

20. Obstfeld M. The Intertemporal Approach to the Current Account / M.Obstfeld, K.Rogoff // Handbook of International Economics /Edited by G.Grossman, K.Rogoff. – Elsevier Science, 1995. – vol.III. – p. 1731-1799.
21. Polak J. Monetary Analysis of Income Formation and Payments Problems / J. Polak // IMF Staff Papers. – 1957. - Vol. 6, No. 1. - p. 1-50.
22. Sachs J. The Current Account in the Macroeconomic Adjustment process / J.D. Sachs // NBER Working papers Series. Working Paper 796, 1981. – 20p. [Електронний ресурс]. – Режим доступу: <http://www.nber.org/papers/w0796.pdf>
23. Sachs J.D. The Current Account and Macroeconomic Adjustment in the 1970's. / J.D. Sachs // Brookings Papers on Economic Activity. – 1981. – Issue 1. – p.201-268. [Електронний ресурс]. – Режим доступу: <http://www.earth.columbia.edu/sitefiles/file/about/director/documents/BPEA1981TheCurrentAccountandMacroeconomicAdjustment.pdf>
24. Svensson L.E.O. The Terms of Trade and the Current Account: Harberger-Laursen-Metzler Effect / L.E.O. Svensson, A.Razin // Journal of Political Economy. – 1983. – Vol.91. – №1. – p.97-125.

1.18. Прогнозування платоспроможності підприємства на основі регресійного аналізу величини чистих активів

Одна з найбільш складних проблем сучасної економіки - прогноз платоспроможності підприємств. У традиційному розумінні аналіз платоспроможності є метод оцінки і прогнозування платоспроможності підприємства на основі його бухгалтерської звітності. Він дозволяє:

1. Оцінити поточний стан, тенденцію розвитку платоспроможності підприємства
2. Виявити доступні джерела засобів і оцінити можливість і доцільність їх мобілізації
3. Спрогнозувати стан платоспроможності підприємства

Класичний напрямок аналізу - це дослідження публічної фінансової звітності, призначене насамперед для зовнішніх користувачів. В українській практиці коло показників, який відноситься до аналізу платоспроможності поки чітко не визначено.

До основних традиційних методик аналізу платоспроможності відносять.

Аналіз платоспроможності на основі офіційної методики про банкрутство підприємств.

Дана методика ґрунтується на положеннях методики визначеної законодавством України про банкрутство підприємств. Згідно з "Методичними рекомендаціями щодо виявлення ознак

неплатоспроможності підприємства та ознак дій з приховування банкрутства, фіктивного банкрутства чи доведення до банкрутства”, затвердженими наказом Міністерства економіки України від 17 січня 2001 року №10, для проведення системного експрес-аналізу фінансового стану підприємства пропонується використовувати коефіцієнт Бівера (КБ), який розраховується за формулою:

$$КБ = (ЧП - НА) : (ДЗ + ПЗ),$$

де ЧП – чистий прибуток;

НА – нарахована амортизація;

ДЗ – довгострокові зобов’язання;

ПЗ – поточні зобов’язання.

Коли КБ вище 0,4 – підприємству банкрутство не загрожує. Якщо протягом тривалого періоду коефіцієнт Бівера не перевищує 0,2 – це є ознакою формування незадовільної структури балансу [1].

Аналіз платоспроможності на основі фінансових показників.

Дана методика зводиться до розрахунку фінансових показників. На думку Цал-Цалко Ю.С., платоспроможність підприємства - одна з умов стійкості підприємства. Аналізу платоспроможності підприємства відводиться першорядне значення. Автор пропонує вибрати з сукупності коефіцієнтів найбільш підходящі для визначення платоспроможності, в залежності від мети аналізу (проводять його кредитори, власники підприємства і т.д.) Недолік даної методики, в тому, що порівняння з рекомендованими нормативами представляє відомі труднощі через їх величини, різної галузевої регіональної, національної або будь-якою іншою специфіки. Автор оперує великою кількістю фінансових показників, тим самим мають недоліки притаманні коефіцієнтний аналіз [2].

