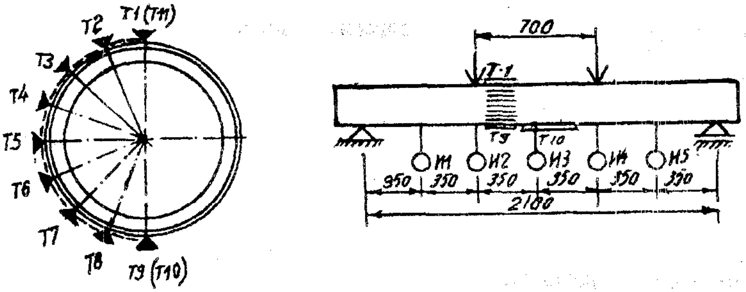

Рис.2 – Схема расстановки приборов и испытания стеклопластиковых свай на продольный изгиб:
Т – тензометры; И – индикаторы часового типа

Из сказанного следует, что стеклопластиковое армирование способствует повышению общей несущей способности трубчатых свай, их долговечности.

Получено 18.01.2002

УДК 624.042

В.А.ПАШИНСЬКИЙ, д-р техн. наук, А.А.КУЗЬМЕНКО, А.М.КАРЮК
Полтавський державний технічний університет ім. Юрія Кондратюка

ІМОВІРНІСНИЙ ОПИС ПРОЦЕСУ ТЕМПЕРАТУРИ ПОВІТРЯ

На основі статистичних досліджень сформульована імовірнісна модель квазістаціонарного диференційованого випадкового процесу середньодобової температури повітря, виявлені й описані залежності між його статистичними характеристиками.

Одним з атмосферних впливів, що враховується при проектуванні будівельних конструкцій, є температура експлуатаційного середовища. Діючі норми навантажень СНиП 2.01.07-85 [1] розроблялися для всієї території колишнього Союзу, а тому містять надто узагальнені карти територіального районування і складну послідовність визначення розрахункових температур. Ці недоліки обумовлюють необхідність статистичного дослідження та більш детального нормування температурних впливів на будівельні конструкції.

З літератури [2-4] відомо, що температура повітря має три характерні періоди зміни:

1) сезонні зміни температури повітря є практично закономірним процесом, який можна дослідити шляхом аналізу багаторічних метеорологічних даних, як це зроблено в [2, 4];

2) міждобова мінливість температури повітря залежить від багатьох факторів і є випадковим процесом, для вивчення якого необхідно аналізувати безперервні реалізації середньодобових температур;
3) добовий хід температури має чітко виражений циклічний характер і може бути поданий у вигляді квазігармонічного процесу з детермінованою частотою.

На основі аналізу даних декількох метеостанцій України в [3] висунута й доведена гіпотеза, що процес зміни середньодобової температури повітря можна подати у вигляді квазістаціонарного диференційованого випадкового процесу з річним періодом нестаціонарності. Подібна імовірнісна модель запропонована і в роботі [2]. Для цього достатньо визначити функції числових характеристик, значення ефективної частоти і вид закону розподілу ординати. У [3] показано, що функції математичного сподівання та стандарту досить точно описуються рядами Фур'є з однією парою коефіцієнтів, а ефективні частоти не мають вираженого сезонного характеру і можуть вважатися незмінними протягом усього року. Закон розподілу середньодобової температури в першому наближенні можна вважати нормальним, але його вид потребує уточнення. Така імовірнісна модель адекватно описує сезонну і міждобову мінливість температури. Добовий хід останньої доцільно вивчати і враховувати додатково до процесу середньодобової температури.

Для статистичного дослідження температури повітря використані опубліковані в [4] результати вимірювань середньодобових температур на 46 метеостанціях України. Рівномірне розташування метеостанцій на території країни і стандартна методика вимірювань забезпечили репрезентативність даних та обгрунтованість результатів. Температуру повітря вимірювали рідинними термометрами, встановленими в психрометричних будках на висоті два метри від поверхні землі. Вона характеризує термічний режим об'єктів, захищених від прямої сонячної радіації.

Функції числових характеристик визначені за наведеними в [4] гістограмами розподілу середньодобових температур в кожному з місяців року. Послідовності з 12 значень числових характеристик, обчислені за відомими формулами [5], визначають функції математичного сподівання M(t), стандарту S(t), коефіцієнтів асиметрії A(t) і ексцесу E(t). Приклад таких функцій для метеостанції "Полтава" наведено в таблиці й на рис.1.

