

ИНФОРМАЦИОННЫЕ ТЕХНОЛОГИИ И АВТОМАТИЗАЦИЯ В ЧЕРНОЙ МЕТАЛЛУРГИИ

УДК 621.7.022:621.771.23-41:519.25

Л.Д. Девятченко, Е.П. Маяченко

Магнитогорский государственный технический университет им. Г.И. Носова

МОДЕЛИРОВАНИЕ РАБОТЫ ИЗГИБНО-РАСТЯЖНОЙ МАШИНЫ ПРИ РАЗРУШЕНИИ ОКАЛИНЫ С ПОВЕРХНОСТИ ГОРЯЧЕКАТАНЫХ ПОЛОС

Аннотация. Выполнен статистический анализ работы изгибно-растяжной машины (ИРМ) при разрушении окалины с поверхности горячекатаных полос. Предложена методика построения математической модели ИРМ на основе логит-регрессии, связывающей энергетический признак натяжения полосы в нормированном диапазоне с управляемым признаком суммарного перекрытия рабочих роликов в кассетном устройстве ИРМ при естественном (текущем) изменении толщины и ширины полосы. Полученная модель может быть использована в качестве инструмента для поддержания устойчивой работы ИРМ при регулировании в заданном диапазоне нагрузки на привод, а в перспективе – для определения рациональных режимов перекрытий рабочих роликов ИРМ в случае изменения конструктивных особенностей изгибно-растяжного механизма или геометрических размеров сечения и свойств обрабатываемой полосы.

Ключевые слова: изгибно-растяжная машина, логит-регрессия, горячекатанная полоса.

SIMULATION OF OPERATION OF A BENDING-STRETCHING MACHINE DURING THE DROSS DE-STRUCTION FROM THE SURFACE OF THE HOT-ROLLED METAL

Abstract. Statistical analysis of tension-bending machine (TBM), which destroys the dross from the surface of the hot-rolled steel, was performed. The method of constructing of the mathematical model based on the logit-regression, which connects the load on drive with the total overlap of rollers in the TBM for the different profile of hot-rolled steel, has been proposed. The model can be used to maintain stable operation of the machine and the regulation of the load on the drive, as well as to determine the overlapping rollers, if the profile of hot rolled steel or design of the tension-bending machine is changed.

Keywords: bending-stretching machine, logit-regression, hot-rolled metal.

Непрерывный технологический процесс подготовки горячекатаного металла для холодной прокатки обязательно включает упругопластический знакопеременный изгиб полосы при протяжке ее между верхними и нижними роликами, расположенными в шахматном порядке (рис. 1). Это необходимо для правки полосы и эффективного разрушения окалины с ее поверхности, что органически вписывается в линии непрерывных травильных агрегатов (НТА) листопрокатного производства [1].

Конструкция изгибно-растяжных машин (ИРМ), осуществляющих знакопеременный изгиб полосы, кроме основной кассеты, содержащей каскад неприводных рабочих и опорных роликов, включает также тянущие станции с регулируемой нагрузкой на привод.

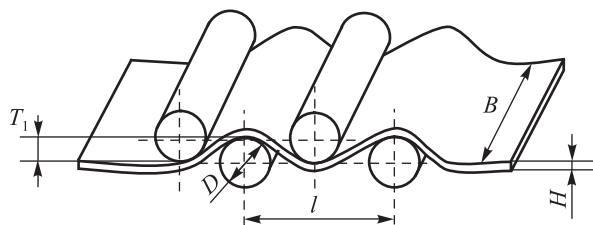


Рис. 1. Схема фрагмента установки для правки полосы растяжением с изгибом

Расположение рабочих роликов в шахматном порядке позволяет настраивать их в вертикальных плоскостях с помощью гидравлики, т.е. можно регулировать глубину внедрения верхнего ряда по отношению к нижнему, – величину перекрытия рабочих роликов [2, 3]. Растяжение полосы также способствует отслоению окалины и улучшению плоскостности [1, 4], причем в источнике [4] отмечается, что для взламывания окалины степень деформации должна быть не менее 0,5 %.

