

Расчеты сейсмостойкости грунтового основания, выполненные НИИОСП в соответствии с рекомендациями раздела 12 в [2] с использованием характеристик грунтов, полученных после землетрясения, дали положительный результат.

Расчеты устойчивости склона выполняли по схемам 1, 2 раздела 14 в [2] (поверхности скольжения произвольной и ломанной форм), при этом коэффициент  $K_{нф}$ , учитывающий сейсмическое воздействие, принимали (по рекомендации НИИОСП) равным 0,2 (вопреки существующей практике, когда он должен быть равен 0,075). Установлено, что устойчивость грунтового массива обеспечивается с запасом.

Стоимость укрепительных мероприятий составила около 15% стоимости защищенного здания и окружающей территории.

1. СНиП 11-7-81. Строительство в сейсмических районах / Госстрой СССР. – М.: Стройиздат, 1982. – 48с.

2. Основания, фундаменты и подземные сооружения / Справочник проектировщика. Разделы 12, 14 / Под общ. ред. Е.А.Сорочана и Б.Г.Трофименкова. – М.: Стройиздат, 1985. - 480 с.

*Получено 26.06.2001*

УДК 624.042.1

**Т.Н.ДЕРКАЧ**

*Полтавский государственный технический университет им. Юрия Кондратюка*

## **УЧЕТ НАПРАВЛЕНИЯ ВЕТРА ПРИ НОРМИРОВАНИИ ВЕТРОВОЙ НАГРУЗКИ ДЛЯ ТЕРРИТОРИИ УКРАИНЫ**

Приводятся результаты сравнительного анализа коэффициентов направления ветра, вычисленных по трем вероятностным моделям.

Географическая изменчивость скоростного напора ветра является традиционным предметом исследования и нормирования. Зависимость напора от направления ветра изучена недостаточно, хотя результаты исследований указывают на целесообразность учета этого фактора при расчетах зданий и сооружений [1-3].

Ветровой поток в определенной географической точке представляет собой векторный случайный процесс, одно измерение которого характеризует скорость ветра, а другое – его направление. Скорость ветра  $v(t)$  описывается известной [3, 4] вероятностной моделью дифференцируемого случайного процесса, а направление  $a(t)$  задается дирекционным углом, отсчитываемым по часовой стрелке от севера, или румбом, объединяющим направления с дирекционными углами определенного диапазона. В [5] приведен математический аппарат для

сания случайных величин, областью определения которых является ужность, однако он не позволяет оперировать со случайными про-сами. Поэтому выполнить вероятностное описание ветрового пото-в форме векторного случайного процесса не представляется воз-жным. Более простой вероятностной моделью является схема неза-зисимых испытаний, основанная на совместном распределении скоро-и и направления ветра и позволяющая вычислять расчетные значе-я скорости ветра любого направления. Исследованиями установле-), что скорость ветра описывается распределением Вейбулла, пара-тры которого определяются через оценки математического ожида-я и коэффициента вариации. Распределения направления ветра, при-денные в [6], имеют сложный полимодальный характер и описыва-тся круговыми распределениями, основанными на рядах Фурье с 5-арами коэффициентов. Это приводит к слишком громоздким анали-ическим выражениям совместного распределения скорости и направ-ления ветра и делает нецелесообразным применение такой вероятно-стной модели.

При проектировании конструкций нет необходимости вычислять ветровую нагрузку для произвольного значения азимута. Вполне доста-точно определить ее для ряда направлений ветра, соответствующих принятым в метеорологии 8 или 16 румбам. Прямое применение схемы независимых испытаний к результатам срочных наблюдений за скоро-стью ветра в работе [1] не вполне корректно из-за существенной авто-корреляции данных, поэтому на ее основе разработаны и исследованы следующие вероятностные модели:

- 1) система условных распределений результатов срочных измерений скорости ветра для ряда направлений (румбов);
- 2) то же при независимости коэффициента вариации скорости от на-правления ветра;
- 3) система условных распределений месячных максимумов скорости ветра определенных направлений (румбов).

Первая вероятностная модель предполагает представление ветро-вого потока в виде системы условных распределений Вейбулла, соот-ветствующих 8 или 16 румбам:

$$F_j(v|a_j) = 1 - \exp\left(-\beta_j v^{\alpha_j}\right), \quad (1)$$

где  $a_j$  – среднее значение азимута для  $j$ -го румба;  $\alpha_j, \beta_j$  – парамет-ры распределения Вейбулла для скорости ветра  $j$ -го румба.

