

# ОХРАНА ТРУДА В МЕТАЛЛУРГИИ

УДК 331.45:614.8:519.25

## КАНОНИЧЕСКАЯ СВЯЗЬ ТРАВМАТИЗМА И ЧЕЛОВЕЧЕСКОГО ФАКТОРА В ЧЕРНОЙ МЕТАЛЛУРГИИ

Девятченко Л.Д., Соколова Э.И.

Магнитогорский государственный технический университет им. Г.И. Носова, Россия

**Аннотация.** Приведены результаты канонического анализа статистических данных многомерной выборки объемом 80, включающей 3 признака массива М – человеческий фактор и 4 признака массива Т – травматизм на предприятиях черной металлургии. Получены два независимых статистически значимых решения:  $\rho_{\max} = 0,463920$ ,  $\rho = 0,394816$ , характеризующие связь многомерных признаков М и Т.

**Ключевые слова:** производственный травматизм, человеческий фактор, канонический анализ, многомерный массив, матрица корреляции, извлеченная дисперсия.

### Введение

Проблемы взаимоотношений человеческого общества и окружающей среды в обозримом будущем станут самыми острыми. Поэтому экологический подход является необходимым при решении производственных, демографических и других задач, которые связаны с деятельностью людей, с так называемым «человеческим фактором».

В настоящее время нормативная база Российской Федерации в области экологии направлена на идентификацию и оценку опасностей для человека в среде его жизнедеятельности. Для выявления и анализа рисков рекомендуются качественные и количественные методы оценки [1–3]. Качественные методы преимущественно основаны на балльной или экспертной оценке, используют для выявления причин и источников риска. Количественные методы оценивания рисков основаны на определении вероятностей возникновения происшествий, при этом учитываются прямые и косвенные потери для этих событий. В упомянутых работах [1–3] авторы методик обращают внимание на организационные, технические и социально-экономические причины травм.

Проведенная ранее работа по факторизации условий труда на основе результатов аттестации рабочих мест в цехах предприятий черной металлургии [4] позволила установить, что регрессионные модели для отдельных откликов травматизма на условия труда не в полной мере отражают все аспекты производственного травматизма. При этом авторы обратили внимание на человеческий фактор, т.к. в момент происшествия обычно фиксируется некоторое количество

индивидуальных характеристик пострадавшего. В этой связи нами предпринята попытка выявить, какова роль человеческого фактора в негативных событиях с признаками травматизма и потерь здоровья и какова степень детерминизма системы человека в производственной среде.

Для решения поставленной задачи авторы продолжили анализ данных, предпринятый ранее [4]. Однако теперь предстояло выяснить какова корреляция  $\rho$  и степень детерминации  $\rho^2$  между человеческим фактором и производственным травматизмом.

### Материалы и методы исследования

В массив «человеческий фактор» вошли следующие переменные: профессия пострадавшего, его возраст и стаж работы, время суток и день недели наступления негативного события. В массив «травматизм» – место и вид происшествия, причины, степень тяжести травм.

Для используемых категорий и их признаков введены обозначения:

- Категория М – человеческий фактор, включающий в себя признаки: М1 – временная характеристика (представлена как эффект взаимодействия дней недели (Mw), оцифрованных в последовательности 1–7, и времени суток (Mt), т.е.  $M1 = Mt \cdot Mw$ ), М2 – профессия (ранжирована по уровням: 1 – прокатчик, 2 – металлург, 3 – обслуживающий персонал, 4 – работники горно-обогатительного производства), М3 – возрастная характеристика (определена как отношение возраста пострадавшего к его стажу работы на данном рабочем месте);

• Категория Т – травматизм, включающий в себя признаки: Т1 – 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 неполным штатом; ненадежный контроль со стороны персонала; неприменение средств индивидуальной защиты, применение запрещенных средств индивидуальной защиты; личная неосторожность); Т2 – место происшествия (ранжированное по уровням: 1 – на рабочем месте, 2 – в пределах цеха, 3 – вне цеха); Т3 – вид происшествия (вероятность воздействия движущихся, вращающихся, разлетающихся деталей и предметов; падения при перемещении и /или с высоты; воздействия экстремальных температур; падения предметов, обрушение, обвалы; поражения электрическим током; прочих событий); Т4 – степень тяжести травм (ранжированная по уровням: 1 – смертельные; 2 – тяжелые с увечьем; 3 – тяжелые, 4 – легкие).

