

УДК 330.015: 368.01

**І.М. Пістунов, доктор технічних наук, професор,**

**О.М. Полінський, кандидат технічних наук, доцент**

## **ЕКОНОМІЧНИЙ АНАЛІЗ НАСЛІДКІВ ДЕМОГРАФІЧНОГО СПАДУ НА ФІНАНСОВУ СКЛАДОВУ ФУНКЦІОНУВАННЯ ВНЗ**

Подано прогноз збільшення оплати за навчання у вищих навчальних закладах України III-IV рівнів акредитації під час демографічного спаду.

The prognosis of increase of payment is given for studies in higher educational establishments of Ukraine III-IV| levels of accreditation during a demographic slump.

В Законі України «Про вищу освіту» [1] сказано, що вищі навчальні заклади (ВНЗ) мають право отримувати оплату за навчання від частини студентів, які поступили до ВНЗ не за держзамовленням, та збільшувати вартість навчання пропорційно річній інфляції, зафіксованої міністерством фінансів за минулий рік. Цей захід забезпечує дисконтовану рівність щорічного доходу ВНЗ. Але очевидним є фактор зменшення числа абітурієнтів, викликаний зменшенням народжуваності у минулі роки. Отже, для компенсації зменшення доходу потрібно ще врахувати і зменшення кількості абітурієнтів.

Статистика Державного комітету статистики України [2], яскраво демонструє щорічне зменшення кількості випускників середніх шкіл, тобто потенційних абітурієнтів (рис.1).

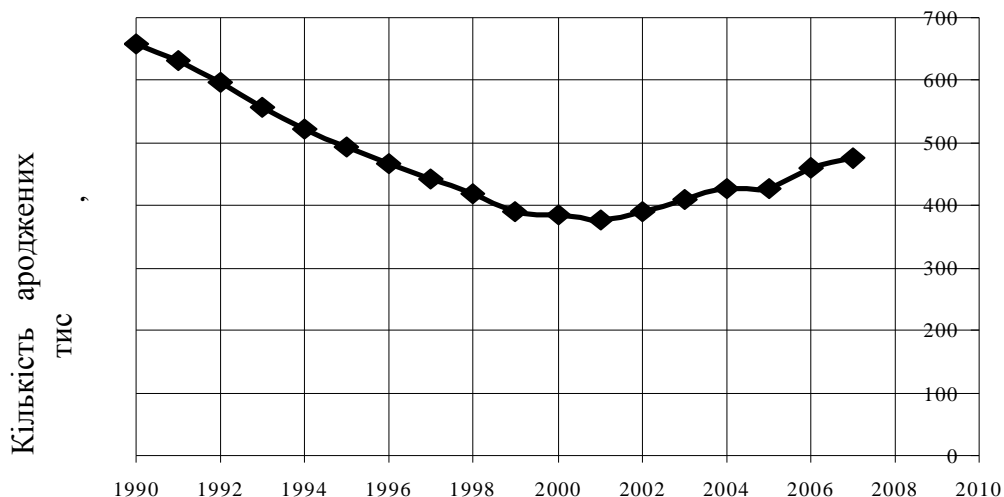


Рис. 1. Крива народжуваності в Україні з 1990 до 2010 р.

Якщо ще кілька років тому з середніх шкіл випускалося близько 700 тисяч дітей, то минулого року атестати отримали вже 500 тисяч, в цьому ж році їх кількість скоротилася до 460, а до 2010 року, згідно прогнозам Міністерства освіти і науки України, не перевищить 300 тис.

Початок спаду народжуваності припадає на 1987 р. Аналіз рис.1 показує, що спад тривав аж до 2001 р. У 2008 році потенційними абітурієнтами є діти, що народилися в 1991 році, а значить в цьому вступному сезоні українські ВНЗ відчують наслідки демографічного спаду.

