

# МЕТОДЫ СРОЧНОЙ (ЭКСПРЕСС) ОЦЕНКИ ТЯЖЕСТИ СОСТОЯНИЯ ПАЦИЕНТОВ С ТРАВМАТИЧЕСКИМИ ПОВРЕЖДЕНИЯМИ ПОДЖЕЛУДОЧНОЙ ЖЕЛЕЗЫ. ЧАСТЬ III. МЕТОД ЭКСПРЕСС-ОЦЕНКИ ТЯЖЕСТИ СОСТОЯНИЯ ПРИ ТРАВМАХ ПОДЖЕЛУДОЧНОЙ ЖЕЛЕЗЫ, ОСНОВАННЫЙ НА ПРИМЕНЕНИИ МНОГОМЕРНОГО ШКАЛИРОВАНИЯ

HECCOHOBA M.H., APCEHBEB A.B.,  
TECJIEHKO C.H.

Предлагается метод оценки тяжести состояния пациентов с травматическими повреждениями поджелудочной железы, разработанный на основе применения многомерного шкалирования как метода анализа и упрощения геометрической структуры данных. Разработанный метод повышает общую точность, специфичность и чувствительность определения степени тяжести состояния пострадавшего по сравнению с используемыми в настоящее время при закрытых травмах поджелудочной железы методами.

## Введение

Вопросы, касающиеся объективизации оценки степени тяжести травматических повреждений и состояния пострадавших при тяжелой травматической болезни, приобретают все большую значимость в последнее время [1, 2]. В настоящее время многие исследователи пристальное внимание уделяют разработке диагностических индексов и решающих правил в целях объективизации врачебных решений при оценке тяжести состояния больных с тяжелой травмой, а также для прогнозирования исходов. На сегодняшний день разработано и активно используется множество шкал и систем оценки тяжести травм и состояния пациентов при травмах [3–7]. Однако во многих работах (например, [1, 8]) отмечается несовершенство используемых решающих правил и классификаторов, имеющее место в силу разных причин, а одним из главных недостатков называется невысокая общая точность и чувствительность получаемой оценки. Кроме того, согласно данным литературы [9], индексы тяжести требуют регулярной (через несколько лет) проверки и уточнения даже в том лечебном учреждении, где они разрабатываются, ибо может меняться клинический материал, прежде всего вследствие изменения схем лечения. Повреждения поджелудочной железы (ПЖ) за последние десятилетия из редких наблюдений превратились в объект повышенного внимания многих хирургов [10]. В настоящее время по разным

оценкам доля повреждений органов брюшной полости составляет от 1 до 10%, а по некоторым данным достигает 20% [11, 12]. Среди повреждений органов брюшной полости травма поджелудочной железы занимает особое место, что связано как с анатомическим расположением, так и с особенностями ее функционирования [13]. Этим обусловлены сложность диагностики, трудности оперативного вмешательства, высокая частота и тяжесть осложнений [13, 14]. В то же время, как показывает анализ литературы, метода, способного эффективно оценить тяжесть травмы и состояние пострадавшего при травматическом повреждении поджелудочной железы, учитывающего одновременно как особенности травматического состояния, так и особенности, характерные для клинической картины панкреатита, не существует. Таким образом, становится особенно актуальной проблема разработки подобного метода, повышающего точность оценки тяжести состояния при травматических повреждениях поджелудочной железы. Целью данного исследования является решение этой проблемы.

*Задача исследования* состоит в разработке методов срочной (экспресс) оценки тяжести состояния пациентов с травматическими повреждениями поджелудочной железы, обладающих большей общей точностью, специфичностью и чувствительностью по сравнению с существующими общепринятыми методами. В первых двух частях исследования [15, 16] предложены два метода срочной оценки тяжести состояния пострадавших с травмами поджелудочной железы (ТПЖ), разработанные на основе применения методов анализа дискриминантных функций. В данной части работы предлагается экспресс-метод оценки тяжести состояния пострадавших с ТПЖ, разработанный на основе идеи перехода от интервальной шкалы предикторов к порядковой и последующем применении к преобразованным данным методов анализа и упрощения их геометрической структуры.

