

# **DETERMINATION OF AGGREGATE PARAMETERS FOR PREPARATION OF BALANCED ANIMAL'S MIXTURES**

Vladimir Perednja, Andrey Punko, Artur Kremenevskij

Belarussian-scientific -research Institute of Mechanization - *BelNIIMSH*

220610 Minsk-49, Knorin str.,1

The article defines the type of mixers for preparation of the balancing additive, describes its construction, states the technique of determination of optimum parameters of the mixer and indicates the established parameters.

**KEY WORDS:** an aggregate, cornforage, balancing fodder additive, mixer, blades, optimum parameters, factors, function.

## **INTRODUCTION**

The increase in productivity of animals and the decrease in the forages costs per unit of production are impossible without rational use of forages, It is possible effectively to use forages, available on a farm only by to balancing them on nutritiousness. It is easiest to balance the ration of animals by preparing balanced additive as a mixture.

For preparation of such additive BelNIIMSH developed the set of machines [1, 2]. The equipment allows to prepare balanced mixtures from cornforage, edible roots, protein-vitamin and mineral additives, etc. And this equipment can be used to assemble any set of machines to prepare different balanced mixtures, according to the necessity of a farm and available forages. The main machine in any set should be a special aggregate for enrichment cornforage.

## **AGGREGATE FOR DRESSING OF CORNFORAGE**

In mixed fodder industry there are many types of mixers of horizontal, vertical and inclined types. All these mixers are used to prepare mixed fodder from crushed cornforage and protein-vitamin additives.

When making up the balancing additive directly at the farm the additive is usually mixed from various fodder components, available at farm. It is impossible properly to mix components, available at farm by mixers existing in mixed fodder industry.

The analysis of existing types of mixers has shown high efficiency of band blades of a half-ring type (fig. 1). To increase the effect of a working body on fodder mixture the working body is equipped with two rows of half-coils, as internal and external spirals. In comparison with a coil, the half-coil increases mixing of a material. Rotating, the blades mix components and simultaneously move fodder mixture forward along the bunker. Owing to multiway winding of internal and external spirals, there occurs cross-current movement of the mixture promoting intrusion of particles of one material between particles of the other, providing their uniform distribution. Besides such construction of the working body contributed to uniform submission of the mixture to an unloading hole.

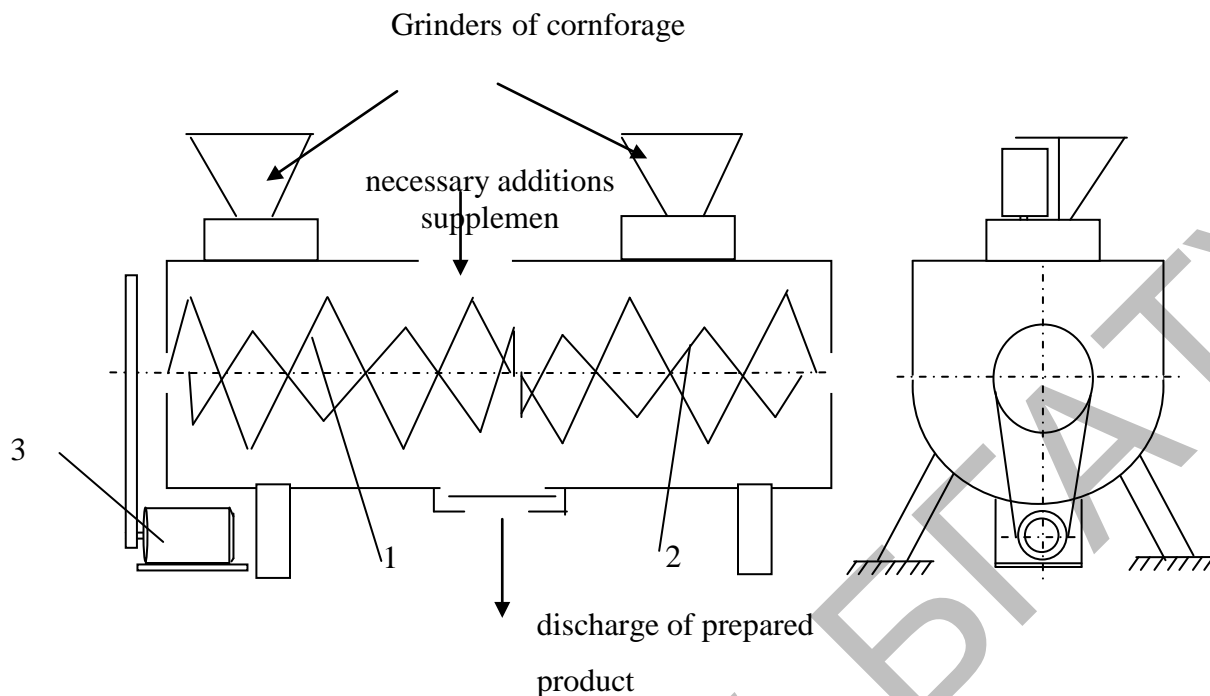


Fig.1 The scheme of an aggregate for preparation of the balancing additive  
 1 - external spiral; 2 - internal spiral; 3 - drive of the mixer.

