

УДК 368.91:330.43(477)

ЕКОНОМІКО-МАТЕМАТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ МЕХАНІЗМІВ ФОРМУВАННЯ ПОПИТУ НА ПОСЛУГИ ДОВГОСТРОКОВОГО СТРАХУВАННЯ В УКРАЇНІ

О. Карчевська

*Львівський національний університет ім. І.Франка
79008, м. Львів, пр. Свободи 18,
e-mail: stella_7@rambler.ru*

У статті проведено математичне моделювання процесу формування попиту на ринку довгострокового страхування. Динаміку попиту змодельовано за допомогою лінійного регресійного рівняння залежності кількості застрахованих від економічних показників, їх очікуваних значень і введеної функції стабільності.

Ключові слова: довгострокове страхування, очікування економічних суб'єктів, фільтр Калмана, стабільність.

Постановка проблеми. Однією з центральних задач при розробці стратегії функціонування страхової компанії є оцінка та формування джерел її доходної частини, основу якої складають страхові внески. Обсяг залучених страхових платежів залежить від готовності населення купляти страхові продукти, що, в свою чергу, залежить від доходів населення, стабільності економічної ситуації в країні, очікувань економічних суб'єктів, фінансового стану страховиків, рівня страхової культури, тощо. Іншими словами, ключовою задачею для страхових компаній є визначення попиту на страхові послуги, або ємності страхового ринку.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Наявні методики оцінки потенційного попиту ґрунтуються, як правило, на визначенні чисельності платоспроможного населення та коефіцієнтів ефективності відділів продажу [1], або на проведенні опитувань чи здійсненні експертних оцінок. Ємність ринку у вартісному вираженні обчислюється шляхом множення отриманого значення потенційного обсягу продажів на середню ціну послуги. Недоліком є те, що не повною мірою враховується стан економічної ситуації.

Разом з тим, як стверджує більшість вітчизняних дослідників, в Україні попит на договори страхування життя великою мірою зумовлений очікуваннями та стабільністю економічної ситуації [2, 3]. Також, у вітчизняній практиці часто договори страхування життя та пенсії укладаються підприємствами на користь своїх працівників з метою їх мотивації не змінювати місце роботи. Тому можна стверджувати, що попит на страхові поліси визначається не тільки платоспроможністю населення, а й обсягами виробництва, інфляційними процесами, активністю на фондовому ринку, тобто, станом економіки в цілому.

В той же час, як показали соціологічні дослідження В. Ковальчук, В. Бастирчева, Є. Забурмехи [3], з послугами страхування життя обізнані 92%

респондентів, а мають бажання ними скористатись 33% опитаних (вищий відсоток потенційних клієнтів встановлено тільки для добровільного медичного страхування – 44%). Серед основних причин відмови від страхування – нестабільна економічна ситуація та відсутність гарантій з боку держави (55 % респондентів), недовіра до страхових організацій (41 %), низькі доходи (36 %). Іншими словами, у населення є потенційна потреба у страхових продуктах і основними перешкодами до перетворення цієї потреби на попит є висока ціна контрактів та нестабільність економічного становища.

Отже, для формування ефективної цінової політики страхової компанії необхідно визначити потенційну ємність ринку довгострокового страхування та оцінити вплив економічних коливань та вартості договору на динаміку попиту.

Вказані аспекти є недостатньо вивчені в літературі, що визначає актуальність проведення такого дослідження.

Формулювання мети дослідження. Метою статті є виявлення механізмів формування попиту на послуги довгострокового страхування та оцінка ступеня впливу очікувань економічних суб'єктів та стабільності економічної ситуації на величину попиту.

Виклад основного матеріалу дослідження. Потенційна ємність ринку – це загальна вартість товарів, які покупці, що знаходяться в певному регіоні, в змозі придбати за певний період часу (місяць чи рік). Вона залежить від багатьох факторів – соціальних, кліматичних, національних особливостей жителів регіону, а головне економічних, тобто рівня доходів потенційних покупців, структури їх витрат, темпів інфляції тощо. В той же час ринок довгострокових видів страхування має свої особливості.

На відміну від ринку товарів і послуг короткострокового користування, де попит практично повністю визначається поточною (чи майбутньою) ціною продукту, на ринку страхування життя та пенсії значну роль відіграє ринкова кон'юнктура та очікування покупців (потенційних клієнтів).

