

УДК 616.37-002-036.11-037-039+004.032.26
DOI: 10.26435/UC.V014(41).781

И.К. Ельский, А.А. Васильев, Н.Л. Смирнов

ГОО ВПО «Донецкий национальный медицинский университет имени М. Горького», Донецк

НЕЙРОСЕТЕВОЙ АНАЛИЗ В ПРОГНОЗИРОВАНИИ ТЯЖЕСТИ ОСТРОГО ПАНКРЕАТИТА

Острый панкреатит (ОП) в структуре экстренной абдоминальной хирургии занимает лидирующие позиции. Заболеваемость ОП во всем мире варьирует от 4,9 до 73,4 случаев на 100 000 населения и имеет выраженную тенденцию к росту. В Российской Федерации частота этой патологии колеблется от 10 до 13% от общего количества пациентов, страдающих хирургической патологией органов брюшной полости. С каждым годом растет заболеваемость ОП среди лиц молодого, трудоспособного возраста [1-5, 7].

Такие способы оценки тяжести больных с ОП, как шкалы и системы с балльным оцениванием, требуют значительного времени и ресурсов для исполнения, не все из них обладают достаточной специфичностью. Для практического хирурга важна быстрая, недорогая и доступная в применении система определения тяжести и прогноза данного заболевания [3, 11, 12].

ЦЕЛЬ ИССЛЕДОВАНИЯ

На основе клинико-лабораторных критериев построить математическую модель для прогнозирования клинического течения ОП.

МАТЕРИАЛ И МЕТОДЫ

Исследования проводили на базе клиники хирургии и эндоскопии ГОО ВПО ДОННМУ ИМ. М. ГОРЬКОГО в течение 2019-2020 гг. Обследовано 82 пациента в возрасте от 25 до 90 лет с диагнозом острый панкреатит (К 85.X).

Дизайн исследования: проспективное рандомизированное когортное исследование.

В исследовании принимали участие пациенты с подтвержденным диагнозом острый панкреатит, в возрасте от 25 до 90 лет, при условии подписанного согласия пациента.

Из 82 пациентов, принимавших участие в исследовании, 47 (57,3%) были мужчины, 35 (42,7%) – женщины. 10 больных, поровну мужчин и женщин, относились к самой «молодой» возрастной группе – от 25 до 30 лет. В возрастной группе от 31 года до 40 лет преобладали ($p=0,032$, критерий χ^2) мужчины – 15 больных (18,1% от всех ис-

следуемых), женщин было только 5 (6,0%). В возрасте от 41 года до 50 лет обследовано 6 пациентов – 2 мужчин и 4 женщины. В исследовании участвовали 20 пациентов в возрасте от 51 года до 60 лет – 13 мужчин и 7 женщин. 17 человек (10 мужчин и 7 женщин) относились к группе «старшего» возраста (61-70 лет). В возрасте от 71 года до 80 лет приняли участие в исследовании 7 пациентов (2 мужчин, 5 женщин). 3 пациента (2 женщины и 1 мужчина) относились к самой старшей возрастной группе – от 81 года до 90 лет. Значимых гендерных различий в этих возрастных группах не выявлено (табл. 1.).

Заболевание имело сопоставимую распространенность среди мужчин ($n=47$ (57,3%) и женщин ($n=35$ (42,7%) (табл. 1.). В возрастной группе от 31 до 40 лет преобладали ($p=0,032$, критерий χ^2) мужчины – 15 пациентов (18,1% от всех исследуемых), женщин – 5 (6,0% от всех исследуемых).

Средний возраст пациентов составил $51,4 \pm 16,2$ года. Средний койко-день составил $7,7 \pm 5,3$ суток, 68,3% ($n=56$) участников исследования являлись лицами трудоспособного возраста (табл. 1.).

Все пациенты поступали в отделение в экстренном порядке. В 28% ($n=23$) заболевание имело билиарный генез, в 72% ($n=59$) случаев – небилиарный. 9 больных переносили тяжелый панкреатит (3 – билиарной и 6 – небилиарной этиологии). Острый небилиарный панкреатит чаще ($p=0,007$, критерий χ^2) был выявлен у мужчин (табл. 2.). Погрешности в питании были основными причинами возникновения ОП – в 26,8% ($n=22$) наблюдений. Употребление алкоголя приводило к развитию ОП в 65,9% ($n=54$) случаев. У пациентов с патологией желчевыводящих путей преимущественное значение в дебюте заболевания имело также нарушение питания – в 18,3% ($n=15$) случаев.

Таблица 1.

Распределение обследованных пациентов по возрасту и полу*

Возраст (лет)	Количество больных n; Me % (±ДИ95%)	Пол		Критерий χ^2
		мужчины	женщины	
		n; Me % (±ДИ95%)	n; Me % (±ДИ95%)	
25-30	10; 12,2% (6,0-20,1%)	5; 6,0 % (2,0-12,1%)	5; 6,0 % (2,0-12,1%)	p=0,745
31-40	20; 24,4% (15,8-34,2%)	15; 18,1% (10,6%-27,0%)	5; 6,0% (2,0-12,1%)	p=0,032
41-50	6; 7,3% (2,7-13,9%)	2; 2,4% (0,2-6,9%)	4; 4,9% (1,3-10,6%)	p=0,678
51-60	20; 24,4% (15,8-34,2%)	13; 15,9% (8,8-24,5%)	7; 8,5% (3,5-15,5%)	p=0,233
61-70	17; 20,7% (12,7-30,1%)	10; 12,2% (6,0-20,1%)	7; 8,5% (3,5-15,5%)	p=0,609
71-80	7; 8,5% (3,5-15,5%)	2; 2,4% (0,2-6,9%)	5; 6,0% (2,0-12,1%)	p=0,440
81-90	3; 3,7% (0,7-8,8%)	1; 1,2% (0,0-4,7%)	2; 2,4% (0,2-6,9%)	p=1,000
Всего	82; 100,0% (97,7-100,0%)	47; 57,3% (46,5-67,8%)	35; 42,7% (32,2-53,5%)	p=0,086

Примечание: * – интегральная оценка, процедура Мараскуило-Ляха-Гурьянова для множественного сравнения долей [14].

