



УДК 614.2

**ПРОГНОЗИРОВАНИЕ РИСКА ПЕРВИЧНОЙ ИНВАЛИДНОСТИ СРЕДИ  
УЧАСТНИКОВ КОНТРТЕРРОРИСТИЧЕСКИХ ОПЕРАЦИЙ С  
ПОСЛЕДСТВИЯМИ БОЕВЫХ ЧЕРЕПНО-МОЗГОВЫХ ТРАВМ**

**RISK PREDICTION OF PRIMARY DISABILITY AMONG PARTICIPANTS IN  
ANTI-TERRORIST OPERATIONS WITH THE EFFECTS OF COMBAT  
HEAD INJURIES**

**Р.Р. Маньяков, Э.М. Османов**  
**R.R. Manyakov, E.M. Osmanov**

*Медико-санитарная часть Министерства внутренних дел Тамбовской области  
Россия, 392000, г. Тамбов, ул. Ф. Энгельса, д. 39А*

*Тамбовский государственный университет имени Г.Р. Державина  
Россия, 392000, г. Тамбов, ул. Интернациональная, д. 33*

*Health Service of the Ministry of Internal Affairs of the Tambov region»  
Russia, 392000, Tambov, F. Engels St., 39A*

*Tambov State University named after G.R. Derzhavin  
Russia, 392000, Tambov, International St., 33*

*E-mail: 8730241@mail.ru, Osmanov@bk.ru*

*Аннотация.* Построены две математические модели прогноза риска первичной инвалидности среди участников контртеррористических операций, получивших боевые черепно-мозговые травмы, по изученным медико-социальным характеристикам. Модели позволяют рассчитать значение риска первичной инвалидности на индивидуальном уровне по данным, которые доступны врачу при поступлении пациента на реабилитационное лечение, в любом периоде катамнестического наблюдения. Прогностическая точность первой модели составила 83.0%, второй модели – 94.1%. Применение двух моделей одновременно позволяет увеличить точность результатов прогноза.

*Resume.* Build two mathematical models of primary disability risk prediction among the participants of counterterrorist operations, received combat head injuries, according to the study of medical-social characteristics. Models allow us to calculate the value of primary disability risk at the individual level data that are available to your doctor if you receive rehabilitation treatment on a patient, at any time during follow-up. The predictive accuracy of the first model was 83.0%, the second model - 94.1%. The use of two models at the same time increases the accuracy of the forecast results.

*Ключевые слова:* черепно-мозговая травма, прогноз первичной инвалидности, логистическая регрессия, ROC-анализ.

*Keywords:* traumatic brain injury, the forecast probability of disability, logistic regression, ROC- analysis.

## **Введение**

Современные реалии жизни, связанные с активизацией террористических организаций по всему миру, приводят к росту числа взрывных ранений и травм среди участников контртеррористических операций (КТО) и мирного населения.

В ряде исследований [Быков и др., 2009; Нечаев и др., 2010; Зиятдинов и др., 2012; Маньяков, Османов, 2014] установлено, что ведущее место в структуре боевых санитарных потерь, полученных в результате воздействия боеприпасов взрывного действия, принадлежит ранениям и травмам черепа и головного мозга, которые являются причиной длительной нетрудоспособности и инвалидности.

В этой связи, перед системой ведомственного здравоохранения остро встают вопросы не только лечения, но и медико-социальной реабилитации, профилактики инвалидности среди участников КТО с последствиями боевых черепно-мозговых травм (ЧМТ).

Ответ на данный вопрос можно получить, применив, современный математико-статистический инструментарий, который позволяет получать перспективные оценки вероятности наступления первичной инвалидности среди участников КТО с последствиями боевых ЧМТ, в целях разработки и коррекции программ по реабилитации [Маньяков, 2014].

### Цель исследования

Разработка математических моделей для оценки прогнозируемого риска первичной инвалидности среди участников контртеррористических операций с последствиями боевых черепно-мозговых травм, с учетом изученных медико-социальных характеристик.

### Объекты и методы исследования

Исследование проведено на базе Федерального казенного учреждения здравоохранения «Медико-санитарная часть Министерства внутренних дел по Тамбовской области».

В исследование было включено 114 участников КТО из числа сотрудников органов внутренних дел Тамбовской области, получивших боевые ЧМТ в период выполнения КТО в Северо-Кавказском регионе с 1995 по 2012 год, из которых 47 человек впоследствии получили инвалидность с формулировкой причины – военная травма.

Все раненые – мужчины в возрасте от 29 до 59 лет (средний возраст  $42.8 \pm 6.01$  года). Боевые ЧМТ были получены в Северо-Кавказском регионе в ходе выполнения боевых задач в период с 1995 по 2012 годы. Давность полученных боевых черепно-мозговых травм варьировала от 2 до 19 лет.

