

Антон Валерійович ЛИТВИН

аспірант,
кафедра фінансів,
Національний університет «Кієво-Могилянська академія»
вул. Волоська, 8/5, корпус 6, к. 409, м. Київ, 02232, Україна
E-mail: anton.v.lytvyn@gmail.com
Телефон: +380663567335

**ПОБУДОВА МОДЕЛЕЙ ПРОГНОЗУВАННЯ БАНКРУТСТВА СТРАХОВИХ КОМПАНІЙ
УКРАЇНИ В ПІСЛЯКРИЗОВИЙ ПЕРІОД**

Литвин, А. В. Побудова моделей прогнозування банкрутства страхових компаній України в післякризовий період [Текст] / Антон Валерійович Литвин // Економічний аналіз : зб. наук. праць / Тернопільський національний економічний університет; редкол. : С. І. Шкарабан (голов. ред.) та ін. – Тернопіль : Видавничо-поліграфічний центр Тернопільського національного економічного університету «Економічна думка», 2013. – Том 14. – №1. – С. 282-300. – ISSN 1993-0259.

Анотація

У статті застосовано методи дискримінантного аналізу та логістичної регресії для побудови моделей прогнозування банкрутства українських страховиків на основі даних фінансової звітності. У процесі моделювання було окреслено потенційні переваги (однозначна квантифікація результату та об'єктивізація аналізу) та вагомі обмеження (незначний масив спостережень та якість звітної інформації) використання кожного з методів, здійснено аналіз та порівняння значущості та прогнозної якості розроблених моделей, запропоновано шляхи вдосконалення процесів прогнозування банкрутства українських страховиків. Результати дослідження вказують, що більшість українських страхових компаній, які функціонують в Україні, мають середній рівень фінансової стійкості (приблизно однакову ймовірність виявитися банкрутами чи продовжити діяльність), а деякі компанії, що посідають перші місця в галузевих рейтингах, виявляються класифікованими як потенційні банкрути та навпаки. Одержані результати дозволяють стверджувати, що прогнозування банкрутства страхових компаній із застосуванням обраних методів не є досконалим в українських реаліях через особливості страхового ринку, а тому існує необхідність розробки та використання інших методів, що є менш вимогливими до обсягу інформаційної бази.

Ключові слова: страхові компанії; прогнозування банкрутства; фінансова стійкість; дискримінантний аналіз; логістична регресія.

Антон Валерієвич ЛИТВИН

**ПОСТРОЕНИЕ МОДЕЛЕЙ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ БАНКРУТСТВА СТРАХОВЫХ
КОМПАНИЙ УКРАИНЫ В ПОСЛЕКРИЗИСНЫЙ ПЕРИОД**

Аннотация

В статье используются методы дискриминантного анализа и логистической регрессии для построения моделей прогнозирования банкрутства украинских страховщиков на основе данных финансовой отчетности. В процессе моделирования были обозначены потенциальные преимущества (однозначная квантификация результата и объективизация анализа) и весомые ограничения (ограниченный массив наблюдений и качество отчетной информации) использования каждого из методов, произведен анализ и сравнение статистической значимости и прогнозной силы разработанных моделей, предложены пути совершенствования процессов прогнозирования банкрутства для украинских страховщиков. Результаты исследования показывают, что большинство страховых компаний, функционирующих в Украине, имеют средний уровень финансовой устойчивости (приблизительно одинаковую вероятность оказаться банкрутами или продолжить деятельность), а некоторые компании, занимающие первые места в отраслевых рейтингах, оказываются классифицированными как потенциальные банкруты и наоборот. Полученные результаты позволяют утверждать, что прогнозирование банкрутства страховых компаний с использованием выбранных методов не является совершенным в украинских реалиях из-за

особенностей страхового рынка, а потому существует необходимость разработки и использования иных методов, которые являются, в первую очередь, менее требовательными к объему информационной базы.

Ключевые слова: страховые компании; прогнозирование банкротства; финансовая устойчивость; дискриминантный анализ; логистическая регрессия.

Anton Valeriyovych LYTVYN

Postgraduate,
Department of Finance,
National University of "Kyiv-Mohyla Academy"
Voloska str., 8/5, building 6, room 409, Kyiv, 02232, Ukraine
Phone: +380663567335,
e-mail: anton.v.lytvyn@gmail.com

DEVELOPING BANKRUPTCY PREDICTION MODELS FOR UKRAINIAN INSURANCE COMPANIES IN POST-CRISIS PERIOD

Abstract

In the article there have been applied the methods of discriminant analysis and logistic regression to build bankruptcy prediction models for Ukrainian insurance companies based on financial reporting data. During the modelling the potential advantages (unambiguous quantification of results and objectification of analysis) and the significant restraints (limited array of observations and quality of information) of using both methods, the analysis and comparison of statistical significance and forecasting power of the developed models are conducted. The ways of improving the processes of bankruptcy forecasting for Ukrainian underwriters are determined. The results of the research show that the majority of insurance companies which function in Ukrainian have a medium financial stability level (have approximately the same probability to go bankrupt or continue functioning), while some companies, which took first places in industry ratings, appear to be classified as potential bankrupts and vice versa. The obtained results allow to assert that prediction of bankruptcy of insurance companies using the chosen methods is not perfect in Ukrainian reality due to the peculiarities of the insurance market; therefore, there is a need for developing and applying alternative methods which are, primarily, less demanding of information base volume.

Keywords: insurance companies; bankruptcy forecasting; financial stability; discriminant analysis; logistic regression.

JEL classification: C01,C53, C58,G22, G33

Високий рівень фінансової стійкості страхових компаній є важливим елементом забезпечення стабільності фінансового ринку та національної економіки загалом. Своєчасна і адекватна оцінка ймовірності банкрутства страховиків сприяє не лише захисту споживачів страхових послуг, а й дозволяє менеджменту та регуляторним органам вживати необхідних заходів для уникнення негативних фінансових наслідків можливого краху компаній. Незважаючи на те, що на питання аналізу фінансової стійкості страхових компаній зверталася значна увага як українськими, так і зарубіжними вченими, власне питання об'єктивної оцінки ймовірності банкрутства страховиків у сучасній науковій літературі та українській практиці залишається розкритим не повною мірою. Так теоретичні основи дослідження фінансової вразливості та стійкості страхових компаній доволі широко висвітлено у працях Л. Шаблістої [1], Л. Шірінян[1], Н. Ткаченко [3-4], Т. Гайовик [5], М. Крістеа [6]. Українською науковою спільнотою чимало праць присвячено порівнянню вже наявних зарубіжних моделей прогнозування банкрутства (Е. Альтман [7],

Дж. Оглсон [8], Р. Тафлер [9] та ін.) та спробам застосування їх в українських реаліях (Г. Островська та О. Квасовський [10], А. Череп та М. Євтушенко [11], А. Сафарова та І. Поліщук [12], Г. Рябенко та О. Шаповал [13], А. Терехух, Н. Діброва [14]), але зарубіжні вчені вже аргументували необхідність переоцінки коефіцієнтів таких моделей при застосуванні в інших умовах, а також критичній недооцінці помилок першого роду та переоцінці помилок другого роду у разі використання непропорційних вибірок [15, с. 60]. Деякі вчені робили спробу сформулювати власні моделі [16], однак об'єктом аналізу більшості з них не є страхові компанії, зокрема у найбільш відомій вітчизняній моделі оцінки ймовірності банкрутства за О. Терещенком [17] страхові компанії не виділено в окрему галузь. Західні вчені більш активно розробляють оригінальні моделі оцінки рівня платоспроможності та стійкості страхових компаній до банкрутства, що базуються здебільшого на дискримінантному аналізі та логістичній регресії (Т. Пентікаїнен [18], С. Дайкінетал. [19], Г. Іссевероглу [20],

Т. Гестелетал. [21]), проте більшість з них не застосовні до українського страхового ринку, адже розроблялися в економічних умовах інших країн.

Таким чином існує необхідність використання наявних методів для розробки моделей прогнозування банкрутства українських страхових компаній, які б враховували не лише вже сформований досвід аналізу, а й брали до уваги особливості умов функціонування страхового ринку України.

Метою нашого дослідження є побудова, аналіз та порівняння моделей на основі найбільш поширених методів дискримінантного аналізу та логістичної регресії для прогнозування ймовірності банкрутства українських страховиків у післякризовий період.

Серед основних завдань дослідження:

- сформулювати масив звітних даних для використання в процесі моделювання;
- проаналізувати переваги та обмеження використання кожного з обраних методів;
- порівняти статистичні характеристики та прогнозні властивості розроблених моделей;
- застосувати побудовані моделі для прогнозування ймовірності банкрутства страхових компаній на основі останніх наявних даних;
- окреслити можливі шляхи подолання проблем, пов'язаних з прогнозуванням банкрутства українських страховиків, використовуючи економіко-математичні методи.

