

ИНФОРМАЦИОННЫЕ ТЕХНОЛОГИИ И АВТОМАТИЗАЦИЯ В ЧЕРНОЙ МЕТАЛЛУРГИИ

ISSN: 0368-0797. Известия высших учебных заведений. Черная металлургия. 2015. Том 58. № 2. С. 127 – 133.
© 2015. Девятаченко Л.Д., Соколова Э.И.

УДК 331.45:614.8:519.25

КОРРЕЛЯЦИЯ ФАКТОРИЗОВАННЫХ УСЛОВИЙ ТРУДА И ТРАВМАТИЗМА В ЧЕРНОЙ МЕТАЛЛУРГИИ

*Девятаченко Л.Д., к.т.н., доцент кафедры математики
Соколова Э.И., аспирант (Yudina_Elvira@mail.ru)*

Магнитогорский государственный технический университет им. Г.И. Носова
(455000, Россия, г. Магнитогорск, пр. Ленина, 38)

Аннотация. Представлена оценка эффективности моделирования линейной связи факторизованных условий труда (13 переменных отражены в 4 ортогональных факторах) с 4 откликами по травматизму при использовании регрессионного и канонического анализов. Установлено, что коэффициент R множественной корреляции для отдельно взятых откликов (причины травм, места и вида происшествий, степени тяжести травм) имеет в среднем значение $R = 0,38$ при включении статистически значимых факторов, а каноническая связь этих же массивов, учтенных в целевом эксперименте, характеризуется значением $R = 0,6156$. Это сопоставимо с влиянием на травматизм ($R = 0,4639$) человеческого фактора, выявленного в параллельном эксперименте по массиву данных о пострадавших на производстве. Причем факторные массивы, учтенные в целевом эксперименте, не имеют статистически значимой канонической корреляции $R = 0,2314$. По завершении целевого исследования выявлена практически одинаковая информационная ценность исследуемых массивов F (условия труда) и T (травматизм).

Ключевые слова: многофакторный эксперимент, многомерная статистика, регрессионный анализ, канонический анализ, условия труда, производственный травматизм.

Анализ системы «Экология производственной среды – Травматизм» чаще всего сводится к определению уровней вредных и опасных производственных факторов (ВОПФ) [1], а также учету причин, места травматизма, вида происшествия и степени тяжести пострадавшего [2 – 4]. Так исходя из определения [5] производственная травма (трудовоеувечье) – это следствие действия на организм различных внешних и опасных производственных факторов. Под причиной производственной травмы, чаще всего, понимается результат механического воздействия при падениях, наездах, контакте с механическим оборудованием или агрессивной средой. Задача поиска взаимосвязи условий труда и травматизма усложняется ввиду большого числа случайных возмущений, слабым воздействием входных переменных на отдельно взятые признаки многомерного отклика.

Для поиска возможной корреляции условий труда и травматизма использовали данные, полученные в ходе пассивного ($n = 80$) эксперимента из материалов расследования несчастных случаев в период с 2004 по 2008 гг., а также представленные в картах и протоколах оценки факторов производственной среды. Были учтены следующие показатели ВОПФ: Y_1 – уровень шума; Y_2 – искусственная освещенность рабочей поверхности; Y_3 – общая вибрация; Y_4 – кремний диоксид кристаллический при содержании в пыли от 2 до 10 % (горючие кулерситные сланцы, медносульфидные руды и др.); Y_5 – железный агломерат; Y_6 – кремний диоксид аморфный в смеси с оксидами марганца в

виде аэрозоля конденсации с содержанием каждого из них не более 10 %; Y_7 – углерод оксид; Y_8 – марганец в сварочных аэрозолях при его содержании до 20 %; Y_9 – кальций оксид; Y_{10} – железо и его соединения; Y_{11} – хром (VI) триоксид; Y_{12} – аэрозоль смешанного состава; Y_{13} – марганца оксиды (в пересчете на марганец диоксид); аэрозоль конденсации. В ходе предварительной обработки данных методом факторного анализа выполнено сжатие (снижение размерности) 13-м пространства и были получены четыре латентных ортогональных фактора, включающих в себя все перечисленные выше переменные [6]. Выявленные факторы получили название по исходным переменным, имеющим максимальную по модулю проекцию на соответствующий фактор, а именно, F_1 и F_4 – химические факторы, характерные для основных металлургических переделов и для горно-обогатительного производства соответственно; F_2 – аэрозоли преимущественно фиброгенного действия; F_3 – вибро-акустический.

