які представляють найбільшу цікавість для інженерних досліджень вітрових впливів, середня швидкість  $\tilde{U}_m(z, t)$  спрямована горизонтально, і сам вітер може характеризуватися у вигляді суми середньої і пульсаційної складових швидкості:

$$\tilde{\tilde{V}}_M(z, t) = i \cdot \tilde{U}_m(z, t), \quad (2)$$

$$\tilde{V}'_M(z, \tau) = i \cdot \tilde{u}'(z, \tau) + j \cdot \tilde{v}'(z, \tau) + k \cdot \tilde{w}'(z, \tau), \quad (3)$$

де  $\tilde{u}'(z, \tau)$ ,  $\tilde{v}'(z, \tau)$ ,  $\tilde{w}'(z, \tau)$  – випадкові процеси відповідно поздовжньої (вздовж вісі  $Ox$ ), поперечної (вздовж вісі  $Oy$ ) і вертикальної (вздовж вісі  $Oz$ ) компонент пульсаційної складової швидкості вітру.

При переході від векторної до скалярної форми запису, формули (2) і (3) набувають вигляду:

$$\tilde{U}(z, t, \tau) = \tilde{U}_m(z, t) + \tilde{u}'(z, \tau). \quad (4)$$

$$\tilde{V}(z, t, \tau) \equiv v'(z, \tau), \quad \tilde{W}(z, t, \tau) \equiv w'(z, \tau). \quad (5)$$

Для сталевих ґратчастих башт вплив компонент швидкості  $\tilde{v}'(z, \tau)$ ,  $\tilde{w}'(z, \tau)$  на сумарну реакцію споруди є несуттєвим, тому в інженерних розрахунках обмежуються розглядом реакції споруди тільки у напрямку дії вітру, приймаючи за основу математичної моделі швидкості вітру вираз (4).

1. Математична модель статичної складової швидкості вітру.

Математичну модель статичної складової швидкості вітру  $\tilde{U}_m(z, t)$  представимо відповідно до робіт [4-8, 10, 16, 17, 19] у вигляді добутку стаціонарного випадкового процесу  $\tilde{U}_{m,10}(t)$  і детермінованої функції  $\Phi_h(z)$ :

$$\tilde{U}_m(z, t) = \tilde{U}_{m,10}(t) \cdot \Phi_h(z), \quad (6)$$

де  $\Phi_h(z)$  – функція зміни швидкості вітру за висотою  $z$ ;  $\tilde{U}_{m,10}(t)$  – випадковий процес статичної складової швидкості вітру на висоті  $z = 10$  м.

По конкретизації функції  $\Phi_h(z)$  сьогодні існує дві пропозиції, відомі як логарифмічний і степеневий закони [1, 8, 11]:

- логарифмічний закон:  $\Phi_h(z) = \frac{\ln(z/z_0)}{\ln(10/z_0)}$ , (7)

- степеневий закон:  $\Phi_h(z) = (z/10)^\alpha$ , (8)

де  $z_0$  – параметр шорсткості поверхні землі у метрах;  $\alpha$  – показник ступеню, що є функцією параметра  $z_0$ .

Випадковий процес  $\tilde{U}_{m,10}(t)$  представляється моделлю стаціонарного (або квазістаціонарного) випадкового процесу з розподілом ординати за законом Вейбулла:

$$f_u(u) = \beta / \alpha u^{\beta-1} \exp[-u^\beta / \alpha], \quad (9)$$

$$F_u(u) = 1 - \exp[-u^\beta / \alpha], \quad (10)$$

де  $f_u(\square)$ ,  $F_u(\square)$  – щільність та функція розподілу випадкового процесу;  $\alpha$  і  $\beta$  – параметр масштабу і форми розподілу Вейбулла, які однозначно визначають математичне сподівання  $\bar{U}_{m,10}$ , стандарт  $\hat{U}_{m,10}$  і коефіцієнт варіації  $V_{m,10}$  процесу  $\tilde{U}_{m,10}(t)$ :

$$\bar{U}_{m,10} = \alpha^{1/\beta} \Gamma(1 + \beta^{-1}), \quad (11)$$

$$\hat{U}_{m,10} = \sqrt{\alpha^{2/\beta} [\Gamma(1 + 2\beta^{-1}) - \Gamma^2(1 + \beta^{-1})]}, \quad (12)$$

$$V_{m,10} = \sqrt{\Gamma(1 + 2\beta^{-1}) / \Gamma(1 + \beta^{-1})^2 - 1}. \quad (13)$$

