

Министерство науки и высшего образования Российской Федерации
Федеральное государственное автономное образовательное учреждение высшего
образования «Национальный исследовательский технологический университет
«МИСИС»

Босов Егор Владимирович

Оценка возможности повышения эффективности ретроспективного анализа массивов данных
производственного контроля процесса и продукта для задач управления качеством
металлопродукции

2.6.1. Металловедение и термическая обработка металлов и сплавов

Автореферат диссертации
на соискание ученой степени кандидата технических наук

Научный руководитель: д.т.н., профессор
Кудря Александр Викторович

Москва – 2025

Актуальность работы

Протяженность технологической цепочки для производства металлопродукции из конструкционных сталей достаточно велика. В её состав входят обычно несколько переделов, связанных с выплавкой стали, её переплавов, горячей обработкой давлением, термической обработкой. Завершается производство аттестацией качества металлопродукции.

Каждый этап технологической цепочки хорошо оснащен средствами измерения и сбора информации. Это позволяет получить более полное представление об его реализации, а также предоставляет возможность для настройки технологии, в т.ч. в режиме реального времени в рамках всего технологического цикла. Быстрота накопления таких баз данных (с учетом массового характера производства однородной металлопродукции) делает перспективным применение статистического анализа для выявления причин неоднородности её качества [1].

Однако в какой мере традиционные приемы статистики могут оказаться полезными при оценке больших массивов данных производственного контроля в металлургии (Big Data, применимо к её специфике), это, в частности, относится к вопросам учета статистической природы объектов (распределений значений параметров технологии и параметров качества), многообразия сценариев протекания технологической наследственности, наблюдаемого при производстве материалов в рамках широкого поля допуска технологии и его вклада в формирование разброса свойств в условиях, когда отсутствует единое пространство параметров технологии, не вполне понятно. [1,2]. Для выявления областей с доминирующим типом зависимости (в условиях отсутствия единого пространства параметров технологии), может быть полезно применение эвристических приемов когнитивной графики [2]. Однако не совсем ясны некоторые методические вопросы статистической обработки, например, относящиеся к выбору необходимого объема выборки данных, имеющимся различиям в количестве образцов, используемых при оценке контрольной единицы металлопродукции и т. п. Это и определило актуальность постановки настоящей работы.

Цель данной работы: Оценка эффективности применения методов статистического анализа баз данных производственного контроля технологии и продукта для выявления факторов неоднородности стали.

Научная новизна:

1. Систематический анализ представительных массивов данных производственного контроля процессов получения широкого спектра металлопродукции (крупных поковок из улучшаемой стали 38ХНЗМФА-Ш, сорта из улучшаемой стали 40ХМФА, листовых сталей 13Г1С-У, 09Г2С, 15ХСНД), в рамках, действующих в различные периоды времени технологий, выявил отклонения в виде распределения значений приемо-сдаточных параметров от нормального вида распределения, диапазон изменений значений их коэффициентов асимметрии A_s и эксцесса E_x : от -0,81 до 2,12, и от -0,40 до 8,09 соответственно, что может повысить риски прогноза регрессионных моделей.

2. На основе анализа баз данных производственного контроля технологии получения листовой стали 13Г1С-У оценены степени риска, возникающие при ограничении количества образцов, используемых для оценки качества единицы металлопродукции с трех до двух и одного соответственно.

3. Подтверждена неэффективность регрессии и корреляционного анализа для прогноза качества металлопродукции (и факторов его определяющих) - высокий риск прогноза: от 0,44 (по модулю) и выше, что делает применение принципа управления качеством металла «по возмущению» не эффективным.

4. Показано, что разработанный с использованием приемов когнитивной графики двухпараметрический критерий хладостойкости крупных поковок из улучшаемой стали

38ХНЗМФА-Ш, основанный на использовании приемо-сдаточных параметров, входящих в базу штатных данных производственного контроля их качества (X_i^{max+20} и X_j^{min-50}) по сравнению с обычными оценками снижения ударной вязкости $\Delta_{ij} = X_i^{max+20} - X_j^{min-50}$, позволяет разделить поковки на четыре группы по хладостойкости (по убыванию): от высокой до неудовлетворительной: $\{\Delta_{ij1}\} < \langle \Delta_{ij} \rangle$ и $\{\bar{X}_{ij1}\} > \langle \bar{X}_{ij} \rangle$; $\{\Delta_{ij2}\} > \langle \Delta_{ij} \rangle$ и $\{\bar{X}_{ij2}\} > \langle \bar{X}_{ij} \rangle$; $\{\Delta_{ij3}\} < \langle \Delta_{ij} \rangle$ и $\{\bar{X}_{ij3}\} > \langle \bar{X}_{ij} \rangle$; $\{\Delta_{ij4}\} > \langle \Delta_{ij} \rangle$ и $\{\bar{X}_{ij4}\} > \langle \bar{X}_{ij} \rangle$.

Положения, выносимые на защиту:

- оценки масштаба различий статистической природы объектов исследования - разнообразия видов распределения значений управляющих и приемо-сдаточных параметров, входящих в базы данных производственного контроля (в пределах поля допуска штатной, достаточно хорошо отлаженной технологии);
- возможность извлечения информации о взаимосвязи значений управляющих и приемо-сдаточных параметров с использованием регрессионного и корреляционного анализа;
- оценки рисков потери существенной информации, связанные с уменьшением количества образцов, используемых для определения качества единицы металлопродукции в рамках штатной аттестации её качества;
- приемы когнитивной графики, необходимые для выявления областей с доминирующим типом зависимости, в связи с поиском причин различий в хладостойкости крупных поковок из улучшаемой стали 38ХНЗМФА-Ш (на основе более детальной ранжировки хладостойкости по данным штатных испытаний).

Практическая ценность работы заключается в разработке алгоритмов и приемов статистических процедур, позволяющих выявлять на основе анализа баз данных производственного контроля критические параметры процесса, определяющие повышенный разброс качества металлопродукции. Предложенные алгоритмы и статистические процедуры были использованы на АО «ВМЗ» при решении прикладных исследовательских задач, направленных на повышение однородности качества металлопродукции (Акт о практическом применении).

Достоверность полученных результатов обеспечивается при помощи обоснованных статистических процедур и программного обеспечения, представительным объемом анализируемых данных, учетом закономерностей протекания технологической наследственности в рамках исследуемых технологий, согласием полученных результатов с данными, имеющимися в научно-технической литературе.

Личный вклад соискателя состоит в: разработке плана исследования, методологии подбора статистических методов для проведения раскопок баз данных; количественной обработке баз данных и выявлении закономерностей в полученных результатах; разработке различных интерпретаций полученных результатов; обсуждении полученных результатов и формулировании выводов; написании статей и участии в конференциях.

Вклад соавторов

Научный руководитель Кудря А.В. – постановка цели и задач научной диссертации, участие в обсуждении результатов исследования и полученных выводов. Соколовская Э.А. – помощь в разработке методологических вопросов и алгоритмов обработки массивов данных, обсуждении результатов, в подготовке научных статей к публикации. Кодиров Д.Ф. – помощь в статистическом анализе полученных результатов. Тимошенко В. В. – помощь в построении графических зависимостей, Котишевский Г.В. – помощь в структурировании баз данных производственного контроля.

Публикации

Основные результаты, полученные в ходе научной работы опубликованы в виде четырех статей в рецензируемых журналах, рекомендованных ВАК и 5 тезисов в сборниках различных конференций.

Апробация работы:

Результаты диссертации были представлены на 4 конференциях: X и XI Евразийская научно-практическая конференция «Прочность неоднородных структур», г. Москва, 2021 и 2023 гг, Научно-технический семинар «Бернштейновские чтения по термомеханической обработке металлических материалов», г. Москва, 2022г. и XI Международная школа «Физическое материаловедение», 2023 г. г. Тольятти.

Общая структура и объем научной работы:

Научная работа включает в себя введение, анализ литературных источников, три главы, в частности описание материалов и методик, применяемых в работе, обсуждение полученных результатов научной работы, формулировку выводов и список источников литературы (145 статей и книг). Научная работа представлена на 123 страницах, включая 21 таблиц и 50 иллюстраций.

Основное содержание работы

Введение состоит из обоснования актуальности научной работы, цели и поставленных задач исследования, научной новизны и основных положений, которые выносятся на защиту.

В первой главе представлен аналитический обзор литературы. Систематизированы факторы качества стали, проанализированы существующие алгоритмы Big Data и их практическое применение в различных отраслях науки, в т.ч металлургии, обсуждены статистические процедуры, применяемые для обработки массивов данных, определены их возможные ограничения при их применении в металлургии.

Вторая глава посвящена описанию объектов и методов исследования.

В качестве объектов исследования были выбраны базы данных технологического процесса получения металлопродукции из сталей 38ХНЗМФА-Ш (цилиндрические поковки переменного сечения), 40ХМФА (сорт), 09Г2С, 13Г1С-У и 15ХСНД (листы) по принятым технологиям. Базы данных представляли собой матрицы, количество строк m в которых составило 342, 190, 530, 520 и 516 соответственно. Приемо-сдаточные испытания проводились в соответствии с принятым регламентом (ГОСТ 15.3-9-98) с привязкой к партиям продукции (сорт, лист), для стали 38ХНЗМФА-Ш – к каждой поковке. От каждой поковки отбирались торцевые темплеты с максимальным D_l и минимальным D_s диаметром (с более однородной структурой).

Методика исследования включала в себя построение корреляционных и регрессионных моделей, расчет коэффициентов асимметрии и эксцесса, применение критериев согласия (Стьюдента и Смирнова) и различных приемов когнитивной графики. Статистический анализ и построение графиков проводилось в программе Microsoft Excel.

В третьей главе проанализирована эффективность применения методов классической статистики при проведении раскопок баз данных, рассмотрены особенности статистической природы объекта исследования (вида распределения значений управляющих и выходных параметров), влияния различных факторов (объем выборки, количество образцов для оценки единицы продукции, статистической природы данных производственного контроля) на результаты статистической обработки, оценена возможность извлечения дополнительной информации о качестве металлопродукции (на основе анализа баз данных производственного контроля), выделения областей с доминирующим типом зависимости.

Предварительная обработка массивов данных предусматривала их сортировку, удаление дублирующих значений, структурирование данных, в частности, выявление сезонных колебаний,

трендов и т. п., не учет которых мог бы внести искажения, в т.ч. нивелирующего характера на результаты статистической обработки массивов данных (рисунок 1).

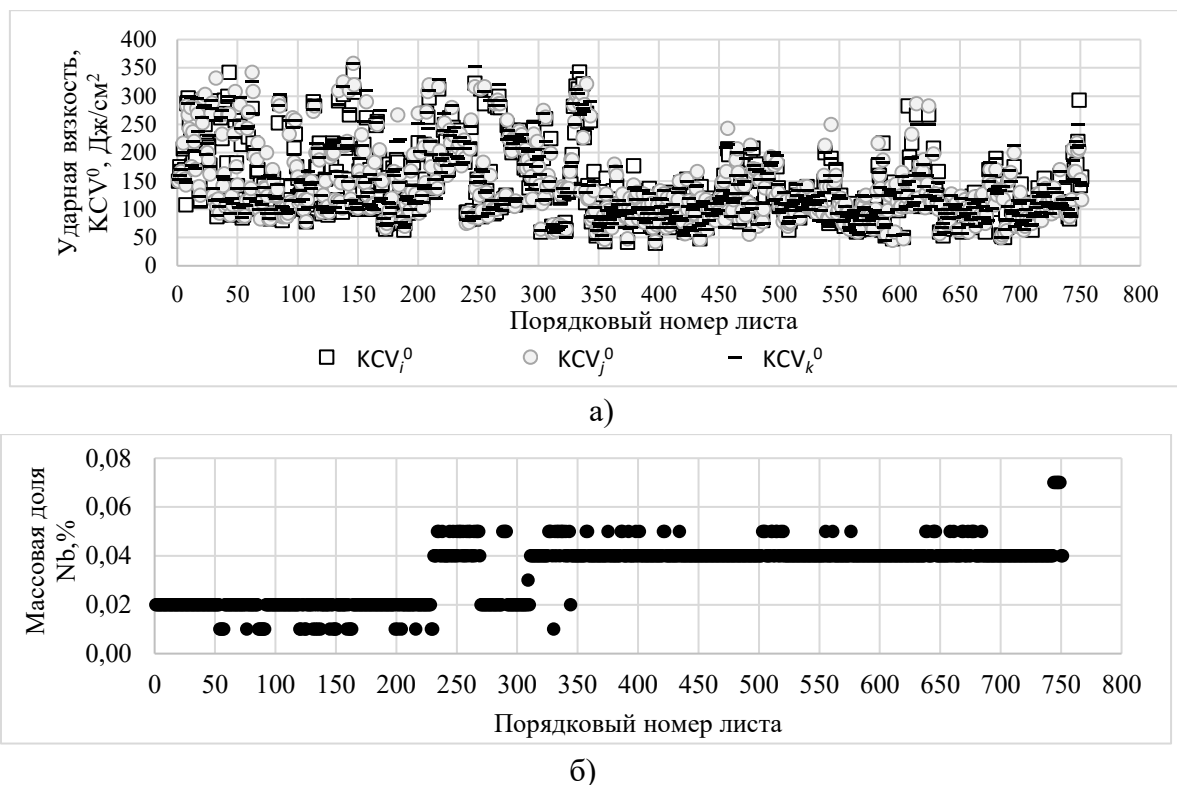


Рисунок 1 - Хронологические ряды распределения значений ударной вязкости КСУ⁻⁴⁰ - по трем образцам на партию (а) и сопутствующего содержания ниобия (б) в листе толщиной 8 мм из стали 13Г1С-У

Построение временных и хронологических рядов, например, для листовой стали 13Г1С-У, помогло выявить закономерности изменений управляющих и прямо-сдаточных параметров. В связи с чем, например, исходный массив данных производственного контроля процесса и продукта (листовая сталь 13Г1С-У) был разбит для последующего анализа на два подмассива ($Nb > 0,03$ и $\leq 0,03$ %, масс). Построение гистограмм распределения значений управляющих и выходных характеристики оказалось эффективным для выявления единичных выбросов (ошибки записи), например, для характеристик предела прочности крупных поковок из стали 38ХНЗМФА-Ш.

