

# СТАТИСТИЧНЕ ПРОГНОЗУВАННЯ ОБСЯГІВ ВИКИДІВ ОКРЕМИХ ВИДІВ ЗАБРУДНЮЮЧИХ РЕЧОВИН ВІД СІЛЬСЬКОГОСПОДАРСЬКИХ ПІДПРИЄМСТВ ЖИТОМИРСЬКОГО РЕГІОНУ

©2018 КОБИЛИНСЬКА Т. В.

УДК 311.631.164.6:574

## Кобылинська Т. В. Статистичне прогнозування обсягів викидів окремих видів забруднюючих речовин від сільськогосподарських підприємств Житомирського регіону

Тривале реформування сільськогосподарської галузі країни призвело до того, що система аграрного виробництва не відповідає принципам еколого-економічної збалансованості розвитку національної економіки загалом і галузі сільського господарства зокрема. Питання статистичної оцінки екологічних наслідків сільськогосподарської діяльності підприємств країни потребують розробки та впровадження нових підходів до проведення статистичної оцінки даної галузі. У процесі дослідження проведено вибіркові статистичні спостереження за діяльністю сільськогосподарських підприємств. За отриманими в результаті вибіркового статистичного дослідження даними проведено статистичне прогнозування викидів окремих видів небезпечних речовин під впливом тих чи інших факторів.

**Ключові слова:** статистичне оцінювання, лінійна регресія, викиди небезпечних речовин, рівняння тренду, екологічні наслідки.

**Рис.:** 6. **Формул:** 7. **Бібл.:** 8.

**Кобылинська Тетяна Василівна** – кандидат економічних наук, докторант кафедри статистики, Національна академія статистики, обліку та аудиту (вул. Підгірна, 1, Київ, 04107, Україна)

**E-mail:** kobylynska1976@ukr.net

УДК 311.631.164.6:574

UDC 311.631.164.6:574

## Кобылинская Т. В. Статистическое прогнозирование объемов выбросов отдельных видов загрязняющих веществ от сельскохозяйственных предприятий Житомирского региона

Длительное реформирование сельскохозяйственной отрасли страны привело к тому, что система аграрного производства не соответствует принципам эколого-экономической сбалансированности развития национальной экономики в целом и отрасли сельского хозяйства в частности. Вопросы статистической оценки экологических последствий сельскохозяйственной деятельности предприятий страны требуют разработки и внедрения новых подходов к проведению статистической оценки данной отрасли. В процессе исследования проведены выборочные статистические наблюдения за деятельностью сельскохозяйственных предприятий. По полученным в результате выборочного статистического исследования данным проведено статистическое прогнозирование выбросов отдельных видов опасных веществ под воздействием тех или иных факторов.

**Ключевые слова:** статистическое оценивание, линейная регрессия, выбросы опасных веществ, уравнения тренда, экологические последствия.

**Рис.:** 6. **Формул:** 7. **Библ.:** 8.

**Кобылинская Татьяна Васильевна** – кандидат экономических наук, докторант кафедры статистики, Национальная академия статистики, учета и аудита (ул. Подгорная, 1, Киев, 04107, Украина)

**E-mail:** kobylynska1976@ukr.net

## Kobylynska T. V. The Statistical Forecasting of Volumes of Emissions of Certain Types of Polluting Substances by the Agricultural Enterprises of Zhytomyr Region

The long-term reforming of the agricultural sector of the country has led to the fact that the system of agricultural production does not conform with the principles of ecological-economic balance of the development of national economy in general and the agricultural sector in particular. The issues of statistical evaluation of ecological consequences of agricultural activity of enterprises of the country demand development and introduction of new approaches to carrying out of statistical evaluation of the given branch. In the process of research, selective statistical observations of the activities by agricultural enterprises were carried out. According to results of the sample statistical study, a statistical forecasting of emissions of certain types of hazardous substances under the influence of particular factors was carried out.

**Keywords:** statistical assessment, linear regression, emissions of dangerous substances, trend equations, ecological consequences.

**Fig.:** 6. **Formulae:** 7. **Bibl.:** 8.

**Kobylynska Tetiana V.** – PhD (Economics), Candidate on Doctor Degree of the Department of Statistics, The National Academy of Statistics, Accounting and Auditing (1 Pidhirna Str., Kyiv, 04107, Ukraine)

**E-mail:** kobylynska1976@ukr.net

Сільське господарство – одна з найбільш потужних галузей економіки. Проте нарощування з року в рік виробництва сільськогосподарської продукції спричиняє і зростання обсягів викидів небезпечних речовин в атмосферне повітря. Слід наголосити, що нарощування виробництва аграрної продукції, зокрема засоби, що впливають на збільшення обсягів, а саме, неконтрольоване внесення мінеральних добрив, використання пестицидів та засобів захисту рослин, спричиняє зростання викидів небезпечних речовин від виробництва сільськогосподарської продукції і тим самим зумовлює загострення екологічних проблем як у регіонах, так і на національному рівні. Їх, як свідчить аналіз наукових джерел [1–3], спричиняє прогресуюче забруднення

атмосфери, а також виснаження майже всіх природних ресурсів.

