

Как видно из данных таблицы, если бы в 2015 г. численность управленческого персонала соответствовала нормативам, то удельный вес его заработной платы во всеобщем фонде сократился бы на 1,5 п. п., удельный вес затрат труда и средств на управление в себестоимости продукции – на 0,3 п. п., а производительность труда управленческого персонала возросла бы на 9,1%.

УДК 66.086.4:622.778.3

## О ВОЗМОЖНОСТИ ЗАМЕНЫ НЕЛИНЕЙНОЙ РЕГРЕССИИ ЛИНЕЙНОЙ ФУНКЦИЕЙ

**Денисковец А. А., Тыртыгин В. Н.**

УО «Гродненский государственный аграрный университет»  
г. Гродно, Республика Беларусь

Иногда на основе визуального анализа точек корреляционного поля возникают вопросы: какой тип функции парной регрессии взять? когда возможна замена нелинейной регрессии линейной функцией?

В [1] при построении уравнения регрессии наиболее адекватной эмпирическим данным химического анализа по белизне каолинов Глуховецкого (I, Украина), Алексеевского (II, Казахстан), Чалгановского (III, Россия) месторождений (таблица 1) в исходном  $X$  и немагнитном продукте  $Y$ , после обработки методом высокоградиентной магнитной сепарации (ВГМС), с помощью статистических программ табличного процессора Excel построены функции четырех типов: линейной, полиномиальной, степенной и логарифмической (таблица 2).

Таблица 1 – Описательная статистика белизны каолинов (в %) по результатам анализов продуктов обогащения

|     | Кол-во обработок | $\bar{x} \pm s_{\bar{x}}$ |              | $x_{\min} \div x_{\max}$ |             | n  |
|-----|------------------|---------------------------|--------------|--------------------------|-------------|----|
|     |                  | Исходное                  | Немагн.      | Исходное                 | Немагн.     |    |
| I   | однократная      | 72,37 ± 1,04              | 75,72 ± 0,86 | 62,7 ÷ 80,1              | 65,2 ÷ 82,8 | 36 |
|     | двукратная       | 75,75 ± 0,92              | 80,29 ± 0,65 | 66,9 ÷ 80,1              | 73,1 ÷ 84,3 | 21 |
| II  | двукратная       | 78,62 ± 1,94              | 84,11 ± 1,38 | 69,5 ÷ 84,5              | 76,0 ÷ 90,3 | 13 |
| III | двукратная       | 73,60 ± 0,63              | 76,74 ± 0,32 | 71,0 ÷ 76,3              | 74,9 ÷ 78,5 | 14 |

Таблица 2 – Параметры регрессионных зависимостей

|     | Кол-во обработок | Линейная,<br>$Y = aX + b$ |              | Полиномиальная,<br>$Y = aX^2 + bX + c$ |         |        |
|-----|------------------|---------------------------|--------------|--|---------|--------|
|     |                  | $a \pm s_a$               | $b \pm s_b$  | $a$                                    | $b$     | $c$    |
| I   | однократная      | 0,79 ± 0,04               | 18,47 ± 2,61 | -0,02                                  | 2,16    | -29,96 |
|     | двукратная       | 0,56 ± 0,10               | 37,94 ± 7,64 | 0,03                                   | -3,64   | 192,5  |
| II  | двукратная       | 0,70 ± 0,03               | 28,96 ± 2,71 | -0,01                                  | 2,41    | -37,30 |
| III | двукратная       | 0,46 ± 0,06               | 42,96 ± 4,78 | 0,05                                   | -7,45   | 333,87 |
|     |                  | Степенная, $Y = aX^b$     |              | Логарифмическая, $Y = a \ln X + b$     |         |        |
|     |                  | $a$                       | $b$          | $a$                                    | $b$     |        |
|     |                  | 2,97                      | 0,76         | 56,25                                  | - 16496 |        |
|     |                  | 8,54                      | 0,52         | 40,90                                  | - 96,66 |        |
|     |                  | 4,82                      | 0,66         | 54,75                                  | - 15467 |        |
|     |                  | 12,67                     | 0,42         | 32,11                                  | - 61,33 |        |

