

Електронне наукове фахове видання "Ефективна економіка" включено до переліку наукових фахових видань України з питань економіки (Наказ Міністерства освіти і науки України від 29.12.2014 № 1528)

Ефективна
ЕКОНОМІКА



Дніпровський державний
аграрно-економічний
університет

ЛКС Центр

Видавництво ТОВ «ЛКС-центр»

0 0 0 0 0 0 < 0

УДК 330.43

Т. А. Чупілко,

к. т. н., доцент кафедри прикладної математики та інформатики,
Університет митної справи та фінансів, м. Дніпро

МОДЕЛЮВАННЯ ТА ПРОГНОЗУВАННЯ ПОКАЗНИКІВ ЗАЙНЯТОСТІ НАСЕЛЕННЯ УКРАЇНИ ЗА ДОПОМОГОЮ МЕТОДІВ ЕКОНОМЕТРИЧНОГО АНАЛІЗУ

Т. А. Chupilko,

Candidate of Sciences (technic), Associate Professor of the Department of Applied Mathematics and Informatics,
University of Customs and Finance, Dnipro

MODELING AND FORECASTING OF EMPLOYMENT INDICATORS IN UKRAINE USING METHODS OF ECONOMETRIC ANALYSIS

*Розглядається динаміка показників зайнятості населення в цілому по Україні, по регіонах та окремих галузях економіки. Побудовано та досліджено тенденцію динамічних рядів зайнятості населення із урахуванням регіону та галузевої структури економіки. Виявлено загальні закономірності та особливості у динаміці показників зайнятості по різних галузях економіки. Дослідження проводилось за допомогою економетричних методів. Використано апарат *dumty*-змінних в моделюванні показників, що визначають рівень зайнятості населення. Для деяких галузей економіки, що вирізняються однорідними даними, визначено прогностні оцінки показників за допомогою нелінійного моделювання.*

Dynamics of employment in Ukraine as a whole, by regions and branch structure of economics are considered. Time series trend of employment, taking into account region and sectorial structure of the economy is constructed and investigated. Common patterns and characteristics in the dynamics of employment in different industries are revealed. The study is conducted using econometric methods. Dummy-variable in parameter estimation that determine the level of employment are used. For some industries, which include uniform data, determined estimates of parameters using nonlinear modeling.

Ключові слова: зайнятість населення, регіон, галузева структура, *dumty*-змінні, нелінійна модель, прогностні оцінки.

Keywords: employment, region, sectoral structure, dummy-variables, nonlinear model, projections.

Постановка проблеми. Актуальність дослідження обумовлено погіршенням ситуації, пов'язаної з проблемою зайнятості, що склалася в Україні останнім часом. Різке погіршення соціально-економічного стану спричиняє неефективне використання виробничого потенціалу і неможливість забезпечення роботою працездатне населення. Для покращення ситуації створюються програми сприяння зайнятості, але для збалансованого розв'язку проблеми необхідне всебічне дослідження сучасного стану ринку праці в країні, враховуючи зайнятість у певних галузях економіки та особливості регіонів. Важливим є прогнозування у сфері зайнятості, що є можливим завдяки використанню математичних методів дослідження.

Аналіз досліджень. Проблема регулювання зайнятості займаються багато вітчизняних та зарубіжних вчених, зокрема О.В. Піскунова, Я.В. Хрущ [3,4], В.М. Петюх [5], Д. Богиня [6], М. Лукашевич, А.С. Хлистік [7], Дж. Кейнс [8] та ін. Велику кількість наукових досліджень вітчизняних науковців присвячено питанням соціально-економічних аспектів ринку праці. В той же час економіко-математичні методи в цих дослідженнях майже не застосовуються. Методи математичного моделювання застосовувалися в [3,4], а також в роботі [2]. Для всебічного аналізу проблеми зайнятості населення необхідно здійснювати комплексний аналіз з визначенням особливостей, що впливають на кількість зайнятого населення України та її регіонів в різних галузях економіки.

Метою є дослідження динаміки зайнятості, як по регіонах, так і враховуючи галузеву структуру економіки, виявлення загальних рис та особливостей, моделювання відповідних показників та визначення їх прогнозних оцінок за допомогою методів економетричного аналізу.

Основний зміст статті. Дослідження проведено на основі даних Державного комітету статистики України [1]. Ця робота є продовженням дослідження, проведеного в [2].