### OPTIMIZATION OF PARAMETERS OF AN AGGREGATE

For determination of optimum parameters of the mixer of an aggregate ensuring qualitative mixing within zootechnik requirements there has been done researches with application of mathematical planning.

The quality of mixing was evaluated by an amount of the control component in selected samples after preliminary blending.

Taking it into account, that the tested material was further used as forage to cattle, the control component was whole grains of barley.

By selecting reference values of the factors (tab. 1), there has been developed a matrix of planning (tab. 2), the columns (2-4) of which allow to receive information, necessary for calculation of linear regression and effects of pair interactions.

Table 1

Coding of the varied factors

The code denotation of the factors	X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	X <sub>3</sub>
The varied parameter	N	S	α
Unit of measurements	min <sup>-1</sup>	m	angle
Main level (X <sub>i</sub> = 0)	35	0,065	70
Variation interval	5	0,015	10
Top level (X <sub>iB</sub> =+1)	40	0,08	80
Lower level (X <sub>iH</sub> =-1)	30	0,05	60

Table 2

Matrix of planning and results of the experiment.

Test №	Levels of the factors			v <sub>y1</sub>	v <sub>y2</sub>	v <sub>y3</sub>	v <sub>u. ep.</sub>	S <sup>2</sup> (v <sub>y</sub> )	v <sub>y</sub> расч
	X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	X <sub>3</sub>						
1	-1	-1	-1	10,2	9,4	10,9	10,167	0,563	9,74
2	+1	+1	-1	14,0	14,1	15,2	14,433	0,443	14,85
3	-1	-1	+1	32,7	33,4	35,9	34,0	2,83	34,42
4	+1	-1	+1	24,5	25,1	27,1	25,567	1,853	25,14
5	-1	+1	+1	11,2	12,3	13,1	12,2	0,910	12,62
6	+1	-1	-1	17,0	17,5	18,7	17,733	0,763	17,31
7	-1	+1	-1	37,3	38,3	41,2	38,933	4,103	38,51
8	+1	+1	+1	26,6	29,5	29,1	28,4	2,470	28,82

By the results of three reiteration of the test there has been calculated average arithmetic selective dispersions and dispersions of reproducibility of test:

As the number of parallel observations for all test was identical (n = 3), the hypothesis of a homogeneity of dispersions was checked with the help of Kohren criterion:

$$G_{\text{exp}} = \frac{S_{i\text{max}}^2}{\sum_{i=1}^N S_i^2} \leq G_{\alpha}^{\text{tab}}(f_n, N) \quad G_{\text{exp}} = \frac{4.103}{13.937} = 0,294 \quad (1)$$

Where  $G_{\text{tab}}(f_n; N) = G_{0,05}(2; 8) = 0.5157$  -is tabulated value of Kohren criterion at the significance value of  $\alpha = 0,05$  and number of aviation degrees for selective dispersions is  $f_n = n-1$

As  $G_{\text{exp}}$  there is less than the tabulated value, it is possible to consider a number of dispersions (table 2, column 9) homogeneous.

Taking it into account, that the divergence of dispersions was insignificant, it was possible to calculate the dispersion of reproducibility of the test:

$$S^2\{v_y\} = \frac{\sum_{i=1}^N S_i}{N} \quad S^2\{v_y\} = \frac{13.937}{8} = 1,742 \quad (2)$$

By results of the test there have been calculated factors of linear regression and their dispersions

$$b_j = \frac{\sum_{i=1}^N \bar{V}_i X_{ij}}{N} \quad S_{\{b_j\}} = \frac{S_{\{v\}}}{n \cdot N} \quad (3)$$

With number of aviation degrees  $f_s = N(n-1)$ , where  $N = 8$  - number of points of the plan (the number of tests).

For calculation of factors  $b_j$ , three was used the extended matrix of the plan.

