

7. Владимиров Л. Е. Учение о доказательствах / Л. Е. Владимиров. – Тула: Автограф, 2000. – 464 с.
8. Владимиров Л. Е. О значении врачей-экспертов в уголовном судопроизводстве / Л. Е. Владимиров. – Харьков: Хар. ун-т, 1870. – 96 с. – репринтная копия.
9. Буринский Е. Ф. Судебная экспертиза документов, производство ее и пользование ею / Е. Ф. Буринский. – СПб.: Тип. СПб. т-ва печ. и изд. дела «Труд», 1903. – 386 с. – репринтная копия.
10. Кони А. Ф. Судебные речи / А. Ф. Кони. – изд. 4-е. – СПб.: Типография А. С. Суворина, 1905. – 830 с. – репринтная копия.
11. Мумінова-Савіна Г. Г. Судово-бухгалтерська експертиза: [навч. метод. посіб. для самост. вивч. дисципл.] / Г. Г. Мумінова-Савіна – К.: КНЕУ, 2004. – 268 с.
12. Указ Президиума ВС СССР «Об уголовной ответственности за хищение государственного и общественного имущества»: от 4 июня 1947 г. – [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://pravo.levonevsky.org/baza/soviet/sssrg6344.htm> – Назва з екрану
13. Остроумов С. С. Основы бухгалтерского учета и судебно-бухгалтерской экспертизы: учебник / С. С. Остроумов, С. П. Фортинский. – 2-е изд., испр. и доп. – М.: Юрид. лит., 1969. – 296 с.

Ромашенко О.В.

УДК 368.021(477)

ПЛАНУВАННЯ ТА ПРОГНОЗУВАННЯ ДОХОДІВ ТА ВИТРАТ СТРАХОВИКІВ ЗА МЕТОДОМ “АНАЛІТИЧНОГО ВИРІВНЮВАННЯ”

***Анотація.** Стаття присвячена розробці методики застосування економіко-математичного методу в плануванні та прогнозуванні діяльності страхових компаній. Зосереджена увага на використанні методу: “Аналітичне вирівнювання динамічних рядів”. Моделювання економічної функції з метою ефективного планування та прогнозування діяльності страхових компаній. Розглядаються етапи та сутність моделювання економічної функції. Зосереджена увага на виборі типу економічної виробничої функції. Пропонуються напрямки використання функції при плануванні і прогнозуванні діяльності страхової компанії на перспективу.*

***Ключові слова:** економіко-математичний метод, планування, прогнозування, моделювання економічних функцій, аналітичне вирівнювання.*

***Анотация.** Статья посвящена разработке методики внедрения экономико-математического метода в планировании та прогнозировании деятельности страховых компаний. Сконцентрировано внимание на использовании метода: “Аналитического выравнивания динамических рядов”. Моделирование экономической функции с целью эффективного планирования и прогнозирования деятельности страховых компаний. Рассматриваются этапы и суть моделирования экономической функции. Сконцентрировано внимание на выборе типа экономической производственной функции. Предлагаются направления использования функции при планировании и прогнозировании деятельности страховой компании на перспективу.*

***Ключевые слова:** экономико-математический метод, планирование, прогнозирование, моделирование экономических функций, аналитическое выравнивание.*

***Summary.** Article is devoted to development of a technique of introduction of an economic-mathematical method in planning that forecasting of activity of insurance companies. The attention on method use is concentrated: “Analytical alignment of dynamic ranks”. Modeling of economic function for the purpose of effective planning and forecasting of activity of insurance companies. Stages and essence of modeling of economic function are considered. The attention on a choice like economic production function is concentrated. The directions of use of function are offered when planning and forecasting activity of insurance company for prospect. Insurance companies function in the conditions of the market economy the rigid competition between certain structural subjects of the insurance market is which special characteristics. Spontaneity and not definiteness of long-term prospect of development of the last. This circumstance defines risk nature of functioning of insurance companies, an obrabatyvaniye and adoption of optimum administrative decisions to planning and forecasting of their activity. One of effective ways of management as it is known is there is a planning and an assessment of implementation of the drawn-up plans (schedules, estimates). If plans are made competently and all reserves which are at the disposal of insurance company if the effective monitoring system behind execution of plan targets acts on all links of insurance activity are considered, it is pledge of successful achievement of the high end results.*

***Keywords:** economic-mathematical method, planning, forecasting, modeling of economic functions, analytical alignment.*

Як відомо, страхові компанії функціонують в умовах ринкової економіки, особливими рисами якої є жорстка конкуренція між окремими структурними суб'єктами страхового ринку, стихійність та невизначеність довготривалої перспективи розвитку останніх. Ця обставина спричиняє ризиковий характер функціонування страхових компаній, ускладнює опрацювання та прийняття оптимальних управлінських рішень щодо планування і прогнозування їх діяльності.

