

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ВОДООТДАЧИ ПЕСЧАНЫХ ГРУНТОВ ПО ДАННЫМ ГРАНУЛОМЕТРИЧЕСКОГО СОСТАВА

При проведении балансовых и фильтрационных исследований весьма актуальной является проблема оценки способности почвогрунтов отдавать или вмещать воду при изменении уровней грунтовых вод (УГВ). В мелиоративной гидрогеологии и почвоведении емкостные параметры принято учитывать посредством коэффициента водоотдачи при опускании и недостатка насыщения при подъеме уровней грунтовых вод [1–2].

Для определения коэффициента водоотдачи, который в общем случае является переменной величиной, зависящей от капиллярных свойств грунтов, скорости снижения УГВ, физического состояния зоны аэрации и других факторов, обычно применяют метод высоких колонн и тензиометрический метод в лабораторных и метод опытных откачек из скважин в полевых условиях. И в том и в другом случаях количественная оценка емкостных параметров приводит к необходимости постановки длительных (до месяца и более) опытов и откачек [3–5].

Основная цель проведенных опытов состояла в исследовании возможности получения интерполяционной формулы для коэффициента водоотдачи, которая бы позволяла более полно по сравнению с имеющимися учитывать и использовать информацию, полученную при анализе гранулометрического состава песчаных грунтов.

Ниже приводятся методика и результаты экспериментов по оценке предельных значений коэффициента водоотдачи μ_n песчаных грунтов в функции от характерного диаметра d_{10} и коэффициента неоднородности $U = d_{60}/d_{10}$.

Коэффициент водоотдачи определяли в тензиометре по общепринятой методике [3]. Объем грунта в опытах составлял не менее 170–200 см³, высота образца – 1,8–2,2 см. Для более полного удаления воздуха из водонасыщенного образца грунт загружался на увлажненную поверхность послойно и тщательно перемешивался. В целях обеспечения пористости грунтов, близкой к природной, уложенный грунт равномерно уплотнялся при давлении на поверхности порядка 10–12 кПа. Во избежание испарения с поверхности тензиометра образцы сверху плотно укрывались полиэтиленовой пленкой. Исследуемые грунты доводились до полного насыщения путем капиллярного подпитывания снизу вверх. Объем вытекшей воды на каждой ступени разрежения фиксировался с точностью до 0,01 г взвешиванием на электрических весах. Опыт заканчивали при вакуумметрическом давлении порядка 2–3 м. При заполнении тензиометров использовалась свежая, дважды дистиллированная вода.

Для обоснования необходимой повторности опытов, обеспечивающих определение μ_n с требуемой точностью и надежностью, была выполнена серия методических опытов с однородным среднезернистым песком ($d_{10} = 0,2$ мм, $U = 2,5$). На рис. 1 приведен график накопленных частостей для выборочных значений μ_n , полученных в 33 методических опытах. Анализ данных с исполь-

зованием критерия Колмогорова показал, что гипотеза о принадлежности выборки нормальному закону распределения не отвергается при доверительной вероятности $P \geq 0,95$. Повторность опытов была принята равной трем, поскольку по данным методического опыта установлено, что погрешность оценки среднего значения μ_{Π} в этом случае не превышает 10 %.

Реализован композиционный, симметричный, ротатбельный, симплексно-суммируемый план на шестиугольнике, включающий восемь опытов [6]. Данный план позволяет более детально исследовать один из факторов (на пяти уровнях).

При назначении уровней варьирования факторов исходили из результатов исследований А.И.Мурашко и Е.Г.Сапожникова [7], согласно которым для большинства песчаных грунтов, распространенных на территории БССР, коэффициент неоднородности U не превышает 10, а диаметр фракций составляет 0,4 мм и меньше.

Рис. 1. График накопленных частот выборочных значений коэффициента предельной водоотдачи μ_{Π} для однородного среднезернистого песчаного грунта ($d_{10} = 0,2$ мм; $U = 2,5$; $n = 33$).

