



УДК 669:519.22

DOI 10.17073/0368-0797-2025-3-305-315



Оригинальная статья

Original article

О ВОЗМОЖНЫХ ПОСЛЕДСТВИЯХ, ВЫЗВАННЫХ УМЕНЬШЕНИЕМ КОЛИЧЕСТВА ОБРАЗЦОВ ПРИ ПРИЕМО-СДАТОЧНЫХ ИСПЫТАНИЯХ ЕДИНИЦЫ МЕТАЛЛОПРОДУКЦИИ ДЛЯ ОЦЕНКИ ЕЕ КАЧЕСТВА

Э. А. Соколовская[✉], Е. В. Босов, А. В. Кудря,
Д. Ф. Кодиров, В. И. Алексеев

Национальный исследовательский технологический университет «МИСИС» (Россия, 119049, Москва, Ленинский пр., 4)

✉ sokolovskaya@misis.ru

Аннотация. Для листовой стали 13Г1С-У и крупногабаритных поковок из улучшаемой стали 38ХН3МФА-Ш, изготовленных по существующим технологиям, были проанализированы возможные последствия для оценки качества металлопродукции, связанные с изменением количества образцов, используемых при тестировании единицы продукции (партии, поковки). На основе расчета коэффициентов асимметрии и эксцесса авторы оценили изменение вида распределения значений ударной вязкости, сопутствующее вариации количества образцов. Выборка значений диапазона ударной вязкости, полученных в результате тестирования двух образцов (трех возможных парных комбинаций) на единицу продукции, сравнивалась с использованием критериев Стьюдента и Смирнова как между собой, так и с исходной выборкой (три образца для оценки одной партии листа). Полученные результаты также показали, что в условиях, когда статистическая природа распределений значений параметров качества металлопродукции отличается от нормального вида распределения, необходимо использование критериев непараметрической статистики. Были оценены риски возможной потери информации о качестве металлопродукции при уменьшении количества образцов, испытываемых в рамках отдельной партии. Для получения адекватных результатов статистического анализа необходимо выявить и устранить возможные побочные явления, искажающие результаты анализа: тренды, сезонные колебания, ошибки в записи данных. Для металлопродукции, отличающейся развитой неоднородностью структур, объективная информация о запасе вязкости сталей может быть получена на основе микромеханических испытаний образцов, габариты которых сопоставимы с масштабом структурной неоднородности. Полученные результаты могут быть полезны при статистическом анализе баз данных производственного контроля процесса и продукта в металлургии для подготовки обоснованных технологических рекомендаций (в рамках функционирования сквозной системы управления качеством), направленных на повышение однородности качества металлопродукции.

Ключевые слова: статистический анализ в металлургии, оценка качества металлопродукции, информативность результатов механических испытаний, статистическая природа данных производственного контроля продукта, критерии непараметрической и классической статистики, Big Data

Для цитирования: Соколовская Э.А., Босов Е.В., Кудря А.В., Кодиров Д.Ф., Алексеев В.И. О возможных последствиях, вызванных уменьшением количества образцов при приемо-сдаточных испытаниях единицы металлопродукции для оценки ее качества. *Известия вузов. Черная металлургия*. 2025;68(3):305–315. <https://doi.org/10.17073/0368-0797-2025-3-305-315>

POSSIBLE CONSEQUENCES CAUSED BY REDUCING THE NUMBER OF SAMPLES DURING ACCEPTANCE TESTS OF A UNIT OF METAL PRODUCTS TO ASSESS ITS QUALITY

E. A. Sokolovskaya , E. V. Bosov, A. V. Kudrya,
D. F. Kodirov, V. I. Alekseev

National University of Science and Technology “MISIS” (4 Leninskii Ave., Moscow 119049, Russian Federation)

 sokolovskaya@isis.ru

Abstract. For 13G1S-U sheet steel and large forgings made of heat-treatable 38KhN3MFA-Sh steel, produced by existing technologies, the possible consequences for quality assessment of metal products were analyzed related to changes in the number of samples used in testing a single product unit (batch, forging). Based on the calculation of skewness and kurtosis coefficients, the authors estimated the change of distribution type of impact strength values accompanying the change in the number of samples. The sampling of impact strength range values obtained from testing two samples (three possible paired combinations) per unit of products were compared using the Student's and Smirnov's criteria, both among themselves and with the original sampling (three samples for evaluating one batch of sheet). The obtained results also showed that in conditions when the statistical nature of values distributions of the metal products quality parameters differs from the normal distribution type, it is necessary to use the criteria of nonparametric statistics. The risks of possible loss of information on the metal products' quality when reducing the number of samples tested within a single batch were assessed. In order to obtain adequate results of statistical analysis, it is necessary to identify and eliminate possible side effects that distort results of analysis: trends, seasonal fluctuations, and data recording errors. For metal products characterized by the developed heterogeneity of structures, obtaining objective information on the toughness reserve of steels can be obtained on the basis of micromechanical tests of samples whose dimensions are comparable to the scale of structural heterogeneity. The obtained results can be useful in the statistical analysis of production process and product control databases in metallurgy to obtain reasonable technological recommendations (within the framework of operation of the end-to-end quality management system) aimed at improving the uniformity of metal product.

Keywords: statistical analysis in metallurgy, quality assessment of metal products, informativeness of mechanical testing results, statistical nature of production control data, nonparametric and classical statistics, Big Data

For citation: Sokolovskaya E.A., Bosov E.V., Kudrya A.V., Kodirov D.F., Alekseev V.I. Possible consequences caused by reducing the number of samples during acceptance tests of a unit of metal products to assess its quality. *Izvestiya. Ferrous Metallurgy*. 2025;68(3):305–315.
<https://doi.org/10.17073/0368-0797-2025-3-305-315>

ВВЕДЕНИЕ

Производство стали – сложный и многоступенчатый процесс, каждый этап которого хорошо оснащен средствами измерения и сбора информации. Уровень качества металлопродукции, в зависимости от ее назначения, обычно контролируется на основе определения ее механических свойств, оценки структуры и изломов. Объективность оценки важна также для решения обратной задачи: определения связи свойств со структурой, выделения критических параметров структуры, определяющих разброс качества металла, и выработки на этой основе технологических рекомендаций, направленных на повышение его однородности [1 – 2]. В этой связи, в частности, все больше применяются современные ИТ: нейросети, алгоритмы Big Data, машинного обучения и т. п. для обработки больших массивов данных производственного контроля процесса и продукта [3 – 6].

Логичен интерес к развитию методов оценки качества металлопродукции, особенно в связи с теми возможностями, которые появляются при цифровизации измерений структур и изломов, проведении и обработке результатов экспериментов [7 – 8]. Например, несмотря на десятилетние наработки в практике механических испытаний, не до конца ясно, как различие в количестве образцов при проведении приемо-сдаточ-

ных испытаний металлопродукции может сказаться на полноте ее оценки. В частности, учитывая широкий спектр неоднородных структур, формирующихся в рамках штатной отлаженной технологии и сопутствующий этому существенный разброс свойств, в первую очередь вязкости.

