

УДК 556.33.4.04

ОБ ОЦЕНКАХ ДОСТОВЕРНОСТИ ФИЛЬТРАЦИОННЫХ И ЕМКОСТНЫХ ПАРАМЕТРОВ, ПОЛУЧЕННЫХ ПО ДАННЫМ ПРОСЛЕЖИВАНИЯ ВОССТАНОВЛЕНИЯ УРОВНЯ ПОДЗЕМНЫХ ВОД

Канд. геол.-минер. наук М.М. Бураков

Рассматриваются методические проблемы оценок случайных погрешностей фильтрационных и емкостных параметров водовмещающих отложений, определенных по результатам прослеживания восстановления уровня после остановки опытных кустовых откачек.

В полном соответствии с теорией ошибок при измерениях и вычислениях в процессе проведения и интерпретации результатов опытных откачек из скважин (мы здесь рассматриваем только эту разновидность опытно-фильтрационного опробования водовмещающих отложений) возникает вероятность искажения устанавливаемых фильтрационных и емкостных параметров (водопродимости T , пьезо- или уровнепроводности a и упругой или гравитационной емкости μ)¹, т.е. внесения систематических и случайных погрешностей.

Необходимо отметить, что в практике гидрогеологических исследований и изысканий используемый инструментарий довольно ограничен. Считается, что фильтрационные и емкостные параметры водовмещающих отложений наиболее надежно определяются по данным опытных кустовых откачек из скважин (или выпусков для самоизливающихся скважин²), нагнетаний и наливов в скважины. Существует целый набор альтернативных методов (обеспеченных своим инструментарием) оценок параметров ненасыщенных отложений зоны аэрации грунтовых потоков подземных вод (ПВ), водовмещающих отложений безнапорных пластов. Тем не менее, предпочтение всегда отдается результатам определения фильтрационных и емкостных параметров с помощью опытных кустовых откачек и наливов, а для глубоких водоносных пластов, содержащих напорные воды, альтернативные опытным кустовым откачкам и наливкам методы вовсе не существуют.

¹ В настоящей работе нами используется терминология, предложенная В.М. Шестаковым [20].

² В дальнейшем мы будем употреблять только термин "откачка", которым будем обозначать и выпуск.

Далеко не последнюю роль в таком предпочтении играет масштаб проведения опыта (в смысле охваченного опытным опробованием объема водовмещающих отложений). Так, применительно к миграционным параметрам водовмещающих отложений в [1] отмечается, что несоответствие численных значений параметров дисперсии, полученных в лабораторных и полевых условиях, достигает 2...3 порядков (при занижении значений по данным лабораторных исследований). Причиной несоответствия называется гетерогенность пород в естественном залегании. В работе Ж. Фрида [18] назначены четыре характерных масштаба опытных работ, в соответствии которым ставятся методы индикаторного опробования.

Применительно к оценке фильтрационных и емкостных параметров водовмещающих отложений такая типизация масштабов отсутствует. Однако именно масштабность опыта является главным фактором, определяющим предпочтение, которое отдается опытным кустовым откачкам. При этом полагается также, что вследствие исключения влияния случайных колебаний дебита на этапе восстановления уровня после прекращения откачки фильтрационные и емкостные параметры водовмещающих отложений, рассчитанные по опытным данным этого этапа, характеризуются большей достоверностью (т.е. меньшими погрешностями).

Как уже подчеркивалось ранее [5, 13], выявление и исключение систематических погрешностей является неотъемлемой частью инженерных расчетов. Основной способ исключения таких погрешностей – внесение поправок со знаком в результаты измерений и вычислений. Оценкам их и методам их учета посвящена подавляющая часть публикаций по гидродинамике, в этих публикациях все отмеченные виды погрешностей исследованы достаточно подробно, так что в принципе существует возможность определения фильтрационных и емкостных параметров по данным опытных откачек, неучтенные систематические погрешности которых не превышали бы первых процентов.

Иная ситуация сложилась с оценками случайных погрешностей фильтрационных и емкостных параметров. Последние обусловлены совокупным проявлением множества факторов, причем характер проявления каждого из этих факторов в точности не воспроизводится при повторном (и последующих) опробовании водоносных пластов. Эти погрешности, в отличие от систематических, не могут быть исключены из результатов измерений и расчетов, поэтому выявление их и оценки их величин исключительно важны, ибо, в конечном счете, именно ими (при имеющейся возможности исключения

систематических погрешностей) определяются достоверность и надежность устанавливаемых фильтрационных и емкостных параметров. Суммарные случайные погрешности поглощают также неучтенные систематические погрешности, заведомо превышая их по абсолютной величине, и поэтому анализ случайных погрешностей обеспечивает повышение эффективности опробования водоносных пластов, снимая необходимость усложнения (и удорожания) опытных работ и методик обработки опытных данных для учета всех возможных систематических погрешностей.

Вместе с тем, вопросы оценок точности первичных измерений и параметров проводящей среды исследованы довольно мало. Можно назвать несколько работ (см., например, [7, 14]), которыми в основном и исчерпывался список публикаций, где сообщались результаты оценок случайных, главным образом инструментальных, погрешностей важнейших фильтрационных параметров – водопроницаемости, пьезо- или уровнепроницаемости и емкости водоносных пластов. В упомянутых публикациях точность первичных измерений и вероятные погрешности параметров анализировались применительно к методическим рекомендациям интерпретации результатов откачек из [2]. Основным недостатком последних является использование единичных замеров понижения уровня ПВ в возмущающей и наблюдательных скважинах, что практически всегда приводит, как уже отмечалось выше, к существенным систематическим методическим погрешностям устанавливаемых характеристик, выявить и устранить которые не представляется возможным; оценки случайных погрешностей параметров в таких случаях теряют смысл. Поэтому в качестве стандартных методов, применяемых для интерпретации результатов опытного опробования водовмещающих отложений рекомендованы графоаналитический и эталонных кривых, в большой степени лишенных указанного недостатка.