Виділимо основні чинники та механізми їх впливу на попит на ринку страхування життя. Поліс довгострокового страхування переважно виконує дві основні функції: страховий захист та накопичення коштів до певної події (на дожиття, весілля, повноліття, тощо). З огляду на значні страхові суми, ціна договору є досить високою і незначно коливається у різних компаніях. Отже, попит буде визначатися сукупними доходами населення та рівнем середньомісячної зарплати, які є безпосередніми чинниками впливу на нього. Крім цього, опосередковано на попит впливають динаміка інфляції та величина ставки за депозитами. Перша може значно знецінювати як поточні доходи, так і майбутні виплати, тоді як зростання величини відсоткової ставки зробить привабливішим вкладення коштів в депозит.

Також в Україні значна частина договорів страхування життя та пенсії укладена підприємствами на користь своїх працівників. Показниками ефективності діяльності підприємницького сектору є валовий внутрішній продукт, випуск промислової продукції, обсяги інвестицій та інші, тому страховим компаніям варто враховувати динаміку цих показників.

З іншої сторони, як ми вже зазначали, ємність ринку визначається також такими прямо не спостережуваними чинниками, як очікування економічних суб'єктів та рівень стабільності економічної ситуації.

Економіко-математична модель. Враховуючи наведені вище міркування, економіко-математичну модель оцінки попиту на ринку страхування життя узагальнено можна записати у наступному вигляді:

$$KD_t = f(X_{t-1}, X_{t-1}^{\text{exp}}, S_t), \quad (1)$$

де KD_t – кількість застрахованих на момент часу t ,

X_t – множина макроекономічних показників на момент часу t ,

X_{t-1}^{exp} – множина очікуваних значень макроекономічних показників на момент часу t з урахуванням інформації, наявної до моменту часу $t-1$,

S_t – функція (параметр) стабільності економічного середовища.

На основі проведеного аналізу коефіцієнтів кореляції, а також робіт [1, 2] для проведення досліджень вибрано наступні базові показники стану економіки України: індекс споживчих цін (у відсотках до кінця попереднього кварталу), номінальний ВВП (млрд. грн.), випуск/реалізація промислової продукції (млн. грн.), обсяги інвестицій в основний капітал (млн. грн.), обмінний курс в середньому за період (грн./100 євро), процентна ставка за депозитами в національній валюті, індекс ПФТС, сукупні доходи населення (млн. грн.), кількість застрахованих на дату.

З метою уникнення появи зміщених оцінок при оцінці параметрів моделі потрібно, щоб часові ряди, які в ній використовуються, були стаціонарними. В табл. 1 наведено результати розширеного тесту Дікі-Фулера на стаціонарність часових рядів.

Розрахунки показали, що стаціонарним є тільки ряд, складений з логарифмів значень індексу споживчих цін. Логарифми інших часових рядів є нестаціонарними, тому до них застосовано операцію взяття перших різниць. Отримані ряди виявились стаціонарними. Варто зауважити, що отримані значення після взяття перших різниць логарифмів рядів для малих приростів аргумента наближено дорівнюють темпам приросту показника.

Таблиця 1.

Результати тесту Дікі-Фулера для основних показників

Показник	Період, за який проводиться оцінка	Кількість лагових значень		ADF-статистика		Критичне значення для рівня значущості 5%		Порядок інтеграції	
		для ряду	для перших різниць	для ряду	для перших різниць	для ряду	для перших різниць	для ряду	для перших різниць
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Кількість застрахованих (LKD)	III кв. 2003р. – III кв. 2009р.	4	0	-	-4.2263	-	-2.6700	I(1), I	I(0), N
ВВП (LGDP_SA)*	I кв. 2000р. – VI кв. 2009р.	9	0	-	-4.4041	-	-3.6171	I(1), T	I(0), all, I
Випуск промислової продукції (LVUP_SA)	-- // --	9	1	-	-5.2763	-	-2.6261	I(1), T	I(0), all, N

Інвестиції в основний капітал (LINVESTKV SA)	-- // --	9	0	-	2.1223	-3.8652	-	3.6661	-2.6243	I(1), I	I(0), all, N
Доходи населення (LDN SA)	I кв. 2002р. – VI кв. 2009р.	7	0	-	1.9809	-4.2443	-	4.4167	-3.6752	I(1), T	I(0), I
Індекс споживчих цін (LISC)	I кв. 2000р. – VI кв. 2009р.	1	-	-	3.9817	-	-	3.6019	-	I(0), I	-
Відсоткова ставка за депозитами (LDEP)	-- // --	3	0	-	2.6021	-6.4118	-	3.6019	-2.6211	I(1), I	I(0), all, N
Обмінний курс, грн./євро (LEURO)	-- // --	6	0	-	1.7817	-4.4131	-	4.2023	-2.6211	I(1), T	I(0), all, N
Індекс ПФТС (LPFTS)	-- // --	9	1	-	2.1349	-3.3016	-	4.2092	-2.6211	I(1), T	I(0), N, I

* Приставка SA означає, що ряд сезонно скоригований. Для часового ряду інвестицій в основний капітал використано мультиплікативний метод корекції, для інших – адитивний.

