

УДК

DOI: <http://dx.doi.org/10.15674/0030-598720261>

Рентгеноморфометричне прогнозування виникнення нових компресійних переломів тіл хребців після вертебропластики

А. І. Попов, М. В. Молодюк, В. О. Куценко, Р. В. Златнік, М. М. Нессонова

ДУ «Інститут патології хребта та суглобів ім. проф. М. І. Ситенка НАМН України», Харків

New vertebral compression fractures (NVCF) following percutaneous vertebroplasty (PVP) remain a clinical challenge. Methods. A retrospective cohort study (2023–2025) was conducted at the Institute of Spine and Joint Pathology, Ukraine, involving 26 patients (24 females, 2 males; mean age (69.04 ± 2.04) years) with osteoporotic vertebral compression fractures treated with PVP. Morphometric parameters of 99 vertebrae were assessed on digital radiographs (frontal/sagittal, RadiAnt DICOM Viewer, precision 0.1 mm / 0.1°): anterior (h_a), middle (h_m), posterior (h_p) heights, relative compression (%), wedge index, local kyphotic angle, thoracic kyphosis, lumbar lordosis, and scoliosis. Results. NVCF occurred in 46.2 % of cases (45 fractures in 12 patients). Significant differences between NVCF and non-NVCF groups were observed for h_a compression (20.69 ± 1.16 mm vs. 23.89 ± 0.78 mm, $p = 0.0338$), h_m (17.84 ± 1 mm vs. 21.31 ± 0.61 mm, $p = 0.0021$), h_p (26.97 ± 0.81 mm vs. 29.61 ± 0.51 mm, $p = 0.0073$), lumbar lordosis ($44.4 \pm 1.52^\circ$ vs. $38.28 \pm 1.46^\circ$, $p = 0.01$), and scoliosis ($7.53 \pm 0.56^\circ$ vs. $5.90 \pm 0.48^\circ$, $p = 0.022$). The linear discriminant functions model, based on h_m (canonical correlation = -0.863) and relative H_a compression (canonical correlation = 0.139), achieved Wilks' $\Lambda = 0.8$ ($\chi^2 = 15.77$, $p = 0.000376$), classification accuracy of 76.25 % (sensitivity 76.9 %, specificity 75.9 %), and AUC = 0.754 ± 0.058 . Adjusted function: $F = 6.07 - 0.28 \times h_m$ (мм) $- 0.035 \times H_a$ (%); $F > 0$ indicates NVCF risk. Other parameters were excluded due to low discriminatory power or collinearity. Conclusion. This two-parameter model, using h_m and relative H_a compression, offers moderate predictive accuracy for NVCF post-PVP. Its simplicity suits resource-limited Ukrainian clinics. External validation and inclusion of confounders (e. g., BMD, therapy) are required for broader adoption. Keywords. Percutaneous vertebroplasty, new vertebral compression fractures, radiographic morphometry, discriminant functions analysis, osteoporosis.

Нові компресійні переломи хребців (НКПХ) після пункційної вертебропластики (ПВП) є серйозною проблемою вертебрології. Методи. У ретроспективне когортне дослідження (2022–2023 р.) включено 26 пацієнтів (24 жінки, 2 чоловіки; середній вік $(69,04 \pm 2,04)$ роки) з остеопоротичними компресійними переломами хребців, яким виконувалася ПВП. Вивчено морфометричні параметри 99 хребців на цифрових рентгенограмах: висоти h_a (передня), h_m (середня), h_p (задня), відносна компресія H_a , H_m , H_p (%), ІК, локальний кіфотичний кут, грудний кіфоз, поперековий лордоз, сколіоз. Результати. Частота НКПХ склала 46,2 % (45 переломів у 12 пацієнтів). Значущі відмінності між групами з/без НКПХ виявлено для висоти h_a ($20,69 \pm 1,16$ проти $(23,89 \pm 0,78)$ мм, $p = 0,0338$), h_m ($17,84 \pm 1$ проти $(21,31 \pm 0,61)$ мм, $p = 0,0021$), h_p ($26,97 \pm 0,81$ проти $(29,61 \pm 0,51)$ мм, $p = 0,0073$), поперекового лордозу ($(44,4 \pm 1,52)^\circ$ проти $(38,28 \pm 1,46)^\circ$, $p = 0,01$) та сколіозу ($(7,53 \pm 0,56)^\circ$ проти $(5,90 \pm 0,48)^\circ$, $p = 0,022$). Дискримінантна модель, яка базується на h_m (канонічна кореляція = $-0,863$) та відносній компресії H_a (канонічна кореляція = $0,139$), мала Λ Уїлкса = $0,8$ ($\chi^2 = 15,77$, $p = 0,000376$), точність класифікації 76,25 % (чутливість 76,9 %, специфічність 75,9 %), AUC = $0,754 \pm 0,058$. Спроцена функція: $F = 6,07 - 0,28 \times h_m$ (мм) $- 0,035 \times H_a$ (%); $F > 0$ свідчить про ризик НКПХ. Інші параметри виключено через низьку дискримінаційну цінність або колінеарність. Розроблено веб застосунок для прогнозування НКПХ. Висновки. Двопараметрична модель на основі висоти h_m та відносної компресії H_a забезпечує помірну прогностичну точність для виявлення ризику НКПХ після ПВП. Простота моделі робить її придатною для клінік із обмеженими ресурсами. Для впровадження потрібна зовнішня валідація та врахування додаткових чинників (мінеральна щільність кісткової тканини, терапія).

Ключові слова. Пункційна вертебропластика, нові компресійні переломи, рентгеноморфометрія, дискримінантний аналіз, остеопороз

Вступ

Пункційна вертбропластика (ПВП) є золотим стандартом малоінвазивного лікування остеопоротичних компресійних переломів хребців (КПХ), забезпечуючи швидке знеболення, стабілізацію ураженого сегмента й раннє відновлення функціональної активності пацієнтів [1]. За даними реєстрів США та Європи, щорічно виконується понад 300 000 процедур ПВП, водночас їх клінічна ефективність сягає 85–95 % у короткостроковій перспективі [2, 3].

Проте довгострокові результати ПВП ускладнюються розвитком нових компресійних переломів хребців (НКПХ), що становить значну клінічну проблему сучасної вертебології. Згідно з найновішими даними 2024–2025 р., частота повторних симптомних втручань після ПВП коливається від 14,6 до 22,2 % протягом 1–2 років спостереження [4, 5]. Великомасштабне дослідження когорти $n > 30\,000$ пацієнтів продемонструвало, що 15,5 % випадків потребували повторного втручання протягом 24 міс. після первинної ПВП [4].