## 1. Материалы и методы исследования

Разработка предлагаемого метода оценки тяжести состояния проводилась на основе данных о пациентах с травмами поджелудочной железы (152 человека), поступивших за 1997–2007 годы в хирургические отделения городских и областных клиник. Каждому пациенту присваивалась экспертная оценка степени тяжести состояния по следующей шкале: степень тяжести 2 – состояние, соответствующее значительной травме и не представляющее угрозы для жизни пострадавшего; степень тяжести 3 – состояние при серьезной травме, но не представляющее угрозы для жизни пациента; степень тяжести 4 – тяжелое состояние, вызванное серьезными (часто множественными) травматическими повреждениями и угрожающее жизни пациента; степень тяжести 5 – критическое состояние с сомнительным выживанием. Из показателей, которые возможно использовать при срочной оценке тяжести повреждения, использовались возраст пострадавшего, частота пульса, систолическое артериальное давление, шоковый индекс (отношение частоты

пульса к систолическому давлению), а также наличие сочетанных повреждений.

Идея применения многомерного шкалирования (МШ) при построения метода экспресс-оценки тяжести состояния при травматическом панкреатите возникла из необходимости более детального исследования взаимосвязей между предикторами и особенно их связей со степенью тяжести состояния. Этот метод анализа данных позволил выявить ранее не описанные закономерности относительно связей влияющих факторов на выходную переменную (степень тяжести состояния), так как он основан на принципиально иных подходах к анализу данных, чем другие методы многомерного статистического анализа.

## 2. Анализ геометрической структуры данных и результаты применения многомерного шкалирования

Методы многомерного шкалирования разрабатывались и применяются на практике для исследования сложных явлений и процессов, не поддающихся непосредственному описанию или моделированию.

Целью многомерного шкалирования является выявление латентных факторов, определяющих различия или сходство объектов [17]. В процессе шкалирования происходит построение некоторого пространства редуцированной размерности, в котором проявляют себя латентные факторы и становится очевидным действие этих факторов на пространственное расположение. Немаловажным преимуществом представления переменных в виде точек некоторого пространства является возможность измерения расстояния между ними. В отличие от других статистических методов поиск координатного пространства осуществляется не по значениям конкретных признаков, а по данным, представляющим сходства или различия этих объектов, т.е. отличительной особенностью методов МШ является использование расстояний (другими словами мер сходства и различия) между объектами, на основе которых реализуется идея представления каждого объекта в виде точки геометрического пространства, координатами которой служат значения латентных факторов, в совокупности достаточно адекватно описывающих объект [18—21]. Таким образом, отношения между объектами становится удобным рассматривать в терминах расстояний как отношения между их точками-представителями [22]. Классически сходства или различия поставляются на вход процедуры в виде экспертных оценок, но в нашем случае для их определения было проведено преобразование количественных данных в номинальную (порядковую) шкалу, а затем использованы алгоритмы древовидной кластеризации. Такой подход к формированию матрицы сходств объектов, очевидно, более математически строг и обоснован, что позволяет избежать ошибочных оценок вследствие субъективности мнения эксперта еще на начальном этапе моделирования.

Применение процедуры многомерного шкалирования предполагает переход от количественной шкалы из-

мерения, имеющихся у нас предикторов, к порядковой (категориальной) шкале. Этот переход был осуществлен построением бинарной индикаторной матрицы  $I$ , по строкам которой расположены наблюдения, а по столбцам – 18 группирующих переменных, из которых 4 отвечают различным степеням тяжести состояния, а 14 – диапазонам значений предикторов, характерных для каждой степени тяжести, сводная таблица которых приведена в [16]. Бинарная матрица  $I$  состоит только из нулей и единиц. Если наблюдение принадлежит некоторой категории, то элемент на пересечении соответствующих строки и столбца равен 1, в противном случае – 0. В нашем случае ее размерность довольно велика –  $152 \times 18$ , поэтому в работе не будем приводить ее. Далее для применения описательных и разведочных методов анализа данных на основании полученной индикаторной матрицы была составлена матрица (таблица) Берта  $B$  – квадратная матрица, кросстабулирующая связи между всеми имеющимися переменными и представляющая собой матричное произведение транспонированной и исходной индикаторной матрицы ( $B=I^T I$ ). Использование индикаторной матрицы и матрицы Берта для описания данных классически применяется в многомерном анализе соответствий [23, 24]. Собственно матрица Берта сама по себе может рассматриваться как матрица сходств/различий исследуемых данных и, соответственно, служить исходными данными того типа, который необходим для проведения процедур многомерного шкалирования. Однако для более обоснованного задания сходств рассматриваемых объектов был проведен кластерный анализ табулированных в этой матрице переменных. Таким образом, сходства объектов описывались в терминах расстояния между кластерами ими образованными. При формировании кластеров объектов использовался метод ближайшего соседа (одиночной связи), в котором расстояние между двумя кластерами определяется расстоянием между двумя наиболее близкими объектами (ближайшими соседями) в различных кластерах. Для вычисления расстояний между точками использовались различные метрики: Евклидово расстояние, Манхэттенское расстояние городских кварталов, метрика Чебышева, метрика процент несогласия и расстояние  $d(x, y) = 1 - r(x, y)$ , где  $r(x, y)$  – корреляция Пирсона.

