

УДК 001.891.57: 631.363.7

## ПОСТРОЕНИЕ И АНАЛИЗ РЕГРЕССИОННЫХ МОДЕЛЕЙ СЕЛЬСКОХОЗЯЙСТВЕННЫХ ОБЪЕКТОВ

(на примере смесителя кормов)

**И.С.Нагорский, Ф.Ф.Минько, А.И.Пунько**

*Республиканское унитарное предприятие «Белорусский научно-исследовательский институт механизации сельского хозяйства»*

Рассмотрены построение и анализ математических моделей, с целью прогнозирования параметров и режимов работы смесителя кормов, которые обеспечивают требуемое качество смеси и минимум затрат энергии.

### ВВЕДЕНИЕ

Математическое моделирование условий и процессов функционирования сельскохозяйственных объектов позволяет, используя вычислительную технику, прогнозировать на стадии проектирования рациональные параметры машин и комплектов оборудования без значительных затрат материальных средств и времени на изготовление и испытания многих опытных образцов.

Построение и анализ статистических моделей иллюстрируются примером обоснования параметров и режимов работы смесителя кормовых добавок - ключевого агрегата в составе оборудования новой технологии подготовки кормов на фермах крупного рогатого скота, разработанной в Научно-производственном объединении «Белсельхозмеханизация».

### МЕТОДЫ ОБРАБОТКИ И АНАЛИЗА ОПЫТОВ

Зависимости показателей эффективности функционирования смесителя (функций отклика  $y$ ) от параметров его конструкции и режимов работы (факторов  $x_i$ ), представляем уравнениями регрессии

$$y = \beta_0 + \sum_i \beta_i x_i + \sum_{ij} \beta_{ij} x_i x_j + \sum_i \beta_{ii} x_i^2, \quad (1)$$

$i = 1, 2, \dots, k; \quad j \neq i$

используя методы математической теории планирования экспериментов [1], а также аппроксимируя экспериментальные данные шаговым регрессионным методом [2], который начинается с построения корреляционной матрицы, последовательного включе-

ния в уравнение регрессии переменных, наиболее сильно коррелированных с откликом и дополнительного исследования на каждом шаге всех ранее включённых в модель переменных с исключением из неё тех, вклад которых незначимый.

В общем случае статистическую модель можно представить матричным уравнением

$$\mathbf{y} = \mathbf{xb} + \mathbf{e}, \quad (2)$$

где  $\mathbf{y} = \|y_u\|$  - вектор наблюдений ( $(u = 1, 2, \dots, n)$ );

$n$  - число вариантов опыта;

$\mathbf{x} = \|x_{u,j}\|$  - матрица независимых переменных размером  $n \times q$ ;

$q$  - общее число коэффициентов уравнения регрессии.

$\mathbf{b}$  - вектор оценок коэффициентов регрессии;

$\mathbf{e}$  - вектор остатков (невязок между наблюдаемыми и расчётными значениями переменной  $y$ ).

Определение методом наименьших квадратов оценок  $b_h$  коэффициентов  $\beta_h$  сводится к решению системы нормальных уравнений

$$\mathbf{x}^T \mathbf{xb} = \mathbf{x}^T \mathbf{y},$$

а именно:

$$\mathbf{b} = \mathbf{cx}^T \mathbf{y},$$

где  $\mathbf{x}^T$  - транспонированная матрица, соответствующая матрице независимых переменных;

$\mathbf{c} = (\mathbf{x}^T \mathbf{x})^{-1}$  - информационная (ковариационная) матрица, которая является обратной по отношению к матрице системы нормальных уравнений  $\mathbf{x}^T \mathbf{x}$ .

Если план эксперимента ортогональный, то матрица системы нормальных уравнений  $\mathbf{x}^T \mathbf{x}$  является диагональной, что приводит к простому выражению

$$b_j = \frac{\sum_{u=1}^n x_{uj} \tilde{y}_u}{\sum_{u=1}^n x_{uj}^2}; \quad (3)$$

$$b_0 = b'_0 - \bar{x}_i^2 \sum_{i=1}^k b_{ii},$$

где  $j$  - номер столбца расширенной матрицы планирования;

$\tilde{y}_u = n_n^{-1} \sum_{s=1}^{n_n} y_{us}$  - среднее арифметическое результатов  $u$ -го опыта;

$b'_0$  - оценка свободного члена квадратичного уравнения (1), вычисленная для столбца с фиктивной переменной  $x_{i0} = 1$  композиционного плана.

