

УДК 338.2: 368.9

Ніколаєнко С. М.

асистент кафедри економіки та маркетингу

Житомирський державний університет імені І. Франка

ПРОГНОЗУВАННЯ РОЗВИТКУ РИНКУ ДОБРОВІЛЬНОГО МЕДИЧНОГО СТРАХУВАННЯ

У статті розроблено модель прогнозу розвитку ринку добровільного медичного страхування. Для прогнозування використано метод статистичних рівнянь залежностей.

Ключові слова: добровільне медичне страхування, страховий платіж, страхова сума, наявний дохід.

Актуальність дослідження. Суспільне життя неможливе без передбачення майбутнього, без прогнозування перспектив розвитку. Економічні прогнози необхідні для визначення шляхів розвитку суспільства й економічних ресурсів, що забезпечують його досягнення, для виявлення найбільш ймовірних і економічно ефективних варіантів довгострокових, середньострокових і поточних планів, обґрунтування основних напрямів економічної і технічної політики, передбачення наслідків прийнятих рішень і здійснюваних у даний момент заходів. В умовах науково-технічного прогресу й удосконалення економічної системи держави прогнозування стає одним із вирішальних наукових факторів формування стратегії і тактики суспільного розвитку. Це ж стосується і медичного страхування, як складової соціального захисту населення і одного з реальних позабюджетних джерел фінансування галузі охорони здоров'я.

Аналіз останніх досліджень та публікацій. Проблемами прогнозування соціально-економічних процесів займаються такі вчені як Кулинич О.І., Кулявець В.О., Присенко Г.В., Равікович Є.І., Харазішвілі Ю.М. та інші.

Проблемам медичного страхування присвячено багато праць таких вітчизняних вчених як Базилевич В.Д., Базилевич К.С., Безугла В.О., Кучеренко В.З., Мних М.В., Рудень В.В. та інших. Проте, увага не приділяється прогнозуванню розвитку ринку медичного страхування.

Метою роботи є прогнозування розвитку ринку добровільного медичного страхування (ДМС) на основі прогнозу надходження валових страхових платежів ДМС.

Виклад основного матеріалу. В результаті дослідження медичного страхування нами були визначені фактори, які, на наш погляд, впливають на надходження страхових платежів і, відповідно, на розвиток системи медичного страхування. Це:

- 1) наявний дохід населення України, млн. грн.;
- 2) виплати страхових сум застрахованим особам, млн. грн.;
- 3) загальна захворюваність населення України, млн. випадків;
- 4) загальні витрати домогосподарств на охорону здоров'я, млн. грн.

Отже, високі доходи населення є одним з основних чинників, що впливає на рішення придбання страхового полісу. В той же час, якщо особа має позитивний досвід виплати страхової суми у разі настання страхового випадку, вона буде воліти застрахуватися ще. Зростання захворюваності та витрат на лікування також мають спонукати особу звертатися до медичного страхування.

Маючи динаміку зазначених факторів за 12 років (2001 – 2012 роки), дослідимо сукупний вплив цих факторів на надходження страхових платежів та побудуємо прогностичну модель.

В табл. 1 подано вихідні дані.

Вихідні статистичні дані для побудови моделі

Роки	Показники				
	Валові надходження страхових платежів, млн. грн. (y_i)	Наявний дохід населення України, млн. грн. (x_{1i})	Виплати страхових сум, млн. грн. (x_{2i})	Зареєстровано захворювань всього, млн. вип. (x_{3i})	Загальні витрати домогосподарств на охорону здоров'я (x_{4i})
2001	134,9	119048	93,2	74,816	6914,2
2002	188,3	141618	136,7	75,819	7062,3
2003	242,8	162578	162,9	78,034	7187,9
2004	308,8	212033	181,0	79,783	8864,8
2005	366,1	298275	220,8	81,311	10731,6
2006	511,5	363586	289,1	81,614	12804,0
2007	690,5	470953	393,8	83,068	16123,5
2008	972,5	634493	540,8	83,751	25102,9
2009	1074,6	661915	665,8	84,862	30278,2
2010	1252,1	847949	754,7	85,516	34575,9
2011	1656,5	988983	889,7	85,309	40104,0
2012	1965,2	1091100	1062,3	84,299	45632,1

Джерело: за даними [4], [5], [7], [8]

Найбільш універсальним методом попереднього вибору моделі, який забезпечує її виокремлення із широкого класу функцій, є метод характеристик середніх приростів. Він базується на використанні характерних властивостей окремих функцій [3].

