

Подбор закона распределения для числа падения пшеничной муки

Шмалько Наталья Анатольевна

ФГБОУ ВО «Кубанский государственный технологический университет»

Адрес: 350072, г. Краснодар, ул. Московская, д. 2, корп. «Г»

E-mail: kafedra-tith@yandex.ru

При проведении измерений в эксперименте их достоверность в значительной степени определяется точностью получаемых выборочных данных, являющихся случайными числами. В прикладной задаче измерения случайной величины на начальном этапе статистической обработки данных прибегают к описательной статистике с целью изучения числовых характеристик измеряемого признака, затем доказывают принадлежность эмпирического распределения случайной величины к теоретическому с помощью критериев согласия. Целью данного исследования явилось изучение возможности подбора теоретического распределения случайной величины числа падения пшеничной муки путем проведения аппроксимирования ее эмпирического распределения. Объектом исследования послужила проба пшеничной хлебопекарной муки второго сорта с пониженной автолитической активностью (число падения в выборке не ниже 407 с). Измерение числа падения пшеничной муки производилось в условиях, требуемых ГОСТ ISO 3093-2016 и рекомендациями специалистов. Для определения числовых характеристик числа падения и его генерации использовался модуль «Анализ данных» в прикладном пакете MS Excel 2007, аппроксимирование эмпирического распределения осуществлялось инструментом подгонки распределения в программе STATISTICA 7.0 Eng. Проверка отклонения распределения вероятностей от нормального распределения позволила отклонить нулевую гипотезу в пользу альтернативной при уровне значимости $\alpha = 0,05$, поскольку эмпирическое распределение значений измерений числа падения ($n = 100$) искажено ($\sqrt{\beta_1} = 3,92$) и имеет большую кривизну ($\beta_2 = 346,93$) при одновременном выполнении неравенства $\beta_2 \geq (\sqrt{\beta_1})^2 + 1$. В результате, сравнение значений критерия мощности Пирсона для выборки генерированной случайной величины показало закономерность повышения вероятности того, что проверяемая случайная величина имеет предполагаемый закон распределения от равномерного распределения к нормальному и модельному равномерному распределению. Отсюда, принимается гипотеза о соответствии закона модельного распределения равномерному распределению, поскольку p -уровень значимости критерия, определяющего вероятность ошибки при отклонении гипотезы о нормальности, достигает 0,99256 (что значительно больше 0,05). В связи с этим, полученные в исследовании данные позволяют глубже прояснить теоретический принцип и практический опыт метода измерения числа падения с позиции оценки неопределенности измерений.

Ключевые слова: Закон распределения, число падения, пшеничная мука, гипотеза, генерация случайных чисел

Введение

Во всем мире широко обсуждается проблема повышения качества хлеба, вырабатываемого из зерна с повышенной или пониженной автолитической активностью. Автолитическая активность как показатель качества муки определяет ее технологическое значение с учетом особенностей углеводно-амилазного комплекса сырья. Качество хлебопекарной продукции формируется на основе инструментальной оценки дефектов перерабатываемой муки, позволяющей осуществить выбор мероприятий корректирующего действия. Ввод улучшителей амилолитической активности обеспечивает эффект прогнозирования заданного уровня качества полуфабрикатов хлебопекарного производства. Подбор и изучение действия улучшителей при переработке

пшеничной муки с пониженными хлебопекарными свойствами эффективен в условиях внутризаводского контроля. В качестве улучшителей качества муки наряду с ферментными препаратами могут использоваться композиции зерновых продуктов, отличающиеся высокой амилолитической активностью и осаживающей способностью (Козьмина & Воронова, 1968; Зотова и др., 1975; Панкратьева и др., 1977; Цыплаков, 1999; Черных и др., 2000; Лушчик, 2002; Codina & Leahu, 2009; Rakita et al., 2015; Zarzycki & Sobota, 2015; Шмалько, 2019). Подходы по улучшению качества зерна пшеницы для целей хлебопечения включают и селекцию на число падения за счет удаления LMA-генотипов при подборе родительских форм для скрещивания и в ранних поколениях гибридов (Крупнов & Крупнова, 2015; Newberry et al., 2018).

Методикой исследования автолитической активности муки преимущественно служат стандартные методы^{1,2}. К примеру, пшеничная мука с повышенной активностью ферментов отличается автолитической активностью до 45-60 % водорастворимых веществ в пересчете на сухое вещество по ГОСТ 27495-87 и числом падения менее 250 с. Напротив, пшеничная мука с пониженной активностью ферментов обладает автолитической активностью до 17-21 % водорастворимых веществ в пересчете на сухое вещество по ГОСТ 27495-87^{3,4} и числом падения более 350 с наряду с содержанием чрезмерно крепкой клейковины (Косован, 2008).

Связь числа падения со свойствами углеводно-амилазного комплекса муки и качеством хлеба выражается обнаруживаемой линейной корреляционной связью числа падения с объемным выходом хлеба в диапазоне значений от 200 до 250 с, после 250 с связь ослабевает, а начиная с 350 с отсутствует вовсе. Расчет парной корреляции подтверждает связь числа падения с газо- и сахарообразующей способностью, продолжительностью расстойки тестовых заготовок при различных уровнях автолитической активности муки. Экспериментально установлено, что при числе падения от 300 до 350 с и более (до 420 с) автолитическая активность пшеничной муки снижается до критически низкого уровня, после чего отмечается ее стабильное ухудшение (Мелешкина, 2005).

Для числа падения пшеничной муки разработаны ограничительные нормы, в которых нижний и верхний пределы для муки высшего сорта составляют 185 и 375 с, первого сорта – 180 и 360 с, второго сорта – 165 и 340 с соответственно. В эксперименте нижний предел нормы, как и верхний, установлен из условия выработки хлеба с нижним пределом его объемного выхода, который соответствует требованиям⁵. Нижний предел числа падения пшеничной муки свидетельствует о дефектности зерна, из которого получена мука (например, незрелое, проросшее, поврежденное самосогреванием зерно), а верхний предел – о повышенном содержании и чрезмерной упругости клейковины, пониженной газо- и сахарообразующей способности муки (Зеленский & Марьянова, 1999)⁶.

Указанные примеры измерения числа падения хотя и отличаются необходимой точностью, но

не могут прогнозировать степень соответствия результатов измерения прогнозируемым значениям измеряемой величины. Как правило, выборочные данные являются случайными числами, поэтому невозможно предсказать точные их значения до проведения измерений (Шмалько и др., 2017). Между возможными значениями случайной величины и соответствующими им вероятностями устанавливаются связь в виде закона распределения. Так, для непрерывной случайной величины наиболее часто употребляется производная функции распределения – плотность распределения случайной величины. В прикладной задаче вместо определения закона распределения вероятностей для случайной величины прибегают к описательной статистике переменных (Ахназарова & Кафаров, 1985).

Принадлежность эмпирического распределения случайной величины к нормальному распределению доказывается с помощью критерия согласия Пирсона, иначе критерия *хи-квадрат*, устанавливающего допустимое несоответствие экспериментальной частоты попадания результата в тот или иной интервал с частотой, вычисленной для этих интервалов по нормальному закону распределения (Грачев & Плаксин, 2005). В случае возникновения сомнений в принадлежности эмпирического распределения вероятности измеряемого параметра нормальному закону прибегают к процедурам проверки отклонения распределения вероятностей от нормального распределения.

Критерий на отклонение от нормального распределения имеет нулевую гипотезу, состоящую в том, что выборка содержит определенное количество значений независимых наблюдений, подчиняющихся одному и тому же нормальному распределению. Мощность критерия определяет вероятность отклонения нулевой гипотезы, когда она неверна. Если же справедлива нулевая гипотеза, но критерий мощности ее отвергает, то совершается ошибка первого рода. Высокая мощность критерия соответствует низкой вероятности ошибочного применения нулевой гипотезы, т.е. вероятности ошибки второго рода (Халафян, 2007).

Целью данной работы явилось изучение возможности подбора теоретического распределения случайной величины числа падения пшеничной муки

¹ ГОСТ 27495-87. (2007). *Мука. Метод определения автолитической активности*. М.: Стандартинформ.

² ГОСТ 27676-88. (2009). *Зерно и продукты его переработки. Метод числа падения*. М.: Стандартинформ.

³ ГОСТ 27495-87. (2007). *Мука. Метод определения автолитической активности*. М.: Стандартинформ.

⁴ ГОСТ 27676-88. (2001). *Зерно и продукты его переработки. Метод числа падения*. М.: Стандартинформ.

⁵ ГОСТ 27669-88. (2007). *Мука пшеничная хлебопекарная. Метод пробной лабораторной выпечки хлеба*. М.: Стандартинформ.