Показник зайнятості населення економічною діяльністю відображає задіяний трудовий потенціал населення віком 15-70 років. Динаміку кількості зайнятого населення у 2000-2015 рр. представлено на Рис. 1. Впродовж 2000-2008 рр. спостерігалось зростання кількості зайнятих, в середньому на 129,73 тис. осіб за рік. У 2009 р. їх кількість знизилась, що було обумовлено політично-економічною кризою в країні, зростання кількості зайнятих уповільнилось і склало в середньому 51,35 тис. осіб за рік. Така тенденція спостерігалася по 2013 р. У 2014 р. кількість зайнятого населення зменшилась до 18073,3 тис. осіб, у 2015 р. зниження показників зайнятості досягло значення 16443,2 тис. осіб. Очевидно, стрімке погіршення в показниках зайнятості пов'язане з конфліктом в Україні, що позначилося на розвитку економіки і, відповідно, на скороченні зайнятого населення. Так, протягом останніх двох років кількість зайнятого населення зменшувалась в середньому на 1630 тис. осіб за рік.

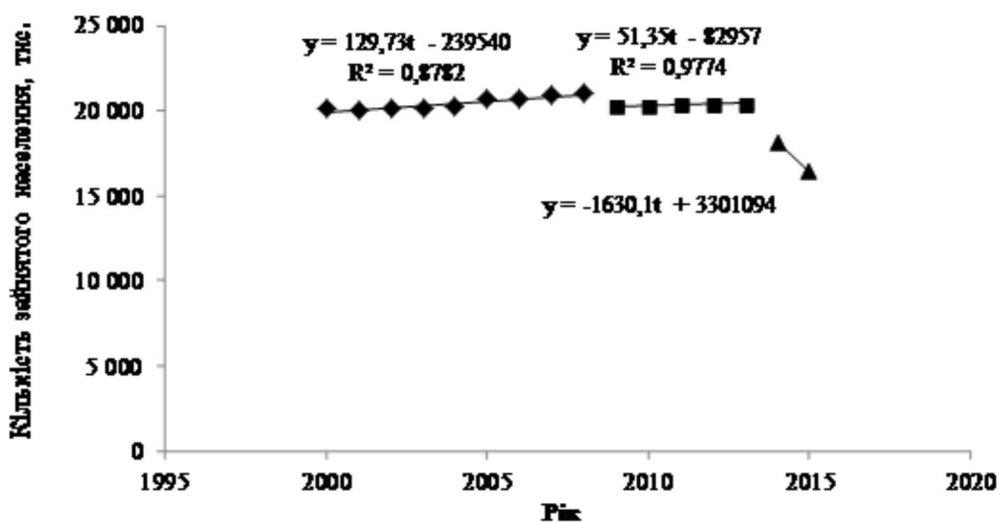


Рис. 1. Моделювання динаміки кількості зайнятого населення України у 2000-2015 рр.

На Рис.1 можна виділити три групи значень за періодами 2000-2008 р.р., 2009-2013 р.р. та 2014-2015 р.р., і для кожного періоду побудувати свій тренд, оскільки регресії відрізняються і нахилом, і перетином. Особливо відрізняється тренд за останній період. Ці значення суттєво випадають із динамічного ряду. Для двох періодів показані рівняння регресій та коефіцієнт детермінації. Для останнього періоду указане тільки рівняння для виявлення тренду, який дозволяє виявити зміну значень показників за відповідний період, і не показаний коефіцієнт детермінації, позаяк побудова моделі у повному розумінні не є коректною.

Для моделювання динаміки кількості зайнятого населення (Y) застосуємо економетричні методи, зокрема, з використанням $dumt$ – змінних. Запишемо модель, що визначає значення показника для трьох періодів (2000 – 2008 р.р. , 2009 – 2013 р.р. та 2014– 2015 р.р.), що відрізняються різним нахилом та перетином:

$$Y = a_0 + a_1T + b_0S_1 + b_1S_1T + c_0S_2 + c_1S_2T \quad (1)$$

Для визначених періодів вводимо дві фіктивні змінні:

$$S_1 = \begin{cases} 1, & t \leq 2008 \\ 0, & t > 2008 \end{cases}, \quad S_2 = \begin{cases} 0, & t \leq 2015 \\ 1, & 2009 \leq t \leq 2013 \end{cases} \quad (2)$$

Параметри $a_0, a_1, b_0, b_1, c_0, c_1$ мають наступний зміст: параметр з індексом «0» відповідає зміні тренду, що обумовлено зміною початкового рівня (перетину регресії); параметр з індексом «1» пов'язаний зі зміною тенденції внаслідок зміни середнього за період (нахилу регресії). Значимість параметрів визначається за критерієм Стьюдента.

