Відзначимо також, що наведені в роботі алгоритми носять універсальний характер і можуть бути використані при дослідженні інших економічних явищ та категорій.

Список використаної літератури

1. Шевчук О.Д. Інтегральна оцінка фінансової стійкості аграрних підприємств / О.Д. Шевчук // Науковий вісник Національного аграрного університету. – К. – 2006. – Вип. 97. – С. 227-231.
2. Шевчук О.Д. Економіко-математична модель оцінки фінансової стійкості аграрних підприємств / О.Д. Шевчук // Збірник наукових праць ПДАТУ. Кам'янець-Подільський, – 2006. – Вип. 14, Т.2. – С.159-163.
3. Шевчук О.Д. Оцінка і прогнозування рівня фінансової стійкості сільськогосподарських підприємств / О.Д. Шевчук, О.Ф. Шевчук // Економіка: проблеми теорії та практики: Збірник наукових праць. – Випуск 249: В 6т. – Т.V. Дніпропетровськ: ДНУ, 2009. – С. 1112-1118.
4. Горкавий В.К. Математична статистика: Навчальний посібник. / В.К. Горкавий, В.В. Ярова – К.: ВД "Професіонал", 2004. – 384 с.

УДК 336.02:631.11(049.3)

ІНТЕГРАЛЬНИЙ ПОКАЗНИК ФІНАНСОВОЇ СТІЙКОСТІ ТЕСТОВОГО ПІДПРИЄМСТВА: ПРОГНОЗ ТА АДЕКВАТНІСТЬ МОДЕЛІ

***Найко Д.А.**, к.ф.-м.н., доц.,*
***Шевчук О.Д.**, к.е.н., доц.,*
***Шевчук О.Ф.**, асистент*
Вінницький національний аграрний університет

In the article the development of the expected model of the integral index of test enterprise financial stability and its adequacy check are conducted.

В статье проводиться разработка прогнозной модели интегрального показателя финансовой устойчивости тестового предприятия и проверка ее адекватности.

Вступ. Прогноз розвитку економічних явищ завжди є важливим моментом у стратегічному управлінні підприємством. Створення прогнозних моделей можна проводити різними методами, внаслідок чого, постає питання відбору найкращої з моделей. Цим питанням, в основному, присвячена дана робота, яка в значній мірі є продовженням нашої попередньої статті.

Постановка задачі. З метою економічного зростання часто використовуються моделі кривих росту. Розробка прогнозу з використанням кривих росту включає такі етапи: вибір кривої, форма якої відповідає динаміці часового ряду; оцінка параметрів вибраної кривої; перевірка адекватності вибраної кривої прогнозованому процесу і остаточний вибір кривої; розрахунок точкового та інтервального прогнозів. Метою даної роботи є вивчення інтегрального показника фінансової стійкості тестового підприємства [1] за такою схемою та отримання вірогідного прогнозу.

Результати. Оскільки динаміка ряду інтегрального показника фінансової стійкості тестового підприємства і візуально і за логікою має тенденцію спочатку до зростання, а потім до насичення, то було проведено аналітичне криволінійне згладжування. Для цього обрано метод експоненціального згладжування (рис.1).

