

ТЕОРЕТИКО-ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНЫЕ РЕГРЕССИИ (ТЭР)

В значительном числе случаев дорогостоящие регрессионные эксперименты предваряются соответствующими теоретическими исследованиями. Таких экспериментов, как правило, бывает немного. В результате возникает задача совмещения результатов двух типов исследований.

Теоретики такие задачи трактуют так: имеем функцию Z , полученную расчетами, ее надо уточнить с помощью нескольких экспериментальных точек. Для экспериментаторов задача звучит так: по малому числу экспериментальных точек построить регрессию, опираясь на функцию Z .

Данная работа посвящена одному из возможных способов решения этой задачи. Решение ищется в виде линейной регрессии со специальным базисом, индивидуальным для каждой регрессии. Базис определяется численным путем по теоретическим данным, коэффициенты, как обычно, получают по экспериментальным данным.

В дальнейшем удобно такие линейные регрессии называть сокращенно *ТЭР* (теоретико-экспериментальные регрессии).

Первый вариант способа построения *ТЭР* был опубликован автором в работе [1], в следующей работе [2] была показана возможность выполнения на основе *ТЭР* процедуры D -оптимального планирования регрессионных экспериментов [3]. В обобщающей работе [4] (в соавторстве с А.Л. Поляченко и Т.А. Шапошниковой) дана сводка результатов из [1,2] и приведены конкретные численные примеры D -оптимальных экспериментов для типичной задачи скважинной ядерной геофизики.

В данной работе предлагаются два новых варианта построения *ТЭР*. Первый дает возможность более полно, чем в [4], использовать теоретические данные, второй вариант (со смешанным базисом) позволяет управлять процессом построения *ТЭР*. В варианте со смешанным базисом используются функции как специальные, рассмотренные автором в [4], так и классические, например, многочлены. Такие "смеси" делают процесс построения *ТЭР* более гибким и создают оправданные предпосылки для постановки задачи, в определенном смысле обратной задаче оптимального планирования экспериментов. Это задача вычисления "оптимальных" базисов, использование которых приводит к тому, что исходный план экспериментов становится оптимальным.

Следует обратить внимание на то, что, как и в [4], в данной работе мы имеем дело с готовым теоретическим и экспериментальным материалом, изменять который мы не в силах.

Автор благодарен проф. Т.А. Гермогеновой, проф. М.Б. Малютову и

К.А. Кукушкину, общение с которыми способствовало постановке задачи о смешанных базисах.

Введем обозначения.

$$x = (x^{(1)}, x^{(2)}, \dots, x^{(n)}) - \quad (1)$$

набор непрерывных независимых переменных.

$$-\infty < a_i \leq x^{(i)} \leq b_i < \infty. \quad (2)$$

Ω – n -мерный параллелепипед в пространстве переменных (1), для которого выполняются неравенства (2).

$$P_i = (x_1^{(i)}, x_2^{(i)}, \dots, x_{k_i}^{(i)}); \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (3)$$

– дискретные точки по переменным (1).

$P \in \Omega$ – полная сетка узлов переменных (1), соответствующая точкам (3).

Предположим, что с целью выявления зависимости $u(x)$ проведены теоретические и экспериментальные исследования. При этом получены q экспериментальных точек

$$\bar{u}(x_j), \quad j = 1, 2, \dots, q \quad (4)$$

и теоретическая функция $Z(x)$. Считаем, что функция $Z(x)$ дискретна и определена на полной сетке переменных (1), иначе говоря, $Z(x)$ – n -мерная матрица (таблица) с числом элементов

$$k = \prod_{i=1}^n k_i.$$

Наша задача – построение $TЭР$ по эксперименту (4), опираясь на $Z(x)$.

Конкретным примером таких задач являются, например, задачи построения интерпретационных зависимостей для нейтронных методов скважинной ядерной геофизики. Для этих задач необходимое число учитываемых переменных (1) $n \geq 4$, число точек $q \leq 30$.

Из сочетания этих значений n, q видна необходимость совместного учета результатов теории и эксперимента. Для указанных задач теоретическая функция $Z(x)$ определяется по решению системы дифференциальных уравнений переноса излучения в горных породах (диффузионное приближение). Экспериментальные данные для этой задачи – измерения, полученные реальным скважинным прибором на натуральных моделях горных пород. Крайне ограниченный объем экспериментальных данных объясняется трудностями строительства парка натуральных моделей: далеко не все модели с необходимыми значениями переменных (1) удастся реализовать, сроки жизни моделей ограничены, каждая модель уникальна.