У зв'язку з цим особливого значення набуває прогнозування екологічних наслідків, спричинених функціонуванням сільськогосподарської галузі, серед яких найбільш важливим показником є викиди небезпечних речовин в атмосферне повітря. Усе це дає підстави ставити нові, більш складні завдання перед статистичною наукою та практикою, зумовлює необхідність розробки нових підходів до статистичної оцінки екологічних наслідків діяльності сільськогосподарських підприємств.

Дослідженням вирішення методологічних і методичних питань впливу сільськогосподарської діяльності на наслідки забруднення зробили вітчиз-

няні вчені Б. Данилишин, С. Дорогунцов, В. Третяк, Г. Обиход, А. Степанко, М. Хвесик та ін. [1–3].

Розробкою методологічних і методичних аспектів розвитку і формування елементів статистичного прогнозування займалися: С. Герасименко, О. Гончар, А. Єріна, Д. Єрін, Р. Кулинич, О. Осауленко, Н. Парфенцева, М. Пугачова та ін. [4; 5]. Водночас слід зазначити, що проблема статистичного прогнозування в галузі екології, зокрема щодо викидів забруднюючих речовин сільськогосподарськими підприємствами, остаточно залишається невирішеною.

Дослідження шляхів її розв'язання набуває вагомого значення для сучасної державної статистики України, а відповідно, і подальшого розвитку статистичної науки та практики, оскільки цим значною мірою визначається якість інформаційного забезпечення управління на всіх рівнях [6–8].

Метою статті є представлення методологічних засад і розрахунків статистичного прогнозування для динамічних рядів з річною періодичністю за допомогою методів лінійної регресії та ланцюгових підставлень, які реалізовані у програмному середовищі MS Excel. Розрахунки здійснено за даними проведених вибіркового статистичних обстежень у Житомирському регіоні за період 2015–2017 рр.

Одну з головних ролей у статистичному оцінюванні відіграє статистичне прогнозування, адже саме методи прогнозування формують та удосконалюють статистичні показники для оцінки тих чи інших еколого-економічних явищ, у тому числі галузі сільського господарства [4; 5].

На основі проведених розрахунків, інформаційною базою яких є дані вибіркового обстеження, отримано прогнозні значення для викидів окремих видів небезпечних речовин від сільськогосподарської діяльності підприємств.

Проведено розрахунок річних прогнозних значень показника за рівнянням тренду такого вигляду:

$$\hat{Y}_{ij} = a_0 + a_1 \cdot x, \quad (1)$$

де  $\hat{Y}_{ij}$  – оцінки показника;  
 $i$  – номер року або кварталу;  
 $j$  – позначення року, де  $J$  – останній рік для розрахунків;  
 $x$  – незалежна змінна.

Рівняння типу (1) розраховано на основі лінійної регресії, що передбачає побудову прямої лінії, для якої значення показників, що лежать на ній, будуть максимально наближені до фактичних. Розрахунок проводився в MS Excel за допомогою надбудови «Аналіз даних», модуль «Регресія».

Оцінювання якості рівняння тренду здійснено за допомогою коефіцієнта детермінації та критеріїв перевірки значущості:

Частку дисперсії, що пояснюється лінійним зв'язком, у загальній дисперсії результативної ознаки

У характеризує коефіцієнт детермінації. Чим ближче значення коефіцієнта детермінації до 1, тим точніше підбрано рівняння. Якщо його значення більше за 0,8, то рівняння вважається точним, а якщо менше за 0,5, то рівняння потрібно покращувати шляхом або обрання інших факторів, або збільшення періоду для наявних даних.

Щодо оцінювання значущості рівняння, то перевірку гіпотези щодо наявності лінійного зв'язку між незалежною та залежною змінними здійснюється за F-критерієм (Фішера). За F-критерієм оцінювання якості рівняння тренду полягає в перевірці гіпотези  $H_0$  про відсутність зв'язку між величинами  $t$  та  $Y$ . Для цього виконується порівняння фактичного  $F_{\text{розрах.}}$  і критичного (табличного)  $F_{\text{крит.}}$  значень критерію Фішера. Якщо  $F_{\text{розрах.}} < F_{\text{крит.}}$ , то гіпотеза  $H_0$  не відхиляється (приймається), тобто робимо висновок про те, що незалежна змінна  $t$  не впливає значно на змінну  $Y$ . У цьому випадку рівняння називають незначущим. В іншому випадку гіпотеза  $H_0$  не приймається (відхиляється), при цьому рівень значущості менший за 0,05, і рівняння вважають значущим, тобто його використовують для подальших розрахунків.

