В статье проведена оценка влияния несинусоидальности напряжения источника питания на срок службы плоского линейного асинхронного двигателя в приводе жерновой мельницы. Для достижения этой цели выбрана тепловая схема замещения данного двигателя, разработана математическая модель тепловых процессов в двигателе и компьютерная программа в среде объектно-ориентированного моделирования Matlab (Simulink). С использованием компьютерной

программы определены превышения температуры обмотки индуктора линейного асинхронного двигателя от протекания токов, созданных высшими гармониками напряжения, образующими прямую и обратную последовательность чередования фаз. На основе уравнения Монтзингера определены и построены графики зависимости относительного срока службы линейного асинхронного двигателя от коэффициентов гармонических составляющих напряжения.

I. Kafiev, R. Nugumanov, L. Gallyamova

EFFECT OF POWER SUPPLY VOLTAGE UNSINUSOIDALITY ON RELIABILITY OF A LINEAR INDUCTION MOTOR

Key words: *equivalent circuit; mathematical model; voltage unsinusoidality; linear induction motor; life time.*

Authors' personal details

1. **Kafiev Irshat**, Candidate of technical sciences, assistant professor of the Electric Machines and Equipment Chair, Federal State Budgetary Educational Institution of Higher Education «Bashkir State Agrarian University», Ufa, 50-letiya Oktyabrya St., 34, e-mail: kafiev02@mail.ru.

2. **Nugumanov Raushan**, Candidate of technical sciences, senior lecturer of the Electric Machines and Equipment Chair, Federal State Budgetary Educational Institution of Higher Education «Bashkir State Agrarian University», Ufa, 50-letiya Oktyabrya St., 34, e-mail: nugraush@rambler.ru.

3. **Gallyamova Liana**, senior lecturer of the Electric Machines and Equipment Chair, Federal State Budgetary Educational Institution of Higher Education «Bashkir State Agrarian University», Ufa, 50-letiya Oktyabrya St., 34, e-mail: toliara@mail.ru.

There is an assessment of the way power supply voltage unsinusoidality influences on the life time of a flat linear induction motor in the drive of an attrition mill. To achieve this goal, the thermal scheme for replacing this engine was chosen, a mathematical model of thermal processes in the engine as well as a software for the object-oriented modeling environment Matlab (Simulink) were developed. Using the computer program, the tem-

perature rise of the inductor winding in a linear asynchronous motor is determined. It is due to current flow created by higher voltage harmonics forming positive and reverse sequence of phase alternations. On the basis of the Montzinger equation, dependency diagrams of the relative life time of a linear induction motor on coefficients of the harmonic voltage components are determined.

© Кафиев И.Р., Нугуманов Р.Р., Галлямова Л.Р.

УДК 664.78

DOI: 10.31563/1684-7628-2018-46-2-105-110

М.М. Константинов, А.А. Румянцев, Н.А. Борзов

МЕТОДОЛОГИЯ КОЛИЧЕСТВЕННОЙ ОЦЕНКИ ЦВЕТА ГРЕЧНЕВОЙ КРУПЫ ПРИ ЕЕ ОБРАБОТКЕ

Ключевые слова: *методология; оценка; цвет; гречневая крупа; критерии; треххроматические координаты; признак.*

Введение. В настоящее время потребители гречневой крупы предъявляют все более высо-

кие требования к ее качеству и товарному виду по сравнению с требованиями, регламентируе-

мыми ГОСТ 5550. Повышенным спросом пользуется гречневая купа, прошедшая гидротермическую обработку и имеющая однородный коричневый цвет, приятные вкус и запах. Цвет и белизна пока являются единственными показателями, поддающимися не только сенсорной оценке, но и количественному измерению, которое находит применение в мукомольной, хлебобулочной и пищевой отраслях [1–4]. Имеются разработки и предложения, позволяющие количественно оценить цвет крупы и в крупопроизводящей отрасли [5–7, 13]. Однако, несмотря на очевидный прогресс в методах контроля цвета крупы, до сих пор отсутствует методология оценки неоднородности ее окраски.

Цель и методика исследований. Гидротермически обработанная по той или иной технологической схеме масса зерен гречневой крупы является статистической системой, поскольку число зерновок (изображающее в этом случае число математических событий) очень велико, а их расположение в занимаемом объеме совершенно случайно, что соответствует требуемому статистикой условию случайности событий. В связи с этим к такой системе применимы статистические методы исследования, в частности выборочный метод с вычислением показателей колеблемости изучаемого признака, которые могут являться показателями степени однородности или неоднородности выборки. Из дальнейшего анализа может быть сделан вывод о распространении полученных результатов на всю совокупность, то есть партию зерна или крупы.