Були проаналізовані інші дані державного комітету статистики України [2], а саме кількість учнів загальноосвітніх учбових закладів III ступеня і кількість абітурієнтів, прийнятих у ВНЗ III-IV рівнів акредитації (табл.1). За цими даними в ній розраховано співвідношення випускників шкіл до тих, що вступають до ВНЗ.

Аналіз табл.1 показує, що починаючи з 2006 р. до ВНЗ почали вступати не лише випускники поточного року, але і випускники минулих років. Результати обчислень наочно демонструє рис.2.

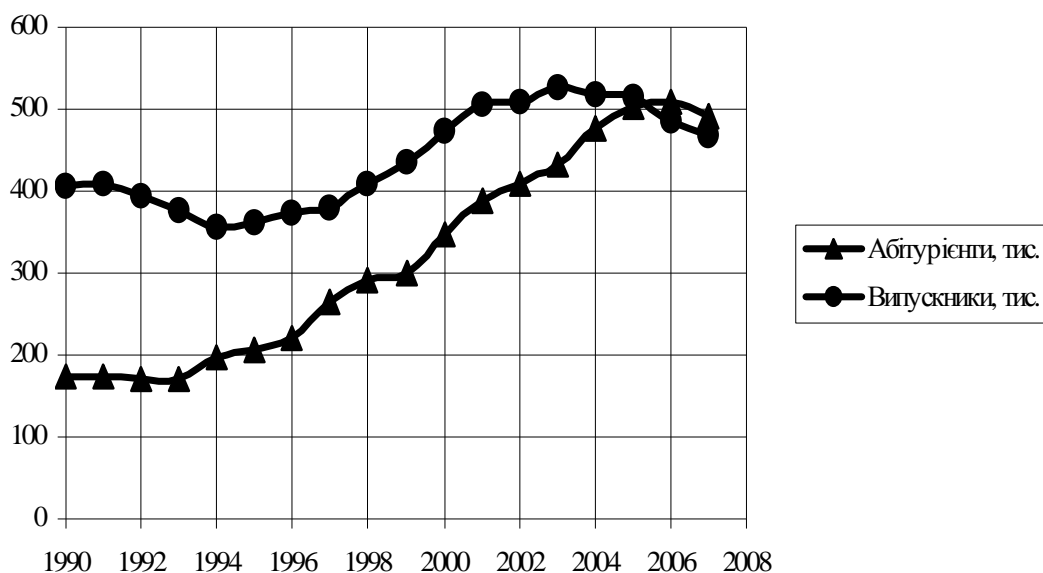


Рис. 2 Кількість випускників шкіл і тих, хто вступають до ВНЗ

Таблиця 1

Кількість випускників шкіл і тих, хто вступають до ВНЗ  
(на початок навчального року)

Навчальні роки	Випуск учнів загальноосвітніми навчальними закладами III ступеня (отримали атестат про повну загальну середню освіту), тис.	Прийнято студентів до ВНЗ III-IV рівнів акредитації, тис.	% співвідношення випускників шкіл до тих, що вступають до ВНЗ
1990/91	406	174,5	42,98
1991/92	409	173,7	42,47
1992/93	393	170,4	43,36
1993/94	375	170,0	45,33
1994/95	355	198,0	55,77
1995/96	361	206,8	57,29
1996/97	374	221,5	59,22
1997/98	378	264,7	70,03
1998/99	408	290,1	71,10
1999/00	434	300,4	69,22
2000/01	475	346,4	72,93
2001/02	505	387,1	76,65
2002/03	508	408,6	80,43
2003/04	526	432,5	82,22
2004/05	519	475,2	91,56
2005/06	515	503,0	97,67
2006/07	485	507,7	104,68
2007/08	467	491,2	105,18

Відсоток українців, що мають вищу освіту, високий як ніколи – 385 чоловік на кожних 10 тис. населення у ВНЗ третього-четвертого рівня акредитації. У самий кращий радянський період на 10 тисяч населення налічувалося 176 студентів.

