



К. С. Грозава*

ЕКСПРЕС-ДІАГНОСТИКА ФІНАНСОВОГО СТАНУ СТРАХОВИХ КОМПАНІЙ НА БАЗІ КЛАСИЧНОЇ ДИСКРИМІНАНТНОЇ МОДЕЛІ

Створення і розвиток страхового ринку України відбувається в перехідний період, що характеризується процесами демонополізації економіки. Відбувається стрімкий ріст кількості страхових компаній (далі СК). Слід відзначити, що страхова діяльність має специфічну ознаку, що відрізняє її від традиційних ринків товарів чи послуг. Так, зазвичай на традиційному ринку товари чи послуги і оплата за них надаються одночасно. На ринку страхових послуг вони розведені у часі. Страхувальник авансом платить кошти в обмін на послуги, які вірогідно будуть йому надані у майбутньому. Такий аванс має бути підкріплений певними гарантіями щодо здатності страховика виконати свої зобов'язання у майбутньому. Враховуючи наслідки перехідного періоду, що супроводжувався численними банкрутствами та шахрайствами, які пережив і досі переживає страховий ринок України, відновлення довіри населення до страхових компаній на сьогодні є надзвичайно важливим завданням¹.

Вирішення проблеми забезпечення надійного захисту інтересів споживачів страхових послуг полягає в створенні умов для функціонування та розвитку платоспроможного страхового ринку і здійсненні ефективного контролю за фінансовим станом СК. Як засвідчує світовий досвід, для стабільного функціонування страхового ринку, у перехідний період має бути посилена регулююча і наглядова роль держави у зв'язку з відсутністю ринкової саморегуляції². Це завдання в Україні покладено на державний наглядовий орган — Державну комісію з регулювання ринків фінансових послуг України. Для запобігання банкрутству страховиків наглядовий орган визначає регуляторні засади та обирає методику здійснення нагляду. На сьогоднішній день в Україні дослідження фінансового стану СК в основному зосереджені на моделюванні прийняття рішень та оптимізації стратегії в середині компанії. Водночас, розробка методів, орієнтованих на ефективний зовнішній контроль за діяльністю страхового ринку, залишилася поза увагою. В Україні фактично відсутній зовнішній спеціалізований високо фаховий аудит страхових організацій, нерозвинуті інститути актуаріїв, професійні агентства визначення рейтингів СК. Це сприяє непрозорості страхового ринку, недостатній поінформованості громадян про фінансовий стан СК. Незалежний зовнішній контроль спеціалізованих інститутів і державного наглядового органу дозволяє отримати достовірну оцінку платоспроможності, ліквідності, фінансової стійкості СК. Ця інформація важлива для потенційних страхувальників, інвесторів, кредиторів СК.

Сучасна теорія фінансової діагностики, спираючись на загальну економічну теорію, системний аналіз, економіко-математичне моделювання має величезний набір методів і інструментарію для проведення як фундаментальної, так і попередньої фінансової діагностики. Попередня експрес-діагностика в процесі оцінки фінансового стану компаній займає важливе місце. Вона проводиться зазвичай регулярно і тому дозволяє зафіксувати наближення кризового стану. Це дає можливість завчасно застосувати корегуючі дії, а в разі необхідності провести фундаментальну діагностику фінансового стану, визначити чинники, що зумовили його погіршення, спрогнозувати їх подальший вплив і оцінити можливості компанії поліпшити своє фінансове становище. *Аналіз останніх досліджень і публікацій* дозволяє зробити висновок, що новітні напрямки розвитку методів експрес-аналізу пов'язані з розробкою моделей ранньої діагностики розвитку кризового стану в роботі компанії. На базі невеликої кількості фінансових коефіцієнтів формується інтегральний показник, що характеризує ступінь наближення компанії до банкрутства. Засновниками цих методів вважаються В. Бівер³, і Е. Альтман⁴. Вони починали свої роботи в 60-х роках минулого століття, а

© Грозава К. С., 2008

* здобувач кафедри фінансів Національного університету "Києво-Могилянська академія"

¹ Страхування: Підручник / Керівник авт. кол. і наук. ред. С. С. Осадець. — Вид. 2-ге, перероб. і доп. — К.: КНЕУ, 2002. — 599 с.

