

Ю. П. ДЕИНЕКА, А. Л. ЦЕРКЛЕВИЧ

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ НАТУРНЫХ НАБЛЮДЕНИЙ ЗА СОСТОЯНИЕМ ВОДОСЛИВНОЙ ПЛОТИНЫ ГРЭС

Одна из наиболее важных и сложных задач при исследовании причин и закономерностей деформационных характеристик водосливных плотин заключается в изучении взаимосвязей между этими характеристиками и различными факторами окружающей среды, а также механизма самих деформаций. В таких случаях обычно прибегают к имитационным моделям, интерпретирующим явление деформаций плотины и связывающим параметры внешней среды с результатами наблюдений смеше-

ний плотины. При этом обычно используют методы статистического моделирования, поскольку построение детерминистских моделей из-за трудностей корректного установления параметров модели представляется практически невозможным.

Среди статистических методов анализа (обработки) данных широко применяются регрессионный, корреляционный и временных рядов. Ниже описано применение указанных методов к анализу горизонтальных смещений водосливной плотины Добротворской ГРЭС.

Результаты наблюдений за горизонтальными смещениями водосливной плотины ДГРЭС. Методика работ по определению горизонтальных смещений восьми контрольных марок, заложенных в бетонных блоках водосливной плотины водохранилища ДГРЭС, основана на комбинированном методе и детально описана в [2]. К началу 1989 г. получены результаты по 33 циклам измерений, т. е. сравнительно длинный ряд наблюдений, позволяющий выполнить их анализ.

Для определения средних квадратических ошибок измерения нестворностей контрольных марок в зависимости от их расстояния до наблюдательных пунктов, с которых задавались створы и определялось положение марок, произведен эксперимент, сущность которого сводилась к выполнению 60 циклов наблюдений (по 30 циклов для каждого из двух створов) в короткий промежуток времени с целью исключения влияния возможных перемещений плотины. Результаты эксперимента показали, что определенной закономерности в распределении ошибок измерений в зависимости от расстояния контрольной марки до теодолита не существует. Средняя квадратическая ошибка определения нестворностей по всем маркам составила примерно 1,2 мм.

За пятилетний период наблюдений плотины зафиксированы сравнительно небольшие ее горизонтальные движения (максимальное 12,5 мм, минимальное 3,0 мм), однако учитывая небольшие размеры плотины, а также продолжительный срок ее эксплуатации (более 35 лет), представляет методический интерес выявить, являются ли эти смещения хаотичными или в их последовательности можно проследить некоторую закономерность, зависят ли они от внешних факторов (и если да, то в какой степени) и, наконец, можно ли корректно выполнить прогноз во времени смещений плотины.

Регрессионный анализ горизонтальных смещений плотины. Регрессионный анализ — это совокупность статистических методов, ориентированных на исследование стохастической зависимости одной переменной z от набора других переменных $\{x\} = (x_1, x_2, \dots, x_p)$ [1]. Его основные задачи: 1) установление формы зависимости z от $\{x_j\}$; 2) определение вида уравнения регрессии; 3) прогнозирование значений результирующей переменной z по известным значениям переменных x_1, x_2, \dots, x_p .

Мы исследовали линейную регрессионную модель, учитывающую зависимость горизонтальных смещений плотины для восьми

марок от влияния внешних факторов: температуры воды и воздуха, уровня воды в водохранилище и расхода воды на основе применения шагового регрессионного метода. Решение этой задачи выполнено на базе подпрограмм из пакета научных подпрограмм ПНП — БИМ [5] и включало следующие поэтапные вычисления:

Таблица I

Значения коэффициентов корреляции зависимой переменной z_i с независимыми переменными x_{ij} и множественной детерминацией R^2

Коэффициент	Номер марки							
	1	2	3	4	5	6	7	8
r_{yx_1}	0,33	0,02	0,11	-0,15	-0,04	-0,21	-0,22	-0,32
r_{yx_2}	0,40	0,15	0,14	-0,12	-0,04	-0,17	-0,11	-0,32
r_{yx_3}	0,15	-0,06	0,31	-0,48	-0,07	-0,06	-0,14	-0,25
r_{yx_4}	-0,39	-0,14	-0,57	0,20	-0,04	0,18	0,12	0,12
R^2	0,30	0,21	0,33	0,26	0,06	0,10	0,18	0,11

1) средней арифметической, дисперсии, среднего квадратического отклонения, коэффициента вариации, стандартной погрешности средней арифметической — для каждой переменной (столбца матрицы);

2) корреляционной матрицы, коэффициентов множественной детерминации каждой переменной со всеми остальными (табл. 1);

3) матриц частных коэффициентов корреляции, распределения Стьюдента и значения Фишера (F — отношение);

4) коэффициентов уравнения регрессии и отклонения фактических значений зависимой переменной от расчетных (табл. 2).

По результатам этих вычислений сделан вывод, что уравнения регрессии можно использовать для предсказания горизонтальных смещений z_i на уровне лишь незначительно лучшем, чем предсказание \hat{z}_i по среднему значению z из совокупности наблюдений в циклах. Следовательно, регрессионная модель горизонтальных смещений плотины в зависимости от перечисленных выше факторов не выявила значительного влияния хоть одного из факторов на смещение плотины.