Для определения параметров первой вероятностной модели необ-

ходимо располагать набором значений математического ожидания и стандарта скорости ветра для всех румбов, а также законом распределения азимута (повторяемостью ветра по направлениям). Расчетное давление ветра  $j$ -го румба для среднего периода повторяемости  $T$  находим по формуле

$$W_j(T) = 0,61 \times \left[ \ln(n_j T) / \beta_j \right]^{2/\alpha_j}, \quad (2)$$

где  $n_j$  – количество независимых измерений скорости ветра  $j$ -го румба в течение одного года, определенное с учетом распределения азимута и установленного в [4] количества независимых данных в течение одного года  $n=1200$ .

Вторая вероятностная модель является частным случаем первой при неизменном для всех румбов коэффициенте вариации скорости ветра. Поскольку параметр  $\alpha$  распределения Вейбулла однозначно связан с коэффициентом вариации, формулы (1) и (2) будут содержать единое значение  $\alpha = const$  и для описания ветрового потока достаточно определить общий коэффициент вариации, а также математические ожидания и повторяемости скорости ветра по румбам.

Третья вероятностная модель основана на традиционном методе нормирования ветровой нагрузки, который сводится к описанию последовательностей месячных максимумов скорости ветра законом распределения Гумбеля. В работе [2] такой подход использован для вычисления расчетных значений ветровой нагрузки, соответствующих определенным направлениям ветра.

Для вероятностного описания ветрового потока из результатов срочных наблюдений формируются выборки месячных максимумов скорости ветра определенных румбов и описываются распределением Гумбеля с параметрами  $\alpha_j$  и  $\beta_j$ , установленными по рекомендациям [3]. Расчетное давление ветра  $j$ -го румба для среднего периода повторяемости  $T$  равно

$$W_j(T) = 0,61 \left\{ \alpha_j - \beta_j \ln \left[ - \ln \left( 1 - \frac{1}{12T} \right) \right] \right\}^2. \quad (3)$$

Сравнительный анализ предложенных вероятностных моделей выполняли на примере данных двух метеостанций, для которых имеются результаты 8 срочных замеров скорости и направления ветра анеморумбомерами за 10-летний период наблюдений. Для каждой из метеостанций обработано более 29 тысяч пар значений скорости и направления ветра, сгруппированных по 16 румбам. По этим данным

установлены значения математических ожиданий, стандартов и повторяемостей скорости ветра для каждого румба отдельно и общие для всех направлений ветра. Сформированы и обработаны также выборки месячных максимумов скоростей ветра всех румбов. Это позволило с использованием каждой из трех описанных выше вероятностных моделей по формулам (2), (3) вычислить расчетные значения давлений ветра для всех румбов  $W_j(T)$ , а также общие значения  $W(T)$ , не учитывая направление ветра.

Для применения второй вероятностной модели, предполагающей независимость коэффициента вариации скорости от направления ветра, нужно убедиться в его постоянстве для всех румбов. Полученные при обработке данных коэффициенты вариации для разных румбов изменяются существенно, но не систематически. Проверка по критерию серий показала, что их разброс можно считать случайным, а сами значения коэффициента вариации не зависящими от направления ветра.

В соответствии с конечной целью нормирования были исследованы коэффициенты направления ветра, на которые следует умножать расчетные значения ветровой нагрузки на здания или сооружения. Аналогичные коэффициенты регламентированы нормами [7] для некоторых европейских стран. При известных расчетных значениях давления ветра  $W_j(T)$  и  $W(T)$  коэффициент направления для  $j$ -го румба равен

$$C_j = W_j(T) / W(T) . \quad (4)$$

По формулам (2)-(4) вычислены наборы значений коэффициентов направления ветра  $C_j$  для всех 16 румбов и периодов повторяемости расчетного давления ветра  $T$  от 10 до 500 лет. Анализ показал, что при увеличении периода повторяемости коэффициенты незначительно возрастают. Поэтому в запас надежности решено в дальнейшем использовать значения  $C_j$  для  $T=200$  лет, которые и приведены в таблице.