² Базилевич В. Д. Страховий ринок України. — К.: Знання, 1998. — 371 с.

³ Beaver W. H. Financial Ratios as Predictors of Failure // Journal of Accounting Research. — 1966. — No. 4. — P. 71-111.

⁴ Altman E. I. Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy // Journal of Finance. — 1968. — Vol. 23. — No. 4. — P. 589-609.



останні їх розробки в цьому напрямі, відносяться до нового століття⁵. Про важливе практичне значення цього напрямку і про подальший розвиток наукових підходів до вирішення проблеми ранньої діагностики свідчить велика кількість послідовників дослідників⁶. У той же час дослідження⁷ свідчать, що в країнах, економіка яких знаходиться в перехідному періоді, застосування моделей, розроблених для умов сталої економіки несприятливе.

Тож ефективне вирішення нагальних потреб практики попередньої експрес-оцінки фінансового стану СК лежить на шляху побудови і застосування, з урахуванням нових теоретичних підходів, економіко-математичних моделей, адекватних реальній ситуації на страховому ринку України. Метою роботи є побудова економіко-математичної моделі попередньої експрес-діагностики фінансового стану страхових компаній.

Вважається, що генеральна сукупність, яка досліджується, складається з об'єктів (СК), що характеризуються певними ознаками і не є однорідними відносно їх фінансового стану. Тому об'єкти можуть бути розподілені на різні групи, які відповідають певному фінансовому стану СК. Завдання класифікації об'єктів, тобто віднесення їх до певної групи, яке вирішується в роботі, належить до класу задач дискримінації. Для нього характерне апріорне знання кількості класів, наявність класифікаційної функції, яка ідентифікує клас, а метою класифікації є віднесення об'єкту до певного класу. Під час класифікації, в один клас об'єднуються об'єкти, які за певними характеристиками різняться мінімально. Ступінь подібності об'єктів, які належать до одного класу має бути вища, ніж ступінь подібності об'єктів, що належать до різних класів⁸. Класифікаційна функція може бути побудована з застосуванням різних методів. Відповідно будуть відрізнятися і моделі, розроблені з застосуванням цих методів. У роботі при побудові моделі застосовано дискримінантний метод аналізу⁹.

Сукупністю об'єктів, що підлягають дослідженню і класифікації, є страхові компанії України. В якості класифікаційних ознак, на підставі яких буде проведена класифікація об'єктів, обрані фінансові коефіцієнти. З досліджень Бівера та інших науковців, які займалися даною проблемою¹⁰, відомо, що кількісні значення фінансових коефіцієнтів в залежності від фінансового стану компанії змінюються. Тож маємо виявити такі фінансові коефіцієнти, які, адекватно відображаючи фінансовий стан СК, формуватимуть центроїди класів з найбільшою відстанню між ними.

Побудова моделі. Для побудови моделі з генеральної сукупності об'єктів виділено 3 групи вибірок. Перша та друга вибірки, які називають навчальними, будуть задіяні для побудови моделі, на їх базі формуються дискримінантні функції, які описують два класи об'єктів, а третя вибірка, яку називають екзаменаційною, застосовуватиметься для оцінки дискримінантних якостей моделі. У першу вибірку, яка представляє клас стабільно працюючих страховиків, увійшло 14 компаній, які визначено за наступними критеріями: співвідношення фактичного запасу платоспроможності (далі — ФЗП) до нормативного запасу платоспроможності (далі — НЗП)¹¹ перевищує 300 %; сума премій, що передані в

⁵ Beaver W. H., McNichols M. F., Rhie Jung-Wu. Have Financial Statements Become Less Informative? Evidence from the Ability of Financial Ratios to Predict Bankruptcy (February 2, 2005) [Електронний ресурс]. — Режим доступу: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=634921; Altman E. I. Bankruptcy, credit risk, and high yield junk bonds. — Oxford: Blackwell Publishers Ltd, 2002. — 533 p.