Реакция на изменения толщин и ширин полос и величин суммарного перекрытия рабочих роликов тесно связана с потреблением энергии тянущих устройств (тянущих станций). Поэтому, моделируя процесс разрушения окалины и правки полосы, целесообразно было использовать в качестве отклика потребляемую мощность (W) тянущей станции в допустимом диапазоне 8 – 58 % для обеспечения качественной обработки полосы. В качестве независимых переменных были выбраны следующие признаки: суммарное перекрытие рабочих роликов (T , мм), толщина (H , мм) и ширина (B , мм) обрабатываемых полос.

В настоящем исследовании не ставилась задача разработки или корректировки режимов эксплуатации ИРМ, такие режимы успешно применяются в листопрокатных цехах металлургического производства с

учетом конструктивных особенностей оборудования травильных линий [2 – 4]. Цель исследования – создать математическую модель работы ИРМ, связывающую воедино параметр потребляемой мощности в допустимом диапазоне, технологический параметр управления и геометрические параметры обрабатываемой полосы.

В основу моделирования положены данные, накопленные при поиске рациональных режимов перекрытий рабочих роликов ИРМ для разных сечений полос и усилий на привод натяжения полосы, необходимых для разрушения окалины и правки полосы при ее относительно удлинении на 1 – 1,2 %.

Изгибно-растяжная машина установлена в линии травильного агрегата №1 ЛПЦ-5 ОАО «ММК» [3]. В ее конструкцию входят станина с тремя парами неприводных роликов и приводные станции натяжения полосы с усилием до 650 кН на входе и выходе агрегата. Рабочие ролики диам. 76 мм изготовлены из износостойкой стали 9Х1Г6 с твердостью бочки 62 – 64 HRC. Данные собраны на ИРМ при обработке полос горячекатаного металла из стали марок 08ю и 08пс.

Объем выборки в режиме нормальной эксплуатации линии НТА составил $n = 255$, числовые характеристики данных представлены в табл. 1. Линейные корреляционные связи исследуемых признаков приведены ниже (маркированы линейные связи для уровня значимости $p < 0,05$):

	<i>T</i>	<i>H</i>	<i>B</i>	<i>W</i>	<i>V</i>	<i>W_p</i>
<i>T</i>	1,00	0,43	0,39	-0,02	-0,24	-0,02
<i>H</i>	0,43	1,00	0,59	0,39	-0,29	0,39
<i>B</i>	0,39	0,59	1,00	0,58	-0,15	0,58
<i>W</i>	-0,02	0,39	0,58	1,00	-0,03	1,00
<i>V</i>	-0,24	-0,29	-0,15	-0,03	1,00	-0,03
<i>W_p</i>	-0,02	0,39	0,58	1,00	-0,03	1,00

Статистическая обработка данных выполнена в системе STATISTICA ® [5]. Для полноты обсуждения результатов первичной обработки данных предварительно заметим следующее.

Если исходить из ограничения на область допустимой вариации энергетического показателя $W \in (8 \div 58) \%$, то

целесообразно перевести его путем линейного преобразования в показатель, характерный для вероятности $p \in [0, 1]$, в данном случае $W_p = \frac{W - W_{\min}}{W_{\max} - W_{\min}}$, где $\frac{W - W_{\min}}{W_{\max} - W_{\min}}$ – коэффициент пропорциональности; W_{\min} – начальная точка отрезка. Тогда $W_p \in [0, 1]$ при том, что корреляция отклика W_p с другими переменными остается прежней (см. корреляционную матрицу признаков), а преимущества отклика W_p перед W – в его универсальности при изменении пределов потребляемой мощности для разных конструкций ИРМ.