Нормована спектральна щільність  $s_{\omega,m}(\omega)$  випадкового процесу статичної складової швидкості вітру може бути описана одним із виразів, рекомендованих роботою [7]. Ці вирази, разом з нормованою кореляційною функцією  $\rho_m(\tau_0)$ , ефективною частотою  $\omega_{e,m}$  і коефіцієнтом широкосмуговості  $\beta_{\omega,m}$  наведені у таблиці. У практичних розрахунках частіше залучаються до розгляду характеристики п.3 цієї таблиці.

Частотні характеристики випадкового процесу  $\tilde{U}_{m,10}(t)$

№ п/п	$\rho_m(\tau_0)$	$s_{\omega,m}(\omega)$	$\omega_{e,m}$	$\beta_{\omega,m}$
1	$\exp(-\alpha_1 \tau_0 )$	$\frac{2\alpha_1}{\pi(\alpha_1^2 + \omega^2)}$	$\alpha\sqrt{2}$	$\frac{\sqrt{3}}{(1,732)}$
2	$\exp(-\alpha_2 \tau_0 )(1 + \alpha_2 \tau_0 )$	$\frac{4\alpha_2^3}{\pi(\alpha_2^2 + \omega^2)^2}$	$\alpha$	$\frac{2\sqrt{2} - 1}{(1,826)}$
3	$\exp(-\alpha_3 \tau_0 )(1 + \alpha_3 \tau_0  + 1/3\alpha_3^2\tau_0^2)$	$\frac{16\alpha_3^5}{3\pi(\alpha_3^2 + \omega^2)^3}$	$\alpha/\sqrt{3}$	3

**Примітка:** масштаб часу при побудові нормованої кореляційної функції випадкового процесу  $\tilde{U}_{m,10}(t)$  приймається у добах.

*2. Математична модель пульсаційної складової швидкості вітру.*

Математичну модель пульсаційної складової швидкості вітру  $\tilde{u}'(z, \tau)$  представимо відповідно до рекомендацій робіт [1, 12, 18, 20] у вигляді стаціонарного ВП з нульовим математичним сподіванням і стандартом  $\sigma_{u'}$ :

$$\sigma_{u'} = \sqrt{\beta_{u'}} \cdot u_* \tag{14}$$

де  $\beta_{u'}$  – коефіцієнт інтенсивності турбулентності;  $u_*$  – динамічна швидкість вітру:

$$u_* = \tilde{U}_{m,10}(t) / [2,5 \ln(z/z_0)] \tag{15}$$

Важливою характеристикою випадкового процесу  $\tilde{u}'(z, \tau)$  виступає також його спектр пульсацій. Існує досить багато виразів для спектрів пульсацій швидкості вітру в різних інтервалах частот. Аналіз і співставлення цих спектрів виконано в роботах [8, 9]. У даній статті

для опису спектру пульсацій поздовжньої компоненти швидкості вітру скористуємося виразом [18]

$$\frac{nS_{u'}(z, n)}{\sigma_{u'}^2} = \frac{d_{u'} L_{u'}(z) n / \tilde{U}_m(z, t)}{[1 + 5d_{u'} L_{u'}(z) n / \tilde{U}_m(z, t)]^{5/3}}, \quad (16)$$

де  $n$  – частота пульсацій вітру;  $d_{u'}$  – константа пульсацій швидкості вітру ( $d_{u'} = 6,868$  відповідно до рекомендацій G.Solari [18]);  $L_{u'}(z)$  – інтегральний масштаб довжини турбулентності [15, 18]:

$$\begin{aligned} L_{u'}(z) &= 300 \lambda_u(z/200)^v, \\ v &= 0,67 + 0,05 \ln(z_0), \end{aligned} \quad (17)$$

де  $\lambda_u$  – величина, роз'яснення якої наводиться нижче.