В работе [7] сформирован подход к анализу нормативных инструментальных случайных погрешностей, обеспечивающих заданную точность фильтрационных и емкостных параметров водовмещающих отложений. Однако при этом такие нормативные погрешности подбирались из того условия, что их сумма равна (или меньше) суммарных, итоговых случайных погрешностей параметров. Иными словами, и в этой работе на самом деле оценивались главным образом случайные инструментальные погрешности водопроницаемости, пьезо- или уровнепроницаемости, упругой или гравитационной емкости водоносных пластов.

В последние годы появилась целая серия публикаций (см., например, [5, 6]), в которых детально исследуется проблема оценок итоговых случайных погрешностей (и их составляющих) гидрогеологических параметров. Главным результатом этих работ может быть назван тот, что в них сформулирован методический подход к подобного рода оценкам. Показано, что вычисления случайных погрешностей должны выполняться применительно к каждой конкретной схеме фильтрации ПВ, каждому конкретному опыту.

Рассмотрим методику оценок случайных погрешностей фильтрационных и емкостных параметров. Положим, что для обработки результатов опробования, выполняемого в условиях нестационарной фильтрации в однородной и изотропной среде при линейном законе течения ПВ, применяется графоаналитический метод Джейкоба [4, 12]. Основное достоинство этого метода (определяющее его преимущество перед всеми другими) в том, что он обеспечивает выбор и преобразование системы координат, в которых обрабатываются опытные данные, таким образом, чтобы *вся* совокупность опытных данных использовалась для их интерпретации и давала бы по возможности *прямую линию* [19].

Будем считать также – влияние границ пласта в плане исключено постановкой опытных работ. Решение исходного дифференциального уравнения фильтрации для этапа восстановления уровня после завершения откачки, производившейся с постоянным дебитом, применительно к способу временного прослеживания уровня аппроксимируется уравнением [4, 12]

$$S = C \lg \frac{T+t}{t} \quad (1)$$

(здесь T – продолжительность откачки), при этом время t отсчитывается от момента остановки откачки.

Формулы для расчета параметров водовмещающих отложений, отвечающие аппроксимации (1), приобретут следующий вид [4]:

$$T = \frac{0,183 \bar{Q}}{C}, \quad C = \frac{S_2 - S_1}{\lg \frac{t_2}{T+t_2} - \lg \frac{t_1}{T+t_1}}, \quad (2)$$

$$a = 0,445 \frac{r^2}{T} 10^B, \quad B = \frac{S_{max}}{C}.$$

где S_1 и S_2 – повышение уровня в наблюдательной скважине относительно динамического на конец откачки соответственно в моменты времени t_1 и t_2 от начала этапа восстановления уровня; S_{max} – максимальное пони-

жение уровня в процессе откачки; r – расстояние между возмущающей и наблюдательной скважинами; \bar{Q} – среднее значение дебита на протяжении откачки. В дальнейшем учтем, что величины S_1 и S_2 снимаются с асимптотического прямолинейного участка графика прослеживания, при этом расчетные значения сложного времени $\frac{t_1}{T+t_1}$ и $\frac{t_2}{T+t_2}$ подбираются

$$\text{таким образом, чтобы } \frac{\lg \frac{t_2}{T+t_2}}{\lg \frac{t_1}{T+t_1}} = 1.$$

В уравнениях (1) и (2) сложное время $\frac{T+t}{t}$ или обратное ему $\frac{t}{T+t}$, вводимое для удобства обработки опытных данных, используется для учета так называемого «наследства» откачки. В работах [4, 12] показаны условия, когда наследством откачки можно пренебречь; в этих случаях обработки результатов прослеживания восстановления уровня ПВ в наблюдательных и возмущающих скважинах выполняется по тем же зависимостям, что и данные прослеживания его снижения. Тогда оценки случайных погрешностей фильтрационных и емкостных параметров водовмещающих отложений полностью выполняются по методике, предложенной в [5]. Мы в дальнейшем, однако, будем строить такие оценки применительно к уравнениям (1) и (2).

Введем ряд упрощающих предпосылок. Считаем, что первичные измерения не имеют систематических погрешностей (в частности, отсутствуют погрешности фильтрационной схематизации, а продолжительность опыта удовлетворяет контрольному времени наступления квазистационарного режима фильтрации и обеспечивает практически полное исключение влияния на измеряемые величины емкости возмущающей и наблюдательных скважин и эффекта Болтона [4, 5, 12]), и опыты выполнены качественно (опытные точки полулогарифмического графика однозначно ложатся на расчетную асимптоту). Отметим также, что в зависимостях (1) и (2) результатами первичных измерений являются значения Q, S, t и r .

Исследуем сначала только инструментальные погрешности фильтрационных и емкостных параметров.