Нижче у Таблиці 1 наведено результат розрахунку параметрів моделі з фіктивними змінними. Наведено значення параметрів регресії (Coef.), стандартні похибки параметрів (Std. Err.) та значення t-статистики (t).

Таблиця 1.
Оцінка параметрів тренду зайнятості по Україні з використанням dummy – змінних

	Coef.	Std. Err.	t
a_0	3301094,7	337946,56	9,76
a_1	-1630,1	167,76	-9,72
b_0S_1	-3540634	339337,17	-10,43
b_1S_1	1759,83	168,455	10,45
c_0S_2	-3384052	346263,56	-9,77
c_1S_2	1681,45	171,9	9,78

На Рис. 1 наведені рівняння, що отримані на основі моделі (1), (2) та є результуючими для кожного з розглянутих періодів.

Оцінимо адекватність моделі з фіктивними змінними та статистичну значимість параметрів. Коефіцієнт детермінації, що показує якість наближення регресії до вихідних значень, $R^2 = 0,99$ свідчить про правильну специфікацію моделі. За критерієм Фішера $F = 279,11$ значно перевищує критичне значення $F_{(0,05,3,10)} = 3,71$. Всі параметри є статистично значимими за критерієм Стьюдента для довірчої імовірності 0,95: критичне значення t-розподілу $t_{(0,05,10)} = 2,23$, значення t-статистики наведено в Таблиці 1. Стандартна похибка моделі складає 118,6.

Дослідимо, як змінюються показники зайнятості населення України по регіонах.

Дані для аналізу регіональної зайнятості наведено в [1], [2]. Частка зайнятих кожного регіону відносно загальної кількості зайнятих визначається змінними: $S_j = Z_{a,j,t} / \sum_{i=1}^M Z_{a,i,t}$, де j - номер регіону ($j = \overline{1, M}$), t - номер періоду ($t = \overline{1, T}$). ($M = 24$ і $T = 15$ - їх максимальні значення).

Найбільша частка зайнятих за розглянутий період припадала на промислові Донецьку (10,29% у 2000 р. і 9,7 % у 2014 р.), Дніпропетровську (7,86% у 2000 р. і 8,15% у 2014 р.) та Харківську (6,45% у 2000 р. і 7,78% у 2014 р.) області. В інших областях України (за винятком Запорізької, Одеської та Вінницької) частка зайнятого населення не перевищує 3% від загальної кількості. У Дніпропетровській та Харківській областях спостерігалось збільшення частки зайнятих у загальній кількості зайнятих по Україні. У Донецькій та Луганській областях частка зайнятого населення у 2014 р. суттєво зменшилась, що зумовлено теперішнім становищем в зазначених регіонах. Найменші показники зайнятості спостерігаємо в західних областях України. Для кожної області будується лінійна регресія та відповідна статистика. У таблиці 2 наведені результати розрахунків, зокрема коефіцієнти рівнянь регресії, t- статистика та рівень значимості кожного коефіцієнта.

Нааявність систематичних змін у структурі зайнятості у 2000-2015 рр. досліджувалась за допомогою динамічного ряду з урахуванням структурних змін :

$$\ln\left(\frac{Z_{a,j,t}}{\sum_{i=1}^M Z_{a,i,t}}\right) = a_0 + a_1T + b_0S_1 + b_1S_1T + c_0S_2 + c_1S_2T + d_0S_3 + d_1S_3T \quad (3)$$

Де $j = \overline{1, M}$; $t = \overline{1, T}$; $S_i = \begin{cases} 0, & t < i_k^* \\ 1, & t \geq i_k^* \end{cases}$, де i_k^* відповідає року, у якому відбулися структурні зміни тенденції

зайнятості населення. Відносні значення показника зайнятості дозволяють врахувати в моделі весь досліджуваний період.

Для нормалізації даних використовувалось логарифмування. Для урахування змін у тренді вводяться фіктивні змінні, що відповідають визначеним часовим інтервалам.

Розглядаємо випадки:

$$S_1 = \begin{cases} 0, & t < 2007 \\ 1, & t \geq 2007 \end{cases}, S_2 = \begin{cases} 0, & t < 2008 \\ 1, & t \geq 2008 \end{cases}, S_3 = \begin{cases} 0, & t < 2003 \\ 1, & t \geq 2003 \end{cases} \quad (4)$$

Коефіцієнти $b_0, b_1, c_0, c_1, d_0, d_1$ мають наступний економічний зміст [9]:

- Якщо коефіцієнт b_0 є значимим, а b_1 не є значимим за критерієм Стюдента, то зміна тенденції обумовлена зміною початкового рівня (константи);

- Якщо коефіцієнт b_0 є не значимим, а b_1 є значимим за критерієм Стюдента, то зміна тенденції обумовлена зміною середнього за період абсолютного приросту;

- Якщо коефіцієнти b_0 і b_1 є значимими за критерієм Стюдента, то зміна тенденції обумовлена як зміною початкового рівня так і зміною середнього за період абсолютного приросту.