С каждой из матриц расстояний проводилась процедура многомерного шкалирования в соответствии с неметрическими алгоритмами [25—27], которые не требуют таких жестких предположений относительно данных, как классическая модель У. Торгерсона [28]. При выполнении алгоритма минимизировалась мера несоответствия между исходными расстояниями и расстояниями, воспроизведенными в простран-

стве заданной размерности:  $\sum_{i,j} (\delta_{ij} - f(d_{ij}))^2 \rightarrow \min$ .

Качество шкалирования оценивалось по значениям коэффициента стресса (использовался коэффициент стресса Краскала [26]):

$$\varphi = \left( \sum_{i,j} (d_{ij} - \delta_{ij})^2 / \sum_{i,j} (\delta_{ij} - \bar{\delta})^2 \right)^{1/2}$$

и коэффициента отчуждения Гуттмана [29]:

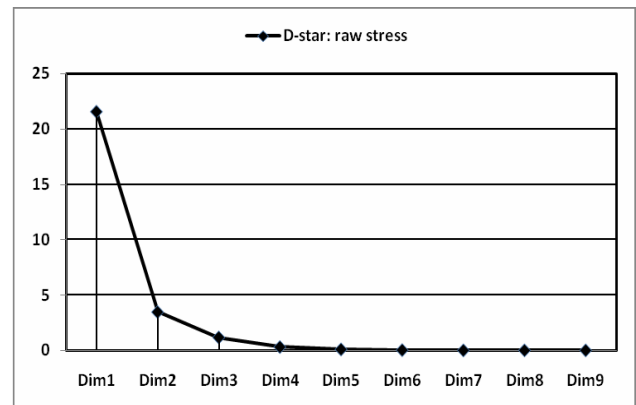
$$k = \left( 1 - \frac{\sum_{i,j} d_{ij} \delta_{ij}}{\sum_{i,j} d_{ij} \sum_{i,j} \delta_{ij}} \right)^{1/2}$$

В этих формулах  $d_{ij}$  – обозначают исходные расстояния, а  $\delta_{ij}$  – расстояния воспроизведенные,  $\bar{\delta}$  – среднее арифметическое всех оцененных расстояний,  $f$  – некоторое неметрическое монотонное преобразование исходных расстояний.

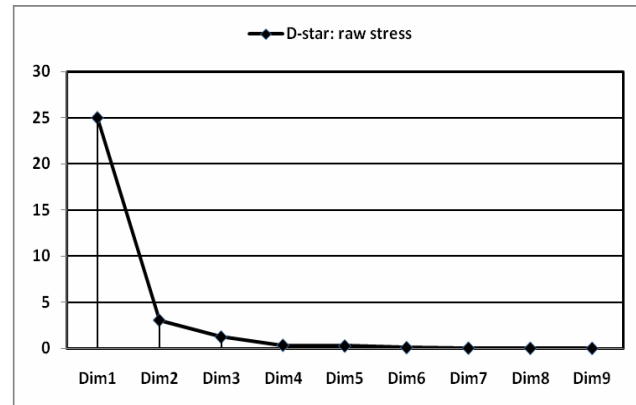
Выбор размерности пространства, в которое проектируется рассматриваемая матрица расстояний  $18 \times 18$ , осуществлялся по критерию Кэттелла. По Кэттелу для определения оптимальной размерности пространства редуцированной размерности необходимо рассмотреть убывание величины стресса в зависимости от увеличения размерности пространства. Та размерность, при которой убывание стресса максимально замедляется, и есть оптимальная для представления, т.е. проектирования в него исходной матрицы расстояний. Нагляднее всего это отражает так называемый «график каменистой осыпи». Критерий был предложен Кэттеллом для использования в факторном анализе в [30], а его применение в МШ обсуждалось Краскалом и Вишем в [31].

