

8. Стратегії розвитку регіонів: шляхи забезпечення дієвості. Збірник матеріалів «круглого столу» / за ред. С. О. Білої. – К. : НІСД, 2011. – 88 с.

9. Форрестер Дж. Динамика развития города. – М.: Прогресс, 1974. – 287 с.

Отримано 12.10.2012

УДК 330.43:628.1

В.С.ДРОНЬ, канд. фіз.-мат. наук

Головне управління статистики у Чернівецькій області

ЗАСТОСУВАННЯ ЛІНІЙНОЇ РЕГРЕСІЙНОЇ МОДЕЛІ З ФІКСОВАНОЮ ТОЧКОЮ ДЛЯ ДОСЛІДЖЕННЯ ПОКАЗНИКІВ ВОДОПОСТАЧАННЯ

Запропоновано використання модифікації лінійних регресійних моделей для дослідження і прогнозування ефективності водопостачання на прикладі підприємств Чернівецької області. Здійснено порівняння за основними критеріями якості регресійних моделей, отриманих класичним та модифікованим методами.

Вказаний підхід може бути використаний при дослідженні соціально-економічних показників за наявності додаткової інформації щодо зв'язку між величинами, а саме у випадку відомого значення залежної величини при певній комбінації незалежних змінних.

Предложено использование модификации линейных регрессионных моделей для исследования и прогнозирования эффективности водоснабжения на примере предприятий Черновицкой области. Осуществлено сравнение за основными критериями качества регрессионных моделей, полученных классическим и модифицированным методами.

Указанный подход может быть использован при исследовании социально-экономических показателей при наличии дополнительной информации относительно связи между величинами, а именно в случае известного значения зависимой величины при определенной комбинации независимых переменных.

The using of modification of linear regressive models for research and forecasting of efficiency of water-supply on the example of enterprises of the Chernivtsi region is offered. Comparison by the basic criteria of quality of regressive models which got by classic method and by modified method was carried out.

The given method can be used for research of socio-economic values at presence of additional information on connection between values, namely in the case of the known value of dependent variable at certain combination of independent variables.

Ключові слова: багатofакторна лінійна регресія, прогноз, регресійна пряма, критерії якості прогнозних моделей, енергоємність водопостачання.

Серед основних питань ведення довільного господарства є його ефективність. Отримане у спадок від радянської системи малоефективне житлово-комунальне господарство за роки незалежності, на жаль, не пройшло модернізацію. Для переобладнання та переходу на нові мало-затратні технології не виділялося достатніх бюджетних коштів, а приватний інвестор не був жодним чином зацікавлений вкладати у галузь.

У сфері водопостачання населення, як складовій житлово-комунального господарства, також не відбулося відчутних змін. З одного боку ця сфера є досить енергозатратною, з іншого – замортизована

мережа водопроводів призводить до надзвичайно великих непродуктивних витоків води. Разом з тим розвиток світової економіки при глобалізаційному прискоренні з кожним роком загострюватиме питання забезпечення України як енергетичними, так і водними ресурсами. Адже, за даними Комісії ООН зі сталого розвитку Україна належить до 40% країн з дефіцитом водних ресурсів (у середньому на нашого співвітчизника припадає 1 тис.м³ води на рік, що на третину менше межі вододефіцитності) [1, 2].

Для аналізу діяльності підприємств у цій галузі органами державної статистики використовуються результати річного статистичного спостереження за формою №1-водопровід “Звіт про роботу водопроводу (окремої водопровідної мережі)”. Відповідно до інструкції [3] цю звітність складають підприємства-юридичні особи, відокремлені підрозділи юридичних осіб незалежно від виду діяльності та підпорядкування, які мають водопроводи (окремі водопровідні мережі), що подають воду населенню та підприємствам, установам, організаціям на господарсько-побутові потреби. Водопроводи (окремі водопровідні мережу), які відпускають воду виключно на виробничі потреби підприємств або іншим водопроводам за формою № 1-водопровід не обстежуються.