⁶ Fulmer John G. et al. A Bankruptcy Classification Model For Small Firms // Journal of Commercial Bank Lending. -1984. — julius. — P. 25-37; Springate Gordon L. V. Predicting the Possibility of Failure in a Canadian Firm. Unpublished M.B.A. Research Project, Simon Fraser University. January 1978 // In: INSOLVENCY PREDICTION, E. Sands & Associates Inc. [Електронний ресурс] — Режим доступу: <http://www.sands-trustee.com/insolart.htm>; Бень Т. Г., Довбня С. Б. Інтегральна оцінка фінансового стану підприємства // Фінанси України. — 2002. — № 6. — С. 53-60; Калюжний В. В., Михаліцька Н. Я. Методи визначення ймовірності банкрутства підприємств // Ринкова трансформація економіки: 36. наук. пр. — Х.: ХІБМ, 2003. — Вип. 7. — С. 89-99; Пареная В. А. Прогнозирование банкротства: основные методики и проблемы // Материалы первой всеукраинской научно-практической конференции. — К.: Україна Наукова, 2001. — 56 с.; Білик М. Д. Сутність і оцінка фінансового стану підприємств // Фінанси України. — 2005. — № 3. — С. 117-128; Внукова Н. М., Зінченко Н. І. Формування системи кількісних показників оцінки фінансового стану підприємств-емітентів // Фінанси України. — 2006. — № 12. — С. 112-120.

⁷ Крюков А. Ф., Егорычев И. Г. Анализ методик прогнозирования кризисной ситуации коммерческих организаций с использованием финансовых индикаторов // Менеджмент в России и за рубежом. — 2001. — № 2. — С. 91-98.

⁸ Єрина А. М. Статистичне моделювання та прогнозування: Навч. посіб. — К.: КНЕУ, 2001. — 170 с.

⁹ Факторный, дискриминантный и кластерный анализ / Пер. с англ. Дж. О. Ким, Ч. У. Мюллер, У. Р. Клекко и др. Под ред. Н. С. Енюкова. — М.: Финансы и статистика, 1989. — 215 с.

¹⁰ Altman E., Haldeman R., and Narayanan P. ZETA analysis: a new model to identify bankruptcy risk of corporations // Journal of Banking and Finance. — 1977, June. — P. 29-54; Blum M. Failing company discriminant analysis // Journal of Accounting Research. — 1974, Spring. — P. 1-25; Deakin E. A discriminant analysis of predictors of business failure. // Journal of Accounting Research. — 1972, Spring. — P. 167-179; Edminster R. An empirical test of financial ratio analysis for small business failure prediction // Journal of Financial and Quantitative Analysis. — 1972. — No. 2. — P. 1477-1493.

¹¹ Про страхування: Закон України від 07.03.1996 р. у ред. Закону України від 04.10.2001 р. (із змін. та доп.) // ОВУ. — 2007. — № 43. — Ст. 1707.



перестраховування, не перевищує 70 %; різниця між активами і зобов'язаннями перевищує величину страхових резервів; доля премій, зібраних з страхування фінансових ризиків та кредитів, становить не більше 70 % від загального обсягу зібраних премій; у періоді, що аналізується, компанія отримала чистий прибуток.

У другу вибірку, яка представляє клас неплатоспроможних СК, увійшли 14 компаній, у яких відповідно до вимог ст. 30 Закону України “Про страхування” в певному періоді дослідження даних ФЗП не перевищує розрахунковий НЗП. З метою побудови моделі, яка прогнозуватиме фінансовий стан компаній, ФК для другої вибірки розраховано за один фінансовий період до настання неплатоспроможності, тобто за один квартал. Зважаючи на перехідний стан економіки, прогнозування за більш тривалий проміжок часу не видається обґрунтованим, оскільки очевидно матиме місце порушення припущення щодо стабільності оцінених параметрів.

До третьої вибірки увійшли страховики — представники двох класів, 12 неплатоспроможних та 12 стабільно працюючих страховиків, визначених за аналогічними критеріями. Невеликий об'єм вибірок пояснюється лімітованою інформаційною базою, оскільки за період з 2003 року зафіксовано небагато випадків настання неплатоспроможності страховиків.