⁶ ГОСТ 27560-87. (2007). *Мука. Отруби. Методы анализа*. (2007). М.: Стандартинформ.

путем проведения аппроксимирования ее эмпирического распределения. Перспектива проведенных исследований заключается в получении данных статистического моделирования с целью дальнейшей адаптации к источникам статистической неопределенности измерения числа падения. К доводам, позволяющим прибегнуть к аппроксимированию эмпирического распределения случайной величины, можно отнести соотношение полученных данных в дальнейшем с результатами стандартизированного подхода к определению оценки неопределенности⁷, включая аппроксимацию функции измерения случайной величины, что необходимо для выполнения правила принятия решения в рамках компетентности испытательных и калибровочных лабораторий⁸. Следует пояснить, что полученные в исследовании данные позволят глубже прояснить теоретический принцип и практический опыт метода измерения числа падения с позиции оценки неопределенности измерений, поскольку в настоящее время общепризнанно, что после того, как найдены оценки всех ожидаемых составляющих погрешности и в результат измерения внесены соответствующие поправки, все еще остается некоторая неопределенность в отношении полученного результата⁹.

Материалы и методы исследования

Материалы

В отсутствии литературных данных в отношении проведенных измерений числа падения пшеничной муки дефектного качества использовалась проба пшеничной хлебопекарной муки второго сорта с пониженной автолитической активностью. Показатели качества пробы муки по ГОСТ 26574-2017¹⁰: влажность 12,5 %; количество отмываемой клейковины 27,2 %; показатель ИДК 22,5 ед. пр. (клейковина отмывалась вручную); число падения не ниже 407 с. Опыт измерения числа падения испытуемой пробы муки был поставлен в пятикратном количестве с двадцатью повторностями в каждом параллельном измерении (Таблица 1).

Оборудование

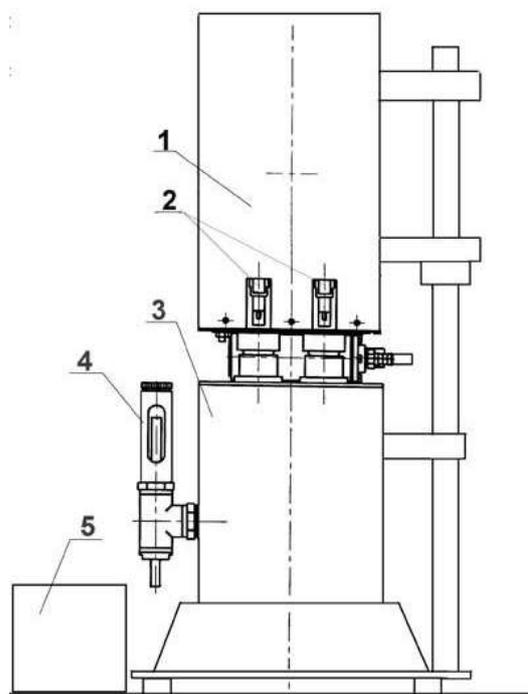


Рисунок 1. Прибор для измерения числа падения ПЧП 99-2: 1 – мешалка автоматическая; 2 – каналы измерительные; 3 – баня водяная; 4 – уровень; 5 – блок электронный

Для определения числа падения пшеничной муки в качестве средства измерения применялся прибор ПЧП 99-2 (номер по Госреестру РФ 31365-06, класс 31.01, страна-производитель Украина) с пределом допускаемой абсолютной погрешности прибора $\pm 0,5$ с для диапазона измерения от 60,0 до 999,0 с. Конструктивно прибор ПЧП 99-2 выполнен следующим образом (рисунок 1): на подставке основания установлена водяная баня с подставкой 3 и клемма заземления. На стойке над водяной баней 3 расположена мешалка автоматическая 1, которая вместе с баней выполнена в отдельный механический блок. Управление прибором и выполнение измерений осуществляет автономно выполненный электронный блок 5 с двумя измерительными каналами времени 2. Блоки соединены между собой кабелем с разъемом, расположенным на задней панели электронного блока.

⁷ ГОСТ Р 50.1.100-2014. (2015). *Рекомендации по стандартизации. Статистические методы. Три подхода к интерпретации и оценке неопределенности измерений*. М.: Стандартинформ.

⁸ ГОСТ ISO/IEC 17025-2019. (2021). *Общие требования к компетентности испытательных и калибровочных лабораторий*. М.: Стандартинформ.

⁹ ГОСТ 34100.3-2017. (2018). *Неопределенность измерения. Часть 3. Руководство по выражению неопределенности измерения*. М.: Стандартинформ.

¹⁰ ГОСТ 26574-2017. (2019). *Мука пшеничная хлебопекарная. Технические условия*. М.: Стандартинформ.

Корпус *водяной бани 3* установлен на основании прибора. *Мешалка автоматическая 1* устанавливается на вертикальной стойке с помощью фиксатора. Подставка и стойка крепления монтируются на общем металлическом основании. На крышке *водяной бани 3* расположен конденсатор пара, который выполнен в виде закрытой прямоугольной конструкции с отверстием для отвода избытка пара. Непрерывная подача и слив холодной водопроводной воды в конденсаторе осуществляется с помощью трубок ПВХ (на рисунке не указаны). Дистиллированная вода в *водяную баню 3* заливается через отверстие в крышке, избыток воды сливается через трубку, подключенную к *уровнемеру 4*. Вискозиметрическая пробирка в *водяную баню 3* погружается через втулку в крышке бани, которая снабжена внутри захлопывающимся клапаном.

Баня водяная 3, емкость которой заполняется дистиллированной водой, имеет встроенный нагревательный элемент ТЭН для нагрева воды до температуры кипения и поддержания этой температуры в течение всего времени работы.

Мешалка автоматическая 1 осуществляет автоматический захват и удерживание штока-плунжера во время перемешивания водно-мучной суспензии в вискозиметрической пробирке, а также осуществляет автоматический сброс штока-плунжера по окончании времени перемешивания. Для автоматического отключения таймера в конце рабочего пути прохождения штока-плунжера установлен оптический датчик (на рисунке не указан).

Сигналы, управляющие работой *мешалки автоматической 1*, поступают с *электронного блока 5*, который также осуществляет вывод результата измерения на цифровой трехразрядный индикатор и сигнализирует об окончании процесса измерения звуковым сигналом.

После погружения пробирок с пробой в *водяную баню 3* отжимают упор фиксатора *мешалки автоматической 1* и, удерживая его в отжатом положении, переводят (поворотом) блок мешалки до установки фиксатора в гнездо рабочего положения и нажимают кнопку ПУСК на *электронном блоке 5*. Управление процессом измерения производится по сигналам с *электронного блока 5* и отслеживается таймером. По истечении времени прогрева в течение 5 с блок управления выдает команду включения двигателя. Происходит автоматический захват и удержание грузика што-

ка-плунжера мешалки в течение всего цикла перемешивания (55 с) с частотой 120 об/мин. По окончании цикла перемешивания *электронный блок 5* выдает команду выключения двигателя и выполняется автоматический сброс штока-плунжера. Начинается свободное падение штока-плунжера в пробирке. При пересечении нижней частью грузика штока-плунжера оптической оси датчика выдается сигнал об окончании процесса измерений. Отсчет времени таймером прекращается, срабатывает звуковая и световая сигнализации. Результат измерения числа падения считывают с цифрового индикатора, соответственно в полученное значение входит время процессов прогрева и перемешивания (60 с)¹¹.

Инструменты

Для изучения показателя числа падения как случайной величины в прикладном пакете MS Excel 2007 использовался модуль «Анализ данных», в котором производилось определение описательной статистики измеряемого признака исследуемого объекта. Результатом такого статистического описания переменной явилось получение распределения, указывающего частоту попаданий значения переменной в интервалы группировки, задаваемые исследователем. В модуле «Вероятностный калькулятор» в программе STATISTICA 7.0 Eng путем вычисления процентных точек, определения вероятности попадания значений в заданный интервал для непрерывной случайной величины по числу проведенных испытаний осуществлялось построение распределения.

Аппроксимирование эмпирического распределения производилось инструментом подгонки распределения в программе STATISTICA 7.0 Eng в результате построения кривой теоретического закона распределения, наложенной на гистограмму эмпирического распределения с указанием числовых параметров распределения: критерия Пирсона, числа степеней свободы и p -уровня значимости критерия сравнения. Для нахождения соответствия эмпирического распределения случайной величины числа падения теоретическому закону распределения в прикладном пакете MS Excel 2007 в модуле «Анализ данных» производилась генерация случайного числа, подчиняющегося моделируемому исследователем закону распределения.