Рентгеноморфометричний аналіз залишається базовим методом оцінки рентгеноморфометричних параметрів (РМП) хребців і ступеня компресії. Класичні параметри, запропоновані Н. К. Genant і співавт., включають абсолютну та відносну компресію, індекс клиноподібності та співвідношення висот переднього і заднього країв хребця [5]. Переваги цього підходу включають доступність для лікарень із низьким забезпеченням і стандартизованістю вимірювань [6].

Сучасні системи автоматизованого морфометричного аналізу на основі штучного інтелекту дозволяють стандартизувати вимірювання та зменшити міжоператорську варіабельність до менше ніж 5 % [7]. Y. Yang і співавт. продемонстрували, що МРТ-текстурний аналіз у поєднанні з морфометричними параметрами досягає $AUC \approx 0,80$ для прогнозування ризику переломів у пацієнтів з остеопорозом [8].

Багатовимірний дискримінантний аналіз (БДА) є класичним статистичним методом для класифікації та прогнозування, який широко застосовується в медичних дослідженнях. На відміну від складних алгоритмів машинного навчання, він забезпечує прозорість математичних розрахунків і легкість інтерпретації результатів [9]. Цей метод особливо ефективний під час роботи з невеликими вибірками й обмеженою кількістю параметрів, що робить його доцільним для клінічної практики [10].

Попри прогрес у розробці прогностичних моделей НКПХ, більшість існуючих підходів характеризуються високою складністю та потребують значних ресурсів для впровадження. Зауважимо, що інформації щодо досліджень саме українських пацієнтів майже немає.

Розробка простої, але ефективної моделі прогнозування на основі РМП, що може бути легко інтегрована в рутинну клінічну практику українських медичних закладів, є актуальним завданням.

Мета: визначити прогностичні рентгеноморфометричні параметри хребців після пункційної вертбропластики, які можуть асоціюватися з ризиком виникнення нових компресійних переломів тіл хребців і розробити модель для їх прогнозування

Матеріал і методи

Дослідження розглянуто та схвалено на засіданні комітету з біоетики та деонтології ДУ «Інститут патології хребта та суглобів ім. проф. М. І. Ситенка НАМН України» (протокол № 260 від 23.02.2026 р.). Усі пацієнти надали письмову згоду на проведення обстеження, лікування та використання медичних даних у науковому дослідженні.

Дизайн дослідження й учасники

Це ретроспективне когортне дослідження проводилося на базі відділення вертебології ДУ «Інститут патології хребта та суглобів ім. проф. М. І. Ситенка НАМН України» з 2022 по 2023 рік. Розмір вибірки складав 26 хворих (24 жінки, 2 чоловіки; середній вік $(69,04 \pm 2,04)$ роки, діапазон 46–85), яким проводилась ПВП із приводу КПХ унаслідок остеопорозу. Діагноз остеопороз підтверджували за допомогою двохенергетичної рентгенівської абсорбціометрії на кістковому денситометрі Explorer QDR W. Середній час спостереження складав 12 міс., НКПХ діагностувались під час контрольних оглядів через 1, 3, 6, 12 міс. після ПВП. У досліджуваній когорті, 12 ($46,2 \pm 9,8$ %) випадків було верифіковано загалом 45 НКПХ у грудному та поперековому відділах хребта.

Вивчено РМП 99 пролікованих хребців грудного та поперекового відділів хребта. Критерії включення: пацієнти після ПВП з приводу КПХ унаслідок остеопорозу. Критерії виключення: ПВП через злоякісні або травматичні переломи.

У попередньому дослідженні нами було встановлено, що низька мінеральна щільність кісткової тканини (МЩКТ), відсутність антиосте-

опоротичної терапії та похилий вік пацієнтів підвищують ризик виникнення НКПХ у два рази, а наявність витоку кісткового цементу — майже утричі [11]. З огляду на це, зазначені показники не включалися до аналізу в межах цієї роботи.

Рентгеноморфометричне дослідження

Аналіз РМП базувався на цифрових рентгенограмах грудного та поперекового відділів хребта, отриманих у двох стандартних проєкціях: фронтальній та сагітальній. Знімки проводилися в положенні стоячи (або лежачи для пацієнтів з обмеженою рухливістю). Рентгенограми отримували на трьох етапах: до процедури ПВП, негайно після операції та під час контрольних візитів (через 1, 3, 6 та 12 міс.). До аналізу були включені лише рентгенограми після ПВП. Роздільна здатність зображень відповідає клінічним стандартам (0,1–0,2 мм/рх), що забезпечувало точність вимірювань.

Критерії якості зображень: чітка візуалізація контурів замикальних пластинок; симетричне зображення остистих відростків (відхилення < 5 мм); відсутність артефактів накладання ребер на тіла хребців і рухових артефактів; контрастність, що дозволяє розрізнити кіркові та губчасті структури.

РМП вимірювалися за допомогою програмного забезпечення RadiAnt DICOM Viewer (версія 2023.1), яке дозволяло проводити лінійні та кутові вимірювання з точністю до 0,1 мм і 0,1°. Нижче наведено детальний опис вимірюваних параметрів.

Висота хребця (h_a , h_m , h_p). Вимірювання проводилися як на хребцях після ПВП, так і на інтактних. Останні використовувалися як референтні значення для розрахунку відсоткової компресії згідно з методом Н. К. Genant і співавт., що дозволило стандартизувати вимірювання між пацієнтами [5].

На сагітальній рентгенограмі визначали верхню та нижню замикаючі пластинки хребця. Висоти вимірювали як вертикальні відстані між відповідними точками:

– h_a (передня висота) — від переднього краю краніальної пластинки до переднього краю каудальної пластинки;

– h_m (середня висота) — у середині хребця (медіальна частина);

– h_p (задня висота) — від заднього краю краніальної пластинки до заднього краю каудальної пластинки.

Для нормалізації висоти порівнювали з відповідними значеннями сусіднього не зламаного хребця.

Відносна компресія (%) визначалася як відсоток втрати висоти відносно референтної. Наприклад, відносна компресія H_a знаходилася за формулою (1):

$$H_a(\%) = \left(\frac{h_{a(\text{сусіднього})} - h_{a(\text{ушкодженого})}}{h_{a(\text{сусіднього})}} \right) \times 100, \quad (1)$$

де $h_{a(\text{сусіднього})}$ — передня висота тіла інтактного хребця (мм); $h_{a(\text{ушкодженого})}$ — передня висота тіла хребця після ПВП (мм).