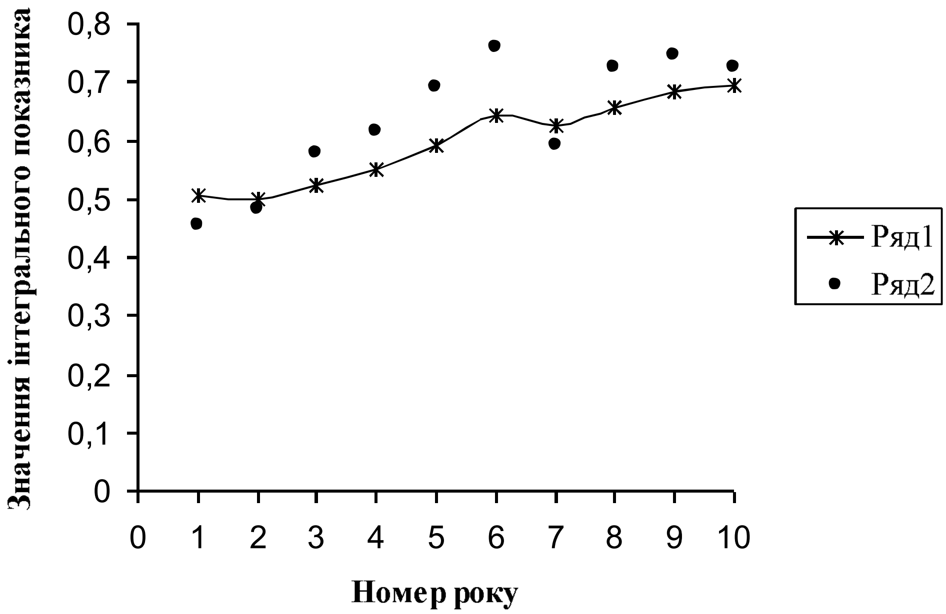

Рис. 1. Експоненціальне згладжування інтегрального показника $\Im_i$ фінансової стійкості тестового підприємства, ряд 1 – згладжені рівні; ряд 2 – початкові дані

З метою економічного прогнозування часто використовуються моделі кривих росту. Оскільки інтегральний показник фінансової стійкості має тенденцію до насичення за своїм змістом, то за криву росту цього показника можна взяти криву типу функції Гомперца, логістичну криву типу функції Перла-Ріда або модифіковану експоненту.

Знайдемо модельну криву росту показника фінансової стійкості тестового підприємства. Будемо її шукати у вигляді функції:

$$\Im = \frac{1}{1 + a \cdot b^t}, \quad a > 0, \quad 0 < b < 1. \tag{1}$$

Для знаходження параметрів a і b використано метод найменших квадратів. В результаті отримуємо рівняння:

$$\tilde{\Im} = \frac{1}{1 + 1{,}143 \cdot (0{,}877)^t}.$$

Графічно крива росту та прогноз на наступні два роки представлено на рис. 2.

Оцінимо знайдену трендову модель на адекватність. Тобто, з'ясуємо наскільки правильно вона відбиває досліджуваний економічний процес. Ця вимога рівносильна тому, що послідовність залишків

$$u_i = \Im_i - \tilde{\Im}_i \tag{2}$$

повинна мати випадкові коливання з нормальним законом розподілу, нульове математичне сподівання та незалежність їх рівнів.