Практично при попередньому виборі як правило знаходять дві-три моделі для подальшого дослідження. Остаточню обирається модель, яка є найбільш адекватною реальним економіко-статистичним даним.

Відповідно до методу характеристик середніх приростів та проведених розрахунків в якості попередніх моделей найбільш доцільно обрати пряму вигляду $y = b_0 + b_1x$ та просту експоненту вигляду $y_x = b_0 b_1^x$ (вони мають приблизно однакові характери змін величин).

Зміна значень факторів (бажана чи небажана) має різний вплив на процес страхової діяльності. В умовах ринкової економіки зацікавленість практичних працівників оцінкою впливу факторів на результати діяльності ставить це питання в центр уваги. Проте ефективне застосування

економетричних методів для оцінки взаємозв'язків між соціально-економічними явищами та розроблення на її основі прогнозних передбачень і економічних гіпотез залежать від знання суті методу і його можливостей.

При дослідженні взаємозв'язків між показниками та різними факторами господарської діяльності необхідно враховувати те, що їх взаємозалежність викликана взаємопов'язаним впливом одних явищ на інші, а також тим, що і окреме будь-яке явище розвивається під дією багатьох інших явищ. Тому основним методом для оцінки взаємозв'язків і залежностей є регресійно-кореляційний аналіз.

Разом з тим, економетричні моделі, побудовані на підставі регресійно-кореляційного аналізу, мають ряд недоліків [1].

1. Тлумачення результатів регресійного аналізу зумовлено розумінням змісту параметрів рівнянь регресії, отриманих методом найменших квадратів. Так, у рівнянні багатофакторного лінійного зв'язку коефіцієнт регресії U на X визначає середню зміну величини показника при зміні значення фактора на одну одиницю, коли решта факторів є незмінними. Це не завжди можливо здійснити.

2. Вільний член рівняння регресії повинен відображати усереднений вплив усіх неврахованих факторів. При цьому в багатьох випадках він не має економічного змісту, особливо коли його значення є від'ємним.

3. При визначенні параметрів багатофакторної регресії методом найменших квадратів необхідно з великою обережністю вибирати фактори, оскільки велика їх кількість ускладнює дійсну залежність між показником та факторами, а неправомірне вилучення деяких факторів виключає адекватність моделі емпіричним даним.

4. Значення параметрів моделі регресії змінюються при зміні кількості факторів, залучених до її побудови.

5. Для обчислення параметрів нелінійної регресії методом найменших квадратів її необхідно звести до лінійної.

6. В окремих випадках, наприклад при зміні навіть одного значення показника, параметри моделі, обчислені методом найменших квадратів, можуть одержувати різні знаки (плюс чи мінус).

7. Умовою правильного застосування регресійного та кореляційного аналізу при вивченні взаємозв'язків між соціально-економічними явищами є наявність нормального закону розподілу сукупності, який спостерігається тільки в тому випадку, коли на цей взаємозв'язок діє багато випадкових, незалежних або ж слабо залежних факторів, які відіграють в основному переважну роль. В той же час соціально-економічна сукупність з нормальним законом розподілу навіть для одного фактора зустрічається рідко, а при сумісності факторів – практично відсутня. Тому регресійні моделі не завжди можна використовувати через невиконання нормального закону розподілу соціально-економічних явищ сукупності.

8. В багатьох випадках окремі фактори, що суттєво впливають на значення показника, необхідно вилучати при побудові моделі через наявність мультиколінеарності, що погіршує адекватність побудованої моделі емпіричним даним, або виконувати достатньо складні обчислення для того, щоб уникнути мультиколінеарності.

Таким чином, практичне використання кореляційно-регресійного аналізу для дослідження впливу факторів на результати господарської діяльності призводить до певних утруднень, а в багатьох випадках його не можна використати взагалі. Тому для вивчення взаємозв'язків між вибраними нами факторами та результатами страхової діяльності застосуємо метод статистичних рівнянь залежностей, запропонований професором Кулиничем О. І.