Значимость регрессии оцениваем, используя таблицу дисперсионного анализа (табл.1), путём проверки гипотезы о равенстве средних квадратов  $MS_R$  (обусловленного регрессией) и  $MS_e$  (относительно регрессии).

Таблица 1

Дисперсионный анализ в матричной форме применительно к модели (2)

Источник вариации	Сумма квадратов	Число степеней свободы	Средний квадрат
Регрессия	$\mathbf{b}^T \mathbf{x}^T \mathbf{y} - n\bar{y}^2$	$q-1$	$MS_R$
Остаток	$\mathbf{y}^T \mathbf{y} - \mathbf{b}^T \mathbf{x}^T \mathbf{y}$	$n-q$	$MS_e$
Общая вариация	$\mathbf{y}^T \mathbf{y} - n\bar{y}^2$	$n-1$	

Нулевую гипотезу  $H_0 : K = 0$  при альтернативной гипотезе  $H_0 : K \neq 0$  проверяем с помощью  $F$ -критерия:

$$F = \frac{MS_R}{MS_e} \geq F_{кр} \equiv F(\alpha; q-1; n-q), \quad (4)$$

где  $F(\alpha; q-1; n-q)$  - табличное значение  $F$ -распределения при уровне значимости  $\alpha$ , числа степеней свободы  $q-1$  и  $n-q$ .

При выполнении условия (4) гипотеза о равенстве  $MS_R$  и  $MS_e$  отвергается, т.е. уравнение регрессии статистически значимо.

Уравнение множественной регрессии, «наилучшим» образом аппроксимирующее результаты наблюдений, оцениваем также коэффициентом детерминации, который характеризует долю общей суммы квадратов, объяснённую регрессией:

$$R^2 = \frac{\mathbf{b}^T \mathbf{x}^T \mathbf{y} - n\bar{y}^2}{\mathbf{y}^T \mathbf{y} - n\bar{y}^2},$$

а также относительной среднеквадратической ошибкой (коэффициентом вариации, %)

$$\delta = \frac{s}{\bar{y}} \cdot 100,$$

где  $s = \sqrt{MS_e}$ .

Данные параллельных опытов, позволяют, проверив гипотезу об однородности построчных выборочных дисперсий  $s^2\{y_u\}$ , вычислить дисперсию воспроизводимости опытов

$$s^2\{y\} = n^{-1} \sum_{u=1}^n s^2\{y_u\}$$

с числом степеней свободы  $v_g = n(n_n - 1)$ .

Тогда можно оценить значимость коэффициентов регрессии, вычислив оценки их дисперсий. Так, для уравнения (1), построенного путём композиционного планирования, имеем:

$$s^2\{b_j\} = \left( n_n \sum_{u=1}^n x_{uj}^2 \right)^{-1} s^2\{y\};$$

$$s^2\{b_0\} = s^2\{b'_0\} + \sum_i (\bar{x}_i^2) s^2\{b_{ii}\},$$

где  $s^2\{b'_0\}$  - дисперсия свободного члена, вычисленного по формуле (3) для столбца с фиктивной переменной  $x_{u0} = 1$ .

Коэффициент регрессии  $b_j$  статистически значимый, если

$$|b_j| > \Delta b_j = s\{b_j\} \cdot t(\gamma; v_g),$$

где  $t(\gamma; v_g)$  - табличное значение  $t$ -распределения при двустороннем ограничении, доверительном уровне  $\gamma$  и числе степеней свободы  $v_g$ .

Исключив незначимые коэффициенты и вычислив оценку дисперсии адекватности  $s_{ad}^2$  с числом степеней свободы  $v_{ad} = n - q$ :

$$s_{ad}^2 = \frac{n_n}{n - q} \cdot \sum_{u=1}^n (\tilde{y}_u - \hat{y}_u)^2, \quad (5)$$

где  $\hat{y}_u$  - расчётное значение функции отклика для  $u$ -го варианта, можно оценить ошибку расчётных значений в пределах ошибки воспроизводимости опытов, используя  $F$ -критерий:

$$F = \frac{s_{ad}^2}{s^2\{y\}} < F_{kp} \equiv F(\alpha; v_{ad}; v_g).$$

Используя составленные модели для обоснования времени смешивания  $t_k$ , надо вычислять средние значения и интервальные оценки функции отклика.