Дискримінантний аналіз та логістична регресія є одними з найбільш поширених статистичних методів емпіричного дослідження дискретних економічних явищ. Основними відмінностями між зазначеними методами є те, що перший передбачає використання нормально розподілених незалежних змінних зі спільною коваріаційною матрицею, у той час, як другий менш вимогливий до класу розподілу і дозволяє використовувати різні типи логістичних розподілів [22, с. 151].

У процесі застосування дискримінантного аналізу обчислюються функції втрат. Якщо через $\varphi(j|i)$ позначити функцію втрат, яка визначає величину втрат від віднесення об'єкта i -го класу до j -го класу ($\varphi(j|i) = 0$), а через $m(j|i)$ позначити кількість таких неправильних віднесення, то загальні втрати при класифікації n об'єктів та k класів дорівнюють

$$\Phi_n = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\varphi_n}{n} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \varphi(j|i) m(j|i). \quad (1)$$

Поділивши останню рівність на кількість класифікованих об'єктів n , отримуємо норму втрат при заданому n . Задача процедури класифікації полягає у віднесенні кожного з n класифікованих об'єктів, які є m -вимірним вектором ознак, до одного з k класів, які не перетинаються і називаються навчаючими.

Дискримінантна функція (класифікатор) $\vartheta(x)$ може набувати тільки натуральних значень $1, 2, \dots, k$, причому об'єкти X , при яких вона набуває значення j , зараховуються до j -го класу. Дискримінантна функція є оптимальною за умови досягнення мінімуму втрат порівняно з іншими процедурами класифікації, тобто спостереження X_r ($r = 1, 2, \dots, m$) буде віднесене до класу j тоді, коли середні питомі ваги втрати від віднесення його саме до цього класу є мінімальними порівняно із аналогічними втратами при віднесенні його до будь-якого іншого класу. Канонічна дискримінантна функція є лінійною комбінацією дискримінантних змінних і задовольняє певні умови:

$$f_{ij} = a_0 + a_1 x_{1ij} + a_2 x_{2ij} + \dots + a_m x_{mij}, \quad (2)$$

де f_{ij} – значення канонічної дискримінантної функції для i -го об'єкта в групі k ; a_i – коефіцієнти.

Коефіцієнти a_i для першої функції вибираються так, щоб її середні значення для різних класів максимально відрізнялись між собою. При виборі коефіцієнтів другої функції використовують те ж правило з додатковою вимогою, щоб значення другої функції були некорельованими з першими. Аналогічно третя функція має бути некорельована із першими двома. Максимальна кількість дискримінантних функцій, які можна отримати таким способом, дорівнює $\min(k-1, m)$.

Слід зауважити, що в нашому дослідженні використовуватимемо узагальнений дискримінантний аналіз, який на відміну від класичного дискримінантного аналізу Фішера дозволяє враховувати взаємодію між змінними (які можуть бути як категоріальними, так і неперервними).

Використання дискримінантного аналізу з двійковими змінними (які набувають значення «0» або «1») призводить до нехтування нормальністю розподілу, хоча Амеція та Повелл [23] вважають, що навіть у такому випадку результати дискримінантного аналізу можуть бути прийнятними. Варто зауважити, що і сам Е. Альтман у моделях прогнозування банкрутства також нехтував нормальністю розподілу елементів досліджуваних груп [7, с. 45]. Деякі науковці вказують також на неприпустимість збігу коваріаційних матриць елементів груп, якщо ненормальність розподілу елементів груп спричинена не викидами, а асиметрією або невідповідністю моментів вищих порядків [24]. У такому випадку значущість статистичних тестів для моделі може не вважатися сумнівною.

Логістична регресія є іншим методом побудови лінійного класифікатора, який дозволяє оцінювати апостеріорні ймовірності належності

об'єктів до класів. Особливістю логістичної регресії є те, що залежна змінна є бінарною (тобто набуває одне з двох значень), наприклад, нуль – подія, якщо подія не настала, одиниця – подія настала. Тобто, використовуючи лінійну класифікацію за допомогою логістичної регресії, ми оцінюватимемо ймовірність настання певної події залежно від певного переліку факторів (x_1, x_2, \dots, x_m) , а не саме значення залежної змінної [25].

Загалом для передбачення ймовірності можна використовувати й інші регресійні моделі, втім такий підхід, як уже зазначалося, не дозволяє враховувати межі ймовірності 0. . 1. Вирішенням цієї проблеми є застосування логіт-функції, яка дозволяє врахувати ймовірнісне обмеження. Модель зв'язку з предикаторами репрезентується у вигляді:

$$p = \frac{1}{1 + e^{-(a_0 + a_1 x_1 + \dots + a_m x_m)}} \quad (3)$$

де $p \in [0,1]$ – ймовірність; a_m – параметри моделі; x_m – незалежні змінні.

Нехай маємо навчаючу вибірку, належність елементів якої до певних груп визначена в процесі випробувань:

$$\bar{x}^i = (x_1^i, x_2^i, \dots, x_m^i, y_i) \quad (i = 1, \dots, n), \quad (4)$$

де y_i – залежна змінна; x_m^i – незалежні змінні (ознаки елементів груп); n – кількість спостережень.

Оцінюючи параметри рівняння (3), використовуємо метод максимальної вірогідності, згідно з яким за оцінки параметрів беруться ті значення, які максимізують функцію правдоподібності, яка має максимум. Для його знаходження обраховуються часткові похідні по всі параметрах і прирівнюються до нуля, а задача на знаходження максимуму функції правдоподібності зводиться до знаходження невідомих параметрів у отриманій нелінійній системі.

Загалом вважається, що логістична регресія дозволяє отримати кращі результати, адже є менш обмеженою у застосуванні (втім Efron [26] стверджує, що у разі досягнення нормальності розподілу незалежної змінної дискримінантний аналіз виявляється кращим, адже досягається асимптотична ефективність за умови використання методу максимальної вірогідності). Іншими особливостями логістичної регресії є те, що значення залежної змінної в ній завжди знаходиться в межах 0. . 1, що позбавляє дослідника необхідності застосування «штучного» обмеження у разі використання дискримінантної функції, а також те, що при її використанні умовно допустимі мультиколінеарність та

гетероскедастичність незалежних змінних, утім використання логістичної регресії потребує більшого масиву вхідних даних [27, с. 30; 28, с. 134-136].

Прогнозна якість як дискримінантних моделей, так і моделей лінійної регресії, як правило, перевіряється процедурою крос-валідації (перевірки, підстановки не використаних у моделюванні, проте відомих класифікаційних даних).

При побудові моделей в межах нашого дослідження використовувався програмний пакет «Stat soft STATISTICA 8. 0». Перелік збанкрутілих страхових компаній сформовано на основі розпоряджень Національної комісії з регулювання ринків фінансових послуг України (Нацкомфінпослуг) щодо анулювання ліцензій на провадження компаніями страхування та вилучення їх із Державного реєстру фінансових установ у період із 2008 по 2010 рік. Серед аргументів на користь аналізу саме цього проміжку часу такі:

- подолання чи неподолання негативного впливу фінансової кризи на бізнес є виявом рівня фінансової стійкості страхових компаній;
- заходи щодо страховиків відповідно до рішень Комісії на даний момент виконані;
- враховано доступність звітних даних та доцільність формування нових.

Для дослідження було обрано 53 компанії ризикового страхування, 28 з яких станом на початок 2012 року ліквідовано, а 25 дотепер здійснюють операції страхування. Джерела звітних даних компаній – Державна установа «Агентство з розвитку інфраструктури фондового ринку України» та офіційне видання Нацкомфінпослуг «Україна Бізнес Ревю». Варто зауважити, що доступність інформації щодо діяльності страхових компаній в Україні залишається обмеженою: так на офіційному веб-сайті Нацкомфінпослуг на момент дослідження реєстр страховиків, що припинили діяльність, залишався недоступний, багато компаній не публікують свої звітні дані в мережі Інтернет, а розширений перелік звітності не поширюється Нацкомфінпослуг навіть для наукових цілей (проте певним чином потрапляє у руки комерційних видань).

Для можливості перевірки рівня якості моделей слід виокремити у масиві наявних даних (обрані абсолютні показники діяльності страхових компаній за 2007-2008 роки та розраховані відносні показники) навчальну та контрольну вибірки. Для цього створено змінну, яка вказує на належність спостереження. Статус банкрутства страхових компаній та розподіл спостережень між навчальною та контрольною вибіркою наведемо у табл. 1.