Відповідно до форми звіту підприємства вказують кількість водопроводів та окремих водопровідних мереж, їх протяжність, кількість свердловин, вуличних колективних установок питного водопостачання, споживачів (абонентів), виробничі потужності насосних станцій, водопроводу й очисних споруд. Також подається інформація про річні обсяги підйому води насосними станціями, її подачі у мережу, очищення, відпущення споживачам та витоку. В останньому рядку форми вказуються річні витрати електроенергії на водопостачання.

Очевидно, що існує прямий зв'язок між такими основними характеристиками діяльності підприємств (показниками форми): “піднято води насосними станціями першого підйому” (ряд. 16 звіту), “подано води в мережу – усього” (ряд. 18), “очищено води на очисних спорудах” (ряд. 22) – з одного боку та “витрати електроенергії на водопостачання за рік” (ряд. 30) – з іншого. З технологічної точки зору витрати електроенергії можна вважати детермінованою незалежною величиною, а інші показники – залежними від неї випадковими величинами. Разом з тим, оскільки за показником “витрати електроенергії на водопостачання за рік” наводяться [3] кількість електроенергії, спожитої водопровідним господарством у звітному періоді на підйом, очистку, доставку та реалізацію води споживачам, а також на технічне обслуговування мереж та пристроїв, то з точки зору дослідження ефективності діяльності галузі

можна за “незалежні величини” брати значення перших трьох з перелічених показників звіту, а за “залежну змінну” – витрати електроенергії.

Серед статистичних методів аналізу вказаного зв'язку найпоширенішими є методи групування та кореляційно-регресійного аналізу [4-7].

Лінійні регресійні моделі встановлюють лінійну залежність між двома і більше змінними. У традиційному (класичному) випадку [5, с.44] проста вибіркова лінійна регресійна модель записується у вигляді:

$$y = b_0 + b_1 x + e, \quad (1)$$

де $y = \{y_1, \dots, y_n\}$ – вектор спостережень за залежною змінною, $x = \{x_1, \dots, x_n\}$ – вектор спостережень за незалежною змінною, $e = \{e_1, \dots, e_n\}$ – вектор випадкових величин (помилки або відхилення), b_0, b_1 – невідомі параметри регресійної моделі.

Найчастіше параметри моделі (1) – невідомі b_0 і b_1 – знаходять за методом найменших квадратів, мінімізуючи суму квадратів відхилень

$$\sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - b_0 - b_1 x_i)^2 = f(b_0, b_1) \rightarrow \min. \quad (2)$$

З геометричної точки зору побудована за (1) модель задає пряму на площині, де b_0 – перетин з віссю ординат, а b_1 – нахил. Економічний зміст параметрів b_0 і b_1 найчастіше трактують так:

1) величина b_0 вказує на значення залежної змінної y , яке набувається при нульовому значенні незалежної змінної x (у випадку часового аргументу – у початковий момент часу);

2) величина b_1 вказує, на скільки одиниць у середньому змінюється значення залежної змінної y , якщо значення незалежної змінної x змінити на одну одиницю.

Проте, величина b_0 не завжди може мати такий економічний зміст, адже нуль може бути за межами області визначення незалежної змінної x .

Отже, модель (1) задає пряму, яка проходить через точку $(0, b_0)$, проте ця точка може не мати економічного змісту, або взагалі суперечити економічним законам чи закономірностям.

Регресійним моделям приділяється велика увага як у працях вітчизняних [4-6], так і зарубіжних [7] дослідників. Проте на вказану недоречність мало звертається увага. Зокрема, у роботі [8] запропоновано один з методів її усунення.

Метою даної роботи є формулювання іншого підходу, який би дозволив подати однозначне трактування параметрам регресійної моделі. Теоретичні результати використано для встановлення вигляду взаємозв'язку між характеристиками діяльності підприємств водопостачання Чернівецької області.

