

3. Офіційна інтернет-сторінка Державної комісії з регулювання ринку фінансових послуг [Електронний ресурс]. – Режим доступу : <http://dfp.gov.ua>.
4. Положення про провадження діяльності страховими посередниками. Затверджено постановою Кабінету Міністрів України від 18.12.96 № 1523 [Електронний ресурс]. – Режим доступу : <http://zakon1.rada.gov.ua>.
5. Про внесення змін до Закону України "Про страхування" [Текст] : Закон України від 04.10.2001 № 2745-III [Електронний ресурс]. – Режим доступу : <http://zakon1.rada.gov.ua>.
6. Слесарук, С. Статський радник [Текст] / С. Слесарук // Контакти. – 2008. – № 3. – С. 20–23.
7. Фурман, В. Шляхи активізації розвитку брокерської діяльності в Україні [Текст] / В. Фурман // Економіст. – 2005. – № 1. – С. 58–59.
8. Щеглова, К. Багатоканальний збут [Текст] / К. Щеглова // Страхова справа. – 2007. – № 1(25). – С. 61–65.
9. Щеглова, К. Страхова безпосередність [Текст] / К. Щеглова // Страхова справа. – 2006. – № 3(23) – С. 20–24.

### *Summary*

The author researches the activity of insurance intermediaries (brokers) and determines their role at the Ukrainian insurance market with the consideration of international experience.

Отримано 21.04.2010

УДК 368(477)

**Г.В. Кравчук, канд. екон. наук, доц.,**  
ДВНЗ "Українська академія банківської справи НБУ"

## **ВИЯВЛЕННЯ СЕЗОННИХ І ЦИКЛІЧНИХ СКЛАДОВИХ РОЗВИТКУ СТРАХОВОГО РИНКУ УКРАЇНИ**

*У статті перевіряються сформовані ряди відносних показників щодо розвитку страхового ринку на однорідність та наявність сезонних і циклічних коливань. Дана перевірка здійснюється на основі побудови корелограм нульових і перших різниць.*

*Ключові слова: сезонна компонента, циклічна складова, автокореляція, валові надходження, валові платежі, корелограма нульових різниць, корелограма перших різниць.*

**Постановка проблеми.** При дослідженні будь-якого економічного процесу, до якого цілком обґрунтовано можна віднести функціонування національного страхового ринку, визначального значення набуває статистична інформація. Але іноді не самі абсолютні значення економічних показників дають уяву про процеси на ринку, характеризують збільшення (зменшення) або сезонні коливання, а побудовані на їх базі похідні показники. Такими показниками можуть бути такі: співвідношення щорічних валових премій до ВВП, різниці валових премій і надходжень до ВВП, співвідношення активів до кількості

страхових компаній, співвідношення кількості компаній до кількості населення тощо. Саме тому для окремих завдань при дослідженнях розвитку страхового ринку доцільно використовувати відносні показники.

**Аналіз останніх досліджень і публікацій.** Для проведення аналізу стану і перспектив розвитку фінансових ринків, у тому числі і страхового ринку, можна використати можливості статистичного та економіко-математичного апаратів. Так, корисними для виконання цілей нашої роботи можуть бути дослідження систематичної не випадкової компоненти часового ряду (тренда, циклічних і сезонних коливань), які наводяться в роботах таких науковців, як В.М. Горбатов [1], Н.Б. Кобелев [2], Е.М. Четиркін [3], А.Н. Ширяєв [4].

**Не вирішені раніше частини загальної проблеми.** Для побудови прогнозу розвитку будь-яких ринків визначальним є факторний аналіз. Якщо спостерігається вплив сезонної чи циклічної складової, періодичності коливань часових рядів, то такі показники вносяться в конкретні економіко-математичні моделі, які використовуються для прогнозування. Питання визначення пояснюючих факторів є пріоритетним для прогнозування поведінки страхового ринку України.

**Метою статті** є дослідження страхового ринку України на однорідність похідних часових рядів, виявлення наявності циклічних і сезонних коливань.