Многомерный массив T , характеризующий травматизм, имеет следующие признаки: T_1 – причины травмы (вероятность причин возникновения несчастного случая, вычисленная суммированием вероятностей несовместных событий, неудовлетворительная организация работ со стороны руководителей, нарушение норм, правил, инструкций, отсутствие средств коллективной защиты, неисправное оборудование, отсутствие инструкций; работа не полным штатом; ненадежный контроль со стороны персонала, не применение средств индивидуальной защиты, применение запрещенных

средств индивидуальной защиты; личная неосторожность); T_2 – место происшествия, ранжированное по трем уровням (1 – на рабочем месте, 2 – в пределах цеха, 3 – вне цеха); T_3 – вид происшествия, определяемый как вероятность воздействия различных ситуаций на пострадавшего (движущихся, врачающихся, разлетающихся деталей и предметов; падения при перемещении и/или с высоты; воздействия экстремальных температур; падения предметов, обрушение, обвалы; поражения электрическим током; прочих событий); T_4 – степень тяжести травм, ранжированная по четырем уровням (1 – смертельные; 2 – тяжелые с увечьем; 3 – тяжелые, 4 – легкие).

Основные числовые характеристики используемых данных представлены в табл. 1, а матрица корреляции – в табл. 2. Цель настоящей работы – выявление максимально возможной корреляции для совокупностей

условий труда и производственного травматизма. Обработка данных выполнялась в системе STATISTICA® [7]: первичная обработка – в модуле Multiple Regression, основной и завершающий этапы – в модуле Canonical Analysis.

Обратим внимание, что в табл. 1 факторизованные признаки условий труда F_i , $i = \overline{1; 4}$ представлены в стандартизованном масштабе: среднее значение $M(F_i) = 0$, дисперсия $D(F_i) = 1$. Это позволяет однозначно оценивать степень связи факторов с отдельными откликами травматизма T_i , $i = \overline{1, n}$ при переходе к новому базису ортогональной структуры факторов [6].

В табл. 2 отражено отсутствие корреляционной связи между факторами, что отвечает признаку их ортогональности и обеспечивает при использовании метода наименьших квадратов (МНК) вычисление независимых оценок параметров регрессии; корреляционная

Таблица 1

Основные числовые характеристики факторных (F) и результативных (T) признаков

Признак	Среднее значение	Доверительный интервал, %		Дисперсия	Стандартное отклонение
		-95	+95		
F_{01}	0,000001	-0,222539	0,222540	1,000000	1,000000
F_{02}	-0,000001	-0,222539	0,222539	0,999999	1,000000
F_{03}	-0,000001	-0,222540	0,222538	1,000000	1,000000
F_{04}	-0,000001	-0,222539	0,222539	1,000000	1,000000
T_1	0,292750	0,253907	0,331593	0,030466	0,174544
T_2	1,275000	1,163168	1,386832	0,252532	0,502525
T_3	0,324219	0,282189	0,366249	0,035670	0,188865
T_4	3,050000	2,812736	3,287264	1,136709	1,066165

Таблица 2

Корреляционная матрица

	T_1	T_2	T_3	T_4	F_{01}	F_{02}	F_{03}	F_{04}
					F_1	F_2	F_3	F_4
T_1	1,00	0,07	0,16	-0,04	0,03 0,03	-0,06 -0,12	-0,24 -0,19	-0,00 -0,12
T_2	0,07	1,00	-0,05	-0,14	0,22 -0,12	-0,04 -0,22	-0,36 -0,24	-0,07 -0,25
T_3	0,16	-0,05	1,00	0,01	0,52 -0,36	-0,05 -0,34	0,03 -0,14	-0,07 -0,09
T_4	-0,04	-0,14	-0,01	1,00	-0,21 0,08	0,16 0,26	-0,08 -0,05	-0,19 -0,19
F_{01}	0,03 0,03	0,22 -0,12	0,52 -0,36	-0,21 0,08	1,00	0,00	0,00	0,00
F_{02}	-0,06 -0,12	-0,04 -0,22	-0,05 -0,34	0,16 0,26	0,00	1,00	0,00	-0,00
F_{03}	-0,24 -0,19	-0,36 -0,24	0,03 -0,14	-0,08 -0,05	0,00	0,00	1,00	0,00
F_{04}	-0,00 -0,12	-0,07 -0,25	0,07 -0,09	-0,19 -0,19	0,00	-0,00	0,00	1,00