Оцінювання значущості коефіцієнтів рівняння здійснено порівнянням розрахованого значення  $t$ -статистики (Стьюдента) з теоретичним (табличним) значенням. Для оцінювання статистичної значущості коефіцієнтів регресії розрахований  $t$ -критерій (Стьюдента). Оцінка значущості коефіцієнта рівняння за допомогою  $t$ -критерію проводилася шляхом зіставлення їх значень з величиною випадкової помилки. Якщо  $|t_{\text{розрах.}}| < t_{\text{крит.}}$ , то гіпотеза  $H_0$  не відхиляється (приймається), тому робимо висновок про те, що змінна  $t$  не впливає значно на змінну  $Y$ . У цьому випадку коефіцієнт при змінній  $t$  називається незначущим. У протилежному випадку гіпотеза  $H_0$  не приймається (відхиляється), при цьому рівень значущості менший за 0,05, і коефіцієнт при змінній  $t$  вважається значущим.

Розрахунок коефіцієнтів рівняння тренду здійснено за методом найменших квадратів. Цей метод полягає в мінімізації суми квадратів відхилень фактичних значень від їхніх оцінок:  $\sum (Y_{ij} - \hat{Y}_{ij})^2 \rightarrow \min$ , де  $Y_{ij}$  – значення показника. У результаті розрахунків отримуємо  $a_0$  та  $a_1$  – коефіцієнти рівняння тренду (1).

Для того, щоб розрахувати річні прогнозні значення показника, підставляємо в рівняння (1) знайдені коефіцієнти та значення часового параметра.

#### Модель 1

$$Y = -370,258 + 0,483 \cdot X_1 + 1,116 \cdot X_2, \quad (2)$$

де  $Y$  – викиди аміаку;  
 $X_1$  – валовий збір;  
 $X_2$  – площа, здобрена пестицидами.

Отже, проведені розрахунки дають підстави зробити висновок про те, що зі збільшенням валового збору на 1 одиницю кількість викидів аміаку зростає на 0,483 кг за інших рівних умов. Зі збільшенням площі внесення пестицидів на 1 од. кількість викидів аміаку зростає на 1,116 кг за інших рівних умов. Тобто найбільший вплив на обсяги викидів аміаку має площа внесення пестицидів.

Розрахований коефіцієнт детермінації свідчить, що незалежні змінні пояснюють залежну змінну на 94,7% (значення коефіцієнта детермінації становить 0,947). Побудоване регресійне рівняння є значущим, оскільки значення  $F$ -критерію значно менше, ніж 0,05. Коефіцієнти регресійного рівняння при незалежних змінних є значущими, оскільки  $p$ -значення  $t$ -критерію більше, ніж 0,05, для коефіцієнта при  $t$ . Порівняння фактичних даних сільськогосподарських підприємств із їхніми оцінками за регресійним рівнянням зображено на *рис. 1*.

### Модель 2

$$Y = -268,64 + 5,268 \cdot X_1 + 1,049 \cdot X_2, \quad (3)$$

де  $Y$  – викиди аміаку;

$X_1$  – удобрена площа пшениці;

$X_2$  – удобрена площа інших культур.

У результаті проведених розрахунків необхідно зазначити, що зі збільшенням удобреної площі пшениці на 1 одиницю кількість викидів аміаку зростає на 5,268 кг (за інших рівних умов). Зі збільшенням

удобреної площі інших культур на 1 од. кількість викидів аміаку зростає на 1,049 кг (за інших рівних умов). Найбільший вплив на обсяги викидів аміаку має удобрена площа пшениці, тобто найбільше мінеральних добрив внесено під посіви пшениці.

Розрахований коефіцієнт детермінації свідчить про те, що незалежні змінні пояснюють залежну змінну на 96,2% (значення коефіцієнта детермінації становлять 0,962). Побудоване регресійне рівняння є значущим, оскільки  $F$ -значення  $F$ -критерію значно менше, ніж 0,05. Коефіцієнти регресійного рівняння при незалежних змінних є значущими, оскільки  $p$ -значення  $t$ -критерію більше, ніж 0,05, для коефіцієнта при  $t$ . Порівняння фактичних даних сільськогосподарських підприємств із їх оцінками за регресійним рівнянням зображено на *рис. 2*.

### Модель 3

$$Y = 37,113 + 7,731 \cdot X_1 + 0,124 \cdot X_2, \quad (4)$$

де  $Y$  – викиди аміаку;

$X_1$  – внесено азотних добрив під пшеницю;

$X_2$  – внесено азотних добрив під інші культури.

Отже, зі збільшенням внесених азотних добрив під пшеницю кількість викидів аміаку зростає на 7,731 кг (за інших рівних умов). Зі збільшенням удобреної площі під інші культури обсяги викидів аміаку зростає на 0,124 кг (за інших рівних умов). Тобто найбільший вплив на обсяги викидів аміаку має кількість внесених азотних добрив під посіви пшениці. Внесен-