Исследование статистической взаимосвязи между качественным признаком и клиническим исходом осуществляли при помощи анализа таблиц сопряженности, с вычислением критерия  $\chi^2$  Пирсона с поправкой Йетса. В случае невыполнения условия применимости критерия  $\chi^2$  (более 25% ячеек в таблице сопряженности имеют ожидаемую частоту менее 5), анализ проводился попарно по двустороннему точному критерию Фишера ( $2p(F)$ ). В случае недостаточной статистической значимости связи двух номинальных признаков в многопольной таблице сопряженности, проводили объединение нескольких сходных по смыслу градаций признака в одну, с последующим вычислением критерия  $\chi^2$  Пирсона с достигнутым уровнем статистической значимости ( $p$ ) и отношения шансов (ОШ) с 95% доверительным интервалом (95% ДИ). Исследование взаимосвязи между количественным и качественным признаком осуществлялось при помощи однофакторного логистического регрессионного анализа с вычислением статистики  $\chi^2$  Вальда с достигнутым уровнем статистической значимости и ОШ с 95% ДИ. Построение математических моделей прогноза риска первичной инвалидности осуществлялось при помощи метода многофакторного бинарного логистического регрессионного анализа с пошаговым включением независимых переменных. Влияние независимой переменной на вероятность исхода определяли при помощи ОШ и 95% ДИ [Ланг, Сесик, 2011; Груздев, 2012; Леонов, 2015].

Вероятность  $P$  отнесения пациента к одной из двух категории вычисляется по формуле:

$$P = \frac{\exp(y)}{1 + \exp(y)}, \quad (1)$$

здесь значение зависимой переменной  $y$  линейно зависит от независимых переменных  $x_1, \dots, x_n$ , то есть выражается регрессионным уравнением вида:

$$y = b_0 + b_1x_1 + \dots + b_nx_n, \quad (2)$$

где  $b_0, b_1, \dots, b_n$  – регрессионные коэффициенты.

Для применения бинарного логистического регрессионного анализа соблюдались следующие условия: зависимая переменная принимала два значения: 0 – отсутствие инвалидности (благоприятный клинический исход), 1 – наличие инвалидности (неблагоприятный клинический исход), независимые переменные  $x_1, \dots, x_n$  были как категориальные, так и интервальные, независимы друг от друга.

В качестве независимых переменных использованы данные, полученные в результате выкопировки из амбулаторных карт и историй болезни, а так же результаты социологического опроса по специально разработанной анкете. В результате получен массив данных из качественных и количественных переменных, характеризующих медико-социальный статус участников КТО, получивших боевые ЧМТ.

Для оценки качества математической модели вычисляли коэффициент детерминации Найджелкерка ( $R^2$ ), показывающий долю влияния всех переменных, включенных в модель на дисперсию зависимой переменной, а так же критерий согласия Хосмера-Лемешова, позволяющий установить, насколько модель согласуется с исходными данными. Оценка дискриминирующей способности математической модели выполнялась на основе анализа таблицы классификаций.



Оценку прогностической эффективности модели осуществляли при помощи анализа ROC-кривых, с вычислением показателя площади под ROC-кривой, называемый AUC (Area Under Curve) [Петри, Себин, 2009; Наследов, 2011].

В процедурах статистического анализа рассчитывался достигнутый уровень статистической значимости ( $p$ ) и число степеней свободы ( $df$ ). Критическое значение уровня статистической значимости в исследовании составляло 0.05. Количественные показатели представлены в виде  $M \pm m$ , где  $M$  – среднее значение,  $m$  – стандартная ошибка среднего [Юнкеров, 2002].

Результаты исследования были подвергнуты статистическому анализу и математической обработке данных с использованием пакета прикладных программ Microsoft Excel – 2007, IBM SPSS Statistics 20.0 на персональном компьютере.

### Результаты исследования

При отборе переменных для построения модели прогноза первичной инвалидности ориентировались на результаты содержательного и формального анализа, а также старались включать переменные, доступные медицинскому работнику независимо от срока давности, прошедшего после получения боевой ЧМТ.

На первом этапе проведен одномерный анализ независимых переменных для идентификации наличия статистической связи с изучаемым клиническим исходом, пригодных для построения модели (табл. 1).

Таблица 1  
Table. 1

Изученные независимые переменные по результатам одномерного анализа  
Studied independent variables on univariate analysis