Розрахунки за методом статистичних рівнянь залежностей свідчать про такі їх переваги у порівнянні з регресійним аналізом [1]:

1) початковий член рівняння залежності має реальний економічний зміст, тому що це мінімальне або максимальне значення показника;

2) значення параметрів і знаків при них як для однофакторних, так і для багатфакторних рівнянь є однаковими;

3) взаємна залежність між двома або багатьма факторами проявляється лише при розрахунку коефіцієнтів залежності (часток впливу), які характеризують їх вплив на показник;

4) сума модулів лінійних відхилень (а не їх квадратів) теоретичних значень показника від їх фактичних значень повинна бути мінімальною;

5) при додаванні (вилученні) факторів, використаних у моделі, параметри рівняння залежностей та знаки при них не змінюються і характеризують вплив даного фактора на показник;

6) застосування статистичних рівнянь регресії дає можливість одержати пряму характеристику зміни показника при зміні фактора на одиницю чи на будь-яку задану величину.

В той же час метод статистичних рівнянь залежностей не дає можливості визначити середньоквадратичну похибку точкового прогнозу та його довірчі інтервали.

Рівняння залежностей – це статистичний метод аналізу причинних взаємозв'язків економічних явищ і процесів. Його застосування ґрунтується на обчисленні коефіцієнтів порівняння, які визначають відношення окремих значень однойменної ознаки до її мінімального або максимального рівня в залежності від характеру зміни даної ознаки [1]. Так, при збільшенні значень ознаки коефіцієнти порівняння розраховують від мінімального рівня, а при зменшенні – від максимального. Отже, коефіцієнти порівняння показують ступінь зміни (збільшення чи зменшення) величини ознаки до прийнятої бази порівняння. На основі коефіцієнтів порівняння показника чи фактора розраховують параметри рівняння залежності. При цьому параметри рівняння дозволяють врахувати вплив на показник сукупної дії всіх факторів.

Використання статистичних рівнянь залежностей для аналізу страхової діяльності потребує:

- якісного аналізу досліджуваних факторів і показника, який передбачає наявність логічної залежності між ними, а також використання прямих ознак, що дають можливість виконати нормативні розрахунки;

- однорідності досліджуваного явища – виключення із розрахунків значень ознаки (мінімальних чи максимальних), що суттєво відрізняються (у два-три рази) відповідно від величини, наступної за мінімальною або ж тієї, що передує максимальній величині;

- оцінки стійкості зв'язку між явищами, які встановлюються у міру наближення залежності, що досліджується, до визначеного виду рівняння, вираженого відповідною формулою зв'язку.

Вибір форми розрахунку параметрів рівнянь багатofакторної залежності ґрунтується на основі обчислення параметрів однофакторної залежності. Це зумовлено тим, що значення параметрів для окремих факторів і знаків при них у парних і множинних залежностей однакові, що дозволяє переходити від однофакторних до багатofакторних залежностей і навпаки.

Для однофакторних статистичних рівнянь залежностей використовують таку систему формул [2]:

1. При прямому лінійному зв'язку, коли емпіричні значення фактора та показника:

- зростають

$$y_i^* = y_{\min}(1 + bd_{xi}); \quad (1)$$

- зменшуються

$$y_i^* = y_{\max}(1 - bd_{xi}). \quad (2)$$

2. При оберненому лінійному зв'язку, коли емпіричні значення:

- фактора зростають, а показника зменшуються

$$y_i^* = y_{\max}(1 - bd_{xi}); \quad (3).$$

- фактора зменшуються, а показника збільшуються

$$y_i^* = y_{\min}(1 + bd_{xi}). \quad (4)$$

3. При комбінаційному зв'язку, коли емпіричні значення показника зростають при збільшенні одних факторів та при зменшенні інших факторів

$$y_i^* = y_{\min} (1 + bd_{xi}), \quad (5)$$

де y_{\min} , y_{\max} – відповідно мінімальне та максимальне емпіричне значення показника;

y_i^* – поточне теоретичне значення показника;

d_{xi} – сукупні поточні значення знаку відхилень фактора;

b – сукупний параметр статистичної залежності.