Регресійну модель у вигляді (1) доцільно будувати, коли відомо, що змінні мають залежність – лінійну чи близьку до лінійної. Часто існують випадки, коли із загальних соціально-економічних законів чи закономірностей (тобто з економічного змісту величин) відома додаткова інформація про значення залежної змінної $y = y_0$ при певному значенні незалежної змінної $x = x_0$. Наприклад, якщо x – це кількість реалізованого товару, а y – виручка від його реалізації, то, очевидно, що завжди при відсутності реалізації ($x_0 = 0$) виручка також буде нульовою ($y_0 = 0$). Побудована за спостережуваними даними модель типу (1) у даному випадку не обов'язково матиме значення параметра $b_0 = 0$, що суперечитиме вищевказаному висновку.

У таких випадках доцільно регресійну модель будувати у модифікованому вигляді – з фіксованою точкою:

$$y = y_0 + b(x - x_0) + e, \quad (3)$$

де x , y , e – ті ж величини, що й у моделі (1), b – невідомий параметр, (x_0, y_0) – фіксована точка, яка береться з відомого апріорного факту, що при значенні $x = x_0$ залежна змінна у набуває значення y_0 .

У моделі (3) тільки один параметр, економічний та геометричний зміст якого збігається, як для b_1 у моделі (1).

Шукатимемо значення параметра також методом найменших квадратів, тобто з виразу

$$\sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - y_0 - b(x_i - x_0))^2 = F(b_1) \rightarrow \min. \quad (4)$$

Мінімум функції однієї змінної (4) досягається, коли перша похідна дорівнює нулеві, тобто

$$F'(b) = -2 \sum_{i=1}^n (y_i - y_0 - b(x_i - x_0))(x_i - x_0) = 0.$$

Звідси отримуємо

$$b = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - y_0)(x_i - x_0)}{\sum_{i=1}^n (x_i - x_0)^2}. \quad (5)$$

Аналогічно можна розглянути модифікацію класичної лінійної багатofакторної регресійної моделі [5, с.173] у вигляді

$$y = y_0 + b_1(x_1 - x_1^0) + b_2(x_2 - x_2^0) + \dots + b_p(x_p - x_p^0) + e, \quad (6)$$

де $y = \{y_1, \dots, y_n\}$ – вектор спостережень за залежною змінною, $x_1 = \{x_1^{(1)}, \dots, x_1^{(n)}\}$, $x_2 = \{x_2^{(1)}, \dots, x_2^{(n)}\}$, ..., $x_p = \{x_p^{(1)}, \dots, x_p^{(n)}\}$ – вектори спостережень за незалежними змінними, $e = \{e_1, \dots, e_n\}$ – вектор

значень випадкових величин (похибок, відхилень), $(x_1^0, x_2^0, \dots, x_p^0, y_0)$ – фіксована точка, значення якої беруться з відомого факту (закону, закономірності), b_1, \dots, b_p – невідомі параметри моделі.

Невідомі значення b_1, \dots, b_p шукатимемо методом найменших квадратів, мінімізуючи функцію p змінних:

$$\sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - y_0 - b_1(x_1^{(i)} - x_1^0) - b_2(x_2^{(i)} - x_2^0) - \dots - b_p(x_p^{(i)} - x_p^0))^2 = \\ = F(b_1, b_2, \dots, b_p) \rightarrow \min. \quad (7)$$

Для того, щоб знайти мінімум виразу (7), необхідно прирівняти до нуля частинні похідні функції F за аргументами b_1, \dots, b_p :

$$\frac{\partial F(b_1, \dots, b_p)}{\partial b_1} = -2 \left(\sum_{i=1}^n (y_i - y_0)(x_1^{(i)} - x_1^0) - b_1 \sum_{i=1}^n (x_1^{(i)} - x_1^0)^2 - b_2 \sum_{i=1}^n (x_2^{(i)} - x_2^0)(x_1^{(i)} - x_1^0) - \dots - b_p \sum_{i=1}^n (x_p^{(i)} - x_p^0)(x_1^{(i)} - x_1^0) \right) = 0,$$

...

$$\frac{\partial F(b_1, \dots, b_p)}{\partial b_p} = -2 \left(\sum_{i=1}^n (y_i - y_0)(x_p^{(i)} - x_p^0) - b_1 \sum_{i=1}^n (x_1^{(i)} - x_1^0)(x_p^{(i)} - x_p^0) - b_2 \sum_{i=1}^n (x_2^{(i)} - x_2^0)(x_p^{(i)} - x_p^0) - \dots - b_p \sum_{i=1}^n (x_p^{(i)} - x_p^0)^2 \right) = 0.$$