На первом этапе анализа баз данных (по содержанию) оценивали масштаб неоднородности качества металлопродукции. Для этого были определены основные статистические характеристики прямо-сдаточных параметров исследуемых материалов. В таблице 1 представлен масштаб неоднородности прямо-сдаточных параметров. Его оценивали по их средним значениям $\bar{x}_i$ и ошибкам s , размаху Δ : $\Delta = x_{i \max} - x_{i \min}$.

Таблица 1. Масштаб неоднородности прямо-сдаточных параметров исследуемой металлопродукции

Сталь	Вид изделия	Параметры качества ($x_{i \max} - x_{i \min} = \Delta$)							
		$\bar{x}_i \pm s$						$\sigma_{0,2}$, МПа	δ , %
		КСУ ⁺²⁰ , Дж/см ²	КСУ ⁰ , Дж / см ²	КСУ ⁻⁴⁰ , Дж / см ²	КСУ ⁻⁵⁰ , Дж/см ²	КСУ ⁻⁶⁰ , Дж / см ²	σ_b , МПа		
38ХНЗМФА-Ш	поковка	63–28	-	-	58–20	-	1570–1340	1570–1340	17,5–8,8
		47,4 ±4,4	-	-	40,1 ±4,4	-	1478 ±24,7	1478 ±24,7	14 ±0,9

40ХМФА	сорт	$\frac{175-60}{100 \pm 19}$	-	-	-	-	$\frac{1400-1030}{1173,5 \pm 69,8}$	$\frac{1400-1030}{1173,5 \pm 69,8}$	$\frac{20-7}{14,1 \pm 1,06}$
09Г2С	лист	$\frac{438-80}{241,4 \pm 59,1}$	-	-	-	$\frac{430-78}{215,5 \pm 66,2}$	$\frac{590-465}{503,9 \pm 11,2}$	$\frac{590-465}{503,9 \pm 11,2}$	$\frac{38-28}{30,5 \pm 1,5}$
13Г1С-У (Nb $\leq$ 0,03)	лист	-	$\frac{475-60}{174 \pm 64}$	$\frac{491-46}{189 \pm 62}$	-	-	$\frac{630-461}{529 \pm 22}$	$\frac{575-342}{435 \pm 30}$	$\frac{37-18}{29 \pm 3}$
13Г1С-У (Nb $>$ 0,03)	лист	-	$\frac{372-26}{118 \pm 50}$	$\frac{489-14}{133 \pm 49}$	-	-	$\frac{660-487}{569 \pm 27}$	$\frac{560-379}{455 \pm 27}$	$\frac{36-17}{28 \pm 3}$
15ХСНД	лист	$\frac{323-61}{168,8 \pm 27,9}$	-	-	-	$\frac{365-68}{160,1 \pm 27,1}$	$\frac{620-505}{565,1 \pm 13,4}$	$\frac{620-505}{565,1 \pm 13,4}$	$\frac{34-21}{27,1 \pm 1,4}$

Величина размаха Δ является одной из характеристик неоднородности качества не только металлопродукции, но и технологии её получения. Очевидно, что её масштаб – производная времени наблюдения технологии (с учетом точки его отсчета и направления наблюдения). Выход на максимальное значение размаха мог произойти как в начале, так и в конце выборки, последовательно накапливаясь по мере увеличения её объёма. Если размах - следствие постепенно накапливаемых единичных отклонений в ту или иную сторону, то средние значения по выборке и их дисперсии характеризуют неоднородность значений параметров всей выборки в целом (наиболее полно при нормальном характере распределения значений параметров). Отклонение от нормального вида распределения значений управляющих было «предусмотрено» наличием поля допуска технологии, для прямо-сдаточных параметров вопрос оставался открытым. Этим, в частности, определялся интерес к построению их гистограмм распределения по всем объектам исследования (рисунок 2).

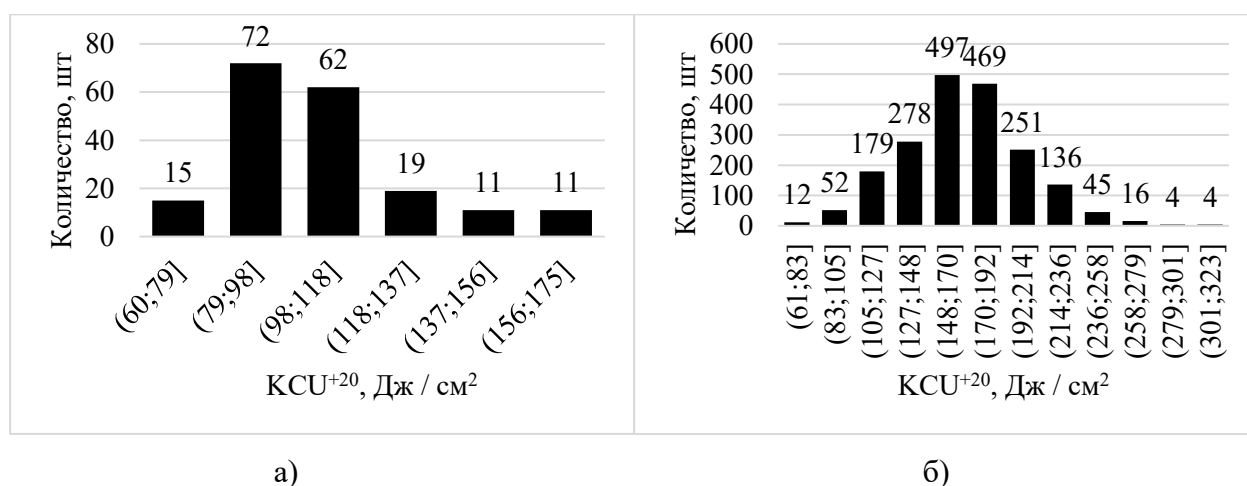


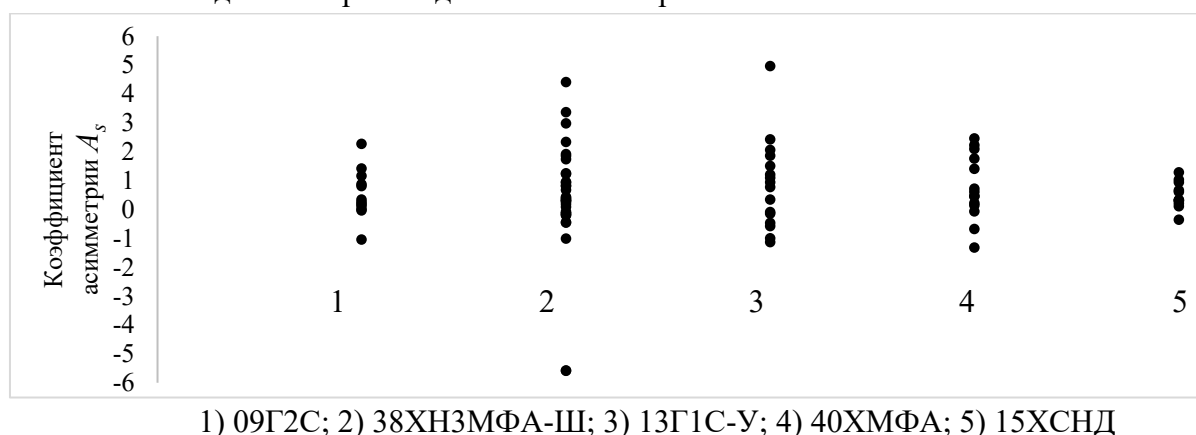
Рисунок 2 - Распределения значений ударной вязкости (KCU) сталей 40ХМФА (а) и 15ХСНД (б)

Для получения объективной оценки о статистической природе вида распределения значений прямо-сдаточных параметров всех исследуемых сталей были рассчитаны коэффициента асимметрии A_s и эксцесса E_x , которые варьировались в пределах от -0,81 до 2,12 и от -0,40 до 8,09 соответственно. Полученные результаты распределения по всем объектам исследования показали асимметричный характер распределения. С учетом принятых в статистике представлений [3] считается, что асимметрия распределения считается значительной, если её коэффициент по модулю больше 0,5. В этой связи полученные величины коэффициентов асимметрии для большинства выборок значений прямо-сдаточных

отражают существенное их отклонение от нормального вида распределения. Как и в любой статистике важен объем выборки. Разбиение выборок (на примере выборки значений ударной вязкости KCU⁻⁴⁰ стали 13Г1С-У) на отдельные фрагменты ограниченного объема (по 50 партий) привело к хаотичному распределению величин коэффициентов асимметрии A_s и эксцесса E_x . Так их разброс варьировался по листу 12 мм с Nb>0,03% масс., от -0,28 до 2,98, от -1,21 до 15,62. При последовательном накоплении объема выборки с шагом 50 партий (всего 1000 партий), величины коэффициентов асимметрии A_s и эксцесса E_x изменялись от 0,47 до 1,82, и от 0,15 до 5,93. Стабилизация значений коэффициентов наблюдалась, начиная с 600 партий.

Сравнительный анализ вида распределения значений ударной вязкости KCV⁰ и KCU⁻⁴⁰ для стали 13Г1С-У показал, что при понижении температуры испытания (KCU⁻⁴⁰), разброс значений вязкости увеличивается, что связано с близостью температурного интервала вязко-хрупкого перехода.

В целом полученные результаты указывают на значительный разброс качества металлопродукции, что определяет интерес к выявлению причин этого с использованием ретроспективного анализа баз данных заводского контроля. Выявлено также существенное различие статистической природы выборок результатов измерения качества продукта и процесса (рисунок 3), что также необходимо учитывать при дальнейшем статистическом анализе массивов данных производственного контроля.



1) 09Г2С; 2) 38ХНЗМФА-Ш; 3) 13Г1С-У; 4) 40ХМФА; 5) 15ХСНД

Рисунок 3- Масштаб неоднородности видов распределения значений управляющих параметров в сталях, оцениваемый по величинам их коэффициентов асимметрии

Влияние количества образцов на статистику распределения значений параметров качества металлопродукции.

Действующие регламенты предполагают оценку качества металлопродукции. в зависимости от условий её эксплуатации, существующей практики испытаний (на прочность, пластичность и вязкость). Этим же определяется и различие в количестве образцов, используемых при оценке качества единицы продукции (партия, поковка). Из общих соображений вытекает, что уменьшение количества испытываемых образцов приведет к потере информации о качестве сталей (при одновременном снижении вклада испытаний в себестоимость металлопродукции). Однако каковы при этом масштабы потерь, не вполне понятно, а понимание этого важно, особенно при ретроспективном анализе больших массивов данных заводского контроля. Поиски решения данной задачи проводили на основе баз данных заводского контроля технологии получения листовой стали 13Г1С-У (лист толщиной 12 мм), где ударная вязкость (KCU⁻⁴⁰) каждой партии характеризовали результаты испытаний трех

образцов на точку и технологии получения крупных поковок из стали 38ХНЗМФА-Ш, где каждая из характеристик прочности и пластичности, вязкости, оценивались на основе испытания двух образцов (на растяжение) и четырех (на удар) – по два образца при температурах испытания +20 и – 50 °С соответственно.