При определении качества металлопродукции на основе механических испытаний существуют различные подходы к выбору количества образцов на единицу продукции [9]. Такие стандарты могут устанавливать нормативные документы, например, ГОСТ 4543–2016 «Металлопродукция из конструкционной легированной стали» предусматривает отбор от каждого выбранного для контроля прутка, полосы или мотка по одному образцу для испытаний на растяжение, на ударный изгиб (каждого типа для соответствующих условий испытаний). Возможно также проведение испытаний с учетом условий соглашения между производителем и потребителем (с учетом назначения продукции). Обычно количество однотипных испытаний на контрольную единицу металлопродукции варьируется от одного до трех, максимальное значение, как правило, соответствует ударным испытаниям, которые сопровождаются большим разбросом значений. Нормы отбора образцов – результат «естественного отбора» в рамках испытательной практики, в своей основе функционируют

уже достаточно длительное время. Консервативность норм отражает хронология дат их актуализации, например для ГОСТ 4543 это 1948, 1971 и 2016 гг.

По мере накопления представительных баз данных производственного контроля процесса и продукта на предприятиях, роста вычислительных мощностей, появления программных продуктов появилась возможность оценки различий в уровне аттестации качества металлопродукции при использовании разного количества образцов на единицу продукции. Неизбежность потери полезной информации при уменьшении объема испытаний очевидна, однако ее масштабы требуют своего уточнения. Это важно не только для понимания объективности оценки уровня аттестации качества металлопродукции, но и для выработки на ее основе обоснованных решений, направленных на коррекцию технологии в связи с наблюдаемым обычно на практике существенным разбросом значений прямо-сдаточных характеристик. Интерес к проблеме также определяется массовым характером механических испытаний и их вкладом в себестоимость металлопродукции.

Применение ретроспективного подхода при рассмотрении данной проблемы предусматривает также возможность учета статистической природы рассматриваемого объекта (большие массивы данных производственного контроля металлопродукции), в частности, обоснованного выбора соответствующих статистических инструментов как средства, повышающего объективность полученных оценок [10 – 11].

В связи с этим целью работы является оценка степени полноты информации, получаемой при вариации количества образцов в рамках механических испытаний единиц металлопродукции, как основы для повышения эффективности прогноза качества металла при статистическом анализе баз данных производственного контроля процесса и продукта в металлургии.

ОБЪЕКТЫ И МЕТОДЫ ИССЛЕДОВАНИЯ

В качестве объекта исследования были выбраны базы данных производственного контроля технологий получения крупных поковок переменного сечения из улучшаемой стали 38ХНЗМФА-Ш и листа из стали 13Г1С-У (произведенных по принятым технологиям в течение одного-двух лет [1]). Базы данных производственного контроля представляли собой матрицу $A_{m \times n}$, где строкам m соответствовало количество плавок (партий/поковок), столбцам n – значения технологических параметров (n_t) и характеристик качества металлопродукции (n_q). Для стали 38ХНЗМФА-Ш количество строк в матрицах с привязкой к химическому составу после электрошлакового переплава составило $m = 342$ – поковки (из 40 исходных плавок), а для стали 13Г1С-У для толщин листа 8, 10 и 12 мм $m = 751$ (668 и 1281) – партий соответственно. Количество столбцов n в матрицах составило (n_t/n_q) 91/20 и 33/16 соответственно. Выходные

параметры включали в себя, в частности, значения пределов прочности (σ_b), текучести ($\sigma_{0.2}$), относительного удлинения (δ) и ударной вязкости (KCU/KCV), полученные при различных температурах испытания. Тангенциальные образцы для механических испытаний из поковок стали 38ХНЗМФА-Ш вырезались из торцевых темплетов с максимальным D_l и минимальным D_s диаметром, по два образца на каждую температуру испытания: на растяжение (при $+20$ °C) и удар: при $+20$ (KCU_i и KCU_j) и -50 °C (KCU_i^{-50} и KCU_j^{-50}). Из листовой стали 13Г1С-У от каждой партии отбиралось по одному поперечному образцу на растяжение (при комнатной температуре) и по три поперечных ударных образца (KCU_i^{-40} , KCU_j^{-40} , KCU_k^{-40} и KCV_i^0 , KCV_j^0 и KCV_k^0) для испытаний при температурах -40 и 0 °C соответственно.

Статистическая оценка выборок (или партий) значений прямо-сдаточных параметров проводилась в программе Microsoft Excel на основе определения их максимальных ($x_{i \max}$), минимальных ($x_{i \min}$), средних $\bar{X}_i$ с ошибкой (s) и размаха ($\Delta = x_{i \max} - x_{i \min}$) величин. Статистическую природу вида распределения значений параметров определяли на основе построения соответствующих гистограмм распределения значений, исходя из равномерной разбивки на разряды, число которых определялось как корень кубический из числа измерений [12], вычисления их коэффициентов асимметрии A_s и эксцесса E_x с соответствующими ошибками [13 – 14].

Сопоставление выборок проводили с использованием критериев Смирнова и Стьюдента (далее по тексту критерии C_n и C_p) с определением уровня риска выдвигаемых гипотез.

РЕЗУЛЬТАТЫ РАБОТЫ И ИХ ОБСУЖДЕНИЕ

Нередко причиной отсутствия прогресса в применении современных программных решений при обработке больших массивов данных является недостаточное внимание к этапу работы, связанному с выявлением факторов, способных внести искажения, часто существенные, в дальнейшую статистическую обработку массивов данных. Это относится как к входным, так и выходным (результаты прямо-сдаточных испытаний) параметрам. Например, построение хронологических рядов значений характеристик качества металлопродукции и технологии позволило выявить в стали 13Г1С-У взаимосвязанные «сезонные» колебания ударной вязкости и содержания ниобия (рис. 1). Это означает, что исходная база данных фактически разделена на два подмассива: с низким ($Nb \leq 0,03$ мас. %) и высоким ($Nb > 0,03$ мас. %) содержанием ниобия, количество партий в которых для толщин 8, 10 и 12 мм составило: 269, 395, 260 и 489, 273, 1021 штук соответственно. Их совместный статистический анализ привел бы к усреднению как выходных, так и входных значений параметров. Это исказило бы действительный вид гистограмм распределения значений параметров и осложнило при-