| Переменные   | Величина коэффициента статистики | p      | ОШ     | 95% ДИ       |
|--|----------------------------------|--------|--------|--------------|
| Тяжесть травмы (1-легкая; 2-тяжелая)   | $\chi^2$ Пирсона=34.609          | 0.0001 | 63.250 | 8.095-494.2  |
| Характер боевой ЧМТ(1-изолированная; 2-множественная и (или) сочетанная)   | $\chi^2$ Пирсона=15.753          | 0.0001 | 6.349  | 2.399-16.80  |
| Льготное лекарственное обеспечение (0-получение соц. пакета; 1- отказ от соц. пакета)  | $\chi^2$ Пирсона=4.682           | 0.030  | 3.812  | 1.234-11.777 |
| Вид оказанной медицинской помощи после получения боевой ЧМТ (1-медицинский работник; 2-не оказывалась или само и взаимопомощь) | $\chi^2$ Пирсона=9.625           | 0.002  | 3.702  | 1.584-8.625  |
| Вид оказанной медицинской помощи после получения боевой ЧМТ (1-медицинский работник; 2- само и взаимопомощь)                   | $\chi^2$ Пирсона=12.094          | 0.001  | 7.933  | 2.395-26.272 |
| Госпитализация (0-не госпитализирован; 1-госпитализирован)   | $\chi^2$ Пирсона=3.488           | 0.062  | 2.133  | 0.958-4.751  |
| Срок госпитализации (1-первые сутки; 2-позже первых суток)   | $\chi^2$ Пирсона=3.673           | 0.055  | 0.359  | 0.124-1.038  |
| Срок госпитализации (1-первые сутки; 2-позже третьих суток)  | $\chi^2$ Пирсона=5.497           | 0.019  | 0.235  | 0.068-0.810  |
| Частота профилактических медицинских осмотров (0-ежегодно; 1-менее 1 раза в год)   | $\chi^2$ Пирсона=15.544          | 0.0001 | 5.215  | 2.234-12.171 |
| Частота реабилитации в медико-санитарной части   | $\chi^2$ Пирсона=0.105           | 0.745  | 0.833  | 0.418-1.868  |
| Санаторно-курортное лечение (0-нет; 1-да)  | $\chi^2$ Пирсона=3.052           | 0.081  | 0.486  | 0.215-1.098  |
| Повторные боевые ЧМТ (0-нет; 1-да)   | $\chi^2$ Пирсона=0.893           | 0.345  | 1.921  | 0.487-7.576  |
| Бытовые ЧМТ (0-нет; 1-да)  | $\chi^2$ Пирсона=0.774           | 0.260  | 0.564  | 0.207-1.540  |
| Обстоятельства получения боевой  | $\chi^2$ Пирсона=1.889           | 0.596  | -      | -            |
| Возраст (лет)  | $\chi^2$ Вальда=17.641           | 0.0001 | 1.214  | 1.109-1.329  |
| Возраст получения боевой ЧМТ (лет)   | $\chi^2$ Вальда=12.259           | 0.0001 | 1.150  | 1.063-1.243  |
| Стаж службы в МВД  | $\chi^2$ Вальда=0.009            | 0.923  | -      | -            |
| Количество командировок в Северо-Кавказский регион   | $\chi^2$ Вальда=0.280            | 0.597  | -      | -            |
| Специальное звание (0-офицер; 1-не офицер)   | $\chi^2$ Пирсона=3.231           | 0.072  | 2.040  | 0.933-4.464  |
| Семейное положение (0-не женат; 1-женат)   | $\chi^2$ Пирсона=1.514           | 0.219  | 0.496  | 0.160-1.540  |
| Наличие детей (1-есть дети; 2-нет детей)   | $\chi^2$ Пирсона=1.134           | 0.446  | 0.524  | 0.097-2.828  |
| Собственное жилье (0-имеется; 1-не имеется)  | $\chi^2$ Пирсона=0.019           | 0.892  | 0.946  | 0.424-2.110  |
| Курение (0-не курит; 1-курит)  | $\chi^2$ Пирсона=7.060           | 0.008  | 0.303  | 0.130-0.752  |
| Злоупотребление алкоголем (1-1-2 раза в месяц; 2-не употребляют)   | $\chi^2$ Вальда=6.446            | 0.011  | 0.203  | 0.059-0.695  |
| Высокая степень физического напряжения (0-нет; 1-да)   | $\chi^2$ Пирсона=5.051           | 0.025  | 0.396  | 0.175-0.896  |



Окончание табл. 1

|   |                         |        |       |              |
|---|-------------------------|--------|-------|--------------|
| Стрессовые ситуации (0-нет; 1-да)   | $\chi^2$ Пирсона=0.196  | 0.658  | 0.842 | 0.394-1.802  |
| Дефицит двигательной активности (0-нет; 1-да)                                   | $\chi^2$ Пирсона=2.822  | 0.093  | 1.987 | 0.887-4.451  |
| Вынужденное положение тела (0-нет; 1-да)  | $\chi^2$ Пирсона=0.569  | 0.451  | 1.474 | 0.536-4.053  |
| Нарушение режима сна и питания (0-нет; 1-да)                                    | $\chi^2$ Пирсона=0.003  | 0.956  | 0.979 | 0.458-2.090  |
| Ненормированный рабочий день (0-нет; 1-да)                                      | $\chi^2$ Пирсона=2.753  | 0.097  | 0.525 | 0.244-1.128  |
| Занятие спортом 3 раза в неделю (0-да; 1-нет)                                   | $\chi^2$ Пирсона=19.547 | 0.0001 | 6.914 | 2.813-16.997 |
| Место проживания (0-Тамбов; 1-районные и сельские местности Тамбовской области) | $\chi^2$ Пирсона=3.419  | 0.064  | 0.411 | 0.158-1.072  |
| Образование (0-высшее; 1-не высшее)   | $\chi^2$ Пирсона=5.479  | 0.019  | 2.551 | 1.155-5.633  |
| Место службы (0-не спецподразделение; 1-спецподразделение)                      | $\chi^2$ Пирсона=5.318  | 0.021  | 2.477 | 1.137-5.399  |
| Хроническая посттравматическая нейросенсорная тугоухость (0-нет; 1-да)          | $\chi^2$ Пирсона=3.381  | 0.066  | 2.036 | 0.948-4.369  |
| Хроническая посттравматическая головная боль (0-нет; 1-да)                      | $\chi^2$ Пирсона=3.621  | 0.057  | 2.012 | 0.975-4.151  |
| Церебральная киста (0-нет; 1-да)  | $\chi^2$ Пирсона=8.504  | 0.004  | 2.955 | 1.411-6.188  |
| Атрофия головного мозга (0-нет; 1-да)   | $\chi^2$ Пирсона=1.667  | 0.197  | 2.890 | 0.772-10.822 |
| Гидроцефалия (0-нет; 1-да)  | $\chi^2$ Пирсона=3.182  | 0.074  | 1.920 | 0.934-3.948  |
| Язвенная болезнь (0-нет; 1-да)  | $\chi^2$ Пирсона=3.220  | 0.073  | 0.462 | 0.196-1.085  |
| Гипертоническая болезнь (0-нет; 1-да)   | $\chi^2$ Пирсона=5.266  | 0.022  | 4.933 | 1.329-18.314 |
| Остеохондроз позвоночника (0-нет; 1-да)   | $\chi^2$ Пирсона=2.040  | 0.153  | 0.570 | 0.262-1.238  |
| Хронический простатит (0-нет; 1-да)   | $\chi^2$ Пирсона=0.036  | 0.849  | 1.237 | 0.476-3.213  |
| Сахарный диабет (0-нет; 1-да)   | Критерий Фишера         | 0.586  | -     | -            |
| Болезни щитовидной железы (0-нет; 1-да)   | $\chi^2$ Пирсона=1.521  | 0.217  | 1.672 | 0.736-3.800  |
| Ишемическая болезнь сердца (0-нет; 1-да)  | $\chi^2$ Пирсона=0.004  | 0.949  | 1.215 | 0.404-3.655  |