Результаты первичной обработки исходных данных приведены в табл. 1 и 2.

Полный целевой анализ многомерного массива данных объемом n=80, объединяющего два блока данных М и Т, был выполнен в системе STATISTIKA® [5]. В основу положен метод многомерной статистики – канонический анализ [6].

Суть канонического анализа заключается в оценке корреляционной связи между обобщенными (каноническими) переменными U и V, представленными как линейные комбинации весовых коэффициентов с наборами признаков, входящих в массивы М и Т соответственно.

По определению:

$$\begin{cases} U = \sum_{j=1}^k \alpha_j M_j = \alpha^T M, \\ V = \sum_{j=1}^q \beta_j T_j = \beta^T T, \end{cases}$$

где  $\alpha_j$  ( $j = \overline{1, k}$ ) и  $\beta_j$  ( $j = \overline{1, q}$ ) – искомые весовые коэффициенты, определяемые для поиска корреляционной связи  $\rho_{UV}$  k – признаков массива М (входных) и q – признаков массива Т (выходных);  $\alpha^T$ ,  $\beta^T$  – транспонированные векторы весовых коэффициентов для соответствующих U и V канонических переменных.

Таблица 1

Основные числовые характеристики используемых признаков

| Категория | Среднее значение | Доверительный интервал |         | Минимум  | Максимум | Дисперсия  | Стандартное отклонение |
|-----------|------------------|------------------------|---------|----------|----------|------------|------------------------|
|           |                  | -95%                   | +95%    |          |          |            |                        |
| M1        | 45,5406          | 36,9348                | 54,1464 | 1,190000 | 166,250  | 1495,4396  | 38,6709                |
| M2        | 1,7875           | 1,5789                 | 1,9961  | 1,000000 | 4,000    | 0,87832    | 0,9372                 |
| M3        | 170,3598         | -21,9823               | 362,702 | 1,708738 | 6000,000 | 747027,201 | 864,307                |
| T1        | 0,2928           | 0,2539                 | 0,3316  | 0,080000 | 0,850    | 0,03047    | 0,1745                 |
| T2        | 1,2750           | 1,1632                 | 1,3868  | 1,000000 | 3,000    | 0,25253    | 0,5025                 |
| T3        | 0,3242           | 0,2822                 | 0,3662  | 0,012500 | 0,512    | 0,03567    | 0,1889                 |
| T4        | 3,0500           | 2,8127                 | 3,2873  | 1,000000 | 4,000    | 1,13671    | 1,0662                 |

Таблица 2

Корреляционная матрица

|    | M1    | M2    | M3    | T1    | T2    | T3    | T4    |
|----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| M1 | 1,00  | -0,13 | -0,13 | 0,06  | -0,22 | 0,26  | -0,07 |
| M2 | -0,13 | 1,00  | -0,14 | -0,21 | -0,01 | -0,28 | 0,07  |
| M3 | -0,13 | -0,14 | 1,00  | 0,21  | 0,23  | -0,16 | -0,31 |
| T1 | 0,06  | -0,21 | 0,21  | 1,00  | 0,07  | 0,16  | -0,04 |
| T2 | -0,22 | -0,01 | 0,23  | 0,07  | 1,00  | -0,05 | -0,14 |
| T3 | 0,26  | -0,28 | -0,16 | 0,16  | -0,05 | 1,00  | -0,01 |
| T4 | -0,07 | 0,07  | -0,31 | -0,04 | -0,14 | -0,01 | 1,00  |