Таблиця 1. Статус банкрутства страхових компаній та структура навчальної та контрольної вибірок для дискримінантного аналізу

Компанія	Банкрут ³ (1 – так, 0 – ні)	Належність до вибірки (1 – навчальна, 0 – контрольна)
Промінь	1	1
Цессія	1	1
Орадон	1	0
Славутич	1	1
Страховий союз	1	1
Страхові традиції	1	0
Галактика	1	0
Вексель	1	1
Еталон	0	0
Провідна	0	0
ПЗУ Україна	0	1
Українська страхова група	0	0
ІНГО Україна	0	1
Уніка	0	1
Оранта	0	0
ТАС	0	0
АХА Україна	0	1
Альфа страхування	0	1
Просто-страхування	0	0
Універсальна	0	1
Іллічівське	0	1
АСКА	0	1
Княжа Вієнна Іншуранс груп	0	1
Гарант-авто	0	0
ВУСО	0	0
УПСК	0	1
Брокбізнес	0	1
Омега	0	1
Країна	0	1
Добробут та захист	0	1
Бусін	0	1
Гарантія	0	0
АКВ-Гарант	0	1
Солідарність	1	0
Авторитет	1	0
Запоріжжя-АСКО-Таврія	1	0
Південно-східна страхова компанія	1	1
ДАСК	1	1
Східне страхове товариство – Комерцстрах	1	1
Незалежна	1	0
Союз	1	0
Артем	1	1
Інтертехполіс	1	0
Авіоніка	1	0
Українська страхова група (2)	1	1
Пуск	1	0
Український фінансовий альянс	1	1
Дніпрофлот	1	1
Аврора	1	1
Укренергострах	1	1
Автограф	1	0
Гарант-вексель	1	0
Грантсервіс	1	1

³ У логістичній регресії статусу банкрутів відповідає «0», а фінансово стійким компаніям – «1».

Здійснено описовий аналіз даних, що статистики абсолютних показників діяльності використовуватимуться при моделюванні. У страховиків за 2007-2008 роки (див. табл. 2). наступній таблиці наведено показники описової

Таблиця 2. Описова статистика змінних (абсолютні показники)

Змінна	Середнє значення	Середньоквадратичне відхилення	Асиметрія	Екссес
Net_profit_08	8677,4	84080,5	2,544	13,5099
Owners'_Capital_08	114318,3	141438,4	1,76	1,99
Net_Reserves_08	56570,8	77291,9	1,574	1,932
Debt_08	28212,4	42728,0	2,118	4,018
Money_08	85244,4	126628,4	3,195	13,415
Free_CF_08	-21827,6	60237,8	-1,694	3,35
Net_profit_07	11449,8	52289,0	6,047	40,683
Owners'_Capital_07	83038,2	116748,4	3,58	16,824
Net_Reserves_07	43625,1	58589,3	1,782	3,197
Debt_07	22259,4	38830,0	2,896	9,419
Money_07	60128,5	74375,3	1,693	3,109
Free_CF_07	10452,0	39634,5	-0,226	5,783

Побудуємо гістограми розподілу змінних (див. рис. 2). Не розраховуємо тест Колмогорова-Смірнова на нормальність розподілу, адже обсяг

вибірки не дозволяє ефективно тестувати гіпотезу про нормальність; до того ж, будемо нехтувати невідповідністю розподілу змінних нормальному.

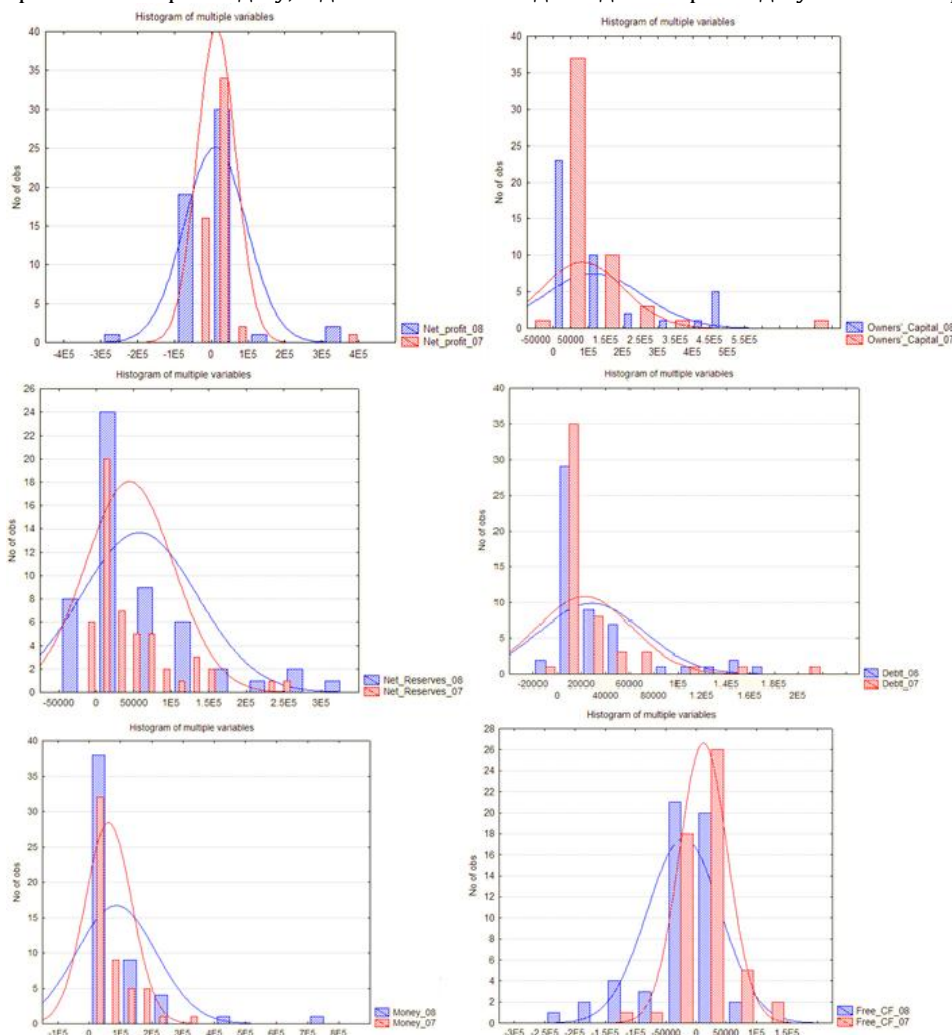


Рис. 1. Гістограми розподілу змінних (абсолютні показники)

Проаналізувавши гістограми, можна дійти висновку, що у розподілах змінних наявні невластиві нормальному розподілу асиметрія (для змінних «Грошові кошти», «Зобов'язання», «Власний капітал»), а також ексцес (для всіх змінних окрім «Freecash-flow»).

Перед використанням показників у моделюванні необхідно здійснити їх стандартизацію, зважаючи на поєднання у рівнянні величин різного масштабу. Для цього використаємо формулу:

$$x^* = \frac{x_i - \bar{x}}{\sigma_x}, \quad (5)$$

де x^* – стандартизована змінна; x_i – i -те спостереження; \bar{x} – середнє значення вибірки; σ_x – середньоквадратичне відхилення.

Дискримінантний аналіз. Залежною змінною є змінна «Банкрут», що вказує чи є компанія банкрутом, незалежними – 12 змінних (по 6 показників за 2 роки). Для перевірки якості моделі використовуватимемо змінну «Cross_validation». Зважаючи на велику кількість незалежних змінних порівняно з обсягом вибірки, до досліджуваних ефектів не включатимемо повний факторіальний аналіз, що враховує взаємовплив між незалежними змінними.

Одержані коефіцієнти канонічної дискримінантної функції наведено у табл. 3.

Таблиця 3. Коефіцієнти канонічної та класифікаційних функцій

Ефект	Коефіцієнти канонічної дискримінантної функції	Коефіцієнти класифікаційних функцій	
		0 (p = 0,5161)	1 (p = 0,4839)
Перетин	0,0000	-1,6979	-4,0126
Net_profit_std_08	2,6708	-0,1719	7,5443
Owners's_Capital_std_08	-5,1352	3,0459	-14,4309
Net_reserves_std_08	0,8198	2,4714	5,7401
Debt_std_08	-0,3636	1,1987	-0,125
Money_std_08	1,3751	0,0451	4,1282
Free_CF_std_08	-4,072	1,8768	-11,2591
Net_profit_std_07	0,2021	-5,861	-3,9262
Owners' capital_std_07	1,9884	0,4979	11,33257
Net_reserves_std_07	-1,1113	-2,1069	-7,1363
Debt_std_07	1,5731	-1,8911	-6,3226
Money_std_07	-1,8273	1,6788	-5,6613
Free_CF_std_07	-0,7108	0,1278	-2,0661
Власне число	2,9356	-	-
Кумулятивна частка поясненої дисперсії	1,0000	-	-

Величина коефіцієнтів при змінних вказує їх вагу у визначенні залежної змінної. Так найбільший абсолютний вплив на ймовірність банкрутства страховиків має величина власного капіталу, грошовий потік від операційної та інвестиційної діяльності за останній звітний рік; найменше значення впливу мають чистий прибуток за обидва роки, а також зобов'язання за попередній звітний рік. Факт незначного негативного впливу чистого прибутку на фінансову стійкість страховика може пояснюватися здебільшого тим, що freecash-flow краще характеризує реальний приріст коштів на підприємстві.

Знак коефіцієнтів характеризує напрямок впливу фактора на залежну змінну. Оскільки в нашому випадку банкрутом є компанія, що отримує значення залежної змінної «1», а фінансово стійкою – «0», то величина власного

капіталу та freecash-flow за останній звітний рік значно зменшує ймовірність банкрутства, а чистий прибуток та обсяг грошових коштів за останній рік мають протилежний вплив.