Это дало возможность сопоставления результатов оценки качества, как по трем и двум образцам на точку (по трем возможным вариантам их комбинаций: 1–2; 1–3 и 2–3, где номер испытания соответствовал номеру столбца в матрице данных), так и их парных сочетаний.

Исходный массив ударной вязкости характеризовался значительным разбросом свойств (размах ΔKCU^{-40} для партий с содержанием ниобия больше и меньше 0,03 % масс., составлял 475 Дж/см² и 332 Дж/см² соответственно). Такой разброс вязкости должен найти свое отражение в статистической природе распределения значений показателей качества. Для этого была проведена оценка вида распределения значений вязкости по результатам 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 (рисунок 4).

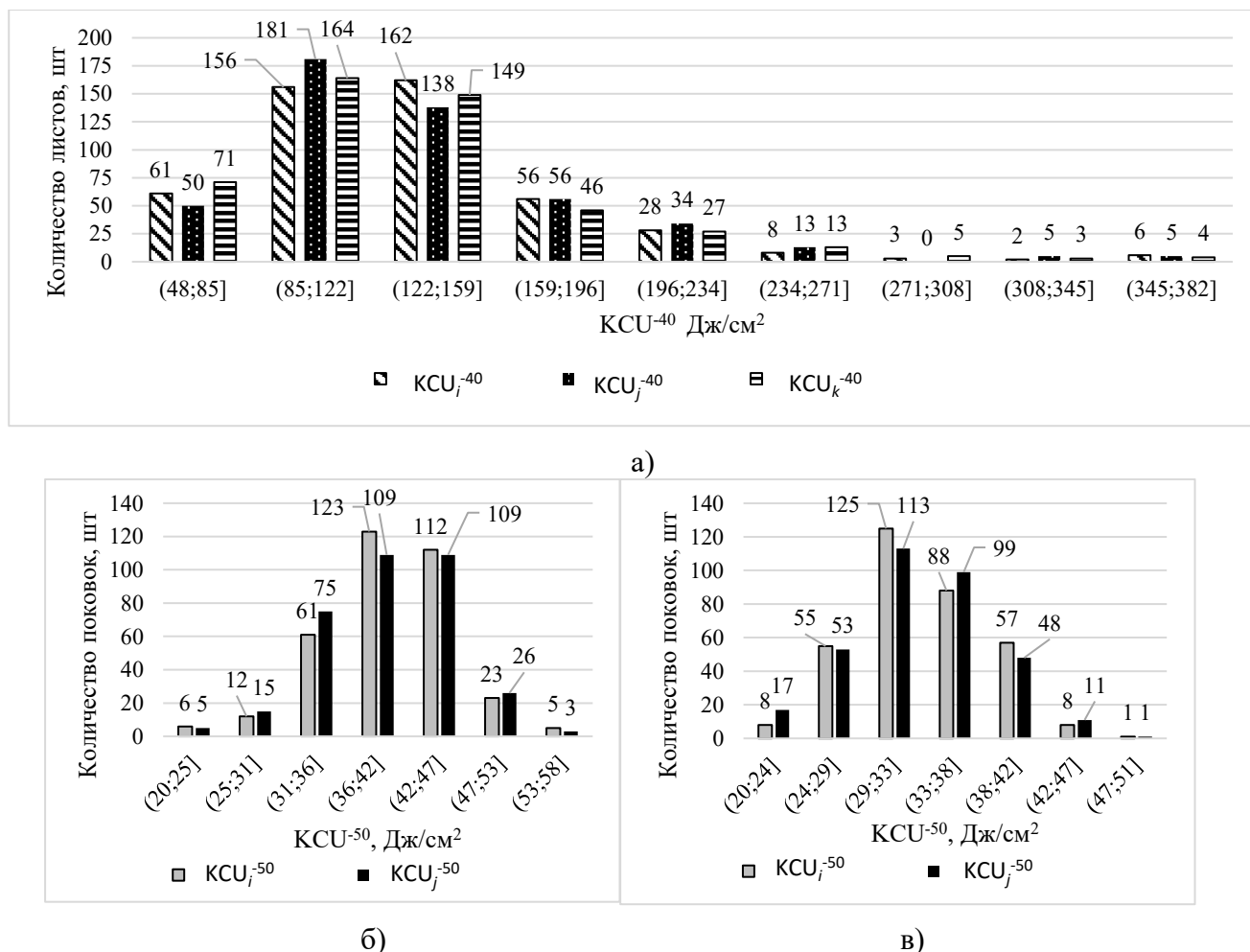


Рисунок 4 - Гистограммы распределения значений ударной вязкости (KCU^{-40}) стали 13Г1С-У (толщина листа 8 мм) (а) и стали 38ХНЗМФА-Ш (KCU^{-50}) для торцевых темплетов диаметром D_s (б) и D_l (в)

Гистограмма распределения значений ударной вязкости (по результатам отдельных испытаний - столбцов) соответствовала асимметричному, левостороннему виду распределения (для стали 13Г1С-У), и правостороннему для стали 38ХНЗМФА-Ш. Для

количественной оценки статистической природы значений рассчитывали величину коэффициентов асимметрии A_s и эксцесса E_x . Для стали 13Г1С-У их величины варьировались в пределах ($Nb > 0,03\%$ масс.) от 0,98 до 1,82 и 1,41 до 5,29; от 0,50 до 1,10, и -0,79 до 1,89 ($Nb \leq 0,03\%$ масс.) соответственно. Для распределения значений ударной вязкости (KCU^{-50}) крупных поковок из стали 38ХНЗМФА-Ш - в пределах от -0,37 до 0,35 и от -0,03 до 0,80.

Для определения возможных различий в уровне ударной вязкости при испытании одного из образцов («столбцов» матрицы) на каждую партию были использованы критерии Стьюдента (сопоставление выборок по их средним значениям с ошибкой среднего) и Смирнова (сопоставление выборок в целом) (таблица 2).

Таблица 2 - Сопоставление различных пар 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* (содержание $Nb > 0,03\%$, масс.).

Ударная вязкость	Толщина листа, мм	Экспериментальные значения критериев/ уровень риска для пар результатов испытания					
		1 - 2		1 - 3		2 - 3	
		C_n	C_p	C_n	C_p	C_n	C_p
KCU ⁻⁴⁰	8	<u>0,741</u> 0,64	<u>0,157</u> 0,90	<u>0,870</u> 0,43	<u>0,521</u> 0,70	<u>0,870</u> 0,43	<u>0,679</u> 0,50
	10	<u>0,513</u> 0,95	<u>0,091</u> 0,90	<u>0,427</u> 0,99	<u>0,115</u> 0,90	<u>0,470</u> 0,98	<u>0,025</u> 0,90
	12	<u>0,509</u> 0,95	<u>0,437</u> 0,70	<u>0,464</u> 0,98	<u>0,345</u> 0,80	<u>0,553</u> 0,92	<u>0,096</u> 0,90
KCV ⁰	8	<u>0,322</u> 0,99	<u>0,094</u> 0,90	<u>0,322</u> 0,99	<u>0,175</u> 0,90	<u>0,419</u> 0,99	<u>0,080</u> 0,90
	10	<u>0,557</u> 0,91	<u>0,217</u> 0,90	<u>0,514</u> 0,95	<u>0,215</u> 0,90	<u>0,729</u> 0,66	<u>0,429</u> 0,70
	12	<u>0,553</u> 0,92	<u>0,165</u> 0,90	<u>0,664</u> 0,77	<u>0,420</u> 0,70	<u>0,487</u> 0,97	<u>0,254</u> 0,80

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

Большинство результатов отражают сходство выборок, причем по двум критериям одновременно. Лишь сравнение выборок, соответствующих результатам испытания ударной вязкости второго и третьего образцов (толщина листа 8 мм), выявило различие между выборками по двум критериям. Также показано, что соответствие между результатами оценок по двум критериям (выборки по первому и второму испытанию KCU⁻⁴⁰, сталь 13Г1С-У, толщина листа 8 мм) соблюдается не всегда с одинаковым риском. Это признак различий в статистической природе объектов сравнения.

В основном, результаты сопоставления выборок, полученных вследствие «испытания» одного образца на единицу продукции, как по критерию Смирнова, так и Стьюдента, выборки не выявили значимого их отличия. Это означает, что выборки результатов взаимозаменяемы. Однако, проведение приемо-сдаточных испытаний с использованием только одного образца на единицу продукции не позволит оценить масштабы неоднородности механических свойств в пределах одного листа. Очевидно, что применение двух образцов для испытания единицы продукции должно повысить полноту аттестации её качества (по сравнению с одним образцом). Однако при этом неизбежны сложности при выборе значения, характеризующего показатель качества металлопродукции в целом.

Соотношение результатов оценки ударной вязкости (KCU) по результатам испытаний двух или трех образцов на единицу продукции.

По результатам двух испытаний некорректно рассчитывать среднее значение $\bar{x}_i$, т.к. одному и тому же среднему значению может соответствовать разный размах $\Delta = x_{\max} - x_{\min}$. В свою очередь, при одном и том же размахе могут отличаться значения среднего свойства по партии. Гистограммы распределения значений ударной вязкости для выборок, полученных объединением в отдельный массив результатов испытаний по отдельным образцам из каждой пары (соответствующие столбцы в исходной матрице данных), были идентичны (рисунок 5а, б), величины коэффициентов асимметрии A_s и эксцесса E_x варьировались от -0,43 до 0,21, и от -0,14 до 0,80. Однако вариация соотношений средних значений ударной вязкости в каждой паре результатов и соответствующих им размахам в пределах штатной технологии была достаточно велика (рисунок 5в, г), поэтому раздельное их применение могло привести к ошибочной трактовке результатов.

В этой связи, для более полного извлечения информации о качестве металлопродукции полезно использование не только средних значений, но и величин размаха Δ .

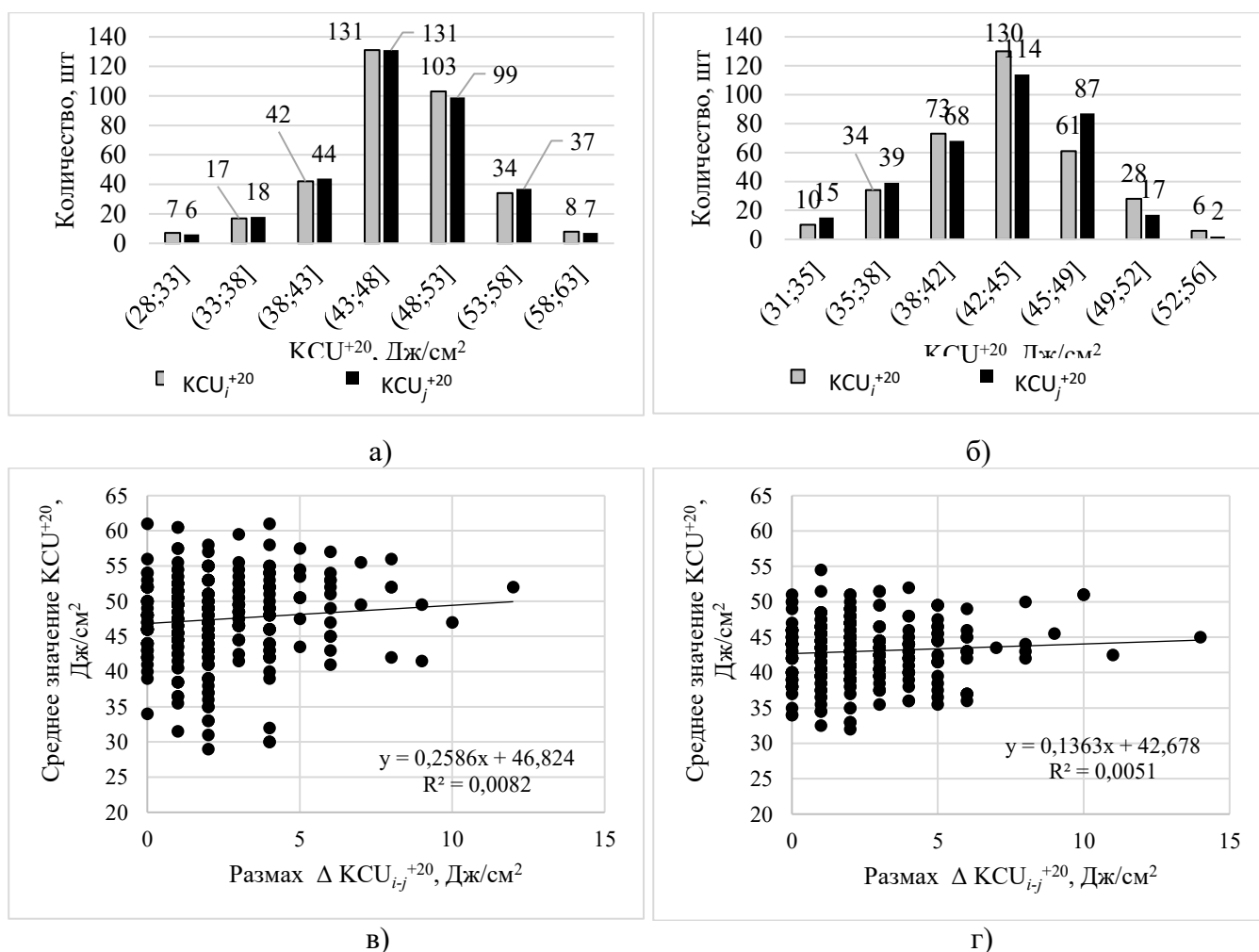


Рисунок 5 – Гистограммы распределения значений ударной вязкости (KCU^{+20}) крупных поковок из стали 38ХНЗМФА-Ш для торцевых темплетов диаметром D_5 (а) и D_1 (б) и соотношение их средних значений и размахов (в) и (г) соответственно