Многие исследователи в качестве основного критерия, характеризующего качество зернистой или мелкодисперсной смеси, принимают среднеквадратическое отклонение S или дисперсию S^2 содержания ключевого компонента в пробах [8, 9]. Однако наиболее распространенным критерием в большинстве отраслей промышленности принят коэффициент вариации (неоднородности) V . Учитывая обоснованное использование показателя белизны в качестве характеристики муки и мучной композиционной смеси, в мукомольной и хлебобулочной отраслях предлагается для этой цели принять коэффициент его вариации [8], при этом принято считать, что если последний менее 10 %, то вариация или неоднородность массы незначительная и она удовлетворительного качества, а при больших значениях она признается неоднородной и неудовлетворительного качества. В агротехнических исследованиях принято считать, что если коэффициент вариации менее 10 %, то она незначительная; если она более 10 %, но менее 20 %, то такая изменчивость среднего уровня, и значительная, если

коэффициент вариации более 20 % [9]. Метод определения однородности мучных композиционных смесей в пищевых производствах состоит в нахождении коэффициента вариации из не менее десяти проб, отобранных из смесителя в различных местах либо на выходе из него через определенные промежутки времени [10].

Принимая за одну из основных характеристик крупы ее цвет, как параметры качества можно использовать среднеквадратичные отклонения S_x, S_y , дисперсию S_x^2, S_y^2 и коэффициенты вариации V_x, V_y его координат, при этом предельные значения последних, определяющие зерновую массу как однородную, можно ограничить по аналогии с пищевыми производствами 10-ю процентами. Следует отметить, что если с помощью коэффициента вариации можно оценить степень неоднородности зерна или крупы, то величиной $M = (100 - V) \%$ – наоборот, степень их однородности.

Результаты исследования и их обсуждение. Приведем обобщенные расчетные формулы для определения вышеуказанных параметров при сгруппированных значениях координат цвета x, y :

$$S_c^2 = \frac{\sum_{i=1}^k m_i \times (c_{ci} - \bar{c})^2}{n - 1}, \quad (1)$$

$$S_c = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^k m_i \times (c_{ci} - \bar{c})^2}{n - 1}}, \quad (2)$$

$$V_c = \frac{100}{\bar{c}} \times \sqrt{\frac{1}{n - 1} \times m_i \sum_{i=1}^k (c_{ci} - \bar{c})^2}, \quad (3)$$

где $\bar{c}$ – среднее значение координаты x или y , равное

$$\bar{c} = \frac{\sum_{i=1}^k (m_i \times c_{ci})}{n}, \quad (4)$$

где c_{ci} – середина i -го интервала для координаты x или y ; m_i – число измерений в i -м интервале; k – число интервалов для координаты x или y ; n – общее число измерений, равное $\sum_{i=1}^k m_i$.

Полное описание цвета зерна или крупы можно получить построением трехмерных распределений треххроматических координат цвета XYZ, принятых Международной комиссией по освещению CIE, или значений RGB-составляющих на цветовом треугольнике модели CIE, которые при нормальном распределении каждой составляющей представляли бы эллипсоид равной плотности. Учитывая преимущества «плоскостного» представления цвета в координатах x, y цветовой диаграммы CIE x, y , полное описание цвета зерна или крупы можно получить построением двумерного распределения этих координат. При нормальном распределении каждой координаты цвета и

наличии линейной корреляционной связи между ними плотность совместного двумерного распределения $P_{(x,y)}$ определяется выражением

$$P_{(x,y)} = \frac{1}{2\pi \times S_x \times S_y \times \sqrt{1-r_{xy}^2}} \times e^{-\frac{1}{2}Q(x,y)}, \quad (5)$$

$$Q(x,y) = \frac{1}{1-r_{xy}^2} \times \left[\frac{(x-\bar{x})^2}{S_x^2} + \frac{(y-\bar{y})^2}{S_y^2} - 2r_{xy} \times \frac{(x-\bar{x}) \times (y-\bar{y})}{S_x \times S_y} \right]. \quad (6)$$

Здесь r_{xy} – линейный коэффициент корреляции x и y , определяемый по формуле

$$r_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^l n_{ij} (x_{ci} - \bar{x}) \times (y_{cj} - \bar{y})}{(n-1) \times S_x \times S_y}, \quad (7)$$

где x_{ci} , y_{cj} – середины i -го и j -го интервалов соответственно для координат цвета x и y ; $\bar{x}$, $\bar{y}$ – средние значения координат цвета x и y соответственно; k , l – число интервалов координаты цвета x и y соответственно; n_{ij} – число совместных наблюдений значений x и y .