Одержана функція класифікації для банкрутів має вигляд:

$$f_1 = -4.0126 + 7.5443x_1 - 14.4309x_2 + 5.7401x_3 - 0.1250x_4 + 4.2182x_5 - 11.2591x_6 - 3.9262x_7 + 11.3257x_8 - 7.1363x_9 - 6.3226x_{10} - 5.6613x_{11} - 2.0661x_{12}, \quad (11)$$

а функція класифікації для фінансово стійких компаній –

$$f_0 = -1.6979 - 0.1719x_1 + 3.0459x_2 + 2.4714x_3 + 1.1987x_4 + 0.0451x_5 - 1.8768x_6 - 5.8610x_7 + 0.4979x_8 - 2.1069x_9 - 1.8911x_{10} + 1.6788x_{11} + 0.1278x_{12}, \quad (12)$$

де, x_1 – чистий прибуток за 2008 рік; x_2 – власний капітал за 2008 рік; x_3 – чисті страхові резерви за 2008 рік; x_4 – зобов'язання за 2008 рік; x_5 – грошові кошти та поточні фінансові інвестиції за 2008 рік; x_6 – freecash-flow за 2008 рік; x_7 – чистий прибуток за 2007 рік; x_8 – власний капітал

за 2007 рік; x_9 – чисті страхові резерви за 2007 рік; x_{10} – зобов'язання за 2007 рік; x_{11} – грошові кошти та поточні фінансові інвестиції за 2007 рік; x_{12} – freecash-flow за 2007 рік.

Перевіримо якість класифікації побудованої моделі на навчальній вибірці (див. табл. 4).

Таблиця 4. Класифікаційна матриця для навчальної вибірки

Клас	Відсоток правильних класифікацій	0 (p = 0,5161)	1 (p = 0,4839)
0	81,25	13	3
1	100,00	0	15
Всього	90,32	13	18

Як бачимо, модель відмінно здійснює класифікацію на основі даних, які були безпосередньо використані під час моделювання. Втім, перевіримо якість моделі за допомогою функції крос-валідації (див. табл. 5).

Таблиця 5. Класифікаційна матриця для контрольної вибірки

Клас	Відсоток правильних класифікацій	0 (p = 0,5161)	1 (p = 0,4839)
0	88,89	8	1
1	76,92	3	10
Всього	81,81	11	11

Прогнозна якість класифікаційної моделі є достатньою. Перевіримо, які зі страхових компаній модель класифікувала неправильно (див. табл. 6, неправильно класифіковані компанії позначені зірочкою).

Таблиця 6. Результати класифікації контрольної вибірки

Компанія	Класифікація
Орадон	1
* Страхові традиції	1
* Галактика	1
Еталон	0
* Провідна	0
Українська страхова група	0
Оранта	0
ТАС	0
Просто-страхування	0
Гарант-авто	0
ВУСО	0
Гарантія	0
Солідарність	1
Авторитет	1
Запоріжжя-АСКО-Таврія	1
Незалежна	1
* Союз	1
Інтертехполіс	1
Авіоніка	1
Пуск	1
Автограф	1
Гарант-вексель	1

Як бачимо, з-поміж неправильних класифікацій знаходимо такі компанії, як «Страхові традиції» та «Галактика». Їх крах був вельми несподіваним для страхувальників, адже фінансові показники діяльності та імідж компаній не дозволяв мати сумніви щодо їх фінансової стійкості. Однак, як зазначають експерти, причини банкрутства наведених страховиків були приховані від широкого загалу. Серед них – низька диверсифікація та якість інвестицій (значна частина коштів вкладалася на депозити в один банк), що в період кризи підсилювало фінансову кризу страховиків услід за їх банками-партнерами.

Така ж ситуація спіткала компанію «Вексель», що була у першій сотні страховиків за зібраними платежами, а у 2009 році збанкрутіла. Щодо страхової компанії «Провідна», яка була неправильно класифікована, то причиною цього була відсутність звітності за 2008 рік (показники були замінені на середні по вибірці). Можна стверджувати, що у разі наявності звітної інформації, класифікація «Провідної» була б здійснена коректно.

Оцінимо статистичну значущість побудованої моделі. Статистичні характеристики побудованої моделі наведено у табл. 7.

Таблиця 7. Статистичні характеристики побудованої моделі

Власне число	Канонічний R	Лямбда Уїлкса	Хі-квадрат	Ступені вільності	p-value
2,9356	0,8637	0,2541	31,5114	12	0,0016

Найбільш адекватною статистикою значимості побудованої моделі є Лямбда Уїлкса, яка вказує на обсяг загальної варіації, яку не пояснено моделлю. У цій моделі не пояснено близько 25% загальної варіації залежної змінної, а рівень $p < 1\%$ вказує на високу статистичну значимість моделі. У найбільш загальному випадку канонічний R^2 вказує величину обернену до Лямбди Уїлкса, тобто характеризує пояснений процент варіації (є квадратом варіації канонічної функції). Порівняння значення Хі-квадрат із критичним значенням для цього рівня значущості та кількості ступенів вільності ($\chi^2_{\text{крит}} = 28,3$) дозволяє нам стверджувати, що змодельований зв'язок між змінними не є випадковим. Власне число моделі є іншою важливою її характеристикою. Фактично,

воно дорівнює відношенню міжгрупової та внутрішньогрупової суми квадратів відхилень від середнього значення, або, іншими словами, власне значення – міра інтегральної відмінності між наявними групами. Збільшення власного значення вказує на зростання міжгрупової відстані, що дозволяє говорити про покращення класифікаційних властивостей моделі.

Зважаючи на те, що багато моделей прогнозування банкрутства були побудовані на основі фінансових коефіцієнтів, здійснимо спробу моделювання, в основі якого лежать відносні показники діяльності страховика.

Описовий статистичний аналіз даних відносних показників діяльності страховиків наведено у табл. 8.

Таблиця 8. Описова статистика змінних (відносні показники)

Змінна	Середнє значення	Середньоквадратичне відхилення	Асиметрія	Ексцес
Profitability_08	-0,0106	0,1932	-1,3519	5,9022
Liquidity_08	2,3214	5,2263	3,9067	16,8444
Solvency/Capital_adequacy_08	-4,4319	35,4008	-7,196	52,1828
Financial_leverage_08	-0,1256	0,363	1,1846	6,0918
Profitability_07	-0,0042	0,3455	-5,366	35,6201
Liquidity_07	12,2325	78,272	7,2632	52,8305
Solvency/Capital_adequacy_07	0,7821	6,0754	4,0798	25,5441
Financial_leverage_07	-0,1308	0,3032	1,1419	4,5261

Гістограми розподілу значень змінних наведено на рис. 2.

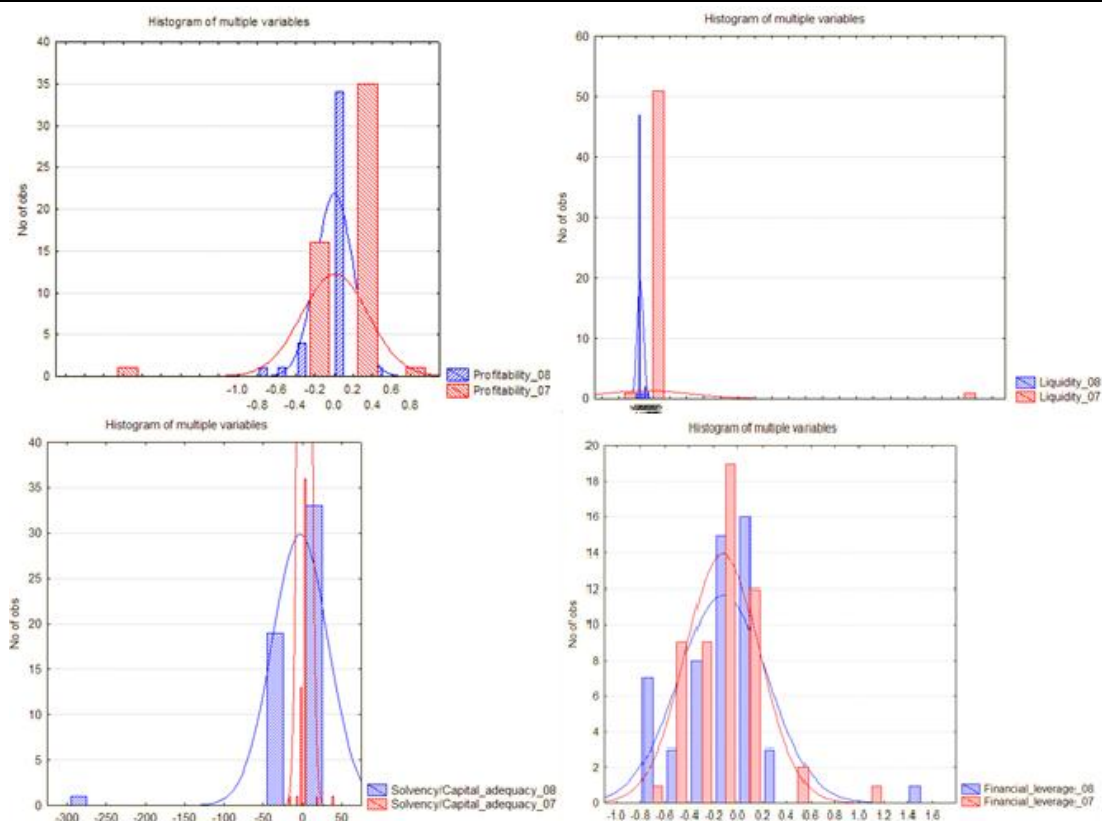


Рис 2. Гістограми розподілу змінних (відносні показники)

Аналізуючи описову статистику та гістограми, можна дійти висновку, що для більшості змінних притаманний надлишковий ексцес, проте асиметрія не є значною. Втім, у значеннях змінної, що становить ліквідність, наявні значущі викиди,

тому можливість внесення її у модель в первісному вигляді може бути сумнівною.