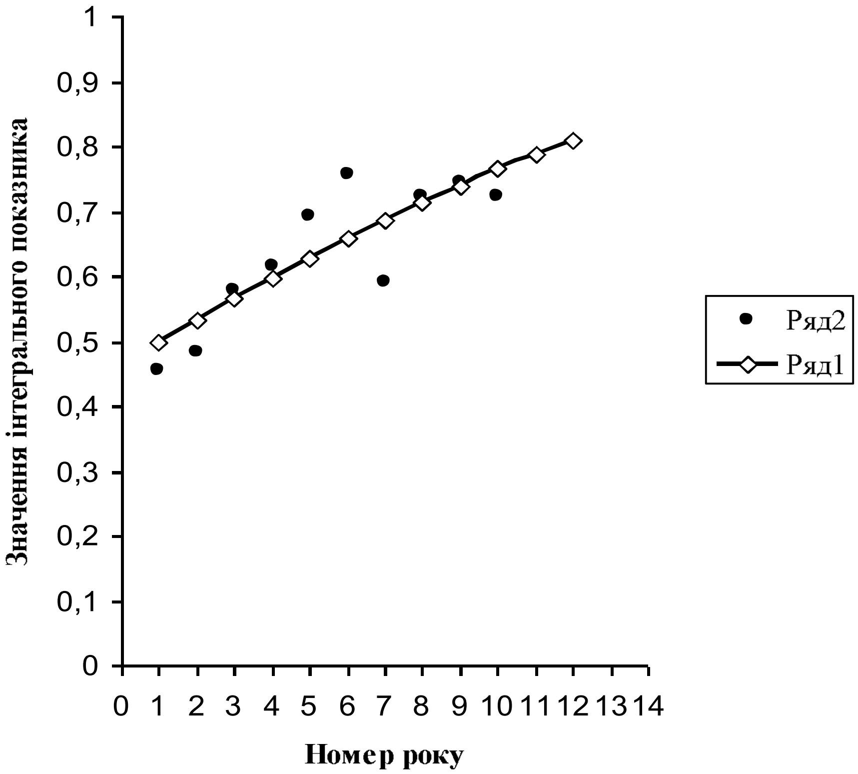

Рис. 2. Модельна крива росту інтегрального показника фінансової стійкості тестового підприємства, ряд 1 – теоретичні значення, ряд 2 – фактичні значення.

Перевірка випадковості коливань рівнів послідовності залишків проводиться для підтвердження гіпотези про вірогідність вибору вигляду тренду.

Для дослідження випадковості відхилень від тренду використовуємо один з таких методів, як метод серій. Цей метод використовує таке поняття як медіана вибірки і зводиться до таких етапів.

Ряд залишків u_i ранжуємо в порядку зростання або спадання і знаходимо медіану $u_{me} = u_{(n+1)/2}$, коли n – непарне та $u_{me} = \frac{u_{n/2} + u_{(n/2)+1}}{2}$, коли n – парне.

Потім порівнюємо початковий ряд залишків з медіаною u_{me}. Якщо при цьому $u_i > u_{me}$, то ставимо знак "+"; якщо $u_i < u_{me}$, то ставимо знак "–"; якщо $u_i = u_{me}$, то значення u_i не враховуємо.

Послідовність плюсів чи мінусів, що йдуть підряд називаємо серією. Якщо V – загальна кількість серій, а $k_{\max}$ – кількість членів найдовшої серії, то для 5%-го рівня значущості перевіряємо одночасне виконання двох таких нерівностей:

$$k_{\max} < [3,3 \cdot (\lg n + 1)]; \quad (3)$$

$$V > \left[\frac{1}{2} \cdot (n + 1 - 1,96 \cdot \sqrt{n-1}) \right], \quad (4)$$

Якщо при цьому хоча б одна з нерівностей не виконується, то гіпотеза про випадковість залишків часового ряду відхиляється і, отже, трендова модель не є адекватною.

В нашому випадку медіану шукаємо для ранжированого ряду залишків (табл. 1) за формулою:

$$u_{me} = \frac{0{,}005 + 0{,}01}{2} = \frac{0{,}015}{2} = 0{,}0075 .$$

Таблиця 1

Ранжирований ряд залишків

i	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
u_i	-0,095	-0,05	-0,043	-0,041	0,005	0,01	0,013	0,017	0,064	0,1

Порівняємо початковий ряд залишків з медіаною:

№ року	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
u_i	-0,043	-0,05	0,013	0,017	0,064	0,1	-0,095	0,01	0,005	-0,041
знак	–	–	+	+	+	+	–	+	–	–

Отже, загальна кількість серій $V = 5$, а кількість членів найдовшої серії $k_{\max} = 4$. Перевіримо виконання нерівностей (3) та (4):

$$\begin{cases} 4 < \left[3{,}3 \cdot (\lg 10 + 1)\right]; \\ 5 > \left[\frac{1}{2} \cdot \left(10 + 1 - 1{,}96 \cdot \sqrt{10 - 1}\right)\right]; \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} 4 < [6{,}6]; \\ 5 > [2{,}56]. \end{cases}$$

Оскільки обидві нерівності виконуються, то робимо висновок про адекватність запропонованої трендової моделі.

Цей результат підтверджується також методом поворотних точок. Точка u_i називається поворотною, якщо $u_{i-1} < u_i > u_{i+1}$ або $u_{i-1} > u_i < u_{i+1}$.

