

УДК 369.04:519.863

М. Є. Юрченко, канд. фіз.-мат. наук, доцент, завідувач кафедри бухгалтерського обліку, оподаткування та аудиту

Чернігівський національний технологічний університет, м. Чернігів, Україна

ОЦІНКА ЕФЕКТИВНОСТІ ФУНКЦІОНУВАННЯ СТРАХОВОЇ КОМПАНІЇ

Ключові слова: страхова компанія, страхові ризики, ймовірність, банкрутство, стохастичні моделі.

Фінансова стійкість страхового сектору є важливою умовою для стабільного макроекономічного розвитку й добробуту суспільства загалом. У зв'язку з цим проблема фінансової стабільності страхових компаній, представлених на українському ринку, нині стала особливо актуальною. Удосконалення методів оцінки ризику страхової компанії та коректне формування страхової премії визначає рівень її конкурентоспроможності. Проблема забезпечення мінімізації ризиків страхової компанії є комплексною. Зокрема страхові компанії часто стикаються з випадком, коли через значну кількість страхових звернень вони не спроможні вчасно урегулювати їх, що викликає серйозні збитки та суттєве навантаження на працівників компанії. Коректний підхід до вирішення завдання пошуку кількості неурегульованих страхових випадків за таких умов є необхідним для розробки ефективної математичної моделі роботи компанії та забезпечення її стійкого та динамічного функціонування.

Слід відзначити, що сьогодні внаслідок активного розвитку ризик-менеджменту дедалі частіше з'являються роботи, присвячені різноманітним методам оцінки ймовірності настання страхового випадку. Серед них можна відзначити роботи А.Н. Ширяєва [1], А.В. Мельникова [2], Т. Мака [3]. Авторами робіт [4; 5] зроблено спробу структурувати випадкову величину, що описує індивідуальні втрати, а разом із цим було показано, що це неможливо зробити в багатьох випадках. На теперішній час найбільш повні результати отримано у припущенні, що кількість угод є великою, а ймовірність настання страхового випадку прямує до нуля. Але з практичного погляду найбільш цікавою є динамічна модель, що описує динаміку настання страхових випадків у часі. Проте завдання такого роду ще недостатньо висвітлені в літературі.

Слід зазначити, що постановка цього завдання має певні труднощі, пов'язані з тим, що кількість страхових випадків у межах страхової угоди носять ймовірнісний характер. Тому при вирішенні цього завдання треба враховувати випадковий аспект проблеми, що розглядається.

У динамічній постановці для будь-якої страхової компанії особливий інтерес становить середня кількість заявлених, але не урегульованих до кінця року страхових випадків. У припущенні, що кількість страхових випадків є великою, а ймовірність настання страхового випадку є малою, знайдено оцінку математичного сподівання кількості страхових випадків, що є не врегульованими до кінця року:

$$M[q(t)] = \lambda \int_0^t P(T > u) du.$$

Легко бачити, що за великих t :

$$M[T] = \int_0^{+\infty} u dP(T \leq u) = \int_0^{+\infty} P(T > u) du \approx \int_0^t P(T > u) du,$$

а отже,

$$M[q(t)] \approx \lambda M[T],$$

де

$$P(\mu(t) = n) = \frac{(\lambda t)^n}{n!} e^{-\lambda t}.$$

У процесі дослідження виявилось, що при фіксованій середній інтенсивності страхових звернень математичне сподівання кількості неврегульованих страхових випадків $M[q(t)]$ добре апроксимується лінійною функцією від середнього часу врегулювання звернення.

Список використаних джерел: 1. Ширяев А. Н. Основы стохастической финансовой математики. Москва: Фазис, 1998. 512 с. 2. Мельников А. В., Бойков И. В. Элементы страхового риск-менеджмента. Москва: АФЦ, 2000. 87 с. 3. Мак Т. Элементы страхового риск-менеджмента. Москва: Олимп Бизнес, 2012. 411 с. 4. Ливиту К. Н., Сухотина Л. Ю., Шифердекер И. Ю. Пуассоновская модель деятельности некоммерческого фонда при релейном управлении капиталом. *Вестник Томского государственного университета*. 2006. № 19. С. 302–312. 5. Радюк Л. Е., Терпугов А. Ф. Теория вероятностей и случайных процессов. Москва: ЮФУ, 2018. 174 с.