З іншого боку, в даний момент лише 16% українців мають закінчену вищу освіту, тоді як в Європі фахівців з дипломами вищої освіти не менше 40%

від загальної кількості населення. Отже демографічна проблема і збільшення доступності ВНЗ можуть послужити хорошим стимулом для українців підвищити свою освіту.

Оскільки графік на рис.2 досяг свого насичення будемо вважати, що всі школярі, які будуть випущені з середньою освітою III ступеня, прагнуть вступити до ВНЗ.

Задачами дослідження є розв'язання наступних проблем:

1. Розрахунок ймовірності дожити до моменту вступу у ВНЗ тим, хто народився у попередні роки.
2. Розрахунок прогнозу інфляції на майбутнє.
3. Розрахунок рівня збільшення оплати за навчання в порівнянні з попереднім роком.

Розв'язуючи першу проблему, приймаємо, що після народження, люди вступають до ВНЗ у 17-річному віці. Тоді за даними рис. 1 про народжуваність у 1990–2010 рр. маємо кількість потенційних абітурієнтів, які будуть поступати до ВНЗ у 2008–2024 роках. Для розрахунку ймовірності дожиття потрібно скористатися статистичними даними.

Оскільки останній перепис населення в Україні було проведено у 1999 році, розрахунок ймовірності для тих, хто народився до цього терміну будемо проводити за таблицями смертності радянських часів, що наведені у [4].

За цими даними, кількість тих, що дожили до 17-річного віку складає  $l_{17} = 96605$  для кореня таблиці у  $l_0 = 100000$ . Отже, ймовірність дожити до 17-річного віку у тих, хто народився до 1999 року становить

$$p_{17} = \frac{l_{17}}{l_0} = 0,96605. \quad (1)$$

Для проведення подібного розрахунку для осіб, що народилися після 1998 року, скористаємося результатами перепису населення України 1999 року, а саме – статистикою смертності [5,6].

На жаль, ця статистика не така детальна, як в таблицях смертності [4], оскільки в ній подано результати для відносно великих вікових груп по 4-5 років кожна. Для того, щоб за цією статистикою розрахувати класичні таблиці смертності, було розроблено методику, детально викладену у [7]. Наведемо її короткий зміст.

Цифри статистики смертності, наведені для кожної вікової категорії – це параметр  $d_x$  – кількість померлих у віці  $x$  для типових таблиць смертності, але не зведений до стандартного кореня –  $l_0$ . Створення нової таблиці починається з визначення загальної кількості померлих по всіх вікових категоріях

$$d = \sum_{x=0}^w d_x. \quad (2)$$

Визначається коефіцієнт переходу до стандартного кореня таблиці

$$K_{l_0} = \frac{l_0}{d}. \quad (3)$$

і проводиться перерахунок всіх значень  $d_x$

$$d'_x = K_{l_0} d_x. \quad (4)$$

Тепер можна знайти кількість тих, хто дожив до віку  $x$  для кожної вікової групи

$$l_x = l_{x-1} - d'_x. \quad (5)$$

Після цих додаткових обчислень можна з використанням (1) знайти ймовірність дожити до віку  $x$ .

В табл. 2 наведено розрахунок за формулами (1) – (5).

Значні вікові інтервали у табл. 2 вимагають інтерполяції даних на точний вік. Оскільки очевидним є нелінійна залежність параметра  $p_x$  від віку, потрібно скористатися нелінійною апроксимацією цього параметру за методикою, описаною в [9].

Для цього було створено нелінійні ефекти від віку виду

$$x, x^2, x^3, x^4, K \quad (6)$$

де  $x$  – середина вікового інтервалу за табл. 2. Ці нелінійні ефекти було вміщено в загальну матрицю даних для розрахунків матриці кореляції поміж ними та ймовірністю дожиття  $p_x$ .