Аналогічні твердження мають місце для коефіцієнтів c_0, c_1, d_0, d_1 .

У табл. 2 наведено результати розрахунків. У дужках під значеннями параметрів регресії наведені значення t-статистики, розраховані в пакеті Stata-14, що визначають імовірність потрапляння значення у некритичну зону, R^2 – коефіцієнт детермінації, показує якість наближення регресійної моделі до вихідних значень.

Таблиця 2.

Оцінка параметрів тренду зайнятості за областями України з використанням dummy – змінних

Область	a_0	a_1	$b_0 S_1$	$b_1 S_1$	$c_0 S_2$	$c_1 S_2$	$d_0 S_3$	$d_1 S_3$	R^2
Вінницька	-0,166 (0,000)	0,003 (0,001)	-	-	-0,051 (0,000)	-	-	-	0,987
Волинська	-0,174 (0,000)	0,0089 (0,000)	-	-	-0,0294 (0,001)	-	-	-	0,955
Дніпропетровська	-	0,0052 (0,000)	0,0591 (0,054)	-0,0105 (0,003)	-	-	-	-	0,819
Донецька	-0,056 (0,000)	0,007 (0,000)	0,0597 (0,005)	-0,0086 (0,004)	-0,0719 (0,000)	-	-	-	0,986
Житомирська	-0,129 (0,000)	0,0278 (0,002)	0,1986 (0,024)	-	-	-	-	-	0,741
Закарпатська	-	0,0129 (0,000)	-	-	-0,091 (0,006)	-	-	-	0,848
Запорізька	-0,054 (0,034)	0,0171 (0,004)	0,1339 (0,01)	-0,022 (0,003)	-	-	-	0,0307 (0,012)	0,763
Івано-Франківська	-0,236 (0,000)	0,0207 (0,001)	-	-	-0,073 (0,015)	-	-	0,0304 (0,04)	0,849
Київська	-0,0411 (0,009)	0,018 (0,000)	0,109 (0,008)	-	-0,0534 (0,008)	-0,0171 (0,003)	-	-	0,919
Кіровоградська	0,0279 (0,024)	0,0034 (0,077)	0	0	-0,072 (0,000)	0	0,0419 (0,006)	0	0,942
Луганська	0	0,0058 (0,004)	0	0	-0,059 (0,014)	0	0	0	0,583
Львівська	-0,025 (0,007)	0,0021 (0,147)	0	0	0	0,0014 (0,117)	-0,018 (0,028)	0	0,947
Миколаївська	0	0,012 (0,000)	0	0	-0,066 (0,002)	0	0	0	0,938
Одеська	0	0,0057 (0,000)	0	0	-0,0281 (0,011)	0	0	0	0,926
Полтавська	-0,049 (0,007)	0,0128 (0,002)	0,0652 (0,035)	0	-0,0677 (0,001)	-0,0112 (0,016)	0	-0,021 (0,009)	0,972
Рівненська	-0,068 (0,003)	0,0222 (0,000)	-	-	-0,0665 (0,006)	-	-	-0,026 (0,025)	0,962

Сумська	0,0578 (0,000)	-	-0,086 (0,007)	-	-0,0956 (0,003)	0,011 (0,057)	-	-0,027 (0,012)	0,895
Тернопільська	-0,092 (0,001)	0,0142 (0,000)	-	-	-	-	-	-	0,805
Харківська	-	0,0041 (0,000)	-	-	-0,0433 (0,000)	-	-	0,0158	0,968
Херсонська	-0,093 (0,001)	0,0228 (0,000)	0,191 (0,003)	-	-0,0346 (0,148)	-0,0278 (0,002)	-	-	0,884
Хмельницька	-0,037 (0,092)	0,0125 (0,015)	0,134 (0,022)	-	-	-0,0191 (0,010)	-	-	0,619
Черкаська	-0,040 (0,073)	0,0202 (0,001)	0,128 (0,012)	-	-0,0333 (0,087)	-0,0204 (0,007)	-	0,0312 (0,009)	0,870
Чернівецька	-	0,0377 (0,000)	0,199 (0,002)	-	-	-0,0311 (0,000)	-	-0,054 (0,000)	0,996
Чернігівська	0,0312 (0,016)	-0,010 (0,000)	-	-	-	-	-	-0,026 (0,008)	0,890

Зміни у регіональній структурі зайнятості є суттєвими, про що свідчить проведений розрахунок.