Якщо $П$ – загальна кількість поворотних точок, $\overline{П}$ – їх математичне сподівання, $\sigma_П^2$ – їх дисперсія, де за умови випадковості вибірки залишків

$$\overline{П} = \frac{2}{3}(n - 2); \tag{5}$$

$$\sigma_П^2 = \frac{(16n - 29)}{90}, \tag{6}$$

то на 5% рівні значущості виконання нерівності

$$П > \left[\overline{П} - 1{,}96\sqrt{\sigma_П^2}\right], \tag{7}$$

означає, що трендова модель адекватна.

Для даних попередньої таблиці кількість поворотних точок $П = 4$. За формулами (5) та (6) знайдемо їх математичне сподівання та дисперсію:

$$\overline{\Pi} = \frac{2}{3}(10-2) = \frac{16}{3} \approx 5{,}33\,; \qquad \sigma_{\Pi}^{2} = \frac{(6\cdot 10-29)}{90} = \frac{131}{90} \approx 1{,}46\,.$$

Перевіримо виконання нерівності (7):

$$4 > \left[5{,}33 - 1{,}96\cdot\sqrt{1{,}46}\,\right], \qquad 4 > \left[2{,}96\,\right].$$

Отже, виконання нерівності підтверджує, що з імовірністю 0,95 трендова модель є адекватною.

На практиці не завжди вдається відразу побудувати достатньо якісну модель прогнозування, тому етапи побудови трендових моделей економічної динаміки можуть виконуватись неодноразово.

Перевірку відповідності розподілу випадкової величини $u_i = \Im_i - \tilde{\Im}_i$ нормальному законові проведемо, дослідивши показник асиметрії A_c та показник ексцесу E_c. Як відомо, для нормального розподілу ці показники в генеральній сукупності дорівнюють нулеві.

Ми припускаємо, що відхилення від тренду є вибіркою з генеральної сукупності. Обчислимо вибіркові значення асиметрії, ексцесу та їх відповідні середні квадратичні відхилення.

Для коефіцієнта асиметрії:

$$A_c = \frac{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} u_i^3}{\sqrt{\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} u_i^2\right)^3}}, \tag{8}$$

середнє квадратичне відхилення

$$\sigma_{Ac} = \sqrt{\frac{6(n-2)}{(n+1)(n+3)}}. \tag{9}$$

Вибірковий коефіцієнт ексцесу

$$E_c = \frac{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} u_i^4}{\sqrt{\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} u_i^2\right)^4}} - 3, \tag{10}$$

а його середнє квадратичне відхилення:

$$\sigma_{Ec} = \sqrt{\frac{24n(n-2)(n-3)}{(n+1)^2(n+3)(n+5)}}. \tag{11}$$

Якщо одночасно виконуватимуться дві нерівності, які є аналогами правила "трьох сігм",

$$|A_c| < 1{,}5\cdot\sigma_{Ac}\,; \tag{12}$$

$$\left|E_c + \frac{6}{n+1}\right| < 1{,}5\cdot\sigma_{Ec}\,, \tag{13}$$

то гіпотеза про нормальний розподіл випадкової величини u_i приймається і модель вважається адекватною.

Виконуємо розрахунки для залишків інтегрального показника фінансової стійкості тестового підприємства за формулами (8-11): $A_c = 0{,}086$; $\sigma_{Ac} = 0{,}58$; $E_c = -0{,}615$; $\sigma_{Ec} = 0{,}755$.

Перевіримо виконання нерівностей (12) та (13):

$$\begin{cases} \left|0{,}086\right| < 1{,}5 \cdot 0{,}58; \\ \left|-0{,}615 + \dfrac{6}{10+1}\right| < 1{,}5 \cdot 0{,}755; \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} 0{,}086 < 0{,}87; \\ 0{,}0695 < 1{,}1325. \end{cases}$$

Оскільки обидві нерівності виконуються одночасно, то гіпотеза про нормальний розподіл випадкових залишків приймається і запропонована нами модель також вважається адекватною.