Формула (16) дозволяє описати широке коло відомих на сьогодні спектрів пульсацій швидкості вітру і закладена у загальноєвропейські норми Eurocode 1 [15] при нормуванні вітрових впливів на будівельні конструкції. Приклади побудованих за формулою (16) спектрів пульсацій швидкості вітру при різних значеннях величин  $\tilde{U}_m(z, t)$ ,  $L_{u'}(z)$  наведено на рис.1.

Виступаючи універсальною характеристикою атмосферної турбулентності, спектр пульсацій швидкості вітру не дає можливості описати просторову мінливість останньої. Просторовий розподіл пульсацій вітру оцінюється завдяки функції просторової когерентності, яка характеризує кореляцію однойменних пульсацій швидкості вітру у двох точках простору  $M$  та  $M'$ , розташованих на відстані  $z - z'$  одна від одної. Для оцінки функції просторової когерентності A.Davenport [12, 13, 15] запропонував модель, що в подальшому була розвинена в роботах інших авторів.

Цей підхід виражається формулою

$$\Lambda_{u'}(M, M', n) = \exp \left[ - \frac{2nC_{zu} |z - z'|}{\tilde{U}_m(z, t) + \tilde{U}_m(z', t)} \right], \quad (18)$$

де  $C_{zu}$  – коефіцієнт спадання експоненти.

Існують також інші пропозиції по врахуванню просторової кореляції пульсацій швидкості вітру (їх детальний аналіз виконано в роботі [8]).

Зазначимо, що власне функція (18) в розрахунках конструкцій не використовується, а залучається до розгляду при оцінці взаємного спектру пульсацій швидкості вітру:

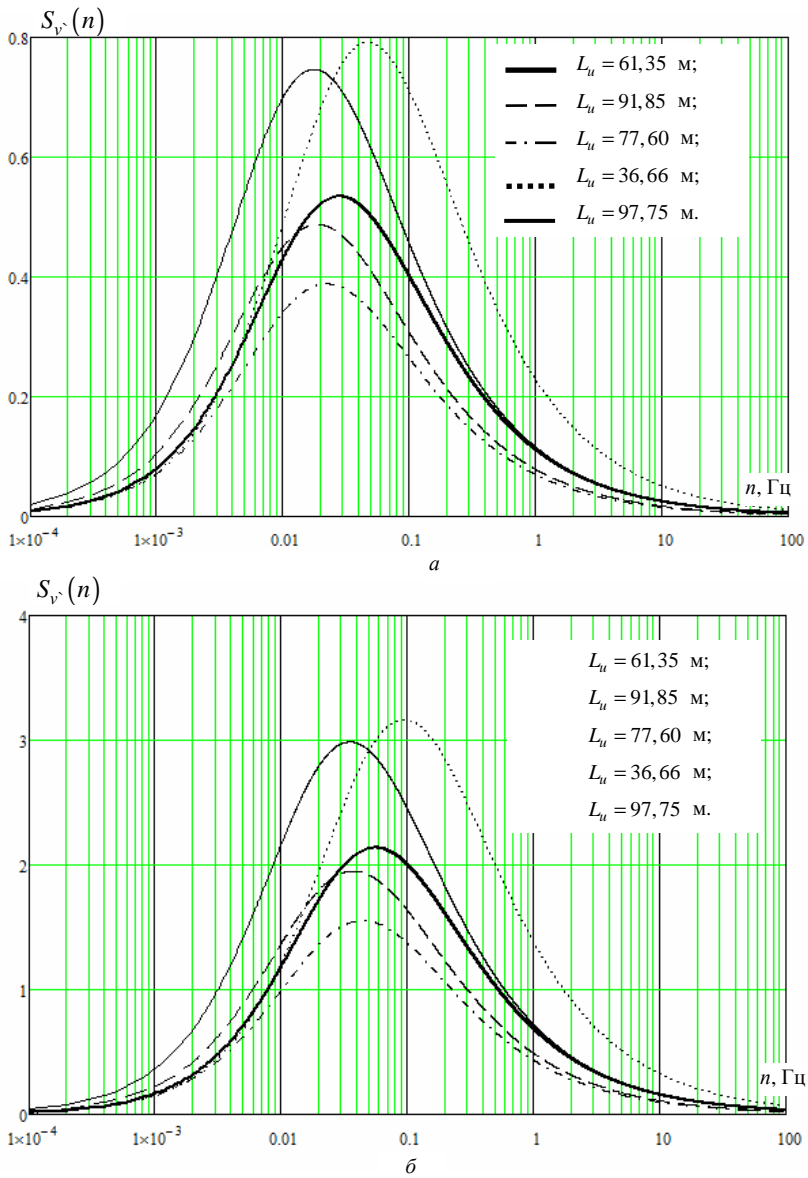


Рис.1 – Спектры пульсаций позадвжної компоненти швидкості вітру при  $z = 10$  м:  
 $a$  – при  $u = 10$  м/с;  $b$  – при  $u = 20$  м/с.

$$S_{u'u'}(M, M', n) = \sqrt{S_{u'}(z, n)S_{u'}(z', n)}\Lambda_{u'}(M, M', n). \quad (19)$$

Представлення пульсаційної складової швидкості вітру у вигляді стаціонарного випадкового процесу ускладнюється стохастичним розкидом його основних параметрів: коефіцієнта інтенсивності турбулентності  $\beta_{u'}$ , інтегрального поздовжнього масштабу довжини турбулентності  $L_{u'}(z)$  і коефіцієнта спадання експоненти  $C_{zu}$ . Крім того, стандарт  $\sigma_{u'}$  випадкового процесу  $\tilde{u}'(z, \tau)$ , його енергетичний спектр  $S_{u'}(z, n)$  і функція просторової когерентності  $\Lambda_{u'}(n)$  залежать від ординати ВП статичної складової швидкості вітру. У зв'язку з цим був проведений масштабний аналіз наявних на сьогодні експериментальних даних по величинам  $\beta_{u'}$ ,  $L_{u'}(z)$  і  $C_{zu}$ .

3. *Імовірнісний опис коефіцієнта інтенсивності турбулентності.* Статистичний розкид коефіцієнта інтенсивності турбулентності  $\beta_{u'}$  ілюструє рис.2, на який нанесено експериментальні дані 14 різних авторів. Також на рис.2 нанесена теоретична залежність коефіцієнта  $\beta_{u'}$  від параметру шорсткості поверхні  $z_0$ , що осереднює експериментальні дані:

$$\bar{\beta}_{u'} = 6 - 1,1 \arctg[\ln(z_0) + 1,75]. \quad (20)$$

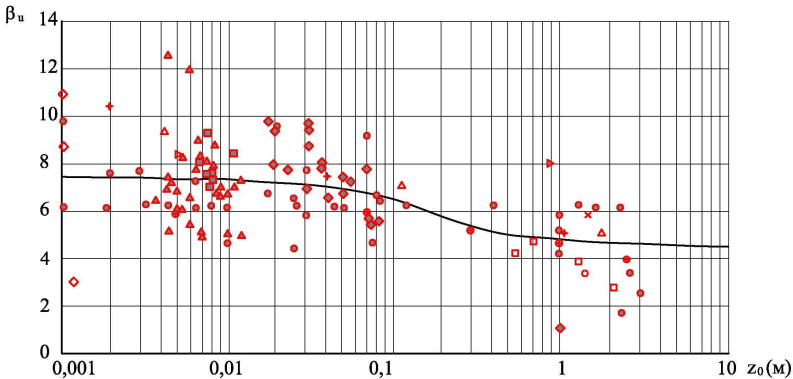


Рис. 2 – Експериментальна статистична оцінка коефіцієнту інтенсивності турбулентності та його теоретичне обґрунтування

Коефіцієнт варіації  $\beta_{u'}$  практично не залежить від параметру шорсткості поверхні  $z_0$  і становить приблизно  $V_{\beta_{u'}} = 0,25$ .