Аналогічно визначався відсоток відносної компресії для H_m і H_p .

Індекс клиноподібності (ІК) (%). Для визначення клиноподібності хребців використали рентгенографію в сагітальній проєкції. Вимірювали висоту h_a та h_p . ІК розраховували за формулою (2):

$$IK = \frac{h_a}{h_p} \times 100. \quad (2)$$

Результати виражено у відсотках, де $IK < 80\%$ свідчить про клиноподібну деформацію.

Локальний кифотичний кут вимірювався як кут Кобба, сформований між лінією, перпендикулярною до краніальної замикальної пластинки сусіднього проксимального хребця, та лінією, перпендикулярною до каудальної замикальної пластинки сусіднього дистального хребця, на сагітальній рентгенограмі.

Грудний кифоз оцінювався як кут Кобба між краніальною пластинкою T_{IV} і каудальною T_{XII} на сагітальній проєкції.

Поперековий лордоз вимірювався між краніальною пластинкою L_1 і каудальною L_v .

Сколиоз визначався як кут Кобба між перпендикулярними лініями до краніальної та каудальної пластинок найбільш нахилених хребців у криві на фронтальній проєкції.

Статистичний аналіз даних проводився за допомогою програми Statistica 13. Для перевірки нормальності розподілу показників використовувався критерій Шапіро–Уїлка. Для парних порівнянь груп залежно від наявності нового перелому застосовували непараметричний критерій Манна–Уїтні. Статистично значущими вважалися відмінності за рівня похибки I роду $p < 0,05$.

Для побудови математичної моделі прогнозування НКПХ використовувався БДА. Оцінка якості побудованої моделі проводилася за допомогою ROC аналізу засобами веб-інструмента easyROC 1.3.1.

Для практичного застосування розробленої моделі прогнозування НКПХ створено веб-застосунок «Калькулятор ризику перелому». Додаток реалізовано з використанням технологій HTML, CSS та JavaScript і доступний як автономна веб-сторінка, яку можна інтегрувати в системи медичних закладів. Користувачський інтерфейс включає поля для введення значень h_m та H_a , кнопку для обчислення та ділянку відображення результату.

Результати

Вивчення закону розподілу показників за допомогою критерію Шапіро–Уїлка показало, що лише половина з них коректна. Оскільки найвагоміші з клінічної точки зору показники, такі як ІК, а також h_a , h_m , h_p мали нормальний закон розподілу, то для описових статистик окрім медіан (Me) і міжквартильних інтервалів ([LQ; UQ]) використовувалися також середні значення (M) та стандартні похибки середніх (m) (табл. 1).

Таблиця 1

Описові статистики порівнюваних груп з та без повторного перелому

Показники	НКПХ						p (критерій Манна–Уїтні)
	немає			є			
	n	Me [LQ; UQ]	M ± m	n	Me [LQ; UQ]	M ± m	
1	2	3	4	5	6	7	8
Вік, років	14	67,5 [59,0; 76,0]	67,7 ± 3,2	12	74,0 [63,0; 78,5]	70,60 ± 2,50	0,462000
Грудний кіфоз, град,	21	52,50 [26,20; 64,00]	44,62 ± 5,01	21	45,00 [44,90; 56,00]	50,00 ± 3,02	0,900980
* Поперековий лордоз, град,	33	38,70 [34,90; 43,20]	38,28 ± 1,46	40	43,00 [40,00; 45,30]	44,4 ± 1,52	0,009467
* Сколіоз, град, (усі дані)	49	5,50 [2,90; 7,40]	5,90 ± 0,48	41	7,50 [5,50; 10,70]	7,53 ± 0,56	0,0219400
– грудний відділ, град,	21	5,30 [4,00; 6,00]	5,49 ± 0,60	23	7,00 [4,50; 8,60]	6,69 ± 0,71	0,111589
– поперековий відділ, град,	28	5,75 [2,80; 8,40]	6,21 ± 0,70	18	9,10 [5,60; 12,70]	8,61 ± 0,85	0,073117
Локальний кіфотичний кут, град, (усі дані)	53	14,30 [8,90; 20,70]	14,71 ± 1,07	17	18,35 [8,80; 26,80]	18,00 ± 1,74	0,156685
– * грудний відділ, град,	22	16,20 [7,90; 19,30]	15,69 ± 1,76	22	20,50 [13,80; 27,10]	20,75 ± 1,86	0,035627
– поперековий відділ, град,	31	13,60 [8,90; 20,70]	14,02 ± 1,35	18	12,25 [3,40; 25,90]	14,66 ± 3,01	0,787415
Індекс клино-подібності, % (усі дані)	54	81,5 [69,0; 93,0]	80,5 ± 2,18	41	75,0 [62,0; 90,0]	74,98 ± 3,15	0,155460
– грудний відділ, %	22	79,0 [67,0; 85,0]	76,55 ± 3,08	23	72,0 [59,0; 79,0]	69,00 ± 0,04	0,059404
– поперековий відділ, %	32	86,0 [69,5; 96,5]	83,22 ± 2,95	18	86,0 [72,0; 97,0]	82,61 ± 0,045	0,935539
* Висота h_a , мм (усі дані)	54	24,75 [19,00; 28,10]	23,89 ± 0,78	41	20,60 [16,50; 25,90]	20,69 ± 1,16	0,033767
– * h_a (грудний відділ), мм	22	21,30 [17,90; 24,10]	21,00 ± 1,03	23	17,70 [15,30; 22,00]	17,31 ± 1,19	0,030085
– h_a (поперековий відділ), мм	32	27,20 [20,75; 29,85]	25,87 ± 0,98	18	26,10 [19,80; 30,70]	25,01 ± 1,72	0,959696
* Висота h_m , мм (усі дані)	54	21,35 [17,90; 24,50]	21,31 ± 0,61	41	17,90 [13,80; 21,40]	17,84 ± 0,99	0,002063
– * h_m (грудний відділ), мм	22	18,50 [17,30; 21,60]	18,97 ± 0,87	23	17,40 [13,30; 19,10]	15,67 ± 0,99	0,035650
– h_m (поперековий відділ), мм	32	22,65 [20,35; 25,35]	22,92 ± 0,71	18	20,80 [15,20; 25,20]	20,62 ± 1,67	0,959696