На первый взгляд было бы рациональнее включить в модель перекрытие каждой пары роликов в отдельности, однако этому препятствовала очень слабая корреляционная связь перекрытия каждой пары роликов с откликом и сильная положительная корреляция перекрытия каждой пары между собой. В процессе работы ИРМ с тремя парами внедряемых в полосу рабочих роликов суммарная величина перекрытия составит

$$T = \sum_{i=1}^3 T_i, \text{ где } T_i - \text{перекрытие } i\text{-й пары роликов. Допустимое различие величин перекрытий } T_1 \text{ и } T_2 \text{ обусловлено в основном более ускоренным износом поверхности роликов первой пары, принимающих основную нагрузку при разрушении окалины. Величина перекрытия } T_3, \text{ выполняющая роль тонкой правки на завершающей стадии обработки полосы, устанавливается, как правило, на более низком уровне по сравнению с первыми парами роликов с целью снятия остаточных напряжений, возникающих при сильном знакопеременном изгибе [2].}$$

Скорость движения полосы в линии НТА практически сохраняется стабильной, среднее значение при 95 %-ном доверительном интервале составляет $V = 227,5 \pm 7,65$ (см. табл. 1), так как нельзя допустить отклонения в большую или меньшую стороны из-за появления дефектов соответственно «неотрав» и «перетрав» [6]. По этой же причине наблюдается статистически незначимая связь между откликом и скоростью, даже после элиминирования этой связи как для исходного отклика, так и для его нелинейного преобразования (см. табл. 2).

Скорость движения полосы в линии НТА практически сохраняется стабильной, среднее значение при 95 %-ном доверительном интервале составляет $V = 227,5 \pm 7,65$ (см. табл. 1), так как нельзя допустить отклонения в большую или меньшую стороны из-за появления дефектов соответственно «неотрав» и «перетрав» [6]. По этой же причине наблюдается статистически незначимая связь между откликом и скоростью, даже после элиминирования этой связи как для исходного отклика, так и для его нелинейного преобразования (см. табл. 2).

Таблица 1

Числовые характеристики исследуемых признаков

Признак	Среднее	Доверительный интервал		Минимум	Максимум	Дисперсия	Стандартное отклонение	Ошибка среднего
		-95 %	+95 %					
<i>T</i>	64,69	64,023	65,360	49,92	85,00	29,39	5,4216	0,3395
<i>H</i>	2,163	2,123	2,203	1,800	3,000	0,110	0,3250	0,0203
<i>B</i>	1438,0	1412,1	1464,9	1030,0	1830,0	45717,0	213,81	13,390
<i>W</i>	34,01	32,599	35,429	8,500	58,00	131,6	11,474	0,7185
<i>V</i>	227,5	219,84	235,10	101,0	302,0	3831,4	61,898	3,8762
<i>W_p</i>	0,520	0,492	0,549	0,010	0,990	0,05	0,2294	0,01437

Таблица 2

Корреляционная связь отклика (в линейной и нелинейной шкалах) другими признаками

Признак	Для отклика W (или W_p)	Для отклика $\ln(W_p)$
T	-0,02/-0,34056	-0,003791/-0,313826
H	0,39/0,180757	0,365875/0,147213
B	0,58/0,53274	0,556745/0,507468
V	-0,03/0,03861	-0,02/0,057472

Примечание. В числителе – полная корреляция, в знаменателе – частная.

Случай «несостоятельности» скорости для включения ее в модель побудил проверить все остальные признаки на изменение силы связи с откликом W_p при переходе от общей корреляции к частной, вычисляемой как

$$r_{1,2/3 \leq j \leq m} = -\frac{|R_{12}|}{\sqrt{|R_{11}||R_{22}|}}, \text{ где } r_{1,2/3 \leq j \leq m} - \text{частная корреляция, вычисляемая по корреляционной матрице } R \text{ порядка } m = 5; \text{ индексом «1» обозначен отклик } W_p, \text{ индексом «2» – исследуемый признак (соответственно } T, H, B, V); |R_{12}|, |R_{11}|, |R_{22}| - \text{соответствующие алгебраические дополнения корреляционной матрицы } R = (r_{ij}) \text{ для признаков } T, H, B, V \text{ и } W_p. \text{ Результаты расчета частной корреляции отклика со всеми признаками в сравнении с полной корреляцией приведены в табл. 2.}$$