Апріорі дискримінаційна функція класифікації визначена як лінійна комбінація класифікаційних ознак. Завдання полягає у визначенні параметрів функції. Побудова дискримінантної функції ґрунтується на використанні закону розподілення вірогідностей за ознаками об'єктів, власне параметри дискримінантної функції є алгебраїчними функціями від параметрів функції щільності розподілення.

Навчальні класи сформовані апріорі з v_i об'єктів: для класу G_1 — стабільно працюючих СК, $i = \overline{1, n_1}$, де n_1 — кількість об'єктів в класі G_1 ; для класу G_2 — об'єктів, фінансовий стан яких наближається до кризового, $i = \overline{1, n_2}$, де n_2 — кількість об'єктів в класі G_2 . Об'єкти v_i характеризуються вектором ознак $X_i = (x_{i1}, \dots, x_{ij}, \dots, x_{im})$, де m — кількість ознак. Кожен з двох навчальних класів характеризується певним законом розподілення вірогідностей за ознаками об'єктів. Для нормального m — вимірного розподілення вектора ознак функція щільності розподілення визначається законом Гауса.

$$f(x_i) = \frac{1}{(2\pi)^{m/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp \left[-\frac{1}{2} (x_i - \mu)^T \Sigma^{-1} (x_i - \mu) \right], \quad (1)$$

де μ — вектор математичних сподівань, Σ - коваріаційна матриця.

Закон Гауса для m -мірної нормальної функції щільності вірогідності з вектором математичних сподівань μ і коваріаційною матрицею Σ зазвичай позначають $N_m(\mu, \Sigma)$. Для вирішення питання, до якого з двох класів G_1 чи G_2 , які мають відповідне нормальне розподілення $N_m(\mu^2, \Sigma^2)$, віднести об'єкт v_i з ознаками X_i необхідно розрахувати значення m -мірної функції щільності вірогідності (1) для кожного з цих двох класів $f_1(X_i)$ і $f_2(X_i)$ і порівняти отримані результати. Але перед цим слід зауважити наступне. В дискримінантному аналізі, який базується на використанні функції розподілення, під час побудови дискримінантної функції користуються двома припущеннями:

- кожна сукупність об'єктів, що підлягають дискримінації, має багатовимірну нормальну функцію щільності;
- нормальні функції щільності вірогідностей об'єктів з різних сукупностей мають однакову коваріаційну матрицю.

Зазначені припущення суттєво спрощують формули розрахунку дискримінантних функцій, а також полегшують перевірку гіпотези про статистичну значимість відмінності між класами (центроїдами).

Визначимо відношення вірогідності відповідності точки X_i образу класу G_1 чи образу класу G_2 :

$$\frac{f_1(X_i)}{f_2(X_i)} = \frac{\exp \left[-\frac{1}{2} (X_i - \mu^1)^T \Sigma^{-1} (X_i - \mu^1) \right]}{\exp \left[-\frac{1}{2} (X_i - \mu^2)^T \Sigma^{-1} (X_i - \mu^2) \right]} = \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[(X_i - \mu^1)^T \Sigma^{-1} (X_i - \mu^1) - (X_i - \mu^2)^T \Sigma^{-1} (X_i - \mu^2) \right] \right\} = K \quad (2).$$



Зручніше користуватися логарифмом відношення:

$$\ln \frac{f_1(X_i)}{f_2(X_i)} = -\frac{1}{2} \left[(X_i - \mu^1)^T \Sigma^{-1} (X_i - \mu^1) - (X_i - \mu^2)^T \Sigma^{-1} (X_i - \mu^2) \right] = U_{12}(X_i) \quad (3).$$

Зазначимо, що множина векторів X_i , для яких величина (2) більше деякої величини K або еквівалентна їй величина (3) $> \ln K$ визначає область R_1 , при потраплянні в яку об'єкт v_i класифікується як спостереження за сукупністю n_1 . У роботі Андерсена¹² доведено, що якщо n_q ($q=1,2$) має щільність розподілення вірогідностей (1), то області найкращої класифікації визначаються наступним чином:

$$\begin{aligned} R_1: U_{12}(X_i) &\geq \ln K, \\ R_2: U_{12}(X_i) &< \ln K, \\ K &= \frac{p_1 C(2/1)}{p_2 C(1/2)}, \end{aligned} \quad (4)$$

де p_1, p_2 — апіорні вірогідності того, що спостереження проводиться над сукупністю n_1 зі щільністю розподілення вірогідностей $f_1(X_i)$ і над сукупністю n_2 зі щільністю $f_2(X_i)$; $C(2/1)$ — ціна помилкової класифікації спостереження, що проводиться над n_1 ; $C(1/2)$ — ціна помилкової класифікації спостереження, що проводиться над n_2 .

