

УДК 519.358

Куцик П. О.,

kutsykpetro@gmail.com, ORCID ID: 0000-0001-5795-9704,

Researcher ID: G-9204-2019,

д.е.н., проф., ректор, професор кафедри обліку, контролю, аналізу та оподаткування, Львівський торговельно-економічний університет, м. Львів

Сороківський В. М.,

ORCID ID: 0000-0002-58852690, Researcher ID: G-7762-2019,

к.ф.-м.н., доц., доцент кафедри вищої математики та кількісних методів, Львівський торговельно-економічний університет, м. Львів

Кузьма Х. В.,

kuzma.khrystyna@gmail.com, ORCID ID: 0000-0002-2459-7601,

Researcher ID: E-9543-2019,

к.е.н., доцент кафедри економіки, Львівський торговельно-економічний університет, м. Львів

СТАТИСТИЧНІ ПІДХОДИ ДО ОЦІНЮВАННЯ ВЕЛИЧИНИ ФІНАНСОВИХ РЕСУРСІВ СТРАХОВИХ КОМПАНІЙ

***Анотація.** Вітчизняні страхові компанії беруть менш активну участь в інвестиційних процесах, а вкладені ними кошти не задовольняють потреб інвестиційного ринку в повному обсязі. Діяльність страхової компанії полягає у проведенні власне страхування і у виконанні нею ролі активного інвестора, що зумовлює специфіку формування внутрішніх джерел його фінансових ресурсів за рахунок доходів, які пов'язані зі страховою та перестраховою діяльністю, доходів від інвестування та розміщення тимчасово вільних коштів, інших доходів. Оскільки величина капіталу страхових компаній визначається, зокрема, величиною зібраних страхових премій, то при її аналізі ми пропонуємо скористатися статистичними методами аналізу часових рядів, які є більш універсальними з цієї точки зору, що дозволяють будувати прогностичні моделі для будь-якого наперед визначеного ступеня точності (рівня довіри). Для оцінювання величини фінансових ресурсів страхових компаній використано методологію множинного кореляційно-регресійного аналізу. Отримано множинне лінійне рівняння регресії, яке виражає залежність величини капіталу страховика від обсягу зібраних страхових премій часткою перестраховування і рівнем страхових виплат. Знайдені коефіцієнти регресії дозволяють визначити вплив наведених факторних ознак на величину капіталу страховика. Методологія динамічних рядів надає можливість на основі обсягів зібраних валових страхових премій за попередні роки визначити інтервальну оцінку прогнозу на наступний рік. Зокрема, побудоване множинне рівняння регресії виражає залежність величини активів страховика від обсягу зібраних страхових премій, частки перестраховування та рівня страхових виплат. З нього випливає, що позитивно на зростання активів страховика впливає величина зібраних страхових премій. Зокрема, збільшення на 1 тис. грн страхових премій без врахування впливу двох інших факторів призводить до зростання активів страховика на 1,24 тис. грн.*

Ключові слова: страхова компанія, методологія, страхування, коефіцієнт регресії, множинний кореляційно-регресійний аналіз, методологія динамічних рядів.

Kutsyk P. O.,

kutsykpetro@gmail.com, ORCID: 0000-0001-5795-9704,

Researcher ID: G-9204-2019,

Doctor of Economics, Professor, Rector, Professor Department of Accounting, Control, Analysis and Taxation, Lviv University of Trade and Economics, Lviv

Sorokovsky V. M.,

ORCID ID: 0000-0002-58852690, Researcher ID: G-7762-2019,

Ph.D., Associate Professor, Associate Professor of the Department of Higher Mathematics and Quantitative Methods, Lviv University of Trade and Economics, Lviv

Kuzma Kh. V.,

kuzma.khrystyna@gmail.com, ORCID ID: 0000-0002-2459-7601,

Researcher ID: E-9543-2019,

Ph.D., Associate Professor of the Department of Economics, Lviv University of Trade and Economics, Lviv