З рисунка видно, що функції M(t), S(t) і A(t) мають чітко виражені сезонні зміни. У літні місяці математичні сподівання та коефіцієнти асиметрії приймають найбільші значення, а стандарти – найменші. Як пропонувалося в [3], вказані функції апроксимовані рядами Фур'є:

$$F(t) = a_0 + a_1 \sin(0{,}01745t) + b_1 \cos(0{,}01745t)\,, \qquad (1)$$

де $F(t)$ – узагальнене позначення функцій $M(t)$, $S(t)$ і $A(t)$; a_0, a_1, b_1 – параметри, обчислені методом найменших квадратів і наведені в останніх рядках таблиці.

Функції числових характеристик середньодобової температури повітря на метеостанції "Полтава"

Місяці року	t (діб)	M(t)		S(t)		A(t)		E(t)
		досл.	(1)	досл.	(1)	досл.	(1)	досл.
січень	15	-6,8	-7,04	6,79	6,28	-0,67	-0,498	-0,02
лютий	45	-6,3	-5,32	6,30	6,13	-0,46	-0,483	-0,29
березень	75	-1,2	-0,25	5,20	5,69	-0,33	-0,391	0,21
квітень	105	7,6	6,82	4,99	5,06	0,08	-0,248	-0,36
травень	135	15,3	13,99	4,58	4,43	-0,24	-0,090	-0,28
червень	165	18,8	19,34	4,11	3,95	-0,14	0,038	-0,10
липень	195	20,9	21,44	3,64	3,76	0,05	0,103	-0,30
серпень	225	19,8	19,72	3,86	3,90	0,10	0,088	-0,29
вересень	255	14,4	14,65	4,57	4,35	0,11	-0,004	-0,23
жовтень	285	7,5	7,58	4,89	4,97	-0,02	-0,147	0,06
листопад	315	0,8	0,41	5,35	5,61	-0,31	-0,305	0,32
грудень	345	-4,4	-4,94	5,95	6,08	-0,54	-0,433	0,18
Середньорічні		7,2		6,02		-0,20		-0,09
a_0			7,20		5,02		-0,197	
a_1			-13,66		1,204		-0,278	
b_1			-4,06		0,371		-0,126	

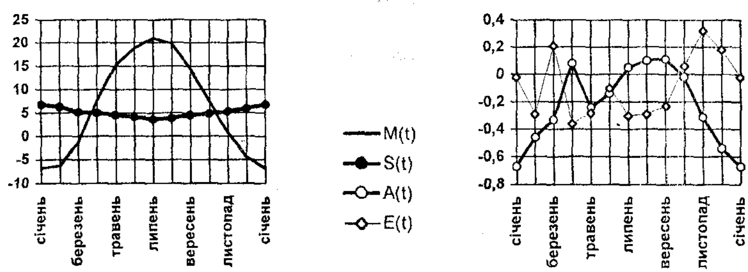

Рис. 1 – Функції числових характеристик випадкового процесу температури повітря на метеостанції "Полтава"

Обчислені за формулою (1) з отриманими параметрами значення апроксимуючих функцій M(t), S(t) і A(t) подані в таблиці. Їх близькість до дослідних даних свідчить про задовільну точність апроксимації і дозволяє використовувати формулу (1) для опису сезонних змін числових характеристик середньодобової температури повітря. Аналіз результатів статистичної обробки показав, що виявлена поведінка функцій M(t), S(t) і A(t) характерна для більшості метеостанцій. Це дозволяє отримати узагальнені по території України залежності стандарту S(t) і коефіцієнта асиметрії A(t) від математичного сподівання M(t) випадкового процесу температури повітря, які показані на рис.2.

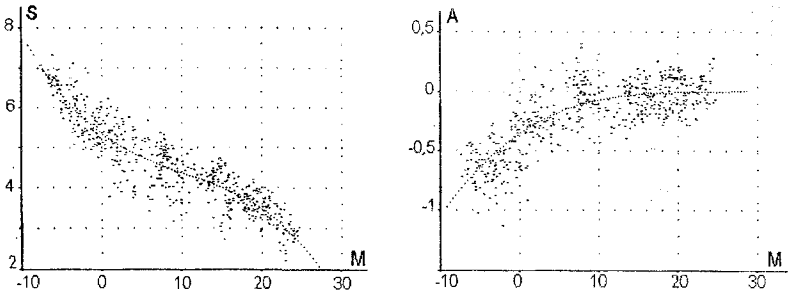

Рис. 2 – Залежності стандарту S і коефіцієнта асиметрії A від математичного сподівання M випадкового процесу температури повітря

Одержані залежності досить розмиті (коефіцієнти кореляції дорівнюють -0,91 і 0,73), але можуть бути апроксимовані алгебраїчними поліномами третього ступеня:

$$S = 5{,}31 - 0{,}15M + 0{,}0075M^2 - 0{,}00024M^3\ ; \qquad (2)$$

$$A = -0{,}36 + 0{,}045M - 0{,}002M^2 + 0{,}00003M^3\ , \qquad (3)$$

де M, S, A – значення числових характеристик температури повітря для обраної метеостанції в один і той же момент часу.