Таблиця 2

Таблиця смертності, розрахована за статистичними даними 1999 року

Вікова категорія	Кількість померлих, тис. осіб	$d_x$	$d'_x$	$l_x$	$q_x$	$p_x$
0-4	3,1	3100	1506,317	98493,68	0,015294	0,9849368
5-9	0,4	400	194,3635	98299,32	0,001977	0,9829932
10-14	0,4	400	194,3635	98104,96	0,001981	0,9810496
15-19	0,9	900	437,3178	97667,64	0,004478	0,9766764
20-24	1,7	1700	826,0447	96841,59	0,00853	0,9684159
25-29	2,2	2200	1068,999	95772,59	0,011162	0,9577259
30-34	3,1	3100	1506,317	94266,28	0,015979	0,9426628
35-39	4,3	4300	2089,407	92176,87	0,022667	0,9217687
40-44	6,2	6200	3012,634	89164,24	0,033787	0,8916424
45-49	8,8	8800	4275,996	84888,24	0,050372	0,8488824
50-54	12,2	12200	5928,086	78960,16	0,075077	0,7896016
55-59	17,8	17800	8649,174	70310,98	0,123013	0,7031098
60-64	24,6	24600	11953,35	58357,63	0,204829	0,5835763
65-69	35,4	35400	17201,17	41156,46	0,417946	0,4115646

Виявилось, що всі нелінійні ефекти, утворені від віку людини, мають коефіцієнт кореляції з імовірністю дожиття більший за 0,7, отже всі їх було включено для подальших розрахунків.

Тепер таблиця підготовлена до розрахунку коефіцієнтів лінійної регресії виду, в якій деякі з незалежних параметрів мають нелінійний характер

$$y = a_0 + \sum_{i=1}^K a_i x_i, \quad (7)$$

де  $K$  – кількість вхідних факторів моделі (у нашому випадку  $K=4$ ),  $a_i$  –

константи моделі.

Оскільки при розрахунку коефіцієнтів регресії ми використовуємо чисельні значення не тільки самих вхідних факторів, але і їх математичні перетворення, фактично ми отримуємо нелінійну залежність  $y$  від  $x$ .

Для визначення параметрів регресії було використано функцію електронних таблиць Calc пакету Open Office, яка має наступний порядок звертання до неї

**=LINEST(Data\_Y; Data\_X; Linear\_Type; Stats),**

де **Data\_Y** – масив даних вихідних факторів,  $y$  (тільки один стовпець); **Data\_X** – масив вхідних параметрів,  $x$  (скільки потрібно стовпців); **Linear\_Type** – ознака проходження лінії регресії через 0 (0 – проходить, 1 – не проходить); **Stats** – потреба виводити статистичні дані про розрахунок параметрів лінійної регресії (1 – якщо потрібно, 0 – непотрібно).

В результаті було отримано наступну регресійну залежність

$$p_x = 8,658 \cdot 10^{-8} x^4 - 1,3914 \cdot 10^{-5} x^3 + 5,708 \cdot 10^{-4} x^2 - 8,238 \cdot 10^{-3} x + 1,009 \quad (8)$$

Перевірка якості апроксимації за критерієм  $R^2$  показала, що цей параметр досягає величини 0,9932, отже якість надзвичайно висока. Наглядно якість апроксимації показана на рис. 3.

Підставивши у (8) значення віку  $x = 17$ , отримаємо значення  $p_x = 0,96572$ .

Розрахунок прогнозу інфляції будемо проводити за статистичним даними міністерства фінансів України [8], використовуючи значення зростання інфляції за рік до попереднього року, починаючи з 1996 р., коли гіперінфляцію було подолано.

Очевидним є факт коливання інфляції з року в рік, тому для прогнозування було використано наступну функцію [9]

$$y = Ax^B + C(1 - e^{Dx})\sin(Ex^F + G) + H, \quad (9)$$

де  $A \dots H$  – константи,  $x$  – незалежний параметр,  $y$  – інфляція.