Експрес і глибокий аналіз платоспроможності.

Ковальов В.В. аналіз платоспроможності підприємства представляє як короткостроковий критерій оцінки фінансового стану підприємства з точки зору прогнозування його банкрутства [3]. Він представлений у вигляді структури з двох модулів: експрес-аналіз і деталізований аналіз платоспроможності в звітному періоді (коефіцієнтний аналіз). Мета експрес-аналізу в отриманні оперативної та наочної оцінки фінансового стану, а також динаміки розвитку господарюючого суб'єкта. Мета поглибленого аналізу - більш докладна характеристика майнового і фінансового потенціалів господарюючого об'єкта, результатів його діяльності в минулому звітному періоді, а також можливостей розвитку об'єкта на перспективу. Платоспроможність оцінюються за допомогою абсолютних і відносних показників. З абсолютних основним є показник, що характеризує величину власних оборотних коштів. Для порівняння ступеня ліквідності разновеликих підприємств пропонується використовувати відносні показники - коефіцієнти ліквідності (коефіцієнт абсолютної ліквідності, коефіцієнт швидкої ліквідності,

коефіцієнт поточної ліквідності). Ці чотири показники є основними, на думку Ковальова, для оцінки ліквідності та платоспроможності. Також Ковальов В.В. пропонує при використанні тих чи інших коефіцієнтів враховувати специфіку підприємства (галузевої, регіональної).

Аналіз платоспроможності через ліквідність

Методика Шеремета А.Д., Сайфуліна Р.С. [4] аналіз платоспроможності зводить до аналізу ліквідності балансу і розглядає його як один з блоків аналізу фінансового стану підприємства. Для цього використовуються коефіцієнт абсолютної ліквідності, критичної ліквідності, поточної ліквідності. Недолік такого підходу полягає в тому, що аналіз платоспроможності зводиться до аналізу ліквідності балансу.

Аналіз платоспроможності через показники ліквідності

Крейнина М.Н. з метою визначення платоспроможності підприємства пропонує використовувати коефіцієнти поточної ліквідності і забезпеченості власними оборотними засобами [5]. Але, як і багато економістів, вона вважає, що нестабільність унеможливорює будь-яке нормування показників коефіцієнта поточної ліквідності і коефіцієнта забезпеченості власними оборотними засобами. Ці коефіцієнти повинні оцінюватися для кожного конкретного підприємства за його балансовими даними.

Дискримінантна модель О.О.Терещенка [6] має значні переваги над традиційними методиками:

- модель є зручною в застосуванні;
- розроблена на використанні вітчизняних статистичних даних;
- враховується сучасна міжнародна практика;
- за рахунок використання різноманітних модифікацій базової моделі до підприємств різних видів діяльності вирішує проблему критичних значень показників;
- враховує галузеві особливості підприємства.

Однак дана методика не є досконалою і має свої недоліки:

- відсутність поглибленої класифікації стійкості фінансового стану (існує лише задовільний та незадовільний фінансовий стан);
- широкий інтервал невизначеності, що зобов'язує проводити додатковий аналіз для ідентифікації стійкості фінансового стану;
- недостатнє теоретичне та емпіричне обґрунтування критичних точок (чи інтервалів) для окремих фінансових індикаторів, що призводить до неточного фіксування нормативних значень фінансових показників.

Недоліком всіх перерахованих методик є те, що для аналізу платоспроможності головним чином використовуються показники ліквідності, а вплив інших факторів не враховується взагалі або враховується в незначній мірі.

Уникнути цих недоліків дозволяє використання методів математичного моделювання, зокрема, математичне моделювання чистих активів підприємства.

Чисті активи - це активи, забезпечені власним капіталом організації. Простіше кажучи, це балансова вартість всього того, що залишилося б у розпорядженні учасників ТОВ (акціонерів), якби організація погасила всі свої зобов'язання.