В структуре сопутствующей патологии (у 54 пациентов – 65,9%) преобладали сердечно-сосудистые заболевания – 17,1% (n=14) случаев. В 8,5% (n=7) наблюдений коморбидные расстройства затрагивали две и более системы органов.

Для постановки диагноза и мониторинга заболевания использовали исследования в соответствии с принятыми клиническим стандартами: лабораторные исследования, ультразвуковую и эндоскопическую диагностику.

Для оценки тяжести интоксикации использовали нижеперечисленные гематологические индексы (ГИ).

Индекс интоксикации Кальф-Калифа в модификации Хомича и Костюченко (ИИ-1) определяли по формуле:

$$ИИ-1 = \frac{0,1 * \text{Лейк.} \times \text{нейтр.}}{100 - \text{нейтр.}},$$

где Лейк. – содержание лейкоцитов, нейтр. – содержание нейтрофилов. Норма составляет <1,8 [15].

Индекс Рейса (ИР) вычисляли по формуле:

$$ИР = \frac{с + п + ю + \text{миел.}}{м + л + э},$$

где с – сегментоядерные нейтрофилы, п – палочкоядерные нейтрофилы, ю – юные формы миелоцитов, миел. – миелоциты, м – моноциты, л – лимфоциты, э – эозинофилы. Норма составляет от 1,0 ± 0,5 до 1,6 ± 0,5 [15].

Индекс Гаркави (ИГ) рассчитывали по формуле:

$$ИГ = \frac{\text{лимфоциты}}{\text{сегментоядерные нейтрофилы}},$$

где норма составляет 0,3 – 0,5 [19].

Для расчета индекса В. Островского использовали формулу:

$$ГИ = \frac{с + п + ю + \text{миел.} + \text{плазм.}}{м + л + э},$$

где с – сегментоядерные нейтрофилы, п – палочкоядерные нейтрофилы, ю – юные формы миелоцитов, миел. – миелоциты, плазм. – плазматические клетки, м – моноциты, л – лимфоциты, э – эозинофилы. Норма составляет 13,1±0,2 [15, 19].

Ядерный индекс Г. Д. Даштаянца определяли по формуле:

$$ГИ = \frac{м + ю + п}{с},$$

где м – моноциты, ю – юные формы миелоцитов, п – палочкоядерные нейтрофилы, с – сегментоядерные нейтрофилы. Норма составляет 0,05 [15].

Индекс иммунореактивности, формула расчета:

$$ГИ = \frac{\text{лимфоциты} + \text{эозинофилы}}{\text{моноциты}},$$

где норма составляет 13,1±0,2 [19].

Индекс соотношения лимфоцитов и моноцитов рассчитывали по формуле:

$$ГИ = \frac{\text{лимфоциты}}{\text{моноциты}},$$

где норма составляет 5,34±0,59 [15].

Индекс соотношения лимфоцитов и эозинофилов, формула для определения:

$$ГИ = \frac{\text{лимфоциты}}{\text{эозинофилы}},$$

где норма составляет 8,73±1,26 [15].

Таблица 2.

Распределение обследованных пациентов по основному диагнозу*

Патология	Количество больных n; Me % (±ДИ95%)	Средний возраст M±m	мужчины	женщины	Критерий χ^2
			n; Me % (±ДИ95%)	n; Me % (±ДИ95%)	
Острый небилиарный панкреатит	53; 64,6% (54,0-74,6%)	46,7±2,3	34; 64,2% (50,9-76,4%)	19; 35,8% (23,6-49,1%)	p=0,007.
Острый билиарный панкреатит.	20; 24,4% (15,8-34,2%)	64,4±3,1	9; 45,0% (24,4-66,6%)	11; 55,0% (33,4-75,6%)	p=0,753
Острый тяжелый небилиарный панкреатит	6; 7,3% (2,7-13,9%)	55,5±6,1	1; 1,2% (0-4,7%)	5; 6,1% (2,0-12,3%)	p=0,212.
Острый тяжелый билиарный панкреатит	3; 3,7% (0,7-8,8%)	47±8,15	3; 3,7% (0,7-8,8%)	0; 0% (0%-2,3%)	p=0,244.
Всего	82; 100,0% (97,7-100,0%)	55,5±2,8	47; 57,3% (46,5-67,8%)	35; 42,7% (32,2-53,5%)	p=0,086
Летальность	4; 4,9% (1,3-10,6%)	60,5±10	2; 2,4% (0,2-6,9%)	2; 2,4% (0,2-6,9%)	p=0,765.

Примечание: * – интегральная оценка, процедура Мараскуило-Ляха-Гурьянова для множественного сравнения долей [14].

Индекс соотношения эозинофилов и лимфоцитов вычисляли по формуле:

$$GI = \frac{\text{эозинофилы}}{\text{лимфоциты}}$$

где норма составляет 0,05±0,005 [19].