Для динамічних рядів зміни приросту зайнятості, оцінених для кожної області окремо, отримано достатньо високе значення коефіцієнта детермінації та близьке до нуля значення RMSE. Усі коефіцієнти регресії є значимими за критерієм Стьюдента на рівні 5%. Отже можна зробити висновок про досить високу якість регресії.

Для динаміки приросту зайнятості по Україні в цілому відбувалися структурні зміни як у 2007 році (зміна початкового рівня ряду та середнього за період абсолютного приросту) так і у 2008 (зміна початкового рівня ряду). У Вінницькій, Волинській, Закарпатській, Івано-франківській, Луганській, Миколаївській, Одеській, Рівненській, Тернопільській, Харківській областях з 2000 по 2008 рр. спостерігалась позитивна тенденція приросту кількості зайнятості, у 2008 році відбулось зменшення початкового рівня приросту кількості, проте тенденція повільного зростання залишилась.

У Дніпропетровській та Запорізькій областях тенденція зростання кількості зайнятого населення спостерігалась до 2008 р., у 2008 р. змінився початковий рівень (стрибок вниз) та зміна тенденції на зменшення приросту кількості зайнятих. У Донецькій, Хмельницькій, Херсонській областях структурні зміни кількості зайнятого населення відбувались у 2007р. і у 2008 р. До 2007 р. спостерігалась позитивна тенденція приросту кількості зайнятих, потім відбулось зменшення початкового рівня та тенденція повільного зменшення кількості зайнятих, у 2008 році відбулось наступне зменшення початкового рівня динамічного ряду із збереженням негативної тенденції.

Розглянемо, які зміни у зайнятості відбулися в різних галузях економіки України впродовж 2000-2015 р.р.

Досліджувались основні види економічної діяльності, що відображені в Таблиці 3. Основою розрахунку є статистичні дані [1]. Побудовані графіки для кожного з розглянутих видів економічної діяльності виявили загальну тенденцію, а саме: досить явно виражені три ділянки, на яких тренди розрізняються нахилом і перетином, аналогічно до розподілу зайнятості по Україні, що відображено на Рис. 1.

Для прикладу, на рис. 2 наведено графік, що відображає динаміку зайнятості в освіті.

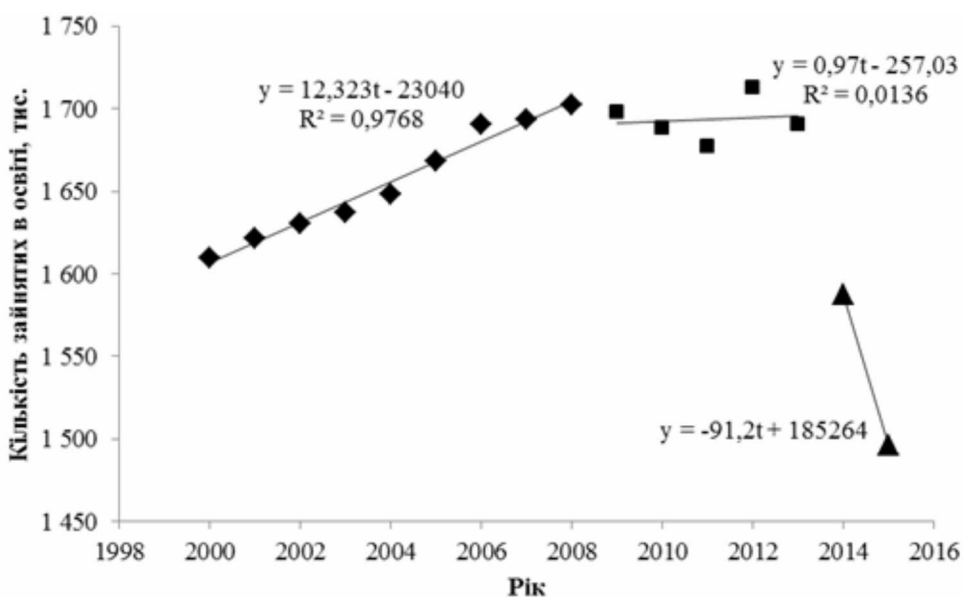


Рис. 2. Моделювання динаміки кількості зайнятого населення України в освіті у 2000-2015 рр.