**Виклад основного матеріалу.** Для перевірки часових рядів на однорідність розглянемо метод Ірвіна та його модифікацію. На основі розрахунку характеристики  $\lambda_t$ , яка є індикатором відсутності нетипових, аномальних спостережень, а також викривлень тенденції, можна зробити висновок про нормальний характер рівнів часового ряду, оскільки фактично отримані значення характеристики  $\lambda_t$  менші за критичні. Аномальними значеннями рядів (співвідношення щорічних валових премій до ВВП та різниці валових премій і надходжень до ВВП, співвідношення активів до кількості страхових компаній) характеризується лише 2004 рік (про що свідчить перевірка на однорідність методом Ірвіна), усунення чого проводиться шляхом розрахунку середнього значення з попереднього і наступного для аномального рівня ряду, який дорівнює відповідно 0,032; 0,028; 49,93. Застосовуючи як метод Ірвіна, так і його модифікацію для часового ряду співвідношення кількості компаній до кількості населення, можна зробити висновок

про однорідність даного часового ряду, про що свідчить порівняння як рівнів ряду за всією сукупністю, так і за трьома спостереженнями.

Перевірку гіпотез стосовно сталості середнього значення та дисперсії кожного часового ряду, тобто стаціонарності часового ряду, проведемо, використовуючи методи різниць середніх рівнів і метод Форстера-Стьюарта. Розглянемо спочатку метод перевірки різниць середніх рівнів, який передбачає розбиття вхідного ряду на дві приблизно однакові частини. Так, пропонується розбити кожен ряд на 4 і 4 спостереження, для кожного з яких розраховані середнє значення та дисперсія, що відображено в таблиці 1.

Таблиця 1

**Середнє значення та дисперсія похідних показників діяльності страхового ринку України**

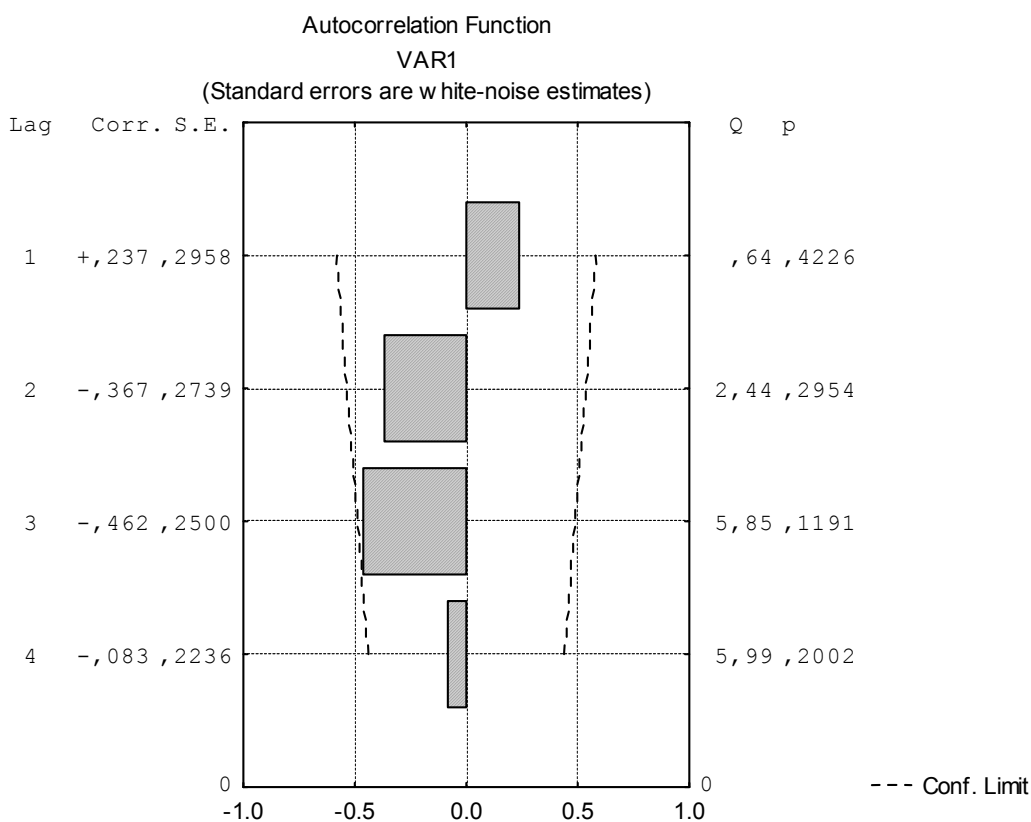
Показник	Середнє значення		Дисперсія	
	2001-2004	2005-2008	2001-2004	2005-2008
Валові страхові премії / ВВП	0,03125	0,02620	0,00035	0,00000
(Валові страхові премії – Валові страхові виплати) / ВВП	0,02821	0,02061	0,00031	0,00001
Активи / Кількість компаній	26,48536	68,14359	353,00987	268,91408
Кількість компаній / Кількість населення	7,40209	9,30446	0,38453	0,58945