Для использованных нами пяти различных матриц сходств (пяти различных метрик) вычислены значения стресса  $\varphi$  и отчуждения  $k$  (табл. 1) представлений в размерностях от 1 до 9 и построены графики каменистой осыпи. Как видим, во всех случаях в точке, соответствующей размерности 2, уменьшение стресса замедляется максимально. Следовательно, согласно критерию каменистой осыпи, для воспроизведения расстояний между исследуемыми параметрами наилучшим образом подходит двумерное пространство.

На рис. 1 приведены графики каменистой осыпи для двух наилучших представлений, первое из которых получено при использовании метрики Евклида для измерения исходных расстояний между стимулами, второе – метрики городских кварталов.



а



б

Рис. 1. Графики каменистой осыпи для измерения исходных расстояний между объектами при использовании метрики: а – Евклида; б – городских кварталов

Таблица 1

Убывание величин стресса и отчуждения в зависимости от размерности пространства представления исходных данных для пяти моделей многомерного шкалирования, определяемых различными метриками измерения расстояний между стимулами

	Метрика Евклида		Метрика городских кварталов		Метрика Чебышева		Процент несогласия		(1 – корреляция Пирсона)	
	$\varphi$	k	$\varphi$	k	$\varphi$	k	$\varphi$	k	$\varphi$	k
Dim1	0,211	0,256	0,232	0,275	0,211	0,269	0,416	0,479	0,236	0,271
Dim2	0,079	0,103	0,077	0,097	0,129	0,166	0,236	0,276	0,109	0,131
Dim3	0,044	0,060	0,043	0,062	0,087	0,118	0,162	0,204	0,061	0,075
Dim4	0,020	0,030	0,023	0,032	0,056	0,073	0,109	0,140	0,027	0,038
Dim5	0,009	0,017	0,019	0,028	0,037	0,049	0,078	0,108	0,018	0,027
Dim6	0,005	0,009	0,009	0,016	0,025	0,035	0,056	0,084	0,007	0,011
Dim7	0,001	0,002	0,006	0,009	0,010	0,016	0,045	0,063	0,003	0,005
Dim8	0,000	0,001	0,003	0,006	0,007	0,010	0,033	0,049	0,001	0,001
Dim9	0,000	0,000	0,002	0,003	0,005	0,008	0,024	0,034	0,001	0,002

\*  $\varphi$  – коэффициент стресса, k – коэффициент отчуждения

По данным табл. 1 также несложно сравнить коэффициенты стресса и отчуждения, полученные для расстояний в двумерном пространстве, представленных в пяти разных исследуемых метриках. Как видим, самое плохое представление в двумерном пространстве получается при измерении расстояний в метрике процент несогласия, степень соответствия здесь низкая (стресс более 0,2), а коэффициент отчуждения достаточно высок. Метрики (1 – корреляция Пирсона) и расстояния Чебышева при многомерном шкалировании воспроизводят расстояния между параметрами с удовлетворительной степенью соответствия. Наилучшие результаты получаются при использовании обычной Евклидовой метрики и метрики городских кварталов. Эти представления и рассмотрены более детально.

Окончательная конфигурация объектов в двумерном пространстве, описанных евклидовыми расстояниями в исходном пространстве, представлена на рис. 2, а для объектов, описанных в исходном пространстве Манхэттенской метрикой городских кварталов, окончательная конфигурация в двумерном пространстве показана на рис. 3.

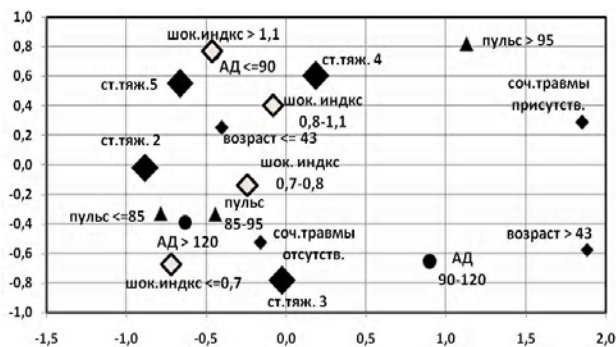


Рис. 2. Окончательная конфигурация объектов в двумерном пространстве, описанных евклидовыми расстояниями в исходном пространстве