Доказательство наличия корреляционной связи между координатами цвета x и y представляет определенный интерес, при этом предпосылкой к линейному характеру этой связи может служить подтверждение нормальности распределения координат цвета. Тот или иной характер корреляционной связи между координатами цвета предопределяет различные выводы о характере изменения как тона цвета, так и его оттенков. Количественно эту связь можно установить построением регрессионной модели на основании статистической обработки результатов измерений координат цвета.

В случае подтверждения наличия корреляционной связи между координатами цвета полезно выяснить при сравнительном анализе нескольких выборок и однородность коэффициентов корреляции, что позволяет подтвердить или опровергнуть предположение об однообразии процессов, происходящих при окраске зерна с использованием исследуемых способов ГТО, то есть об их идентичности, а также выяснить возможность использования некоторой «усредненной» регрессионной модели, количественно описывающей эту взаимосвязь для данного сорта крупы. Для этой цели может быть использован Z -критерий существенности различия любых двух коэффициентов корреляции, рассчитываемый по формуле

$$Z = \frac{u_1 - u_2}{\sqrt{\frac{1}{n_1 - 3} + \frac{1}{n_2 - 3}}}, \quad (8)$$

где n_1 и n_2 – объемы соответствующих выборок, а u_1 и u_2 – параметры преобразования Фишера, определяемые в общем случае по формуле

$$u = \frac{1}{2} \ln \times \frac{1 + r_{xy}}{1 - r_{xy}}. \quad (9)$$

Если $|Z|$ при альтернативной гипотезе $\rho_1 \neq \rho_2$ (ρ_1 , ρ_2 – значения коэффициентов корреляции для генеральных выборок) окажется меньше

теоретического значения $Z_{1-\alpha/2}$, найденного из таблицы для вероятности $P_{1-\alpha/2}$ и уровне значимости $\alpha = 0,05$, то гипотеза о равенстве коэффициентов корреляции принималась. В этом случае можно считать, что выборки взяты из общей совокупности.

Нормальное распределение каждой координаты цвета в отдельности в соответствии с теорией многомерных распределений предопределяет и нормальность двумерного распределения. С другой стороны, такие индивидуальные распределения координат цвета будут хорошо иллюстрировать состояние системы зерен как наиболее однородное по сравнению со случаями, когда эти распределения будут иными. Отнесение таких распределений к нормальному проверяется параметром χ^2 , вычисляемым по формуле

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(m_i - m'_i)^2}{m'_i}, \quad (10)$$

где m_i – наблюдаемые фактические частоты; m'_i – частоты, рассчитанные по нормальному закону; k – число пар наблюдаемых и рассчитанных частот, которые сравниваются друг с другом.

Затем, находя из таблиц при числе степеней свободы $n-1$ значение χ^2_T [10, 11], сравнивают его с расчетным. Если последнее меньше, чем полученное из таблиц для $\alpha = 0,05$, то можно заключить с 5 %-ой вероятностью ошибки, что распределение частоты появления зерен по цвету является нормальным.

Мерой упорядоченности, а значит, и однородности сложной случайной системы, к которой, как указывалось выше, относится и масса зерна или крупы, может явиться также величина полной энтропии $H(y/x)$ для координат цвета x и y , которую можно определить по формуле [12]:

$$H(y/x) = - \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^l P_{ij} \times \log_2 P(y_j/x_i), \quad (11)$$

где P_{ij} – вероятность любого возможного состояния системы зерен; $P(y_j/x_i)$ – условные вероятности.

Меньшее значение полной энтропии координат цвета будет говорить о большей упорядоченности и определенности в цветовой окраске зерна или крупы, а также ее однородности и отдаленности от состояния равновероятности появления того или иного сочетания координат x и y .