Используем для оценок достоверности результатов опытно-фильтрационного опробования водоносных пластов общую формулу; напомним, что если задана дифференцируемая функция

$$y = f(x_1, x_2, \dots, x_n)$$

и если известны σ_{x_i} ($i = 1, 2, \dots, n$) – средние квадратичные отклонения

аргументов x_i , то среднее квадратичное отклонение этой функции равно [11, 13, 14, 16]

$$\sigma_y \cong \sqrt{\sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial y}{\partial x_i} \sigma_{x_i} \right)^2}. \quad (3)$$

Погрешности измерений в большинстве геолого-географических исследований оцениваются как предельные [8, 14], точно также и в документах на измерительные приборы, используемые в гидрогеологической практике, указываются предельно допустимые случайные погрешности. Последние определяются наихудшими условиями, сложившимися при измерениях какой-либо характеристики возмущения: все составляющие погрешностей оказываются максимальными по абсолютной величине и все они одного знака. Вероятность их фиксирована и весьма мала, а между тем часто возникает необходимость оценок погрешностей со значительно большими вероятностями, так как реальные погрешности измерений и расчетов заметно меньше предельных. Поэтому в руководствах по метрологии (как, например, в [11]) и рекомендуется выполнять их вычисления на основе выражения (3), имеющего ясно выраженный вероятностный характер. При этом для нормально распределенной величины все рассеяние с точностью до долей процента укладывается в пределах 3σ (это так называемое «правило трех сигм» [15]). Как следует отсюда, на основе (3) можно выяснить и предельно допустимые погрешности параметров, однако для практических расчетов обычно ограничиваются доверительной вероятностью 0,954, тогда погрешности σ_{x_i} удваиваются [11, 14, 15, 16]. В дальнейшем мы будем считать, что предельные допустимые погрешности измерительных приборов (и соответственно первичных измерений) отвечают доверительной вероятности 0,997 и составляют $3\sigma_{x_i}$ [15]. Случайные погрешности фильтрационных параметров оцениваются ниже с вероятностью 0,954.

Преобразование выражений в (2) в соответствии с (3) дает

$$\sigma_T \cong \sqrt{\left[\frac{0,183 \bar{Q}}{S_2 - S_1} \lg \frac{t_2}{T+t_2} \right]^2 + \left[\frac{0,183 \bar{Q}}{(S_2 - S_1)^2} \lg \frac{t_2}{T+t_2} \right]^2} \left(\sigma_{S_1}^2 + \sigma_{S_2}^2 \right), \quad (4)$$

$$\sigma_a \cong \sqrt{\left(0,890 \frac{r}{T} 10^B \sigma_r \right)^2 + \left(1,036 \frac{r^2}{T} 10^B \sigma_B \right)^2}. \quad (5)$$

Здесь среднее квадратичное отклонение σ_B

$$\sigma_B \cong \sqrt{\left(\frac{\sigma_{S_{max}}}{C} \right)^2 + \left(\frac{S_{max} \sigma_C}{C^2} \right)^2}. \quad (6)$$

В исходных уравнениях (2) дебит Q на протяжении откачки полагается постоянным. Однако на практике вследствие проявления целого ряда факторов, в том числе и вследствие реализации погрешностей измерений, он колеблется около некоторой средней величины. В работах [7, 14] приводятся сведения об инструментальных погрешностях измерений дебита откачек применяемыми в гидрогеологической практике способами (водосливами, различными водомерами, объемным). В частности, приспособления для установления расхода объемным способом обеспечивают измерения с предельными относительными погрешностями в 1...6 %.

Ошибки в отсчете времени не превышают, по-видимому, нескольких секунд (в крайнем случае, первых десятков секунд), поэтому при обработке опытных данных слагаемыми в (4) и (5), содержащими σ_t и σ_T , можно пренебречь [5, 14].

Погрешности в определении глубины до уровня ПВ в наблюдательных скважинах зависят от применяемых измерительных приборов (о приборах см. подробнее [7, 14]). Кроме того, определенный вклад (тем более существенный, чем меньше глубина до уровня ПВ) в них вносит округление измеренных величин (причем вклад этот один и тот же на все уровни доверительной вероятности погрешностей). Например, для гидрогеологической рулетки Р-50 (подобные рулетки, да еще электроуровнемеры, к примеру, типа ЭВ-1М, остаются и в настоящее время основными измерительными инструментами в гидрогеологической практике) предель-

ная относительная погрешность по паспорту около 0,2 %, а отсчет глубины осуществляется с точностью до 0,5 см.

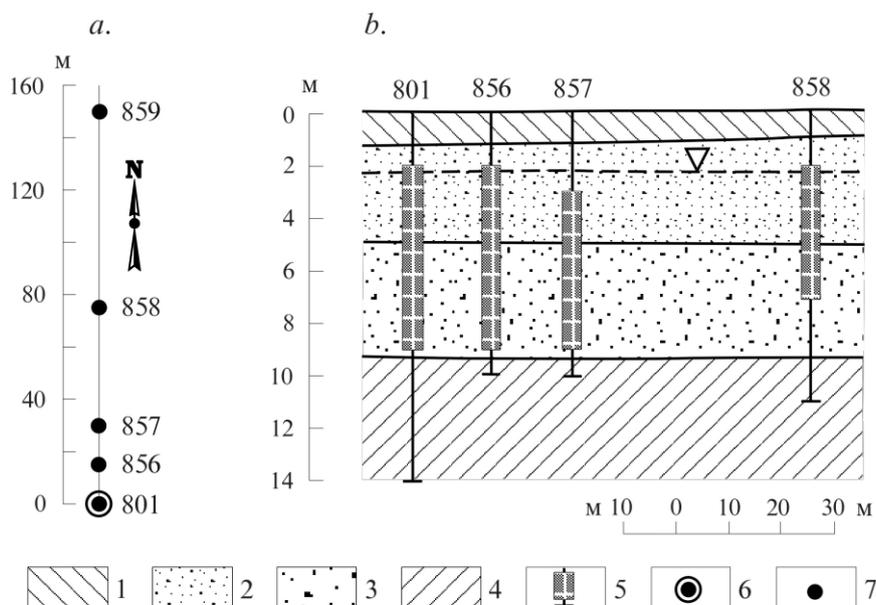
На протяжении опыта глубина до уровня ПВ измеряется, как правило, от оголовка скважины. При этом значение повышения уровня отсчитывается от динамического уровня на момент остановки откачки, соответственно погрешность измеренного значения повышения уровня составляет