STATISTICAL APPROACHES TO ESTIMATING THE AMOUNT OF FINANCIAL RESOURCES OF INSURANCE COMPANIES

Abstract. *Domestic insurance companies take a less active part in investment processes so their investments do not fully meet the needs of the investment market. The activity of the insurance company is to conduct its insurance service and to play the role of an active investor, which determines the specifics of the formation of internal sources of its financial resources at the expense of income related to insurance and reinsurance activities, income from investing and temporarily free funds, other income. Since the amount of capital of insurance companies is determined, in particular, by the amount of collected insurance premiums, in its analysis, we propose to use statistical methods of time series analysis, which are more versatile in terms of building predictive models for any predetermined degree of accuracy (level of trust). The methodology of multiple correlation-regression analysis was used to estimate the amount of financial resources of insurance companies. A multiple linear regression equation is obtained, which expresses the dependence of the insurance company capital on the amount of collected insurance premiums by the share of reinsurance and the level of insurance payments. The found regression coefficients allow to determine the influence of the given factor features on the amount of the insurance company capital. The methodology of dynamic series provides an opportunity on the basis of the collected gross insurance premiums for previous years to determine the forecast interval estimate for the next year. In particular, the developed multiple regression equation expresses the dependence of the amount of the insurance company assets on the amount of collected insurance premiums as well as the share of reinsurance and the level of insurance benefits. It follows that the growth of the insurance company assets is positively affected by the amount of collected insurance premiums. In particular, an increase of UAH 1 thousand in insurance premiums without taking into account the influence of two other factors leads to an increase in the insurance company assets by UAH 1.24 thousand.*

Key words: insurance company, methodology, insurance, regression coefficient, multiple correlation-regression analysis, dynamic series methodology.

JEL Classification: C10, G22

DOI: <https://doi.org/10.36477/2522-1205-2022-66-01>

Постановка проблеми. В світовій практиці розвинених країн страхові компанії та банки є найбільш впливовими інституційними інвесторами, а інвестовані ними кошти – важливим джерелом фінансування економічного розвитку. Вітчизняні страхові компанії беруть менш активну участь в інвестиційних процесах, а вкладені ними кошти не задовольняють потреб інвестиційного ринку в повному обсязі. Враховуючи важливість вкладення тимчасово вільних коштів страховиків у розвиток реального та фінансового секторів економіки, актуальними є дослідження чинників та напрямів зростання їх фінансових ресурсів.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Окремі аспекти діяльності страхових компаній, формування та використання їх фінансових ресурсів розглядають у своїх працях Р. В. Кобко [6], Ю. В. Алескерова [1], Н. Ботвіна [2], І. Б. Висоцька, О. В. Нагірна [3], К. С. Зайченко [5], О. М. Гладчук [4], В. С. Одочук, І. Ю. Рудь [10], І. Лещик [8], І. Кондрат, П. Віблій, В. Білець та інші.

Постановка завдання. Для того щоб вітчизняні страхові компанії були впливовими інституційними інвесторами, вони повинні володіти певним обсягом фінансових ресурсів. Актуальним

завданням, яке ставиться в даній роботі, є визначення методом кореляційно-регресійного аналізу тих чинників, які найбільшою мірою сприятимуть зростанню фінансових ресурсів страхових компаній. Після визначення факторів, які чинять найбільш вагомий вплив на приріст активів страховика, методами рядів динаміки доцільно побудувати прогнозні моделі.

Виклад основного матеріалу дослідження. Діяльність страховика полягає у проведенні власне страхування і у виконанні ним ролі активного інвестора, що зумовлює специфіку формування внутрішніх джерел його фінансових ресурсів за рахунок доходів, які пов'язані зі страховою та перестраховою діяльністю; доходів від інвестування та розміщення тимчасово вільних коштів; інших доходів.

Оскільки роль страхових компаній як поставальників капіталу визначається обсягами, якими вони розпоряджаються, то існує потреба у визначенні факторів та розробленні напрямів нарощення їх фінансових ресурсів.