Оскільки значення критерію Фішера в даному випадку за всіма показниками перевищуватиме критичне значення ( $90,79 > 9,28$ ;  $33,57 > 9,28$ ;  $1,31 < 9,28$ ;  $1,53 < 9,28$ ), то гіпотеза про рівність дисперсій відхиляється для співвідношення щорічних валових премій до ВВП та різниці валових премій і надходжень до ВВП, підтверджуючи їх нестационарність, та приймається для співвідношення активів до кількості страхових компаній та кількості компаній до кількості населення країни. Подальші дослідження стаціонарності останніх двох часових рядів за допомогою критерію Стюдента свідчать про відхилення нульової гіпотези, тобто присутність тренда в середньому, оскільки фактичне значення значно перевищує нормативно встановлене.

Проведемо дослідження автокореляційної функції часового ряду, оскільки перевірки часових рядів на стаціонарність вважаються недостатньо потужними, особливо у невеликих вибірках, саме тому дуже корисно додатково аналізувати корелограми, які є менш формальним апаратом перевірки на стаціонарність.

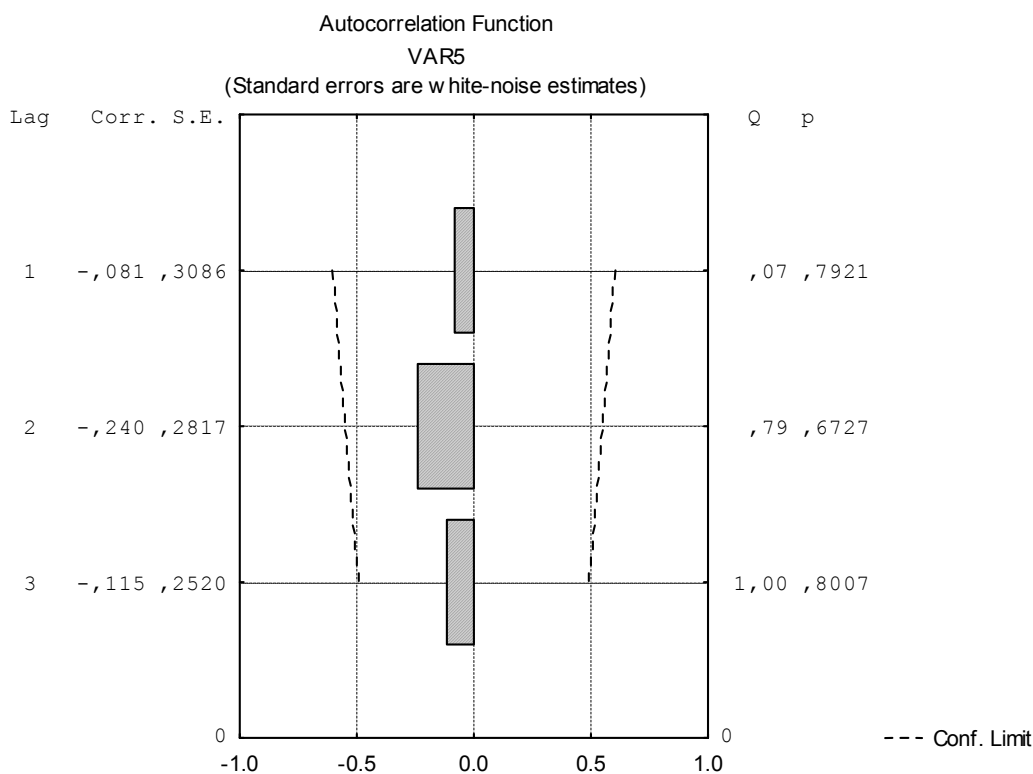
За вибіркою у 8 спостережень розраховані коефіцієнти автокореляції. Результати розрахунків для співвідношення щорічних валових премій до ВВП для нульових і перших різниць наведено на рисунках 1-2.