Анализируя линейную корреляционную связь переменных, предназначенных для моделирования работы ИРМ, отметим следующее. Затраты энергии на привод тянущей станции возрастают с увеличением толщины и ширины обрабатываемой полосы; одновременно наблюдается в случае полной корреляции весьма малая, отрицательная (статистически незначимая) связь отклика W с признаком T . Однако в случае частной корреляции (при исключении влияния других признаков) получается весьма значимая отрицательная связь этих же признаков, равная -0,34056.

Для объяснения отрицательной связи следует принять во внимание физико-химическую сущность процесса образования и разрушения окалины с поверхности толстых и тонких полос горячекатаного металла. Процесс образования окалины на толстой горячекатаной полосе из-за повышенной температуры конца про-

катки протекает в более глубокой стадии с образованием труднорастворимых, при этом весьма хрупких слоев с оксидами Fe_2O_3 и Fe_3O_4 . На тонкой стальной полосе с пониженной температурой конца прокатки, по сравнению с толстыми полосами, образуются относительно мягкие слои окалины, состоящие из оксидов FeO и Fe_2O_3 , но обладающие адгезионной стойкостью, особенно при низком уровне деформации. Поэтому тонкий горячекатаный металл требует более глубокого механизма воздействия для разрушения окалины. На ИРМ это достигается растяжением полосы при относительном ее удлинении до 1,2 % и увеличением перекрытия рабочих роликов, что также способствует эффективной правке тонких полос. Толстые и тем более широкие полосы сами по себе требуют значительных усилий при протяжке их через ролики ИРМ. Однако эти усилия для предотвращения перегрузки привода без снижения качества обработки поверхности полос можно уменьшить, снизив величину перекрытия роликов.

В завершение анализа линейной корреляции признаков построена линейная модель вида $W_p = b_0 + b_1T + b_2H + b_3B + \epsilon$, где b_0, b_1, b_2, b_3 – оценки параметров модели; ϵ – оценка остатка (ошибки) уравнения. Оценки параметров уравнения множественной регрессии получены в системе STATISTICA® и приведены в табл. 3.

Как следует из табл. 3, оценки параметров b_j статистически значимы согласно t -критерию Стьюдента при степенях свободы $\nu = 251$ и уровне значимости $p < 0,05$, за исключением параметра $b_0 = 0,218017$, для которого $p = 0,103955$. Несмотря на значимую по F -критерию Фишера, $F(3, 251) = 62,8385$ и относительно высокую степень детерминации $R^2 = 0,422$, регрессионную модель с незначимой оценкой параметра b_0 некорректно использовать на практике; а модель с переменными в стандартизованном масштабе (с параметрами Beta) также неудобна для пользователя. Вместе с тем отметим, что линейная регрессия адекватно отражает направления действий учтенных переменных на отклик W_p .

Можно предположить, что незначимость параметра b_0 в регрессионной модели вызвана нелинейностью ее формы. Это вызывает необходимость поиска более совершенной модели с нелинейными параметрами, для которой степень детерминации $\eta^2 > R^2$.