Перевірку рівності нулеві математичного сподівання випадкової компоненти u_i, розподіленої нормально, виконуємо так. Обчислюємо значення нормованої випадкової величини t_p за формулою:

$$t_p = \frac{\bar{u} - 0}{\sigma_u} \cdot \sqrt{n}, \tag{14}$$

де $\bar{u}$ – середнє значення рівнів залишків; σ_u – середнє квадратичне відхилення рівнів залишків.

Якщо розрахункове значення t_p менше за табличне значення t_α на рівні значущості α і при $n-1$ степенях вільності, тобто $t_p < t_\alpha$, то гіпотеза про рівність нулеві математичного сподівання випадкової компоненти u_i приймається; в протилежному разі – відхиляється.

Обчислимо за формулою (14) значення величини t_p для залишків:

$$t_p = \frac{-0{,}002}{0{,}054} \cdot \sqrt{10} = -0{,}117; \quad \text{де} \quad \bar{u} = \frac{1}{n} \cdot \sum u_i = \frac{1}{10} \cdot (-0{,}02) = -0{,}002;$$

$$\sigma_u = \sqrt{\frac{1}{n} \cdot \sum u_i^2 - \bar{u}^2} = \sqrt{\frac{1}{10} \cdot 0{,}0297 - (-0{,}002)^2} = 0{,}054.$$

Знаходимо табличне значення t_α для рівня значущості $\alpha = 0{,}05$ та степенях вільності $(n-1) = 9$: $t_\alpha = 1{,}833$ [2]. Оскільки $t_p < t_\alpha$, то приймається гіпотеза про рівність нулеві математичного сподівання випадкової компоненти u_i.

Якщо вигляд функції тренду вибрано невдало, то послідовність значень залишкового ряду $u_1, u_2, ..., u_i$ може не мати властивості незалежності. В такому разі кажуть, що має місце автокореляція помилок.

Найпоширенішим прийомом для перевірки наявності автокореляції залишків є критерій Дарбіна-Уотсона (*DW*):

$$d = DW = \sum_{i=2}^{n} (u_i - u_{i-1})^2 \Big/ \sum_{i=1}^{n} u_i^2, \tag{15}$$

який може набувати значень з проміжку $[0;\ 4]$. (Цей критерій іноді називають d-статистикою).

Якщо залишки u_i є випадковими величинами, нормально розподіленими, а не автокорельованими, то значення DW містяться поблизу 2. При додатній автокореляції $DW < 2$, а при від'ємній $DW > 2$. Для заданого рівня значущості α, кількості спостережень n та кількості незалежних змінних m за таблицею знаходимо нижню межу DW_1 критерію та верхню межу DW_2.

Якщо $DW_{факт.} < DW_1$, то залишки мають додатну автокореляцію. Коли $DW_{факт.} > DW_2$, то приймаємо гіпотезу про відсутність автокореляції.

Коли $DW_1 < DW > DW_2$, то конкретних висновків зробити не можна і потрібно проводити подальші дослідження, збільшуючи сукупність спостережень. Доцільно зауважити, що DW-критерій призначений для малих вибірок, а це важливо, бо часові ряди динаміки економічних явищ зазвичай є короткими.

Можна показати зв'язок коефіцієнта автокореляції ρ між сусідніми залишковими членами ряду та DW-критерієм. А саме: якщо $\rho = 1$, то $DW = 0$; якщо $\rho = 0$, то $DW = 2$; якщо $\rho = -1$, то $DW = 4$. Ці співвідношення показують, що існують області, в яких критерій Дарбіна-Уотсона не дає конкретної відповіді про автокореляцію. Верхні та нижні межі DW-критерію визначають межі цієї області для різних розмірів вибірки, заданого рівня значущості та заданої кількості пояснювальних змінних.

Зауважимо, що коли $DW_{факт.} > 2$, то мова йде про від'ємну автокореляцію ($\rho < 0$). А оскільки критичні значення DW- критерію табульовані лише для випадку додатної автокореляції, то щоб зробити висновок стосовно від'ємної автокореляції, необхідно порівнювати з критичним значенням DW -критерію не розрахункове $DW_{факт.}$, а число $4 - DW_{факт.}$

Для розглядуваного нами показника фінансової стійкості $DW \approx 1{,}98$.