As a result, the following factors were received:

$$\begin{array}{llll} b_0 = 22.679 & b_1 = -1.146 & b_2 = 9.046 & b_3 = 1.637 \\ b_4 = -3.596 & b_5 = -0.104 & b_6 = 0.304 & \end{array}$$

The regression factor  $b_j$  will be statically significant, when fulfilling the following condition:

$$|b_j| > \Delta b_j = \pm t_{\alpha, f_s} \cdot S\{b_j\} \quad (4)$$

Where  $\Delta b_j$  - confidential interval;  $t_{\alpha, f_s}$  - tabulated value of St'judent criterion.

Comparing a confidential interval with regression factors, their significance has been defined.

$$\Delta b_j = \pm 0.293 \cdot 2.12 = \pm 0.571$$

Comparison of the absolute value of the designed factors with their confidential interval shows, that all factors are statically significant, except for  $b_5$  and  $b_6$  which should be excluded from the model.

Then the equation of regression in linear approximation hakes the form:

$$v_c = 22.679 - 1.146X_1 - 9.046X_2 - 1.637X_3 \quad (5)$$

Adequacy of the model was tested on Fischer criterion and it has appeared, that is not quite adequate and describes the surface of response.

With the purpose of obtaining an adequate model there was accepted solutions to supplement the realized matrix by 23 star points (tab. 3) and to execute experiment at centre of the plan, thus making composite transition to the plan of the second order.

Table 3

Matrix of the factors and results of additional tests of the orthogonal central composite plan of the 23 second order

I	Levels of the factors			$v_{i1}$	$v_{i2}$	$v_{i3}$	$\bar{v}_i$	$S^2\{v_i\}$	$v_{y \text{ расч}}$
	$X_1$	$X_2$	$X_3$						
9	-1,215	0	0	14,7	15,3	16,5	15,5	0,84	15,76
10	+1,215	0	0	11,5	11,8	13,8	12,367	1,563	12,88
11	0	-1,215	0	10,1	12,5	11,7	11,433	1,493	12,09
12	0	+1,215	0	35,0	32,3	35,1	34,133	2,523	34,26
13	0	0	-1,215	12,0	13,1	14,8	13,3	1,99	13,29
14	0	0	+1,215	16,3	15,7	16,5	16,167	0,173	16,96
15	0	0	0	13,8	14,7	13,2	13,9	0,57	12,71

The equation of regression of the second order with new variables a kind is:

$$v_c = b'_0 + b_1 X_1 + \dots + b_k X_k + b_{12} X_1 X_2 + \dots + b_{(k-1)k} X_{(k-1)} X_k + b_{11} X_1^2 + \dots + b_{kk} X_k^2 \quad (6)$$

On the basis of the results of the experiment, there been have defined the following value of regression factors:

$$b'_0 = 19,882 \quad b_1 = -1,185 \quad b_2 = 9,126 \quad b_3 = 1,514$$

$$b_{12} = -3,596 \quad b_{13} = -0,104 \quad b_{23} = 0,304$$

$$b_{11} = 7,092 \quad b_{22} = 1,639 \quad b_{33} = -3,596$$

$$b_0 = 19,882 - 0,73 \cdot 9,829 = 12,705$$

Then the condition of a homogeneity of selective dispersions with all results of the experiment has been checked up:

$$G_{\text{exp}} = \frac{4,103}{23,09} = 0,178 < G_{0,05(2;15)}^{\text{tab}} = 0,3346 \quad (7)$$

Using all available information, the dispersion of reproducibility has been calculated and dispersions of regression factors has been valuated.

$$S^2\{b_0\} = S^2\{b'_0\} + \sum_{i=1}^k \lambda_2^2 \cdot S^2\{b_{ii}\} = S^2\{b'_0\} + k \cdot \lambda_2^2 \cdot S^2\{b_{ii}\} \quad (8)$$

$$S^2\{b'_0\} = \frac{1,539}{15 \cdot 15} = 0,0068 \quad S^2\{b_i\} = \frac{1,539}{15 \cdot 10,952} = 0,00937$$

$$S^2\{b_{ij}\} = \frac{1,539}{15 \cdot 8} = 0,01 \quad S^2\{b_{ii}\} = \frac{1,539}{15 \cdot 4,361} = 0,024$$

On determining confidential intervals of regression factors and on excluding insignificant factors, the equation of regression takes the form:

$$v_c = 12.705 - 1.185X_1 + 9.126X_2 + 1.514X_3 - 3.596X_1X_2 + 0.304X_2X_3 + 1.097X_1^2 + 7.092X_2^2 + 1.639X_3^2. \quad (9)$$

The check up of a hypothesis on the adequacy of the model (9) has shown its adequacy to experimental data.