Вектор расчётных значений функции отклика

$$\hat{y} = \mathbf{z}\mathbf{b},$$

где  $\mathbf{z} = \|z_{u,h}\|$  - матрица размером  $n \times q$ , элементами первого столбца которой является фиктивная переменная  $z_{u,0} = 1$ , а в остальных столбцах помещены, соответственно последовательности оценок коэффициентов регрессии  $b_h$ , включённые в модель  $z$ - переменные (определённые функции факторов  $x_i$ );

Если по аналогии со строками матрицы  $\mathbf{z}$  составить некоторую матрицу-строку

$$\mathbf{z}_k = \|1; z_{k,1}; z_{k,2}; \dots; z_{k,q-1}\|, \quad (6)$$

то прогнозируемое среднее значение функции отклика в точке факторного пространства, координаты которой  $z_{k,h}$ ,

$$\hat{y}_k = \mathbf{z}_k \mathbf{b}.$$

Границы интервальной оценки предсказанного с доверительной вероятностью  $\gamma = 1 - \alpha$  значения  $\hat{y}_k$  [2]:

$$\hat{y}_k \pm t\left(1 - \frac{\alpha}{2}; n - q\right) \cdot s \cdot \sqrt{\mathbf{z}_k (\mathbf{z}^T \mathbf{z})^{-1} \mathbf{z}_k^T},$$

где  $t\left(1 - \frac{\alpha}{2}; n - q\right)$  - значение  $t$  - распределения, соответствующее границе его односторонней критической области при уровне значимости  $\alpha/2$  и числе степеней свободы  $n - q$  скорректированной дисперсии  $s^2 = MS_e$ .

Предсказанное *индивидуальное* наблюдение  $y_k$ , варьирующее относительно среднего арифметического, определяется тоже величиной  $\hat{y}_k$ , но с дисперсией

$$s^2\{y_k\} = s^2 [1 + \mathbf{z}_k (\mathbf{z}^T \mathbf{z})^{-1} \mathbf{z}_k^T],$$

и интервал, в который с заданной доверительной вероятностью  $\gamma$  попадают возможные значения  $y_k$ ,

$$[\hat{y}_k - \Delta y_k, \hat{y}_k + \Delta y_k], \quad (7)$$

где

$$\Delta y_k = t\left(1 - \frac{\alpha}{2}; n - q\right) \cdot s \cdot \sqrt{1 + \mathbf{z}_k (\mathbf{z}^T \mathbf{z})^{-1} \mathbf{z}_k^T}.$$

Приравняв верхнюю границу интервальной оценки (7) регламентированному зоотехническими требованиями значению  $[\nu] = 15\%$ , численными методами можно определить фактор  $t_k$ , входящий в состав  $z$ - переменных матрицы (6).

## РЕЗУЛЬТАТЫ ИССЛЕДОВАНИЙ

Неравномерность смешивания балансирующей добавки оценивали коэффициентом вариации ( $v$ , %) контрольного компонента в пробах, отбираемых с шестикратной повторностью по объёму смеси. В качестве контрольного компонента использовали окрашенные зёрна ячменя, которые вводили в приготавливаемую смесь в количестве 1,5% от общей её массы. Контрольные пробы отбирали массой 1,5 кг.

На первом этапе исследований определена область факторного пространства, в которой неоднородность смеси находится в пределах зоотехнического допуска, при продолжительности смешивания 15 мин. и степени заполнения смесителя  $\psi = 0,8$ . В качестве факторов рассматривали частоту вращения вала смесителя  $n_в$ , мин.<sup>-1</sup>; ширину полувитков  $B$ , м и угол установки полувитков смешивающего органа к плоскости, перпендикулярной к оси вала смесителя,  $\alpha_n$ , град., которые кодировали (соответственно  $x_1, x_2, x_3$ ).

После проведения полного факторного эксперимента первого порядка и опыта в центре плана установлено, что неполное квадратичное уравнение не адекватно экспериментальным данным. Поэтому был реализован композиционный план: проведены дополнительные опыты в «звёздных точках», координаты кото-

$$(\mp \alpha_k, 0, 0); (0, \mp \alpha_k, 0); (0, 0, \mp \alpha_k),$$

где  $\alpha_k = 1,215$  - звёздное плечо, обеспечивающее ортогональность плана второго порядка [1].