Оценку комплексного влияния медико-социальных факторов на изучаемый клинический исход осуществляли при помощи многофакторного логистического регрессионного анализа, в результате которого были построены математические модели прогноза риска первичной инвалидности.

Так, в результате проведенного многофакторного логистического регрессионного анализа получено несколько десятков уравнений логистической регрессии, адекватных выборочным данным, из которых для дальнейшего исследования отобрано два, имеющих оптимальное значение показателя корректности прогноза модели – более 80% и соответствующие вышеперечисленным условиям.

В первую математическую модель прогноза риска первичной инвалидности вошли пять независимых переменных (табл. 2).

Таблица 2  
Table. 2

**Независимые переменные, включенные в модель прогноза первичной инвалидности среди участников КТО с боевыми ЧМТ**  
**Independent variables included in the model for prediction of primary disability among the participants who are with fighting TBI**

| Код            | Переменные                                | Значения переменных              |   | B       | $\chi^2$ Вальда | p      | Exp (B) | 95 % ДИ для Exp (B) |
|----------------|---|----------------------------------|---|---------|-----------------|--------|---------|---------------------|
| X <sub>1</sub> | Характер травм                            | Изолированная                    | 1 | 2.275   | 9.844           | 0.002  | 9.730   | 2.349-40.304        |
|                |   | Множественная и (или) сочетанная | 2 |         |                 |        |         |                     |
| X <sub>2</sub> | Возраст                                   | Лет                              | - | 0.264   | 15.947          | 0.0001 | 1.301   | 1.144-1.481         |
| X <sub>3</sub> | Занятие спортом не менее 3-х раз в неделю | Нет                              | 0 | -3.106  | 17.034          | 0.0001 | 0.045   | 0.010-0.196         |
|                |   | Да                               | 1 |         |                 |        |         |                     |
| X <sub>4</sub> | Место службы                              | Не спецподразделение             | 0 | 2.102   | 8.739           | 0.003  | 8.180   | 2.030-32.952        |
|                |   | Спецподразделение                | 1 |         |                 |        |         |                     |
| X <sub>5</sub> | Льготное лекарственное обеспечение        | Не получает                      | 0 | -2.565  | 7.352           | 0.007  | 0.077   | 0.012-0.491         |
|                |   | Получает                         | 1 |         |                 |        |         |                     |
| b <sub>0</sub> | Константа                                 | -                                | - | -12.302 | 15.643          | 0.0001 | -       | -                   |

Примечание:

B – коэффициент регрессии,

p – достигнутый уровень статистической значимости для статистики  $\chi^2$  Вальда,

Exp (B) – отношение шансов (ОШ), 95% ДИ для Exp (B) – 95% доверительный интервал для ОШ

В представленной математической модели коэффициент детерминации Найджелкерка составил 0.662, который означает, что изменение зависимой переменной на 66.2% объясняется

включенными в математическую модель переменными. Критерий согласия Хосмера-Лемешова составил 0.719, что соответствует хорошему качеству модели.

Подставив значения коэффициентов регрессии  $b_0 - b_5$  из табл. 2 в уравнение (2), получим математическую модель прогноза первичной инвалидности среди участников КТО, получивших боевые ЧМТ:

$$y = -12.302 + (2.275 \times X_1) + (0.264 \times X_2) - (3.106 \times X_3) + (2.102 \times X_4) - (2.565 \times X_5),$$

где  $x_1 - x_5$  – значения переменных, представленных в табл. 2.

Подставив полученное значение  $Y$  в формулу (1), рассчитываем прогнозируемый риск  $P$  наступления неблагоприятного клинического исхода в виде первичной инвалидности.

В табл. 3 приводятся результаты классификации спрогнозированной и фактической принадлежности к определенному клиническому исходу в результате применения математической модели.