Для определения индекса соотношения лейкоцитов и СОЭ (ИЛСОЭ) использовали формулу:

$$ИЛСОЭ = \frac{\text{лейкоциты} \times \text{СОЭ}}{100}$$

где норма составляет 1,87 ± 0,76 [15].

Для определения индекса соотношения агранулоцитов и СОЭ использовали формулу:

$$GI = \frac{\text{лимфоциты} + \text{моноциты}}{\text{СОЭ}}$$

где норма составляет 8,90±0,17 [19].

Отношение лейкоцитов к нейтрофилам (ЛН) рассчитывали по формуле:

$$ЛН = \frac{\text{Лейк.}}{\text{ю+п+с}}$$

где Лейк. – лейкоциты, ю – юные нейтрофилы, п – палочкоядерные нейтрофилы, с – сегментоядерные нейтрофилы.

При расчете общего показателя интоксикации (ОПИ) использовали формулу:

$$ОПИ = ИИ1 \times \text{Кл} \times \text{Кс},$$

где ИИ-1 – лейкоцитарный индекс интоксикации Кальф-Калифа, Кл – поправочный коэффициент на лейкоцитоз, Кс – поправочный коэффициент на СОЭ [15].

Для оценки тяжести состояния больных мы не использовали балльные прогностические шкалы в связи с тем, что, по нашему мнению, они не обладали достаточным уровнем специфичности при ОП [3, 11, 12].

Статистический анализ проводили с использованием программы MedStat и STATISTICA 10. Формирование, хранение, анализ электронной базы данных, статистическая обработка и визуализация результатов исследований выполнены в лицензионных пакетах MedStat v. 4 и Microsoft Office. Лицензионный паспорт на серийный номер MS 000020.

Характер распределения цифровых данных (по закону нормального распределения или по закону распределения, который отличается от нормального) определяли с помощью критерия хи-квадрат (χ^2) и теста Шапиро-Уилка [14, 16, 18].

Использованы непараметрические критерии доказательства статистически значимых отличий сравниваемых совокупностей величин. Парные сравнения центральных тенденций независимых выборок проводили с использованием W-критерия Вилкоксона (W-W), а двух связанных выборок – с использованием T-критерия Вилкоксона (T-W). Множественные сравнения, когда количество совокупностей для сравнения было более двух, проводили путем рангового однофакторного анализа Крускала-Уоллиса (кКУ) и, при наличии статистически значимого отличия между группами, проводили парное сравнение с использованием критерия Данна (кД) [16, 18].

Для оценки плотности корреляционной связи между признаками рассчитывали непараметрические коэффициенты: парной (Кендалла, τ) и ранговой (Спирмена, ρ) корреляции [17].

РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ

При проведении кластеризации испытуемых в многомерном пространстве признаков важ-

Таблица 3.

Структура кластеров острого панкреатита

Группа взаимно некоррелированных признаков	Кластеры			Множественные сравнения. Критерий Крускалло-Уоллиса
	Cl I	Cl II	Cl III	
	n=30	n=20	n=32	
	Me(±ДИ95%)	Me(±ДИ95%)	Me(±ДИ95%)	
Средний возраст (лет)	62 (53-67) ◊	53 (35-57) ◊	43 (35-55) ◊	p=0,046◊
Количество мужчин*	14; 46,7% (29,4-64,4%)	12; 60,0% (38,3%-79,8%)	21; 65,6% (48,6%-80,8%)	Критерий χ^2 p=0,308
Количество женщин*	16; 53,3% (35,6%-70,6%)	8; 40,0% (20,2%-61,7%)	11; 34,4% (19,2%-51,4%)	Критерий χ^2 p=0,308
Патология билиарного генеза*	12; 40,0% (23,5%-57,8%)	4; 20,0% (5,9%-39,8%)	7; 21,9% (9,5%-37,6%)	Критерий χ^2 p=0,185
Патология небиллиарного генеза*	18; 60,0% (42,2%-76,5%)	16; 80,0% (60,2%-94,1%)	25; 78,1% (62,4%-90,5%)	Критерий χ^2 p=0,185
Количество койко-дней	8 (5-15)	7,5 (3-12)	5,5 (4-7)	p=0,010
Тяжесть состояния	1 (1-2)	1 (1-2)	1 (0-1)	p=0,208
ИИ-1. Норма: <1,8	3,5 (1,9-4,98) ◊	3,8 (2,7-6,6) ◊	1,4 (1,05-1,82) ◊	p <0,001◊ p=0,033◊
ИР. Норма: 1,0 ± 0,5 до 1,6 ± 0,5.	3,8 (2,45-4,9)	3,8 (3-5,3)	1,9 (1,6-2,2)	p <0,001
ГИ Гаркави. Норма: 0,3 – 0,5	0,26 (0,18-0,36)	0,24 (0,16-0,27)	0,44 (0,35-0,53)	p=0,01
ИЛСОЭ. Норма: 1,87 ± 0,76.	1 (0,73-1,87)	1,3 (0,88-1,83)	2,7 (2,1-4)	p=0,01
ЛН. Норма: 0,41 ± 0,03	0,19 (0,12-0,29)	0,18 (0,12-0,23)	0,37 (0,32-0,52)	p=0,001
ОПИ. Норма: 0,62 ± 0,09.	4,25 (2,36-7,2) ◊	5,0 (3,7-8) ◊	1,4 (1,1-2,0) ◊	p=0,001◊ p=0,02◊
АЛТ (Ед/л)	32 (27-35)	34 (24-51)	35 (30-45)	p=0,231 p=0,033
Диастаза (ЕД)	42 (32-60) ◊	48 (40-108) ◊	28,5 (19-50) ◊	p=0,231◊ p=0,028◊
Амилаза (мкмоль/(ч×л))	42 (32-60) ◊	48 (40-108) ◊	28,5 (19-50) ◊	P=0,341◊ p=0,031◊
Размер головки ПЖ по данным УЗИ, мм	28 (23-32) ◊	32 (28-34) ◊	24 (22-28) ◊	p=0,031◊
Наличие конкремента в желчном пузыре по данным УЗИ *	22 из 30; 73,3% (56,4%-87,3%)	0 из 20; 0% (0%-9,1%)	3 из 32; 9,4% (1,9%-9,4%)	Критерий χ^2 p <0,001
Диаметр холедоха по данным УЗИ, мм	5 (4,7-6) ◊	5 (4-6) ◊	4 (3-5) ◊	p=0,01◊ p <0,001◊
Диаметр селезеночной вены по данным УЗИ, мм	4 (3,2-4,1) ◊	4 (3,6-5) ◊	3 (2,9-3,1) ◊	p=0,01◊
Наличие свободной жидкости в брюшной полости по данным УЗИ *	3 из 30; 10% (2%-23%)	5 из 20; 25% (9%-45,7%)	0 из 32; 0% (0%-5,8%)	Критерий χ^2 p=0,013.
Наличие желчи в залуковичных отделах по данным ФЭГДС *	7 из 30; 23,3% (10,2%-39,8%)	3 из 20; 15,0% (3,2%-33,5%)	7 из 32; 21,9 (9,5%-37,6%)	Критерий χ^2 p=0,760.
Исходы *	3 летальных исхода из 30; 10% (2%-23%)	1 летальный исход из 20; 5% (0%-18,5%)	0 летальных исходов из 32; 0% (0%-5,8%)	Критерий χ^2 p=0,188.