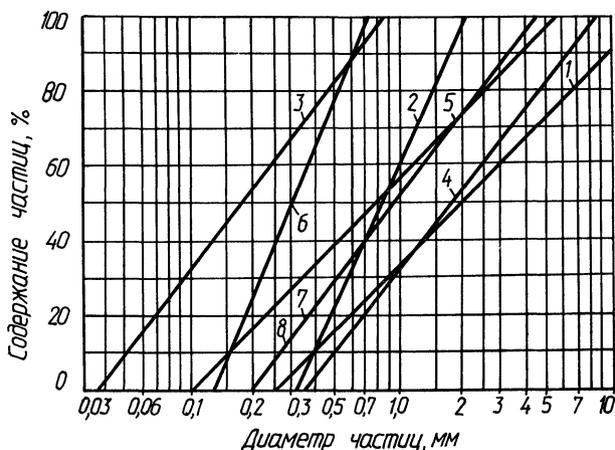
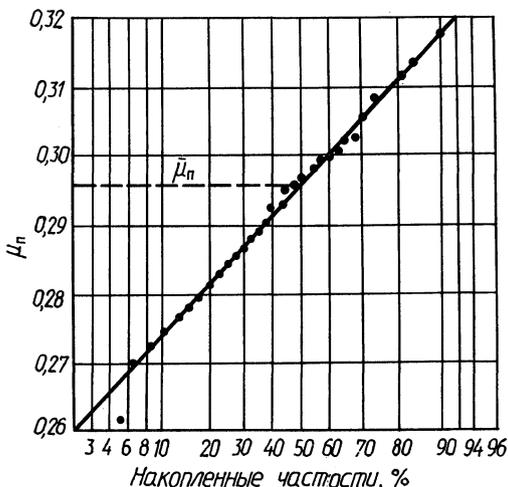


Рис. 2. Кривые гранулометрического состава исследуемых песчаных смесей.

В опытах были использованы отмытые песчаные смеси. При приготовлении фракций применяли набор сит с диаметром отверстий 0,05; 0,09; 0,125; 0,315; 0,50; 0,710; 1,25; 1,6; 2,0; 3,0; 5,0 мм. Смеси готовились в соответствии с кривыми гранулометрического состава, приведенными на рис. 2, в зависимости от d_{10} и U . Параметр формы частиц ϕ исследуемых песчаных смесей определялся в соответствии с рекомендациями [8] и составил $1,43 < \phi < 1,56$, что позволило отнести их к категории слабоокатанных.

Принятые уровни варьирования факторов и результатов опытов по определению μ_{Π} приведены в табл. 1.

Среднее значение $\bar{\mu}_u$ и дисперсию параллельных опытов $S^2(\bar{\mu}_u)$ определяли по формулам:

$$\bar{\mu}_u = \frac{1}{r} \sum_{v=1}^r \mu_{u,v}; \quad s^2(\bar{\mu}_u) = \frac{1}{r-1} \sum_{v=1}^r (\mu_{u,v} - \bar{\mu}_u)^2,$$

где r — повторность опытов; $r = 3$.

Для определения возможности проведения регрессионного анализа по критерию Кохрена рассчитывались однородности дисперсий параллельных опытов

$$G_p = \frac{s^2(\bar{\mu}_u^{\text{макс}})}{\sum_{u=1}^8 s^2(\bar{\mu}_u)} = \frac{6,33 \cdot 10^{-4}}{22,09 \cdot 10^{-4}} = 0,287.$$

Расчетное значение критерия G_p сравнивали с табличным для степеней свободы $f_1 = r - 1$ и $f_2 = N$.

Поскольку $G_p < G_{\Gamma} = 0,516$ [9], гипотеза об однородности дисперсий параллельных опытов не отвергается при $\alpha \leq 0,05$ (α — уровень значимости).

Т а б л и ц а 1

Уровни варьирования факторов и результаты экспериментов

№ опыта	d_{10} , мм	$U = \frac{d_{60}}{d_{10}}$	$x_1 = \frac{d_{10} - 0,27}{0,22}$	$x_2 = \frac{U - 5}{3}$	$\mu_{u,1}$	$\mu_{u,2}$	$\mu_{u,3}$	$\bar{\mu}_u$	$S^2(\bar{\mu}_u) \cdot 10^{-4}$
1	0,38	7,6	+0,5	-0,866	0,216	0,221	0,234	0,224	0,86
2	0,38	2,4	+0,5	-0,866	0,263	0,254	0,282	0,266	2,04
3	0,05	5	-1	0	0,157	0,182	0,158	0,166	2,00
4	0,49	5	+1	0	0,201	0,246	0,204	0,217	6,33
5	0,16	7,6	-0,5	+0,866	0,217	0,200	0,183	0,200	2,89
6	0,16	2,4	-0,5	-0,866	0,296	0,258	0,294	0,283	4,57
7	0,27	5	0	0	0,230	0,213	0,195	0,213	3,06
8	0,27	5	0	0	0,219	0,228	0,217	0,221	0,34
									$\Sigma = 22,09 \cdot 10^{-4}$

П р и м е ч а н и е. Далее в тексте принятое буквенное обозначение для предельного значения коэффициента водоотдачи μ_{Π} употребляется без нижнего индекса "п".