Джерело: [4, 5, 6], розрахунки автора.

В нашому випадку здійснимо оцінку лінійного регресійного рівняння залежності темпу приросту кількості застрахованих від попередніх значень економічних чинників, їх відповідних очікувань та функції стабільності:

$$DLKD_t = A' \cdot X_{t-1} + B' \cdot X_{t|t-1}^{\text{exp}} + C' \cdot S_{t|t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

де $DLKD_t$ – різниця логарифмів (темп приросту) кількості застрахованих на момент часу t ; X_t – вектор макроекономічних показників на момент часу t , $X_t = \{DLgdp_sa_t, DLvup_sa_t, DLdn_sa, DLinvestkv_sa_t, Lisc_t, DLdep_t, DLeuro_t, DLpfts_t\}$,

$X_{t|t-1}^{\text{exp}}$ – вектор очікуваних значень макроекономічних показників на момент часу t з урахуванням інформації, наявної на момент часу $t-1$, S_t – вектор-функція значень оцінки стабільності поведінки відповідних економічних показників на момент часу t на основі інформації, наявної на момент часу $t-1$, A, B – вектори параметрів, ε_t – випадкова величина, $\varepsilon_t \sim N(0,1)$.

Для побудови моделі (2) потрібно визначити, яким чином формуються очікування показників $X_{t|t-1}^{\text{exp}}$ та здійснити кількісну оцінку ступеня стабільності динаміки кожного з вхідних економічних показників на момент часу t .

В літературі виділяють наступні основні методи моделювання очікувань економічних агентів [7, с. 9-12]:

“**наївні**” або **статичні сподівання**, коли очікуване значення показника дорівнює значенню цього показника у попередньому періоді,

$$x_{t|t-1}^{\text{exp}} = x_{t-1};$$

адаптивні сподівання, коли при формуванні прогнозу на наступний період здійснюється з урахуванням похибки прогнозу в поточному періоді,

$$x_{t|t-1}^{\text{exp}} = x_{t-1|t-2}^{\text{exp}} + \lambda(x_{t-1} - x_{t-1|t-2}^{\text{exp}}), \quad 0 < \lambda < 1,$$

де λ - параметр чутливості до помилки попереднього прогнозу;

раціональні сподівання, що передбачають знання економічними агентами моделі економічного середовища та прогнозування показників згідно з цією моделлю;

навчання, згідно з яким економічні агенти використовують деяку спрощену модель еволюції певного показника, котра враховує основні властивості його поведінки, та корегують її параметри в процесі отримання нових даних

$$x_{t|t-1}^{\text{exp}} = f(x_{t-1}, \theta_t), \quad (3)$$

де θ_t – параметри моделі.

Проаналізуємо можливість їх використання для української економіки. Використання статичної моделі підходить для прогнозування стаціонарних часових рядів з незначним розсіюванням навколо середнього. Враховуючи незначну довжину часових рядів та те, що українська економіка перебуває у процесі розвитку, цю модель використовувати недоцільно. Модель адаптивних очікувань не дає можливості економічним суб'єктам реагувати на систематичні помилки прогнозу, в результаті чого відбувається постійне накопичення похибки, що призводить до недооцінки реального значення [8, с. 4]. Основним недоліком моделі раціональних очікувань є припущення про знання економічними агентами моделі економіки та її параметрів. Однак, за наявності великої кількості моделей поведінки тих чи інших показників, важко сказати, згідно з якою саме здійснюють свої прогнози економічні суб'єкти. Побудова адекватної моделі економіки можлива за наявності статистичних даних за великий проміжок часу та для стабільно функціонуючих ринків.

З огляду на динамічний характер розвитку української економіки та на наявність структурних змін, можна припустити, що очікування економічних агентів постійно змінюються адаптуючись до економічного середовища і враховують попередні помилки прогнозу. Отже, є підстави для використання моделі навчання (3) з метою оцінки очікувань економічних агентів в Україні. Така модель передбачає наявність певного правила навчання (learning rule), котре спрощено описує процес формування очікувань, проте враховує основні закономірності, та корекцію коефіцієнтів цього правила при отриманні нових реальних значень та оцінці власних похибок прогнозу [8].

Опишемо процес формування очікувань на основі моделі з нестаціонарними (залежними від часу) параметрами (time-varying parameter model) [9, с. 399-401], яка враховує оновлення коефіцієнтів при появі нових значень економічних показників.