Зайнятість населення за видами економічної діяльності досліджувалась на основі моделі (1), (2).

Результати розрахунку параметрів регресії зведено в Таблицю 3. У дужках під значеннями параметрів регресії наведені значення t-статистики за критерієм Стьюдента. R^2 – коефіцієнт детермінації, що показує якість апроксимації регресійною моделлю вихідних значень. T – темп зміни показника 2015 р. відносно аналогічного базового 2000 р.

Таблиця 3.

Оцінка параметрів тренду зайнятості за видами економічної діяльності по Україні з використанням dummy – змінних

Види економічної діяльності	a_0	a_1	b_0S_1	b_1S_1	c_0S_2	c_1S_2	R^2	$T, \%$
Промисловість	656038,4 (3,23)	-324,3 (-3,2)	-499005,1 (-2,45)	248,012 (2,45)	-519896 (-2,49)	258,29 (2,499)	0,989	69
Сільське, лісове та рибне господарство	447782,6 (1,87)	-220,8 (-1,88)	-205982,1 (-2,67)	102,08 (2,67)	-704768 (-2,26)	350,25 (2,27)	0,962	66
Будівництво	210806,6 (1,82)	-104,3 (-1,81)	-258575,9 (-2,23)	128,6 (2,22)	-159034,9 (-1,34)	79,01 (1,35)	0,894	71
Фінансова та страхова діяльність	87291,6 (1,87)	-43,2 (-1,86)	-143898 (-2,09)	71,568 (2,09)	-72576,79 (-2,033)	36,05 (2,034)	0,930	146
Державне управління та оборона	-29250,5 (-0,189)	15 (0,196)	75287,109 (0,486)	-37,42 (-0,485)	83491,09 (0,52)	-41,43 (-0,52)	0,69	81
Освіта	185264,5 (6,86)	-91,2 (-6,81)	-208304,7 (-7,69)	103,52 (7,69)	-185521,5 (-6,71)	92,17 (6,71)	0,98	93
Охорона здоров'я та надання соціальної допомоги	222287,7 (7,46)	-109,8 (-7,42)	-218811,4 (-7,3)	108,75 (7,3)	-169639,7 (-5,55)	84,27 (5,56)	0,99	75
Інші види економічної діяльності	102511,6 (1,25)	-50,6 (-1,24)	-150818,8 (-1,83)	75,095 (1,83)	-34561,71 (-0,411)	17,19 (0,41)	0,93	11

Відповідно до моделі (1), (2), у другому стовпчику Таблиці 3 (a_1) відображено значення нахилу для регресії 2014-2015 р.р. Тож, для всіх видів економічної діяльності, окрім державного управління та оборони, спостерігаємо від'ємні значення, що відповідають скороченню кількості зайнятих. Незважаючи на незначне підвищення кількості зайнятих в державному управлінні та обороні протягом останніх двох років, є загальна тенденція зменшення показників у цій сфері діяльності. За абсолютними значеннями можна порівняти, як відбувалися зміни у показниках зайнятості за різними галузями економіки.

За критерієм Фішера всі моделі є адекватними, з розрахунковими значеннями значно більшими за критичне з надійністю 95%. Значення статистики Стьюдента свідчать про статистичну незначимість деяких параметрів в будівництві, державному управлінні та обороні та інших видах економічної діяльності при рівні значимості 0,05.

Найбільших змін у кількості зайнятого населення в сторону зменшення зазнали промисловість, сільське, лісове та рибне господарство, будівництво. Особливо велике зменшення зайнятих спостерігається у видах економічної діяльності, окремо не виділених у таблиці 3 (інші види економічної діяльності). Зайнятість на 2015 р. складає 11% від кількості зайнятих у 2000 р. Значно збільшилася кількість зайнятих у фінансовій та страховій діяльності, але за рахунок зростання показника в період по 2008 р., в середньому на 28,4 тис. осіб кожного року. З 2009 р. по 2013 р. показник зайнятості у зазначеній сфері зменшувався в середньому на 7,15 тис., за період 2014-2015 р.р. кількість зайнятих зменшувалась в середньому на 43,2 тис. осіб.

Найменш суттєвий розкид значень кількості зайнятих спостерігається у промисловості і охороні здоров'я та наданні соціальної допомоги.

Для найбільш стабільних розподілів модель може бути побудована також в квадратичній формі з високим показником якості апроксимації, що надає змогу зробити прогноз кількості зайнятих у цих сферах економічної діяльності на найближчий період.