Спробуємо побудувати модель із залученням змінної ліквідності. Процедура побудови моделі аналогічна. Характеристики нової моделі наведено у табл. 9.

Таблиця 9. Статистичні характеристики побудованої моделі (на базі відносних показників, разом із ліквідністю)

Власне число	Канонічний R	Лямбда Уїлкса	Хі-квадрат	Ступені вільності	p-value
0,2666	0,4588	0,7895	5,9082	8	0,6575

Статистичні характеристики моделі вказують на незначущість змодельованого зв'язку. Непоясненими залишається більше 78% загальної дисперсії, значення хі-квадрат є меншим за критичне значення, ймовірність помилки є високою. Очевидно, що побудована модель не

може бути використана для прогнозування банкрутства страховиків. Аналіз класифікаційної якості моделі також підтверджує такий висновок (див. табл. 10). Модель припускає помилку при класифікації майже 40% спостережень.

Таблиця 10. Класифікаційна матриця контрольної вибірки (на базі відносних показників, разом з ліквідністю)

Клас	Відсоток правильних класифікацій	0 (p = 0,5161)	1 (p = 0,4839)
0	66,67	6	3
1	53,85	6	7
Всього	59,09	12	10

При вилученні з аналізу змінної із значущими статистичні характеристики моделі (див. табл. 11). викидами – «Ліквідність» – отримуємо такі

Таблиця 11. Статистичні характеристики побудованої моделі (на базі відносних показників, ліквідність вилучено)

Власне число	Канонічний R	Лямбда Уїлкса	Хі-квадрат	Ступені вільності	p-value
0,2105	0,4170	0,8261	4,9668	6	0,5481

Очевидно, що не відбулося покращення моделі. Зазначимо, що внаслідок подальших модифікацій моделі з відносними показниками (зміна періодів та внесених показників) не було досягнуто результатів кращих, ніж були наведені в першій моделі. Кращі результати не було отримано також при вилученні з найпершої моделі даних за попередній період.

Вартою уваги є модифікація першої моделі, що містить дані винятково останнього звітного року, проте при її побудові враховано всі можливі взаємні ефекти залежних змінних, тобто здійснена спроба провести повний факторний аналіз впливу залежних змінних за 2008 рік на ймовірність банкрутства страховика.

Статистичні характеристики моделі наведено у табл. 12.

Таблиця 12. Статистичні характеристики побудованої моделі (на базі звітних даних за останній рік)

Власне число	Канонічний R	Лямбда Уїлкса	Хі-квадрат	Ступені вільності	p-value
52446,9	0,9999	0,0000	163,013	28	0,0000

Наведені значення характеристик вказують на помилково специфіковану модель. Значення R², близьке до 99,99%, вказує на випадковість сформованих взаємозалежностей між факторами.

Аналіз класифікаційних якостей моделі теж характеризує сумнівність її значущості (див. табл. 13).

Таблиця 13. Класифікаційна матриця навчальної вибірки (для моделі на базі звітних даних за останній рік)

Клас	Відсоток правильних класифікацій	0 (p = 0,5161)	1 (p = 0,4839)
0	100,00	16	0
1	100,00	0	15
Всього	100,00	16	15

Здійснено правильний прогноз для 100% вибірки, яка використовувалася в моделюванні. Проте процедура крос-валідації вказує на слабкі класифікаційні властивості моделі: загальний

відсоток правильно класифікованих спостережень є близьким до 50%, що не може вважатися достатнім (див. табл. 14).

Таблиця 14. Класифікаційна матриця контрольної вибірки (для моделі на базі звітних даних за останній рік)

Клас	Відсоток правильних класифікацій	0 (p = 0,5161)	1 (p = 0,4839)
0	33,33	3	6
1	69,23	4	9
Всього	54,54	7	15

Таким чином, модель, що була наведена першою, має характеристики, прийнятні для її використання в процесі прогнозування банкрутства страховиків в Україні.

Логістична регресія. Здійснимо спробу моделювання оцінки фінансової стійкості страховика на основі логістичної регресії.

Беручи до уваги обмежену вибірку, здійснимо спробу побудувати логістичну регресію,

залучаючи лише ті показники, які на основі дискримінантного аналізу мали найбільший вплив на фінансову стійкість страховиків. Тобто регресія будуватиметься на основі чистого прибутку, власного капіталу, freecash-flow та грошових коштів за 2008 рік, а також зобов'язань і грошових коштів за 2007 рік.

У табл. 15 наведено статистичні характеристики побудованої моделі.

**Таблиця 15. Статистичні характеристики побудованої моделі
(логістична регресія на базі абсолютних показників)**

Фінальні втрати	Хі-квадрат	Ступені вільності	p-value
28,59802	16,10764	6	0,0132034

Значення статистики хі-квадрат більше за критичне значення для даної кількості ступенів вільності ($\chi^2 = 16.03$), а p-value близьке до 10%,

$$p = \frac{1}{1 + e^{-(0.0738 - 0.8264x_1 + 1.1496x_2 + 0.2340x_3 + 1.3270x_4 + 0.4411x_5 + 0.7889x_6)}} \quad (13)$$

де x_1 – чистий прибуток за 2008 рік; x_2 – власний капітал за 2008 рік; x_3 – грошові кошти та поточні фінансові інвестиції за 2008 рік; x_4 – freecash-flow за 2008 рік; x_5 – зобов'язання за 2007 рік, x_6 – грошові кошти та поточні фінансові інвестиції за 2007 рік.

Розраховані ймовірності наведено у таблиці 16.

Нагадаємо, що при побудові моделі логістичної регресії, на відміну від дискримінантного аналізу, банкрутам відповідала класифікація «0», а фінансово стійким компаніям – «1». Серед неправильних класифікацій три компанії-банкрути, які були помилково зараховані до фінансово стійких компаній, а також шість не збанкрутілих компаній, які було віднесено до групи банкрутів.

Вартою уваги є також структура розподілу значень ймовірностей. Так, найбільш близькими до абсолютної фінансової стійкості модель визначила компанії «ПЗУ Україна» (92,35%), «Українська страхова група» (96,73%), «ІНГО Україна» (81,47%), «Гарант-АВТО» (95,99%), «ТАС» (99%), «Оранта» (82,54%). Загалом ці компанії посідають перші місця в рейтингах, більшість має частку іноземних інвестицій у власному капіталі. З іншого боку, такі компанії як «Цессія», «Орадон», «Грантсервіс» мали слабкі показники діяльності і майже невідомі пересічним споживачам страхових послуг; модель вказує ймовірність близько 20% належності до групи банкрутів. Цікавим є загальний розподіл ймовірностей ряду – ймовірність бути фінансово стійкими від 35 до 70% була притаманна більшості компаній, що знаходяться у рейтингах страховиків у межах 15-35 місць («Еталон», «Добробут та захист», «Іллічівське», «Універсальна» та ін.). Найбільша помилка класифікації – віднесення страхової компанії «Союз» з ймовірністю 99% до фінансово стійких компаній.

Класифікаційні характеристики моделі наведено у табл. 17.

Таким чином, прогнозна якість побудованої логістичної регресії аналогічна дискримінантній моделі, наведеній у попередньому пункті (порівнюємо загальну правильність класифікації логістичної регресії та матрицю класифікацій дискримінантної моделі за контрольною вибіркою). Відмінністю моделей є структура

тобто модель можна вважати значущою і змодельований зв'язок не є випадковим.

Побудована логістична функція має вигляд:

знаків коефіцієнтів, а саме: логістична регресія вказала протилежний вплив на ймовірність банкрутства факторів freecash-flow та грошових коштів за 2008 рік. Це можна пояснити іншою структурою моделі (інший перелік незалежних змінних), а також концептуальною відмінністю моделей.