Примечание: * – интегральная оценка, процедура Мараскуило-Ляха-Гурьянова для множественного сравнения долей [14]; ◊ – Формы распределения двух выборок, критерий хи-квадрат, распределения отличаются на уровне значимости p<0,05.

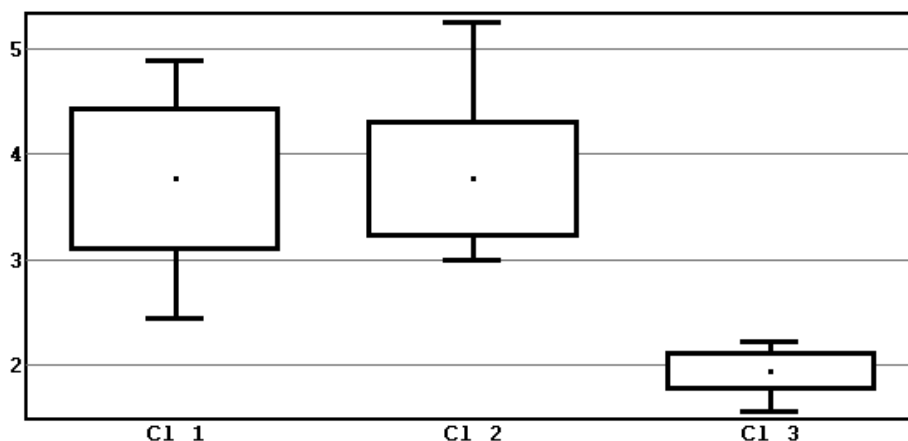


Рис. 1. Уровни ГИ Рейса в трёх кластерах. Центральные тенденции отличаются в кластерах 1 и 3, $p < 0,001$. Центральные тенденции отличаются в кластерах 2 и 3, $p < 0,001$. Сравнение формы распределения двух выборок. Критерий хи-квадрат. Переменные: C1 1, C1 2. Хи-квадрат = 14,50, число степеней свободы $k=6$. Распределения отличаются на уровне значимости $p < 0,025$.

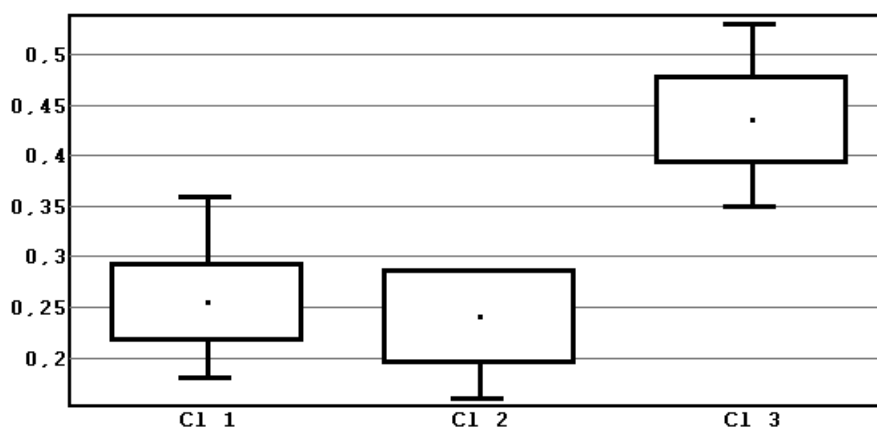


Рис. 2. Уровни ГИ Гаркави в трёх кластерах. Центральные тенденции отличаются в кластерах 1 и 3, $p < 0,001$. Центральные тенденции отличаются в кластерах 2 и 3, $p < 0,001$. Сравнение формы распределения двух выборок. Критерий хи-квадрат. Переменные: C1 1, C1 2. Хи-квадрат = 7,36, число степеней свободы $k=7$. Различие распределений не является статистически значимым, $p=0,392$.