По данным таблицы выполнен сравнительный анализ коэффициентов направления ветра  $C_j$ , вычисленных по трем вероятностным моделям. Обращают на себя внимание погрешности второй модели, которая предполагает независимость коэффициентов вариации от направления ветра. Для 9 и 10 румбов метеостанции "Березники" она дает явно некорректные значения  $C_j > 1$ , что является следствием ос-

реднения коэффициентов вариации по направлениям. Следовательно, вторую модель можно использовать только для ориентировочной, грубой оценки распределения ветровой нагрузки по направлениям, когда точные значения статистических характеристик скорости ветра разных румбов неизвестны.

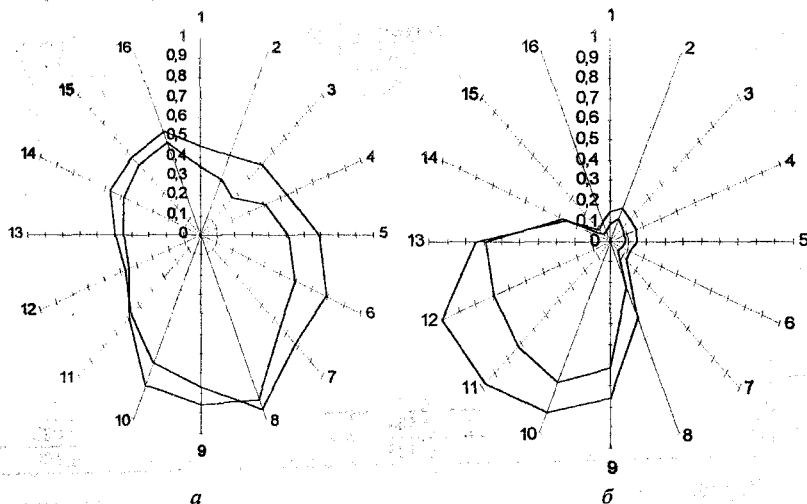
Коэффициенты  $C_j$ , вычисленные по трем вероятностным моделям

Румбы	Метеостанция "Березники"			Метеостанция "Озерки"		
	модель 1	модель 2	модель 3	модель 1	модель 2	модель 3
1	0,447	0,430	0,341	0,087	0,070	0,147
2	0,440	0,368	0,305	0,119	0,108	0,173
3	0,509	0,416	0,260	0,092	0,108	0,152
4	0,539	0,406	0,405	0,081	0,127	0,154
5	0,686	0,512	0,509	0,080	0,113	0,144
6	0,792	0,602	0,593	0,068	0,099	0,120
7	0,773	0,741	0,650	0,061	0,076	0,124
8	0,940	0,977	0,887	0,238	0,203	0,397
9	0,769	1,331	0,855	0,608	0,583	0,757
10	0,703	1,133	0,815	0,737	0,784	0,895
11	0,571	0,808	0,586	0,716	0,731	0,971
12	0,467	0,526	0,449	0,690	0,682	1,000
13	0,494	0,465	0,445	0,683	0,425	0,742
14	0,566	0,488	0,482	0,276	0,136	0,264
15	0,560	0,636	0,504	0,054	0,058	0,083
16	0,559	0,546	0,505	0,057	0,062	0,109

Первая и третья из рассмотренных вероятностных моделей ветрового потока не дают явных ошибок, однако вычисленные с их использованием коэффициенты направления ветра имеют некоторые различия. Полученные по этим моделям коэффициенты  $C_j$  изображены на рисунке в форме "роз ветровой нагрузки", близких к применяемым в строительной климатологии "розам ветров". Из рисунка видно, что обе вероятностные модели дают одинаковые характеры распределения ветровой нагрузки по направлениям, однако третья модель (месячные максимумы) несколько завышает значения коэффициентов  $C_j$  по сравнению с первой (срочные замеры).

Статистическая обработка выборки абсолютных отклонений коэффициентов  $C_j$ , вычисленных по вероятностным моделям 1, 3, показала, что математическое ожидание (систематическая составляющая) отклонений равно -0,011, что весьма близко к нулю. Срединное (наиболее вероятное) отклонение равно 0,09, т.е. всего 9% от максимально

возможного значения коэффициента  $C_j$ . Следовательно, коэффициенты направления ветра  $C_j$  можно вычислять с применением обеих вероятностных моделей – системы условных распределений результатов срочных измерений скорости ветра по румбам (модель 1) и системы распределений месячных максимумов скорости ветра тех же румбов (модель 3).