Апроксимуючі залежності (2), (3) дозволяють суттєво спростити імовірнісну модель температури повітря. Для кожної метеостанції досить задати лише функцію математичного сподівання M(t), а значення стандарту і коефіцієнта асиметрії для довільного моменту часу можна наближено отримати за формулами (2), (3).

Сезонні зміни коефіцієнтів ексцесу E(t) для усіх метеостанцій мають несистематичний характер, зображений на рис.1. Тому функції E(t) не можуть бути описані аналітично і в таблиці наведене тільки середньорічне значення E = -0,09. Спроба встановити за даними 46 метеостанцій залежність середньорічного значення коефіцієнта ексцесу від середньорічної температури повітря показала, що вона є надто невизначеною (коефіцієнт кореляції дорівнює 0,63) і не може використовуватися для оцінки значень E(t).

Важливим елементом імовірнісної моделі випадкового процесу є вид закону розподілу його ординати, приклади якого для метеостанції "Полтава" наведені на рис.3.

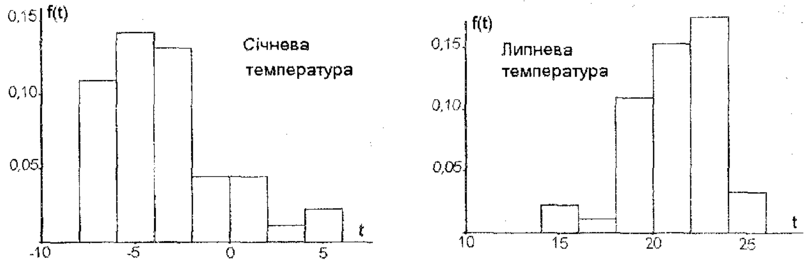

Рис. 3 – Гістограми розподілу ординати випадкового процесу температури повітря на метеостанції "Полтава"

З рис.3 видно, що закон розподілу середньодобової температури повітря є одномодальним, але має асиметрію, що й відрізняє його від широковживаного нормального розподілу [5]. Виконаний в [3] аналіз похибок оцінювання розрахункових температур свідчить, що в першому наближенні розподіли температури повітря можна апроксимувати нормальним законом розподілу. Відмінність законів розподілу температури повітря від нормального відмічалася також в роботі [2], де запропоновано обчислювальний прийом, що базується на використанні однієї половини кривої нормального розподілу.

Для забезпечення достовірного нормування розрахункових значень температури повітря необхідно знайти достатньо точну апроксимацію закону розподілу ординати випадкового процесу середньодобової температури. Для цього можна застосувати поліномо-експоненціальний розподіл [3] або спеціально розробити закон розподілу на основі лінійної комбінації чи іншої модифікації відомих розподілів. Вважаючи цю задачу предметом окремого дослідження, у першому наближенні можна рекомендувати застосування нормального закону розподілу, як це запропоновано в [3].

Частотна структура випадкового процесу середньодобової температури повітря задається постійним у часі значенням ефективної частоти ω. Згідно з методикою [3], ефективні частоти обчислені за даними табл.4а довідника [4], в якій для кожного місяця року наведені гістограми розподілу міждобових перепадів температури повітря. При однодобовому інтервалі квантування за часом ці гістограми можна вважати розподілами похідної випадкового процесу середньодобової температури повітря. Тоді ефективна частота випадкового процесу температури повітря в і-му місяці може бути обчислена як відношення стандарту похідної $S_{\text{пох},i}$ до стандарту самого процесу S_i:

$$\omega_i = S_{\text{пох},i} / S_i \, . \tag{4}$$

Результати обчислень підтверджують висунуту в [3] гіпотезу про відсутність вираженої сезонної мінливості отриманих за формулою (4) послідовностей ефективних частот для 12 місяців року. Це дозволяє вважати квазістаціонарний випадковий процес температури повітря стаціонарним за частотною структурою і використовувати середньорічне значення ефективної частоти ω.