Для поковок из стали 38ХНЗМФА-Ш сочетание двух ударных образцов из D_1 и D_5 темплетов поковок было единственным, отсюда не ясно, в какой мере могли бы отличаться

характеристики ударной вязкости при большем наборе парных сочетаний. С этой целью была использована база данных стали 13Г1С-У (лист толщиной 12 мм), где от каждой партии листов отбиралось и испытывалось по три ударных образца. Это дало возможность оценить три варианта парных комбинаций: 1–2; 1–3 и 2–3 результатов испытаний, в т.ч. размахов Δ_{i-j} , Δ_{i-k} и Δ_{j-k} (индексы соответствуют номерам столбцов в матрице данных) соответственно и сопоставить эти результаты с оценкой вязкости по трем образцам (на единицу контролируемой металлопродукции).

Гистограммы распределения значений размахов ударной вязкости (ΔKCU^{-40}) как по трем образцам, так и по парам образцов (при единой разбивке на разряды), имели асимметричный вид распределения (рисунок 6). Основной массив данных расположен в левой части (большинство значений имеют малый размах).

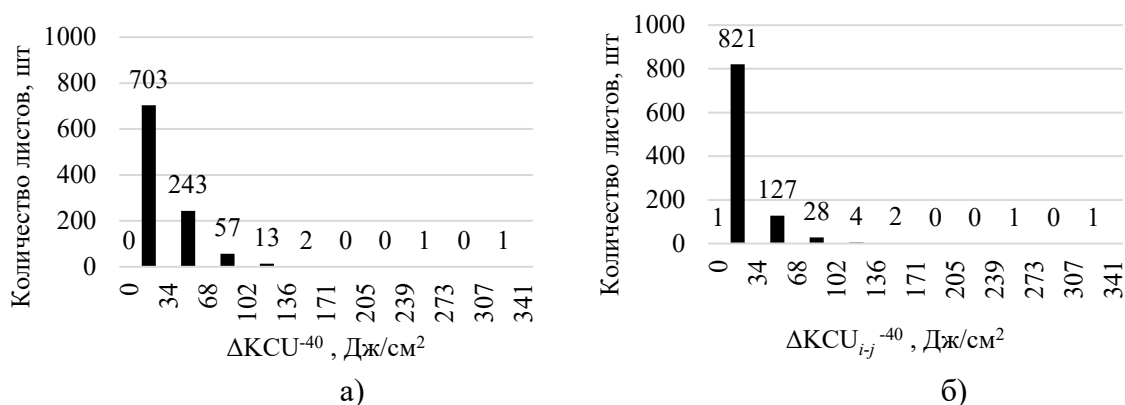


Рисунок 6 - Гистограммы распределения значений размахов ударной вязкости ΔKCU^{-40} стали 13Г1С-У (содержание Nb>0,03 %, масс, толщина листа 12мм), рассчитанные по трем (а) и двум (б) образцам от каждой партии – единицы контролируемой продукции

При близком характере гистограмм распределения их статистические характеристики - коэффициенты асимметрии A_s и эксцесса E_x варьировались в диапазоне от 1,58 до 2,36 (ошибка определения 0,23) и от 2,56 до 7,32 (ошибка определения 0,76) соответственно. Добавление результатов третьего испытания привело к уменьшению величин коэффициентов A_s и E_x : 1,25 и 1,34 соответственно.

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) значимо отличались от исходной выборки - экспериментальные величины критериев Стьюдента и Смирнова были не менее 4,61 и 2,77 соответственно (риск менее 0,0001).

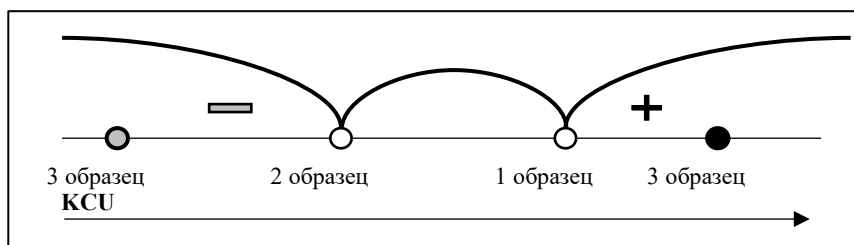
Однако, при проверке значимости различий выборок размахов парных значений ударной вязкости KCU^{-40} и KCV^0 соответственно, полного «единодушия» между результатами проверки по двум критериям уже не наблюдалось. В 9 вариантах сравнения пар из возможных 18 вариантов (три варианта выборок Δ_{i-j} , Δ_{i-k} 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 пар 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)

Таблица 3. Оценка риска гипотезы о различии выборок размаха ударной вязкости между парами образцов по критериям Стьюдента (C_p) и Смирнова (C_n), сталь 13Г1С-У (содержание Nb>0,03 % масс).

Параметры	Экспериментальные значения критериев/ уровень риска для пар результатов испытания						
	Кол-во, шт	Δ_{i-j} к Δ_{i-k}		Δ_{i-j} к Δ_{j-k}		Δ_{i-k} к Δ_{j-k}	
		C _n	C _p	C _n	C _p	C _n	C _p
KCU ⁻⁴⁰							
8мм	482	<u>0,644</u> 0,80	<u>1,156</u> 0,30	<u>0,644</u> 0,80	<u>0,775</u> 0,50	<u>0,902</u> 0,39	<u>1,945</u> 0,10
10мм	273	<u>0,726</u> 0,66	<u>0,404</u> 0,70	<u>0,470</u> 0,98	<u>0,103</u> 0,90	<u>0,940</u> 0,34	<u>0,521</u> 0,70
12мм	1021	<u>0,686</u> 0,80	<u>0,93</u> 0,40	<u>0,531</u> 0,94	<u>0,261</u> 0,80	<u>0,863</u> 0,45	<u>1,248</u> 0,30
KCV ⁰							
8мм	482	<u>1,256</u> 0,08	<u>1,208</u> 0,30	<u>0,322</u> 0,99	<u>0,240</u> 0,90	<u>1,031</u> 0,23	<u>1,437</u> 0,20
10мм	273	<u>0,299</u> 1,00	<u>0,294</u> 0,80	<u>0,641</u> <u>0,80</u>	<u>0,807</u> <u>0,50</u>	<u>0,641</u> 0,80	<u>0,473</u> 0,70
12мм	1021	<u>0,841</u> 0,48	<u>1,393</u> 0,20	<u>1,327</u> 0,06	<u>0,852</u> 0,40	<u>1,194</u> 0,11	<u>2,25</u> 0,05

Абсолютные значения размахов для трех образцов были больше парных 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). Таким образом, третье испытание дает возможность получить дополнительную информацию о масштабе неоднородности качества металлопродукции, которая отражает истинный разброс ударной вязкости.

Также необходимо учитывать положение результата третьего испытания (на шкале значений результатов испытаний), которое может располагаться как за пределами, так и в пределах конкретной пары образцов – с привязкой к медианному значению $\tilde{x} = (KCU_i^{-40} + KCU_j^{-40})/2$ (рисунок 7).



а)



б)

Рисунок 7 - Возможные варианты отклонения значения ударной вязкости третьего образца (по её абсолютному значению) относительно первого и второго образцов: вне диапазона их значений (а) и внутри диапазона их значений ударной вязкости с привязкой к медианному значению первого и второго образцов (б), сталь 13Г1С-У (содержание Nb>0,03 %, масс., толщина листа 12 мм).

Масштаб отклонений ударной вязкости третьего образца (и его знак) и размах значений ударной вязкости (KCU^{-40}), относительно сопутствующей ему пары образцов представлен на рисунке 8 на примере листа толщиной 12мм из стали 13Г1С-У (содержание Nb>0,03 %, масс.). Серым цветом выделены значения ударной вязкости третьего образца, которые находятся меньше уровня ударной вязкости пары образцов. Чёрным цветом выделено расположение значений тех третьих образцов, у которых по шкале ударной вязкости значения больше соответствующих значений пар образцов.

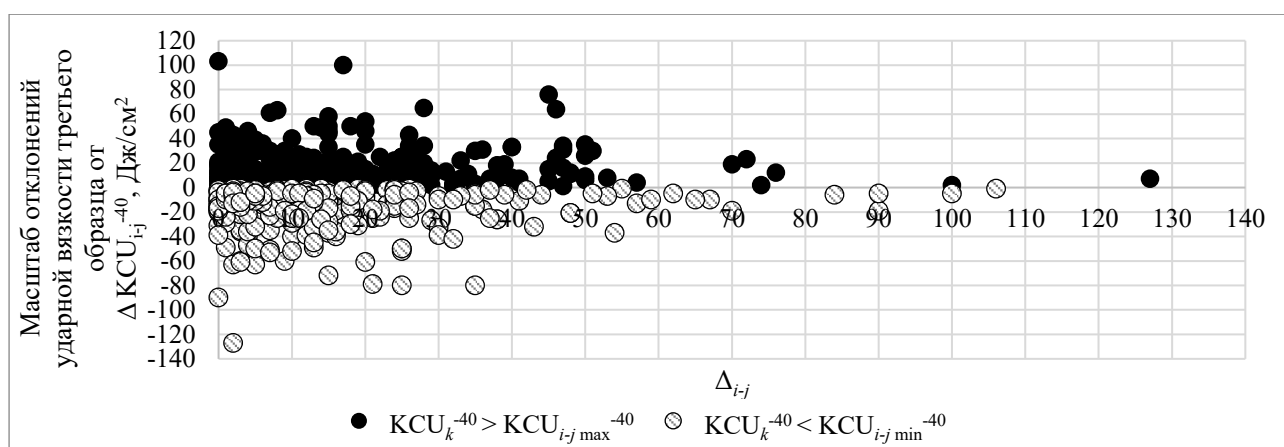
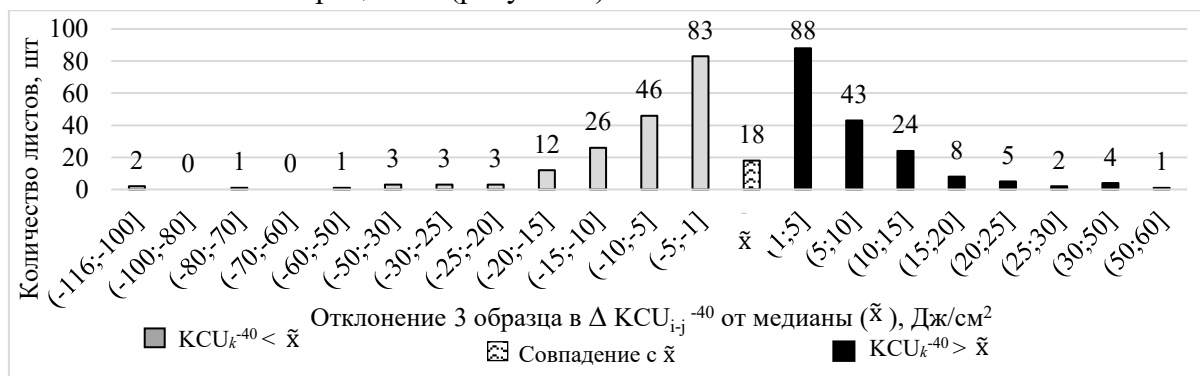
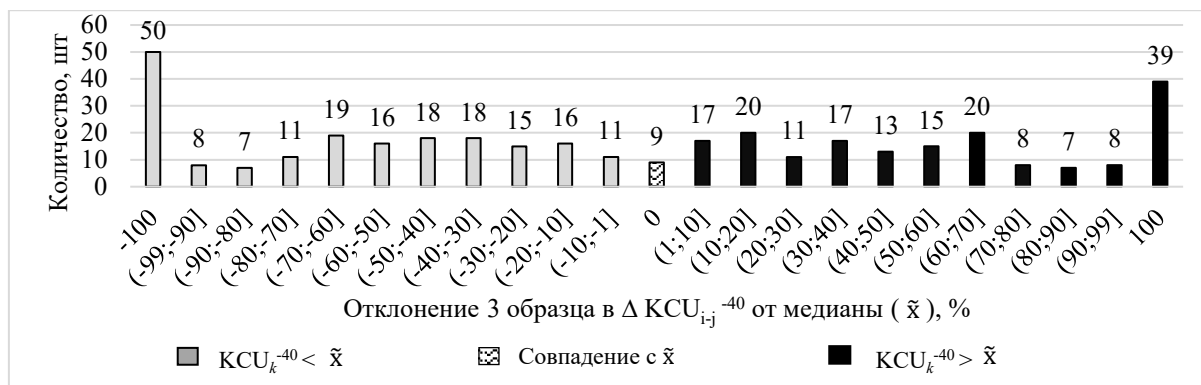