With the purpose of obtaining the surface of response, described by the obtained equation of regression, coordinates of centre of surface of the second order have been defined:

$$\begin{cases} \frac{\partial v_c}{\partial X_1} = -1.185 - 3.596X_2 + 2 \cdot 1.097X_1 = 0 \\ \frac{\partial v_c}{\partial X_2} = 9.126 - 3.596X_1 + 0.304X_3 + 2 \cdot 7.092X_2 = 0 \\ \frac{\partial v_c}{\partial X_3} = 1.514 + 0.304 \cdot X_2 + 2 \cdot 1.639X_3 = 0 \end{cases} \quad (10)$$

The main determinant of the system is not equal to zero therefore, the examined surface of the response has a centre

$$D = \begin{vmatrix} 1.097 & -3.596 & 0 \\ -3.596 & 7.092 & 0.15 \\ 0 & 0.15 & 1.639 \end{vmatrix} = -8,468$$

On solving the system of the differential equations (10) there have been defined coordinates of centre of surface of a response with least variation factor:

$$X_1 = -0.857; X_2 = -0.852; X_3 = -0.383$$

Rating value of parameters of the mixer:

$$Z_1^n = N = 35 - 0.857 \cdot 5 = 30.715$$

$$Z_2^n = \alpha = 70 - 0.852 \cdot 10 = 61.48$$

$$Z_3^n = S = 0.065 - 0.383 \cdot 0.015 = 0.059$$

By making all arithmetic operations the equation (9) takes a form:

$$v_c = 12,705 - 1,185 \cdot (-0,857) + 9,126 \cdot (-0,852) + 1,514 \cdot (-0,383) - 3,596 \cdot (-0,857) \cdot (-0,852) + 0,304 \cdot (-0,852) \cdot (-0,383) + 1,097 \cdot (-0,857)^2 + 7,092 \cdot (-0,852)^2 - 1,639 \cdot (-0,383)^2 = 9,034$$

As a result of tests, held under the optimum factor values there has been obtained the value of nonuniformity of mixing  $v_{\min} = 9,0\%$ , that does not exceed zootechnik requirements to the quality of fodder mixtures. The divergence between values, obtained with the help of the equation of regression and experimental data does not exceed 5 %, that is quite admissible.

## **CONCLUSIONS.**

1. The analysis of obtained mathematical model of uniformity of mixing has shown, that the greatest influence on quality of prepared mixture depends on the frequency of rotation of the shaft and the width of half-coils of spirals.
2. Use of tape blades of a half-ring type as working bodies of the mixer, has allowed to reach a high degree of uniformity of mixing of fodder materials with various physico-mechanical properties.
3. The results of researches on operation of the mixer have allowed to develop the constructive scheme of an aggregate for preparation of enriching additive, and they also can be used to develop dimension-type of mixers of the given type.

## **LITERATURE**

1. V. Perednja, A. Punko Choice and substantiation of technology for an effective use of forages on farms KPC. Scientific works VIM, volume 132, Moscow, 2000.
2. V. Perednja, A. Punko A research of aggregate parameters for preparation of additives for balancing rations. In atc.: Modern problems of an agricultural mechanic, part 2, Minsk, 1999.

V. Perednja, A. Punko, A. Kremenevskij

### **THE DETERMINATION OF PARAMETERS OF AN AGGREGATE FOR PREPARATION BALANCED ANIMAL'S MIXTURES.**

#### **Abstract**

For an effective utilization of forages on cattle-breeding farms it is necessary them to balance on nutritiousness. By the best method it can be realized preparing the balancing components (mixture). The main machine for preparation of such mixtures is the mixer. In the article the type of mixers is reasonable, the construction is described it, the technique of determination of optimum parameters of the mixer is stated and the established parameters are indicated.

## ОПРЕДЕЛЕНИЕ ПАРАМЕТРОВ АГРЕГАТА ДЛЯ ПРИГОТОВЛЕНИЯ СБАЛАНСИРОВАННЫХ СМЕСЕЙ ЖИВОТНЫМ

Владимир Передня, Андрей Пунько, Кременевский Артур

*Белорусский научно-исследовательский институт  
механизации сельского хозяйства- БелНИИМСХ  
220610, Минск-49, ул. Кнорина, 1*

В статье обоснован тип смесителей для приготовления балансирующей добавки, описана его конструкция, изложена методика определения оптимальных параметров смесителя и приведены установленные параметры.

**КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА:** агрегат, зернофураж, балансирующая кормовая добавка, смеситель, лопасти, оптимальные параметры, факторы, функция.