Для прикладу розглянемо оцінки прогнозних значень кількості зайнятих у промисловості. Розподіл значень показника наведено на Рис. 3. Нелінійний розподіл показника зайнятості у часі описано квадратичною функцією:

$$y_i = a_0 + a_1x_i + a_2x_i^2 + l_i \quad (5)$$

Параметри визначимо за допомогою метода найменших квадратів у матричному вигляді наступним чином:

$$A = (X^T X)^{-1} X^T Y, \quad (6)$$

де Y – матриця, побудована за допомогою вихідних значень показника зайнятості по промисловості. Середньоквадратична помилка регресії: $S = 116,45$ відносно середньо вибіркового значення $\bar{y} = 3738,5$ становить 3%.

Коефіцієнт детермінації для даної моделі має досить високе значення $R^2 = 0,96$.

За критерієм Фішера модель є адекватною для 5% - ого рівня значимості; $F = 164,07$;

$F_{крит} = 4,67$. Стандартні похибки: $S_{a_1} = 0,53$, $S_{a_2} = 0,0001$. Статистика Стьюдента $t_1 = 2,78$, $t_2 = -2,8$ за критичного значення $t_{крит} = 2,16$ для рівня значимості 0,05. Тож, параметри є статистично значимими.

Довірчу зону регресії та границі надійних інтервалів прогнозних значень, показаних на Рис. 3, визначасмо за формулами:

$$(y_{сп}^{прог} - \Delta y_{сп}; y_{сп}^{прог} + \Delta y_{сп}), \text{ де } \Delta y_{сп} = t_{крит} S \sqrt{1 + X_{сп} (X^T X)^{-1} X_{сп}^T} \quad (7)$$

Аналогічну модель з прогнозними оцінками можна побудувати для сфери охорони здоров'я та надання соціальної допомоги. За прогнозними інтервальними оцінками, кількість зайнятих буде складати від 836,8 тис. до 1145,5 тис. осіб у 2017 р., 691 тис. до 1013,8 тис. осіб у 2019 р.

Для інших видів економічної діяльності прогнозування не є доцільним і адекватним в наслідок суттєвого розкиду вихідних значень показників та їх суттєвих змін протягом останніх двох років.

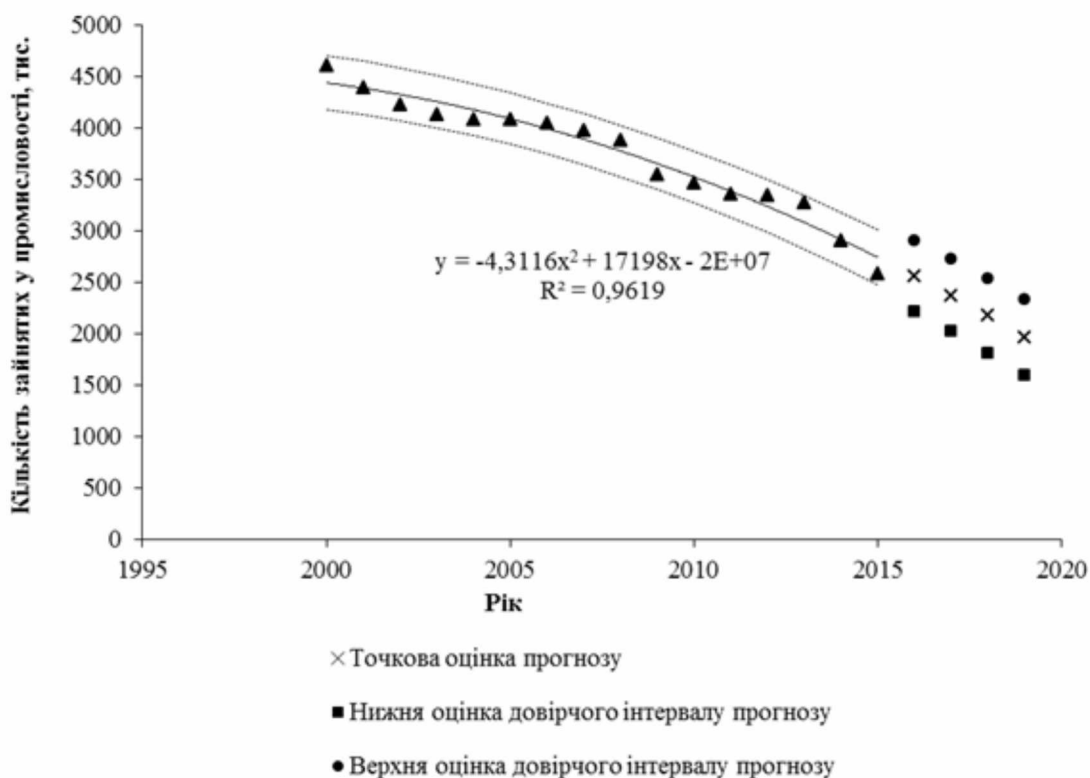


Рис. 3. Модель динаміки кількості зайнятого населення України в промисловості у 2000-2015 рр., довірча зона регресії, точкові та інтервальні прогнозні оцінки показника на 2016-2019 р.р.