Продовження таблиці 1

1	2	3	4	5	6	7	8
* Висота h_p , мм (усі дані)	54	30,50 [27,60; 32,30]	29,61 ± 0,51	41	27,70 [23,00;30,60]	26,97 ± 0,81	0,007302
– * h_p (грудний відділ), мм	22	28,20 [24,60; 29,90]	27,33 ± 0,70	23	24,40 [21,80;28,00]	24,77 ± 1,05	0,044426
– h_p (поперековий відділ), мм	32	31,50 [30,25; 33,35]	31,175 ± 0,58	18	30,00 [28,10;31,30]	29,78 ± 0,93	0,101509
Відносна компресія H_a , % (усі дані)	54	14,13 [5,00; 27,83]	17,46 ± 2,34	28	20,64 [7,65;35,48]	26,18 ± 5,55	0,275572
– H_a (грудний відділ), %	22	6,96 [2,17; 23,75]	11,59 ± 3,69	20	20,64 [5,68;29,09]	22,38 ± 6,10	0,186093
– H_a (поперековий відділ), %	32	15,54 [11,09; 33,05]	21,49 ± 2,85	8	23,98 [10,43;54,78]	35,67 ± 12,09	0,576908
Відносна компресія H_m , % (усі дані)	54	30,00 [20,83; 41,32]	30,91 ± 1,96	28	35,38 [26,74;50,84]	40,72 ± 4,52	0,105574
– H_m (грудний відділ), %	22	25,625 [18,85; 44,17]	27,56 ± 3,48	20	34,32 [28,03;46,66]	37,40 ± 5,04	0,137297
– H_m (поперековий відділ), %	32	34,08 [25,07; 40,80]	33,21 ± 2,25	8	44,91 [25,72;63,16]	49,03 ± 9,48	0,170852
Відносна компресія H_p , % (усі дані)	54	9,37 [4,78; 18,42]	11,75 ± 1,26	28	7,04 [3,27;17,28]	16,65 ± 4,86	0,567286
– H_p (грудний відділ), %	22	6,49 [2,11; 9,60]	7,05 ± 1,44	20	4,91 [2,35;13,86]	11,98 ± 4,94	0,969866
– H_p (поперековий відділ), %	32	15,78 [7,12; 20,27]	14,99 ± 1,68	8	19,095 [7,22;35,15]	28,30 ± 11,20	0,370213

Примітки: n — кількість спостережень (дані віку, переломів хребців стосовно решти показників); * — статистично значущі розбіжності між групами залежно від наявності НКПХ.

Статистично значущі відмінності між групами спостерігалися лише для показників висоти хребців, яка була більшою у групі без НКПХ, та для кутів Кобба, якими оцінювалися сколіоз і поперековий лордоз. У пацієнтів із НКПХ ми зафіксували значущо більші кути сколіозу та поперекового лордозу порівняно з тими, в яких НКПХ не було (табл. 1, рис. 1).

Під час побудови моделі прогнозування НКПХ розглядалися РМП після ПВП для 80 спостережень. Розроблення моделі прогнозування НКПХ здійснювалося за допомогою БДА. Оскільки в даних були наявні лише дві групи (є/ні НКПХ), то БДА зводився до отримання однієї дискримінантної функції (ДФ) та двох класифікаційних функцій (КФ).

Для аналізу вибиралися всі 12 показників після ПВП. Потім шляхом покрокового видалення (Backward stepwise) залишалися значущі для класифікації. У результаті лише два значення — висота хребця h_m та відносна компресія H_a — продемонстрували статистично значущий внесок у класифікацію груп із наявністю або відсутністю НКПХ. Решта показників були виключені з моделі через недостатню дискримінаційну здатність, яка може

обумовлюватися, наприклад, або відсутністю значущої варіабельності показника між групами, або високим рівнем кореляції з іншими змінними.

Під час оцінювання статистичної значущості одержаної ДФ за допомогою апроксимації розподілом χ^2 функції від Λ -статистики Уїлкса, було отримане значення $p = 0,000376$ за $\Lambda = 0,8$ та $\chi^2 = 15,77$, що свідчить про її значущість.

Про внесок кожного з двох показників у класифікацію можна судити за величиною коефіцієнтів факторної структури (табл. 2): найбільший — h_m , у якого канонічна кореляція між показником і ДФ дорівнює $-0,863$.

Для класифікації спостережень за групами (є/ні НКПХ після ПВП) отримано такі КФ:

$$F_{\text{немає}} = -23,22 + 1,83 \times h_m + 0,32 \times H_{(a \text{ (відносна компресія)})} \quad (3)$$

$$F_c = -17,05 + 1,55 \times h_m + 0,28 \times H_{(a \text{ (відносна компресія)})} \quad (4)$$

Відповідно до класичної схеми використання моделей БДА спостереження відносять до тієї групи, для якої отримано більше значення КФ, але у випадку лише двох класів, очевидно, доречнішим буде розглядати різницю між двома КФ.