связь факторов с результативными признаками представлена (табл. 2) для двух вариантов ортогонального базиса факторов, полученных в модуле Factor Analysis системы STATISTICA®, методами главных компонент (Principal Components) и оптимального поворота (Varimax) исходного базиса с целью корректировки нагрузок первичных признаков на каждый фактор.

Приступая к регрессионному анализу, было дано обоснование необходимого объема выборки и оценка однородности используемой выборки по трем основным группам металлургического производства (горно-обогатительного, металлургического и прокатного). Многомерный признак (случайный вектор) условий производства фиксировался для каждого несчастного случая на протяжении пяти лет, т.е. все реализации случайного вектора имели одинаковые вероятности попасть в выборку, что обеспечило ее репрезентативность.

Для проверки однородности исследуемой выборки использовали M-статистику Бартлетта [8], с учетом того что количество данных в подвыборках не одинаково.

Как правило, качество регрессионной модели характеризуется долей объясняемой дисперсии отклика, определяемой на уровне значимости $\alpha \leq 0,05$, оценкой величины R^2 и числом значимых регрессоров для этого отклика. В табл. 3 сведены вычисленные оценки коэффициентов множественной корреляции R и коэффициентов детерминации R^2 по каждому отклику в зависимости от включаемых факторов при пошаговом режиме построения регрессии; результаты приведены для двух вариантов ортогонального базиса факторного пространства.

По данным табл. 3, рассматривая пошаговый ввод регрессоров $F_j, j = 1; 4$ в модель с откликами $T_i, i = 1; 4$, отмечаем следующее:

Таблица 3

Изменение степени тесноты связи R и детерминации R^2 для разных вариантов моделирования регрессии

	Шаг	R	R^2	Критерий Фишера ($F(k - 1; N - (k - 1))$)	Уровень значимости (p)	Введенные факторы
<i>Моделирование регрессии для исходного базиса (F01 – F04)</i>						
T_1	1	0,241	0,058	$F(1; 78) = 4,80$	0,031446	F_{03}
	4	0,252	0,063	$F(4; 75) = 1,27$	0,290330	$F_{03}, F_{02}, F_{01}, F_{04}$
T_2	1	0,360	0,129	$F(1; 78) = 11,58$	0,001056	F_{03}
	2	0,421	0,177	$F(2; 77) = 8,28$	0,000554	F_{03}, F_{01}
	4	0,428	0,183	$F(4; 75) = 4,21$	0,003950	$F_{03}, F_{01}, F_{04}, F_{02}$
T_3	1	0,516	0,266	$F(1; 78) = 28,28$	0,000001	F_{01}
	4	0,523	0,274	$F(4; 75) = 7,07$	0,000070	$F_{01}, F_{04}, F_{02}, F_{03}$
T_4	1	0,212	0,045	$F(1; 78) = 3,66$	0,059536	F_{01}
	2	0,286	0,082	$F(2; 77) = 3,42$	0,037775	F_{01}, F_{04}
	3	0,329	0,108	$F(3; 76) = 3,07$	0,032871	F_{01}, F_{04}, F_{02}
	4	0,339	0,115	$F(4; 75) = 2,43$	0,054620	$F_{01}, F_{04}, F_{02}, F_{03}$
<i>Моделирование регрессии для повернутого базиса (F1 – F4)</i>						
T_1	1	0,186	0,035	$F(1; 78) = 2,79$	0,099024	F_{3}
	2	0,220	0,049	$F(2; 77) = 1,96$	0,147226	F_{3}, F_{2}
	3	0,250	0,062	$F(3; 76) = 1,68$	0,177403	F_{3}, F_{2}, F_{4}
	4	0,252	0,063	$F(4; 75) = 1,27$	0,290330	$F_{3}, F_{2}, F_{4}, F_{1}$
T_2	1	0,252	0,064	$F(1; 78) = 5,30$	0,024007	F_{4}
	2	0,346	0,120	$F(2; 77) = 5,23$	0,007444	F_{4}, F_{3}
	3	0,412	0,170	$F(3; 76) = 5,19$	0,002580	F_{4}, F_{3}, F_{2}
	4	0,428	0,183	$F(4; 75) = 4,21$	0,003955	$F_{4}, F_{3}, F_{2}, F_{1}$
T_3	1	0,363	0,132	$F(1; 78) = 11,83$	0,000936	F_{1}
	2	0,496	0,246	$F(2; 77) = 12,58$	0,000019	F_{1}, F_{2}
	3	0,515	0,265	$F(3; 76) = 9,14$	0,000031	F_{1}, F_{2}, F_{3}
	4	0,523	0,274	$F(4; 75) = 7,07$	0,000070	$F_{1}, F_{2}, F_{3}, F_{4}$
T_4	1	0,264	0,069	$F(1; 78) = 5,83$	0,018143	F_{2}
	2	0,326	0,106	$F(2; 77) = 4,57$	0,013330	F_{2}, F_{4}
	4	0,339	0,115	$F(4; 75) = 2,43$	0,054620	$F_{2}, F_{4}, F_{1}, F_{3}$