Рисунок 8 - Взаимосвязь отклонений значений ударной вязкости третьего образца KCU_k^{-40} относительно значений ударной вязкости, полученных при испытании двух образцов KCU_i^{-40} и KCU_j^{-40} (для выборок $\{KCU_i^{-40}\}$ и $\{KCU_j^{-40}\}$) – вне интервала их значений, сталь 13Г1С-У, толщина листа 12мм

Диаграмма отклонения значений третьего образца от медианного ($\tilde{x}$) представлена в абсолютных значениях и процентах (рисунок 9).



а)



б)

Рисунок 9 - 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 $\{KCU_j^{-40}\}$), в пределах этого интервала – относительно медианного значения $\tilde{x} = (KCU_i^{-40} + KCU_j^{-40})/2$, в Дж/см² (а), в % (б), сталь 13Г1С-У, толщина листа 12мм

В целом, результаты показывают диапазон риска потери существенной информации при переходе от схемы аттестации качества металлопродукции по трем образцам к двум образцам на единицу продукции. Снижение количества испытываемых образцов изменяет их статистику распределения значений показателей качества – наблюдается большее отклонение от нормального вида распределения. Появляется «разнотечение» в трактовке выдвигаемых гипотез при их проверке критериями классической (Стьюдент) и непараметрической (Смирнов) статистики. Это неизбежно должно привести дополнительные сложности в применение статистических процедур. Полученные результаты могут быть полезны при назначении схемы приемо-сдаточных испытаний в части относящейся к выбору количества образцов для оценки одной единицы контролируемой продукции, а также при ретроспективном анализе баз данных производственного контроля в металлургии, для оценки возможного риска потери существенной информации в связи с различием количества образцов, используемых при аттестации качества металлопродукции (партий или поковок).

Оценка возможностей классической статистики для выявления факторов неоднородности качества (в пределах поля допуска технологического процесса). Применение классической статистики для анализа больших данных в металлургии имеет давнюю историю [1], однако масштаб достигнутого не соизмерим с масштабом предпринятых усилий в этом направлении. Есть ряд проблем, осложняющих получение положительного результата. В этой связи следует отметить отсутствие нормального вида распределения значений управляющих параметров, связанных с ограничением возможности свободного формирования хвостов распределения полем допуска технологии и многообразие видов распределения, что было показано ранее [2,4] и подтверждено на примере анализа новых баз данных в настоящей работе. При проведении регрессионного анализа могут наблюдаться трудности, вызванные особенностями формирования баз данных, обусловленные спецификой технологического процесса. Так, в частности, возможны случаи, когда одинаковым значениям управляющих параметров соответствует несколько значений выходных, например, когда из базовой плавки предусматривается получение нескольких партий (поковок), по каждой из которых определяются выходные свойства. В частности, в анализируемой базе данных технологии получения стали 15ХСНД несколько листов из одной плавки имеют одинаковый химический состав и при этом различные значения приемо-сдаточных параметров. В таблице

4 показано, сколько партий было изготовлено из одной плавки (в пределах анализируемой базы данных).

Таблица 4. Возможное распределение партий (по их количеству) в плавках листовой стали 15ХСНД

Толщина листа, мм	Количество партий в одной плавке, ед						Итого	
	1	2	3	4	5	6		
12	60	39	52	30	15	7	кол.	203
	29,6	19,2	25,6	14,8	7,4	3,4	%	100
32	20	8	10	7	3	3	кол.	51
	39,2	15,7	19,6	13,7	5,9	5,9	%	100
Общий итог	80	47	62	37	18	10	кол.	254
	31,5	18,5	24,4	14,6	7,1	3,9	%	100

Такого рода вариация приемо-сдаточных параметров при одинаковых управляющих параметрах затруднит проведение корреляционного и регрессионного анализа для выявления факторов плавки, лимитирующих неоднородность качества металлопродукции. Возможны различные подходы к выбору значений характеристик качества металлопродукции: $x_{\min}$ – минимальное значение какого-либо свойства из всех партий от каждой плавки; $x_{\max}$ – его максимальное значение от каждой плавки; $x_{\text{сред}}$ – среднее значение от каждой плавки; $x_{\text{случ}}$ – случайное значение из каждой плавки; $x_{\text{общее}}$ – все значения свойств по всем партиям (с привязкой к одному и тому же значению одного из параметров плавки). Статистика распределения таких значений относительно однородна: коэффициенты асимметрии A_s и эксцесса E_x для данных выборок варьировались от -0,84 до 1,47 и от -0,82 до 2,44 соответственно. Однако степень различия таких выборок может быть велика, например, по результатам сравнения различных вариантов характеристик значений предела текучести и ударной вязкости КСУ⁻⁶⁰, с привязкой к плавке, проведенного с использованием критериев Смирнова и Стьюдента (таблица 5).

Таблица 5. Степень различия универсальных значений предела текучести и ударной вязкости (с привязкой к плавке) по критериям Стьюдента и Смирнова в зависимости от способа выбора универсального значения характеристики из нескольких её значений, полученных для каждой партии от плавки, сталь 15ХСНД, толщина листа 12мм

Параметр	Тип выборки	Экспериментальные значения критериев/ уровень риска							
		Смирнова				Стьюдента			
		$x_{\min}$	$x_{\text{сред}}$	$x_{\text{случ}}$	$x_{\text{общее}}$	$x_{\min}$	$x_{\text{сред}}$	$x_{\text{случ}}$	$x_{\text{общее}}$
$\sigma_{0,2}$	$x_{\max}$	<u>5,14</u> <0,0001	<u>3,11</u> <0,0001	<u>2,67</u> <0,0001	<u>2,98</u> <0,0001	<u>13,62</u> 0,001	<u>7,22</u> 0,001	<u>6,61</u> 0,001	<u>7,98</u> 0,001
	$x_{\min}$	-	<u>3,46</u> <0,0001	<u>2,72</u> <0,0001	<u>3,76</u> <0,0001	-	<u>7,31</u> 0,001	<u>6,32</u> 0,001	<u>8,67</u> 0,001
	$x_{\text{сред}}$	-	-	<u>1,04</u> 0,24	<u>1,51</u> <0,0001	-	-	<u>0,22</u> 0,99	<u>0,22</u> 0,99
	$x_{\text{случ}}$	-	-	-	<u>0,69</u> <u>0,71</u>	-	-	-	<u>0,47</u> 0,70
КСУ ⁻⁶⁰	$x_{\max}$	<u>2,67</u> <0,0001	<u>1,38</u> 0,04	<u>1,19</u> 0,11	<u>1,48</u> 0,025	<u>5,81</u> 0,001	<u>2,93</u> 0,001	<u>2,58</u> 0,001	<u>3,06</u> 0,001
	$x_{\min}$	-	<u>1,83</u> 0,003	<u>1,68</u> 0,008	<u>1,80</u> 0,003	-	<u>3,06</u> 0,001	<u>3,25</u> 0,001	<u>3,84</u> 0,001
	$x_{\text{сред}}$	-	-	<u>0,45</u> 0,99	<u>0,44</u> 0,99	-	-	<u>0,28</u> 0,80	<u>0,36</u> <u>0,80</u>
	$x_{\text{случ}}$	-	-	-	<u>0,41</u> 0,99	-	-	-	<u>0,03</u> 0,90

Сопоставление выборок по критериям Стьюдента и Смирнова показало, что большинство распределений не принадлежат одной совокупности и значимо отличаются друг от друга. Исключением являются выборки случайных и средних значений. Полученные результаты оказались важны (и были использованы в работе) при оценке влияния химического состава и технологических параметров плавки на вариацию приемо-сдаточных параметров металлопродукции, в т.ч. на основе корреляционного и регрессионного анализа.

В таблице 6 приведены результаты парного корреляционного анализа между химическим составом и значениями механических свойств различных выборок.

Таблица 6. Матрица корреляций приемо-сдаточных свойств и химического состава листа толщиной 12 мм из стали 15ХСНД

Параметр	Выборка из плавки	Управляющие параметры									
		C	Si	Mn	P	S	Cr	Ni	Cu	Al	AS
σ_B	X _{min}	0,30	0,12	0,13	0,05	-0,10	0,05	0,07	0,10	0,09	0,12
	X _{max}	0,27	0,12	0,07	0,12	-0,04	0,04	0,10	-0,06	0,13	0,14
	X _{сред}	0,30	0,16	0,13	0,10	-0,07	0,02	0,08	0,04	0,11	0,13
	X _{случ}	0,30	0,14	0,12	0,06	-0,03	-0,01	0,10	0,04	0,12	0,15
	X _{общее}	0,27	0,21	0,14	0,12	-0,01	-0,03	0,08	0,02	0,08	0,14
$\sigma_{0,2}$	X _{min}	0,08	0,04	0,02	-0,01	0,09	0,01	0,07	0,15	0,11	0,21
	X _{max}	0,16	0,02	-0,03	0,03	0,06	0,06	0,10	-0,02	0,21	0,25
	X _{сред}	0,14	0,03	-0,01	-0,01	0,09	0,03	0,08	0,05	0,21	0,26
	X _{случ}	0,14	-0,02	0,03	-0,02	0,11	-0,07	0,10	0,10	0,21	0,26
	X _{общее}	0,12	0,07	-0,01	0,04	0,09	-0,04	0,06	0,04	0,18	0,25
δ	X _{min}	-0,18	-0,04	0,03	-0,14	-0,27	-0,07	-0,03	-0,08	0,04	0,10
	X _{max}	-0,23	-0,13	-0,13	-0,09	-0,10	0,07	-0,07	-0,18	0,09	0,001
	X _{сред}	-0,23	-0,09	-0,07	-0,14	-0,24	0,00	-0,06	-0,18	0,09	0,04
	X _{случ}	-0,17	-0,02	0,03	-0,17	-0,23	0,05	-0,06	-0,09	0,05	0,03
	X _{общее}	-0,17	-0,11	-0,10	-0,12	-0,16	-0,02	-0,03	-0,11	0,07	0,04
KCU ⁻⁶⁰	X _{min}	-0,14	-0,04	0,01	-0,20	-0,56	-0,02	0,08	-0,04	-0,10	0,01
	X _{max}	-0,09	-0,06	0,03	-0,11	-0,50	-0,06	0,10	-0,14	-0,07	0,003
	X _{сред}	-0,13	-0,06	0,02	-0,17	-0,56	-0,05	0,10	-0,09	-0,08	0,001
	X _{случ}	-0,14	-0,01	0,06	-0,17	-0,50	-0,03	0,09	-0,06	-0,08	-0,02
	X _{общее}	-0,18	-0,15	0,03	-0,18	-0,51	-0,05	0,12	-0,08	-0,10	-0,01

Результаты корреляционного анализа показывают, что между химическим составом плавки и приемо-сдаточными параметрами наблюдается достаточно слабая взаимосвязь парный коэффициент корреляции по модулю не превышает 0,56 для всех выборок.