Методы

¹¹ Приборы для определения числа падения ПЧП 99: назначение и область применения. Приборы для определения числа падения ПЧП 99: Назначение и область применения. (2006). М.: ВНИИМ им. Д.И. Менделеева.

Измерение числа падения пшеничной муки производилось в условиях, требуемых ГОСТ ISO 3093-2016¹², и рекомендациями специалистов при определении амилотической активности зерна и муки по числу падения на приборе ПЧП (Марьянова и др., 1996). Метод применяется для зерна, зерновых культур, в особенности для пшеницы и ржи, и для продуктов их помола с различными размерами частиц. Сущность метода заключается в быстрой клейстеризации водной суспензии муки или цельносмолотого зерна в кипящей водяной бане и последующего определения степени разжижения альфа-амилазой крахмала, содержащегося в пробе. Принцип действия заключается в измерении времени падения штока-плунжера в вискозиметрической пробирке, заполненной суспензией, на установленное расстояние при определенных условиях в соответствии с требова-

ниями ГОСТ 30498-97¹³. За окончательный результат анализа принималось среднееарифметическое значение результатов двух определений при выполнении требования сходимости, когда разница между значениями, полученными в двух определениях, не превышала 10 % среднего значения.

Процедура исследования

Для выяснения зависимости между группами измерений исходных опытных данных (Таблица 1) в модуле «Анализ данных» прикладного пакета MS Excel 2007 была получена описательная статистика (Таблица 2), результаты которой позволили произвести проверку соответствия членов выборки нормальному распределению с помощью модуля «Вероятностный калькулятор» программы STATISTICA 7.0 Eng (Таблица 3), а также про-

Таблица 1
Исходные опытные данные измерения числа падения (5×20)*

| Группа 1 | Группа 2 | Группа 3 | Группа 4 | Группа 5 |
|----------|----------|----------|----------|----------|
| 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 531 | 490 | 513 | 494 | 481 |
| 491 | 511 | 522 | 488 | 534 |
| 531 | 513 | 484 | 539 | 468 |
| 500 | 516 | 500 | 513 | 530 |
| 463 | 548 | 495 | 494 | 517 |
| 517 | 529 | 503 | 569 | 527 |
| 518 | 521 | 487 | 514 | 480 |
| 521 | 524 | 550 | 551 | 554 |
| 407 | 595 | 502 | 510 | 495 |
| 464 | 540 | 553 | 555 | 535 |
| 474 | 514 | 496 | 499 | 504 |
| 522 | 533 | 500 | 550 | 527 |
| 490 | 564 | 504 | 533 | 543 |
| 520 | 544 | 494 | 557 | 476 |
| 488 | 525 | 525 | 493 | 479 |
| 516 | 566 | 499 | 510 | 521 |
| 469 | 583 | 511 | 539 | 496 |
| 490 | 549 | 503 | 541 | 503 |
| 501 | 553 | 498 | 544 | 493 |
| 492 | 568 | 593 | 572 | 517 |

* с пределом относительной сходимости результатов параллельных измерений 10,0 %¹⁰.

¹² ГОСТ ISO 3093-2016. (2019). *Зерно и продукты его переработки. Определение числа падения методом Хагберга-Пертена*. М.: Стандартиформ.

¹³ ГОСТ 30498-97. (2010). *Зерновые культуры. Определение числа падения*. М.: Стандартиформ.

Таблица 2
 Описательная статистика данных измерения числа падения

| Группа 1 | | Группа 2 | | Группа 3 | |
|-----------------------------|--------|-----------------------------|--------|-----------------------------|--------|
| 1 | | 2 | | 3 | |
| Среднее | 495,30 | Среднее | 539,30 | Среднее | 511,60 |
| Стандартная ошибка | 6,71 | Стандартная ошибка | 5,98 | Стандартная ошибка | 5,90 |
| Медиана | 496 | Медиана | 536,50 | Медиана | 502,50 |
| Мода | 531 | Мода | – | Мода | 500 |
| Стандартное отклонение | 30,01 | Стандартное отклонение | 26,72 | Стандартное отклонение | 26,37 |
| Дисперсия выборки | 900,30 | Дисперсия выборки | 713,91 | Дисперсия выборки | 695,31 |
| Эксцесс | 2,58 | Эксцесс | –0,30 | Эксцесс | 3,99 |
| Асимметричность | –1,31 | Асимметричность | 0,35 | Асимметричность | 1,95 |
| Интервал | 124 | Интервал | 105 | Интервал | 109 |
| Минимум | 407 | Минимум | 490 | Минимум | 484 |
| Максимум | 531 | Максимум | 595 | Максимум | 593 |
| Уровень надежности (95,0 %) | 14,04 | Уровень надежности (95,0 %) | 12,51 | Уровень надежности (95,0 %) | 12,34 |

Окончание табл. 2

| Группа 4 | | Группа 5 | |
|-----------------------------|--------|-----------------------------|--------|
| 4 | | 5 | |
| Среднее | 528,25 | Среднее | 509 |
| Стандартная ошибка | 6,06 | Стандартная ошибка | 5,58 |
| Медиана | 536 | Медиана | 510,50 |
| Мода | 494 | Мода | 517 |
| Стандартное отклонение | 27,08 | Стандартное отклонение | 24,94 |
| Дисперсия выборки | 733,57 | Дисперсия выборки | 622,11 |
| Эксцесс | –1,37 | Эксцесс | –1,11 |
| Асимметричность | –0,02 | Асимметричность | –0,001 |
| Интервал | 84 | Интервал | 86 |
| Минимум | 488 | Минимум | 468 |
| Максимум | 572 | Максимум | 554 |
| Уровень надежности (95,0 %) | 12,68 | Уровень надежности (95,0 %) | 11,67 |

верку отклонения распределения вероятностей от нормального распределения по ГОСТ Р ИСО 5479-2002¹⁴ (Таблица 4). Подбор закона распределения для непрерывной случайной величины с отклонением нулевой гипотезы (в данном случае гипотезы о нормальности распределения) осуществлялся посредством изучения свойств выборок, получен-

ных методом генерации случайных чисел (Таблицы 5-7, Рисунки 2-4) в модуле «Анализ данных» прикладного пакета MS Excel 2007.

С целью проверки отклонения распределения вероятностей от нормального распределения при изучении нормальной случайной переменной X

¹⁴ ГОСТ Р ИСО 5479-2002. (2020) *Статистические методы. Проверка отклонения распределения вероятностей от нормального распределения*. М.: Стандартинформ.

с центральным моментом первого порядка – со средним $\mu = E(X)$ определяются:

- центральный момент третьего порядка, равный

$$\mu = E[(X - \mu)^3] = 0; \quad (1)$$

- нормированный центральный момент третьего порядка (асимметрия совокупности), равный

$$\sqrt{\beta_1} = \sum \left[\left(\frac{X - \mu}{\sigma} \right)^3 \right] = \frac{\mu_3}{\mu_2^{3/2}} = \frac{\mu_3}{\sigma^3} = 0; \quad (2)$$

- нормированный центральный момент четвертого порядка (кривизна совокупности), равный

$$\beta_2 = \frac{\mu_4}{\mu_2^2} = 3; \quad (3)$$

где:

$\mu_2 = E[(X - \mu)^2]$ – момент второго порядка; $\mu_4 = E[(X - \mu)^4]$ – момент четвертого порядка; $\sqrt{\beta_1}$ – асимметрия совокупности, которая может быть большей, равной или меньшей чем нуль; β_2 – кривизна совокупности (всегда положительная); $(\beta_2 - 3)$ – эксцесс совокупности, при этом всегда выполняется неравенство

$$\beta_2 \geq (\sqrt{\beta_1})^2 + 1. \quad (4)$$

Анализ данных

Для анализа данных применялись направленный критерий проверки на асимметрию, использующий статистику $\sqrt{\beta_1}$ при объеме выборки $n \geq 8$; решение в пользу отклонения нулевой гипотезы при уровне значимости α , когда статистика $\sqrt{\beta_1}$ превышала p -квантиль для $p = 1 - \alpha$; направленный критерий проверки на кривизну с использованием статистики β_2 при объеме выборки $n \geq 8$. Проверке подвергалось условие превышения вычисленного значения β_2 критического значения статистики критерия (значения p -квантили) при $p = 1 - \alpha = 0,95$ и объеме выборки n , в то время как нулевая гипотеза должна быть отклонена при уровне значимости $\alpha = 0,05$.

Совместный критерий (многонаправленный критерий), использующий статистики $\sqrt{\beta_1}$ и β_2 , применялся при соблюдении условия для объема выборки $20 \leq n \leq 1000$. Требуемая доказательств альтернативная гипотеза состояла в том, что распределение вероятностей имеет асимметрию, отличную от нуля, и (или) кривизна отлична от

кривизны, свойственной нормальному распределению без указания направления каждого откло-

нения: $H_1(\sqrt{\beta_1}) \neq 0$ и (или) $\beta_2 \neq 3$.