Імовірнісна природа коефіцієнту інтенсивності турбулентності обумовлює імовірнісну природу стандарту пульсацій швидкості вітру. У зв'язку з цим формулу (14) можна подати у вигляді:

$$\tilde{\sigma}_{u'} = \tilde{\xi}_u \tilde{U}_{m,10}(t). \quad (21)$$

Тут  $\tilde{\xi}_u$  – випадкова величина інтенсивності турбулентності:

$$\tilde{\xi}_u = \tilde{k}_\epsilon / \ln(z/z_0), \quad (22)$$

де  $\tilde{k}_\epsilon$  – випадкова величина, що має нормальний розподіл, математичне сподівання  $\bar{k}_\epsilon = 0,4\sqrt{\beta_{u'}}$ , і стандарт  $\hat{k}_\epsilon = 0,05\sqrt{\beta_{u'}}$ .

У детермінованих інженерних розрахунках мінливістю величини  $\Delta_z$  нехтують, назначаючи їй постійне значення. Наприклад, у Eurocode 1 [15] і ДБН [2]  $k_\epsilon = 1$ , хоча, якщо скористатися правилом «трьох сигм» [3], для розрахункового значення коефіцієнта  $k_z$  отримаємо

$$k_{\epsilon,p} = 0,55\sqrt{\beta_{u'}}. \quad (23)$$

Для діапазону шорсткостей  $z_0 = 0,003 \div 1,0$  м, відповідно до норм [2, 15], можна записати діапазон зміни розрахункового значення величини  $k_{\epsilon,p} = 1,5 \div 1,2$ . Зазначимо, що у Eurocode 1 введено коефіцієнт  $k_i$  (turbulence factor), аналогічний за змістом коефіцієнту  $k_\epsilon$ , але його нормування повинно здійснюватися на підставі державних стандартів; якщо у державних стандартах відсутня інформація, щодо числової оцінки коефіцієнта  $k_i$ , його значення повинно бути рівним одиниці.

4. *Імовірнісний опис інтегрального поздовжнього масштабу довжини турбулентності.* Фізичний зміст масштабу турбулентності  $L_{u'}(z)$  полягає в тому, що він визначає характерні розміри турбулентних вихрів у напрямку середнього руху потоку. Залежить масштаб турбулентності від шорсткості поверхні землі  $z_0$  і висоти  $z$ , на якій діє вітровий потік. При цьому характер цієї залежності не є строго функціональним, а лише має певний кореляційний зв'язок, величину якого було досліджено на основі статистичних даних двадцяти робіт закордонних вчених. Оброблена статистика ілюструється рис.3. На рис.3, а, в, д наведено результати експериментальних вимірів масштабу турбулентності, а рис.3, б, з, е разом з експериментальними даними