Для прогноза качества металлопродукции широко используется регрессионный анализ. При поиске связей между входными и выходными параметрами предполагается, что в области существования аргументов x_i зависимость параметров качества y_k от параметров процесса единая, однако результаты регрессии не подтверждают это (Рисунок. 10).

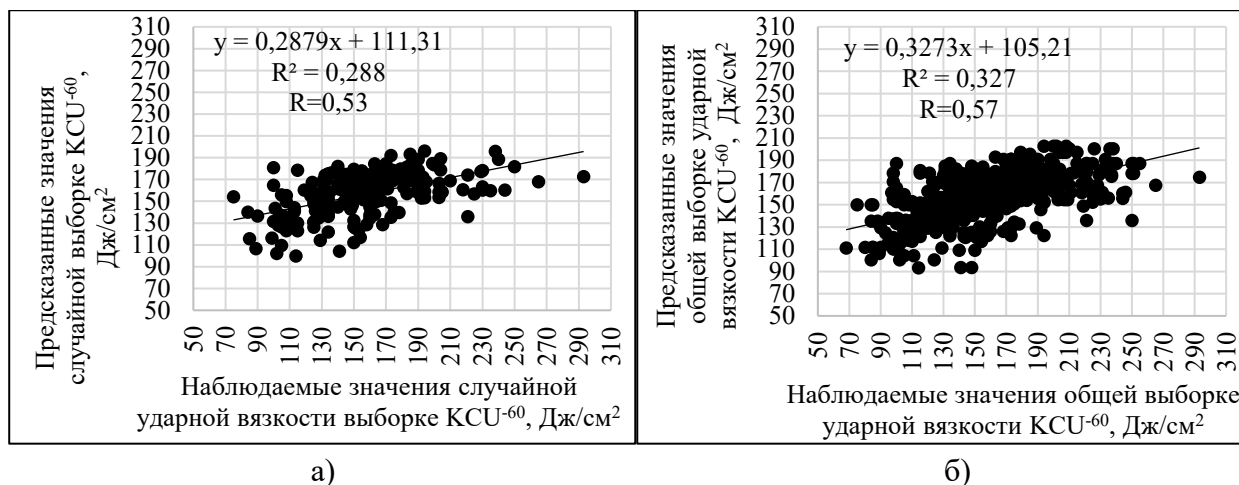
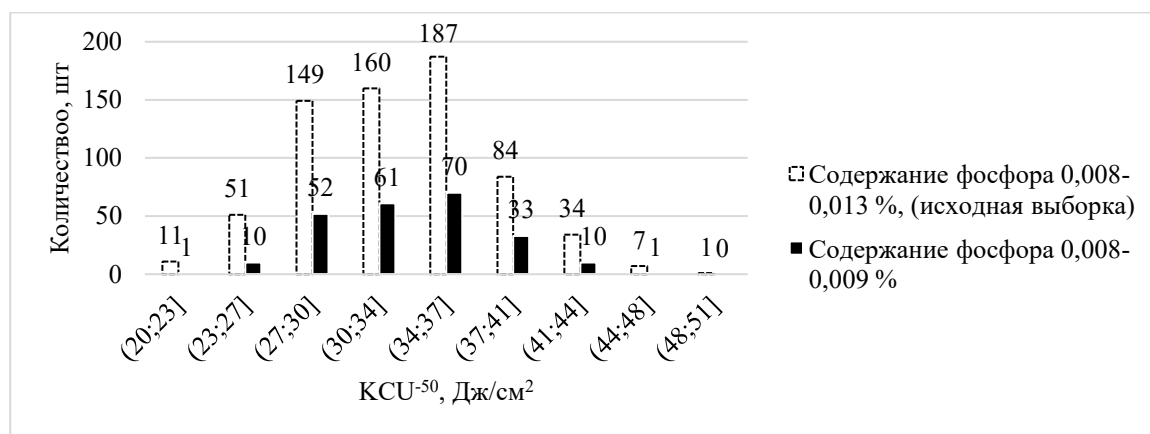
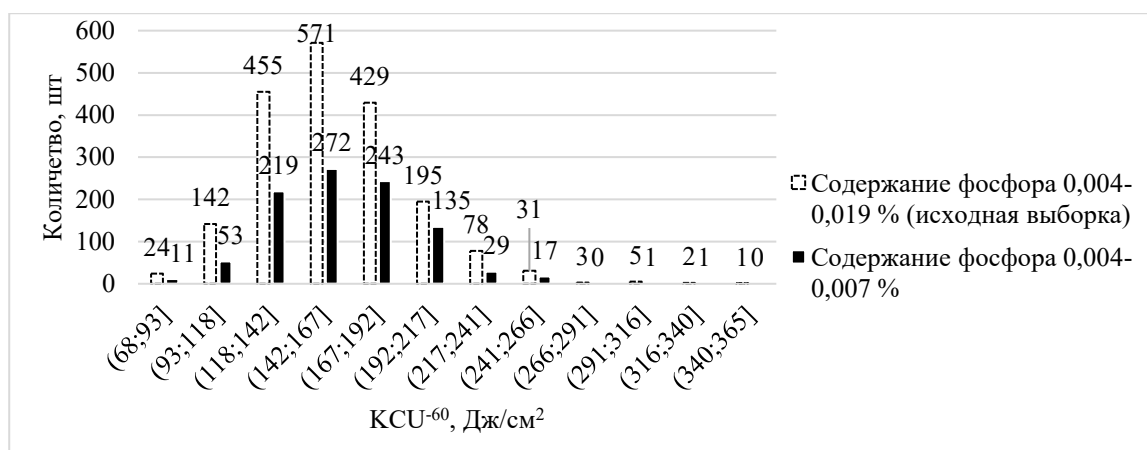


Рисунок 10 - Прогноз ударной вязкости с использованием множественной регрессии по случайной (а) и общей выборке (б), сталь 15ХСНД

Низкая результативность регрессионного анализа подтверждается и при попытках применения принципа управления качеством металла «по возмущению», даже в тех случаях, когда оценивается влияние таких «вечнозелёных» факторов качества, как содержание серы и фосфора [5]. В частности, в крупных поковках стали 38ХНЗМФА-Ш и листовой стали 15ХСНД снижение содержания фосфора (отсечение в базах данных значений ударной вязкости, отвечающих повышенному содержанию примесей) не привело к смещению вершин гистограмм распределения значений ударной вязкости (средних значений в выборке соответственно) в область более высоких значений. Построение гистограмм сохранило исходный диапазон распределения значений: пропорционально уменьшилось количество партий с минимальными значениями ударной вязкости и «выпало» соответствующее количество партий металла с максимальными их значениями (рисунок 11).



а)



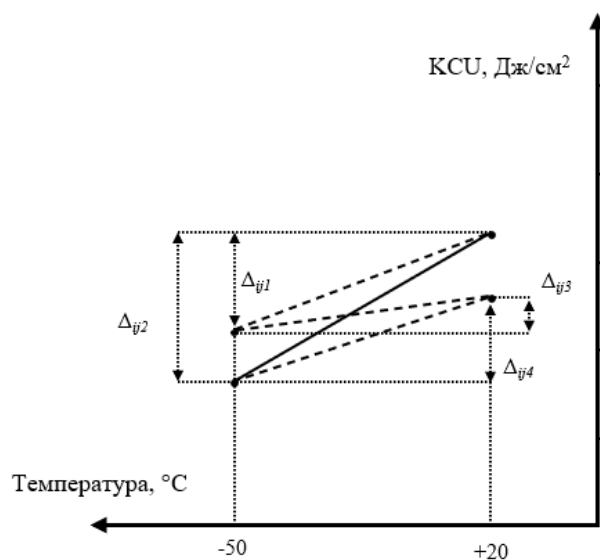
б)

Рисунок 11 - Распределение значений ударной вязкости KCU⁻⁵⁰ в поковках из стали 38ХНЗМФА-Ш (а); и в листе (KCU⁻⁶⁰) из стали 15ХСНД (б), в выборках с исходным и пониженным содержанием фосфора

Очевидно, что отсутствие влияния очевидных факторов может быть связано с сопутствующим разноплановым влиянием других параметров технологии (на всей протяженности технологической цепочки). Это - следствие отсутствия единого пространства параметров технологии, которое разбито на области с доминирующим типом зависимостей, границы которых необходимо найти (с учетом различий в статистике видов распределения значений параметров). Не исключено также, что выходные параметры не всегда корректно отражают то или иное свойство, что определяет необходимость их развития, в частности, с учетом возможности цифровизации измерений структур и разрушения.

Определение хладноломкости на основе анализа баз данных производственного контроля с использованием сложных эвристических приемов когнитивных графики

Косвенную оценку хладостойкости для массовых видов металлопродукции обычно получают на основе результатов испытания при заранее определенной пониженной температуре. Представляло интерес оценить, в какой мере возможен более детальный прогноз хладноломкости на основе анализа баз данных производственного контроля с учетом также и результатов испытания при комнатной температуре. Например, для крупных поковок из стали 38ХНЗМФА-Ш (входящих в исследуемую базу данных производственного контроля) результаты проведенных ранее серийных испытаний показали монотонное снижение ударной вязкости без ярко выраженного порога хладноломкости. В таком случае можно ожидать, что различие между ударной вязкостью $\Delta = KCU^{+20} - KCU^{-50}$ даст дополнительную оценку хладостойкости металла поковок («температура» снижения ударной вязкости). Для анализа хладноломкости рассматривались различные вариации хладноломкости ударной вязкости KCU⁺²⁰, и значений KCU⁻⁵⁰ крупных поковок стали 38ХНЗМФА-Ш (рисунок 12).



- 1) $\Delta_{ij1} = (KCU_i^{\max+20} - KCU_j^{\max-50})$; 2) $\Delta_{ij2} = (KCU_i^{\max+20} - KCU_j^{\min-50})$;
 3) $\Delta_{ij3} = (KCU_i^{\min+20} - KCU_j^{\max-50})$; 4) $\Delta_{ij4} = (KCU_i^{\min+20} - KCU_j^{\min-50})$;

Рисунок 12 - Возможные вариации оценки хладостойкости крупных поковок из стали 38ХНЗМФА-Ш

Различным критериям хладноломкости соответствовали свои гистограммы распределения хладноломкости ударной вязкости KCU (рисунок 13).

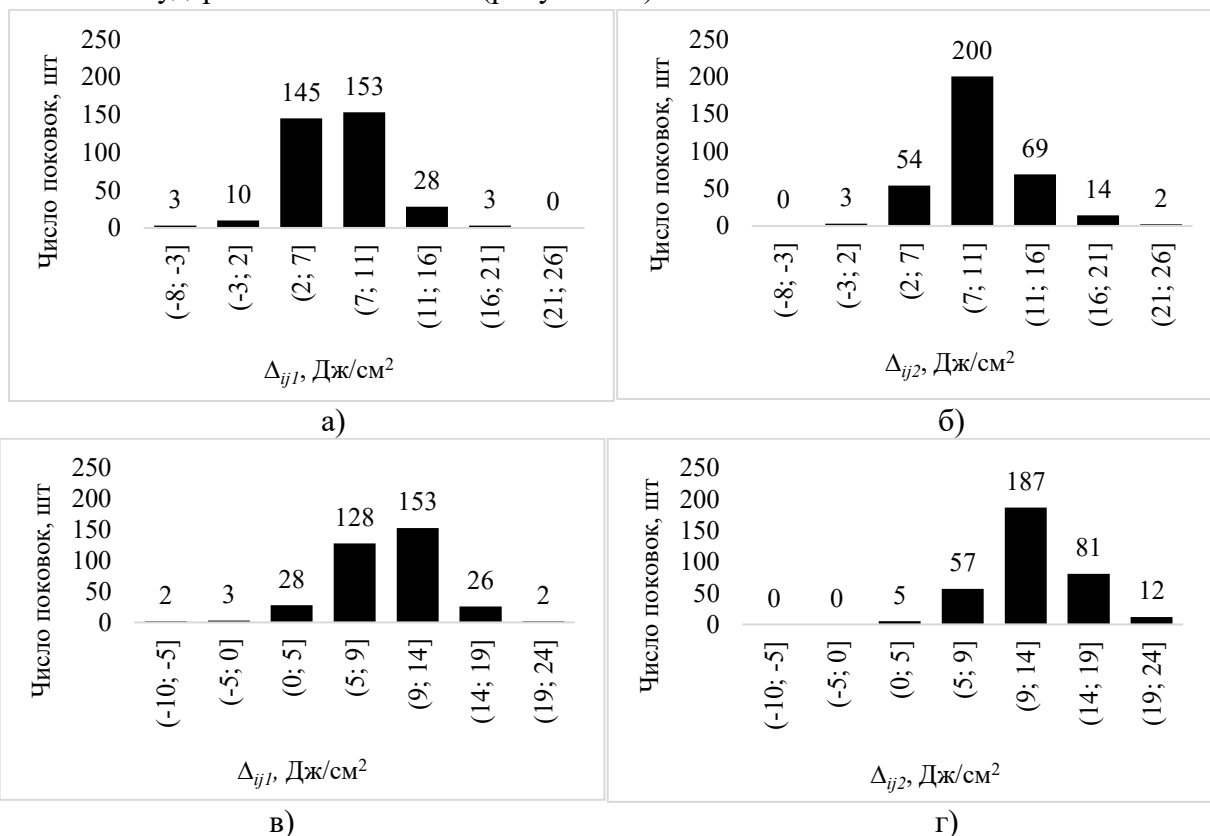


Рисунок 13 - Распределение значений ударной вязкости $\Delta_{ij1} = ((KCU_i^{\max+20} - KCU_j^{\max-50})$ и $\Delta_{ij2} = (KCU_i^{\max+20} - KCU_j^{\min-50})$ из торцевых темплетов с минимальным и максимальным D_s (а, б) и D_l (в, г) диаметром из стали 38ХНЗМФА-Ш