На Рисунках 2-4 над гистограммами выведен заголовок, в котором указываются анализируемая переменная, предполагаемый закон распределения и числовые параметры. Первый числовой параметр – критерий χ^2 , при уменьшении которого вероятность того, что проверяемая случайная величина имеет предполагаемый закон распределения, должен возрастать. Второй числовой параметр df – число степеней свободы, определяется как

$$df = n - l - 1, \quad (5)$$

где: n – число интервалов, на которые разбит диапазон изменения случайной величины; l – число оцениваемых параметров распределения.

Третий числовой параметр – p -уровень значимости критерия, определяющего вероятность ошибки при отклонении гипотезы о нормальности.

Результаты и их обсуждение

В литературе часто обсуждаются вопросы первичной обработки данных, построения гистограмм, подбора подходящего закона распределения и вычисления его параметров, проверки согласия между эмпирическим и теоретическим законом распределения по критерию согласия χ^2 Пирсона средствами Excel (Фаюстов, 2016; Фаюстов & Гуреев, 2020), а также вероятностного распределения как варианта описания неопределенности измерений в задачах оценки соответствия (Александровская & Кузнецов, 2010; Левин, 2021).

Результаты изучения численных характеристик описательной статистики групповых измерений числа падения (Таблица 2) свидетельствуют о невысокой надежности (не более 14,0 %) гипотезы принадлежности выборок к нормальному распределению. Проверка соответствия групповой выборки нормальному распределению с помощью модуля «Вероятностный калькулятор» в программе STATISTICA 7.0 Eng (Таблица 3) показала почти полное отсутствие ее принадлежности к указанному распределению.

Полученная информация о существенном отличии эмпирического распределения измеряемой

Таблица 3

Результаты проверки соответствия выборки нормальному распределению с помощью вероятностного калькулятора

| Группа 1 | p | Группа 2 | p | Группа 3 | p | Группа 4 | p | Группа 5 | p |
|----------|------|----------|------|----------|------|----------|------|----------|------|
| 531 | 0,88 | 490 | 0,03 | 513 | 0,52 | 494 | 0,10 | 481 | 0,13 |
| 491 | 0,44 | 511 | 0,15 | 522 | 0,65 | 488 | 0,07 | 534 | 0,84 |
| 531 | 0,88 | 513 | 0,16 | 484 | 0,15 | 539 | 0,65 | 468 | 0,05 |
| 500 | 0,56 | 516 | 0,19 | 500 | 0,33 | 513 | 0,29 | 530 | 0,80 |
| 463 | 0,14 | 548 | 0,63 | 495 | 0,26 | 494 | 0,10 | 517 | 0,63 |
| 517 | 0,77 | 529 | 0,35 | 503 | 0,37 | 569 | 0,93 | 527 | 0,76 |
| 518 | 0,78 | 521 | 0,25 | 487 | 0,18 | 514 | 0,30 | 480 | 0,12 |
| 521 | 0,80 | 524 | 0,28 | 550 | 0,93 | 551 | 0,80 | 554 | 0,96 |
| 407 | 0,00 | 595 | 0,98 | 502 | 0,36 | 510 | 0,25 | 495 | 0,28 |
| 464 | 0,15 | 540 | 0,51 | 553 | 0,94 | 555 | 0,83 | 535 | 0,85 |
| 474 | 0,24 | 514 | 0,17 | 496 | 0,28 | 499 | 0,14 | 504 | 0,42 |
| 522 | 0,81 | 533 | 0,41 | 500 | 0,33 | 550 | 0,79 | 527 | 0,76 |
| 490 | 0,43 | 564 | 0,82 | 504 | 0,39 | 533 | 0,57 | 543 | 0,91 |
| 520 | 0,80 | 544 | 0,57 | 494 | 0,25 | 557 | 0,86 | 476 | 0,09 |
| 488 | 0,40 | 525 | 0,30 | 525 | 0,69 | 493 | 0,10 | 479 | 0,11 |
| 516 | 0,76 | 566 | 0,84 | 499 | 0,32 | 510 | 0,25 | 521 | 0,69 |
| 469 | 0,19 | 583 | 0,95 | 511 | 0,49 | 539 | 0,65 | 496 | 0,30 |
| 490 | 0,43 | 549 | 0,64 | 503 | 0,37 | 541 | 0,68 | 503 | 0,40 |
| 501 | 0,58 | 553 | 0,70 | 498 | 0,30 | 544 | 0,72 | 493 | 0,26 |
| 492 | 0,46 | 568 | 0,86 | 593 | 0,99 | 572 | 0,95 | 517 | 0,63 |

величины от нормального распределения позволяет применить направленные критерии, относящиеся к характеристикам асимметрии и эксцесса распределения вероятностей наблюдений.

В Таблице 4 представлены результаты расчетов направленного и совместного критериев для выборки измерений числа падения. Критическое значение статистики критерия (значения p -квантили) при уровне значимости $\alpha = 0,05$ ($p = 1 - \alpha$) и объеме выборки $n = 100$ равно 0,39. Данное табличное значение меньше, чем вычисленное значение $\sqrt{\beta_1} = 3,92$, что означает отклонение нулевой гипотезы нормального распределения.

При уровне значимости $\alpha = 0,05$ ($p = 1 - \alpha$) и объеме выборки $n = 100$ критическое значение статистики (значение p -квантили) критерия равно 3,77. Вычисленное значение β_2 равно 346,93, что более критического значения, поэтому нулевая гипотеза отклоняется в пользу альтернативной при уровне значимости $\alpha = 0,05$. Отсюда следует, что распределение значений, полученных в результате измерений, искажено и имеет большую кривизну.

Точка с координатами (3,92; 346,93) лежит далеко вне кривой, соответствующей объему выборки $n = 100$ для уровня значимости $\alpha = 0,05$. Поэто-

Таблица 4

Направленный и совместный критерии для выборки измерений числа падения ($n = 100$)

| μ | μ_2 | μ_3 | μ_4 | σ | $\sqrt{\beta_1}$ | β_2 |
|--------|----------|-----------|-------------------------|----------|------------------|-----------|
| 516,68 | 93429,76 | 113690,20 | $3,02841 \cdot 10^{12}$ | 30,72 | 3,92 | 346,93 |

му и в этом случае нулевая гипотеза нормального распределения отклоняется на указанном уровне значимости в пользу альтернативной гипотезы, определяя тот факт, что распределение вероятностей измеренной величины отлично от нормального распределения.

С целью достижения соответствия эмпирического распределения изучаемой случайной величины теоретическому распределению произведено статистическое моделирование на основе алгоритма генерации случайного числа. Применение компьютерного имитационного моделирования непосредственно с целью проверки статистических гипотез отражено в ряде различных научных работ. Например, предложен алгоритм оптимального планирования эксперимента для различения двух простых гипотез по критерию отношения правдоподобия (Постовалов, 2014). Известны теоретические исследования в от-

ношении проверки статистических гипотез и способов оценки параметров распределений на основе применения эталонных выборок и выбора критерия сравнения на примере моделирования 95 %-ного доверительного интервала (Панарина и др., 2017). Предложена математическая модель контроля качества на основе теории принятия решений, интервального оценивания и структурных методов надежности (Червяков, 2016). Сравнение свойств статистических последовательных критериев для регулирования технологических процессов контролируемого параметра с нормальным (Гродзенский, 2009а) и неизвестным распределением (Гродзенский, 2009б) выполнялось методом математического моделирования.