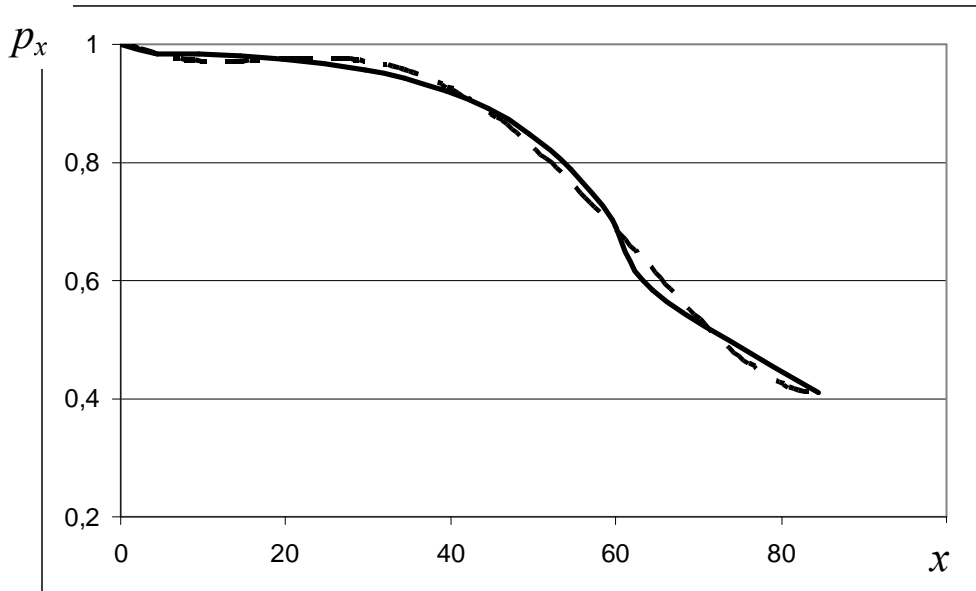


Рис. 3. Залежність ймовірності дожиття  $p_x$  від віку  $x$ .  
Суцільна лінія – табличні дані, штрихова – розрахунок за (8)

Ця функція була успішно застосована для моделювання таких періодичних економічних процесів як [9] споживання палива енергогенеруючою компанією за місяцями та днями тижня, потік замовлень на підприємство зв'язку за днями тижня та годинами робочого дня. У цих випадках у якості незалежного фактора було застосовано час (дні, години, місяці, квартали). Там же було розроблено модель залежності прибутку приватного підприємства від свого попереднього значення, тобто побудована авторегресійна модель.

Тому для прогнозування інфляції було обрано саме такий тип моделі, в якій вхідними факторами були значення інфляції за два попередні роки.

Розрахунок коефіцієнтів моделі (9) ускладнюється тим, що не існує таких математичних перетворень, які б дозволили лінеаризувати ці формули так, щоб потім отримати значення констант  $A - H$  методом регресії або найменших квадратів, як це було зроблено для розрахунку формули (8). Тому



був застосований наступний оптимізаційний підхід [9]:

1. Встановлено довільні значення констант  $A - H$ .
2. Для всіх значень аргументу і довільних значень констант розраховано величину інфляції  $y$ , яку позначимо як  $y_p$  за формулою (9).
3. Для кожного значення функції (9) знайдено  $(y_p - y_\phi)^2$ , де  $y_\phi$  – фактичне значення інфляції, отримане за статистичними даними.
4. Вирішено оптимальну задачу з функціоналом виду

$$\sum_{i=1}^N (y_p - y_\phi)^2 \rightarrow 0, \quad (10)$$

а параметрами, що змінюються, були константи  $A - H$ . Тут  $N$  – розмір статистичної вибірки.

Розрахунки було проведено за допомогою функції «Пошук рішення» електронних таблиць Excel які дали наступну модель, в якій перетворення виду (9) було застосовано одразу для значень інфляції рік і два роки тому

$$I_{\text{пр}} = -13,40x_1^{-0,7161} + 13,144(1 - e^{-0,7006x_1}) \cdot \sin(0,9909x_1^{0,7569} - 16,10) - 5,328x_2^{0,3366} + 7,297(1 - e^{-0,7005x_2}) \cdot \sin(2,1917x_2^{0,5019}) + 144,1, \quad (11)$$

де  $I_{\text{пр}}$  – інфляція поточного року,  $x_1$  – інфляція у попередньому році,  $x_2$  – інфляція два роки тому. На рис. 4 наочно представлено результати моделювання інфляції.