Одним із ефективних засобів управління, як відомо є планування і оцінка виконання намічених планів (графіків, кошторисів). Якщо плани складені грамотно і враховують всі резерви, які є в розпорядженні страхової компанії, якщо діє ефективна система контролю за виконанням планових завдань на всіх ланках страхової діяльності, це є запорукою успішного досягнення високих кінцевих результатів.

**ПЛАНУВАННЯ ТА ПРОГНОЗУВАННЯ ДОХОДІВ ТА ВИТРАТ СТРАХОВИКІВ ЗА МЕТОДОМ
“АНАЛІТИЧНОГО ВИРІВНЮВАННЯ”**

В умовах ринкової стихійності й об'єктивної невизначеності, коли економічний процес формується під впливом множини різноманітних умов і факторів великою мірою стихійно, є підстави для використання математичних методів моделювання економічних виробничих функцій, які базуються на припущенні функціонального зв'язку однієї величини від інших.

Одним із поширених методів моделювання є економіко-математичний метод “Аналітичного вирівнювання динамічних рядів”, за допомогою якого економісти та фінансисти можуть розрахувати плановий та прогнозний показник рядів динаміки. Практично таке вирівнювання фактичних даних динамічного ряду здійснюється способом найменших квадратів, суть якого полягає в знаходженні такої прямої або кривої, ординати точок якої б були найближчі до значень фактичного динамічного ряду. Найпростішою лінією, що застосовується при вирівнюванні динамічного ряду, є пряма. Розглянемо методику вирівнювання динамічного ряду на прикладі надходжень чистих страхових платежів та виплат, (табл. № 1).

Таблиця 1. Динаміка доходів та видатків страхових компаній України у період 2000 – 2009 років (млн. грн.)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Доходи	2 016,3	3 049,6	6 167,2	14 913,5	27 822,7	23 927,0	25 511,2	35 644,0	49 585,5	48 155,7
Видатки	1 832,4	2 568,0	5 407,3	13 002,4	24 380,1	20 590,1	23 557,2	33 059,4	46 910,0	48 151,5

Державний комітет статистики України: Статистичний щорічник за 2008 р. за ред. О.Г. Осауленка, стор. 59 - 60.

При вирівнюванні рядів динаміки доходів та видатків найпридатнішою лінією може бути пряма, рівняння якої має такий вигляд [1, с. 135]:

$$\bar{y}_t = a + bt,$$

де \bar{y}_t – вирівняні рівні динамічного ряду (вирівняні середні доходи та видатки у кожному році), млн.грн.;

a - вирівняні середні доходи та видатки у нульовому році (при умові, що $t = 0$), млн.грн.;

b - середній щорічний приріст доходів та видатків, млн.грн.;

t - відрізки, або моменти, часу (порядковий номер року, який набуває значень 1, 2, 3, і т.д.).

Завдання полягає в тому, щоб у наведеному рівнянні знайти невідомі параметри “**a**” і “**b**”, які задовольняють вимоги способу найменших квадратів, тобто найближчі до фактичних даних [2, с. 87]:

$$\sum (y - \bar{y}_t) = \min;$$

де y – фактичні рівні показника в динамічному ряді;

\bar{y}_t – відповідні їм за часом (t) вирівняні рівні.

Обчислюють ці параметри за допомогою складання і розв'язування так званих нормальних рівнянь. Оскільки невідомих параметрів два, то складають систему двох рівнянь:

$$na + b \sum t = \sum y;$$

$$a \sum t + b \sum t^2 = \sum ty,$$

де **n** – кількість років у досліджуваному періоді.

При парній кількості рівнів значення (t) встановлюють так, як показано у табл. 2, при непарній кількості $-3-2-1 0 +1+2+3$.

Після вирішення системи рівнянь параметри прямої дорівнюватимуть:

$$a = \frac{\sum y}{n}; \quad b = \frac{\sum ty}{\sum t^2}.$$

Таблиця 2. Аналітичне вирівнювання динамічних рядів обсягу доходів страхових компаній на страховому ринку України, млн.грн.