ным является условие их независимости (отсутствия высоких прямых или обратных корреляционных связей), поэтому на первом этапе был проведен корреляционный анализ значений полученных данных (ранговая корреляция Кендалла, Спирмена). В результате для значений всех исследуемых показателей был выделен набор 18 взаимно некоррелированных признаков (табл. 3.). Каждый из этих признаков представлял группу параметров, высоко коррелированных между собой ($\tau > 0,75$ или $\tau < -0,75$): количество койко-дней, тяжесть состояния, ГИ (ИИ1, ИР, ИГ, ИЛСОЭ, ЛН и ОПИ) [15, 19], аланинаминотрансфераза (АЛТ), диастаза, амилаза, диаметр головки поджелудочной железы (ПЖ), конкременты в желчном пузыре, диаметр холедоха, диаметр селезеночной вены, свободная жидкость в брюшной полости, желчь в залуковичных отделах, исходы (выздоровление или exitus letalis).

Для проведения кластеризации данных в многомерном пространстве признаков используется особый тип нейронных сетей, которые представляют собой сети, обучающиеся без выходных сигналов, «обучение без учителя», – сети Кохонена [22].

Оптимальное количество различных кластеров, в которые проводится классификация, вычислялось с помощью процедуры расчета коэффициента контрастности разбиения [22]. Аномально высокое значение показателя Contrast было выявлено в случае разбиения множества на 3 кластера. Таким образом, при проведении кластеризации 18 параметров в многомерном пространстве признаков была создана нейронная сеть Кохонена с 18 нейронами во входном слое и 3 нейронами в выходном, то есть все анализируемые объекты эффективно разделялись в многомерном пространстве признаков на 3 различ-

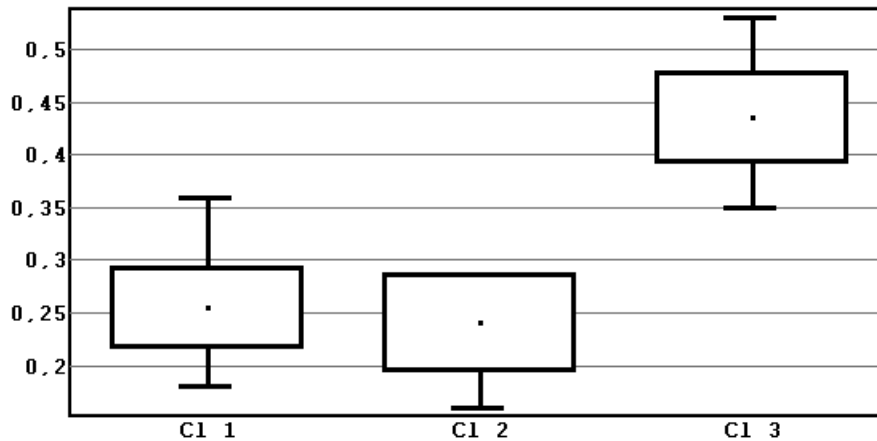


Рис. 3. Уровни ИЛСОЭ в трёх кластерах. Центральные тенденции отличаются в кластерах 1 и 3, $p < 0,0001$. Центральные тенденции отличаются в кластерах 2 и 3, $p < 0,001$. Сравнение формы распределения двух выборок. Критерий хи-квадрат. Переменные: C1 1, C1 2. Хи-квадрат = 7,36, число степеней свободы $k=7$. Различие распределений не является статистически значимым, $p=0,392$.

ных группы – кластеры (C1) (табл. 3). К первому кластеру (C1 I) было отнесено 30 случаев, ко второму (C1 II) – 20, к третьему (C1 III) – 32 (табл. 3).

Для пациентов, вошедших в I кластер, характерным было: средний возраст больных 62 года (Me \pm 95%, ДИ = 53-67; $k\text{КУ } p=0,046$), высокая частота встречаемости билиарной этиологии ОП (40,0%), средний койко-день в стационаре – 8 (Me \pm 95%, ДИ = 5-15), уровень АЛТ 32 Ед/л (Me \pm 95%, ДИ = 27-35). У 73,3 % пациентов этого кластера чаще, чем у больных остальных кластеров, при УЗИ выявлено: наличие конкрементов в желчном пузыре и расширение холедоха ($>8,0$ мм). Также у пациентов I кластера выявлены тенденции ($p > 0,05$) к росту летальности.

Пациенты II кластера характеризовались следующими показателями: средний возраст больных – 53 года (Me \pm 95%, ДИ = 35-57; $k\text{КУ } p=0,046$), преобладание тяжелого состояния при первичном осмотре (30 %), ИИ-1 – 3,8 (Me \pm 95%, ДИ = 2,7-6,6) и ОПИ – 5,0 (Me \pm 95%, ДИ = 3,7-8,0), среднее содержание диастазы – 64,0 ЕД (Me \pm 95%, ДИ = 32,0-128,0) и амилазы – 48,0 мкмоль/(ч \times л) (Me \pm 95%, ДИ = 40,0-108,0). Сонографические изменения: размер головки ПЖ $\geq 32,0$ мм (Me \pm 95%, ДИ = 28,0-34,0), диаметр селезеночной вены $\geq 4,0$ мм (Me \pm 95%, ДИ = 3,6-5,0), а также наличие свободной жидкости в брюшной полости в 25 % случаев.