Величина чистих активів як ТОВ, так і АТ розраховується на підставі даних бухгалтерської звітності. Тому, щоб визначити величину чистих активів потрібен бухгалтерський баланс, який завжди складається на конкретну дату.

Величина чистих активів (ЧА) розраховується за формулою:

$$\text{ЧА} = \text{А} - \text{ДЗ} - \text{КЗ}, \text{ где}$$

А – активи підприємства (Баланс стр. 1300);

ДЗ – довгострокові зобов'язання (Баланс стр. 1595);

КЗ – короткострокові зобов'язання (Баланс стр. 1695).

Розрахувавши цей показник, можна дізнатися про фінансову стійкість підприємства, від величини чистих активів залежить і саме його існування. Величина чистих активів має важливе значення, стежити за її динамікою і прогнозувати її значення для будь-якої компанії життєво необхідно.

Для прогнозування величини і динаміки чистих активів була використана множинна лінійна кореляційна модель.

В її основу були покладені реальні статистичні дані підприємств курортно-рекреаційної сфери м. Бердянськ. При розробці моделі були використані дані фінансової звітності 29 закладів курортно-рекреаційної сфери за 2014 року - 2015 роки.

У процесі вирішення розглядалися лінійні за параметрами і по змінним множинні регресійні моделі:

$$y_i = b_0 + b_1x_{i1} + b_2x_{i2} + \dots b_kx_{ik} + \varepsilon_i, \quad i = 1 \dots n \quad (1)$$

де $b_0, b_1, \dots, b_k$ — невідомі параметри моделі, а ε_i — випадкові помилки моделі.

Клас лінійних множинних регресійних моделей обраний не випадково. Коефіцієнти, отримані в результаті використання моделей саме даного типу, легко піддаються економічній інтерпретації, чого не можна сказати про інші класи моделей (наприклад, K_{Π} — коефіцієнт покриття за ринковою вартістю власного капіталу в пятифакторную моделі Альтмана або $X_9 - \log$ (сума відношення прибутку до оподаткування до відсотків до сплати) в моделі Фулмера)).

За даними балансів були розраховані 30 показників, що характеризують фінансовий стан підприємств. З урахуванням показників діяльності підприємств за 2015р. була побудована модель для прогнозування величини чистих активів на наступний рік, в якій

залежною змінною Y виступає величина чистих активів на 01.01.2016р. як основний показник платоспроможності підприємства.

Відбір змінних, що увійшли в підсумкову модель, проводився на основі методу покрокової регресії. Критеріями вибору найкращої регресійної моделі були значення скоригованого коефіцієнта детермінації, значимість всіх коефіцієнтів моделі за критерієм Стюдента, значимість моделі на основі критерію Фішера, а також значення коефіцієнта кореляції між фактичним значенням залежної змінної і розрахунковим, знайденим по моделі.

У підсумкову ж модель увійшли наступні незалежні змінні:

K5 - коефіцієнт, що відображає відношення грошового потоку до зобов'язань;

K8 - коефіцієнт, що відображає відношення чистого прибутку до сукупних активів;

K9 - коефіцієнт наявності власних коштів;

K18 - коефіцієнт співвідношення власних і позикових коштів;

K20 - коефіцієнт, що відображає ставлення оборотних активів до суми зобов'язань;

K22 - коефіцієнт рентабельності продажів;

K25 - коефіцієнт, що відображає ставлення нерозподіленого прибутку до загальних активів;

Після визначення змінних, які увійшли до вихідної бази даних, були обчислені по кожній з них описові статистики (табл. 1).

Таблиця 1.