В каноническом анализе связь между переменными  $U$  и  $V$  определяется как обычная парная корреляция:

$$\rho_{UV} = \frac{\text{Cov}(U, V)}{\sqrt{\text{Var}U \cdot \text{Var}V}} = \frac{a^T \Sigma_{12} \beta}{\sqrt{(a^T \Sigma_{11} a) \cdot (\beta^T \Sigma_{22} \beta)}}$$

где  $\Sigma_{11}$ ,  $\Sigma_{22}$ ,  $\Sigma_{21} = \Sigma_{12}$  – составные части общей

корреляционной матрицы  $\Sigma$ ,  $\Sigma = \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{pmatrix}$ ;

$\text{Cov}(U, V)$  – ковариация переменных  $U$  и  $V$ ;  $\text{Var}U$ ,  $\text{Var}V$  – вариации переменных признаков  $U$  и  $V$  соответственно.

Причем для стандартизованных переменных  $U$  и  $V$  каноническая корреляция  $\rho_{UV} = \alpha^T \Sigma_{12} \beta$ , т.к. выполнены ограничения на вариации  $\text{Var}U = \text{Var}V = 1$ .

Задача поиска  $\max \rho_{UV}$  при указанных ограничениях решается методом множителей Лагранжа. Функция Лагранжа данной задачи имеет вид

$$L(\alpha, \beta, \lambda, \mu) = 2\alpha^T \Sigma_{12} \beta + \lambda(1 - \alpha^T \Sigma_{11} \alpha) + \mu(1 - \beta^T \Sigma_{22} \beta),$$

где  $\lambda$  и  $\mu$  – множители Лагранжа;  $\alpha$  и  $\beta$  – искомые векторы для соответствующих линейных комбинаций  $U$  и  $V$ .

При приравнении к нулю соответствующих частных производных  $\frac{\partial L}{\partial \alpha} = 0$  и  $\frac{\partial L}{\partial \beta} = 0$

приходим первоначально к системе уравнений  $\begin{cases} \Sigma_{12} \beta - \lambda \Sigma_{11} \alpha = 0 \\ \Sigma_{21} \alpha - \mu \Sigma_{22} \beta = 0 \end{cases}$ , и в силу того, что  $\text{Cov}(U, V) = \text{Cov}(V, U)$  или  $\alpha^T \Sigma_{12} \beta = \beta^T \Sigma_{21} \alpha$ , а также с учетом принятых выше ограничений, для переменных  $U$  и  $V$  оказывается, что  $\lambda = \mu$  и, следовательно, задача поиска сводится к решению системы

$$\begin{cases} -\lambda \Sigma_{11} \alpha + \Sigma_{12} \beta = 0 \\ \Sigma_{21} \alpha - \lambda \Sigma_{22} \beta = 0 \end{cases}$$

или  $\begin{pmatrix} -\lambda \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & -\lambda \Sigma_{22} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \alpha \\ \beta \end{pmatrix} = 0$ .

Однако поиск корней характеристических уравнений с помощью данной системы затруднителен, т.к. матричные коэффициенты, вошедшие в данную систему, как правило, имеют неодинаковую размерность, в нашем случае  $k \neq q$ , где  $k = 3$ ,  $q = 4$ . Поэтому в алгоритме поиска решений используется преобразованная система:

$$\begin{cases} (\Sigma_{11}^{-1} \Sigma_{12} \Sigma_{22}^{-1} \Sigma_{21} - \lambda^2 E) \alpha = 0, \\ (\Sigma_{22}^{-1} \Sigma_{21} \Sigma_{11}^{-1} \Sigma_{12} - \lambda^2 E) \beta = 0, \end{cases}$$

где  $E$  – единичные матрицы размера  $k \times k$  и  $q \times q$  в соответствующих уравнениях преобразованной системы. При этом определяются собственные числа  $\lambda^2$ , а не  $\lambda$ , как это было в исходной системе.