- включаемые в модель регрессоры располагаются по убыванию (по модулю) коэффициентов $|r_{ij}|$ корреляции, что обусловлено ортогональностью факторного пространства, так как в этом случае другие критерии ввода (толерантность и частная корреляция) утрачивают свою силу; при этом число вводимых регрессоров (до автоматического останова) определяется лишь статистической значимостью (на уровне значимости $\rho \leq 0,05$) регрессора для конкретного отклика;
- качественные параметры (R и R^2) модели при вводе новых факторов, как правило, улучшаются; при этом эмпирический F -критерий Фишера, зависящий от числа k вводимых факторов и объема исследуемой выборки n , остается статистически значимым, за исключением модели с откликом T_1 и только в случае ввода статистически незначимых факторов для этого отклика;
- последовательности ввода регрессоров в двух исследуемых базисах (рациональных для рассматриваемой задачи) имеют некоторое различие (табл. 3); причем базис повернутый относительно исходного при использовании Varimax – критерия [6] оказался более эффективным для числа автоматически включенных в модели факторов;
- одновременное включение в модель по травматизму всех исследуемых факторов незначительно улучшает характеристики (R и R^2) качества моделей по сравнению с моделями, в которых включены только статистически значимые факторы; однако в этом случае мы получаем предельно допустимую связь исследуемых факторов с конкретным откликом по травматизму;
- очевидно, что по каждому отклику предельно допустимые параметры (R и R^2) качества модели для разных базисов ортогональной структуры факторов совпадают, изменяются лишь вклады (коэффициенты регрессии) отдельных факторов в конкретный отклик; предельный уровень величин R и R^2 для отдельных откликов травматизма определяется лишь количеством и качеством первичной информации об условиях труда, так как сами факторы (латентные переменные) определены [6] в пространстве первичных признаков.

Таким образом, в случае регрессионного метода анализа при большом числе входных признаков (условий труда) и многомерном отклике (признаков травматизма) даже для регрессии на главных компонентах не представляется возможным извлечь долю объясняемой дисперсии с большим весом. Для всех случаев анализа откликов коэффициент детерминации колеблется в интервале $0,06 < R^2 < 0,27$ или иначе коэффициент множественной корреляции $-0,24 < R < 0,52$.

Травматизм – многозначное понятие, в настоящей работе рассматриваем лишь четыре его характеристики, которые, как правило, протоколируются в каждом

происшествии, а условия труда еще более обширное понятие, включающее в себя порой не один десяток сопутствующих переменных. Очевидно, что в этих условиях поставленную задачу можно решить только с помощью методов многомерной статистики. Для определения связи между массивами многомерных данных был использован метод канонического анализа [9].