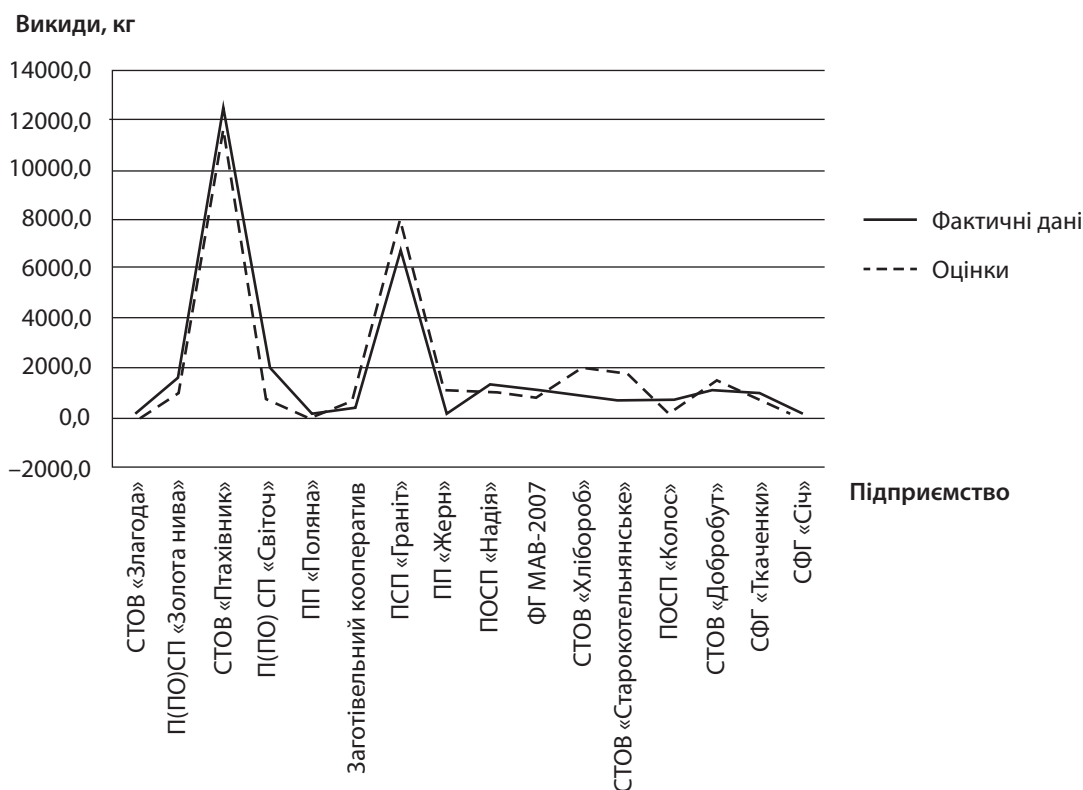


Рис. 1. Порівняння фактичних даних з їх оцінками за регресійним рівнянням

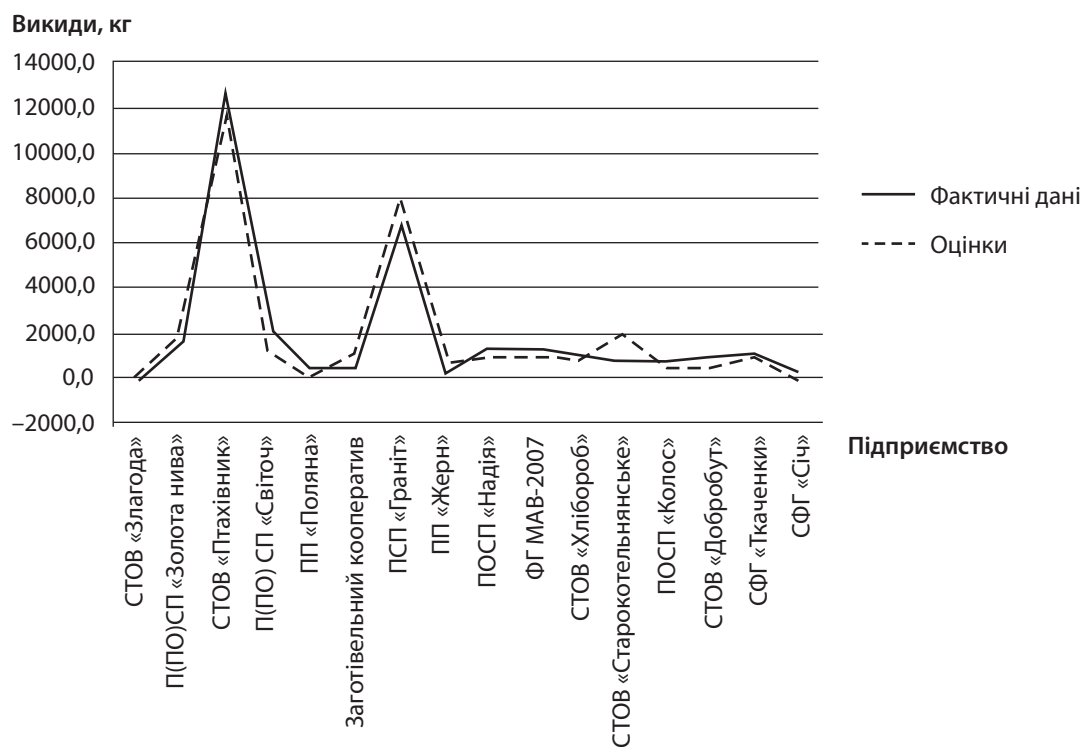


Рис. 2. Порівняння фактичних даних з їх оцінками за регресійним рівнянням

ня фосфатних і калійних добрив суттєво не впливає на викиди аміаку.