Решением преобразованной системы матричных уравнений являются собственные числа  $\lambda_i^2 > 0$ ,  $i = \overline{1, k}$ ,  $k = \text{rank} \Sigma_{12} = \text{rank} \Sigma_{21}$  и соответствующие им собственные векторы  $\alpha^{(i)}$  и  $\beta^{(i)}$ ,  $i, j = \overline{1, k}$ , размерность и координаты которых (весовые коэффициенты) определяются из уравнений преобразованной системы.

Очевидно также, что с помощью исходной системы уравнений, например из матричного уравнения  $\lambda_i \Sigma_{11} \alpha^{(i)} = \Sigma_{12} \beta^{(i)}$ , при умножении его слева на  $(\alpha^{(i)})^T$ , устанавливается смысл  $\lambda_i = \rho_i$ .

### Результаты исследования и их обсуждение

Совокупность всех определяемых коэффициентов корреляции  $\rho_i$ ,  $i = 1, 2, 3$  представлена на

**рис. 1.** Каждый из определяемых корней  $\lambda_i^2 = \rho_i^2$  был проверен на статистическую значимость, исходя из  $\chi^2$  – статистики, представленной в **табл. 3**

В **табл. 3** приведены также значения  $\Lambda$  – статистики, используемой в алгоритме Бартлетта для проверки значимости [7] вычисляемых  $\lambda_i^2$  корней на основе  $\chi^2$  – статистики:

$$\begin{aligned} \chi^2 [(k-p)(q-p)] &= \\ &= - \left[ n-1-p - \frac{1}{2}(k+q+1) \right] \ln \Lambda_p, \end{aligned}$$

где  $p = 0, 1, 2$ ;  $\Lambda_p = \prod_{i=p+1}^k (1 - \hat{\lambda}_i^2)$ .

Сравнивая расчеты  $\chi^2$  – статистики, представленные в **табл.3**, с критическими  $\chi_{\text{таб}}^2 = \chi_{\alpha}^2$  при  $\alpha = 0,05$  и заданном числе степеней свободы  $(k-p)(q-p)$ , для первого корня  $\chi^2(12) = 33,10434 > \chi_{\text{таб}}^2(12) = 21,026$ , для второго корня  $\chi^2(6) = 14,92781 > \chi_{\text{таб}}^2(6) = 12,59$ , а для третьего корня  $\chi^2(2) = 2,21832 < \chi_{\text{таб}}^2(2) = 5,991$ . Таким образом, первые два корня обладают статистической значимостью.

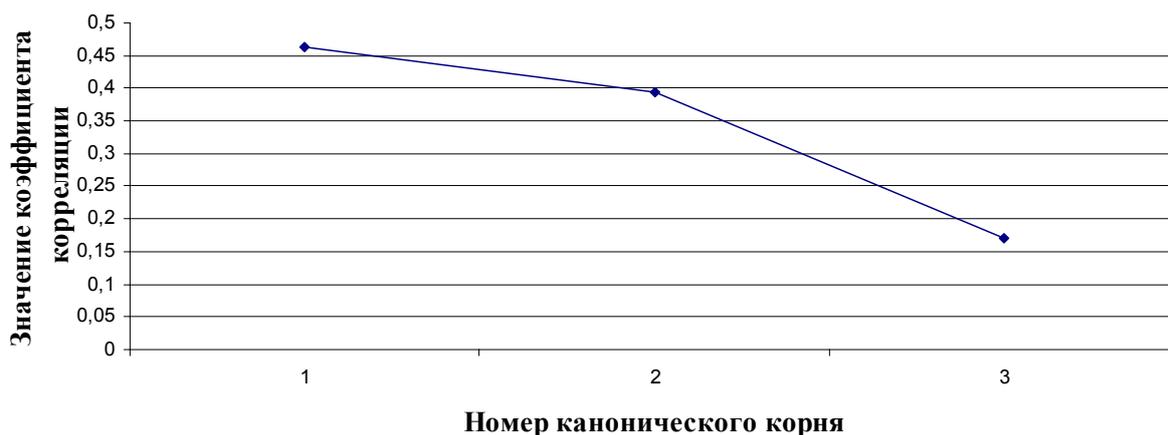


Рис. 1. Коэффициенты канонической корреляции для массивов М и Т

Таблица 3

Оценка статистической значимости определяемых корней  $\lambda_i^2$  по  $\chi^2$  критерию