Розрахунок якості апроксимації було проведено за критерієм Пірсона («хі-квадрат») для довірчої ймовірності  $\beta=0,7$ . Табличне значення критерію для числа ступенів свободи  $m = 9$ , становить  $\chi^2_{\text{теор}} = 8,1479$ , розрахунок цього ж параметра за статистичною вибіркою становить  $\chi^2_{\text{розн}} = 7,8125$ , отже модель є адекватною з зазначеною ймовірністю.

Прогноз до 2024 виконувався за схемою підстановки вже розрахованої величини інфляції за два попередні періоди у (11), як незалежні фактори. Результат розрахунку представлено на рис. 5.

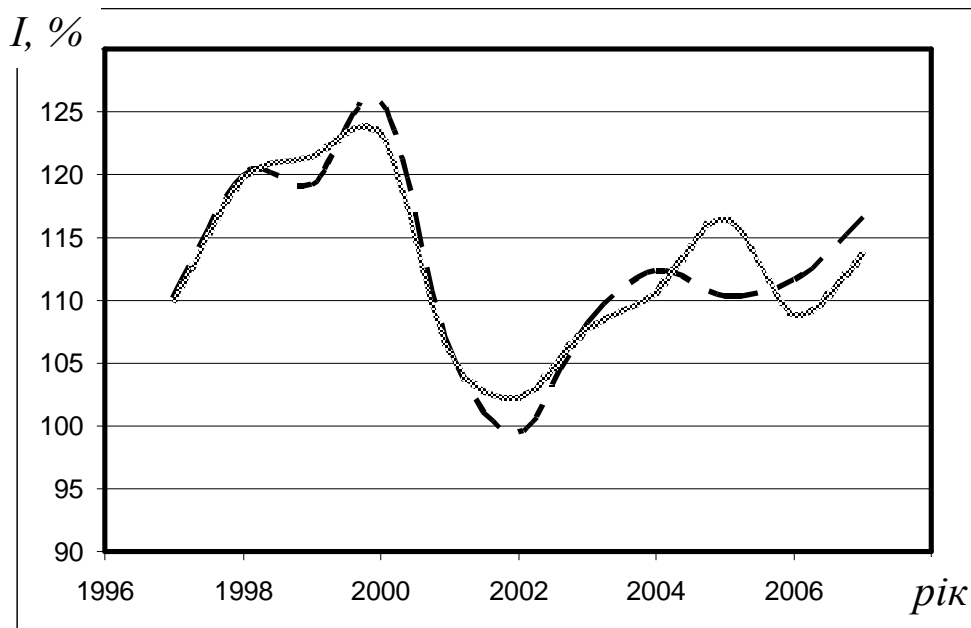


Рис. 4. Рівень інфляції  $I$  в Україні по роках.  
Суцільна лінія – табличні дані, штрихова – розрахунок за (11)

