

## Дослідження забезпеченості підприємств механізаторами

А.С. Лімонт, кандидат технічних наук  
Державний агроекологічний університет, м. Житомир

*Визначений вплив забезпеченості підприємств механізаторами на інтенсивність виконання механізованих робіт з вирощування льону-довгунцю та продуктивність тракторного парку. Висвітлена зміна собівартості механізованих робіт залежно від забезпеченості підприємств відповідними кадрами.*

Ефективність і можливості механізованого виробництва сільськогосподарської продукції визначаються рівнем забезпеченості підприємств механізаторами.

Аналізуючи низку факторіальних і результативних ознак щодо раціональної побудови інженерної служби сільськогосподарських підприємств, А.Г. Акчурін [1] дійшов висновку про вплив частки механізаторів першого та другого класів на інтенсивність використання техніки і питомі експлуатаційні витрати грошових коштів та коефіцієнта забезпеченості МТП постійними кадрами механізаторів на денну продуктивність механізаторів. У дослідженнях Ю.К. Кіртбая і М.М. Чеченова [6], які вивчали вплив восьми факторів на вихід валової продукції рослинництва, за результатами ранжирування фактор “число механізаторів у розрахунку на 100 га ріллі” зайняв друге місце.

Ефективність забезпеченості підприємств механізаторами інші дослідники оцінювали за річним наробітком умовного еталонного трактора (у. е. т.) і механізатора, за денним наробітком зернозбирального комбайна, витратою грошових коштів на амортизацію та поточний ремонт і технічне обслуговування МТП [4]. Забезпеченість підприємств механізаторами визначає і способи організації використання техніки: індивідуальний, груповий, комплексний, потоково-цикловий чи потоково-комплексний та організацію роботи механізаторів за змінним графіком [3]. Питання визначення і обґрунтування чисельності механізаторів досліджували І.Г. Тивоненко [5], Л.Г. Полянська і А.С. Цілуйко [8], М.О. Путінцева [9] та ін. Проте в дослідженнях, на які щойно зроблені посилання, поза увагою залишилися питання впливу забезпеченості підприємств механізаторами на інтенсивність виконання механізованих робіт. Ось чому **метою** наших досліджень стало поліпшення ефективності використання МТП та механізованого виробництва льону-довгунцю. Для цього потрібно було: 1) з'ясувати якісну залежність інтенсивності використання МТП і собівартості механізованих робіт та виконання механізованих робіт у визначені оптимальні агротехнічні строки від забезпеченості підприємств

механізаторами; 2) дослідити кількісну зміну рівня виконання сівби (РВС) льону-довгунцю в оптимальний агротехнічний строк (ОАТС), річного наробітку у. е. т. в умовних еталонних гектарах (у. е. га) та собівартості механізованих робіт залежно від забезпеченості підприємств механізаторами.

**Об'єкти та методика досліджень.** Об'єктами дослідження були тракторні парки 52 великотоварних сільськогосподарських підприємств Житомирської області, чисельність механізаторів та обсяги механізованих робіт у них, витрата грошових коштів на одиницю обсягу механізованих робіт, площа посіву та тривалість сівби льону-довгунцю. Забезпеченість підприємств механізаторами, обчислення річного наробітку у. е. т. в у. е. га та РВС льону-довгунцю в ОАТС розраховували за методикою [7]. Зібраний статистичний та опрацьований матеріал обробляли з використанням методів кореляційно-регресійного аналізу [2, 10, 11].