В III кластер вошли больные со средним возрастом 43 года (Me \pm 95%, ДИ = 35-55; $k\text{КУ } p=0,046$) и средней продолжительностью пребывания в стационаре 5,5 койко-дней (Me \pm 95%, ДИ = 4-7). Только в этом кластере были зарегистрированы пациенты с удовлетворительным общим состоянием при поступлении – 13,6% от всех исследуемых пациентов. Расчетные по-

казатели интоксикации у этих пациентов были самыми низким, что подтверждено всеми применяемыми в исследовании ГИ (табл. 3). Средний уровень АЛТ – 35 Ед/л (Me \pm 95%, ДИ = 30-45) Ед/л, среднее значение диастазы – 35 Ед (Me \pm 95%, ДИ = 32 16-64), и амилазы – 28 мкмоль/(ч \times л) (Me \pm 95%, ДИ = 19-50). По данным УЗИ, размер головки ПЖ не превышал 30,0 мм, диаметр холедоха был менее 8,0 мм, диаметр селезеночной вены – не более 7,0 мм, что соответствовало нормальным значениям этих показателей. Все пациенты III кластера были выписаны из отделения с выздоровлением.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Таким образом, наибольшее количество летальных исходов было зафиксировано у пациентов, отнесенных к I кластеру. У пациентов I и II кластеров, которые характеризовались более тяжелым течением заболевания и длительным пребыванием в хирургическом отделении, а также большей частотой оперативных вмешательств, выявлено повышение ИИ-1 до 1,9, в то время как для пациентов с более легким течением заболевания, которые относились к III кластеру, данный показатель находился в пределах 1,05-1,82.

В нашем исследовании тяжесть состояния пациентов при поступлении высоко прямо коррелировала с показателями ИР и ОПИ. Выявлены обратные корреляции тяжести больных с ЛН, ИГ и ИЛСОЭ (рис. 1-3). Именно эти гематологические индексы являются наиболее прогностически значимыми для пациентов с ОП.

Максимальное повышение концентрации ферментов поджелудочной железы и среднее значение АЛТ было выявлено у пациентов II

кластера, в котором преобладали больные с ОП небилиарного генеза.

Увеличение головки поджелудочной железы, расширение селезеночной вены и наличие свободной жидкости в брюшной полости, по данным УЗИ, были характерными признаками заболелания для пациентов II кластера.

На основании построенной математической модели ОП прогностически неблагоприятными параметрами, т.е. показателями высокого риска летальности, следует считать:

1) индекс интоксикации Кальф-Калифа в модификации Хомича и Костюченко свыше 1,9;

2) общий показатель интоксикации выше 0,71;

3) уровень ферментов АЛТ и АСТ выше пороговых значений (>45 Ед/л);

4) концентрация амилазы крови более 100 Ед/л;

5) концентрация диастазы мочи более 124 Ед/л;

6) диаметр холедоха более 8 мм;

7) размер головки поджелудочной железы больше 30,0 мм;

8) диаметр селезеночной вены больше 7,0 мм;

9) наличие свободной жидкости в брюшной полости.

И.К. Ельский, А.А. Васильев, Н.Л. Смирнов

ГОО ВПО «Донецкий национальный медицинский университет имени М. Горького», Донецк

НЕЙРОСЕТЕВОЙ АНАЛИЗ В ПРОГНОЗИРОВАНИИ ТЯЖЕСТИ ОСТРОГО ПАНКРЕАТИТА

Представлены данные исследований 82 пациентов с острым панкреатитом. С помощью нейросетевого анализа выявлены наиболее прогностически значимые параметры острого панкреатита: индексы интоксикации Кальф-Калифа в модификации Костюченко и Хомича, Рейса, Гаркави, соотношение лейкоцитов к СОЭ, лейкоцитарный индекс, общий показатель интоксикации; сонографические параметры – размеры головки поджелудочной железы, диаметр селезеночной вены, наличие свободной жидкости в брюшной полости; биохимические параметры – кон-

центрация амилазы крови, диастазы мочи. Проведена кластеризация в многомерном пространстве признаков, создана нейронная сеть Кохонена, все анализируемые объекты эффективно разделились на 3 кластера. 1 кластер (30 пациентов) являлся прогностически наиболее неблагоприятным с наиболее высокими уровнями летальности и сроками пребывания в стационаре.

Ключевые слова: острый панкреатит, индексы интоксикации, нейросетевой анализ, прогноз, летальность.

I.K. Yelskyi, A.A. Vasiliev, N.L. Smirnov

SEI HPE «M. Gorky Donetsk National Medical University», Donetsk

NEURAL NETWORK ANALYSIS IN PREDICTING SEVERE PANCREATITIS

The database of studies of 82 patients with acute pancreatitis are presented. Using neural network analysis, the most indicative parameters for predicting acute pancreatitis were revealed: indexes of Kalf-Kalif intoxication modified by Kostyuchenko and Khomich, Reis, Garkavi, the ratio of leukocytes to ESR, leukocyte index, general intoxication index; sonographic parameters – the size of the head of the pancreas, the diameter of the splenic vein, the presence of free fluid in the abdominal cavity; biochemical parameters – blood amylase concentration,

urine diastase. When conducting clustering in a multidimensional feature space, a Kohonen neural network was created. All analyzed objects were effectively divided into 3 clusters. The most severe and prognostically unfavorable is cluster 1, which included data from 30 patients, with the maximum mortality rate and maximum hospital stay.

Key words: acute pancreatitis, intoxication indexes, neural network modeling, prognostication, mortality.