Припустимо, що на момент прийняття рішення економічний суб'єкт володіє інформацією про попередні значення показників економіки (позначимо її через $\mathfrak{X}_t = \{X_{t-1}, \dots, X_{t-k}\}$) та власні очікування цих показників ($\mathfrak{X}_t^{\text{exp}} = \{X_{t-1}^{\text{exp}}, \dots, X_{t-k}^{\text{exp}}\}$). Для формування очікувань щодо наступного значення показника економічний суб'єкт бере тільки k попередніх значень, проте щоразу оновлює коефіцієнти з урахуванням помилковості попередніх очікувань.

Побудуємо модель у просторі станів (state-space model) для кожного з m економічних показників:

$$x_{i,t-1}^{\text{exp}} = \alpha_i^{(0)} + \alpha_{i,t}^{(1)} x_{i,t-1} + \alpha_{i,t}^{(2)} x_{i,t-2} + \dots + \alpha_{i,t}^{(k)} x_{i,t-k} + \omega_{i,t}, \quad (4)$$

$$\alpha_{i,t}^{(1)} = \bar{\alpha}_i^{(1)} + \phi_i^{(1)} \cdot \alpha_{i,t-1}^{(1)} + \varepsilon_{i,t}^{(1)}, \quad (4a)$$

$$\alpha_{i,t}^{(2)} = \bar{\alpha}_i^{(2)} + \phi_i^{(2)} \cdot \alpha_{i,t-1}^{(2)} + \varepsilon_{i,t}^{(2)},$$

...

$$\alpha_{i,t}^{(k)} = \bar{\alpha}_i^{(k)} + \phi_i^{(k)} \cdot \alpha_{i,t-1}^{(k)} + \varepsilon_{i,t}^{(k)}, \quad i = \overline{1, m}. \quad (4n)$$

де $\alpha_i^{(0)}$ – сталий параметр;

$\alpha_{i,t}^{(j)}$ – залежний від часу параметр моделі ($j = \overline{1, k}$), рівняння зміни якого становить рівняння стану системи;

$x_{i,t}$ – значення i -го економічного показника на момент часу t ;

$x_{i,t-1}^{\text{exp}}$ – очікуване значення i -го показника стану економічного середовища у наступному періоді з урахуванням інформації, наявної на момент часу $t-1$;

$\omega_{i,t}, \varepsilon_{i,t}^{(1)}, \dots, \varepsilon_{i,t}^{(k)}$ – випадкові нормально розподілені величини ($\omega_{i,t} \sim N(0, R_i)$, $\varepsilon_{i,t}^{(j)} \sim N(0, Q_i)$), де Q_i – діагональна матриця кореляції помилок $\varepsilon_{i,t}^{(j)}$, для яких виконуються наступні припущення попарної некорельованості між собою та зі змінними стану:

$$E_t(\omega_{i,t} \cdot \varepsilon_{i,t}^{(j)}) = 0, \quad E_t(\omega_{i,t} \cdot \alpha_{i,t}^{(j)}) = 0, \quad E_t(\alpha_{i,t}^{(j)} \cdot \varepsilon_{i,t}^{(j)}) = 0, \quad \forall j = \overline{1, k}, \\ \forall t = \overline{1, T}.$$

Подання системи як моделі у просторі станів передбачає виокремлення двох класів рівнянь: рівняння стану та рівняння спостереження. Рівняння стану відображає динаміку внутрішніх (неспостережуваних) змінних системи, а рівняння спостереження – вихід системи. В нашому випадку рівняння спостереження (4) відображає зміну очікувань в залежності від зміни самих параметрів моделі. Рівняння стану (4a-4n) описують динаміку еволюції значень параметрів в часі.

Оцінка нестационарних параметрів (тобто вектора змінних стану) моделі $\alpha_t = (\alpha_{1,t}, \dots, \alpha_{k,t})$ здійснюється за допомогою алгоритму фільтра Калмана [9, с. 377-381]. Якщо ввести наступні позначення:

$$\mathbf{a}_{i,t} = \begin{pmatrix} \alpha_{i,t}^{(1)} \\ \alpha_{i,t}^{(2)} \\ \dots \\ \alpha_{i,t}^{(k)} \end{pmatrix}, \quad \bar{\mathbf{a}}_i = \begin{pmatrix} \bar{\alpha}_i^{(1)} \\ \bar{\alpha}_i^{(2)} \\ \dots \\ \bar{\alpha}_i^{(k)} \end{pmatrix}, \quad \boldsymbol{\varepsilon}_{i,t} = \begin{pmatrix} \varepsilon_{i,t}^{(1)} \\ \varepsilon_{i,t}^{(2)} \\ \dots \\ \varepsilon_{i,t}^{(k)} \end{pmatrix}, \quad \tilde{\mathbf{x}}_{i,t} = \begin{pmatrix} x_{i,t-1} \\ x_{i,t-2} \\ \dots \\ x_{i,t-k} \end{pmatrix},$$

$$\Phi_i = \begin{pmatrix} \phi_i^{(1)} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \phi_i^{(2)} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \phi_i^{(k)} \end{pmatrix},$$

систему (4)-(4п) можна представити у вигляді:

$$\mathbf{x}_{i,t|t-1}^{\text{exp}} = \tilde{\mathbf{x}}_{i,t}^T \cdot \mathbf{a}_{i,t} + \omega_{i,t},$$

$$\mathbf{a}_{i,t} = \bar{\mathbf{a}}_i + \Phi_i \cdot \mathbf{a}_{i,t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_{i,t}.$$

де Γ – позначає операцію транспонування.