Таблица 3  
Table. 3

**Классификация спрогнозированной и фактической принадлежности наблюдений к определенному клиническому исходу**  
**Classification of the predicted and the actual observations belonging to a particular outcome**

| Исход                   | Отсутствие инвалидности | Наличие инвалидности | Всего в опыте | Процент корректных предсказаний |
|-------------------------|-------------------------|----------------------|---------------|---------------------------------|
| Отсутствие инвалидности | 51                      | 9                    | 60            | 85.0                            |
| Наличие инвалидности    | 9                       | 37                   | 46            | 80.4                            |
| Всего в прогнозе        | 60                      | 46                   | 106           | 83.0                            |

В данной таблице представлены наблюдаемые и прогнозируемые значения зависимой переменной по результатам логистического регрессионного анализа, в которой показано, что прогнозируемая вероятность наличия инвалидности совпадает с реальными результатами в 80.4% случаев (чувствительность), в группе пациентов с прогнозируемой вероятностью отсутствия инвалидности совпадение с реальными данными составляет 85.0% (специфичность). Предсказательная способность математической модели (точность) составляет 83.0%, что является хорошей степенью информационной способности, при значении статистики  $\chi^2$  Вальда=72.194,  $df=5$ ,  $p=0.0001$ .

Таким образом, многофакторная математическая модель характеризуется высокой специфичностью, т.е. способностью правильно определять пациентов без инвалидности а так же чувствительностью, т.е. способностью правильно определять пациентов, которым инвалидность не установлена.

Дискриминирующую способность математической модели оценивали при помощи ROC-кривой (рис. 1).

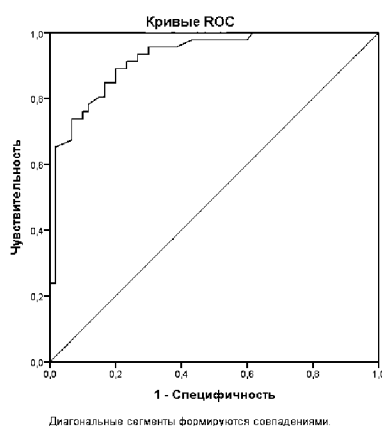


Рис. 1. ROC-кривая прогностической эффективности модели  
Fig. 1. ROC- curve prediction model performance

Показатель площади под ROC-кривой, называемый AUC (Area Under Curve) используют для анализа дискриминирующей способности математической модели. В представленной математической модели показатель AUC составил  $0.925 \pm 0.025$ , с достигнутыми значениями уровня статистической значимости 0.0001 и границами доверительного интервала от 0.876 до 0.974, что соответствует отличному качеству предсказательной способности математической модели.

В состав второй математической модели прогноза риска первичной инвалидности вошли пять независимых переменных (табл. 4).



Таблица 4  
Table. 4

**Независимые переменные, включенные в модель прогноза первичной инвалидности среди участников КТО с боевыми ЧМТ**  
**Independent variables included in the model of primary disability forecast participants WHO to combat brain injury**

| Код            | Переменные                                    | Значения переменных              |   | B       | χ <sup>2</sup> Вальда | p      | Exp (B) | 95 % ДИ для Exp (B) |
|----------------|---|----------------------------------|---|---------|-----------------------|--------|---------|---------------------|
| b <sub>0</sub> | Константа                                     | -                                | - | -19.826 | 16.675                | 0.0001 | -       | -                   |
| X <sub>1</sub> | Частота профилактических медицинских осмотров | Не ежегодно                      | 0 | -3.669  | 11.754                | 0.001  | 0.026   | 0.003-0.208         |
|                |   | Ежегодно                         | 1 |         |                       |        |         |                     |
| X <sub>2</sub> | Возраст получения ЧМТ                         | Лет                              | - | 0.330   | 11.277                | 0.001  | 1.390   | 1.147-1.685         |
| X <sub>3</sub> | Санаторно-курортное лечение                   | Не получал                       | 0 | -3.527  | 9.750                 | 0.002  | 0.029   | 0.003-0.269         |
|                |   | Получал                          | 1 |         |                       |        |         |                     |
| X <sub>4</sub> | Характер травм                                | Изолированная                    | 1 | 4.277   | 14.627                | 0.0001 | 72.024  | 8.05-644.73         |
|                |   | Множественная и (или) сочетанная | 2 |         |                       |        |         |                     |
| X <sub>5</sub> | Тяжесть травмы                                | Легкая                           | 1 | 6.080   | 12.361                | 0.0001 | 436.879 | 14.7-12950.6        |
|                |   | Тяжелая                          | 2 |         |                       |        |         |                     |

Примечание:

B – коэффициент регрессии,

P – достигнутый уровень статистической значимости для статистики χ<sup>2</sup> Вальда,

Exp (B) – отношение шансов (ОШ), 95% ДИ для Exp (B) – 95% доверительный интервал для ОШ

Коэффициент детерминации Найджелкерка математической модели составил 0.842, то есть изменение зависимой переменной на 84.2% объясняется включенными в модель переменными, значение критерия Хосмера-Лемешова составило 0.999, что свидетельствует об очень высоком качестве модели.

Подставив коэффициенты регрессии b<sub>0</sub> – b<sub>5</sub> из табл. 4 полученных в результате процедуры многофакторного регрессионного анализа, в уравнение (2), построим математическую модель прогноза риска первичной инвалидности среди участников КТО, получивших боевые ЧМТ:

$$y = -19.826 - (3.669 \times X_1) + (0.33 \times X_2) - (3.527 \times X_3) + (4.277 \times X_4) + (6.08 \times X_5),$$

где x<sub>1</sub>, ..., x<sub>5</sub> значения переменных, представленных в таблице 4.

Подставив полученное значение y в формулу (1), рассчитываем прогнозируемый риск P первичной инвалидности среди исследуемого контингента лиц.

Оценка способности к переклассификации представленной математической модели выполнена на основе анализа таблицы классификаций (табл. 5).