**Результати досліджень.** Розподіл забезпеченості підприємств механізаторами характеризувався додатними значеннями показників асиметрії 0,81 і ексцесу 0,44 та їх відношеннями до своїх середніх квадратичних відхилень відповідно 2,38 і 0,65. За визначених асиметричності і ексцесивності розподілу можна вважати, що він описується нормальним законом вигляду

$$f(Z_{\text{мех}}) = \frac{1}{0,45\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(Z_{\text{мех}} - 1,98)^2}{2 \cdot 0,45^2}\right], \quad (1)$$

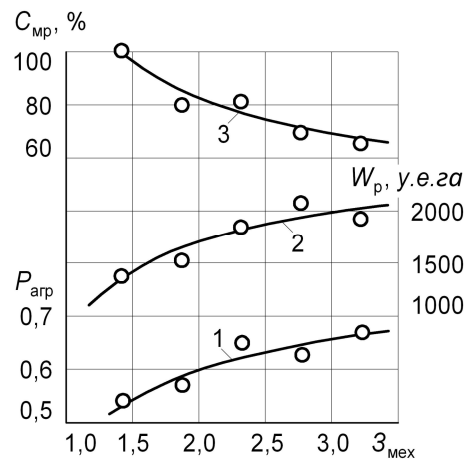
де  $f(Z_{\text{мех}})$  – щільність розподілу забезпеченості підприємств механізаторами;  $Z_{\text{мех}}$  – забезпеченість підприємств механізаторами, що коливалася в межах 1,21–3,45; 1,98 і 0,45 – відповідно середнє арифметичне значення і середнє квадратичне відхилення експериментального розподілу забезпеченості підприємств механізаторами, за якими коефіцієнт варіації становить 22,7 %.

Розподіл РВС льону-довгунцю в ОАТС характеризувався розмахом варіювання 0,38–0,97, середнім арифметичним значенням і середнім квадратичним відхиленням та коефіцієнтом варіації відповідно 0,59 і 0,14 та 23,7 %. Показник асиметрії мав додатне значення 0,79, а ексцесу – від'ємне 0,33 за відношень цих показників до своїх середніх квадратичних відхилень відповідно 2,32 і 0,48. Коефіцієнт кореляції між забезпеченістю підприємств механізаторами і РВС льону-довгунцю в ОАТС мав додатне значення 0,280 за кореляційного відношення 0,311. Для з'ясування характеру зв'язку між досліджуваними ознаками здійснили перевірку лінійності регресії за визначеним коефіцієнтом кореляції з використанням  $t$ -критерію Стюдента. Розрахунки показали, що спостережуваний  $t$ -критерій становить 0,505. За таблицями квантилів розподілу Стюдента на рівні значущості 0,05 і числа ступенів вільності 3 критичне значення  $t$ -критерію дорівнює 3,18 [2]. Оскільки спостережуваний  $t$ -критерій менший критичного, то це свідчить про криволінійний характер зміни РВС льону-довгунцю в ОАТС  $P_{\text{агр}}$  залежно від забезпеченості підприємств механізаторами  $Z_{\text{мех}}$ . Вивчення криволінійного зв'язку між досліджуваними ознаками підтвердило, що зміна  $P_{\text{агр}}$  залежно від  $Z_{\text{мех}}$  описується гіперболічною кривою зворотного зв'язку за

рівнянням

$$P_{agr} = 0,77 - 0,34/Z_{mex}. \quad (2)$$

Відношення основної помилки вирівнювання експериментальних даних за рівнянням (2) до середнього значення РВС льону-довгунцю в ОАТС становило 0,036, що значно менше числа 0,1, яке прийнято як умова задовільного вирівнювання експериментальних даних за відповідною апроксимуючою функцією [10]. У графічному поданні зміна  $P_{agr}$  залежно від  $Z_{mex}$  наведена на рисунку. Коефіцієнт детермінації, що визначає силу впливу забезпеченості підприємств механізаторами на РВС льону-довгунцю в ОАТС становить 0,097. Отже, 9,7 % варіації РВС льону-довгунцю в ОАТС причинно зумовлені зміною забезпеченості підприємств механізаторами.