Дисперсия воспроизводимости и ошибка эксперимента соответственно составили

$$S^2(\bar{\mu}_u) = \frac{1}{N} \sum_{u=1}^N s^2(\bar{\mu}_u) = \frac{22,09 \cdot 10^{-4}}{8} = 2,76 \times 10^{-4};$$

$$S(\bar{\mu}_u) = \sqrt{s^2(\bar{\mu}_u)} = \sqrt{2,76 \times 10^{-4}} = 1,66 \times 10^{-2}.$$

Для принятого плана эксперимента коэффициенты полинома второго порядка находили по формулам [6]

$$b_0 = 0,5 \cdot \sum_{u=1}^N \bar{\mu}_u + (-0,5) \cdot \sum_{u=1}^k \sum_{u=1}^N x_{ui}^2 \cdot \bar{\mu}_u;$$

$$b_{ii} = (-0,5) \cdot \sum_{u=1}^N \bar{\mu}_u + 0,667 \sum_{u=1}^N x_{ui}^2 \cdot \bar{\mu}_u + 0,333 \sum_{u=1}^k \sum_{u=1}^N x_{ui}^2 \cdot \bar{\mu}_u;$$

$$b_i = 0,333 \sum_{u=1}^N x_{ui} \cdot \bar{\mu}_u;$$

$$b_{ij} = 1,333 \sum_{u=1}^N x_{ui} \cdot x_{uj} \cdot \bar{\mu}_u.$$

Матрица эксперимента и результаты промежуточных расчетов по определению коэффициентов уравнения регрессии приведены в табл. 2.

Проверка статистической значимости коэффициентов выполнялась с помощью критерия Стьюдента при доверительной вероятности $P = 0,95$. Критическое значение t_{α} выбирали для числа степеней свободы $N(r-1) = 8(3-1) = 16$ и $P = 0,95$ [9]. После исключения статистически незначимого коэффициента b_{12} уравнение регрессии в кодированных переменных приняло вид

$$\bar{\mu}_p = 0,216 + 0,018x_1 - 0,036x_2 + 0,0235x_1^2 + 0,0468x_2^2, \quad (1)$$

где $\bar{\mu}_p$ – расчетное значение коэффициента предельной водоотдачи.

Т а б л и ц а 2.

Матрица эксперимента и результаты промежуточных расчетов

№ опыта	x_1	x_2	$x_1 x_2$	x_1^2	x_2^2	$\bar{\mu}_u$	$x_1 \bar{\mu}_u$	$x_2 \bar{\mu}_u$	$x_1 x_2 \bar{\mu}_u$	$x_1^2 \bar{\mu}_u$	$x_2^2 \bar{\mu}_u$
1	0,5	0,866	0,433	0,25	0,75	0,224	0,1120	0,1939	0,0969	0,0560	0,1680
2	0,5	-0,866	-0,433	0,25	0,75	0,266	0,1330	-0,2304	-0,1152	0,0665	0,1995
3	-1	0	0	1	0	0,166	-0,1660	0	0	0,1660	0
4	1	0	0	1	0	0,217	0,2170	0	0	0,217	0
5	-0,5	0,866	-0,433	0,25	0,75	0,200	-0,1600	0,1732	-0,0866	0,0500	0,1500
6	-0,5	-0,866	0,433	0,25	0,75	0,283	-0,1415	-0,2451	0,1225	0,0708	0,2123
7	0	0	0	0	0	0,213	0	0	0	0	0
8	0	0	0	0	0	0,221	0	0	0	0	0
$\Sigma = 1,790 \quad +0,0545 \quad -0,1084 \quad 0,0176 \quad 0,6263 \quad 0,7308$											

Проверка адекватности уравнений

№ опыта	μ_u	Все коэффициенты		Без коэффициента b_{12}	
		$\mu_{p,u}$	$(\mu_{p,u} - \bar{\mu}_u)^2 \cdot 10^{-5}$	μ'_p	$(\mu'_{p,u} - \bar{\mu}'_u)^2 \cdot 10^{-5}$
1	0,224	0,233	8,1	0,223	0,1
2	0,266	0,275	8,1	0,286	10
3	0,166	0,176	10	0,176	10
4	0,217	0,212	2,5	0,212	2,5
5	0,200	0,195	2,5	0,205	2,5
6	0,283	0,278	2,5	0,268	22,5
7	0,213	0,216	0,9	0,216	0,9
8	0,221	0,216	2,5	0,216	2,5
			$\Sigma = 37,1 \cdot 10^{-5}$	$\Sigma = 8,1 \cdot 10^{-4}$	

Результаты расчетов μ_p по (1) приведены в табл. 3.

После раскодирования переменных x_1 и x_2 уравнение (1) приводится к виду

$$\mu_p = 0,346 + 0,332d_{10} - 0,064U - 0,463d_{10}^2 + 0,0052U^2. \quad (2)$$

В табл. 3 результаты расчетов по (2) с учетом всех коэффициентов ($\mu_{p,u}$) и без учета незначимого коэффициента b_{12} ($\mu'_{p,u}$) сопоставлены с результатами, полученными в опытах.