$$\sigma_S \cong \sqrt{\sigma_{z_{max}}^2 + \sigma_{z_i}^2}, \quad (7)$$

где $\sigma_{z_{max}}$ и σ_{z_i} – средние квадратичные отклонения измеренных глубин до динамического уровня ПВ в наблюдательных скважинах соответственно на конец откачки и на любой момент восстановления.

Как уже отмечалось в [5], в расчетах фильтрационных параметров за r обычно принимается расстояние между скважинами (точнее, расстояния между вертикальными осями возмущающей и наблюдательных скважин). При этом для применяемых в гидрогеологической практике мерных лент и светодальномеров погрешности измерений допускаются в 0,1 % [10, 14], а результаты представляются, как правило, с точностью до 1 см. На самом деле за r должно считаться расстояние между осями фильтров скважин, поэтому необходимо вносить поправку на отклонение осей фильтров от вертикали; для глубоких скважин указанная поправка может достигать значительной величины. Кроме того, нужно учесть случайную погрешность измерений такого отклонения.

Проиллюстрируем методику оценки инструментальных погрешностей фильтрационных параметров водоносного пласта на примере прослеживания восстановления уровня после опытной откачки кустом 801 на месторождении ПВ в долине р. Жаксысарысу в Центральном Казахстане. На рис. 1 показан план и гидрогеологический разрез опытного куста скважин, а на рис. 2 приведены индикаторные кривые временного прослеживания восстановления уровня грунтовых вод в наблюдательных скважинах. Вычислим погрешности параметров, полученных по результатам прослеживания уровня в трех ближайших к возмущающей наблюдательных скважинах; установленные по ним фильтрационные и емкостные параметры (при полной продолжительности откачки $T = 189$ ч [5]) сведены в табл. 1.



1 – суглинистый почвенно-растительный слой; 2 – пески разнородные;
 3 – песчано-гравийно-галечниковые отложения; 4 – неогеновые глины;
 5 – интервал установки фильтра; 6 – возмущающая скважина;
 7 – наблюдательная скважина.

Рис. 1. Схема (а) и разрез (б) опытного куста 801 (месторождение подземных вод Жаксысарысу, по данным С.С. Сутбаева, В.И. Дзюмана и В.В. Прохожан, 1972 г.)

Таблица 1
 Характеристики возмущения и фильтрационные параметры водоносного пласта по наблюдательным скважинам куста 801 ($\bar{Q} = 94,97 \text{ м}^3/\text{ч}$), установленные на основе регрессионного анализа³

№№ скв.	$r, \text{ м}$	$C, \text{ м}$	$S_{\text{max}}, \text{ м}$	B	$T, \text{ м}^2/\text{ч}$	$a, \text{ м}^2/\text{ч}$	μ
856	15	0,5753	1,57	2,7290	30,209	283,8447	0,106
857	30	0,5219	1,065	2,0406	33,303	232,6702	0,143
858	75	0,4961	0,62	1,2497	35,035	235,3535	0,149

Используя следующие характеристики возмущения по наблюдательной скважине 856: глубина до динамического уровня грунтовых вод на момент остановки откачки $z_{\text{max}} = 3,770 \text{ м}$; расчетные значения повышения уровня, установленные по уравнению регрессии на моменты вре-

³ В таблице и далее в тексте вычисленные значения параметров представлены с точностью до 3-4 знака после запятой. Это сделано с целью исключения внесения погрешностей округления промежуточных величин в результаты расчетов.

мени, отвечающие значениям $\frac{t_1}{T+t_1} = 0,01$ и $\frac{t_2}{T+t_2} = 0,1$, равны соответственно $S_1 = 0,5678$ и $S_2 = 1,1430$ м, так что значения z , отвечающие им, составляют 3,2022 и 2,6270 м, – из (7) получаем $2\sigma_{S_1} \cong 0,0137$ и $2\sigma_{S_2} \cong 0,0131$ м. Аналогично для скважины 857 $S_1 = 0,1459$ и $S_2 = 0,6676$ м, значения z соответственно 3,1191 и 2,5974 м при $z_{\max} = 3,265$ м, откуда $2\sigma_{S_1} \cong 0,0132$ и $2\sigma_{S_2} \cong 0,0127$ м. Точно так же для скважины 858 $S_1 = -0,2336$ и $S_2 = 0,2624$ м, $z_1 = 3,0536$ и $z_2 = 2,5576$ м при $z_{\max} = 2,820$ м. С учетом указанных характеристик асимптоты индикаторной кривой прослеживания восстановления уровня в этой скважине имеем $2\sigma_{S_1} \cong 0,0127$ и $2\sigma_{S_2} \cong 0,0122$ м.