Одержимо відносно b_1, \dots, b_p систему лінійних алгебраїчних рівнянь, яка у матричному вигляді матиме вигляд

$$A \cdot b = c, \quad (8)$$

де позначено

$$A = \begin{pmatrix} \sum_{i=1}^n (x_1^{(i)} - x_1^0)^2 & \sum_{i=1}^n (x_2^{(i)} - x_2^0)(x_1^{(i)} - x_1^0) & \dots & \sum_{i=1}^n (x_p^{(i)} - x_p^0)(x_1^{(i)} - x_1^0) \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \sum_{i=1}^n (x_1^{(i)} - x_1^0)(x_p^{(i)} - x_p^0) & \sum_{i=1}^n (x_2^{(i)} - x_2^0)(x_p^{(i)} - x_p^0) & \dots & \sum_{i=1}^n (x_p^{(i)} - x_p^0)^2 \end{pmatrix},$$

$$b = \begin{pmatrix} b_1 \\ \vdots \\ b_p \end{pmatrix}, \quad c = \begin{pmatrix} \sum_{i=1}^n (y_i - y_0)(x_1^{(i)} - x_1^0) \\ \vdots \\ \sum_{i=1}^n (y_i - y_0)(x_p^{(i)} - x_p^0) \end{pmatrix}$$

Тоді розв'язок системи (8) знаходиться за формулою

$$b = A^{-1} \cdot c. \quad (9)$$

Зауважимо, що однією з властивостей традиційної вибіркової лінійної регресії, в якій невідомі параметри визначені за методом найменших квадратів, є те, що регресійна пряма проходить через середню точку (це рівносильне тому, що сума помилок дорівнює нулю) [5, с. 51]. Тому модель (7) відповідає класичному підходу (для однофакторного випадку – моделі (1) і (3) стають тотожними), якщо взяти за фіксовану точку середні значення спостережуваних змінних $x_1^0 = \bar{x}_1$, $x_2^0 = \bar{x}_2$, ..., $x_p^0 = \bar{x}_p$, $y_0 = \bar{y}$.

Останнє зауваження можна узагальнити: якщо пряма регресії побудована класичним методом і точка $(x_1^0, x_2^0, \dots, x_p^0, y_0)$ належить цій прямій, то побудована регресійна пряма збігається з прямою типу (7) (для однофакторного випадку – моделі (1) і (3) збігаються).

Тепер використаємо запропонований підхід для дослідження зміни ефективності постачання води підприємствами Чернівецької області за період 2003–2011 рр.

Про постачання води населенню на господарсько-побутові потреби у 2003 р. за формою державного статистичного спостереження №1-водопровід прозвітувало 28 підприємств Чернівецької області, у 2005 р. – 27 підприємств, у 2007 та 2011 рр. – 33, у 2009 р. – 31 підприємство. Основні показники їхньої діяльності у цих роках, подані у табл. 1.

Таблиця 1 – Окремі показники діяльності підприємств водопостачання Чернівецької області

Показник	2003 р.	2005 р.	2007 р.	2009 р.	2011 р.
Піднято води насосними станціями першого підйому, тис.м ³	34884	35897	32577	31750	34309
Подано води у мережу, тис.м ³	28830	27657	25685	23476	25426
Очищено води на очисних спорудах, тис.м ³	18912	20136	18519	16883	18059
Витрати електроенергії на водопостачання, тис.кВт·год	59404,2	50248,4	49972,1	45906,3	41026,8

Джерело: [9, с.64–73; 10].