Наведена вище корелограма часового ряду побудована на основі використання нульових різниць даного ряду, тобто фактичних даних за відносним показником співвідношення щорічних валових премій до ВВП, шляхом поступового визначення та графічного зображення коефіцієнтів автокореляції з лагами в 1, 2, 3 і 4 періоди (роки) та критичних (гранично допустимих) значень, які характеризують їх статистичну значущість. Аналіз рис. 1 дозволяє стверджувати про варіативність коефіцієнтів автокореляції: спостерігається зміна напрямку зв'язку з додатного (прямий вплив) з лагом в 1 рік на від'ємні (зворотний вплив) з лагами у 2, 3 і 4 роки. Разом з тим найбільше абсолютне значення приймає коефіцієнт автокореляції з лагом у 3 роки, хоча і належить до коридору допустимих значень, тобто не є статистично значущим. На основі даного коефіцієнта автокореляції можна зробити висновок про наявність циклічності співвідношення щорічних валових премій до ВВП.



**Рис. 1. Корелограма часового ряду (нульові різниці) для співвідношення щорічних валових премій до ВВП**

Якщо коефіцієнт автокореляції першого порядку  $r_1$  перебуває в інтервалі:  $-2 \cdot 0,35 < r_1 < 2 \cdot 0,35$  або остаточно  $-0,7 < r_1 < 0,7$ , то можна вважати, що дані не вказують на наявність автокореляції першого порядку на рівні значущості 0,05. Розраховані коефіцієнти автокореляції від першого до четвертого порядків значно не перевищують 0,7. Отже, можна зробити висновок про відсутність автокореляції для часового ряду. При переході від нульових до перших різниць коефіцієнти автокореляції не стають статистично значущими. Статистичний критерій  $Q$  надає можливість зробити аналогічні висновки. Отже, на 95 % можна бути впевненими, що справжні коефіцієнти автокореляції  $\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_{15}$  для лагів у чотири періоди – не є значущими.



**Рис. 2. Корелограма часового ряду (перші різниці)  
для співвідношення щорічних валових премій до ВВП**

Таким чином, часовий ряд не має лінійного адитивного тренда, оскільки автокореляційний аналіз вказує на відсутність лінійної залежності зміни коефіцієнтів автокореляції від часового лага, а перехід до перших різниць підтверджує відсутність цієї залежності. Отже, характер тренда часового ряду не є лінійним, хоча в даному випадку можна стверджувати про циклічність ряду з періодом у 3 лаги.

Аналогічна тенденція спостерігається і для співвідношення різниці валових премій і надходжень до ВВП. Корелограма часового ряду для співвідношення різниці валових премій і надходжень до ВВП характеризує з невеликим відхиленням аналогічні тенденції, які спостерігались і для співвідношення щорічних валових премій до ВВП. Так, коефіцієнти автокореляції для всіх лагів не є статистично значущими, оскільки задовольняють необхідні умови критерію Пірсона-Бокса. Варіативність наведеного часового ряду, особливо для коефіцієнта автокореляції з лагом у 3 періоди, свідчить про наявність циклічності, подальше дослідження наявності якої проаналізуємо на основі корелограми часового ряду (перших різниць). Також можна зробити висновок про відсутність лінійного адитивного тренда для співвідношення різниці валових премій і надходжень до ВВП.