Простейший вариант построения $TЭР$ состоит в том, что мы ищем регрессию в виде [4]

$$u(c, x) = \sum_{s=1}^m c_s Z_s(x); \quad x \in P; c = (c_1, \dots, c_m) \in R^m, \quad (5)$$

где базисные функции $Z_s(x)$, $s=1, 2, \dots, m$ являются дискретными функциями с разделяющимися переменными

$$Z_s(x) = f_s(x^{(1)}) \times g_s(x^{(2)}) \times \dots \times h_s(x^{(n)}); \quad x \in P; s = 1, 2, \dots, m, \quad (6)$$

являющимися в свою очередь решениями следующей задачи минимизации

$$H_0(x) = Z(x) \\ \min_{\tilde{f}_s \times \tilde{g}_s \times \dots \times \tilde{h}_s} (H_{s-1}(x) - \tilde{f}_s(x^{(1)}) \times \tilde{g}_s(x^{(2)}) \times \dots \times \tilde{h}_s(x^{(n)})); \quad (7)$$

$$H_s(x) = Z(x) - \sum_{t=1}^s (f_t(x^{(1)}) \times g_t(x^{(2)}) \times \dots \times h_t(x^{(n)})); \quad (8)$$

$$s = 1, 2, \dots, m.$$

Здесь и далее $\|\cdot\|$ — значок среднеквадратичной нормы.

В работе [5] показано, что существует по крайней мере одно решение задачи (6)-(8), причем метод последовательного выделения компонентов $Z_s(x)$ приводит к представлению $Z(x)$ в виде убывающего ряда

$$Z(x) = \sum_{s=1}^{\infty} (f_s(x^{(1)}) \times g_s(x^{(2)}) \times \dots \times h_s(x^{(n)})). \quad (9)$$

Первые m слагаемых разложения (9) и составляют базис $TЭР$ для модели (5).

Алгоритм расчета базиса (6) универсален для всех дискретных (табличных) $Z(x)$ и всех n [5,6,7]. Непрерывный его аналог впервые был, по видимому, описан Шмидтом еще в 1907г. при разложении ядра интегрального уравнения [8]. Для частного случая $n=2$ разложение (9) полностью совпадает с разложением двумерной матрицы на сумму матриц единичного ранга [9]. Время расчета базиса на компьютере, естественно, зависит от конкретной задачи. Например, в задачах, в которых автор принимал участие, расчет 5-6 базисных функций (с 6-ю значащими цифрами) для $n=4$, $k_1=6$, $k_2=k_3=4$, $k_4=3$ занимает несколько секунд на РС.

Конкретные численные примеры, дают основание предполагать, что для положительных $Z(x)$ последовательность функций f_s , $s=1, 2, \dots, m$ обладает некоторыми свойствами собственных векторов якобиевых матриц:

- функция f_s испытывает $s-1$ перемену знака,
- нули двух последовательных функций f_s, f_{s+1} перемежаются.

Нетрудно заметить, что в ТЭР с моделью (5) используется только часть слагаемых разложения (9). Значительно большей "отдачи" от теоретических данных можно ожидать, если брать модель

$$u(c, x) = \sum_{s=1}^{m-1} c_s Z_s(x) + c_m (Z(x) - \sum_{s=1}^{m-1} Z_s(x)); \quad x \in P; \quad (10)$$

$$c = (c_1, c_2, \dots, c_m) \in R^m.$$

Естественным доводом в пользу модели (10) по сравнению с моделью (5) является выполнение равенства

$$u(c, x) = Z(x)$$

для $c_s = 1, \quad s = 1, 2, \dots, m$. Очевидно, что это случай, когда все экспериментальные точки (4) лежат на $Z(x)$. Очевидно также, что модели (5) и (10) совпадают, если в разложении (9) число членов ряда конечно и равно m .

Замечания:

(i) для этой работы способы оценки коэффициентов $c_s, \quad s = 1, 2, \dots, m$ и числа m членов регрессии (5) не существенны, поэтому здесь не рассматриваются;

(ii) принимая во внимание, что для выбранного базиса (6) вопрос интерполяции в (5) сводится к интерполяции функций от одной переменной, повсюду в этой работе рассматриваются только дискретные функции;

(iii) в практических вычислениях стоит проверить необходимость использования в (10) свободного члена [7].