Отже, робимо висновок про відсутність автокореляції залишків.

Величина відхилень значень рівнів ряду за кривою зростання від фактичного рівня характеризує точність трендової моделі. Для цього, використовуємо такі статистичні показники, як середнє квадратичне відхилення σ, середня відносна похибка апроксимації δ, коефіцієнт збіжності φ^2, коефіцієнт детермінації R^2 та інші. Їх обчислюємо за формулами:

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{n-m}\sum_{i=1}^{n}\left(\Im_i - \tilde{\Im}_i\right)^2} = \sqrt{\frac{1}{10-2}\cdot 0{,}0297} = 0{,}061; \qquad (16)$$

де n – кількість рівнів ряду; m – кількість параметрів, що має функція зростання; $\Im_i$ – фактичні значення інтегрального показника фінансової стійкості; $\tilde{\Im}_i$ – значення інтегрального показника за трендовою моделлю.

$$\delta = \frac{1}{n}\cdot\sum_{i=1}^{n}\frac{\left|\Im_i - \tilde{\Im}_i\right|}{\left|\Im_i\right|}\cdot 100\,\% = \frac{1}{10}\cdot 0{,}71\cdot 100\,\% = 7{,}1\%; \qquad (17)$$

$$\varphi^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}\left(\Im_i - \tilde{\Im}_i\right)^2}{\sum_{i=1}^{n}\left(\Im_i - \overline{\Im}\right)^2} = \frac{0{,}0297}{0{,}1073} = 0{,}277; \qquad (18)$$

де $\overline{\Im}$ – середнє значення показника інтегральної стійкості.

$$R^2 = 1 - \varphi^2 = 1 - 0{,}277 = 0{,}723\,. \qquad (19)$$

За цими показниками ми з декількох трендових моделей вибираємо найточнішу. Зокрема, для інтегрального показника фінансової стійкості тестового підприємства такою моделлю виявилась логістична крива.

Дослідження трендових моделей динаміки економічних процесів проводиться з метою прогнозування досліджуваних явищ.

Стандартну (середньоквадратичну) похибку $S_{\tilde{y}}$ оцінки прогнозованого показника визначаємо за формулою:

$$S_{\tilde{y}} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}\left(y_i - \tilde{y}_i\right)^2}{n - m}}\,. \qquad (20)$$

У випадку прямолінійного тренду довірчий інтервал $\Im_{пр}$ має вигляд:

$$y_{пр} = \left(\tilde{y}_{n+\tau} - S_{\tilde{y}} \cdot K\,;\ \tilde{y}_{n+\tau} - S_{\tilde{y}} \cdot K\right), \qquad (21)$$

де τ – період упередження; $\tilde{y}_{n+\tau}$ – точковий прогноз за лінійною моделлю на $(n+\tau)$-й період часу; $S_{\tilde{y}}$ – стандартна похибка, в якій $m = 2$;

$$K = t_\alpha \cdot \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{3 \cdot (n + 2\tau - 1)^2}{n(n^2 - 1)}}\,;$$

t_α – табличне значення критерію Стьюдента при рівні значущості α.

Для розрахунку довірчого інтервалу прогнозу у випадку прямолінійного тренду можна скористатись і такою формулою:

$$y_{пр} = \tilde{y}_{n+\tau} \pm t_\alpha \cdot S_{\tilde{y}} \cdot \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(t_\tau - \bar{t})^2}{\sum (t_\tau - \bar{t})^2}}\,, \qquad (22)$$

де t – порядковий номер рівня ряду $(t = 1, 2, ..., n)$; сумування ведеться за всіма спостереження; t_τ відповідає $(n+\tau)$-му періоду часу, для якого робимо прогноз; $\bar{t}$ – час, що відповідає середині періоду спостережень для вихідного ряду.