Сукупне значення знаку відхилень d_x визначаються формулою

$$d_x = \sum_{i=1}^m d_{xi}, \quad (6)$$

де d_{xi} – поточні знаки відхилень фактора.

Поточні знаки відхилень фактора визначаються виразом, якщо його значення:

- зростають

$$d_{xi} = \frac{x_i}{x_{\min}} - 1; \quad (7)$$

- зменшуються

$$d_{xi} = 1 - \frac{x_i}{x_{\max}}, \quad (8)$$

де x_{\min} , x_{\max} – відповідно мінімальне та максимальне емпіричне значення фактора;

x_i – поточні значення фактора.

Сукупний параметр статистичної залежності обчислюється співвідношенням

$$b = \frac{\sum_{i=1}^n d_{yi}}{\sum_{i=1}^n d_{xi}}, \quad (9)$$

де d_{yi} – поточні значення знаку відхилень показника, що обчислюються за виразом, якщо його значення зростають

$$d_{yi} = \frac{y_i}{y_{\min}} - 1, \quad (10)$$

де y_i – поточні значення показника.

Для багатofакторних статистичних рівнянь залежностей при прямому лінійному зв'язку, коли емпіричні значення показника зростають (прямий та обернений лінійний зв'язок) використовують таку формулу:

$$Y_{xi}^* = Y_{\min} (1 + BD_{xi}), \quad (11)$$

де сукупні поточні значення знаку відхилень всіх факторів від одиниці D_{xi} відповідає виразу

$$D_{xi} = \sum_{r=1}^m d_{xi}, \quad (12)$$

де m – кількість факторів;

B – сукупний багатofакторний параметр статистичного рівняння залежності, який обчислюється за виразом

$$B = \frac{d_y}{D_x}, \quad (13)$$

де D_x – сукупний знак відхилення від одиниці всіх факторів

$$D_x = \sum_{j=1}^n D_{xi}, \quad (14)$$

d_y – сукупний знак відхилення від одиниці показника

$$d_y = \sum_{i=1}^n d_{yi}. \quad (15)$$

В результаті розрахунків за формулами (1) – (15) багатofакторної прямої за методом статичних рівнянь залежностей отримали статистичне рівняння залежностей вигляду

$$Y_{xi}^* = Y_{\min} (1 + BD_{xi}) = 134,9 * (1 + 0,52797 * D_{xi}). \quad (16)$$

Це означає, що зміна сукупного розміру відхилень коефіцієнтів порівняння чинників x_1, x_2, x_3, x_4 на одиницю зумовлює зміну розміру відхилень коефіцієнтів порівняння результативної ознаки у 0,52797 рази.

Якість побудованого статистичного рівняння залежності оцінюється тісністю зв'язку та коефіцієнтом стійкості зв'язку.

Тіснота зв'язку між емпіричними та теоретичними значеннями показника оцінюється спільним для усіх видів зв'язку індексом кореляції R

$$R = \sqrt{1 - \frac{\sum_{i=1}^n (d_{yi} - d_{yi}^*)^2}{\sum_{i=1}^n d_{yi}^2}} \quad (17)$$

та коефіцієнтом стійкості зв'язку K

$$K = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n |d_{yi} - b d_{xi}|}{\sum_{i=1}^n d_{yi}}, \quad (18)$$

де d_{yi}^* – поточні значення знаків відхилень для теоретичних значень показника, які обчислюються за формулою, якщо теоретичні його значення зростають

$$d_{yi}^* = \frac{y_i^*}{y_{\min}^*} - 1. \quad (19)$$

Для багатофакторних моделей у формулі (18) b необхідно замінити на B , а d_{xi} – на D_{xi} .

Наявність тісного та стійкого зв'язку свідчить про вірогідність параметрів рівнянь залежності, що дає можливість їх використовувати при проведенні прогнозних розрахунків. Шкала оцінки тісноти зв'язку в залежності від значень індексу кореляції подана в табл. 2.

Таблиця 2

Шкала оцінки тісноти зв'язку між емпіричними та теоретичними значеннями показника залежно від індексу кореляції

Ступінь тісноти зв'язку	Значення індексу кореляції R
Слабкий	$R < 0,4$

Середній	$0,4 \leq R < 0,7$
Тісний	$0,7 \leq R < 0,9$
Дуже тісний	$R \geq 0,9$

Вірогідність параметрів рівняння залежності визначається за шкалою, поданою в табл. 3 [2].