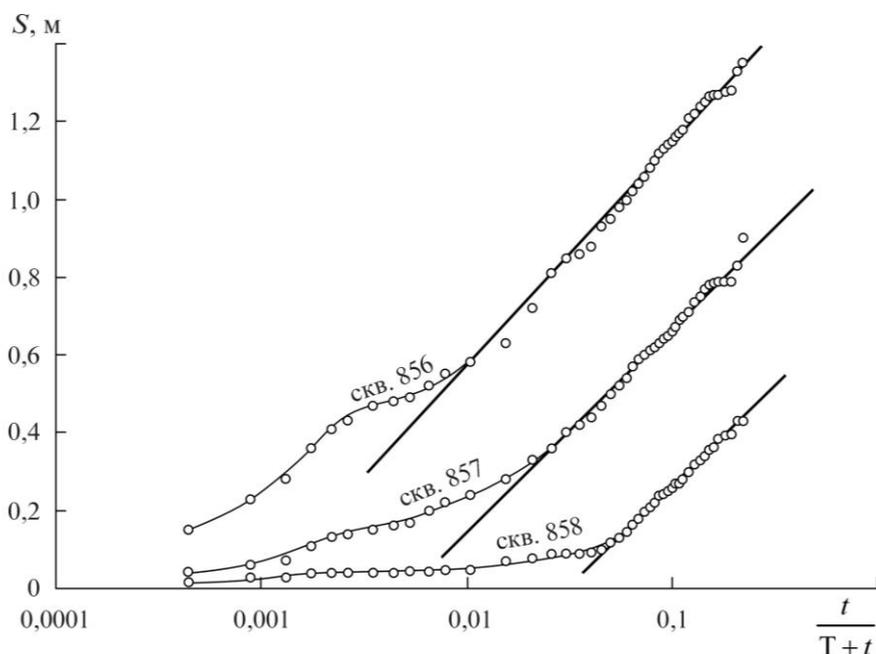


Рис. 2. Индикаторные кривые восстановления уровня в наблюдательных скважинах куста 801 (по данным С.С. Сутбаева, В.И. Дзюмана и В.В. Прохожан, 1972 г.).

Замеры дебита откачки на протяжении возмущения выполнялись объемным способом с предельной относительной погрешностью в 2 % к \bar{Q} , откуда, как и в [5], имеем $2\sigma_{\bar{Q}} \cong 1,266$ м³/ч.

Подстановка вычисленных таким образом значений $2\sigma_S$ и $2\sigma_Q$ в уравнение (4) дает $(2\sigma_T)_{856} \cong 1,074$, $(2\sigma_T)_{857} \cong 1,251$ и $(2\sigma_T)_{858} \cong 1,329$ м²/ч, так что относительные погрешности $2\delta_T$, определяемые как отношение $\frac{2\sigma_T}{T}$, равны $(2\delta_T)_{856} \cong 3,56$, $(2\delta_T)_{857} \cong 3,76$ и $(2\delta_T)_{858} \cong 3,79$ %.

Для оценки $2\sigma_a$ необходимо определить еще $2\sigma_r$ и $2\sigma_B$. Первая из них, с учетом указанных выше предельных погрешностей измерительных приборов и погрешностей округления результатов измерений, равна: $(2\sigma_r)_{856} \cong 0,020$ м, $(2\sigma_r)_{857} \cong 0,030$ м; $(2\sigma_r)_{858} \cong 0,060$ м. Полагаем при этом, что оси фильтров возмущающей и наблюдательных скважин в силу малой глубины последних вертикальны. Соответственно за расстояния между ними берутся измеренные расстояния между осями оголовков скважин.

Оценки среднего квадратичного отклонения параметра B выполняются на основе уравнения (6). Входящие в это уравнение значения средних квадратичных погрешностей измеренных максимальных понижений уровня в наблюдательных скважинах S_{max} вычисляются по формуле (7), преобразованной к виду

$$\sigma_{S_{max}} = \sqrt{\sigma_{z_{max}}^2 + \sigma_{z_{min}}^2}, \quad (8)$$

где z_{min} – глубина до статического уровня ПВ. С учетом указанных погрешностей измерения глубины до уровня ПВ они составляют: $\left(2\sigma_{S_{max}}\right)_{856} \cong$

$$0,0128 \left(2\sigma_{S_{max}}\right)_{857} \cong 0,0123 \text{ и } \left(2\sigma_{S_{max}}\right)_{858} \cong 0,0118 \text{ м.}$$

Нетрудно видеть, что преобразование второго уравнения в (2) в соответствии с (3) приводит к следующему выражению для среднего квадратичного отклонения параметра C , определяемого инструментальными погрешностями:

$$\sigma_C \cong \sqrt{\left(\frac{\sigma_{S_1}}{\lg \frac{t_2}{T+t_2} - \lg \frac{t_1}{T+t_1}}\right)^2 + \left(\frac{\sigma_{S_2}}{\lg \frac{t_2}{T+t_2} - \lg \frac{t_1}{T+t_1}}\right)^2}.$$

Из последнего уравнения получаем, что $(2\sigma_C)_{856} \cong 0,0190$, $(2\sigma_C)_{857} \cong 0,0183$ и $(2\sigma_C)_{858} \cong 0,0176$ м.