**Зміна рівня виконання сівби льону-довгунцю в оптимальній агротехнічній строк  $P_{agr}$  (1) і річного наробітку умовного еталонного трактора  $W_p$  (2) та собівартості механізованих робіт  $C_{mpr}$  (3) залежно від забезпеченості підприємств механізаторами  $Z_{mex}$**

Річний наробіток у. е. т., як випадкова величина, коливався в межах 897–2576 у. е. га за середнього арифметичного значення і середнього квадратичного відхилення відповідно 1602 і 391,4 у. е. га та коефіцієнта варіації 24,4 %. Розподіл річного наробітку мав додатні асиметрію і ексцес з показниками відповідно 0,61 і 0,44 за відношень цих показників до своїх середніх квадратичних відхилень 1,78 і 0,65. Коефіцієнт кореляції між забезпеченістю підприємств механізаторами та річним наробітком у. е. т. становив 0,510, а кореляційне відношення – 0,553. За значенням коефіцієнта детермінації показник сили впливу забезпеченості підприємств механізаторами на річний наробіток трактора становив 0,306. Попередньо зміну річного наробітку у. е. т.  $W_p$  (у. е. га) залежно від забезпеченості підприємств механізаторами  $Z_{mex}$  було спробовано апроксимувати рівнянням прямої з додатним кутовим коефіцієнтом, що мала вигляд  $W_p = 890,3 + 364,7 Z_{mex}$ . Проте подальший аналіз засвідчив про краще вирівнювання за гіперболічною залежністю зворотного зв'язку. Так, основна помилка вирівнювання за прямою становила 136 у. е. га, а за гіперболічною залежністю – 114 у. е. га. Після визначення сталих коефіцієнтів гіперболічна модель регресії річного наробітку у. е. т.  $W_p$  в у. е. га на забезпеченість

підприємств механізаторами  $Z_{mex}$  має вигляд

$$W_p = 2550,22 - 1737,60 / Z_{mex}, \quad (3)$$

За першим членом рівняння (3) доходимо висновку, що 2550,22 у. е. га визначає граничне значення річного наробітку у. е. т., яке можливо досягти за рахунок відповідної забезпеченості підприємств механізаторами. У графічній інтерпретації зміна  $W_p$  залежно від  $Z_{mex}$  наведена на рисунку, на якому видно, що з підвищенням забезпеченості механізаторами понад 2,5 інтенсивність зростання річного наробітку у. е. т. уповільнюється. Чисельне значення коефіцієнта детермінації показує вплив забезпеченості підприємств механізаторами на наробіток у. е. т., свідчить про те, що із загального (сукупного) впливу різних факторів на річну продуктивність тракторного парку на частку фактора “забезпеченість підприємств механізаторами” припадає 30,6 %.

Мінливість собівартості механізованих робіт характеризувалася коефіцієнтом варіації 16,4 %. Розподіл собівартості мав додатні асиметрію і ексцес, показники яких дорівнювали відповідно 0,86 і 0,56 за відношень цих показників до своїх середніх квадратичних відхилень 2,52 і 0,82. Коефіцієнт кореляції між забезпеченістю підприємств механізаторами і собівартістю механізованих робіт мав від’ємне значення 0,613 за кореляційного відношення 0,704. Оскільки кореляційне відношення перевищує чисельне значення коефіцієнта кореляції, що зміна собівартості механізованих робіт залежно від забезпеченості підприємств механізаторами має носити криволінійний характер. Для зручності аналізу експериментальних даних собівартість механізованих робіт у першій групі підприємств зі середньогруповою забезпеченістю механізаторами 1,43 прийняли за 100 %, а в інших групах – визначали у відсотках до собівартості механізованих робіт у підприємствах першої групи. У результаті здійсненого аналізу виявилось, що в міру підвищення забезпеченості підприємств механізаторами в досліджуваних межах собівартість механізованих робіт  $C_{mp}$  (%) знижується за гіперболічним рівнянням вигляду