В каноническом анализе связь между входными F и выходными T массивами данных вычисляется с помощью обобщающих канонических переменных $U = \sum_{j=1}^k \alpha_j F_j = \alpha^T F$ и $V = \sum_{j=1}^q \beta_j T_j = \beta^T T$, где α_j и β_j – определяемые весовые коэффициенты для групп k из входных признаков F_j и q выходных признаков T_j ; $F = (F_1, \dots, F_k)$ и $T = (T_1, \dots, T_q)$ – случайные векторы с числом n реализаций (в решаемой задаче $n = 80$, $k = 4$, $q = 4$); α^T и β^T – транспонированные векторы $\alpha^T = (\alpha_1, \dots, \alpha_k)$ и $\beta^T = (\beta_1, \dots, \beta_q)$.

Корни $\lambda_1^2 > \lambda_2^2 > \dots > \lambda_q^2$ определяются из характеристических уравнений $\det(\Sigma_{11}^{-1} \Sigma_{12} \Sigma_{22}^{-1} \Sigma_{21} - \lambda^2 E) = 0$ или $\det(\Sigma_{22}^{-1} \Sigma_{21} \Sigma_{12}^{-1} \Sigma_{11} - \lambda^2 E) = 0$; здесь индекс $q = \min\{rank(\Sigma_{11}, \Sigma_{22})\}$, Σ_{11} – ковариационная матрица первой группы признаков; Σ_{22} – ковариационная матрица второй группы признаков; $\Sigma_{12} = \Sigma_{21}$ – ковариационная матрица, характеризующая связь признаков первой и второй групп.

Смысъ $\lambda_i = \sqrt{\lambda_i^2}$ – это коэффициент корреляции i -ой пары канонических переменных U_i и V_i . Значения величин канонической корреляции по каждому корню решений представлены на рис. 1.

Оценка статистической значимости вычисленных собственных чисел представлена в табл. 4, из которой следует, что только два линейно независимых решения оказались статистически значимы: эмпирический χ^2 критерий больше величины $\chi^2_{\text{табл}}$ на уровне значимости $p < 0,05$ [8]. Каждому собственному числу λ_i^2 , $i = \overline{1, q}$ соответствует пара собственных векторов α_i и β_i , вычисляемых из соответствующих уравнений исходной системы. Канонические веса для соответствующих наборов переменных по каждому корню приведены в табл. 5, данные которой показывают, какие конкретно исходные признаки определяют в большей степени ту или иную i -ую пару канонических переменных U_i и V_i исходя из абсолютных весов вычисленных координат векторов α_i и β_i .

Таким образом, установлено, что максимальная связь между условиями труда и травматизмом принимает значение $\max \rho_{UV} = 0,6156$ и обусловлена в основном признаками $F1$ и $T3$, $T2$. При этом степень детерминации $\max \rho_{UV}^2 = 0,3790$ в случае многомерного моделирования возрастает на 40 % по сравнению с одномерным моделированием отдельных откликов по травматизму.

Другое независимое решение $\rho_{UV} = 0,4544$ находится в пределах средних значений, полученных ранее решений для одномерных откликов, обусловлено в

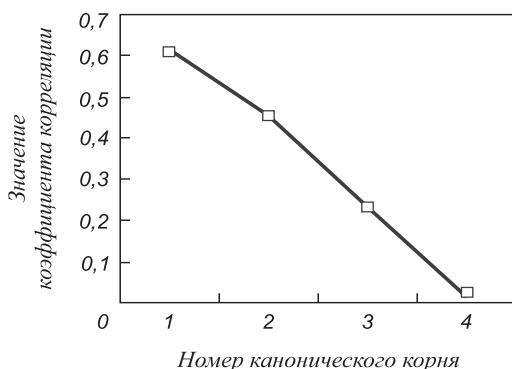


Рис. 1. Коэффициенты канонической корреляции

Fig. 1. Canonical correlation coefficient

основном признаками F_3, T_2, T_4, T_1 . Для наглядности максимальная корреляционная связь многомерных массивов F (факторизованных условий труда) и T (травматизма) показана на рис. 2.

При завершении целевого исследования обращаем также внимание на практически одинаковую информа-

ционную ценность исследуемых массивов F и T . В силу принятых в каноническом анализе ограничений на дисперсию $\sigma_U^2 = \sigma_V^2 = 1$ видим, что весьма трудно установить, какая часть дисперсии переменной U объясняется переменной V , и наоборот. Иными словами величина ρ^2 не позволяет установить долю дисперсии, извлеченной каждой канонической переменной в отдельности, в силу равенства их дисперсий. Однако установить это можно косвенным путем, используя коэффициенты факторной структуры [9], матрицы нагрузочных коэффициентов W_U и W_V по всем $i = 1, 4$ корням представлены в табл. 6.