### ВВЕДЕНИЕ

Повышение продуктивности животных, снижение затрат кормов на единицу продукции невозможны без рационального использования кормов. Эффективно использовать имеющиеся на ферме корма можно только если их сбалансировать по питательности. Сбалансировать рацион животных проще всего, если приготовить обогатительную добавку в виде смеси.

Для приготовления такой добавки в БелНИИМСХ разработан комплект машин [1, 2]. Оборудование позволяет приготавливать обогатительную смесь из зернофуража, корнеклубнеплодов, белково-витаминных и минеральных добавок и т.п. Причем из этого оборудования можно комплектовать любой набор машин и приготавливать любые обогатительные смеси, исходя из необходимости хозяйства (фермы) и имеющихся в них кормов. Основной машиной в любом наборе должен быть специальный агрегат обогащения зернофуража.

### АГРЕГАТ ДЛЯ ОБОГАЩЕНИЯ ЗЕРНОФУРАЖА

В комбикормовой промышленности имеется много типов смесителей горизонтального, вертикального и наклонного типов. Все эти смесители предназначены для приготовления комбикорма из измельченного зернофуража и белково-витаминных добавок.

При приготовлении балансирующей добавки непосредственно в хозяйствах готовить такую добавку приходится из различных кормовых компонентов, которые имеются в хозяйстве. Качественно смешать имеющиеся в хозяйстве компоненты существующими в комбикормовой промышленности смесителями невозможно.

Анализ существующих конструкций смесителей показал высокую эффективность использования в качестве рабочих органов ленточных лопастей полукольцевого типа (рис. 1). Для увеличения степени воздействия рабочего органа на кормосмесь рабочий орган выполнен с



двумя рядами полувитков, в виде внутренней и внешней спиралей. В сравнении с витком полувиток способствует увеличению перелопачивания материала. Вращаясь, лопасти перемешивают компоненты между собой и одновременно перемещают кормовую смесь вдоль бункера по направлению своего движения. Вследствие различных направлений навинок внутренней и внешней спиралей создается противоточное движение смеси, способствующее внедрению частиц одного материала между частицами другого, что и обеспечивало их равномерное распределение. Кроме того, такая конструкция рабочего органа способствовала равномерной подаче смеси к разгрузочному отверстию.

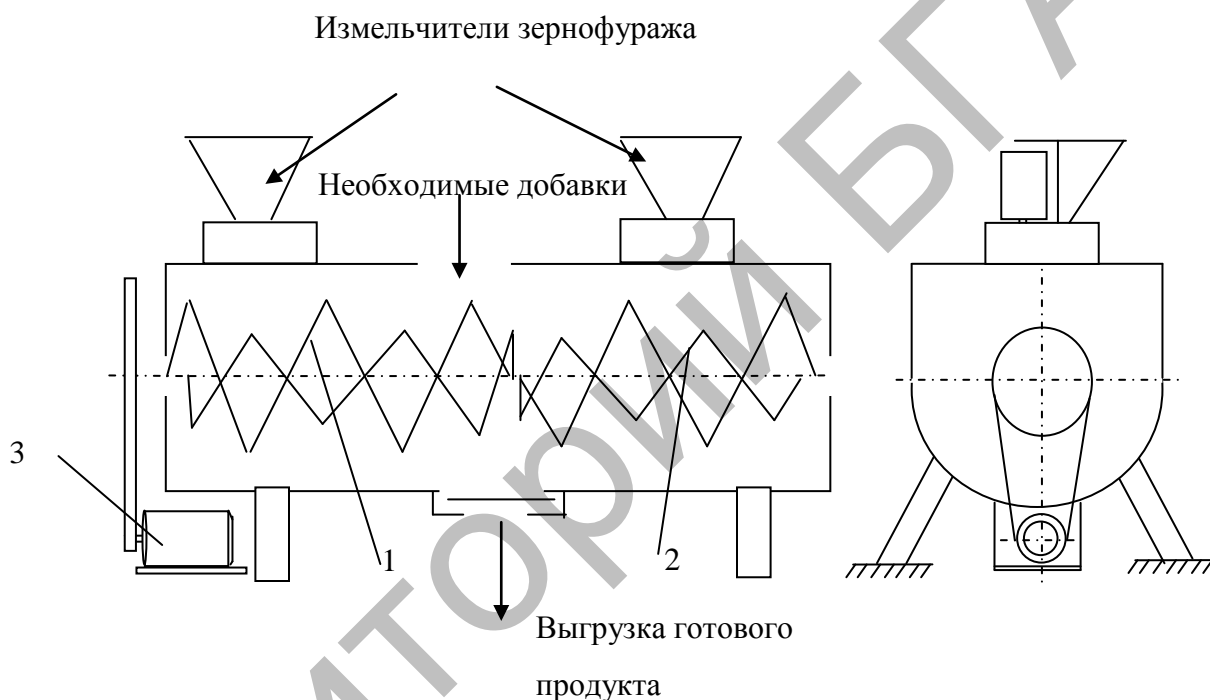


Рис.1 Принципиальная схема агрегата для приготовления балансирующей добавки  
1 - внешняя спираль; 2 - внутренняя спираль; 3 - привод смесителя.