Таблиця 3

Шкала оцінки вірогідності параметрів статистичних рівнянь залежності

Значення коефіцієнта стійкості зв'язку K	Критерій оцінки вірогідності параметрів
Нестійкий зв'язок	
$K < 0,5$	дуже низький
$K = 0,5 \dots 0,6$	низький
$K = 0,6 \dots 0,7$	помітний
Стійкий зв'язок	
$K = 0,7 \dots 0,8$	середній
$K = 0,8 \dots 0,9$	високий
$K > 0,9$	дуже високий

Як правило попередньо обирається та будується декілька статистичних рівнянь залежностей, з яких для подальшого використання обирають найкраще. Критеріями вибору найкращого рівняння є:

- порівняння графічного зображення емпіричної і теоретичної ліній значень економічного показника;
- порівняння лінійної суми модулів відхилень між емпіричними та теоретичними значеннями економічного показника за формулою

$$\sum_{i=1}^n |y_i - y_i^*| \rightarrow \min; \quad (20)$$

- порівняння значень коефіцієнтів стійкості зв'язку;
- порівняння значень індексів кореляції.

В табл. 4 подано розрахунки для обчислення за формулами (17), (18) індексу кореляції та коефіцієнта стійкості зв'язку. Аналіз отриманих значень критеріїв якості побудованої прямої ($K = 0,969282$; $R = 0,999432$) свідчить, що між факторами та показником має місце дуже високий загальний лінійний зв'язок та дуже високий загальний стійкий зв'язок, а побудоване статистичне

рівняння залежності повно описує статистичні дані, і його можна використати для прогнозування.

Проведено аналогічні розрахунки для побудови простої експоненти. Порівняємо критерії якості прямої та простої експоненти (табл. 4).

Таблиця 4

Порівняльна характеристика прямої та простої експоненти

Показник	Пряма	Проста експонента
1. Лінійна сума відхилень між емпіричними та теоретичними значеннями відносно суми значень показника, %	4,7	6,9
2. Коефіцієнт стійкості зв'язку (K)	0,943142	0,694815
3. Індекс кореляції (R)	0,998157	0,947949

Для прямої (табл. 4) маємо меншу лінійну суму відхилень між емпіричними та теоретичними значеннями відносно суми значень показника, більший коефіцієнт стійкості зв'язку та більший індекс кореляції, ніж для простої експоненти. Це свідчить, що кращою моделлю є пряма.

Отже, зупиняємося на отриманій моделі прямої лінії (16) для прогнозування валових надходжень страхових платежів.

Визначимо частку впливу окремих чинників на рівень надходжень валових страхових платежів за формулою

$$\Delta x_i = \frac{\sum d_{xi}}{D_{xi}} * 100, \quad (21)$$

де Δx_i – частка впливу кожного фактора на рівень надходжень валових страхових платежів добровільного медичного страхування, %.

Результати занесемо у табл. 5.

Таблиця 5

Частки впливу факторів на рівень надходжень валових страхових платежів добровільного медичного страхування

Фактор	Сума відхилень коефіцієнтів порівняння кожного фактора	Частка впливу кожного фактора на рівень надходжень валових страхових платежів добровільного медичного страхування Δx_i , %
x_1 (наявні доходи населення)	38,3371	35,21

x_2 (виплати страхових сум)	45,8412	42,16
x_3 (zareєстровано захворювань всього)	1,0745	0,99
x_4 (витрати домогосподарств на охорону здоров'я)	23,4895	21,60
Разом	108,7423	100,00

Дані табл. 5 свідчать, що найбільший вплив на рівень надходжень валових страхових платежів добровільного медичного страхування має фактор «виплати страхових сум», де частка його впливу досягає 42,16%, на другому місці «наявні доходи населення» (35,21%), на третьому – «витрати домогосподарств на охорону здоров'я» (21,6%). Такий фактор, як «zareєстровано захворювань всього» має дуже незначний ступінь впливу на рівень надходжень валових страхових платежів і складає майже 1%.