Тоді алгоритм фільтру Калмана можна записати наступним чином. Спочатку ініціалізуємо початкові значення:

$$\mathbf{a}_{i,0|0} = \sum_{t=1}^k \tilde{\mathbf{x}}_{i,t} / k, \quad \mathbf{P}_{i,0|0} = \sum_{t=1}^k (\tilde{\mathbf{x}}_{i,t} - \mathbf{a}_{i,0|0})^2 / k.$$

Потім для кожного періоду $t-1$ формується оцінка $\hat{\mathbf{a}}_{i,t|t-1}$ стану для i -го показника на наступний період t та дисперсія цієї оцінки $\mathbf{P}_{i,t|t-1}$:

$$\hat{\mathbf{a}}_{i,t|t-1} = \bar{\mathbf{a}}_i + \Phi_i \cdot \mathbf{a}_{i,t-1|t-1}, \quad \mathbf{P}_{i,t|t-1} = \Phi_i \cdot \mathbf{P}_{i,t-1|t-1} \cdot \Phi_i^T + \mathbf{Q}_i.$$

Здійсимо прогноз очікувань на наступний період та обчислимо відповідне цьому прогнозу середньоквадратичне відхилення:

$$\hat{\mathbf{x}}_{i,t|t-1}^{\text{exp}} = \tilde{\mathbf{x}}_{i,t|t-1}^T \cdot \bar{\mathbf{a}}_i + \tilde{\mathbf{x}}_{i,t|t-1}^T \cdot \hat{\mathbf{a}}_{i,t|t-1},$$

$$E[(x_{i,t} - \hat{x}_{i,t|t-1}^{\text{exp}})^2 | \tilde{\mathbf{x}}_t, \mathfrak{Z}_t, \mathfrak{Z}_{t|t-1}^{\text{exp}}] = \tilde{\mathbf{x}}_{i,t}^T \cdot \mathbf{P}_{i,t|t-1} \cdot \tilde{\mathbf{x}}_{i,t} + R_i.$$

Корекція оцінки при надходженні даних за період t здійснюється за формулами:

$$\mathbf{a}_{i,t|t} = \hat{\mathbf{a}}_{i,t|t-1} + \mathbf{K}_{i,t} (x_{i,t} - x_{i,t|t-1}^{\text{exp}}), \quad \mathbf{P}_{i,t|t} = \mathbf{P}_{i,t|t-1} - \mathbf{K}_{i,t} \cdot \tilde{\mathbf{x}}_{i,t}^T \cdot \mathbf{P}_{i,t|t-1},$$

де $\mathbf{K}_{i,t}$ – вектор коефіцієнтів підсилення фільтра Калмана, що обчислюється за формулою $\mathbf{K}_{i,t} = \mathbf{P}_{i,t|t-1} \cdot \tilde{\mathbf{x}}_{i,t}^T (\tilde{\mathbf{x}}_{i,t}^T \cdot \mathbf{P}_{i,t|t-1} \cdot \tilde{\mathbf{x}}_{i,t} + R_i)^{-1}$.

Оцінка параметрів $\bar{\mathbf{a}}_i$ та Φ_i здійснюється на основі максимізації логарифмічної функції правдоподібності випадкової величини приросту i -го показника $\mathbf{X}_i = \{x_{i,t}\}, t = \overline{1, T}$.

Очікуване значення кількості застрахованих також залежить від оцінки економічним суб'єктом стабільності динаміки економічних показників протягом попередніх періодів. Для оцінки цієї стабільності введемо функцію, яка дозволяє кількісно оцінити ступінь коливань чи сталості росту економічного показника.

Очевидними властивостями такої функції мають бути:

зростання функції при зростанні темпів приросту показника,

зростання функції при незначному коливанні темпів приросту показника (при цьому сам показник знаходиться на приблизно однаковому рівні),

спадання функції при спаданні темпу приросту показника,

спадання функції при значних коливаннях темпу приросту показника.