Во многих случаях, в том числе и для сравнительной оценки по цветовому признаку каче-

ства крупы, выработанной с применением различных способов ГТО зерна, могут быть использованы и другие, известные и табулированные в математической статистике критерии, к которым можно отнести t -критерий Стьюдента существенности различий преобладающих цветов по вычисленным значениям средних значений координат цвета $\bar{x}$ и $\bar{y}$, F -критерий Фишера существенности различия между двумя выборочными дисперсиями, критерий однородности нескольких дисперсий Бартлета M и критерий существенности различия коэффициентов вариации t_ϕ . В первом случае необходимо вычислить t -статистику по формуле (на примере координаты x):

$$t = \frac{|\bar{x}_1 - \bar{x}_2|}{S_x \times \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}, \quad (12)$$

где $\bar{x}_1$ и $\bar{x}_2$ – средние значения координаты цвета x одной и другой выборки; n_1 и n_2 – число произведенных измерений для одной и другой выборки; S_x – среднеквадратическое отклонение, определяемое для обеих координат по формуле

$$S_x = \sqrt{\frac{(n_1 - 1) \times S_{x1}^2 + (n_2 - 1) \times S_{x2}^2}{n_1 + n_2 - 2}}, \quad (13)$$

где S_{x1}^2 и S_{x2}^2 – дисперсии координаты x одной и другой выборки.

Статистику t сопоставляют с критическим значением $t_{кр}$, находимым из таблиц для уровня значимости $\alpha = 0,05$ и числа степеней свободы $n_1 + n_2 - 2$. При $t \leq t_{кр}$ гипотезу о равенстве координат не отвергают, в противном случае бракуют.

Аналогично можно определить и существенность различия средних значений координат y для двух выборок.

Критерий Фишера F можно вычислить в общем виде по формуле

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2}, \quad (14)$$

где S_1^2 – большая из двух дисперсий одноименных координат цвета.

Найдя из таблиц значение F_τ при степенях свободы $k_1 = n_1 - 1$ и $k_2 = n_2 - 1$ и сравнивая его с F , определяют при уровне значимости $\alpha = 0,05$ существенность различий между S_1^2 и S_2^2 . Если $F > F_\tau$, то с вероятностью более 0,95 гипотеза о равенстве дисперсий отвергается и расхождение дисперсий считается существенным, в противном случае принимается обратное решение.

M -критерий Бартлета, основанный на предположении о нормальности (или близости к ней) распределения исследуемого признака в выборках с $n > 50$, для которых исчислены дис-

персии, определяется по величине соотношения M/C , в котором

$$M = 2,30 \times \left(\lg \bar{S}^2 \sum_{i=1}^k n_i - \sum_{i=1}^k n_i \times \lg S_i^2 \right), \quad (15)$$

$$\bar{S}^2 = \frac{\sum_{i=1}^k S_i^2 \times n_i}{\sum_{i=1}^k n_i}, \quad (16)$$

$$C = 1 + \frac{\sum_{i=1}^k \frac{1}{n_i} - \frac{1}{\sum_{i=1}^k n_i}}{3(k-1)}. \quad (17)$$

В этих выражениях S_i^2 – частная дисперсия координат цвета x или y ; $\bar{S}^2$ – взвешенная средняя арифметическая дисперсия той или иной координаты цвета; k – число анализируемых дисперсий.

Найдя табличное значение критерия χ^2 при $\alpha = 0,05$ и $m-1$ степенях свободы [10, 11], сравнивают его с фактическим значением соотношения M/C . Если последнее меньше табличного, то дисперсии различаются незначимо. В противном случае дисперсии признаются неоднородными.

Существенность различий коэффициентов вариации двух выборок для той или иной координаты цвета устанавливают аналогично тому, как это делается при оценке существенности различия выборочных средних по критерию согласия t_ϕ [12].

Если принять

$$t_\phi = \frac{V_1 - V_2}{\sqrt{\frac{V_1^2}{2n_1} + \frac{V_2^2}{2n_2}}}, \quad (18)$$

то при $t_\phi > 3$ различие коэффициентов вариации V_1 и V_2 полагают неслучайным.

В случаях когда $t_\phi < 3$, принимается вывод о случайности в различии между коэффициентами вариации.

Вывод о существенности различия того или иного статистического показателя при парных сравнениях хотя бы для одной координаты цвета можно считать достаточным для оценки различия качества исследуемых выборок и партий крупы по цветовому признаку.