Для выбора «лучшей» из построенных зависимостей определяли индекс детерминации  $R_{xy}^2 = 1 - Q_e / Q$ , где  $Q_e = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2$  – факторная сумма квадратов (в переводной литературе RSS),  $Q = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$  – полная сумма квадратов (в переводной литературе TSS),  $\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$ ,  $\hat{y}_i$  – значение зависимой переменной  $Y$ , вычисленное по уравнению нелинейной регрессии при  $x = x_i$ , который показывает, какая часть (доля) вариации зависимой переменной  $Y$  обусловлена вариацией объясняющей переменной  $X$ , т. е. индекс детерминации имеет тот же смысл, что и коэффициент детерминации  $R^2$  линейной регрессии.

В случае линейной зависимости  $R_{xy}^2 = R^2$ . Это равенство является теоретическим обоснованием исследования возможности замены нелинейной регрессии линейной функцией. При этом, чем больше кривизна линии регрессии, тем величина коэффициента детерминации  $R^2$  будет меньше индекса детерминации  $R_{xy}^2$ . Поэтому близость этих величин означает, что нет необходимости усложнять уравнение регрессии и можно использовать линейную регрессию.

Численные значения индекса детерминации приведены в таблице 3, откуда видно, что коэффициент детерминации по всем месторож-

дениям очень близок, а в некоторых случаях превышает индекс детерминации нелинейных моделей. Поэтому по всем месторождениям мы выбрали линейную функциональную зависимость.

Таблица 3 – Индекс детерминации  $R_{xy}^2$  регрессионных моделей

|     | Количество обработок | Вид модели |                |           |                 |
|-----|----------------------|------------|----------------|-----------|-----------------|
|     |                      | Линейная   | Полиномиальная | Степенная | Логарифмическая |
| I   | однократная          | 0,9345     | 0,9370         | 0,9297    | 0,9367          |
|     | двукратная           | 0,6189     | 0,6440         | 0,6065    | 0,6112          |
| II  | двукратная           | 0,9744     | 0,9768         | 0,9735    | 0,9760          |
| III | двукратная           | 0,8062     | 0,7841         | 0,768     | 0,7775          |

#### ЛИТЕРАТУРА

Тыртыгин, В. Н. Эмпирическая функция прогноза белизны каолина магнитного обогащения / В. Н. Тыртыгин, А. А. Денисовец, Н. А. Политаева, И. Г. Шайхiev // Вестник Казанского технологического университета. – 2016. – Т. 19, № 21. – С. 161-16.

УДК 633.1 (476)

### **ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ЭФФЕКТИВНОСТЬ ПРОИЗВОДСТВА ПЛОДОВ В СЕЛЬСКОХОЗЯЙСТВЕННЫХ ОРГАНИЗАЦИЯХ ГРОДНЕНСКОЙ ОБЛАСТИ**

**Дидюля Л. В., Катунина С. В.**

УО «Гродненский государственный аграрный университет»  
г. Гродно, Республика Беларусь

В современных условиях жизни и деятельности человека возросло значение фруктов. Они встали в ряд с жизненно необходимыми незаменимыми продуктами, поскольку являются самым действенным средством повышения активности питания в борьбе с неблагоприятными факторами, которые интенсивно действуют сегодня на человека.

Республика Беларусь располагает достаточно благоприятными условиями (мягкий климат, продолжительный период вегетации, количество осадков и др.) и потенциальными возможностями для развития садоводства и получения высоких и устойчивых урожаев плодов. На долю Гродненской области приходится 17,4% валового сбора плодов, урожайность на 13,8 ц/га больше, чем в целом по стране.

Анализ экономической эффективности производства плодов в сельскохозяйственных организациях Гродненской области на основании таблицы 1 показал, что в целом экономическая эффективность производства плодов выросла.