УДК 303.447:324

О. О. Балюнов, канд. фіз.-мат. наук, доцент, доцент кафедри кібербезпеки та математичного моделювання

Чернігівський національний технологічний університет, м. Чернігів, Україна

СТАТИСТИЧНІ ОЦІНКИ РЕЗУЛЬТАТІВ ДРУГОГО ТУРУ ПРЕЗИДЕНТСЬКИХ ВИБОРІВ 2019 РОКУ В УКРАЇНІ

Ключові слова: вибори, Україна, статистичний аналіз, активність виборців, електоральна криміналістика.

Застосовуючи певні статистичні методи, перелік яких викладено в роботах [1; 2; 3], можна виявити ті чи інші аномалії у виборчому процесі. На основі об'єктивних даних, таких як розподіл виборчих дільниць за активністю виборців, можна виявити закономірності, що характеризують виборчий процес щодо можливих відхилень від демократії та наявності зловживань. Такий аналіз отримав назву електоральна криміналістика. За результатами першого туру виборів Президента України 2019 року деякі аналітики зробили висновки про можливі зловживання в окремих регіонах, зокрема на Сході України [3]. З іншого боку, в роботі [5] показано, що деякі аномальні явища зумовлені лише проблемністю проведення якісних виборів у зоні проведення АТО та притаманні всім учасникам виборів, у тому числі лідерам. Метою статті є: 1) з огляду на офіційні дані [6] провести статистичний аналіз активності виборців у другому турі виборів Президента України у 2019 році в найбільших областях України; 2) порівняти результати для різних географічних регіонів; 3) зробити висновки щодо можливих фальсифікацій. На рис. 1 показані гістограми розподілу кількості виборців, що проголосували, від підсумкової активності виборців для м. Києва та Донецької області.

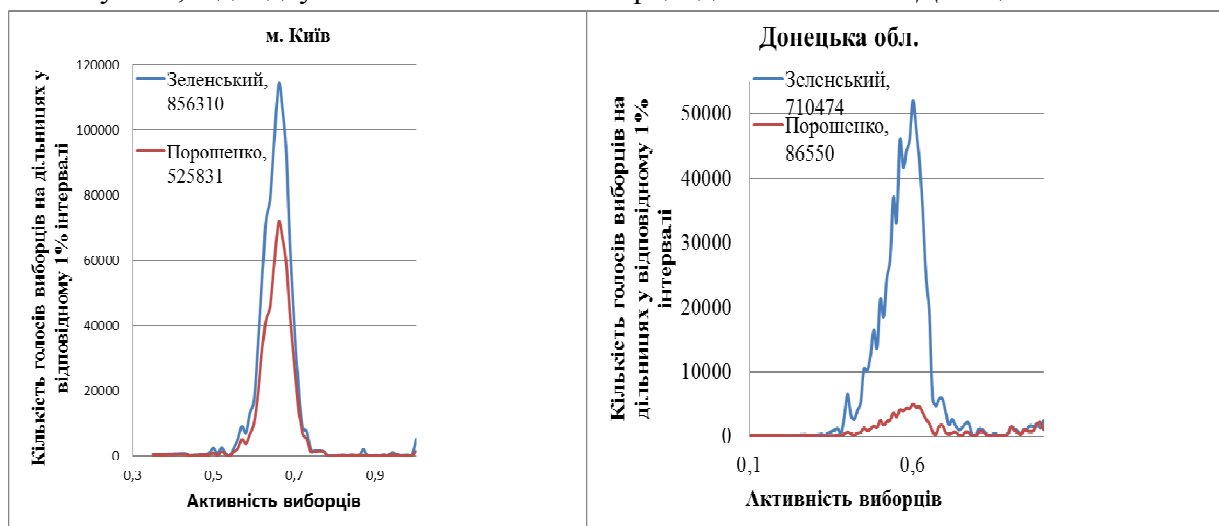


Рис. 1. Гістограми розподілу кількості виборців від активності

Відзначаємо просту дзвоноподібну форму розподілу голосів відносно активності виборців, що нагадує гаусівську криву нормального закону розподілу. Така форма розподілу є в певному сенсі найбільш природною для величини, що є під впливом великої кількості незалежних факторів. Також відсутні важкі «хвости» справа в області стовідсоткової явки. Отже, можна зробити висновок про відсутність певних одиничних факторів, що впливають на активність у бік її збільшення і які могли б перевищити сумарний вплив решти факторів.

Із вигляду діаграм розсіювання (рис. 2) встановлюємо, що для обох кандидатів ядро розсіювання є компактним і його положення збігається з піком відповідної гістограми, а хвости при зростанні активності є незначними і, головне, подібні.