З цією метою ми пропонуємо скористатися методологією множинного кореляційно-регресійного аналізу, першим кроком якого є визначення (на

основі аналізу статистичних даних) факторів, які чинять найбільш вагомий вплив на результативну ознаку. Після цього записують вибіркоче рівняння множинної, лінійної регресії $y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_nx_n$, де параметри b_0, b_1, \dots, b_n можна знайти, скориставшись методом найменших квадратів. Після знаходження вибіркового рівняння множинної регресії необхідно з'ясувати питання про доцільність включення змінної $x_j, j=(1, n)$ у відповідну модель.

Це можна зробити за допомогою перевірки гіпотез $H_0 : b_j = 0$ на противагу до альтернативних гіпотез $H_1 : b_j \neq 0$. Крім того, якщо довірчий інтервал для b_j "накриває" число 0 для рівня значущості α , то відповідний фактор виводиться з регресійної моделі.

Значущість рівняння множинної лінійної регресії в цілому перевіряється за допомогою вибіркового коефіцієнта детермінації \bar{R}^2 , тобто перевірки гіпотези $H_0 : R^2 = 0$ (або еквівалентної до неї гіпотези $H_0 : b_0 = b_1 = \dots = b_n = 0$). Для оцінки відносного впливу факторних ознак на результативну використовують часткові коефіцієнти еластичності.

На основі аналізу статистичних даних нами встановлено, що величина капіталу страховика у визначається обсягом зібраних страхових премій x_1 , часткою перестраховування x_2 , рівнем страхових виплат x_3 і отримано рівняння регресії $y = 10191,93 + 1,24x_1 - 311,81x_2 - 228,06x_3$.

Для перевірки адекватності моделі результатам спостережень перевіряється гіпотеза $H_0 : b_1 = b_2 = \dots = b_n = 0$ з використанням статистики $E = \frac{R^2}{1-R^2} \cdot \frac{n-m-1}{m}$. В нашому випадку $n = 47, m = 3, R^2 = 0,873, E = \frac{0,873}{1-0,873} \cdot \frac{47-3-1}{3} \approx 98,6 > 6,8$ і модель адекватна результатам спостережень.

Значення $\bar{R}^2 = 0,873$ вказує, що 87,3% варіації величини активів пояснюється варіація розглянутих вище факторів.

Значення коефіцієнта $b_1 = 1,24$ показує, що збільшення на 1 тис. грн обсягу зібраних страхових премій без врахування впливу двох інших факторів призводить до середнього приросту активів страховика на 1,24 тис. грн. Значення $b_2 = -311,81$ показує, що збільшення на 1 % частки премій, переданих у перестраховування, без врахування впливу інших факторів призводить до середнього зниження активів страховика на 311,81 тис. гривень. Значення $b_3 = -228,06$ показує, що збільшення на 1 % рівня страхових виплат без врахування інших факторів призведе до середнього зниження величини активів страховика на 228,06 тис. грн.

Значення коефіцієнта еластичності $K_1 = 1,013$ показує, що при збільшенні на 1 % обсягу страхових премій без врахування впливу інших факторів величина активів зросте на 1,013 %. Значення $K_2 = -0,037$ показує, що при зростанні частки перестраховування на 1 % величина активів зменшиться на 0,037% без врахування впливу інших факторів. Значення $K_3 = -0,033$ показує, що при зростанні на 1 % рівня виплат без врахування впливу інших факторів величина активів зменшиться на 0,033%.

Оскільки величина капіталу страхових компаній визначається, зокрема, величиною зібраних страхових премій, то при її аналізі ми пропонуємо скористатися статистичними методами аналізу часових рядів, які є більш універсальними з тієї точки зору, що дозволяють будувати прогнозні моделі для будь-якого наперед визначеного ступеня точності (рівня довіри). У такому випадку за незалежну змінну приймають змінну часу t . Вона послідовно набуває значень 1, 2, ... n – кількість заданих спостережень. Для нашого випадку $n = 7$.

Залежна змінна y – це значення соціально-економічного показника, що досліджується (в нашому випадку – обсяг чистих страхових премій).