Распределения коэффициентов  $C_j$  по направлениям:  
 а – метеостанция "Березники"; б – метеостанция "Озерки"

Данные таблицы позволяют также проанализировать распределения ветровой нагрузки по направлениям, заданным коэффициентами  $C_j$ . Во всех случаях значения ветровой нагрузки по отдельным направлениям не превышают значений, определенных без учета направления ветра. На метеостанции "Березники" давления ветра разных направлений отличаются не более, чем в 2 раза. Для метеостанции "Озерки" характерна выраженная неравномерность ветровой нагрузки по направлениям, при которой давления ветров северо-восточного сектора могут быть в 5-10 раз меньше максимально возможного. При этом среднее по всем направлениям ветра снижение ветровой нагрузки для метеостанции "Березники" составляет 43, а для метеостанции "Озерки" – 61%.

1.Ермилова Е.Н. Расчет сооружений с учетом случайного направления ветра // Автореф. дис. канд. техн. наук. – М., 1981. – 22 с.

2. Пашинский В. А., Игольнищина И. А., Семенова Т. Ю. Определение ветровой нагрузки на производственные здания с учетом их ориентации и срока службы // Прочность, надежность и долговечность строительных конструкций: Межвуз. сб. – Магнитогорск, 1990. – С. 114-122.

3. Пашинський В. А. Атмосферні навантаження на будівельні конструкції для території України. – К.: УкрНДІПСК, 1999. – 195 с.

4. Пашинский В. А. Представление атмосферных нагрузок в виде дифференцируемых случайных процессов // Строительная механика и расчет сооружений. – 1992. – №1. – С. 92-96.

5. Мардиа К. Статистический анализ круговых распределений. – М.: Наука, 1978. – 239 с.

6. Деркач Т. М. Використання кругових розподілів для імовірнісного опису даних про вітрове навантаження. // Галузеве машинобудування, будівництво: Зб. наук. праць. Вип. 1. – Полтава: ПДТУ, 1998. – С. 99-104.

7. ENV 1991-2-4. Eurocode 1: Basic of Desing and Actions of Structures. Part 2-4: Wind Actions. – Brussels, Belgium, CEN, European Committee for Standardization, 1994.

*Получено 26.06.2001*

УДК 624.131.371 + 624.131.438.12

**А. В. ЯКОВЛЄВ, Ю. Л. ВИННИКОВ**, кандидати техн. наук  
*Полтавський державний технічний університет ім. Юрія Кондратюка*

### **ВЗАЄМОЗВ'ЯЗОК РЕЗУЛЬТАТІВ ДОСЛІДЖЕНЬ ВОДОНАСИЧЕНОГО ЛЕСОВОГО ҐРУНТУ ПЕНЕТРАЦІЮ І ПЛОСКИМ ЗРУШЕННЯМ**

Пропонується методика уточнення взаємозв'язку між показниками міцності лесового водонасиченого ґрунту непорушеної структури, отриманими шляхом пенетрації і плоского зрушення з використанням величини його вологості на межі текучості.

При дослідженнях лесового ґрунту виникає потреба у визначенні показників міцності ґрунту після завершення просадки, тобто після зволоження та ущільнення зразків. Якщо під час попереднього ущільнення завантажувати їх однаковим кінцевим тиском, наприклад,  $\sigma = 0,3$  МПа, то можна вважати, що фізичний стан ґрунту буде приблизно однаковим. Далі саме на таких зразках виконують спочатку пенетраційні випробування, а потім і плоске зрушення за вимогами ДСТУ Б В.2.1-4-96. У результаті здійснення такого комплексу досліджень одержують ряд значень питомого опору зрушення  $\tau$  для різних величин вертикального тиску  $\sigma$  і відповідні величини питомого опору пенетрації  $R$ . Ясно, що для генетично однорідного ґрунту між цими параметрами має бути взаємозв'язок, виявити який і було завданням цих дослідів.

Автори є прихильниками принципу інваріантності питомого опору пенетрації, який полягає в тому, що цей показник механічних властивостей ґрунту не залежить як від зусилля пенетрації, так і від глиби-