Розрахований коефіцієнт детермінації свідчить, що незалежні змінні пояснюють залежну змінну практично на 100% (значення коефіцієнта детермінації становлять 1,000). Побудоване регресійне рівняння є значущим, оскільки  $F$ -значення  $F$ -критерію значно менше, ніж 0,05. Коефіцієнти регресійного рівняння при незалежних змінних є значущими, оскільки  $p$ -значення  $t$ -критерію більше, ніж 0,05, для коефіцієнта при  $t$ . Порівняння фактичних даних сільськогосподарських підприємств із їх оцінками за регресійним рівнянням зображено на рис. 3.

Вплив внесених пестицидів на обсяги викидів НМЛОС (неметанові леткі органічні сполуки) значно менший, ніж на обсяги викидів аміаку. Вирощування інших культур на викиди НМЛОС не впливають, відчутно тільки вплив вирощування пшениці. Внесення фосфатних і калійних добрив також не впливає на викиди.

#### Модель 4

$$Y = 121,548 + 0,160 \cdot X_1, \quad (5)$$

де  $Y$  – НМЛОС;  
 $X_1$  – пестициди (площа).

Отже, зі збільшенням площі внесення пестицидів на 1 гектар кількість НМЛОС зростає на 0,160 кг (за інших рівних умов). Розрахований коефіцієнт детермінації свідчить, що незалежні змінні пояснюють залежну змінну на 75,6% (значення коефіцієнта детермінації становить 0,756). Побудоване регресійне рів-

няння є значущим, оскільки  $F$ -значення  $F$ -критерію значно менше, ніж 0,05. Коефіцієнти регресійного рівняння при незалежних змінних є значущими, оскільки  $p$ -значення  $t$ -критерію більше, ніж 0,05, для коефіцієнта при  $t$ . Порівняння фактичних даних сільськогосподарських підприємств із їх оцінками за регресійним рівнянням зображено на рис. 4.

#### Модель 5

$$Y = 116,216 + 0,734 \cdot X_1, \quad (6)$$

де  $Y$  – НМЛОС;  
 $X_1$  – удобрена площа пшениці.

Отже, зі збільшенням удобреної площі пшениці на 1 одиницю кількість НМЛОС зростає на 0,734 кг (за інших рівних умов).

Розрахований коефіцієнт детермінації свідчить, що незалежні змінні пояснюють залежну змінну на 79,9% (значення коефіцієнта детермінації становлять 0,799). Побудоване регресійне рівняння є значущим, оскільки  $F$ -значення  $F$ -критерію значно менше, ніж 0,05. Коефіцієнти регресійного рівняння при незалежних змінних є значущими, оскільки  $p$ -значення  $t$ -критерію більше, ніж 0,05, для коефіцієнта при  $t$ . Порівняння фактичних даних сільськогосподарських підприємств із їх оцінками за регресійним рівнянням зображено на рис. 5.

#### Модель 6

$$Y = 157,703 + 0,679 \cdot X_1, \quad (7)$$

де  $Y$  – НМЛОС;  
 $X_1$  – внесено азотних добрив для пшениці.