Якщо початок відліку часу перенести на середину періоду спостережень, тобто, $\bar{t} = 0$, то

$$y_{пр} = \tilde{y}_{n+\tau} \pm t_\alpha \cdot S_{\tilde{y}} \cdot \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{t_\tau^2}{\sum t^2}}\,, \qquad (23)$$

Аналогічно можна знайти довірчі інтервали у випадках інших кривих зростання, які мають горизонтальну асимптоту.

Після логарифмування рівняння логістичної кривої набуває вигляду

$$\tilde{Y} = -0{,}131 \cdot t + 0{,}134\,.$$

Знайдемо довірчий інтервал за формулою (21) у випадку лінійного тренду у нових координатах, а потім, виконавши обернені перетворення, знаходимо довірчий інтервал для логістичної кривої.

Стандартна похибка $S_{\tilde{y}} = 0{,}278$; $K = 2{,}25$.

Наприклад, на наступний рік інтервальний прогноз інтегрального показника фінансової стійкості по тестовому господарству з довірчою ймовірністю 0,95 складає: $\tilde{\Im}_{пр} = (0,663\ ;\ 0,874)$.

Отже, отримане інтервальне значення прогнозного рівня фінансової стійкості свідчить про існуючий в тестовому підприємстві потенціал до її підвищення (до значення 0,875). Однак існує також ймовірність незначного зниження значення інтегрального показника (до 0,663). Причинами таких відхилень можуть бути зміни внутрішнього і зовнішнього середовища підприємства.

Висновки. Проведені дослідження дозволили встановити вид найточнішої трендової моделі інтегрального показника фінансової стійкості тестового підприємства та з високою імовірністю довести її адекватність.

Зазначимо також, що наведені в роботі алгоритми носять універсальний характер і можуть бути використані при дослідженні інших економічних явищ та категорій.

Список використаної літератури:

1. Шевчук О.Д. Економіко-математична модель оцінки фінансової стійкості аграрних підприємств / О.Д. Шевчук // Збірник наукових праць ПДАТУ. Кам'янець-Подільський, – 2006. – Вип. 14, Т.2. – С.159-163.

2. Горкавий В.К. Математична статистика: Навчальний посібник. / В.К. Горкавий, В.В. Ярова – К.: ВД "Професіонал", 2004. – 384 с.

УДК 519.68: 517.519.6

ПРОБЛЕМИ І РІШЕННЯ АВТОМАТИЗОВАНОГО КОНТРОЛЮ ЗНАНЬ В НАВЧАЛЬНОМУ ПРОЦЕСІ ВУЗУ

***Є.А.Паламарчук**, к. т. н., доц.,*
Вінницький національний аграрний університет

In this article is analized approaches of knowledge controlling by using computrized systems. Is is based, that the main intellect factor in them is human and his pedagogical skills, that forms ideology and testing methods. It shown that one of the main roles it knowledge testing is formed by test quality.

Realization of described methods was done by the client-server WEB-based system "Thesaurus" of Vinnytsya National Agrarian University. The "Thesaurus" was integrated at the global university electronic studying system. Due to it students got an opportunity to work with tests inside and outside the university and to control their own results. Teachers got the powerful instrument to control students activity, knowledge and also the effective feedback for tests improving.

В статье исследованы вопросы, связанные с внедрением электронных обучающих систем. В частности, проанализированы методика тестирования, проблемы и методы организации самостоятельной работы и контроля знаний.

Результаты исследования реализованы автором в программе тестирования знаний "Тезаурус", а также в составе клиент-серверной учебной системы университета. Внедрение разработок показало высокую их эффективность как для организации самостоятельной работы студентов так и при приеме зачетов и экзаменов.

Вступ. Контроль знань є невід'ємною частиною педагогічного процесу, особливо якщо ми хочемо розглядати цей процес як технологічний, тобто такий, що забезпечує за певних умов гарантоване досягнення поставленої мети. Для ефективного застосування тестування необхідно мати можливість створювати достатньо велику кількість достатньо різноманітних варіантів тесту в умовах обмеженого часу, а також вміти проводити аналіз результатів тестування.