**Описові статистики множинної регресійної моделі
прогнозу величини чистих активів**

Значення	K5	K8	K9	K18	K20	K22	K25	Чисті активи
Вибіркове середнє	0,063	0,037	0,238	0,483	0,969	0,057	0,109	65521,421
Медіана	0,023	0,018	0,182	0,158	0,981	0,036	0,065	21916,000
Максимум	0,839	0,294	0,805	3,211	2,116	0,433	0,640	596327,000
Мінімум	-0,120	-0,039	0,004	-0,043	0,170	-0,094	0,001	-428,000
Стандартне відхилення	0,138	0,050	0,242	0,658	0,352	0,082	0,140	118986,000
Вибіркова дисперсія	0,019	0,005	0,051	0,444	0,133	0,009	0,017	14157668196,000
Коефіцієнт асиметрії	3,511	2,136	0,773	1,868	0,224	2,306	2,352	2,789
Коефіцієнт ексцесу	17,506	9,027	2,251	6,612	4,514	10,661	9,300	10,882

Вибіркове середнє - середнє значення елементів ряду. В теорії вибіркової середньої називають середнє арифметичне значення ознаки вибіркової сукупності. Вибіркова медіана - значення ряду даних, упорядкованого за зростанням (варіаційного ряду), що ділить його навпіл на дві рівні частини, що складаються з однакової кількості елементів.

Максимум і мінімум - відповідно максимальне і мінімальне значення елементів ряду. Вибіркове стандартне відхилення - точкова оцінка середньоквадратичного відхилення, що характеризує мінливість випадкової величини - середнє відхилення значень випадкової величини від вибіркового середнього. Вибіркова дисперсія - квадрат вибіркового стандартного відхилення. В теорії так само зустрічається наступне визначення: вибіркової дисперсією називають середнє арифметичне квадратів відхилення спостережуваних значень ознаки від їх середнього значення.

Позитивні значення коефіцієнта асиметрії свідчать, що розподілу мають правосторонню асиметрію в порівнянні з нормальним розподілом, тобто значення показників, що знаходяться праворуч від середнього значення ряду, мають велику частоту.

Позитивні значення коефіцієнта ексцесу показують, що розподілу мають більш круту вершину в порівнянні з кривою нормального розподілу.

Отримані значення цих двох показників обумовлені особливостями аналізованих вибірових даних.

Далі була побудована кореляційна матриця для розглянутих змінних (табл. 2).

Таблиця 2

**Кореляційна матриця множинної регресійної моделі
прогнозу величини чистих активів**

Коефіцієнт	K5	K8	K9	K18	K20	K22	K 25	Чисті активи
K5	1,000	0,919	0,505	0,612	0,341	0,401	0,738	-0,090
K8	0,919	1,000	0,420	0,463	0,332	0,449	0,773	-0,129
K9	0,505	0,420	1,000	0,891	0,411	0,225	0,520	0,397
K18	0,612	0,463	0,891	1,000	0,542	0,236	0,498	0,148
K20	0,341	0,332	0,411	0,542	1,000	-0,069	0,431	-0,048
K22	0,401	0,449	0,225	0,236	-0,069	1,000	0,338	0,180
K25	0,738	0,773	0,520	0,498	0,431	0,338	1,000	-0,079
Чисті активи	-0,090	-0,129	0,397	0,148	-0,048	0,180	-0,079	1,000

Аналіз значущих коефіцієнтів кореляції чинників з залежною змінною дозволив зробити наступні висновки:

- Існують виражені прямі залежності між величиною чистих активів і коефіцієнтом наявності власних коштів, між величиною чистих активів і коефіцієнтом співвідношення власних і позикових коштів, між величиною чистих активів і рентабельністю продажів.

- Спостерігається зворотна залежність між величиною чистих активів і ставленням грошового потоку до зобов'язань, величиною чистих активів і відношенням чистого прибутку до сукупних активів, величиною чистих активів і ставленням оборотних активів до суми зобов'язань а

також величиною чистих активів і ставленням нерозподіленого прибутку до загальних активів.

Аналіз кореляційної матриці показав, що між змінними K5 і K8 спостерігається сильна залежність, оскільки коефіцієнт кореляції між ними дорівнює 0,919. Далі була проведена перевірка двома різними способами на наявність мультиколінеарності.