Корелограма часового ряду (перших різниць) побудована на основі відображення коефіцієнтів автокореляції часового ряду, побудованого на різниці кожного значення ряду і його попереднього рівня. Це дозволяє не лише підтверджувати наявність лінійного адитивного тренда, на основі якого визначається прогноз розвитку явища в майбутньому, а також ідентифікувати циклічність і сезонність рівнів динамічного ряду.

Зовсім іншу тенденцію характеризує корелограма часового ряду (нульових різниць) для співвідношення активів до кількості страхових компаній на відміну від розглянутих вище діаграм. Якщо максимальний зв'язок між рівнями ряду і рівнями, зміщеними на декілька лагів, для співвідношення щорічних валових премій до ВВП та різниці валових премій і надходжень до ВВП був слабким, це свідчить про наявність середнього зв'язку, особливо для коефіцієнтів автокореляції в 1 рік. Починаючи з коефіцієнта автокореляції з лагом у 3 періоди, спостерігається зміна напрямку зв'язку з прямого на зворотний, характеризуючи точку перегину часового ряду, а отже, і наявність циклічної складової.

На відміну від попередніх похідних показників для співвідношення активів до кількості страхових компаній, кількості компаній до кількості населення країни з 2001 до 2008 р. виявляється наявність лінійного тренда (на корелограмах нульових різниць є статистично значущі коефіцієнти кореляції), а також циклічності з лагом у 3 періоди для співвідношення активів до кількості страхових компаній.

**Висновки.** Фільтрація сезонної та циклічної складових похідних часових рядів (Валові страхові премії / ВВП; (Валові страхові премії – Валові страхові виплати) / ВВП; Активи / Кількість компаній; Кількість компаній / Кількість населення) за допомогою побудови та аналізу ко-

релограм автокореляційних функцій дозволяє виявити основні напрями розвитку та структурні зміни співвідношення показників страхового ринку.

### *Список літератури*

1. Горбатов, В. М. Конкурентоспособность и циклы развития интегрированных структур бизнеса [Текст] : монографія / В. М. Горбатов. – Харьков : ИНЖЭК, 2006. – 592 с.
2. Кобелев, Н. Б. Практика применения экономико-математических методов и моделей [Текст] : учеб.-практ. пособие / Н. Б. Кобелев. – М. : Финстатинформ, 2000. – 246 с.
3. Четыркин, Е. М. Финансовая математика [Текст] : учебник / Е. М. Четыркин. – М. : Дело Лтд, 2003. – 320 с.
4. Ширяев, А. Н. Основы стохастической финансовой математики [Текст] / А. Н. Ширяев. – М. : Фазис, 1998. – 524 с.

### *Summary*

The article examines the series of relative indicators relating to the development of the insurance market and their seasonal and cyclical fluctuations. This examination is carried out on the basis of correlograms of zero and first differences.

Отримано 22.04.2010

УДК 336.76

**О.В. Меренкова, канд. екон. наук,  
ДВНЗ "Українська академія банківської справи НБУ"**

## **ТРАНСФОРМАЦІЯ РИНКУ ПЕРЕСТРАХУВАННЯ В УМОВАХ ГЛОБАЛІЗАЦІЙНИХ ПРОЦЕСІВ**

*У статті розглядаються процеси розвитку, особливості функціонування та якісні і кількісні зміни ринку перестрахування на сучасній фазі його життєвого циклу – відокремлення від страхового в рамках ринку фінансових послуг. Трансформація ринку перестрахування в умовах глобалізації простежується у формуванні нових аспектів і зміні існуючих у розрізі: принципів і моделей функціонування; механізму встановлення рівноваги та стратегій діяльності основних учасників ринку; методик та інструментарію актуарних розрахунків щодо перестрахових операцій; функцій наглядових органів.*

*Ключові слова: глобалізація, страховий ринок, відокремлення ринку перестрахування.*

**Постановка проблеми.** Постійне збільшення обсягів здійснення страхових операцій та залучення до використання страховиками нових інструментів і методів актуарних розрахунків вимагає здійснення перерозподілу ризиків між декількома учасниками. Це пояснюється необхідністю підвищення якості надання страхових послуг, забезпеченням