На основі наведених нижче даних про зібрані страховою компанією ПрАТ "Страхова група "Ю.БІ.АЙ-КООП" чисті страхові премії за 2014-2020 рр. (2014 рік – 21508,2 тис. грн, 2015 рік – 28661,9 тис. грн, 2016 рік – 26767,3 тис. грн, 2017 рік – 29736,0 тис. грн, 2018 рік – 35170,3 тис. грн, 2019 рік – 43431,8 тис. грн, 2020 рік – 49367,5 тис. грн) нами побудована діаграма розсіювання, зовнішній вигляд якої дозволяє робити певні припущення щодо форми кореляційної залежності $\hat{y}(t)$ (лінійна, параболічна, степенева, показникова, гіперболічна) (рис. 1).

З рис. 1 видно, що форма кореляційної залежності схожа на лінійну, тобто обриси точок на діаграмі нагадують пряму лінію. Отже, намагатимемося знайти рівняння цієї прямої у вигляді $\hat{y} = \bar{\beta}_0 + \bar{\beta}_1 t$ – де $\bar{\beta}_0$ і $\bar{\beta}_1$ є розв'язками такої системи нормальних рівнянь:

$$\begin{cases} \bar{\beta}_0 n + \bar{\beta}_1 \sum_{i=1}^n t_i = \sum_{i=1}^n y_i \\ \bar{\beta}_0 \sum_{i=1}^n t_i + \bar{\beta}_1 \sum_{i=1}^n t_i^2 = \sum_{i=1}^n t_i y_i \end{cases}$$

У нашому випадку параметри $\bar{\beta}_0 = 16160, \bar{\beta}_1 = 4340$ і рівняння тренду матиме вигляд $\hat{y}(t) = 4340t + 16160$.