Відбір кращої множинної лінійної регресійної моделі проводився за кількома критеріями:

1. Перш за все модель повинна бути значима за критерієм Фішера на рівні значущості 0,05. Крім того, повинні бути значущими всі коефіцієнти шуканої моделі на тому ж рівні значущості.

2. Порівняння якості побудованих моделей вироблялося з двох параметрами: величиною скоригованого коефіцієнта детермінації (Adjusted R-squared), а також значенням коефіцієнта кореляції між фактичним значенням залежної змінної (величини чистих активів) та прогнозними значеннями, отриманими за моделлю.

В результаті проведеного аналізу була побудована модель прогнозування чистих активів підприємства:

$$ЧА = -82973,66431 - 93009,4231 \cdot K5 - 259928,073 \cdot K8 + 889032,1918 \cdot K9 + 30004,4859 \cdot K18 - 100857,8693 \cdot K20 + 57992,884 \cdot K22 - 35783,6391 \cdot K25 \quad (2).$$

Дана модель є найкращою з усіх можливих моделей, оскільки відповідає наступним критеріям:

1. Перевірка значущості коефіцієнтів регресії проводилася на основі критерію Стюдента на рівні значущості 0,05. Оскільки всі $\text{Prob.}(t\text{-statistic}) < 0,05$, то гіпотеза про незначущість коефіцієнтів регресії була відхилена. Всі коефіцієнти регресії значущі на рівні значущості 0,05. Модель в цілому значима за критерієм Фішера, оскільки $\text{Prob.}(F\text{-statistic})$ також менше ніж 0,05.

2. Скоригований коефіцієнт детермінації в моделі має найбільше значення в порівнянні з іншими моделями.

3. Коефіцієнт кореляції прогнозного значення за моделлю і фактичного значення вектора значень залежної змінної також найбільший в порівнянні з іншими моделями.

Найбільш змістовні і точні висновки щодо моделі за результатами спостережень могли бути отримані при наступних припущеннях:

1. Значення $x_1, \dots, x_n$ є не випадковими величинами.

2. Математичне сподівання випадкової помилки в кожному спостереженні дорівнює нулю, тобто $M(\varepsilon_i) = 0$, $i = \overline{1, n}$.

3. Дисперсія випадкової помилки постійна для всіх спостережень, тобто $D(\varepsilon_i) = M(\varepsilon_i^2) = \sigma^2$, $i = \overline{1, n}$.

4. Випадкові помилки різних спостережень статистично не пов'язані (некорреліровані) між собою, тобто $M(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0$ при $i \neq j$.

5. Випадкові помилки мають спільне нормальний розподіл, зокрема $\varepsilon_i \sim N(0; \sigma^2)$.

Стационарність послідовності залишків була перевірена за допомогою серіального критерію Вальда-Вольфовітца, який орієнтований на перевірку припущення: чи можна вважати, що залишки отримані в результаті незалежних спостережень однієї і тієї ж випадкової величини:

$$k_{розр} = -1,81 \quad k_{табл} = 1,96.$$

Обчислення значення критерію по модулю вийшло менше табличного значення. Тоді була прийнята нульова гіпотеза: вектор залишків є випадковою величиною.

Після цього була проведена перевірка нормальності помилок моделі за допомогою тесту Жарка-Бера (Jarque–Bera), який передбачає перевірку одночасного рівності нулю коефіцієнтів асиметрії та ексцесу залишків.

$$k_{розр} = 4,07 \quad k_{табл} = 5,99;$$

Оскільки $k_{розр} < k_{табл}$ отже, нульова гіпотеза була прийнята, тобто на рівні значущості 0,05 можна стверджувати, що дані мають нормальний розподіл.

Крім того була проведена перевірка залишків на автокореляцію і гетероскедастичності випадкових помилок, для чого був використаний критерій перевірки автокореляції Дарбіна - Уотсона і тест Уайта.