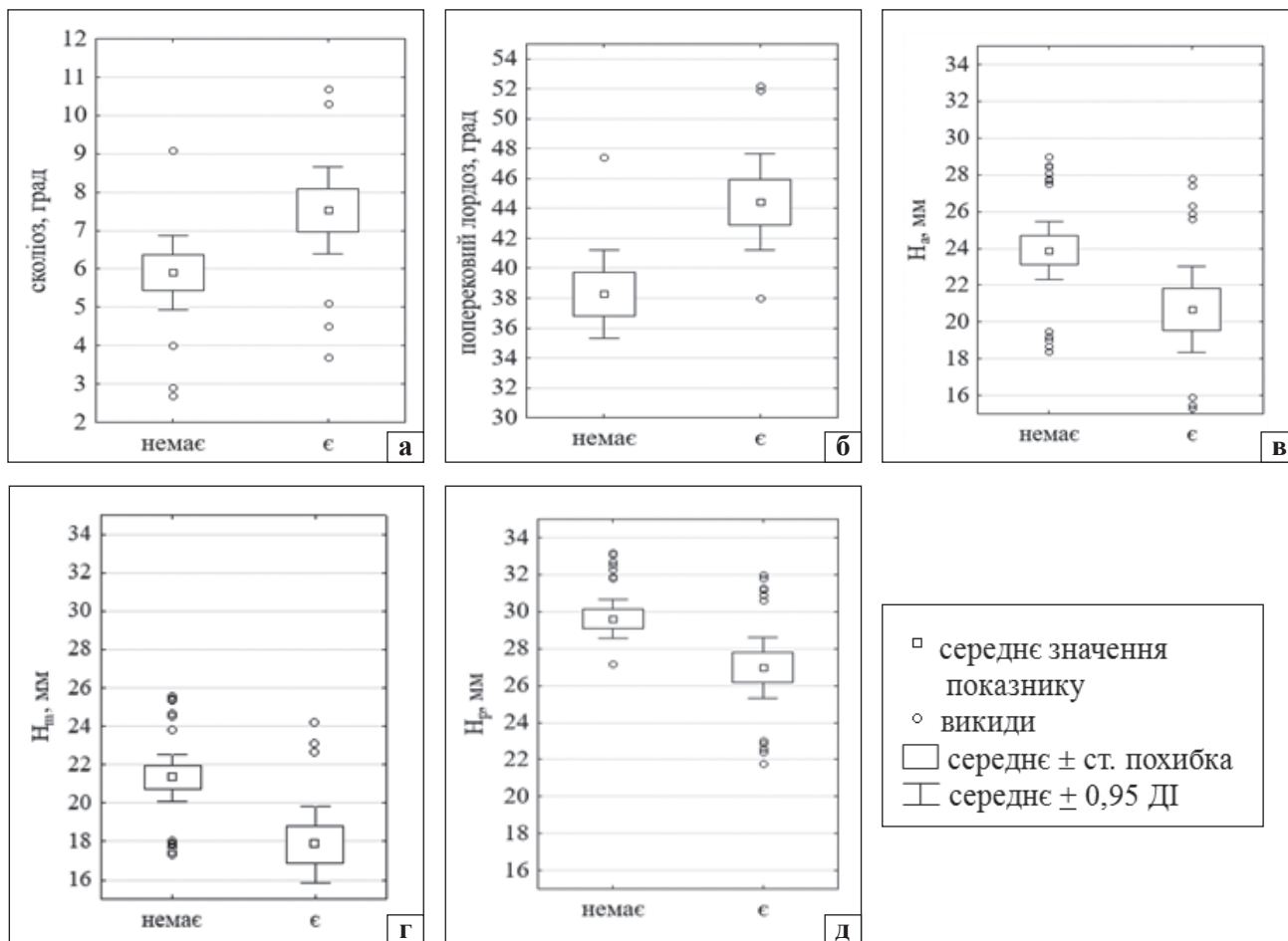


Рис. 1. Діаграми розмаху деяких показників після ПВП (НКПХ)

Таблиця 2
Коефіцієнти факторної структури
для побудованої моделі дискримінантного аналізу
прогнозування НКПХ

Показник	Канонічна кореляція між показником та ДФ
Висота h_m (мм)	-0,863
Відносна компресія H_a (%)	0,139

У нашому випадку:

$$\Delta F = F_{\epsilon} - F_{\text{немає}} = 6,17 - 0,28 \times h_m - 0,035 \times H_a. \quad (5)$$

Тоді, якщо $\Delta F > 0$, слід прогнозувати, що НКПХ відбудеться, якщо $\Delta F < 0$, то ні.

Результати апостеріорної класифікації (табл. 3) свідчать про досить непогану адекватність розробленої моделі, що також підтверджується відповідними оцінками площі під її ROC кривою: $AUC = 0,754$ із 95 % ДІ від 0,640 до 0,867 (рис. 2).

Отримане за результатами ROC-аналізу оптимальне порогове значення для розробленої моделі дозволило підвищити загальну точність прогнозування з 73,75 до 76,25 % за рахунок збільшення

її специфічності (точності визначення відсутності НКПХ) до 75,9 % (95 % ДІ від 62,4 до 86,5 %), не змінивши при цьому достатньо високий показник чутливості, який залишився на рівні 76,9 із 95 % ДІ від 56,4 до 91,0 % (рис. 2). Отже, скоригована з урахуванням оптимального порогу відсікання формула для прогнозування НКПХ виглядає наступним чином:

$$\Delta F = 6,07 - 0,28 \times h_m - 0,035 \times H_a. \quad (6)$$

Як і раніше, відсутності НКПХ відповідає $\Delta F < 0$, його наявності — $\Delta F > 0$.

Через те, що в нашому дослідженні класифіковано лише дві групи за допомогою двох пояснюючих змінних, достатньо легко можна візуалізувати дискримінацію спостережень на двовимірній діаграмі розсіювання (рис. 3), де лінія відповідає дискримінантній функції.

Розроблений веб-застосунок «Калькулятор ризику перелому» успішно реалізує дискримінантну модель прогнозування НКПХ, використовуючи РМП h_m та H_a (рис. 4). Тестування додатка на вибірці з 80 спостережень показало, що він коректно

Таблиця 3

Матриця апостеріорної класифікації для розробленої моделі ДФ прогнозування НКПХ

Досліджена вибірка	Відсоток правильних (%)	Предбачено моделлю (n)	
		НКПХ немає	НКПХ є
НКПХ немає (n = 54)	72,2	39	15
НКПХ є (n = 26)	76,9	6	20
Усього (n = 80)	73,75	47	33

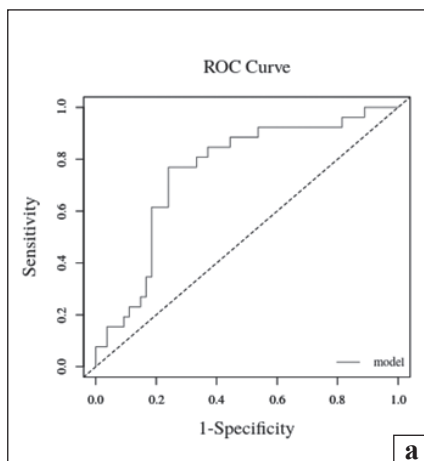


Table 1. Cut-off Results			
Optimal cut-off method :	MaxSpSe		
Optimal cut-off point :	0.09944667		
Optimal criterion :	0.7592593		

Table 2. Performance Measures			
	Value	Lower Limit	Upper Limit
Sensitivity	0.769	0.564	0.910
Specificity	0.759	0.624	0.865
Positive Predictive Value	0.606	0.447	0.824
Negative Predictive Value	0.872	0.726	0.933
Positive Likelihood Ratio	3.195	1.903	5.366
Negative Likelihood Ratio	0.304	0.148	0.623

Marker	AUC	SE.AUC	LowerLimit	UpperLimit (*)	z	p-value
model2	0.7535613	0.05796304	0.6399558	0.8671667	4.374533	1.216927e-05