ЛИТЕРАТУРА

1. Munigala S., Yadav D. Case-fatality from acute pancreatitis is decreasing but its population mortality shows little change. *Pancreatology*. 2016; 16 (4): 542-550. doi: 10.1016/j.pan.2016.04.008

REFERENCES

1. Munigala S., Yadav D. Case-fatality from acute pancreatitis is decreasing but its population mortality shows little change. *Pancreatology*. 2016; 16 (4): 542-550. doi: 10.1016/j.pan.2016.04.008

2. Kurti F., Shpata V., Kuqo A., Duni A., Roshi E., Basho J. Incidence of acute pancreatitis in Albanian population. *Mater Sociomed.* 2015; 27 (6): 376-369. doi: 10.5455/msm.2015.27.376-379
3. Ельский И.К., Васильев А.А., Смирнов Н.Л. Эффективность прогностических шкал в стратификации острого панкреатита. Обзор литературы. *Хирургическая практика.* 2020; 3(43): 17-28. doi: 10.38181/2223-2427-2020-3-17-28
4. Karakayali F.Y. Surgical and interventional management of complications caused by acute pancreatitis. *World J. Gastroenterol.* 2014; 20(37): 412-423. doi: 10.3748/wjg.v20.i37.13412
5. Подлужный В.И. Острый панкреатит: современные представления об этиологии, патогенезе, диагностике и лечении. *Фундаментальная и клиническая медицина.* 2017; 2(4): 62-71.
6. Kokosis G., Perez A., Pappas T.N. Surgical management of necrotizing pancreatitis: an overview. *World J. Gastroenterol.* 2014; 20(43): 16106-16112. doi: 10.3748/wjg.v20.i43.16106
7. Бородин Н.А., Мальцева О.В., Гиберт Б.К., Зайцев Е.Ю. Современные подходы в лечении деструктивных форм панкреатита, пути снижения летальности. *Медицинская наука и образование Урала.* 2015; 16(1-2): 70-73. doi: 10.23946/2500-0764-2017-2-4-62-71
8. Акимов А.А., Стяжкина С.Н., Валинуров А.А., Вареник Е.Ю., Королёв В.К., Матусевич А.Е. Острый панкреатит в молодом возрасте. *Медико-фармацевтический журнал «Пульс».* 2018; 20(4): 18-21.
9. Стяжкина С.Н., Ситников В.А., Леднева А.В., Варганов М.В. Острый деструктивный панкреатит в urgentной хирургии. *Вестник Санкт-Петербургского университета.* 2010; 5: 354-355.
10. Setiawan V.W., Pandol S.J., Porcel J., Wilkens L.R., Le Marchand L., Pike M.C., et al. Prospective Study of Alcohol Drinking, Smoking, and Pancreatitis: The Multiethnic Cohort. *Pancreas.* 2016; 45(6): 819-825. doi: 10.1097/MPA.0000000000000657
11. Александрович Ю.С., Гордеев В.И. Оценочные и прогностические шкалы в медицине критических состояний. СПб: Сотис; 2007.
12. Ельский И.К., Ширшов И.В., Медведев А.В. Особенности оценки тяжести острого некротического панкреатита и их прогностическое значение. *Вестник неотложной и восстановительной хирургии.* 2017; 2-3(2): 238-242.
13. Kaplan M., Ates I., Oztas E., et al. A New Marker to Determine Prognosis of Acute Pancreatitis: PLR and NLR Combination. *J. Med. Biochem.* 2018; 37(1): 21-30. doi: 10.1515/jomb-2017-0039
14. Лях Ю. Е. Анализ результатов медико-биологических исследований и клинических испытаний в специализированном статистическом пакете MEDSTAT. *Вестник гигиены и эпидемиологии.* 2004; 8(1): 155-167.
15. Сперанский И.И., Самойленко Г.Е., Лобачева М.В. Общий анализ крови – все ли его возможности исчерпаны? Интегральные индексы интоксикации как критерии оценки тяжести течения эндогенной интоксикации, ее осложнений и эффективности проводимого лечения. *Здоровье Украины.* 2009; 6 (19): 51-57.
16. Боровиков В. STATISTICA. Искусство анализа данных на компьютере: для профессионалов. 2-е изд. СПб.: Питер; 2003.
17. Лойд Э., Ледерман У., Айвазян С.А., Тюрина Ю.Н. Справочник по прикладной статистике. М.: Финансы и статистика; 1990.
18. Лапач С.Н. Статистические методы в медико-биологических исследованиях с использованием EXCEL. К.: МОРИОН; 2002.
19. Щекотов В.В. Патогенез и клиническая диагностика синдрома эндогенной интоксикации. В кн.: Корюкина И.П. Лабораторная диагностика синдрома эндогенной интоксикации. Пермь: ПГМА; 2005: 4-17.
20. Белозеров И.В. Оценка эффективности предоперационного подготовительного этапа у больных раком обо-
2. Kurti F., Shpata V., Kuqo A., Duni A., Roshi E., Basho J. Incidence of acute pancreatitis in Albanian population. *Mater Sociomed.* 2015; 27 (6): 376-369. doi: 10.5455/msm.2015.27.376-379
3. El'skij I.K., Vasil'ev A.A., Smirnov N.L. Jefferktivnost' prognosticheskikh shkal v stratifikacii ostrogo pankreatita. *Obzor literatury. Hirurgicheskaja praktika.* 2020; 3(43):17-28 (in Russian). doi: 10.38181/2223-2427-2020-3-17-28