Недоліком критерію Дарбіна - Уотсона є наявність області невизначеності критерію, що не дозволяє при певних значеннях статистики Дарбіна - Уотсона вирішити задачу перевірки гіпотез. Наявність області невизначеності критерію зумовлено тим, що розподіл статистики залежить не тільки від числа спостережень і числа пояснюють змінних, але і від значень пояснюють змінних. Критичні значення статистики визначені для обсягів вибірки не менше 15.

У нашому випадку: $DW_{розр} = 2,23$, $d_U = 1,77$. Оскільки $1,77 < DW_{розр} < 2,23$, то на рівні значущості 0,05 гіпотеза про відсутність автокореляції була прийнята.

Перевірка гетероскедастичності випадкових помилок за допомогою тесту Уайта показала, що ймовірність помилки першого роду виявилася дорівнює 0,1, в результаті була прийнята гіпотеза про відсутність гетероскедастичності (якщо Probability = 0,1 > 0,05, то гіпотеза приймається (дисперсії однакові)). Таким чином, розрахована модель прогнозування платоспроможності на основі регресійного аналізу величини чистих активів виявилася достовірною і значущою.

Для перевірки якості побудованої множинної лінійної регресійної моделі було необхідно її тестування на так званому out-of-sample, тобто вибірових даних, не використаних при побудові моделі. Для цього була проведена перевірка моделі на більш пізніх даних. Для цього були

використані дані фінансової звітності 29 закладів курортно-рекреаційної сфери м Бердянськ станом на 01.01.2016 р, а в якості залежної змінної вибрано значення чистих активів цих підприємств на 01.01.2017 р.

В результаті розрахунків були отримані наступні результати. Коефіцієнт кореляції між фактичним значенням чистих активів і прогнозним по моделі склав 0,801 (сильна залежність). Це свідчить про високу якість побудованої моделі та її потенціал прогнозування.

В цілому можна зробити висновок, що побудована модель відповідає реальному стану справ, а перевірка на out-of-sample показала, що її застосування не обмежується тільки тією вибіркою даних, на якій вона була побудована. Модель має потенціал прогнозування чистих активів підприємства в майбутньому періоді на основі аналізу його поточної фінансової звітності.

Список літератури:

1. Наказ Міністерства економіки України № 14 від 19.01 2006 р. «Про затвердження Методичних рекомендацій щодо виявлення ознак неплатоспроможності підприємства та ознак дій з приховування банкрутства, фіктивного банкрутства чи доведення до банкрутства».
2. Цал-Цалко Ю. С. Фінансовий аналіз : підручник – К: Центр учбової літератури, 2008. – 566 с.
3. Ковалев В.В. Финансовый анализ: Методы и процедуры. –М.: Финансы и статистика. 2001. 560с
4. Шеремет А.Д., Негашев Е.В. Методика финансового анализа. – М.: ИНФРА-М, 1997
5. Крейнина М.Н. Анализ финансового состояния и инвестиционной привлекательности акционерных обществ в промышленности, строительстве и торговле. –М.: АО «ДИС», «МВ-Центр», 1994.-254с
6. Терещенко О. О. Фінансова діяльність суб'єктів господарювання [Текст] : навч. посібник / О. О. Терещенко. – К. : КНЕУ, 2003. – 554 с. – ISBN 966-574-441-0.
7. Азарова А. О. Математичні моделі та методи оцінювання фінансового стану підприємства [Текст] : монографія / А. О. Азарова, О. В. Рузакова. – Вінниця : ВНТУ, 2010. – 172 с. – ISBN 978-966-641-363-8.

1.19. Прогнозні можливості ентропійних показників складності

Фінансово-економічні кризи, що супроводжували людство протягом всього періоду існування товарно-грошових відносин, їх наслідки розкрили недієздатність існуючих економічних парадигм. В той же час завдяки кризам з'явилися стимули для оновлення існуючих та створення нових міждисциплінарних методів в арсеналі економічної науки. Останні десятиліття відзначені зміцненням математичної складової, залученням новітніх обчислювальних підходів та