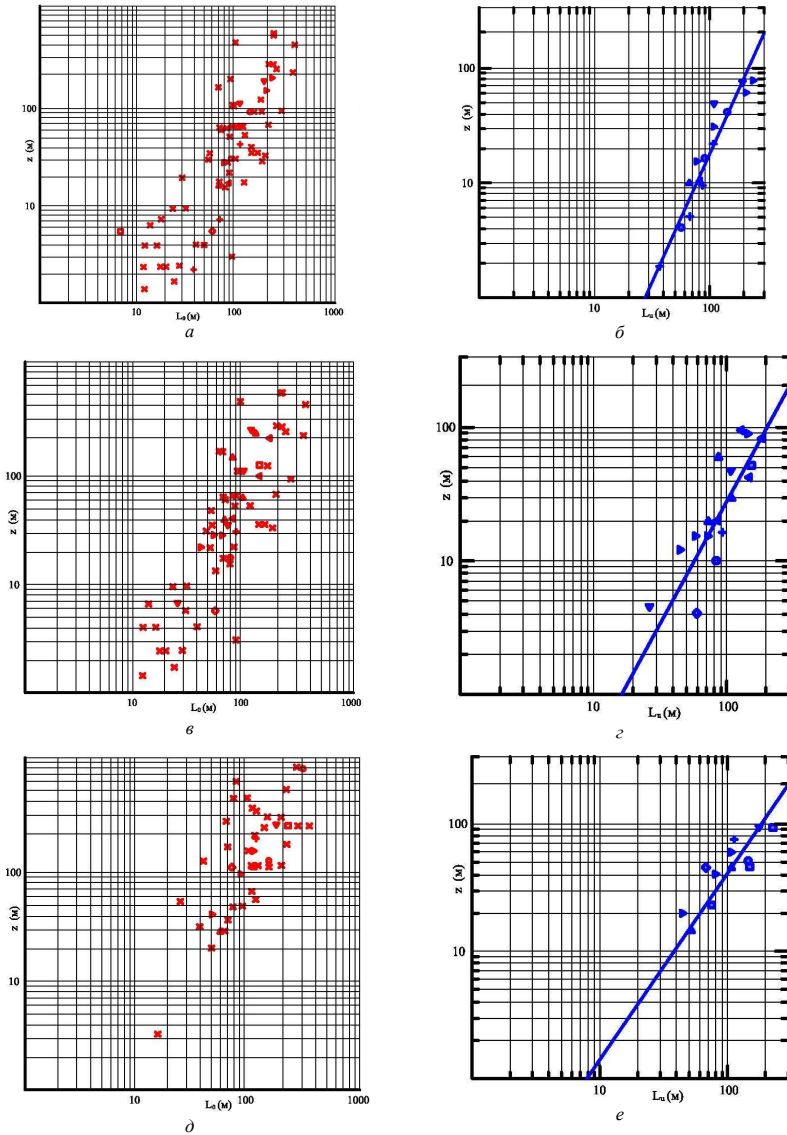


Рис.3 – Експериментальна статистична оцінка поздовжнього інтегрального масштабу довжини турбулентності:

$a$  – шорсткість поверхні  $z_0 = 0,01$  м;  $б$  – шорсткість поверхні  $z_0 = 0,1$  м;  
 $в$  – шорсткість поверхні  $z_0 = 1,0$  м.

містить лінійну регресійну залежність (17), яка приблизно апроксимує дані експериментальних вимірів. Згідно з (17), імовірнісну природу величини  $\tilde{L}_u(z)$  обумовлюють імовірнісні властивості величини  $\tilde{\lambda}_u$ . Сама випадкова величина  $\tilde{\lambda}_u$  має нормальний розподіл ординати, математичне сподівання  $\bar{\lambda}_u = 1$  і коефіцієнт варіації  $V_{L,u} = 0,25$ .

5. *Імовірнісний опис коефіцієнта спадання експоненти.* Коефіцієнт спадання експоненти  $C_{zu}$  визначається експериментально і залежить від висоти над поверхнею землі і швидкості вітру. Деякі дослідники виражають думку про залежність  $C_{zu}$  і від шорсткості поверхні землі. Статистичні характеристики коефіцієнта  $C_{zu}$ , отримані на основі представницького об'єму експериментальних даних, такі: математичне сподівання  $\bar{C}_{zu} = 10$ , коефіцієнт варіації  $V_{C_{zu}} = 0,2$ , закон розподілу – нормальний. Таким чином, коефіцієнт спадання експоненти є найбільш невизначеною величиною у математичній моделі випадкового процесу пульсаційної складової швидкості вітру. Так, залежність коефіцієнта  $C_{zu}$  від шорсткості поверхні землі, висоти над поверхнею землі і швидкістю вітру недостатньо обґрунтовані і тому є джерелом похибок при розрахунках споруд. Отже, необхідні подальші дослідження у цій області як теоретичні, так і експериментальні.

Таким чином, на основі експериментальних даних виконано статистичну оцінку та запропоновано математичні імовірнісні моделі для таких величин, як коефіцієнт інтенсивності турбулентності, інтегральний поздовжній масштаб довжини турбулентності та коефіцієнт спадання експоненти. В наступному це можна використати для побудови узагальнених імовірнісних моделей вітрового навантаження на висотні будівлі та споруди.

1. Барштейн М.Ф. Воздействие ветра на здания и сооружения // Нагрузки и надежность строительных конструкций // Труды ЦНИИСК. Вып.21. – М.: Стройиздат, 1973. – С.65-84.

2. ДБН В.1.2 –2:2006. Система надійності та безпечності у будівництві. Навантаження і впливи. – К., 2006. – 100 с.

3. Вентцель Е.С. Теория вероятностей. – 7-е изд. стер. – М.: Высш. шк., 2001. – 575 с.

4. Пашинський В.А. Атмосферні навантаження на будівельні конструкції для території України. – К., 1999. – 185 с.