Установлено (см. корреляционную связь признаков), что признак T имеет весьма значимую положительную

Таблица 3

Регрессионный анализ параметров линейной модели

Признак	Beta-параметр	Станд. ошибка	b_j -параметр	Станд. ошибка	Критерий $t(251)$	p -уровень
–	–	–	0,218017	0,133597	1,63190	0,103955
T	-0,330126	0,053683	-0,013968	0,002271	-6,14954	0
H	0,176789	0,061065	0,124773	0,043098	2,89509	0,004124
B	0,606434	0,059887	0,000651	0,000064	10,12628	0

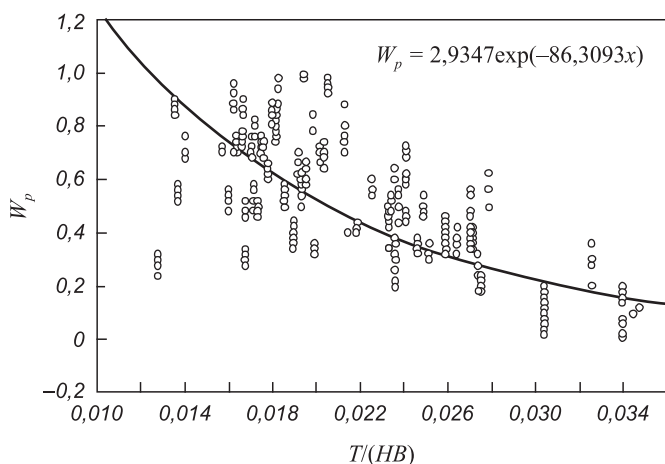


Рис. 2. Оценка нелинейности функции отклика $W_p = f(T/(HB))$

связь с признаками, представляющими сечение полосы $H \times B$, поэтому, элиминируя признак T от $H \times B$, получим более близкую к искомой зависимость, представленную на рис. 2, где наблюдаемая связь является монотонно убывающей функцией с выпуклостью вниз при возрастании признака T , при этом функция W_p заметно стабилизируется, приближаясь к своей нижней границе.

Аналогично получаем характерную функцию $W_p = f((HB)/T)$, которая монотонно возрастает с выпуклостью вверх, стабилизируясь на верхнем уровне.

Исходя из обсуждаемых результатов установлено, что подходящей нелинейной моделью, характеризующей работу ИРМ, будет логистическая модель вида $W_p = \frac{1}{1 + e^{-f(T, H, B)}}$. Удобство этого нелинейного уравнения по сравнению с «более простым» линейным уравнением еще и в том, что область $W_p \in [0; 1]$.

С учетом установленной ранее значимой корреляции для линейной регрессии будем предполагать, что показатель экспоненты имеет вид $f(T, H, B) = b_0 + b_1T + b_2H + b_3B$. Для модели, нелинейной по параметрам оценки, ее параметры следует искать, используя методы нелинейного оценивания. Для этого необходимо задать подходящие значения этих параметров, определить шаг итерации по каждому из них и критерий сходимости. Эта задача является весьма трудоемкой и тем сложнее, чем больше параметров следует определить, тем более, что все процедуры нелинейного оце-

нивания не имеют встроенных ограничений на область поиска [5, 7].

Однако в случае нелинейного моделирования на основе логит-регрессии модель можно линеаризовать с помощью нелинейного преобразования отклика W_p как $W_{fp} = \ln \frac{W_p}{1 - W_p}$, тогда $W_{fp} = b_0 + b_1T + b_2H + b_3B$, т.е. получаем вид классической регрессии. Следует также заметить, что из-за невозможности операции деления на ноль и неопределенности значения логарифма бесконечного аргумента, для преобразования логит-функции из одной формы в другую принимаем открытым интервал $W_p \in [0; 1]$. Оценки неизвестных параметров b_j модели для преобразованного отклика W_{fp} приведены в табл. 4.

Все оценки параметров модели для W_{fp} согласно t -критерию Стьюдента на уровне значимости $p < 0,05$ являются статистически значимыми, включая b_0 . Таким образом, получено регрессионное уравнение с коэффициентом множественной корреляции $R = 0,061653$ вида $\ln(W_p/(1 - W_p)) = -1,71445 - 0,06963T + 0,59492H + 0,00351B$, или в более удобной форме для пользователя: $W_p = 1/[1 + \exp(1,71445 + 0,06963T - 0,59492H - 0,00351B)]$.