Висновки. Проведене дослідження показало, що існують як загальні закономірності, так і суттєві розбіжності, що визначають структуру зайнятості по областях України та в різних сферах економічної діяльності. В апроксимації даних застосовувались методи економетричного аналізу, зокрема апарат *dumtu* – змінних та нелінійне моделювання. Для найбільш стабільних розподілів визначено прогнозні точкові та інтервальні оцінки показників зайнятості.

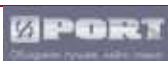
Література.

1. Динаміка кількості зайнятого населення [Електронний ресурс] – Електронні дані. – Режим доступу: www.ukrstat.gov.ua
2. Чупілко Т.А. Дослідження динаміки ринку праці в Україні з урахуванням структурних змін у зайнятості населення [Електронний ресурс] / Т.А. Чупілко, С.І. Чупілко, Я.В. Хрущ // Ефективна економіка. – 2016. – №6. – Режим доступу до журналу: <http://www.economy.nayka.com.ua>.
3. Редіна Н. І. Розвиток ринку праці та проблеми зайнятості в промислово-розвинутому регіоні (на прикладі Дніпропетровської області) / Н. І. Редіна, О.В. Піскунова, Я. В. Хрущ // Вісник ДДФА. – 2007. – С. 8-15.
4. Хрущ Я. В. Економетричне моделювання факторів, що впливають на динаміку регіональної структури зайнятості / Я. В. Хрущ // Вісник Економічних наук України. – 2010. – № 1(17). – С.90-93.
5. Петюх В.М. Ринок праці: Навч. Посібник / В.М. Петюх. – К.: КНЕУ, 1999. – 288 с.
6. Богиня Д.П. Основи економіки праці : Навч. посібник / Д.П. Богиня, О.А. Грішнова . – К.: Знання – Прес, 2000. – 313 с.
7. Хлистік А.С. Проблеми зайнятості молоді в Україні в контексті її соціальних перспектив / А.С. Хлистік // Економіка: проблеми теорії і практики. – Дніпропетровськ: ДНУ. – 2006. Т.2. – С. 428-433.
8. Кейнс Дж. М. Избранные произведения / Дж. М. Кейнс . – М.: Экономика, 1993. – 335 с.

References.

1. State Statistics Service of Ukraine (2016), “Basic labor market indicators (2000-2015)”, available at: www.ukrstat.gov.ua, (Accessed 16 February 2017)
2. Chupilko, T.A. Chupilko, S.I. and Khrusch, Ya. V. (2016), “The study of the dynamics of the labor market taking into account the structural changes of employment”, *Efektivna Ekonomika*, №6, available at: <http://www.economy.nayka.com.ua>.
3. Redina, N. I. Piskunova, O.V. and Khrusch, Ya. V. (2007), “The development of the labor market and employment problems in the industrialized developed region (on example of Dnipropetrovsk region)”, *Visnyk DDFA*, № 4, pp. 8-15.
4. Khrusch, Ya. V. (2010), “Econometric modeling the factors affecting on the dynamics of regional structure of employment”, *Visnyk Ekonomichni nauky Ukrainy*, № 1(17), pp. 90-93.
5. Petiukh, V.M. (1999), *Rynok pratsi* [Labor market], KNEU, Kyiv, Ukraine.
6. Bohynia, D.P. and Hrishnova, O.A. (2000), *Osnovy ekonomiky pratsi* [Fundamentals of Labour Economics], Znannia – Pres, Kyiv, Ukraine.
7. Khlystik, A.S. (2006), “The problems of youth employment in Ukraine in the context of social perspectives”, *Ekonomika: problemy teorii i praktyky*, vol. 2. – pp. 428-433.
8. Kejn's, Dzh. M. (1993), *Yzbrannyye proyzvedeniya* [Favourites Works], Ekonomyka, Moscow, Russia.

Стаття надійшла до редакції 03.03.2017 р.



Вропу

ТОВ "ДКС Центр"