Для окремого випадку (коли нам невідомі апіорні вірогідності появи образів) робимо припущення, що дві сукупності рівновірогідні, а також ціни помилок є однаковими $C(1/2) = C(2/1)$. Тоді $K=1$ (4) і області найкращої класифікації визначаються наступним чином:

$$\begin{aligned} R_1: U_{12}(X_i) &\geq 0, \\ R_2: U_{12}(X_i) &< 0. \end{aligned} \quad (5)$$

Рівняння (5) є правилом класифікації.

Після перетворення рівняння (3) можна записати:

$$\left[X_i^T \Sigma^{-1} \mu^1 - \frac{1}{2} ((\mu^1)^T \Sigma^{-1} \mu^1) \right] - \left[X_i^T \Sigma^{-1} \mu^2 - \frac{1}{2} ((\mu^2)^T \Sigma^{-1} \mu^2) \right] = U_{12}$$

Вирази у квадратних дужках є дискримінантними функціями відповідно першого і другого класів.

Введемо позначення:

$$b^q = (b_1^q, b_2^q, \dots, b_m^q)^T = \Sigma^{-1} \mu^q, \quad b_0^q = -\frac{1}{2} ((\mu^q)^T \Sigma^{-1} \mu^q), \quad q = \overline{1,2}. \quad (6)$$

Тоді з урахуванням (6) дискримінантні функції можуть бути записані у вигляді:

$$\begin{aligned} F^1(X_i) &= X_i^T * b^1 + b_0^1, \\ F^2(X_i) &= X_i^T * b^2 + b_0^2. \end{aligned} \quad (7)$$

Вперше дискримінантні функції, як лінійні функції ознак об'єкта спостереження, були запропоновані Фішером (1936). Відповідно, дискримінантні функції, побудовані на базі функцій розподілення, за його пропозицією отримали назву класичні дискримінантні функції.

Далі стоїть завдання знайти таку комбінацію ознак, на базі якої дискримінантні функції $F^1(X_i)$ та $F^2(X_i)$ (7) найбільш ефективно (відповідно до вибраних критеріїв) класифікували об'єкти v_i до певного класу.

Результати. Досліджувалися 17 попередньо відібраних фінансових коефіцієнтів. У процесі формування остаточної множини коефіцієнтів, які увійшли в модель і які в комбінації дають найкращий результат щодо достовірного прогнозування настання неплатоспроможності, враховувалися значення тесту на відмінність середніх в групах, статистична значимість загального F-критерію комбінації коефіцієнтів, статистична

¹² Андерсон Т. Введение в многомерный статистический анализ. — М.: Гос. изд. физ.-мат. лит-ры, 1963.



значимість окремого внеску кожного коефіцієнта, кореляційний зв'язок відповідних коефіцієнтів, а також достовірність прогнозу отриманих дискримінаційних функцій (апостеріорні вірогідності) як для навчальних, так і для екзаменаційної вибірок. У результаті сформована множина ознак наступна: коефіцієнт фінансової незалежності (X_1); коефіцієнт фінансової стабільності (X_2); коефіцієнт Бівера (X_3); частка основних засобів в активах (X_4).

Процес підбору комбінацій коефіцієнтів для моделі є по-суті ітераційним. Разом з тим програмні засоби зазвичай обирають комбінації коефіцієнтів, спираючись виключно на статистичні характеристики показників, тому дослідник оцінює результати кожної ітерації кожного варіанта комбінації ознак з урахуванням економічного обґрунтування. Визначена комбінація виявилася найкращою з численних випробуваних за допомогою програми STATISTICA методом покрокового аналізу вперед та назад. Незважаючи на економічну доцільність включення в модель більшої кількості фінансових коефіцієнтів, очевидно, що за умови невеликого обсягу навчальної вибірки більша кількість коефіцієнтів може призвести до так званої "over-adjusted" моделі, яка занадто добре відображатиме властивості саме цієї вибірки, однак буде нездатна правильно класифікувати нові компанії.