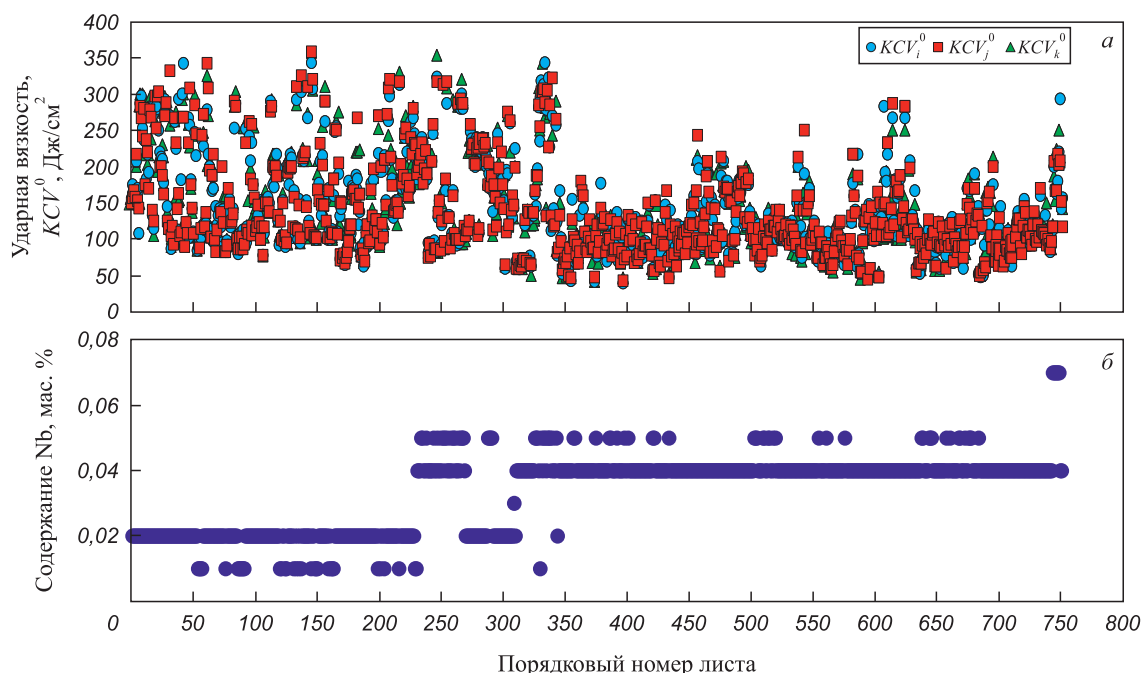


Рис. 1. Хронологические ряды распределения ударной вязкости KCV^0 (по трем образцам на партию) (а) и содержания ниобия (б) в листе толщиной 8 мм из стали 13Г1С-У

Fig. 1. Chronological series of distribution of impact strength KCV^0 (for three samples per batch) (a) and niobium content (б) in a sheet 8 mm thick made of 13G1S-U steel

менение статистических инструментов, в частности регрессии. В этой связи последующий статистический анализ проводился отдельно для двух подмассивов данных, в работе же представлены его результаты для подмассива данных с содержанием ниобия более $Nb > 0,03$ мас. %, как наиболее представительного по объему выборки.

Следует отметить, что подобные явления имеют весьма разнообразные формы проявления, и необязательно только применимо к ударной вязкости. Например, в хронологическом ряду значений условного предела текучести трубной стали (категории прочности K65 и толщиной стенки 27,7 мм), соответствующих левой и правой частям бимодальной гистограммы их распределения, наблюдалось последовательное их чередование [15].

Для всех исследуемых баз данных, структурированных подобным или иным образом (выявление трендов, удаление ошибок записи и т. п.), были определены основные статистические характеристики приемосдаточных параметров, которые выявили наличие существенного разброса механических свойств (табл. 1, 2).

Наибольший разброс значений свойств наблюдался для ударной вязкости (по сравнению с показателями прочности). Так, у стали 13Г1С-У максимальное значение вязкости превышало минимальное в 5 – 6 раз, а для стали 38ХНЗМФА-Ш – в 2 раза (это было характерно и для других видов металлопродукции [10]). Такая неоднородность вязкости обусловлена различиями в сценариях протекания технологической наследственности – реализацией разнообразных механизмов эволюции структур и дефектов по технологической цепочке и, как

Таблица 1. Масштаб неоднородности качества листовой стали 13Г1С-У

Table 1. Scale of heterogeneity of 13G1S-U sheet steel quality

Толщина листа, мм	Параметр	KCU^{-40} , Дж/см ²	KCV^0 , Дж/см ²	σ_B , МПа	$\sigma_{0,2}$, МПа	δ , %
8	$x_{i \max} - x_{i \min} = \Delta$	382 – 48 = 334	343 – 40 = 303	660 – 487 = 173	545 – 391 = 454	36 – 18 = 18
	$\bar{x}_i \pm s$	135 ± 51	121 ± 52	568 ± 29	450 ± 25	28 ± 3
10	$x_{i \max} - x_{i \min} = \Delta$	280 – 48 = 232	372 – 52 = 320	560 – 399 = 161	655 – 515 = 140	36 – 19 = 17
	$\bar{x}_i \pm s$	136 ± 40	118 ± 47	464 ± 26	577 ± 24	27 ± 3
12	$x_{i \max} - x_{i \min} = \Delta$	489 – 14 = 475	365 – 26 = 339	640 – 492 = 148	545 – 379 = 166	36 – 17 = 19
	$\bar{x}_i \pm s$	132 ± 50	117 ± 50	568 ± 20	455 ± 27	28 ± 2

Таблица 2. Масштаб неоднородности качества поковок из стали 38ХНЗМФА-Ш по испытаниям образцов, вырезанных из торцевых темплетов поковок диаметром D_l и D_s

Table 2. Scale of heterogeneity of quality of forgings from 38KhN3MFA-Sh steel according to the tests of samples cut in end templates of forgings with diameters D_l and D_s

Диаметр темплета	Параметр	KCU , Дж/см ²	KCU^{-50} , Дж/см ²	σ_b , МПа	$\sigma_{0,2}$, МПа	δ , %
D_s	$x_{i\max} - x_{i\min} = \Delta$	63 – 28 = 35	58 – 20 = 38	1580 – 1190 = 390	1490 – 1110 = 380	16,5 – 9,3 = 7,2
	$\bar{x}_i \pm s$	47 ± 6	40 ± 6	1278 ± 40	1375 ± 35	13,6 ± 1,1
D_l	$x_{i\max} - x_{i\min} = \Delta$	56 – 31 = 25	51 – 20 = 31	1570 – 1340 = 230	1490 – 1230 = 260	17,5 – 8,8 = 8,7
	$\bar{x}_i \pm s$	43 ± 4	33 ± 5	1483 ± 31	1377 ± 23	12,3 ± 1,1

следствие, многообразием морфологии номинально однотипных конечных структур [1; 16; 17]. Это предполагает необходимость объективной оценки масштабов разброса ударной вязкости, в связи с чем возможное различие в количестве испытываемых образцов (в данном случае применимо к отдельной поковке или партии листов) может оказаться существенным фактором, определяющим корректность оценки.

Однако сопоставление различных выборок по их средним значениям и размахам не всегда может дать полную информацию о масштабах неоднородности исследуемых характеристик качества металлопродукции. Так, например, большой размах может быть связан с наличием единичных выбросов, а средние значения и их дисперсии будут иметь смысл при нормальном характере распределения значений парамет-

ров качества [10]. Этим определялся интерес к построению их гистограмм распределения. Гистограммы строили отдельно для результатов первого $\{KCU_i^{-40}\}$, второго $\{KCU_j^{-40}\}$ и третьего $\{KCU_k^{-40}\}$ испытаний – стали 13Г1С-У и первого $\{KCU_i^{-50}\}$ и второго $\{KCU_j^{-50}\}$ испытаний – стали 38ХНЗМФА-Ш, где номер испытания соответствовал определенному номеру столбца в матрице данных (рис. 2).