$$C_{mp} = 41,38 + 83,83 / Z_{mex}, \quad (4)$$

На рисунку наведені середньогрупові значення забезпеченості підприємств механізаторами і визначені для цих середньогрупових значень середні зважені собівартості механізованих робіт (%) та побудована за рівнянням (4) гіперболічна крива зміни  $C_{mp}$  залежно від  $Z_{mex}$ . По поведінці кривої можна констатувати, що з підвищенням забезпеченості підприємств механізаторами понад 2,5 зниження собівартості механізованих робіт уповільнюється. Коефіцієнт детермінації, що визначає силу впливу забезпеченості підприємств механізаторами на зниження собівартості механізованих робіт, за розрахунками становить 0,496. Отже, зі загального (сукупного) впливу різних факторів на собівартість механізованих робіт на фактор “забезпеченість підприємств механізаторами” припадає 49,6 %.

### **Висновки**

*Варіації рівня виконання сівби льону-довгунцю в оптимальний*

*агротехнічний строк, річного наробітку умовного еталонного трактора і собівартості механізованих робіт за значеннями коефіцієнтів детермінації відповідно на 9,7; 30,6 і 49,6 % причинно зумовлені варіацією забезпеченості підприємств механізаторами. З підвищенням забезпеченості підприємств механізаторами рівень виконання сівби льону-довгуноцю в оптимальний агротехнічний строк та річний наробіток умовного еталонного трактора зростають за гіперболічною функцією зворотного зв'язку. Підвищення забезпеченості підприємств механізаторами супроводжується зниженням собівартості механізованих робіт за законом гіперболи. Із підвищенням забезпеченості підприємств механізаторами понад 2,5 зростання рівня виконання сівби льону-довгуноцю в оптимальний агротехнічний строк і річного наробітку умовного еталонного трактора та зниження собівартості механізованих робіт уповільнюються.*

*Перспективи подальших розвідок мають бути спрямовані на дослідження ефективності вирощування сільськогосподарських культур залежно від забезпеченості підприємств механізаторами.*

### **Бібліографія**

1. Акчурина А.Г. Основы рационального построения инженерной службы Казахстана / А.Г. Акчурина // Механизация и электрификация социалистического сельского хозяйства. – 1977. – № 3. – С. 6–12.
2. Герасимович А.И. Математическая статистика / А.И. Герасимович. – Минск: Вышэйш. шк., 1983. – 279 с.
3. Довідник з експлуатації машинно-тракторного парку [уклад. В.Ю. Ільченко, П.І. Карасьов, А.С. Лімонт та ін.]. – К. : Урожай, 1987. – 368 с.
4. Земля, техника, рабочая сила – организация и эффективность использования. – М.: Россельхозиздат, 1980. – С. 59–65.
5. Інженерна служба села / [І.Г. Тивоненко, В.С. Косяк, В.І. Попович, І.В. Головач]. – К. : Урожай, 1986. – 72 с.
6. Киртбая Ю.К. Анализ функционирования инженерно-технической службы сельскохозяйственного предприятия / Ю.К. Киртбая, М.М. Чеченов // Вестник сельскохозяйственной науки. – 1981. – № 9. – С. 73–82.
7. Методические указания по анализу и оценке уровня использования МТП в колхозах, совхозах и механизированных предприятиях “сельхозтехники”. – М. : Колос, 1976. – 66 с.
8. Полянская Л.Г. Обоснование численности и занятости механизаторов в течение года / Л.Г. Полянская, А.С. Целуйко // Механизация и электрификация сельского хозяйства. – К. : Урожай, 1978. – Вып. 42. – С. 55–61.
9. Путинцева М.А. Организация производства и инженерная служба в хозяйстве / М.А. Путинцева. – М. : Колос, 1977. – 304 с.
10. РТМ 44-62. Методика статистической обработки эмпирических данных. – М. : Изд-во стандартов, 1966. – 100 с.
11. Рыжов П.А. Математическая статистика в горном деле / П.А. Рыжов. – М. : Высш. шк., 1973. – 287 с.