Опишемо побудовану нами функцію стабільності:

$$f_{stab}(t, n) = 1 / \left(1 + \exp \left(\gamma \cdot \sum_{j=1}^{n-2} (\alpha_j k_j(t, n) + \beta_j D_j(t, n)) \right) \right). \quad (5)$$

У наведеній формулі $k_j(t, n) = \frac{y_{t-1} - y_{t-n+j-1}}{n-j}$,

$$D_j(t, n) = \sum_{i=t-n+j}^{t-2} \frac{|k_j \cdot i - y_i + b_j|}{\sqrt{1+k^2}}, \quad \text{де } b_j = y_{t-1} - k_j \cdot n; \quad \alpha_j, \beta_j - \text{ деякі}$$

параметри. Ми оцінюємо стабільність у момент часу t наступним чином. Нехай при оцінці до уваги беруться n попередніх значень показника - y_{t-n}, \dots, y_{t-1} .

Тоді для кожного $j \in \{1, \dots, n-2\}$ проводиться обчислення k_j , яке відповідає за те, на скільки зріс (або знизився) показник в момент $t-1$ відносно моменту часу $t-n+j-1$, та D_j , яке відповідає ступеню відхилення показників в моменти часу $t-n+j, \dots, t-2$ від прямої, що сполучає величини показника в моменти часу $t-1$ та $t-n+j-1$. Значення параметрів α_j, β_j відповідають за те, на скільки важливою є динаміка приросту та відхилень показника за весь період $[t-n+j-1, t-1]$. Наприклад, якщо $\beta_j = 0$, то не враховуються коливання показника. Параметр γ вказує на ступінь чутливості до змін. Введена функція досить непогано відображає загальну динаміку стабільності показника (рис. 1) та відповідає переліченим властивостям. Втім, ясно, що оцінка стабільності певного показника є окремим питанням, усесторонній розгляд якого не є метою даної статті. Тому вибрана методика оцінки стабільності в подальшому буде вдосконалюватись.

Аналіз одержаних результатів. Результати оцінки моделі (4)-(4n) для вибраних показників наведено у табл. 2. Для проведення розрахунків використано економетричний пакет EViews 3.1. В дужках наведені значення t -статистик.

Таблиця 2.

Оцінка параметрів для моделей очікуваних величин економічних показників

Показник	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3	ϕ_4
DLGDPSA	0.0725 (6.3975)	0	0.0603 (-2.5956)	0	0	1.0911 (16.4153)	1.1518 (21.2019)	1	0
DLVUPSA	0.0598 (5.6862)	0	0	0	0	1	0	0	0.7487 (3.6021)
DLDNSA	0.0703 (2.7029)	0	0	-0.9646 (-2.8455)	0	0	0	-1.0130 (-11.0051)	0
DLINVESTSA	-0.0611 (-2.3235)	0	0	0	0	0	0.9260 (4.1449)	1.0371 (16.9167)	0
LISC	1.2593 (2.9028)	0	0	0.0011 (-2.8034)	0	0	1.0117 (66.6756)	1.0041 (201.3664)	0
DLEURO	0.0312 (3.7565)	0.5540 (3.4366)	-1.2117 (-3.4357)	0	0	0	-1.1849 (-16.1109)	-1.0365 (-25.2517)	0
DLDEP	0	0	0	0	0.1448 (0.6687)	-1.0630 (-32.1593)	0.9584 (8.1831)	0	-1.0032 (-4.6248)
DLPFTS	0.0501 (1.3196)	0	0	0	0	0.9959 (57.2622)	0.9897 (12.0188)	0.9740 (15.8423)	0

Нулями позначено статистично незначущі параметри. Параметри, у яких відсутні значення t-статистик було задано константами при оцінці моделі.

Практично у всіх показників є коефіцієнти ϕ_i , модуль значень котрих більший за одиницю. З цього можна зробити висновок про нестационарність процесу навчання.

Наступним кроком проведемо дослідження, наскільки економічні агенти оцінюють ступінь стабільності економіки. З огляду на незначний обсяг статистичних даних (25 точок для показника “кількість застрахованих”, період, за який взято дані – див. табл. 2) оцінку стабільності було проведено окремо, без підстановки самої функції у регресійне рівняння. Також значення усіх параметрів було прийнято рівним одиниці. Результат для, наприклад, показника “випуск промислової продукції” наведено на рис. 1.

Як видно з графіка, при значних коливаннях випуску промислової продукції до I – II кв. 2005 оцінка його стабільності була досить низькою, дещо зростаючи при зростанні показника. З III – IV кв. 2005 року до фінансової кризи III – IV кв. 2008 року ситуація стабілізується і відповідно зростає значення функції стабільності, при цьому різко спадаючи після IV кв. 2008 року.