В табл. 5 приведен пошаговый поиск оценок параметров логит-регрессии. Линеаризованные параметры нелинейной модели были использованы как наиболее близкие к искомым, так например, для $b_0 = 1$, $b_1 = 0,05$, $b_2 = -0,5$ и $b_3 = -0,003$ с помощью итерационных процедур для нелинейного оценивания в системе STATISTICA® (см. табл. 5) была получена нелинейная модель вида $W_p = 1/[1 + \exp(1,488956 + 0,057758T - 0,629227H - 0,002765B)]$, квадрат корреляционного отношения которой равен $\eta^2 = 0,566$. Заметим, что η^2 значительно превышает уровень детерминации R^2 предшествующих линейной и линеаризованной моделей.

Регрессионный анализ разработанной модели приведен в табл. 6, откуда следует, что оценки параметров существенно откорректированы, возросла их значимость, при этом сохранились направления действий признаков, учтенных в модели. Полученные оценки параметров показывают, что увеличение сечения обрабатываемой полосы (по ширине и толщине) вызывает необходимость снижения величины перекрытия роликов,

Таблица 4

Регрессионный анализ модели с нелинейным откликом $\ln(W_p/(1 - W_p))$

Признак	Beta-параметр	Станд. ошибка	b_j -параметр	Станд. ошибка	Критерий $t(251)$	p -уровень
-	-	-	-1,71445	0,782094	-2,19213	0,029289
T	-0,292876	0,055930	-0,06963	0,013297	-5,23649	0
H	0,150017	0,063621	0,59492	0,252301	2,35799	0,019142
B	0,582163	0,062394	0,00351	0,000376	9,33050	0

Пошаговый поиск оценок параметров логит-регрессии

Номер шага	Функция потерь	b_0	b_1	b_2	b_3
1	4,466845	1,000000	0,050000	-0,500000	-0,003000
2	2,892112	1,029278	0,058468	-0,822790	-0,002039
3	2,750277	1,380337	0,055889	-0,564592	-0,002698
4	2,748798	1,467034	0,057828	-0,620418	-0,002765
5	2,748769	1,487232	0,057727	-0,627912	-0,002764
6	2,748768	1,488956	0,057758	-0,629227	-0,002765

Таблица 6

Регрессионный анализ при нелинейном оценивании параметров модели

Параметр	Оценка параметра	Стандартная ошибка	Значение t -критерия	p -уровень	Доверительный интервал	
					Нижняя граница	Верхняя граница
b_0	1,488956	0,574079	2,59364	0,010054	0,35833	2,619581
b_1	0,057758	0,010007	5,77163	0	0,03805	0,077467
b_2	-0,629227	0,190773	-3,29830	0,001114	-1,00495	-0,253507
b_3	-0,002765	0,000301	-9,18194	0	-0,00336	-0,002172

и наоборот, перекрытие роликов следует увеличивать при уменьшении сечения обрабатываемых полос.

В нелинейной модели подтверждается, что перекрытие роликов как признак нагрузки на привод тянущей станции проявляет себя в новом качестве как признак, регулирующий эту нагрузку. Это позволяет в относительно узком диапазоне поддерживать нагрузку привода тянущей станции, что также благоприятно сказывается на стабильности и продолжительности работы механизмов ИРМ.

Для оценки работоспособности предлагаемой модели были рассчитаны результаты отклика W_p в характерных точках логит-функции для реальных условий работы ИРМ на основе данных табл. 1, результаты расчета сведены в табл. 7 и отображены на рис. 3.