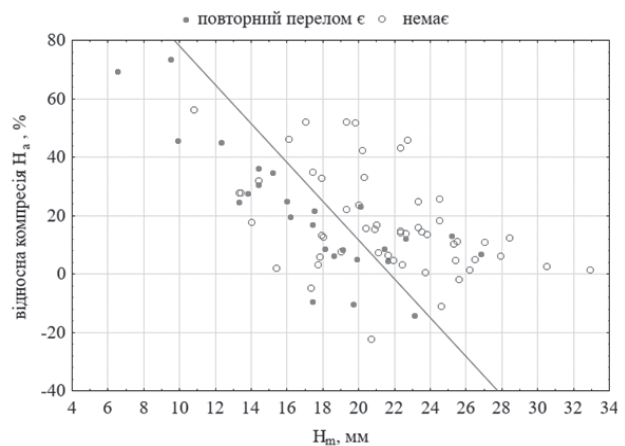
Рис. 2. Результати ROC-аналізу розробленої моделі ДФ для прогнозування НКПХ: (а) графік ROC кривої; (б) результати визначення оптимального порогу відсікання; (в) оцінки площі під ROC-кривою

відтворює результати дискримінантного аналізу, забезпечуючи точність класифікації 76,25 %. Значення $\Delta F > 0$ вказує на ризик НКПХ, тоді як $\Delta F \leq 0$ свідчить про його відсутність.

Обговорення

Це дослідження є першою спробою розробити прогностичну модель ризику НКПХ після ПВП в українській популяції на основі РМП. Отримані результати демонструють як потенціал, так і обмеження спрощеного двопараметричного підходу до прогнозування НКПХ.

У межах проведеного аналізу виявлено статистично значущі відмінності РМП хребців після ПВП між пацієнтами із розвитком НКПХ та без них. Водночас принципово важливо підкреслити, що морфометричні характеристики не є безпосередньою причиною виникнення нових компресійних переломів хребців, вони відображають системні властивості кісткової тканини та біомеханічного стану хребта, які визначають індивідуальний ризик нових компресійних переломів хребців. За своєю суттю ця концепція є анало-

Рис. 3. Діаграма розсіювання показників h_m і відносна компресія H_a

гічною до використання показнику МЩКТ, який сам по собі не «спричиняє» переломи, але є надійним фактором ризику їх виникнення через відображення якості кісткової тканини.

Цю позицію підтверджують численні експериментальні та клінічні дослідження. Так,

Калькулятор ризику перелому

Введіть висоту H_m

Введіть відносну компресію H_a

Обчислити

Калькулятор ризику перелому

39.1

15.3

Обчислити

Ризик перелому (ΔF) = -5.31

Рис. 4. Веб-застосунок «Калькулятор ризику перелому»: (а) інтерфейс; (б) результат роботи

Н. К. Genant і співавт. продемонстрували наявність сильної негативної кореляції між ступенем компресії тіла хребця та МЩКТ ($r = -0,68$; $p < 0,001$) [5]. У свою чергу, S. Bouteroux та співавт. на основі кількісної комп'ютерної томографії довели, що у пацієнтів із компресією понад 40 % об'ємна щільність трабекулярної кістки є на 35 % нижчою, а пористість кіркового шару — на 28 % вищою порівняно з хворими з компресією менше 25 % [12]. Отже виражена деформація тіл хребців є маркером більш тяжкого системного остеопору та гіршої якості кісткової тканини не лише в ураженому сегменті, але й усього хребта, що патофізіологічно обґрунтовує підвищену схильність таких пацієнтів до розвитку НКПХ.

Окрім системних чинників, важливу роль відіграють і локальні біомеханічні зміни після ПВП. Зокрема, J. Luo та співавт. у дослідженні з використанням методу скінченних елементів показали, що після ПВП хребців із компресією понад 33 % навантаження на суміжні сегменти зростає на 18–24 %, тоді як за компресії менше 25 % — лише на 8–12 % [13]. Клінічні спостереження узгоджуються з цими даними. R. Lindsay та співавт. виявили, що компресія понад 40 % асоціюється зі збільшенням ризику НКПХ на 92 % протягом одного року, тоді як за компресії менше 25 — 38 % на 45 % [14]. У довготривалому проспективному дослідженні J. A. Cauley та співавт. (15 років, $n = 9\ 704$) було показано, що ступінь деформації тіл хребців є незалежним фактором ризику НКПХ ($HR = 2,8$; 95 % ДІ: 1,9–4,2) [15].

Отримані в нашій роботі результати узгоджуються з наведеними даними та свідчать, що морфометричні параметри h_m та H_a можуть розглядатися як доступні маркери для виявлення ризику НКПХ після ПВП у клінічній практиці. Водночас слід зазначити, що частота НКПХ у нашій вибірці (46,2 %) суттєво перевищує показники, які наводяться в більшості сучасних публікацій. Метааналіз A. J. Láinez Ramos-Bossini та співавт., що включав 14 рандомізованих контрольованих досліджень ($n = 1\ 413$), не виявив статистично

значущого збільшення ризику НКПХ після вертебропластики порівняно з консервативним лікуванням ($RR = 1,05$) [16]. Проте в дослідженні пацієнтів після ПВП у когорті Optum продемонстровано частоту нових втручань на рівні 15,5 % протягом 24 міс. спостереження [4]. Виявлені розбіжності, імовірно, зумовлені особливостями відбору пацієнтів у нашій роботі, що підтверджується й нашими попередніми даними: у когорті з 520 пацієнтів, яким виконували ПВП, частота НКПХ становила 12,31 % [17].

Останнє десятиліття характеризується інтенсивним розвитком прогностичних моделей для індивідуальної оцінки ризику НКПХ. Традиційні статистичні підходи наведені багатofакторними регресійними моделями та номограмами. Так, Q. Li та співавт. запропонували 12-параметричну номограму, що інтегрує клінічні, рентгенологічні та технічні змінні, з площею під ROC-кривою (AUC) 0,85 [18]. Y. Qian та співавт. розробили спрощену 8-параметричну модель із AUC = 0,83, проте навіть такі інструменти залишаються відносно складними для рутинного клінічного використання [19].

Подальший розвиток цього напрямку пов'язаний із впровадженням методів штучного інтелекту та машинного навчання. H. Wu та співавт. на вибірці з 863 пацієнтів показали, що метод опорних векторів забезпечує найвищу точність прогнозування НКПХ після ПВП серед порівнюваних алгоритмів [20]. S. Kim і співавт. застосували модель на основі Vision Transformer для аналізу МРТ-зображень, досягнувши статистично значущого покращення AUC порівняно з класичними нейронними мережами [21]. Y. Yeh та співавт. продемонстрували високу прогностичну цінність показника Vertebral Bone Quality Score (VBQ) як предиктора НКПХ (AUC = 0,74) [22].