### ОПТИМИЗАЦИЯ ПАРАМЕТРОВ АГРЕГАТА

Для определения оптимальных параметров смесителя агрегата, обеспечивающих качественное смешивание в диапазоне зоотехнических требований, проведены исследования с применением математического планирования.

Качество смешивания оценивали по количеству контрольного компонента в отбираемых пробах после предварительного смешивания.

Учитывая, что материал исследований далее использовался на корм скоту, в качестве контрольного компонента применяли целые зерна ячменя.

Выбрав исходные значения факторов (табл. 1), разработали матрицу планирования (табл. 2), столбцы (2-4) которой позволяют получить информацию, необходимую для вычисления линейной регрессии и эффектов парных взаимодействий.

Таблица 1

Кодирование варьируемых факторов

Кодовое обозначение факторов	X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	X <sub>3</sub>
Варьируемый параметр	N	S	α
Единица измерения	мин <sup>-1</sup>	м	град
Основной уровень (X <sub>i</sub> =0)	35	0,065	70
Интервал варьирования	5	0,015	10
Верхний уровень (X <sub>ив</sub> =+1)	40	0,08	80
Нижний уровень (X <sub>ин</sub> =-1)	30	0,05	60

Таблица 2

Матрица планирования и результаты эксперимента.

№ опыта	Уровни факторов			v <sub>y1</sub>	v <sub>y2</sub>	v <sub>y3</sub>	v <sub>и ср.</sub>	S <sup>2</sup> (v <sub>y</sub> )	v <sub>y расч</sub>
	X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	X <sub>3</sub>						
1	-1	-1	-1	10,2	9,4	10,9	10,167	0,563	9,74
2	+1	+1	-1	14,0	14,1	15,2	14,433	0,443	14,85
3	-1	-1	+1	32,7	33,4	35,9	34,0	2,83	34,42
4	+1	-1	+1	24,5	25,1	27,1	25,567	1,853	25,14
5	-1	+1	+1	11,2	12,3	13,1	12,2	0,910	12,62
6	+1	-1	-1	17,0	17,5	18,7	17,733	0,763	17,31
7	-1	+1	-1	37,3	38,3	41,2	38,933	4,103	38,51
8	+1	+1	+1	26,6	29,5	29,1	28,4	2,470	28,82

По результатам трех повторностей опытов были вычислены построчные средние арифметические выборочные дисперсии и дисперсии воспроизводимости опытов:

Так как число параллельных наблюдений для всех опытов были одинаковым (n=3), то гипотезу однородности дисперсий проверяли с помощью критерия Кохрена:

$$G_{\text{эксп}} = \frac{S_{i\text{max}}^2}{\sum_{i=1}^N S_i^2} \leq G_{\alpha}^{\text{табл}}(f_n, N) \quad G_{\text{эксп}} = \frac{4.103}{13.937} = 0,294 \quad (11)$$

где  $G_{\alpha}^{\text{табл}}(f_n; N) = G_{0,05}(2; 8) = 0.5157$  - табличное значение критерия Кохрена при уровне значимости  $\alpha = 0,05$  и числе степеней свободы для выборочных дисперсий  $f_n = n-1$

Поскольку  $G_{\text{эксп}}$  меньше табличного значения, то ряд дисперсий (таблица 2, столбец 9) можно считать однородным.

Учитывая, что расхождение между дисперсиями незначимые, то, усреднив их, вычислили дисперсию воспроизводимости опытов:

$$S^2\{v_y\} = \frac{\sum_{i=1}^N S_i}{N} \quad S^2\{v_y\} = \frac{13.937}{8} = 1,742 \quad (12)$$

По результатам эксперимента вычислили коэффициенты линейной регрессии и их дисперсии

$$b_j = \frac{\sum_{i=1}^N \bar{V}_i X_{ij}}{N} \quad S_{\{b_j\}} = \frac{S_{\{v_j\}}}{n \cdot N} \quad (13)$$

с числом степеней свободы  $f_s = N(n-1)$ , где  $N=2^p=8$  - число точек плана (количество опытов).