Для распределений значений ударной вязкости наблюдалось отклонение от нормального распределения. Его масштаб оценивали по соответствующим величинам коэффициентов асимметрии и эксцесса, их вариация была в достаточно широких пределах. Для стали 38ХНЗМФА-Ш коэффициенты асимметрии A_s и эксцесса E_x значений ударной вязкости изменялись в пределах: $[-0,43; -0,31]$ и $[0,70; 0,80]$ для темпле-

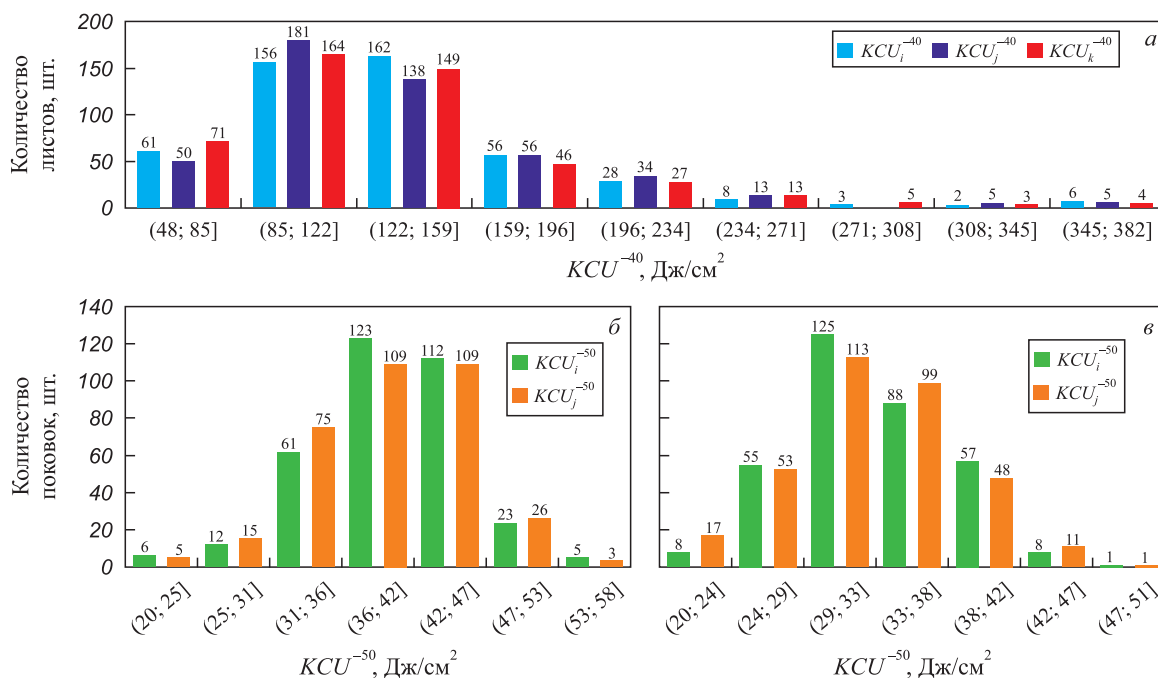


Рис. 2. Гистограммы распределения значений ударной вязкости (KCU^{-40}) стали 13Г1С-У (толщина листа 8 мм) (а) и стали 38ХНЗМФА-Ш (KCU^{-50}) для торцевых темплетов поковок диаметром D_s (б) и D_l (в)

Fig. 2. Histograms of distribution of impact strength values (KCU^{-40}) of 13G1S-U steel (sheet thickness – 8 mm) (a) and 38KhN3MFA-Sh steel (KCU^{-50}) for end-templates with diameters D_s (b) and D_l (c)

тов диаметром D_s и $[-0,31; 0,35]$ и $[-0,14; 0,23]$ для темплетов диаметром D_l соответственно. Для распределений значений ударной вязкости KCV^0 и KCU^{-40} в стали 13Г1С-У, например, для листа толщиной 8 мм: $[1,64; 1,68]$; $[1,54; 1,81]$ и $[3,12; 3,40]$; $[3,4; 5,29]$ соответственно. Различие статистических показателей для результатов отдельных испытаний: $\{KCU_i^{-40}\}$, $\{KCU_j^{-40}\}$, $\{KCU_k^{-40}\}$ и $\{KCV_i^0\}$, $\{KCV_j^0\}$, $\{KCV_k^0\}$ (де-факто исходя из предположения, что ударную вязкость оценивали, испытывая по одному образцу на каждую единицу продукции – партию листа или поковку) – признак отличий в их статистической природе, а их абсолютные значения – мера отклонения от нормального вида распределения. Это, в частности, указывает на необходимость учета данного обстоятельства при выборе количества образцов, необходимого для аттестации качества металлопродукции.

При статистической обработке полученный результат во многом определяется объемом выборки данных [1; 13]. Для выборок с максимальным объемом данных V_i , имеющихся в распоряжении, была характерна минимальная ошибка определения коэффициентов асимметрии и эксцесса: 0,23 и 0,77 соответственно. При последовательном уменьшении объема выборок V_i , начиная со значения $V_i = 200 - 250$ для листов (в зависимости от толщины листа) и $V_i = 150 - 200$ для поковок, становится существенным разброс величин коэффициентов асимметрии и масштаб ошибки их определения. При дальнейшем уменьшении объема выборки, напри-

мер, для значений ударной вязкости (KCU^{-40} , для всех трех образцов на партию) стали 13Г1С-У (лист толщиной 12 мм), значения коэффициента асимметрии A_s , рассчитанные по 20 выборкам (объемом 50 партий каждая), отобранном последовательно из исходной выборки объемом 1000 шт., варьировались в диапазоне $-0,2 \leq A_s \leq 2,2$ при погрешности определения 3,0. Очевидно, что при таких значениях вариации коэффициента A_s и ошибке его определения, статистические оценки не будут представительными. Подобное утверждение было справедливо и по отношению к выборкам ударной вязкости поковок из стали 38ХНЗМФА-Ш.

В этой связи применение средних значений по выборкам в сочетании с критериями классической статистики для их сопоставления может внести неопределенность в получаемые оценки. Например, попарное сравнение между собой выборок значений ударной вязкости стали 13Г1С-У (взятых из полученных при штатном испытании трех образцов на партию результатов) (табл. 3) показало, что различие в уровне риска гипотезы о совпадении выборок при оценках по критериям Стьюдента и Смирнова [18] могло существенно отличаться (до 30 %). Фактически это означает, что для различных выборок ударной вязкости – трех сочетаний ее исходных результатов, полученных в рамках каждой партии (единицы продукции), может отличаться вид распределения значений вязкости, что указывает на различие в их статистической природе. В этой связи идентичность выборок не всегда можно подтвердить на основе критериев

Таблица 3. Сопоставление различных выборок ударной вязкости (полученных при их попарном извлечении из результатов штатной оценки вязкости по трем образцам на партию) по критериям Стьюдента (C_p) и Смирнова (C_n), сталь 13Г1С-У*

Table 3. Comparison of different impact strength samplings (obtained by their pairwise extraction from the results of standard toughness evaluation of three samples per batch) by Student's (C_p) and Smirnov's (C_n) criteria, 13G1S-U* steel

Ударная вязкость, Дж/см ²	Толщина листа, мм	Экспериментальные значения критериев/уровень риска для пар результатов испытания					
		$\{KCU(V^0)_i^{-40}\}, \{KCU(V^0)_j^{-40}\}$		$\{KCU(V^0)_i^{-40}\}, \{KCU(V^0)_k^{-40}\}$		$\{KCU(V^0)_j^{-40}\}, \{KCU(V^0)_k^{-40}\}$	
		C_n	C_p	C_n	C_p	C_n	C_p
KCU^{-40}	8	0,741 0,640	0,157 0,900	0,870 0,430	0,521 0,700	0,870 0,430	0,679 0,500
	10	0,513 0,950	0,091 0,900	0,427 0,990	0,115 0,900	0,470 0,980	0,025 0,900
	12	0,509 0,950	0,437 0,700	0,464 0,980	0,345 0,800	0,553 0,920	0,096 0,900
KCV^0	8	0,322 0,990	0,094 0,900	0,322 0,990	0,175 0,900	0,419 0,990	0,080 0,900
	10	0,557 0,910	0,217 0,900	0,514 0,950	0,215 0,900	0,729 0,660	0,429 0,700
	12	0,553 0,920	0,165 0,900	0,664 0,770	0,420 0,700	0,487 0,970	0,254 0,800

* Выделены ячейки таблицы с отличающимися результатами сравнения выборок по двум критериям.