В данном исследовании процедура статистического моделирования путем генерации случайного числа (Таблицы 5-7) производилась следующим

Таблица 5

Данные нормального распределения для генерированного случайного числа измерения числа падения

Variable: NewVar, Distribution: normal (Spreadsheet 1 – Число падения пшеничной муки); Chi-Square = 1,60136, df = 8 (adjusted) , p = 0,99089

| Random number | Observed frequency | Cumulative observed | Percent observed | Cumul. % | Expected frequency | Cumulative expected | Percent expected | Cumul. % | Observed |
|---------------|--------------------|---------------------|------------------|----------|--------------------|---------------------|------------------|----------|----------|
| ≤ 504 | 0 | 0 | 0,00 | 0,00 | 1,51 | 1,51 | 1,51 | 1,51 | -1,51 |
| 506 | 1 | 1 | 1,00 | 1,00 | 1,87 | 3,38 | 1,87 | 3,38 | -0,87 |
| 508 | 6 | 7 | 6,00 | 7,00 | 3,45 | 6,83 | 3,45 | 6,83 | 2,55 |
| 510 | 6 | 13 | 6,00 | 13,00 | 5,69 | 12,52 | 5,69 | 12,52 | 0,31 |
| 512 | 10 | 23 | 10,00 | 23,00 | 8,37 | 20,89 | 8,37 | 20,89 | 1,63 |
| 514 | 9 | 32 | 9,00 | 32,00 | 10,99 | 31,88 | 10,99 | 31,88 | -1,99 |
| 516 | 12 | 44 | 12,00 | 44,00 | 12,88 | 44,75 | 12,88 | 44,75 | -0,88 |
| 518 | 14 | 58 | 14,00 | 58,00 | 13,46 | 58,21 | 13,46 | 58,21 | 0,54 |
| 520 | 14 | 72 | 14,00 | 72,00 | 12,55 | 70,77 | 12,55 | 70,77 | 1,45 |
| 522 | 9 | 81 | 9,00 | 81,00 | 10,45 | 81,21 | 10,45 | 81,21 | -1,45 |
| 524 | 9 | 90 | 9,00 | 90,00 | 7,76 | 88,97 | 7,76 | 88,97 | 1,24 |
| 526 | 4 | 94 | 4,00 | 94,00 | 5,14 | 94,11 | 5,14 | 94,11 | -1,14 |
| 528 | 3 | 97 | 3,00 | 97,00 | 3,04 | 97,15 | 3,04 | 97,15 | -0,04 |
| 530 | 0 | 97 | 0,00 | 97,00 | 1,60 | 98,75 | 1,60 | 98,75 | -1,60 |
| 532 | 1 | 98 | 1,00 | 98,00 | 0,76 | 99,51 | 0,76 | 99,51 | 0,25 |
| 534 | 1 | 99 | 1,00 | 99,00 | 0,32 | 99,83 | 0,32 | 99,83 | 0,68 |
| 536 | 1 | 100 | 1,00 | 100,00 | 0,12 | 99,94 | 0,12 | 99,94 | 0,88 |
| > 536 | 0 | 100 | 0,00 | 100,00 | 0,06 | 100,00 | 0,06 | 100,00 | -0,06 |

Таблица 6

Данные равномерного распределения для генерированного случайного числа измерения числа падения

Variable: NewVar, Distribution: rectangular (Spreadsheet 1 – Число падения пшеничной муки); Chi-Square = 9,79980, df = 7 (adjusted) , p = 0,20021

| Random number | Observed frequency | Cumulative observed | Percent observed | Cumul. % | Expected frequency | Cumulative expected | Percent expected | Cumul. % | Observed |
|---------------|--------------------|---------------------|------------------|----------|--------------------|---------------------|------------------|----------|----------|
| ≤ 400 | 0 | 0 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| 420 | 2 | 2 | 2,00 | 2,00 | 5,53 | 5,53 | 5,53 | 5,53 | -3,53 |
| 440 | 12 | 14 | 12,00 | 14,00 | 10,99 | 16,52 | 10,99 | 16,52 | 1,01 |
| 460 | 14 | 28 | 14,00 | 28,00 | 10,99 | 27,51 | 10,99 | 27,51 | 3,01 |
| 480 | 9 | 37 | 9,00 | 37,00 | 10,99 | 38,50 | 10,99 | 38,50 | -1,99 |
| 500 | 16 | 53 | 16,00 | 53,00 | 10,99 | 49,49 | 10,99 | 49,49 | 5,01 |
| 520 | 7 | 60 | 7,00 | 60,00 | 10,99 | 60,48 | 10,99 | 60,48 | -3,99 |
| 540 | 10 | 70 | 10,00 | 70,00 | 10,99 | 71,47 | 10,99 | 71,47 | -0,99 |
| 560 | 11 | 81 | 11,00 | 81,00 | 10,99 | 82,47 | 10,99 | 82,47 | 0,01 |
| 580 | 15 | 96 | 15,00 | 96,00 | 10,99 | 93,46 | 10,99 | 93,46 | 4,01 |
| 600 | 4 | 100 | 4,00 | 100,00 | 6,54 | 100,00 | 6,54 | 100,00 | -2,54 |
| > 600 | 0 | 100 | 0,00 | 100,00 | 0,00 | 100,00 | 0,00 | 100,00 | 0,00 |

образом: для нормального распределения принималось число переменных – 1, число случайных чисел – 100, среднее – 517 с, стандартное отклонение – 6,04; для равномерного распределения при-

нималось число переменных – 1, число случайных чисел – 100, диапазон между минимальным (407 с) и максимальным (595 с) значениями; для модельного распределения принималось число перемен-

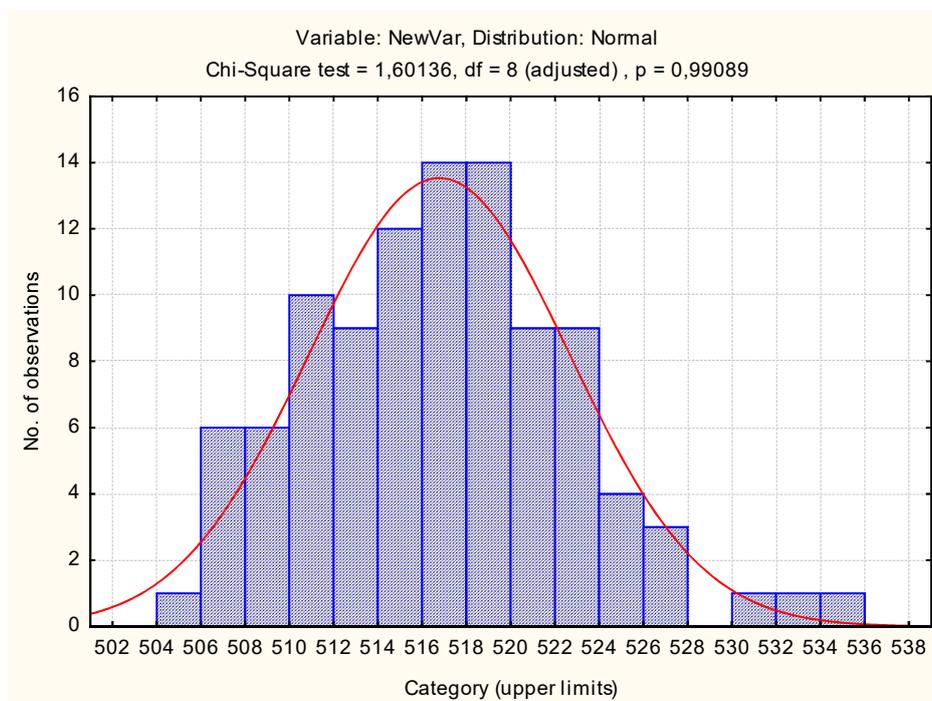


Рисунок 2. Гистограмма эмпирического распределения генерированной нормальной случайной величины числа падения

Таблица 7

Данные модельного равномерного распределения для генерированного случайного числа измерения числа падения

Variable: NewVar, Distribution: model rectangular (Spreadsheet 1 – Число падения пшеничной муки); Chi-Square = 1,12472, df = 7 (adjusted) , p = 0,99256

| Random number | Observed frequency | Cumulative observed | Percent observed | Cumul. % | Expected frequency | Cumulative expected | Percent expected | Cumul. % | Observed |
|---------------|--------------------|---------------------|------------------|----------|--------------------|---------------------|------------------|----------|----------|
| ≤ 400 | 0 | 0 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| 420 | 8 | 8 | 8,00 | 8,00 | 6,91 | 6,91 | 6,91 | 6,91 | 1,09 |
| 440 | 10 | 18 | 10,00 | 18,00 | 10,64 | 17,55 | 10,64 | 17,55 | -0,64 |
| 460 | 10 | 28 | 10,00 | 28,00 | 10,64 | 28,19 | 10,64 | 28,19 | -0,64 |
| 480 | 10 | 38 | 10,00 | 38,00 | 10,68 | 38,83 | 10,64 | 38,83 | -0,64 |
| 500 | 10 | 48 | 10,00 | 48,00 | 10,64 | 49,47 | 10,64 | 49,47 | -0,64 |
| 520 | 10 | 58 | 10,00 | 58,00 | 10,64 | 60,11 | 10,64 | 60,11 | -0,64 |
| 540 | 10 | 80 | 10,00 | 80,00 | 10,64 | 81,38 | 10,64 | 81,38 | -0,64 |
| 560 | 11 | 81 | 11,00 | 81,00 | 10,99 | 82,47 | 10,99 | 82,47 | 0,01 |
| 580 | 10 | 90 | 10,00 | 90,00 | 10,64 | 92,02 | 10,64 | 92,02 | -0,64 |
| 600 | 10 | 100 | 10,00 | 100,00 | 7,98 | 100,00 | 7,98 | 100,00 | 2,02 |
| > 600 | 0 | 100 | 0,00 | 100,00 | 0,00 | 100,00 | 0,00 | 100,00 | 0,00 |

ных – 1, число случайных чисел – 100, диапазон от 407 с до 595 с при шаге 3,9, повтор каждого числа – 1 раз, повтор последовательности – 2.