Використаємо звітні статистичні дані цих підприємств для п'яти періодів і побудуємо традиційним та модифікованим методами аналітичні вирази для відображення зв'язків між перерахованими на початку статті показниками форми № 1-водопровід: x_1 – “піднято води насосними станціями першого підйому, тис.м³”, x_2 – “подано води в мережу – усього, тис.м³”, x_3 – “очищено води на очисних спорудах, тис.м³” та y – “витрати електроенергії на водопостачання за рік, тис.кВт·год”. Для застосування модифікованого підходу додатково умовою щодо залежно-

сті, що досліджується, є така умова: за відсутності жодного з видів робіт з водопостачання витрати електроенергії не потрібні. Тобто при $x_1 = x_2 = x_3 = 0$ маємо $y = 0$.

При побудові традиційним методом найменших квадратів лінійної регресії залежності витрат електроенергії від усіх трьох “незалежних змінних” одержуємо для усіх п’яти періодів регресійні моделі з надзвичайно високим (більше за 0,99) значенням коефіцієнта детермінації R^2 . Проте тільки для 2003 р. всі множники при незалежних змінних мають невід’ємне значення:

$$y_{2003} = -4,3047 + 0,6690 \cdot x_1 + 0,7513 \cdot x_2 + 0,7681 \cdot x_3. \quad (10)$$

Для інших років присутні від’ємні множники, зокрема при x_3 , що суперечить економічному змісту моделі. Тому на наступному кроці будувалися регресійні моделі залежності витрат електроенергії від перших двох змінних. Побудовані моделі мали такий само високий рівень коефіцієнта детермінації, для 2007, 2009 та 2011 рр. коефіцієнти біля невідомих були додатними:

$$\begin{aligned} y_{2007} &= 19,8593 + 1,3912 \cdot x_1 + 0,1556 \cdot x_2, \\ y_{2009} &= -1,1085 + 0,6358 \cdot x_1 + 1,0971 \cdot x_2, \\ y_{2011} &= 21,6743 + 0,6511 \cdot x_1 + 0,7069 \cdot x_2. \end{aligned} \quad (11)$$

Оскільки для двофакторної лінійної регресійної моделі за даними 2005 р. коефіцієнт при x_1 був від’ємним, то вилучивши цю змінну з моделі, отримаємо парну регресійну модель:

$$y_{2005} = 0,4814 + 1,8185 \cdot x_2. \quad (12)$$

Моделю (12) має коефіцієнт детермінації $R^2 = 0,9996$, тобто дуже високу адекватність.

Як бачимо, у класичних моделей (10)–(12) вільний доданок не дорівнює нулю, тобто додаткова умова не виконується. У регресійних моделей для 2003 і 2009 рр. вільний доданок від’ємний і тому не має економічного змісту; за ними здійснювати прогнозування для малих показників водопостачання не можна – одержуємо від’ємне значення споживання електроенергії.

Якщо здійснити побудову лінійних регресійних моделей за модифікованим підходом (з фіксованою точкою), то відповідно одержимо такі залежності:

$$\begin{aligned} y_{2003} &= 0,6942 \cdot x_1 + 0,7162 \cdot x_2 + 0,7730 \cdot x_3, \\ y_{2005} &= 1,8186 \cdot x_2, \\ y_{2007} &= 1,2640 \cdot x_1 + 0,3233 \cdot x_2, \\ y_{2009} &= 0,6447 \cdot x_1 + 1,0846 \cdot x_2, \\ y_{2011} &= 0,5137 \cdot x_1 + 0,8992 \cdot x_2. \end{aligned} \quad (13)$$

Для кожної з формул (13) виконується додаткова умова й усі параметри моделі мають економічне інтерпретацію. Наприклад, за моделлю

у 2011 р. при збільшенні обсягів підняття води насосними станціями першого підйому на 1 тис.м³ у середньому витрати електроенергії зростали на 0,5137 тис.кВт·год, а при збільшенні обсягів загальної подачі води в мережу на 1 тис.м³ – на 0,8992 тис.кВт·год.

Зіставимо тепер моделі двох типів за окремими критеріями якості [5, с. 65–68].

За своїми властивостями традиційні регресійні моделі мають нульову середню помилку (*mean error*) прогнозу ($ME = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e_i$). Для модифікованих моделей (13) *ME* не дорівнює нулю. Зауважимо, що критерій *ME* характеризує ступінь зміщення прогнозів і для правильних прогнозів повинен прямувати до нуля за умови великої кількості спостережень.