Наша модель досягла точності на рівні 76,25 %, що відповідає помірній дискримінаційній здатності за критеріями J. A. Swets [23]. Хоча ці показники поступаються складним багатopараметричним і ШІ-орієнтованим моделям [20–22],

вони є порівнянними з результатами простіших статистичних підходів, поданих у літературі.

Ключовою перевагою запропонованої моделі є її практична застосовність. Використання лише двох змінних, які можуть бути виміряні за допомогою стандартної рентгенографії, робить цей інструмент потенційно придатним для широкого впровадження, особливо в умовах обмежених ресурсів системи охорони здоров'я України.

Статистична значущість параметрів H_a та h_m має чітке біомеханічне підґрунтя. Так, С. Zhou та співавт. у дослідженнях із використанням методу скінченних елементів показали, що хребці з початковою компресією переднього краю хребця понад 25 %, мають на 35–45 % вищі напруження у суміжних сегментах після введення кісткового цементу [24]. Середнє значення H_a у групі пацієнтів з НКПХ у нашому дослідженні (20,64) узгоджується з цими даними. Зменшення абсолютної висоти переднього краю тіла хребця ($> 17,2$ мм) відображає не лише ступінь локальної компресії, але й загальну його архітектурну деградацію. У цьому контексті показово, що Y. Yeh та співавт. продемонстрували незалежну прогностичну цінність VBQ, який корелює з РМП, щодо ризику НКПХ [22].

Важливим є й те, що систематичний огляд S. R. Namireddy та співавт. показав: простіші статистичні моделі нерідко демонструють кращу узагальнювальну здатність порівняно зі складними алгоритмами штучного інтелекту за умов зовнішньої валідації [25]. Це підкреслює доцільність розробки простих, інтерпретованих і відтворюваних інструментів для рутинної клінічної практики.

Отож на сучасному етапі запропонована модель може розглядатися як перспективний допоміжний інструмент для первинного оцінювання ризику НКПХ після ПВП. Водночас вона потребує подальшого вдосконалення та зовнішньої валідації перед впровадженням у широку клінічну практику.

Висновок

Розроблена модель прогнозування нових компресійних переломів хребців після пункційної вертебропластики є перспективною та заснована на РМП висоти h_m та відносної компресії H_a хребців після ПВП, демонструє помірну точність апостеріорної класифікації (76,25 %) та статистичну значущість ($p = 0,000376$). Застосування моделі може сприяти ранній ідентифікації пацієнтів із висо-

ким ризиком НКПХ, дозволяючи оптимізувати стратегії профілактики.

Конфлікт інтересів. Автори декларують відсутність конфлікту інтересів.

Перспективи подальших досліджень полягають у зовнішній валідації розробленої моделі в інших медичних закладах та на незалежних когортах пацієнтів, а також у її проспективній клінічній апробації. Подальша робота має бути спрямована на можливість вдосконалення моделі шляхом інтеграції додаткових клінічних і інструментальних показників.

Інформація про фінансування. Дослідження виконано в межах планової науково-дослідної роботи ДУ «Інститут патології хребта та суглобів імені проф. М. І. Ситенка НАМН України». Додаткового фінансування не отримувалось.

Внесок авторів. Попов А. І. — концепція дослідження, лікування пацієнтів, редагування статті; Молодк М. В. — збір даних, написання статті, лікування пацієнтів; Куценко В. О. — концепція дослідження, пошук літератури, написання статті; Златнік Р. В. — рентгенологічна діагностика, морфометричні вимірювання; Нессонова М. М. — статистичний аналіз, інтерпретація результатів, редагування статті.

Список літератури

- Rho, Y., Choe, W. J., & Chun, Y. I. (2011). Risk factors predicting the new symptomatic vertebral compression fractures after percutaneous vertebroplasty or kyphoplasty. *European Spine Journal*, 21(5), 905–911. <https://doi.org/10.1007/s00586-011-2099-5>
- Sahota, A., Vass, C., Marshall, L., & Sahota, O. (2024). Fragility fracture and fear of falling in middle aged adults—a prevalence study. *Osteoporosis International*, 35(12), 2237–2238. <https://doi.org/10.1007/s00198-024-07166-6>
- Hernlund, E., Svedbom, A., Ivergård, M., Compston, J., Cooper, C., Stenmark, J., McCloskey, E. V., Jönsson, B., & Kanis, J. A. (2013). Osteoporosis in the European Union: Medical management, epidemiology and economic burden. *Archives of Osteoporosis*, 8(1–2). <https://doi.org/10.1007/s11657-013-0136-1>
- Hirsch, J. A., Gilligan, C., Chandra, R. V., Brook, A., Gasquet, N. C., Ricker, C. N., & Wu, C. (2024). Real-world rates and risk factors for subsequent treatment with vertebroplasty or balloon kyphoplasty after initial vertebral augmentation: A retrospective cohort study. *Osteoporosis International*, 36(1), 129–140. <https://doi.org/10.1007/s00198-024-07294-z>
- Genant, H. K., Wu, C. Y., Van Kuijk, C., & Nevitt, M. C. (1993). Vertebral fracture assessment using a semiquantitative technique. *Journal of Bone and Mineral Research*, 8(9), 1137–1148. <https://doi.org/10.1002/jbmr.5650080915>
- Kuo, C. (2024). Commentary on “Deep learning-assisted quantitative measurement of thoracolumbar fracture features on lateral radiographs”. *Neurospine*, 21(1), 44–45. <https://doi.org/10.14245/ns.2448202.101>
- Thrall, J. H. (2024). Challenges of implementing artificial intelligence-enabled programs in the clinical practice of radiology. *Radiology: Artificial Intelligence*, 6(5). <https://doi.org/10.1148/ryai.240411>
- Yang, Y., Peng, J., Deng, K., Zhang, Z., Qiu, Q., & Zhang, X. (n. d.). Prediction of vertebral fracture risk in patients with osteopenia based on MRI texture analysis. *ISMRM Annual Meeting*. <https://doi.org/10.58530/2024/1553>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2019). *Using multivariate statistics* (7th ed.). Pearson.
- Izenman, A. J. (2013). *Modern multivariate statistical techniques*. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-0-387-78189-1>