По формуле (3) вычислены коэффициенты регрессии:  $b_0 = 12,705$ ;  $b_1 = -1,185$ ;  $b_2 = 9,126$ ;  $b_3 = 1,514$ ;  $b_{12} = -3,596$ ;  $b_{11} = 1,097$ ;  $b_{22} = 7,092$  и  $b_{33} = 1,639$  (коэффициенты  $b_{13}$  и  $b_{23}$  незначимые).

После вычисления по формуле (5) дисперсии  $s_{ao}^2 = 2,334$  проверена адекватность уравнения регрессии (1) экспериментальным данным:

$$F = \frac{2,334}{1,539} = 1,516 < F_{кр} \equiv F(0,05; 7; 30) = 2,33.$$

Таким образом, составленную модель можно использовать для прогнозирования параметров смесителя, обеспечивающих требуемое качество смеси.

Чтобы облегчить исследование функции отклика, её уравнение приводим к **каноническому виду** [3]:

$$y - 8,923 = 0,599(x'_1)^2 + 7,59(x'_2)^2 + 1,639(x'_3)^2.$$

Координаты центра гиперповерхности определяем, решая **уравнения центра**, которые в матричной форме записи имеют вид:

$$\mathbf{ax}^\circ = -\mathbf{b}_l,$$

где  $\mathbf{x}^\circ = \|x_1^\circ, x_2^\circ, \dots, x_k^\circ\|^T$  и  $\mathbf{b}_l = \|b_1/2, b_2/2, \dots, b_k/2\|^T$  - столбцевые матрицы соответственно координат центра и коэффициентов линейной формы.

В нашем случае

$$\mathbf{x}^\circ = -\mathbf{a}^{-1}\mathbf{b}_l = \begin{pmatrix} -0,880 \\ -0,867 \\ -0,462 \end{pmatrix}.$$

Анализ канонических уравнений регрессии упрощается благодаря имеющейся классификации гиперповерхностей второго порядка в эвклидовом пространстве [3]. По этой классификации уравнения, для которых все диагональные элементы преобразованной матрицы квадратичной формы  $\lambda_i > 0$  и в общем случае  $H = y - \tilde{c} > 0$ , описывают гиперповерхности, которые называют многомерными эллипсоидами. Экстремум функции  $y$  находится в центре такой гиперповерхности.

Значения варьируемых параметров, при которых достигается  $y_{\min}$ :  $n_g = 30,6 \text{ мин}^{-1}$ ;  $B = 0,052 \text{ м}$  и  $\alpha_n = 65,38 \text{ град}$ .

Если принять  $n_g = 30 \text{ мин}^{-1}$ ;  $B = 0,05 \text{ м}$  и  $\alpha_n = 65 \text{ град}$ , то  $y = 9,01$ . Относительное ухудшение показателя неравномерности смешивания  $y_{\min} = v_{\min}$  при этом

$$\delta_y = \frac{y - y_{\min}}{y_{\min}} \cdot 100 = 0,98,$$

т.е. менее одного процента.

С использованием составленной модели  $y = f(n_g, B, \alpha_n)$  исследована чувствительность показателя  $y = v$  к отклонениям ва-

рируемых параметров от их номинальных значений в центре гиперповерхности (рис. 1). На коэффициент вариации  $v$  наиболее влияет ширина полувитков  $B$ , а меньше – частота вращения вала смесителя  $n_g$ .