Подстановка всех вычисленных погрешностей в уравнение (6) дает значения вероятных инструментальных погрешностей параметра B – $(2\sigma_B)_{856} \cong 9,283 \cdot 10^{-2}$, $(2\sigma_B)_{857} \cong 7,533 \cdot 10^{-2}$ и $(2\sigma_B)_{858} \cong 5,031 \cdot 10^{-2}$. С учетом их имеем из (5) $(2\sigma_a)_{856} \cong 61,35$, $(2\sigma_a)_{857} \cong 40,81$ и $(2\sigma_a)_{858} \cong 27,57$ м²/ч, иными словами, относительная инструментальная погрешность определения уровнепроводности по наблюдательным скважинам 856, 857 и 858 достигает соответственно 21,61 %, 17,54 % и 11,71 %. Отсюда, помня, что емкость $\mu = \frac{T}{a}$, нетрудно подсчитать: $(2\delta_\mu)_{856} \cong 21,90$ %, $(2\delta_\mu)_{857} \cong 17,94$ % и $(2\delta_\mu)_{858} \cong 12,31$ %.

Анализ полученных значений случайных инструментальных погрешностей фильтрационных и емкостных параметров водовмещающих отложений показывает, что погрешности водопродимости по абсолютной величине соизмеримы со случайными инструментальными погрешностями водопродимости, установленными по данным прослеживания снижения уровня при откачке⁴. При этом проявляется тенденция незначительного роста значений абсолютных и относительных погрешностей с ростом расстояния от центра возмущения до наблюдательной скважины. Инструментальные погрешности уровнепроводности и емкости, оцененные для этапа восстановления уровня, соизмеримы с суммарными случайными погрешностями уровнепроводности и емкости, рассчитанными для этапа откачки. Для этих параметров также отмечается тенденция, но не роста, а, наоборот, снижения величин погрешностей (причем довольно интенсивного) с ростом расстояния от центра возмущения до наблюдательной скважины, так что для самой дальней наблюдательной скважины погрешности уровнепроводности и емкости для обоих этапов опыта (откачка и восстановление уровня) практически совпадают.

Перейдем к оценкам суммарных, итоговых случайных погрешностей фильтрационных и емкостных параметров, установленных по данным прослеживания восстановления уровня ПВ.

⁴ Случайные инструментальные погрешности фильтрационных и емкостных параметров по кусту 801, рассчитанные по результатам прослеживания снижения уровня ПВ в наблюдательных скважинах, приведены в [5].

Выше, при постановке задачи оценок погрешностей фильтрационных и емкостных параметров было сделано важное для оценок инструментальных погрешностей этих параметров предположение – замеренные понижения уровня *однозначно* ложатся на асимптоты графиков временного прослеживания. При этом был проигнорирован тот факт, что опытная совокупность точек рассеяна относительно истинной асимптоты, отвечающей действительным параметрам проводящей среды. А между тем по облаку точек даже с видимой регрессионной связью в каждом конкретном случае может быть несколько вариантов осреднения (проведения расчетных асимптот).

Как отмечалось в [5], одним из важнейших представлений макроскопической феноменологической теории фильтрации является постоянство параметров среды во времени. Применительно к графоаналитическому методу это и означает существование на графиках временного прослеживания асимптотических участков с постоянными угловыми коэффициентами. Рассеяние измеренных величин понижения уровня ПВ относительно этих асимптот обуславливается реализацией погрешностей измерений (инструментальная погрешность), колебаниями дебита возмущения около его среднего значения, принимаемого за расчетное (методическая погрешность), влияния хаотической фильтрационной неоднородности высшего порядка или эффективной (погрешность модели) и др. Поэтому экспериментально зарегистрированные отклонения понижений уровня от аппроксимирующих асимптот (определяющих итоговые случайные погрешности параметров) всегда должны превышать подобные отклонения только за счет инструментальных погрешностей.

Таким образом, задача оценки случайных погрешностей водопроводимости, пьезо- или уровнепроводности и емкости водовмещающих отложений сводится к отысканию расчетных асимптот, наилучшим образом отвечающих истинным, и сопоставлению их с асимптотами по крайним вариантам рисовки. Оценки расхождений между ними являются максимальными и комплексно содержат в себе все возможные случайные погрешности фильтрационных и емкостных параметров. Оптимизация исследований подобного рода достигается, как показано в [5], на базе регрессионного анализа. Доверительные интервалы коэффициента регрессии C в уравнении (1) на выбранный уровень значимости отождествляются со случайными погрешностями этого коэффициента на тот же уровень значимости, а уже с учетом последних устанавливаются погрешности параметров. При этом оценки наиболее вероятных значений параметров рас-

четных асимптот на индикаторных кривых прослеживания восстановления уровня (и соответственно наиболее вероятных значений фильтрационных и емкостных параметров водовмещающих отложений) выполняются с использованием метода максимального правдоподобия, который в предположении нормального распределения экспериментальных данных сводится к методу наименьших квадратов (МНК) [13].

В [5] рассматривались некоторые аспекты применения МНК для оценок параметров расчетных асимптот на индикаторных кривых прослеживания снижения уровня ПВ в наблюдательных скважинах. Эти соображения полностью относятся и к интерпретации результатов прослеживания восстановления уровня после завершения откачки.