11. Popov, A., Moloduk, M., Kutsenko, V., & Nessonova, M. (2025). Risk factors for recurrent vertebral compression fractures after percutaneous vertebroplasty in osteoporotic patients: A systematic review and meta-analysis. *ORTHOPAEDICS TRAUMATOLOGY and PROSTHETICS*, (3), 91–102. <https://doi.org/10.15674/0030-59872025391-102>
12. Boutroy, S., Buxsein, M. L., Munoz, F., & Delmas, P. D. (2005). In Vivo Assessment of Trabecular Bone Microarchitecture by High-Resolution Peripheral Quantitative Computed Tomography. *The Journal of Clinical Endocrinology & Metabolism*, 90(12), 6508–6515. <https://doi.org/10.1210/jc.2005-1258>
13. Luo, J., Skrzypiec, D. M., Pollintine, P., Adams, M. A., Annesley-Williams, D. J., & Dolan, P. (2007). Mechanical efficacy of vertebroplasty: Influence of cement type, BMD, fracture severity, and disc degeneration. *Bone*, 40(4), 1110–1119. <https://doi.org/10.1016/j.bone.2006.11.021>
14. Lindsay, R. (2001). Risk of New Vertebral Fracture in the Year Following a Fracture. *JAMA*, 285(3), 320. <https://doi.org/10.1001/jama.285.3.320>
15. Cauley, J. A., Hochberg, M. C., Lui, L.-Y., Palermo, L., Ensrud, K. E., Hillier, T. A., Nevitt, M. C., & Cummings, S. R. (2007). Long-term Risk of Incident Vertebral Fractures. *JAMA*, 298(23), 2761. <https://doi.org/10.1001/jama.298.23.2761>
16. Láinez Ramos-Bossini, A. J., Jiménez Gutiérrez, P. M., Moraleda Cabrera, B., Bueno Caravaca, L., González Díez, M., & Ruiz Santiago, F. (2024). Risk of new vertebral compression fractures and serious adverse effects after vertebroplasty: A systematic, critical review and meta-analysis of randomized controlled trials. *Quantitative Imaging in Medicine and Surgery*, 14(11), 7848–7861. <https://doi.org/10.21037/qims-24-396>
17. Popov, A., & Moloduk, M. (2024). Prediction of repeated osteoporotic fractures of the thoracic and lumbar vertebrae (experimental study). *Orthopaedics, Traumatology and Prosthetics*, (3), 5–12. <https://doi.org/10.15674/0030-5987202435-12>
18. Li, Q., Long, X., Wang, Y., Fang, X., Guo, D., Lv, J., Hu, X., & Cai, L. (2021). Development and validation of a nomogram for predicting the probability of new vertebral compression fractures after vertebral augmentation of osteoporotic vertebral compression fractures. *BMC Musculoskeletal Disorders*, 22(1). <https://doi.org/10.1186/s12891-021-04845-x>
19. Qian, Y., Hu, X., Li, C., Zhao, J., Zhu, Y., Yu, Y., Xie, N., Ma, B., Zeng, Z., & Cheng, L. (2023). Development of a nomogram model for prediction of new adjacent vertebral compression fractures after vertebroplasty. *BMC Surgery*, 23(1). <https://doi.org/10.1186/s12893-023-02068-6>
20. Wu, H., Li, C., Song, J., & Zhou, J. (2024). Developing predictive models for residual back pain after percutaneous vertebral augmentation treatment for osteoporotic thoracolumbar compression fractures based on machine learning technique. *Journal of Orthopaedic Surgery and Research*, 19(1). <https://doi.org/10.1186/s13018-024-05271-0>
21. Kim, S., Kim, I., Yuh, W. T., Han, S., Kim, C., Ko, Y. S., Cho, W., & Park, S. B. (2024). Augmented prediction of vertebral collapse after osteoporotic vertebral compression fractures through parameter-efficient fine-tuning of biomedical Foundation models. *Scientific Reports*, 14(1). <https://doi.org/10.1038/s41598-024-82902-w>
22. Yeh, Y., Chen, M., Hu, Y., Chiu, P., Kao, F., Hsieh, M., Yu, C., Tsai, T., Niu, C., Chen, L., Chen, W., & Lai, P. (2024). Vertebral bone quality score as a predictor of subsequent fractures after cement augmentation for Osteoporotic vertebral compression fracture. *Neurosurgery*, 96(6), 1410–1418. <https://doi.org/10.1227/neu.0000000000003282>
23. Swets, J. A. (1988). Measuring the accuracy of diagnostic systems. *Science*, 240(4857), 1285–1293. <https://doi.org/10.1126/science.3287615>
24. Zhou, C., Meng, X., Huang, S., Chen, H., Zhou, H., Liao, Y., Tang, Z., Zhang, X., Li, H., Sun, W., & Wang, Y. (2024). Biomechanical study of different bone cement distribution on osteoporotic vertebral compression Fracture-A finite element analysis. *Heliyon*, 10(5), e26726. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e26726>
25. Namireddy, S. R., Gill, S. S., Peerbhai, A., Kamath, A. G., Ramsay, D. S., Ponniah, H. S., Salih, A., Jankovic, D., Kalasauskas, D., Neuhoff, J., Kramer, A., Russo, S., & Thavarajasingam, S. G. (2024). Artificial intelligence in risk prediction and diagnosis of vertebral fractures. *Scientific Reports*, 14(1). <https://doi.org/10.1038/s41598-024-75628-2>

Стаття надійшла до редакції	Отримано після рецензування	Прийнято до друку
-----------------------------	-----------------------------	-------------------

A. I. Popov, M. V. Moloduk, V. O. Kutsenko, R. V. Zlatnik, M. M. Nessonova

Sytenko Institute of Spine and Joint Pathology National Academy of Medical Sciences of Ukraine, Kharkiv

✉ Andrii Popov, MD, DSci in Orthopaedics and Traumatology: aipopovdoc@gmail.com; <https://orcid.org/0000-0002-9006-7721>

✉ Mykyta Moloduk, MD: NikitaMoloduk@gmail.com; <https://orcid.org/0009-0005-0058-424X>

✉ Volodymyr Kutsenko, MD, DSci in Orthopaedics and Traumatology: kutsenvlad1956@gmail.com; <https://orcid.org/0000-0001-7924-6553>

✉ Ruslan Zlatnik, MD: ruslan.zlatnik@gmail.com; <https://orcid.org/0009-0005-7621-9118>

✉ Maryna Nessonova, PhD in Technology: m.nessonova@khimu.edu.ua; <https://orcid.org/0000-0001-7729-317X>