В результате вычислений были построены кривые теоретического закона распределения, наложенные на гистограммы эмпирических распределе-

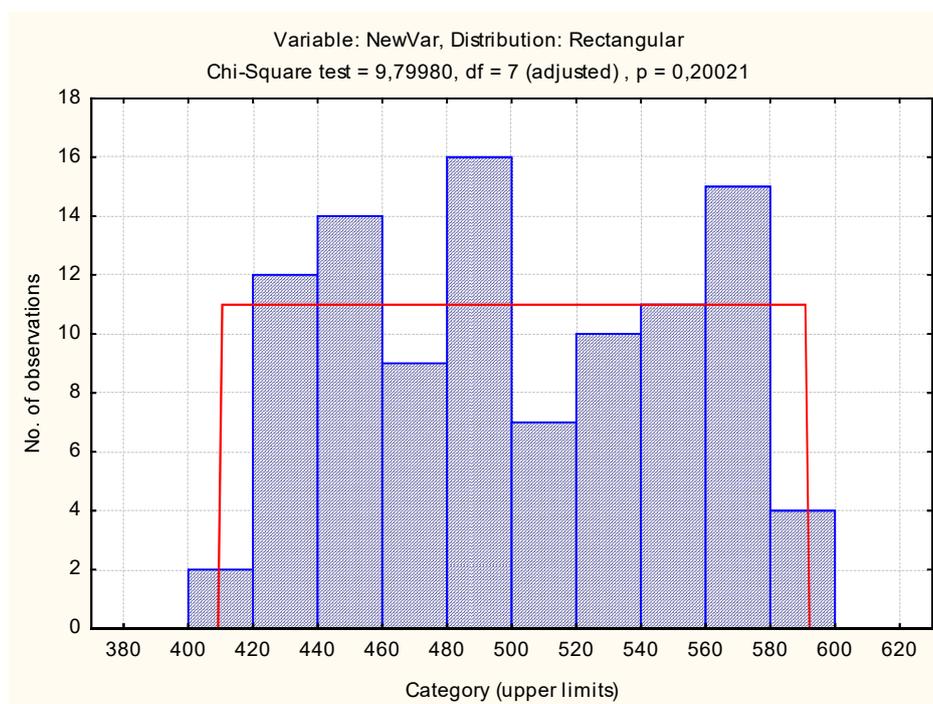


Рисунок 3. Гистограмма эмпирического распределения генерированной равномерной случайной величины числа падения

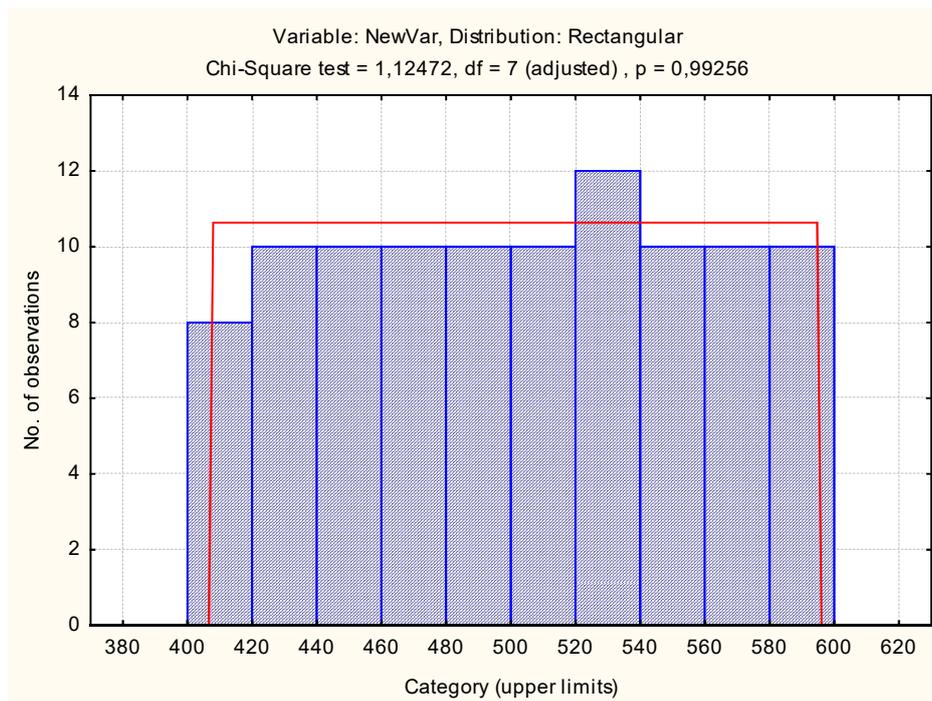


Рисунок 4. Гистограмма эмпирического распределения генерированной модельной равномерной случайной величины числа падения

ний (Рисунки 2-4), построенных по имеющимся данным Таблиц 5-7.

К Таблицам 5-7 прилагается следующее пояснение (Халафян, 2007). Каждая строка таблицы наблюдаемых и ожидаемых распределений характеризует интервал, в который попадают значения исследуемой переменной. В первом столбце *Observed frequency* (наблюдаемая частота) для каждого рассмотренного интервала указано количество значений, попавших в этот интервал. Во втором столбце *Cumulative observed* (совокупный наблюдаемый) для каждого интервала приведено количество значений, попавших в этот и все предшествующие интервалы (накопленные частоты). В третьем и четвертом столбцах *Percent observed* (процент наблюдаемый) и *Cumul. %* (суммарный процент) указаны те же величины, что и предыдущих двух, но исчисленные в процентах. В пятом столбце *Frequency expected* (ожидаемая частота) даны теоретические частоты, соответствующие нормальному распределению.

Параметр p -уровень значимости критерия (таблица 5), определяющего вероятность ошибки при отклонении гипотезы о нормальности, достигает 0,99089 (что значительно больше 0,05), поэтому вероятность ошибки достаточно велика, и гипотеза о соответствии закона распределения нормальному распределению отклоняется. Гипотеза

о соответствии закона распределения равномерному распределению принимается, так как параметр p -уровень значимости критерия (таблица 6), определяющего вероятность ошибки при отклонении гипотезы о нормальности, достигает 0,20021 (что значительно больше 0,05).

В итоге, принимается гипотеза о соответствии закона модельного распределения равномерному распределению (рисунок 4), поскольку рассчитанный параметр p -уровень значимости критерия (таблица 7), определяющего вероятность ошибки при отклонении гипотезы о нормальности, достигает 0,99256 (что значительно больше 0,05). Сравнение значений критерия мощности Пирсона во всех вариантах выборок генерированной случайной величины показало закономерность повышения вероятности того, что проверяемая случайная величина имеет предполагаемый закон распределения при переходе от равномерного распределения к нормальному и модельному равномерному распределению.

Выводы

Таким образом, проведение подбора закона распределения случайной величины числа падения пшеничной муки путем аппроксимирования ее эмпирического распределения позволило оценить

достоверность результатов эксперимента с отклонением нулевой гипотезы при проверке отклонения распределения вероятностей от нормального распределения. Осуществление статистического моделирования на основе алгоритма генерации случайного числа с целью получения выборок данных измерения числа падения, подчиняющихся известным законам распределения, показало закономерность повышения вероятности того, что проверяемая случайная величина имеет предполагаемый закон распределения при переходе от равномерного распределения к нормальному и модельному равномерному распределению. В результате вычислений принимается гипотеза о соответствии закона модельного распределения равномерному распределению, поскольку рассчитанный параметр p -уровень значимости критерия, определяющий вероятность ошибки при отклонении гипотезы о нормальности, достигает 0,99256 (что значительно больше 0,05). К доводам, позволившим прибегнуть к аппроксимированию эмпирического распределения случайной величины числа падения пшеничной муки, можно отнести целесообразность применения стандартизированных статистических подходов для оценки неопределенности измерений, что необходимо при выполнении измерений показателя в условиях испытательных и калибровочных лабораторий качества зерна и зернопродуктов.

Конфликт интересов

Автор заявляет об отсутствии конфликта интересов.