В процессе построения модели ТЭР возникает естественный вопрос: хватит ли слагаемых в разложении (9), для того чтобы можно было работать с имеющимся экспериментом (4). Ответ очевидный: не всегда. Например, для $n=1$ мы вообще имеем единственную базисную функцию $Z_1=Z$ и все выше приведенные конструкции являются тривиальными. Для $n=2$ мы имеем [5]

$$Z(x) = Z(x^{(1)}, x^{(2)}) = \sum_{s=1}^r Z_s(x^{(1)}, x^{(2)}) = \sum_{s=1}^r (f_s(x^{(1)}) \times g_s(x^{(2)})). \quad (11)$$

Здесь r – ранг матрицы Z , иначе говоря, в разложении (9) заведомо конечное число членов. Для $n > 2$ мы в (9) можем иметь как конечное, так и бесконечное число членов. Одним словом, заранее не ясно, достаточно ли членов в (9) мы имеем.

Нам представляется, что в случае необходимости разумным выходом из положения является погружение исходной задачи в задачу большей размерности, т.е. с большим числом n , необходимо также, чтобы для этой задачи большей размерности соответствующее разложение (9) имело

бы больше членов, чем в исходной задаче (это всегда можно сделать).

Рассмотрим один из подходов к этой проблеме - использование смешанного базиса. Рассмотрение целесообразно провести на простеньком примере.

Пусть $n=1$ и $l_1(x^{(1)})$, $l_2(x^{(1)})$ две дискретные функции на P_1 , равные

$$l_1(x^{(1)}) = 1; \quad l_2(x^{(1)}) = x^{(1)}. \quad (12)$$

Предположим, что функции

$$Z(x^{(1)}), \quad l_1(x^{(1)}), \quad l_2(x^{(1)}) \quad (13)$$

линейно независимы (очевидно, это не обременительное условие). Если совокупность (13) взять в качестве базисной для искомой регрессии, то получим

$$u(c, x^{(1)}) = c_1 Z(x^{(1)}) + c_2 + c_3 x^{(1)}. \quad (14)$$

Это легкий, но не лучший путь использования базиса. Действительно, для $c_3=0$ мы имеем часто встречающийся случай, который является обычным масштабированием и сдвигом. Однако уже в случае всех ненулевых коэффициентов в (14) регрессия представляется чем-то искусственным и "некрасивым". В связи с этим в данной работе предлагается поступить следующим образом:

1. Рассмотрим совокупность (13), как двумерную функцию $Z(x^{(1)}, x^{(2)})$ от искусственной переменной $x^{(2)}$. Пусть

$$Z(x^{(1)}, 1) = Z(x^{(1)}); \quad Z(x^{(1)}, 2) = l_1(x^{(1)}); \quad Z(x^{(1)}, 3) = l_2(x^{(1)}). \quad (15)$$

2. Для $Z(x^{(1)}, x^{(2)})$ найдем функции

$$Z_s(x^{(1)}, x^{(2)}); \quad s = 1, 2, 3, \quad (16)$$

как решение задачи (6)-(8)

3. Используем функции (16) при $x^{(2)}=1$ как базисные для регрессии

$$u(c, x^{(1)}) = \sum_{s=1}^3 c_s Z_s(x^{(1)}, 1); \quad x^{(1)} \in P_1; \quad c = (c_1, c_2, c_3) \in R^3.$$

Из выражения (11) непосредственно следует, что

$$\sum_{s=1}^3 Z_s(x^{(1)}, 1) = Z(x^{(1)}) \quad (18)$$

т.е. при $c_1=c_2=c_3=1$ в выражении (17), как и в общем случае (10), мы получаем

$$u(c, x^{(1)}) = Z(x^{(1)}).$$

Итак, для выбранной совокупности функций (13) мы получаем разложение (18) теоретической функции $Z(x^{(1)})$ на сумму слагаемых, при этом

стоящие в (17) коэффициенты дают представление о "вкладе" этих сла-
гаемых в искомую регрессию.