Спробуємо здійснити моделювання з використанням відносних показників. Залучимо до моделі прибутковість, ліквідність, платоспроможність/достатність капіталу та фінансовий леверидж за останній рік, а також прибутковість за попередній. Характеристики отриманої моделі наведено у табл. 18.

Статистика хі-квадрат більша за критичне значення, p-value менше 10%, тобто схарактеризований моделлю зв'язок між змінними не є випадковим. Утім прогнозні якості моделі значно гірші за попередню (див. табл. 19).

Лише 66% всієї вибірки було класифіковано правильно. У разі використання окремого набору даних для перевірки отримане значення було б ще меншим. Тобто покращення моделі не відбулося.

Таким чином побудовані моделі дозволяють класифікувати компанії на потенційних банкрутів і фінансово стійких, проте логістична регресія дозволяє робити більш деталізовані висновки, адже не лише класифікує компанії, а й вказує числовий вираз ймовірності для кожної з них потрапити в ту чи іншу групу. Обидві моделі вказали, що на ймовірність банкрутства чинять вплив фактори обох досліджуваних періодів. Напрямок впливу деяких факторів на фінансову стійкість страховиків відрізнявся від апріорного припущення. Це можна пояснити невизначеністю теоретичної системи взаємозв'язків між факторами впливу на фінансову стійкість.

Прогнозування на основі побудованих моделей. Використаємо побудовані у попередньому розділі моделі для аналізу фінансової стійкості українських страховиків на основі звітних даних за 2009-2010 роки.

Для оцінки фінансової стійкості було використано 78 компаній. Результат класифікації на основі дискримінантної моделі наведено у табл. 20 (жирним шрифтом виділено незбігання класифікацій, якщо вважати, що 50% є межею між групами).

**Таблиця 16. Ймовірності розраховані на основі логістичної функції
(логістична регресія на базі абсолютних показників)**

Компанія	Спостереження	Класифікація
Південно-східна страхова компанія	0	0,0421
Орадон	0	0,1971
Славутич	0	0,2151
Цессія	0	0,2162
Запоріжжя-АСКО-Гаврія	0	0,2167
Грантсервіс	0	0,2201
Гарант-вексель	0	0,2216
Аврора	0	0,2222
ДАСК	0	0,2291
Дніпрофлот	0	0,2348
Інтертехполіс	0	0,2366
Пуск	0	0,2379
Укренергострах	0	0,2450
Східне страхове товариство - Комерцстрах	0	0,2504
Авторитет	0	0,2575
Солідарність	0	0,2611
Авіоніка	0	0,2740
Автограф	0	0,2762
Український фінансовий альянс	0	0,2813
Вексель	0	0,3149
Українська страхова група (2)	0	0,3178
Незалежна	0	0,3306
Страхові традиції	0	0,3353
Гарантія	1	0,3439
АКВ-Гарант	1	0,3761
Артем	0	0,3795
Бусін	1	0,3822
Уніка	1	0,4030
Просто-страхування	1	0,4046
Галактика	0	0,4141
Еталон	1	0,4160
Іллічівське	1	0,4298
Країна	1	0,5098
Добробут та захист	1	0,5103
Промінь	0	0,5566
Провідна	1	0,5659
Страховий союз	0	0,6208
АСКА	1	0,6339
Альфа страхування	1	0,6503
АХА Україна	1	0,6590
Універсальна	1	0,6763
Брокбізнес	1	0,6880
Княжа Вієнна Іншуранс груп	1	0,6891
УПСК	1	0,7951
ІНГО Україна	1	0,8147
Оранта	1	0,8254
ВУСО	1	0,8896
Омега	1	0,8929
ПЗУ Україна	1	0,9235
Гарант-авто	1	0,9599
Українська страхова група	1	0,9673
ТАС	1	0,9900
Союз	0	0,9994

**Таблиця 17. Класифікаційна матриця по сукупній вибірці
(логістична регресія на базі абсолютних показників)**

Спостереження	Класифікація		Відсоток правильної класифікації, %
	0	1	
0	25	3	89,28
1	7	18	72,00
Загальний відсоток правильно класифікації			81,13

**Таблиця 18. Статистичні характеристики побудованої моделі
(логістична регресія на базі відносних показників)**

Фінальні втрати	Хі-квадрат	Ступені вільності	p-value
31,06333	11,17705	5	0,04801

**Таблиця 19. Класифікаційна матриця по сукупній вибірці
(логістична регресія на базі відносних показників)**

Спостереження	Класифікація		Відсоток правильної класифікації, %
	0	1	
0	23	5	82,14
1	13	12	48,00
Загальний відсоток правильно класифікації			66,04

Таблиця 20. Оцінка фінансової стійкості страховиків на основі побудованих моделей

Компанія	Дискримінантна функція			Ймовірність банкрутства за логістичною функцією
	Функція F(1) – банкрут	Функція F(0) – фінансово стійка	Висновок (Б – потенційний банкрут, ФС – потенційно фінансово стійка компанія)	
ТАС	64,4288	35,69019	Б	99,90%
Відродження України	24,92816	3,132048	Б	97,48%
Примор'є	18,39807	-2,59681	Б	94,41%
Софійська брама	4,686974	-3,22454	Б	83,23%
ВіЕйБі Страхування	3,842467	-2,37917	Б	81,65%
Поділля	3,406916	-3,64519	Б	80,60%
Княжа				
ВієннаІншуранс				
Груп	13,17255	15,40794	ФС	78,51%
Укрпромстрах	4,720862	-2,50596	Б	78,51%
Прогрес-фонд	4,555074	-1,77615	Б	78,23%
АХА Україна	5,792672	-5,71327	Б	74,66%
Статус	1,793255	-2,86253	Б	72,84%
Аструм	-1,72074	-4,3671	Б	70,47%
Енергополіс	-1,63079	-4,44198	Б	70,18%
Укрпромгарант	-2,2059	-4,82991	Б	70,04%
Київ Ре	-2,26444	-4,83663	Б	69,65%
Гештальт	-2,65789	-5,1557	Б	69,38%
В,і П,	-2,56986	-5,03735	Б	69,33%
Гарантія	-1,57114	-4,5899	Б	69,09%
Кий Авіа Гарант	-2,55722	-4,86802	Б	68,90%
Велес-Україна	-2,84308	-4,96689	Б	68,85%
Дія	-2,70151	-4,81252	Б	68,83%
Фортеця	-2,75126	-4,90301	Б	68,48%
Лад	-2,98531	-4,92698	Б	68,33%
Династія	-2,85723	-4,91457	Б	68,22%
ЕКСПО страхування	-2,93329	-4,87426	Б	67,65%

Компанія	Дискримінантна функція			Ймовірність банкрутства за логістичною функцією
	Функція F(1) – банкрут	Функція F(0) – фінансово стійка	Висновок (Б – потенційний банкрут, ФС – потенційно фінансово стійка компанія)	
Реноме	-3,11452	-4,78265	Б	67,20%
Еталон-поліс	-3,38972	-5,84445	Б	66,94%
Лафорт	-3,846	-5,19727	Б	66,92%
Лідер Ре	-2,74565	-4,69145	Б	66,38%
Поліська страхова компанія	-3,35316	-4,90485	Б	66,26%
Діско	-2,44774	-4,05138	Б	65,95%
Кредо	-1,41586	-4,0868	Б	65,86%
Здорово	-3,42031	-4,80679	Б	65,79%
Індіго	-3,34749	-4,89073	Б	65,48%
Аеліта	-3,60842	-4,84281	Б	64,69%
Аркада-Гарант	-3,09718	-4,71805	Б	64,64%
Кримська страхова компанія	-3,95397	-4,9158	Б	63,78%
Союз-агрополіс	-3,99277	-4,91428	Б	62,75%
Іллічівське	0,276116	-0,37314	Б	62,72%
Українське промислове страхування	-3,20426	-4,3802	Б	62,71%
Європейський страховий союз	-3,43037	-3,98819	Б	62,59%
Єврорезерв	-4,05971	-4,57036	Б	61,98%
Добробут і захист	0,806918	-0,03949	Б	61,80%
Скайд	-2,50119	-1,96278	ФС	60,83%
Дженералі гарант	0,764068	2,245509	ФС	60,79%
Каштан	-3,09493	-3,55643	Б	60,32%
Гала-СКД	-4,36839	-5,52794	Б	60,04%
ЕККО	-4,48299	-4,44742	ФС	59,40%
Одеська регіональна страхова компанія	-6,43903	-5,72456	ФС	59,29%
Українська промислова страхова компанія	-4,48102	-4,04216	ФС	58,89%
Гранд-Поліс	-2,25233	-1,80248	ФС	58,15%
Еталон	-7,92058	-10,2092	Б	57,64%
Експрес страхування	-5,87406	-5,05936	ФС	56,93%
Енестра	-6,13329	-5,74518	ФС	55,86%
Оранта	44,1095	42,82156	Б	55,23%
ЕйЕмДжиГруп	-4,92282	-3,89306	ФС	54,02%
Альянс	-1,25225	-4,92184	Б	53,10%
Український страховий стандарт	-7,12913	-4,80969	ФС	51,47%
Європейський страховий альянс	-6,66446	-3,61082	ФС	49,74%
ПСК-Захід	-7,14913	-4,31388	ФС	49,54%
Укргазпромполіс	-6,7135	-3,93869	ФС	48,19%
Іллічівська	-7,4678	-5,07969	ФС	47,43%
АКВ Гарант	-6,97521	-2,79967	ФС	46,23%