Значення інших чотирьох критеріїв подано у табл. 2. Це середня абсолютна помилка (*mean absolute error*) прогнозу $MAE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |e_i|$, що визначає середнє значення помилки без урахування знаку; абсолютне середнє відхилення (*mean absolute deviation*) $MAD = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |e_i - \bar{e}|$, що характеризує рівень відхилень похибок від їх середнього значення; середній квадрат помилки (*mean square error*) $MSE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e_i^2$, який у випадку класичних моделей збігається з дисперсією помилок; абсолютна середня процентна помилка (*mean absolute persentage error*)

$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{|e_i|}{y_i} \cdot 100\%$, що частіше використовується при порівнянні точності прогнозів різномірних об'єктів, оскільки характеризує відносну точність прогнозу.

Таблиця 2 – Критерії якості для двох типів регресійних моделей

Період	Класична модель (10)–(12)				Модифікована модель (13)			
	<i>MAE</i>	<i>MAD</i>	<i>MSE</i>	<i>MAPE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAD</i>	<i>MSE</i>	<i>MAPE</i>
2003	60,5	60,5	9017,4	575,9	60,5	60,2	9029,7	582,1
2005	91,3	91,3	28447,8	1229,1	91,0	91,3	28448,0	1221,1
2007	66,9	66,9	14563,6	544,7	59,6	67,0	14858,9	327,1
2009	64,8	64,8	13838,0	280,2	65,0	64,7	13838,9	289,0
2011	65,0	65,0	15314,5	487,9	58,6	63,8	15668,7	222,5

Джерело: авторські розрахунки.

Як видно з табл. 2, значення цих критеріїв мало різняться для двох типів регресійних моделей. Перші два з них і четвертий віддають невелику перевагу модифікованим моделям (13), третій, який у порівнянні з іншими надає більшої негативної ваги великим відхиленням, – класичним моделям.

Використаємо тепер модифікований метод побудови прямої лінії регресії для визначення змін енергозатратності водопостачання підприємств Чернівецької області. Для цього побудуємо парні лінійні регресійні моделі залежності витрат електроенергії від обсягів подачі води в мережу, тобто у від x_2 . На основі тих самих звітних статистичних даних з урахуванням додаткової умови про непотрібність витрат електроенергії при відсутності подачі води у мережу отримаємо такі моделі:

$$y_{2003} = 2,1211 \cdot x_2, \quad y_{2007} = 1,9807 \cdot x_2, \quad y_{2011} = 1,6144 \cdot x_2.$$

$$y_{2005} = 1,8186 \cdot x_2, \quad y_{2009} = 1,9857 \cdot x_2,$$

Виходячи з економічного змісту коефіцієнта, маємо, що за моделями для подачі води у мережу підприємствами Буковини у середньому на 1 тис.м³ було використано у 2003 р. близько 2,12 тис.кВт·год, у 2005р. – 1,81 тис.кВт·год, у 2007р. – 1,98 тис., у 2009р. – 1,99 тис., у 2011р. – 1,61 тис.кВт·год. Отже, порівнюючи показники п'яти періодів, можна сказати, що тільки у 2011 році намітилися відчутні тенденції щодо зменшення енергоємності у розрахунку на одиницю поданої води у мережу підприємствами, що подають її для населення та на господарсько-побутові потреби. У порівнянні з 2003р. така енергоємність зменшилася на 23,9%.

Висновки. 1. Запропоновану модифікацію методу побудови прямих ліній регресії доцільно проводити у випадку, коли відома додаткова інформація на основі економічного змісту величин про конкретне значення залежної величини при певній комбінації незалежних змінних.

2. На основі лінійної регресії з фіксованою точкою отримуємо моделі, які за багатьма критеріями якості не поступаються моделям, побудованим традиційним методом. Крім того, усі параметри цих моделей мають економічну інтерпретацію.

3. За параметрами моделей можна зробити висновок, що підприємства Чернівецької області, які подають воду для населення та на господарсько-побутові потреби, у 2011 р. відчутно зменшили витрати електроенергії у розрахунку на одиницю поданої води у мережу. У порівнянні з 2003 р. економія становила більш, ніж п'яту частину.