Результати оцінки регресійного рівняння (2) наведені у табл. 3. При побудові моделі залишено статистично значущі показники. Аналіз результатів показує, що приріст кількості застрахованих у наступному кварталі залежить від величини приросту курсу євро та щоквартальних інвестицій у попередньому кварталі, очікуваних значень ставки за депозитами, інвестицій в основний капітал, випуску

промислового виробництва та індексу споживчих цін, а також оцінки стабільності інвестиційних видатків та випуску промислового виробництва за попередні періоди.

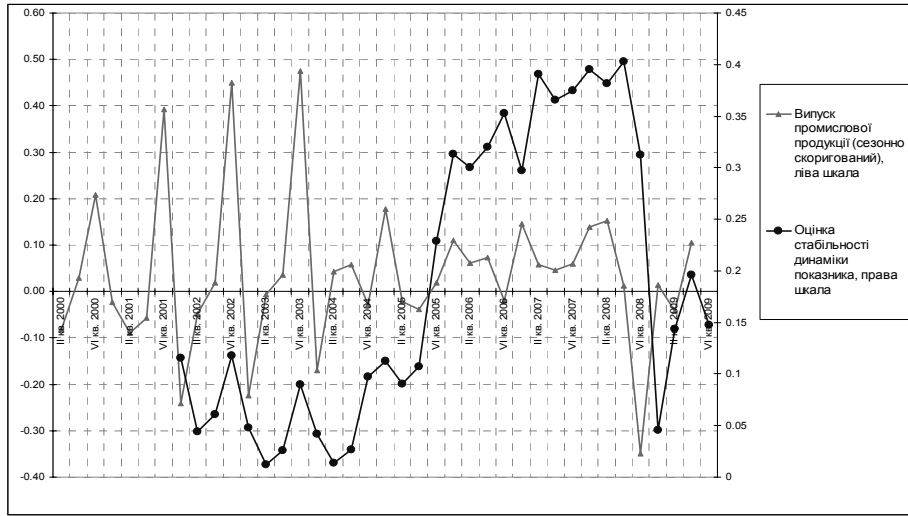


Рис. 1. Динаміка показника “випуск промислової продукції” та оцінка її стабільності

Таблиця 3.

Оцінка параметрів регресійного рівняння залежності приросту кількості застрахованих від економічних показників, очікувань та стабільності

Показник	Коефіцієнт t	Середньоквадратичне відхилення	t- статистик a	Prob.
Очікуване значення приросту відсотка за депозитами (DLDEP_F)	-2.536697	0.510866	-4.965479	0.0001
Приріст курсу гривні до євро у попередньому періоді (DLEURO(-1))	0.995515	0.711983	1.398228	0.1811
Приріст інвестицій в основний капітал у попередньому періоді (DLINVESTKVSA(-1))	0.530160	0.391743	1.353336	0.1948
Очікуване значення приросту інвестицій в основний капітал у наступному періоді (DLINVESTKVSA_F)	1.524618	0.518269	2.941752	0.0096
Очікуване значення приросту випуску промислової продукції у наступному періоді (DLVUPSA_F)	3.118536	0.430500	7.243991	0.0000

Очікуване значення індексу споживчих цін у наступному періоді (LISC_F)	-0.058926	0.018163	-3.244230	0.0051
Оцінка стабільності динаміки відсоткової ставки за депозитами за попередні періоди (STAB_DLDEP)	-0.473067	0.301987	-1.566514	0.1368
Оцінка стабільності динаміки випуску промислової продукції за попередні періоди (STAB_DLVUPSA)	0.722349	0.216302	3.339537	0.0042

Коефіцієнт детермінації дорівнює 0.85, що свідчить про непогану апроксимацію часового ряду (рис. 2). Відповідно до статистики Дарбіна-Уотсона (що дорівнює 1.55) важко сказати чи є автокореляція залишків чи ні. Проведений додатково тест Жака-Бера на нормальність розподілу залишків регресійного рівняння, дає підстави відхилити нульову гіпотезу про автокореляцію залишків (статистика Жака-Бера становить 0.29, імовірність відхилення нульової гіпотези – 0.86).