Гармонический анализ горизонтальных смещений плотины. Данные о горизонтальных смещениях плотины, полученные в результате 33 циклов наблюдений, представляют типичный временной ряд. Поэтому для более глубокого понимания причинных механизмов, порождающих смещение плотины, и выявления их закономерностей, естественно, использовать известный аппарат анализа временных рядов. Временные ряды обычно разлагают на четыре компоненты [3]: а) тренд или систематическую составляющую; б) колебания относительно тренда с боль-

шней или меньшей регулярностью; в) эффект сезонности; г) случайную или нерегулярную компоненту. Из этих составляющих рассмотрим только первую компоненту — выделение тренда. Задача решается вполне однозначно лишь тогда, когда известны основные параметры процесса, формирующего временной ряд. В нашем случае такая информация отсутствует, в связи с чем точное решение недостижимо. Однако неопределенность можно уменьшить в какой-то мере, если ввести некоторые ограничения на вид аппроксимирующей функции. Учитывая, что последовательность горизонтальных смещений плотины периодически изменяется во времени, сглаживание измеренных несторонностей целесообразно выполнить с помощью рядов Фурье.

Предположим, что временной ряд $z(t)$ задается на отрезке $[0, T]$ и имеет вид [4]

$$z(t) = \hat{z}(t) + u(t), \quad (1)$$

где сумма периодических составляющих процесса

$$\hat{z}(t) = \frac{a_0}{2} + \sum_{j=1}^{\infty} \left(a_j \cos \frac{j\pi t}{l} + b_j \sin \frac{j\pi t}{l} \right); \quad (2)$$

$u(t)$ — случайный остаток. Выбор длины основной волны l произволен. Практически анализ ряда удобно производить на некоторой последовательности интервалов $[0, T_j]$, где $T_j \leq T$ и $j = 1, k_{\max}$; изменение величины T_j или l позволяет подобрать оптимальную длину интервала обработки ряда и дает сведения о достоверности получаемых результатов.

Ряд Фурье (2) можно записать в фазовой форме

$$\hat{z}(t) = \frac{a_0}{2} + \sum_{j=1}^{\infty} A_j \cos \left(\frac{j\pi t}{l} + \Phi_j \right), \quad (3)$$

где

$$A_j = \sqrt{a_j^2 + b_j^2}; \quad \Phi_j = \frac{180^\circ}{\pi} \operatorname{arctg} \frac{b_j}{a_j}. \quad (4)$$

Коэффициенты a_j и b_j определяются из выражений

$$a_j = \frac{1}{l} \int_{-l}^l z(t) \cos \frac{j\pi t}{l} dt, \quad j = 0, 1, 2, \dots,$$

$$b_j = \frac{1}{l} \int_{-l}^l z(t) \sin \frac{j\pi t}{l} dt, \quad j = 1, 2, \dots. \quad (5)$$

Таким образом, периодическая составляющая величины $\hat{z}(t)$ имеет вид суммы синусоидальных и косинусоидальных функций. Период j -й гармоники составляет $T_j = 2l/j$, ее частота $\omega_j = j\pi/l$. Совокупность всех амплитуд A_j определяет собой спектр функций $\hat{z}(t)$. По убыванию амплитуды спектра $A_j \leq \epsilon$, где ϵ — слу-

Таблица 2

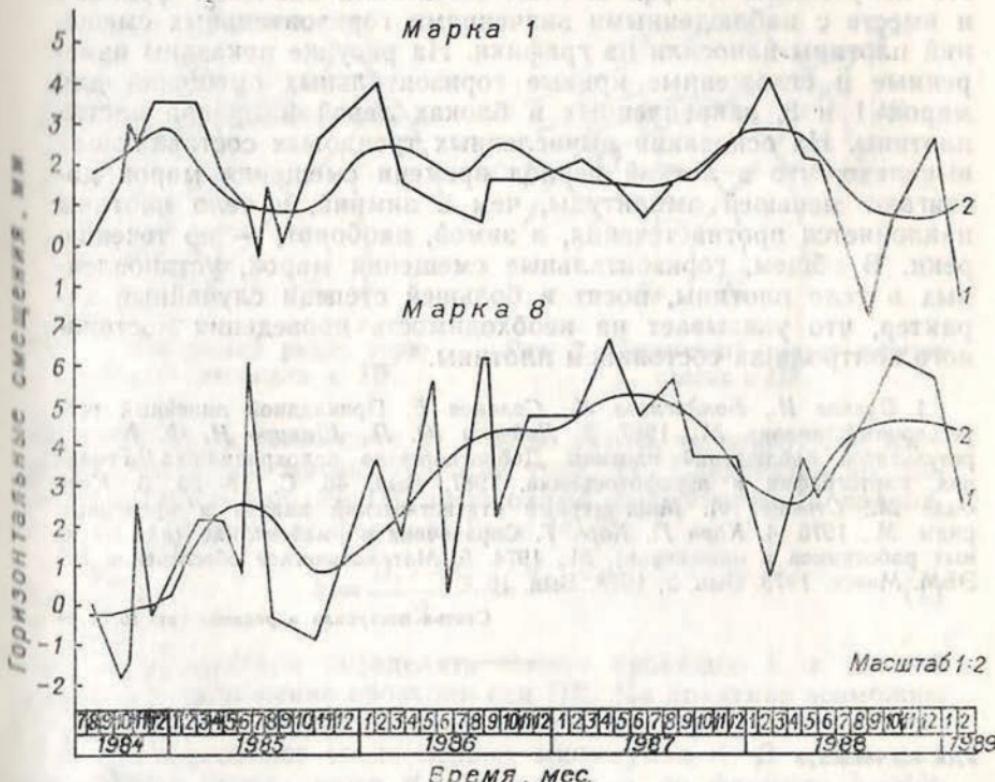
Значения коэффициентов уравнений регрессии и их средние квадратические ошибки