Рік	Доходи	Номер року	Розрахункові величини		Вирівняні доходи	Відхилення факт. даних від вирівняних	$(Y - Y_{теор})^2$
<i>n</i>	<i>y</i>	<i>t</i>	t^2	$t * y$	$Y_{теор} = a + bt$	$Y - Y_{теор}$	
2000	2 016,3	-5	25	-10 081,5	-73,9	2 090,2	4 369 118,5
2001	3 049,6	-4	16	-12 198,4	4 676,7	-1 627,1	2 647 451,5
2002	6 167,2	-3	9	-18 501,6	9 427,3	-3 260,1	10 628 524,7
2003	14 913,5	-2	4	-29 827,0	14 178,0	735,5	540 983,0
2004	27 822,7	-1	1	-27 822,7	18 928,6	8 894,1	79 104 529,7
2005	23 927,0	1	1	23 927,0	28 429,9	-4 502,9	20 276 223,0
2006	25 511,2	2	4	51 022,4	33 180,6	-7 669,4	58 819 013,1
2007	35 644,0	3	9	106 932,0	37 931,2	-2 287,2	5 231 275,5
2008	49 585,5	4	16	198 342,0	42 681,8	6 903,7	47 660 508,8
2009	48 155,7	5	25	240 778,5	47 432,5	723,2	523 041,9
-	236 792,7	0	110	522 570,7	236 792,7	0,0	229 800 669,6

Методику вирівнювання динаміки доходів за рівнянням прямої наведено в таблиці №2. Здійснивши розрахунки за даними таблиці 2, знаходимо параметри “a” і “b”:

$$a = \frac{\sum y}{n} = \frac{236792,7}{10} = 23\ 679,3; \quad b = \frac{\sum ty}{\sum t^2} = \frac{522570,7}{110} = 4\ 750,6.$$

Обчисленні значення параметрів “a” і “b” дають можливість побудувати рівняння прямої: $\hat{y}_t = 23679,3 + 4750,6t$.

Оскільки величина параметра “b” в рівнянні прямої показує середню величину абсолютного приросту вирівняного ряду динаміки, за даними рівняння обсяг доходів в даному дослідженні зростає в середньому на **4 750,6** млн.грн. щорічно.

Підставляючи в отримане рівняння відповідні значення “t”, знайдемо вирівняні рівні “Y_{теор}” (див. відповідну графу табл. 2). Результати проведеного аналітичного вирівнювання ряду динаміки доходів за 2000 – 2009 роки і фактичні дані подані на рис. 1.

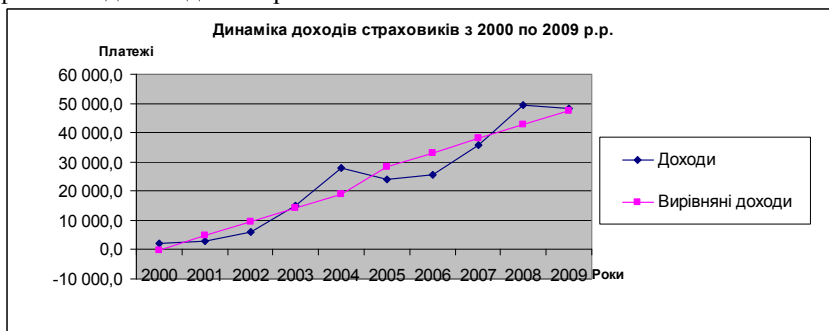


Рис. 1.

За аналогічною методикою здійснено вирівнювання динамічного ряду показників видатків (табл. 3).

Таблиця 3. Аналітичне вирівнювання динамічних рядів обсягу видатків страхових компаній на страховому ринку України, млн.грн.

Рік	Видатки	Номер року	Розрахункові величини		Вирівняні видатки	Відхилення факт. даних від вирівняних	$(Y - Y_{теор})^2$
			t^2	$t * y$			
<i>n</i>	<i>y</i>	<i>t</i>	t^2	$t * y$	$Y_{теор} = a + bt$	$Y - Y_{теор}$	
2000	1 832,4	-5	25	-9 162,0	-1 201,4	3 033,8	9 203 975,5
2001	2 568,0	-4	16	-10 272,0	3 428,0	-860,0	739 675,1
2002	5 407,3	-3	9	-16 221,9	8 057,5	-2 650,2	7 023 521,5
2003	13 002,4	-2	4	-26 004,8	12 686,9	315,5	99 513,9
2004	24 380,1	-1	1	-24 380,1	17 316,4	7 063,7	49 895 986,1
2005	20 590,1	1	1	20 590,1	26 575,3	-5 985,2	35 822 488,5
2006	23 557,2	2	4	47 114,4	31 204,7	-7 647,5	58 484 840,2
2007	33 059,4	3	9	99 178,2	35 834,2	-2 774,8	7 699 444,4
2008	46 910,0	4	16	187 640,0	40 463,6	6 446,4	41 555 604,1
2009	48 151,5	5	25	240 757,5	45 093,1	3 058,4	9 353 899,5
-	219 458,4	0	110	509 239,4	219 458,4	0,0	219 878 948,8