| Номер корня | Коэффициент корреляции $\rho$ | Квадрат коэффициента корреляции $\rho^2$ | Значение $\chi^2$ – статистики | Число степеней свободы | Уровень значимости $\alpha$ | Значение $\Lambda$ – статистики |
|-------------|-------------------------------|--|--------------------------------|------------------------|-----------------------------|---------------------------------|
| 1           | 0,463920                      | 0,215222                                 | 33,10434                       | 12                     | 0,000936                    | 0,643141                        |
| 2           | 0,394816                      | 0,155879                                 | 14,92781                       | 6                      | 0,020846                    | 0,819519                        |
| 3           | 0,170717                      | 0,029144                                 | 2,21832                        | 2                      | 0,329849                    | 0,970855                        |

В табл. 4 для всех корней (собственных чисел) представлены соответствующие им координаты собственных векторов (канонические веса).

Канонические веса признаков массивов М и Т, вычисленные для  $i$ - корней

| Номер корня | M1        | M2        | M3        | T1        | T2        | T3        | T4        |
|-------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1           | 0,407705  | -0,318713 | -0,827300 | -0,231588 | -0,494810 | 0,715919  | 0,369796  |
| 2           | -0,513518 | 0,603489  | -0,525775 | -0,586573 | 0,076818  | -0,446642 | 0,589400  |
| 3           | 0,780894  | 0,759094  | 0,286777  | -0,245713 | -0,761950 | -0,330682 | -0,610783 |

Интерпретация весовых коэффициентов, вычисленных для стандартизованных переменных U и V, может быть схожа с интерпретацией коэффициентов множественной регрессии: чем больше абсолютное значение канонического веса, предписываемого признаку (регрессору), тем больше его абсолютный вклад в каноническую переменную.

Возможна также интерпретация, схожая с той, как в факторном анализе интерпретируют нагрузки: чем больше абсолютное значение канонического веса, тем больше теснота связи данной переменной (исходного признака) с канонической переменной. Однако последнюю интер-

претацию следует уточнить.

Если рассмотреть упрощенную факторную модель (без учета специфических факторов) применительно для канонических переменных  $U = W_u \cdot F$  и  $V = W_v \cdot F$ , где  $W_u$  и  $W_v$  – векторы нагрузочных коэффициентов, F – матрица общих факторов,  $F = (F_1, F_2, \dots, F_c)^T$ ,  $c \leq k$ , причем факторы, так же как и канонические переменные, выражены в стандартизованном масштабе, т.е.  $M(F_j) = 0$

и  $D(F_j) = 1, j = \overline{1, c}$ . Тогда ковариационные матрицы  $D(U) = \Sigma_{11} \approx W_u W_u^T, D(V) = \Sigma_{22} \approx W_v W_v^T$ . И с учетом того, что  $Cov(U, V) = \Sigma_{12}$  получаем  $Cov(U, V) = Cov(W_u \cdot F, W_v \cdot F) = W_u W_v^T$ . При этом целесообразно предположить, что число факторов  $c \leq \min[\text{rank}(W_u, W_v)]$ . Векторы факторных нагрузок  $W_u$  и  $W_v$  (факторная структура) в системе STATISTIKA® [5] вычисляются автоматически для всех определяемых корней  $\lambda_i^2$ , результаты приведены в табл. 5.

Сравнивая статистические данные **табл. 4 и 5**, наблюдаем их идентичность по распределению канонических весов и факторных нагрузок, определяемых для обоих массивов. Распределение этих характеристик (вкладов) по убыванию их модулей следующее. Для первого корня: (М3, М1, М2) и (Т3, Т2, Т4, Т1). Для второго корня: (М2, М3, М1) и (Т4, Т1, Т3, Т2).