В программе STATISTICA® для каждого корня $\lambda_i^2 = \rho_i^2$ автоматически вычисляются функции $\text{Redund}(\alpha_i^T F) = \overline{\sigma^2(U_i)}\lambda_i^2$ и $\text{Redund}(\beta_i^T T) = \overline{\sigma^2(V_i)}\lambda_i^2$, где $\overline{\sigma^2(U_i)} = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k w_{ij}^2$ и $\overline{\sigma^2(V_i)} = \frac{1}{q} \sum_{j=1}^q w_{ij}^2$, устанавливающие меру «избыточности» (от англ. Redundancy) одного массива данных в сравнении с другим (табл. 7), данные которой показывают, что используемые в пассивном экспер-

Т а б л и ц а 4

Оценка статистической значимости по χ^2 критерию для определяемых корней λ_i^2

Номер корня	R	R^2	Критерий χ^2	Число степеней свободы df	Уровень значимости p
1	0,615631	0,379001	57,07287	16	0,000002
2	0,454442	0,206518	21,57910	9	0,010331
3	0,237287	0,056305	4,34545	4	0,361288
4	0,019388	0,000376	0,02801	1	0,867086

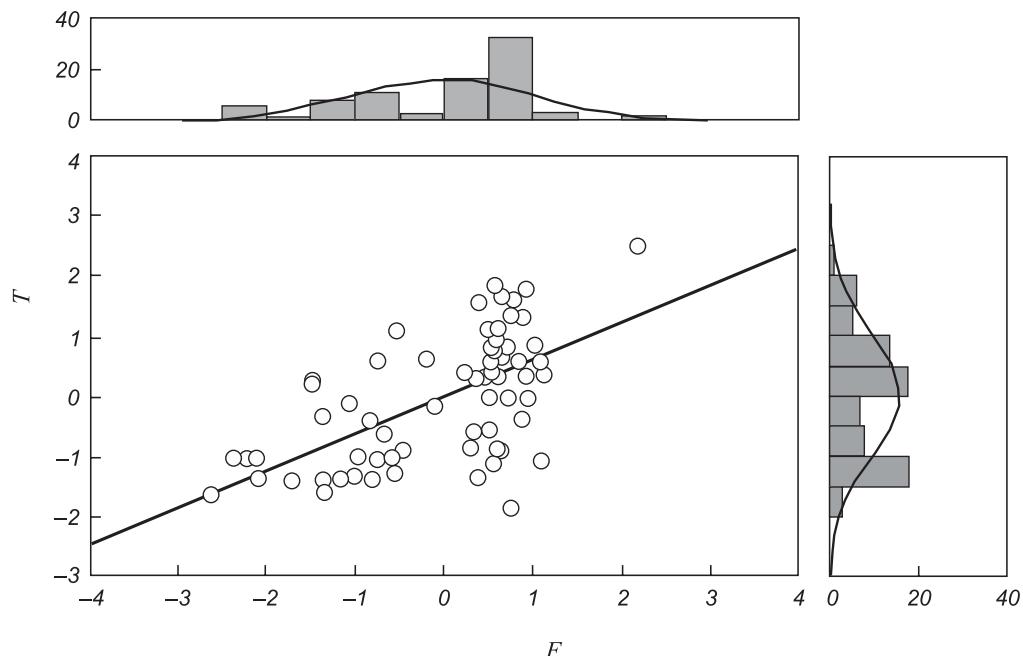


Рис. 2. Корреляционное поле канонических переменных, совмещенное с гистограммой распределения данных по ним

Fig. 2. Correlation field of canonic variables, coincided with histogram of their distribution

Таблица 5

**Канонические веса по двум массивам F и T
для всех определяемых корней**

Номер корня	$F01$ $T1$	$F02$ $T2$	$F03$ $T3$	$F04$ $T4$
1	0,964086 -0,033851	-0,160136 0,487048	-0,199874 0,846385	-0,070330 -0,244262
2	0,197583 -0,478588	-0,100344 -0,705449	0,927554 0,282599	0,300891 -0,540829
3	-0,102320 0,458764	-0,589331 0,032674	-0,284935 -0,420064	0,749020 -0,801659
4	0,145020 -0,770727	0,785478 0,542924	-0,136036 -0,241720	0,580078 -0,166108