Здійснивши розрахунки за даними табл. 3, знаходимо параметри “a” і “b”:

$$a = \frac{\sum y}{n} = \frac{219458,7}{10} = 21\ 945,8; \quad b = \frac{\sum ty}{\sum t^2} = \frac{509239,4}{110} = 4\ 629,4.$$

Рівняння, яке характеризує тенденцію динаміки витрат страховиків, має вигляд: $\hat{y}_t = 21945,8 + 4629,4t$. Воно показує, що обсяг видатків в досліджуваному періоді зростає в середньому на **4 629,4** млн.грн. в рік. Значення вихідних фактичних і розрахункових даних, отриманих за наведеним рівнянням зображено на рис. 2.

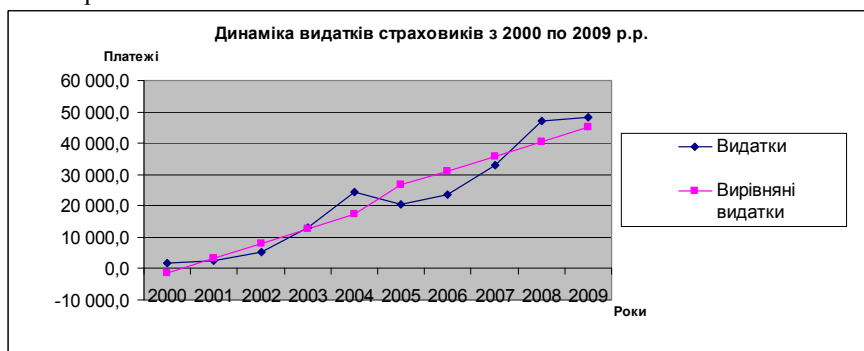


Рис. 2.

Важливим аспектом економіко-математичного моделювання з метою довгострокового планування і прогнозування є оцінка вірогідності (точності) отриманих теоретичних значень прогнозованого результативного показника.

Вірогідність прогнозу, отриманого за допомогою економіко-математичного моделювання, великою мірою залежить від сталості параметрів моделі. Тому при прогнозуванні діяльності страхових компаній необхідно провести попереднє дослідження параметрів.

Вірогідність помилки прогнозування за рахунок випадкових причин зумовлюються наступними чинниками:

- точністю вимірювання параметрів факторних і результативних ознак;
- адекватністю вибраного типу рівняння зв'язку між факторними і результативними ознаками;
- обґрунтованістю виділення визначальних результативних і факторних ознак;
- досконалістю методики розрахунків параметрів економіко-математичної моделі, повноти вихідної інформації її старіння тощо.

Якість прогнозу вважається тим вища, чим точніше співпадають теоретичні значення прогнозованого показника, отриманого за рівнянням, з фактичними даними. Отже, завдання підвищення якості прогнозу полягає в мінімізації розходження між фактичними і прогнозними рівнями прогнозованої ознаки.

Статистична оцінка якості отриманих рівнянь щодо їх надійності, точності допусків, можливостей і напрямків використання в системі управління фінансовою діяльністю страхових компаній здійснюється обчисленням середнього квадратичного відхилення (помилки), коефіцієнта варіації, показників вірогідності.

Середнє квадратичне відхилення (помилка) рівняння регресії, яка обчислюється при оцінці отриманої змінної за рівнянням, визначається відхиленням теоретичних значень залежної змінної величини від фактичних значень цієї величини, за формулою [1 ; с. 103]:

$$\sigma_{\hat{y}_x} = \sqrt{\frac{\sum (y - \hat{y}_x)^2}{n}}$$

де $\sigma_{\hat{y}_x}$ - середнє квадратичне відхилення (помилка) рівняння, грн.;

y_i - фактичні значення змінної результативної ознаки, грн.;

\hat{y}_x - теоретичні значення змінної результативної ознаки, обчислені за рівнянням регресії, грн.;

n - кількість спостережень у досліджуваному періоді (років).

Оскільки середнє квадратичне відхилення (помилка) являється мірою близькості емпіричних величин до теоретичних і завжди виражається в тих же одиницях виміру, в яких виражається досліджувана результативна ознака то це виключає можливості співставлення між собою середніх квадратичних відхилень (помилки) різних за характером ознак.