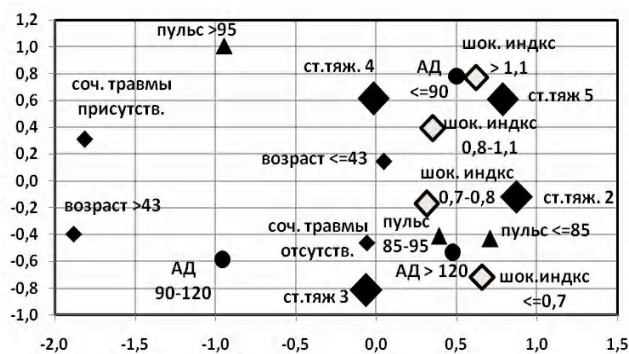


Рис.3. Окончательная конфигурация объектов в двумерном пространстве, описанных в исходном пространстве метрикой городских кварталов

Для дополнительной оценки качества представления, реализуемого моделями, рассмотрены диаграммы Шепарда (зависимость воспроизведенных в окончательной конфигурации расстояний от исходных расстояний) и графики рассеяния преобразованных расстояний D-hat и D-star от входных данных [17]. Ступенчатая линия на диаграмме рассеяния Шепарда представляет собой график монотонно возрастающей функции, определяющей окончательное преобразование исходных данных к финальной конфигурации в двумерном пространстве. Для обеих моделей все три графика рассеяния продемонстрировали очень небольшие отклонения от ожидаемых значений функций, что свидетельствует о хорошем согласии выбранной модели с исходными данными. Диаграммы Шепарда для двух исследованных конфигураций показаны на рис. 4 и 5.

пенчатая линия на диаграмме рассеяния Шепарда представляет собой график монотонно возрастающей функции, определяющей окончательное преобразование исходных данных к финальной конфигурации в двумерном пространстве. Для обеих моделей все три графика рассеяния продемонстрировали очень небольшие отклонения от ожидаемых значений функций, что свидетельствует о хорошем согласии выбранной модели с исходными данными. Диаграммы Шепарда для двух исследованных конфигураций показаны на рис. 4 и 5.

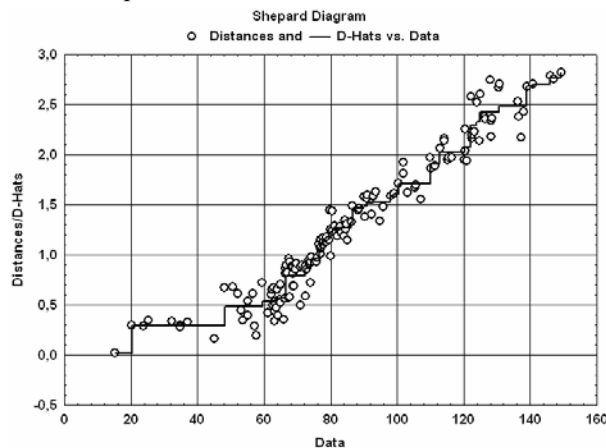


Рис.4. Диаграмма Шепарда финальной конфигурации стимулов в двумерном пространстве при исходных расстояниях, измеренных в метрике Евклида

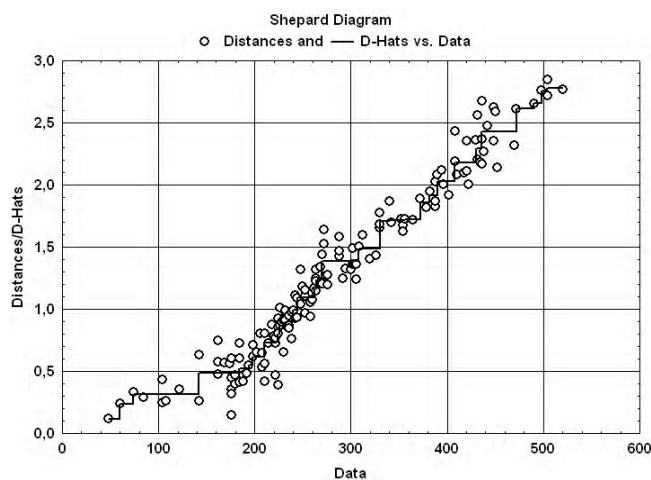


Рис. 5. Диаграмма Шепарда финальной конфигурации стимулов в двумерном пространстве при исходных расстояниях, измеренных в Манхэттенской метрике городских кварталов

Таким образом, с помощью процедуры многомерного шкалирования получено два альтернативных представления в двумерном пространстве значений выходной переменной тяжести состояния и предикторов, влияющих на нее. Оба представления обладают хорошими оценками адекватности, позволяющими использовать их для описания взаимодействия предикторов и выходной переменной.