Визначимо рівень та розмір зміни показника при зміні факторів на одиницю. Прийmemo за одиницю зміни фактора «наявні доходи населення» 1 млн. грн., «витрати домогосподарств на охорону здоров'я» – 1 млн. грн., «zareєстровано захворювань всього» – 1 млн. випадків, «витрати домогосподарств на охорону здоров'я» – 1 млн. грн. Далі використовуємо алгоритм:

1) визначаємо різницю від одиниці коефіцієнта порівняння заданого рівня чинникової ознаки з його початковим рівнем у рівнянні одночинникової залежності;

2) підставляємо в отримане рівняння (16).

Результати заносимо в табл. 6.

Таблиця 6

Рівень (Y_n) та розмір зміни показника при зміні факторів на одиницю

Показники	Фактори			
	x_1 (млн. грн.)	x_2 (млн. грн.)	x_3 (млн. вип.)	x_4 (млн. грн.)
x_i	119048	93,2	74,816	6914,2
Приріст x_i	1	1	1	1
d_{xi}	8,39997E-06	0,010729614	0,013366125	0,00014463
D_x	0,024248768			
Y_n , млн. грн.	136,627			
Y_{min} , млн. грн.	134,9			

Відхилення Y_n від Y_{min} , млн. грн.	1,727
---	-------

Отже, якщо кожний з факторів змінить свої значення на одиницю у бік зростання, то валові страхові платежі добровільного медичного страхування збільшаться на 1,727 млн. грн. Аналогічні розрахунки можна проводити для змін факторів на будь-яку величину.

Використаємо отриману модель (16) для прогнозування надходжень валових страхових платежів добровільного медичного страхування до 2020 року. Для цього спочатку спрогнозуємо фактори x_1, x_2, x_3, x_4 за (22) до 2020 року, припускаючи певну сталість економічних процесів. Тоді,

$$x_{nj} = x_{ni\max} + (x_{ni\max} - x_{ni}), \quad (22)$$

де x_{ni} – значення фактора x_1, x_2, x_3, x_4 певного року, що передує максимальному значенню ($x_{ni\max}$) на кількість років, що прогнозується від $x_{ni\max}$.

При цьому отримані прогнозні дані наявних доходів за 2013-2015 роки (1193, 1334, 1520 млн. грн.) близькі до прогнозних даних Міністерства економічного розвитку і торгівлі України (1248, 1343, 1547 млн. грн. відповідно) [6].

В результаті прогнозування у 2020 р. очікуємо надходження валових страхових платежів від медичного страхування на суму 3447,36 млн. грн.

Динаміку прогнозних надходжень 2013 – 2020 років спостерігаємо на рис. 1.