Выводы. В результате исследований разработана методология, обоснованы критерии и параметры количественной оценки цвета гречневой крупы. Установлено, что в качестве критериев можно использовать t -критерий Стьюдента существенности различий преобладающих цветов по вычисленным значениям средних значений координат цвета $\bar{x}$ и $\bar{y}$; F -критерий Фишера существенности различия между двумя выборочными дисперсиями; M -критерий Бартлета однородности нескольких дисперсий

и критерий существенности различия коэффициентов вариации t_{ϕ} ; в качестве параметров – среднеквадратичные отклонения S_x , S_y ; дисперсию S_x^2 , S_y^2 ; коэффициенты вариации V_x , V_y и полную энтропию $H(y/x)$ для координат цвета

x и y гречневой крупы. Такой подход позволяет разработать новые методы контроля качества гречневой крупы и решить проблему объективной оценки ее цвета в существующих стандартах.

Библиографический список

1. Штейнберг, Т. Оценка сортности по показателю «белизна» [Текст] / Т. Штейнберг, А. Семикина, О. Шведова, О. Морозова // Хлебопродукты. 2011. №3.
2. Vithu P., Moses J.A. Machine vision system for food grain quality evaluation: A review, In Trends in Food Science & Technology, Volume 56, 2016, Pages 13–20.
3. Chang-Hyun Choi, Dae-Hyun Lee, Yong-Joo Kim, Byung-Sam Kim, Jong-Hun Kim, Prediction of beef freshness attributes using reflectance spectroscopy, In Engineering in Agriculture, Environment and Food, 2017 [Электронный ресурс]. Режим доступа: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1881836617300083?via%3Dihub>, Дата доступа: 10.10.2017.
4. Measuring Ground Coffee with ColorFlex® EZ (2015) [Электронный ресурс], Режим доступа: <https://www.hunterlab.com/powders-grains-pastes.html>. Дата доступа: 08.12.2015.
5. Константинов, М.М. Исследование воздействия гидротермической обработки зерна гречихи на цвет крупы [Текст] / М.М. Константинов, А.А. Румянцев // Известия Оренбургского государственного аграрного университета. 2013. № 2 (40). С. 84–87.
6. Константинов, М.М. Способ определения равномерности гидротермической обработки зерна крупяных культур [Текст] / М.М. Константинов, А.А. Румянцев, Н.А. Борзов // Известия Оренбургского государственного аграрного университета. 2012. № 3 (35-1). С. 79–82.
7. Совершенствование гидротермической обработки зерна гречихи в условиях крестьянских (фермерских) хозяйств [Текст]: рекомендации РАН, отделение сельскохозяйственных наук / А.И. Завражнов, М.М. Константинов, А.А. Румянцев, Н.А. Борзов, А.А. Завражнов // МСХ РФ. Мичуринск-научоград РФ, 2015. 61 с.
8. Марьин, В.А. Ресурсосберегающая технология переработки зерна гречихи [Текст] / В.А. Марьин, Е.А. Федотов, А.Л. Верещагин // Хлебопродукты. 2008. № 8. С. 54–55.
9. Бобков, В.А. Анализ однородности мучных композиционных смесей по показателю белизны [Текст] / В.А. Бобков // Хлебопродукты. 2005. № 5. С. 57–59.
10. Кремер, Н.Ш. Теория вероятностей и математическая статистика [Текст]: учебник для вузов. 2-е изд., перераб. и доп. / Н.Ш. Кремер. М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2004. 573 с.
11. Красс, М.С. Математика в экономике: математические методы и модели [Текст]: учебник для бакалавров / М.С. Красс, Б.П. Чупрынов; отв. ред. М.С. Красс. 2-е изд., испр. и доп. М.: Юрайт, 2014. 541 с.
12. Венецкий, И.Г. Основные математико-статистические понятия и формулы в экономическом анализе [Текст] / И.Г. Венецкий, В.И. Венецкая. М.: Статистика, 1979. 147 с.
13. Камалетдинов, Р.Р. Метод оценки качества аэрозольного покрытия [Текст] / Р.Р. Камалетдинов, Э.Р. Хасанов // Техника в сельском хозяйстве. 2007. № 5. С. 39–40.

Сведения об авторах

1. **Константинов Михаил Маерович**, доктор технических наук, профессор кафедры механизации технологических процессов в АПК, Оренбургский государственный аграрный университет, Россия, г. Оренбург, ул. Челюскинцев, 18, e-mail: miconsta@yandex.ru.
2. **Румянцев Александр Алексеевич**, кандидат технических наук, доцент кафедры пищевой инженерии аграрного производства, Уральский государственный аграрный университет, Россия, г. Екатеринбург, ул. Карла Либкнехта, 42.
3. **Борзов Николай Андреевич**, ведущий специалист ТОО «Казагроэксперт», Казахстан, г. Костанай, ул. Дулатова, 45.