Компанія	Дискримінантна функція			Ймовірність банкрутства за логістичною функцією
	Функція F(1) – банкрут	Функція F(0) – фінансово стійка	Висновок (Б – потенційний банкрут, ФС – потенційно фінансово стійка компанія)	
Промислово страховий альянс	-4,28404	-2,9261	ФС	43,75%
Київська Русь Інвест	-8,3122	-6,52787	ФС	42,84%
Альфа страхування	-3,78931	-3,90833	Б	41,90%
ХДІ страхування	-8,99849	-2,57481	ФС	41,08%
Українська страхова група (1)	-2,19059	-3,1663	Б	39,10%
ВУСО	-6,78145	-2,78654	ФС	36,87%
Стандарт	-18,0446	-5,32335	ФС	16,02%
Укрінстрах	-31,419	-7,87462	ФС	12,81%
Креміль	-10,3142	6,07662	ФС	5,25%
Провідна	14,61041	29,55134	ФС	4,76%
УПСК	-28,4696	-5,09021	ФС	2,63%
Аванте	-23,8093	11,82557	ФС	0,17%
Провіта	-57,3034	-4,5727	ФС	0,02%
Лемма	-8,50433	23,34629	ФС	0,00%
Земська страхова компанія	-128,556	-8,11041	ФС	0,00%

Аналіз здійснених класифікацій дозволяє констатувати такі факти:

1. Загалом результат класифікації подібний при застосуванні обох моделей (лише 8% компаній класифіковано по-різному).
2. Деякі компанії було віднесено до різних груп різними моделями («Княжа Вієнна Іншуранс Груп», «Скайд», «Дженералі Гарант», «ЕККО», «Експрес страхування», «Український страховий стандарт», «Українська страхова група»).
3. Деякі компанії були віднесені логістичною регресією до тієї чи іншої групи з доволі високою ймовірністю («ТАС» з ймовірністю 99,9% до банкрутів, «Аванте», «Провіта», «Лемма», «Земська страхова компанія» – з ймовірністю більше 95% до фінансово стійких).
4. Деякі компанії, що мають високий публічний рейтинг показників діяльності, на основі побудованих моделей віднесені до потенційних банкрутів («ТАС», «АХА», «Оранта»), і навпаки («Земська страховка компанія»).
5. Доволі багато страховиків, які відповідно до результатів класифікації за логістичною регресією мають приблизно рівні шанси потрапити як до групи банкрутів, так і до групи фінансово стійких компаній.

Проведений аналіз свідчить, що методи дискримінантного аналізу та логістичної регресії

можуть бути застосовані для прогнозування банкрутства українських страхових компаній. У процесі дослідження вдалося розробити моделі, які мають прийнятні статистичні характеристики та добрі прогностичні властивості. Утім явним та критичним обмеженням є відсутність достатнього обсягу даних, який би сприяв можливості жорсткого виконання умов дискримінантного аналізу та дозволив збільшити кількість ступенів вільності при моделюванні.

Загалом логістична регресія виявилася більш придатною для використання в моделях класифікації, адже вона дозволяє визначити критичний рівень ймовірності, за межами якого вважатимемо компанію потенційним банкрутом. Результати моделювання вказують, що більшості компаній-банкрутів за логістичною регресією відповідала ймовірність більше 75%. Тому вважатимемо, що в найближчі роки потенційними банкрутами можуть стати 9 компаній із проаналізованих 80. Втім, незважаючи на плюси логістичної регресії, дискримінантна модель може використовуватися для додаткового зіставлення результатів. Подібність результатів може вказувати на правильність класифікації, у той час, як незбігання є приводом для здійснення більш глибокого аналізу.

Удосконалення процесів прогнозування банкрутства українських страхових компаній має відбуватися у двох напрямках: першочергово необхідно підвищити якість та доступність

інформації про діяльності страхових компаній, а це дозволить використовувати більш широкий перелік методів аналізу. З іншого боку, невелике число українських страховиків, що припинили

діяльність, диктує необхідність використовувати методи, які потребують меншого обсягу фактичних даних. Серед них – методи імітаційного моделювання та побудова нейронних мереж.

Список літератури

1. Шаблиста, Л. М. Фінансова стійкість підприємства: сутність і методика оцінки [Текст] / Л. М. Шаблиста. — Економіка і прогнозування. — 2006. — № 2. — С. 46–57.
2. Шірінян, Л. В. Фінансова надійність і фінансова стійкість страховиків [Текст] / Л. В. Шірінян // Актуальні проблеми економіки. — 2007. — № 9 (75). — С. 173–178.
3. Ткаченко, Н. В. Фінансова стійкість і фінансова стабільність страхової системи: розмежування понять [Електронний ресурс] / Н. В. Ткаченко // Фінансово-кредитна діяльність: проблеми теорії та практики: Збірник наукових праць. — 2011. — № 1(10). — Режим доступу до статті : http://www.nbuv.gov.ua/portal/Soc_Gum/Fkd/2011_1/part2/49.PDF.
4. Ткаченко, Н. В. Оцінка платоспроможності страховиків на основі комплексного врахування ризиків [Текст] / Н. В. Ткаченко // Галицький економічний вісник. — 2010. — № 1(26). — с. 141–153.
5. Гайовик, Т. В. Фактори фінансової стійкості страхової компанії [Електронний ресурс] / Т. В. Гайовик // Восьма Міжнародна науково-практична інтернет-конференція «Науковий потенціал 2012». — Режим доступу до статті : <http://intkonf.org/gayovik-tv-faktori-finansovoyi-stiykosti-strahovoyi-kompaniyi/>.
6. Cristea, M. Can Insurance Companies Control Their Financial Stability? Practical Solutions [Text] / M. Cristea // University of Craiova, Romania. — 25 p.
7. Altman, E. Bankruptcy, credit risk, and high yield junk bonds [Text] / E. Altman. — NJ: Wiley-Blackwell, 2002. — 576 p.
8. Ohlson, J. Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy [Text] / J. Ohlson // Journal of Accounting Research. — 1980. — № 18(1). — P. 109–131.
9. Taffler, R. Forecasting company failure in the UK using discriminant analysis and financial ratio data [Text] / R. Taffler. — Journal of the Royal Statistical Society. — 1982. — № 145(3). — p. 342–358.
10. Островська, Г. Аналіз практики використання зарубіжних методик (моделей) прогнозування ймовірності банкрутства підприємств [Текст] / Г. Островська, О. Квасовський // Галицький економічний вісник. — 2011. — № 2(31). — с. 99–111.
11. Череп, А. Особливості використання дискримінантних моделей прогнозування банкрутства підприємств в умовах української економіки [Текст] / А. Череп, М. Євтушенко // Вісник економічної науки України. — 2010. — № 1. — с. 146–151.
12. Сафарова, А. Дискримінантний аналіз як метод діагностики банкрутства машинобудівного підприємства [Текст] / А. Сафарова, І. Поліщук // Науковий вісник Волинського національного університету імені Лесі Українки. — 2012. — № 5. — с. 122–128.
13. Рябенко, Г. Прогнозування банкрутства ПАТ «Радсад» Миколаївського району Миколаївської області [Текст] / Г. Рябенко, О. Шаповал // Інноваційна економіка. — 2012. — № 36(10). — с. 149–153.
14. Теребух, А. Порівняльний аналіз моделей оцінювання фінансових загроз суб'єктів господарювання [Текст] / А. Теребух, Н. Діброва // Науковий вісник НЛТУ України. — 2010. — № 20(11). — с. 228–240.
15. Grice, J. Tests of the generalizability of Altman's bankruptcy prediction model [Text] / J. Grice, R. Ingram // Journal of Business Research. — 2001. — № 54. — p. 53–61.
16. Гриценко, Л. Дискримінантна модель діагностики банкрутства малих підприємств [Текст] / Л. Гриценко, І. Боярко, А. Губар // Актуальні проблеми економіки. — 2009. — № 5(95). — с. 256–262.
17. Терещенко, О. Антикризове управління на підприємстві [Текст] : монографія / О. Терещенко. — К. : КНЕУ, 2004. — 259 с.
18. Pentikäinen, T. On the solvency of insurance companies [Електронний ресурс] / T. Pentikäinen // Casualty Actuarial Society, Astin Bulletin. — № 4(3). — с. 236–247. — Режим доступу до статті : <http://www.casact.org/library/astin/vol4no3/236.pdf>.
19. Assessing the solvency and financial strength of a general insurance company [Text] / [Daykin, C., Bernstein, G., Coutts E., et al.] // Journal of the Institute of Actuaries. — 1987. — № 114. — p. 227–325.
20. İşseveroğlu, G. Prediction the financial success in Turkish insurance companies [Text] / G. İşseveroğlu // Ankara University Journal. — № 62(4). — p. 125–140.
21. Forecasting and analyzing insurance companies' ratings / [Gestel, T., Martens, D., Baesens, B., et al.] // International Journal of Forecasting. — 2007. — № 23. — p. 513–529.
22. Lo, A. Logit versus discriminant analysis. A specification test and application to corporate bankruptcies [Text] / A. Lo // Journal of Econometrics. — 1986. — № 31. — p. 151–178.