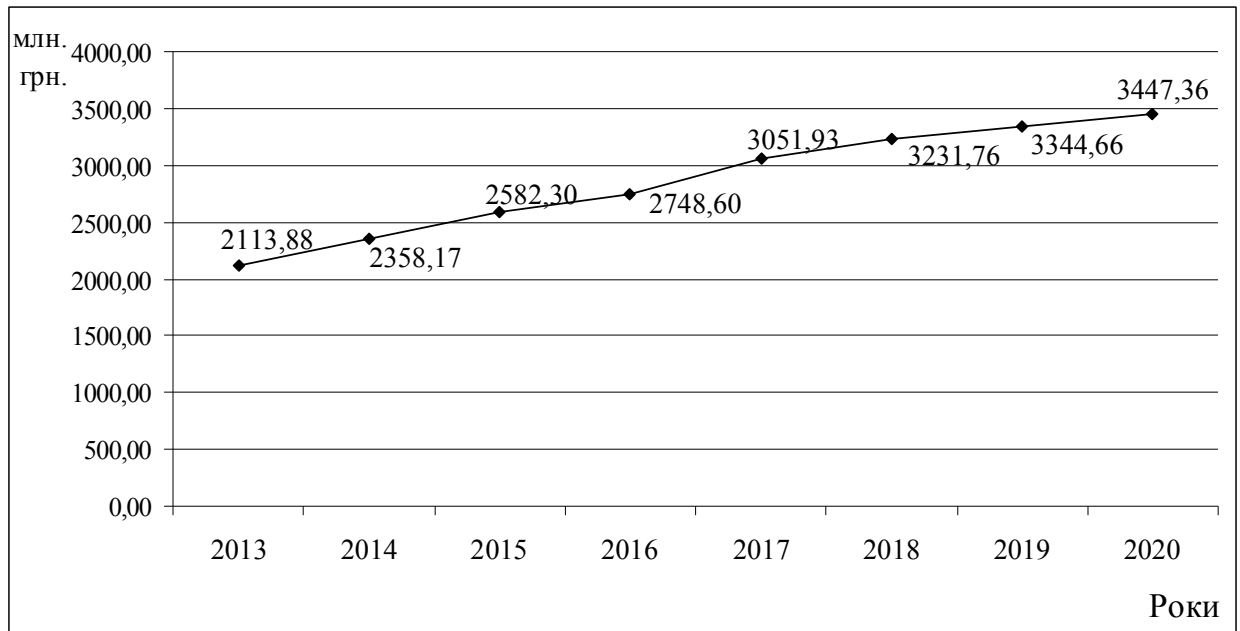


Рис. 1. Прогнозні показники надходження валових страхових платежів добровільного медичного страхування

Висновок. Отже, проаналізувавши методи прогнозування соціально-економічних процесів, ми зупинились на методі статистичних рівнянь залежностей, оскільки він більше підходить, ніж кореляційно-регресійний аналіз. Побудована за цим методом функція $Y_{xi}^* = Y_{\min} (1 + BD_{xi}) = 134,9 * (1 + 0,52797 * D_{xi})$ має дуже високий загальний лінійний зв'язок та дуже високий загальний стійкий зв'язок, що дає підстави стверджувати, що побудоване рівняння повно описує статистичні дані і його можна використати для прогнозування надходжень валових страхових платежів медичного страхування.

Найбільш впливовими в моделі факторами є x_1 (наявні доходи), x_2 (виплати страхових сум) та x_4 (витрати домогосподарств на охорону здоров'я). Фактор x_3 (zareєстровано захворювань всього) має слабкий вплив на модель.

Список використаної літератури

1. Кулинич Е. И. Эконометрия / Е. И. Кулинич. – М.: Финансы и статистика, 2000. – 304 с.

2. Кулинич О. І. Економетрія. [Навчальний посібник] / О. І. Кулинич. – Хмельницький: Видавництво «Поділля», 2003. – 215 с.
3. Кулявець В. О. Прогнозування соціально-економічних процесів. [Навчальний посібник] / В. О. Кулявець. – К.: Кондор, 2009. – 194 с.
4. Національні рахунки охорони здоров'я (НРОЗ) України у 2011 році: Статистичний бюллетень / Державна служба статистики України. – К., 2013. – 170 с.
5. Офіційний сайт Державного комітету статистики України. [Електронний ресурс]. – Режим доступу: www.ukrstat.gov.ua.
6. Офіційний сайт Міністерства економічного розвитку та торгівлі [Електронний ресурс]. – Режим доступу: www.me.gov.ua.
7. Офіційний сайт Національної комісії, що здійснює державне регулювання у сфері ринків фінансових послуг [Електронний ресурс]. – Режим доступу: www.dfp.gov.ua.
8. Показники здоров'я населення та використання ресурсів охорони здоров'я в Україні за 2010 – 2011 роки // Міністерство охорони здоров'я України ДЗ «Центр медичної статистики України». – К.: «Поліум». – 2012. – 330 с.

НИКОЛАЕНКО С. Н. ПРОГНОЗИРОВАНИЕ РАЗВИТИЯ РЫНКА ДОБРОВОЛЬНОГО МЕДИЦИНСКОГО СТРАХОВАНИЯ

В статье разработано модель прогноза развития рынка добровольного медицинского страхования. Для прогнозирования использовано метод статистических уравнений зависимости.

Ключевые слова: добровольное медицинское страхование, страховой платеж, страховая сумма, располагаемый доход.

**NIKOLAIENKO S. M. VOLUNTARY HEALTH INSURANCE
MARKET PREDICTION**

The article reads a voluntary health insurance market prediction model developed. Statistic equations is used to build the prediction.

Keywords: voluntary health insurance, deposit premium, the amount of the insurance benefit, disposable income.