4. Karakayali F.Y. Surgical and interventional management of complications caused by acute pancreatitis. *World J. Gastroenterol.* 2014; 20(37): 412-423. doi: 10.3748/wjg.v20.i37.13412
5. Podluzhnyj V.I. Ostryj pankreatit: sovremennye predstavleniya ob jetiologii, patogeneze, diagnostike i lechenii. *Fundamental'naja i klinicheskaja medicina.* 2017; 2(4): 62-71 (in Russian).
6. Kokosis G., Perez A., Pappas T.N. Surgical management of necrotizing pancreatitis: an overview. *World J. Gastroenterol.* 2014; 20(43): 16106-16112. doi: 10.3748/wjg.v20.i43.16106
7. Borodin N.A., Mal'ceva O.V., Gibert B.K., Zajcev E.Ju. Sovremennye podhody v lechenii destruktivnyh form pankreatita, puti snizhenija letal'nosti. *Medicinskaja nauka i obrazovanie Urala.* 2015; 16(1-2): 70-73 (in Russian).
8. Akimov A.A., Stjazhkina S.N., Valinurov A.A., Varenik E.J., Koroljov V.K., Matusevich A.E. Ostryj pankreatit v molodom vozraste. *Mediko-farmaceuticheskij zhurnal «Pul's».* 2018; 20(4): 18-21 (in Russian).
9. Stjazhkina S.N., Sitnikov V.A., Ledneva A.V., Varganov M.V. Ostryj destruktivnyj pankreatit v urgentnoj hirurgii. *Vestnik Sankt-Peterburgskogo universiteta.* 2010; 5: 354-355 (in Russian).
10. Setiawan V.W., Pandol S.J., Porcel J., Wilkens L.R., Le Marchand L., Pike M.C., et al. Prospective Study of Alcohol Drinking, Smoking, and Pancreatitis: The Multiethnic Cohort. *Pancreas.* 2016; 45(6): 819-825. doi: 10.1097/MPA.0000000000000657
11. Aleksandrovich Ju.S., Gordeev V.I. Ocenochnye i prognosticheskie shkaly v medicine kriticheskikh sostojanij. SPb: Sotis; 2007 (in Russian).
12. El'skij I.K., Shirshov I.V., Medvedev A.V. Osobennosti ocenki tjazhesti ostrogo nekroticheskogo pankreatita i ih prognosticheskoe znachenie. *Vestnik neotlozhnoj i vosstanovitel'noj hirurgii.* 2017; 2-3(2): 238-242 (in Russian).
13. Kaplan M., Ates I., Oztas E., et al. A New Marker to Determine Prognosis of Acute Pancreatitis: PLR and NLR Combination. *J. Med. Biochem.* 2018; 37(1): 21-30. doi: 10.1515/jomb-2017-0039
14. Ljah Ju.E. Analiz rezul'tatov mediko-biologicheskikh issledovanij i klinicheskikh ispytanij v specializirovannom statisticheskom pakete MEDSTAT. *Vestnik gigieny i jepidemiologii.* 2004; 8(1): 155-167 (in Russian).
15. Speranskij I.I., Samojlenko G.E., Lobacheva M.V. Obshhij analiz krovi – vse li ego vozmozhnosti ischerpanty? Integral'nye indeksy intoksikacii kak kriterii ocenki tjazhesti techenija jennndogennoj intoksikacii, ee oslozhnenij i jefferktivnosti provodimogo lechenija. *Zdorov'e Ukrainy.* 2009; 6 (19): 51-57 (in Russian).
16. Borovikov V. STATISTICA. Iskusstvo analiza dannyh na komp'yutere: Dlja professionalov. 2 izd. SPb.: Piter; 2003 (in Russian).
17. Lojd Je., Lederman U., Ajvazjan S.A., Tjurina Ju.N. Spravochnik po prikladnoj statistike. M.: Finansy i statistika; 1990 (in Russian).
18. Lapach S.N. Statisticheskie metody v mediko-biologicheskikh issledovanijah s ispol'zovaniem EXCEL. K.: MORION; 2002 (in Russian).
19. Korjukin I.P. Laboratornaja diagnostika sindroma jendogennoj intoksikacii. Perm': PGMA; 2005 (in Russian).
20. Belozеров I.V. Ocenka jefferktivnosti predoperacionnogo podgotovitel'nogo jetapa u bol'nyh rakom obodochnoj kishki, oslozhnennogo ostroj neprohodomost'ju kishchnika. *Harkivs'ka hirurgichna shkola.* 2010; 6(44): 6-10 (in Russian).
21. Levchenko K.F., Chernobaj G.N. Informativnost' standart-

- дочной кишки, осложненного острой непроходимостью кишечника. Харківська хірургічна школа. 2010; 6(44): 6-10.
21. Левченко К.Ф., Чернобай Г.Н. Информативность стандартных параклинических тестов у пациентов с раком молочной железы. Вестник НГУ. Серия: Биология, клиническая медицина. 2010; 8(1): 15-154.
22. Лях Ю.Е. Обоснование выбора оптимального числа кластеров для метода самоорганизующихся карт Кохонена. Клиническая информатика и телемедицина. 2005; 2(1): 124. doi: 10.5152/tjg.2017.25041
- nyh paraklinicheskikh testov u pacientov s rakom molochnoj zhelezy. Vestnik NGU. Serija: Biologija, klinicheskaja medicina. 2010; 8(1): 15-154 (in Russian).
22. Ljah Ju.E. Obosnovanie vybora optimal'nogo chisla klasterov dlja metoda samoorganizujushhihsja kart Kohonena. Klinicheskaja informatika i telemedicina. 2005; 2(1): 124 (in Russian). doi: 10.5152/tjg.2017.25041