5. Пашинський В.А. Методологія нормування навантажень на будівельні конструкції: Автореф. дис. ... д-ра техн. наук: 05.23.01 / ПДТУ. – Полтава, 1999. – 33 с.

6. Пичугин С.Ф. Вероятностный анализ ветровой нагрузки // Известия вузов. Сер. Строительство и архитектура. – 1997. – №12. – С.13-20.

- 7.Пичугин С.Ф. Надежность стальных конструкций производственных зданий: Автореф. дис. ... д-ра техн. наук: 05.23.01 / КГТУСА. – К., 1994. – 32 с.
- 8.Пичугин С.Ф., Махинько А.В. Ветровая нагрузка на строительные конструкции. – Полтава, 2005. – 342 с.
- 9.Пичугин С.Ф., Махинько А.В. Сравнительный анализ спектров пульсаций скорости ветра // 36. наук. праць III міжнар. наук.-практ. конф. „Баштові споруди: матеріали, конструкції і технології”. Вип.8 (56). – Макіївка: ДонДАБА, 2005. – С. 18-25.
- 10.Махинько А.В. Надійність елементів металоконструкцій під дією випадкових змінних навантажень: Автореф. дис. ... канд. техн. наук / ПолтНТУ. – Полтава, 2006. – 24 с.
- 11.Симиу Э., Скэнлан Р. Воздействие ветра на здания и сооружения: Пер. с англ. Б.Е.Маслова, А.В.Швецовой; Под. ред. Б.Е.Маслова. – М.: Стройиздат, 1984. – 360 с.
- 12.Davenport A.G. The Relationship of Wind Structure to Wind Loading. Proceeding of the Symposium on Wind Effects on Buildings and Structures, Teddington, vol.1, 1963. – P.54-102.
- 13.Davenport A.G. The Response of Slender Line-like Structures to a Gusty Wind. Proc Inst Civil Engineers 1962, №23. – P.369-408.
- 14.Davenport A.G. The Spectrum of Horizontal Gustiness Near the Ground in High Winds. Quart J Roy Meteorol Soc 1961, №87. – P.184-211.
- 15.Eurocode 1: Actions on Structures – Part 1-4: General actions – Wind Actions.– Brussels: CEN, 2002.– 155 p.
- 16.Simiu E. Toward a New Generation of Standards for Wind Loads: Implications for Design Practice, Insurance, and Research // The Eight U.S. National Conf. on Wind Engineering. – Baltimore (USA). – 1997. – CD.
- 17.Simiu E., Filliben J.J. Probability Distributions of Extreme Wind Speeds // Proc. Amer. Soc. Civ. Eng. – 1980. – vol. 106. – P.2365-2374.
- 18.Solari G, Piccardo G. Probabilistic 3-D Turbulence Modeling for Gust Buffeting of Structures // Probabilistic Engineering Mechanics. – No. 16. – 2001. – P.73-86.
- 19.Solari G. Wind Speed Statistics // International Atomic Energy Agency. – 1996. – P.637-657.
- 20.Solari G., Pagnini L.C. Gust Buffeting and Aeroelastic Behavior of Poles and Monotubular Towers // Journal of Fluids and Structures. – No.13. – 1999. – P.877-905.

*Отримано 27.01.2009*

УДК 699.841.001.2

МАЗЕН РАДВАН

*Харьковский государственный технический университет строительства и архитектуры*

## **К ВОПРОСУ О ВЛИЯНИИ СЛОИСТОСТИ ОСНОВАНИЯ НА УСИЛИЯ В ЭЛЕМЕНТАХ ПЕРЕКРЫТИЙ ДЛЯ МНОГОЭТАЖНЫХ МОНОЛИТНЫХ ЖЕЛЕЗОБЕТОННЫХ ЗДАНИЙ ПРИ СЕЙСМИЧЕСКИХ ВОЗДЕЙСТВИЯХ**

Анализируется влияние слоистости основания на усилия в элементах перекрытий монолитных каркасно-стеновых железобетонных зданий, выполненных для сейсмических условий Сирийской Арабской Республики.

Сейсмостойкость сооружения – это та часть общей динамики со-