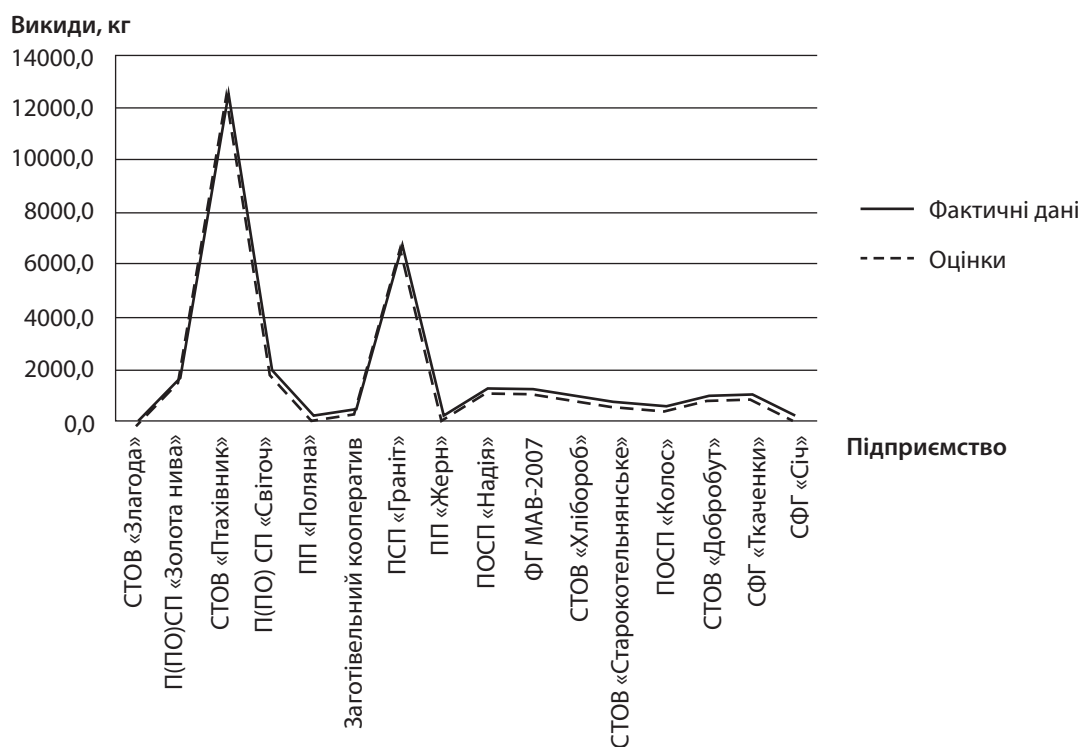


Рис. 3. Порівняння фактичних даних з їх оцінками за регресійним рівнянням

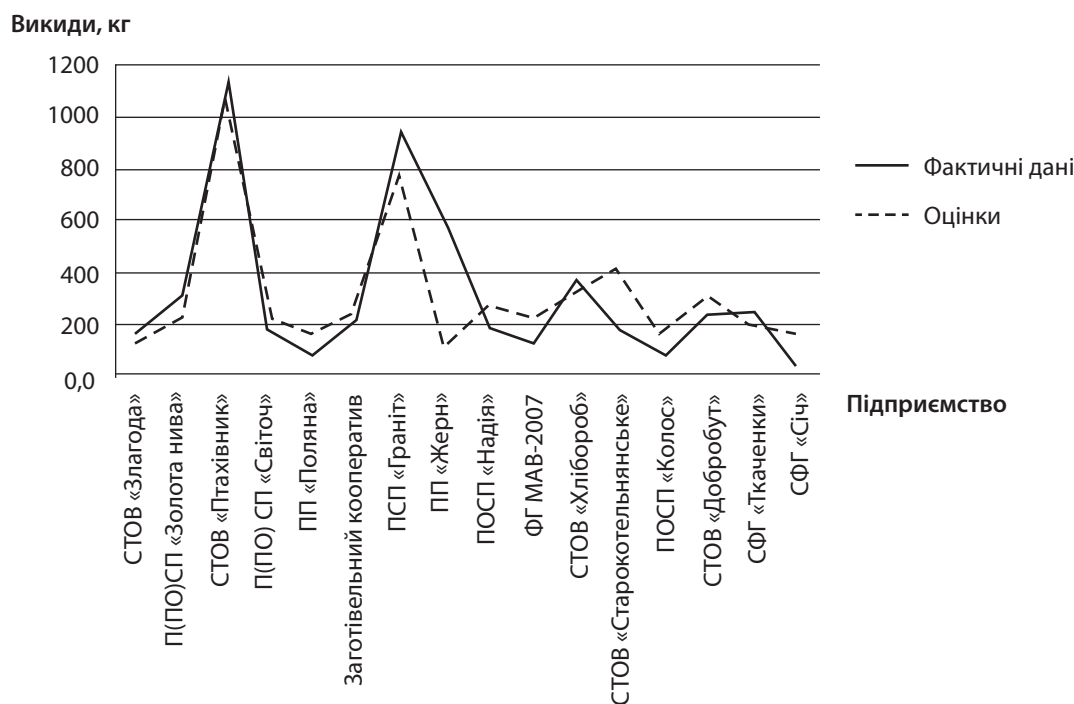


Рис. 4. Порівняння фактичних даних з їх оцінками за регресійним рівнянням

Отже, зі збільшенням внесених азотних добрив для пшениці на 1 одиницю кількість НМЛОС зростає на 0,679 кг (за інших рівних умов). Розрахований коефіцієнт детермінації свідчить, що незалежні змінні пояснюють залежну змінну практично на 76,7% (значення коефіцієнта детермінації становлять 0,767). Побудоване регресійне рівняння є значущим,

оскільки  $F$ -значення  $F$ -критерію значно менше, ніж 0,05. Коефіцієнти регресійного рівняння при незалежних змінних є значущими, оскільки  $p$ -значення  $t$ -критерію більше, ніж 0,05, для коефіцієнта при  $t$ . Порівняння фактичних даних сільськогосподарських підприємств із їх оцінками за регресійним рівнянням зображено на рис. 6.