Литература

- Александровская, Л. Н., & Кузнецов А. (2010). Использование нормального закона распределения вероятностей в задачах оценки соответствия. *Законодательная и прикладная метрология*, 1, 5-12.
- Ахназарова, С. Л., & Кафаров, В. В. (1985). *Методы оптимизации эксперимента в химической технологии* (2-е изд.). М.: Высшая школа.
- Грачев, Ю. П., & Плаксин, Ю. М. (2005). *Математические методы планирования эксперимента*. М.: ДеЛи принт.
- Гродзенский, Я. С. (2009а). Измерение показателей качества путем рационализации процедуры статистического регулирования технологических процессов. *Измерительная техника*, 7, 15-16.
- Гродзенский, Я. С. (2009б). Применение оптимальных статистических последовательных критериев для контроля технологических процессов. *Метрология*, 5, 3-9.
- Зеленский, Г. С., & Марьянова, А. И. (1999). Нормативы для пшеничной муки по «числу падения». *Хлебопродукты*, 2, 14.
- Зотова, Н. Б., Соседов, Н. И., & Вакар, А. Б. (1975). Изменение осаживающей способности и «числа падения» в муке из нормальной и поврежденной клопом-черепашкой в разные фазы созревания пшеницы. *Хранение и переработка зерна*, 1, 14-15.
- Козьмина, Н. П., & Воронова, Е. А. (1968). *Современные методы контроля свойств муки и улучшения качества хлеба*. М.: ЦИНТИПИЩЕПРОМ.
- Косован, А. П. (2008). *Сборник современных технологий хлебобулочных изделий*. М.: Московская типография № 2.
- Крупнов, В. А., & Крупнова О. В. (2015). Подходы по улучшению качества зерна пшеницы: селекция на число падения. *Вавиловский журнал генетики и селекции*, 19(1), 604-612. <https://doi.org/10.18699/VJ15.077>
- Левин, С. Ф. (2021). Вероятностное распределение — полное описание неопределенности. *Законодательная и прикладная метрология*, 5, 3-12.
- Лущик, Т. В. (2002). Разработка метода контроля и регулирования автолитической активности пшеничной муки. *Хлебопечение России*, 4, 20-22.
- Марьянова, А. И., Царькова, Н., & Шелковников М. (1996). Определение амилолитической активности зерна и муки по числу падения на приборе ПЧП-3. *Хлебопродукты*, 9, 19-20.
- Мелешкина, Е. П. (2005). Связь числа падения со свойствами углеводно-амилазного комплекса муки. *Хлебопродукты*, 9, 28-31.
- Панарина, С. Н., Сапожникова, А. В., & Яковлева, Н. Л. (2017). Проверка статистических гипотез и оценка параметров распределений на базе эталонных выборок. *Успехи современной науки*, 1, 211-213.
- Панкратьева, И. А., Береш, И. Д., Алексеева, Н. В., Швецова, И. А., & Семикина, Л. И. (1977). Исследование амилолитической активности продуктов помола проросшего зерна пшеницы. *Труды ВНИИЗ*, 87, 79-85.
- Постовалов, С. Н. (2014). *Применение компьютерного моделирования для расширения прикладных возможностей классических методов проверки статистических гипотез* [Докторская диссертация, Новосибирский государственный технический университет]. Новосибирск, Россия.
- Фаюстов, А. А. (2016). Проверка гипотезы о нормальном распределении выборки по критерию согласия Пирсона средствами приложения Excel. *Законодательная и прикладная метрология*, 6, 3-9.
- Фаюстов, А. А., & Гуреев, П. М. (2020). Экспресс-оценка нормальности распределения результатов измерения по критерию согласия Пирсона.

- Законодательная и прикладная метрология*, 4, 39-43.
- Халафян, А. А. (2007). *STATISTICA 6.0. Статистический анализ данных*. М.: Бином-Пресс.
- Цыплаков, А. С. (1999). «Число падения» и качество хлеба. *Хлебопродукты*, 1, 12-13.
- Червяков, И. В. (2016). *Математическая модель контроля качества на основе теории интервального оценивания* [Кандидатская диссертация, Уральский государственный технический университет]. Новоуральск, Россия.
- Черных, В. Я., Ширшиков, М. А., Белоусова, Е. М., & Лущик, Т. В. (2000). Информационно-измерительная система для оценки хлебопекарных свойств муки. *Хлебопродукты*, 8, 21-25.
- Шмалько, Н. А. (2019). Автолитическая активность пшеничной муки с пониженными хлебопекарными свойствами. *Научные труды КубГТУ*, 59, 41-49.
- Шмалько, Н. А., Бахмет, М. П., & Росляков, Ю. Ф. (2017). *Организация научных исследований*. Краснодар: КубГТУ.
- Codina, G. G., & Leahu, A. (2009). The improvement of the quality of wheat flour with a lower content of α -amylase through the addition of different enzymatic products. *Lucrări Științifice*, 52, 629-635.
- Newberry, M., Zwart, A. B., Whan, A., Mieog, J. C., Sun, M., Leyne, E., Pritchard, J., Daneri-Castro, S. N., Ibrahim, K., Diepeveen, D., Howitt, C. A., & Ral, J-P. F. (2018). Does Late Maturity Alpha-Amylose Impact Wheat Baking Quality? *Frontiers in Plant Science*, 9, 1356 <https://doi.org/10.3389/fpls.2018.01356>
- Rakita, S. M., Torbica, A. M., Dokić, L. P., Tomić, J. M., Pojić, M. M., Hadnadev, M. S., & Hadnadev-Dapčević, T. R. (2015). Alpha-amylase activity in wheat flour and breadmaking properties in relation to different climatic conditions. *Food and Feed Research*, 42(2), 91-99. <https://doi.org/10.5937/FFR1502092R>
- Zarzycki, P., & Sobota, A. (2015). Effect of storage temperature on falling number and apparent viscosity of gruels from wheat flours. *Journal of Food Science and Technology-Mysore*, 52(1), 437-443. <https://doi.org/10.1007/s13197-013-0975-1>

Selection of the Distribution Law for the Falling Number of Wheaten Flour

Natalya A. Shmalko

Kuban State Technological University
2 "G", Moskovskaya st., bldg., 350072, Krasnodar, Russian Federation
E-mail: kafedra-tith@yandex.ru

When making measurements in an experiment, their reliability is largely determined by the accuracy of the sample data obtained, which are random numbers. In the applied problem of measuring a random variable, at the initial stage of statistical data processing, descriptive statistics are resorted to in order to study the numerical characteristics of the measured feature, then they prove that the empirical distribution of the random variable belongs to the theoretical one using the criteria of agreement. The purpose of this research was to study the possibility of selecting a theoretical distribution of a random value of the falling number of wheat flour by approximating its empirical distribution. The object of the research was a sample of wheat baking flour of the second grade with reduced autolytic activity (the falling number in the sample is not lower than 407 c). The measurement of the falling number of wheat flour was carried out under the conditions required by GOST ISO 3093-2016 and the recommendations of specialists. To determine the numerical characteristics of the falling number and its generation, the *Data Analysis* module in the MS Excel 2007 application package was used, the approximation of the empirical distribution was carried out by the distribution fitting tool in the STATISTICA 7.0 Eng program. Checking the deviation of the probability distribution from the normal distribution allowed rejecting the null hypothesis in favor of an alternative one at the significance level $\alpha = 0.05$, since the empirical distribution of the values of the falling number measurements ($n = 100$) is distorted ($\sqrt{\beta_1} = 3,92$) and has a large curvature ($\beta_2 = 346,93$) while fulfilling the inequality $\beta_2 \geq (\sqrt{\beta_1})^2 + 1$. As a result, a comparison of the values of the *Pearson* power criterion for sampling the generated random variable showed a pattern of increasing the probability that the random variable being tested has an assumed distribution law from a uniform distribution to a normal and model uniform distribution. Hence, a hypothesis is accepted that the law of the model distribution corresponds to a uniform distribution, since the p -level of significance of the criterion determining the probability of error when rejecting the hypothesis of normality reaches 0.99256 (which is significantly more than 0.05). In this regard, the data obtained in the study will make it possible to clarify the theoretical principle and practical experience of the method of measuring the falling number from the position of estimating the uncertainty of measurements.