Масса зерен гречневой крупы является статистической системой, поскольку число зерновок (изображающее в этом случае число математических событий) очень велико, а их расположение в занимаемом объеме совершенно случайно, что соответствует требуемому статистикой условию случайности событий. К такой

системе применимы статистические методы исследования, в частности выборочный метод с вычислением показателей колеблемости изучаемого признака, которые могут являться показателями степени однородности или неоднородности выборки, а из дальнейшего анализа может быть сделан вывод о распространении

полученных результатов на всю совокупность, то есть партию зерна или крупы. Принимая за одну из основных характеристик крупы ее цвет, в качестве параметров качества можно использовать среднеквадратичные отклонения S_x , S_y , дисперсию S_x^2 , S_y^2 и коэффициенты вариации V_x , V_y его координат, при этом предельные значения последних, определяющие зерновую массу как однородную, можно ограничить по аналогии с пищевыми производствами 10-ю процентами. Полное описание цвета зерна или крупы можно получить построением трехмерных распределений треххроматических координат цвета XYZ CIE или значений RGB-составляющих на цветовом треугольнике модели CIE, которые при нормальном распределении каждой составляющей представляли бы эллипсоид равной плотности. Учитывая преимуще-

ства «плоскостного» представления цвета в координатах xu цветовой диаграммы CIE xuY , полное описание цвета зерна или крупы можно получить построением двумерного распределения этих координат. В качестве критериев можно использовать t -критерий Стьюдента существенности различий преобладающих цветов по вычисленным значениям средних значений координат цвета $\bar{x}$ и $\bar{y}$; F -критерий Фишера существенности различия между двумя выборочными дисперсиями; M -критерий Бартлета однородности нескольких дисперсий и критерий существенности различия коэффициентов вариации t_ϕ . Такой подход позволяет разработать новые методы контроля качества гречневой крупы и решить проблему объективной оценки ее цвета в существующих стандартах.

M. Konstantinov, A. Rumiantsev, N. Borzov

METHODOLOGY OF QUANTITATIVE ASSESSMENT OF BUCKWHEAT COLOUR AT ITS PROCESSING

Key words: methodology; assessment; color; buckwheat; criteria; three colour coordinates; trait.

Authors' personal details

1. **Konstantinov Mikhail**, Doctor of technical sciences, professor of the Mechanization of technological processes in agriculture department, Orenburg state agrarian university, Russia, Orenburg, Cheluskintsev St., 18, e-mail: miconsta@yandex.ru.
2. **Rumiantsev Alexander**, Candidate of technical sciences, assistant professor of the Food Engineering in Agriculture department, Ural state agrarian university, Russia, Ekaterinburg, Karl Libnekht St., 42.
3. **Borzov Nikolai**, leading expert of «Kazagroexpert» company, Kazakhstan, Kustanai, Dulatov St., 45.

The mass of buckwheat grains is a statistical system, since the number of grains (representing the number of mathematical events in this case) is very large, and their location in the occupied volume is completely random, which corresponds to the condition of random events required by statistics. Such a system can be studied with statistical research methods, particularly a sampling method with calculation of indices of variability of the studied trait, which may be indicators of the degree of homogeneity or heterogeneity of the sample, and further analysis can be concluded that the dissemination of the results to the whole population, that is, the batch of grain or grain. Taking one of the main characteristics of cereals, as quality parameters, you can use the standard deviation S_x , S_y , variance S_x^2 , S_y^2 and coefficients of variation V_x , V_y its coordinates, with the limit values that determine grain mass as homogeneous, it is possible to limit, by analogy with food production 10 percent. A complete description of the grain or grits color can be obtained by constructing three-dimensional dis-

tributions of three-chromatic coordinates of XYZ CIE color or RGB-values on the color triangle of the CIE model, which, with the normal distribution of each component, would represent an ellipsoid of equal density. Taking into account the advantages of the «planar» color representation in the xu coordinates of the CIE xuY color chart, a complete description of the grain or cereal color can be obtained by constructing a two-dimensional distribution of these coordinates. As criteria you can use student's t -test for the significance of differences dominant colors according to calculated values of average values of color coordinate; F -the Fisher test of significance of difference between two sample variances; M -Bartlett criterion of homogeneity of several variances and the criterion of significance of differences of the coefficients of variation TF is. Such approach allows to develop new methods of quality control of buckwheat and to solve a problem of an objective assessment of its color in the existing standards.

© Константинов М.М., Румянцев А.А., Борзов Н.А.