### 3. Идея и реализация метода экспресс-оценки тяжести состояния при ТПЖ

Реализация экспресс-метода оценки тяжести состояния основана на идее использования расстояний между точками в полученной с помощью многомерного шкалирования окончательной конфигурации стимулов в двумерном пространстве. С этой точки зрения на координатной плоскости мы различаем четыре точки, отвечающие различным степеням тяжести, и остальные точки, соответствующие категоризированным значениям предикторов. Чем ближе точка-значение предиктора находится к точке-степени тяжести, тем больший вес этот показатель имеет в определении конкретной степени тяжести состояния пациента. По мере отдаления точки-значения предиктора от точки-степени тяжести состояния пропорционально расстоянию уменьшается и влияние этого показателя на степень тяжести состояния (и его вклад в определение конкретной степени тяжести). Исходя из этого принципа, были выделены значения предикторов, являющиеся определяющими (характерными) для различных степеней тяжести состояния, а также рассчитан относительный вклад каждого предиктора в определение той или иной степени тяжести состояния. Далее выделенные значения предикторов были ранжированы по степени важности в определении той или иной степени тяжести состояния. Степень важности определялась величиной расстояния от точки - значения показателя до точки - степени тяжести, т.е. близостью этих точек. Были исследованы также различные способы определения расстояний между точками в окончательной конфигурации стимулов. Так, для представления, полученного для метрики Евклида, использовалась та же (евклидова) метрика для определения расстояний между точками в окончательной конфигурации. Для представления, полученного для Манхэттановской метрики, расстояния между точками в окончательной конфигурации вычислялись как с помощью евклидовой метрики, так и с помощью той же метрики, в которой были вычислены исходные расстояния, т.е. метрики городских кварталов. На основании значений этих расстояний для каждой из имеющихся у нас конфигураций и способа вычисления расстояний в окончательном представлении стимулов в двумерном пространстве вычислен относи-

тельный вклад каждого значения предиктора в определение конкретной степени тяжести. В табл. 2 отражены величины этих вкладов для варианта представления, когда и исходные расстояния, и расстояния в окончательной конфигурации измерены с помощью обычной евклидовой метрики (в столбцах А приведены категоризированные значения предикторов, в столбцах В – их вклады в различие степеней тяжести состояния). Подобные таблицы для вариантов представлений, полученных с использованием других метрик, в данной работе приводить не будем. Заметим лишь, что они несколько отличаются категоризированными значениями предикторов, характерных для разных степеней тяжести, и величинами вкладов этих значений, что, однако, никак не повлияло на окончательный результат классификации при кросс-проверке. Доли вкладов рассчитаны таким образом, что их сумма равняется 1. Это свойство используется при классификации наблюдений следующим образом. Для классифицируемого наблюдения (конкретного пациента) при совпадении всех значений предиктора, характерных для данной степени тяжести, вероятность его отнесения к этой степени тяжести считается равной 1. Если какое-то из значений предиктора не характерно для данной степени тяжести, то вероятность ее наличия у классифицируемого пациента уменьшается на долю вклада несовпадающего значения предиктора. Таким образом, рассчитываются четыре вероятности отнесения наблюдения к одной из групп, соответствующих различным степеням тяжести состояния, и наблюдение классифицируется как имеющее ту степень тяжести, вероятность которой максимальна.

Описанный выше алгоритм был применен для оценки степени тяжести состояния 118 пациентов с травмами ПЖ с использованием трех различных вариантов весовых коэффициентов категоризированных значений предикторов. Примечательно, что, несмотря на некоторые различия значений вероятностей отнесения наблюдения к той или иной степени тяжести, на проверочной выборке все три варианта метода показали одинаковую точность классификации. Так, общая точность метода составила 80,2563%, специфичность – 88,8889%, чувствительность – 72,7976%.