Таблица 6

**Факторная структура массивов F и T
по всем определяемым корням**

Номер корня	$F01$ $T1$	$F02$ $T2$	$F03$ $T3$	$F04$ $T4$
1	0,964085 0,148673	-0,160135 0,476499	-0,199874 0,819478	-0,070330 -0,324899
2	0,197583 -0,464262	-0,100344 -0,677814	0,927554 0,249152	0,300891 -0,423862
3	-0,102320 0,425849	-0,589332 0,204049	-0,589332 -0,336732	0,749020 -0,818952
4	0,145021 -0,762240	0,785478 0,521422	-0,136036 -0,391140	0,580078 -0,209999

Таблица 7

Доли извлеченной дисперсии и мера избыточности по всем найденным корням массивов F и T

Номер корня							
массива F				массива T			
1	2	3	4	1	2	3	4
<i>Извлеченная дисперсия</i>							
0,250000	0,250000	0,250000	0,250000	0,256565	0,229177	0,251763	0,262495
<i>Избыточность</i>							
0,094750	0,051629	0,014076	0,000094	0,097238	0,047329	0,014176	0,000099

рименте массивы F и T по информационной ценности оказались равнозначными.

Выявленные корреляционные связи двух исследуемых массивов данных позволили разработать основные мероприятия для упреждения травматизма: периодическое проведение производственного контроля и аттестации рабочих мест с целью уменьшения уровней опасных и вредных производственных факторов; добровольное страхование работников от несчастных случаев, которое является одним из факторов мотивации работодателя на улучшение условий труда, и позволяет компенсировать ущерб при инциденте.

Оценка степени влияния условий труда на многомерный отклик по травматизму, полученная методом канонического анализа, более эффективна, чем аналогичные оценки, получаемые методом множественной регрессии. Из четырех исследуемых откликов в моделях регрессии на главных компонентах (четырех факторах) наибольший коэффициент множественной корреляции $R = 0,52$ имела модель для отклика T_3 (вид происшествия), даже такой важный отклик как T_4 (степень тяжести травмы) определился при $R = 0,33$, а в многомерном случае – совокупная связь четырех факторов с четырьмя откликами определили при $R = 0,6156$. Это оказалось сопоставимо с ко-

эффициентом ($R = 0,4639$) канонической корреляции травматизма и человеческого фактора, определяемом в параллельном эксперименте по массиву данных о пострадавших на производстве (возраст, профессия, стаж работы и другие протокольные данные). Причем массивы данных по условиям труда и человеческому фактору имеют статистически незначимую каноническую связь ($R = 0,2314$).

Выводы. Очевидно, что полное описание многомерного признака травматизма, исходя из массива данных по условиям труда и человеческому фактору, весьма затруднительно без учета форс-мажорных обстоятельств, текущих управленческих решений и других непредвиденных условий сопутствующих трудовой деятельности.

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. OHSAS 18001:2007 Система менеджмента профессиональной безопасности и охраны здоровья.
2. Курков Ю.Б. Анализ производственного травматизма на предприятиях Амурской области // Безопасность в техносфере. 2010. № 1. С. 25 – 27.
3. Маstryukov B.C. – В кн.: Сб. Пожаро-взрывобезопасность и системы управления промышленной безопасностью и охраной труда в металлургии. – Череповец: изд. ЧерМК, 2001. С. 5 – 8.
4. Шлыков В.Н. Риск как показатель производственного травматизма // Безопасность жизнедеятельности. 2008. № 5. С. 8 – 14.

5. Безопасность производственных процессов / С.В. Белов, В.Н. Бринза, Б.С. Векшин и др. – М.: Машиностроение, 1985. – 448 с.
6. Девятченко Л.Д., Соколова Э.И. Факторизация условий труда, сопутствующих травматизму в черной металлургии // Безопасность жизнедеятельности. 2012. № 9. С. 2 – 9.
7. Боровиков В.П. STATISTICA. Искусство анализа данных на компьютере: Для профессионалов. 2-е изд. – СПб.: Питер, 2003. – 688 с.
8. Большев Л.Н., Смирнов Н.В. Таблицы математической статистики. 3-е изд. – М.: Наука, 1983. – 416 с.
9. Девятченко Л.Д. Линейная корреляция. Введение в канонический анализ. – Магнитогорск: Изд-во Магнитогорск. гос. техн. ун-та им. Г.И. Носова, 2002. – 87 с.