На графике рис. 3 для допустимых технологических условий работы ИРМ с максимальной и минимальной

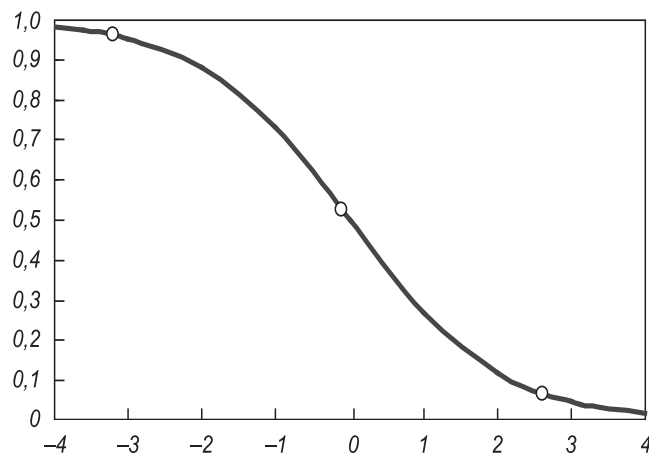


Рис. 3. График логит-регрессии $W_p = \varphi(\alpha)$; маркером нанесены данные табл. 7

Таблица 7

Расчет значений показателя экспоненты $\alpha = f(T, H, B)$ и отклика W_p

Допустимые условия работы ИРМ	α	e^α	W_p
Максимальное сечение полосы при минимальном перекрытии роликов	-3,20462	0,040574	0,9610078
Минимальное сечение полосы при максимальном перекрытии роликов	2,606596	13,55283	0,0687151
Ожидаемые средние значения сечения полосы и перекрытия роликов	-0,11177	0,894253	0,5279134
Вариант получения среднего $W_p = 0,5$ для ожидаемого сечения полосы при $T = 66,34638$	0	1,0	0,5

нагрузками функция отклика W_p практически достигает своей верхней и нижней границы соответственно. Экспериментальная точка $(-0,11177, 0,5279134)$ балансирует геометрических параметров сечения полосы и параметра перекрытия роликов проходит очень близко к моделируемой точке перегиба $(0, 0,5)$ графика функции $f(\alpha)$, что также подтверждает соответствие опытных и моделируемых результатов.

Выводы. Разработанная логит-модель позволяет оценить нагрузку привода при любом варианте варьирования всех учетных переменных в совокупности или каждой в отдельности при фиксировании на любом уровне остальных переменных. С помощью логит-модели легко контролировать необходимое перекрытие рабочих роликов при изменении геометрических размеров обрабатываемой стальной полосы для поддержания в заданном диапазоне допустимой нагрузки на привод изгибно-растяжных машин, при котором наиболее эффективно разрушается окалина с поверхности горячекатаной полосы при эксплуатации ИРМ в линии НТА.

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. Машины и агрегаты металлургических заводов / А.И. Целиков, П.И. Полухин, В.М. Гребник и др., Т. 3. 2-е изд., перераб. и доп. – М.: Металлургия, 1988. – 680 с.
2. Кнапп С., Функе П., Кирхгоф К. и др. // Черные металлы. 1994. № 9. С. 49 – 54.
3. Корнилов В.А., Куницын Г.А., Дьяконов В.А. и др. // Сталь. 2009. № 10. С. 77 – 79.
4. Чмелев А.А., Мазур В.Л., Бендер Е.А. и др. // Бюл. ин-та Черметинформация. 1985. № 23. С. 45, 46.
5. Боровиков В.П., Боровиков И.П. STATISTICA. Статистический анализ и обработка данных в среде Windows. – М.: Инф.-изд. дом «Филинь», 1997. – 608 с.
6. Андросенко О.С., Девятченко Л.Д., Маяченко Е.П., Буданов А.П. – В кн.: Процессы и оборудование металлургического производства: Межрегион. сб. науч. тр. Вып. 9. / Под ред. С.И. Платова. – Магнитогорск: изд. МГТУ, 2009. С. 195 – 204.
7. Мэйндоланд Дж. Вычислительные алгоритмы в прикладной статистике / Пер. с англ.; под ред. Е.З. Демиденко. – М.: Финансы и статистика, 1988. – 350 с.

© 2013 г. Л.Д. Девятченко, Е.П. Маяченко

Поступила 21 мая 2012 г.