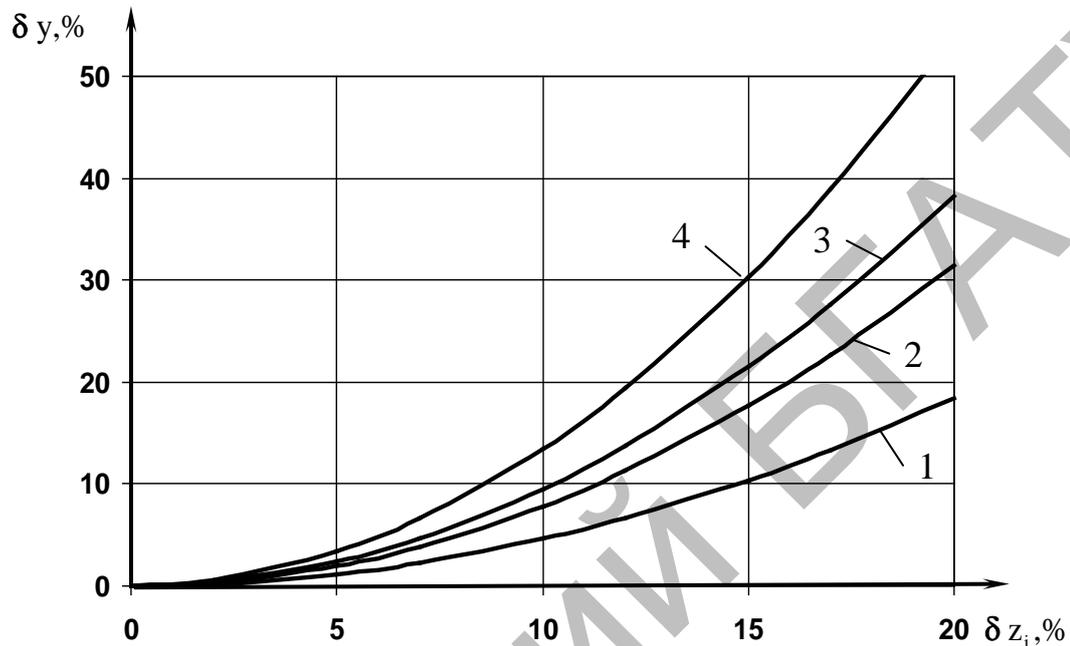


Рис. 1. Относительные погрешности неравномерности смешивания при отклонениях варьируемых параметров  $z_i$  от номинальных значений:

1 -  $\delta z_i = \delta n_g, \delta \alpha_n = \delta B = 0$ ; 2 -  $\delta z_i = \delta \alpha_n, \delta n_g = \delta B = 0$ ; 3 -  $\delta z_i = \delta B, \delta \alpha_n = \delta n_g = 0$ ; 4 – одновременно изменяются все параметры ( $n_g, \alpha_n$  и  $B$ )

На втором этапе исследований при фиксированных значениях  $n_g = 30 \text{ мин.}^{-1}$ ;  $B = 0,05 \text{ м}$  и  $\alpha_n = 65 \text{ град.}$  варьировали продолжительность смешивания  $t$  и степень заполнения смесителя  $\psi$ .

Неоднородность приготавливаемой смеси с течением времени асимптотически приближается к некоторой постоянной величине.

Такой предпосылке противоречит аппроксимация зависимости  $v = f(t)$  степенным многочленом, поскольку тогда она имеет минимум. Поэтому в качестве модели следовало бы принять нелинейное по параметрам уравнение

$$v_i = a \exp(bt_i) + c + e_i, \quad (8)$$

коэффициенты которого (табл.2) можно определить, используя метод наименьших квадратов и решая путём итераций систему нелинейных нормальных уравнений:

$$\left. \begin{aligned} \sum [v_i - a \exp(bt_i) - c] \exp(bt_i) &= 0; \\ \sum_i [v_i - a \exp(bt_i) - c] \exp(bt_i) t_i &= 0; \\ \sum_i [v_i - a \exp(bt_i) - c] &= 0 \end{aligned} \right\}$$

Таблица 2

## Однофакторные модели неравномерности смешивания

$\Psi$	$v = f(t)$	$F$	$F_{кр}$	$R^2$	$\delta, \%$
0,6	$v = 127,4 \exp(-0,654t) + 11,3$	83,32	9,55	-	4,7
	$v = 34,3 - 4,408t + 0,203t^2; t_m = 10,9 \text{ мин.}$	24,52	9,55	0,942	8,5
0,7	$v = 75,4 \exp(-0,588t) + 10,8$	297,94	9,55	-	2,1
	$v = 28,0 - 3,242t + 0,147t^2; t_m = 11,0 \text{ мин.}$	40,22	9,55	0,995	5,6
0,8	$v = 565,1 \exp(-1,12t) + 10,0$	21,03	9,55	-	7,9
	$v = 25,8 - 3,275t + 0,16t^2; t_m = 10,2 \text{ мин.}$	4,12	9,55	0,733	15,9
0,9	$v = 435,5 \exp(-0,982t) + 11,0$	78,56	9,55	-	4,8
	$v = 30,0 - 3,617t + 0,164t^2; t_m = 11,0 \text{ мин.}$	5,95	9,55	0,799	15,8

Поскольку уравнение (8) затруднительно использовать для построения доверительных интервалов предсказанных значений  $\hat{v}_k$  - см. формулу (7), необходимых при анализе процесса смешивания компонентов обогатительной добавки, экспериментальные данные аппроксимировали также степенными многочленами второго порядка (см. табл.2), но при анализе рассматривали эти зависимости для  $t < t_m$ , где  $t_m$  - время, соответствующее минимуму функции  $v = f(t)$ .