Вычисление погрешностей углового коэффициента C выполняется на основе уравнения для границ его доверительного интервала [9, 17], в котором величина доверительного интервала (определяющего эти самые погрешности) составляет

$$\Delta_C = \pm \frac{t_{q, N-2} S_y}{\sqrt{N-2}} \sqrt{\frac{N}{\sum_{j=1}^N \left(\lg \frac{t_j}{T+t_j} - \lg \frac{t}{T+t} \right)^2}}.$$

Здесь N – число измерений или наблюдений; $j = 1, 2, \dots, N$; $\lg \frac{t}{T+t}$ –

среднее значение переменной $\lg \frac{t_j}{T+t_j}$; $t_{q, N-2}$ – нормированное отклонение

распределения Стьюдента, зависящее от уровня значимости q и числа степеней свободы $N-2$, значения отклонения можно найти, например, в [3]; S_y – стандартная ошибка уравнения регрессии, последняя для ограниченной выборки опытных данных равна

$$S_y = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^N (S_j - \hat{S}_j)^2}{N-2}},$$

где \hat{S}_j – значения переменной S , вычисленные по уравнению регрессии.

Методикой обработки опытных данных предусматривается постоянный расход откачки на всем ее протяжении. Однако на самом деле его

величина колеблется около некоторого среднего значения, принимаемого в качестве расчетного.

Ранее в оценках инструментальных погрешностей фильтрационных и емкостных параметров за такие колебания дебита принимались только реализованные инструментальные погрешности его измерений. Реально итоговые случайные погрешности расхода заметно больше инструментальных, так как зарегистрированные колебания Q обуславливаются также и неустойчивой во времени работой водоподъемного оборудования; превышения погрешностей фильтрационных и емкостных параметров, вызванные колебаниями дебита возмущения, над вероятными погрешностями за счет инструментальных погрешностей при его измерениях обозначаются как случайные методические погрешности. В силу равной вероятности отклонения в ту или иную сторону от среднего измеренных значений дебита распределение их можно считать нормальным, и тогда среднее квадратичное отклонение Q составляет

$$\sigma_{\bar{Q}} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^N (Q_j - \bar{Q})^2}{N-1}}.$$

Здесь Q_j и \bar{Q} – соответственно измеренное и среднее значения дебита.

Теперь имеются все необходимые погрешности первичных измерений и промежуточных расчетов для вычислений случайных погрешностей фильтрационных и емкостных параметров. Для этого первое уравнение в (2) в соответствии с (3) преобразуем к виду

$$\sigma_T \cong \sqrt{\left(\frac{0,183 \sigma_{\bar{Q}}}{C}\right)^2 + \left(\frac{0,183 \bar{Q} \sigma_C}{C^2}\right)^2}.$$

Абсолютная погрешность пьезо- или урвнепроводности по-прежнему определяется соотношением (5). При этом в качестве $2\sigma_{S_{\text{пих}}}$, являющейся составной частью погрешности параметра B , используется ее инструментальная погрешность, вычисленная для наблюдательных скважин куста по уравнению (8) и приведенная выше.

Проиллюстрируем представленную методику оценок погрешностей водопроводимости, урвнепроводности и емкости водовмещающих отложений все тем же примером возмущения водоносного пласта кустом 801. В табл. 2 сведены результаты промежуточных расчетов, значения

установленных фильтрационных и емкостных параметров и их погрешности по наблюдательным скважинам куста.

Таблица 2

Случайные погрешности фильтрационных и емкостных параметров водоносного пласта (с доверительной вероятностью 0,954), установленные по кусту 801 ($2\sigma_{\bar{Q}} = 7,39 \text{ м}^3/\text{ч}$)

Параметры	Значения параметров по наблюдательным скважинам куста		
	856	857	858
Расстояние от центра возмущения до наблюдательной скважины r , м	15	30	75
Число опытных точек на расчетной асимптоте N	33	30	27
Стандартная ошибка уравнения регрессии S_y	0,02138	0,01430	0,00925
Нормированное отклонение распределения Стьюдента $t_{q, N-2}$	2,0396	2,0484	2,0595
Абсолютная погрешность углового коэффициента расчетной асимптоты $2\sigma_C$, м	0,02054	0,02013	0,0199
Абсолютная погрешность максимального понижения уровня, $2\sigma_{S_{\max}}$, м	0,0128	0,0123	0,0118
Абсолютная погрешность водопродимости $2\sigma_T$, м ² /ч	2,3507	2,8302	2,8491
Относительная погрешность водопродимости $2\delta_T$, %	7,78	8,50	8,13
Абсолютная погрешность параметра B , $2\sigma_B$	0,0999	0,08216	0,5549
Абсолютная погрешность уровнепроводности $2\sigma_a$, м ² /ч	66,020	44,506	30,407
Относительная погрешность уровнепроводности, $2\delta_a$, %	23,26	19,13	12,92
Относительная погрешность гравитационной емкости $2\delta_\mu$, %	24,53	20,93	15,27

Для суммарных случайных погрешностей фильтрационных и емкостных параметров прослеживаются те же закономерности распределения их значений с расстоянием от центра возмущения, что и для инструментальных. При этом суммарные погрешности лишь незначительно превышают инструментальные. Однако повышение класса точности измерительной аппаратуры вряд ли заметно снизит итоговые погрешности в

условиях опытно-фильтрационного опробования в условиях, аналогичных условиям выполненной откачки (в первую очередь при аналогичных глубинах до уровня ПВ). С возрастанием глубин до уровня ПВ применение более совершенной аппаратуры способно существенно уменьшить как инструментальные, так и суммарные случайные погрешности фильтрационных и емкостных параметров.