Таким образом, максимально возможная корреляция  $\rho_1 = 0,4639$  между двумя многомерными признаками М (человеческий фактор) и Т (производственный травматизм) определяется в основном вкладами М3 (отношение возраста пострадавшего к его стажу на данном рабочем месте) и Т3 (вероятность возникновения негативного события), а другой статистически значимый уровень связи  $\rho_2 = 0,3948$  обеспечивается в основном вкладами признаков М2 (профессия, ранжированная по уровням снижения опасности) и Т4 (степень тяжести травм, ранжированная по

уровням снижения потерь здоровья), а также Т1 (суммарная вероятность причин возникновения несчастного случая).

Для наглядности график канонической связи переменных  $U(M)$  и  $V(T)$  при  $\rho_2 = 0,3948$  представлен на **рис. 2**.

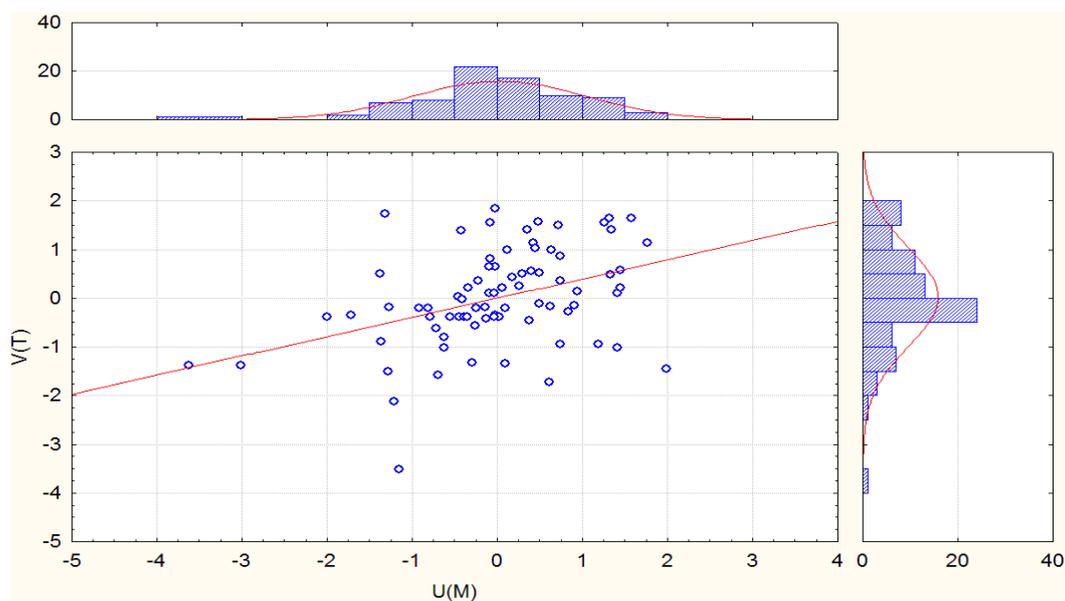
Очевидно, что корреляционное поле (см. **рис. 2**) канонических переменных  $U_2$  и  $V_2$  «вытянуто» вдоль предполагаемой линии регрессии,  $V(T) = 0,3948U(M)$ . В центре этого поля имеется «сгусток» двумерных точек, «излишки» которых образуют небольшой положительный эксцесс на обеих гистограммах.

Принимая во внимания, что найденные варианты значимых решений  $\rho_1 = 0,4639$  и  $\rho_2 = 0,3948$  практически мало различаются, с учетом независимости этих решений можно использовать полученные канонические связи для упреждения признаков травматизма  $T_j$ ,  $j = \overline{1, q}$  по признакам человеческого фактора  $M_i$ ,  $i = \overline{1, k}$ .