Для вычисления коэффициентов  $b_j$  была использована расширенная матрица плана.

В результате расчетов получили следующие коэффициенты:

$$\begin{array}{llll} b_0 = 22.679 & b_1 = -1.146 & b_2 = 9.046 & b_3 = 1.637 \\ b_4 = -3.596 & b_5 = -0.104 & b_6 = 0.304 & \end{array}$$

Коэффициент регрессии  $b_j$  будет статически значимый, при выполнении следующего условия:

$$|b_j| > \Delta b_j = \pm t_{\alpha, f_s} \cdot S\{b_j\} \quad (14)$$

где  $\Delta b_j$  - доверительный интервал;  $t_{\alpha, f_s}$  - табличное значение критерия Стьюдента.

Сравнивая доверительный интервал с коэффициентами регрессии, определили их значимость.

$$\Delta b_j = \pm 0.293 \cdot 2.12 = \pm 0.571$$

Сравнение абсолютного значения рассчитанных коэффициентов с их доверительным интервалом показывает, что статически значимыми являются все коэффициенты, кроме  $b_5$  и  $b_6$ ,

которые следует исключить из модели.

Тогда уравнение регрессии в линейном приближении имеет вид:

$$v_c = 22.679 - 1.146X_1 - 9.046X_2 - 1.637X_3 \quad (15)$$

Провели проверку адекватности модели по критерию Фишера и оказалось, что она на вполне адекватна и в лучшем случае описывает поверхность отклика.

С целью получения адекватной модели было принято решения дополнить реализованную матрицу  $2^3$  звездными точками (табл. 3) и выполнить опыт в центре плана, совершив таким образом композиционный переход к плану второго порядка.

Таблица 3

Матрица факторов и результаты дополнительных опытов ортогонального центрального композиционного плана  $2^3$  второго порядка

I	Уровни факторов			$v_{i1}$	$v_{i2}$	$v_{i3}$	$\bar{v}_i$	$S^2\{v_i\}$	$v_{у\text{ расч}}$
	$X_1$	$X_2$	$X_3$						
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
9	-1,215	0	0	14,7	15,3	16,5	15,5	0,84	15,76
10	+1,215	0	0	11,5	11,8	13,8	12,367	1,563	12,88
11	0	-1,215	0	10,1	12,5	11,7	11,433	1,493	12,09
12	0	+1,215	0	15,0	32,3	35,1	34,133	2,523	34,26
13	0	0	-1,215	12,0	13,1	14,8	13,3	1,99	13,29
14	0	0	+1,215	16,3	15,7	16,5	16,167	0,173	16,96
15	0	0	0	13,8	14,7	13,2	13,9	0,57	12,71

Уравнение регрессии второго порядка с учетом новых переменных имеет вид

$$v_c = b'_0 + b_1 X_1 + \dots + b_k X_k + b_{12} X_1 X_2 + \dots + b_{(k-1)k} X_{(k-1)} X_k + b_{11} X_1^2 + \dots + b_{kk} X_k^2 \quad (16)$$

На основании результатов эксперимента определили следующие значения коэффициентов регрессии:

$$\begin{aligned}
 b'_0 &= 19,882 & b_1 &= -1,185 & b_2 &= 9,126 & b_3 &= 1,514 \\
 b_{12} &= -3,596 & b_{13} &= -0,104 & b_{23} &= 0,304 \\
 b_{11} &= 7,092 & b_{22} &= 1,639 & b_{33} &= -3,596 \\
 b_0 &= 19,882 - 0,73 \cdot 9,829 = 12,705
 \end{aligned}$$

Затем проверили условие однородности выборочных дисперсий с учетом всех результатов эксперимента:

$$G_{\text{экс}} = \frac{4.103}{23.09} = 0.178 < G_{0.05(2;15)}^{\text{табл}} = 0.3346 \quad (17)$$

Используя всю имеющуюся информацию вычислили дисперсию воспроизводимости и провели оценку дисперсий коэффициентов регрессии

$$S^2\{b_0\} = S^2\{b'_0\} + \sum_{i=1} \lambda_2^2 \cdot S^2\{b'_{ii}\} = S^2\{b'_0\} + k \cdot \lambda_2^2 \cdot S^2\{b'_{ii}\} \quad (18)$$

$$S^2\{b'_0\} = \frac{1.539}{15 \cdot 15} = 0.0068 \quad S^2\{b'_i\} = \frac{1.539}{15 \cdot 10.952} = 0.00937$$

$$S^2\{b'_{ij}\} = \frac{1.539}{15 \cdot 8} = 0.01 \quad S^2\{b'_{ii}\} = \frac{1.539}{15 \cdot 4.361} = 0.024$$

Определив доверительные интервалы коэффициентов регрессии и исключив незначимые коэффициенты искомое уравнение регрессии примет вид:

$$v_c = 12.705 - 1.185X_1 + 9.126X_2 + 1.514X_3 - 3.596X_1X_2 + 0.304X_2X_3 + 1.097X_1^2 + 7.092X_2^2 + 1.639X_3^2. \quad (19)$$

Проверка гипотезы об адекватности модели (9) показала его адекватность экспериментальным данным.