Адекватность полученного уравнения регрессии (2) оценивали с помощью F-критерия для степеней свободы $f_{ад} = N - \lambda$ и $f_E = N(r-1)$, где λ — число значимых коэффициентов уравнения.

Дисперсию адекватности рассчитывали по формуле

$$S_{ад}^2 = \frac{r \cdot \sum_{i=1}^N (\mu_p - \bar{\mu}_u)^2}{N - \lambda - 1},$$

где λ — число значимых коэффициентов в уравнении регрессии.

При учете всех членов в уравнении регрессии

$$S_{ад}^2 = \frac{3 \cdot 37,1 \cdot 10^{-5}}{8 - 6 - 1} = 11,13 \cdot 10^{-4}.$$

В этом случае расчетное значение критерия Фишера F_p составляет

$$F_p = S_{ад}^2 / S^2(\bar{\mu}_u) = 11,13 \cdot 10^{-4} / 2,76 \cdot 10^{-4} = 4,03;$$

$F_p < F_T = 4,86$ (при $f_1 = r - 1, f_2 = N; P = 0,975$). Аналогично без учета незначимого коэффициента b_{12} имеем $S_{ад}^2 = 12,15 \cdot 10^{-4}$, $F'_p = 4,4$. Следовательно, гипотеза об адекватности модели при принятом уровне значимости не отвергается.

Для облегчения расчетов по формуле (2) на рис. 3 приведена номограмма.

Расчетная зависимость (2) позволяет более полно по сравнению с имеющимися формулами учитывать полезную информацию, полученную при анализе гранулометрического состава песчаных грунтов. Ее применение наиболее

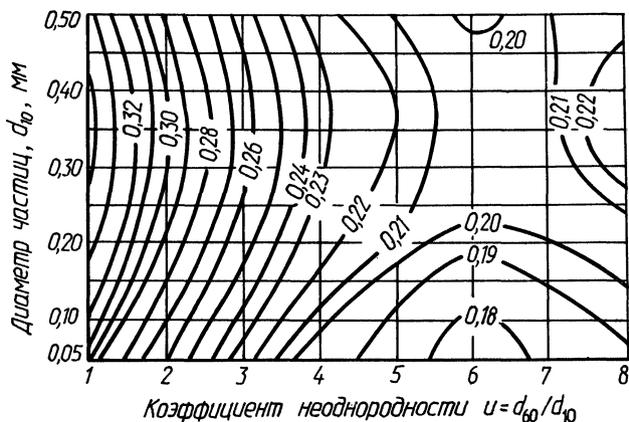


Рис. 3. Номограмма для определения коэффициента предельной водоотдачи $\mu_{П}$ песчаных грунтов в функции от d_{10} и U .

целесообразно для ориентировочной оценки водовместимости дренируемых песчаных грунтов, а также при проведении водобалансовых расчетов.

ЛИТЕРАТУРА

1. А в е р ь я н о в С.Ф. Фильтрация из каналов и ее влияние на режим грунтовых вод. — М., 1982. — 288 с.
2. Н о с о в а О.Н. Расчет водоотдачи песчаных грунтов. — М.-Л., 1962. — 116 с.
3. А ф а н а с и к Г.И., Л у н д и н К.П. Методические указания по определению водно-физических свойств почвогрунтов мелиорируемых земель. — Минск: БелНИИМВХ, 1973. — 82 с.
4. П о п о в О.В., Ч е р н а я Ф.Ф. Расчеты изменений запасов подземных вод при гидрологических исследованиях (метод. пособие). — Л., 1974. — 48 с.
5. Щ е р б а к о в Г.А. Прогноз изменения уровня режима дренируемых территорий на основе учета баланса влаги в зоне аэрации. — В кн.: Водное хозяйство и гидротехническое строительство. Минск, вып. 13, 1983, 116–125 с.
6. Б р о д с к и й В.З. Таблицы планов эксперимента для факторных полиномиальных моделей: Справочник. — М., 1982. — 752 с.
7. М у р а ш к о А.И., С а п о ж н и к о в Е.Г. Защита дренажа от заиления. — Минск, 1978. — 126 с.
8. Р у м я н ц е в О.А., П а в ч и ч М.П., М е л е н т ь е в В.А. Рекомендации по определению параметра формы частиц песчаных грунтов (ПОЧ-82). — Л.: ВНИИГ, 1982. — 26 с.
9. Х и м м е л ь б л а у Д. Анализ процессов статистическими методами /Пер. с англ. — М., 1973. — 958 с.