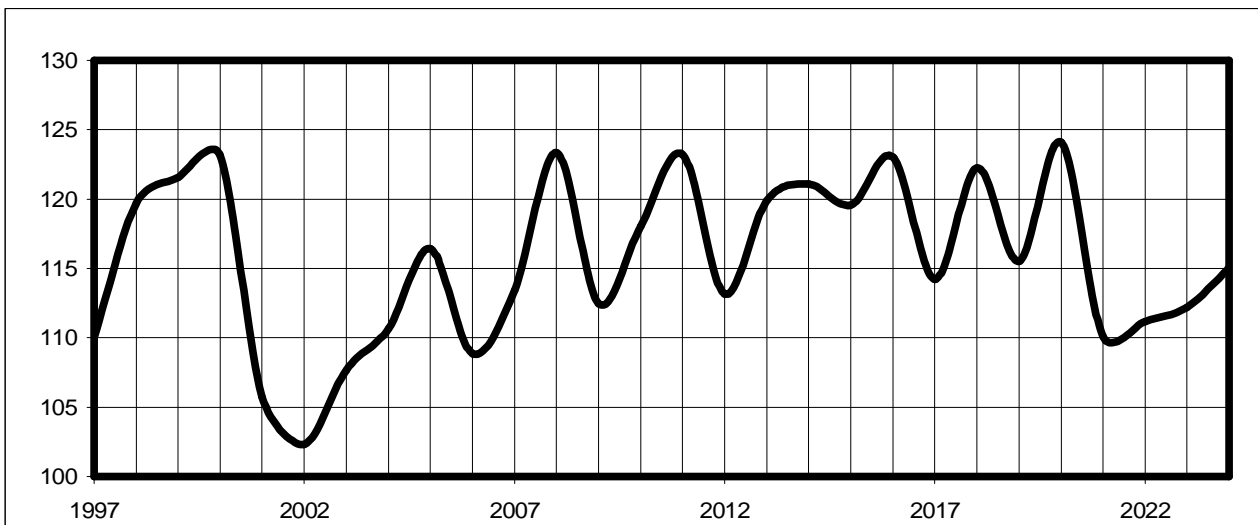


Рис. 5. Прогноз інфляції в Україні до 2024 року

Для визначення щорічної зміни вартості навчання у ВНЗ розроблено формулу

$$Pr_{ВНх} = \frac{I_{ПРх}}{P_{17}}, \quad (13)$$

де  $Pr_{ВНх}$  – прогноз збільшення вартості навчання у році  $x$ ,  $I_{ПРх}$  – прогноз

інфляції у році  $x$ ,  $p_{17}$  – імовірність дожити до віку 17 років.

Результати розрахунків зведено до табл. 3. Як видно з розрахунків збільшення вартості навчання буде тривати до 2016 року, а потім темпи збільшення вартості припинять своє зростання за рахунок збільшення абітурієнтів.

Таблиця 3

Прогноз збільшення оплати за навчання у ВНЗ до 2024 року

Рік вступу до ВНЗ	Процент народжених до попереднього періоду	Ймовірність дожити до віку 17 років	Корегування на ймовірність дожиття	Прогноз інфляції, %	Прогноз збільшення ціни до попереднього періоду, %
2008	95,98%	0,96605	92,72%	123,3435	133,0217
2009	94,61%		91,40%	112,4847	123,0713
2010	93,41%		90,24%	118,0428	130,8048
2011	93,54%		90,37%	123,2142	136,3489
2012	94,52%		91,31%	113,1751	123,9501
2013	94,79%		91,57%	119,8675	130,9055
2014	94,73%		91,52%	121,0813	132,3027
2015	94,71%		91,50%	119,5789	130,6909
2016	92,84%	0,96572	89,66%	123,0223	137,2081
2017	98,95%		95,55%	114,2215	119,5349
2018	97,74%		94,39%	122,2476	129,5125
2019	103,80%		100,24%	115,5166	115,2386
2020	104,58%		101,00%	124,0813	122,8567
2021	104,58%		100,99%	110,1147	109,033
2022	99,72%		96,30%	111,1776	115,448
2023	108,05%		104,35%	112,2097	107,536
2024	103,17%		99,63%	115,0267	115,4484

Для глибшого аналізу побудовано графік прогнозу та розраховано лінію поліноміального тренду другого порядку за ним (рис. 6). Розрахунок було здійснено за допомогою функції TREND електронних таблиць Calc. Параметр якості апроксимації  $R^2 = 0.85647$ , отже поліноміальний тренд другого порядку

достатньо точно апроксимує прогнозу залежність.