За формулою (4) обчислені ефективні частоти випадкового процесу середньодобової температури повітря на 22 метеостанціях України, для яких в [4] наведені розподіли міждобових перепадів температури. Неширокий інтервал зміни ефективних частот $0{,}55 \le \omega \le 0{,}63$ наводить на думку про можливість їх узагальнення для усієї території України.

З наведеної на рис.4 гістограми розподілу ефективних частот по метеостанціях видно, що найбільш імовірними є значення від 0,56 до 0,59 1/добу. До цього інтервалу потрапили 15 із 22 досліджуваних метеостанцій. Малий розкид даних дозволяє обчислити середнє для досліджених метеостанцій значення $\omega = 0{,}58$ 1/добу і вважати його загальним для всієї території України. Ефективний період зміни випадкового процесу середньодобової температури повітря дорівнює $T_\omega = 2\pi/\omega = 6{,}28/0{,}58 \approx 11$ діб, що відповідає 34 циклам навантаження протягом року.

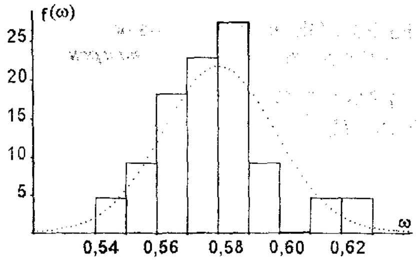

Рис. 4 – Розподіл ефективних частот випадкового процесу температури повітря для метеостанцій України

Загалом проведені дослідження показали, що зміни середньодобової температури повітря можуть бути описані імовірнісною моделлю квазістаціонарного випадкового процесу з річним періодом нестаціонарності. Річні функції математичного сподівання, стандарту і коефіцієнта асиметрії досить точно апроксимуються рядами Фур'є з однією парою коефіцієнтів. Коефіцієнт ексцесу доцільно задавати середньорічним значенням. Ефективну частоту випадкового процесу середньодобової температури повітря можна вважати незмінною у часі й постійною для всієї території України. Імовірнісну модель істотно спрощують виявлені та описані алгебраїчними поліномами третього ступеня залежності стандартів і коефіцієнтів асиметрії від математичного сподівання.

1.СНиП 2.01.07-85. Нормы проектирования. Нагрузки и воздействия. – М.: ЦИТП Госстроя СССР, 1987. – 36 с.

2.Белышев И.А., Клепиков Л.В. Статистический анализ данных о температуре воздуха для расчета конструкций // Исследование нагрузок на сооружения и надежность строительных конструкций: Труды ЦНИИСК. Вып. 42. – М.: Стройиздат, 1976. – С.7-23.

3.Пашинський В.А. Атмосферні навантаження на будівельні конструкції на території України. – К.: УкрНДІпроектстальконструкція, 1999. – 185 с.

4.Справочник по климату СССР. Ч. II. Температура воздуха и почвы. Вып.10. – Л.: Гидрометеоиздат, 1967. – 608 с.

5.Вентцель Е.С. Теория вероятностей. – М.: Физматгиз, 1962. – 564 с.

Отримано 09.01.2002

УДК 624.131.4

Ю.Л.ВИННИКОВ, канд. техн. наук
Полтавський державний технічний університет ім. Юрія Кондратюка

ДО МАТЕМАТИЧНОГО МОДЕЛЮВАННЯ РОЗМІРІВ УЩІЛЬНЕНИХ ЗОН ПІРАМІДАЛЬНИХ ПАЛЬ З ЛІДИРУЮЧИМИ СВЕРДЛОВИНАМИ

Наведено приклад застосування рішення вісесиметричної пружно-пластичної задачі методом кінцевих елементів (МКЕ) для визначення розмірів ущільнених зон пірамідальних паль з лідируючими свердловинами. Порівнюються дані моделювання і натурних вимірів.

Як показали натурні дослідження [1], при зануренні пірамідальних паль у грунт через лідируючі свердловини розмір їх ущільнених зон і несуча здатність зменшуються. Але такі виміри для різних типорозмірів паль і видів грунтів є досить дорогими. Тому для розв'язання цієї проблеми є сенс скористатися рішенням вісесиметричної пружно-пластичної задачі МКЕ у фізично й геометрично нелінійній постановці, зокрема програмним модулем "PRIZ-Pile" для ПЕОМ [2].

Восьмивузлові ізопараметричні КЕ з квадратичним описом геометрії та поля переміщень за перерізом (з чотирма точками інтегрування) дають змогу використовувати прямокутну і криволінійну сітки КЕ. Вихідні параметри моделі грунту такі: залежність модуля дефор-