Таблица 5

Факторная структура для определяемых корней по массивам М и Т

| Номер корня | М1        | М2        | М3        | Т1        | Т2        | Т3        | Т4        |
|-------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1           | 0,555750  | -0,255749 | -0,836344 | -0,168353 | -0,602020 | 0,698760  | 0,440432  |
| 2           | -0,521191 | 0,741046  | -0,542334 | -0,676377 | -0,029298 | -0,553169 | 0,608139  |
| 3           | 0,647690  | 0,620840  | 0,080015  | -0,331493 | -0,675463 | -0,322798 | -0,486482 |



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

Далее естественно возникает вопрос, какая часть дисперсии переменной  $U$  объясняется переменной  $V$  и наоборот. Исходя из определения  $\rho = \rho(\alpha^T M, \beta^T T)$  для стандартизованных значений входных  $M_i$ ,  $i = \overline{1, k}$  и выходных  $T_j$ ,  $j = \overline{1, q}$  признаков и принимая во внимание ограничение на дисперсию  $\sigma_U^2 = \sigma_V^2 = 1$ , это трудно установить. Действительно, если с помощью оценки коэффициента регрессии "b" выразить одну величину через другую  $V = b \cdot U$ , где  $b = \rho \frac{\sigma_V}{\sigma_U}$ , то очевидно, что нельзя установить

долю дисперсии, объясняемую значением  $\rho^2$ , для каждой в отдельности канонической переменной в силу равенства их дисперсий. Значение  $\rho^2$  есть доля дисперсии, общей для взвешенных сумм по обоим массивам данных  $M$  и  $T$ . Доля объясняемой дисперсии для канонических переменных в отдельности  $U$  и  $V$  определяется косвенно, с помощью коэффициентов факторной структуры  $\omega_{ij}$  (факторных нагрузок). Поэтому возведенная в квадрат факторная нагрузка  $\omega_{ij}^2$  есть доля дисперсии, объясняемая каждой переменной в канонической переменной соответствующего множества. Следовательно, для каждого корня  $\lambda_i^2$  можно определить среднее значение этих долей  $\overline{\sigma_i^2}$  по каждой канонической переменной  $U_i$  и  $V_i$ :  $\overline{\sigma^2(U_i)} = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k \omega_{ij}^2$  и  $\overline{\sigma^2(V_i)} = \frac{1}{q} \sum_{j=1}^q \omega_{ij}^2$  где  $k, q$  – число переменных в

соответствующих массивам  $M$  и  $T$ ;  $\omega_{ij}^2$  – определяемые для каждого корня нагрузочные коэффициенты  $i$ -фактора ( $i = \overline{1, c}$ ,  $c \leq q$ ) на  $j$ -признак в соответствующей группе признаков  $M$  или  $T$ .

Теперь, если умножить значение  $\rho_i^2 = \lambda_i^2$  на соответствующие доли извлеченной дисперсии отдельно по каждой группе переменных  $M$  и  $T$ , то получим так называемую меру «избыточности» одного массива данных по отношению к другому:

$$\text{Redund}(\alpha_i^T M) = \overline{\sigma^2(U^{(i)})} \cdot \lambda_i^2,$$

$$\text{Redund}(\beta_i^T T) = \overline{\sigma^2(V^{(i)})} \cdot \lambda_i^2.$$

На основании приведенных здесь формул были получены числовые характеристики, которые показывают, что массив  $M$  имеет преимущества по суммарной величине извлеченной дисперсии и суммарной мерой избыточности по сравнению с массивом данных  $T$ , что выражается в процентном соотношении как 100:77,8 и 14,28:10,85 соответственно. Это может означать, что статистические данные по производственному травматизму в большей мере подвергнуты «шумовому» эффекту по сравнению с индивидуальными данными пострадавшего.

### Общие выводы

1. Взаимосвязь многомерных признаков травматизма ( $T$ ) и человеческого фактора ( $M$ ) наиболее полно определяется методом канонического анализа по сравнению с методом множественного регрессионного анализа.

2. Влияние 3 признаков массива  $M$  на 4 признака массива  $T$  подтверждено на уровне значимости 0,05 и получены два независимых решения  $\rho_1=0,4639$  и  $\rho_2=0,3948$ , характеризующих два варианта связи, которые можно использовать для предупреждения травматизма.