Щоб мати таку можливість порівняння в досліджуваних статистичних вибіркових сукупностях обчислюється коефіцієнт варіації, який є відносною величиною і являє собою відношення середнього квадратичного відхилення (помилки) до середньої арифметичної, виражене у відсотках. Обчислюється коефіцієнт варіації за формулою:

$$V_{\hat{y}_x} = \frac{\sigma_{\hat{y}_x}}{\bar{y}} \times 100 ; \text{ де } V_{\hat{y}_x} - \text{коефіцієнт варіації, \%}$$

Будучи відносною величиною, коефіцієнти варіації можуть співставлятись не лише однойменних, але і різних за змістом результативних показників.

Таким чином, технічно вирівнювання зводиться до заміни фактичних рівнів такими, які в середньому менше всього відхиляються від фактичних, але мають вираз.

Параметри рівнянь, отримані аналітичним вирівнюванням динамічних рядів досліджуваних показників, які характеризують діяльність страхових компаній вибіркової сукупності за період 2000 – 2009 роки, наводяться в талб.№4.

Таблиця 4. Параметри аналітичного вирівнювання динамічних рядів обсягу доходів та витрат на страховому ринку України., млн.грн.

Показник	Коеф. серед. зростання	Параметри рівнянь аналітичного вирівнювання, млн.грн.	Середні квадратичні відхилення теоретичних значень від фактичних, млн.грн.	Коеф. варіації, %
Доходи	1,4227	$Y_{\text{теор.}} = 23\,679,3 + 4\,750,6t$	4 793,8	20,24
Витатки	1,4379	$Y_{\text{теор.}} = 21\,945,8 + 4\,629,4t$	4 689,1	21,37

Якщо виходити з припущення, що закономірності, відбиті в рівняннях аналітичного вирівнювання збережуться і на певний відрізок часу в майбутньому, то підставляючи в отримані рівняння значення часових точок за межами досліджуваного ряду, отримаємо прогнозні значення показників на певний відрізок часу в майбутньому (табл. №5).

Розрахунок доходів страховиків:

2010 рік: $Y_{\text{теор.}} = 23\,679,3 + 4\,750,6 * 6 = 52\,182,9$;

2011 рік: $Y_{\text{теор.}} = 23\,679,3 + 4\,750,6 * 7 = 56\,933,5$;

2012 рік: $Y_{\text{теор.}} = 23\,679,3 + 4\,750,6 * 8 = 61\,684,1$.

Розрахунок видатків страховиків:

2010 рік: $Y_{\text{теор.}} = 21\,945,8 + 4\,629,4 * 6 = 49\,722,2$;

2011 рік: $Y_{\text{теор.}} = 21\,945,8 + 4\,629,4 * 7 = 54\,351,6$;

2012 рік: $Y_{\text{теор.}} = 21\,945,8 + 4\,629,4 * 8 = 58\,981,0$.

Таблиця 5. Розрахунковий прогноз, млн.грн.

Показник	Розрахунковий прогноз, млн.грн.		
	2010	2011	2012
Доходи	52 128,9	56 933,5	61 684,1
Видатки	49 722,2	54 351,6	58 981,0

Отримана величина показника, який прогнозується, корегується на розмір середньоквадратичного відхилення (помилки) за формулою:

$$\hat{y}_x = (a \pm bt) \pm \sigma_{\hat{y}_x}$$

Тобто при отриманих розрахунках величина фактичних даних повинна входити в інтервал: від **47 335,1** млн.грн. до **56 922,7** млн.грн. ($52\,128,9 - 4\,793,8 = 47\,335,1$ та $52\,128,9 + 4\,793,8 = 56\,922,7$)¹.

В таблиці №6 наводяться результати розрахунків відхилення прогнозних значень обсягу досліджуваних показників від фактичних, отриманих у 2010 році.

Розглянуті вище методи аналізу рядів динаміки дозволяють виявити тенденцію зрушень досліджуваних показників в часі. Але вони не дають можливості визначити і кількісно виразити фактори, які зумовлюють ці зрушення. Тому поряд з випробуваними методами треба застосовувати й інші, зокрема метод кореляційно-регресійного аналізу. Використання цього методу дозволяє розв'язати такі два основні завдання:

- визначити і кількісно виміряти ступінь впливу окремих факторів на рівень результативної ознаки;
- на базі побудованої моделі залежності досліджуваних показників від рівня факторів можна робити не тільки аналітичні але планові і прогнозні розрахунки кількісних змін результативної ознаки при зміні на певну величину окремих факторів.

Джерела та література:

- Козаченко І. В. Загальна теорія статистики. Київ: Вища школа. Голове видавництво. 1975. – 236 с.
- Горянский В. Ф. Математико-статистические методы в анализе эффективности сельскохозяйственного производства. Монография. Киев: Вища школа. Головное изд-во. 1980. - 176 с.

¹ Приклад розрахунку за 2010 рік.