23. Amemiya, T. *A comparison of the logit model and normal discriminant analysis when the independent variables are binary* [Text] / T. Amemiya, J. Powell // in: Karlin, S., Amemiya, T., Goodman, L., eds., *Studies in econometrics, time series, and multivariate statistics*. — NY: Academic Press. — 1983. — 570 p.
24. Tabachnick, B. *Using multivariate statistics* [Text] / B. Tabachnick, L. Fidell. — NY: Harper Collins, 1996. — 880 p.
25. Васильев, Н. *Опыт расчета параметров логистической регрессии методом Ньютона-Рафсона для оценки зимостойкости растений* [Электронный ресурс] / Н. Васильев, А. Егоров // *Математическая биология и биоинформатика*. — 2011. — №2(6). — С. 190–199. — Режим доступа до статті : [http://www.matbio.org/2011/Vasiliev2011\(6_190\).pdf](http://www.matbio.org/2011/Vasiliev2011(6_190).pdf).
26. Efron, B. *The efficiency of logistic regression compared to normal discriminant analysis* [Text] / B. Efron // *Journal of the American Statistical Association*. — 1975. — № 70. — p. 892–898.
27. Pampel, F. *Logistic Regression: A Primer* [Text] / F. Pampel. — London: Sage University Pagers Series, 2000. — 88 pages.
28. Spicer, J. *Making Sense of Multivariate Data Analysis* [Text] / J. Spicer. — Beverly Hills, CA, and London: SAGE Publications Ltd, 2004. — 256 p.

References

1. Shablysta, L. (2006). *Financial sustainability of enterprise: essence and evaluation methods* [Finansova stiiikist pidpriumstva: sutnist i metody otsinky]. *Economics and forecasting*, 2, 46–57.
2. Shirinian, L. (2007). *Financial sustainability i reliability of underwriters* [Finansova stiiikist ta nadiinist strakhovykiv]. *Topical problems of the economy*, 9, 173–178.
3. Tkachenko, N. (2011). *Financial sustainability i financial stability of insurance system: delimitation of notions*. [Finansova stiiikist i finansova stabilnist strakhovoi systemy: rozmezhuvannia poniat]. *Financial and credit activity: problems of theory and practice: scientific proceedings*. Retrieved October 15, 2013, from http://www.nbuv.gov.ua/portal/Soc_Gum/Fkd/2011_1/part2/49.PDF.
4. Tkachenko, N. (2010). *Evaluating underwriters' solvency based on complex assessment of risks* [Otsinka platospromozhnosti strakhovykiv na osnovi kompleksnoho vrakhuvannia ryzykiv]. *Galician economic journal*, 1(26), 141–153.
5. Haiovyk, T. (2012). *Factors of financial sustainability of insurance company* [Fakторы finansovoi stiiikosti strakhovoi kompanii]. *Proceedings of the 8th International scientific and practical internet-conference "Scientific Potential"*. Retrieved October 15th, 2013, from <http://intkonf.org/gayovik-tv-faktori-finansovoyi-stiykosti-strahovoyi-kompaniyi/>.
6. Cristea, M. (n.d.). *Can Insurance Companies Control Their Financial Stability? Practical Solutions*. University of Craiova, Romania.
7. Altman, E. (2002). *Bankruptcy, credit risk, and high yield junk bonds*. NJ: Wiley-Blackwell.
8. Ohlson, J. (1980). *Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy*. *Journal of Accounting Research*, 18(1), 109–131.
9. Taffler, R. (1982). *Forecasting company failure in the UK using discriminant analysis and financial ratio data*. *Journal of the Royal Statistical Society*, 145(3), 342–358.
10. Ostrovska, H., Kvaskovskiy, O. (2011). *Analysis of practice of using foreign bankruptcy probability forecasting methods (models) for enterprises* [Analiz praktyky vykorystannia zarubizhnykh metodyk (modelei) prohnozuvannia ymovirnosti bankrutstva pidpriumstv]. *Galician economic journal*, 2(31), 99–111.
11. Cherep, A., & Yevtushenko, M. (2010). *Peculiarities of using discriminant models to forecast enterprise bankruptcy in economic conditions of Ukraine* [Osoblyvosti vykorystannia dyskryminantnykh modelei prohnozuvannia bankrutstva pidpriumstv v ekonomichnykh umovakh Ukrainy]. *Economic science journal of Ukraine*, 1, 146–151.
12. Safarova, A., & Polishchuk, I. (2012). *Discriminant analysis as a method of diagnosing bankruptcy of an engineering enterprise* [Dyskryminantnyi analiz yak metod diagnostyky bankrutstva mashynobudivnoho pidpriumstva]. *Scientific journal of Volyn national university named after Lesia Ukrainka*, 5, 122–128.
13. Riabenko, H., & Shapoval, O. (2012). *Forecasting bankruptcy of JSC "Radsad"* [Prohnosuvannia bankrutstva PAT "Radsad"]. *Innovative economics*, 36(10), 149–153.
14. Terebukh, A., & Dibrova, N. (2010). *Comparative analysis of models for evaluation of financial threats to business entities* [Porivnialnyi analiz modelei otsiniuvannia finansovykh zahroz subiektiv hospodarivannia]. *Scientific journal of NLTU of Ukraine*, 20(11), 228–240.
15. Grice, J., & Ingram, R. (2001). *Tests of the generalizability of Altman's bankruptcy prediction model*. *Journal of Business Research*, 54, 53–61.
16. Hrytsenko, L., Boiarko, I., & Hubar, A. (2009). *A discriminant model for diagnosing bankruptcy of small enterprises* [Dyskryminantna model diahnostryky bankrutstva malykh pidpriumstv]. *Topical problems of economics*, 5(95), 256–262.

-
17. Tereshchenko, O. (2004). *Anti-crisis management in an enterprise [Antykryzove upravlinnia na pidpriemstvi: A study]*. Kyiv: KNEU, 259.
 18. Pentikäinen, T. (n.d.). *On the solvency of insurance companies*. *Casualty Actuarial Society, Astin Bulletin*, 4(3), 236–247. Retrieved October 15, 2013, from <http://www.casact.org/library/astin/vol4no3/236.pdf>.
 19. Daykin, C., Berstein, G., Coutts, E., Devitt, S., Hey, E., Reynolds, G., & Smith, P. (1987). *Assessing the solvency and financial strength of a general insurance company*. *Journal of the Institute of Actuaries*, 114, 227–325.
 20. İşseveroğlu, G. (n.d.) *Prediction the financial success in Turkish insurance companies / G. İşseveroğlu*. *Ankara University Journal*, 62(4), 125–140.
 21. Gestel, T., Martens, D., Baesens, B., Feremans, D., Huysmans, J., & Vanthienen, J. (2007). *Forecasting and analyzing insurance companies' ratings*. *International Journal of Forecasting*, 23, 513–529.
 22. Lo, A. (1986). *Logit versus discriminant analysis. A specification test and application to corporate bankruptcies*. *Journal of Econometrics*, 31, 151–178.
 23. Amemiya, T., & Powell, J. (1983). *A comparison of the logit model and normal discriminant analysis when the independent variables are binary*. In: Karlin, S., Amemiya, T., & Goodman, L. (Eds.), *Studies in econometrics, time series, and multivariate statistics*. NY: Academic Press.
 24. Tabachnick, B., & Fidell, L. (1996). *Using multivariate statistics*. London: Harper Collins.
 25. Vasiliev, N., & Yegorov, A (2011). *An attempt of calculating the parameters of logistic regression under the Newton-Raphson method for evaluation of winter hardiness of plants [Opyt raschiota parametrov logisticheskoi regressii metodom Niutona-Rafsona dlia otsenki zimostoikosti rastenii]*. *Mathematical biology and bioinformatics*, 2(6), 190–199. Retrieved October 15, 2013, from [http://www.mathbio.org/2011/Vasiliev2011\(6_190\).pdf](http://www.mathbio.org/2011/Vasiliev2011(6_190).pdf).
 26. Efron, B. (1975). *The efficiency of logistic regression compared to normal discriminant analysis*. *Journal of the American Statistical Association*, 70, 892–898.
 27. Pampel, F. (2000). *Logistic Regression: A Primer*. London: Sage University Pagers Series.
 28. Spicer, J. (2004). *Making Sense of Multivariate Data Analysis*. Beverly Hills, CA, and London: SAGE Publications Ltd.

Стаття надійшла до редакції 18.10.2013 р.