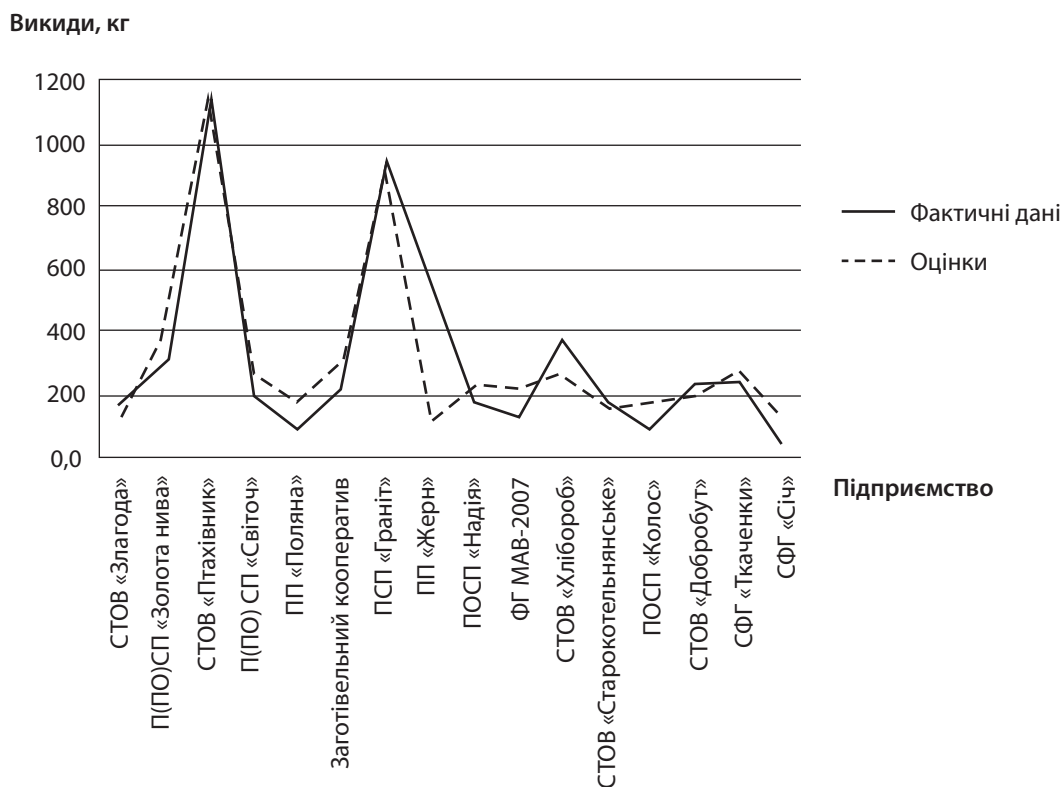


Рис. 5. Порівняння фактичних даних з їх оцінками за регресійним рівнянням

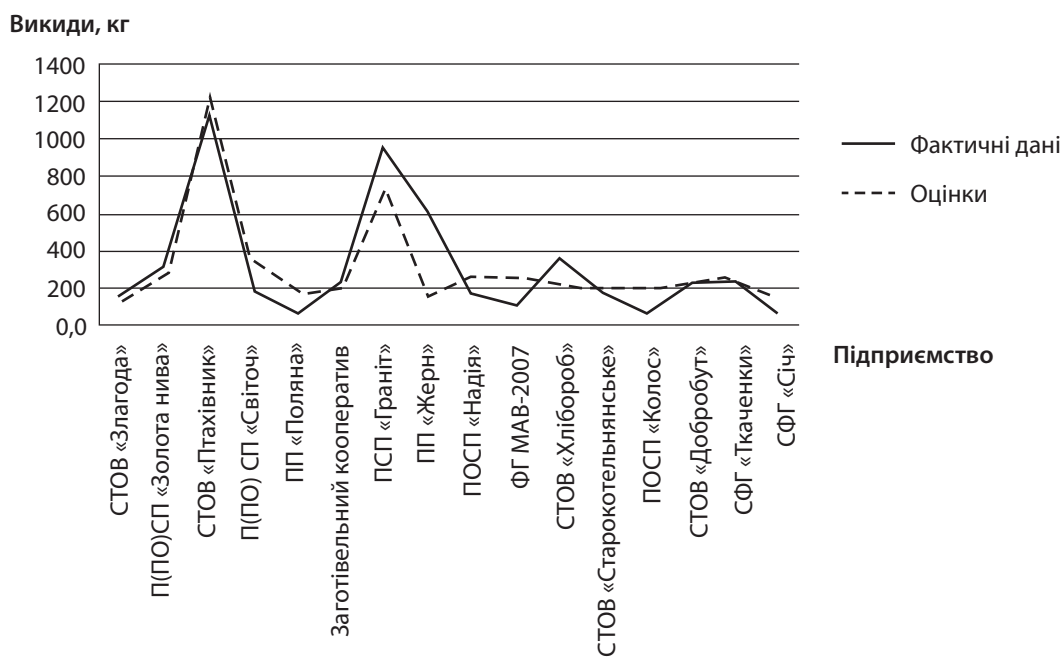


Рис. 6. Порівняння фактичних даних з їх оцінками за регресійним рівнянням

Вплив пестицидів на обсяги викидів ТЧ10 значно менший, ніж на обсяги викидів аміаку. Вирощування інших культур на викиди ТЧ10 не впливають, відчутно тільки вплив обсягу валового збору пшениці. Внесення фосфатних і калійних добрив суттєво на викиди також не впливає.