У результаті на базі навчальних класів з визначеною множиною ознак розроблено модель діагностики, яка базується на класичних дискримінантних функціях:

$$F^1(X) = -72,007 + 85,412 \cdot X_1 + 25,513 \cdot X_2 + 6,150 \cdot X_3 + 137,08 \cdot X_4$$

$$F^2(X) = -8,569 + 45,620 \cdot X_1 + 4,687 \cdot X_2 - 0,585 \cdot X_3 + 24,261 \cdot X_4$$

Показники значимості всієї моделі і кожного коефіцієнта наведено в табл. 1.

Таблиця 1.

Показники значимості моделі

Статистика Уїлкса, Λ_{Σ} : ,04749 апроксимація F (4,23)= 115,33 p< ,0000 Квадрат відстані Махаланобіса (D^2)= 80,23			
	Статистика Уїлкса, Λ_w	F-критерій Фішера (1,23)	Рівень значимості (p)
Кфн	0,052605	2,477034	0,129176
Кфс	0,079832	15,66275	0,000625
КБ	0,067266	9,577158	0,005111
Кчоза	0,110355	30,44532	1,3E-05

Критичні значення F (4,23)=2,8; F(1,23)=4,28.

З отриманих результатів можемо зробити висновок, що центроїди класів значно віддалені один від одного, на що вказує статистично значима величина квадрата відстані Махаланобіса $D^2=80,23$. Як вже зазначалося вище, в дискримінантному аналізі F-тест застосовується для визначення дискримінаційної спроможності моделі, оскільки F-статистика — це фактично співвідношення міжгрупової суми квадратів відхилень до внутрішньо групової суми квадратів відхилень. Так, збільшення цього відношення вказує на збільшення відстані між центроїдами двох класів і водночас на зменшення внутрішньогрупової дисперсії. В нашому випадку загальний F-критерій є статистично значимим для рівня значущості $p=0,00001$, тобто отримана модель має потужну дискримінаційну спроможність, що також підтверджується значенням статистики Уїлкса, близьким до нуля. Також, зауважимо, що всі коефіцієнти є статистично значимі ($p=0,001$), окрім коефіцієнта фінансової незалежності. Однак коефіцієнт фінансової незалежності вносить вагомий вклад у дискримінаційну здатність моделі. Згадаємо, що в дискримінантному аналізі оцінюється дискримінаційна спроможність комбінації коефіцієнтів, і інваріантно незначущий коефіцієнт може виявитися надзвичайно значущим для дискримінації саме в певній комбінації з іншими коефіцієнтами¹³.

¹³ Eisenbeis R. A. Pitfalls in the Application of Discriminant Analysis in Business, Finance, and Economics // The Journal of Finance. — 1977. — No. 3. Vol. 32. — P. 875-900.



Побудована модель була апробована на екзаменаційній вибірці. Результати апробації наведено в табл. 2.

Таблиця 2.

Матриця класифікацій для екзаменаційної вибірки

	% правильно класифікованих СК	Група стабільно працюючих СК	Група неплатоспроможних СК
Група стабільно працюючих СК	83	10	2
Група неплатоспроможних СК	83	2	10
Всього	83	12	12

Відповідно до результатів перевірки моделі на навчальній та екзаменаційній вибірках отримана модель правильно класифікувала 92 % компаній, при цьому точність моделі для екзаменаційної вибірки становить 83 %.

Отримані результати дають підстави до практичного застосування моделі. Беручи до уваги, що автор проводить дослідження по побудові моделей із застосуванням різних математичних методів, остаточний вибір моделі буде зроблено після проведення порівняльної оцінки.

*Стаття рекомендована до друку кафедрою фінансів
Національного університету "Кієво-Могилянська академія"
(протокол № 5 від 22 січня 2008 року)*