Их сопоставление показало, что для оценки хладостойкости наиболее предпочтительнее использовать разницу между максимальными значениями ударной вязкости при плюс 20 ($KCU^{\max+20}$) и минимальными при минус 50 ($KCU^{\min-50}$), где наблюдался наибольший диапазон

вариации значений Δ_{ij} . Очевидно, что меньшему темпу её снижения будет соответствовать более высокий уровень хладостойкости поковок, а при одинаковых темпах снижения преимущество будет у поковок с повышенным уровнем абсолютных значений ударной вязкости. Было предложено классифицировать хладостойкость поковок по двум параметрам: $\Delta_{ij} = KCU_{\max i}^{+20} - KCU_{\min j}^{-50}$ и среднему его значению $\bar{X}_{ij} = (KCU_{\max i}^{+20} + KCU_{\min j}^{-50})/2$. Каждая из зон характеризуется определенным уровнем хладостойкости.

Все облако значений – 342 точки на плоскости в системе координат $\Delta_{ij} - \bar{X}_{ij}$ (диаграмма хладостойкости) – было разделено на четыре зоны, границы которых соответствовали средним арифметическим значениям выборок $\{\Delta_{ij}\}$ и $\{\bar{X}_{ij}\}$ – $\langle \Delta_{ij} \rangle$ и $\langle \bar{X}_{ij} \rangle$. Зона 1 — зона высокой хладостойкости, в нее попали поковки с высоким средним значением ударной вязкости $\bar{X}_{ij}$ и малой «крутизной» ее снижения Δ_{ij} при изменении температуры испытаний от +20 °С до –50 °С: $\{\bar{X}_{ij}\} > \langle \bar{X}_{ij} \rangle$ и $\{\Delta_{ij}\} < \langle \Delta_{ij} \rangle$. В зоне 2 оказались поковки с приемлемой хладостойкостью — высоким средним значением ударной вязкости и большой «крутизной» ее снижения: $\{\bar{X}_{ij}\} > \langle \bar{X}_{ij} \rangle$ и $\{\Delta_{ij}\} > \langle \Delta_{ij} \rangle$. Зону 3 составили поковки с удовлетворительной хладостойкостью — низким средним значением ударной вязкости и небольшим ее изменением со снижением температуры испытаний: $\{\bar{X}_{ij}\} < \langle \bar{X}_{ij} \rangle$ и $\{\Delta_{ij}\} < \langle \Delta_{ij} \rangle$. И, наконец, в зону 4 — зону неудовлетворительной хладостойкости — попали поковки с низким средним значением ударной вязкости и большой «крутизной» ее снижения: $\{\bar{X}_{ij}\} < \langle \bar{X}_{ij} \rangle$ и $\{\Delta_{ij}\} > \langle \Delta_{ij} \rangle$.

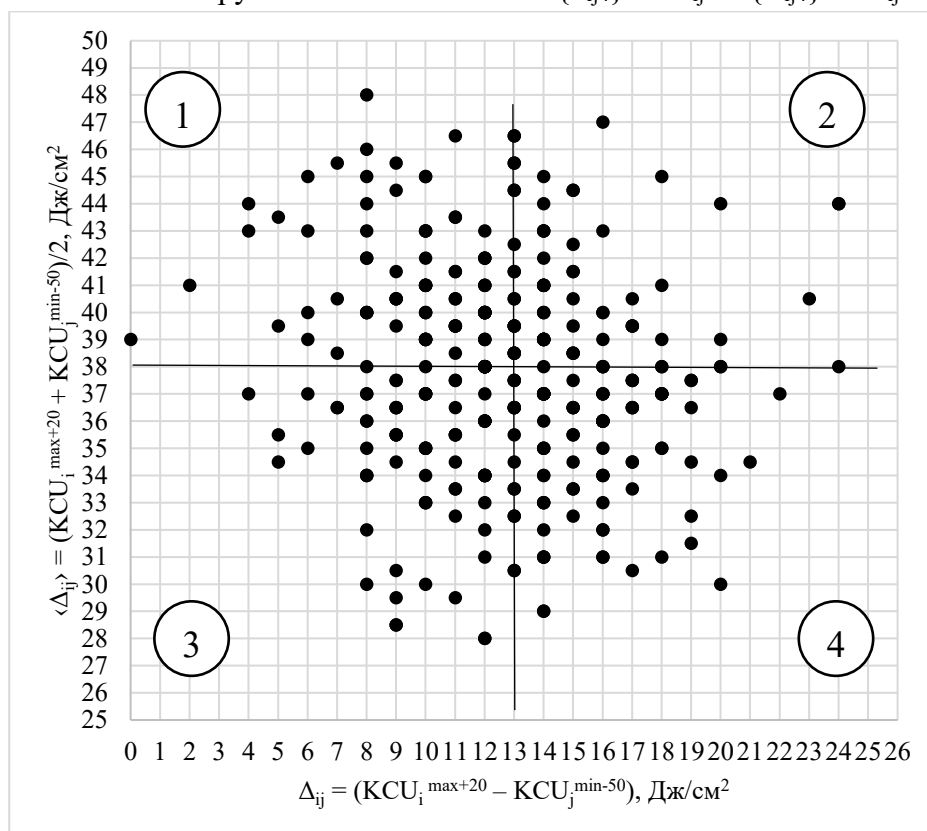


Рисунок 14 - Диаграмма хладостойкости — разделение поковок по уровню хладостойкости на четыре класса по соотношению параметров $\Delta_{ij} = KCU_{\max i}^{+20} - KCU_{\min j}^{-50}$ и $\bar{X}_{ij} = (KCU_{\max i}^{+20} + KCU_{\min j}^{-50}) / 2$ для образцов, вырезанных из торцевых темплетов диаметрами D_i (а)

Очевидно, что, когда значения управляющих параметров $\{\xi_k\}$ будут находиться на верхнем и нижнем диапазонах их изменения (в пределах поля допуска технологии соответственно) их влияние на структуру должно сказаться в наибольшей степени. Исходя из этого, а также с

учетом возможного их воздействия на хладостойкость, диапазоны изменения параметров, тех, у которых распределение было близко к нормальному (точнее симметричному), были разбиты на четыре равных интервала. В зависимости от знака их влияния на искомое свойство (с учетом имеющихся в литературе представлений) им были присвоены баллы: 1, 2, 3, 4. Для тех параметров состава и технологии, распределение значений которых отличалось от симметричного, например, серы, фосфора, молибдена и ванадия (коэффициенты асимметрии и эксцесса 0,93 и 1,37; 0,67 и 0,62; -0,14 и 3,66; 0,27 и -0,83 соответственно сначала проводилось разбиение диапазона их изменений на два – по среднему их значению, а далее каждый из них разбивался на два одинаковых интервала. Ранжировка по четырех балльной шкале проводилась также, как и для остальных параметров.

Таблица 8 - Балльная оценка влияния содержаний элементов в стали после ЭШП на ударную вязкость для поковок с высоким уровнем хладостойкости

№ поковки	C	Mn	Si	P	S	Cr	Ni	Mo	V	Cu	Сумма баллов P_1
1	3	3	3	2	3	3	3	2	2	4	28
2	3	3	2	3	3	3	3	3	3	3	29
3	3	4	2	3	3	2	3	3	3	3	29
4	3	4	3	3	2	3	3	2	3	3	29
5	3	4	4	3	2	2	2	3	2	3	28
6	3	4	3	3	2	3	2	4	2	2	28
7	3	3	3	2	3	2	4	3	3	3	29

П р и м е ч а н и е: В таблице приведены данные для части темплетов диаметром D_l поковок различных мартеновских плавов, входящих в зону 1 (см. рис. 16) и состоящих в двух подгруппах с идентичными значениями суммы баллов P_1 .

Применение такой процедуры для оценки влияния химического состава на хладостойкость (в зонах 1 и 4) выявило значимое различие средних баллов ($\langle P_1 \rangle = 26,5$ и $\langle P_4 \rangle = 25,2$) в темплетах диаметром D_l – по критерию Стьюдента $t_{\text{эксп}} = 2,15 > t_{\text{табл}}^{0,05} = 2,10$ и отсутствие различий в темплетах диаметром D_s ($\langle P_1 \rangle = \langle P_4 \rangle = 26,0$). Такой результат отражает более интенсивное развитие ликвации в больших сечениях и косвенно подтверждает аддитивный характер влияния на хладостойкость общеизвестных факторов, в частности, таких, как отрицательное влияние повышенного содержания фосфора, или положительное – молибдена.

Однако для более глубокого понимания роли химического состава и других технологических параметров в формировании уровня хладостойкости, изложенного подхода может оказаться недостаточно. Одна из причин этого состоит в том, что одной и той же сумме баллов для различных поковок может соответствовать свой набор слагаемых. Не выявила значимых эффектов и оценка коэффициентов корреляции в паре «параметр технологии – «темп» снижения ударной вязкости» (а также соответствующие значения ударной вязкости): от -0,43 до 0,24.

Причина низкой эффективности классической статистики в отсутствии нормального распределения значений параметров технологии и состава ξ_k , существующем разнообразии отклонений (и их масштаба) вида распределения значений управляющих параметров от симметричного, что подтверждает уровень вариации соответствующих значений коэффициентов и эксцесса.

В частности, для таких параметровковки слитков ЭШП, как время прогрева заготовки перед ковкой, максимальная температура её нагрева перед выходом из печи, температура

начала и концаковки, соответствующие значения коэффициентов асимметрии A_s и эксцесса E_x составили 3,36 и 11,95; 1,92 и 3,81; -1,02 и 1,53; 0,08 и -0,65. Применение регрессии также предполагает, что во всей области существования аргументов зависимость свойств $y_i(\xi)$ единая. Однако пространство параметров технологии в действительности разбито на ряд областей с доминирующим типом зависимости, границы которых необходимо найти, прежде чем определять возможные типы существующих зависимостей («входные – выходные параметры»), особенности их взаимодействия друг с другом.

Развитие приемов когнитивной графики для выявления областей с доминирующим типом зависимостей

Применение когнитивной графики в металлургии в ряде случаев дает наглядное представление о характере взаимосвязи между технологическими параметрами и свойствами, позволяя найти области с доминирующим типом зависимости. Так, в частности, было показано, что предельным значениям двухпараметрического критерия хладостойкости поковок из стали 38ХНЗМФА-Ш, соответствующим высокой и неудовлетворительной хладостойкости, отвечает совместное содержание углерода и кремния на нижнем и верхнем пределах марочного состава соответственно (рисунок 15, а, б).