1.Bezen Balamir Coskun. More then water wars: Water and international security. [Електронний ресурс] // NATO review. – 2007. – Режим доступу: <http://www.nato.int/docu/review/2007/issue4/english/analysis5.html>.

2. Україна-2020: зовнішньополітичні виклики та можливості наступного десятиріччя [Електронний ресурс] // Український інститут публічної політики. – 2012. – Режим доступу: http://uipp.org.ua/im/ukraine_2020_discussion_paper.pdf.

3. Інструкція (зі змінами) щодо заповнення форми державного статистичного спостереження №1-водопровід “Звіт про роботу водопроводу (окремої водопровідної мережі)”, затверджена наказами Держкомстату України № 198 від 20.07.2005 та №341 від 11.09.2007 [Електронний ресурс] // Державна служба статистики України. – 2012. – Режим доступу: <http://www.ukrstat.gov.ua>.

4. Єріна А.М. Теорія статистики: [Практикум] / А.М. Єріна, З.О. Пальян – К.: Товариство “Знання”, КОО, 1997. – 325 с.

5. Лук’яненко І.Г. Економетрика: [Підручник] / І.Г. Лук’яненко, Л.І. Краснікова – К.: Товариство “Знання”, КОО, 1998. – 494 с.

6. Методологічні положення зі статистики. Вип.2, Т.1 : [за редакцією О.Г. Осауленка] / Державний комітет статистики України – К.: ІВЦ Держкомстату України, 2006. – 504с.

7. Ханк Д.Э. Бизнес-прогнозирование, 7-е издание: [Пер. с англ.] / Д.Э. Ханк, Д.У. Учирен, А.Дж. Райте. – М.: Издательский дом “Вильямс”, 2003. – 656 с.

8. Кулинич О.І. Теорія методу статистичних рівнянь залежностей / О.І. Кулинич, Р.О. Кулинич // Прикладна статистика: проблеми теорії та практики: Зб. наук. пр. Вип.1 / Держкомстат України, Держ. акад. статистики, обліку та аудиту. – К.: ДП Інформаційно-аналітичне агентство. – 2007. – С.62-76.

9. Житлово-комунальне господарство Чернівецької області у 2005–2010 роках: [стат. зб.] / Головне управління статистики у Чернівецькій області. – Чернівці, 2011. – 176 с.

10. Основні показники роботи водопровідного господарства в області за 2011 рік: [стат. бюлетень] / Головне управління статистики у Чернівецькій області. – Чернівці, 2012. – 12 с.

Отримано 16.10.2012

УДК 338.53:332.83

Е.А.АНДРЕНКО, канд. екон. наук

Харьковская национальная академия городского хозяйства

А.С.МОРДОВЦЕВ

Национальный технический университет «ХПИ», г.Харьков

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ЗАДОЛЖЕННОСТИ НАСЕЛЕНИЯ ЖИЛИЩНО-КОММУНАЛЬНЫМ ПРЕДПРИЯТИЯМ ХАРЬКОВСКОЙ ОБЛАСТИ И ПРИЧИНЫ ЕЕ ВОЗНИКНОВЕНИЯ

Вывявлен сезонный фактор в динамике задолженности населения Харьковской области по оплате жилищно-коммунальных услуг. Проведен анализ причин неудовлетворительного финансового состояния КП ЖКХ и высокой задолженности на ЖКУ. Предложены экономико-математические модели прогнозирования, что позволило осуществить помесечный прогноз задолженности населения на 2012 г.

Виявлено сезонний фактор у динаміці заборгованості населення Харківської області з оплати житлово-комунальних послуг. Проведений аналіз причин незадовільного фінансового стану КП ЖКГ і високої заборгованості на ЖКП. Запропоновано економіко-математичні моделі прогнозування, які дозволили здійснити помісячний прогноз заборгованості населення на 2012 р.

The seasonal factor in the dynamics of population debts for communal services payment in Kharkiv region is exposed. The reasons for unsatisfactory and communal service enterprises as