классической статистики (Стюдента), а в ряде случаев привести к противоположным заключениям при применении одновременно критериев Стюдента и Смирнова.

Очевидно, что применение двух образцов для испытания единицы продукции должно повысить полноту аттестации ее качества (по сравнению с одним образцом). Однако при этом неизбежны сложности при выборе значения, характеризующего показатель качества металлопродукции в целом. По двум значениям некорректно рассчитывать их среднее $\bar{X}_j$, так как одному и тому же среднему может соответствовать разный размах Δ между максимальным и минимальным значением, а образцам с одинаковыми значениями размаха – разный абсолютный уровень свойств (их медианное значение). Как вариант, для последующего статистического анализа может быть выбрано минимальное (худшее) значение вязкости, но предпочтительнее делать выбор на основе рассмотрения всех возможных вариантов оценки [19].

Из общих соображений, очевидно, что отбор трех образцов для испытания единицы продукции даст

не только возможность оценить ошибку среднего s , но и позволит более объективно оценить неоднородность качества продукции и по величине среднеквадратичного отклонения, и по уровню размаха Δ .

Построение распределений величин размахов ΔKCU^{-40} по результатам всех трех испытаний (для каждой партии листов из стали 13Г1С-У толщиной 12 мм) или возможных сочетаний пар результатов, выбранных из них (Δ_{i-j} , Δ_{i-k} и Δ_{j-k} – индексы соответствуют номерам столбцов в матрице данных), при единой разбивке на разряды, позволило их сопоставить (рис. 3).

Показано, что для всех гистограмм значений размахов характерна правосторонняя асимметрия. Это подтверждается расчетами коэффициентов асимметрии A_s и эксцесса E_x (табл. 4).

Очевидно, что абсолютные значения коэффициентов асимметрии и эксцесса распределений размахов ударной вязкости трех образцов $\Delta = KCU_{\max} - KCU_{\min}$ оказались меньше, по сравнению со значениями размахов по каждой из трех пар образцов. Однако абсолютные значения размахов для трех образцов были больше парных

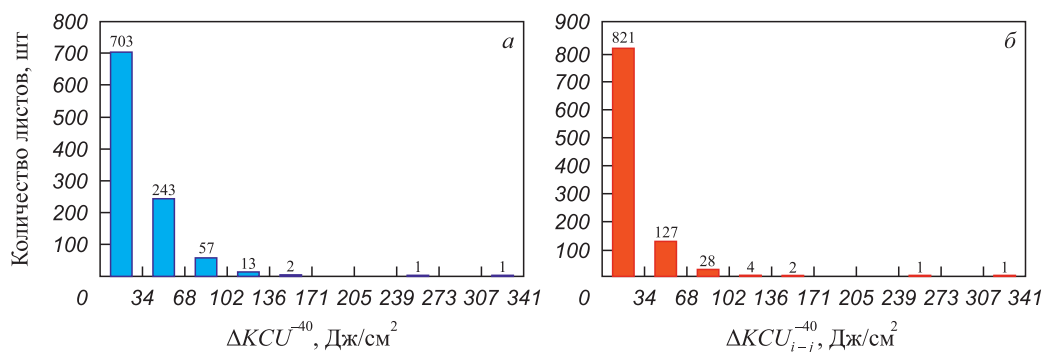


Рис. 3. Гистограммы распределения значений размахов ударной вязкости ΔKCU^{-40} стали 13Г1С-У (толщина листа 12 мм), рассчитанные по трем (ΔKCU^{-40}) (а) и двум (ΔKCU_{i-j}^{-40}) (б) образцам (от каждой партии – единицы контролируемой продукции)

Fig. 3. Histograms of distribution of impact strength range values ΔKCU^{-40} for 13G1S-U steel (sheet thickness – 12 mm), calculated for three (ΔKCU^{-40}) – (a) and two (ΔKCU_{i-j}^{-40}) – (b) samples (one from each batch of controlled products)

Таблица 4. Коэффициенты эксцесса E_x и асимметрии A_s выборок величин размахов ударной вязкости $\Delta = KCU(KCV)_{\max} - KCU(KCV)_{\min}$ листовой стали 13Г1С-У для трех образцов Δ и выборок возможных сочетаний пар (Δ_{i-j-k}) из этих же образцов

Table 4. Coefficients of kurtosis E_x and asymmetry A_s for samplings of impact strength ranges $\Delta = KCU(KCV)_{\max} - KCU(KCV)_{\min}$ of 13G1S-U sheet steel for three samples Δ and samplings of possible combinations of pairs (Δ_{i-j-k}) from the same samples

Толщина листа, мм	Коэффициенты асимметрии и эксцесса	KCU^{-40}				KCV^0			
		Δ	Δ_{i-j}	Δ_{i-k}	Δ_{j-k}	Δ	Δ_{i-j}	Δ_{i-k}	Δ_{j-k}
8	A_s	2,02	2,40	2,40	2,55	2,48	3,02	2,69	3,25
	E_x	5,19	8,17	7,53	8,57	7,37	11,28	9,37	13,89
10	A_s	1,20	1,67	1,72	1,45	1,75	1,94	1,76	2,26
	E_x	1,22	3,14	3,17	2,38	4,55	5,11	4,38	7,39
12	A_s	1,25	1,74	1,58	1,70	1,76	2,11	2,05	2,36
	E_x	1,34	3,62	2,56	3,48	3,52	5,72	5,12	7,32

размахов пар образцов Δ_{i-j} , Δ_{i-k} и Δ_{j-k} в 56,4 – 67,7 % случаев (для всех толщин и партий листов). Для парных сочетаний величины размахов минимизировались, большее количество попаданий наблюдалось в первом разряде, возможны были совпадения значений (нулевой размах), в последующих разрядах гистограммы количество значений размахов в 1,5 – 2,5 раз было меньше, по сравнению с гистограммой распределения размахов, полученных по результатам испытаний трех образцов. Все парные выборки значений размахов Δ_{i-j} , Δ_{i-k} и Δ_{j-k} (для ударной вязкости KCU^{-40} и KCV^0 листов толщиной 8, 10 и 12 мм) значительно отличались от исходной выборки – экспериментальные величины критериев Стьюдента и Смирнова были не менее 4,61 и 2,77 соответственно (риск менее 0,0001).