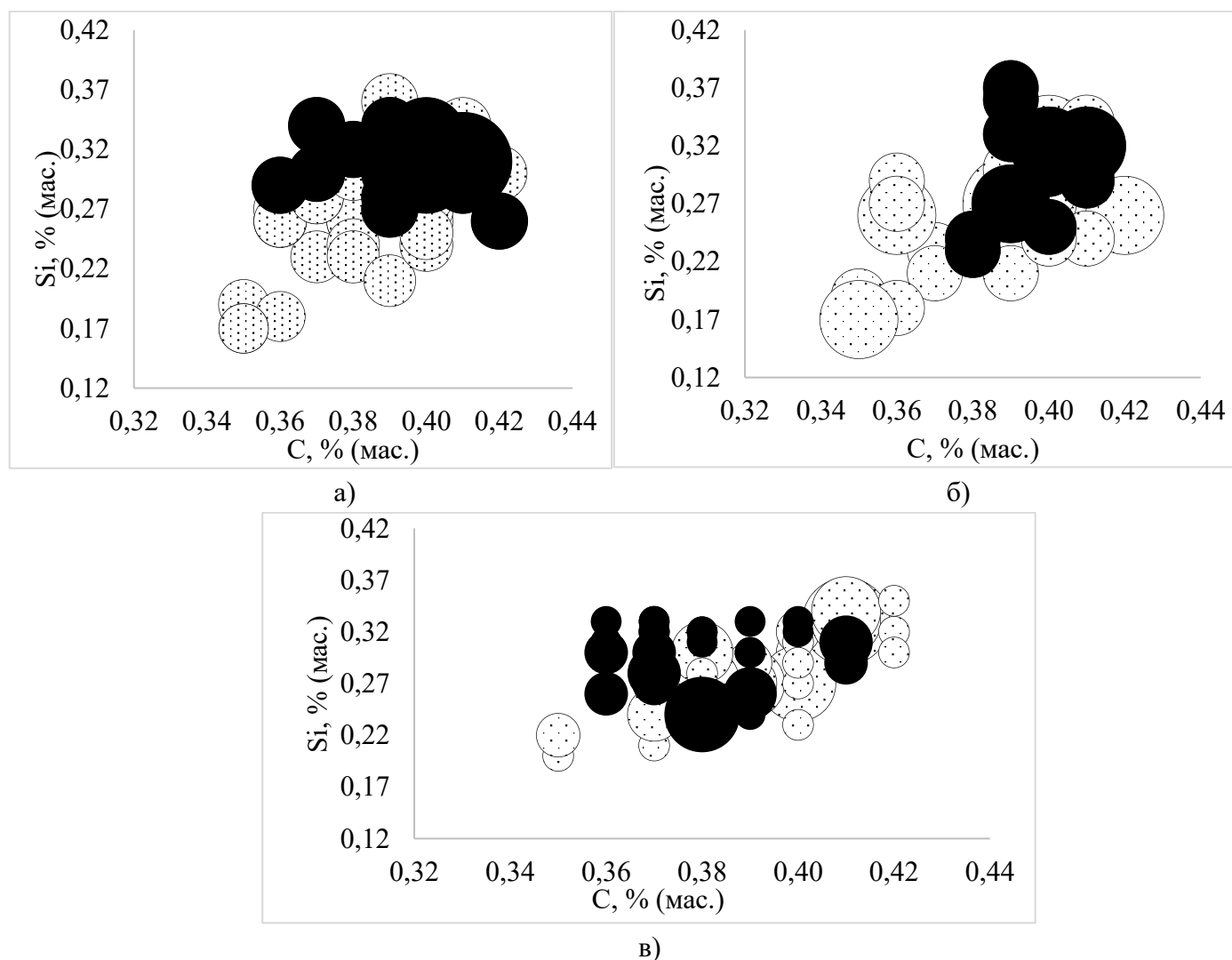


Рисунок 15 - Сопоставление информативности двухпараметрического (а, б) и однопараметрического $\Delta_{ij} = KCU_{\max i}^{+20} - KCU_{\min j}^{-50}$ (в) критериев при оценке совместного влияния углерода и кремния на получение поковок с высокой (светлые области) и

неудовлетворительной (темные области) хладостойкостью для образцов, вырезанных из торцевых темплетов диаметрами D_l (а, в) и D_s (б)

Как следует из полученных результатов оценка влияния параметров технологии только на «темп» снижения ударной вязкости $\Delta_{ij} = KCU_{\max i}^{+20} - KCU_{\min j}^{-50}$, без ее привязки к абсолютным значениям вязкости, для той же пары Si–C не выявила существенного расслоения облаков точек на области с высокой и неудовлетворительной хладостойкостью (рис. 15 в).

Применение методов когнитивной графики показало, что ограничение значений углерода и марганца также приведет к благоприятным показателям хладноломкости. Также удалось выявить влияние содержания хрома и никеля на ударную вязкость и увеличение сопротивление разрушению, способствующие снижению порога хладноломкости. Не всем потенциальным параметрам технологии удалось «проявить» себя. Это было связано с узким диапазоном их изменения, в частности, температура нагрева поковок под закалку варьировалась в интервале 855—875 °С, что недостаточно для ее существенного вклада в появление неоднородности хладостойкости металла.

Выводы

1. Показано, что при статистическом анализе баз данных производственного контроля существенное значение для исключения побочных эффектов, снижающих информативность результатов приемо-сдаточных испытаний, играет соответствующая подготовка массива данных, направленная на исключение влияния трендов, сезонных колебаний, выбросов и т.п. В работе продемонстрирован анализ хронологических (временных) рядов значений параметров технологии и приемо-сдаточных параметров, который позволил в ряде случаев выявить области с доминирующим типом зависимости (по содержанию ниобия в стали 13Г1С-У), что существенно при проведении последующей статистической обработки баз данных производственного контроля, выявлении критических параметров технологии.

2. Систематический анализ представительных массивов данных производственного контроля процессов получения широкого спектра металлопродукции (крупных поковок из улучшаемой стали 38ХНЗМФА-Ш, сорта из улучшаемой стали 40ХМФА, листовых сталей 13Г1С-У, 09Г2С, 15ХСНД), в рамках, действующих в различные периоды времени технологий, подтвердил разнообразие видов распределения значений управляющих параметров (симметричное, асимметричное и бимодальное), которым соответствовал широкий диапазон изменений значений их коэффициентов асимметрии A_s и эксцесса E_x : от -5,58 до 4,96, и от -2,00 до 11,95 соответственно.

3. Наличие существенного диапазона вариации величин коэффициентов асимметрии и эксцесса для распределения значений параметров состава, технологии, приемо-сдаточных параметров, включая их размахи, вносит ограничения в применение процедур классической статистики. Различия в уровне риска гипотез об их схожести или значимости отличия одних и тех же выборок на основе критериев классической (в частности, Стьюдент) и непараметрической (Смирнов) статистики варьировались в интервале от 0,02 до 0,5.

3. Оценены риски, связанные со снижением количества образцов при приемо-сдаточных испытаниях листовой стали 13Г1С-У с трех до двух (для каждой партии) приводит к увеличению количества минимальных значений размаха ударной вязкости Δ (от 0 до 34 Дж/см²) на 17-20 % и снижению количества размахов в диапазоне от 34 до 136 Дж/см² в 2 –

3,5 раза. Это искажает оценку масштаба неоднородности вязкости стали. Для стали 38ХНЗМФА-Ш можно ожидать еще большего эффекта с учетом развитой неоднородности морфологии структур (дендритной, микро- и неметаллических включений).

4. При высоком риске прогноза регрессионных моделей (0,38 – 0,44), определяющих влияние колебаний управляющих параметров (в пределах поля допуска технологии) на разброс характеристики качества, область их применения - для предварительного анализа данных с выявлением групп технологических параметров потенциально «опасных» для появления разброса качества металлопродукции.

5. Расширено представление о возможностях применения приемов когнитивной графики – для оценки хладостойкости крупных поковок из улучшаемой стали 38ХНЗМФА-Ш, по результатам приемо-сдаточных ударных испытаний при плюс 20 °С и минус 50 °С. С её использованием предложен двухпараметрический критерий хладостойкости, учитывающий темп снижения ударной вязкости (разница между значениями ударной вязкости определенной при плюс 20 °С - X_{imax}^{+20} и минус 50 °С - X_j^{min-50} X_j^{min-50}) и среднее значение ударной вязкости между ними $\bar{X}_{ij} = (X_{imax}^{+20} + X_j^{min-50})/2$.

6. Применение двухпараметрического критерия хладостойкости при двумерном отображении областей существования объектов в виде облака точек на плоскости пар параметров «углерод - кремний», позволило выделить зоны их риска (более 0,39 и 0,27% масс соответственно), где вероятность получения неудовлетворительной хладостойкости была максимальной и составляла $\approx 0,75$

Список основных публикаций по теме диссертации

Статьи:

1. A. V. Kudrya, E. A. Sokolovskaya, D. F. Kodirov, E. V. **Bosov**, G. V. Kotishevskiy On necessity of taking into account statistical nature of the objects using Big Data in metallurgy. CIS Iron and Steel Review. 2022. №1. pp. 105–112.

2. Кудря А.В., Соколовская Э. А., Кодиров Д. Ф., **Босов Е. В.**, Тимошенко В. В. Возможности «раскопок данных» производственного контроля в металлургии для прогноза прочности, пластичности и вязкости металлопродукции. Деформация и разрушение материалов. 2023. № 3s. С. 31-40.

Перевод статьи

*Kudrya, A.V., Sokolovskaya, E.A., Kodirov, D.F., **Bosov E.V.**, Timoshenko V.V., Possibilities of Data Mining in Production Control in Metallurgy for Predicting the Strength, Ductility, and Toughness of Metal Products. Russ. Metall. 2023, 1549–1556 (2023).*

3. **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. С. 29.

4. 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 её качества. Известия высших учебных заведений. Черная Металлургия. 2025;68(3):

Тезисы:

1. Босов Е.В., Д.Ф. Кодиров, Г.В. Котишевский, А.В. Кудря, Э.А. Соколовская. О возможности разработки интеллектуальных систем сквозного управления качеством металлопродукции // Сб. трудов XI-ой Евразийской научно-практической конференции «Прочность неоднородных структур» - ПРОСТ 2023. 18-20 апреля 2023 года. – Москва, НИТУ МИСИС. – М.: ООО «Студио-Принт», 2023. –С. 159
2. Тимошенко В.В., Кодиров Д.Ф., Босов Е.В., Кудря А.В., Соколовская Э.А., Основные ограничения регрессионного анализа для прогноза качества металлопродукции при использовании баз данных производственного контроля // Сб. трудов XI-ой Евразийской научно-практической конференции «Прочность неоднородных структур» - ПРОСТ 2023. 18-20 апреля 2023 года. – Москва, НИТУ МИСИС. – М.: ООО «Студио-Принт», 2023.–С. 171
3. Кудря А.В., Соколовская Э.А., Кодиров Д.Ф., Босов Е.В., Сергеев М.И. Прогноз последствий различных сценариев технологической наследственности при производстве стали. В сборнике: Бернштейновские чтения по термомеханической обработке металлических материалов. Сборник тезисов. Научно-технический семинар. Москва, 2022. С. 30.
4. Босов Е.В., Котишевский Г.В., Кодиров Д.Ф., Воробьев Д.А., Соколовская Э.А., Кудря А.В. Учет статистической природы объектов при использовании процедур big data в металлургии. В сборнике: Прочность неоднородных структур - ПРОСТ 2020/2021. сборник трудов X Евразийской научно-практической конференции. Национальный исследовательский технологический университет "МИСиС". Москва, 2021. С. 43.
5. Кудря А.В., Соколовская Э.А., Кодиров Д.Ф., Босов Е.В., Котишевский Г.В. О целесообразности учета статистической природы объектов при использовании алгоритмов «big data» в металлургии. В сборнике: Физическое материаловедение. Актуальные проблемы прочности. Сборник материалов X Международной школы, посвященной 10-летию лаборатории "Физика прочности и интеллектуальные диагностические системы" и LXIII Международной конференции. Тольятти, 2021. С. 270.

Список цитируемой литературы

1. Сталь на рубеже столетий / Под ред. Ю.С. Карабасова. – М.: МИСиС, –2001. –С.445-543.
2. Кудря А.В., Шабалов И.П., Великоднев В.Я., Соколовская Э.А., Ахмедова Т.Ш., Васильев С.Г., Возможности статистического анализа результатов приемо-сдаточных испытаний для определения масштабов неоднородности качества трубных сталей // *Металлург*, –2018. –№11. –С. 64-68.
3. Гмурман В.Е. Теория вероятностей и математическая статистика. М.: Высшая школа, –2003. – 479 с
4. Кудря А.В., Шабалов И.П., Соколовская Э.А., Траченко В.А., Скородумов С.В., О возможности управления качеством металла на основе "раскопок данных" производственного контроля // *Электрометаллургия*. – 2013. – № 11. – С. 28-34.
5. Кудря А.В., Соколовская Э.А., Прогноз разрушения материалов с неоднородной структурой // *Физика металлов и металловедение* – 2022. – №12. –С.1334-1346.