Поступила 21 мая 2014 г.

IZVESTIYA VUZOV. CHERNAYA METALLURGIYA = IZVESTIYA – FERROUS METALLURGY. 2015. VOL. 58. No. 2, pp. 127–133.

CORRELATION OF FACTORED WORKING CONDITIONS AND INJURIES IN THE STEEL INDUSTRY

Devyatченко Л.Д., Cand. Sci. (Eng.), Assist. Professor of the Chair of Mathematics
Sokolova Е.І., Postgraduate (Yudina_Elvira@mail.ru)

Magnitogorsk State Technical University named after G.I. Nosov
(38, Lenina ave., Magnitogorsk, Chelyabinsk region, 455000, Russia)

Abstract. Estimation of the efficiency of linear connection modeling of factorized working conditions (13 variables are represented in 4 orthogonal factors) with 4 responses on injury rate is shown using regression and canonical analysis. It is established that a multiple correlation coefficient R for the responses taken by itself (injury cause, site and type of accident, severity of injury) has an average value $\bar{R} = 0.38$ including statistically significant factors and canonical connection of these arrays taken into account in a target experiment is characterized by the value $R = 0.6156$. This is comparable with a human factor influence on injury rate ($R = 0.4639$) being identified in the course of parallel experiment with the array data of person injured in consequence of health and safety accidents. At that, factor arrays considered in a target experiment do not have statistically significant canonical correlation $R = 0.2314$. Practically the same informational value of the investigated arrays F (working conditions) and T (injury rate) was revealed after the target experiment completing.

Keywords: multi-factorial experiment, multivariate statistics, regression analysis, canonical analysis, working conditions, occupational injury rate.

REFERENCES

1. OHSAS 18001:2007 *Sistema menedzhmenta professional'noi bezopasnosti i okhrany zdorov'ya* [Occupational Health and Safety Management System]. (In Russ.).

2. Kurkov Yu.B. The analysis of occupational injuries in the enterprises of the Amur region. *Bezopasnost' v tekhnosfere*. 2010, no. 1, pp. 25–27. (In Russ.).
3. Mastryukov B.S. Sb. *Pozharo-vzryvobezopasnost' i sistemy upravleniya promyshlennoi bezopasnost'yu i okhranoi truda v metallurgii* [Collected book. Explosion and fire safety and Safety and Labour protection Management Systems in metallurgy]. Cherepovets: izd. CherMK, 2001, pp. 5–8. (In Russ.).
4. Shlykov V.N. Risk as an indicator of occupational injuries. *Bezopasnost' zhiznedeyatel'nosti*. 2008, no. 5, pp. 8–14. (In Russ.).
5. Belov S.V., Brinza V.N., Vekshin B.S. *Bezopasnost' proizvodstvennykh protsessov* [The safety of production processes]. Moscow: Mashinostroenie, 1985. 448 p. (In Russ.).
6. Devyatченко L.D., Sokolova E.I. Factorization of work conditions concomitant injuries in ferrous metallurgy. *Bezopasnost' zhiznedeyatel'nosti*. 2012, no. 9, pp. 2–9. (In Russ.).
7. Borovikov V.P. *STATISTICA. Iskusstvo analiza dannykh na kompyutere: Dlya professionalov* [The art of data analysis on the computer: For professionals]. St. Petersburg: Piter, 2003. 688 p. (In Russ.).
8. Bol'shev L.N., Smirnov N.V. *Tablitsy matematicheskoi statistiki* [Tables of mathematical statistics]. 3-е изд. Moscow: Nauka, 1983. 416 p. (In Russ.).
9. Devyatченко L.D. *Lineinaya korrelyatsiya. Vvedenie v kanonicheskii analiz* [Linear correlation. Introduction in the canonical analysis]. Magnitogorsk: Izd-vo Magnitogorsk. gos. tekhn. un-ta im. G.I. Nosova, 2002. 87 p. (In Russ.).

Received May 21, 2014