Таблица 5  
Table. 5

**Классификация спрогнозированной и фактической принадлежности наблюдений к определенному клиническому исходу**  
**Classification of the predicted and the actual observations belonging to a particular outcome**

| Исход                   | Отсутствие инвалидности | Наличие инвалидности | Всего в опыте | Процент корректных предсказаний |
|-------------------------|-------------------------|----------------------|---------------|---------------------------------|
| Отсутствие инвалидности | 52                      | 2                    | 54            | 96.3                            |
| Наличие инвалидности    | 4                       | 43                   | 47            | 91.5                            |
| Всего в прогнозе        | 56                      | 45                   | 101           | 94.1                            |

Результаты переклассификации показали, что чувствительность модели составляет 91.5%, специфичность – 96.3%. Точность математической модели составляет 94.1%, что является высокой степенью информационной способности, при значении статистики χ<sup>2</sup> Вальда=100.576, df=5, p=0.0001.

Оценка дискриминирующей способности модели прогноза риска первичной инвалидности проведена при помощи анализа ROC-кривой (рис. 2).

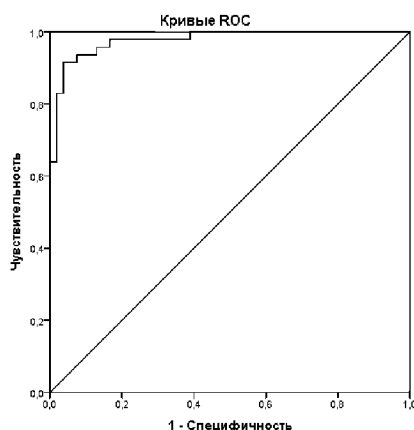


Рис. 2. ROC-кривая прогностической эффективности модели  
Fig. 2. ROC- curve prediction model performance

Показатель площади под ROC-кривой (AUC) составил  $0.977 \pm 0.012$ , с достигнутыми значениями уровня статистической значимости 0.0001 и границами доверительного интервала от 0.953 до 1.0, что соответствует отличному качеству предсказательной способности математической модели.

### Обсуждение результатов

Независимые переменные, входящие в состав математических моделей прогноза, имеющие значения  $ОШ > 1$  называются факторами риска, значения  $ОШ < 1$  – протективными переменными.

В первой математической модели прогноза к факторам риска относятся характер полученных боевых ЧМТ, возраст и место службы.

Математическое моделирование показало, что наиболее значимым фактором риска первичной инвалидности среди участников КТО, получивших боевые ЧМТ, в первой математической модели является характер полученной боевой ЧМТ, при этом  $ОШ$  составляет 9.730 (95% ДИ 2.349-40.304). Так, в группе лиц, получивших множественные и (или) сочетанные боевые ЧМТ, при неизменных значениях других переменных в модели, риск первичной инвалидности выше в 9.7 раз, по сравнению с группой лиц, получивших изолированные боевые ЧМТ.

На втором ранговом месте по значимости фактора риска – место службы участников КТО, получивших боевые ЧМТ, при этом  $ОШ$  составляет 8.180 (95% ДИ 2.030-32.952). Так, в случае, если участники КТО проходят службу в подразделениях специального назначения, при неизменных значениях других переменных в модели, риск первичной инвалидности выше в 8 раз, по сравнению с лицами, которые проходят службу не в подразделениях специального назначения.

Возраст участников КТО находится на третьем ранговом месте по уровню статистической значимости на неблагоприятный клинический исход, при этом  $ОШ$  составляет 1.301 (95% ДИ 1.144-1.481). Так, при увеличении возраста на один год, при неизменных значениях других переменных в модели, риск первичной инвалидности возрастает в 1.3 раза.

К протективным переменным в первой математической модели относятся занятия спортом и льготное лекарственное обеспечение.

Занятие спортом имеет статистически значимое наибольшее влияние на прогнозируемый риск благоприятного клинического исхода участникам КТО, получивших боевые ЧМТ, при этом  $ОШ$  составляет 0.045 (95% ДИ 0.010-0.196). Так, риск первичной инвалидности, при неизменных значениях других переменных в модели, на 95.5% ( $100 - (100 \times \exp(B)) = 100 - (100 \times 0.045) = 95.5$ ), ниже у лиц, занимающихся спортом не менее трех раз в неделю, по сравнению с лицами, занимающимися спортом менее трех раз в неделю или не занимающимися спортом вообще.

Второе ранговое место по уровню статистической значимости на прогнозируемый риск благоприятного исхода занимает льготное лекарственное обеспечение, при этом  $ОШ$  составляет 0.077 (95% ДИ 0.012-0.491). Таким образом, прогнозируемый риск благоприятного исхода, при неизменных значениях других переменных в модели, на 92.3% ниже у лиц, получающих необходимые лекарственные препараты по бесплатным рецептам, по сравнению с лицами, отказавшимися от льготного лекарственного обеспечения.

В составе второй математической модели прогноза риска первичной инвалидности пять переменных, три из которых являются факторами риска: возраст получения боевой ЧМТ, характер полученной боевой ЧМТ, тяжесть полученной травмы, две переменные являются протективными: частота профилактических медицинских осмотров и санаторно-курортное лечение.

Наиболее статистически значимым фактором риска первичной инвалидности, по данным второй математической модели, является тяжесть травмы, при этом  $ОШ$  составляет 436.8 (95% ДИ 14.7-12950.6). Таким образом, среди группы лиц, получивших тяжелые травмы, при неизменных

значениях других переменных в математической модели, прогнозируемый риск первичной инвалидности в 436 раз выше, по сравнению с лицами, получившими легкие травмы.