С целью получения поверхности отклика, описываемой полученным уравнением регрессии, определили координаты центра поверхности второго порядка:

$$\begin{cases} \frac{\partial v_c}{\partial X_1} = -1.185 - 3.596X_2 + 2 \cdot 1.097X_1 = 0 \\ \frac{\partial v_c}{\partial X_2} = 9.126 - 3.596X_1 + 0.304X_3 + 2 \cdot 7.092X_2 = 0 \\ \frac{\partial v_c}{\partial X_3} = 1.514 + 0.304 \cdot X_2 + 2 \cdot 1.639X_3 = 0 \end{cases} \quad (20)$$

Главный определитель системы не равен нулю следовательно, изучаемая поверхность отклика имеет центр

$$D = \begin{vmatrix} 1.097 & -3.596 & 0 \\ -3.596 & 7.092 & 0.15 \\ 0 & 0.15 & 1.639 \end{vmatrix} = -8,468$$

Решив систему дифференциальных уравнений (10) определили координаты центра по-

верхности отклика при которых коэффициент вариации наименьший:

$$X_1 = -0.857; X_2 = -0.852; X_3 = -0.383$$

Номинальное значение параметров смесителя:

$$Z_1^n = N = 35 - 0.857 \cdot 5 = 30.715$$

$$Z_2^n = \alpha = 70 - 0.852 \cdot 10 = 61.48$$

$$Z_3^n = S = 0.065 - 0.383 \cdot 0.015 = 0.059$$

Произведя все арифметические действия уравнение (9) примет вид

$$v_c = 12,705 - 1,185 \cdot (-0,857) + 9,126 \cdot (-0,852) + 1,514 \cdot (-0,383) - 3,596 \cdot (-0,857) \cdot (-0,852) + 0,304 \cdot (-0,852) \cdot (-0,383) + 1,097 \cdot (-0,857)^2 + 7,092 \cdot (-0,852)^2 - 1,639 \cdot (-0,383)^2 = 9,034 \quad (11)$$

В результате опытов, проведенных при оптимальных величинах факторов, полученное значение неравномерности смешивания  $v_{min} = 9,034 \%$ , что не превышает зоотехнических требований по качеству, предъявляемых к кормосмесям. Расхождение между расчетным значением, полученным с помощью уравнения регрессии и экспериментальными данными не превышает 5 %, что вполне допустимо.

### **ВЫВОДЫ.**

1. Анализ полученной математической модели равномерности смешивания показал, что наибольшее влияние на качество приготавливаемой смеси оказывают частота вращения вала и ширина полувитков спиралей.
2. Использование в качестве рабочих органов смесителя ленточных лопастей полукольцевого типа позволило достичь высокой степени равномерности смешивания кормовых материалов, имеющих различные физико-механические свойства.
3. Результаты исследований работы смесителя позволили разработать конструктивную схему агрегата для приготовления обогатительной добавки, а также могут быть использованы при разработке типоразмерного ряда смесителей данного типа.

Vladimir Perednya, Andrey Punko, Artur Kremenevskij

### **THE DETERMINATION OF PARAMETERS OF AN AGGREGATE FOR PREPARATION BALANCED ANIMAL'S MIXTURES.**

**Abstract**

For an effective utilization of forages on cattle-breeding farms it is necessary them to balance on nutritiousness. By the best method it can be realized preparing the balancing components (mixture). The main machine for preparation of such mixtures is the mixer. In the article the type of mixers is reasonable, the construction is described it, the technique of determination of optimum parameters of the mixer is stated and the established parameters are indicated.

---

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Передня В.И., Пунько А.И. Выбор и обоснование технологии для эффективного использования кормов на фермах КРС. Научные труды ВИМ, том 132, Москва, 2000 г.
2. Передня В.И., Пунько А.И. Исследование параметров агрегата приготовления обогащенных добавок для балансирования рационов. В кн.: Современные проблемы сельскохозяйственной механики, часть 2, Минск, 1999 г.