Таблица 2

Доли вклада предикторов экспресс-метода оценки тяжести состояния пациентов с ТПЖ в определение различных степеней тяжести состояния для случая измерения исходных и окончательных расстояний между объектами в метрике Евклида

Предиктор	Степень тяжести 2		Степень тяжести 3		Степень тяжести 4		Степень тяжести 5	
	А	В	А	В	А	В	А	В
Возраст	<=43	0,1852269	<=43	0,10268127	<=43	0,1861115	<=43	0,221907
Наличие сочет. травм	0	0,1159908	0	0,39023193	0	0,1079305	0	0,074405
Частота пульса	<=85	0,3135494	85 – 95	0,1843851	>95	0,1318715	<=85	0,099526
Систолическое АД	>120	0,2280865	>120	0,15655056	<=90	0,1940045	<=90	0,304813
Шоковый индекс	0,7 – 0,8	0,1571464	0,7 – 0,8	0,16615114	0,8 – 1,1	0,3800821	>1,1	0,299349
	Σ	1		1		1		1

## Выводы

Впервые на основе применения многомерного шкалирования разработан метод экспресс-диагностики тяжести состояния пострадавших с ТПЖ, который благодаря более точному определению весовых коэффициентов параметров физиологического состояния, используемых для оценки тяжести, на 5 – 10% по сравнению с общепринятыми показателями повышает общую точность, специфичность и чувствительность диагностирования степени тяжести состояния пациента при ТПЖ и травматическом панкреатите. Кроме того, этот метод обладает наибольшей эффективностью из трех разработанных авторами методов экспресс-оценки тяжести состояния при ТПЖ [15, 16]. Метод, основанный на применении процедур многомерного шкалирования к определению вкладов предикторов в различие степеней тяжести, можно рекомендовать к использованию для получения наиболее точной и чувствительной срочной оценки степени тяжести состояния пациентов с ТПЖ. Для использования предлагаемого метода на практике разработано компьютерное программное обеспечение, ориентированное на медицинский персонал, что позволяет получать срочную объективную оценку степени тяжести состояния пациента непосредственно при поступлении в отделение, которая является обязательным фактором выбора оптимальной врачебной тактики для повышения эффективности лечения и профилактики осложнений.

**Литература:** 1. Флорикян А.К. Проблемы тяжелых травматических повреждений // Международный медицинский журнал. 2004. № 2. С. 77-85. 2. Абакумов М.М., Лебедев Н.В., Малярчук В.И. Объективная оценка тяжести травмы у пострадавших с сочетанными повреждениями // Вестник хирургии. 2001. Т. 160, № 6. С. 42-45. 3. Гуманенко Е.К., Бояринцев В.В., Супрун Т.Ю. Объективная оценка тяжести травм // Воен. мед. журн. 1996. № 10. С. 25-34. 4. Champion H.R., Sacco W.J., Lepper R.L. et al. An anatomic index of injury severity. // J. Trauma. 1980. Vol. 20. P. 197. 5. Champion H.R., Sacco W.J., Copes W.S. et al. A revision of the Trauma Score. // J. Trauma. 1989. Vol. 29. P. 623. 6. Boyd C.R., Tolson M.A., Copes W.S. Evaluating trauma care: the TRISS method // J. Trauma. 1987. Vol. 27. P. 370-377. 7. Цибин Ю.Н. Многофакторная оценка тяжести травматического шока в условиях клиники // Вести хирургии. 1980. № 9. С. 62-65. 8. Булага В.В., Наконечный Э.В., Колендовская И.М. Объективизация оценки степени тяжести травм и состояния при политравме: современное состояние проблемы // Харківська хірургічна школа. 2003. № 1. С. 96-99. 9. Champion H.R., Sacco W.J., Carnazzo A.J. et al. Trauma Score // Crit. Care Med. 1980. Vol. 9. P. 672-676. 10. Иванов П.А., Гришин А.В., Корнеев Д.А., Зиняков С.А. Повреждения органов панкреатодуоденальной зоны // Хирургия, 2003. № 12. С. 39-43. 11. Кулаженков С.А., Кузнецов Е.В. Травматические повреждения поджелудочной железы // В кн.: «Актуальные вопросы неотложной хирургии» // Сборник научных трудов Пленума проблемной комиссии по неотложной хирургии. Ярославль, октябрь 1994. М.: 1994. С. 211-214. 12. Asensio J.A., Petrone P., Roldan G., Pak-art R., Salim A. Pancreatic and duodenal injuries. Complex and lethal. // Scand. J. Surg. 2002. N 91, P. 81-86. 13. Mansour M.A., Moore J.B., Moore E.E. Conservative management of combined pancreatoduodenal injuries // Am. J. Surg. 1989.