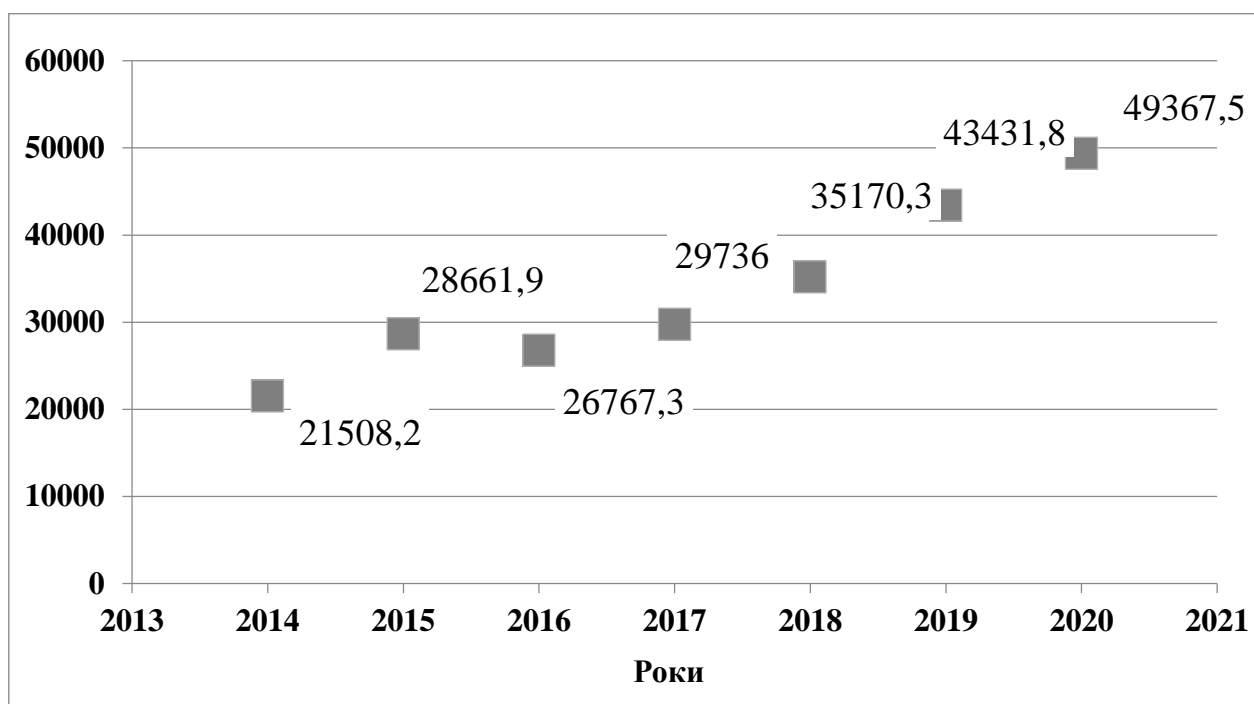


Рис. 1. Діаграма розсіювання значень чи стих страхових премій ПрАТ “Страхова група “Ю.БІ.АЙ-КООП” за 2014-2020 рр. (тис. грн)

Перевірка моделі на адекватність – один із найважливіших етапів дослідження, оскільки неадекватні моделі позбавлені змісту. Її ми будемо робити за допомогою спостережуваного значення

$$\tau = \frac{\bar{\beta}_1}{\delta\bar{\beta}_0} \text{ т-критерію Стьюдента, де } \sigma\bar{\beta}_1 =$$

$$\frac{\sigma_\varepsilon}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (t_i - \bar{t})^2}}, \sigma_\varepsilon = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n-2}}, e_i = y_i - (\bar{\beta}_0 + \bar{\beta}_1 t),$$

яке порівнюють із критичним значенням $t_{кр} = t_{\alpha, n-2}$. Його шукають за таблицею критичних точок т-розподілу Стьюдента. В нашому випадку для рівня значущості $\alpha = 0,05$ і $n - 2 = 7 - 2 = 5$, $t_{0,05; 5} = 2,57$. Якщо $|\tau| > 2,57$, то для рівня значущості $\alpha = 0,05$ немає підстав відхиляти гіпотезу про адекватність моделі.

Для наведеного часового ряду, для якого рівняння тренду $\hat{y}(t) = 4340t + 16160$, отримуємо,

$$\text{що } \sigma_\varepsilon = 3241; \bar{t} = 4; \sum_{i=1}^n (t_i - \bar{t})^2 = 28;$$

$$\sigma_{\bar{\beta}_1} = \frac{3241}{\sqrt{28}} \approx 613,99; \tau = \frac{4340}{613,99} \approx 7,07.$$

Оскільки $7,07 > 2,57$, то модель адекватна результатам спостереження, а рівняння регресії є придатним для прогнозування.

Значення $\bar{\beta}_1 = 4340$ показує, що обсяги зібраних чистих страхових премій щороку зростають у середньому на 4340 тис. грн.

Величина R^2 – коефіцієнт детермінації характеризує частку загальної дисперсії показника у, яка може бути пояснена регресією. Чим ближче значення R^2 до 1, тим вищою є якість рівняння тренду

для розрахунку прогнозних значень. У нашому випадку $R^2 = 0,9095$ показує, що 90,95 % дисперсії результативної ознаки у пояснюється регресією, а 9,05% дисперсії обсягів зібраних чистих страхових премій – впливом випадкових, не врахованих у моделі, факторів.

Точковий прогноз – це значення \hat{y}_{n+1} залежної змінної, розраховане для відповідного значення $t=n+1$ на основі рівняння регресії $\hat{y} = \bar{\beta}_0 + \bar{\beta}_1 t$. Поклавши відповідно $n = 1, 2, 3$, отримаємо прогнози $\hat{y}(2019) = 50880$; $\hat{y}(2020) = 55220$; $\hat{y}(2021) = 59560$.