Графики функций  $v = f(t)$  показывают (рис.2), что при  $t > 10 \text{ мин.}$  коэффициент вариации  $v$  колеблется относительно некоторых постоянных значений – ординат, равных свободному члену  $c$  уравнения (8). Это вносит большие погрешности в аппроксимацию исследуемых зависимостей степенными многочленами (см. табл. 2).

Поэтому время смешивания  $t_k$ , при котором гарантируется  $v \leq [v]$ , определяли (табл. 3), прогнозируя интервальные (7) оценки индивидуальных наблюдений  $y_k = v$  коэффициента неравномерности смешивания, используя аппроксимацию степенным многочленом (1) экспериментальных точек, для которых  $t \leq 10 \text{ мин.}$

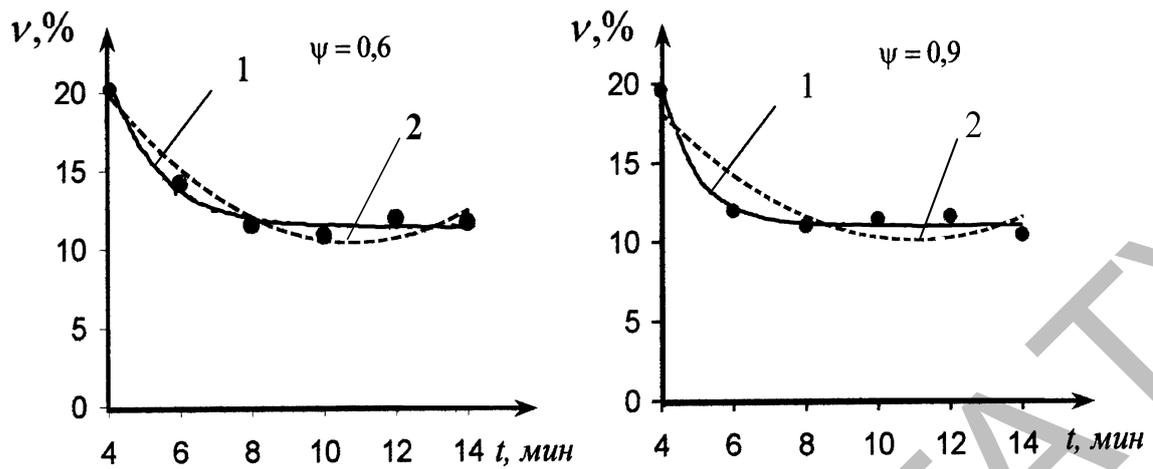


Рис. 2. Аппроксимация зависимости  $v = f(t)$ : 1 – уравнением (8); 2 – степенным многочленом (1)

Таблица 3

Продолжительность смешивания  $t_k$ , энергоёмкость  $E$  и производительность  $Q$  процесса при разной степени заполнения смесителя  $\psi$

$\psi$	0,6	0,7	0,8	0,9
$t_k$ , мин.	6,5	5,9	6,5	7,7
$E$ , кВт·ч/м	0,429	0,424	0,498	0,618
$Q$ , м/ч	5,12	6,66	6,92	6,58

Для оценки энергоёмкости процесса смешивания измеряли мощность на привод рабочего органа (за вычетом мощности холостого хода) при разных значениях частоты его вращения и коэффициента заполнения смесителя. Шаговым регрессионным методом составлено уравнение множественной регрессии

$$P = -0,0713 + n_g(0,2083\psi - 0,0494), \quad (9)$$

для которого  $F = \frac{MS_R}{MS_e} = 533,7 \gg F_{кр} \equiv F(0,05; 2; 13) = 3,81$ , коэффициент детерминации  $R^2 = 0,988$  и относительная среднеквадратическая ошибка  $\delta = 3,8\%$  (в исследованном диапазоне варьирования  $n_g$  и  $\psi$ ).