Vol. 158. P. 531-535. 14. Jones R.C. Management of pancreatic trauma // Am. J. Surg. 1985. Vol. 180. P. 698-704. 15. Нессонова М.Н., Арсеньев А.В., Тесленко С.Н. Методы срочной (экспресс) оценки тяжести состояния пациентов с травматическими повреждениями поджелудочной железы. Часть I. Метод экспресс-оценки тяжести состояния при травмах поджелудочной железы, основанный на двух моделях дискриминантных функций // Радиоэлектроника и информатика. 2010. № 1. С. 101-107. 16. Нессонова М.Н., Арсеньев А.В., Тесленко С.Н. Методы срочной (экспресс) оценки тяжести состояния пациентов с травматическими повреждениями поджелудочной железы. Часть II. Упрощенный балльный экспресс-метод оценки тяжести состояния при травмах поджелудочной железы // Радиоэлектроника и информатика. 2010. № 2. С. 79-82. 17. Халафян А.А. STATISTICA 6. Статистический анализ данных. 3-е изд. Учебник М.: ООО «Бином-Пресс», 2007. 512 с. 18. Орлов А.И. Нечисловая статистика. М.: МЗ-Пресс, 2004. 513 с. 19. Терехина А.Ю. Анализ данных методами многомерного шкалирования. М.: Наука, 1986. 168 с. 20. Перекрест В.Т. Нелинейный типологический анализ социально-экономической информации: Математические и вычислительные методы. Л.: Наука, 1983. 176 с. 21. Мазур В.О., Юровский А.Ю. / Тезисы докладов V международной Вильнюсской конференции по теории вероятностей и математической статистике. Т3. Вильнюс: Вильнюсский госуниверситет. 1989. С. 3-4. 22. Тюрин Ю.Н., Литвак Б.Г., Орлов А.И., Сатаров Г.А., Шмерлинг Д.С. Анализ нечисловой информации. М.: Научный Совет АН СССР по комплексной проблеме «Кибернетика», 1981. 80 с. 23. Дэйвисон М. Многомерное шкалирование. Методы наглядного представления данных. Серия: Математико-статистические методы за рубежом. М.: Финансы и статистика, 1988. 254 с. 24. Greenacre M. Multiply and Joint Correspondence Analysis // Correspondence Analysis in the Social Sciences. San Diego, CA: Academic Press. 1994. P. 141-161. 25. Shepard R.M. The analysis of proximities: multidimensional scaling with an unknown distance function // Psychometrika, 1962. Vol. 27, N 2-3. P. 1-27, 115-129. 26. Kruskal J.B. Multidimensional scaling by optimizing goodness of fit to a nonmetric hypothesis // Psychometrika, 1964. Vol. 29, N 1-2. P. 1-27, 115-129. 27. Guttman L. A general nonmetric technique for finding the smallest coordinate space for a configuration of points // Psychometrika, 1968. Vol. 33, N 4. P. 469-506. 28. Торгерсон У.С. Многомерное шкалирование. Теория и метод // Статистическое измерение качественных характеристик. М.: Статистика, 1972. 29. Кендалл М. Дж., Стюарт А. Статистические выводы и связи. М.: Наука, 1973. 899 с. 30. Cattell R.B. The scree test for the number of factors // Multivariate Behavioral Research. 1966. N 1 (2). P. 245-276. 31. Kruskal J. P., Wish M. Multidimensional scaling. Newbury Park, CA: Sage, 1978.

Поступила в редколлегию 16.02.2010

Рецензент: д-р физ.-мат. наук Дуплий С.А.

**Нессонова Марина Николаевна**, ассистент кафедры фармакоинформатики Харьковского национального фармацевтического университета. Адрес: Украина, 61002, Харьков, ул. Пушкинская, 27.

**Арсеньев Александр Владимирович**, канд. физ.-мат. наук, доцент кафедры фармакоинформатики Харьковского национального фармацевтического университета. Адрес: Украина, 61002, Харьков, ул. Пушкинская, 27.

**Тесленко Сергей Николаевич**, канд. мед. наук, ассистент кафедры хирургии № 2 Харьковского национального медицинского университета. Адрес: Украина, 61022, Харьков, пр. Ленина, 4.