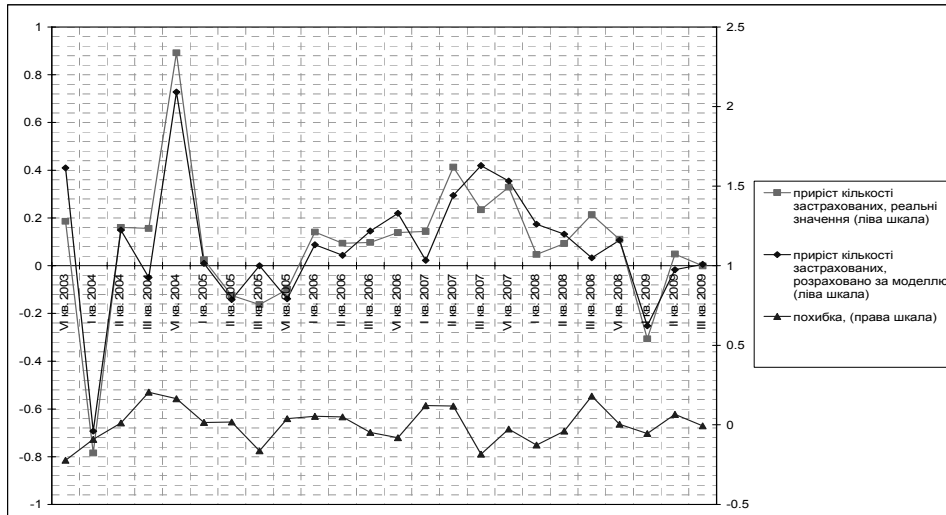


Рис. 2. Фактичні та розраховані значення приросту кількості застрахованих

7. Висновки. Проведені дослідження дозволяють зробити наступні висновки. По-перше, на теперішньому етапі розвитку економіки України очікування відіграють вагомую роль у формуванні майбутнього попиту на договори довгострокового страхування. По-друге, виявлена залежність динаміки кількості застрахованих від очікувань економічних показників, отриманих за допомогою моделі зі змінними у часі параметрами, дає підстави вважати близькою до реальності гіпотезу про відповідність цієї моделі дійсному правилу формування очікувань економічних суб'єктів.

1. Меркулова В. В. Методические аспекты оценки емкости страхового рынка [Электронный ресурс] // Сибирская Финансовая Школа. – 2007. – №2. – С. 105. – Режим доступа: <http://www.sifbd.ru/magazine/article/>
2. Головки А. Т. Основи довгострокового страхування / А. Т. Головки, М. П. Денисенко, І. О. Ковтун, В. Г. Кабанов. – К.: Алерта, – 2007. – 444 с. – ISBN 966-8533-52-6. 997
3. Ковальчук В. Дослідження ринку страхових послуг: сегмент фізичної особи / Віталіна Ковальчук, Володимир Бастричев, Євген Забурмеха // Маркетинг в Україні. – 2008. – вип. 1 (47). – С. 39-44.
4. Статистика : Реальний сектор [Електронний ресурс]. – Режим доступу : www.bank.gov.ua/Statist/macro/Arx_u.zip
5. Статистика : Фінансовий сектор [Електронний ресурс]. – Режим доступу : www.bank.gov.ua/Statist/sfs.htm
6. Індекс ПФТС [Електронний ресурс]. – Режим доступу : www.kinto.com/research/marketupdate/pftsindex/t_pfts/0/0/1970/7/10/2009.html
7. Evans G., Expectations and Learning in Macroeconomics / George W. Evans, Seppo Honkapohja. – Princeton: Princeton University Press, – 2001. – 397 p.
8. Basdevant O. Learning process and rational expectations: an analysis using a small macroeconomic model for New Zealand / Olivier Basdevant // Discussion Paper Series, Reserve Bank of New Zealand. – 2003. – №3. – 23 p.
9. Hamilton J. Time series analysis / James D. Hamilton. – Princeton, New Jersey: Princeton university press, – 1994. – 799 p. – ISBN 0-691-04289-6.

ECONOMIC-MATHEMATICAL MODELLING OF THE MECHANISMS OF FORMING OF THE DEMAND ON THE LONG-TERM INSURANCE IN UKRAINE

Olga Karchevska

Ivan Franko National University of Lviv; Svobody av. 18, UA-79008, Lviv, Ukraine

The article deals with the mathematical modelling of the dynamics of demand on the long-term insurance. The demand's dynamics is modelled as a linear regression equation of economic forces, obtained expectations, and introduced stability function.

Key words: long-term insurance, expectations, Kalman filter, stability.

ЭКОНОМИКО-МАТЕМАТИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ МЕХАНИЗМОВ ФОРМИРОВАНИЯ СПРОСА НА УСЛУГИ ДОЛГОСРОЧНОГО СТРАХОВАНИЯ В УКРАИНЕ

Ольга Карчевская

*Львовский национальный университет им. И. Франко
79008, г. Львов, пр. Свободы 18*

В статье рассматривается математическое моделирование процесса формирования спроса на рынке долгосрочного страхования. Динамику спроса смоделировано с помощью линейного регрессионного уравнения зависимости количества застрахованных от экономических показателей, их ожиданий и введенной функции стабильности.

Ключевые слова: долгосрочное страхование, ожидания экономических субъектов, фильтр Калмана, процесс формирования ожиданий, стабильность.