На втором ранговом месте по уровню статистической значимости на прогнозируемый риск первичной инвалидности находится характер полученной боевой ЧМТ, ОШ при этом составило 72.024 (95% ДИ 8.05-644.73). Так, прогнозируемый риск первичной инвалидности среди лиц, получивших множественные и (или) сочетанные боевые ЧМТ, при неизменных значениях других переменных в математической модели, в 72 раза выше, по сравнению с лицами, получившими изолированные боевые ЧМТ.

Третье ранговое место по уровню статистической значимости на прогнозируемый риск первичной инвалидности, занимает возраст участника КТО, при котором была получена боевая ЧМТ, ОШ при этом составляет 1.390 (95% ДИ 1.147-1.685). Так, в случае увеличения возраста, при котором была получена боевая ЧМТ на один год, при неизменных значениях других переменных в модели, прогнозируемый риск первичной инвалидности увеличивается в 1.4 раза.

Частота профилактических медицинских осмотров имеет наибольшее статистически значимое влияние на прогнозируемый риск благоприятного клинического исхода, при этом ОШ составляет 0.026 (95% ДИ 0.003-0.208). Так, в группе лиц, проходивших профилактические медицинские осмотры не менее одного раза в год, при неизменных значениях других переменных в модели, прогнозируемый риск первичной инвалидности ниже на 97.4%, по сравнению с группой лиц, проходивших профилактические медицинские осмотры менее одного раза в год, или не проходивших вообще.

Санаторно-курортное лечение так же имеет статистически значимое влияние на прогнозируемый риск благоприятного клинического исхода данному контингенту лиц, при этом ОШ=0.029 (95% ДИ 0.003-0.269). Так, прогнозируемый риск первичной инвалидности, при неизменных значениях других переменных в модели, на 97.1% ниже для лиц, получающих санаторно-курортное лечение, в отличие от контингента лиц, не лечившихся в санаторно-курортных организациях.

В составе математических моделей прогноза имеются модифицируемые переменные, т.е. переменные, при целенаправленном воздействии на которые происходит изменение значения прогнозируемого риска первичной инвалидности, что можно использовать при формировании и коррекции реабилитационных программ. В первой математической модели к модифицируемым переменным относятся занятия спортом и льготное лекарственное обеспечение, во второй модели - частота профосмотров и санаторно-курортное лечение.

Рассмотрим клинический случай, при котором пациент А. характеризуется следующими значениями переменных: по характеру полученная боевая ЧМТ – множественная и (или) сочетанная ( $X_1$ ), возраст – 40 лет ( $X_2$ ), спортом занимается не менее трех раз в неделю ( $X_3$ ), место службы – спецподразделение ( $X_4$ ), лекарственные препараты по льготным рецептам не получает ( $X_5$ ).

Врач, подставив соответствующие значения в первую математическую модель прогноза риска первичной инвалидности значения переменных, получает уровень риска 85.9%. Таким образом, у пациента высокий прогноз неблагоприятного клинического исхода.

При воздействии на модифицируемые переменные в первой модели, путем формирования установки у пациента на ведение здорового образа жизни, куда будут входить регулярные занятия спортом, а так же ежемесячное обеспечение лекарственными препаратами по бесплатным рецептам, происходит снижение прогнозируемого риска первичной инвалидности.

Допустим, врач рекомендовал пациенту не отказываться от льготного лекарственного обеспечения и получать по мере необходимости лекарственные препараты по бесплатным рецептам, в таком случае при неизменных значениях других переменных в математической модели, прогнозируемый риск первичной инвалидности составит 31.8 %, то есть уменьшится на 54.1 %, по сравнению с исходным уровнем.

В целях упрощения расчетов по разработанным уравнениям регрессии в условиях практического здравоохранения, были созданы программные модули, реализованные на платформе Microsoft Visual C++ 2013.

Данные программные модули устанавливаются на персональный компьютер рабочего места медицинского работника. Оператору достаточно лишь ввести информацию, характеризующую пациента в соответствующую ячейку. В результате расчетов, значение прогнозируемого риска отобразится в ячейке и в виде шкалы на графике.

## Выводы

Таким образом, предложенные математические модели могут быть использованы в повседневной практике медицинским работником, не владеющим специальными знаниями в области математического моделирования, для выявления участников КТО с боевыми ЧМТ, имеющих высокий риск первичной инвалидности и последующей своевременной коррекции программ по медико-социальной реабилитации, воздействуя на модифицируемые переменные, с целью снижения вероятности неблагоприятного клинического исхода.

В состав математических моделей вошли переменные, доступные практикующему врачу на всем протяжении катamnестического наблюдения за пациентом, что имеет важное практическое значение.





Совместное использование двух математических моделей позволяет повысить точность прогноза.

При поступлении дополнительных данных коэффициенты модели могут быть уточнены.