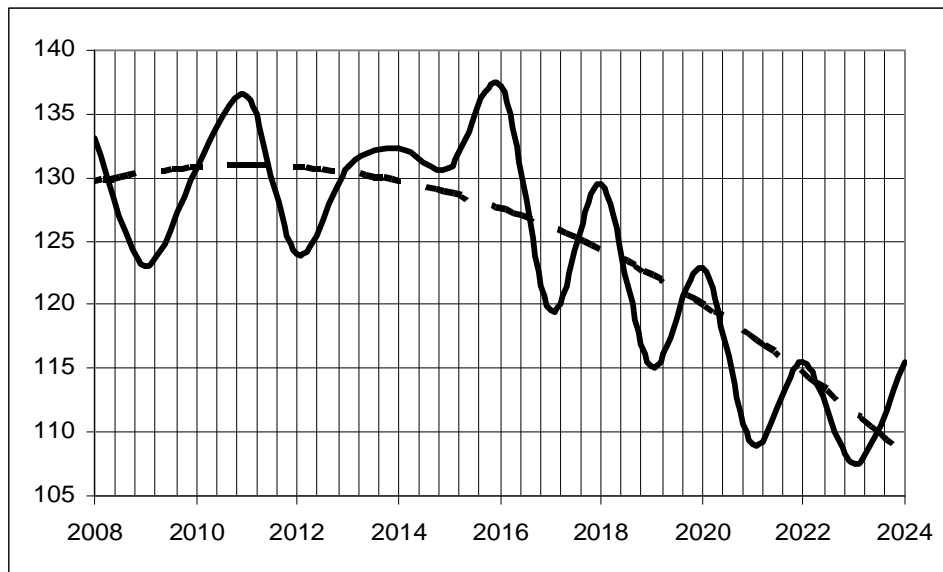


Рис. 6. Прогноз збільшення вартості навчання у ВНЗ (%) до 2024 року (суцільна лінія) та поліноміальний тренд другого порядку (штрихова лінія)

Отримані результати дозволяють зробити наступні висновки:

1. Імовірність дожити до 17-річного віку в Україні зменшилася у незначній мірі – 0,96572 за переписом 1999 р. проти 0,96605 у радянські часи, тобто на 5,4%.

2. Прогноз інфляції можна здійснювати за її значеннями у попередні роки.

3. До 2013-2014 років темпи збільшення вартості навчання у ВНЗ становитимуть близько 130%.

4. Варто очікувати незмінну ціну за навчання тільки після 2024 року.

Перспективним дослідженням у обраному напрямку може бути:

1. Визначення кількості попередніх періодів для моделювання інфляції.
2. Використання нейронних сіток [10] замість перетворення виду (9).
3. Постійне корегування коефіцієнтів моделей (8) та (11) на підставі нових статистичних даних з метою збільшення точності прогнозу.

### *Література*

1. Сайт міністерства освіти і науки України – <http://www.mon.gov.ua/>
2. Сайт Державного комітету статистики України – <http://www.ukrstat.gov.ua/>
3. Гвозденко А.А. Основы страхования. – М.: Финансы и статистика, 1998. – 304 с.
4. Светлый Дом – <http://www.svetly-dom.org/house/demogr.html>.
5. Населення України – <http://www.demograph.iatp.org.ua/ustat.htm>.
6. Пістунов І.М. Актуарні розрахунки: Навчальний посібник. – Дніпропетровськ: РВК НГУ, 2004. – 164 с.
7. Пістунов І.М., Чухлебова М.Л. Розробка моделей банкрутства для підприємств оптово-роздрібної торгівлі Дніпропетровського регіону/ Науковий вісник НГУ. – №2, 2007. – С. 85-87.
8. Сайт міністерства фінансів України – <http://www.minfin.gov.ua/>
9. Пістунов І.М., Пістунов М.І. Моделювання періодичних процесів в економіці/ Економіка: проблеми теорії та практики. – Вип. 135. – Д.: ДНУ: 2002.– С. 204-207.
10. Пістунов І.М. Застосування нейронних сіток до моделювання економічних процесів/ Економічний вісник НГУ. –№2. –2005. – С. 120-126.

*Рекомендовано до публікації доктором економічних наук, проф. Вагоною О.Г. 17.03.08*