Очевидно, что при других функциях, например, l_1 - константа, а l_2 -
экспонента, мы получим разложение (18) с другими функциями (16). Это
обстоятельство позволяет надеяться, что используя разные функции
 $l_1(x^{(j)})$, $l_2(x^{(j)})$, и получая разные разложения (18) и, соответственно, разные
базисы (16), мы сможем научиться получать базисные функции (16),
удовлетворяющие разным дополнительным требованиям. Одной из инте-
реснейших задач такого рода является задача вычисления "оптимального"
базиса, иначе говоря, базиса, для которого исходный план эксперимента
является оптимальным.

Принцип использования смешанных базисов для общего случая $n > 1$
тот же, что и для $n=1$. Здесь этот случай не рассматривается.

Помимо своего основного назначения – синтеза дискретных
данных разной природы – модель $TЭР$ и ее составные части могут быть
использована в других задачах. Нам представляется, что наиболее инте-
ресны такие.

1. Расчет оптимальных планов эксперимента. Возможность исполь-
зования модели (10) для этой задачи объясняется линейностью модели
(10) по коэффициентам; разумность использования модели (10) объясня-
ется возможностью объективного учета теоретических данных, накоплен-
ных к началу планирования экспериментальных работ. Некоторые чис-
ленные примеры D -оптимальных планов для задач скважинной ядерной
геофизики даны в работе [4].

2. Интерполяция дискретных функций, заданных на полной сетке
переменных. Основание очевидно - использование в правой части разло-
жения (9) функций от одной переменной. Однако, как и во всякой задаче
интерполяции, здесь требуется опыт вычислителя.

3. Задачи, связанные с задачами распознавания образов. Это задачи
компонентного анализа, фильтрации шумов и сглаживания табличных
данных. В литературе для $n=2$ примеры такого рода задач даны в
[10,11,12].

Важно отметить, что в случае отсутствия теоретической матрицы Z ,
некоторые способы построения регрессий с обычными базисными функ-
циями можно свести к рассмотренному методу $TЭР$. Предположим, что
методом последовательного наращивания числа m , мы ищем регрессию

$$u(c, x) = \sum_{s=1}^m c_s u_s(x)$$

с обычными базисными функциями $u_s(x)$, $s=1, 2, \dots, m$. Очевидно, что про-
межуточный результат при переходе от m_0 к m_0+1 можно рассматривать
как "теоретическую" функцию, т.е. брать

$$Z(x) = \sum_{s=1}^{m_0} c_s u_s(x) .$$

Литература

1. Калашникова М.И. Алгоритм сопоставления массивов геофизической информации большой размерности. - ВНИИЯГТ. М., деп. в ВИНТИ, 1982, N 1569-82 деп., 7с.
2. Калашникова М.И. Применение методов планирования эксперимента при ядерно-геофизических исследованиях на натуральных моделях. - ВНИИЯГТ. М., деп. в ВИНТИ, 1985, N 1894-85 деп., 14с.
3. Федоров В.В. Теория оптимального эксперимента (планирование регрессионных экспериментов). М., "Наука", 1977, 312 с.
4. M.I.Kalashnikova, A.L.Polyachenko, T.A.Shaposhnikova. Mathematical- Experimental Charts, Geophys. J., 1990. V 8(4), pp 484-492.
5. Поспелов В.В. О приближении функций нескольких переменных суммами произведений функций одного переменного. Препринт ИПМ АН СССР, N 32, М., 1972, 75с.
6. Даугавет В.А. Один практический прием приближения функций многих переменных. Сб. "Методы вычислений", N 6, изд. ЛГУ, 1970, с.3-8.
7. Шура-Бура М.Р. Аппроксимация функций многих переменных функциями, каждая из которых зависит от одного переменного. Сб. "Вычислительная математика", N 2, М., 1957, с.3-19.
8. Schmidt E. Zur Theorie der linearen und nichtlinearen Integralgleichungen. Math. Ann., LXIII, 1907, p.433-476
9. G.Forsythe, M.Malcolm, C.Moler. Computer Methods for Mathematical Computations, N.Y. 1977.
10. Мещерская А.В., Руховец Л.В., Юдин М.И. и др. Естественные составляющие метеорологических полей. Л., Гидрометеиздат, 1970, 199с.
11. Баглай Р.Д., Смирнов К.К. К обработке двумерных сигналов на ЭВМ. ЖВМ и МФ. т.15, N1, 1975, с. 241-248
12. Обухов А.М. О статистических ортогональных разложениях эмпирических функций. Изв. АН СССР, серия "Геофизическая", вып.3, 1960, с.432-439.