### Список литературы References

- Быков И.Ю., Ефименко Н.А., Гуманенко Е.К. 2009. Военно-полевая хирургия. М., ГЭОТАР-Медиа, 816.
- Vukov I.Yu., Efimenko N.A., Gumanenko E.K. 2009. Voenno-polevaya khirurgiya [Military surgery]. M., GEOTAR-Media, 816. (in Russian)
- Груздев А.В. 2012. Метод бинарной логистической регрессии в банковском скоринге. Риск-менеджмент в кредитной организации, (1): 71–91.
- Gruzdev A.V. 2012. Metod binarnoy logisticheskoy regressii v bankovskom skoringe [The method of binary logistic regression in the banking scoring]. Risk-menedzhment v kreditnoy organizatsii, (1): 71–91. (in Russian)
- Зиятдинов М.Н., Акимкин В.Г., Гизатуллин Ш.Х. 2012. Особенности частоты и структуры открытых черепно-мозговых ранений. Военно-медицинский журнал, 333 (4): 67–68.
- Ziyatdinov M.N., Akimkin V.G., Gizatullin Sh.Kh. 2012. Osobennosti chastoty i struktury otkrytykh cherepno-mozgovykh raneniy [Features frequency and structure of open craniocerebral injury]. Voenno-meditsinskiy zhurnal, 333 (4): 67–68. (in Russian)
- Ланг Т.А., Сесик М. 2011. Как описывать статистику в медицине. Аннотированное руководство для авторов, редакторов и рецензентов. Пер. с англ. под ред. В.П. Леонова. М., Практическая медицина, 480. (Lang T.A., Secic M. 2011. How to Report Statistics in Medicine: Annotated Guidelines for Authors, Editors, and Reviewers, 3rd Edition. ACP Press, 480).
- Lang T.A., Sesik M. 2011. Kak opisyyvat' statistiku v meditsine. Annotirovannoe rukovodstvo dlya avtorov, redaktorov i retsenzentov [How to Report Statistics in Medicine: Annotated Guidelines for Authors, Editors, and Reviewers]. Per. s angl. pod red. V.P. Leonova. M., Prakticheskaya meditsina, 480. (Lang T.A., Secic M. 2011. How to Report Statistics in Medicine: Annotated Guidelines for Authors, Editors, and Reviewers, 3rd Edition. ACP Press, 480).
- Леонов В.П. 2015. Логистическая регрессия в медицине и биологии. Электронный ресурс. URL: [http://www.biometrika.tomsk.ru/logit\\_1.htm](http://www.biometrika.tomsk.ru/logit_1.htm) (12.01.2015).
- Leonov V.P. 2015. Logisticheskaya regressiya v meditsine i biologii [Logistic regression in medicine and biology]. Elektronnuyu resurs. URL: [http://www.biometrika.tomsk.ru/logit\\_1.htm](http://www.biometrika.tomsk.ru/logit_1.htm) (accessed 12 January 2015). (in Russian)
- Маньяков Р.Р., 2015. Факторы риска инвалидности участников контртеррористических операций с боевыми черепно-мозговыми травмами. Медицина и образование в Сибири, (6): 72.
- Man'yakov R.R., 2015. Faktory riska invalidnosti uchastnikov kontrterroristicheskikh operatsiy s boevymi cherepno-mozgovymi travmami [Risk factors for disability participants of counterterrorist operations with combat head injuries]. Meditsina i obrazovanie v Sibiri, (6): 72. (in Russian)
- Маньяков Р.Р., Османов Э.М. 2014 Анализ заболеваемости участников боевых действий с последствиями боевых черепно-мозговых травм. Вестник Тамбовского университета. Серия: Естественные и технические науки, 19 (1): 94–98.
- Man'yakov R.R., Osmanov E.M. 2014 Analiz zaboлеваemosti uchastnikov boevykh deystviy s posledstviyami boevykh cherepno-mozgovykh travm [Analysis of the incidence of combatants fighting with the consequences of traumatic brain injury]. Vestnik Tambovskogo universiteta. Seriya: Estestvennye i tekhnicheskie nauki, 19 (1): 94–98. (in Russian)
- Наследов А. 2011. SPSS 19: профессиональный статистический анализ данных. СПб., Питер, 400.
- Nasledov A. 2011. SPSS 19: professional'nyy statisticheskiy analiz dannykh [SPSS 19: professional statistical analysis]. SPb., Piter, 400. (in Russian)
- Нечаев Э.А., Миннулин И.П., Фомин Н.Ф. 2010. Минно-взрывные поражения – глобальная проблема человечества. Медицина катастроф, 70 (2): 34–36.
- Nechaev E.A., Minnulin I.P., Fomin N.F. 2010. Minno-vzryvnye porazheniya – global'naya problema chelovechestva [Mine-explosive destruction - a global problem of humanity]. Meditsina katastrof, 70 (2): 34–36. (in Russian)
- Петри А. Себин К. 2009. Наглядная медицинская статистика. Перевод с англ. под ред. В.П. Леонова. – 2-е изд., перераб. и доп. М., ГЭОТАР-Медиа, 168. (Petrie A., Sabin C. 2009. Medical Statistics at a Glance, 2nd Edition, Blackwell Publishing, 168).
- Petri A. Sebin K. 2009. Naglyadnaya meditsinskaya statistika [Medical Statistics at a Glance]. Perevod s angl. pod red. V.P. Leonova. – 2-e izd., pererab. i dop. M., GEOTAR-Media, 168.
- Юнкеров В.И., Григорьев С.Г., 2002. Математико-статистическая обработка данных медицинских исследований. СПб., ВМедА, 266.
- Yunkero V.I., Grigor'ev S.G., 2002. Matematiko-statisticheskaya obrabotka dannykh meditsinskikh issledovaniy [Mathematical and statistical processing of medical research data]. SPb., VMedA, 266. (in Russian)