**ВИСНОВКИ**

Проведене нами вибіркове статистичне обстеження сільськогосподарських підприємств, які займаються виробництвом сільськогосподарської продукції в Житомирській області, та виконане за їх результатами прогнозування обсягів викидів окре-

мих видів небезпечних речовин дозволили окреслити певні висновки щодо необхідності розробки нової та, відповідно, вдосконалення існуючої системи статистичного оцінювання, урахувавши специфічні особливості галузі сільського господарства. Таким чином, усі рівняння моделі є адекватними, точними, а коефіцієнти при незалежних змінних є значущими, тому моделі придатні для подальшого використання.

У подальшому доцільно проаналізувати можливість використання інших методів статистичного прогнозування, які реалізуються за допомогою програмних продуктах SPSS і Statistika. Безперечно, наведені пропозиції потребують подальших досліджень, обговорення, уточнення й апробації. ■

#### ЛІТЕРАТУРА

1. Екологічна і природно-техногенна безпека України в регіональному вимірі: монографія / М. А. Хвесик, А. В. Степаненко, Г. О. Обиход та ін. Київ: ДУ «Інститут економіки природокористування та сталого розвитку НАН України», 2014. 340 с.
2. Соціально-економічний потенціал сталого розвитку України та її регіонів: вектори реального поступу: національна доповідь / за ред. акад. НАН України Е. М. Лібанової, акад. НААН України М. А. Хвесика. Київ: ДУ ІЕПСР НАН України, 2017. 864 с.
3. Екологічна модернізація в системі охорони атмосферного повітря в регіонах України: монографія / А. В. Степаненко, Г. О. Обиход, А. А. Омельченко та ін. Київ: ДУ ІЕПСР НАН України, 2016. 285 с.
4. **Єріна А. М., Єрін Д. Л.** Статистичне моделювання та прогнозування: підручник. Київ: КНЕУ, 2014. 348 с.
5. **Кулинич Р. О.** Статистичне прогнозування в системі використання енергетичних ресурсів. *Статистика України*. 2014. № 4. С. 11–18.
6. Наказ Держкомстату «Про затвердження Методологічних положень з організації державного статистичного спостереження щодо охорони атмосферного повітря» від 05.08.2011 № 198. URL: [https://ukrstat.org/uk/metod\\_polog/metod\\_doc/2011/198/metod.htm](https://ukrstat.org/uk/metod_polog/metod_doc/2011/198/metod.htm)
7. Наказ Держкомстату «Про Методологічні положення з організації державного статистичного спостереження з охорони атмосферного повітря» від 23.03.2016 № 44. URL: [http://www.ukrstat.gov.ua/metod\\_polog/metod\\_doc/2016/44/44\\_2016.htm](http://www.ukrstat.gov.ua/metod_polog/metod_doc/2016/44/44_2016.htm)
8. The Worlds Food Supply is Made insecure by Climate Change URL: <https://academicimpact.un.org/content/world%E2%80%99s-food-supply-made-insecure-climate-change>

#### REFERENCES

Khvesyk, M. A. et al. *Ekolohichna i pryrodno-tekhnohenna bezpeka Ukrainy v rehionalnomu vymiri* [Ecological and natural-technogenic safety of Ukraine in the regional dimension]. Kyiv: DU «Instytut ekonomiky pryrodokorystuvannya ta staloho rozvytku NAN Ukrainy», 2014.

Kulynych, R. O. "Statystychne prohnozuvannya v systemi vykorystannia enerhetychnykh resursiv" [Statistical forecasting in the system of energy resources use]. *Statystyka Ukrainy*, no. 4 (2014): 11-18.

[Legal Act of Ukraine] (2011). [https://ukrstat.org/uk/metod\\_polog/metod\\_doc/2011/198/metod.htm](https://ukrstat.org/uk/metod_polog/metod_doc/2011/198/metod.htm)

[Legal Act of Ukraine] (2016). [http://www.ukrstat.gov.ua/metod\\_polog/metod\\_doc/2016/44/44\\_2016.htm](http://www.ukrstat.gov.ua/metod_polog/metod_doc/2016/44/44_2016.htm)

*Sotsialno-ekonomichnyi potentsial staloho rozvytku Ukrainy ta yii rehioniv: vektory realnoho postupu : natsionalna dopovid* [Socio-economic potential of sustainable development of Ukraine and its regions: vectors of real progress: national report]. Kyiv: DU IEPSSR NAN Ukrainy, 2017.

Stepanenko, A. V. et al. *Ekolohichna modernizatsiia v systemi okhorony atmosfernoho povitria v rehionakh Ukrainy* [Ecological modernization in the system of atmospheric air protection in the regions of Ukraine]. Kyiv: DU IEPSSR NAN Ukrainy, 2016.

"The Worlds Food Supply is Made insecure by Climate Change". <https://academicimpact.un.org/content/world%E2%80%99s-food-supply-made-insecure-climate-change>

Yerina, A. M., and Yerin, D. L. *Statystychne modeliuвання ta prohnozuvannya* [Statistical simulation and forecasting]. Kyiv: KNEU, 2014.