3. Установлено также превышение информационной ценности массива  $M$  по отношению к массиву  $T$  – это отношение 100:77,8 по извлекаемой дисперсии и 14,3:10,8 по избыточности соответственно, что предполагает наличие случайных возмущений при учете и контроле совокупности признаков производственного травматизма и снижает эффективность его предупреждения.

### Список литературы

1. Мاستрюков Б.С. Риск в промышленной безопасности и охране труда // Безопасность жизнедеятельности. 2004. №5. С. 2–7.
2. Аронов И.З., Бобровников Г.Н. Общая методология оценки риска причинения вреда и основные модели анализа риска // Научно-технический журнал. 2008. № 2. С. 5–10.
3. Ковалевич О.Н. Система оценки риска и закон о техническом регулировании // Проблема безопасности и ЧС. 2006. №1. С. 13–23.
4. Девятченко Л.Д., Соколова Э.И. Факторизация условий труда, сопутствующих травматизму в черной металлургии // Безопасность жизнедеятельности. 2012. №9. С. 2–9.
5. Боровиков В.П. STATISTICA. Искусство анализа данных на компьютере: Для профессионалов. 2-е изд. СПб.: Питер, 2003. 688 с.
6. Девятченко Л.Д. Линейная корреляция. Введение в канонический анализ. Магнитогорск: Изд-во Магнитогорск. гос. техн. ун-та им. Г.И. Носова, 2002. 87 с.
7. Большев Л.Н., Смирнов Н.В. Таблицы математической статистики. 3-е изд. М.: Наука, 1983. 416 с.

## A CANONICAL CONNECTION BETWEEN INJURIES AND A HUMAN FACTOR IN FERROUS METALLURGY

**Devychenko Leonid Dmitrievich** – Ph.D. (Eng.), Associate Professor, Nosov Magnitogorsk State Technical University, Russia. Phone: +7 3519 298 524. E-mail: mgtu@mgtu.ru.

**Sokolova Elvira Ildarovna** – Postgraduate Student, Nosov Magnitogorsk State Technical University, Expert on Assessment of Working Conditions, LLC TsEAS-M, Russia. E-mail: Yudina\_Elvira@mail.ru.

**Abstract.** This article presents results of a canonical analysis of a multivariate statistical sample of 80, including 3 features of an M array – the human factor and 4 features of a T array – injuries at enterprises of ferrous metallurgy. There were obtained two independent statistically significant decisions:  $\rho_{\max} = 0,463920$ ,  $\rho = 0,394816$ , characterizing the connection between multidimensional features M and T.

**Keywords:** industrial injuries, human factor, canonical analysis, multidimensional array, correlation matrix, variance extracted.

### References

1. Mastryukov B.S. Risk in industrial safety and labor protection. *Life Safety*, 2004, no. 5, pp. 2–7.
2. Aronov I.Z., Bobrovnikov G.N. The general methodology for damage risk assessment and key models of risk analysis. *Scientific and technical journal*, 2008, no. 2, pp. 5–10.
3. Kovalevich O.N. A risk assessment system and the law on technical regulation. *Safety and emergencies*, 2006, no. 1, pp. 13–23.
4. Devychenko L.D., Sokolova E.I. A factor analysis of working conditions related to injuries in ferrous metallurgy. *Life Safety*, 2012, no. 9, pp. 2–9.
5. Borovikov V.P. *STATISTICA. Iskusstvo analiza dannykh na kompyutere: Dlya professionalov* [STATISTICA. The art of data analysis on a computer: For professionals]. 2nd ed. Saint Petersburg: Piter, 2003, 688 p.
6. Devychenko L.D. *Lineynaya korrelyatsiya. Vvedenie v kanonichesky analiz*. [Linear correlation. Introduction to the canonical analysis]. Magnitogorsk: Nosov Magnitogorsk State Technical University, 2002, 87 p.
7. Bolshev L.N., Smirnov N.V. *Tablitsy matematicheskoy statistiki* [Tables of Mathematical Statistics]. 3rd ed. Moscow: Nauka, 1983, 416 p.