Однако при проверке значимости различий выборок размахов парных значений ударной вязкости KCU^{-40} и KCV^0 полного «единодушия» между результатами проверки по двум критериям уже не наблюдалось. В 9 вариантах сравнения пар из возможных 18 (три варианта выборок Δ_{i-j} , Δ_{i-k} и Δ_{j-k} для трех толщин листа 8, 10 и 12 мм и двух типов ударной вязкости KCU^{-40} и KCV^0 стали 13Г1С-У) риск гипотезы о различии выборок по двум критериям варьировался в интервале от 0,22 до 0,50. При сравнении 9 пар из 18 было выявлено их статистическое соответствие, в шести и трех случаях с риском не более 0,20 и 0,30 (хотя бы по одному из критериев) соответственно выборки пар отличались (для всех толщин листа и видов ударной вязкости).

По отношению к значениям ударной вязкости, полученным исходно на двух образцах, у показателя ударной вязкости третьего образца может быть другой вариант расположения (на соответствующей оси координат значений ударной вязкости): не только левее или правее минимального и максимального показателей вязкости соответственно, но и между ними (если они не совпадают), например, левее или правее медианного значения (для исходной пары результатов испытаний).

Статистика расположения значений ударной вязкости третьего образца KCU_k^{-40} (относительно соответствующих показателей пар образцов KCU_i^{-40} и KCU_j^{-40}) имела достаточно типичный характер. Например, для листов толщиной 12 мм из стали 13Г1С-У доля выходов ударной вязкости KCU_k^{-40} левее и правее границ интервала вязкости отдельных пар образцов $[KCU_i^{-40}, KCU_j^{-40}]$ была близкой (рис. 4, а). Очевидно, что даже при небольшом превышении границы этот результат может существенно изменить статистику медианных значений при их трансформации в средние значения (как в меньшую, так и в большую сторону), а при больших превышениях влияние таких отклонений становится еще сильнее. В интервал парных показателей ударной вязкости $[KCU_i^{-40}, KCU_j^{-40}]$ третий образец «попадал» от 373 до 402 раз (36,5 – 39,4 % от общего числа партий), из них от 180 до 184 показателей вязкости были

меньше медианных значений $\tilde{x}_i = \frac{KCU_i^{-40} + KCU_j^{-40}}{2}$, а от 175 до 202 – больше (рис. 4, б). Совпадение с медианными значениями было в пределах от 1,6 до 1,8 % и фактически трансформировало его в среднее значение по партии, а все остальные показатели, так или иначе, изменяли оценку ударной вязкости партии. В целом, отсюда вытекает и масштаб рисков при обратных действиях в том случае, когда решается задача, связанная с уменьшением количества образцов, используемых для оценки ударной вязкости отдельных партий листа, с трех до двух единиц.

Однако в сталях с развитой неоднородностью структур далеко не всегда использование даже трех образцов для аттестации качества металлопродукции, в первую очередь вязкости, может обеспечить получение объективных оценок. Это, в частности, относится к сталям с сохранившейся литой структурой (крупные поковки из улучшаемой стали типа 38ХНЗМФА-Ш, 15Х2НМФА), к высокопрочному прокату – листовые стали с феррито-перлитной, феррито-бейнитной полосчатостью в микроструктуре [7; 20 – 22]. Наличие развитой неоднородности морфологии разнородных структур, включая неметаллические включения (НВ), как от образца к образцу, так и в пределах отдельных образцов приводит к большому разбросу значений ударной вязкости, причем во всем диапазоне температур испытания. Это вносит неопределенность в оценку вязкости, в том числе и в определение хладостойкости.

В этой связи перспективным может оказаться использование микрообразцов, при сопоставимости габаритов которых с масштабом структурной неоднородности можно получить оценки хладостойкости отдельных структурных составляющих, ранжировать их по степени опасности, определяя энергию хрупкого разрушения по измерениям акустической эмиссии [7]. Это важно для понимания причин разброса вязкости при использовании стандартных схем испытаний. Именно такой подход позволил показать, что в крупных поковках из улучшаемой стали 38ХНЗМФА-Ш в интервале от –130 до 100 °С хрупко разрушается только межосевое пространство, а ниже –130 °С хрупко разрушаются и оси дендритов. Различия же в рисунке дендритной структуры от одного ударного образца к другому (включая их дальние последствия в микроструктуре и морфологии НВ [1]) приводят к повышенному разбросу вязкости при всех температурах испытания и риску прогноза хладостойкости.

Для стали 15Х2НМФА такие испытания позволили уточнить диапазон температур вязко-хрупкого перехода с привязкой к механизму хрупкого разрушения (транскристаллитное, зернограничное и смешанное). Это важно для оценки возможной деградации хладостойкости металла в ходе длительной эксплуатации, когда ограничено число образцов-свидетелей, и при малом количестве образцов в рамках приемно-сдаточных испытаний.

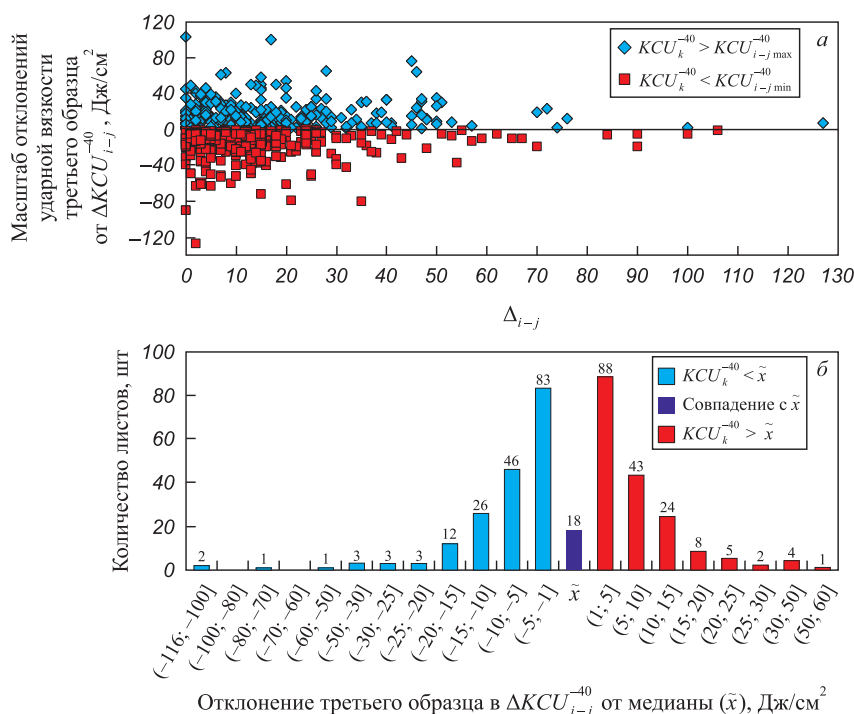


Рис. 4. Распределение отклонений значений ударной вязкости третьего образца KCU_k^{-40} относительно значений ударной вязкости, полученных при испытании двух образцов KCU_i^{-40} и KCU_j^{-40} (для выборок $\{KCU_i^{-40}\}$ и $\{KCU_j^{-40}\}$) – вне интервала их значений (а)

и в пределах этого интервала – относительно медианного значения $\tilde{x}_i = \frac{KCU_i^{-40} + KCU_j^{-40}}{2}$ (б), сталь 13Г1С-У, толщина листа 12 мм

Fig. 4. Distribution of deviations of impact strength values of the third sample KCU_k^{-40} relative to the impact strength values obtained from testing two samples KCU_i^{-40} and KCU_j^{-40} (for samplings $\{KCU_i^{-40}\}$ and $\{KCU_j^{-40}\}$) – outside their value range (a)

and within this range – relative to the median value $\tilde{x}_i = \frac{KCU_i^{-40} + KCU_j^{-40}}{2}$ (b), 13G1S-U steel sheet thickness – 12 mm

Применение такого подхода оказалось полезным не только для оценки хладостойкости структурных составляющих, но и для определения степени опасности аномалий структур. Например, в высокопрочных трубных сталях категории прочности К65 микромеханические испытания позволили локализовать разрушение в пределах протяженной границы раздела в металле с образованием грубых фасеток поперечником порядка 500 мкм каждая, как одну из возможных причин расслоения (шиферности в изломе [20]), и оценить энергию ее разрушения по измерениям акустической эмиссии [7].