Оскільки внаслідок стохастичної невизначеності ми не маємо змоги оцінити міру точності знайденого точкового прогнозу, то на практиці поряд із ним вказують ще інтервальну оцінку для індивідуальних значень прогнозу y_{n+1} , яка при відповідному значенні $t = n+1$ та рівні надійності γ ($\gamma < 1$), близького до 1, має вигляд

$$\hat{y}_{n+1} - t_{\alpha, n-2} \sigma^*(t \pm n+1) \leq y_{n+1} \leq \hat{y}_{n+1} + t_{\alpha, n-2} \sigma^*(t \pm n+1),$$

$$\text{де } \sigma^*(t \pm n+1) = \sigma_\varepsilon \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(n+1-\bar{t})^2}{\sum_{i=1}^n (t_i - \bar{t})^2}}.$$

$$\text{Тоді інтервальний прогноз } 50880 - 2,57 \cdot 3241 \sqrt{1 + \frac{1}{7} + \frac{16}{28}} < y_n < 50880 + 2,57 \cdot$$

$$3241 \sqrt{1 + \frac{1}{7} + \frac{16}{28}} \text{ або } 46634 < y_n < 55126.$$

Отже, з надійністю 95 % можна стверджувати, що на наступний рік обсяги зібраних чистих страхових премій лежатимуть у межах від 46634 до 55126 тис. грн.

Висновки і перспективи подальших досліджень у даному напрямі. Нами побудовано

множинне рівняння регресії, яке виражає залежність величини активів страховика від обсягу зібраних страхових премій, частки перестраховування та рівня страхових виплат. З нього випливає, що позитивно на зростання активів страховика впливає величина зібраних страхових премій. Зокрема, збільшення на 1 тис. грн страхових премій без врахування впливу двох інших факторів призводить до зростання активів страховика на 1,24 тис. грн. Отримане методами рядів динаміки прогнозне значення показує: з надійністю 95 % можна стверджувати, що на наступний рік обсяги зібраних чистих страхових премій лежатимуть у межах від 46634 до 55126 тис. грн.

ЛІТЕРАТУРА

1. Алескерова Ю. В., Сідак О. М. Управління капіталом страхових компаній. Інфраструктура ринку. 2018. Вип. 18. С. 300-308.
2. Ботвіна Н. Формування страхового ринку в Україні: реалії та проблеми сьогодення. Економічний аналіз. 2019. Т. 29. № 4. С. 132-137.
3. Висоцька І. Б., Нагірна О. В. Сучасний стан страхового ринку України та його фінансова безпека. Науковий вісник Львівського державного університету внутрішніх справ. 2018. Вип. 2. С. 28-39.
4. Гладчук О. М., Одочук В. С. Страховий ринок України в умовах регуляторної та цифрової трансформації. Науковий вісник Чернівецького університету. 2020. Вип. 825. С. 59-68.
5. Зайченко К. С., Дзюбенко В. М. Страховий ринок України: сучасний стан та перспективи розвитку. Приазовський економічний вісник. 2019. Вип. 5(16). С. 270-275.
6. Кобко Р. В. Структурна динаміка у розвитку страхового ринку України. Проблеми системного підходу в економіці. 2019. Вип. № 3(71). С. 134-142.
7. Куцик П. О., Васюник Т. І. Застосування методики трендового аналізу для прогнозування сучасного стану відтворення основного капіталу. Інтелект ХХІ : науковий економічний журнал. 2019. № 2. С. 48-52.
8. Лащик І., Кондрат І., Віблій П., Білець В. Страховий ринок України: сучасний стан та перспективи розвитку. Галицький економічний вісник. 2020. № 5 (66). С. 105-112.
9. Рейтингове агентство "Експерт-Рейтинг". Оновлений рейтинг ПрАТ "Страхова група "Ю.БІ.АЙ-КООП". URL: [http://expert-rating.com/rus/rating-list_individualnye_reitingi_strah_reiting_chao_strahovaya_gruppa_yu.bi.ai-koop_onovlenii_reiting_prat_strahova_grupa_yu.bi.ai-koop\(6\)/](http://expert-rating.com/rus/rating-list_individualnye_reitingi_strah_reiting_chao_strahovaya_gruppa_yu.bi.ai-koop_onovlenii_reiting_prat_strahova_grupa_yu.bi.ai-koop(6)/).
10. Рудь І. Ю., Кондрацька К. В. Страховий ринок України: аналіз та перспективи розвитку. Науковий вісник Ужгородського національного університету. 2019. Вип. 23. Ч. 2. С. 87-91.
11. Сороківський В. М., Папка О. С., Кузьма Х. В. Статистичні методи прогнозування

показників діяльності страхових компаній. Сучасні напрями розвитку економіки, підприємництва, технологій та їх правового забезпечення: матер. Міжнар. наук.-практ. конф. (Львів, 18-19 червня 2020 р.). С. 63-65.