Keyword: Distribution law, falling number, wheaten flour, hypothesis, random number generation

References

- Akhnazarova, S. L., & Kafarov, V. V. (1985). *Metody optimizatsii eksperimenta v khimicheskoi tekhnologii* [Methods of experiment optimization in chemical technology] (2nd ed.). Moscow: Vysshaya shkola.
- Aleksandrovskaya, L. N., & Kuznetsov A. (2010). Ispol'zovanie normal'nogo zakona raspredeleniya veroyatnostei v zadachakh otsenki sootvetstviya [The use of the normal probability distribution law in conformity assessment problems]. *Zakonodatel'naya i prikladnaya metrologiya* [Legislative and Applied Metrology], 1, 5-12.
- Chernykh, V. Ya., Shirshikov, M. A., Belousova, E. M., & Lushchik, T. V. (2000). Informatsionno-izmeritel'naya sistema dlya otsenki khlebopekarnykh svoistv muki [Information and measurement system for evaluating the baking properties of flour]. *Khleboprodukty* [Bakery Products], 8, 21-25.
- Chervyakov, I. V. (2016). *Matematicheskaya model' kontrolya kachestva na osnove teorii interval'nogo otsenivaniya* [Mathematical model of quality control based on the theory of interval estimation] [Candidate Dissertation, Ural'skii gosudarstvennyi tekhnicheskii universitet]. Novoural'sk, Russia.
- Fayustov, A. A. (2016). Proverka gipotezy o normal'nom raspredelenii vyborki po kriteriyu soglasiya Pirsona sredstvami prilozheniya Excel [Testing the hypothesis of the normal distribution of the sample according to the Pearson agreement criterion by means of the Excel application]. *Zakonodatel'naya i prikladnaya metrologiya* [Legislative and Applied Metrology], 6, 3-9.
- Fayustov, A. A., & Gureev, P. M. (2020). Ekspress-otsenka normal'nosti raspredeleniya rezul'tatov izmereniya po kriteriyu soglasiya Pirsona [Express assessment of the normality of the distribution of measurement results according to the

- Pearson agreement criterion]. *Zakonodatel'naya i prikladnaya metrologiya [Legislative and Applied Metrology]*, 4, 39-43.
- Grachev, Yu. P., & Plaksin, Yu. M. (2005). *Matematicheskie metody planirovaniya eksperimenta [Mathematical methods of experiment planning]*. Moscow: DeLi print.
- Grodzenskii, Ya. S. (2009a). Izmerenie pokazatelei kachestva putem ratsionalizatsii protsedury statisticheskogo regulirovaniya tekhnologicheskikh protsessov [Measurement of quality indicators by rationalizing the procedure of statistical regulation of technological processes]. *Izmeritel'naya tekhnika [Measuring Equipment]*, 7, 15-16.
- Grodzenskii, Ya. S. (2009b). Primenenie optimal'nykh statisticheskikh posledovatel'nykh kriteriev dlya kontrolya tekhnologicheskikh protsessov [Application of optimal statistical sequential criteria for the control of technological processes]. *Metrologiya [Metrology]*, 5, 3-9.
- Khalafyan, A. A. (2007). *STATISTICA 6.0. Statisticheskii analiz dannykh [STATISTICA 6.0. Statistical data analysis]*. Moscow: Binom-Press.
- Kosovan, A. P. (2008). *Sbornik sovremennykh tekhnologii khlebobulochnykh izdelii [Collection of modern technologies of bakery products]*. Moscow: Moskovskaya tipografiya № 2.
- Koz'mina, N. P., & Voronova, E. A. (1968). *Sovremennye metody kontrolya svoistv muki i uluchsheniya kachestva khleba [Modern methods of controlling the properties of flour and improving the quality of bread]*. Moscow: TsINTIPIShchEPRM.
- Krupnov, V. A., & Krupnova O. V. (2015). Podkhody po uluchsheniyu kachestva zerna pshenitsy: selektsiya na chislo padeniya [Approaches to improve the quality of wheat grain: selection for the falling number]. *Vavilovskii zhurnal genetiki i selektsii [Vavilov Journal of Genetics and Breeding]*, 19(1), 604-612. <https://doi.org/10.18699/VJ15.077>
- Levin, S. F. (2021). Veroyatnostnoe raspredelenie - polnoe opisanie neopredelennosti [Probability distribution - a complete description of uncertainty]. *Zakonodatel'naya i prikladnaya metrologiya [Legislative and Applied Metrology]*, 5, 3-12.
- Lushchik, T. V. (2002). Razrabotka metoda kontrolya i regulirovaniya avtoliticheskoi aktivnosti pshenichnoi muki [Development of a method for monitoring and regulating the autolytic activity of wheat flour]. *Khlebopechenie Rossii [Bakery in Russia]*, 4, 20-22.
- Mar'yanova, A. I., Tsar'kova, N., & Shelkovnikov M. (1996). Opredelenie amiloliticheskoi aktivnosti zerna i muki po chislu padeniya na pribore PChP-3 [Determination of the amylolytic activity of grain and flour by the number of drops on the PPP-3 device]. *Khlebobrodukty [Bakery Products]*, 9, 19-20.
- Meleshkina, E. P. (2005). Svyaz' chisla padeniya so svoistvami uglevodno-amilaznogo kompleksa muki [The relationship of the falling number with the properties of the carbohydrate-amylase complex of flour]. *Khlebobrodukty [Bakery Products]*, 9, 28-31.
- Panarina, S. N., Sapozhnikova, A. V., & Yakovleva, N. L. (2017). Proverka statisticheskikh gipotez i otsenka parametrov raspredelenii na baze etalonykh vyborok [Verification of statistical hypotheses and estimation of distribution parameters based on reference samples]. *Uspekhi sovremennoi nauki [Successes of Modern Science]*, 1, 211-213.
- Pankrat'eva, I. A., Beresh, I. D., Alekseeva, N. V., Shvetsova, I. A., & Semikina, L. I. (1977). Issledovanie amiloliticheskoi aktivnosti produktov pomola prorosshego zerna pshenitsy [Investigation of the amylolytic activity of the milling products of sprouted wheat grain]. *Trudy VNIIZ [Proceedings of the All-Russian Research Institute of Grain and its Processing Products]*, 87, 79-85.
- Postovalov, S. N. (2014). *Primenenie komp'yuternogo modelirovaniya dlya rasshireniya prikladnykh vozmozhnostei klassicheskikh metodov proverki statisticheskikh gipotez [The use of computer modeling to expand the application capabilities of classical methods for testing statistical hypotheses]* [Doctoral Dissertation, Novosibirskii gosudarstvennyi tekhnicheskikh universitet]. Novosibirsk, Russia.
- Shmal'ko, N. A. (2019). Avtoliticheskaya aktivnost' pshenichnoi muki s ponizhennymi khlebopekarnymi svoistvami [Autolytic activity of wheat flour with reduced baking properties]. *Nauchnye trudy KubGTU [Scientific works of the Kuban State Technological University]*, S9, 41-49.
- Shmal'ko, N. A., Bakhmet, M. P., & Roslyakov, Yu. F. (2017). *Organizatsiya nauchnykh issledovaniy [Organization of scientific research]*. Krasnodar: KubGTU.
- Tsyplakov, A. S. (1999). "Chislo padeniya" i kachestvo khleba ["The falling number" and the quality of bread]. *Khlebobrodukty [Bakery Products]*, 1, 12-13.
- Zelenskii, G. S., & Mar'yanova, A. I. (1999). Normativy dlya pshenichnoi muki po «chislu padeniya» [Standards for wheat flour according to the «falling number»]. *Khlebobrodukty [Bakery Products]*, 2, 14.
- Zotova, N. B., Sosedov, N. I., & Vakar, A. B. (1975). Izmenenie osakharivayushchei sposobnosti i «chisla padeniya» v muke iz normal'noi i povrezhdennoi klopom-cherepashkoi v raznye fazy sozrevaniya pshenitsy [Changes in the saccharifying ability and the "falling number" in flour from normal and damaged bug-turtle in different phases of wheat ripening]. *Khranenie i pererabotka zerna [Grain storage and Processing]*, 1, 14-15.

- Codina, G. G., & Leahu, A. (2009). The improvement of the quality of wheat flour with a lower content of α -amylase through the addition of different enzymatic products. *Lucrări Științifice*, 52, 629-635.
- Newberry, M., Zwart, A. B., Whan, A., Mieog, J. C., Sun, M., Leyne, E., Pritchard, J., Daneri-Castro, S. N., Ibrahim, K., Diepeveen, D., Howitt, C. A., & Ral, J-P. F. (2018). Does Late Maturity Alpha-Amylose Impact Wheat Baking Quality? *Frontiers in Plant Science*, 9, 1356 <https://doi.org/10.3389/fpls.2018.01356>
- Rakita, S. M., Torbica, A. M., Dokić, L. P., Tomić, J. M., Pojić, M. M., Hadnadev, M. S., & Hadnadev-Dapčević, T. R. (2015). Alpha-amylase activity in wheat flour and breadmaking properties in relation to different climatic conditions. *Food and Feed Research*, 42(2), 91-99. <https://doi.org/10.5937/FFR1502092R>
- Zarzycki, P., & Sobota, A. (2015). Effect of storage temperature on falling number and apparent viscosity of gruels from wheat flours. *Journal of Food Science and Technology-Mysore*, 52(1), 437-443. <https://doi.org/10.1007/s13197-013-0975-1>