В целом, полученные результаты показывают, что такие факторы, как различная статистическая природа распределения значений результатов приемо-сдаточных испытаний (в том числе в рамках рассматриваемых хронологических рядов событий), отличие в широте «охвата» возможного разброса свойств в зависимости от количества образцов, испытываемых на единицу продукции при приемо-сдаточных испытаниях, возможность получения не совпадающих оценок гипотез при сопоставлении выборок с использованием различных статистических критериев, многообразие механизмов технологической наследственности, реализуемых в рамках штатной технологии получения металлопродукции, но изученных далеко не во всех случаях [1; 7],

и многие другие причины в серьезной мере будут существенно сдерживать возможности эффективного применения современных программных решений при разработке систем сквозного управления качеством металлопродукции.

Достижение результатов в этом направлении должно базироваться на глубоком понимании закономерностей эволюции структуры и дефектов по всей технологической цепочке, развитии цифровых средств количественной оценки структур и изломов и их применением в производственной практике для повышения полноты аттестации качества металлопродукции, использовании статистических процедур с учетом понимания статистической природы объекта, а также с учетом необходимости поиска областей с доминирующим типом зависимости (в пределах пространства параметров технологии) и оценки их совместного взаимодействия [7; 15; 19].

Выводы

На основе статистического анализа представительных баз данных производственного контроля технологии получения листовой стали 13Г1С-У (толщина листа 8, 10 и 12 мм) и крупных поковок из улучшаемой стали 38ХНЗМФА-Ш выделены факторы, опре-

деляющие различие в оценке их качества при приемосдаточных испытаниях с использованием различного количества образцов на единицу продукции (партия, поковка): вариация фиксируемого разброса свойств (размах значений); изменение статистической природы вида распределения значений свойств (вариация величин коэффициентов асимметрии и эксцесса); объем анализируемой выборки.

Показано, что при статистическом анализе баз данных производственного контроля существенное значение для исключения побочных эффектов, снижающих информативность результатов приемосдаточных испытаний, играет соответствующая подготовка массива данных, направленная на исключение влияния трендов, сезонных колебаний, выбросов и т. п.

Установлено, что снижение числа образцов при приемосдаточных испытаниях листовой стали 13Г1С-У с трех до двух (для каждой партии) приводит к увеличению количества минимальных значений размахов ударной вязкости Δ (от 0 до 34 Дж/см²) на 17–20 % и снижению количества размахов в диапазоне от 35 до 136 Дж/см² в 2,0–3,5 раза. Это искажает оценку масштаба неоднородности вязкости стали. Для стали 38ХНЗМФА-Ш можно ожидать еще большего масштаба искажений с учетом развитой неоднородности морфологии структур (дендритной, микро- и НВ).

При вариации количества испытаний (при оценке качества единицы металлопродукции) и связанном с этим изменением вида распределения значений характеристик качества металлопродукции выборки в целом, возможно получение различных результатов проверки гипотез при сопоставлении выборок с использованием статистических критериев Стьюдента и Смирнова. Это следует учитывать при попытках применения современных программных продуктов (Big Data, машинное обучение и др.) в ретроспективном анализе баз данных производственного контроля в металлургии.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ / REFERENCES

1. Сталь на рубеже столетий / Под ред. Ю.С. Карабасова. Москва: МИСиС; 2001:445–543.
2. Pan G., Wang F., Shang C., Wu H., Gao J., Wang S., Gao Z., Zhou X., Mao X., Advances in machine learning and artificial intelligence-assisted material design of steels. *International Journal of Minerals, Metallurgy and Materials*. 2023;30(6):1003–1024. <https://dx.doi.org/10.1007/s12613-022-2595-0>
3. Wei J., Chu X., Sun X.Y., Xu K., Deng H.X., Chen J., Wei Z., Lei M. Machine learning in materials science. *InfoMat*. 2019;1(3):338–358. <https://doi.org/10.1002/inf2.12028>
4. Sandhya N., Sowmya V., Bandaru C.R., Raghu Babu G. Prediction of mechanical properties of steel using data science techniques. *International Journal of Recent Technology and Engineering*. 2019;8(3):235–241. <https://doi.org/10.35940/ijrte.C3952.098319>
5. Guo S., Yu J., Liu X., Wang C., Jiang Q. A predicting model for properties of steel using the industrial big data based on machine learning. *Computational Materials Science*. 2019;160:95–104. <https://doi.org/10.1016/j.commatsci.2018.12.056>
6. Sitek W., Trzaska J. Practical aspects of the design and use of the artificial neural networks in materials engineering. *Metals*. 2021;11(11):1832. <https://doi.org/10.3390/met11111832>
7. Кудря А.В., Соколовская Э.А. Прогноз разрушения материалов с неоднородной структурой. *Физика металлов и металловедение*. 2022;123(12):1334–1346. <https://doi.org/10.31857/S0015323022601088>
8. Kudrya A.V., Sokolovskaya E.A. Prediction of the destruction of materials with inhomogeneous structures. *Physics of Metals and Metallography*. 2022;123:1253–1264. <https://doi.org/10.1134/S0031918X22601615>
9. Azimi S.M., Britz D., Engstler M., Fritz M., Mücklich F. Advanced steel microstructural classification by deep learning methods. *Scientific Reports*. 2018;8:2128. <https://doi.org/10.1038/s41598-018-20037-5>
10. Герасимова Л.П., Голубков Д.Е., Гук Ю.П. Стандартные методы контроля качества металлических материалов, сварных и паяных соединений. Москва: Инфра-Инженерия; 2024:668.
11. Kudrya A.V., Sokolovskaya E.A., Kodirov D., Bosov E.V., Kotishevskiy G.V. On necessity of taking into account statistical nature of the objects using Big Data in metallurgy. *CIS Iron and Steel Review*. 2022;(1):105–112. <https://doi.org/10.17580/cisirs.2022.01.19>
12. Tripathi M.K., Kumar R., Tripathi R. Big-data driven approaches in materials science: A survey. *Materials Today: Proceedings*. 2020;26(2):1245–1249. <https://doi.org/10.1016/j.matpr.2020.02.249>
13. Ченцов Н.Н. Статистические решающие правила и оптимальные выводы. Москва: Наука; 1972:524.
14. Гмурман В.Е. Теория вероятностей и математическая статистика. Москва: Высшая школа; 2003:479.
15. Штремель М.А. Инженер в лаборатории. Москва: Металлургия; 1983:128.
16. Кудря А.В., Шабалов И.П., Великоднев В.Я., Соколовская Э.А., Ахмедова Т.Ш., Васильев С.Г. Возможности статистического анализа результатов приемосдаточных испытаний для определения масштабов неоднородности качества трубных сталей. *Металлург*. 2018;(11):64–68.
17. Kudrya A.V., Shabalov I.P., Velikodnev V.Ya., Sokolovskaya E.A., Akhmedova T.Sh., Vasil'ev S.G. Possibilities of the statistical analysis of acceptance test results for determining the scale of pipe steel quality inhomogeneity. *Metallurgist*. 2018;62:1167–1172. <https://doi.org/10.1007/s11015-019-00769-z>
18. Chang Y., Haase C., Szeliga D., Madej L., Hangen U., Pietrzyk M., Bleck W. Compositional heterogeneity in multiphase steels: Characterization and influence on local properties. *Materials Science and Engineering: A*. 2021;827:142078. <https://doi.org/10.1016/j.msea.2021.142078>
19. Klein D.V., Faleskog J. Influence of heterogeneity due to toughness variations on weakest-link modeling for brittle failure. *Engineering Fracture Mechanics*. 2023;292:109643. <https://doi.org/10.1016/j.engfractmech.2023.109643>
20. Большев Л.Н., Смирнов Н.В. Таблицы математической статистики. Москва: Наука; 1965:464.
21. Босов Е.В., Кодиров Д.Ф., Соколовская Э.А., Кудря А.В. Оценка хладостойкости крупных поковок из улучшаемой стали 38ХНЗМФА-Ш на основе «раскопок данных» производственного контроля процесса и продукта.