Полученные оценки случайных погрешностей фильтрационных и емкостных параметров показывают, что, вопреки бытующему мнению о большей достоверности таких параметров, определенных по результатам прослеживания восстановления уровня ПВ, эти погрешности не слишком отличаются от погрешностей параметров, установленных по данным прослеживания снижения уровня ПВ, а инструментальные даже заметно превышают аналогичные, полученные для параметров на этапе откачки. Таким образом, достоверность параметров одинакова для обоих этапов опыта, а сами параметры можно считать равноточными.

В целом описанное опробование выполнено качественно. Случайные погрешности определенных по его результатам фильтрационных и емкостных параметров (особенно a и μ) как только инструментальные, так и итоговые, суммарные показывают минимальный уровень этих погрешностей. Многофакторность их формирования не позволяет выбрать какую-либо из величин этих погрешностей в качестве характерной; оценку их необходимо выполнять для каждого опыта, каждой наблюдательной скважины. В этом смысле описанное опробование дает только общее представление о вероятных величинах таких погрешностей.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Алексеев В.С., Коммунар Г.М., Шержуков Б.С. Массоперенос в водонасыщенных горных породах // Итоги науки и техники. Сер. Гидрогеология. Инженерная геология. – М.: ВИНТИ, 1989. – Т. 11. – 143 с.
2. Биндеман Н.Н., Язвин Л.С. Оценка эксплуатационных запасов подземных вод (методическое руководство). – М.: Недра, 1970. – 216 с.
3. Большев Л.Н., Смирнов Н.В. Таблицы математической статистики. – М.: Наука, 1983. – 416 с.
4. Боровский Б.В., Самсонов Б.Г., Язвин Л.С. Методика определения параметров водоносных горизонтов по данным откачек. – М.: Недра, 1979. – 327 с.
5. Бураков М.М. Об оценке достоверности фильтрационных параметров // Водные ресурсы. – 1996. – Т. 23. – № 5. – С. 539-547.
6. Бураков М.М. Личные случайные погрешности фильтрационных параметров // Известия ВУЗов. Геология и разведка. – 2000. – № 6. – С. 103-115.

7. Дубинчук В.Т., Шустов В.М. Измерения при гидрогеологических и инженерно-геологических исследованиях. – М.: Недра, 1984. – 192 с.
8. Железняков Г.В., Данилевич Б.Б. Точность гидрологических измерений и расчетов. – Л.: Гидрометеоздат, 1966. – 240 с.
9. Зальцберг Э.А. Статистические методы прогноза естественного режима уровня грунтовых вод. Л.: - Недра, 1976. – 102 с.
10. Левчук Г.П. Курс инженерной геодезии. – М.: Недра, 1970. – 412 с.
11. Маликов С.Ф., Тюрин Н.И. Введение в метрологию. – М.: Стандартгиз, 1966. – 248 с.
12. Мироненко В.А., Шестаков В.М. Теория и методы интерпретации опытно-фильтрационных работ. – М.: Недра, 1978. – 326 с.
13. Мудров В.И., Кушко В.Л. Методы обработки измерений. (Квазиправдоподобные оценки). – М.: Советское радио, 1976. – 192 с.
14. Оценка точности определения водопроницаемости горных пород / Н.И. Ильин, С.Н. Чернышев, Е.С. Дзекцер и др. – М.: Наука, 1971. – 151 с.
15. Рождественский А.В., Чеботарев А.И. Статистические методы в гидрологии. – Л.: Гидрометеоздат, 1974. – 424 с.
16. Свешников А.А. Основы теории ошибок. – Л.: Изд-во ЛГУ, 1972. – 125 с.
17. Себер Дж. Линейный регрессионный анализ. – М.: Мир, 1980. – 456 с.
18. Фрид Ж. Загрязнение подземных вод. Теория, методика, моделирование и практические приемы. – М.: Недра, 1981. – 304 с.
19. Шенк Х. Теория инженерного эксперимента. – М.: Мир, 1972. – 381 с.
20. Шестаков В.М. Вопросы терминологии в геогидродинамике // Водные ресурсы. – 1984. – № 5. – С. 156-159.

Институт гидрогеологии и гидрофизики
им. У.М. Ахмедсафина

ЖЕР АСТЫ СУЛАРЫНЫҰ ДЕҰГЕЙІН САЙТА САЛПЫНА КЕЛТІРУДІ
БАСЫЛАП ОТЫРУДЫҰ М...ЛІМЕТТЕРІ БОЙЫНША АЛЫНҰАН
ФИЛЬТРЛІК Ж...НЕ СЫЙЫМДЫЛЫСТЫС ПАРАМЕТРЛЕРІНІҰ
ДҰРЫСТЫҰЫН БАҰАЛАУ ТУРАЛЫ

Геол.-мин. Ұлымд. канд.

М.М. Бураков

*Т., жірбиелі бғталы шайғауды тоқтатқаннан кейін деҰгейді
жайта жалпына келтіруді бағылап отырудыҰ н., тижелері бойынша
анығталған, су жосып араластырылған шіғінділердіҰ филтрлік
ж., не сыйымдылығтық параметрлерініҰ кездейсоқ жателіктерін
бағалаудыҰ , дістемелік м., селелері жарастырылады.*