С учётом обоснованной при исследовании качества смешивания частоты вращения вала смесителя  $n_g = 30 \text{ мин.}^{-1}$ , из формулы (9) имеем:

$$P = -1,553 + 6,249\psi.$$

Энергоёмкость ( $E$ , кВт·ч/м) и производительность ( $Q$ , м/ч)

процесса смешивания соответственно

$$E = \frac{P \cdot t_k}{60 \cdot M} \text{ и } Q = \frac{60 \cdot M}{t_k}, \quad (10)$$

где  $M$  – масса компонентов, загружаемых в смеситель,  $m$ .

Результаты расчётов по формулам (10) показывают (см. табл.3), что для снижения энергоёмкости процесса следует принять  $\psi = 0,7$ . Тогда при практически одинаковой производительности энергоёмкость смешивания компонентов обогатительной добавки оказывается в 1,46 раза меньше, чем в случае  $\psi = 0,9$ .

Если, повышая достоверность того, что  $v \leq [v]$ , принять  $t_k = 6,5 \text{ мин.}$ , то для обоснованных значений факторов и  $\psi = 0,7$  энергоёмкость смешивания компонентов обогатительной добавки  $E = 0,467 \text{ кВт} \cdot \text{ч} / \text{м}$  при производительности  $Q = 6,0 \text{ м} / \text{ч}$ .

Таким образом, прогнозируемые параметры и режимы работы обеспечивают энергоёмкость смешивания, которая меньше энергоёмкости процесса, выполняемого вертикально-шнековыми смесителями, для которых  $E = 0,930 \dots 1,046 \text{ кВт} \cdot \text{ч} / \text{м}$  при  $Q = 7,5 \dots 10,7 \text{ м} / \text{ч}$  [5].

## ВЫВОДЫ

В результате построения и анализа статистических моделей процесса функционирования смесителя для приготовления обогатительной кормовой добавки обоснованы рациональные параметры его конструкции и режимы работы:  $n_g = 30 \text{ мин}^{-1}$ ;  $B = 0,05 \text{ м}$ ;  $\alpha_n = 65 \text{ град.}$ ;  $t_k = 6,5 \text{ мин.}$  и  $\psi = 0,7$ . Они обеспечивают требуемое качество смеси ( $v \leq [v] = 15\%$ ) и минимум энергоёмкости технологического процесса  $E = 0,467 \text{ кВт} \cdot \text{ч} / \text{м}$ . Это позволило без значительных затрат материальных средств и времени на изготовление, трудоёмкие исследования и доводку большого числа вариантов экспериментального оборудования создать опытный образец смесителя, который успешно прошёл государственные приёмочные испытания.

## ЛИТЕРАТУРА

1. Бохан Н.И., Дмитриев А.М., Нагорский И.С. Планирование экспериментов в исследованиях по механизации и автоматизации сельскохозяйственного производства. Горки, 1986.- 80 с.

2. Дрейпер Н., Смит Г. Прикладной регрессионный анализ. М.: Изд-во «Статистика», 1973.- С. 30-32, 132.

3. Ефимов Н.В., Розендорн Э.Р. Линейная алгебра и нелинейная геометрия. М.: Изд-во «Наука», 1970.- С. 451-459.

4. Нагорский И.С., Селезнёв А.Д., Гришков А.В. Построение статистических моделей. Сб.: Повышение эффективности использования сельскохозяйственной техники. Материалы международной научно-практической конференции. Ч.1, Горки, 1998.- С. 25-31.

5. Nagorski I., Selezniow A., Griszgow A., Romaniuk W. Budowa i analiza modeli mieszarek do pasz pełnoporcjowych. - Problemy intensyfikacji produkcji zwierzęcej z uwzględnieniem ograniczeń ochrony środowiska / V Międzynarodowa Konferencja Naukowa, Część I. - Warszawa, 1999.- S. 45-51.

**CONSTRUCTION AND ANALYSIS OF REGRESSIVE MODELS OF FARM INSTALLATIONS** (illustrated by an example of a foodmixer)

**I.S.Nagorsky, F.F.Minko, A.I.Punko**

*Republic Unitary Enterprise «Belarus Scientific-Research Institute of Farm Mechanization»*

Construction and analysis of mathematical models with the purpose of prognostication of food mixer's parameters and operating conditions which ensure required mixture quality and minimum power consumption are considered.