Деформация и разрушение материалов. 2025;(4):29–39.
<https://doi.org/10.31044/1814-4632-2025-4-29-39>

Bosov E.V., Kodirov D.F., Sokolovskaya E.A., Kudrya A.V. Evaluation of cold resistance of large forgings made of 38KhN3MFA-Sh improved steel based on «data mining» of industrial control of process and product. *Deformatsiya i razrushenie materialov*. 2025;(4):29–39. (In Russ.).
<https://doi.org/10.31044/1814-4632-2025-4-29-39>

20. Арабей А.Б., Пышминцев И.Ю., Штремель М.А., Глебов А.Г., Струин А.О., Гервасьев А.М. О структурных причинах шиферности вязких изломов толстолистовой стали. *Известия вузов. Черная металлургия*. 2009;52(9):9–15.

Arabei A.B., Pyshmintsev I.Yu., Shtremel' M.A., Glebov A.G., Struin A.O., Gervas'ev A.M. On the structural causes of shingled brittle fractures in plate steel. *Izvestiya. Ferrous Metallurgy*. 2009;52(9):9–15. (In Russ.).

21. Эфрон Л.И. Металловедение в «большой» металлургии. Трубные стали. Москва: Металлургиздат; 2012:696.

22. Гурович Б.А., Кулешова Е.А. Стали корпусов ядерных реакторов: структура, свойства, радиационное охрупчивание. *Материаловедение*. 1999;(11):33–45.

Gurovich B.A., Kuleshova E.A. Reactor pressure vessel steels: Structure, properties, radiation embrittlement. *Materialovedenie*. 1999;(11):33–45. (In Russ.).

Сведения об авторах

Information about the Authors

Элина Александровна Соколовская, к.т.н., ученый секретарь Совета УМО по образованию в области металлургии, доцент кафедры металловедения и физики прочности, Национальный исследовательский технологический университет «МИСИС»

ORCID: 0000-0001-9381-9223

E-mail: sokolovskaya@misys.ru

Егор Владимирович Босов, аналитик подразделения Офиса управления проектами, Национальный исследовательский технологический университет «МИСИС»

ORCID: 0009-0001-5225-6070

E-mail: bosov.e@misys.ru

Александр Викторович Кудря, д.т.н., профессор кафедры металловедения и физики прочности, Национальный исследовательский технологический университет «МИСИС»

ORCID: 0000-0002-0339-2391

E-mail: AVKudrya@misys.ru

Давронжон Фарходжон Угли Кодиров, к.т.н., ассистент кафедры металловедения и физики прочности, Национальный исследовательский технологический университет «МИСИС»

ORCID: 0009-0003-5380-5558

E-mail: kodirov.df@misys.ru

Валерий Игоревич Алексеев, аспирант, инженер научного проекта кафедры металловедения и физики прочности, Национальный исследовательский технологический университет «МИСИС»

E-mail: kiilobit@edu.misis.ru

Elina A. Sokolovskaya, Cand. Sci. (Eng.), Scientific Secretary of the UMO Council for Education in Metallurgy, Assist. Prof. of the Chair "Metallography and Physics of Strength", National University of Science and Technology "MISIS"

ORCID: 0000-0001-9381-9223

E-mail: sokolovskaya@misys.ru

Egor V. Bosov, Analyst of the Project Management Office, National University of Science and Technology "MISIS"

ORCID: 0009-0001-5225-6070

E-mail: bosov.e@misys.ru

Aleksandr V. Kudrya, Dr. Sci. (Eng.), Prof. of the Chair "Metallography and Physics of Strength", National University of Science and Technology "MISIS"

ORCID: 0000-0002-0339-2391

E-mail: AVKudrya@misys.ru

Davronjon F.U. Kodirov, Cand. Sci. (Eng.), Assistant of the Chair "Metallography and Physics of Strength", National University of Science and Technology "MISIS"

ORCID: 0009-0003-5380-5558

E-mail: kodirov.df@misys.ru

Valerii I. Alekseev, Postgraduate, Engineer of the Chair "Metallography and Physics of Strength", National University of Science and Technology "MISIS"

E-mail: kiilobit@edu.misis.ru

Вклад авторов

Contribution of the Authors

Э. А. Соколовская – подготовка окончательного текста статьи, обсуждение полученных результатов.

Е. В. Босов – проведение статистического анализа баз данных производственного контроля, построение графических зависимостей, участие в подготовке статьи.

А. В. Кудря – концепция статьи, обоснование проведения исследования, участие в подготовке текста статьи.

Д. Ф. Кодиров – анализ состояния вопроса по литературным источникам, статистический анализ полученных результатов.

В. И. Алексеев – помощь в структурировании баз данных производственного контроля, проведение испытаний по оценке хладостойкости на образцах, габариты которых сопоставимы с масштабом структурной неоднородности конструкционной стали.

E. A. Sokolovskaya – preparation of the final text, discussion of results.

E. V. Bosov – conducting statistical analysis of production control databases, constructing graphical dependencies, participation in the article preparation.

A. V. Kudrya – conceptualization, justification for conducting the research, participation in the article preparation.

D. F. Kodirov – analysis of the state of the issue based on literary sources, statistical analysis of results.

V. I. Alekseev – assistance in structuring production control databases, conducting tests to assess cold resistance on samples with dimensions comparable to the scale of structural inhomogeneity of structural steel.

Поступила в редакцию 28.04.2025

После доработки 15.05.2025

Принята к публикации 16.05.2025

Received 28.04.2025

Revised 15.05.2025

Accepted 16.05.2025