Номер марки*	Коэффициенты и их ошибки						σa_4	σa_5	σa_6	Средние квадрати- ческие отклоне- ния, мм
	a_0	a_1	a_2	σa_1	σa_2	a_3				
1	-0,2320	-0,0479	0,1100	0,0974	0,1142		-0,0608	0,0512		1,0
2	-4,4034	-0,4595	0,2729	0,4978	0,2834		-0,0081	0,1269		2,2
3	3,3332						-0,1811	0,0595		1,6
4	41,8791									2,4
7	-5,4335	-0,5044	0,2767	0,4667	0,2873	-21,8274	9,2258	0,1051	0,1286	2,6
8	0,4978	-0,0777	0,2309	-0,0192	0,2398			-0,0192	0,2398	2,3

* Для марок 5 и 6 в силу значительного разброса измеренных горизонтальных смещений предложенная структура модели не является корректной.

Значения амплитуды и фазы разложения горизонтальных смещений плотины в ряд Фурье (значения амплитуды A_j , в мм, ϕ_j в град.)

чайная помеха (ошибки наблюдений нестворностей), можно подобрать порядок $j < N$, при котором рекомендуется ограничить порядок аппроксимации временного ряда $z(t)$ рядом Фурье с целью выявления трендовой составляющей. Этот методический прием все же не дает однозначного решения в выборе трендовой составляющей, однако связанный с этим неопределенность не имеет решающего значения, поскольку, как уже упоминалось, поставленная задача выделения тренда вообще



Изменение горизонтальных смещений марок 1 и 8 во времени:
1 — наблюденные значения; 2 — трендовая составляющая.

не имеет точного решения. В то же время этот подход позволяет выделить низкочастотную составляющую и выявить характер ее изменения во времени.

При вычислении коэффициентов ряда Фурье, аппроксимирующего последовательность горизонтальных смещений плотины ДГРЭС, использован метод наименьших квадратов. Алгоритм МНК делает несложными необходимые вычисления коэффициентов, когда исходная информация задана на дискретном множестве равнодistantных точек. В нашем случае данные о горизонтальных смещениях плотины по времени не являются равнодistantными, поэтому предварительно выполнена процедура интерполяции таблично заданной функции с помощью интерполяционного процесса Эйткена—Лагранжа [4] в узлы рав-

номерного интервала. В результате получены значения смещений плотины в 40 равностоящих узлах на временном интервале в 56 календарных месяцев, охватывающем 33 цикла наблюдений. Затем эти данные обрабатывали по МНК, в результате чего определили значения коэффициентов a_j и b_j , а также A_j и Φ_j . В табл. 3 приведены значения амплитуды и фазы разложения горизонтальных смещений в ряд Фурье для восьми марок. По полученным коэффициентам вычисляли значения функции и вместе с наблюденными значениями горизонтальных смещений плотины наносили на графики. На рисунке показаны измеренные и сглаженные кривые горизонтальных смещений для марок 1 и 8, закрепленных в блоках левой и правой частей плотины. На основании вычисленных трендовых составляющих выявлено, что в летний период времени смещения марок достигают меньшей амплитуды, чем в зимний, и тело плотины наклоняется против течения, а зимой, наоборот, — по течению реки. В общем, горизонтальные смещения марок, установленных в теле плотины, носят в большей степени случайный характер, что указывает на необходимость проведения постоянного контроля за состоянием плотины.

1. Вучков И., Боядисиева Л., Солаков Е. Прикладной линейный регрессионный анализ. М., 1987.
2. Дайнека Ю. П., Шапиро Н. Ф. Анализ результатов наблюдений плотины Добротворского водохранилища // Геодезия, картография и аэрофотосъемка. 1987. Вып. 46. С. 18—23.
3. Кендалл М., Стьюарт А. Многомерный статистический анализ и временные ряды. М., 1976.
4. Корн Г., Корн Т. Справочник по математике (для научных работников и инженеров). М., 1974.
5. Математическое обеспечение ЕС ЭВМ. Минск, 1973. Вып. 2; 1978. Вып. 16.