REFERENCES

1. Aleskerova, Yu. V., and Sidak, O. M. (2018), *Upravlinnia kapitalom strakhovykh kompanii, Infrastruktura rynku*, vyp. 18, s. 300–308.
2. Botvina, N. (2019), *Formuvannia strakhovoho rynku v Ukraini: realii ta problemy sohodennia, Ekonomichnyi analiz*, T. 29, № 4, s. 132-137.
3. Vysotska, I. B. and Nahirna, O. V. (2018), *Suchasnyi stan strakhovoho rynku Ukrainy ta yoho finansova bezpeka, Naukovyi visnyk Lvivskoho derzhavnogo universytetu vnutrishnikh sprav*, vyp. 2, s. 28-39.
4. Hladchuk, O. M. and Odochuk, V. S. (2020), *Strakhovyi rynek Ukrainy v umovakh rehuliatornoi ta tsyfrovoi transformatsii, Naukovyi visnyk Chernivetskoho universytetu*, vyp. 825, s. 59-68.
5. Zaichenko, K. S. and Dziubenko, V. M. (2019), *Strakhovyi rynek Ukrainy: suchasnyi stan ta perspektyvy rozvytku, Pryazovskiy ekonomichnyi visnyk*, vyp. 5(16), s. 270-275.
6. Kobko, R. V. (2019), *Strukturna dynamika u rozvytku strakhovoho rynku Ukrainy, Problemy systemnoho pidkhodu v ekonomitsi*, № 3(71), s. 134-142.
7. Kutsyk, P. O. and Vasiunyk, T. I. (2019), *Zastosuvannia metodyky trendovoho analizu dlia prohnaznoi otsinky suchasnoho stanu vidtvorennia osnovnoho kapitalu, Intelekt KhKhI : naukovyi ekonomichnyi zhurnal*, № 2, s. 48-52.
8. Lashchuk, I., Kondrat, I., Viblyi, P. and Bilets, V. (2020), *Strakhovyi rynek Ukrainy: suchasnyi stan ta perspektyvy rozvytku, Halytskyi ekonomichnyi visnyk*, № 5 (66), s. 105-112.
9. Reitynhove ahentstvo "Ekspert-Reitynh", *Onovleniy reitynh PrAT "Strakhova hrupa "Yu.BI.AI-KOOP"*, available at: [http://expert-rating.com/rus/rating-list_individualnye_reitingi_strah_reiting_chao_strahovaya_gruppa_yu.bi.ai-koop_onovlenii_reiting_prat_strahova_grupa_yu.bi.ai-koop\(6\)/](http://expert-rating.com/rus/rating-list_individualnye_reitingi_strah_reiting_chao_strahovaya_gruppa_yu.bi.ai-koop_onovlenii_reiting_prat_strahova_grupa_yu.bi.ai-koop(6)/).
10. Rud, I. Yu. and Kondratska, K. V. (2019), *Strakhovyi rynek Ukrainy: analiz ta perspektyvy rozvytku, Naukovyi visnyk Uzhhorodskoho natsionalnoho universytetu*, vyp. 23, Ch. 2, s. 87-91.
11. Sorokivskiy, V. M., Papka, O. S. and Kuzma, Kh. V. (2020), *Statystichni metody prohnazuvannia pokaznykiv diialnosti strakhovykh kompanii, Suchasni napriamy rozvytku ekonomiky, pidpriemnytstva, tekhnolohii ta yikh pravovoho zabezpechennia: mater. Mizhnar. nauk.-prakt. konf. (Lviv, 18-19 chervnia 2020 r.)*, s. 63-65.

Стаття надійшла до редакції 29 січня 2022 року